دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال چهاردهم- شماره بیست و هفتم- بهار و تابستان ۱۴۰۱

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

اثرات رفاهی تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی برای ایران محبوبه فراهتی	۱
تأثیر تکانه‌های ارزی بر روی توزیع درآمد در ایران: رهیافت تعادل عمومی... ذبیح الله فلاحتی، منصور خلیلی عراقی، سجاد برخورداری دورباش، محسن مهرآرا	۳۹
تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد محمدعلی فیض‌پور، محمدحسن زارع، علی زارع زردینی	۸۵
بررسی اثر روش‌های تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت... جلال منتظری شورکچال	۱۰۹
تاثیر ورود رمز پول به عنوان جانشینی برای پول رایج در یک مدل... فاطمه فرزین، کاظم یاوری، رضا نجارزاده	۱۵۵
تثبیت‌کنندگی خودکار سیاست‌های مالی و چرخه‌های اقتصادی ایران محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی، نادر مهرگان، علی مهرگان	۱۸۷
ببررسی اثر شوک مالیات بر عایدی سهام و سپرده‌های بانکی در چارچوب تعادل عمومی..	۲۱۵
احمد غلامی، احسان سلیمی، باقر ادبی فیروزجایی	
تاثیر متفاوت تحریم بر تجارت خارجی با رویکرد مدل جاذبه، مطالعه موردی ایران و روسیه طه شیشه‌گری، عباس معمارنژاد، فرهاد غفاری، سید شمس الدین حسینی	۲۴۷
پویایی‌های غیر خطی نرخ بازده ارز در ایران با استفاده از الگوهای غیرخطی بیزین سارا محتشمی	۲۷۵
نااِطمینانی درآمد نفت و نابرابری توزیع درآمد با تأکید بر نقش تحریم‌ها در اقتصاد ایران طاهره جهانی، پروانه سلاطین	۳۰۳
تبیین اثر شکاف جنسیتی در برخورداری از فرصت‌ها بر شکاف فقر کامران رحیمی، حسن سبحانی، محسن مهرآرا	۲۳۹
ارزیابی اثر مالیات بر سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای اقتصادی در ایران: رویکرد الگوی... پریا نژاد آقائیان وش، عباس عرب‌مازار، حجت ایزدخواستی، فرهاد دژپسند	۳۷۱

نشریه علمی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2645- 3967

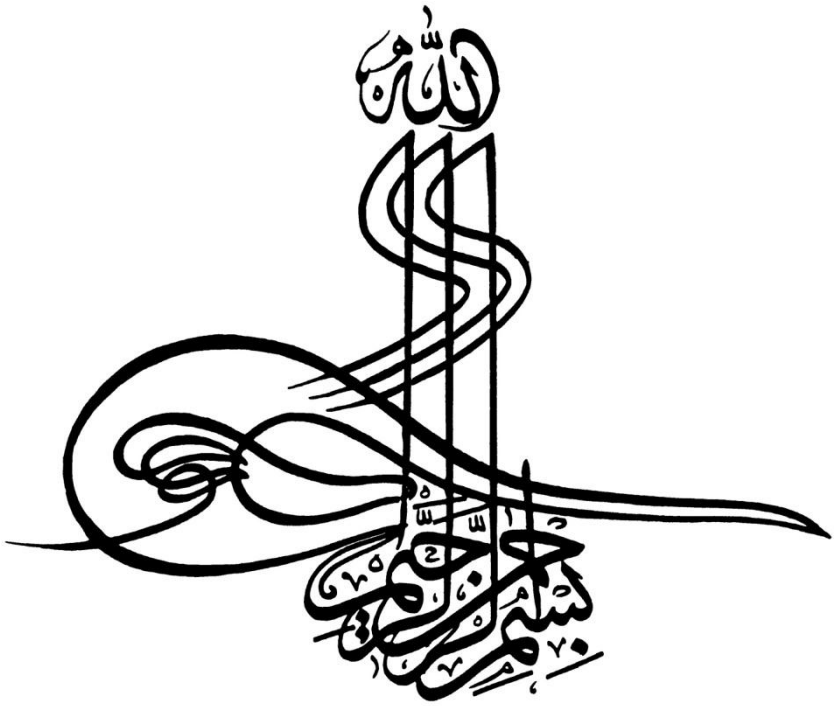
سال چهاردهم- شماره بیست و هفتم- بهار و تابستان ۱۴۰۱

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Vol.14 No.27 Spring & Summer 2022 ISSN: 2645-3967

Welfare effects of budget-neutral changes in tax mix for Iran Mahboobeh Farahati	36
The Impact of Exchange Rate Shokes on Iran's Income Distribution: A Computable General Equilibrium Model Zabih Falahati, Mansour Khalili Araghi, Sajad Barkhordari Dorbash, Mohsen Mehrara	81
The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration in Yazd Mohammad Ali Feizpour, Mohammad Hassan Zare, Ali Zare Zardeyni	110
Investigating the Effect of Government Financing Methods on Economic Growth in Iran: Markov-Switching (MS) Approach Jalal Montazeri Shoorekchali	150
The Impact of Cryptocurrency as a Substitution for Government Currency on the Iranian Economy in a DSGE Model Fatemeh Farzin, Kazem Yavari, Reza Naharzadeh	185
Automatic stabilization of fiscal policies and Iran's economic cycles Mohammad Taqi Gilak Hakim Abadi, Nader Mehregan, Ali Mehregan	211
Investigating the Effects of Stock Earnings and Bank Deposits Tax Shocks in the Context of Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Ahmad Gholami, Ehsan Salimi, Bagher Adabi Airouzjaee	243
Impacts of Sanctions on Foreign Trade Analyzed with the Gravity Model Approach: A Case Study of Iran and Russia Taha Shishegari, Abbas Memarnejad, Farhad Ghaffari, Seyed Shamseddin Hoseini	272
Nonlinear Exchange Rate Dynamics in Iran using the Bayesian Nonlinear Method Sara Mohtashami	297
Oil Revenue Uncertainty and Income Distribution Inequality: An Emphasis on the Role of Sanctions in the Iranian Economy Tahereh Jahani, Parvaneh Salatin	336
Explaining the Role of the Gender Gap in Having Opportunities and Its Effects on the Poverty Gap Kamran Rahimi, Hassan Sobhani, Mohsen Mehrara	368
The Impact of Taxing the Interest on Savings on the Economic Variables in Iran: A DSGE Approach Paria Nejadaghaeianvash, Abbas Arabmazar, Hojjat Izadkhasti, Farhad Dejpasand	412


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

دکتر زهرا نصراللهی

سردبیر

دکتر کاظم یاوری

ویراستار انگلیسی

دکتر احمدرضا اسلامی

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

یوسف میسایی

روابط عمومی و ارتباطات: الهام اردکانی

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

پروانه انتشار این نشریه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۷۳۰۲ مورخ ۱۳۸۵/۱۲/۲۶ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی در زمینه علوم اقتصادی و به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین المللی صادر گردیده است. مقاله‌های چاپ شده در این نشریه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

این نشریه بر اساس تاییدیه شماره ۳/۱۱/۲۸۴ مورخ ۱۳۸۸/۳/۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور دارای اعتبار علمی – پژوهشی **است.**

این نشریه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس www.isc.gov.ir و بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس www.magiran.comو مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به آدرس www.sid.irنمایه شده است.

نشانی: یزد، صفائیه، پردیسه اصلی دانشگاه، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دفتر نشریه

سیاست‌گذاری اقتصادی صندوق پستی: ۷۴۱-۸۹۱۹۵ تلفن: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

دورنگار: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

وب‌گاه: www.ep.yazd.ac.ir E-mail: epj@journals.yazd.ac.ir

هیأت تحریریه: دکتر مجید احمدیان (استاد دانشگاه تهران)، دکتر مصیب پهلوانی (استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر سید نظام‌الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)، دکتر میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)، دکتر کاظم یاوری (استاد دانشگاه یزد)، دکتر نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر زهرا نصراللهی (دانشیار دانشگاه یزد).

اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر سید یحیی ابطحی (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد)، دکتر حسین اصغرپور (عضو هیأت علمی دانشگاه تبریز)، دکتر حسن دلیری (عضو هیأت علمی دانشگاه گلستان)، دکتر مجتبی رستمی (دکتری اقتصاد)، دکتر رحمان سعادت (عضو هیأت علمی دانشگاه سمنان)، دکتر مصطفی شمس الدینی (عضو هیأت علمی دانشگاه هرمزگان)، دکتر لطفعلی عاقلی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر سامان قادری (عضو هیأت علمی دانشگاه کردستان)، دکتر حمید کردبچه (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر غلامرضا کشاورز حداد (عضو هیأت علمی دانشگاه صنعتی شریف)، دکتر داود محمودی نیا (عضو هیأت علمی دانشگاه ولیعصر رفسنجان (عج))، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر نادر مهرگان (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، دکتر سید حبیب موسوی (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اراک)، دکتر زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر حسن ولی‌بیگی (عضو هیأت علمی دانشگاه موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی).

راهنمای نگارش مقالات

الف. اهداف نشریه

۱- گسترش و کاربردی نمودن دانش اقتصاد در حوزه‌های تخصصی

۲- امکان تبادل و تعامل آرا در مسایل تخصصی و کاربردی اقتصاد

۳- انتشار نتایج پژوهش‌های کاربردی و تخصصی اقتصادی

۴- معرفی مراکز پژوهشی تخصصی و کاربردی اقتصاد در سراسر جهان

ب. شرایط تدوین مقاله

۱- مقاله حداکثر ۲۰ صفحه همراه با فایل آن در محیط Word ارسال شود.

۲- مقاله دارای چکیده فارسی و انگلیسی، هرکدام حداکثر تا ۲۵۰ کلمه باشد. (شامل عنوان مقاله، نام و نام‌خانوادگی نویسنده، چکیده فارسی، واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آن‌ها، طبقه‌بندی JEL)

۳- مقاله دارای نام و نام‌خانوادگی نویسنده، رشته تحصیلی، محل کار و پست الکترونیکی مؤلف (مؤلفین) باشد.

۴- معادل لاتین اسامی و توضیح اصطلاحات تخصصی یا نامفهوم در پاورقی هر صفحه ذکر شود.

۵- ارجاعات داخل متن بر اساس روشAPA تنظیم شود.

۶- مقاله قبلاً چاپ نشده یا همزمان برای چاپ به نشریات دیگر ارسال نشده باشد.

ج. نحوه تنظیم منابع و مآخذ

منابع و مآخذ

۱- **کتاب تألیفی:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). *نام کتاب*، محل انتشار، ناشر.

Haller, S. (1998). *Evaluation of Service Quality: Dynamic View of the Quality Judgment within the Training Further Range*, Germany, Gabler Publishing House Wiesbaden.

۲- **مقاله:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). "عنوان مقاله". نام مجله **سال چاپ** (شماره چاپ): صفحات مقاله.

Guthrie, G. (2006). "Regulating Infrastructure: The Impact on Risk and Investment". Journal of Economic Literature**44**(4): 925-72.

۳- **اینترنت:** آدرس سایت مورد استفاده به طور کامل www.irandoc.ac.ir

د. نحوه نگارش

- عنوان:B Zar 14- Bold
- نام و نام خانوادگی نویسنده:B Zar11- Bold
- سرفصل‌های مقاله:B Zar12- Bold
- کلیه متون به غیر از چکیده:B Zar 12 (متن چکیده: B Zar 11)

پاورقی

- فارسی:B Zar 9
- لاتین:Times New Roman 9

جداول، نمودارها و تصاویر

- عنوان:B Zar9- Bold
- منبع فارسی:B Zar 8
- منبع لاتین:Times New Roman 8
- سر فصل اصلی جداول:B zar 9-Bold
- سر فصل‌های فرعی جداول:B zar 8-Bold
- اعداد داخل جداول:B Zar 8

منابع و مآخذ

- منابع و مآخذ فارسی:B Zar 11
- منابع و مآخذ لاتین:Times New Roman 11

فهرست مقالات

عنوان	صفحه
اثرات رفاهی تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی برای ایران محبوبه فراهتی	۱
تأثیر تکانه‌های ارزی بر روی توزیع درآمد در ایران: رهیافت تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) ذبیح الله فلاحتی، منصور خلیلی عراقی، سجاد برخورداری دورباش، محسن مهرآرا	۳۹
تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد محمدعلی فیض‌پور، محمدحسن زارع، علی زارع زردینی	۸۵
بررسی اثر روش‌های تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف – سوئیچینگ جلال منتظری شورکچالی	۱۱۳
تاثیر ورود رمز پول به عنوان جانشینی برای پول رایج در یک مدل DSGE برای اقتصاد ایران فاطمه فرزین، کاظم یاوری، رضا نجارزاده	۱۵۵
تثبیت‌کنندگی خودکار سیاست‌های مالی و چرخه‌های اقتصادی ایران محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی، نادر مهرگان، علی مهرگان	۱۸۷
بررسی اثر شوک مالیات بر عایدی سهام و سپرده‌های بانکی در چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی احمد غلامی، احسان سلیمی، باقر ادبی فیروزجایی	۲۱۵
تاثیر متفاوت تحریم بر تجارت خارجی با رویکرد مدل جاذبه، مطالعه موردی ایران و روسیه طه شیشه‌گری، عباس معمارنژاد، فرهاد غفاری، سید شمس الدین حسینی	۲۴۷
پویایی‌های غیر خطی نرخ بازده ارز در ایران با استفاده از الگوهای غیرخطی بیزین سارا محتشمی	۲۷۵
نااِطمینانی درآمد نفت و نابرابری توزیع درآمد با تأکید بر نقش تحریم‌ها در اقتصاد ایران طاهره جهانی، پروانه سلاطین	۳۰۳
تبیین اثر شکاف جنسیتی در برخورداری از فرصت‌ها بر شکاف فقر کامران رحیمی، حسن سبحانی، محسن مهرآرا	۳۳۹
ارزیابی اثر مالیات بر سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای اقتصادی در ایران: رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پریا نژاد آقائیان وش، عباس عرب‌مازار، حجت ایزدخواستی، فرهاد دژپسند	۳۷۱

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۳۸-۱

اثرات رفاهی تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی برای ایران

محبوبه فراهتی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۲

چکیده

مالیات‌ها به عنوان یک ابزار سیاستی مؤثر برای دستیابی دولت‌ها به اهداف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی مورد نظرشان می‌توانند از طریق اثرگذاری بر نحوه تولید و توزیع درآمد، سطح رفاه جامعه را تحت تأثیر قرار دهند. با این وجود، تأثیر انواع مختلف مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم الزاماً یکسان نیست و بنابراین انتخاب ساختار و ترکیب بهینه مالیاتی بر حسب اهداف مورد نظر از اهمیت بالایی برای سیاست‌گذاری مالیاتی برخوردار است. در این راستا، هدف اصلی پژوهش حاضر تجزیه و تحلیل پیامدهای رفاهی جایگزینی انواع مختلف مالیات‌ها با فرض ثابت ماندن بودجه دولت (یعنی تغییرات بودجه– خنثی در ترکیب مالیاتی) برای ایران است. برای این منظور، یک مدل تجربی چند-معادله‌ای تحت سناریوهای مختلف با استفاده از رویکرد خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) و داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۱ برآورد شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد جایگزینی بودجه- خنثای مالیات بر درآمد یا مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیر مستقیم منجر به افزایش رفاه اجتماعی در بلندمدت می‌شود. همچنین، جایگزینی بودجه- خنثای مالیات بر درآمد یا مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها افزایش رفاه اجتماعی در بلندمدت را به دنبال دارد. این یافته‌ها حاوی دلالت‌های سیاستی مهمی در خصوص اصلاح ساختار مالیاتی کشور با هدف ارتقاء سطح رفاه جامعه هستند.

واژگان کلیدی: ترکیب مالیاتی، رفاه اجتماعی، رویکرد ARDL، ایران.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول) m.farahati@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

در مالیه عمومی سه وظیفه تخصیص، ثبات اقتصادی و توزیع درآمد به عنوان نقش دولت در اقتصاد تلقی می‌شوند. تخصیص به تدارک عمومی کالاها و خدمات اجتماعی و تثبیت به وظیفه دولت به منظور دستیابی به سطح بالایی از اشتغال، ایجاد ثبات در سطح عمومی قیمت‌ها و دستیابی به نرخ مطلوب رشد اقتصادی اشاره دارد. وظیفه توزیعی دولت می‌بایست در جهت تعادل توزیع درآمد میان طبقات مختلف درآمدی در جامعه باشد؛ به‌گونه‌ای که فاصله طبقاتی درآمد میان گروه‌های مختلف جامعه را کاهش دهد. مالیات‌ها از مهم‌ترین منابع تامین مالی دولت جهت دستیابی به اهداف سه‌گانه محسوب می‌شوند.

اعمال مالیات چه به جهت کسب درآمد و چه به منظور ابزاری جهت سیاست‌گذاری، آثار متفاوتی بر اقتصاد، تحمیل می‌نماید. مالیات‌ها از یک سو، با توجه به اصابت مالیاتی[1] بر شرایط توزیعی جامعه تاثیرگذار هستند و از سوی دیگر با جابه‌جایی منابع از بازاری به بازار دیگر، آثار تخصیصی را به همراه دارند (صادقی و همکاران، ۱۳۹۷: ۴۵). مالیات‌های مختلف در جابه‌جایی و انتقال منابع از بخش خصوصی به بخش عمومی، تحریف‌های[2] متفاوتی در بازار ایجاد می‌نمایند که این تحریف‌ها موجب دور شدن از شرایط بهینه پارتو و در نتیجه کاهش رفاه اجتماعی می‌شوند. مالیات‌هایی که زیان رفاهی کمتری به اقتصاد تحمیل می‌کنند، از کارایی بیشتری برخوردارند (عبداله میلانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۴).

فرض بر این است که وجود بازار رقابتی و کارایی پارتویی می‌تواند جنبه‌هایی از بی‌عدالتی را در اجتماع به وجود آورد و به طور کلی، مکانیزم‌های عرضه و تقاضای موجود در بازار، نمی‌توانند هنجارهای ارزش حاکم بر جامعه را که مبنای توزیع درآمد قرار دارد، تشخیص دهند. از این رو، دولت از طریق مالیات‌ها در توزیع مجدد ثروت‌های اولیه دخالت می‌ورزد تا پس از آن کارگزاران اقتصادی در بازار رقابتی آزادانه به مبادله بپردازند. این رهیافت به قضیه دوم اقتصاد رفاه معروف است (دادگر، ۱۳۹۰).

در زمینه رفاه و ارتباط آن با توزیع درآمد باید گفت که تغییرات رفاه افراد وابستگی خاصی به سطوح درآمدی آن‌ها دارد و لذا شاخص‌های ارائه شده در مورد رفاه اجتماعی عمدتا از شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد تبعیت می‌کند. رفاه اجتماعی نه به میزان مطلق درآمد جامعه، بلکه به نحوه استفاده و توزیع آن بستگی دارد (مهینی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۶۹).

---

[1]. Tax incidence
[2]. Disturbance

بنابراین اگرچه رشد اقتصادی به عنوان یکی از مهم‌ترین مولفه‌های موثر در رفاه اجتماعی است ولی نمی‌تواند به تنهایی به عنوان یک معیار جامع برای رفاه جوامع در نظر گرفته شود چرا که اگر افزایش درآمد توام با افزایش نابرابری در جامعه باشد، می‌تواند منجر به کاهش رفاه افراد جامعه گردد. بنابراین باید رشد اقتصادی و توزیع درآمد تواما برای سنجش رفاه اجتماعی افراد در نظر گرفته شود (وفایی و همکاران، ۱۳۹۶: ۸۱-۸۰).

در اکثر کشورهای توسعه‌یافته، سیاست‌های توزیعی دولت، از طریق سیاست‌های مالیاتی صورت می‌گیرد. به گونه‌ای که دولت به منظور بهبود در توزیع درآمد، مالیات بیشتری از گروه‌های بالای درآمدی دریافت کرده و با افزایش درآمدهای مالیاتی، خدمات بیشتری را به صورت تامین اجتماعی در اختیار گروه‌های فقیر جامعه قرار می‌دهد (سالم و نادمی، ۱۳۹۶: ۴۸). عده‌ای معتقدند از آن‌جا که مالیات‌های غیر مستقیم به دلیل عدم توانایی در شناسایی درآمدهای واقعی بر بازارها وضع می‌شوند، با اهداف عدالت اقتصادی مغایرت دارند، بنابراین با وضع مالیات‌های مستقیم اهداف توزیع مناسب درآمدها دنبال می‌شود. از طرفی دریافت مالیات‌های مستقیم به دلیل مشکلات فراوان در مراحل تشخیص و وصول دشوارتر است و به دنبال آن همه ساله مقادیر زیادی فرار مالیاتی صورت می‌گیرد (راغفر و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۴).

ماهیت اثرگذاری مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی همواره یکی از موضوعات مهم در ادبیات اقتصاد رفاه بوده است. با توجه به این‌که انواع مالیات‌ها ممکن است اثرات متفاوتی (به لحاظ شدت و/یا علامت) بر رفاه جامعه داشته باشد، این سؤال به ذهن خطور می‌کند که جایگزین کردن اقلام مختلف مالیاتی و بنابراین تغییر در ترکیب مالیاتی چه تأثیری بر سطح رفاه دارد. دو نوع مالیات ممکن است رفاه را کاهش (افزایش) دهند، اما جایگزین کردن آن نوع مالیاتی که اثر کوچکتری (بزرگتری) بر رفاه دارد برای نوع دیگر مالیات می‌تواند وضعیت رفاهی جامعه را بهبود بخشد. حالت دیگر این است که دو نوع مالیات اثرات رفاهی متفاوتی داشته باشند و در این مورد جایگزینی آن نوع مالیاتی که رفاه را افزایش می‌دهد برای دیگری نهایتاً منجر به بهبود رفاه می‌شود. بر این اساس، پژوهش حاضر در صدد پاسخ به این مسأله اساسی است که جایگزینی انواع مختلف مالیات‌ها برای یکدیگر با فرض ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی دولت (اصطلاحاً، تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی) چه پیامدهای رفاهی برای جامعه ایران دارد؟ بدین منظور، ابتدا شاخص رفاه اجتماعی جینی برای دوره‌های مختلف اندازه‌گیری می‌شود و سپس با استفاده از یک مدل تجربی پیشنهادی اثرات رفاهی بودجه- خنثای تغییر در ترکیب مالیاتی بررسی می‌شود.

بنابراین، این مطالعه نه تنها به لحاظ موضوعی بلکه به لحاظ روش‌شناسی جنبه نوآوری داشته و محتوای جدیدی به ادبیات موضوع اضافه می‌نماید.

مقاله در شش بخش تنظیم شده است. پس از بیان مقدمه، ادبیات موضوع پژوهش در بخش دوم ارائه شده است. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش مشتمل بر تصریح مدل تجربی و روش اقتصادسنجی اختصاص یافته است. در بخش چهارم به معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها پرداخته شده است. در بخش پنجم، نتایج تجربی گزارش و تفسیر شده‌اند. سرانجام بخش ششم مقاله به نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی اختصاص یافته است.

۲- ادبیات موضوع پژوهش

مجموعه‌ای از اصول عقلایی در ادبیات مربوط به دولت رفاه مطرح شده است که به‌واسطه آن‌ها مداخله مالیاتی نه تنها اثرات بازتوزیعی مهمی به دنبال دارد، بلکه کارایی کلان اقتصادی را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد (لیندرت[1]، ۲۰۰۴). در رژیم‌های دولت رفاه، دولت‌ها نگران توزیع عادلانه منافع حاصل از فعالیت اقتصادی هستند که دلالت بر بعد برابری طراحی سیاست دارد (ساندرز[2]، ۲۰۱۰). علاوه بر این، دولت‌ها به دنبال سازمان‌دهی فعالیت اقتصادی به منظور استفاده بهینه از منابع اقتصادی هستند که به بعد کارایی طراحی سیاست اشاره دارد (مارس[3]، ۲۰۰۳). یکی از مشکلات اصلی پیش روی سیاست‌گذاران در طراحی ابزارهای سیاستی آن است که اهداف برابری و کارایی اغلب در تضاد با یکدیگر قرار دارند. به طور مشخص، سیاست عدالت محور دولت رفاه می‌تواند برخی موانع در فعالیت عاملین اقتصادی ایجاد نماید (مارس، ۲۰۱۰؛ موئینلو گالو و میراندا لسکانو[4]، ۲۰۲۲: ۵۶۳-۵۶۴). ادبیات مالیات بهینه در تعیین ساختار بهینه مالیات با هدف حداکثر کردن رفاه اجتماعی هر دو مساله کارایی و برابری را در نظر می‌گیرد (کاکوانی و سون[5]، ۲۰۲۱: ۱۸۶).

سن[6] (۱۹۷۴) تابع رفاه اجتماعی جینی[7] را پیشنهاد نموده است که در آن هر دو معیار کارایی و برابری مورد توجه قرار گرفته است. به طور کلی، یک تابع رفاه اجتماعی قاعده‌ای برای تجمیع

1. Lindert (2004)
2. Saunders (2010)
3. Mares (2003)
4. Muinelo-Gallo & Miranda Lescano (2022)
5. Kakwani & Son (2021)
6. Sen (1974)
7. Gini Social Welfare Function

مطلوبیت‌های مربوط به افراد مختلف جامعه ارائه می‌دهد. با فرض این‌که جامعه متشکل از n فرد با توزیع درآمد $\tilde{x} \approx [x_1, x_2, \dots, x_n]$ باشد، می‌توان یک تابع رفاه اجتماعی در فضای درآمد را به صورت زیر تعریف نمود:

$$W = W(x_1, x_2, \dots, x_n), \qquad (۱)$$

که x_i $(i = 1,2, \dots, n)$ بیان‌گر درآمد فرد iام است. اتکینسن[1] (۱۹۷۰) ارتباط میان رفاه اجتماعی و نابرابری درآمد را به صورت زیر تبیین می‌کند:

$$W = \mu(1 - I), \qquad (۲)$$

که μ بیان‌گر متوسط درآمد جامعه و I معیار نابرابری است که به عنوان نرخ (درصد) زیان رفاهی جامعه به دلیل نابرابری درآمد تفسیر می‌شود. با فرض این‌که x (درآمد جامعه) یک متغیر تصادفی با تابع چگالی $f(x)$ باشد، تابع رفاه اجتماعی جینی پیشنهاد شده توسط سن (۱۹۷۴) به عنوان میانگین وزنی سطوح درآمدی تعریف می‌شود:

$$W_G = \int_0^\infty x\, v(x, \tilde{x})\, f(x)\, dx\,, \qquad (۳)$$

که $v(x, \tilde{x})$ بیان‌گر وزن تخصیص‌یافته به سطح درآمد x با توجه به توزیع درآمدی $\tilde{x}$ است. برای این‌که تابع رفاه اجتماعی از ویژگی مساوات‌گرایی[2] برخوردار باشد، وزن $v(x, \tilde{x})$ باید تابعی یکنواخت و کاهنده از x باشد؛ به طوری که وزن‌های بزرگ‌تر به افراد فقیرتر اختصاص یابد. علاوه بر این، درک این نکته ضرورت دارد که وزن $v(x, \tilde{x})$ به عنوان تابعی از کل بردار توزیع درآمد $(\tilde{x})$ و نه صرفاً درآمد x تعریف می‌شود که اشاره به یک تابع رفاه اجتماعی عمومی‌تر از تابع تفکیک‌پذیر جمعی[3] دارد. یک تابع رفاه تفکیک‌پذیر جمعی از حاصل جمع اجزای رفاهی مستقل در جامعه به دست می‌آید. در این نوع تصریح، مطلوبیت هر مصرف‌کننده فقط بستگی به میزان مصرف خودش دارد و بنابراین هیچ‌گونه اثرات خارجی ناشی از مطلوبیت دیگر مصرف‌کنندگان وجود ندارد. فرض عدم وجود اثرات جانبی ممکن است بسیار محدودکننده

1. Atkinson (1970)
2. Egalitarian
3. Additive Separable

باشد، زیرا هر فرد رفاه خود را با دیگر افراد جامعه مقایسه کرده و چنان‌چه رفاه وی کمتر از دیگران باشد احساس محرومیت نسبی می‌نماید. این مفهوم نخستین بار در سال ۱۹۶۶ توسط رانسیمن[1] در مقاله‌ای راجع به محرومیت نسبی و عدالت اجتماعی بیان شد. برای در نظر گرفتن ایده محرومیت نسبی، سن (۱۹۷۴) رفاه اجتماعی را از طریق تابع وزنی $v(x,\tilde{x})$ به رتبه‌بندی همه افراد جامعه مرتبط ساخت. در این چارچوب، هرچه فرد در مقیاس رفاهی پایین‌تری باشد، احساس محرومیت وی نسبت به دیگر افراد جامعه بیشتر است. بنابراین، مطابق با اصل رتبه‌بندی سن، وزن اختصاصی به سطح درآمد x بستگی به درصد افراد جامعه دارد که با توجه به بردار درآمدی معین $\tilde{x}$، دارای درآمد بیشتر از x هستند. بر اساس این فرمول، تابع وزنی $v(x,\tilde{x})$ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$v(x,\tilde{x}) = 2[1 - F(x)], \qquad (۴)$$

که $F(x)$ تابع توزیع احتمال است. نکته این‌که مجموع وزن‌ها برای کل جامعه معادل ۱ است؛ یعنی:

$$\int_0^\infty v(x,\tilde{x})\, f(x)\, dx = 2\int_0^\infty [1 - F(x)]\, f(x)\, dx = 1. \qquad (۵)$$

با قرار دادن معادله (۴) در رابطه (۳)، تابع رفاه اجتماعی سن به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$W_G = 2\int_0^\infty x\, [1 - F(x)]\, f(x)\, dx\,. \qquad (۶)$$

از طرف دیگر، با توجه به کاکوانی[2] (۱۹۸۰)، شاخص جینی که معادل یک منهای دو برابر مساحت زیر منحنی لورنز است، را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$G = \frac{2}{\mu}\int_0^\infty x\, \left[F(x) - \frac{1}{2}\right] f(x)\, dx\,, \qquad (۷)$$

با ترکیب روابط (۶) و (۷)، تابع رفاه اجتماعی جینی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$W_G = \mu(1 - G) = \mu - \mu G, \qquad (۸)$$

[1]. Runciman
[2]. Kakwani (1980)

که W_G بیان‌گر شاخص رفاه اجتماعی جینی است، μ بیان‌گر درآمد متوسط جامعه (تولید ناخالص داخلی سرانه) است و G بیان‌گر شاخص یا ضریب جینی به عنوان معیاری برای نابرابری توزیع درآمد در جامعه است که دلالت بر درصد زیان رفاهی جامعه به دلیل نابرابری دارد. با توجه به این تابع، اگر درآمد سرانه جامعه و ضریب جینی در دسترس باشند، می‌توان شاخص رفاه اجتماعی را محاسبه کرد. اگر هیچ‌گونه نابرابری در جامعه وجود نداشته باشد ($G = 0$)، شاخص رفاه اجتماعی مقدار μ را به خود اختصاص می‌دهد. چنان‌چه نابرابری وجود داشته باشد ($G > 0$)، مقدار مطلق زیان رفاهی جامعه معادل μG است. در نتیجه، G یک معیار نسبی نابرابری است، زیرا اگر درآمد تمامی افراد جامعه به نسبت یکسانی تغییر کند، این ضریب ثابت باقی می‌ماند. از طرف دیگر، μG یک معیار مطلق نابرابری تلقی می‌شود، زیرا به سادگی می‌توان نشان داد که اگر درآمد تمامی افراد جامعه به مقدار یکسانی کاهش یا افزایش یابد، مقدار این شاخص تغییری نمی‌کند. بنابراین، تابع رفاه اجتماعی جینی هر دو معیار نسبی و مطلق نابرابری را فرآهم می‌آورد (سن، ۱۹۷۴؛ کاکوانی، ۱۹۸۰؛ کاکوانی و سون، ۲۰۱۶).

انتخاب مالیات‌های مستقیم در مقابل مالیات‌های غیر مستقیم می‌تواند اثرات متفاوتی بر کارایی و برابری داشته باشد. در مدل رشد برون‌زای سولو[1] (۱۹۵۶) و سوان[2] (۱۹۵۶) سیاست مالیاتی نرخ رشد اقتصادی را در مسیر رسیدن به وضعیت پایدار تغییر می‌دهد. پس از رسیدن به وضعیت پایدار، نرخ رشد اقتصادی به وسیله نرخ برون‌زای پیشرفت فنی تعیین می‌شود و سیاست مالیاتی روی نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت تاثیر معنی‌داری ندارد (کاشین[3]، ۱۹۹۵: ۲۳۸). در مدل‌های رشد نئوکلاسیک مالیات بر درآمد می‌تواند سطوح متغیرهای حقیقی را در یک وضعیت پایدار تحت تاثیر قرار دهد اما روی نرخ رشد آن‌ها تاثیری ندارد (ماناس-آنتن[4]، ۱۹۸۷: ۲). بنابراین کشورهایی که موانعی برای انباشت سرمایه و یا پیشرفت تکنولوژیکی از طریق مالیات‌های تصاعدی و بالا ایجاد می‌نمایند، نرخ رشد GDP پایین‌تری را تجربه خواهند نمود (کفلین[5]، ۲۰۱۸: ۱۸).

در مقابل مدل‌های رشد درون‌زای نسبتا جدید کانال‌های مختلفی را شناسایی کرده‌اند که از طریق آن‌ها، تغییرات سیاست مالیاتی نرخ انباشت سرمایه (انسانی و فیزیکی)، بده- بستان‌های کار-

1. Solow (1956)
2. Swan (1956)
3. Caashin (1995)
4. Manas-Anton (1987)
5. Kefline (2018)

فراغت و در نتیجه رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (رجوع شود به بارو[1]، ۱۹۹۰، کینگ و ربلو[2]، ۱۹۹۰ و جونز و همکاران[3]، ۱۹۹۳). چنین اثراتی ممکن است حتی طولانی‌مدت باشد؛ بدین معنا که متغیرهای کلان نه تنها در طول فرآیند تعدیل کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌گیرند، بلکه سطح حالت-پایدار تولید و در نهایت نرخ رشد اقتصادی بلندمدت نیز می‌تواند تحت تأثیر قرار گیرد (رجوع شود به مندوزا و همکاران[4]، ۱۹۹۷).

بر اساس تئوری متعارف اقتصادی مالیات‌ها منجر به اثرات منفی روی رشد اقتصادی می‌شوند. با در نظر گرفتن یک تابع تولید ساده به وضوح مشاهده می‌شود که سیاست مالیاتی می‌تواند رشد اقتصادی را از طریق اثرگذاری روی عرضه نیروی کار، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تحت تاثیر قرار دهد (استویلوا[5]، ۲۰۱۷: ۲).

مالیات بر درآمد اشخاص اثر منفی روی رشد اقتصادی دارد چون موجب کاهش درآمد قابل تصرف و پس‌انداز می‌شود. در این شرایط افراد فراغت را به کار کردن ترجیح داده (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷ و آرنولد و همکاران[6]، ۲۰۱۱) و ترغیب به فرار از مالیات و اجتناب از پرداخت آن می‌شوند. بنابراین اثر توأم کاهش بهره‌وری و فرار مالیاتی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. مالیات بر درآمد شرکت‌ها نیز روی رشد اقتصادی اثر منفی دارد (لی و گوردون[7]، ۲۰۰۵ و آرنولد، ۲۰۰۸). کاهش مالیات بر درآمد شرکت‌ها موجب افزایش انگیزه شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی، تحقیق و توسعه (R&D)، افزایش سودآوری بنگاه‌ها و توانایی برای رقابت در بازارهای داخلی و خارجی می‌شود. از طرفی کمپانی‌های خارجی اغلب تمایل دارند در کشورهایی که مالیات بر شرکت پایینی دارند سرمایه‌گذاری نمایند. همه این عوامل به طور مثبت رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد (مودولی و مانیک[8]، ۲۰۲۰: ۲۲۶). به اعتقاد انجن و اسکینر[9] (۱۹۹۶) افزایش قانونی مالیات بر درآمد اشخاص و شرکت‌ها موجب می‌شود نرخ سرمایه‌گذاری یا رشد خالص موجودی سرمایه کاهش یابد. همچنین این مالیات‌ها ممکن است با کاهش در مشارکت یا مقدار ساعات کاری یا آموزش، مهارت‌ها و کسب درآمد نیروی کار

---

1. Barro (1990)
2. King and Rebelo (1990)
3. Jones (1993)
4. Mendoza (1997)
5. Stoilova (2017)
6. Arnold (2011)
7. Lee and Gordon (2005)
8. Muduli & Manik (2020)
9. Engen & Skinner (1996)

موجب کاهش عرضه نیروی کار شوند. سیاست مالیاتی می‌تواند با کاهش تحقیق و توسعه به عنوان یک عامل کلیدی در افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت شود (کفلین، ۲۰۱۸: ۱۴).

مالیات بر مصرف مانند مالیات بر فروش، عوارض گمرکی و غیره، اثر متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت روی رشد اقتصادی دارد. در کوتاه‌مدت افزایش مالیات بر فروش به طور آنی قیمت کالا و خدمات را افزایش می‌دهد که این امر انگیزه‌ای برای تولیدکنندگان برای تولید بیشتر می‌شود (منیر و سلطان[1]، ۲۰۱۸ و یوجین و آبیگیل[2]، ۲۰۱۶). در حالی که در بلندمدت افزایش مالیات موجب ایجاد اختلال در قیمت عوامل و کاهش بازدهی نسبت به مقیاس تولید می‌شود. بنابراین اثر ترکیب مالیاتی روی رشد اقتصادی مبهم است (مودولی و مانیک، ۲۰۲۰: ۲۲۶).

با توجه به آن‌که تمام مالیات‌ها به یک اندازه تحریف‌کننده نیستند، اصلاح ترکیب درآمدهای مالیاتی دولت در سطح معینی از کل درآمد مالیاتی، به صورت انتقال از مالیات‌هایی که اثر تحریفی بیشتر دارند به مالیات‌هایی با اثرات تحریفی کمتر می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود دهد (اکگان[3]، ۲۰۱۷: ۱۰). برخی از مطالعات نشان می‌دهد مالیات بر درآمد اشخاص و مالیات بر درآمد شرکت‌ها بیشترین اثر منفی را روی رشد اقتصادی دارند در حالی که مالیات بر مصرف، مالیات بر دارایی و مالیات بر محیط زیست اثر منفی کمتری روی رشد اقتصادی دارند (OECD، ۲۰۰۸؛ استویلوا، ۲۰۱۷: ۲).

ادبیات مالیه عمومی در خصوص مالیات‌بندی عادلانه میان دو هدف برابری عمودی و برابری افقی تمایز قائل است. برابری عمودی اشاره به مالیات‌بندی تصاعدی (یا حداقل تناسبی) دارد و از طرف دیگر طبق برابری افقی افراد با سطح درآمد یکسان بدون توجه به منبع درآمد، باید مالیات یکسانی را پرداخت نمایند. هیچ‌کدام از این دو نوع برابری لزوما به بازتوزیع درآمد کمک نمی‌کنند اما مالیات‌بندی بر پایه این اصول حداقل تضمینی برای افزایش نیافتن نابرابری موجود خواهد بود. این دو نوع برابری مدت زمان مدیدی است که به عنوان اصول محوری مالیات‌بندی مطرح شده است (ماسگریو، ۱۹۵۹؛ سلکوپف و لیرز[4]، ۲۰۱۶: ۹۲).

---

1. Munir and Sulatn (2018)
2. Eugene and Abigail (2016)
3. Akgun (2017)
4. Seelkopf & Lierse (2016)

مالیات‌های مستقیم بر پایه درآمد و دارایی افراد وضع می‌شوند، از این جهت اشخاص پرداخت‌کننده این نوع مالیات نمی‌توانند آن را به دیگری منتقل نمایند. این نوع مالیات‌ها به دلیل برخورداری از ماهیت تصاعدی نقش متعادل‌کننده توزیع درآمد را به‌عهده دارند. در حالی که مالیات‌های غیر مستقیم اغلب طبیعت تنازلی داشته و به همین دلیل بار این نوع مالیات‌ها بیشتر بر دوش افراد کم درآمد است.

اولین بار ماسگریو[۱] (۱۹۵۹) مفهوم تعلق مالیاتی تفاضلی[۲] را مطرح نمود که اشاره به این موضوع دارد که چگونه جایگزینی یک نوع مالیات با نوع دیگری از مالیات‌ها، یا به عبارتی ترکیب مالیاتی[۳]، بر توزیع درآمد و رفاه جامعه تأثیر خواهد داشت. اولین مدل رسمی اقتصادی در خصوص ترکیب مالیاتی به اتکینسون و استیگلیتز[۴] (۱۹۷۶) مربوط می‌شود که نشان دادند توزیع درآمد عادلانه‌تر تنها از طریق مالیات بر درآمد حاصل می‌شود و لزومی به اعمال مالیات بر مصرف نیست.

در گذشته تاکید بیشتر روی مالیات بر درآمد بوده و سهم این مالیات از کل درآمدهای مالیاتی بیشتر از مالیات مصرفی (مالیات کالا و خدمات) بوده است؛ چرا که اعتقاد بر این بوده است که مالیات بر درآمد می‌تواند اهداف توزیعی را برقرار نماید. اما امروزه توجه بیشتری بر مالیات بر مصرف شده است و سهم این مالیات از کل درآمدهای مالیاتی در حال افزایش می‌باشد و اعتقاد بر این است که وضع مالیات بر مصرف قیمت‌های نسبی در بازارهای مختلف را تغییر داده و تخصیص منابع در این بازارها را نیز دچار تغییر می‌کند (صامتی و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۲).

بنابر آن‌چه بیان شد، ترکیب مالیاتی می‌تواند اثرات متفاوتی بر کارایی و برابری داشته باشد و در نتیجه رفاه اجتماعی را تحت تاثیر قرار دهد. با این وجود مطالعات کمی در زمینه اثرات رفاهی تغییر ترکیب سیاست مالیاتی انجام شده است.

اتکینسون و استرن[۵] (۱۹۸۰) با استفاده از یک سیستم مخارج خطی و به کارگیری داده‌های مخارج خانوار در ایالت بریتانیا نشان می‌دهند کاهش مالیات بر درآمد و به دنبال آن افزایش مالیات بر ارزش افزوده موجب افزایش رفاه افرادی می‌شود که دستمزدهای بالاتری دارند.

---

1. Musgrave (1959)
2. Differential Tax Incidence
3. Tax Mix
4. Atkinson & Stiglitz (1976)
5. Atkinson & Stern (1980)

کولی و هانسن[1] (۱۹۹۲) بر اساس مدل رشد نئوکلاسیک و با استفاده از مدل تعادل عمومی و با فرض متوازن بودن بودجه دولت در طول زمان برای آمریکا نشان می‌دهند جایگزینی مالیات بر مصرف برای مالیات بر عایدی سرمایه هزینه رفاهی برابر ۱۰/۳۵۲٪ و جایگزینی مالیات بر درآمد نیروی کار برای مالیات بر عایدی سرمایه هزینه رفاهی برابر ۱۱/۲۲۹٪ از تولید ناخالص ملی را به همراه خواهد داشت.

کلمن[2] (۲۰۰۰) با بکارگیری مدل تعادل عمومی برای ایالات متحده آمریکا نشان می‌دهد با جایگزینی مالیات ثابت بر مصرف برای مالیات بر درآمد نیروی کار و مالیات بر عایدی سرمایه رفاه افزایش می‌یابد.

گمز[3] (۲۰۰۰) ساختار مالیاتی حداکثرکننده رفاه را با استفاده از یک مدل رشد درون‌زای دوبخشی تعیین می‌نماید. نتایج بکارگیری مدل تعادل عمومی با فرض بودجه متوازن برای دولت در هر دوره نشان می‌دهد انتقال بار مالیاتی از سرمایه فیزیکی به نیروی کار موجب افزایش رفاه ایالات متحده آمریکا می‌شود.

گمز (۲۰۰۳) با در نظر گرفتن یک مدل رشد درون‌زای سه بخشی در حالت اقتصاد بسته و استفاده از مدل تعادل عمومی رقابتی و بر اساس توازن بودجه جاری دولت برای ایالات متحده آمریکا نشان می‌دهد جایگزینی مالیات بر درآمد نیروی کار برای مالیات بر عایدی سرمایه موجب کاهش رشد و کاهش رفاه در بلندمدت می‌شود. همچنین جایگزینی مالیات بر مصرف برای مالیات بر درآمد نیروی کار موجب افزایش رفاه و افزایش رشد در بلندمدت می‌شود.

عمران و استیگلیتز[4] (۲۰۰۵) با در نظر گرفتن بخش غیر رسمی نشان می‌دهند جایگزینی درآمد خنثی مالیات بر ارزش افزوده برای تعرفه موجب کاهش رفاه در کشورهای در حال توسعه می‌شود که دلیل این امر بزرگ بودن بخش غیر رسمی در این کشورها بیان شده است.

پاپاجرجیو[5] (۲۰۰۹) با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویا برای یونان نشان می‌دهد کاهش نرخ مالیات بر عایدی سرمایه و به دنبال آن افزایش نرخ مالیات بر مصرف افزایش رفاه را به همراه دارد ولی با در نظر گرفتن پویایی‌های انتقالی کاهش نرخ مالیات بر عایدی سرمایه و به دنبال آن افزایش نرخ مالیات بر مصرف افزایش رفاه بیشتری را در مقایسه با حالت قبل نتیجه می‌دهد.

---

1. Cooley & Hansen (1992)
2. Coleman (2000)
3. Gómez (2000)
4. Emran & Stiglitz (2005)
5. Papageorgiou (2009)

آنجلوپولس و همکاران[1] (۲۰۱۲) اثر تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی (شامل مالیات بر درآمد نیروی کار، مالیات بر عایدی سرمایه و مالیات بر مصرف) بر رشد بلندمدت و رفاه اجتماعی را در چارچوب یک مدل تعادل عمومی و با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ برای اقتصاد بریتانیا بررسی می‌نمایند. این مدل یک نسخه تصادفی از مدل معروف لوکاس (۱۹۹۰) است که در آن، انباشت سرمایه انسانی به‌عنوان موتور رشد درون‌زا تلقی می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اگر هدف سیاست‌گذاری مالیاتی بهبود رشد اقتصادی باشد، لازم است مالیات بر درآمد نیروی کار را کاهش و در مقابل مالیات بر مصرف و/یا مالیات بر عایدی سرمایه را افزایش داد. از طرف دیگر، چنان‌چه افزایش رفاه اجتماعی هدف سیاست‌گذاری مالیاتی باشد، بایستی مالیات بر عایدی سرمایه را کاهش و در مقابل مالیات بر درآمد نیروی کار و/یا مالیات بر مصرف را افزایش داد.

بوزنبرگ و همکاران[2] (۲۰۱۴) با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویا برای یک اقتصاد باز کوچک و با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۱ کشور طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۶ نشان می‌دهند کاهش مالیات بر سرمایه (شامل سود سهام، سود تقسیم شده و عایدی سرمایه) موجب کاهش رفاه برخی از کشورها مانند برزیل، آلمان، اندونزی، لوکزامبورگ و آفریقای جنوبی و افزایش رفاه گروه دیگری از کشورها مانند استرالیا، کانادا، سوئیس و ایالت متحده آمریکا می‌شود.

چوی و همکاران[3] (۲۰۱۷) در قالب یک مدل تعادل عمومی دو بخشی پویای تصادفی برای اقتصاد باز کوچک نشان می‌دهند در صورتی‌که محدودیتی برای استقراض بین‌المللی وجود نداشته باشد و از طرفی مصرف‌کنندگان هیچ عادت مصرفی نداشته باشند، کاهش مالیات بر درآمد شرکت و به دنبال آن افزایش مالیات بر مصرف در ترکیه موجب افزایش رفاه می‌شود که این اثرات رفاهی در بخش قابل تجارت بیشتر از بخش غیر قابل تجارت است.

آتیناسی و همکاران[4] (۲۰۱۹) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزین‌ها نشان می‌دهند کاهش بودجه- خنثای مالیات بر درآمد کار در کشورهای استرالیا، آلمان، بلژیک و ایتالیا موجب افزایش رفاه و تولید می‌شود به گونه‌ای که اگر کاهش مالیات بر درآمد کار با کاهش مخارج عمومی همراه باشد، افزایش رفاه بیشتری را به همراه دارد و اگر با افزایش مالیات بر مصرف همراه باشد موجب افزایش بیشتری در تولید می‌شود.

---

1. Angelopoulos (2012)
2. Bösenberg (2014)
3. Choi (2017)
4. Attinasi (2019)

روسز[1] (۲۰۲۰) ترکیب مالیاتی بهینه را در چارچوب یک مدل ایستای خطی با سه متغیر مالیات بر درآمد نیروی کار، مالیات بر عایدی سرمایه و مالیات غیر مستقیم (مالیات بر مصرف) به صورت عددی ارزیابی نموده است. نتایج حاصل از به‌کارگیری سیستم مخارج خطی مبتنی بر برآوردهای اقتصادسنجی نشان می‌دهد که مالیات غیر مستقیم (مالیات بر مصرف) سهم غالب در ترکیب بهینه مالیات‌ها دارد به‌گونه‌ای که این نوع مالیات بیش از ۸۰ درصد از درآمد مالیاتی بهینه را به خود اختصاص می‌دهد.

گیلمن[2] (۲۰۲۱) با بکارگیری مدل تعادل عمومی نشان می‌دهد در صورت وجود فرار مالیاتی، افزایش نرخ مالیات موجب افزایش کشش مالیاتی و کاهش رفاه اجتماعی می‌شود که این تغییر در رفاه به طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از حالتی است که فرار مالیاتی برابر صفر در نظر گرفته می‌شود.

در ادامه مطالعات داخلی در خصوص تأثیر انواع مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی مرور می‌شود.

موسوی جهرمی (۱۳۸۱) اثرات توزیعی مالیات‌های غیر مستقیم را با محاسبه هزینه نهایی رفاه ناشی از اعمال مالیات غیر مستقیم بررسی نموده است. نتایج نشان می‌دهد که اعمال مالیات بر روی گروه‌های کالایی خوراکی‌ها، مسکن، حمل و نقل و بهداشت که مصرف عمومی دارند، نسبت به سایر گروه‌های کالایی هزینه رفاهی بالاتری را نتیجه می‌دهد.

مجتهد و احمدیان (۱۳۸۶) در پژوهشی به منظور آزمون این فرضیه که مالیات بر مصرف بهترین نظام مالیاتی است از مدل ماندل- فلیمینگ[3] استفاده نموده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل کلان-سنجی[4] برای سه نظام مالیاتی (مالیات بر حقوق و دستمزد، مالیات بر واردات و مالیات بر مصرف) و با توجه به شوک بدهی دولت به سیستم بانکی و با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۴۷ نشان می‌دهد که نظام مالیات بر مصرف ثبات بیشتری در متغیرهای هدف شاخص قیمت‌ها، شاخص دستمزدها، رفاه خانوار و واردات ایجاد می‌نماید.

عرب مازار و باجلان (۱۳۸۷) به منظور تعیین نرخ‌های بهینه مالیات بر کالاها و خدمات در ایران، با تصریح تابع رفاه اجتماعی برگسون – ساموئلسون[5] و وارد نمودن پارامتر گریز از نابرابری اجتماعی در آن نشان می‌دهند که در سطح پارامتر گریز از نابرابری اجتماعی صفر که فقط جنبه کارایی مالیات‌های غیر مستقیم مد نظر است، نرخ‌های بهینه مالیات بر کالاهای مختلف تقریبا یکسان

1. Revesz (2020)
2. Gillman (2021)
3. Mundell-Fleming Model
4. Macroeconometric Model
5. Bergson–Samuelson Social Welfare Function

هستند؛ ولی در سطوح دیگر، نرخ گریز از نابرابری اجتماعی که اهداف عدالت اجتماعی مالیات‌های غیر مستقیم در نظر گرفته می‌شود، نرخ‌های بهینه غیر یکسان هستند. با افزایش این پارامتر، پراکندگی نرخ‌ها بیشتر می‌شود و هزینه نهایی رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد.

مهربانی و نصیری اقدم (۱۳۹۲) در پژوهشی ابتدا نرخ بهینه مالیات بر درآمد را بر اساس معیار حداکثر حداقل‌های رالز با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ و روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی محاسبه نمودند. طبق نتایج نرخ بهینه مالیات بر درآمد در کوتاه‌مدت برابر ۳/۱ درصد و در بلندمدت برابر با ۱/۲ درصد است. بر این اساس اگر نسبت مالیات به درآمد ملی برابر ۳/۱ درصد باشد و سپس درآمد مالیاتی به صورت یک‌جا و برابر میان تمام مودیان مالیاتی توزیع مجدد شود، از سویی موجب حذف نابرابری درآمدها در کوتاه‌مدت شده و از سویی موجب حداکثر شدن رفاه اجتماعی کل جامعه می‌شود.

صامتی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی نرخ بهینه مالیات کالاها و خدمات را برای ۱۰ گروه از کالاها و خدمات مشمول این نوع مالیات و در ۸ سطح نرخ گریز از نابرابری اجتماعی با استفاده از مدل رمزی و تابع رفاه اجتماعی ساموئلسون- برگسون محاسبه نموده‌اند. طبق نتایج با افزایش نرخ گریز از نابرابری اجتماعی نرخ‌های بهینه مالیات از یکدیگر فاصله گرفته و در گروه‌های مختلف کالایی، تغییرات متفاوتی خواهند داشت. همچنین طبق نتایج گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات و سپس مسکن، بهداشت و درمان، ارتباطات و حمل و نقل و سایر کالاها و خدمات نسبت به سایر گروه‌ها پس از وضع مالیات، بیشترین هزینه رفاه اجتماعی را در پی خواهند داشت.

فرحناک و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی آثار افزایش سه گروه اصلی مالیاتی شامل؛ مالیات بر محصول، مالیات بر واردات و مالیات بر درآمد خانوارها و نیز افزیش همزمان هر سه نوع مالیات مذکور (در قالب سه سناریوی منفرد و یک سناریوی مرکب) را بر منابع و مصارف عمومی، GNP و رفاه اجتماعی در قالب مدل تعادل عمومی بررسی می‌نمایند. نتایج سناریوهای منفرد نشان می‌دهد بیشترین میزان تاثیرات مربوط به افزایش ۱۰ درصدی مالیات بر محصول است که منابع و مصارف عمومی را ۰/۸۸ و ۰/۷۹ درصد افزایش و کسری بودجه و رفاه را تا ۱۴/۰۴ و ۱/۵۸ درصد کاهش می‌دهد. اما در مجموع بهترین نتایج از اجرای سناریوی مرکب با کاهش ۱۹/۷۴ درصدی کسری بودجه متاثر از افزایش ۱/۲۶ و ۱/۱۳ درصدی منابع و مصارف عمومی در کنار صرفا کاهش ۰/۱۴ درصدی رفاه حاصل می‌شود.

ستوده نیا و همکاران (۱۳۹۹) اثر وضع مالیات سبز در قالب سناریوهای مختلف (پایه ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪) بر رفاه اجتماعی ایران را با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد همراه با افزایش نرخ وضع مالیات سبز از ۰٪ به ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ اگر یک شوک بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی به ترتیب، کمتر از ۱٪، بیش از ۱٪ و مجددا کمتر از ۱٪ افزایش می‌یابد. بنابراین در میان سناریوهای مورد بررسی، وضع ۱۰٪ مالیات سبز، بهترین سناریو جهت افزایش رفاه اجتماعی است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در مطالعات انجام شده اثر انواع مختلف مالیات‌ها (مالیات‌های مستقیم، مالیات‌های غیر مستقیم و اجزاء آن‌ها) بر رفاه اجتماعی در ایران ارزیابی شده است. هدف از این پژوهش بررسی اثرات رفاهی تغییرات بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی یا به عبارتی اثرات جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی (با فرض ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی دولت) بر رفاه اجتماعی در ایران است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- تصریح مدل تجربی

این پژوهش درصدد پاسخ به این مسأله اساسی است که جایگزینی انواع مختلف مالیات‌ها برای یکدیگر با فرض ثابت ماندن بودجه دولت (اصطلاحاً، تغییر بودجه- خنثای ترکیب مالیاتی) چه پیامدهای رفاهی برای جامعه دارد. به عبارت دیگر، یک واحد (درصد) افزایش در سهم هر نوع مالیات از کل درآمد مالیاتی و متقابلاً یک واحد (درصد) کاهش در سهم هر یک از سه نوع مالیات دیگر به صورت مجزا چگونه رفاه اجتماعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ به جهت آن‌که ترکیب مالیاتی نمی‌تواند به صورت یک متغیر واحد مانند تورم وارد مدل شود، چهار مدل رگرسیونی (۱۰) تا (۱۳) تصریح و به صورت مجزا برآورد می‌شوند که در هر یک از آن‌ها سهم یک نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی منظور نشده است. سپس، بر مبنای «فرض ثابت بودن سایر متغیرها» در تفسیر ضرایب مدل‌های رگرسیونی، تأثیر افزایش سهم هر یک از انواع مالیات‌های لحاظ شده در مدل و در مقابل کاهش یکسان سهم مالیات لحاظ نشده (یعنی تغییر در ترکیب مالیاتی) بر رفاه اجتماعی مطالعه شده است. می‌توان کل درآمد مالیاتی را در چهار گروه شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم در نظر گرفت؛ به طوری که مجموع سهم این اقلام مالیاتی از کل درآمد مالیاتی معادل ۱۰۰ (درصد) باشد. در این صورت، خواهیم داشت:

$$RT + ST + WT + IT = 100, \quad (۹)$$

که RT، ST، WT و IT به ترتیب سهم درصدی مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمد مالیاتی است. سپس، با توجه به اهداف مطالعه، معادلات رگرسیونی زیر تصریح می‌شوند:

$$W_t = \alpha_0 + \alpha_2 ST_t + \alpha_3 WT_t + \alpha_4 IT + \boldsymbol{\gamma_1 Z_t} + u_{1t}, \quad (۱۰)$$

$$W_t = \beta_0 + \beta_1 RT_t + \beta_3 WT_t + \beta_4 IT + \boldsymbol{\gamma_2 Z_t} + u_{2t}, \quad (۱۱)$$

$$W_t = \lambda_0 + \lambda_1 RT_t + \lambda_2 ST_t + \lambda_4 IT + \boldsymbol{\gamma_3 Z_t} + u_{3t}, \quad (۱۲)$$

$$W_t = \delta_0 + \delta_1 RT_t + \delta_2 ST_t + \delta_3 WT_t + \boldsymbol{\gamma_4 Z_t} + u_{4t}, \quad (۱۳)$$

که W بیان‌گر رفاه اجتماعی است. در هر یک از معادلات (۱۰) تا (۱۳)، این متغیر به عنوان تابعی از سه مورد از چهار نوع مالیات مذکور و برداری از دیگر متغیرهای توضیحی ($\boldsymbol{Z}$) در نظر گرفته شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، قید صفر بر پارامترهای α_1 (ضریب RT_t در معادله اول)، β_2 (ضریب ST_t در معادله دوم)، λ_3 (ضریب WT_t در معادله سوم)، δ_4 (ضریب IT در معادله چهارم) تحمیل شده است.

با توجه به این‌که مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱۰۰ درصد) و این‌که تصریح بخش غیر مالیاتی در همه معادلات رگرسیونی یکسان است، ضرایب متغیرهای غیر مالیاتی در هر یک از معادلات ($\boldsymbol{\gamma_1}$، $\boldsymbol{\gamma_2}$، $\boldsymbol{\gamma_3}$ و $\boldsymbol{\gamma_4}$) مقادیر برآوردی یکسانی را به خود اختصاص می‌دهد و ضریب برآوردی هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در معادله iام (i=1,…,4) برابر است با قرینه ضریب برآوردی متغیر حذفی معادله iام در معادله‌ای که آن متغیر لحاظ نشده است. نهایتاً، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر یک از معادلات رگرسیونی نشان می‌دهد که اگر یک واحد افزایش (کاهش) در آن متغیر و یک واحد کاهش (افزایش) در متغیر حذفی مربوطه ایجاد شود رفاه اجتماعی چه میزان تغییر می‌کند. دلیل روشن است: به طور کلی، ضریب هر متغیر توضیحی در یک مدل رگرسیونی بیان‌گر میزان تغییر در متغیر وابسته به ازای یک واحد تغییر در آن متغیر با فرض ثابت ماندن سایر متغیرهای توضیحی است. از طرف دیگر، با توجه به این‌که مجموع چهار متغیر مالیاتی معادل ۱۰۰ (درصد) است، یک واحد افزایش (کاهش) در یکی از سه متغیر مالیاتی حاضر در مدل

و ثابت ماندن دو متغیر مالیاتی دیگر اشاره به کاهش (افزایش) یک واحدی متغیر مالیاتی لحاظ نشده در مدل دارد. بر این اساس، وقتی که اثر جایگزینی دو نوع مالیات بررسی می‌شود، یکی از این دو نتیجه حاصل می‌شود: ۱) دو نوع مالیات اثر یکسانی بر رفاه اجتماعی خواهند داشت. در این صورت، افزایش یک نوع مالیات و کاهش هم اندازه دیگری هیچ تغییری در رفاه اجتماعی ایجاد نمی‌کند و بنابراین ضرایب این دو نوع مالیات در دو معادله رگرسیونی متقابل به لحاظ آماری معنی‌دار نخواهد شد. ۲) افزایش یک نوع مالیات و کاهش متقابل دیگری رفاه اجتماعی را کاهش خواهد داد. در این صورت، ضریب اولی در معادله مربوطه منفی و معنی‌دار و ضریب دومی در معادله مربوطه مثبت و معنی‌دار خواهد شد. در این مورد، منطقی است که قدر مطلق ضرایب دو نوع مالیات مقادیر یکسانی باشند.

جهت درک بهتر مطالب فوق، نحوه تفسیر ضرایب متغیرهای مدل رگرسیونی اول در معادله (۱۰) تشریح می‌شود. در این مدل، سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی (RT) لحاظ نشده است. ضریب α_2 بیان‌گر این است که اگر یک واحد تغییر در ST (سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی) صورت گیرد، چه تغییری در W (رفاه اجتماعی) ایجاد می‌شود. با توجه به مفهوم رگرسیون، چنین تفسیری مبتنی بر ثابت ماندن سایر متغیرهای مدل (یعنی WT، IT و بردار $\boldsymbol{Z}$) است. از طرف دیگر، با توجه به این‌که مجموع متغیرهای مالیاتی RT، ST، WT و IT برابر با مقدار ثابت ۱۰۰ است (مجموع داده‌های سری زمانی مربوط به این متغیرها در هر دوره زمانی معادل ۱۰۰ است)، یک واحد تغییر در ST و ثابت ماندن WT و IT به معنای یک واحد تغییر معکوس در متغیر مالیاتی لحاظ نشده‌ی RT است. با توجه به این توضیحات، می‌توان ضریب α_2 را به عنوان میزان اثرگذاری تغییر در ترکیب مالیاتی در جهت جایگزینی مالیات بر شرکت‌ها (که سهم آن از کل درآمدهای مالیاتی با نماد ST نشان داده می‌شود) برای مالیات بر درآمد (که سهم آن از کل درآمدهای مالیاتی با نماد RT نشان داده می‌شود) بر متغیر وابسته W (رفاه اجتماعی) تفسیر کرد. قاعدتاً، قرینه این ضریب (یعنی $-\alpha_2$) بیان‌گر میزان اثرگذاری تغییر در ترکیب مالیاتی در جهت جایگزینی مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها بر رفاه اجتماعی است. ضرایب هر یک از متغیرهای مالیاتی در هر چهار مدل رگرسیونی (۱۰) تا (۱۳) به همین شیوه تفسیر می‌شوند. لازم به ذکر است با توجه به این‌که هر یک از متغیرهای مالیاتی بیان‌گر سهم درصدی مالیات مربوطه از کل درآمدهای مالیاتی است، یک واحد افزایش در ST و متقابلاً یک واحد کاهش در

RT دلالت بر یکسان بودن تغییرات مطلق در مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت‌ها دارد. این استدلال برای سایر جایگزینی‌های مالیاتی نیز صادق است.

۳-۲- روش اقتصادسنجی

انتخاب روش مناسب برای برآورد معادلات رگرسیونی (۱۰) تا (۱۳) بسیار حائز اهمیت است. در این مطالعه، رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی[۱] (ARDL) که توسط پسران و همکاران[۲] (۱۹۹۶)، پسران و شین[۳] (۱۹۹۸) و پسران و همکاران[۴] (۲۰۰۱) معرفی شده است، جهت آزمون هم‌انباشتگی و برآورد روابط بلندمدت میان متغیرها در هر یک از معادلات مذکور به کار گرفته می‌شود. یکی از مزایای اصلی رویکرد ARDL این است که بر خلاف دیگر تکنیک‌های هم‌انباشتگی از قبیل رویکرد جوهانسن[۵]، نیازی به انجام پیش آزمون ریشه واحد[۶] ندارد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). با این وجود، اواتارا[۷] (۲۰۰۴) استدلال می‌کند که در حضور متغیرهایی با بیش از یک ریشه واحد (یا درجه انباشتگی[۸] بزرگتر از یک)، آماره F محاسبه شده در آزمون هم‌انباشتگی باند[۹] پسران و همکاران (۲۰۰۱) معتبر نیست، چرا که در این آزمون فرض می‌شود هر یک از متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ است. بنابراین، لازم است قبل از هر چیز، وضعیت مانایی متغیرها بررسی شود. علاوه بر این، رویکرد ARDL دارای ویژگی‌های نمونه کوچک بسیار خوبی است که به مقبولیت و محبوبیت آن نزد محققان افزوده است. با توجه به این که در مطالعه حاضر دوره زمانی مربوط به داده‌ها نسبتاً کوتاه محسوب می‌شود، انتظار می‌رود به کارگیری این رویکرد در مقایسه با رویکردهای رقیب نتایج قابل اعتمادتری به دست دهد.

پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد و حصول اطمینان از این که حداکثر درجه انباشتگی (حداکثر ریشه واحد) متغیرها بزرگتر از یک نیست، در گام بعدی، تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها در مدل $ARDL(p, q)$ به فرم معادله زیر تعیین می‌شود:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j' \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t, \qquad (۱۴)$$

---

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Pesaran (1996)
3. Pesaran & Shin (1998)
4. Pesaran (2001)
5. Johansen
6. Unit Root
7. Ouattara (2004)
8. Integration
9. Bounds Test

که $\boldsymbol{x}_t$ یک بردار $k \times 1$ از رگرسورهای چندگانه و $\boldsymbol{\theta}_j$ یک بردار $k \times 1$ از ضرایب مربوطه است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی[1] مانند معیار اطلاعاتی آکائیک[2] (AIC) و معیار اطلاعاتی شوارتز[3] (SIC) استفاده کرد. گام بعدی، به کارگیری آزمون باند جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۱۴) در یک فرم تصحیح خطا به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \boldsymbol{\theta}' \boldsymbol{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \boldsymbol{\varphi}_j' \Delta \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t, \qquad (۱۵)$$

که $\rho = \sum_{j=1}^{p} \phi_j - 1$، $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \phi_i$ برای $j = 1, \dots, p-1$، $\boldsymbol{\theta} = \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j$، $\boldsymbol{\varphi}_0 = \boldsymbol{\theta}_0$، $\boldsymbol{\varphi}_j = -\sum_{i=j+1}^{q} \boldsymbol{\theta}_j$ برای $j = 1, \dots, q-1$. سپس، فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها ($\rho = 0$ و $\boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{0}$) آزمون می‌شود. چنان‌چه این فرضیه از نظر آماری رد شود، یک ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. چنان‌چه وجود رابطه هم‌انباشتگی (بلندمدت) میان متغیرها تشخیص داده شود، می‌توان این رابطه را در فرم زیر برآورد نمود:

$$y_t = \beta_0 + \boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{x}_t + u_t. \qquad (۱۶)$$

که ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی به صورت $\boldsymbol{\beta} = -\boldsymbol{\theta}/\rho$ و $\beta_0 = -\alpha/\rho$ تعریف می‌شوند. بنابراین، می‌توان پس از برآورد معادله (۱۴) یا (۱۵)، بر اساس این روابط برآوردهایی را برای ضرایب بلندمدت به دست آورد. خطای استاندارد هر یک از ضرایب برآورد شده را نیز می‌توان با استفاده از روش دلتا[4] محاسبه کرد. لازم به ذکر است که ضریب ρ در مدل (۱۵)، سرعت تعدیل[5] نامیده می‌شود. این ضریب بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود.

1. Information Criterion
2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Information Criterion
4. Delta
5. Speed of Adjustment

۴- معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

همان طور که قبلاً توضیح داده شد، در هر یک از معادله‌های رگرسیونی مربوط به مدل تجربی، رفاه اجتماعی (W) به عنوان تابعی از سه مورد از متغیرهای RT، ST، WT و IT که به ترتیب بیان‌گر سهم مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمد مالیاتی دولت هستند و نیز برداری از دیگر متغیرهای توضیحی ($\boldsymbol{Z}$) در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که علاوه بر مالیات‌ها، عوامل متعدد دیگری نیز می‌توانند وضعیت رفاهی جامعه را تحت تاثیر قرار دهند که در عمل نمی‌توان همه آن‌ها را وارد مدل نمود. در این پژوهش، بر اساس ادبیات موجود، نرخ تورم (INF) به عنوان درصد تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده، نسبت هزینه‌های جاری دولت به تولید ناخالص داخلی (GCE) و درجه باز بودن اقتصاد[1] (OPE) به عنوان مهم‌ترین متغیرهایی که می‌توانند تغییرات رفاه اجتماعی را توضیح دهند، به همه معادلات رگرسیونی افزوده شده‌اند. ضمناً، درجه باز بودن اقتصاد با استفاده از معیار رایج نسبت حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود. داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۱[2] را پوشش می‌دهند. رفاه اجتماعی با استفاده از تابع رفاه اجتماعی آمارتیا سن به صورت $W_G = \mu(1 - G)$ به دست آمده است که G بیان‌گر ضریب جینی است که در دامنه صفر تا یک تعریف می‌شود و μ بیان‌گر تولید ناخالص داخلی سرانه (میلیارد ریال) به قیمت ثابت ۱۳۹۰ است. بر این اساس واحد اندازه‌گیری شاخص رفاه اجتماعی جینی (W_G) با μ یکسان است. داده‌های توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۶۱ تنها به صورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی مربوط به این سال‌ها از مطالعه ابونوری (۱۳۷۶) به دست آمده است. لازم به ذکر است که در این مطالعه، ضریب جینی با استفاده از یک مدل پارامتریکی پیشنهادی برآورد شده است. علاوه بر این، داده‌های ضریب جینی برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۳ از پایگاه مرکز آمار ایران تهیه شده‌اند. منبع داده‌های مربوط به هر یک از اقلام مالیاتی خلاصه تحولات اقتصادی کشور است و اطلاعات آماری سایر متغیرها از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

---

[1]. Openness

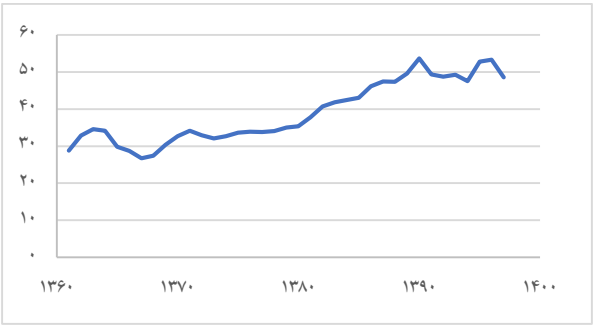
[2]. انتخاب دوره زمانی بر اساس دسترسی به داده‌های مربوط به همه متغیرها در زمان پژوهش صورت گرفته است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
W	۳۷	۱۲/۴۷۱۶۹	۳/۱۵۸۱۵۱	۸/۰۷۶۸۹۱	۱۸/۲۱۵۳۹
RT	۳۷	۱۵/۸۰۴۱۴	۳/۳۵۲۴۸۷	۱۱/۳۰۸۰۰	۲۵/۵۵۹۹۶
ST	۳۷	۳۶/۶۴۳۳۹	۷/۷۹۴۵۵۱	۲۴/۹۵۵۲۳	۵۵/۷۶۰۰۴
WT	۳۷	۴/۴۲۱۶۲۴	۱/۴۷۵۸۵۸	۲/۴۷۴۳۳۰	۸/۲۹۱۹۴۱
IT	۳۷	۴۳/۱۳۰۸۴	۸/۷۸۸۹۸۳	۲۲/۷۵۶۷۳	۵۸/۸۱۳۵۸
OPE	۳۷	۰/۴۰۳۴۱۰	۰/۱۰۷۶۸۴	۰/۱۴۱۴۴۹	۰/۶۵۰۵۰۸
GCE	۳۷	۰/۱۲۴۶۹۵	۰/۰۲۱۷۷۸	۰/۰۹۲۳۷۰	۰/۱۸۴۸۴۶
INF	۳۷	۲۰/۱۴۵۶۷	۱۰/۷۷۴۸۶	۰/۴۲۹۲۳۹	۴۹/۸۹۶۸۶

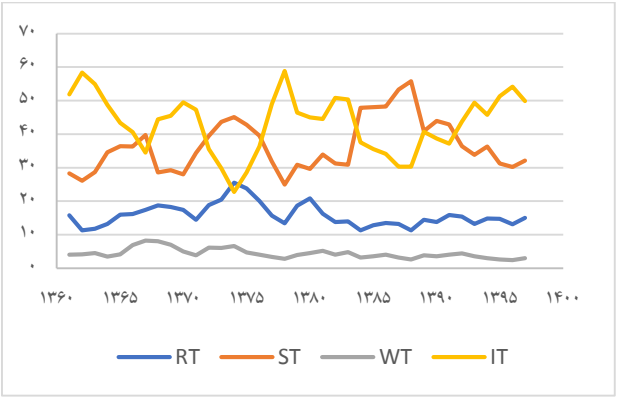
منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

علاوه بر این، نمودارهای مربوط به شاخص رفاه اجتماعی (W) و سهم درصدی مالیات‌های مختلف از کل درآمد مالیاتی دولت (مالیات بر درآمد (RT)، مالیات بر شرکت‌ها (ST)، مالیات بر ثروت (WT) و مالیات‌های غیر مستقیم (IT)) برای بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۱ به ترتیب در شکل‌های (۱) و (۲) ترسیم شده‌اند. با توجه به شکل (۱)، شاخص رفاه از سال ۱۳۶۷ تا سال ۱۳۹۰ روند صعودی طی کرده است؛ به طوری که مقدار آن از ۲۶/۷۳۳ در سال ۱۳۶۷ به ۵۳/۶۲۳ در سال ۱۳۹۰ رسیده است. با این وجود، از سال ۱۳۹۰ به بعد این روند با نوساناتی همراه بوده است. همچنین، شکل (۲) نشان می‌دهد که سهم مالیات بر ثروت (WT) همواره از سهم هر یک از مالیات‌های دیگر کمتر بوده است و در کانال ۲/۴۷٪ و ۸/۲۹٪ نوسانات ملایمی داشته است. پس از آن، سهم مالیات بر درآمد (RT) در کانال ۱۱/۳۰۸٪ و ۲۵/۵۶٪ نوسان داشته است. این نوع مالیات نیز همواره از مالیات بر ثروت بیشتر اما از دو نوع مالیات دیگر کمتر بوده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مالیات‌های غیر مستقیم (IT) و مالیات بر شرکت‌ها (ST) نسبت به دو نوع مالیات دیگر سهم بیشتری از درآمدهای مالیاتی دولت را به خود اختصاص داده‌اند؛ به طوری که مالیات‌های غیر مستقیم در کانال ۲۲/۷۵۷٪ و ۵۸/۸۱۴٪ و مالیات بر شرکت‌ها در کانال ۲۴/۹۵۵٪ و ۵۵/۷۶٪ نوسانات خیلی بزرگتری را تجربه کرده و در دوره‌های زمانی مختلف از یکدیگر پیشی گرفته‌اند.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۱: شاخص رفاه اجتماعی محاسبه شده



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۲: سهم درصدی مالیات‌های مختلف از کل درآمد مالیاتی دولت

۵- برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این بخش، ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون فیلیپس- پرون[1] بررسی می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۲) گزارش شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، فرضیه صفر ریشه واحد برای متغیرهای مالیاتی، رفاه اجتماعی و درجه بازبودن اقتصاد نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود. از طرفی این فرضیه برای متغیر نسبت هزینه‌های جاری دولت به تولید ناخالص داخلی در تصریح اول (با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی) در سطح معنی‌داری ۱٪ و در تصریح‌های دوم (با عرض از مبدأ و روند زمانی) و سوم (بدون عرض از مبدأ و روند زمانی) در سطوح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ یا ۱۰٪ نمی‌تواند رد شود.

[1]. Phillips-Perron

جدول ۲: نتایج آزمون ریشهٔ واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای مدل

سطح				تفاضل اول			
متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value	متغیر	تصریح	آماره آزمون	p-value
W	C	-۰/۸۸۵۵۷۱	۰/۷۸۱۳	ΔW	C	-۴/۸۳۹۵۴۵	۰/۰۰۰۴
	C/T	-۲/۱۷۳۸۹۵	۰/۴۸۹۱		C/T	-۴/۷۷۱۷۴۳	۰/۰۰۲۶
	No	۱/۴۹۲۶۱۵	۰/۹۶۴۰		No	-۴/۸۰۸۱۷۰	۰/۰۰۰۰
RT	C	-۲/۳۶۳۹۴۳	۰/۱۵۸۷	ΔRT	C	-۷/۱۱۲۶۳۸	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۲/۳۴۲۰۴۲	۰/۴۰۲۰		C/T	-۸/۷۵۸۶۷۵	۰/۰۰۰۰
	No	-۰/۳۱۵۱۰۴	۰/۵۶۵۰		No	-۷/۲۹۹۸۰۸	۰/۰۰۰۰
ST	C	-۲/۴۹۶۴۹۰	۰/۱۲۴۷	ΔST	C	-۵/۸۷۵۰۳۶	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۲/۳۹۷۴۸۹	۰/۳۷۴۶		C/T	-۵/۹۰۶۹۳۵	۰/۰۰۰۱
	No	-۰/۳۲۷۶۷۹	۰/۵۶۰۲		No	-۵/۹۶۰۰۳۵	۰/۰۰۰۰
WT	C	-۱/۹۶۷۷۰۸	۰/۲۹۹۱	ΔWT	C	-۶/۶۰۸۴۹۳	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۲/۶۸۳۰۱۲	۰/۲۴۹۱		C/T	-۷/۵۹۴۶۰۸	۰/۰۰۰۰
	No	-۰/۶۱۴۲۹۷	۰/۴۴۴۲		No	-۶/۴۹۰۸۲۴	۰/۰۰۰۰
IT	C	-۲/۵۶۳۷۴۲	۰/۱۰۹۷	ΔIT	C	-۴/۶۹۵۶۷۲	۰/۰۰۰۶
	C/T	-۲/۴۳۷۹۰۰	۰/۳۵۵۲		C/T	-۴/۸۷۸۷۹۹	۰/۰۰۲۰
	No	-۰/۴۴۱۲۹۸	۰/۵۱۶۳		No	-۴/۷۸۳۵۹۷	۰/۰۰۰۰
OPE	C	-۱/۰۸۴۳۷۷	۰/۷۱۱۴	ΔOPE	C	-۳/۳۲۳۲۱۹	۰/۰۲۱۳
	C/T	-۲/۴۶۱۳۳۷	۰/۳۴۴۱		C/T	-۳/۵۴۰۸۵۷	۰/۰۵۰۴
	No	۰/۴۱۵۸۹۹	۰/۷۹۷۹		No	-۳/۳۲۲۷۸۰	۰/۰۰۱۶
GCE	C	-۳/۳۳۴۵۹۳	۰/۰۲۰۵	ΔGCE	C	-۶/۳۹۱۶۶۷	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۳/۰۲۷۹۰۰	۰/۱۳۹۰		C/T	-۸/۳۶۲۴۹۱	۰/۰۰۰۰
	No	-۱/۴۴۷۹۶۷	۰/۱۳۵۵		No	-۶/۳۶۹۸۲۷	۰/۰۰۰۰
INF	C	-۳/۷۱۷۷۳۸	۰/۰۰۷۹	ΔINF	C	-۸/۳۰۷۲۲۰	۰/۰۰۰۰
	C/T	-۳/۶۷۶۳۷۹	۰/۰۳۷۱		C/T	-۷/۹۸۸۹۹۰	۰/۰۰۰۰
	No	-۰/۹۲۴۲۷۵	۰/۳۰۹۴		No	-۸/۴۶۵۵۵۹	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نمادهای C، C/T و No به ترتیب نشان‌گر تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. مقادیر احتمال آماری (p-value) بر حسب مقادیر بحرانی مک‌کینون محاسبه شده‌اند. فرضیه صفر بیان‌گر وجود ریشه واحد است.

این فرضیه برای متغیر نرخ تورم نیز در تصریح‌های دوم در سطح معنی‌داری ۱٪ و سوم در سطوح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ یا ۱۰٪ نمی‌تواند رد شود. در مقابل، این فرضیه برای تفاضل مرتبه اول متغیرها در سطح اطمینان قابل قبولی رد می‌شود. بنابراین شرط لازم برای به کارگیری رویکرد هم‌انباشتگی باند مبنی بر این‌که حداکثر ریشه واحد برای متغیرها باید معادل یک باشد، تأمین می‌شود.

در مرحله دوم، مدل ARDL با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید برای هر یک از تصریح‌های مورد نظر برآورد و تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از مدل‌های ARDL با استفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز (SIC) تعیین شده است (متغیرهایی که ضرایبشان قرینه است مقید به برابری

تعداد وقفه‌ها شده‌اند). طبق نتایج در جدول (۳) که برای همه مدل‌ها یکسان است، آزمون والد مبتنی بر آماره F استاندارد نشان می‌دهد که کل مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین با توجه به نتایج آزمون ARCH در جدول (۳)، فرضیه صفر همسانی واریانس نمی‌تواند در سطح معنی‌داری قابل قبولی رد شود.

لازم به ذکر است که توجه به مسئله «همبستگی سریالی یا خودهمبستگی» اجزاء خطا در برآورد مدل‌های ARDL بسیار حائز اهمیت است. آزمون دوربین-واتسون[1] (DW) یکی از رایج‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص همبستگی سریالی محسوب می‌شود. با این وجود، این آزمون مبتنی بر فرض برون‌زایی اکید متغیرهای توضیحی است. در مورد مدل‌های ARDL، به جهت آن‌که متغیرهای توضیحی شامل وقفه یا وقفه‌های متغیر وابسته هستند، فرض برون‌زایی اکید به وضوح نقض می‌شود. بنابراین، نسخه دیگری از آزمون دوربین-واتسون معرفی شده است که اجازه می‌دهد متغیرهای توضیحی الزاماً برون‌زای اکید نباشند (وولدریج[2]، ۲۰۲۰). فرضیه صفر در این آزمون دو طرفه دلالت بر عدم وجود همبستگی سریالی یا خودهمبستگی اجزاء خطا در مدل اصلی دارد. آماره و مقدار احتمال آماری (p-value) مربوط به این آزمون برای مدل‌های ARDL برآورد شده به ترتیب معادل ۱/۷۵۴- و ۰/۱۰۳۰ به دست آمده‌اند. بنابراین، فرضیه صفر دال بر عدم وجود همبستگی سریالی نمی‌تواند حتی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد رد شود. در نتیجه، نگرانی در خصوص مسئله همبستگی سریالی و عواقب آن وجود ندارد.

در مرحله بعد از رویکرد باند به منظور تشخص رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها استفاده می‌شود. نتایج این آزمون با توجه به آن‌که متغیر وابسته و متغیرهای غیر مالیاتی برای همه معادلات یکسان هستند و نیز با توجه به شرایطی که بر متغیرهای مالیاتی حاکم است، برای چهار مدل یکسان است. با توجه به نتایج جدول (۳)، از آن‌جا که مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگتر از باند (مقدار بحرانی) بالا است، یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای پژوهش در هر یک از مدل‌ها وجود دارد.

ثبات و پایداری پارامترهای مدل ARDL در طول زمان از اهمیت بالایی برخوردار است. دراین مطالعه از تکنیک حاصل جمع تجمعی[3] (CUSUM) که توسط براون و دیگران[4] (۱۹۷۵) پیشنهاد

[1]. Durbin-Watson
[2]. Wooldridge (2020)
[3]. Cumulative Sum
[4]. Brown (1975)

شده است، برای ارزیابی تغییرات ساختاری مدل‌های ARDL استفاده شده است. با توجه به شکل (۳) مقدار آماره آزمون در همه دوره‌ها (نمونه‌های متوالی) در بین مقادیر بحرانی قرار گرفته است. در نتیجه فرضیه صفر دال بر ثبات ضرایب مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود (نتایج برای مدل‌های مختلف مطالعه یکسان است).

جدول ۳: نتایج برآورد ضرایب بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتگی)

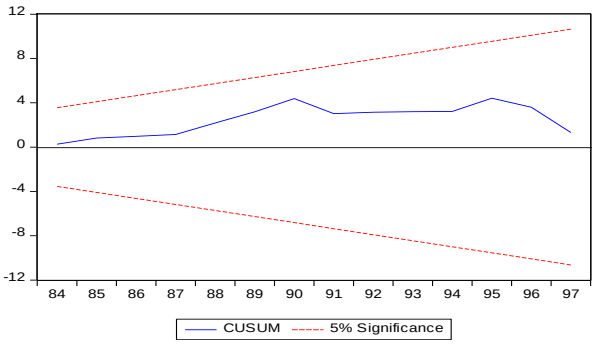
آزمون‌های تشخیصی		
آماره F (p-value)	ARCH (p-value)	R^2
۵۶/۸۰۳۳۳ (۰/۰۰۰۰۰۰)	۰/۴۸۷۰۷۰ (۰/۴۹۰۳)	۰/۹۸۷۸۲۷

آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)			
آماره آزمون F	سطح معنی‌داری	مقادیر بحرانی	
		باند پائین	باند بالا
۶/۴۸۸۶۴۴	٪۱۰	۱/۹۹	۲/۹۴
	٪۵	۲/۲۷	۳/۲۸
	٪۱	۲/۸۸	۳/۹۹

بردار هم‌انباشتگی (ارتباط بلندمدت)							
مدل اول				**مدل دوم**			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
ST_t	-۱/۱۱۲۰۲۹	۰/۴۵۹۸۸۱	۰/۰۲۹۸	RT_t	۱/۱۱۲۰۲۹	۰/۴۵۹۸۸۱	۰/۰۲۹۸
WT_t	۰/۳۵۵۷۰۳	۰/۶۰۰۱۸۰	۰/۵۶۲۹	WT_t	۱/۴۶۷۷۳۳	۰/۶۵۵۹۲۰	۰/۰۴۲۰
IT_t	-۱/۱۲۵۶۷۲	۰/۴۳۷۹۶۱	۰/۰۲۲۲	IT_t	-۰/۰۱۳۶۴۲	۰/۰۷۲۵۳۶	۰/۸۵۳۵
INF_t	-۱/۰۳۰۳۹۱	۰/۱۸۸۲۹۳	۰/۰۰۰۱	INF_t	-۱/۰۳۰۳۹۱	۰/۱۸۸۲۹۳	۰/۰۰۰۱
GCE_t	-۱۱۱/۸۸۳۹	۴۶/۴۶۵۲۲	۰/۰۳۰۴	GCE_t	-۱۱۱/۸۸۳۹	۴۶/۴۶۵۲۲	۰/۰۳۰۴
OPE_t	۱۰۰/۰۵۲۲	۱۲/۴۶۳۷۳	۰/۰۰۰۰	OPE_t	۱۰۰/۰۵۲۲	۱۲/۴۶۳۷۳	۰/۰۰۰۰
مدل سوم				**مدل چهارم**			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
RT_t	-۰/۳۵۵۷۰۳	۰/۶۰۰۱۸۰	۰/۵۶۲۹	RT_t	۱/۱۲۵۶۷۲	۰/۴۳۷۹۶۱	۰/۰۲۲۲
ST_t	-۱/۴۶۷۷۳۳	۰/۶۵۵۹۲۰	۰/۰۴۲۰	ST_t	۰/۰۱۳۶۴۲	۰/۰۷۲۵۳۶	۰/۸۵۳۵
IT_t	-۱/۴۸۱۳۷۵	۰/۶۲۱۳۵۷	۰/۰۳۱۸	WT_t	۱/۴۸۱۳۷۵	۰/۶۲۱۳۵۷	۰/۰۳۱۸
INF_t	-۱/۰۳۰۳۹۱	۰/۱۸۸۲۹۳	۰/۰۰۰۱	INF_t	-۱/۰۳۰۳۹۱	۰/۱۸۸۲۹۳	۰/۰۰۰۱
GCE_t	-۱۱۱/۸۸۳۹	۴۶/۴۶۵۲۲	۰/۰۳۰۴	GCE_t	-۱۱۱/۸۸۳۹	۴۶/۴۶۵۲۲	۰/۰۳۰۴
OPE_t	۱۰۰/۰۵۲۲	۱۲/۴۶۳۷۳	۰/۰۰۰۰	OPE_t	۱۰۰/۰۵۲۲	۱۲/۴۶۳۷۳	۰/۰۰۰۰

سرعت تعدیل			
$\hat{\rho}$	انحراف معیار	آماره t	p-value
-۰/۴۴۲۵۹۵	۰/۰۵۰۱۵۸	-۸/۸۲۴۰۴۲	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۳: آزمون پایداری CUSUM

با توجه به وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرها، می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد و تفسیر نمود. نتایج در جدول (۳) نشان می‌دهد افزایش درجه باز بودن اقتصاد موجب افزایش معنی‌داری در رفاه اجتماعی می‌شود در حالی که افزایش نرخ تورم و همچنین افزیش نسبت هزینه‌های جاری به GDP رفاه اجتماعی را به صورت معنی‌داری کاهش می‌دهد.

تمرکز اصلی این مطالعه بر روی ضرایب متغیرهای مالیاتی (به عنوان سهم هر یک از انواع مالیات‌ها از کل درآمد مالیاتی) و معنی‌داری آماری آن‌ها است. در مدل اول ضریب متغیر ST (سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی) معادل ۱/۱۱۲۰۲۹- برآورد شده است و از نظر آماری معنادار است. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در ST و در مقابل همان اندازه کاهش (افزایش) در RT منجر به کاهشی (افزایشی) معادل ۱/۱۱۲۰۲۹ در رفاه اجتماعی می‌شود. از طرف دیگر، به طور منطقی، ضریب متغیر RT در مدل دوم که متغیر ST در آن حضور ندارد معادل ۱/۱۱۲۰۲۹ (یعنی قرینه ضریب ST) برآورد شده است. بنابراین، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. ضریب متغیر WT (سهم مالیات بر ثروت از کل درآمد مالیاتی) در این معادله برابر ۰/۳۵۵۷۰۳ برآورد شده است ولی به لحاظ آماری معنادار نیست. این نتیجه نشان می‌دهد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت و در مقابل همان میزان کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد هیچ اثر معنی‌داری بر رفاه اجتماعی ندارد. به عبارت دیگر، این دو نوع مالیات نقش یکسانی در رفاه اجتماعی دارند و جایگزینی آن‌ها برای همدیگر هیچ تأثیری بر رفاه اجتماعی ندارد. از طرفی ضریب متغیر IT (سهم مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمدهای مالیاتی) در مدل اول معادل ۱/۱۲۵۶۷۲- و ضریب متغیر RT در مدل چهارم معادل ۱/۱۲۵۶۷۲ برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار می‌باشند.

بنابراین یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیر مستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد موجب می‌شود رفاه اجتماعی به میزان ۱/۱۲۵۶۷۲ کاهش (افزایش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات‌های غیر مستقیم منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود.

در مدل دوم، ضریب متغیر WT معادل ۱/۴۶۷۷۳۳ و ضریب متغیر ST در مدل سوم معادل ۱/۴۶۷۷۳۳- برآورد شده‌اند و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. بنابراین یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت از کل درآمد مالیاتی و یک واحد کاهش (افزایش) همزمان در سهم مالیات بر شرکت‌ها موجب می‌شود رفاه اجتماعی به اندازه ۰/۲۰۳۵۵۹ افزایش (کاهش) یابد. بنابراین، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. همچنین ضریب متغیر IT معادل ۰/۰۱۳۶۴۲- برآورد شده است اما به لحاظ آماری معنادار نیست. از این رو، یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیر مستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر شرکت‌ها اثر معنی‌داری بر رفاه اجتماعی ندارد.

در مدل سوم، متغیر WT (سهم مالیات بر ثروت) حذف شده است. با توجه به نتایج حاصل از برآورد این مدل، ضریب IT معادل ۱/۴۸۱۳۷۵- برآورد شده است و به لحاظ آماری معنی‌دار است. در مدل چهارم ضریب متغیر WT نیز به طور معنی‌داری معادل ۱/۴۸۱۳۷۵ برآورد شده است. این بیان می‌کند یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیر مستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر ثروت موجب می‌شود رفاه اجتماعی به میزان ۱/۴۸۱۳۷۵ کاهش (افزایش) یابد. به عبارتی، جایگزینی بودجه-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیر مستقیم منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود.

در مدل چهارم، متغیر IT حذف شده است. بنابراین، با استفاده از نتایج مربوط به برآورد این مدل می‌توان تأثیر جایگزینی این نوع مالیات با مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت را بررسی کرد. با توجه به این‌که ضرایب مربوطه به ترتیب در مدل‌های اول، دوم و سوم ظاهر شده‌اند، این مدل هیچ اطلاعات اضافی ارائه نمی‌دهد و می‌توان از برآورد آن صرف نظر کرد.

نتایج تغییر در ترکیب انواع مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی در جدول (۴) ارائه شده‌اند. این جدول نشان می‌دهد جایگزینی بودجه-خنثای مالیات‌های ستون اول برای مالیات‌های ستون دوم یا به عبارت دیگر انتقال از مالیات‌های ستون دوم به مالیات‌های ستون اول موجب افزایش رفاه اجتماعی

می‌شود. به عبارت دیگر، جایگزینی بودجه-خنثای مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها و مالیات‌های غیر مستقیم و جایگزینی بودجه-خنثای مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها و مالیات‌های غیر مستقیم منجر به بهبود رفاه اجتماعی می‌شود.

جدول ۴: اثر تغییر در ترکیب مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی

یک واحد افزایش در:	یک واحد کاهش در:	تغییر در رفاه اجتماعی (ΔW)
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	۱/۱۱۲۰۲۹
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات‌های غیر مستقیم (IT)	۱/۱۲۵۶۷۲
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات بر ثروت (WT)	۰
سهم مالیات بر ثروت (WT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	۱/۴۶۷۷۳۳
سهم مالیات بر ثروت (WT)	سهم مالیات‌های غیر مستقیم (IT)	۱/۴۸۱۳۷۵
سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	سهم مالیات‌های غیر مستقیم (IT)	۰

منبع: یافته‌های پژوهش

اثر تغییر در ترکیب مالیاتی بر رفاه اجتماعی در برخی مطالعات خارجی بررسی شده است. نتایج مطالعات آنجلوپولس و همکاران (۲۰۱۲)، پاپاجرجیو (۲۰۰۹) و کلمن (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که انتقال از مالیات بر عایدی سرمایه به مالیات بر مصرف موجب بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. همچنین، گمز (۲۰۰۳) و کلمن (۲۰۰۰) نتیجه می‌گیرند که انتقال از مالیات بر درآمد نیروی کار به مالیات بر مصرف رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد. در مطالعات دیگر، آنجلوپولس و همکاران (۲۰۱۲) و گمز (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که انتقال از مالیات بر عایدی سرمایه به مالیات بر درآمد نیروی کار موجب افزایش رفاه اجتماعی می‌شود، در حالی که نتیجه مطالعه گمز (۲۰۰۳) دلالت بر این دارد که انتقال از مالیات بر عایدی سرمایه به مالیات بر درآمد نیروی کار موجب کاهش رفاه اجتماعی می‌شود.

در این پژوهش با تفکیک مالیات‌های درآمدی به مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت‌ها و در نظر گرفتن مالیات‌های غیر مستقیم برابر با حاصل‌جمع مالیات بر مصرف و مالیات بر واردات این نتیجه حاصل شده است که انتقال از مالیات بر شرکت‌ها به مالیات بر درآمد و همچنین انتقال از مالیات‌های غیر مستقیم به مالیات بر درآمد موجب بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. همچنین، با توجه به نتایج مطالعه حاضر، انتقال از مالیات بر شرکت‌ها و همچنین انتقال از مالیات‌های غیر مستقیم به مالیات بر ثروت نیز رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد.

نتایج برآورد سرعت تعدیل و آزمون معنی‌داری مربوطه به صورت مشترک برای چهار مدل در پایان جدول (۳) گزارش شده است. مقدار برآوردشده سرعت تعدیل معادل $\widehat{\rho} =$-۰/۴۴۲۵۹۵

است و در سطح معنی‌داری یک درصد از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب بیان‌گر آن است که هر انحراف مثبت یا منفی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تعدیل می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش بررسی اثرات رفاهی تغییرات بودجه-خنثای در ترکیب مالیاتی برای ایران طی سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۷ است. به عبارتی این مطالعه اثرات جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی بر رفاه اجتماعی را با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی دولت بررسی می‌نماید. بدین منظور کل درآمد مالیاتی در چهار گروه شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیر مستقیم (حاصل‌جمع مالیات بر واردات و مالیات بر کالا و خدمات) در نظر گرفته شده است و یک مدل تجربی چندمعادله‌ای که هریک از معادلات شامل رفاه اجتماعی به عنوان متغیر وابسته و نرخ تورم، درجه باز بودن اقتصاد و نسبت هزینه‌های جاری به GDP در کنار سهم مالیات هر یک از اقلام مالیاتی به عنوان متغیرهای توضیحی است با استفاده از رویکرد ARDL برآورد شده است. با توجه به آن‌که در هر یک از معادلات یکی از سهم‌های مالیاتی حذف شده است و مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی معادل ۱۰۰ درصد است، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر مدل نشان می‌دهد که اگر تغییری در آن متغیر ایجاد شود و در مقابل تغییر معادل و معکوسی در متغیر حذف شده صورت گیرد چه تغییری در رفاه اجتماعی حاصل می‌شود.

نتایج نشان می‌دهد جانشینی مالیات بر درآمد یا جانشینی مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیر مستقیم افزایش رفاه اجتماعی را در بلندمدت به همراه دارد در حالی که جانشینی مالیات بر شرکت‌ها برای مالیات‌های غیر مستقیم هیچ تأثیر معنی‌داری بر رفاه اجتماعی ندارد. همچنین از میان مالیات‌های مستقیم جانشینی مالیات بر درآمد یا جانشینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها رفاه اجتماعی را در بلندمدت افزایش می‌دهد در صورتی که جانشینی مالیات بر درآمد برای مالیات بر ثروت تاثیر معنی‌داری بر رفاه اجتماعی ندارد. نتایج این مطالعه راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران به منظور طراحی ساختار بهینه مالیاتی می‌باشد.

نتایج مربوط به سایر متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد افزایش نرخ تورم و همچنین افزیش نسبت هزینه‌های جاری به GDP موجب کاهش معنی‌داری در رفاه اجتماعی می‌شود در حالی که افزایش درجه باز بودن اقتصاد منجر به بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. افزایش تورم موجب افزایش نرخ بهره اسمی بازار می‌گردد. این امر انگیزه مردم برای نگهداری پول نقد را کاهش داده و سبب

می‌شود آنان کمتر از خدمات دارایی پولی برای تسهیل معاملات بهره‌مند گردند که نتیجه آن کاهش رفاه اجتماعی است. همچنین، انجام سرمایه‌گذاری‌های عمومی با هزینه‌های سنگین و مالکیت دولتی ناکارا منجر به کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی می‌شود. بنابراین، در بلندمدت فعالیت‌های اقتصادی دولت از ناکارایی برخوردار بوده و افزیش نسبت هزینه‌های جاری به GDP موجب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد که این امر رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. افزایش حجم تجارت میان کشورها موجب تخصصی‌تر شدن تولید کالاها و خدمات و در نتیجه افزایش کارایی در بخش‌های صادرات محور شده و با تخصیص مجدد منابع از بخش‌های با بهره‌وری کم‌تر به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر موجب افزایش رشد اقتصادی و در نتیجه بهبود رفاه اجتماعی می‌شود. از طرفی دیگر، افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای از طریق انتقال فناوری به داخل کشور موجب افزایش رشد اقتصادی و به دنبال آن افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. این در حالی است که با افزایش واردات کالاهای مصرفی و به دنبال آن کاهش تقاضا برای کالاهای داخلی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

References

Abdollah Milani, M. Parvin, S. & Seyedi, K. (2017). "Progressive Income Tax Structure and Its Effect on Income Inequality in Iranian Provinces". Economics Research **17**(66): 1-22.

Abounoori, E. (1998). "The Effects of Macroeconomic Indicators on The Income Distribution in Iran". Journal of Economic Research **32**(2): 1-31.

Akgun, O. Cournède, B. & Fournier, J. M. (2017). "The Effects of the Tax Mix on Inequality and Growth". OECD Economics Department Working Paper forthcoming.

Angelopoulos, K. Malley, J. & Philippopoulos, A. (2012). "Tax Structure, Growth, and Welfare in the UK". Oxford Economic Papers **64**(2): 237-258.

Arabmazar, A. & Bajelan, A. A. (2008). "Estimation of Optimal Commodity Tax Rates in Iran". Economics Research **8**(30): 41-19.

Arnold, J. M. (2008). "Do Tax Structures Affect Aggregate Economic Growth?: Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries". Working Paper No. 643.

Arnold, J. M. Brys, B. Heady, C. Johansson, Å. Schwellnus, C. & Vartia, L. (2011). "Tax Policy for Economic Recovery and Growth". The Economic Journal **121**(550): F59-F80.

Atkinson, A. B. & Stern, N. H. (1980). "On the Switch from Direct to Indirect Taxation". Journal of Public Economics **14**(2): 195-224.

Atkinson, A. B. & Stiglitz, J. E. (1976). "The Design of Tax Structure: Direct Versus Indirect Taxation". Journal of Public Economics 6: 55-75.

Attinasi, M. G. Prammer, D. Stahler, N. Tasso, M. & Van Parys, S. (2016). "Budget-neutral Labour Tax Wedge Reductions: A Simulation-Based Analysis for Selected Euro Area Countries". Bundesbank Discussion Paper No. 26/2016.

Barro, R. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". Journal of Political Economy **98**(5, Part 2): S103–S125.

Bösenberg, S. Egger, P. & Zoller-Rydzek, B. (2014). "Capital Taxation, Investment, Growth, and Welfare". International Tax and Public Finance **25**(2): 325-376.

Brown, R. L. Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time". Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological) **37**(2): 149-192.

Cashin, P. (1995). "Government Spending, Taxes, and Economic Growth". Staff Papers **42**(2): 237-269.

Choi, Y. Hirata, H. & Kim, S. H. (2017). "Tax Reform in Japan: Is It Welfare-enhancing?". Japan and the World Economy **42**: 12-22.

Coleman II, W. J. (2000). "Welfare and Optimum Dynamic Taxation of Consumption and Income". Journal of Public Economics **76**(1): 1-39.

Cooley, T. F. & Hansen, G. D. (1992). "Tax Distortions in a Neoclassical Monetary Economy". Journal of Economic Theory **58**(2): 290-316.

Dadgar. Y. (2011). *Public Finance & the Economics of Government*, 6th Edition, Noore Elm Publication, Tehran.

Emran, M. S. & Stiglitz, J. E. (2005). "On Selective Indirect Tax Reform in Developing Countries". Journal of Public Economics **89**(4):599-623.

Engen, E. & Skinner, J. (1996). "Taxation and Economic Growth". National Tax Journal **49**(4): 617-642.

Eugene, N. & Abigail, E. C. (2016). "Effect of Tax Policy on Economic Growth in Nigria (1994-2013)". International Journal of Business Administration **7**(1): 50-58.

Farahnak, F. Maddah, M. & Shakeri, A. (2018). "Effects of Change in Effective Tax Rate on Public Budget, GNP and Welfare Using General Equilibrium Model". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics **5**(2): 81-102.

Gillman, M. (2021). "Income Tax Evasion: Tax Elasticity, Welfare, and Revenue". International Tax and Public Finance **28**(3): 533-566.

Gómez, M. A. (2000). "Welfare-maximizing Tax Structure in a Model with Human Capital". Economics Letters **68**(1): 95-99.

Gómez, M. A. (2003). "Effects of Flat-rate Taxes: to What Extent does the Leisure Specification Matter?". Review of Economic Dynamics **6**(2): 404-430.

Jones, L. Manuelli, R. & Rossi, P. (1993). "Optimal Taxation in Models of Endogenous Growth". Journal of Political Economy **101**(3): 485-517.

Kakwani, N. (1980). *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications*, New York, Oxford University Press.

Kakwani, N. & Son, H. H. (2016). *Social Welfare Functions and Development: Measurement and Policy Applications*, UK, Palgrave Macmillan.

Kakwani, N. & Son, H. H. (2021). "Normative Measures of Tax Progressivity: An International Comparison". The Journal of Economic Inequality **19**(1): 185-212.

King, R. & Rebelo, S. (1990). "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications". Journal of Political Economy **98**(5): S126–S150.

Lee, Y. & Gordon, R. H. (2005). "Tax Structure and Economic Growth". Journal of Public Economics **89**(5-6): 1027-1043.

Lindert, P. H. (2004). *Growing Public: Social Spending and Economic Growth since the Eighteenth Century* (Vol. 1), Cambridge University Press, Cambridge, MA.

Mahinizadeh, M. Yavari, K. Jalaee, A. & Jafarzadeh, B. (2019). "The Effect of Structural Change On Economic Welfare in Iran (CGE Approach)". Journal of Financial Economics **13**(48): 167-190.

Mañas-Anton, L. (1986). "Relationship between Income Tax Ratios and Growth Rates in Developing Countries: A Cross-country Analysis". IMF Working Paper No. 86/7.

Mares, I. (2003). *The Politics of Social Risk: Business and Welfare State Development*, Cambridge University Press.

Mares, I. (2010). *Macroeconomic Outcomes*, In F. G. Castles, S. Leibfried, J. Lewis, H. Obinger, & C. Pierson (Eds.), *The Oxford Handbook of the Welfare State* (pp. 539–551), Oxford University Press.

Mehrbani, V. & Nasiri Aghdam, A. (2013). "Optimal Effective Rate of Income Tax in Iran: An Application of Rawlsian Social Welfare". Social Welfare Quarterly **13**(49): 213-242.

Mendoza, E. G. Milesi-Ferretti, G. M. & Asea, P. (1997). "On the Effectiveness of Tax Policy in Altering Long-run Growth: Harberger's Superneutrality Conjecture". Journal of Public Economics **66**(1): 99-126.

Mojtahed, A. (2007). "The Effect of Government Tax Income On Iran's Social Welfare". Economic Research Review **7**(1): 45-71.

Mousavi Jahromi, Y. (2002). "The Marginal Cost of Social Welfare due to Indirect Taxes (Consumption Tax in Iran in 1373)". Iraninan Journal of Trade Studies (IJTS) **6**(22): 187-209.

Muduli, D. K. & Manik, N. (2020). "Tax Structure and Economic Growth in General Category States in India: A Panel Auto Regressive Distributed Lag Approach". Theoretical and Applied Economics **27**(2 (623), Summer): 225-240.

Muinelo-Gallo, L. & Miranda Lescano, R. (2022). "Redistribution and Efficiency: An Empirical Analysis of the Relevant Trade-offs of Welfare State Fiscal Policies". Review of Development Economics **26**(1): 562-586.

Munir, K. and Sultan, M. (2018). "Are Some Taxes Better for Growth in Pakistan? A Time Series Analysis". International Journal of Social Economics **45**(10): 1439-1452.

Musgrave, R. A. (1959). *Theory of Public Finance*, New York, McGraw-Hill Book Co.

OECD (2008). Taxing Wages, 2006-2007.

Ouattara, B (2004). "The Impact of Project Aid and Programme Aid Inflows on Domestic Savings: A Case Study of Côte d'Ivoire". In Centre for the Study of African Economies Conference on Growth, Poverty Reduction and Human Development in Africa (pp. 21-22).

Papageorgiou, D. (2009). "Macroeconomic Implications of Alternative Tax Regimes: the Case of Greece". Working Papers 97, Bank of Greece.

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998). "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis". Econometric Society Monographs **31**: 371-413.

Pesaran, M. H. Shin, Y. & Smith R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". Journal of Applied Econometrics **16**(3): 289-326.

Pesaran, M. H. Shin, Y. & Smith, R. J. (1996). "Testing for the Existence of a Long-run Relationship". Cambridge Working Papers in Economics No. 9622, Faculty of Economics, University of Cambridge.

Raghfar, H. Mousavi, M. Afruzkelardeh, A. & Fouladi, M. (2016). "A Study of Tax Policy Effects on Consumers' Welfare through Overlapping Generation Model". Journal of Tax Research **24**(31): 31-58.

Revesz, J. (2020). "A Model of the Optimal Tax Mix Including Capital Taxation". Atlantic Economic Journal **48**(3): 387-402.

Runciman, W. (1966). *Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-Century England*, London, Routledge and Kegan Paul Ltd.

Sadeghi, S. K. Beheshti, M. B. Ranjpour, R. & Ebrahimi, S. (2018). "An Empirical Analysis of Effects of Direct Taxes on Income Distribution in Iran: A FAVAR Approach". Journal of Tax Research **26**(37): 41-72.

Salem, A. & Nademi, Y. (2017). "Taxes and Distribution of Income in Iran: Approach to Threshold Regression". Journal of Tax Research **25**(34): 15-30.

Sameti, M. Amiri, H. & Izadi, S. (2016). "The Effect of Optimal Rates of Indirect Tax on Social Welfare in Iran". The Economic Research **15**(4): 51-74.

Saunders, P. (2010). "Inequality and Poverty". In F. G. Castles, S. Leibfried, J. Lewis, H. Obinger, & C. Pierson (Eds.), *The Oxford handbook of the Welfare State* (pp. 526–538), Oxford University Press.

Seelkopf, L. & Lierse, H. (2016). "Taxation and Inequality: how Tax Competition Has Changed the Redistributive Capacity of Nation-States in the OECD". In *Welfare State Transformations and Inequality in OECD Countries* (pp. 89-109), Palgrave Macmillan, London.

Sen, A. (1974). "Informational Bases of Alternative Welfare Approaches: Aggregation and Income Distribution". Journal of Public Economics **3**(4): 387-403.

SotoodeNia, S. Ahmadi Shadmehri, M. T. Razmi, S. M. & FahimiFard, S. M. (2020). "Studying the Effect of Green Tax on Iran's Energy Consumption and Social Welfare Using Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE) Model". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **10**(40): 34-15.

Statistical Center of Iran (2020). Income Distribution in Iran 1363-1398.

Stoilova, D. (2017). "Tax Structure and Economic Growth: Evidence from the European Union". Contaduría y Administración **62**(3): 1041-1057.

Vafaei, E. Mohammadzadeh, P. Fallahi, F. & Asgharpour, H. (2017). "The Convergence of Social Welfare in the Iranian Provinces Using Spatial

STAR Nonlinear Technique". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics **4**(2): 79-102.

William, K. (2018). *The Effects of Tax Structure on Economic Growth and Income Inequality in Tanzania*, Doctoral Dissertation, The University of Dodoma.

Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7nd ed.), Cengage Learning.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 1-38.

Welfare effects of budget-neutral changes in tax mix for Iran

Mahboobeh Farahati[1]

Received: 28-12-2021 Accepted: 03-03-2022

Introduction: Taxes, as an effective policy of governments to achieve their desired economic, social and political goals, can affect the welfare of the society by influencing the production and distribution of income. However, different types of taxes do not necessarily have the same effect on social welfare, as they may have different welfare effects in terms of sign and magnitude. Accordingly, the question arises as what effect the substitution of different tax items and, thus, the change in the tax mix will have on the level of welfare. In other words, how does an increase in the share of each tax in the total tax revenue and, conversely, a decrease in the share of each of the other taxes of the same magnitude affect social welfare? Generally, if two types of taxes reduce or increase the welfare of the society, substituting one that has a smaller or larger effect for the other can improve the welfare. On the other hand, if two types of taxes have opposite welfare effects, substituting one that increases welfare for the other will eventually improve the welfare. Therefore, the choice of an optimal tax mix is of great importance for tax policies. In this regard, the main purpose of this study is to analyze the welfare consequences of substituting different types of taxes (including indirect tax, income tax, wealth tax and corporate tax) with the assumption of a constant government budget (i.e., budget-neutral changes in the tax mix) for Iran.

Methodology: This study employs an empirical model consisting of four regression equations, in each of which social welfare, measured by the Gini social welfare function proposed by Sen (1974), is considered as the dependent variable. On the other hand, the percentage shares of the four main tax categories in the total tax revenue that add up to 100 percent and a number of other key factors that potentially affect social welfare (i.e., inflation rate, the ratio of government consumption expenditure to GDP, and the degree of trade openness) are used as explanatory variables. However, one of the tax shares is excluded from each equation. In other words, three of the four tax shares and a common set of other potential determinants of welfare are included on the right-hand side of each equation. Given that the

[1]. Assistant Professor at Faculty of Economics, Semnan University, Semnan, Iran
Email: m.farahati@semnan.ac.ir

sum of the four tax shares is always equal to 100% and that the specification of the non-tax variables is the same in all the equations, the coefficient of each of the three tax shares included in each equation represents the effect of a one-unit increase (decrease) in that tax share and, conversely, a one-unit decrease (increase) in the tax share excluded from the equation on social welfare. The reason is obvious. Generally, each coefficient in a regression model signifies the change in the mean of the dependent variable per unit increase in the associated explanatory variable when all the other explanatory variables are held constant. On the other hand, since the sum of the four tax shares is equal to 100%, a one-unit increase (decrease) in one of the three tax shares included in each regression equation and the other two tax shares held constant mean a one-unit decrease (increase) in the tax share excluded from the equation. Finally, the regression equations are estimated separately using the autoregressive distributed lag (ARDL) approach and the data for the period of 1982-2018.

Results and Discussion: In this study, firstly, social welfare is measured using the Gini social welfare function for the period of 1982-2018. The results show that the welfare of society has generally improved over the period of 1988-2011, but, since then, it has been accompanied by some fluctuations. In the next step, the Phillips-Perron test is applied to determine the order of integration of the variables under consideration. The results of this test reveal that the maximum order of variables integration in each of the four regression equations is 1, satisfying the necessary conditions to implement the bounds procedure based on the Wald or F-statistics in testing due to the existence of a long-run relationship among variables (i.e., co-integration testing). The results show that the null hypothesis of no co-integration is rejected for each of the models. Thus, the estimated ARDL model is used to solve the long-run relationship between the variables in each model. The analysis then proceeds based on such estimated long-run relationships (coefficients). The findings indicate that a) a one-unit increase in the percentage share of the income tax in the total tax revenue and, conversely, a decrease in the percentage share of the corporate tax of the same magnitude will improve social welfare, b) a one-unit increase in the percentage share of the income tax and, conversely, a decrease in the percentage share of the indirect tax of the same magnitude will improve social welfare, c) a one-unit increase in the percentage share of the wealth tax and, conversely, a decrease in the percentage share of the corporate tax of the same magnitude will improve social welfare, and d) a one-unit increase in the percentage share of the wealth tax and, conversely, a decrease in the percentage share of the indirect tax of the same magnitude will improve social welfare. In addition, substitutions (1) to (4) have the most to the least effect on welfare, respectively. Finally, other substitutions (i.e., substituting income tax and wealth tax with each other and substituting

corporate tax and indirect tax with each other) do not have a significant impact on the welfare of the society.

Conclusion: This study examines the effects of substituting different tax items (i.e., budget-neutral changes in the tax mix) on social welfare in Iran using the corresponding data for the period of 1982-2018. The empirical results show that a budget-neutral substitution of income tax or wealth tax for indirect tax leads to an increase in social welfare in the long-run. In addition, the budget-neutral substitution of income tax or wealth tax for corporate tax can improve social welfare in the long-run. These findings have important implications for reforming the country's tax structure in order to improve the welfare of the society.

Keywords: Tax mix, Social welfare, ARDL approach, Iran.

JEL Classification: H2, I31, C1, N35.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۸۳-۳۹

تأثیر تکانه‌های ارزی بر روی توزیع درآمد در ایران: رهیافت تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE)

ذبیح الله فلاحتی[۱]
منصور خلیلی عراقی[۲]
سجاد برخورداری دورباش[۳]
محسن مهرآرا[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۱۳

چکیده

نرخ ارز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی، بیانگر شرایط اقتصادی کشور بوده و به‌عنوان حلقه واسط بین اقتصاد داخلی و خارجی و در ارتباط با قیمت‌های داخلی؛ اثرات مستقیمی بر قیمت‌های صادراتی و وارداتی دارد و از این طریق متغیرهایی نظیر درآمد، مخارج مصرفی خانوار و توزیع درآمد خانوار را با تغییرات قابل ملاحظه‌ای همراه می‌سازد. از این رو، هدف مقاله حاضر، بررسی اثرات تکانه‌های نرخ ارز بر توزیع درآمد خانوارهای شهری و روستایی با استفاده از رهیافت تعادل عمومی محاسبه پذیر است؛ بدین منظور، پایه‌های آماری مدل فوق بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس بنا نهاده شده و فرآیند تصریح معادلات و بستن مدل فوق نیز به‌صورت تعادلی و بر اساس مدل لافگرن تغییر و بسط داده شده است. در این راستا، ابتدا ناهمگنی خانوارها بر اساس پارامترهای تابع تقاضای مستخرج از تابع مطلوبیت استون گری بررسی شده و در مرحله بعد با واردکردن تکانه ارزی به مدل به میزان ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصد، اثرات شوک ارزی بر توزیع درآمد خانوارها به تفکیک دهک‌های درآمدی شهری و روستایی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی انجام شده در این پژوهش، بیان‌گر آن است که افزایش نرخ ارز از ۱۰ به ۳۰ درصد، موجب کاهش متوسط مصرف حقیقی در دهک‌های درآمدی شهری از ۴٫۹۴ درصد به ۱٫۷۶ درصد و در دهک‌های درآمدی روستایی از ۴٫۵۷ درصد به ۱٫۱۵ درصد می‌شود و این تأثیر در خانوارهای شهری بیشتر از خانوارهای روستایی بوده که این امر، عاملی در جهت افزایش شاخص ضریب جینی در کشور بوده است.

واژگان کلیدی: رهیافت تعادل عمومی محاسبه پذیر، نرخ ارز، توزیع درآمد، ماتریس حسابداری اجتماعی.

[۱]. دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) zabihfalahati@ut.ac.ir
[۲]. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران khalili@ut.ac.ir
[۳]. دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران barkhordari@ut.ac.ir
[۴]. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران mmehrara@ut.ac.ir

۱- مقدمه

طی چند دهه اخیر، تغییر و تحولات نظام‌های ارزی سبب شده است تا توجه به مقوله نرخ ارز و نوسانات آن به ویژه در کشورهای در حال توسعه به عنوان عامل کلیدی در سیاست‌گذاری‌ها و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی بیش از گذشته اهمیت یابد. تغییرات و نوسانات نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات را در بخش‌های داخلی و خارجی هر کشور به همراه دارد که برآیند آن عملکرد اقتصادی کشور را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد (نادری و همکاران، ۱۳۹۸: ۲۸۸). از آن‌جا که بازار ارز در ایران در چند سال اخیر دستخوش تکانه‌های فراوانی شده است و تأثیر این تکانه‌ها بر متغیرهای مختلف در اقتصاد، غیر قابل انکار است، آگاهی از چگونگی اثرات این تکانه‌ها می‌تواند در تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌ها بسیار مؤثر واقع شود.

یکی از مؤلفه‌های مهم اثرپذیر از تغییرات نرخ ارز، مؤلفه نابرابری توزیع درآمد می‌باشد که تغییرات ارزی می‌تواند اثرات زیادی بر میزان این نوع از نابرابری ایجاد نماید. به طور کلی، وجود نابرابری‌های گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش داخلی آن و ایجاد شکاف بیشتر در طبقات جامعه منجر می‌گردد؛ از بعد اقتصادی، افزایش فقر با تأثیری که بر سطح سلامت، بهداشت، تغذیه و آموزش افراد جامعه دارد، می‌تواند باعث کاهش میزان بهره‌وری اقتصادی، کاهش رشد اقتصادی و تولید و در نتیجه کاهش درآمد ملی شده و در یک دور باطل مجدداً موجبات تشدید فقر را در بین آحاد جامعه فراهم نماید (صادقی و همکاران، ۱۳۹۶: ۷۶). کاهش ارزش پول ملی اثرات قابل توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد که توزیع درآمد از آن مستثنی نیست؛ با کاهش ارزش پول ملی، دستمزد نیروی کار به طور کامل با اثرات تورمی ناشی از این کاهش، تعدیل نمی‌شود و منجر به انتقال درآمد از نیروی کار به سمت تولیدکنندگان و صاحبان سرمایه و در نهایت باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود (لعل خضری و صمیمی، ۱۳۹۹: ۴۵).

از جمله مدل‌هایی که می‌تواند تأثیر تکانه‌های ارزی را بر توزیع درآمد مورد بررسی قرار دهد، مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر[1] است که در مقابل مدل‌های دربرگیرنده تعادل جزئی از مزیت بیشتری برخوردار هست؛ در واقع، تحلیل جزئی مسائل اقتصادی وقتی مناسبت دارد و دارای اشارات توصیه‌ای و سیاستی صحیح و قابل اعتماد است که عوامل مهم و اثرگذار اقتصادی و غیر اقتصادی که در پشت منحنی‌های عرضه و تقاضا نهفته‌اند، از ثبات و پایداری لازم برخوردار باشند.

[1]. Computable General Equilibrium (CGE)

در شرایط کنونی اقتصاد، حتی جزئی‌ترین مسائل اقتصادی به تحلیل و چارچوب کلی نیاز دارد؛ زیرا شرایط کشور به‌گونه‌ای است که عوامل مختلف در حال تغییر هستند؛ لذا کوچک‌ترین تکانه که بر ساختار اقتصادی وارد گردد، باعث ایجاد بی‌ثباتی‌های گسترده در مجموعه اقتصاد کشور شده و در چنین شرایطی نتایج حاصل از مدل‌های دربرگیرنده تعادل جزئی از اعتبار کافی برخوردار نمی‌باشد.

در ایران مطالعات متعددی درباره تأثیر نرخ ارز روی متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است به عنوان نمونه؛ حسن زاده و همکاران (۱۳۹۱)، فولادی (۱۳۹۲)، جلایی و همکاران (۱۳۹۳)، توکلی و همکاران (۱۳۹۴)، غفاری و همکاران (۱۳۹۵)، خیابانی و مظاهری (۱۳۹۵)، دانش جعفری و همکاران (۱۳۹۵)، سرلاب (۱۳۹۷)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷)، محمدی و همکاران (۱۳۹۸)، لعل خضری و صمیمی (۱۳۹۹)، زروکی و همکاران (۱۳۹۹) و صدیق محمدی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی اثرات نرخ ارز بر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند که عمدتاً مبتنی بر تعادل جزئی می‌باشند. بخشی از تحقیقات خارجی در این زمینه مربوط به البشرا و همکاران (۲۰۱۰)[1]، الشیخ و همکاران (۲۰۱۲)[2]، بهمنی اسکویی و همکاران[3] (۲۰۱۳)، سانی و همکاران (۲۰۱۶)[4]، اوسنی (۲۰۱۶)[5]، ریبریو و همکاران (۲۰۱۷)[6]، وی و همکاران[7] (۲۰۱۸)، نجیندان ایک و هو[8] (۲۰۱۸)، اومارو و همکاران[9] (۲۰۱۸)، آپرجیس و کووری[10] (۲۰۱۸)، چبی و اولاریگا[11] (۲۰۱۹)، ولدی و صدیق (۲۰۱۹)[12]، آیه و هریس[13] (۲۰۱۹)، هاکان[14] (۲۰۲۰)، گنانگنون [15] (۲۰۲۱)، و فیضی و همکاران[16] (۲۰۲۱) می‌باشد که عمدتاً مدل‌های تک معادله‌ای اقتصادسنجی می‌باشند. رویکرد ارائه شده در این پژوهش از نظر روش و ابزار، مکمل اکثر ادبیات

1. Elbushra (2010)
2. Elsheikh (2012)
3. Oskooee (2013)
4. Sani (2016)
5. Oseni (2016)
6. Ribeiro (2017)
7. Wei (2018)
8. Njindan Iyke and Ho (2018)
9. Umaru (2018)
10. Apergis and Cooray (2018)
11. Chebbi & Olarreaga (2019)
12. Woldie & Siddig (2019)
13. Aye and Harris (2019)
14. Hakan (2020)
15. Gnangnon (2021)
16. Feizi (2021)

توزیع درآمد در ایران است با این تفاوت که اثرات توزیعی در سطح تفکیک جزئی‌تر خانوارها هدف تحقیق می‌باشد و این روش یک دیدگاه جامع‌تر برای مدل‌های تعادل عمومی محاسبه پذیر، تعادل جزئی یا فرم خلاصه شده[1] ارائه می‌دهد؛ از این رو، در پژوهش حاضر، تمرکز بر تغییرات نرخ ارز به‌عنوان ابزاری برای تأثیر بر توزیع ناهمگن درآمد بین دهک‌های درآمدی خانوارهای شهری و روستایی با استفاده از جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی[2] کشور (ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۳۹۰ مرکز پژوهش های مجلس) معطوف شده است.

بر این اساس سؤال اصلی مقاله این است که آیا تکانه‌های نرخ ارز روی توزیع درآمد دهک‌های مختلف خانوارهای شهری و روستایی اثر می‌گذارد؟ برای پاسخ به این سؤال، این مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است؛ در بخش دوم مقاله مروری بر ادبیات نظری و تجربی ارائه می‌گردد، بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق شامل تصریح معادلات و روش به دست آوردن پارامترها جهت بررسی رفتار خانوارها می‌پردازد. یافته‌های پژوهش بخش چهارم مقاله را به خود اختصاص می‌دهد و نهایتاً بحث و نتیجه‌گیری در قسمت پنجم مقاله ارائه خواهد شد.

۲- مروری بر ادبیات نظری و تجربی موضوع

در این بخش ابتدا شرایط فعلی حاکم بر توزیع درآمد در ایران مورد بحث قرارگرفته و در ادامه با تشریح سازوکار اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر توزیع درآمد، خلاصه‌ای از روند توسعه مدل‌های تعادل عمومی محاسبه پذیر بیان می‌گردد و در نهایت به مروری بر نتایج مطالعات صورت گرفته در زمینه موضوع این پژوهش پرداخته می‌شود.

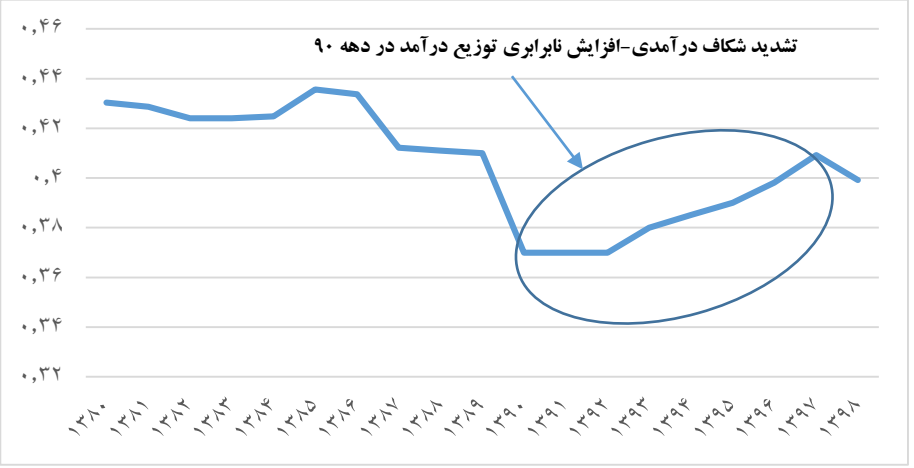
۲-۱- تبیین وضعیت فعلی توزیع درآمد در ایران

بعد از عنوان شدن طرح کاهش فقر در جهان، چگونگی توزیع درآمد، بیشتر از قبل مورد توجه قرار گرفت؛ زیرا در دنیای امروز بزرگ‌ترین عامل ایجادکننده فقر نه کمبود درآمد بلکه توزیع ناعادلانه آن است. در تعریف عامیانه توزیع عادلانه و ناعادلانه درآمد می‌توان گفت، در صورتی که یک فرد در جامعه تمامی درآمد را در اختیار داشته باشد وضعیت توزیع درآمد ناعادلانه‌ترین وضع ممکن است و زمانی که تمامی افراد به یک نسبت از کل درآمد جامعه بهره‌مند شوند، عادلانه‌ترین حالت وجود دارد. امروزه سخن مطرح‌شده در جهان یکسان بودن سهم تمامی گروه‌ها

[1]. Reduced-form
[2]. Social Accounting Matrix

از درآمد کشور نیست، بلکه مساله مهم توزیع عادلانه بر مبنای توانایی‌های افراد مختلف است که می‌تواند به ایجاد توازن و تعادل بیشتر در جامعه بیانجامد. طبق موازین علمی تقسیم درآمد در یک کشور باید به نحوی باشد که سهم بیشتری از مردم در طبقه متوسط جای بگیرند (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۰).

در این بخش وضعیت نابرابری توزیع درآمد در کشور بر اساس شاخص ضریب جینی[1] مورد بررسی قرارگرفته است؛ شاخص ضریب جینی معتبرترین و پر استنادترین شاخص اندازه‌گیری توزیع درآمد است که میزان انحراف توزیع درآمد از توزیع کاملاً برابر را اندازه‌گیری می‌کند. ضریب جینی بزرگ‌تر نشان‌دهنده نابرابری بیشتر در توزیع درآمد است (فرهمند، ۱۴۰۰: ۱). روند شاخص ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۰ در شکل‌های ۱ و ۲ ارائه شده است.



مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران

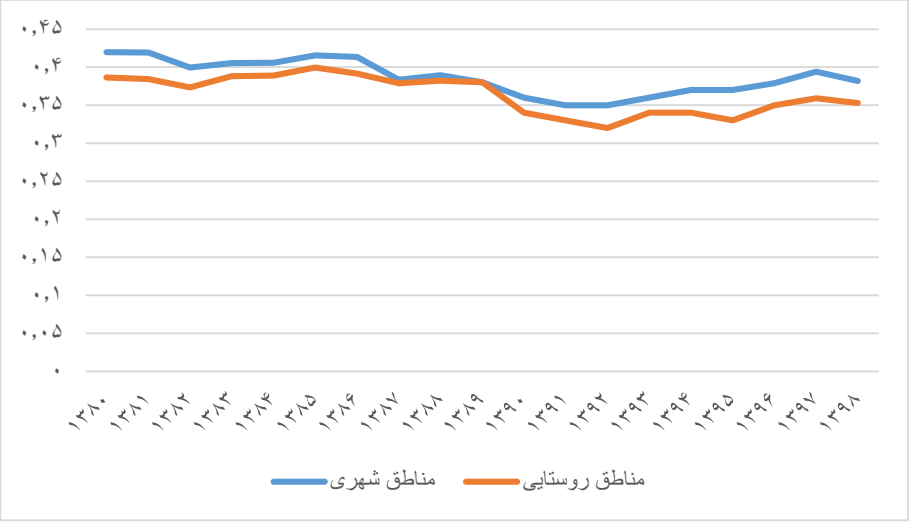
شکل ۱: شاخص ضریب جینی کل کشور (محور عمودی) طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۰

همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود؛ شاخص ضریب جینی در دهه ۱۳۹۰ روندی صعودی را طی نموده است که بیان‌گر وخیم‌تر شدن توزیع درآمد در کشور است؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۷ شاخص ضریب جینی معادل ۰/۴۰۹۳ بوده است که بیشترین میزان این شاخص در دهه ۱۳۹۰ به‌حساب می‌آید؛ می‌توان گفت جهش ارزی و تخلیه تورمی بیشترین ضربه را به توزیع درآمد در ایران زده است؛ وضعیت شاخص ضریب جینی در سال ۱۳۹۸ کمی بهبود یافته است؛ هرچند برای کاهش شکاف درآمدی عمیقی که در این سال‌ها ایجاد شده است، کافی نبوده، زیرا در سال‌های

[1]. Gini Index

دهه ۱۳۹۰ شکاف درآمدی آن‌قدر زیاد شده است که این کاهش بسیار اندک در مقابل آن شکاف عمیق، بسیار ناچیز است؛ با این وجود، دو دلیل عمده می‌توان برای کاهش نابرابری درآمدی در سال ۱۳۹۸ بیان نمود؛ اولین و عمده‌ترین دلیل این است که از آبان ماه سال ۱۳۹۸ و با افزایش قیمت بنزین، دولت شروع به توزیع یارانه‌ای به نام یارانه معیشتی نمود. یارانه‌ای که تنها به حدود شصت میلیون نفر از جمعیت کشور تعلق گرفت؛ این موضوع باعث شد تا اندکی درآمدهای طبقات پایینی جامعه رشد کند؛ دلیل دوم این بود که طبق گزارش‌های مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۸، نرخ تورمی که به دهک‌های بالایی جامعه تحمیل شد، بیشتر از نرخ تورمی بود که به دهک‌های پایینی جامعه تحمیل گردید.

در شکل ۲ شاخص ضریب جینی به تفکیک مناطق روستایی و شهری ارائه شده است؛ همان‌طور که در شکل مشخص است؛ شاخص ضریب جینی در مناطق شهری و روستایی علی‌رغم آن‌که در دهه ۱۳۸۰ روندی نزولی را طی نموده و به عبارتی وضعیت توزیع درآمد در کشور به سمت بهبود حرکت نموده است؛ با این حال، در دهه ۱۳۹۰ روند حرکتی این متغیر معکوس شده که بیان‌گر بدتر شدن توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی کشور است.



مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران

شکل ۲: شاخص ضریب جینی (محور عمودی) به تفکیک مناطق شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۰

در یک جامعه متعادل شمار ثروتمندان و فقیران بسیار کم است؛ زیرا وجود گروه‌های بسیار پردرآمد یا بسیار کم‌درآمد نشان‌دهنده توزیع نامتناسب درآمد در آن جامعه است. با توجه به

این‌که بیشتر یا کمتر شدن ضریب جینی به‌تنهایی نمی‌تواند وضعیت توزیع درآمد را در جامعه نشان دهد؛ بنابراین، برای محاسبه میزان عدالت در توزیع درآمد، از شاخص سهم درآمدی که هر یک از گروه‌های جامعه به دست می‌آورند نیز استفاده می‌شود. در این راستا، سهم هر یک از دهک‌ها از هزینه کل یکی از شاخص های سنجش وضعیت توزیع درآمد است؛ چراکه هزینه تابعی از درآمد محسوب می‌شود و از این جهت می‌توان سهم دهک‌ها در هزینه کل را سهم آن‌ها در درآمد کل نیز در نظر گرفت.

در جدول ۱ سهم هزینه خانوارهای کل کشور به تفکیک دهک‌های درآمدی در بازه زمانی (۱۳۹۹-۱۳۸۰) آورده شده است؛ همان‌طور که در جدول فوق مشخص است، اختلاف زیادی بین سهم هزینه خانوار در دهک درآمدی اول و دهم وجود دارد؛ همچنین، مقایسه سهم هزینه خانوارهای کل کشور در دو سال گذشته بیان‌گر آن است که سهم پنج دهک کم‌درآمد (یک تا پنج) از درآمد کل در سال ۱۳۹۹ نسبت به سهمشان در سال ۱۳۹۸ کاهش یافته در حالی که سهم پنج دهک پردرآمد جامعه از کل درآمد در سال ۱۳۹۹ نسبت به ۱۳۹۸ افزایش یافته است که این خود بیانگر توزیع ناعادلانه درآمد در کشور است.

جدول ۱: سهم هزینه خانوارهای کل کشور به تفکیک دهک‌های درآمدی

شرح	سهم دهک اول	سهم دهک دوم	سهم دهک سوم	سهم دهک چهارم	سهم دهک پنجم	سهم دهک ششم	سهم دهک هفتم	سهم دهک هشتم	سهم دهک نهم	سهم دهک دهم
۱۳۸۰	۰,۰۲۰۷	۰,۰۳۱۶	۰,۰۴۰۸	۰,۰۵۲۷	۰,۰۶۴۸	۰,۰۷۵۷	۰,۰۹۴۵	۰,۱۱۷۴	۰,۱۶۲۴	۰,۳۳۹۴
۱۳۸۵	۰,۰۱۹۵	۰,۰۳۰۸	۰,۰۴۰۱	۰,۰۵۰۵	۰,۰۶۲۰	۰,۰۸۱۱	۰,۰۹۳۳	۰,۱۱۸۸	۰,۱۶۵۵	۰,۳۳۸۵
۱۳۹۰	۰,۰۲۶۳	۰,۰۴۰۰	۰,۰۴۹۸	۰,۰۶۰۰	۰,۰۷۰۸	۰,۰۸۳۳	۰,۰۹۹۲	۰,۱۲۱۰	۰,۱۵۸۲	۰,۳۰۸۶
۱۳۹۵	۰,۰۲۳۷	۰,۰۳۷۶	۰,۰۴۷۷	۰,۰۵۷۷	۰,۰۶۸۴	۰,۰۸۰۹	۰,۰۹۷۲	۰,۱۲۰۱	۰,۱۵۸۲	۰,۳۰۸۶
۱۳۹۶	۰,۰۲۲۹	۰,۰۳۶۲	۰,۰۴۶۴	۰,۰۵۶۳	۰,۰۶۷۶	۰,۰۸۰۳	۰,۰۹۶۷	۰,۱۲۰۵	۰,۱۶۰۳	۰,۳۱۲۷
۱۳۹۷	۰,۰۲۲۵	۰,۰۳۵۶	۰,۰۴۵۴	۰,۰۵۵۱	۰,۰۶۵۳	۰,۰۷۷۸	۰,۰۹۴۵	۰,۱۱۹۰	۰,۱۶۰۱	۰,۳۲۴۹
۱۳۹۸	۰,۰۲۳۱	۰,۰۳۶۴	۰,۰۴۶۴	۰,۰۵۶۴	۰,۰۶۷۴	۰,۰۷۹۸	۰,۰۹۶۰	۰,۱۱۹۵	۰,۱۵۸۰	۰,۳۱۶۹
۱۳۹۹	۰,۰۲۲۵	۰,۰۳۵۹	۰,۰۴۶۰	۰,۰۵۶۰	۰,۰۶۷۳	۰,۰۸۰۰	۰,۰۹۶۹	۰,۱۲۱۰	۰,۱۶۰۴	۰,۳۱۴۰

مأخذ: آمار منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران

۲-۲- سازوکار اثرگذاری تکانه‌های ارزی بر توزیع درآمد

نرخ ارز به‌عنوان واسط میان اقتصاد داخلی و خارجی، یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی است؛ از این رو، تکانه‌های نرخ ارز از طریق تأثیرگذاری بر قیمت‌های صادراتی و وارداتی در

ترکیب با قیمت‌های داخلی، می‌تواند بر درآمد، مخارج مصرفی و نهایتاً رفاه خانوارها تأثیر بگذارد. تغییر و تحولات نظام ارزی در چند دهه گذشته، سبب شده است تا مقوله نرخ ارز به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه بیش از گذشته به‌عنوان یک عامل کلیدی و مهم در سیاست‌ها و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی مورد توجه قرار گیرد (رضایی و همکاران، ۱۳۹۹: ۸۰).

در دهه ۱۳۹۰ اقتصاد کشور با دو تکانه ارزی عمده مواجه گردید؛ تکانه اول در اوایل دهه ۱۳۹۰ و بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۰ اتفاق افتاد که در این ارتباط اثرات روانی حاصل از تحریم‌های جدیدی که به طور خاص صنعت نفت و نظام بانکی کشور را هدف گرفته بودند از جمله عوامل اصلی بودند که شوک ارزی اوایل دهه ۱۳۹۰ را شکل دادند. در این مقطع اگرچه تحریم‌های بانکی علت زمینه‌ای افزایش نرخ ارز بود، اما به دلیل قیمت مناسب فروش نفت و ذخایر ارزی مناسب، امکان مدیریت بازار ارز وجود داشت؛ اما هدر رفت منابع ارزی در قالب فروش رانتی به صرافی‌ها (مداخله ارزی) و بدون رصد و اصابت به مصارف و از طرفی مدیریت ضعیف بر تقاضا، باعث شد تا نرخ ارز بسیار بیشتر از اثر واقعی تحریم افزایش یابد؛ اما با این حال تحولاتی که در سال ۱۳۹۲ در زمینه مذاکرات ایران با کشورهای غربی حول مسائل هسته‌ای کشور و رفع تحریم‌ها شکل گرفت و منجر به انعقاد توافق‌نامه برجام گردید، به کاهش التهابات ارزی و بهبود انتظارات نسبت به آینده قیمت ارز و ثبات در این بازار کمک زیادی نمود؛ اما این ثبات ایجادشده در بازار ارز خیلی دوام نداشت و در سال ۱۳۹۵ و بعد از اینکه مشخص شد تحریم‌های ایالات متحده در پسابرجام همچنان پابرجا مانده و گشایش در روابط بانکی ایران ناچیز است، نرخ ارز روند افزایشی پیدا کرد؛ اما عامل شروع‌کننده در تکانه ارزی سال ۱۳۹۷، وعده رئیس‌جمهور منتخب ایالات متحده برای بازگشت تحریم‌های یک‌جانبه این کشور بود که از طریق تغییر در انتظارات روانی در بازار ارز، موجب تحریک تقاضا برای خرید ارز گردید. فعالان بازار در نبود نظارت و شفافیت ارزی، به خرید انبوه ارز جهت سودآوری و حفظ ارزش دارایی خود پرداختند که موجب افزایش سریع نرخ ارز در پایان سال ۱۳۹۶ و ابتدای سال ۱۳۹۷ گردید. در واقع با توجه به اینکه در دوره پسابرجام به دلیل ابقای بخش مهمی از تحریم‌های بانکی ایالات متحده، گشایش ناچیزی در روابط بانکی ایران صورت گرفته بود، اقتصاد ایران بیش از اینکه از بازگشت تحریم‌ها متأثر شود، از خبر و عملیات روانی مرتبط با آن دچار تلاطم اولیه شد (علوی رضوی و همکاران، ۱۳۹۹: ۶۳).

مباحث نظری جدید و به دنبال آن بررسی‌های انجام گرفته، حاکی از آن است که تکانه‌های ارزی، اثرات متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصادهای مختلف جهان بر جای می‌گذارد؛

به‌گونه‌ای که چگونگی و اندازه این اثرات، متفاوت و بستگی به شرایط اولیه هر اقتصاد دارد. به طور کلی، تکانه‌های ارزی در یک کشور، نشان‌دهنده عملکرد اقتصادی آن کشور می‌باشد؛ تأثیر مستقیم تکانه نرخ ارز از طریق قیمت کالاهای مبادلاتی بین‌المللی رخ می‌دهد (یزدانی، ۲۰۱۸)؛ بنابراین، یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتقال شوک‌های خارجی (از جمله شوک ارزی) به خانوارها، تغییر در قیمت‌های نسبی[1] است. این تغییر، سوددهی بخش‌های مختلف اقتصادی را تغییر داده و در نتیجه، اشتغال و دستمزدهای واقعی تغییر می‌کند؛ همچنین خانوارها در نتیجه تغییر قیمت کالاهای مصرفی تحت تأثیر قرار می‌گیرند (حسن زاده و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۸)؛ تغییرات قیمت‌ها از مهم‌ترین و تأثیرگذارترین عوامل تغییر رفاه خانوارها می‌باشد (صامتی و ایزدی، ۱۳۹۳: ۱۱۷)؛ از این رو، افزایش نرخ ارز به واسطه تغییراتی که در سطح عمومی قیمت‌ها ایجاد می‌کند، بر رفاه خانوارها تأثیر می‌گذارد (صدیق محمدی و همکاران، ۱۳۹۸: ۸۴).

از آن‌جا که کالاهای وارداتی بخشی از سبد مصرفی را تشکیل می‌دهد، افزایش نرخ ارز از طریق افزایش قیمت ریالی کالاهای وارداتی، به‌صورت مستقیم به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه تورم می‌انجامد. علاوه بر این، از آن‌جا که کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی بخشی از هزینه‌های تولید داخلی را شامل می‌شود، افزایش نرخ ارز از طریق افزایش هزینه‌های تولید به‌صورت غیر مستقیم به افزایش قیمت محصولات تولیدکنندگان داخلی و در نتیجه افزایش تورم منجر شده و نهایتاً بر رفاه خانوار تأثیر منفی می‌گذارد (زمان زاده و الحسینی، ۱۳۹۱: ۱۱۳). نکته مهم در بررسی نتایج تغییرات نرخ ارز، به کشش جانشینی کالاهای وارداتی با کالاهای ساخت داخل و نیز کشش جایگزینی کالاهای صادراتی با کالاهای عرضه شده در بازار داخل برمی‌گردد؛ به لحاظ نظری با افزایش نرخ ارز چنان‌چه کشش جانشینی بین کالاهای وارداتی و کالاهای ساخت داخل، کم باشد، سطح قیمت‌های داخلی بیش‌تر تحت تأثیر افزایش نرخ ارز قرار خواهد گرفت (فولادی، ۱۳۹۱: ۱۳۶).

در چارچوب مدل تعادل عمومی، همان‌طور که در شکل ۳ نشان داده شده است، یکی از کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز بر درآمد خانوار از مجرای قیمت‌های صادراتی می‌باشد؛ با توجه به این‌که قیمت‌های جهانی (قیمت‌های صادراتی بر مبنای ارز خارجی) ثابت فرض شده است؛ بنابراین قیمت‌های صادراتی (بر مبنای پول ملی) صرفاً از طریق تغییرات نرخ ارز تأثیر خود را روی متغیرهای اقتصادی می‌گذارد؛ در این فرآیند بر مبنای قیمت‌های صادراتی و قیمت‌های عرضه

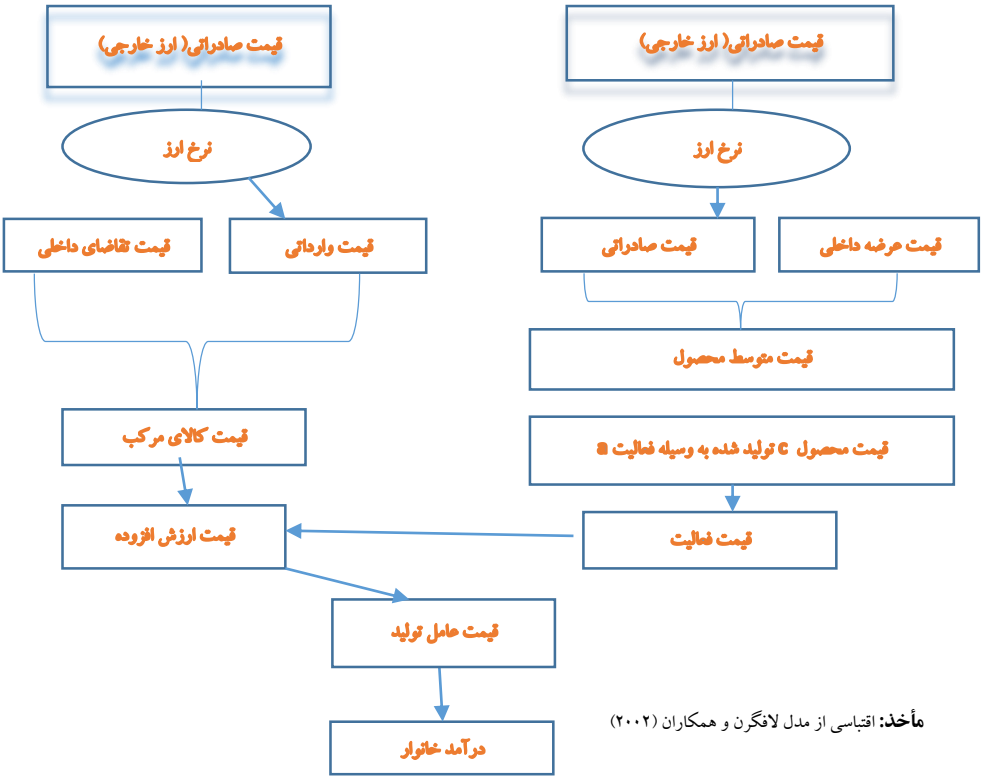
[1]. Relative Price

داخلی، متوسط قیمت تولیدکننده محصول تعیین می‌گردد. با توجه به افزایش نرخ ارز انتظار بر این است که متوسط قیمت محصولات به دلیل افزایش قیمت صادراتی افزایش یابد؛ به نحوی که با افزایش دادن قیمت محصولات تولیدشده به وسیله فعالیت‌های مرتبط، قیمت فعالیت مرتبط افزایش یافته و سبب افزایش قیمت ارزش افزوده ناشی از این نوع فعالیت‌ها و نیز باعث افزایش قیمت عامل تولید فعال در این فعالیت‌ها می‌گردد. در نهایت انتظار می‌رود درآمد خانوار از این کانال تقویت گردد. در واقع طرفداران سیاست کاهش ارزش پول ملی بر مبنای فعال شدن چنین فرآیندی در تولید و درآمد خانوار، تأثیر این نوع سیاست را در اقتصاد مثبت قلمداد می‌کنند.

کانال دیگر تأثیرگذاری نرخ ارز بر درآمد خانوار در چارچوب مدل تعادل عمومی، از مجرای قیمت‌های وارداتی می‌باشد؛ بر اساس چنین مکانیزمی، تغییرات نرخ ارز با فرض ثابت بودن قیمت‌های جهانی کالاهای وارداتی، سبب تغییر قیمت‌های وارداتی (بر مبنای پول ملی) شده که در تعامل با قیمت تقاضای داخلی باعث تغییر قیمت کالاهای مرکب[1] می‌گردد. انتظار بر این است که افزایش نرخ ارز با توجه به مکانیزم مذکور، با بالا بردن قیمت‌های وارداتی موجب افزایش قیمت کالای مرکب شود؛ به طوری که از این طریق قیمت ارزش افزوده کاهش یافته و با کاهش دادن قیمت عامل تولید موجب کاهش درآمد خانوار گردد. در کل می‌توان گفت یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری افزایش نرخ ارز بر درآمد خانوار و به تبع آن مخارج مصرفی و رفاه خانوار حاصل برآیند دو نیروی اشاره شده است.

علاوه بر کانال تغییر در قیمت‌های نسبی به واسطه تغییر در قیمت‌های صادراتی و وارداتی، از جمله کانال‌های دیگری که می‌تواند سبب انتقال اثرات شوک‌های خارجی نظیر تکانه نرخ ارز به خانوارها شده و بر رفاه آن‌ها اثرگذار باشد، می‌توان به تغییر در درآمد دولت و به تبع آن تغییر در مخارج و انتقالات دولت اشاره کرد که خود می‌تواند زمینه‌ساز تغییر در قیمت‌های نسبی، انتقالات مستقیم، ارائه کالاهای عمومی و تقاضای نیروی کار گردد. تغییر در تقاضای نیروی کار نیز به نوبه خود، سطح اشتغال را تحت تأثیر قرار داده و بنابراین سطح دستمزدها در بخش‌های اقتصادی را تغییر می‌دهد. از کانال‌های دیگر نیز می‌توان به تغییر سوددهی دارایی‌های فیزیکی و سرمایه‌ای اشاره کرد که می‌تواند نرخ پس‌انداز خانوارها را تغییر داده و توان مواجهه آن‌ها در مقابله با شوک‌ها را تغییر دهد (حسن زاده و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۸).

[1]. Composite Goods



مأخذ: اقتباسی از مدل لافگرن و همکاران (۲۰۰۲)

شکل ۳: مکانیسم انتقال اثرات نرخ ارز در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی

در مجموع، افزایش نرخ ارز به‌طور بالقوه اثرات جبرانی به همراه دارد که می‌تواند اثر درآمدی ناشی از افزایش نرخ ارز برای فقرا را تا حدی یا به‌طور کامل خنثی کند. اثرات جبرانی را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد که اولین دسته به تورم ناشی از افزایش نرخ ارز اشاره دارد به نحوی که با افزایش نرخ ارز، کالاهای وارداتی گران‌تر می‌شود و در صورتی که وابستگی کشور به کالاهای وارداتی بالا باشد، موجب ایجاد یا افزایش تورم در داخل خواهد شد. در این راستا اگر کالاهای وارداتی سهم مهمی در سبد مصرفی فقرا داشته باشد این اثر جبرانی افزایش خواهد یافت. دسته دوم از آثار جبرانی تغییرات نرخ ارز به زمانی اشاره دارد که منابع به بخش تجاری انتقال یابد و در نتیجه آن تقاضا برای نیروی کار در بخش غیر تجاری با کاهش مواجه شده و به تبع آن دستمزدها در این بخش نیز کاهش می‌یابد. کاهش دستمزدها نیز باعث افزایش نابرابری و فقر برای نیروی کار شاغل در بخش غیر تجاری می‌شود. دسته سوم از آثار جبرانی یاد شده اشاره به این دارد که

به دلیل وابستگی کشورهای در حال توسعه به نهاده‌های وارداتی و کالای واسطه وارداتی، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود؛ این مساله با اثر منفی بر تولید و اشتغال در هر دو بخش تجاری و غیر تجاری همراه خواهد شد و در نتیجه می‌تواند موجب افزایش نابرابری و توزیع درآمد شود (زروکی و همکاران، ۱۳۹۹).

۲-۳- سیر تحول مدل‌های تعادل عمومی محاسبه پذیر (CGE)

مدل‌های تعادل عمومی محاسبه پذیر (CGE) که از آن با نام تعادل عمومی کاربردی[1] (AGE) نیز یاد می‌شود بر اساس نظریه تعادل عمومی است که اولین بار به‌وسیله والراس[2] (۱۸۷۴) در قرن پیش مطرح شد و سپس به‌وسیله افراد دیگر از قبیل اجورث، ارو، دبرو، مکنزی، گیل، اسکارف[3] و غیره تکامل یافت. ارو و دبرو برای اولین بار در سال ۱۹۵۴ اثبات ریاضی کلی و جامعی درباره سازگاری داخلی مدل تعادل عمومی والراسی ارائه کردند. در نیم‌قرن گذشته، توجه به این مدل‌ها افزایش یافته است و این مدل‌ها برای تعداد زیادی از مسئله‌های اقتصادی شامل ارزیابی تأثیر سیاست‌های متفاوت به کار رفته‌اند.

ازآن‌جا که مدل‌های تعادل عمومی همه بخش‌های اقتصاد را در نظر می‌گیرند؛ لذا این مدل‌ها می‌توانند چگونگی انتشار یک شوک بیرونی در کل اقتصاد را که سبب تغییرات قیمت‌ها و سطح تولید شده و اقتصاد را به تعادل جدیدی می‌رساند؛ ارزیابی کنند. در حالت کلی، تأثیر این شوک به‌وسیله واکنشی که بخش‌های تولیدی، خانوارها و به طور کلی عوامل اقتصادی نسبت به این شوک نشان می‌دهند؛ تعیین خواهد شد. با مقایسه ارزش‌های تعادل اولیه با تعادل جدید بعد از شوک، این مدل‌ها به‌عنوان نمایش ساده شده‌ای از اقتصاد واقعی می‌توانند برای بررسی و تعیین مقدار تأثیرات اقتصادی استفاده شوند؛ همچنین این مدل‌ها می‌توانند به منظور پیش‌بینی تغییرات آینده با استفاده از تحلیل سناریو استفاده شوند. برای نزدیک به ۱۰۰ سال نظریه تعادل عمومی تنها در چارچوب مفهومی باقی ماند؛ بدین لحاظ به طور قطع در پیشرفت علم اقتصاد تأثیر گذاشته است و چارچوب مفیدی برای پیشبرد اقتصاد به عنوان علم را فراهم کرده است؛ با این حال، اجرای عملی مدل‌های تعادل عمومی محاسبه پذیر (CGE) به ابزارهایی نیاز دارد که به شکل گسترده موجود نبود تا زمان اخیر که این مدل‌ها روی اولین کامپیوترهای بزرگ و بعد از آن روی

---

[1]. Applied General Equilibrium
[2]. Walras (1874)
[3]. Edgeworth, Arrow, Debreu, Mckenzie, Gale, Scarf

کامپیوترهای شخصی و نرم‌افزاری خاص اجرا شد؛ این ابزارها (به همراه استفاده از داده‌های تجربی به‌منظور عددی کردن مدل‌ها) به اقتصاددانان این توانایی را می‌دهد که موضوعاتی به پیچیدگی یک اقتصاد واقعی که مانند عملکرد واقعی‌اش باشد را مدل‌سازی کنند (مظاهری، ۱۳۹۸).

جهش رو به جلو بزرگ از تحلیل نظری به بعد کاربردی بین دهه‌های ۱۹۳۰ و ۱۹۴۰ اتفاق افتاده بود؛ در حقیقت در زمانی که بحث‌هایی درباره امکان محاسبه تخصیصات کارای پرتو در اقتصادهای سوسیالیستی که به وسیله برنامه‌ریزان انجام گرفت (ون میزس، ۱۹۲۰؛ رابینز، ۱۹۳۴؛ لانگ، ۱۹۳۶ و هایک، ۱۹۴۰)[1] لئونتیف[2] (۱۹۴۱) با تحلیل داده- ستانده در تلاش برای ارائه نظریه والراس با بعد تجربی و ارائه قابلیت صریح برای استفاده آن در تحلیل اثرات سیاست‌های اقتصادی، توسعه بیشتر را در این مدل‌ها ایجاد کرده بود (شاید آخرین گام). بعدها مدل‌های برنامه‌ریزی خطی و غیر خطی دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ بر اساس کارهای کانتروویچ[3] (۱۹۳۹) و کوپمنس[4] (۱۹۴۷) و دیگر دانشمندان به منظور بهبود فنون داده- ستانده از طریق معرفی بهینه‌سازی و همچنین به‌عنوان تلاش برای توسعه نوع کاربردی تعادل عمومی مورد ملاحظه قرار گرفت (همان).

۲-۴- پیشینه پژوهش

نرخ ارز از جمله موضوعات مهمی است که به دلیل تأثیرگذاری بر متغیرهای اقتصادی، حجم زیادی از تحقیقات داخلی و خارجی را به خود اختصاص داده است. بسط موضوعات اقتصادی نظیر رشد، اشتغال، تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف و ... در ارتباط با نرخ ارز موجب شکل‌گیری تحقیقات کاربردی وسیعی در این زمینه گردیده است. پژوهش‌های نظری و تجربی انجام شده در زمینه شوک‌های ارزی تحقیق حاضر را می‌توان به دو دسته کلی تفکیک نمود؛ دسته اول مربوط به تحقیقاتی است که در قالب مدل‌های تعادل عمومی نگاشته شده‌اند و دسته دوم مربوط به تأثیرگذاری شوک‌های نرخ ارز در قالب مدل‌های تعادل جزئی است.

دسته اول تحقیقات در زمینه تأثیر نرخ ارز بر متغیرهای اقتصادی، با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی محاسبه پذیر (CGE)، رهیافت تحلیل تجارت جهانی[5] (GTAP) و مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی[6] (DSGE) صورت گرفته است:

---

1. Von Mises (1920), Robbins (1934), Lange (1936), Hayek (1940)
2. Leontief (1941)
3. Kantorovitch (1939)
4. Koopmans (1947)
5. Global Trade Analysis Project
6. Dynamic Stochastic General Equilibrium

فولادی (۱۳۹۱) در پژوهش خود با استفاده از مدل تعادل عمومی به بررسی اثرات تغییر نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها، تولید، صادرات و واردات پرداخته است؛ نتایج این پژوهش بیان‌گر آن است که تغییرات اجزای تشکیل‌دهنده تولید ناخالص داخلی با تغییرات نرخ ارز هم‌جهت بوده و افزایش نرخ ارز موجب افزایش سطح قیمت‌ها، افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود؛ همچنین، افزایش مخارج دولتی و مخارج مصرفی با توجه به افزایش نرخ ارز، نشان می‌دهد که مخارج مصرفی اقتصاد، چندان به میزان واردات وابسته نیست.

حسن زاده و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیق خود به بررسی اثر نوسان قیمت نفت بر رفاه خانوارهای شهری و روستایی در چارچوب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه و معیار تغییرات معادل[1] (EV) پرداختند، داده‌های مورداستفاده در این تحقیق ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ بوده است. بر اساس نتایج به دست آمده از این پژوهش، نوسانات قیمت نفت بیشترین تأثیر را بر خانوار شهری نسبت به خانوار روستایی داشته است؛ همچنین افزایش قیمت نفت نسبت به کاهش آن، تأثیر بیشتری بر رفاه، درآمد و هزینه خانوارها داشته است.

جلائی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تکانه‌های نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری و اشتغال با استفاده از رهیافت تحلیل تجارت جهانی (GTAP) پرداختند؛ نتایج این پژوهش، هم‌جهت بودن قیمت با تغییرات نرخ ارز را تأیید می‌کند؛ همچنین، بر اساس نتایج به دست آمده از این پژوهش، افزایش نرخ ارز در بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن، همراه با کاهش تولید، اشتغال را نیز کاهش داده و در بخش‌های خدمات و نفت و گاز، همراه با افزایش تولید، اشتغال را نیز افزایش داده است.

صدیق محمدی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر رفاه خانوار در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ در این پژوهش با توجه به قابلیت‌های مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر نسبت به مدل‌های تک معادله‌ای، یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) بر مبنای داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰، کالیبره شده و با شبیه‌سازی افزایش نرخ ارز، تغییرات رفاه خانوارهای شهری و روستایی مقایسه گردیده است. نتایج این مطالعه بیان‌گر آن است که افزایش نرخ ارز، رفاه خانوارهای شهری و روستایی را کاهش داده و تأثیرپذیری خانوارهای شهری نسبت به تغییرات نرخ ارز بیشتر از خانوارهای روستایی است. همچنین، هرچه تکانه افزایش نرخ ارز شدیدتر باشد، کاهش رفاه بیشتری را به دنبال دارد؛ از این رو، در

[1]. Equivalent Variation

برنامه‌ریزی و اقدامات حمایتی در جهت کاهش اثرات نامطلوب شوک‌های نرخ ارز، بایستی تفاوت کاهش رفاه در مناطق شهری و روستایی مد نظر قرار گیرد.

در مطالعه وی و همکاران[1] (۲۰۱۸) یک مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر (CGE) چند منطقه‌ای پویا برای بررسی اثرات کاهش ارزش یوان (افزایش نرخ ارز خارجی) در چین ساخته شده است. مطابق با نتایج این مطالعه، اگرچه کاهش ارزش یوان می‌تواند باعث افزایش مازاد تجاری در چین شود، اما با این وجود، به‌واسطه خروج سرمایه، سرمایه‌گذاری داخلی و مصرف را کاهش داده و به کاهش تولید ناخالص داخلی واقعی منجر خواهد شد.

ولدی و صدیق[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای اثرات کلان اقتصادی و توزیعی افزایش نرخ ارز خارجی (کاهش ارزش پول ملی) را در اتیوپی و با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر بررسی کردند؛ نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز علی‌رغم افزایش درآمدهای صادراتی در کوتاه‌مدت، در بلندمدت اثرات انقباضی و تورمی داشته است و همچنین منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و نیز رفاه خانوارها شده است؛ همچنین، از نظر اثرات توزیعی، نتایج شبیه‌سازی انجام شده در این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز، خانوارهای شهری را بیش از خانوارهای روستایی با توجه به ماهیت سبد مصرفی آن‌ها، تحت تأثیر قرار می‌دهد.

فیضی و همکاران (۲۰۲۱) برای پیش‌بینی رفاه اجتماعی آینده و شبیه‌سازی تأثیر نوسانات نرخ ارز همراه با شوک قیمت نفت از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر استفاده کرده‌اند؛ بر اساس نتایج به دست آمده از این پژوهش، تغییرات نرخ ارز باعث افزایش رفاه خانوارها می‌گردد.

دسته دوم تحقیقات نرخ ارز مربوط به الگوهای تعادل جزئی است که با استفاده از روش‌های تک معادله‌ای اقتصادسنجی صورت پذیرفته است:

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) اثر نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف خصوصی در ایران را با تأکید بر تقارن و عدم تقارن آن در افق‌های زمانی مختلف و با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی[3] (NARDL) در بازه زمانی (۱۳۹۵-۱۳۳۸) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که رفتار مصرفی بخش خصوصی به‌جای اینکه تحت تأثیر سطح مطلق نرخ ارز واقعی باشد تابعی از نوسانات و نا اطمینانی‌های آن است؛ همچنین سطح نوسانات نرخ ارز واقعی نیز اثر متفاوتی روی مصرف بخش خصوصی دارد؛ به طوری که اثر

1. Wei (2018)
2. Woldie and Siddig (2019)
3. The Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در کوتاه‌مدت، متقارن ولی در بلندمدت نامتقارن است.

سرلاب (۱۳۹۷) در پژوهش خود بر اساس رویکرد الگوسازی کلان به خرد به بررسی اثر افزایش نرخ ارز به عنوان یک سیاست ارزی بر توزیع درآمد بخش شهری پرداخته است؛ در این راستا، ابتدا از یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری طی دوره (۱۳۹۳-۱۳۸۸) جهت بررسی اثرات نرخ ارز روی متغیرهای رابط اقتصاد کلان استفاده شده و سپس از طریق پیوند الگوی کلان با یک مدل خرد داده خانوار به بررسی اثر توزیعی افزایش نرخ ارز پرداخته شده است؛ همچنین، در الگوی خرد از اطلاعات درآمد- هزینه خانوار طی دوره (۱۳۹۳-۱۳۷۶) استفاده شده است. نتایج این پژوهش بیان‌گر آن است افزایش ۲۰ درصدی نرخ ارز ضریب جینی بخش شهری را در کوتاه‌مدت آن‌چنان تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، اما با گذشت ۴ دوره ضریب جینی را به اندازه ۴,۳۷ درصد افزایش داده و نابرابری در توزیع درآمد را افزایش می‌دهد؛ همچنین، افزایش نرخ ارز موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و به دلیل اثر تورمی موجب کاهش ثروت واقعی بخش خصوصی می‌شود.

لعل خضری و صمیمی (۱۳۹۹) در مطالعه خود اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز حقیقی بر شاخص ضریب جینی را با استفاده از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) به‌صورت سالانه در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار داده‌اند؛ با مقایسه نتایج حاصل از اثرات تجمعی تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر شاخص ضریب جینی می‌توان نتیجه گرفت که اثرات تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز حقیقی نامتقارن و تأثیر تکانه افزایش نرخ ارز حقیقی بیشتر از تأثیر تکانه منفی کاهش آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

زروکی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه خود اثرات شکاف نرخ ارز بر توزیع درآمد را با استفاده از رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های توضیحی غیر خطی در بازه زمانی (۱۳۹۶-۱۳۵۷) مورد بررسی قرار دادند؛ نتایج این پژوهش بیان‌گر آن است که شکاف نرخ ارز در هر دو قالب خطی و غیر خطی، اثر مثبت (نامطلوب) بر نابرابری درآمد بر جای می‌گذارد.

آپرجیس و کووری[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تأثیر نامتقارن تغییرات نرخ ارز را بر روی فقر و توزیع درآمد مورد بررسی قرار داده‌اند؛ در این مطالعه از داده‌های سالانه ۹۹ کشور در بازه زمانی

[1]. Apergis and Cooray (2018)

(۲۰۱۵-۱۹۸۰) و روش دو مرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[1] (GMM) استفاده شده است؛ بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش فوق، کاهش ارزش پول ملی تأثیر قوی‌تری نسبت به افزایش ارزش پول ملی بر توزیع درآمد و فقر دارد؛ همچنین، اثرات تغییر نرخ ارز نامتقارن است.

آیه و هریس[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز واقعی بر توزیع درآمد بین نیروی کار و سرمایه در آفریقای جنوبی پرداخته‌اند؛ در این مطالعه هر دو اثر متقارن و نامتقارن نوسانات نرخ ارز در بازه زمانی (۲۰۱۸-۱۹۸۵) در نظر گرفته شده است؛ نتایج حاصل از این پژوهش بیان‌گر آن است که پاسخ فوری سهم درآمد نیروی کار به یک انحراف معیار شوک نرخ ارز منفی است؛ علاوه بر این، نوسانات بالای نرخ ارز تأثیر منفی بر سهم درآمد نیروی کار دارد، در حالی که نوسانات پایین نرخ ارز تأثیر مثبتی بر درآمد نیروی کار خواهد داشت. از آن‌جا که میزان تأثیر نوسانات بالای نرخ ارز بیشتر از نوسانات پایین نرخ ارز است، این مطالعه شواهدی دال بر اثرات نامتقارن نرخ ارز بر توزیع درآمد نیروی کار ارائه می‌دهد.

هاکان[3] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات شوک نرخ ارز بر توزیع درآمد پرداخته است؛ نتایج این پژوهش بیان‌گر آن است که تکانه ارزی که باعث کاهش ارزش پول ملی به میزان یک درصد می‌شود؛ رفاه مصرف‌کننده با درآمد متوسط را به میزان ۸ درصد کاهش می‌دهد، در حالی که این تغییر برای پایین‌ترین و بالاترین دهک‌های درآمدی به ترتیب برابر با ۷,۳ و ۸,۳ درصد می‌باشد.

گنانگنون[4] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر متقابل فشار نرخ ارز و نحوه اثرگذاری آن بر فقر در کشورهای در حال توسعه پرداخته است؛ در این مطالعه اثرات فشار نرخ ارز در ۹۰ کشور در حال توسعه طی دوره (۲۰۱۴-۱۹۸۰) با استفاده از روش دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM) مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است؛ نتایج به دست آمده از پژوهش فوق، بیان‌گر آن است که فشار نرخ ارز به طور مثبت بر فقر در کشورهای در حال توسعه تأثیر می‌گذارد و این اثرات در کشورهای توسعه‌نیافته یکسان می‌باشد.

به طور کلی، بررسی مطالعات تجربی مرتبط با موضوع پژوهش حاضر، بیان‌گر آن است که مطالعات زیادی در ایران و سایر کشورها در خصوص نحوه اثرگذاری تغییرات ارزی بر توزیع

---

1. Generalized Method of Moments
2. Aye and Harris (2019)
3. Hakan (2020)
4. Gnangnon (2021)

درآمد و رفاه خانوارها انجام شده است؛ نکته مهمی که در این زمینه باید بدان توجه داشت آن است که بخش زیادی از مطالعات انجام شده در این زمینه بر اساس مدل‌های تک معادله‌ای اقتصادسنجی صورت گرفته است و در این ارتباط به موضوع اثرات تغییرات نرخ ارز بر توزیع درآمد با استفاده از رویکرد میانه خانوار نوعی و در نظر گرفتن اثرات ناهمگن شوک‌های سیاستی روی توزیع درآمد کمتر توجه شده است؛ با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) به بررسی موضوع مورد اشاره پرداخته و تلاش می‌شود تا در جهت شناسایی آثار سیاست‌های ارزی بر توزیع درآمد در ایران، مفید واقع گردد.

۳- روش‌شناسی تحقیق و تصریح مدل

۳-۱- ساختار الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE)

مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه مدل‌های عددی بزرگی هستند که تئوری‌های اقتصادی را با داده‌های واقعی اقتصاد ترکیب می‌کنند تا تأثیر شوک‌های سیاستی را بر اقتصاد استخراج نمایند. یک اقتصاد واقعی از بخش‌های کوچکی مانند بازارها و نهادها تشکیل شده است که همگی در یک محیط اجتماعی بر یکدیگر اثر می‌گذارند. در یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه روابط متقابل بین اجزاء سیستم اقتصادی در قالب بلوک قیمت، بلوک تولید و تجارت، بلوک نهادها و بلوک قیود تسویه سیستم؛ مدل می‌شوند. روابط بین بخش‌ها توسط معادلات توصیف می‌گردد. مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه وابستگی‌های متقابل بین بخش‌ها، عوامل و بازارهای مختلف در اقتصاد را در نظر می‌گیرند؛ بنابراین تجزیه و تحلیل این مدل می‌تواند تأثیر اقتصادی گسترده‌تر سیاست‌ها را روشن کند و گاهی اوقات تأثیرات غیر مستقیم یا ناخواسته آن‌ها را آشکار سازد. در واقع، الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) به فرمول‌بندی جریان چرخشی درآمد و مخارج یک اقتصاد می‌پردازد که در آن، تولیدکنندگان، عوامل تولید و مصرف‌کنندگان در نظر گرفته می‌شوند. مبادلات در این مدل‌ها بر اساس رفتار بهینه‌سازی عاملان اقتصادی صورت می‌گیرد؛ به نحوی که مصرف‌کنندگان تابع مطلوبیت خویش را با توجه به سطح بودجه حداکثر می‌سازند و به این ترتیب، طرف تقاضای مدل مشخص می‌شود؛ تولیدکنندگان نیز در پی حداکثر نمودن سود خویش هستند که در نتیجه، طرف عرضه مدل تعیین می‌شود؛ قیمت‌های بازار در وضعیت تعادلی شرایط لازم را برای تعادل فراهم می‌آورند؛ برای تمامی کالاها و خدمات، عرضه برابر تقاضا خواهد بود و در صورتی که بازده نسبت به مقیاس ثابت باشد، شرط سود صفر برای کلیه فعالیت‌ها صادق خواهد بود.

بنگاه‌های اقتصادی در بازار عوامل، متقاضی عوامل تولیدی هستند که توسط مالکان آن‌ها یعنی خانوارها به بازار عرضه می‌شود. تمامی عاملانی که در بازار متقاضی کالا هستند، یا از کالای داخلی و یا از کالای خارجی استفاده می‌نمایند که این دو گروه کالاها، جانشین یکدیگر فرض می‌شوند. آن‌چه عاملان اقتصادی را به مصرف محصولات داخلی و یا خارجی سوق می‌دهد، قیمت نسبی کالاهاست که نرخ ارز در آن، نقش کلیدی ایفا می‌کند. نرخ ارز در بازار ارز که شامل عرضه ارز (صادرات کالا و ورود سرمایه) و تقاضای ارز (واردات کالا و خروج سرمایه) می‌باشد، تعیین می‌گردد.

از میان الگوهای متداول تعادل عمومی قابل محاسبه مانند الگوهای اورانی[۱]: دیکسون و همکاران[۲] (۱۹۹۷)، MSG[۳]: یوهانسن[۴] (۱۹۶۰) و SCGE[۵]: شوون و والی[۶] (۱۹۸۴ و ۱۹۹۸) و لافگرن[۷] (۲۰۰۰) مطالعه حاضر از یک الگوی تعادل عمومی استاندارد (SCGE) استفاده می‌کند (طیبی و مصری نژاد، ۱۳۹۵: ۲). به دلیل آن‌که این مدل به‌گونه‌ای طراحی شده است که با ساختار کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، مطابقت بیشتری داشته باشد به عبارت دیگر، برخی از تفاوت‌های کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته که در سایر مدل‌ها از آن چشم‌پوشی می‌شود در این مدل لحاظ گردیده است (خسروشاهی، ۱۳۹۳: ۶). با توجه به ویژگی خاص اقتصاد ایران که داده‌های کافی در دسترس نبوده و در صورت در دسترس بودن نیز اطمینان در مورد دقت داده‌ها در حداقل است استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه بسیار مفید خواهد بود. همچنین انعطاف‌پذیری مدل‌های تعادل عمومی استاندارد در انتخاب نحوه بستن مدل[۸] (شامل بستن کینزی، بستن نئوکلاسیکی، بستن وجوه قابل وام دهی[۹] و ...)، انتخاب کشش‌های جانشینی و انتقال بر اساس نیاز تحقیق و در نظر گرفتن تمام بازارها به طور همزمان؛ ضرورت استفاده از مدل‌های تعادل عمومی مبتنی بر پایگاه داده واقعی ماتریس حسابداری اجتماعی را دو چندان می‌کند.

به طور کلی یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر از اجزاء زیر تشکیل شده است:

۱- ماتریس حسابداری اجتماعی

---

1. ORANI Models
2. Dixon (1997)
3. Multisectoral Growth
4. Johansen (1960)
5. Standard CGE
6. Shoven and Walley (1984 & 1998)
7. Lofgren (2000)
8. Model Closure
9. Loanable Funds

۲- بلوک قیمت‌ها
۳- بلوک تولید و تجارت
۴- نهادها
۵- شرایط تعادل اقتصادی (بلوک قیود سیستم)

در ادامه هر یک از اجزاء مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر معرفی می‌گردد تا بر این اساس، شمای کلی مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر مورد استفاده در پژوهش حاضر را ارائه نماید.

۳-۱-۱- ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)[1]

ماتریس حسابداری اجتماعی در واقع بیان ماتریسی حساب‌های ملی با تأکید بر ابعاد اجتماعی انواع مبادلات در بخش‌های واقعی و مالی است که بر پایه توالی حساب‌های مندرج در سیستم حساب‌های ملی قابل ارائه است. با توجه به محدودیت‌ها و نارسائی‌های جداول داده - ستانده در بررسی‌های هم‌زمان مسائل اقتصادی و اجتماعی و نیز به منظور نظام‌مند کردن آمارهای اجتماعی در قالب یک ماتریس جبری، با بسط جداول داده ـ ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی تهیه می‌گردد. تکنیک داده - ستانده در ماتریس حسابداری اجتماعی به‌صورت جدول عرضه - مصرف[2] نمودار شده و سپس همه فرآیندهای تولید و مصرف درآمد برای هر یک از بخش‌های نهادی اقتصاد در آن نشان داده می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که ماتریس حسابداری اجتماعی، ارائه ماتریسی شکل حساب‌های ملی است که از طریق آن، ارتباط میان جدول عرضه- مصرف و نیز حساب‌های بخش‌های نهادی اقتصاد به کامل‌ترین و تفصیلی‌ترین شکل ممکن نشان داده می‌شود. در ایران انواع مختلفی از ماتریس‌های حسابداری اجتماعی آماری و غیر آماری توسط بانک مرکزی، مرکز پژوهش‌های مجلس و مرکز آمار ایران به‌صورت سنتی و نوین تدوین گردیده است. در پژوهش فوق از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس استفاده می‌گردد که در حال حاضر جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی کشور به شمار می‌رود. تفکیک بخش‌های تولید و تجارت در هفت بخش شامل کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، انرژی، ساختمان و خدمات صورت گرفته که به‌عنوان ساختار مدل در قسمت پیوست جدول ۷ ارائه گردیده است. شرح کامل متغیرهای درون‌زا، برون‌زا، پارامترهای سهمی و رفتاری قسمت بلوک معادلات؛ در بخش پیوست آمده است.

---

[1]. Social Accounting Matrix (SAM)
[2]. Use-Supply

۳-۱-۲- بلوک قیمت‌ها

نظام قیمت‌ها دارای ادبیات غنی می‌باشد و شامل معادلاتی است که بر اساس آن قیمت‌های درون‌زای مدل با سایر قیمت‌ها و متغیرهای مدل ارتباط پیدا می‌کند؛ مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] و شاخص قیمت تولیدکننده[2]، قیمت واردات و قیمت صادرات.

$$\text{CPI}=\sum_C PQ_c.cwts_c \quad (۱)$$

$$\text{PPI}=\sum_C PDS_c.dwts_c \quad (۲)$$

قیمت واردات، قیمتی است که توسط واحدهای اقتصادی داخلی برای کالاهای وارداتی (به استثنای مالیات فروش) پرداخت می‌شود. با توجه به معادله (۳) یکی از راه‌های اثرگذاری نرخ ارز بر درآمد خانوار در چارچوب مدل تعادل عمومی، از مجرای قیمت‌های وارداتی می‌باشد؛ بر اساس چنین مکانیزمی، تغییرات نرخ ارز با فرض ثابت بودن قیمت‌های جهانی کالاهای وارداتی، سبب تغییر قیمت‌های وارداتی (بر مبنای پول ملی) شده که در تعامل با قیمت تقاضای داخلی باعث تغییر قیمت کالاهای مرکب می‌گردد. انتظار بر این است که افزایش نرخ ارز با توجه به مکانیزم مذکور، با بالا بردن قیمت‌های وارداتی موجب افزایش قیمت کالاهای مرکب شود؛ به طوری که از این طریق قیمت ارزش افزوده کاهش یافته و با کاهش دادن قیمت عامل تولید موجب کاهش درآمد خانوار گردد.

$$PM_c=pwm_c.(1+tm_c).\text{EXR} \quad (۳)$$

یکی دیگر از کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز بر درآمد خانوار از مجرای قیمت‌های صادراتی می‌باشد (معادله ۴) با توجه به این‌که قیمت‌های جهانی (قیمت‌های صادراتی بر مبنای ارز خارجی) ثابت فرض شده است؛ بنابراین قیمت‌های صادراتی (بر مبنای پول ملی) صرفاً از طریق تغییرات نرخ ارز تأثیر خود را روی متغیرهای اقتصادی می‌گذارد؛ در این فرآیند بر مبنای قیمت‌های صادراتی و قیمت‌های عرضه داخلی، متوسط قیمت تولیدکننده محصول تعیین می‌گردد. با توجه به افزایش نرخ ارز انتظار بر این است که متوسط قیمت محصول به دلیل افزایش قیمت‌های صادراتی افزایش یابد؛ به نحوی که با افزایش دادن قیمت محصول تولیدشده به وسیله فعالیت‌های مرتبط، قیمت

[1]. Consumer Price Index (CPI)
[2]. Producer Price Index (PPI)

فعالیت مرتبط افزایش یافته و سبب افزایش قیمت ارزش افزوده ناشی از این نوع فعالیت‌ها و نیز باعث افزایش قیمت عامل تولید فعال در این فعالیت‌ها گردد. در نهایت انتظار می‌رود درآمد خانوار از این کانال تقویت گردد؛ در واقع طرفداران سیاست کاهش ارزش پول ملی بر مبنای فعال شدن چنین فرآیندی در تولید و درآمد خانوار تأثیر این نوع سیاست را در اقتصاد مثبت قلمداد می‌کنند.

$$PE_c = pwe_c.(1+te_c).\mathrm{EXR} \qquad (۴)$$

۳-۱-۳- بلوک تولید و تجارت

فرض بر این است که بازار رقابتی حاکم بوده و با ثبات قیمت‌ها، عوامل تولید به دنبال حداکثرسازی تابع تولید خود هستند. تابع تولید در سطح اول با ترکیب ارزش‌افزوده کل QVA_a و مواد واسطه‌ای کل $QITA_a$ در یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت[1] روبرو می‌باشد:

$$QA_a = \alpha_a^{QA}.\left[\delta_a^{QA}.\mathrm{QVA}_a^{-\rho_a^{QA}} + (1-\delta_a^{QA}).\mathrm{QINTA}_a^{-\rho_a^{QA}}\right]^{-1/\rho_a^{QA}} \qquad (۵)$$

یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت یک تابع همگن از درجه یک می‌باشد و ارزش محصول برابر با ارزش نهاده‌های بکار رفته در آن است؛ لذا مقدار سود صفر خواهد بود.

همچنین، مقدار ارزش افزوده از ترکیب نیروی کار و سرمایه با تکنولوژی تولید دارای کشش جانشینی ثابت به دست می‌آید:

$$QVA_a = \alpha_a^{QVA}.\left[\sum_{f\in F}\delta_{f.a}^{QVA}.\mathrm{QF}_{f.a}^{-\rho_a^{QVA}}\right]^{-1/\rho_a^{QVA}} \qquad (۶)$$

در هر رشته فعالیت، تقاضا برای نهاده‌های واسطه تکی توسط یک تابع تولید لئونتیف استخراج می‌گردد:

$$\mathrm{QINTA}_{c.a} = ica_{c.a}.\ \mathrm{QINTA}_a \qquad (۷)$$

[1]. Constant Elasticity Substitution (CES)

یک فعالیت نوعی a می‌تواند چند کالای مختلف c را تولید کند که معادله آن به صورت زیر است:

$$QXAC_{a.c}=\theta_{a.c}.\ QA_a \qquad (۸)$$

مقدار کل تولید کالای c، به‌صورت تابع تولید با کشش جانشینی ثابت به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$QX_c=\alpha_c^{QX}.\left[\sum_{a\in A}\delta_{a.c}^{QX}.\ QXAC_{a.c}^{-\rho_c^{QX}}\right]^{-1/\rho_c^{Qx}-1} \qquad (۹)$$

فرض می‌شود کالای تولید شده در صنایع داخلی QX_c به بازارهای داخلی و صادراتی عرضه می‌گردد که توسط تابع تولید با کشش جانشینی ثابت به صورت زیر فرموله می‌گردد:

$$QX_c=\alpha_c^t.\left[\delta_c^t.\ QE_c^{\rho_c^t}+(1-\delta_c^t).\ QD_c^{\rho_c^t}\right]^{1/\rho_c^t} \qquad (۱۰)$$

برای هر کالای تولید شده در داخل نیز ارزش بازاری محصول برابر با مجموع ارزش عرضه کالا به بازار داخلی و صادراتی است:

$$PX_c.\ QX_c=PDS_c.\ QD_c+QE_c.\ QE_c \qquad (۱۱)$$

کالاهای مرکب، از کالاهای داخلی و وارداتی به عنوان نهاده استفاده می‌کنند با این فرض که کالاهای داخلی و وارداتی جانشین ناقص یکدیگرند؛ لذا تابع تولید برای کالای مرکب به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$QQ_c=\alpha_c^q.\left[\delta_c^q.\ QM_c^{-\rho_c^q}+(1-\delta_c^q).\ QD_c^{-\rho_c^q}\right]^{-1/\rho_c^q} \qquad (۱۲)$$

مصرف‌کنندگان از کالای داخلی و خارجی استفاده می‌کنند؛ در این صورت معادله جذب[1] به قرار زیر می‌باشد:

[1]. Absorption Equation

$$PQ_c.(1-tq_c)\ QQ_c=PDD_c.\ QD_c+QM_c.\ QM_c \qquad (۱۳)$$

۳-۱-۴- بلوک نهادها

درآمد عوامل تولید نیروی کار و سرمایه از طریق پرداختی فعالیت‌های تولیدی تشکیل می‌شود:

$$YF_f=\sum_{a\in A} WF_f.\overline{WFDIST_{f.a}}.QF_{f.a} \qquad (۱۴)$$

هر نهاد به ازای مقدار عامل تولیدی که در بخش تولید به کار می‌گمارد درآمد کسب می‌کند:

$$YIF_{i.f}=shif_{i.f}.\left[\left(1-tf_f\right).YF_f-trnsfr_{row.f}.EXR\right] \qquad (۱۵)$$

درآمد نهادهای داخلی غیر دولتی برابر با مجموع درآمد آن‌ها از عوامل تولید، پرداخت‌های انتقالی از سایر نهادهای غیر دولتی، پرداخت‌های انتقالی از دولت و خارج از کشور می‌باشد:

$$YI_i=\sum_{f\in F} YIF_{i.f}+trnsfr_{i.row}.EXR+trnsfr_{i.gov}+\sum_{i'\in INSDNG'} TR_{i.i'} \qquad (۱۶)$$

ارزش کل مخارج مصرفی خانوار، از درآمد باقیمانده پس از کسر مالیات مستقیم، پس‌انداز و پرداخت‌های انتقالی به سایر نهادهای غیر دولتی به دست می‌آید:

$$EH_h=1-\sum_{i\in INSDNG} shii_{i.h}.(1-MPS_h)..(1-TINS_h).YI_h \qquad (۱۷)$$

تقاضای خانوار نوع h برای کالا از حداکثرسازی تابع مطلوبیت استون گری[1] نسبت به قید بودجه‌اش شکل می‌گیرد که متناظر با حداقل معیشت برای هر کالا در نظر گرفته می‌شود:

$$PQ_c.QH_{c.h}=PQ_c.\gamma_{c.h}^m+\beta_{c.h}^m.(EH_h-\sum_{c'\in C} PQ_{c'}.\gamma_{c'.h}^m) \qquad (۱۸)$$

که متناظر با تابع تقاضای خطی مستخرج از تابع مطلوبیت استون گری بخش اثرات توزیعی می‌باشد.

$$P_iX_i=P_i\mu_i+\alpha_i(\mathrm{m}-\sum_j P_j\mu_j) \qquad (۱۹)$$

[1]. Stone–Geary Utility Function

کل مخارج دولت از جمع مخارج مصرفی دولت و پرداخت‌های انتقالی دولت به سایر نهادها به دست می‌آید:

$$EG=\sum_{c\in C} PQ_c.QG_c+\sum_{i\in INSDNG} trnsfr_{i.g}.\text{CPI} \quad (۲۰)$$

۳-۱-۵- بلوک قیود سیستم

معادلات این بخش محدودیت‌های مدل را به نمایش می‌گذارد و مدل با این قیود به تعادل می‌رسد که عبارتند از برابری عرضه و تقاضا در بازار عوامل، بازار کالا، تراز حساب جاری، تراز در بخش دولت، تراز سرمایه‌گذاری و پس‌انداز (لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲: ۱۸).

$$\overline{QFS_f}=\sum_{a\in A} QF_{f.a} \quad (۲۱)$$

$$\text{QQ}_c=\sum_{a\in A} QINT_{c.a}+\sum_{h\in H} QH_{c.h}+QG_c+QINV_c+qdst_c \quad (۲۲)$$

$$\sum_{c\in CM} pwm_c.\ \text{QM}_c+\sum_{f\in F} trnsfr_{row.f}=\sum_{c\in CE} pwe_c.\ \text{QE}_c+\sum_{i\in INSD} trnsfr_{i.row}+\text{FSAV} \quad (۲۳)$$

$$\text{YG=EG+FSAV} \quad (۲۴)$$

$$\sum_{i\in INSDNG} MPS_i.(1\text{-}TINS_i).YI_i+\text{GSAV+EXR.}\overline{FSAV}=\sum_{c\in C} PQ_c.QINV_c+\sum_{c\in C} PQ_c.qdst_c \quad (۲۵)$$

حال که سیستم معادلات در مدل تعادل عمومی فوق ارائه شد، در بخش بعدی نحوه برآورد پارامترها در الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر تشریح می‌گردد.

۳-۲- نحوه برآورد پارامترها (کالیبراسیون[1]) در الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر و نحوه بستن مدل

یکی از گام‌های مهم در مدل‌سازی مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، کالیبره کردن مدل است. کالیبره کردن عبارت است از فرآیند تعیین مقادیر پارامترهای معادلات ایستا و پویای یک مدل به‌گونه‌ای که بتوان با استفاده از مدل کالیبره شده (اصطلاحاً مدل تصریح شده به شکل عددی) مقادیر متغیرهای درون‌زا را برای سال پایه بازتولید کرد. در واقع، زمانی که پارامترهای معادلات مدل تعیین شد، از حل سیستم معادلات مدل، مقدار متغیرهای درون‌زای مدل به دست می‌آید که باید با مجموعه داده‌های سال پایه سازگار باشد.

[1]. Calibration

به طور کلی، دو نوع پارامتر در مدل تعادل عمومی قابل محاسبه وجود دارد پارامترهای سهمی و پارامترهای رفتاری. پارامترهای رفتاری به‌صورت برون‌زا از روش‌های تخمین اقتصادسنجی[۱] به دست می‌آید یا می‌توان آن را از تحقیقات مشابه انجام شده در کشور استخراج نمود. در تحقیق حاضر پارامترهای رفتاری از جدیدترین مطالعات مشابه انجام شده در کشور استفاده شده است که مطابق با جدول ۵ قسمت پیوست می‌باشد. پارامترهای سهمی و انتقال توابع کشش جانشینی ثابت و کشش انتقال ثابت[۲]، پارامترهای بلوک تولید و تجارت‌اند. کشش‌های جانشینی واردات و صادرات در تابع آرمینگتون با فرض جانشینی ناقص به ترتیب ۱٫۶ و ۰٫۸ برای کل ساختار مدل لحاظ شده‌اند، پارامترهای سهم و انتقال در تابع آرمینگتون و تابع تولید برای بخش‌های مختلف متفاوت می‌باشد. کشش جانشینی بین عوامل تولید در کلیه بخش‌ها ۲ در نظر گرفته شده است، همچنین کشش‌های واردات و صادرات در تابع آرمینگتون در بخش ساختمان صفر می‌باشد. پارامترهای سهم و انتقال در تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) نیز برای بخش‌های کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، انرژی، ساختمان و خدمات متفاوت می‌باشد که با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی وارد شده در نرم‌افزار GAMS[۳] به دست می‌آیند.

قواعد بستن مدل[۴] نشان‌دهنده ساختار مدل می‌باشد و اثر معنی‌داری روی نتایج مدل دارد لذا انتخاب نوع بستن مدل در تحلیل نتایج مدل‌های مبتنی بر تعادل عمومی قابل محاسبه تأثیر بسزایی دارد. سه قید مهم کلان در مدل تعادل عمومی قابل محاسبه عبارت است از؛ تراز دولت، تراز سرمایه‌گذاری- پس‌انداز و تراز خارجی (خسروشاهی، ۱۳۹۳: ۵). قاعده بستن مدل در تحقیق حاضر؛ بستن تعادلی مدل لافگرن (۲۰۰۲) ایستا می‌باشد که بر اساس اهداف تحقیق و مطالعه تحقیقات مشابه انجام شده در کشور انتخاب گردیده است؛ که شرح آن در جدول ۷ پیوست ارائه گردیده است نهایتاً کد نویسی و حل مدل تعادل عمومی فوق با استفاده از نرم‌افزار GAMS و پایگاه داده‌ای ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس صورت گرفته است.

---

۱. این روش اولین بار توسط Jorgensen (1984) استفاده شده است.

2. Constant Elasticity of Transformation (CET)
3. General Algabric Modeling System
4. Closure Rules

۳-۳- بررسی اثرات توزیعی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه

چندین رویکرد برای بررسی توزیع درآمد و رفاه اجتماعی در مدل تعادل عمومی قابل محاسبه وجود دارد.

الف: رویکرد خانوار نوعی: در رویکرد خانوار نوعی[1] خانوارها بر اساس مشخصه‌های اقتصادی، اجتماعی یا جغرافیایی گروه‌بندی می‌شوند و هرکدام از گروه‌ها به عنوان یک خانوار نوعی که نماینده آن گروه است در نظر گرفته می‌شود. سپس اثر شوک‌های برون‌زا بر درآمد هر گروه بررسی می‌شود.

ب: رویکرد لایه‌ای[2] (توسعه جداگانه مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه و شبیه‌سازی خردی): در رویکرد لایه‌ای به منظور بررسی اثرات شوک‌ها و سیاست‌های اقتصادی در سطح خرد و سطح کلان؛ یک مدل کلان تعادل عمومی قابل محاسبه و یک مدل شبیه‌سازی خردی در نظر گرفته می‌شود. مدل تعادل عمومی قابل محاسبه اثرات شوک‌ها را در سطح کلان بررسی می‌کند و مدل شبیه‌سازی خردی یک مدل اقتصادسنجی است که اثر شوک‌ها را در سطح خرد بر خانوار بررسی می‌کند. نقش اصلی مدل شبیه‌سازی خردی در ارتباط با مدل تعادل عمومی قابل محاسبه این است که درآمد یا مصرف خانوار را در سطح خرد از طریق یک معادله اقتصادسنجی که برخی از متغیرهای توضیحی آن خروجی مدل تعادل عمومی قابل محاسبه هستند (مانند قیمت‌ها، دستمزدها و ...) تخمین بزند تا بر اساس آن بتوان توزیع درآمد در میان خانوارها را بررسی کرد.

ج: رویکرد کاملاً یکپارچه[3]: در رویکرد کاملاً یکپارچه سطح تجمیع خانوارها در مدل تعادل عمومی افزایش می‌یابد، به عبارت دیگر به جای این‌که مثلاً از ۱۰ خانوار نوعی استفاده کنیم، با استفاده از داده‌های مطالعات درآمد و مخارج خانوار؛ کل خانوارهای نوعی قابل شناسایی را در مدل به کار ببریم. با این کار مدل می‌تواند اثرات شوک‌ها را در سطح خرد بر کل خانوارها شبیه‌سازی کند (خیابانی و مظاهری، ۱۳۹۵: ۲۴).

همان‌طور که در ادبیات تحقیق بیان گردید؛ کاهش ارزش پول ملی در چارچوب مکانیسم بازار بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد که اثر این سیاست بر مخارج خانوارهای مختلف به یک صورت نمی‌باشد لذا در بررسی اثرات توزیعی، هرچه اثرات ناهمگن سیاست‌ها بر رفتار خانوارها بهتر مدل‌سازی گردد؛ بررسی دقیق‌تر خواهد بود. مطالعاتی که در داخل کشور به بررسی اثرات کاهش

---

1. Representative Household
2. Layered Approach
3. Fully Integrated Approach

ارزش پول ملی پرداخته‌اند کمتر به اثرات توزیع درآمدی این سیاست اشاره‌کرده‌اند. در این مطالعه سعی شده با در نظر گرفتن عدم همگنی خانوارها در مدل تعادل عمومی به‌صورت مناسب‌تری اثرات توزیعی مورد بررسی قرار گیرد. رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه- شبیه‌سازی خردی[1] مورد استفاده در این تحقیق به ندرت در مطالعات داخلی انجام شده است و تاکنون مطالعه‌ای تأثیر افزایش نرخ ارز بر توزیع درآمد خانوارهای ناهمگن را با استفاده از رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه- شبیه‌سازی خردی مورد بررسی قرار نداده است.

به منظور در نظر گرفتن اثرات ناهمگن متأثر از سیاست کاهش ارزش پول ملی؛ داده‌های درآمد و مخارج خانوار در دو مرحله مورد ارزیابی قرار گرفته است. مرحله اول تفکیک جزئی‌تر بخش خانوار با استفاده از داده‌های درآمد و مخارج مستخرج از پایگاه داده‌ای مرکز آمار ایران می‌باشد که بخش خانوار به دهک‌های شهری و روستایی تقسیم می‌گردد و در ماتریس حسابداری اجتماعی، ماتریس‌های مصرف نهایی خانوار، تخصیص درآمد به عوامل تولید و انتقالات بین خانوار و سایر نهادها بر اساس داده‌های درآمد و مخارج به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی تدوین می‌گردد. مرحله دوم، بخش خانوار با استفاده از سیستم مخارج خطی[2] و تخمین پارامترهای مشخص‌کننده رفتار مصرفی خانوار (مانند پارامتر فریش[3] و ضریب جینی) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. جهت ترسیم بهتر رفتار مصرفی خانوار از تابع مطلوبیت استون گری[4] با حداقل معیشت و سیستم مخارج خطی استفاده می‌گردد. مزیت سیستم مخارج خطی نسبت به تابع تقاضای مستخرج از توابع کاپ داگلاس و تابع مطلوبیت با کشش جانشینی ثابت این است که لزوماً کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای مختلف برابر یک نمی‌باشد. همچنین کشش مطلوبیت نهایی درآمد نسبت به درآمد (پارامتر فریش) برای خانوارها با درآمد غیر یکسان متفاوت می‌باشد در نتیجه اثر یک درصد تکانه یکسان روی درآمد خانوارها می‌تواند واکنش متفاوتی را در خانوارها به همراه داشته باشد.

سیستم مخارج خطی، ضمن در نظر گرفتن کشش‌های قیمتی و متقاطع متفاوت برای کالاها، امکان در نظر گرفتن حداقل معاش را فراهم می‌کند و تصویر واقع‌گرایانه‌تری نسبت به توابع تقاضا مستخرج از توابع مطلوبیت کاپ داگلاس، کشش جانشینی ثابت و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

---

1. CGE- Microsimulation
2. Linear Expenditure System
3. Frisch
4. Stone-Geary

(AIDS[1]) ارائه می‌دهد، لذا در این مطالعه از سیستم مخارج خطی استفاده می‌گردد که با حداکثرسازی تابع مطلوبیت استون گری نسبت به قید بودجه خانوار به دست می‌آید.

$$PQ_c.QH_{c.h}=PQ_c.\gamma_{c.h}^m+\beta_{c.h}^m(EH_h-\sum_{c\cdot\in c}PQ_{c\cdot}.\gamma_{c\cdot.h}^m) \quad (۲۶)$$

که $QH_{c.h}$ مقدار مصرف کالای c توسط خانوار نوعی h است. $\gamma_{c.h}^m$ مصرف حداقل معاش کالای c توسط خانوار نوعی h می‌باشد و $\beta_{c.h}^m$ میل نهایی به مصرف از مخارج مصرفی مازاد بر سطح حداقل معیشت کالای c از خانوار نوعی h می‌باشد.

یکی از روش‌های برآورد پارامترها استفاده از مطلوبیت نهایی درآمد نسبت به درآمد (پارامتر فریش) می‌باشد که به صورت معادله ۲۷ محاسبه می‌گردد.

$$\varphi_h=-۳۶\ EH_h^{0.36} \quad (۲۷)$$

در معادله ۲۷، φ_h پارامتر فریش و EH_h درآمد سرانه خانوارها می‌باشد. کشش هزینه‌ای تقاضا بر اساس تابع انگل برای هر کالا با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[2] به صورت معادله ۲۸ محاسبه می‌گردد.

$$\varepsilon_h=۱+\frac{\beta_1}{W_c} \quad (۲۸)$$

که W_c میانگین سهم هر کالا در بودجه خانوار و ε_h کشش هزینه‌ای کالاهاست. با استفاده از پارامتر فریش و کشش هزینه‌ای کالاها، پارامترهای تابع تقاضا به راحتی به دست می‌آیند، نهایتاً بر اساس رابطه‌ی ۲۹، مصرف حداقل معیشت از طریق پارامتر فریش به دست می‌آید.

$$\varphi_m=\frac{\partial\gamma}{\partial m}.\frac{m}{\gamma}=-\frac{EH_h}{(EH_h-\sum_{c\cdot\in c}PQ_{c\cdot}.\gamma_{c\cdot.h}^m)} \quad (۲۹)$$

همچنین ضریب جینی تحقیق حاضر از طریق معادله ۳۰ محاسبه می‌گردد (پاول دی بوئر، ۲۰۰۹: ۵).

$$G(m_i)=\frac{1}{n}(n+۱-۲\ \frac{\sum_{h=1}^{n}(n+1-i)\ EH_h}{\sum_{h=1}^{n}EH_h}) \quad (۳۰)$$

[1]. Almost Ideal Demand System
[2]. Ordinary Least Squares

EH_h مجموع مخارج خانوار نوعی i

ضریب جینی $G(m_i)$

از دیگر نوآوری‌های پژوهش حاضر تدوین ماتریس حسابداری اجتماعی با رویکرد نوین و تفکیک حساب کالا و تولید در آن می‌باشد. تفکیک حساب کالا و تولید تصویر دقیق‌تری را از ساختار اقتصاد به نمایش می‌گذارد در صورتی که در جداول داده ستانده سنتی فرض می‌شود هر رشته فعالیت فقط یک کالای همگن تولید می‌کند. از سوی دیگر با تفکیک حساب کالا و تولید در ماتریس حسابداری اجتماعی، هماهنگی با داده‌های درآمد و مخارج خانوارها، صادرات و واردات به سهولت انجام می‌گیرد.

۴- یافته‌های پژوهش

با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر می‌توان اثرات شوک‌های برون‌زا را بر متغیرهای مختلف در سطح کلان و بخشی بررسی کرد که این اثرات از طریق مکانیسم بازار بر این متغیرها وارد می‌شود. در این تحقیق، اثرات تکانه‌های ارزی بر توزیع درآمد تحت سه سناریو افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی)، با مقادیر ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصد مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور، ابتدا بخش خانوار بر اساس میزان مخارج سرانه به ده گروه خانوار شهری و روستایی طبقه‌بندی می‌شود و متغیرهای مصرف نهایی خانوار، تخصیص درآمد به عوامل تولید و انتقالات بین خانوار و سایر نهادها بر اساس داده‌های درآمد مخارج خانوار، در ماتریس حسابداری اجتماعی به روز رسانی شده سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس وارد می‌شود؛ در مرحله بعد، پارامتر فریش بر اساس محاسبات برای دهک‌های درآمدی شهری بین ۵,۳- تا ۱,۶- و برای دهک‌های درآمدی روستایی بین ۷,۱- تا ۲,۱- درصد تغییر می‌نماید؛ به‌طوری‌که در دهک‌های بالاتر، قدر مطلق پارامتر فریش کوچک‌تر می‌شود.

۴-۱- ارزیابی اثرات تکانه ارزی بر توزیع درآمد تحت سناریوی اول (افزایش ۱۰ درصدی نرخ ارز)

عوامل متعددی روی قیمت‌های صادراتی اثرگذار هستند؛ نظیر قیمت روی عرشه کشتی[۱] (F.O.B) و نرخ مالیات بر صادرات و نرخ ارز. با افزایش ده درصدی نرخ ارز، قیمت‌های

[۱]. Free on Board: روی عرشه، کلمه‌ای برای توصیف یک فرآیند خاص از حمل‌ونقل کالاست و به معنی قیمت تا لحظه تحویل روی کشتی است.

صادراتی به اندازه افزایش نرخ ارز افزایش می‌یابد؛ همچنین، مقدار صادرات در بخش‌های کشاورزی، نفت، معدن و انرژی به ترتیب به میزان ۴,۷۶، ۸,۶۴، ۳,۱۷ و ۰,۲ درصد افزایش یافته، ولی اثر معنی‌داری روی سایر بخش‌ها نمی‌گذارد و همین امر موجب افزایش قیمت کالای داخلی به میزان ۱,۶ درصد می‌گردد. از سوی دیگر، قیمت‌های وارداتی در نتیجه افزایش نرخ ارز افزایش یافته و مقدار واردات در بخش‌های کشاورزی، نفت، معدن و انرژی به میزان ۱۳-، ۱۶-، ۱۰- و ۱۰- درصد کاهش می‌یابد؛ برآیند کل این دو اثر موجب می‌گردد تا درآمد عوامل نیروی کار و سرمایه به ترتیب به میزان ۸,۲۷- و ۳,۹۳- درصد کاهش یابد؛ همچنین، مصرف خانوار شهری به‌طور میانگین ۴,۹۴- و مصرف خانوار روستایی ۴,۵۷- درصد کاهش خواهد یافت؛ در عین حال، کاهش مصرف خانوار در دهک‌های درآمدی شهری بیشتر از دهک‌های درآمدی روستایی است.

۴-۲- ارزیابی اثرات تکانه ارزی بر توزیع درآمد تحت سناریوی دوم (افزایش ۲۰ درصدی نرخ ارز)

افزایش ۲۰ درصدی نرخ ارز منجر به افزایش قیمت‌های صادراتی می‌گردد و در نتیجه مقدار صادرات در بخش‌های کشاورزی، نفت، معدن و انرژی را به ترتیب به میزان ۵,۱۲، ۲۰,۷۱، ۱,۳ و ۰,۸۷ درصد افزایش می‌دهد که این امر موجب افزایش قیمت کالاهای داخلی به میزان ۳,۲۲ درصد می‌گردد. همچنین، قیمت‌های وارداتی در نتیجه افزایش نرخ ارز افزایش یافته و مقدار واردات در بخش‌های کشاورزی، نفت، معدن و انرژی به ترتیب به میزان ۲۱,۰۵-، ۳۰,۴۹-، ۲۲,۱۴- و ۲۰,۲۷- درصد کاهش می‌یابد؛ اما با این حال، اثر معنی‌داری روی سایر بخش‌ها نمی‌گذارد. برآیند کل این دو اثر موجب می‌گردد تا درآمد عوامل نیروی کار و سرمایه به ترتیب به میزان ۱۲,۵۸- و ۰,۸ درصد تغییر یابد؛ همچنین، مصرف خانوارهای شهری به‌طور میانگین ۳,۳۴- و مصرف خانوارهای روستایی ۲,۸۶- درصد کاهش خواهد یافت و این کاهش مصرف خانوار در دهک‌های درآمدی شهری بیشتر از دهک‌های درآمدی روستایی خواهد بود.

۴-۳- ارزیابی اثرات تکانه ارزی بر توزیع درآمد تحت سناریوی سوم (افزایش ۳۰ درصدی نرخ ارز)

افزایش ۳۰ درصدی نرخ ارز منجر به افزایش قیمت‌های صادراتی گردیده و مقدار صادرات را در بخش‌های کشاورزی، نفت، معدن و انرژی به ترتیب به میزان ۴,۱۹، ۳۴,۸، ۲,۶۷ و ۰,۹۴ درصد افزایش می‌دهد که این موضوع موجب افزایش قیمت کالاهای داخلی به میزان ۴,۸۳ درصد

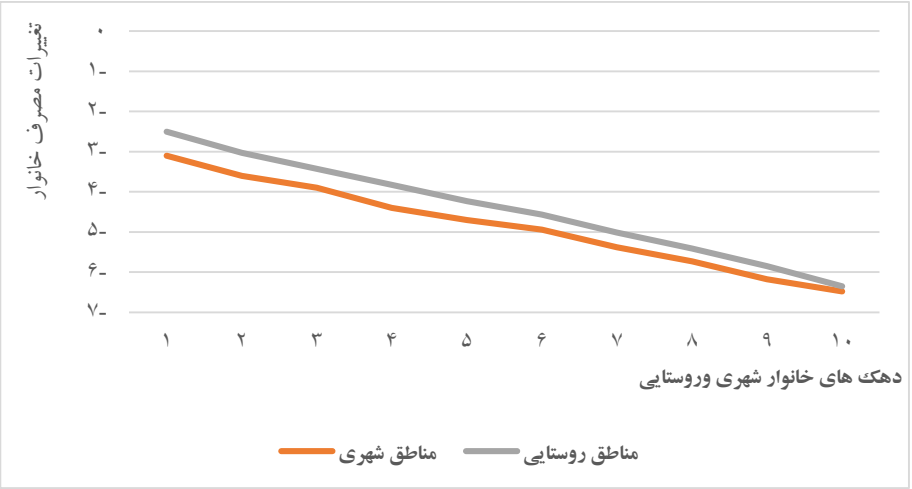
می‌گردد. همچنین، قیمت‌های وارداتی در نتیجه افزایش نرخ ارز افزایش یافته و مقدار واردات در بخش‌های کشاورزی، نفت، معدن و انرژی به ترتیب به میزان ۲۷,۵۲-، ۴۲,۰۲-، ۳۳,۴۱۷- و ۲۸,۶۱- درصد کاهش می‌یابد ولی اثر معنی‌داری روی سایر بخش‌ها نمی‌گذارد. برآیند کل این دو اثر موجب می‌گردد تا درآمد عوامل نیروی کار و سرمایه به ترتیب به میزان ۱۸- و ۶,۱۴ درصد تغییر یابد؛ همچنین، مصرف خانوارهای شهری به طور میانگین ۱,۷۶- و مصرف خانوارهای روستایی ۱,۱۵- درصد کاهش خواهد یافت؛ به طوری که کاهش مصرف خانوار در دهک‌های درآمدی شهری بیشتر از دهک‌های درآمدی روستایی است.

همان‌طور که مشاهده شد واکنش خانوارها به تغییرات نرخ ارز به صورت یکسان نبوده و میزان این واکنش در بین خانواده‌های شهری و روستایی و دهک‌های مختلف درآمدی متفاوت می‌باشد. لازم به ذکر است که کاهش مصرف خانوارهای شهری بیشتر از خانوارهای روستایی بوده و هر چه به سمت دهک‌های با درآمد کمتر حرکت کنیم این اختلاف بیشتر می‌شود. همچنین، افزایش شاخص ضریب جینی در نتیجه اعمال سناریوها در خانوارهای شهری ۰,۴۲ و در خانوارهای روستایی ۰,۳۸ درصد افزایش می‌یابد. در سناریو افزایش ده درصدی نرخ ارز مصرف خانوارهای شهری به طور میانگین ۴,۹۴- و مصرف خانوارهای روستایی ۴,۵۷- درصد کاهش خواهد یافت؛ از طرفی کاهش مصرف خانوار در دهک‌های درآمدی شهری بیشتر از دهک‌های درآمدی روستایی است که این موضوع در شکل ۴ به نمایش گذاشته شده است.

شایان ذکر است شکل‌های مربوط به سناریو دوم و سوم یعنی افزایش ۲۰ و ۳۰ درصدی نرخ ارز همانند شکل ۴ است؛ یعنی کاهش مصرف خانوارهای شهری بیشتر از خانوارهای روستایی بوده و هر چه به سمت دهک‌های با درآمد کمتر حرکت کنیم این اختلاف بیشتر می‌شود.

مکانیسم اثرگذاری نرخ ارز روی قیمت‌های وارداتی در تعامل با قیمت‌های داخلی منجر به تغییر قیمت کالاهای مرکب می‌گردد؛ افزایش قیمت کالاهای مرکب در بخش کشاورزی ۱,۱۳، نفت ۱,۳۷-، معدن ۱,۵۸، صنعت ۱,۴۰، انرژی ۳,۰۵-، ساختمان ۱,۶- و خدمات ۱,۵ درصد در سناریو اول (افزایش ده درصدی نرخ ارز) می‌باشد.

جدول ۲ تأثیر تغییرات نرخ ارز روی قیمت کالاهای مرکب در بخش‌های تولیدی را تحت اعمال سناریوهای مختلف نشان می‌دهد.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۴: تغییرات مصرف خانوار به تفکیک دهک‌های خانوار شهری و روستایی تحت اعمال سناریو اول

جدول ۲: درصد تغییرات قیمت کالاهای مرکب تحت اعمال سناریوهای ارزی مختلف

فعالیت‌ها	سناریو اول	سناریو دوم	سناریو سوم
کشاورزی	۱,۱۳	۲,۲۴	۳,۳۸
نفت	-۱,۳۷	-۲,۹۵	-۴,۶۸
معدن	۱,۵۸	۳,۰۱	۴,۳۲
صنعت	۱,۴	۲,۵۹	۳,۵۶
انرژی	-۳,۰۵	-۶,۲۶	-۹,۵
ساختمان	-۱,۶	-۳,۴۴	-۵,۴۴
خدمات	۱,۵	۲,۷۲	۳,۸۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۲، تغییرات قیمت کالاهای مرکب در بخش کشاورزی، معدن، صنعت و خدمات همسو با تغییرات نرخ ارز و در سایر بخش‌ها در خلاف جهت تغییرات نرخ ارز بوده است. لذا این امر منجر به کاهش قیمت ارزش افزوده گردیده و درآمد خانوار را کاهش داده است. اثر تغییر نرخ ارز از کانال قیمت‌های وارداتی نیز بیشتر از کانال قیمت‌های صادراتی در مدل فوق بوده و با کاهش درآمد عوامل تولید، درآمد خانوارها را کاهش داده است.

کانال دیگر اثرگذاری نرخ ارز بر درآمد خانوار را می‌توان در تغییر درآمد دولت رصد کرد؛ به طوری که با افزایش نرخ ارز، درآمد دولت در سناریو اول، دوم و سوم به ترتیب به میزان **۴,۴۵**، **۹,۳۹** و **۱۴,۸۸** درصد افزایش می‌یابد و از این طریق موجبات تغییر در مخارج و پرداخت‌های

انتقالی دولت را فراهم می‌نماید که این امر نیز می‌تواند زمینه‌ساز تغییر در قیمت‌های نسبی، انتقالات مستقیم، ارائه کالاهای عمومی و تقاضای نیروی کار گردد. تغییر در تقاضای نیروی کار نیز به نوبه خود، سطح اشتغال را تحت تأثیر قرار داده و بنابراین سطح دستمزدها در بخش‌های اقتصادی را تغییر می‌دهد. مجموع اثرات تغییرات نرخ ارز بر روی درآمد خانوار (درآمد نیروی کار و سرمایه) به شرح جدول ۳ می‌باشد.

جدول ۳: درصد تغییرات درآمد عوامل تولید تحت اعمال سناریوهای ارزی مختلف

	تغییر در درآمد نیروی کار	تغییر در درآمد سرمایه
سناریو اول	-۸,۲۷	-۳,۹۵
سناریو دوم	-۱۲,۵	۰,۸
سناریو سوم	-۱۸	۶,۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر تلاش شده است تا با استفاده از رهیافت تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) سازوکار اثرگذاری تکانه‌های ارزی بر توزیع درآمد در کشور مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد تا از این طریق شناخت بهتری نسبت به نحوه اثرگذاری این متغیر کلان اقتصادی بر توزیع درآمد و رفاه خانوارها حاصل گردد. نتایج حاصله گویای آن است که تکانه‌های ارزی عامل مهمی در توضیح میزان نابرابری و شکاف درآمدی ایجاد شده در بین دهک‌های مختلف درآمدی است و میزان اثرگذاری تکانه‌های ارزی در بین دهک‌های درآمدی شهری و روستایی به یک شکل نبوده به طوری که تکانه‌های فوق باعث کاهش بیشتری در سطح مصرف دهک‌های درآمدی شهری نسبت به دهک‌های درآمدی روستایی شده است و این اختلاف در شدت واکنش به تکانه‌های ارزی در بین دهک‌های درآمدی پایین‌تر به مراتب بیشتر بوده است.

ساختار اقتصاد کشور به‌گونه‌ای است که تکانه‌ها و تلاطمات ارزی فرصت و امکان رانت را با ایجاد بازارهای موازی و ایجاد یک نظام دو نرخی ارز برای قشری خاص فراهم می‌نماید که این امر اثرات زیان‌باری را بر توزیع درآمد در بین دهک‌های مختلف درآمدی بر جای خواهد گذاشت؛ زیرا، با ایجاد رانت برای گروهی خاص در کشور از طریق اعطای یارانه‌ها، مجوزها و تعرفه‌های خاص، عملاً این قشر از جامعه نفع برده و تکانه‌های ارزی با توزیع مجدد درآمد از دهک‌های درآمدی پایین به سمت دهک‌های درآمدی بالا، میزان نابرابری در توزیع درآمد را تشدید می‌نماید؛ از این رو، اتخاذ رویکرد صحیح توسط بانک مرکزی در مدیریت بازار ارز و

ایجاد ثبات در نرخ واقعی ارز، از اهمیت زیادی در راستای مقاوم‌سازی محیط اقتصاد کلان کشور و جلوگیری از اثرات نامطلوب تکانه‌های ارزی بر مؤلفه‌هایی نظیر توزیع درآمد برخوردار است و در این راستا باید توجه داشت که تغییرات تدریجی و قابل پیش‌بینی نرخ ارز در طول زمان، اثرات منفی بسیار کمتری (در مقایسه با ایجاد شوک‌های غیر قابل پیش‌بینی) بر اقتصاد کشور خواهد داشت و لذا به نظر می‌رسد سیاست بهینه در این زمینه تثبیت و تعدیل نرخ واقعی ارز با در نظر گرفتن تفاوت تورم داخلی و خارجی است که این مسئله سبب می‌شود نرخ ارز اسمی به صورت تدریجی و در طول زمان تعدیل شده و با شوک تغییرات (که به شدت آسیب‌زاست) مواجه نگردد.

از آن‌جا که این مقاله رابطه بین کاهش ارزش پول ملی بر توزیع درآمد خانوارهای شهری و روستایی را دنبال می‌کند در این راستا پیشنهادات زیر جهت رسیدن به توصیه سیاستی و خنثی‌سازی اثرات شوک‌های ارزی بر توزیع درآمد ارائه می‌گردد.

- اتخاذ رویکرد صحیح توسط بانک مرکزی در مدیریت بازار ارز و ایجاد ثبات در نرخ واقعی ارز.
- کاهش وابستگی کشور به بخش نفت و افزایش تنوع سازی محصولات صادراتی و همچنین افزایش سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی در جهت کاهش اثرات شوک‌های ارزی.
- توسعه بخش مالی اقتصاد؛ نتایج نشان می‌دهد هرچه بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر باشد اثر شوک‌های نرخ ارز بر تولید و توزیع درآمد منفی نخواهد بود در همین راستا توصیه می‌گردد در تحقیقات آتی با استفاده از مدل تعادل عمومی بجای تعادل‌های جزئی، بخش مالی در ماتریس حسابداری اجتماعی (FSAM[1]) مد نظر قرار گیرد تا نتایج به دست آمده از درجه اعتماد بالاتری برخوردار باشد.
- تکانه‌های ارزی در ایران عمدتا از کانال قیمت کالاهای وارداتی موثر بر سطح عمومی قیمت‌ها، بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد. لذا با توجه به وابستگی کشور به واردات توصیه می‌گردد دولت سیاست‌هایی را دنبال کند که موجب تقویت پول ملی گردد. تقویت بخش عرضه و کاهش وابستگی صنایع و بخش‌های مختلف اقتصادی به مواد واسطه و اولیه خارجی می‌تواند در کاهش اثرگذاری شوک‌های ارزی بر توزیع درآمد موثر واقع گردد.

[1]. Financial Social Accounting Matrix

References

Alavi Razavi, S. Ya. Shahbazi, N. & Ahadi, M. H. (2020). "Analysis of the Most Important Factors Affecting the Currency Crisis in 1397". Afagh-e-Amniat Scientific Journal **13**(48): 51-76.

Apergis, N. & Cooray, A. (2018). "Asymmetric Real Exchange Rates and Poverty: The Role of Remittances". Emerging Markets Review **35**: 111-119.

Aye, G. C. & Harris, L. (2019). "The Effect of Real Exchange Rate Volatility on Income Distribution in South Africa (No. 2019/29)". WIDER Working Paper.

Bahmani-Oskooee, M. & Motavallizadeh-Ardakani, A. (2017). "On the Value of the Dollar and Income Inequality: Asymmetric Evidence from State Level Data in the US". The Journal of Economic Asymmetries **16**: 64-78.

Bahmani-Oskooee, M. Goswami, G. G. & Mebratu, S. (2006). "Black Market Premium and Income Distribution". The Journal of Developing Areas **39**(2): 17–28. http://www.jstor.org/stable/4193001.

De Boer, P. (2009). "Modeling Household Behavior in a CGE Model: Linear Expenditure System or Indirect Addilog?". Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute, Econometric Institute Report. No. EI 2009.16: 1-24.

Ebrahimi, M. Memipour, S. & Movahedi, S. F. (2019). "Study of Asymmetric Effects of Real Exchange Rate Fluctuations on Private Sector Consumption in Iran: The NARDL Approach". Quarterly Journal of Economic Research and Policy **26**(87): 309-345.

Farahmand, Sh. (2020). *Income Distribution*, Encyclopedia of Economics.

Feizi, R. Amidi, S. Ahmadzadeh, K. & Javaheri, B. (2021). "Investigating the Impact of Exchange Rate Variation and the Oil Price Shocks on Household Welfare: CGE Model Approach". Iranian Journal of Economic Studies **9**(1): 261-291.

Fouladi, M. (2012). "Investigating the Effect of Exchange Rate Changes on the Level of Prices, Production, Exports and Imports of Different Economic Sectors using a General Equilibrium Model". Quarterly Journal of Planning and Budget **17**(2): 127-148.

Gnangnon, S. K. (2021). "Exchange Rate Pressure, Fiscal Redistribution and Poverty in Developing Countries". Economic Change and Restructuring **54**(4): 1173-1203.

Hassanzadeh, M. Sadeghi, H. Yousefi, A. Sahabi, B. & Ghanbari, A. (2012). "Investigating the Effects of Oil Price Fluctuations on Household Welfare in Different Income Deciles: Approach of Calculable General Equilibrium Model". Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development) **12**(4): 55-77.

Iyke, B. N. & Ho, S. Y. (2018). "Real Exchange Rate Volatility and Domestic Consumption in Ghana". The Journal of Risk Finance **19**(5): 513-523.

Jalaei, S. A. Nejati, M. & Bagheri F. (2016). "Investigating the Effect of Exchange Rate Shocks on Investment and Employment in Iran with the Approach of Computable General Equilibrium Models". Research on Sustainable Growth and Development (Economic Research) **16**(2): 201-220.

Khiabani, N. & Mazaheri Marbari, M. (2016) "Investigating the Effect of Reducing Energy Subsidies on Income Distribution in Iran using a Computable General Equilibrium Model". Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran **21**: 19-41.

Khosroshahi, M. (2015). "Familiarity with General Equilibrium Models that can be Calculated and Compared with other Models". Parliamentary Research Center. Serial Number, 13630: 1-38.

Khosroshahi, M. (2015). "Methods of Model Closure in Computable General Equilibrium and Examining the Appropriate Method for the Iranian Economy". Parliamentary Research Center. Serial Number, 13714: 1-30.

Lal Khezri, H. & Jafari Samimi, A. (2021). "The Asymmetric Effect of Exchange Rate Shocks on Income Distribution in Iran: The NARDL Approach". Financial Economics **14**(53): 45-64.

Lofgren, H. Harris, R. L. & Robinson, S. (2002). *A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS* (Vol. 5), Intl Food Policy Res Inst.

Naderi, P. Saadat, R. & Soltaninejad H. (2020). "Investigating the Factors Affecting Real Exchange Rate Fluctuation in Iran with Emphasis on Remittances of Overseas Employees: ARDL Approach". A Study of Iranian Economic Issues **6**(2): 287-317.

Rezaei, A. Raispur, A. Zayandeh Roudi, M. & Jalaei, S. A. (2015). "The Effect of Exchange Rate Shocks on the Equality of Purchasing Power Test: Using NARDL Approach". Journal of Economic Growth and Development Research **10**(40): 77-92.

Ribeiro, R. S. McCombie, J. S. & Lima, G. T. (2020). "Does Real Exchange Rate Undervaluation Really Promote Economic Growth?". Structural Change and Economic Dynamics **52**: 408-417.

Sameti, M. & Izadi, S. (2014). "The Effect of Inflation Welfare Costs on Different Cost Deciles of Urban Households in Isfahan Province". Iranian Economic Research **19**(59): 117-152.

Sarlab, M. (2018). "The Effect of Exchange Rate Increase on Income Inequality in the Urban Sector". The Second International Conference on Management, Accounting and Economics in Sustainable Development, Mashhad, https://civilica.com/doc/789110.

Sediq Mohammadi, M. F. Najafizadeh, S. & Hassanzadeh, S. A. (2021). "The Impact of Exchange Rate Shocks on Household Welfare in Iran: A computable General Equilibrium Model Approach". Journal of Economic Growth and Development Research **11**(42): 81-108.

Senay, O. & Sutherland, A. (2007). "Foreign Money Shocks and the Welfare Performance of Alternative Monetary Policy Regimes". Scandinavian Journal of Economics **109**(2): 245-266.

Statistics Center of Iran (2021). *Income Distribution Report in Iran in 1399*, Office of Population, Labor and Census.

Tayebi, S. K. & Sadeghi, A. R. (2018). "The Effects of International Sanctions and Other Factors Affecting the Exchange Rate in Iran". Journal of Economic Research **52**(3): 641-661.

Tille, C. (2006). "On the Distributional Effects of Exchange Rate Fluctuations". Journal of International Money and Finance **25**(8): 1207-1225.

Umaru, H. Aguda, N. A. & Davies, N. O. (2018). "The Effects of Exchange Rate Volatility on Economic Growth of West African English-speaking Countries". International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences **8**(4): 131-143

Wei, W. Zhang, J. Dong, B. & Wang, H. (2018). "Quantifying the Impacts of China's Currency Depreciation and Capital Control: A CGE Analysis". Applied Economics Letters **25**(14): 964-967.

Woldie, G. A. & Siddig, K. (2019). "Macroeconomic and Distributional Impacts of Exchange Rate Devaluation in Ethiopia: A Computable General Equilibrium Approach". Heliyon **5**(12): e02984.

Yilmazkuday, H. (2020). "Unequal Exchange Rate Pass-Through across Income Groups". Macroeconomic Dynamics 1-44.

Zamanzadeh, H. & Al-Hosseini, S. (2012). *Iran's Economy in the Throes of Development*, Iran, Nashre-Markaz.

Zaroki, Sh. Yousefi, A. & Mehri, Y. (2020). "Effect of Exchange Rate and Asymmetric Inflation and Unemployment on Income Inequality in Iran". Applied Theories of Economics **24**(7): 117-148.

پیوست

جدول ۱: مجموعه‌ها

ردیف	علامت مجموعه	عنوان	ردیف	علامت مجموعه	عنوان
۱	$a \in A$	فعالیت‌ها	۱۰	$c \in CMN(\subset \mathrm{C})$	کالاهایی که در مجموعه CM قرار ندارند
۲	$a \in ACES(\subset \mathrm{A})$	فعالیت‌ها با تابع CES	۱۱	$c \in CT(\subset \mathrm{C})$	کالاهای مرتبط با خدمات مبادله‌ای
۳	$a \in ALEO(\subset \mathrm{A})$	فعالیت‌ها با تابع لئونتیف	۱۲	$c \in CX(\subset \mathrm{C})$	کالاهایی که تولید داخلی دارند
۴	$c \in C$	کالاها	۱۳	$f \in F$	عوامل تولید
۵	$c \in CD(\subset \mathrm{C})$	کالاهای تولید داخل (فروش در داخل)	۱۴	$i \in INS$	نهادهای داخلی و خارجی
۶	$c \in CDN(\subset \mathrm{C})$	کالاهایی که در مجموعه CD قرار ندارند.	۱۵	$i \in INSD(\subset \mathrm{INS})$	نهادهای داخلی
۷	$c \in CE(\subset \mathrm{C})$	کالاهای صادراتی	۱۶	$i \in INSDNG(\subset \mathrm{INSD})$	نهادهای داخلی غیر دولتی
۸	$c \in CEN(\subset \mathrm{C})$	کالاهایی که در مجموعه CE قرار ندارند.	۱۷	$h \in INSDNG$	خانوارها
۹	$c \in CM(\subset \mathrm{C})$	کالاهای وارداتی			

مأخذ: لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲: ۴۶

جدول ۲: پارامترها

ردیف	علامت پارامتر	عنوان	ردیف	علامت پارامتر	عنوان
۱	$cwts_c$	وزن کالای c در CPI	۲۲	$\overline{tins_i}$	نرخ مالیات نهادهای داخلی i
۲	$dwts_c$	وزن کالای c در DPI	۲۳	tm_c	نرخ تعرفه وارداتی
۳	$ica_{c.a}$	مقدار کالای c واسطه‌ای مورد استفاده در فعالیت a	۲۴	tq_c	نرخ مالیات بر فروش
۴	$ica_{c'.c}$	مقدار کالای c' بعنوان داده تجاری کالای c که در داخل تولید و بفروش رفته است.	۲۵	$trnsfr_{i.f}$	انتقالات از عامل تولید f به نهاد i
۵	$ice_{c'.c}$	مقدار کالای c' بعنوان داده تجاری هر واحد از کالای صادراتی c	۲۶	tva_a	نرخ مالیات بر ارزش افزوده فعالیت a
۶	$icm_{c'.c}$	مقدار کالای c' بعنوان داده تجاری هر واحد از کالای وارداتی c	۲۷	a_a^a	پارامتر کارایی در تابع فعالیت CES
۷	$inta_a$	مقدار کالای واسطه در هر فعالیت	۲۸	a_a^{va}	پارامتر کارایی در تابع ارزش افزوده CES
۸	iva_a	مقدار ارزش افزوده در هر فعالیت	۲۹	a_a^{ac}	پارامتر انتقال برای تابع تجمیع کالای داخلی
۹	pwe_c	قیمت صادراتی	۳۰	a_c^q	پارامتر انتقال تابع آرمینگتون
۱۰	pwm_c	قیمت وارداتی	۳۱	a_c^t	پارامتر انتقال تابع CET
۱۱	$qdst_c$	مقدار تغییرات انباره	۳۲	β_{ach}^h	سهم نهایی مصرف کالای خانگی c به دست آمده از فعالیت a خانوار h
۱۲	$\overline{qg_c}$	تقاضای دولت در سال پایه	۳۳	β_{ch}^m	سهم نهایی مصرف کالای خانگی c خانوار h
۱۳	$\overline{qinv_c}$	تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در سال پایه	۳۴	δ_a^a	پارامتر سهمی تابع فعالیت CES
۱۴	$shif_{i.f}$	سهم نهاد i در درآمد عامل تولید f	۳۵	δ_{ac}^{ac}	پارامتر سهمی تابع تجمیع کالای داخلی
۱۵	ta_a	نرخ مالیات فعالیت a	۳۶	δ_c^q	پارامتر سهمی تابع آرمینگتون
۱۶	te_c	نرخ مالیات بر صادرات	۳۷	δ_c^t	پارامتر سهمی تابع CET
۱۷	tf_f	نرخ مالیات مستقیم عامل تولید f	۳۸	δ_{fa}^{va}	پارامتر سهمی تابع ارزش CES برای عامل تولید f در فعالیت a
۱۸	ρ_a^a	توان تابع تولید CES	۳۹	γ_{ch}^m	مصرف حداقل معیشت کالای c توسط خانوار h
۱۹	ρ_a^{va}	توان تابع ارزش افزوده CES	۴۰	γ_{ach}^h	مصرف حداقل معیشت کالای c به دست آمده از فعالیت a توسط خانوار h
۲۰	ρ_a^{ac}	توان تابع تجمیع کالای داخلی	۴۱	θ_{ac}	محصول c به دست آمده از فعالیت a
۲۱	ρ_c^q	توان تابع آرمینگتون	۴۲	ρ_c^t	توان تابع CET

مأخذ: لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲: ۴۶

جدول ۳: متغیرهای برون‌زا

ردیف	علامت متغیرها	عنوان	ردیف	علامت متغیرها	عنوان
۱	$\overline{CPI}$	شاخص قیمت مصرف‌کننده	۵	$\overline{MPSADJ}$	عامل مقیاس‌گذاری نرخ پس‌انداز
۲	$\overline{DTINS}$	تغییر سهم مالیاتی نهاد داخلی (مقدار پایه صفر)	۶	$\overline{QFS_f}$	مقدار عرضه عامل تولید
۳	$\overline{FSAV}$	پس‌انداز خارجی	۷	$\overline{IADJ}$	عامل تعدیل سرمایه‌گذاری
۴	$\overline{GADJ}$	عامل تعدیل مصرف دولت			

مأخذ: لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲: ۴۶

جدول ۴: متغیرهای درون‌زا

ردیف	علامت متغیر	عنوان	ردیف	علامت متغیر	عنوان
۱	DMPS	تغییر نرخ پس‌انداز (در حالت پایه مقدار برون‌زا صفر)	۲۱	PE_c	قیمت صادراتی کالای c
۲	DPI	شاخص قیمت تولیدکننده	۲۲	$PINTA_a$	قیمت کالای واسطه‌ای مرکب بکار رفته در فعالیت a
۳	EG	هزینه‌های دولت	۲۳	PM_c	قیمت وارداتی
۴	EH_h	مخارج مصرفی خانوار	۲۴	PQ_c	قیمت کالای مرکب
۵	EXR	نرخ ارز	۲۵	PVA_a	قیمت ارزش افزوده
۶	GOVSHR	سهم مصرف دولت در کل جذب اسمی	۲۶	PX_c	قیمت تولیدکننده برای کالای c
۷	GSAV	پس‌انداز دولت	۲۷	$PXAC_{ac}$	قیمت تولیدکننده برای کالای c در فعالیت a
۸	INVSHR	سهم سرمایه‌گذاری در کل جذب اسمی	۲۸	QA_a	سطح فعالیت
۹	MPS_i	میل نهایی به پس‌انداز برای نهادهای داخلی غیر دولتی	۲۹	QD_c	مقدار محصول داخلی فروش رفته در داخل
۱۰	PA_a	قیمت فعالیت (درآمد ناخالص هر واحد)	۳۰	QE_c	مقدار صادرات
۱۱	PDD_c	قیمت تقاضای کالای تولید شده و فروش رفته در داخل	۳۱	$QF_{f.a}$	مقدار تقاضای عامل تولید f از فعالیت a
۱۲	PDC_c	قیمت عرضه‌ی کالای تولید شده و فروش رفته در داخل	۳۲	QG_c	تقاضای مصرفی دولت برای کالای c
۱۳	$QH_{c.h}$	مقدار مصرفی کالای c توسط خانوار h	۳۳	QM_c	مقدار واردات
۱۴	$QINTA_a$	مقدار کل کالای واسطه‌ای	۳۴	QQ_c	مقدار کالای عرضه شده در بازار داخلی (کالای مرکب)
۱۵	$QINT_{c.a}$	مقدار کالای واسطه‌ای c بکار رفته در فعالیت a	۳۵	QVA_a	مقدار کل ارزش افزوده
۱۶	$QINV_c$	مقدار تقاضای سرمایه‌گذاری کالای c	۳۶	QX_c	مقدار کل کالای تولیدی داخلی وارد شده به بازار
۱۷	$QXAC_{ac}$	مقدار کالای c به دست آمده از فعالیت a که وارد بازار شده است.	۳۷	TABS	کل جذب اسمی
۱۸	WF_f	متوسط قیمت عامل تولید f	۳۸	YF_f	درآمد عامل تولید f
۱۹	YG	درآمد دولت	۳۹	YI_i	درآمد نهادهای داخلی غیر دولتی
۲۰	$YIF_{i.f}$	درآمد نهاد داخلی غیر دولتی i از عامل تولید f	۴۰	$TINS_i$	نرخ مالیات مستقیم برای نهاد i

مأخذ: لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲: ۴۶

جدول ۵: مقادیر پارامترها در توابع تولید و تجارت

بخش های اقتصادی	کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون	کشش جانشینی صادرات در تابع CET	پارامترهای سهم در تابع آرمینگتون	پارامترهای سهم در تابع CET	پارامتر انتقال در تابع آرمینگتون	پارامتر انتقال در تابع CET	کشش جانشینی بین عوامل تولید(نیروی کار و سرمایه)	پارامتر سهم در تابع تولید	پارامتر انتقال در تابع تولید
کشاورزی	۱٫۶	۰٫۸	۰٫۱۴۷	۰٫۹۸۲	۱٫۳۸۷	۶٫۱۴۴	۲	۰٫۵۳۹	۱٫۹۸۴
نفت	۱٫۶	۰٫۸	۵٫۷	۰٫۰۱۳	۱٫۰۰۲	۷٫۰۲۴	۲	۰٫۸۳۷	۱٫۳۸۰
معدن	۱٫۶	۰٫۸	۰٫۱۴۱	۰٫۸۳۱	۱٫۳۷۲	۲٫۵۲۷	۲	۰٫۶۳۴	۱٫۸۷۰
صنعت	۱٫۶	۰٫۸	۰٫۳۳۱	۰٫۹۳۵	۱٫۸۲۹	۳٫۵۹۳	۲	۰٫۴۰۴	۱٫۸۸۶
انرژی	۱٫۶	۰٫۸	۰٫۲۷۷	۰٫۸۹۸	۱٫۷۱۶	۳٫۰۱۶	۲	۰٫۵۴۹	۲٫۰۶۵
ساختمان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲	۰٫۴۳۵	۲٫۱۲۵
خدمات	۱٫۶	۰٫۸	۰٫۱۲۲	۰٫۹۷۸	۱٫۳۲۰	۵٫۵۸۶	۲	۰٫۶۴۶	۱٫۸۶۴

مأخذ: چهرقانی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۲۱

جدول ۶: قواعد بستن مدل

دولت	پس انداز دولت	➢ انعطاف پذیر
	نرخ‌های مالیات	➢ ثابت
دنیای خارج	نرخ ارز	➢ ثابت
	پس‌انداز خارجی	➢ انعطاف پذیر
پس انداز-سرمایه‌گذاری	سرمایه‌گذاری	➢ ثابت
	سهم جذب مصرف دولت	➢ ثابت
	میل نهایی به پس‌انداز	➢ به صورت وزنی تعدیل می‌گردند.

مأخذ: خسروشاهی، ۱۳۹۳: ۱۵

جدول ۷: جزئیات مدل

مجموعه‌ها	زیر مجموعه‌های مدل
فعالیت‌ها	کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، انرژی، ساختمان و خدمات
کالاها	کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، انرژی، ساختمان و خدمات
عوامل تولید	نیروی کار و سرمایه
خانوارها	دهک‌های خانوار شهری و روستایی
نهادها	دولت، شرکت‌ها، دنیای خارج

مأخذ: یافته‌های پژوهش

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 39-83.

The Impact of Exchange Rate Shokes on Iran's Income Distribution: A Computable General Equilibrium Model[1]

Zabih Falahati[2]*
Mansour Khalili Araghi[3]
Sajad Barkhordari Dorbash[4]
Mohsen Mehrara[5]

Received: 20-01-2022 Accepted: 04-03-2022

Introduction: The exchange rate, as one of the macroeconomic factors, reflects the economic conditions of the country and is the link between domestic and foreign economies. It has a direct impact on the price of exports, imports as well as domestic prices. In the same vein, income is related to household consumption and affects the distribution of household income. Widespread inequalities in income distribution lead to the emergence of poverty and the creation of gaps among the social classes. When poverty is on the rise, it is inevitable to see a decline in the level of health, hygiene, nutrition and education of the people of the society and, consequently, economic productivity, economic growth, production and national income. This vicious circle leads to the aggravation of poverty. Inequality can undermine social cohesion, reduce intergenerational income mobility, and create challenges such as social discontent and political instability.

Exchange rate through export prices (assuming the stability of the world export price based on foreign currency) affects economic variables. In this process, the price of a product is determined based upon the export prices and domestic prices. So, with export prices being on the rise, product prices increase. This will increase the price of the producer active in exportation and ultimately the household income. The influence of the exchange rate through the imported prices would be another factor that needs to be taken into consideration. According to such a mechanism, assuming that the world prices of the imported goods are constant, exchange rate fluctuations cause changes in the import prices (based on the national currency) that interact with the price of the domestic demand. It changes the price of composite goods. According to the aformentioned mechanism, it is expected that the

[1]. The article is taken from the PHD thesis of the first author.
[2]. PhD student in Economics, University of Tehran
Email: zabihfalahati@ut.ac.ir
[3]. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran
[4]. Associate Professor, Faculty of Economics, University of Tehran
[5]. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran

increase in the exchange rate will increase the price of composite goods as the import prices increase. In this way, the value added decreases, and the reduced price of production will reduce household income. In general, it can be said that one of the most important ways in which a growing exchange rate affects household income and, consequently, household expenditure and welfare is the exertion of those two forces.

Methodology: The purpose of this article is to investigate exchange rate shocks on income distribution using a general equilibrium model. The Computable General Equilibrium (CGE) model is a quantitative analysis method that is flexible in the face of a wide range of policy issues and can provide a holistic framework for examining the comprehensive effects of shocks. In addition, the robust micro-framework of general equilibrium models, which fully describes the optimization behavior of economic agents, allows these models to have stronger analytical foundations. General equilibrium models evaluate different economic policies and programs as well as the way of interaction and communication of different economic activities and different institutions in society in different markets. Those models address goods and services, labor market and the outside world in proportional linear and nonlinear forms. Therefore, they are highly able to predict the effects of implementing various socio-economic policies and shocks.

The statistical basis of the research is the social account matrix in 2011 published by the Parliamentary Research Center. In this study, the distributive effects of 10, 20, and 30 percent exchange rate increases on income distribution were investigated. To investigate the heterogeneity of households, the parameters of the demand function derived from the Aston Gray utility function were estimated using the income and expenditure data of the Statistics Center of Iran, and then the effect of shocks on income distribution was investigated. Using micro-data on household income and expenditure, the segregation of the household sector in the model increased, and, based on the amount of the household expenditures, the households were classified into ten groups (using the typical middle household method and the integrated method). Then, the data obtained from the household budget studies were combined in the social accounting matrix, and the general equilibrium modeling was performed according to the new databases. Finally, the effect of the exchange rate change on the Gini coefficient was investigated.

Results and Discussion: As the simulation results showed, increasing the exchange rate from 10% to 30% reduced the average real consumption of urban deciles from 4.94% to 1.76% and, in rural deciles, from 4.57% to 1.15%. This effect was greater in urban households than rural households. It increased the Gini coefficient in both deciles. Also, currency shocks emerged as an important factor in explaining the level of inequality and

income gap created between different income deciles. The impact of the currency shocks between urban and rural income deciles was not the same. The above shocks have caused a greater decrease in the level of consumption of urban income deciles than rural income deciles. This difference in the intensity of response to currency shocks is much greater among the lower income deciles.

Conclusion: Since this article follows the relationship between the devaluation of the national currency and the income distribution of urban and rural households, the following suggestions are made so as to achieve policies that can neutralize the effects of currency shocks on income distribution.

- Adopt the right approach by the central bank in managing the foreign exchange market and stabilizing the real exchange rate.
- Reduce the country's dependence on the oil sector, import and increase the diversification of export products, and increase the share of the National Development Fund in oil revenues in order to reduce the effects of currency shocks.
- Develop the financial sector of the economy. The results show that the more developed the financial markets, the less the effect of exchange rate shocks on income generation and distribution. In this regard, it is recommended that future research use a general equilibrium model instead of partial balances, and the financial sector be considered in the social accounting matrix (FSAM) so that a higher degree of trust can be achieved.

Keywords: Computable general equilibrium model, Exchange rate, Income distribution, Social account matrix.

JEL Classification: C68, F31, D31, E16.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۱۱۲-۸۵

تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد

محمدعلی فیض‌پور[۱]
محمدحسن زارع[۲]
علی زارع زردینی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۲۱

چکیده

با اینکه هدف بیمه بیکاری تأمین امنیت شغلی و تضمین حداقل رفاه افراد بیکار است یکی از پیامدهای منفی آن می‌تواند افزایش دوره بیکاری باشد. بر این اساس، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ پرداخته است. جامعه آماری پژوهش، افراد بیکار جویای کار در شهر یزد بودند که طی دوره مورد بررسی بیکار شدند، بیمه بیکاری دریافت کردند و مجدداً شاغل شدند. نتایج تخمین رگرسیون کاکس تعمیم‌یافته نشان داد که بیمه بیکاری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر طول دوره بیکاری در شهر یزد داشته است. بنابراین، اگر مزایای بیمه بیکاری با گذشت زمان و افزایش دوره بیکاری به صورت تدریجی کاهش یابد، انگیزه اشتغال مجدد افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج نشان‌دهنده تأثیر منفی سابقه اشتغال و سن بر دوره بیکاری است. بعلاوه، افراد مجرد و فاقد فرزند دوره بیکاری طولانی‌تر داشته‌اند اما جنسیت تأثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری نداشته است. یافته‌های این پژوهش همچنین نشان داد که دوره بیکاری، بیشتر از آن‌که متأثر از بیمه بیکاری باشد، تحت تأثیر ویژگی‌های فردی قرار دارد به طوری که وضعیت تأهل، بزرگترین ضریب موثر بر دوره بیکاری را در شهر یزد به خود اختصاص داده است. بنابراین، ضرورت توجه به ویژگی‌های فردی برای موفقیت در سیاست‌های کاهش دوره بیکاری اجتناب‌ناپذیر است.

واژگان کلیدی: بیکاری، بیمه بیکاری، دوره بیکاری، مدل مخاطره نسبی کاکس، شهر یزد.

[۱]. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد feizpour@yazd.ac.ir
[۲]. استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد mhzarea@yazd.ac.ir
[۳]. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) aliiiiii.zare@gmail.com

۱- مقدمه

با وجود تمامی تحولاتی که جهان در سال‌های گذشته تجربه نموده است، موضوع بیکاری همچنان یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی بسیاری از کشورهای جهان است. با وجود این‌که نرخ بالای بیکاری یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران به حساب می‌آید، اما استان یزد طی سال‌های گذشته در ردیف استان‌های با کمترین نرخ بیکاری قرار داشته است. با این وجود، در چند سال اخیر نرخ بیکاری در استان یزد از متوسط نرخ بیکاری در کشور فراتر رفته و این موضوع، بیکاری را به یکی از مسائل مهم استان یزد تبدیل کرده است. یکی از موضوعاتی که در این رابطه اهمیت فراوانی دارد، دوره بیکاری[1] است. دوره بیکاری مدت زمان سپری شده از لحظه اعلام آمادگی فرد بیکار برای ورود به بازار کار تا زمان اشتغال است. منظور از اعلام آمادگی، مراجعه فرد به مراکز کاریابی و ثبت‌نام برای دریافت شغل است (فیض‌پور و زارع، ۱۳۹۱). ماهیت نرخ بیکاری ایستا است، اما دوره بیکاری ماهیتی پویا دارد و اهمیت آن در تحلیل‌های اقتصادی کمتر از نرخ بیکاری نیست (فیض‌پور، ۱۳۸۹). دوره بیکاری مدت زمانی است که یک فرد بیکار، در جستجوی شغل است. دوره بیکاری یکی از شاخص‌هایی است که عملکرد بازار کار را نشان می‌دهد؛ به نحوی که دوره بیکاری طولانی‌تر نشان‌دهنده عملکرد نامناسب بازار کار است و دلالت بر آن دارد که موانع ساختاری از اشتغال بیکاران جلوگیری می‌کند. در این حالت، بازار کار متضرر می‌شود، زیرا مهارت‌هایی را از دست می‌دهد که جبران آن‌ها سخت است و باید آن‌ها را مجدداً به افرادی که وارد بازار کار می‌شوند، آموزش داد (گنجعلی و همکاران، ۱۳۹۰). بر همین مبنا، شناسایی عوامل مؤثر بر دوره بیکاری به اندازه شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ بیکاری اهمیت دارد. این در حالی است که عمده مطالعات انجام شده در این رابطه بر نرخ بیکاری تمرکز دارند و دوره بیکاری کمتر مورد توجه قرار گرفته است. با استناد به مطالعات صورت گرفته، عوامل مؤثر بر دوره بیکاری به دو دسته عوامل فردی و محیطی تقسیم می‌شوند. بیمه بیکاری یکی از عوامل مؤثر بر دوره بیکاری است. هدف اصلی این بیمه، حمایت از کسانی است که به نحوی کارشان را از دست می‌دهند و این موضوع می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد. برای مثال، بیکاری می‌تواند ناشی از صدمه یا آسیب‌دیدگی در حین کار باشد. هدف بیمه بیکاری، کاهش فشارهای مادی و معنوی بر افراد بیکار تا زمان اشتغال بعدی از راه تأمین مالی موقت است و به طور کلی، این بیمه منافعی را برای بیکارانی که به دلایلی غیر از اشتباهات فردی بیکار می‌شوند، فراهم می‌آورد (مدرسی عالم،

[1]. Unemployment Duration

۱۳۹۳). هدف تحقیق حاضر بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد است و به این منظور، هر دو دسته عوامل فوق مورد توجه قرار گرفته است. در راستای دست‌یابی به هدف تحقیق و بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد، مطالب مقاله در شش بخش تنظیم شده است و بخش‌های دوم تا ششم مقاله به ترتیب به مبانی نظری، پیشینه تجربی، روش تحقیق، نتایج تخمین مدل و نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

نظریه جستجوی شغل[1] در دهه ۱۹۶۰ با تحقیقات استیگلر[2] معرفی شد. بر اساس آن، پذیرش یک پیشنهاد شغلی توسط فرد بیکار (یا به عبارتی دوره بیکاری) به دستمزد حدی، انتظارات در خصوص پیشنهادهای شغلی آتی و هزینه‌های جستجو بستگی دارد. زمانی که دستمزد پیشنهادی به فرد بیکار بیشتر یا برابر با دستمزد حدی وی باشد، شغل را می‌پذیرد و در غیر این صورت، آن را رد می‌کند. دستمزد حدی فرد بیکار به عوامل زیادی بستگی دارد (فیض‌پور و زارع، ۱۳۹۱ به نقل از لنکستر[3]، ۱۹۷۶). از جمله، افراد با مسئولیت خانوادگی بیشتر، دستمزد حدی کمتری دارند و احتمال پذیرش شغل پیشنهادی توسط آنان بیشتر است. همچنین، افراد با منابع مالی جایگزین کمتر نظیر بیمه بیکاری، دستمزد حدی کمتر و تمایل بیشتری برای پذیرش پیشنهادهای شغلی دارند. افزایش دستمزد دوره بیکاری (بیمه بیکاری)، دستمزد حدی را افزایش و انگیزه جستجوی شغل را کاهش می‌دهد و این دو باعث افزایش دوره بیکاری می‌شود (اوسیتالو و ورهو[4]، ۲۰۱۰). عامل دیگری که بر دستمزد حدی تأثیر می‌گذارد، سرمایه انسانی مستهلک شده طی دوره بیکاری است. بر اساس نظریه سرمایه انسانی، بیکاری منجر به کاهش سرمایه انسانی و بهره‌وری فرد بیکار می‌شود. بنابراین، با افزایش دوره بیکاری، دستمزد حدی فرد بیکار تنزل می‌یابد (کریپس و تارلینگ[5]، ۱۹۷۴). طبق این نظریه، کارفرمایان دستمزد کمتری را به افرادی که دوره بیکاری طولانی‌تری دارند، پیشنهاد می‌کنند، زیرا دوره بیکاری را ملاکی برای کیفیت کارگران می‌دانند. برخی مطالعات نیز موید همین موضوع است. به عنوان مثال مطالعه کریستنسن (۲۰۰۲) نشان داد که

1. Job Search Theory
2. Stigler
3. Lancaster (1976)
4. Uusitalo & Verho (2010)
5. Cripps & Tarling (1974)

با افزایش دوره بیکاری، دستمزد پیشنهادی به فرد بیکار کاهش می‌یابد. بنابراین، افرادی که مهارت‌های آنان سریع‌تر مستهلک می‌شود، احتمالا تمایل بیشتری برای پذیرش شغل دارند. از این دیدگاه، نوع حرفه و سطح تحصیلات مهم هستند. بر خلاف نظریه سرمایه انسانی، بر اساس نظریه جستجوی شغل، دوره بیکاری طولانی‌تر نشان‌دهنده دستمزد حدی بالاتر است، زیرا فرد بیکار به دلیل دستمزد حدی بالاتر است که زمان بیشتری را صرف یافتن مشاغل با دستمزد بیشتر می‌کند (جونز[۱]، ۱۹۸۸). در واقع، تأثیر عوامل مختلف بر دستمزد حدی و انگیزه جستجوی شغل، تأثیر آن‌ها بر دوره بیکاری را مشخص می‌کند. در نظریه جستجوی شغل، دوره بیکاری با تعیین احتمال شرطی خروج از آن (تابع رویداد[۲]) مدل‌سازی می‌شود. تابع رویداد حاصل ضرب دو احتمال دریافت پیشنهاد شغلی و پذیرش پیشنهاد شغلی است (مورتنسن[۳]، ۱۹۷۰). بر اساس این نظریه، زمانی که دوره بیکاری طولانی‌تر می‌شود، نرخ خروج از بیکاری بالا می‌رود که وابستگی دوره‌ای مثبت[۴] نام دارد. از طرفی، اگر از نظر کارفرمایان، سابقه بیکاری علامتی برای تعیین بهره‌وری کارگران باشد، افزایش دوره بیکاری منجر به کاهش جستجوی شغل می‌شود و نرخ خروج از بیکاری[۵] را کاهش می‌دهد که وابستگی دوره‌ای منفی[۶] نام دارد (فیض‌پور و زارع، ۱۳۹۱ به نقل از لنکستر، ۱۹۷۶).

نظریه جستجو- مطابقت[۷] نظریه دیگری است که در توضیح پدیده بیکاری مطرح شده است. مدل دایموند-مورتنسن-پیساریدز[۸] که در دهه ۱۹۷۰ معرفی شد، نخستین مدل جستجو-مطابقت به شمار می‌رود. این مدل مبتنی بر ایده‌های فلپس[۹] (۱۹۶۸) و فریدمن[۱۰] (۱۹۶۸) است و در آن، روشی که کارگران بیکار (u) و موقعیت‌های شغلی (v) در برابر یکدیگر قرار می‌گیرند، به عنوان فرآیند مطابقت، مدل‌سازی شده است. فرآیند مطابقت تحت عنوان تابع مطابقت مورد بررسی قرار می‌گیرد که در آن، کارگران و فرصت‌های شغلی به عنوان ورودی لحاظ می‌شوند و جریانی از مطابقت‌های صورت‌گرفته را شکل می‌دهند.

---

1. Jones (1988)
2. Event Function
3. Mortensen (1970)
4. Positive Period Dependence
5. Unemployment Exit Rate
6. Negative Period Dependence
7. Search-Match Theory
8. Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP) Model (1970)
9. Phelps (1968)
10. Friedman (1968)

بازار کار از ناهمگنی‌ها، نقص‌های اطلاعاتی و سایر اصطکاک‌ها تشکیل شده است که مهارت‌های متفاوت، شغل‌های متفاوت و نااطمینانی‌ها از جمله آن‌ها هستند. بر خلاف آن‌چه که نظریه بازار کار کلاسیک به آن عقیده دارد، این عوامل مانع از تسویه خودکار بازار کار می‌شوند. تابع مطابقت، ورودی‌های فرآیند مطابقت را لحاظ و تعداد شغل‌های جدید ایجاد شده را محاسبه می‌کند. بر این اساس، احتمال دارد تمامی کارگران بیکار صاحب شغل نشوند. در واقع، تابع مطابقت (رابطه ۱) مشابه تابع تولید است که مقدار تولید را برای ورودی‌های مشخص محاسبه می‌کند. بنابراین، بیکاری می‌تواند در حالت پایدار وجود داشته باشد و این همان است که نظریه بازار کلاسیک از توضیح آن عاجز است (پیساریدز[1]، ۲۰۰۰):

$$m = m(u, v) \qquad (۱)$$

که در آن m، u و v به ترتیب نشان‌دهنده تابع مطابقت، تعداد بیکاران و تعداد فرصت‌های شغلی است. تابع مطابقت یک تابع پیوسته، غیر منفی، افزایشی نسبت به u و v و مقعر است و معمولاً فرض می‌شود که همگن از درجه ۱ است (البته این فرض می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد). نرخ مطابقت فرصت شغلی با $q = \frac{m}{v}$ و نرخ مخاطره با $f = \frac{m}{u}$ نشان داده می‌شود. بنابراین، با افزایش v، q کاهش می‌یابد و با افزایش u، f کاهش پیدا می‌کند، زیرا افزایش فرصت‌های شغلی و افزایش تعداد بیکاران به معنی افزایش تعداد جستجوکنندگان است (پیساریدز، ۲۰۰۰).

چارچوب نظری تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری پیش‌بینی می‌کند که مزایای بیشتر و طولانی‌تر منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود. چارچوب این تحلیل مبتنی بر مدل‌های جستجوی شغل[2] است. در این مدل‌ها فرض می‌شود که کارگر برای حداکثرسازی مطلوبیت خود که تابعی از درآمد و استراحت است، استراتژی بهینه جستجو[3] را انتخاب می‌کند. در دوره بیکاری، کارگر به صورت تصادفی با پیشنهادها و فرصت‌های کاری مواجه می‌شود و باید به صورت متوالی انتخاب کند که آیا پیشنهاد و فرصت فعلی را قبول کند یا به جستجو ادامه دهد. استراتژی بهینه شامل دستمزد جایگزین[4] (بیمه بیکاری) و شدت جستجو[1] برای شغل است و شدت جستجو برای شغل از

1. Pissarides (2000)
2. Job Search Models
3. Optimal Strategy of Search
4. Reservation Wage

برابری هزینه نهایی[۲] و سود نهایی[۳] جستجو تعیین می‌شود. با افزایش شدت جستجو، نرخ خروج از بیکاری افزایش و دوره بیکاری کاهش می‌یابد، زیرا دریافت پیشنهادها و فرصت‌های کاری زیاد می‌شود. همچنین، کاهش دستمزد جایگزین (بیمه بیکاری)، نرخ خروج از بیکاری را افزایش و دوره بیکاری را کاهش می‌دهد، زیرا احتمال پذیرش پیشنهاد و فرصت فعلی افزایش می‌یابد. در این چارچوب، تا زمانی که هزینه فرصت جستجو کمتر از دستمزد جایگزین (بیمه بیکاری) باشد، کارگران تمایل کمتری برای خروج از بیکاری دارند و تلاش کمتری برای جستجوی شغل انجام می‌دهند (مورتنسن[۴]، ۱۹۷۷؛ میر[۵]، ۱۹۹۰).

۳- پیشینه تجربی

کتز و میر[۶] (۱۹۹۰) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر دوره پرداخت بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در ایالت‌های کشور آمریکا در سال‌های ۱۹۸۳-۱۹۷۸ پرداختند و با استفاده از مدل مخاطره نسبی به این نتیجه رسیدند که افزایش دوره پرداخت بیمه بیکاری، منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود.

کارلینگ و همکاران[۷] (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای به تحلیل رابطه بیمه بیکاری و دوره بیکاری در کشور سوئد در سال ۱۹۹۱ پرداختند و نتایج نشان داد که دریافت بیمه بیکاری، نرخ خروج از بیکاری را افزایش می‌دهد.

باور و همکاران[۸] (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مزایای بیکاری و چرخه تجاری بر دوره بیکاری در کشور اسپانیا در سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۸۷ پرداختند و نتایج حاکی از آن بود که دریافت مزایای بیکاری به صورت معنی‌داری دوره بیکاری را افزایش می‌دهد. همچنین، شرایط تجاری مطلوب و انعطاف‌پذیری بازار کار منجر به کاهش دوره بیکاری می‌شود.

رود و ژانگ[۹] (۲۰۰۳) با استفاده از مدل مخاطره نسبی، تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در کشور نروژ را در دهه ۱۹۹۰ بررسی کردند. بر اساس نتایج، افزایش پرداخت بیمه بیکاری، نرخ خروج از بیکاری را کاهش می‌دهد و نرخ خروج از بیکاری قبل از اتمام بیمه بیکاری افزایش پیدا می‌کند.

---

1. Search Intensity
2. Marginal Cost of Search
3. Marginal Profit of Search
4. Mortensen (1977)
5. Meyer (1990)
6. Katz & Meyer (1990)
7. Carling (1996)
8. Bover (2002)
9. Røed & Zhang (2003)

تاتسیراموس[1] (۲۰۰۴) به تحلیل تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری و ثبات اشتغال در کشورهای فرانسه، آلمان و انگلستان در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۴ پرداخت و نتایج نشان داد که نرخ خروج از بیکاری برای کارگرانی که بیمه بیکاری دریافت می‌کنند، کمتر از کارگرانی است که بیمه بیکاری دریافت نمی‌کنند. علاوه بر آن، مزایای بیمه بیکاری در فرانسه و آلمان بیشتر است، به‌طوری‌که در این کشورها، دوره جست‌وجوی شغل توسط کارگران طولانی‌تر از انگلستان است.

مطالعه تاتسیراموس[2] (۲۰۰۶) که به تحلیل تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری و دوره اشتغال در کشورهای منتخب اروپایی در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۴ مربوط می‌شود، نشان داد که دریافت بیمه بیکاری بر دوره بیکاری تأثیر منفی دارد و منجر به افزایش دوره اشتغال می‌شود. همچنین، دوره اشتغال کارگرانی که بیمه بیکاری دریافت می‌کنند، بیشتر از کارگرانی است که بیمه بیکاری دریافت نمی‌کنند.

فیتزنبرگر و ویلکی[3] (۲۰۰۷) به ارزیابی عوامل مؤثر بر دوره بیکاری در کشور آلمان در سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۶ پرداختند و نتایج حاکی از آن بود که بیکارانی که سطح کمتری از مزایای بیمه بیکاری دریافت می‌کنند، دوره بیکاری طولانی‌تری دارند.

در مطالعه‌ای مشابه، لالیو[4] (۲۰۰۷) با استفاده از رگرسیون ناپیوسته، تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در کشور اتریش را در سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۸۹ بررسی کرد و به این نتیجه رسید که تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت و همچنین، در بین زنان و مردان متفاوت است. بر اساس یافته‌ها، پرداخت بلندمدت بیمه بیکاری منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود، اما پرداخت کوتاه‌مدت آن الزاماً دوره بیکاری را افزایش نمی‌دهد. همچنین، درحالی‌که پرداخت بیمه بیکاری، دوره بیکاری زنان را افزایش می‌دهد، تأثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری مردان ندارد.

مطالعه رود و همکاران[5] (۲۰۰۸) در مورد کشورهای نروژ و سوئد نتایج متفاوتی را درباره رابطه دوره بیکاری و بیمه بیکاری در این دو کشور نشان داد. بر این اساس، در سوئد، مزایای بیمه بیکاری برای کارگران کم‌درآمد بیشتر بوده و به همین دلیل، دوره بیکاری کارگران کم‌درآمد در سوئد نسبت به نروژ بیشتر است.

---

1. Tatsiramos (2004)
2. Tatsiramos (2006)
3. Fitzenberger & Wilke (2007)
4. Lalive (2007)
5. Røed(2008)

مطالعات کالیندو و همکاران[1] (۲۰۰۹) و لارینگسان[2] (۲۰۱۰) به ترتیب در مورد آلمان و استونی نشان‌دهنده آن بود که افزایش مزایای بیمه بیکاری، احتمال خروج از بیکاری را کاهش و دوره بیکاری را افزایش می‌دهد.

مطالعاتی که در دهه اخیر در بررسی تاثیر بیمه بیکاری بر دوره و نرخ بیکاری در آمریکا انجام شده، نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد. بررسی فاربر و والتا[3] (۲۰۱۱) در تحلیل تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در کشور آمریکا در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ نشان داد که بیمه بیکاری تأثیر کوچکی بر کاهش خروج از بیکاری در این کشور داشته و دوره بیکاری را به میزان کمی افزایش داده است. لی و آلتونجی[4] (۲۰۱۶) نیز به نتایج مشابهی درخصوص آمریکا دست یافتند. آن‌ها در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر بیمه بیکاری بر جستجوی شغل در این کشور در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۱ پرداختند و نتایج نشان داد که افزایش مدت بیمه بیکاری به تنهایی تأثیری بر جستجوی شغل ندارد. با این وجود، پژوهش فیگورا و بارنیچان[5] (۲۰۱۴) در بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر نرخ بیکاری و نرخ مشارکت در آمریکا در سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۷۶ نتایج دیگری را نشان می‌داد. یافته‌ها نشان می‌داد که پرداخت بیمه بیکاری منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود. پس از آن، در پژوهش براون و همکاران[6] (۲۰۱۷) در خصوص کشور آمریکا که با استفاده از مدل‌سازی ریاضی و در بازه زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۱ انجام شد، این نتیجه به دست آمد که افزایش بیمه بیکاری باعث طولانی شدن دوره بیکاری می‌شود، اما کاهش آن تأثیر کمی بر سطح دستمزد و اشتغال در این کشور دارد. مطالعه‌ای که چودرو- ریچ و همکاران[7] (۲۰۱۹) برای سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۶ انجام دادند نیز نشان می‌داد که با افزایش بیمه بیکاری در آمریکا، نرخ بیکاری در این کشور افزایش می‌یابد. نتیجه مشابه در پژوهش هاگدورن و همکاران[8] (۲۰۱۹) که با استفاده از یک مدل تعادل عمومی انجام شد به دست آمد. یافته‌های آن‌ها نیز نشان می‌داد با افزایش بیمه بیکاری، تقاضای نیروی کار کاهش و دوره بیکاری در آمریکا افزایش می‌یابد. در خصوص ایالت میزوری آمریکا، مطالعه کارد و همکاران[9] (۲۰۱۵) برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۳ و با استفاده از رگرسیون ناپیوسته نشان

---

1. Calien(2009)
2. Lauringson (2010)
3. Farber & Valletta (2011)
4. Lee & Altonji (2016)
5. Figura & Barnichon (2014)
6. Brown (2017)
7. Chodorow-Reich (2019)
8. Hagedorn (2019)
9. Card (2015)

داد که که کشش دوره بیکاری نسبت به مزایای بیمه بیکاری، بعد از رکود اقتصادی بزرگتر از دوره قبل از آن بوده است. مطالعه جانستون و ماز[1] (۲۰۱۶) نیز برای همین ایالت و در همین بازه زمانی و با روش پژوهش مشابه نشان داد که تأثیر پرداخت بیمه بیکاری بر نرخ بیکاری مثبت است و با کاهش بیمه بیکاری، نرخ بیکاری نیز کاهش می‌یابد.

ناگل و وبر[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تأثیر مزایای دوره بیکاری بر طول این دوره را در آلمان، در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۵، بررسی کردند. تفاوت مطالعه آن‌ها با پژوهش‌های قبلی این بود که این بررسی با لحاظ سطوح مختلف دستمزد کارگران انجام شد. نتایج نشان داد که با کاهش بیمه بیکاری، احتمال خروج کارگران از دوره بیکاری برای کارگران با دستمزد متوسط، بیشتر از کارگران با دستمزد کم و زیاد است. مطالعه اشمیدر و ترینکل[3] (۲۰۱۶) در خصوص آلمان و برای سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۸ انجام شد. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه، در جستجوی شغل، بین کارگران دریافت‌کننده بیمه بیکاری با کارگرانی که در این کشور بیمه بیکاری دریافت نمی‌کردند، تفاوت رفتاری معنی‌داری وجود نداشته است.

گالین و همکاران[4] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دست‌یابی به شغل در کشور اسپانیا در سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۱۷ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تأثیر بیمه بیکاری بر دست‌یابی به شغل به چرخه تجاری بستگی دارد و نرخ اشتغال با اتمام دریافت بیمه بیکاری شتاب می‌گیرد.

در ایران مطالعات محدودتری انجام شده است. هادیان (۱۳۸۴) تأثیر آموزش بر دوره بیکاری را در شهرستان شیراز با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش، دوره بیکاری تابعی از سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت تأهل، صاحب فرزند بودن، افراد تحت تکفل، تجربه و مهارت، بیمه بیکاری، آموزش به تفکیک آموزشگاه‌های دولتی و آموزشگاه‌های فنی و حرفه‌ای در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد که آموزش نیروی انسانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کاهش دوره بیکاری دارد. همچنین، تأثیر آموزش آموزشگاه‌های فنی و حرفه‌ای آزاد بر کاهش دوره بیکاری بیشتر از آموزشگاه‌های دولتی است. بعلاوه، تأثیر متغیرهای سن، تحصیلات و افراد

1. Johnston & Mas (2016)
2. Nagl & Weber (2014)
3. Schmieder & Trenkle (2016)
4. Galean (2019)

تحت تکفل بر دوره بیکاری منفی و متغیر تجربه و مهارت بر دوره بیکاری مثبت است. بر اساس این پژوهش، مردها و مجردها دوره بیکاری کوتاهتری نسبت به زن‌ها و متاهلین دارند.

فیض‌پور (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر دوره بیکاری در استان یزد در سال‌های برنامه سوم توسعه (۱۳۸۳-۱۳۷۹) پرداخت. در این مطالعه سن، جنسیت، وضعیت تأهل، صاحب فرزند بودن (یا نبودن)، بعد خانوار، شغل همسر، داشتن (یا نداشتن) تحصیلات عالی و تجربه شغلی به عنوان عوامل مؤثر بر دوره بیکاری لحاظ شدند. نتایج نشان داد که تأثیر سن بر دوره بیکاری مثبت و تأثیر تعداد افراد تحت تکفل، تجارب شغلی و سطح تحصیلات بر دوره بیکاری منفی است. متغیرهای وضعیت تأهل و جنسیت نیز تأثیری بر دوره بیکاری ندارند.

فیض‌پور و زارع (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ویژگی‌های فردی بر دوره بیکاری در شهر یزد در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۶ پرداختند. در این مطالعه نیز دوره بیکاری تابعی از جنسیت، سن، وضعیت تأهل، تعداد فرزند، اشتغال همسر، اشتغال قبل از دوره بیکاری، دریافت (یا عدم دریافت) بیمه بیکاری، مهارت و تحصیلات در نظر گرفته شد. برای تحلیل داده‌ها از مدل مخاطره نسبی کاکس[1] استفاده شد. نتایج نشان داد که مردها و متأهلین دوره بیکاری کوتاهتری نسبت به زن‌ها و مجردین داشته‌اند. اما افرادی که همسرانشان شاغل بودند دوره بیکاری طولانی‌تری را گذرانده‌اند. همچنین، هرچه تعداد فرزند، مهارت حرفه‌ای، سابقه اشتغال و تحصیلات فرد بیشتر بوده دوره بیکاری کوتاهتری داشته است. تأثیر متغیر سن نیز بر دوره بیکاری در این دوره مثبت بوده است.

در این مطالعه برای اولین بار، بیمه بیکاری نه به صورت یک متغیر دامی (دریافت کردن یا نکردن بیمه بیکاری)، بلکه به عنوان دستمزد دوره بیکاری و به صورت یک ضریب (نسبت بیمه بیکاری به حداقل دستمزد) وارد مدل می‌شود. از این رو، جامعه آماری این پژوهش، افراد بیکار جویای کاری هستند که در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ بیکار شده‌اند، بیمه بیکاری دریافت کرده‌اند و مجدداً شاغل شده‌اند. همچنین، نحوه محاسبه دوره بیکاری به علت تفاوت در منبع داده‌ها با مطالعات قبلی تفاوت دارد. در مطالعه حاضر، داده‌ها با مراجعه به اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد جمع‌آوری شده‌اند، در حالی که در مطالعات قبلی داده‌ها با مراجعه به مراکز کاریابی جمع‌آوری شده‌اند.

[1]. Cox Proportional Hazard Model

۴- روش تحقیق

داده‌های بقا[1] مجموعه‌ای از داده‌ها هستند که در دوره مشخصی وارد مطالعه و تا زمان وقوع حادثه مورد بررسی، پیگیری می‌شوند. در این داده‌ها، هر آزمودنی حادثه مورد بررسی را تنها یک بار تجربه خواهد کرد و فرض می‌شود که زمان بقای آزمودنی‌های مختلف از یکدیگر مستقل است. در تحلیل بقا لزومی ندارد همه آزمودنی‌ها در ابتدا وارد مطالعه شوند، بلکه می‌توانند بعد از شروع مطالعه وارد شوند. تحلیل بقا مجموعه‌ای از روش‌های آماری برای تجزیه و تحلیل داده‌های بقا جهت بررسی زمان وقوع حادثه مورد بررسی برای متغیر خروجی است. در تحقیق حاضر، مقصود از حادثه، خروج فرد بیکار از دوره بیکاری است و فرض می‌شود که این رویداد تنها یک مرتبه رخ می‌دهد. در تحلیل بقا روش‌های متنوعی وجود دارد که جدول طول عمر[2]، برآوردگر کاپلان-مایر[3] و رگرسیون بقا از جمله آن‌ها هستند (کریمی، ۱۳۹۳).

احتمال آن‌که طول عمر یک آزمودنی (T) بیشتر از یک دوره زمانی مشخص (t) باشد، تابع بقا[4] نام دارد که به شکل رابطه (۲) بیان می‌شود:

$$S(t) = P(T > t) \qquad (۲)$$

تابع بقا یک تابع غیر صعودی است، زیرا با افزایش t احتمال بقا کاهش می‌یابد. به عبارتی، با گذشت زمان حادثه برای افراد بیشتری از نمونه رخ می‌دهد. با توجه به این‌که تابع بقا بین دو شکست متوالی مقدار ثابتی دارد و بعد از هر شکست بلافاصله کاهش می‌یابد، نمودار این تابع به صورت پله‌ای نمایان می‌شود (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰). در $T=0$ داریم $S(0)=1$، زیرا در زمان شروع، هنوز حادثه برای هیچ یک از افراد نمونه رخ نداده است. در $T=\infty$ داریم $S(\infty)=0$، زیرا به لحاظ تئوری، چنان‌چه دوره زمانی بی‌نهایت باشد، هیچ یک از افراد نمونه زنده نخواهد ماند و منحنی بقا در نهایت به صفر می‌رسد (کلینبام و کلین[5]، ۲۰۰۵).

---

1. Survival Data
2. Life Duration Table
3. Kaplan-Meier Estimator
4. Survival Function
5. Kleinbaum & Klein (2005)

تابع خطر پتانسیل آنی برای وقوع حادثه مورد بررسی (شکست) در زمان t است، به شرط آن‌که آزمودنی تا آن لحظه باقی مانده باشد و به شکل رابطه (۳) بیان می‌شود:

$$h(t) = \log_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \qquad (۳)$$

تابع خطر می‌تواند در طول زمان ثابت بماند، افزایش یا کاهش یابد یا روندهای پیچیده‌تری داشته باشد. این تابع برای هر آزمودنی متفاوت است و حتی می‌تواند برای یک آزمودنی در طول زمان ثابت نباشد. آزمودنی‌هایی که نرخ خطر بالاتری دارند، حادثه مورد بررسی سریع‌تر برای آن‌ها رخ می‌دهد (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰).

برای تحلیل داده‌های بقا از مدل‌های پارامتری (وایبل[1]، لگ‌نرمال[2] و نمایی[3]) و ناپارامتری (مدل مخاطره نسبی کاکس) استفاده می‌شود. با وجود این‌که مدل‌های پارامتری فرم تابعی مشخصی دارند، اما در بسیاری مواقع نمی‌شود از آن‌ها استفاده کرد، زیرا تعیین یک مدل مناسب برای داده‌های بقا دشوار است. بنابراین، به محققان پیشنهاد می‌شود که از مدل‌های ناپارامتری استفاده کنند. مدل مخاطره نسبی کاکس یک روش آماری برای برقراری ارتباط بین بقا و تعدادی از متغیرهای توضیحی است. این مدل در گروه مدل‌های ناپارامتری قرار می‌گیرد و تابعی از زمان و متغیرهای توضیحی است. مدل مخاطره نسبی کاکس یکی از مدل‌های کاربردی در تحلیل داده‌های بقا محسوب می‌شود و بیشتر محققان از آن استفاده می‌کنند. همچنین، برای رفع مشکل تورش تخمین ناشی از سانسورشدگی در تحلیل داده‌های بقا، از مدل مخاطره نسبی کاکس استفاده می‌شود که به صورت رابطه (۴) است (کلینبام و کلین، ۲۰۰۵):

$$h(t, X) = h_0(t).\varphi(X, \beta) = h_0(t).e^{\sum_{i=1}^{p} \beta_i X_i} \qquad (۴)$$

مدل مخاطره نسبی کاکس نشان‌دهنده آن است که مخاطره در زمان t برای یک آزمودنی با مجموعه‌ای از خصوصیات که با استفاده از متغیرهای توضیحی نمایش داده می‌شود، به دو کمیت بستگی دارد: $h_0(t)$ تابع مخاطره پایه که تابعی از زمان t است و عبارت نمایی که به وسیله مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی X بیان می‌شود و تابعی از متغیرهای توضیحی مستقل از زمان

[1]. Weibull
[2]. Log-normal
[3]. Expotential

است. متغیرهای توضیحی می‌توانند تابعی از زمان باشند، ولی در این صورت فرض مخاطره نسبی[1] برقرار نخواهد بود که حاصل آن، مدل مخاطره کاکس تعمیم‌یافته است. چنان‌چه همه متغیرهای توضیحی مدل صفر باشند، عبارت نمایی برابر با یک خواهد شد که حاصل آن، تابع مخاطره پایه است (کلینبام و کلین، ۲۰۰۵):

$$\varphi(X,\beta) = \exp(X,\beta) \qquad (۵)$$

با توجه به رابطه (۵) چنانچه X=0 یا β=0 باشد، آن‌گاه ϕ(X,β)=1 خواهد بود و به مفهوم آن است که متغیرهای توضیحی تأثیری بر نرخ خطر ندارند. بنابراین، اطمینان حاصل می‌شود که مخاطره برآوردی همواره عددی غیر منفی $0\leq h(t,X)<\infty$ است.

نسبت مخاطره برابر است با مقدار مخاطره یک فرد یا گروه نسبت به مقدار مخاطره فرد یا گروه دیگر. نسبت مخاطره تنها برای عبارت نمایی موضوعیت دارد و تابع مخاطره پایه به دلیل اشتراک صورت و مخرج، حذف می‌شود:

$$\widehat{HR} = \frac{\hat{h}(t,X^*)}{\hat{h}(t,X)} = \exp\left[\sum_{i=1}^{p}\beta_i(X_i^* - X_i)\right] \geq 1 \qquad (۶)$$

برای سهولت محاسبه، به فرد یا گروه با خطر بیشتر (X^*) عدد یک و به فرد یا گروه با خطر کمتر (X) عدد صفر اختصاص داده می‌شود. $X^* = (X_1^*, X_2^*, \dots, X_P^*)$ و $X = (X_1, X_2, \dots, X_P)$ نشان‌دهنده عوامل مؤثر بر شکست برای دو فرد یا دو گروه است (کریمی، ۱۳۹۳).

یکی از ویژگی‌های مدل مخاطره نسبی کاکس، فرض مخاطره نسبی است که بر اساس آن، نسبت مخاطره همواره عددی ثابت و مستقل از زمان است. این فرض تنها برای متغیرهای مستقل از زمان (مجازی) کاربرد دارد. با توجه به رابطه (۷)، مقدار مخاطره یک فرد یا گروه نسبت ثابتی از مقدار مخاطره برای فرد یا گروه دیگر است:

$$\frac{\hat{h}(t,X^*)}{\hat{h}(t,X)} = \exp\left[\sum_{i=1}^{p}\beta_i(X_i^* - X_i)\right] = \hat{\theta} \rightarrow \hat{h}(t,X^*) = \hat{\theta}\hat{h}(t,X) \qquad (۷)$$

[1]. Assumption of Proportional Hazard

برای ارزیابی فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس دو رویکرد وجود دارد. رویکرد اول، رویکردی است که با استفاده از منحنی بقای log-log[1] نمایش داده می‌شود و بر اساس آن، شرایط برقراری فرض آن است که منحنی‌ها موازی یا تقریباً موازی باشند و یکدیگر را قطع نکنند. رویکرد دوم، آزمون نسبت انطباق[2] است که فرض صفر آن، برقراری فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس را نشان می‌دهد. اگر مقدار p-value بزرگتر از ۰/۱ باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس برقرار است، اما اگر مقدار p-value کوچکتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و فرض مخاطره نسبی در مدل کاکس برقرار نیست. چنان‌چه مقدار p-value بین ۰/۰۵ و ۰/۱ باشد، امکان نتیجه‌گیری قطعی وجود ندارد (کریمی، ۱۳۹۳).

چنان‌چه متغیرهای توضیحی در عبارت نمایی مستقل از زمان نباشند، باید از مدل کاکس تعمیم‌یافته[3] استفاده شود. بخش نمایی مدل کاکس تعمیم‌یافته شامل متغیرهای مستقل از زمان و وابسته به زمان است. متغیرهای مستقل از زمان با X_i، متغیرهای وابسته به زمان با X_j و مجموعه متغیرهای توضیحی با بردار X نشان داده می‌شوند (کلینبام و کلین، ۲۰۰۵):

$$h\big(t, X(t)\big) = h_0(t)\exp\Big[\sum_{i=1}^{p1}\beta_i X_i + \sum_{j=1}^{p2}\delta_j X_j(t)\Big] \quad (۸)$$

$$X^T(t) = \{X_1, X_2, \dots, X_{p1}; X_1(t), X_2(t), \dots, X_{p2}(t)\} \quad (۹)$$

با وجود این‌که مقادیر $X_j(t)$ در طول زمان تغییر می‌کنند، اما برای هر متغیر وابسته به زمان در مدل تنها یک ضریب به دست می‌آید. بنابراین، در زمان t متغیر $X_j(t)$ تنها یک مقدار دارد. در مدلی که متغیرهای توضیحی مستقل از زمان هستند، نسبت مخاطره به زمان وابسته نیست و مقدار ثابتی برابر با $\exp(\beta,X)$ دارد، اما در مدلی که متغیرهای توضیحی وابسته به زمان هستند، اگر ضریب متغیر وابسته به زمان بزرگتر از صفر باشد، نسبت مخاطره ثابت نیست و با افزایش t افزایش می‌یابد. بنابراین، فرض مخاطره نسبی برقرار نخواهد بود.

یکی از بهترین روش‌ها برای برآورد پارامترها در مدل‌های بقا، روش حداکثر درست‌نمایی[4] است که در آن، پارامترها به وسیله حداکثرسازی تابع احتمال به دست می‌آیند. تابع احتمال مدل کاکس برای تمامی آزمودنی‌ها نیست، زیرا احتمالات را تنها برای آزمودنی‌هایی لحاظ می‌کند که

---

1. Survival Log-Log Curve
2. Match Ratio Test
3. Extended Cox Model
4. Maximum Liklihood

شکست خورده‌اند و نه برای آزمودنی‌هایی که سانسور شده‌اند. بنابراین، تابع احتمال در مدل کاکس، یک تابع احتمال جزئی است. با فرض آن‌که مشاهدات مربوط به n آزمودنی وجود داشته باشد، طول عمر هر آزمودنی مشخص و در داده‌ها سانسورشدگی وجود نداشته باشد، با P متغیر توضیحی n ردیف مشاهده ایجاد خواهد شد $(t_i, X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iP})$. t_i زمان شکست و $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iP}$ متغیرهای توضیحی مشاهده iام هستند که در آن i=1,2,…,n است. زمانی که $h_0(t)$ کاملاً نامعلوم است، از این اطلاعات برای برآورد پارامتر β استفاده می‌شود. اگر زمان‌های شکست $t_1<t_2<\dots<t_n$ باشد و آزمودنی‌ای که در زمان t_j شکست را تجربه می‌کند، I_j باشد، مجموع آزمودنی‌هایی که در زمان t_j در معرض خطر قرار دارند، برابر با $R(t_j)$ است که به آن مجموعه ریسک می‌گویند و $R(t_j)=\{i:t_i\geq t_j\}$ است. با توجه به این‌که هیچ‌گونه اطلاعاتی از $h_0(t)$ وجود ندارد، زمان‌های t_j به تنهایی هیچ‌گونه اطلاعاتی از βها به دست نمی‌دهند و اطلاعات βها از I_jها فراهم می‌شود. به عنوان مثال، در زمان t_j، زمان‌های $t_1,t_2,\dots,t_{j-1}$ و متناظر با آن‌ها، $i_1,i_2,\dots,i_{j-1}$ معلوم هستند. بنابراین، مجموعه ریسک $R(t_j)$ مشخص می‌شود. حال، اگر در زمان t_j برای یک آزمودنی حادثه رخ دهد، احتمال شرطی این‌که آزمودنی، آزمودنی iام باشد به صورت رابطه (۱۰) است:

$$\frac{h(t_j,X_i)}{\sum_{k\in R(t_j)} h(t_j X_k)} = \frac{\psi(X_i,\beta)}{\sum_{k\in R(t_j)} \psi(X_k,\beta)} \qquad (۱۰)$$

در جمله سمت راست، تابع خطر پایه $h_0(t_j)$ از صورت و مخرج حذف شده است. توزیع همزمان احتمال بالا که نشان‌دهنده تابع درست‌نمایی است، به شکل رابطه (۱۱) خواهد بود (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰):

$$L(\beta) = P(i_1, i_2, \dots, i_n) = \prod_{j=1}^{n} P_j\left(i_j \middle| i_1, i_2, \dots, i_{j-1}\right) = \prod_{j=1}^{n} \frac{\psi(X_i,\beta)}{\sum_{k\in R(t_j)} \psi(X_k,\beta)} \qquad (۱۱)$$

تابع درست‌نمایی در رابطه (۱۱) یک تابع درست‌نمایی کامل است. در شرایطی که سانسورشدگی وجود داشته باشد، اگر سانسورشدگی بلافاصله بعد از شکست‌ها رخ دهد، استدلال مشابه خواهد بود. به عبارتی، سانسورشدگی آزمودنی‌ها دقیقاً بعد از زمان t_j انجام می‌شود، یعنی در مجموعه خطر $R(t_j)$ قرار دارند، اما در مجموعه خطر $R(t_{j+1})$ قرار نمی‌گیرند. در این حالت، اگر f شکست

از n آزمودنی در زمان‌های $t_1<t_2<\ldots<t_f$ مشاهده شود، توزیع همزمان به صورت رابطه (۱۲) خواهد بود:

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^{f} \frac{\psi(X_i,\beta)}{\sum_{k\in R(t_j)} \psi(X_k,\beta)} \qquad (۱۲)$$

تابع درست‌نمایی در رابطه (۱۲) یک تابع درست‌نمایی کامل نیست و به آن تابع درست‌نمایی جزئی گفته می‌شود. در مدل کاکس، برآوردگرهایی که برای پارامترهای β در این تابع از حداکثرسازی L(β) به دست می‌آیند، تقریباً تمامی خصوصیات برآوردگرهای حداکثر درست‌نمایی را دارند (رضایی نوجینی، ۱۳۹۰).

در این پژوهش برای بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد از روابط (۱۳) و (۱۴) استفاده شد:

$$dur = \beta_0 + \beta_1 wge + \delta X \qquad (۱۳)$$

$$dur = \beta_0 + \beta_1 wge + \delta_1 age + \delta_2 gen + \delta_3 mar + \delta_4 emp + \delta_5 chd \qquad (۱۴)$$

که در آن dur دوره بیکاری، wge بیمه بیکاری و X برداری از متغیرهای توضیحی شامل سن (age)، جنسیت (gen)، وضعیت تأهل (mar)، سابقه اشتغال (emp) و فرزندآوری (chd) است. سه متغیر جنسیت، وضعیت تاهل و فرزندآوری دامی (موهومی) هستند که به ترتیب در حالت مرد بودن، مجرد بودن و فرزند نداشتن مقدار یک و وضعیت خلاف آن مقدار صفر می‌گیرند. دوره بیکاری بر حسب روز و بیمه بیکاری که دستمزد جایگزین در دوره بیکاری محسوب می‌شود، به صورت ضریب دستمزد دریافتی نسبت به حداقل دستمزد وارد مدل می‌شود.

جامعه آماری این پژوهش، افراد بیکار جویای کاری هستند که در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ بیکار شده‌اند، بیمه بیکاری دریافت کرده‌اند و مجدداً شاغل شده‌اند. داده‌های خام به صورت کتابخانه‌ای با مراجعه به اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد جمع‌آوری شده‌اند. در این پژوهش از آخرین داده‌های قابل دسترس استفاده شده است.

جدول ۱: ویژگی‌های آماری و تأثیر انتظاری متغیرها

متغیر	نماد	ویژگی‌های آماری				تأثیر انتظاری
		میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	
دوره بیکاری	dur	۳۹۱	۲۴۳	۱	۱۵۲۰	-
بیمه بیکاری	wge	۱/۴۴	۰/۹۴	۱	۵/۳۱	مثبت
سابقه اشتغال	emp	۷۸	۵۸	۶	۳۶۵	منفی
سن	age	۳۷	۷/۶۵	۲۲	۶۸	منفی
جنسیت (مرد)	gen	-	-	-	-	منفی
وضعیت تأهل (تجرد)	mar	-	-	-	-	مثبت
فرزندآوری (نداشتن فرزند)	chd	-	-	-	-	مثبت

منبع: اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد

۵- نتایج تخمین مدل

۵-۱- ویژگی‌های جمعیتی جامعه آماری

توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به این جدول، دوره بیکاری ۶۶/۲ درصد از افراد کمتر از ۱۲ ماه و ۲۹/۸ درصد بین ۱۲ تا ۲۴ ماه بوده است که جمعاً ۹۶ درصد از جامعه آماری هستند.

جدول ۲: توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری

دوره بیکاری	تعداد	درصد
< ۱۲ ماه	۱۷۲۱۱	۶۶/۲
۱۲-۲۴ ماه	۷۷۶۷	۲۹/۸
۲۴-۳۶ ماه	۸۶۴	۳/۳
۳۶-۴۸ ماه	۱۲۷	۰/۵
۴۸-۶۰ ماه	۱۸	۰/۱
جمع	۲۵۹۴۹	۱۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

توزیع جامعه آماری بر حسب بیمه بیکاری در جدول (۳) منعکس شده است. نسبت دستمزد در این جدول به معنی نسبت بیمه بیکاری به حداقل دستمزد است. جدول (۳) نشان می‌دهد که در طول دوره مورد بررسی دستمزد دوره بیکاری ۷۴/۱ درصد از افراد برابر با حداقل دستمزد و ۲۵/۹ درصد از افراد بیشتر از حداقل دستمزد بوده است.

جدول ۳: توزیع جامعه آماری بر حسب نسبت دستمزد (بیمه بیکاری)

نسبت دستمزد	تعداد	درصد
= ۱ برابر	۱۹۲۴۴	۷۴/۱
۱-۲ برابر	۳۸۱۶	۱۴/۷
۲-۳ برابر	۱۸۰۳	۶/۹
۳-۴ برابر	۸۵۸	۳/۳
۴-۵ برابر	۲۶۶	۱/۰
جمع	۲۵۹۸۷	۱۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری-بیمه بیکاری در جدول (۴) ارائه شده است. این جدول نشان می‌دهد، دوره بیکاری بیشتر از ۶۵ درصد از افراد کمتر از ۱۲ ماه و بیشتر از ۹۵ درصد از افراد کمتر از ۲۴ ماه بوده است. همچنین، نسبت دستمزد (بیمه بیکاری) همبستگی مثبت و معنی‌داری با دوره بیکاری دارد.

جدول ۴: توزیع جامعه آماری بر حسب دوره بیکاری- نسبت دستمزد (بیمه بیکاری)

نسبت دستمزد / دوره بیکاری	= ۱ برابر	۱-۲ برابر	۲-۳ برابر	۳-٤ برابر	٤-۵ برابر	جمع
< ۱۲ ماه	۱۲۷۴۶	۲۵۰۸	۱۱۹۵	۵۶۹	۱۸۵	۱۷۲۰۳
۱۲-۲۴ ماه	۵۷۳۴	۱۱۵۶	۵۴۷	۲۳۸	۷۶	۷۷۵۱
۲۴-۳۶ ماه	۶۲۹	۱۳۱	۵۱	۴۰	۵	۸۵۶
۳۶-۴۸ ماه	۹۳	۱۶	۷	۷	۰	۱۲۳
۴۸-۶۰ ماه	۱۲	۱	۱	۲	۰	۱۶
ضریب همبستگی= ۰/۹۰۳				سطح احتمال= ۰/۰۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- نتایج تخمین مدل

نتایج تخمین مدل مخاطره نسبی کاکس در جدول (۵) آمده است. آماره کای‌دو (Ch2) نشان می‌دهد که مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. با توجه به نتایج، بیمه بیکاری به صورت معنی‌داری منجر به افزایش دوره بیکاری شده است. به عبارتی، با افزایش بیمه بیکاری، دوره بیکاری افزایش یافته است. علاوه بر آن، نتایج نشان می‌دهد که تاثیر سابقه اشتغال و سن بر دوره بیکاری منفی و تاثیر مجرد بودن و فرزند نداشتن بر دوره بیکاری مثبت است، در حالی که جنسیت تاثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری ندارد.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل مخاطره نسبی کاکس

تعداد مشاهده	٤٤٠٩٠	تعداد شکست	۱۸۱۰۳
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
بیمه بیکاری	۰/۰۲۷	۴/۳۲	۰/۰۰۰
سابقه اشتغال	-۰/۰۲۵	-۱۰۳/۴۳	۰/۰۰۰
سن	-۰/۰۰۵	-۳/۷۱	۰/۰۰۰
جنسیت	-۰/۰۳۵	-۱/۸۰	۰/۰۷۳
وضعیت تأهل	۲/۱۸۰	۷۲/۱۹	۰/۰۰۰
فرزند	۰/۰۵۰	۲/۵۲	۰/۰۱۲
آماره LLL	-۱۵۶۶۸۱/۳۲	آماره Ch2	۲۵۸۰۵/۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که قبلاً گفته شد، اعتبار نتایج مدل مخاطره نسبی کاکس مستلزم برقراری فرض مخاطره نسبی است. جدول (۶) نتایج آزمون فرض مخاطره نسبی را نشان می‌دهد. بر اساس آن‌چه در بخش روش تحقیق گفته شد، فرض مخاطره نسبی برای سابقه اشتغال و وضعیت تاهل برقرار نیست زیرا مقدار p-value این دو متغیر کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین، باید از مدل کاکس تعمیم‌یافته استفاده کرد.

جدول ۶: آزمون برقراری فرض مخاطره نسبی

متغیر	آماره	درجه آزادی	احتمال
بیمه بیکاری	۳/۴۶	۱	۰/۰۶۲۷
سابقه اشتغال	۷۰۵/۴۱	۱	۰/۰۰۰۰
سن	۱/۶۸	۱	۰/۱۹۴۴
جنسیت	۰/۴۱	۱	۰/۵۲۱۵
وضعیت تأهل	۱۰۴/۶۳	۱	۰/۰۰۰۰
فرزند	۲/۹۱	۱	۰/۰۸۸۳
کل	۹۲۹/۰۳	۶	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تخمین مدل کاکس تعمیم‌یافته در جدول (۷) منعکس شده است. آماره کای‌دو (Ch2) نشان‌دهنده آن است که مدل به خوبی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که مشابه با مدل مخاطره نسبی کاکس، تنها جنسیت تاثیر معنی‌داری بر دوره بیکاری ندارد و تاثیر سایر متغیرها بر دوره بیکاری معنی‌دار است. نتایج تخمین مدل کاکس تعمیم‌یافته دلالت بر آن دارد که بیمه

بیکاری، مجرد بودن و فرزند نداشتن منجر به افزایش دوره بیکاری و در مقابل، سابقه اشتغال و سن منجر به کاهش دوره بیکاری می‌شود. به عبارتی، افرادی که بیمه بیکاری دریافت کرده‌اند، مجرد بوده‌اند و فرزند نداشته‌اند، دیرتر از دوره بیکاری خارج شده‌اند و افرادی که سابقه اشتغال و سن بیشتری داشته‌اند، زودتر از دوره بیکاری خارج شده‌اند. این نتایج همگی مطابق با تأثیر انتظاری متغیرهاست (جدول ۱).

همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد بیمه بیکاری تأثیر مثبت بر دوره بیکاری دارد. این تأثیر مطابق با انتظار است و با مبانی نظری تحقیق مطابقت دارد. طبق نظریه جستجوی شغل، بیکاران در راستای حداکثرسازی مطلوبیت خود، استراتژی بهینه جستجو را انتخاب می‌کنند که متأثر از دستمزد حدی و هزینه فرصت جستجوی شغل است. هرچه قدر بیمه بیکاری افزایش یابد، دستمزد حدی (انتظاری) فرد بیکار افزایش می‌یابد و در مقابل هزینه فرصت جستجوی شغل برای او کاهش می‌یابد و طبق نظریه مذکور تمایل کمتری برای خروج از بیکاری خواهد داشت و در نتیجه، دوره بیکاری طولانی‌تر خواهد شد.

جدول ۷: نتایج تخمین مدل کاکس تعمیم‌یافته

تعداد مشاهده	٤٤٠٩٠	تعداد شکست	۱۸۱۰۳
متغیر	ضریب	آماره	احتمال
بیمه بیکاری	۰/۰۲۵	۴/۱۰	۰/۰۰۰
سابقه اشتغال	-۰/۰۴۳	-۶۹/۴۱	۰/۰۰۰
سن	-۰/۰۰۵	-۳/۴۶	۰/۰۰۱
جنسیت	-۰/۰۳۲	-۱/۶۴	۰/۱۰۱
وضعیت تأهل	۳/۸۶۹	۳۷/۶۱	۰/۰۰۰
فرزندآوری	۰/۰۵۱	۲/۵۷	۰/۰۱۰
آماره LLL	-۱۵۶۰۰۲/۱۶	آماره Ch2	۲۷۱۶۳/۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تحقیق حاضر با هدف بررسی تأثیر بیمه بیکاری بر دوره بیکاری در شهر یزد انجام شده است. در این مطالعه برای اولین بار، بیمه بیکاری نه به صورت یک متغیر دامی (دریافت کردن یا نکردن بیمه بیکاری)، بلکه به عنوان دستمزد دوره بیکاری و به صورت یک ضریب (نسبت بیمه بیکاری به حداقل دستمزد) وارد مدل شده است. متغیرهای سن، جنسیت، وضعیت تأهل، سابقه اشتغال و تعداد فرزندان نیز به عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل شدند. جامعه آماری پژوهش، افراد بیکار

جویای کار در شهر یزد بودند که طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ بیکار شدند، بیمه بیکاری دریافت کردند و مجدداً شاغل شدند. داده‌ها به صورت کتابخانه‌ای و با مراجعه به اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی استان یزد جمع‌آوری شدند. مدل پژوهش، مدل مخاطره نسبی کاکس است. نتایج برازش مدل نشان داد که بیمه بیکاری به صورت معنی‌داری منجر به افزایش دوره بیکاری می‌شود. اغلب مطالعات مشابه این نتیجه را تأیید می‌کند. با این همه، نتایج مطالعات معدودی همچون کارلینگ و همکاران (۱۹۹۶) در کشور سوئد، تاتسیراموس (۲۰۰۶) در کشورهای اروپایی، فیتزنبرگر و ویلکی (۲۰۰۷) در کشور آلمان و گالین و همکاران (۲۰۱۹) در کشور اسپانیا، مغایر نتیجه پژوهش حاضر است. این پژوهش نشان داد که مبلغ پرداختی تحت عنوان بیمه بیکاری به اندازه مدت پرداخت آن برای کاهش طول دوره بیکاری اهمیت دارد و سیاست‌گذار برای کاهش تأثیر نامطلوب بیمه بیکاری بر دوره بیکاری، باید به هر دو بعد مزایا و مدت توجه کند. بنابراین، اگر مزایای بیمه بیکاری با گذشت زمان و افزایش دوره بیکاری به صورت تدریجی کاهش یابد، انگیزه اشتغال مجدد افزایش می‌یابد. البته نباید از نظر دور داشت که استفاده از مشوق‌ها برای خروج زودتر از دوره بیکاری موثر است. علاوه بر این، توجه جدی به آموزش و مهارت‌آموزی بیکاران با تأکید بر آموزش‌های فنی‌وحرفه‌ای می‌تواند زمینه کاهش دوره بیکاری را فراهم کند. مخصوصا آن‌که طبق مبانی تئوریک، افزایش دوره بیکاری باعث کاهش مهارت افراد بیکار و به دنبال آن کاهش تقاضای کار برای این افراد می‌شود. تأمین نیازهای آموزشی و مهارتی بیکاران مستلزم تقویت همکاری بین سازمان‌های ذیربط از جمله اداره کار، تعاون و رفاه اجتماعی و سازمان تأمین اجتماعی برای رصد دقیق این نیازها و تدوین برنامه‌های آموزشی مناسب است.

References

Bover, O. Arellano, M. & Bentolila, S. (2002). "Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle". Economic Journal **112**(479): 223-265.

Brown, A. J. G. Kohlbrecher, B. Merkl, C. & Snower, D. J. (2017). "The Effects of Productivity and Benefits on Unemployment: Breaking the Link". GLO Discussion Paper No. 51.

Caliendo, M. Tatsiramos, K. & Uhlendorff, A. (2009). "Benefit Duration, Unemployment Duration and Job Match Quality: A Regression-Discontinuity Approach". IZA Discussion Paper No. 4670.

Card, D. Johnston, A. Leung, P. Mas, A. & Pei, Z. (2015). "The Effect of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment Insurance Receipt: New Evidence from a Regression Kink Design in Missouri, 2003-2013". NBER Working Paper No. 20869.

Carling, K. Edin, P. Harkman, A. & Holmlund, B. (1996). "Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labor Market Programs in Sweden". Journal of Public Economics **59**(3): 313-334.

Chodorow-Reich, G. Coglianese, J. & Karabarbounis, L. (2019). "The Macro Effects of Unemployment Benefit Extensions: A Measurement Error Approach". Quarterly Journal of Economics **134**(1): 227-279.

Christensen, B. (2002). "Reservation Wages, Offered Wages, and Unemployment Duration - New Empirical Evidence". KIEL Working Paper No. 1095.

Cripps, T. F. & Tarling, R. J. (1974). "An Analysis of the Duration of Male Unemployment in Great Britain 1932-73". Economic Journal **84**(334): 289-316.

Diamond, P. A. (1982a). "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium". Journal of Political Economy **90**(5): 881-894.

Diamond, P. A. (1982b). "Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium". Review of Economic Studies **49**(2): 217-227.

Faizpour, M. A. & Zare, G. (2011). "Determinants of Unemployment Duration Using the Cox Proportional Hazard Model, Case Study of Yazd City: 2016 to 2018". Iran Economic Research **17**(51): 113-135. [In Persian]

Faizpour, M. A. (2009). "Unemployment Duration and Its Determinants, Evidence from Unemployed Jobseekers in Yazd Province During the Third Development Plan". Social Welfare **10**(39): 356-327. [In Persian]

Farber, H. S. & Valletta, R. (2011). *Extended Unemployment Insurance and Unemployment Duration in the Great Recession: The U.S. Experience*, Princeton University.

Figura, A. & Barnichon, R. (2014). "The Effects of Unemployment Benefits on Unemployment and Labor Force Participation: Evidence from 35

Years of Benefits Extensions". Federal Reserve Bank of Washington Staff Working Paper No. 2014-65.

Fitzenberger, B. & Wilke, R. A. (2017). "New Insights on Unemployment Duration and Post Unemployment Earnings in Germany: Censored Box-Cox Quantile Regression at Work". ZEW Discussion Paper No. 07-007.

Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". American Economic Review **58**(1): 1-17.

Galean, A. Gorjón, L. & Vega-Bayo, A. (2019). "The Impact of Unemployment Benefits on Job Finding in Spain". ISEAK Working Paper No. 2019/4.

Ganjali, M. Saberi, Z. Khanzadeh, F. Daneshparvor, N. Mohammadi, M. & Eftekhari, S. (2013). "Statistical Analysis of Determinants of Unemployment Duration". Research Project, Institute of Statistics. [In Persian]

Hadian, I. (2004). "Evaluation of the Effect of Training Job Seekers on the Length of Their Unemployment Period (Case Study of Shiraz City)". Economic Research **40**(69): 217-238. [In Persian]

Hagedorn, M. Karahan, F. Manovskii, I. & Mitman, K. (2019). "Unemployment Benefits and Unemployment in the Great Recession: The Role of Equilibrium Effects". Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 646.

Johnston, A. C. & Mas, A. (2016). "Potential Unemployment Insurance Duration and Labor Supply: The Individual and Market-Level Response to a Benefit Cut". NBER Working Paper No. 22411.

Jones, S. R. G. (1988). "The Relationship between Unemployment Spells Reservation Wages as a Test of Search Theory". Quarterly Journal of Economics **103**(4): 741-756.

Karimi, S. (2013). *Shadow of Death in Iran's Manufacturing Industries: Case Study of Selected Industries in Yazd and Isfahan Provinces.* M. A. Thesis, Yazd University. [In Persian]

Katz, L. F. & Meyer. B. D. (1990). "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment". Journal of Public Economics **41**: 45-72.

Kleinbaum, D. G. & Klein, M. (2005). *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, Springer: Statistics for Biology and Health.

Lalive, R. (2007). "Unemployment Benefits, Unemployment Duration, and Post-Unemployment Jobs: A Regression Discontinuity Approach". AEA Papers and Proceedings **97**(2): 108-112.

Lancaster, T. (1976). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment". Econometrica **47**(4): 939-956.

Lauringson, A. (2010). *Disincentive Effects of Unemployment Insurance Benefits: Maximum Benefit Duration versus Benefit Level*, University of Tartu.

Lee, D. & Altonji, J. (2016). *Unemployment Insurance: Disincentive Effects on Job Search in the Great Recession*, Yale University.

Meyer, B. (1990). "Unemployment Insurance and Unemployment Spells". Econometrica **58**: 757-782.

Modaresi, Z. (2013). "Comparative Study of Unemployment Insurance System in Iran and Some Countries of the World and Providing Suggestions with a Comparative Approach". Research Project, Ministry of Economic Affairs and Finance. [In Persian]

Mortensen, D. (1977). "Unemployment Insurance and Job Search Decisions". Industrial and Labor Relations Review **30**: 505-517.

Mortensen, D. T. & Pissarides, C. A. (1994). "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment". Review of Economic Studies **61**(3): 397-415.

Nagl, W. & Weber, M. (2014). "Unemployment Compensation and Unemployment Duration Before and After the German Hartz IV Reform". IFO Working Paper No. 186.

Phelps, E. S. (1968). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time". Economica **35**(139): 288-296.

Pissarides, C. A. (1979). "Job Matchings with State Employment Agencies and Random Search". Economic Journal **89**(356): 818-833.

Pissarides, C. A. (1985). "Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages". American Economic Review **75**(4): 676-690.

Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*, United States: MIT Press.

Rezaei Nojini, A. (2018). *Investigating the Performance of Industrial Enterprises Before Exit and Its Effect on Exit: Evidence from Iran's Manufacturing Industries During the Third Development Plan*, M. A. Thesis, Yazd University. [In Persian]

Røed, K. & Zhang, T. (2003). "Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration?". Economic Journal **113**: 190-206.

Røed, K. Jensen, P. & Thoursie, A. (2008). "Unemployment Duration and Unemployment Insurance: A Comparative Analysis Based on Scandinavian Micro Data". Oxford Economic Papers **60**(2): 254-274.

Schmieder, J. F. & Trenkle, S. (2016). "Disincentive Effects of Unemployment Benefits and the Role of Caseworkers". IZA Discussion Paper No. 9868.

Stigler, G. J. (1961). "The Economics of Information". Journal of Political Economy **69**(3): 213-225.

Stigler, G. J. (1962). "Information in the Labor Market". Journal of Political Economy **70**(5): 94-105.

Tatsiramos, K. (2004). "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration and the Subsequent Employment Stability". IZA Discussion Paper No. 1163.

Tatsiramos, K. (2006). "Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability". IZA Discussion Paper No. 2280.

Uusitalo, R. & Verho, J. (2010). "The Effect of Unemployment Benefits on Re-Employment Rates: Evidence from the Finnish Unemployment Insurance Reform". Labour Economics **17**(4): 125-153.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 85-112.

The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration in Yazd

Mohammad Ali Feizpour[1]

Mohammad Hassan Zare[2]

Ali Zare Zardeyni[3]*

Received: 31-01-2022 Accepted: 12-07-2022

Introduction: Unemployment duration is the length of time that an unemployed person looks for a job. It is an indicator of labor market performance. In other words, a longer period of unemployment duration reflects the poor performance of labor market and implies that structural barriers prevent the employment of unemployed. In recent years, the unemployment rate in Yazd has exceeded the average unemployment rate in the country, and this has made unemployment an important issue in Yazd. In this regard, unemployment duration is of importance. Accordingly, identifying the factors affecting the unemployment duration is as important as identifying the factors affecting the unemployment rate. Unemployment insurance is a factor affecting the unemployment duration. On this basis, the purpose of this study is to investigate the effect of unemployment insurance on unemployment duration in Yazd.

Methodology: In the present study, the generalized Cox proportional hazard model has been used as a statistical method to correlate survival with a number of explanatory variables. This model belongs to the group of non-parametric models and is a function of time and explanatory variables. One of the features of this model is the proportional hazard assumption, according to which the risk ratio is always a fixed number and independent of time. If the explanatory variables in the exponential expression are not time-independent, the generalized Cox proportional hazard model is applicable. The exponential part of the generalized Cox proportional hazard

[1]. Associate Professor, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University
Email: m.farahati@semnan.ac.ir
[2]. Assistance Professor, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University
[3] . M. Sc. in Economics, Yazd University

model includes time-independent and time-dependent variables. In the present study, the maximum likelihood method has been used to estimate the parameters, in which the parameters are obtained by maximizing the probability function. In the model of this study, the unemployment duration is a function of unemployment insurance and a vector of explanatory variables including age, gender, marital status, employment history and number of children. Unemployment duration in terms of day and unemployment insurance, which is the wage given during the unemployment or a coefficient of wage that is received based on the minimum wage, is entered into the model. The statistical population of this study consisted of the unemployed job seekers who were unemployed from 2013 to 2017. They received unemployment insurance and were re-employed. Raw data were collected from the Department of Labor, Cooperation and Social Welfare Organization and the Social Security Organization of Yazd.

Results and Discussion: The distribution of statistical population according to the unemployment duration shows that the unemployment duration of 66.2% was under 12 months and of 29.8% was between 12 and 24 months, which accounts for 96% of the statistical population. Also, the unemployment wage (unemployment insurance) of 74.1% was equal to the minimum wage and of 25.9% was more than the minimum wage. In addition, unemployment wage (unemployment insurance) has a positive and significant correlation with unemployment period. The results of estimating the generalized Cox model show that unemployment insurance has significantly increased the unemployment duration, and the increased unemployment insurance has resulted in increased unemployment duration. Also, being single and having no children leads to an increase in the unemployment duration. In contrast, employment history and age lead to a decrease in the unemployment duration. In other words, people who received unemployment insurance, namely those who were single and had no children, left the unemployment duration later, and people with a longer employment history and age left the unemployment duration earlier. In addition, gender did not have a significant effect on the unemployment duration. According to the coefficients, unemployment duration is more affected by individual characteristics than by unemployment insurance. Also, among the variables, the largest coefficient is related to being married.

Conclusion: In this study, for the first time, unemployment insurance is included in the model not as a dummy variable (receiving or not receiving unemployment insurance) but as unemployment wage. This is used as a coefficient, or the ratio of unemployment insurance to minimum wage. The results of the model estimation showed that unemployment insurance significantly increases the unemployment duration. Most studies confirm this result. However, a few studies such as Carling et al. (1996) in Sweden, Tatsiramos (2006) for European countries, Fitzenberger and Wilke (2007) in

Germany and Galean et al. (2019) in Spain contradict the results of the present study. This study showed that the benefits under unemployment insurance payment are as important as the payment period to reduce the length of the unemployment duration. Also, policymakers should reduce the adverse impact of unemployment insurance on the unemployment duration by paying attention to both benefits and duration. Therefore, if unemployment insurance benefits gradually decrease over time with increasing unemployment duration, the incentive to re-employ will increase. In addition, paying attention to the education and training of the unemployed by emphasizing on technical and vocational training can provide the basis for reducing the unemployment duration.

Keywords: Unemployment, Unemployment insurance, Unemployment duration, Cox proportional hazards model, Yazd.
JEL Classification: J64, J65.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۱۵۳-۱۱۳

بررسی اثر روش‌های تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی در ایران: رهیافت مارکوف - سوئیچینگ

جلال منتظری شورکچالی[1]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۲۰

چکیده

با توجه به این‌که آثار روش‌های مختلف تامین مالی دولت در یک اقتصاد مشابه نبوده و این روش‌ها می‌توانند به‌گونه‌ای متفاوت متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند، مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۷ و الگوی مارکوف – سوئیچینگ به بررسی اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم رکود و رونق شناسایی شده، اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اگرچه این اثرگذاری در رژیم رکود به لحاظ آماری معنادار نبوده است. همچنین و بر اساس یافته‌های این مطالعه، نسبت درآمدهای نفتی دولت به تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم شناسایی شده اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته که این مسأله به نوعی تاییدی بر نظریه پارادوکس فراوانی و یا پدیده نفرین منابع در اقتصاد ایران است. نهایتاً، یافته‌های این مطالعه نشان داد که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم شناسایی شده اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی طی دوره تحت بررسی داشته که این اثرگذاری منفی می‌تواند ریشه در این واقعیت داشته باشد که استقراض دولت در ایران بجای آن‌که صرف انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور و ایجاد زیرساخت‌های لازم شود صرف جبران کسری‌های بودجه ساختاری می‌شود. در ضمن، یافته‌های این مطالعه نشان داد که نرخ رشد سرمایه‌گذاری، نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد صادرات اثر مثبت، معنادار و محسوسی بر رشد اقتصادی ایران داشته است.

واژگان کلیدی: تامین مالی، مالیات، نفت، بدهی دولت، مارکوف – سوئیچینگ (MS).

[1]. استادیار، گروه اقتصاد، پژوهشکده اقتصاد و مدیریت پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) jalalmontazeri@gmail.com

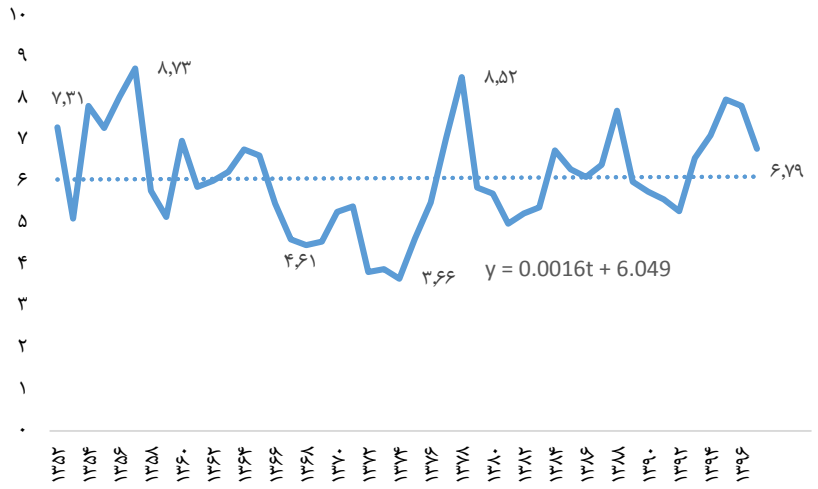
۱- مقدمه

سیاست مالی[1] می‌تواند نقش مهمی در فرآیند رشد اقتصادی ایفا کند. در کوتاه‌مدت، سیاست مالی انبساطی می‌تواند به افزایش تقاضای کل و در نتیجه بهبود رشد اقتصادی طی رکودهای چرخه‌ای کمک کند. در مقابل، سیاست مالی انقباضی می‌تواند اقتصادی که با سرعت ناپایدار رو به رشد است را در مسیرهای مطمئن‌تر با ریسک‌های کمتر هدایت کند. در عین حال، سیاست مالی می‌تواند از طریق اثرگذاری بر بازدهی عوامل تولید، توسعه سرمایه انسانی و اندازه سرمایه‌گذاری در نوآوری‌های تکنولوژیک، ظرفیت تولیدی و رشد اقتصادی میان‌مدت و بلندمدت یک اقتصاد را بهبود بخشد. این مسئله به ویژه در اقتصادهای در حال توسعه که دارای بخش خصوصی نسبتاً ضعیف و توسعه نیافته می‌باشند، صادق است (کپکه و همکاران[2]، ۲۰۰۶: ۴ و آبدون و همکاران[3]، ۲۰۱۵: ۱). با این وجود، این مسئله که نحوه اثرگذاری تغییر در سیاست‌های مالی – هم در سمت درآمد (تامین مالی) و هم در سمت مخارج (هزینه) – بر رشد اقتصادی چگونه می‌تواند باشد، یکی از موضوعاتی بوده که به صورت گسترده در ادبیات نظری و تجربی مورد بحث و مناقشه قرار گرفته است. در سمت سیاست‌های تامین مالی دولت نکته حائز اهمیت این است که آثار روش‌های مختلف تامین مالی دولت در یک اقتصاد مشابه نبوده و این روش‌های مختلف می‌توانند به‌گونه‌ای متفاوت متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین، پاسخ‌گویی به این پرسش که سبد بهینه تامین مالی دولت در یک اقتصاد چگونه خواهد بود، بویژه در کشورهای در حال توسعه‌ای که درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی نقش مهمی را در سبد تامین مالی آن‌ها بازی می‌کند، دارای اهمیتی خاص و ویژه است. به گفته ساچس و وارنر[4] (۱۹۹۹)، وفور منابع طبیعی رانت‌خواری، فساد و مدیریت ضعیف دولت را تشویق کرده و کشورهای در حال توسعه را از ترس مقابله با اثرات بیماری هلندی، درگیر سیستم حمایت از تولیدات داخلی[5] از طریق پروژه‌های دولت محور می‌کند. چنین رویکردی در گذر زمان، با افزایش مداخله دولت در اقتصاد، به دلیل اثر جانشینی اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت (کولیبالی[6]، ۲۰۱۳: ۴).

---

1. Fiscal Policy
2. Kopcke (2006)
3. Abdon (2015)
4. Sachs and Warner (1999)
5. Protectionist
6. Coulibaly (2013)

در راستای بحث سیاست‌های تامین مالی دولت، اقتصاد ایران چندین دهه است که با چالش‌های متعددی در این حوزه روبرو است که در این بین می‌توان از ناکارآیی سیستم مالیاتی کشور، وابستگی بودجه به نفت و بدهی رو به رشد دولت، به عنوان بزرگترین چالش‌های ساختاری حوزه تامین مالی دولت نام برد. علیرغم اینکه در دهه‌های اخیر در بسیاری از اسناد بالادستی کشور مستقیماً به مسئله مالیات و ناکارایی سیستم مالیاتی پرداخته شده است (قانون اساسی، سند چشم‌انداز ۲۰ ساله، سیاست‌های کلی و برنامه‌های توسعه پنج ساله)، اما درآمدهای مالیاتی دولت همچنان نتوانسته سهم قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی (GDP) را به خود اختصاص دهد (متوسط این نسبت برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۵۲ حدود ۶/۱ درصد بوده است). همچنین و با توجه به نمودار ۱، علیرغم تمامی اقدامات و جهت‌گیری‌های مذکور، نسبت درآمد مالیاتی به GDP طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۲ یک روند صعودی قابل اغماض (با شیب تقریباً صفر) پیموده است، که این مسئله اهمیت مباحث مطروحه حول محور مالیات و بازبینی سیاست‌ها در این حوزه را دوچندان می‌کند.

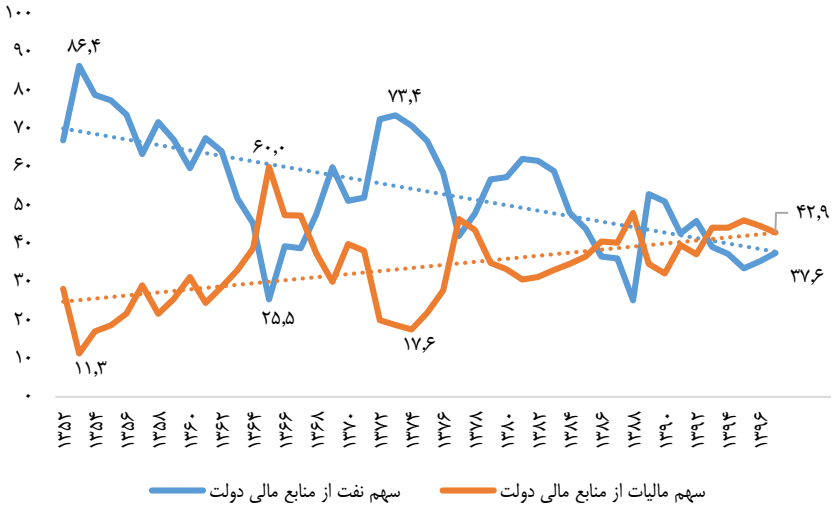


مأخذ: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار ۱: روند درآمد مالیاتی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP)

در کنار بحث ناکارائی سیستم مالیاتی، مسأله وابستگی بودجه به نفت از دیگر چالش‌های حوزه تامین مالی دولت در اقتصاد ایران می‌باشد. همان‌طور که در نمودار ۲ نیز مشاهده می‌شود، علیرغم آن‌که طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۲ سهم نفت از منابع تامین مالی دولت یک روند نزولی و سهم مالیات

از منابع تامین مالی دولت یک روند صعودی را پیموده است، اما نفت با وجود افزایش تحریم‌ها در سال‌های بعد از سال ۱۳۸۸، همچنان سهم قابل توجهی در تامین مالی هزینه‌های دولت در دهه اخیر داشته است. بررسی‌ها نشان می‌دهد طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۸ نفت و مالیات به ترتیب ۴۰/۱ و ۴۱/۴ درصد از منابع مالی دولت را تشکیل داده‌اند. همین وابستگی دولت به درآمدهای نفتی موجب شده که شوک‌های نفتی نظیر تحریم‌ها، به سرعت به سطح کلی اقتصاد انتقال یابد و نااطمینانی سطح کلان اقتصادی را تشدید بخشد.



مأخذ: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار ۲: سهم مالیات و نفت از منابع مالی دولت

در کنار ناکارآیی سیستم مالیاتی و وابستگی دولت به درآمدهای نفتی، نکته نگران‌کننده و حائز اهمیت دیگر در اقتصاد ایران استفاده نامتعارف دولت‌ها از ابزار بدهی جهت تامین مالی کسری بودجه‌ها می‌باشد، که این مسأله مستقیماً بر توانایی دولت در مقابله با بحران‌ها و یا اتخاذ سیاست خاص اثر منفی می‌گذارد. بر اساس اطلاعات مندرج در جدول ۱، بدهی کل بخش دولتی (مجموع بدهی دولت و شرکت‌ها و موسسات دولتی) در سال ۱۳۹۴ معادل ۴۴۸/۱ هزار میلیارد تومان بوده است که این رقم برای انتهای اسفند سال ۱۳۹۷ حدود ۷۳۵/۹ هزار میلیارد تومان بوده که حدود ۳۹/۵ درصد تولید ناخالص داخلی (GDP) کشور است.

به هر حال و صرف نظر از روند صعودی بدهی بخش دولتی در ایران، به نظر می‌رسد به لحاظ اندازه بدهی دولت اقتصاد ایران جزء کشورهای با اندازه بدهی متوسط در دنیا است. بر اساس

اطلاعات مندرج در جدول ۲، نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در ایران برای سال‌های ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰ به ترتیب برابر با ۴۴/۷ و ۴۵/۴ بوده است. این در حالی است که این نسبت در سال ۲۰۲۰ در برخی از کشورهای توسعه‌یافته نظیر ژاپن ۲۶۶، ایتالیا ۱۵۶، فرانسه ۱۱۶، آمریکا ۱۰۸ و بریتانیا ۹۷/۴ درصد بوده است. لازم به ذکر است بررسی مطالعات تجربی مختلف در حوزه ادبیات بدهی نشان می‌دهد اندازه بدهی بهینه برای دولت‌های مختلف در کشورهای متفاوت یکی نیست و مسأله مهم نحوه اثرگذاری مثبت و منفی بدهی بر اقتصاد یک کشور و کیفیت شیوه‌های اخذ بدهی است. اساساً نحوه اثرگذاری بدهی بر اقتصاد یک کشور به ۳ عامل بستگی دارد: اولاً، علل ایجاد بدهی چه عواملی هستند؟ ثانیاً، بدهی دولت از چه کانال‌هایی تامین مالی می‌شود؟ ثالثاً، شرایط حاکم بر اقتصاد کشور چگونه است؟

جدول ۱: بدهی بخش دولتی در اقتصاد ایران

	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷
بدهی دولت	۲۰۵/۸	۲۷۱/۲	۳۱۶/۲	۴۴۲/۲
بدهی شرکت‌ها و موسسات دولتی	۲۴۲/۳	۳۱۶	۲۳۰/۶	۲۹۳/۷
بدهی دولت و شرکت‌ها و موسسات دولتی	۴۴۸/۱	۵۸۷/۲	۵۴۶/۸	۷۳۵/۹
تولید ناخالص داخلی	۱۱۱۲/۹	۱۲۷۲/۲	۱۴۸۰/۷	۱۸۶۱/۹
بدهی بخش دولتی به صورت درصدی از GDP	۴۰/۳	۴۶/۱	۳۶/۹	۳۹/۵

* ارقام به هزار میلیارد تومان می‌باشند.

مأخذ: مرکز مدیریت بدهی‌ها و دارایی‌های مالی عمومی – وزارت امور اقتصادی و دارایی

بر اساس نکات مذکور و با توجه به ۳ مسئله اساسی فعلی اقتصاد ایران مبنی بر: ۱- ناکارآیی سیستم مالیاتی، ۲- وابستگی بودجه به نفت و ۳- بدهی رو به رشد دولت، که لزوم بازبینی سیاست‌های تامین مالی دولت در ایران را دوچندان می‌کند، مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد مارکوف – سوئیچینگ (MS)[1] به بررسی اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۲ می‌پردازد. لازم به ذکر است بررسی رفتار متغیرها در چارچوب الگوی مارکوف – سوئیچینگ (MS) دارای چندین مزیت منحصر بفرد است. اول این‌که این الگو این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه بین متغیرها به دفعات و به تعداد دلخواه در بازه زمانی مورد مطالعه تغییر کند. لذا این روش ابزاری قوی برای تجزیه و تحلیل متغیرهایی است که چندین شکست ساختاری را تجربه کرده‌اند، به ویژه هنگامی که زمان دقیق وقوع این

[1]. Markov Switching

شکست‌های ساختاری از قبل مشخص نباشد. مزیت دوم این است که تغییر در رابطه بین متغیرها را می‌توان با استفاده از این روش و با رعایت اصل قلت متغیرها الگوسازی کرد. بر اساس اصل قلت یا قاعده آکام[1]، هر چه در یک رگرسیون با تعداد متغیرهای توضیحی کمتر بتوان ضریب تعیین بالاتری به دست آورد بهتر است. نهایتاً، بر اساس نتایج این روش می‌توان زمان تغییر رژیم را نیز به صورت درون‌زا تعیین نمود (گجراتی، ۲۰۰۴ و فلاحی، ۱۳۹۳: ۱۱۶).

در ادامه پس از بررسی ادبیات تحقیق، روش‌شناسی پژوهش معرفی می‌شود و در قسمت بعد هم برآورد الگو صورت گرفته و آن‌گاه به تحلیل نتایج پرداخته می‌شود. در نهایت نیز جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

جدول ۲: نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در کشورهای مختلف

نام کشور	۲۰۱۹	۲۰۲۰	نام کشور	۲۰۱۹	۲۰۲۰
ونزوئلا	۲۳۳	۳۵۰	اروگوئه	۶۰/۵	۷۳
ژاپن	۲۳۸	۲۶۶	قطر	۶۵/۸	۷۱/۸
یونان	۱۸۰	۲۰۶	لهستان	۴۵/۶	۵۷/۵
ایتالیا	۱۳۵	۱۵۶	عمان	۴۷/۵	۵۵/۹
پرتغال	۱۱۷	۱۳۴	ایران	۴۴/۷	۴۵/۴
بحرین	۱۰۳	۱۲۸	کره جنوبی	۳۶/۴	۴۲/۶
اسپانیا	۹۵/۵	۱۲۰	دانمارک	۳۳/۳	۴۲/۲
فرانسه	۹۷/۵	۱۱۶	ترکیه	۳۲/۶	۳۹/۵
آمریکا	۱۰۷	۱۰۸	امارات	۲۷/۳	۳۶/۹
آرژانتین	۹۰/۲	۱۰۲	پرو	۲۷/۱	۳۵/۴
اتحادیه اروپا	۷۷/۵	۹۰/۷	عربستان	۲۲/۸	۳۲/۵
بریتانیا	۸۴/۴	۹۷/۴	استرالیا	۱۹/۲	۲۴/۸
مصر	۸۴	۹۰	روسیه	۱۴/۶	۱۷/۸
پاکستان	۸۶	۸۷	فلسطین	۱۴/۶	۱۶/۴
اتریش	۷۰/۵	۹۳/۹	افغانستان	۶/۱	۷/۸
برزیل	۷۶/۵	۷۵/۸	برونئی	۲/۶	۳/۲

مأخذ: صندوق بین‌المللی پول (IMF)

۲- مبانی نظری تحقیق

برای مؤثر بودن یک سیاست مالی، درک درست رابطه بین رشد اقتصادی و درآمدهای دولت یک اصل اساسی است. این مسأله به اقتصاددانان و سیاست‌گذاران این امکان را می‌دهد که سطح

[1]. Occam

مطلوب از درآمدهای مورد نیاز دولت را بدون ایجاد مانعی برای رشد اقتصادی شناسایی کنند. اگرچه و در این راستا، مؤثر بودن سیاست‌های اقتصادی دولت از منظر اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک به دلیل آن‌که تمرکز اصلی این دسته از اقتصاددانان بر عوامل متعادل‌کننده یک اقتصاد بود، مورد تردید قرار گرفته است. این در حالی است که عوامل نامتعادل‌کننده اقتصاد نظیر محدودیت‌های بازار و تقاضا[1]، صرفه‌جویی‌های مقیاس[2]، منحنی یادگیری نیروی کار[3] و مسأله بازار ناقص[4] که می‌توانند بر رشد اقتصادی یک کشور تاثیر بگذارند، مورد غفلت این گروه از اقتصاددانان قرار گرفته است (دیوید رنلت[5]، ۱۹۹۱). به دلیل همین غفلت‌ها بود که این تئوری‌ها در عمل نتوانستند دلایل قانع‌کننده‌ای جهت توضیح اختلاف رشد اقتصادی بین کشورها ارائه دهند.

از اواسط دهه ۸۰ میلادی و در جهت اصلاح مدل رشد سولو، اقتصاددانان توسعه نظریه رشد اقتصادی درون‌زا[6] را ارائه کردند که امکان بررسی تأثیر تصمیمات سیاستی بر رشد اقتصادی کشورها را فراهم کرده است. ظهور و گسترش این الگوها موجب شد تا نتایج و پیش‌بینی‌های الگوهای رشد کلاسیکی و نئوکلاسیکی، مبنی بر خنثی بودن نقش دولت در تأثیرگذاری بر نرخ‌های رشد به طور اساسی مورد تجدید نظر قرار گیرد. در قالب الگوهای رشد درون‌زا دولت‌ها چه به صورت مستقیم و چه به صورت غیر مستقیم می‌توانند بر روی نرخ‌های رشد بلندمدت اثرگذار باشند. بنابراین و بر اساس چارچوب نظری ارائه شده در قالب الگوهای رشد درون‌زا می‌توان گفت (رحمان و همکاران[7]، ۲۰۲۰: ۴):

$$\text{رشد اقتصادی} = f(\text{سیاست مالی}) \qquad (۱)$$

گفته شده که سیاست مالی از طریق دو ابزار درآمد دولت و مخارج (هزینه) دولت، بر سطح تقاضای کل، توزیع ثروت و ظرفیت اقتصاد برای تولید کالاها و خدمات اثر می‌گذارد. در کوتاه‌مدت، تغییرات در هزینه و درآمد می‌تواند اندازه و الگوی تقاضا برای کالاها و خدمات را تغییر دهد و در بلندمدت و با گذشت زمان، این تغییر اندازه و الگوی تقاضا با اثرگذاری بر بازدهی

1. Market and Demand Constraints
2. Economies of Scale
3. Labor Learning Curve
4. Imperfect Market
5. David Renelt (1991)
6. Endogenous Economic Growth Methodology
7. Rehman (2020)

عوامل تولید، توسعه سرمایه انسانی، نحوه تخصیص مخارج سرمایه‌ای و اندازه سرمایه‌گذاری در نوآوری‌های تکنولوژیک، نحوه تخصیص منابع را تغییر داده و ظرفیت تولیدی یک اقتصاد را بهبود بخشد. در ضمن، تغییر نرخ مالیات نیز می‌تواند با اثرگذاری بر بازده خالص نیروی کار، حجم پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، بر ظرفیت تولیدی یک اقتصاد اثر بگذارد (کپکه و همکاران، ۲۰۰۶: ۴). بنابراین، می‌توان گفت که درآمد دولت یکی از ارکان اصلی سیاست‌های مالی است. بر این اساس، معادله اول را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد (رحمان و همکاران، ۲۰۲۰: ۴):

$$\text{رشد اقتصادی} = f(\text{درآمد دولت}) \qquad (۲)$$

در این راستا، بررسی قوانین بودجه کل کشور در سال‌های مختلف نشان می‌دهد که درآمدهای مالیاتی، درآمدهای حاصل از فروش نفت و فرآورده‌های نفتی و استقراض اصلی‌ترین روش‌های تامین مالی دولت در اقتصاد ایران می‌باشند. با لحاظ این نکته، معادله دوم را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\text{رشد اقتصادی} = f(\text{درآمد مالیاتی، درآمد نفتی، استقراض، سایر درآمدها}) \qquad (۳)$$

بر اساس رابطه ۳، تبیین نظری کانال‌های اثرگذاری مهم‌ترین روش‌های تامین مالی دولت در اقتصاد ایران (مالیات، نفت و استقراض) بر رشد اقتصادی، در ادامه این بخش مورد بحث قرار می‌گیرد.

۲-۱- اثر درآمد مالیاتی بر رشد اقتصادی

دولت‌ها جهت تامین مالی هزینه‌های خود غالباً از روش‌های مختلفی نظیر مالیات، فروش دارایی و استقراض استفاده می‌کنند. در این بین، مالیات - به دلیل ماهیت اجباری و منظم بودن – مهم‌ترین منبع درآمدی دولت می‌باشد که می‌تواند با ایجاد یک گردش درآمدی پایدار، ثبات درآمد دولت را تضمین و نقش اساسی را در تامین مالی برنامه‌های توسعه از جمله تقویت ساختارهای فیزیکی ایفا کند (آینیو[1]، ۲۰۱۶: ۷۰ و ادیسون و لوین[2]، ۲۰۱۲: ۲). مالیات ممکن است به عنوان بار مالی وضع شده توسط مقامات دولتی برای افراد یا مالکان دارایی، جهت حمایت از دولت تعریف شود.

1. Ayenew (2016)
2. Addison and Levin (2012)

مالیات یک پرداخت یا کمک مالی داوطلبانه نیست، بلکه اجباری است که به موجب اختیارات قانونی تنظیم و اجرایی می‌شود (آیله[1]، ۲۰۱۵: ۷). با این وجود گفته می‌شود یک سیستم مالیاتی کارا باید ۶ اصل اساسی را تامین نماید: ۱- اصل بهره‌وری یا کفایت مالی[2]: بر اساس این اصل، سیستم مالیاتی باید بتواند منابع کافی را جهت انجام فعالیت‌های رفاهی – توسعه‌ای دولت فراهم کند. ۲- کشش‌پذیری سیستم مالیاتی[3]: بر اساس این اصل، همگام با افزایش درآمد ملی باید درآمدهای مالیاتی افزایش یابد، به نحوی که در کشورهای در حال توسعه این افزایش درآمدهای مالیاتی منجر به افزایش نسبت درآمد مالیاتی به درآمد ملی شود. ۳- تنوع[4]: بر اساس این اصل، تنوع در انواع مالیات موجب جلوگیری از افزایش بیش از حد نرخ‌های مالیاتی، از یک یا چند نوع خاص خواهد شد. ۴- مالیات به عنوان ابزاری برای رشد اقتصادی[5]: یک سیستم مالیاتی خوب باید منابع لازم جهت افزایش سرمایه‌گذاری دولتی و بالتبع افزایش رشد اقتصادی را فراهم کند. ۵- مالیات ابزاری جهت بهبود توزیع درآمد[6]: یک سیستم مالیاتی کارا باید نابرابری‌های اقتصادی را کاهش دهد. ۶- مالیات ابزاری برای ثبات اقتصادی[7]: سیستم مالیاتی باید نوسانات اقتصادی را کاهش دهد و ثبات اقتصادی را تضمین کند[8] (منتظری شورکچالی، ۱۳۹۷: ۱۱۱-۱۱۰).

با این‌که از «مالیات به عنوان ابزاری برای رشد اقتصادی» به عنوان یکی از ویژگی‌های یک سیستم مالیاتی کارا نام برده می‌شود، اما در مباحث نظری نحوه اثرگذاری درآمدهای مالیاتی دولت بر رشد اقتصادی یکی از مباحث مناقشه‌انگیز بین اقتصاددانان بوده و در این خصوص هیچ‌گونه اجماعی بین آن‌ها ملاحظه نمی‌شود. بر اساس فرضیه رشد و مالیات[9]، افزایش عایدی مالیاتی دولت به علّت رشد شتابان اقتصادی ناشی از ضریب فزاینده مخارج بوده و تنها یک رابطه علّی یک طرفه از رشد اقتصادی به طرف رشد عایدی مالیاتی وجود دارد و سیاست‌های مالیاتی اثری بر رشد اقتصادی بلندمدت نخواهد داشت. در نقطه مقابل و بر اساس فرضیه مالیات و رشد[10] افزایش مالیاتی چه از طریق افزایش نرخ مالیات و چه از طریق گسترش پایه مالیاتی منجر به توسعه فضای

1. Ayyele (2015)
2. Productivity or Fiscal Adequacy
3. Elasticity of the Taxation System
4. Diversity
5. Taxation as in Instrument of Economic Growth
6. Taxation as an Instrument for Improving Income Distribution
7. Taxation as an Instrument for Economic Stability
8. www.yourarticlelibrary.com
9. Grow and Tax Hypothesis
10. Tax and Grow Hypothesis

مالی شده و رشد اقتصادی به بار می‌آورد (دیزینگیرای کانیسیو[1]، ۲۰۱۴: ۱۴). در جدالی مشابه، بر اساس نظریه رشد برون‌زا یا نئوکلاسیکی[2]، سیاست‌های مالی دولت در بلندمدت هیچ اثری بر رشد اقتصادی نداشته و هرگونه تغییر در رشد اقتصادی توسط عوامل تولید مانند نیروی کار، سرمایه و پیشرفت تکنولوژیکی (که خارج از مدل تعیین می‌شود) حاصل می‌شود (ماگانیا[3]، ۲۰۲۰: ۲۰۷). در حالی که بر اساس الگوهای رشد درون‌زا[4]، پیشرفت فناوری به عنوان عامل اصلی رشد اقتصادی بلندمدت درون‌زا بوده و سیاست‌های مالیاتی دولت می‌تواند از طریق تأثیر بر بهره‌وری، میزان انباشت سرمایه و سرعت پیشرفت فناوری اثرات گسترده و مثبتی بر عملکرد رشد اقتصادی بلندمدت داشته باشد (دار و خلخالی[5]، ۲۰۰۲ و اُوینو[6]، ۲۰۱۸: ۱۸۹).

گفته می‌شود یک سیستم مالیاتی مختلط و کارا از طریق تضمین رشد درآمد دولت، افزایش مخارج برنامه‌ریزی شده دولت، کاهش نرخ تورم به دلیل کاهش درآمد قابل تصرف افراد، در دسترس بودن به موقع درآمد دولت، استفاده بهتر از منابع، افزایش بهره‌وری تولیدکنندگان و رشد رقابت سالم در بازار، اثر مثبت بر رشد اقتصادی بلندمدت داشته باشد (پاندی[7]، ۲۰۱۷: ۴). اگرچه این اثرگذاری مثبت یک امر نظری بدیهی نیست و سطح بالای بار مالیاتی را می‌توان به عنوان یک مانع جدی برای بهبود رشد اقتصادی بلندمدت دانست (اسزاروسکا[8]، ۲۰۱۰: ۳). بر اساس هاربرگر[9] (۱۹۶۲)، ۱- مالیات‌های زیاد بر بنگاه‌ها می‌تواند نرخ سرمایه‌گذاری یا رشد خالص ذخیره سرمایه را کاهش دهد. ۲- سیاست مالیاتی می‌تواند رشد بهره‌وری را از طریق کاهش هزینه تحقیق و توسعه (R & D)، تضعیف کند. ۳- مالیات ممکن است انگیزه کار را کاهش دهد که به تبع آن نرخ مشارکت نیروی کار و ساعات کار کاهش می‌یابد و ممکن است حتی تورش در انتخاب مشاغل، تحصیلات و فراگیری مهارت و حرفه پدید آورد. ۴- مالیات سنگین بر عرضه نیروی کار می‌تواند با کاهش انگیزه اشتغال نیروی کار در بخش‌هایی با بهره‌وری اجتماعی بالا، مانع استفاده کارا از سرمایه انسانی شود. ۵- سیاست مالیاتی می‌تواند با تحریف سرمایه‌گذاری از بخش‌های با

1. Dzingirai Canicio (2014)
2. Exogenous Growth Theory or Neoclassical Theory
3. Maganya (2020)
4. Endogenous Growth Models
5. Dar and Khalkhali (2002)
6. Owino (2018)
7. Pandey (2017)
8. Szarowska (2010)
9. Harberger

مالیات بالا به بخش‌های با مالیات پایین بر بهره‌وری نهایی سرمایه اثر بگذارد. بنابراین، می‌توان برای سطح درآمدهای مالیاتی یک سطح بهینه متصور شد که جمع‌آوری مالیات بیش‌تر از آن سطح بهینه، مانع رشد متعادل و توسعه اقتصادی خواهد بود (دیزینگیرای کانیسیو، ۲۰۱۴: ۱۳).

۲-۲- اثر بدهی دولت بر رشد اقتصادی

دولت‌ها جهت بهبود در ارائه کالاها و خدمات عمومی، بهداشت، آموزش و پرورش و مقابله با فقر و تقویت زیرساخت‌ها به افزایش درآمد مالیاتی در مقادیر کافی نیازمند هستند، که در صورت عدم تکافوی این درآمدها، دولت‌ها ناچار به استقراض بوده و این مسئله به دلیل افزایش بدهی‌های عمومی ممکن است موجب وقوع بحران‌های مالی در آینده شود (پین‌کاسترلی و تیرل‌وال[1]، ۲۰۱۹: ۳). بر این اساس، مسئله انباشت بدهی و اثر آن بر رشد اقتصادی نیز، خود به یکی از مباحث پر مناقشه نظری در سمت منابع تامین مالی دولت تبدیل شده است. در این راستا، اگرچه در مورد وجود بدهی به عنوان جزو اجتناب‌ناپذیر امور مالی دولت اجماع وجود دارد، اما بدهی لجام گسیخته به عنوان یک عامل مخرب اثرگذار بر رشد اقتصادی مطرح شده است. گفته می‌شود که بدهی عمومی می‌تواند برای یک کشور خوب یا بد باشد. بدهی می‌تواند به کشورهای در حال توسعه و نوظهور در ۱) انجام سرمایه‌گذاری در بخش‌های اجتماعی و پروژه‌های زیربنایی، ۲) تسهیل سیاست هموارسازی مالیاتی[2] و ۳) پایداری سیاست‌های مالی ضد چرخه‌ای[3] کمک کند (گیل و پینتو[4]، ۲۰۰۵: ۲)[5]. از طرفی دیگر و بر اساس قید بودجه بین دوره‌ای[6]، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش مالیات در دوره‌های آتی، بر سطح بهره‌وری و در نتیجه سطح رفاه نسل‌های آتی اثر منفی خواهد گذاشت (استوسکاس[7]، ۲۰۱۷: ۱۰). در قالب الگوی نسل‌های هم‌پوش[8] نیز تأکید شده است که افزایش بدهی دولت به دلیل کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه (از طریق نرخ‌های بهره بالاتر) اثر منفی بر

---

1. Piancastelli and Thirlwall (2019)
2. Tax Smoothing Policy
3. Counter-Cyclical Fiscal Policies
4. Gill and Pinto (2005)
5. هموارسازی مالیاتی اشاره به آن دارد که هزینه‌های مدیریتی و زیان اجتماعی تغییرات مالیات‌ها باید توسط دولت بهینه‌سازی (حداقل) شود.
6. Inter-Temporal Budget Constrain
7. Stauskas (2017)
8. Overlapping Generations Models

رشد اقتصادی بلندمدت دارد (ابرهاردت و پرسبیترو[1]، ۲۰۱۵: ۳). همچنین و بر اساس نظریه برآمدگی بدهی[2]، سطح بدهی بالا به دلیل ایجاد انتظاراتی مبنی بر افزایش مالیات‌های اختلال‌زا در آینده، موجب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و در نتیجه کاهش انباشت سرمایه می‌شود. در ادبیات اقتصادی این بحث‌ها در قالب «منحنی لافر بدهی[3]» ارائه شده است. در چارچوب منحنی لافر بدهی بیان شده است که سطح بدهی بالا به دلیل کاهش احتمال بازپرداخت بدهی‌ها، می‌تواند موجب کاهش رشد اقتصادی از طریق کاهش بهره‌وری کل تولید (TFP) شود (کارادام[4]، ۲۰۱۸: ۲). بنابراین و بر اساس این دیدگاه، کنترل سطح بدهی دولت برای اقتصادهای مختلف کاملاً ضروری و حائز اهمیت می‌باشد (منتظری شورکچالی، ۱۳۹۸: ۱۳۰).

۲-۳- اثر درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی بر رشد اقتصادی

در کنار مالیات و استقراض، یک منبع تامین مالی مهم دولت‌ها؛ بویژه در اقتصادهای غنی از منابع طبیعی؛ درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی است که گاهاً نقش مهمی را در سبد تامین مالی این کشورها بازی می‌کند. با این وجود، مشاهده این‌که یک اقتصاد فقیر از منابع طبیعی[5] گاهی می‌تواند بهتر از یک اقتصاد غنی از منابع طبیعی[6] عمل کند، در زمینه تاریخ اقتصادی چیز جدیدی نیست. برای مثال می‌توان به تجربه هلند در مقابل اسپانیا در قرن هفدهم و سوئیس و ژاپن در مقابل روسیه در قرن نوزدهم و بیستم اشاره کرد (استیجنز[7]، ۲۰۰۵: ۱۰۷). با این حال، دی فرانتی و همکاران[8] (۲۰۰۲) بیان می‌کنند که در مورد کشورهای استرالیا، کانادا، فنلاند، سوئد و آمریکا نمی‌توان این استدلال را مطرح نمود که توسعه این کشورها مبتنی بر منابع طبیعی‌شان نبوده است (دی فرانتی و همکاران، ۲۰۰۲: ۶).

در خصوص اثر وفور منابع طبیعی بر کارکرد اقتصاد کشورهای در حال توسعه به نظر می‌رسد داستان کمی پیچیده‌تر است. بر اساس پارادوکس فراوانی و یا پدیده نفرین منابع[9]، کشورهایی با منابع طبیعی گسترده نسبت به سایر کشورها، رشد اقتصادی پایین‌تری را تجربه می‌کنند. این ادبیات

---

1. Eberhardt and Presbitero (2015)
2. Debt Overhang Theories
3. Debt Laffer Curve
4. Karadam(2018)
5. Resource-Poor Economies
6. Resource-Rich Economies
7. Stijns (2005)
8. De Ferrantiv (2002)
9. Resource Curse Phenomena or Paradox of Plenty

که با کارهای افرادی چون گلب[۱] (۱۹۸۸)، لین و تورنل[۲] (۱۹۹۵، ۱۹۹۶)، گیلفاسون و همکاران[۳] (۱۹۹۹)، ساچس و وارنر (۱۹۹۵ و ۱۹۹۹)، آتی[۴] (۲۰۰۱)، ملوم و همکاران[۵] (۲۰۰۶) و دیگران پا گرفته به این مسأله اشاره دارد که وفور منابع طبیعی به دلیل کاهش قدرت رقابتی در سایر بخش‌های اقتصادی (که بر اثر کاهش نرخ واقعی ارز که به طبع تزریق درآمد حاصل از منابع به‌طور مستقیم در اقتصاد حاصل می‌شود)، افزایش فساد سیاسی، فقدان اقتصاد چند بعدی و افزایش استقراض دولتی، بر رشد اقتصادی بلندمدت اثر منفی می‌گذارد. به گفته ساچس و وارنر (۱۹۹۹)، وفور منابع طبیعی رانت‌خواری، فساد و مدیریت ضعیف دولت را تشویق کرده و کشورهای در حال توسعه را از ترس مقابله با اثرات بیماری هلندی[۶]، درگیر سیستم حمایت از تولیدات داخلی[۷] از طریق پروژه‌های دولت محور می‌کند. چنین رویکردی در گذر زمان، با افزایش مداخله دولت در اقتصاد، به دلیل اثر جانشینی اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت (کولیبالی، ۲۰۱۳: ۴).

به صورت خلاصه و بر اساس ادبیات نظری موجود، برای اثرات مخرب وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی می‌توان پنج کانال اصلی را ذکر نمود:

کانال ۱: بیماری هلندی و سرمایه‌گذاری خارجی (FDI): ارز بیش از حد ارزش‌گذاری شده[۸] اولین علامت مرتبط با بیماری هلندی پس از کشف ذخایر گاز طبیعی در هلند بود (اواخر دهه ۱۹۵۰ و اوایل دهه ۱۹۶۰)، اگرچه متعاقب آن علائم دیگری نیز آشکار شد. به عنوان یک قاعده، وابستگی به منابع طبیعی به دلیل نوسان زیاد عرضه و قیمت مواد خام در بازارهای جهانی، موجب افزایش نوسانات درآمدهای صادراتی و در نتیجه تشدید نااطمینانی نرخ ارز می‌شود که این مسأله

---

1. Gelb (1988)
2. Lane and Tornell (1995, 1996)
3. Gylfason (1999)
4. Auty (2001)
5. Mehlum (2006)

۶. مفهوم بیماری هلندی (Dutch Disease) تلاش می‌کند رابطه بین بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی و رکود در بخش صنعت را توضیح دهد. این مفهوم بیان می‌دارد که افزایش درآمد ناشی از منابع طبیعی می‌تواند اقتصاد ملی را از حالت صنعتی بیرون بیاورد. این اتفاق به علت کاهش نرخ ارز یا عدم افزایش آن در حد نرخ تورم صورت می‌گیرد، که بخش صنعت را در رقابت ضعیف می‌کند. در حالی که این بیماری اغلب مربوط به اکتشاف منابع طبیعی می‌شود، می‌تواند به «هر فعالیت توسعه‌ای که نتیجه‌اش ورود بی‌رویه ارز خارجی می‌شود» مربوط شود؛ مانند نوسان شدید در قیمت منابع طبیعی، کمک اقتصادی خارجی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Ebrahim-Zadeh, 2003: 1).

7. Protectionist
8. Overvalued Currency

به نوبه خود برای صادرات و دیگر بخش‌های تجارت نظیر سرمایه‌گذاری خارجی مضر خواهد بود.

کانال ۲: رانت‌جویی[1] و سرمایه اجتماعی: وفور منابع طبیعی، به ویژه در ارتباط با کشورهای در حال توسعه و نوظهور با حقوق مالکیت نامشخص، بازارهای ناقص و ساختارهای قانونی ضعیف، ممکن است منجر به تشدید رفتارهای رانت‌جویانه تولیدکنندگان شود و این مسأله به نوبه خود منابع را از فعالیت اقتصادی پربارتر اجتماعی دور می‌کند (گلب، ۱۹۸۸ و آتی، ۲۰۰۱). ترکیبی از منابع طبیعی فراوان، شکست بازارها و نهادهای ضعیف ممکن است عواقب کاملاً مخربی داشته باشد که اثرات منفی آن بر اقتصاد می‌تواند بسیار بزرگتر از کاهش رشد اقتصادی بلندمدت باشد.

کانال ۳: آموزش و سرمایه انسانی: ملت‌های غنی از منابع طبیعی به دلیل سطح بالای درآمد غیر-دستمزدی[2]، ممکن است ارزش طولانی‌مدت آموزش را دست کم بگیرند. در این خصوص شواهد محکمی وجود دارد که بین نسبت هزینه‌های عمومی آموزش به درآمد ملی، سال‌های تحصیلی مورد انتظار و ثبت نام در مدارس با وفور منابع طبیعی رابطه معکوس دارد (تمپله[3]، ۱۹۹۹ و گیلفاسون و همکاران، ۲۰۰۱) و به نظر می‌رسد سرمایه‌های طبیعی فراوان سرمایه‌های انسانی را از بین می‌برند.

کانال ٤: پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و سرمایه فیزیکی: فراوانی منابع طبیعی ممکن است انگیزه‌های خصوصی و عمومی را برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کم‌رنگ کند و از این طریق مانع رشد اقتصادی شود. به طور خاص، وقتی سهم تولیدی که به صاحبان منابع طبیعی تعلق می‌گیرد افزایش می‌یابد، تقاضا برای سرمایه کاهش می‌یابد و این منجر به کاهش نرخ بهره واقعی و کند شدن رشد اقتصادی می‌شود.

کانال ۵: تورم و سرمایه مالی: گفته می‌شود در کشورهایی که با فراوانی منابع طبیعی مواجه هستند، سرمایه طبیعی اثر جایگزینی[4] برای سرمایه مالی[5] دارد و می‌تواند به توسعه مالی و در نتیجه رشد اقتصادی آسیب وارد کند. همچنین و با توجه به این‌که عمق مالی[6] به شدت به سطح تورم وابسته است (به دلیل این‌که تورم هزینه فرصت نگهداری پول نقد و سایر اشکال سرمایه مالی را؛

---

1. Rent Seeking
2. Non-Wage Income
3. Temple (1999)
4. Crowding Out
5. Financial Capital
6. Financial Depth

که تسهیل‌کننده چرخ‌های تولید و مبادله است؛ به شدت بالا می‌برد)، وفور منابع طبیعی و عارضه بیماری هلندی از طریق تورم‌های خزنده نیز موجب از بین رفتن سرمایه مالی در یک اقتصاد می‌شوند (گیلفاسون، ۲۰۰۶: ۲۲-۱).

بنابراین و بر اساس مباحث فوق، در خصوص نحوه اثرگذاری سه منبع تامین مالی دولت: مالیات، استقراض و درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی، بر رشد اقتصادی نمی‌توان به یک نظریه یا دسته‌ای از نظریات خاص اتکا کرد و اساساً اثر این منابع تامین مالی بر رشد اقتصادی می‌تواند تابع عوامل متعددی، از جمله سهم و اندازه هر یک از منابع فوق در سبد تامین مالی دولت، کیفیت مدیریت دولت، کارایی سیستم مالیاتی، ساختار نهادهای حاکم و ... باشد.

۳- پیشینه تحقیق

همانند مباحث نظری، مسئله پیامدهای اقتصادی ناشی از روش‌های مختلف تامین مالی دولت و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر رشد اقتصادی در مطالعات تجربی مختلف نیز مورد بررسی و تأکید قرار گرفته است که خلاصه بررسی‌های این بخش در قالب جدول ۳ ارائه شده است:

جدول ۳: خلاصه مطالعات تجربی انجام گرفته در داخل و خارج کشور

محقق یا محققان	نمونه و دوره زمانی	روش و تکنیک	نحوه اثرگذاری بر رشد اقتصادی مطابق یافته‌های تحقیق
Umaru et al (2013)	نیجریه (۱۹۷۰ -۲۰۱۰)	حداقل مربعات معمولی (OLS)	اثر منفی بدهی خارجی و اثر مثبت بدهی داخلی بر رشد اقتصادی
Lof and Malinen (2014)	۲۰ کشور توسعه یافته (۱۹۵۴ -۲۰۰۸)	VAR پانلی	بین اندازه بدهی دولت و رشد اقتصادی هیچ رابطه معنی‌داری مشاهده نشده است.
Phiri (2016)	آفریقای جنوبی (۱۹۹۰ -۲۰۱۵)	الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)	اثر منفی مالیات‌های مستقیم و اثر مثبت مالیات‌های غیر مستقیم بر رشد اقتصادی
Dasislava (2017)	۲۸ کشور اروپایی (۱۹۹۶ -۲۰۱۳)	پانل دیتا	اثر مثبت مالیات بر درآمد، مالیات بر تولید و مالیات بر واردات و عدم معناداری آماری اثر مالیات بر ثروت بر رشد اقتصادی
Jacobo and Jalile (2017)	۱۶ کشور آمریکای لاتین (۱۹۶۰ -۲۰۱۵)	GMM	اثر اندازه بدهی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت مثبت است، اما این اثرگذاری برای آستانه بین ۶۴ تا ۷۱ درصد، نزدیک به صفر است.
Popova et al (2017)	روسیه (۱۹۷۲ -۲۰۱۴)	تحلیل‌های آمار توصیفی	اثر مثبت شوک‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی
Ali et al. (2018)	کنیا (۱۹۹۱ -۲۰۱۲)	حداقل مربعات معمولی (OLS)	اثر مثبت درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی
Pegkas (2018)	یونان (۱۹۷۰ -۲۰۱۶)	ARDL	تا قبل از بحران سال ۲۰۰۰، اندازه بدهی دولت اثر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته، در حالی که این اثر بعد از سال ۲۰۰۰

			منفی بوده است.
Dladla and Khobai (2018)	آفریقای جنوبی (۲۰۱۶-۱۹۸۱)	خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)	اثر مثبت درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی
Korkmaz et al (2019)	ترکیه (۲۰۱۸-۲۰۰۶)	خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)	اثر منفی مالیات مستقیم و اثر مثبت مالیات غیر مستقیم بر رشد اقتصادی
Olayungbo (2019)	نیجریه (۲۰۱۵-۱۹۷۰)	الگوی پارامترهای متغیر زمانی بیزین[1] (BTVP)	اثر مثبت درآمدهای حاصل از صادرات نفت بر رشد اقتصادی
Khayati (2019)	بحرین (۲۰۱۵-۱۹۷۷)	هم‌انباشتگی جوهانسن	اثر مثبت و معنادار صادرات نفتی بر رشد اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت
فرامرزی و همکاران (۱۳۹۴)	ایران، کشورهای عضو OECD و اوپک (۱۳۴۲-۱۳۸۹)	روش هم‌انباشتگی جوهانسن – جوسیلیوس و پانل دیتا	عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین مالیات و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای عضو اوپک و اثر منفی مالیات بر رشد اقتصادی کشورهای عضو OECD
اسماعیلی رزی و همکاران (۱۳۹۴)	ایران (۱۳۹۱-۱۳۶۳)	معادلات همزمان	اثر منفی و غیر مستقیم افزایش درآمدهای نفتی از طریق کاهش کیفیت نهادی و افزایش خطر سیاسی
رضایی و همکاران (۱۳۹۵)	ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۲)	حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS)	اثر مثبت درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی
سلمانی و همکاران (۱۳۹۵)	ایران (۱۳۹۲-۱۳۵۴)	ARDL	اثر منفی نسبت بدهی دولت به GDP بر رشد اقتصادی
صمیمی و همکاران (۱۳۹۵)	ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰)	رگرسیون انتقال ملایم (STR)	وابسته بودن اثر درآمدهای نفتی و مالیاتی بر رشد اقتصادی به سهم سرمایه‌گذاری از GDP
چهرازی مدرسه و نجاتی (۱۳۹۶)	ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۹)	ARDL	اثر منفی بدهی داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی
ایزدخواستی (۱۳۹۶)	ایران	الگوی تعادل عمومی پویا	اثر مثبت کاهش نرخ مالیات تورمی و افزایش نرخ مالیات بر مصرف، ذخیره سرمایه سرانه، تولید سرانه، مصرف سرانه، مانده‌های واقعی پول سرانه و سطح رفاه
غفاریان (۱۳۹۸)	۶۲ کشور در حال توسعه (۲۰۱۳-۲۰۰۳)	پانل دیتا	تاثیر مثبت و معنادار مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی و منابع آن

مأخذ: بررسی‌های تحقیق

به عنوان یک جمع‌بندی از مطالعات خارجی و داخلی انجام گرفته، باید به چند نکته اشاره کرد: ۱- اکثر این مطالعات بسته به نمونه تحت مطالعه نتایج متفاوت و گاهاً متناقظی را گزارش کرده‌اند. بنابراین، بررسی نحوه اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی در هر

[1]. Bayesian Time-Varying Parameters

کشوری نیازمند بررسی جداگانه است. ۲- به منظور ایجاد یک درک جامع‌تر از نحوه اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی، بهتر است اثر این روش‌های مختلف به صورت هم‌زمان در یک الگو مورد بررسی قرار گیرد. ۳- نحوه اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی می‌تواند یکنواخت نباشد و حسب مقتضیات زمانی و در دوره‌های مختلف می‌تواند متفاوت باشد. بر این اساس، مطالعه حاضر: ۱- جهت بررسی اثر هم‌زمان ۳ روش عمده تامین مالی دولت در اقتصاد ایران (۱- مالیات، ۲- نفت و ۳- استقراض) بر رشد اقتصادی؛ ۲- لحاظ کردن مقتضیات زمانی و آثار نامتقارن این اثرگذاری‌ها در تحلیل‌ها، با استفاده از رهیافت غیر خطی مارکوف سوئیچینگ (MS) به بررسی اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران می‌پردازد.

۴- الگو و روش‌شناسی تحقیق

الگوی مورد استفاده در این مطالعه الگوی تعمیم‌یافته حسابداری رشد[1] مبتنی بر الگوهای رشد نئوکلاسیک و درون‌زا است، که اساس آن مفهوم تابع تولید کل است[2]:

$$GY_t = \beta(GK)_t + \theta(GL)_t + A_t \quad (۴)$$

$$A_t = \mu + \rho(GX)_t + \alpha(TR/Y)_t + \delta(OR/Y)_t + \gamma(GD/Y)_t + u_t \quad (۵)$$

$$GY_t = \mu + \beta(GK)_t + \theta(GL)_t + \rho(GX)_t + \alpha(TR/Y)_t + \delta(OR/Y)_t + \gamma(GD/Y)_t + u_t \quad (۶)$$

که در آن:

GY: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ به عنوان پراکسی نرخ رشد اقتصادی،

GK: نرخ رشد تشکیل سرمایه ناخالص به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ به عنوان پراکسی نرخ رشد سرمایه‌گذاری،

GL: نرخ رشد جمعیت به عنوان پراکسی نرخ رشد نیروی کار،

GX: نرخ رشد صادرات به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ به عنوان پراکسی نرخ رشد صادرات (بر اساس دار و خلخالی[1] (۱۹۹۹)، رشد صادرات از طریق اثر مطلوب بر کارایی استفاده از منابع، فعالیت‌های

[1]. Growth Accounting Model

[2]. See Dar & khalkhali (1999), Wahyuni (2004) and Asimakopoulos & Karavias (2016)

نوآورانه، نرخ رشد پیشرفت فنی و تحقق صرفه‌جویی‌های مقیاس موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید و به صورت معنادار موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود،

TR/Y: درآمد مالیاتی دولت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP)،

OR/Y: درآمد نفتی دولت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP)،

GD/Y: بدهی دولت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP).

بر اساس ادبیات نظری تحقیق و با لحاظ این نکته اساسی که روش‌های مختلف تامین مالی بسته به شرایط اقتصاد کلان[۲] و یا میزان اتکاء دولت به این منابع درآمدی (اندازه تامین مالی دولت از این منابع)، می‌توانند اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی داشته باشند (امکان اثرگذاری غیر یکنواخت روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی)، مطالعه‌ی اثر روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی در قالب رویکردهای خطی ممکن است عاری از خطا نباشد. بر این اساس، در این مطالعه جهت بررسی اثر غیر یکنواخت شیوه‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی، رابطه ۶ در قالب الگوی مارکوف - سوئیچینگ (MS) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ضمن، آمار و اطلاعات سری زمانی تمامی متغیرها از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.

در این‌جا و با هدف تشریح روش‌شناسی الگوی مارکوف سوئیچینگ (MS) که نخستین بار توسط همیلتون (۱۹۸۹) مطرح شد، از یک الگوی مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیو[۳] دو رژیمی (MS(2)-AR(P)) کمک گرفته می‌شود:

$$y_t = a_{0.st} + a_{1.st}y_{t-1} + \cdots + a_{p.st}y_{t-p} + \varepsilon_t$$
$$that \quad \varepsilon_t \sim NID(0.\sigma_{s_t}^2)$$

---

[1]. Dar & khalkhali (1999)

[۲]. همیلتون (Hamilton, 1994) به متفاوت بودن رفتار بسیاری از متغیرهای سری زمانی در دوره‌های مختلف اشاره می‌کند و اظهار می‌دارد که این تغییرات یا به عبارتی شکست‌ها در این سری‌ها ممکن است به دلایل مختلفی نظیر بحران‌های اقتصادی، تغییر در سیاست‌های دولت، جنگ و هراس مالی رخ بدهد که این عوامل می‌توانند رژیم‌ها یا وضعیت‌های متفاوتی را برای متغیرها ایجاد نمایند. بنابراین مطالعه رفتار متغیرها در چنین بستری در قالب رویکردهای خطی ممکن است عاری از خطا نباشد. بر این اساس و با هدف مطالعه دقیق‌تر رفتار و یا ارتباط غیر خطی بین متغیرهای سری زمانی در رژیم‌های مختلف می‌توان از روش‌های مختلفی از جمله رهیافت ماکوف - سوئیچینگ (MS) بهره گرفت (Deschamps, 2008).

[3]. Markov Switching Autoregressive (MS-AR) Model

$$a_{i.st} = a_{i1}(1 - s_t) + a_{i2}s_t \quad . \quad i = 1. \ldots . p \qquad (۷)$$
$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_1^1(1 - s_t) + \sigma_2^2 s_t$$
$$s_t = 0.1 \quad (Regime\ 0.1) \quad For \quad t = 1. \ldots . T$$

در این الگو، مقادیر پارامترها به رژیم‌هایی بستگی دارند که با s_t مشخص شده‌اند. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، انتقال بین رژیم‌ها نیز با فرآیند مارکوف مرتبه اول[1] صورت می‌گیرد:

$$p_{ij} = \Pr(s_t = j/s_{t-1} = i) \quad \forall i.j = 0.1. \sum_{j=0}^{1} p_{ij} = 1 \qquad (۸)$$

که این احتمالات را می‌توان در یک ماتریس P خلاصه کرد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{bmatrix} \quad with \quad p_{00} + p_{01} = 1. p_{10} + p_{11} = 1 \qquad (۹)$$

که برای نمونه p_{00} احتمال ماندگاری در رژیم صفر را نشان می‌دهد هنگامی که وضعیت اولیه رژیم صفر است و p_{01} نشان دهنده احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک است هنگامی که وضعیت اولیه رژیم صفر است.

جهت برآورد پارامترهای الگوی MS-AR با کمک تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی[2] (MLE)، تابع چگالی احتمال زیر بر حسب اطلاعات گذشته Ψ_{t-1} قابل فرض خواهد بود:

$$f(y_t|\Psi_{t-1}.s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(\frac{\{y_t - (a_{0.st} + a_{1.st}y_{t-1} + \cdots + a_{p.st}y_{t-p})\}^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \qquad (۱۰)$$

چون مقادیر s_t غیر قابل مشاهده نیستند، تابع شرطی زیر را خواهیم داشت:

$$f(y_t|s_t.\Psi_{t-1}) = \sum_{s_t}^{1} f(y_t.s_t|\Psi_{t-1}) = \sum f(y_t.s_t|\Psi_{t-1})P[s_t|\Psi_{t-1}] \qquad (۱۱)$$

که تابع درست‌نمایی[3] آن به صورت زیر خواهد بود:

$$Ln\ L = \sum_{t=1}^{T} Ln\{\sum_{s_t=0}^{1} f(y_t|s_t.\Psi_{t-1})P[s_t|\Psi_{t-1}]\} \qquad (۱۲)$$

---

1. First Order Markov Process
2. Maximum Likelihood Estimation
3. Likelihood Function

و در آن $P[s_t|\Psi_{t-1}]$ احتمالات فیلتر شده را نشان می‌دهد که این احتمالات با استفاده از فیلتر همیلتون (۱۹۸۹) برای دوره‌های زمانی $t = 1. \ldots . T$ محاسبه می‌شوند (یارمحمدی و مصطفایی[1]، ۲۰۱۲: ۳۷۴-۳۷۵).

در عمل، الگوی مارکوف سوئیچینگ می‌تواند با توجه به این‌که کدام قسمت الگوی خود رگرسیون وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد، به انواع مختلف طبقه‌بندی شود. آن‌چه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت الگوهای مارکوف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ضرایب جملات خود رگرسیون (MSA) و ناهمسانی در واریانس (MSH) و یا ترکیب آن‌ها است (فلاحی و رودریگز[2]، ۲۰۰۷: ۹-۵). جدول ۴ حالت‌های مختلف الگوهای MS را با استفاده از این علایم نشان می‌دهد.

جدول ۴: الگوهای MS-AR

		MSM		MSI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدأ متغیر	عرض از مبدأ ثابت
A_i ثابت	واریانس ثابت	MSM-AR	AR خطی	MSI	AR خطی
	واریانس متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
A_i متغیر	واریانس ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

M: Markov-Switching Mean
I: Markov-Switching Intercepts Term
A: Markov-Switching Autoregressive Parameters
H: Markov-Switching Heteroskedastici

مأخذ: Krolzig, 1997: 14

۵- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

گرنجر و نیوبلد[3] (۱۹۷۳) نشان می‌دهند زمانی که سری‌های زمانی ناپایا هستند، نتایج رگرسیون ممکن است گمراه‌کننده باشد. بنابراین، قبل از برآورد الگوهای رگرسیونی بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد کاملاً ضروری است. لازم به ذکر است در مورد الگوهای آستانه‌ای نظیر الگوی مارکوف سوئیچینگ (MS)، باید این دو نکته اساسی را مد نظر قرار داد: اولاً، فرانسیس و وندیک (۲۰۰۰)[4] به این نکته اشاره می‌کنند که شواهد اندکی وجود دارد که این

1. Yarmohammadi and Mostafaei (2012)
2. Fallahi and Rodríguez (2007)
3. Granger and Newbold (1973)
4. Franses and Van Dijk (2000)

الگوها بتوانند سری‌های زمانی پایا خلق کنند (زاپاتا و گوتیر[1]، ۲۰۰۳: ۴-۵). بنابراین، قبل از بررسی روابط غیر خطی، انجام آزمون‌های ریشه واحد جهت بررسی پایایی متغیرها کاملاً ضروری است. ثانیاً، در اکثر کارهای تجربی با روش غیر خطی به منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد با رویکرد خطی استفاده می‌شود، ولی در استفاده از نتایج این آزمون‌ها در روش‌های غیر خطی باید در نظر داشت که چون ممکن است رفتار آزمون‌های ریشه واحد در روش‌های غیر خطی تغییر کند، بنابراین این احتمال وجود دارد که نتایج عاری از ایراد نباشند. بنابراین استفاده از آزمون ریشه واحد غیر خطی - که توانایی لحاظ شکست‌های ساختاری را داشته باشد - هنگام استفاده از الگوهای غیر خطی و نامتقارن کاملاً ضروری می‌باشد (رودریگوئز و اسلوبدا[2]، ۲۰۰۵: ۱۴۴). بر این اساس در مطالعه حاضر نیز پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته با لحاظ شکست ساختاری[3] مورد بررسی قرار گرفته که نتایج در قالب جدول ۵ گزارش شده است. بر اساس نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته با لحاظ شکست ساختاری، در نظر گرفتن نقطه شکست تنها برای متغیر درآمد مالیاتی دولت به صورت درصدی از GDP (TR/Y) در سطح اعتماد ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنادار نبوده، در حالی که برای سایر متغیرهای توضیحی در نظر گرفتن نقطه شکست به لحاظ آماری معنادار بوده و این متغیرها در سطح اعتماد ۹۵ درصد پایا می‌باشند. نهایتاً و با توجه به عدم معناداری آماری نقطه شکست ساختاری برای متغیر درآمد مالیاتی دولت به صورت درصدی از GDP (TR/Y)، پایایی این متغیر با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد خطی دیکی – فولر تعمیم‌یافته (ADF)، دیکی – فولر تحت روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (DF-GLS)، فیلیپس – پرون (PP) و کویاتکوفسکی – فیلیپس – اشمیت – شین (KPSS) مورد بررسی قرار گرفته که بر اساس نتایج تمامی این آزمون‌ها متغیر TR/Y در سطح اعتماد ۹۵ درصد پایا می‌باشد (جدول ۶). بنابراین و حسب پایا بودن متغیرهای تحت بررسی، استفاده از مقادیر سطح این متغیرها در قالب الگوی مارکوف – سوئیچینگ بلامانع خواهد بود.

1. Zapata and Gauthier (2003)
2. Rodriguez and Sloboda (2005)
3. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Tests with a Breakpoint

جدول ۵: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته با لحاظ شکست ساختاری

نام متغیر	t-statistic	Breakpoint	Prob. (Breakpoint)
GY	-۵/۹۱۶	۱۳۵۹	۰/۰۰۲
GK	-۷/۰۸۵	۱۳۶۷	۰/۰۰۴
GL	-۱۱/۲۶۹	۱۳۸۰	۰/۰۰۰
GX	-۷/۲۳۲	۱۳۶۱	۰/۰۰۰
TR/Y	-۴/۰۲۲	۱۳۵۷	۰/۰۹
OR/Y	-۵/۷۳۱	۱۳۵۶	۰/۰۳۶
GD/Y	-۴/۸۶۸	۱۳۶۷	۰/۰۰۲

* اعداد داخل پرانتز سال مربوط به شکست ساختاری را نشان می‌دهد.

** مقادیر بحرانی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر با ۴/۹۴۹-، ۴/۴۴۴- و ۴/۱۹۴- می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶: نتایج آزمون‌های ریشه واحد خطی مربوط به متغیر درآمد مالیاتی دولت به صورت درصدی از GDP (TR/Y)

نوع آزمون	Augmented Dickey-Fuller (ADF)	Dickey-Fuller (DF)-GLS	Phillips-Perron (PP)	Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)
مقدار آماره آزمون	-۳/۴۴۵	-۳/۰۵۷	-۳/۴۴۵	۰/۱۷۹
مقدار بحرانی در سطح ۵٪	-۲/۹۲۸	-۱/۹۴۸	-۲/۹۲۸	۰/۴۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این مرحله و با توجه به پایا بودن متغیرها، به برآورد الگوی تحقیق در چارچوب الگوی مارکوف- سوئیچینگ پرداخته می‌شود. در گام نخست از این مرحله، لازم است وقفه بهینه متغیرهای حاضر در الگوی تحقیق تعیین شود. برای این منظور، در این مطالعه جهت تعیین وقفه بهینه متغیرها از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)[1] استفاده شده که بر اساس خروجی روش ARDL و با توجه به مقدار آماره اطلاعاتی شوارتز (SIC)، وقفه بهینه برای متغیرهای GY، GK، GL، GX، TRY، ORY و GDY به ترتیب ۱، ۰، ۱، ۰، ۰، ۰ و ۱ تعیین می‌شود (نمودار ۳).

لازم است غیر خطی بودن الگوی داده‌ها با استفاده از آزمون LR مورد بررسی قرار گیرد. لازم به ذکر است مقدار آماره آزمون LR از مقادیر حداکثر درست‌نمایی دو الگوی رقیب، الگوی اول با یک رژیم (الگوی خطی) و الگوی دیگر با دو رژیم (الگوی غیر خطی) محاسبه می‌شود. در صورتی که مقدار آماره کای‌دو این آزمون از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر

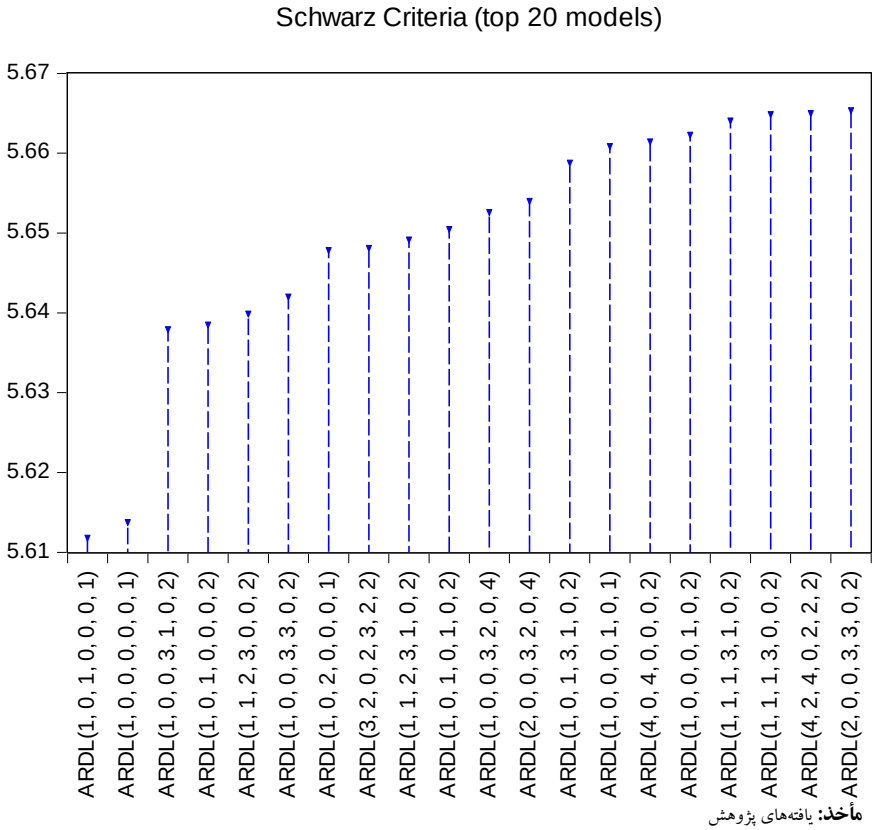
[1]. Autoregressive Distributed Lag

باشد می‌توان گفت که الگوی خطی در آن سطح اطمینان الگوی مناسبی نبوده و می‌بایست از الگوی غیر خطی استفاده شود. بنابراین و بر اساس نتایج گزارش شده در جدول ۷، فرضیه صفر آزمون LR در سطح اعتماد ۹۹ درصد رد و الگوی غیر خطی مارکوف- سوئیچینگ الگوی مناسبی جهت تخمین تشخیص داده می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون LR

مقدار آماره Chi^2	درجه آزادی	ارزش احتمال
۲۱/۹۲۶	۸	۰/۰۰۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: تعیین وقفه بهینه متغیرها با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

جهت تشخیص استراتژی انتخاب الگو که در بخش الگو و روش‌شناسی تحقیق به آن اشاره شد، با کمک معیارهای اطلاعاتی شوارتز (SC) و آکائیک (AIC)، الگوی بهینه مارکوف سوئیچینگ جهت بررسی اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی انتخاب می‌شود. برای این منظور و با توجه به محدودیت تعداد مشاهدات (کمتر از ۵۰ مشاهده)، الگوهای مختلف مارکوف سوئیچینگ دو رژیمی؛ با لحاظ وقفه بهینه به ترتیب ۱، ۰، ۱، ۰، ۰، ۰ و ۱ برای متغیرهای GY، GK، GL، GX، TRY، ORY و GDY؛ برآورد و بر اساس مقدار معیارهای اطلاعاتی شوارتز و آکائیک مقایسه شدند و نهایتاً الگوی MSI(2) به عنوان الگوی بهینه انتخاب شد (جدول ۸). لازم به ذکر است بر اساس ادبیات نظری موجود و جهت بررسی اثر غیر یکنواخت شیوه‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی، پارامتر ضریب متغیرهای توضیحی مربوط به روش‌های مختلف تامین مالی دولت (TR/Y، OR/Y و GDY) در تمامی الگوهای برآورد شده به صورت تغییر رژیم لحاظ شده و در خصوص وابسته به رژیم بودن یا نبودن پارامتر ضریب سایر متغیرهای توضیحی (GK، GL و GX)، بر اساس مقدار معیارهای اطلاعاتی شوارتز و آکائیک تصمیم‌گیری شده است. بنابراین، در الگوهای برآورد شده منظور از A چرخشی بودن ضرایب مربوط به متغیرهای توضیحی GK، GL و GX و وقفه‌های آن‌ها می‌باشد.

جدول ۸: انتخاب الگوی بهینه MS بر اساس مقدار معیارهای اطلاعاتی شوارتز و آکائیک

نوع الگوی MS		LL	AIC	SC	تعداد مشاهدات	تعداد پارامترها
میانگین متغیر	MSM	-۱۰۰/۲۲	۵/۳۴۳	۶/۱۴۶	۴۵	۲۰
	MSMH	-۱۰۷/۴۶۷	۵/۷۱۸	۶/۵۶۱	۴۵	۲۱
	MSMA	-۱۰۱/۷۸۴	۵/۶۳۵	۶/۶۳۸	۴۵	۲۵
	MSMAH	-۱۰۰/۳۱۸	۵/۵۷۰	۶/۵۷۳	۴۵	۲۵
میانگین ثابت	MSH	-۱۰۷/۹۰۷	۵/۶۸۵	۶/۴۸۸	۴۵	۲۰
	MSA	-۹۷/۸۵	۵/۴۱۵	۶/۳۷۹	۴۵	۲۴
	MSAH	-۱۰۰/۳۵۶	۵/۵۲۶	۶/۴۹۰	۴۵	۲۴
عرض از مبدأ متغیر	MSI	-۱۰۳/۶۶۵	۵/۳۳۳ ***	۶/۰۸۹ ***	۴۶	۱۹
	MSIH	-۱۱۰/۸۷۵	۵/۶۴۷	۶/۴۰۲	۴۶	۱۹
	MSIA	-۱۰۶/۹۹۸	۵/۶۵۲	۶/۵۶۶	۴۶	۲۳
	MSIAH	-۱۰۳/۴۱۳	۵/۴۹۶	۶/۴۱۰	۴۶	۲۳
عرض از مبدأ ثابت	MSH	-۱۱۰/۷۷۴	۵/۵۹۹	۶/۳۱۴	۴۶	۱۸
	MSA	-۱۰۴/۶۳۹	۵/۵۰۶	۶/۳۸۰	۴۶	۲۲
	MSAH	-۱۰۳/۶۲۳	۵/۴۶۲	۶/۳۳۶	۴۶	۲۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹: نتایج برآورد الگوی MSI(2) برای متغیر وابسته رشد اقتصادی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال آماره t
متغیرهای چرخشی رژیم صفر			
عرض از مبدأ	۰/۶۰	۰/۲۹۴	۰/۷۷۱
GY (-1)	−۰/۰۴	−۰/۸۱	۰/۴۲۳
TRY	۰/۱۱	۰/۳۸	۰/۷۰۴
ORY	−۰/۱۸	−۳/۲۵	۰/۰۰۳
GDY	−۰/۴۴	−۵/۲۸	۰/۰۰۰
GDY (-1)	۰/۲۶	۳/۱۹	۰/۰۰۴
متغیرهای چرخشی رژیم یک			
عرض از مبدأ	۱/۴۷	۰/۶۹	۰/۴۹۶
GY (-1)	−۰/۳۰	−۵/۰۲	۰/۰۰۰
TRY	۰/۸۶	۲/۵۴	۰/۰۱۷
ORY	−۰/۱۰	−۱/۸۴	۰/۰۷۶
GDY	−۰/۷۰	−۸/۸۰	۰/۰۰۰
GDY (-1)	۰/۵۱	۷/۵۵	۰/۰۰۰
متغیرهای غیر چرخشی			
GK	۰/۱۳	۷/۳۱	۰/۰۰۰
GL	۴/۰۹	۴/۸۶	۰/۰۰۰
GL (-1)	−۱/۲۴	−۱/۳۰	۰/۲۰۴
GX	۰/۲۴	۱۶/۱	۰/۰۰۰
AIC= ۵/۳۳	SC= ۶/۰۹		
p_ {0|0} = ۰/۶۸۷۹	p_ {1|1} = ۰/۶۳۷۴		
p_ {0|1} = ۰/۳۱۲۱	p_ {1|0} = ۰/۳۶۲۶		
Normality Test: Chi^2(2) = ۰/۰۸ [۰/۹۵۹]			
ARCH 1-1 Test: F (1,25) = ۱/۱۳ [۰/۲۹۸]			
Portmanteau (6): Chi^2(6) = ۱۰/۴۶ [۰/۱۰۶]			

* جهت برآورد الگوی مارکوف سوئیچینگ از نرم افزار OxMetrics8 استفاده شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از تخمین الگوی MSI(2) در جدول ۹ ارائه شده است. لازم به ذکر است با هدف ارزیابی الگوی برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی لازم انجام گرفته که نتایج در قالب همین جدول گزارش شده است. بر اساس ارزش احتمال‌های آماره کای دو آزمون‌های Portmanteau و Normality فرضیه صفر این آزمون‌ها مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی و نرمال بودن پسماندها و بر اساس ارزش احتمال آماره F آزمون ARCH فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی رد

نمی‌شود. بنابراین و مطابق با آزمون‌های تشخیصی، الگوی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود. همچنین، p_ {0|0} و p_ {1|1} احتمال ماندگاری در رژیم‌ها را نشان می‌دهد که بر اساس آن احتمال ماندگاری در رژیم صفر زمانی که اقتصاد وارد رژیم صفر می‌شود ۶۸/۷۹ درصد و احتمال ماندگاری در رژیم یک زمانی که اقتصاد وارد رژیم یک می‌شود ۶۳/۷۴ درصد است. بنابراین می‌توان گفت احتمال ماندگاری در هر دو رژیم در حد متوسط قرار دارد.

گام نهائی در این مرحله، یک تخمین پس رگرسیون[1] از اثرات تجمعی[2] متغیرهای توضیحی بر اساس نتایج رگرسیونی گزارش شده در جدول ۹ است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\theta} = \frac{\widehat{\beta_{i0}} + \widehat{\beta_{i1}} + \cdots + \widehat{\beta_{iq}}}{1 - \widehat{\phi_1} - \phi_2 - \widehat{\cdots} - \widehat{\phi_p}}$$

که در آن $\hat{\theta}$ تخمینی از پارامتر بلندمدت، $\hat{\Phi}$ ضرایب رگرسیونی برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته و $\hat{\beta}$ ضرایب رگرسیونی برآورد شده متغیرهای توضیحی و وقفه‌های آن می‌باشد (انکورو و یوکو[3]، ۲۰۱۶: ۸۳). بنابراین و برای رژیم‌های صفر و یک خواهیم داشت:

جدول ۱۰: اثرات تجمعی متغیرهای توضیحی بر رشد اقتصادی در رژیم‌های صفر و یک

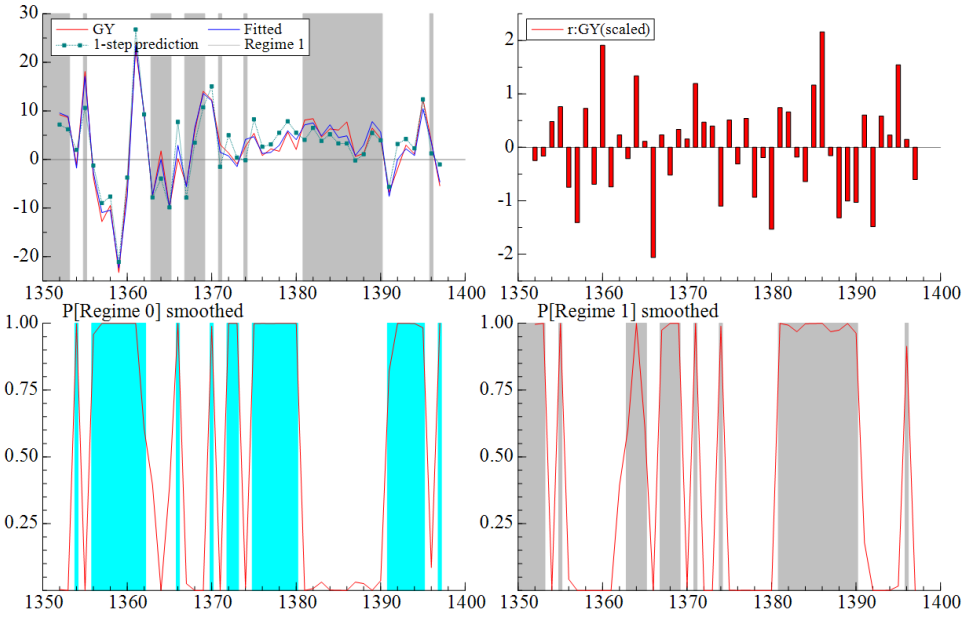
نام متغیر	ضریب در رژیم صفر	ضریب در رژیم یک
GK	۰/۱	۰/۱۲۵
GL	۲/۱۹	۲/۷۴
GX	۰/۱۸	۰/۲۳
TR/Y	۰/۶۶	۰/۱۱
OR/Y	−۰/۰۸	−۰/۱۷
GD/Y	−۰/۱۴	−۰/۱۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

قبل از تفسیر نتایج حاصل از برآورد الگو، به شناسایی سال‌های مربوط به رژیم‌های صفر و یک پرداخته می‌شود. بر اساس نمودار ۴ که خروجی حاصل از برآورد الگوی MSI(2) را نشان می‌دهد، رژیم صفر شامل سال‌های ۱۳۵۴، ۱۳۶۲-۱۳۵۶، ۱۳۶۶، ۱۳۷۰، ۱۳۷۳-۱۳۷۲، ۱۳۸۰-۱۳۷۵، ۱۳۹۵-۱۳۹۱ و ۱۳۹۷ و رژیم یک شامل سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۵۲، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵- ۱۳۶۳، ۱۳۶۹-۱۳۶۷، ۱۳۷۱، ۱۳۷۴، ۱۳۹۰-۱۳۸۱ و ۱۳۹۶ است. لازم به ذکر است با توجه به عرض مبدأ

1. Post-Regression
2. Cumulative Effect (2016)
3. Nkoro & Uko

کوچکتر رژیم صفر (۰/۶)، رژیم صفر را می‌توان رژیم رکود و با توجه به عرض از مبدأ بزرگتر رژیم یک (۱/۴۷)، رژیم یک را می‌توان رژیم رونق در نظر گرفت.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: سال‌های مربوط به رژیم‌های صفر و یک بر اساس نتایج برآورد الگوی MSI(2)

به صورت خلاصه و بر اساس نتایج گزارش شده در جداول ۹ و ۱۰، نکاتی به شرح زیر قابل استنباط است:

- نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی (TR/Y) در هر دو رژیم رکود (رژیم صفر) و رونق (رژیم یک) اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته، اگرچه این اثرگذاری در رژیم رکودی به لحاظ آماری معنادار نبوده است. بر اساس پاندی (۲۰۱۷: ۴) برای تبیین اثرگذاری مثبت افزایش سهم مالیات از GDP (که به نوعی افزایش کارائی نظام مالیاتی را نشان می‌دهد) بر رشد اقتصادی، می‌توان به دلایل متعددی از جمله افزایش مخارج برنامه‌ریزی شده دولت، کاهش نرخ تورم به دلیل کاهش درآمد قابل تصرف افراد، در دسترس بودن به موقع درآمد دولت، استفاده بهتر از منابع، افزایش بهره‌وری تولیدکنندگان و رشد رقابت سالم در بازار اشاره کرد. به نظر می‌رسد این اثرگذاری مثبت اثر افزایش سهم مالیات از GDP بر رشد

اقتصادی با توجه به پایین بودن نسبت مالیات به GDP در ایران، چندان دور از انتظار نیست (جدول ۱۱). بررسی‌ها نشان می‌دهد طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۲، نسبت مالیات به GDP به صورت متوسط تنها ۶/۰۹ درصد بوده است.

جدول ۱۱: نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی (GDP)

Country Name	۲۰۰۵	۲۰۱۰	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۷	۲۰۱۸	۲۰۱۹
World	۱۴/۴۲	۱۳/۴۵	۱۴/۳۲	۱۴/۲۳	۱۴/۲۰	۱۳/۸۵	۱۴/۸۷
Upper Middle Income	۱۲/۵۳	۱۲/۷۹	۱۱/۹۷	۱۱/۶۹	۱۱/۳۱	۱۱/۲۰	-
Middle Income	۱۲/۴۱	۱۲/۶۰	۱۱/۹۵	۱۱/۷۲	۱۱/۴۲	۱۱/۴۰	-
Lower Middle Income	۱۱/۹۳	۱۱/۸۹	۱۱/۸۶	۱۱/۸۵	۱۲/۰۴	-	-
Armenia	۱۴/۳۴	۱۷/۰۷	۲۰/۹۳	۲۱/۲۸	۲۰/۷۸	۲۰/۸۷	۲۲/۲۸
Belgium	۲۵/۳۵	۲۴/۳۳	۲۴/۶۳	۲۳/۰۷	۲۳/۶۶	۲۴/۰۱	۲۲/۶۱
Brazil	۱۶/۵۳	۱۳/۶۲	۱۲/۸۲	۱۲/۷۷	۱۲/۷۰	۱۳/۹۴	۱۳/۷۴
Cameroon	-	-	۱۲/۶۱	۱۲/۰۷	۱۲/۲۵	۱۲/۳۵	-
China	۸/۵۷	۱۰/۲۱	۹/۴۲	۹/۲۰	-	۹/۰۵	-
Chile	۱۸/۰۳	۱۷/۳۶	۱۷/۴۴	۱۷/۴۰	۱۷/۴۲	۱۸/۲۶	۱۷/۸
Germany	۱۰/۶۰	۱۱/۱۲	۱۱/۳۵	۱۱/۱۸	۱۱/۳۶	۱۱/۴۵	۱۱/۴۰
Greece	۲۰/۳۳	۲۰/۲۱	۲۵/۰۵	۲۶/۶۵	۲۶/۲۶	۲۶/۹۵	۲۶/۱۹
Jordan	۲۰/۴۲	۱۵/۸۶	۱۵/۲۲	۱۵/۲۹	۱۵/۰۳	۱۴/۸۸	۱۴/۸۱
Iran, Islamic Rep.	۶/۶۳	۵/۶۵	۶/۹۴	۷/۷۲	۷/۵۶	۶/۸	۶/۰۰
Korea, Rep.	۱۳/۸۶	۱۴/۰۴	۱۳/۹۵	۱۴/۸۳	۱۵/۳۸	۱۵/۵۳	۱۵/۲۰
Norway	۲۸/۲۰	۲۶/۸۲	۲۲/۰۹	۲۱/۸۴	۲۲/۴۸	۲۳/۴۲	۲۳/۱۶
Peru	۱۴/۱۰	۱۵/۴۷	۱۴/۹۲	۱۳/۸۰	۱۳/۲۰	۱۴/۲۹	۱۴/۵۲
Thailand	۱۶/۰۶	۱۴/۹۳	۱۶/۱۳	۱۵/۴۰	۱۴/۸۱	۱۴/۹۲	۱۴/۶۵
Turkey	-	۱۹/۴۱	۱۸/۲۴	۱۸/۳۲	۱۷/۸۷	۱۷/۷۲	۱۶/۵۳
United States	۱۰/۶۸	۸/۶۰	۱۱/۲۰	۱۰/۹۸	۱۱/۹۵	۱۱/۷۱	۱۰/۰۲
United Kingdom	۲۵/۵۲	۲۵/۳۷	۲۵/۰۹	۲۵/۴۸	۲۵/۷۲	۲۵/۲۴	۲۴/۹۱
Ukraine	۱۷/۱۴	۱۵/۵۷	۲۰/۴۵	۱۹/۶۳	۲۰/۰۳	۲۰/۱۴	۱۹/۲۰
Spain	۱۵/۶۶	۱۲/۹۷	۱۴/۴۲	۱۳/۸۶	۱۳/۸۱	۱۴/۲۳	۱۳/۷۶
Mexico	-	۱۰/۱۱	۱۲/۸۰	۱۳/۵۴	۱۳/۰۴	۱۳/۰۶	۱۳/۱۴
Malaysia	۱۴/۸۳	۱۳/۳۳	۱۴/۲۸	۱۳/۷۶	۱۳/۱۳	۱۲/۰۲	۱۱/۹۳

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و WDI (World Development Indicators)

- نسبت درآمدهای نفتی دولت به تولید ناخالص داخلی (OR/Y) در هر دو رژیم شناسایی شده اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته، اگرچه اثرگذاری منفی نسبت درآمدهای نفتی دولت به تولید ناخالص داخلی در رژیم یک در سطح اعتماد ۹۰ درصد معنادار بوده

است. بنابراین، این نکته قابل استنباط است که با افزایش نسبت درآمدهای نفتی به GDP، بدون توجه به این نکته که اقتصاد در شرایط رکود یا رونق اقتصادی قرار داشته باشد، رشد اقتصادی در کشور طی دوره تحت بررسی کاهش یافته که این مسأله به نوعی تاییدی بر نظریه پارادوکس فراوانی و یا پدیده نفرین منابع در اقتصاد ایران است. بر اساس نظریه پارادوکس فراوانی و یا پدیده نفرین منابع، وفور منابع طبیعی به دلیل کاهش قدرت رقابتی در سایر بخش‌های اقتصادی (که بر اثر کاهش نرخ واقعی ارز که به طبع تزریق درآمد حاصل از منابع به‌طور مستقیم در اقتصاد حاصل می‌شود)، افزایش فساد سیاسی، فقدان اقتصاد چند بعدی و افزایش استقراض دولتی، بر رشد اقتصادی بلندمدت اثر منفی می‌گذارد. به گفته ساچس و وارنر (۱۹۹۹)، وفور منابع طبیعی رانت‌خواری، فساد و مدیریت ضعیف دولت را تشویق کرده و کشورهای در حال توسعه را از ترس مقابله با اثرات بیماری هلندی، درگیر سیستم حمایت از تولیدات داخلی از طریق پروژه‌های دولت محور می‌کند. چنین رویکردی در گذر زمان، با افزایش مداخله دولت در اقتصاد، به دلیل اثر جانشینی اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد گذاشت.

- نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (GD/Y) در هر دو رژیم شناسایی شده اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی طی دوره تحت بررسی داشته است. بنابراین، این نکته قابل استنباط است که با افزایش نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی، بدون توجه به این نکته که اقتصاد در شرایط رکود یا رونق اقتصادی قرار داشته باشد، رشد اقتصادی در کشور کاهش می‌یابد. بر اساس ادبیات نظری موجود، این اثرگذاری منفی می‌تواند ریشه در کاهش ۱- پس‌انداز خصوصی، ۲- سرمایه‌گذاری دولتی، ۳- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)، و افزایش ۴- نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت (چچریتا و رودر[1]، ۲۰۱۰: ۶). ۵- تورم (بارو[2]، ۱۹۹۵ و کوکران[3]، ۲۰۱۱)، ۶- مالیات‌های اختلال‌زا در آینده (بارو، ۱۹۷۹ و دوتسی[4]، ۱۹۹۴)، (کارادام، ۲۰۱۸: ۱) و ۷- اثر جانشینی بدهی دولت (از طریق تحت فشار قرار دادن منابع مالی در دسترس برای بخش خصوصی) (ابراهیم و ساندی[5]، ۲۰۱۷: ۸) داشته باشد. البته باید به این نکته نیز اشاره کرد که این اثرگذاری منفی می‌تواند ریشه در این مسأله

[1]. Checherita & Rother (2010)
[2]. Barro (1995)
[3]. Cochrane (2011)
[4]. Dotsey (1994)
[5]. Eboreime & Sunday (2017)

نیز داشته باشد که استقراض دولت در ایران بجای آن‌که صرف انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور و ایجاد زیرساخت‌های لازم شود صرف جبران کسری‌های بودجه ساختاری می‌شود.

- نهایتاً و بر اساس نتایج گزارش شده در جداول ۹ و ۱۰، مطابق انتظارات تئوریکی نرخ رشد سرمایه‌گذاری (GK)، نرخ رشد جمعیت (GL) و نرخ رشد صادرات (GX) اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در سمت سیاست‌های تامین مالی دولت نکته حائز اهمیت این است که آثار روش‌های مختلف تامین مالی دولت در یک اقتصاد مشابه نبوده و این روش‌های مختلف می‌توانند به‌گونه‌ای متفاوت متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین، پاسخ‌گویی به این پرسش که سبد بهینه تامین مالی دولت در یک اقتصاد چگونه خواهد بود، دارای اهمیتی خاص و ویژه است. بر این اساس و با توجه به ۳ مسئله اساسی فعلی اقتصاد ایران مبنی بر: ۱- ناکارآیی سیستم مالیاتی کشور، ۲- وابستگی بودجه به نفت و ۳- بدهی رو به رشد دولت، که لزوم بازبینی سیاست‌های تامین مالی دولت در ایران را دوچندان می‌کند، مطالعه حاضر به بررسی اثرگذاری روش‌های مختلف تامین مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران در قالب الگوی مارکوف- سوئیچینگ (MS) پرداخته است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم رکود (یا رژیم صفر که شامل سال‌های ۱۳۵۴، ۱۳۶۲-۱۳۵۶، ۱۳۶۶، ۱۳۷۰، ۱۳۷۳-۱۳۷۲، ۱۳۸۰- ۱۳۷۵، ۱۳۹۵-۱۳۹۱ و ۱۳۹۷ می‌شود) و رونق (یا رژیم یک که شامل سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۵۲، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵- ۱۳۶۳، ۱۳۶۹-۱۳۶۷، ۱۳۷۱، ۱۳۷۴، ۱۳۹۰- ۱۳۸۱ و ۱۳۹۶ می‌شود) اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته، اگرچه این اثرگذاری در رژیم رکودی به لحاظ آماری معنادار نبوده است. به نظر می‌رسد این اثرگذاری مثبت اثر افزایش سهم مالیات از GDP بر رشد اقتصادی با توجه به پایین بودن نسبت مالیات به GDP در ایران، چندان دور از انتظار نیست و بررسی‌ها نشان می‌دهد طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۲، نسبت مالیات به GDP در ایران به صورت متوسط تنها ۶/۰۹ درصد بوده است. همچنین و بر اساس یافته‌های این مطالعه، نسبت درآمدهای نفتی دولت به تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم شناسایی شده اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته، اگرچه اثرگذاری منفی نسبت درآمدهای نفتی دولت به تولید ناخالص داخلی در رژیم یک در سطح اعتماد ۹۰ درصد معنادار بوده است. بنابراین، این نکته قابل استنباط است که با افزایش نسبت درآمدهای نفتی به GDP، بدون توجه به این نکته که اقتصاد در شرایط رکود یا رونق

اقتصادی قرار داشته باشد، رشد اقتصادی در کشور طی دوره تحت بررسی کاهش یافته که این مسأله به نوعی تاییدی بر نظریه پارادوکس فراوانی و یا پدیده نفرین منابع در اقتصاد ایران است. نهایتاً، یافته‌های این مطالعه نشان داد که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم شناسایی شده اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی طی دوره تحت بررسی داشته که این اثرگذاری منفی می‌تواند ریشه در این واقعیت داشته باشد که استقراض دولت در ایران بجای آن‌که صرف انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور و ایجاد زیرساخت‌های لازم شود صرف جبران کسری‌های بودجه ساختاری می‌شود.

بنابراین و با توجه به یافته‌های این مطالعه موارد زیر قابل توصیه خواهد بود:

۱) کاهش سهم نفت و استقراض و افزایش سهم مالیات در نظام تامین مالی دولت، با هدف افزایش کیفیت نظام تامین مالی دولت در اقتصاد ایران،

۲) هدایت منابع حاصل از فروش نفت و استقراض به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد و بهره‌ور، با هدف جلوگیری از هزینه‌های هنگفت بین نسلی و استفاده کارا از منابع،

۳) بازبینی سیاست‌های مالیاتی و لزوم ایجاد زیرساختارهای نهادی، اداری و قانونی لازم در جهت بهبود کارکرد دستگاه مالیات‌ستان در کشور، با هدف تحقق سطح مطلوب از درآمدهای مورد نیاز دولت (بدون ایجاد مانعی برای رشد اقتصادی).

References

Abdon, A. Estrada, G. & Lee, M. (2015). "Fiscal Policy and Growth in Developing Asia". In Inequality, Inclusive Growth, and Fiscal Policy in Asia (pp. 91-111). Routledge-GRIPS Development Forum Studies, National Graduate Institute for Policy Studies, Japan

Addison, T. & Levin, J. (2012). "The Determinants of Tax Revenue in Sub-Saharan Africa". Manuscript in Orebro University Library.

Ali, A. A. Ali, A. Y. S. & Dalmar, M. S. (2018). "The Impact of Tax Revenues on Economic Growth: A Time Series Evidence from Kenya". Academic Research International **9**(3): 163-170.

Asimakopoulos, S. & Karavias, Y. (2016). "The Impact of Government Size on Economic Growth: A Threshold Analysis". Economics Letters **139**(2): 65-68.

Auty, R. M. (Ed.). (2001). *Resource Abundance and Economic Development*, United Kingdom, Oxford University Press.

Ayenew, W. (2016). "Determinants of Tax Revenue in Ethiopia (Johansen Co-Integration Approach)". International Journal of Business, Economics and Management **3**(6): 69-84.

Ayyele, B. Z. (2015). *Determinants of Tax Revenue Performance: Ethiopian Federal Government*, Thesis of Master of Science in Accounting and Finance, Addis Ababa University College of Business and Economics Department of Accounting and Finance.

Barro, R. J. (1995). "Inflation and Economic Growth". NBER Working Paper No: **5326**.

Barro, R. J. (1979). "On the Determination of the Public Debt". Journal of Political Economy **87**(5, Part 1): 940-971.

Checherita, C. & Rother, P. (2010). "The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro Area". Working Paper Series No. **1237**/August 2010.

Chehrazi Madreseh, S. & Nejati, M. (2017). "The Effect of Public Debt and Productivity on Economic Growth in Iran". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies **5**(19): 7-28.

Cochrane, J. H. (2011). "Inflation and Debt". National Affairs **9**(2): 56-78.

Corden, W. M. & Neary, J. P. (1982). "Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy". The Economic Journal **92**(368): 825-848.

Coulibaly, I. (2013). "Long-Term Economic Impact of the Natural Resources and Human Capital on the Growth Rate". Research Papers **399**: 1-37.

Damodar, N. G. (2004). *Basic Econometrics*, Fourth Edition, United States, Tata McGraw Hill.

Dar, A. & Amirkhalkhali, S. (1999). "The Impact of Government Size on Economic Growth: A Time Series Cross-Country Study". Development Policy Review **17**(1): 65-76.

Dar, A. A. & Amir Khalkhali, S. (2002). "Government Size, Factor Accumulation, and Economic Growth: Evidence from OECD Countries". Journal of Policy Modeling **24**(7-8): 679-692.

De Ferranti, D. Perry, G. E. Lederman, D. & Maloney, W. E. (2002). *From Natural Resources to the Knowledge Economy: Trade and Job Quality*, Washington, DC: World Bank.

Desislava, S. (2017). "Tax Structure and Economic Growth: Evidence from the European Union". Contaduríay Administración, **62**(3): 1041-1057.

Dladla, K. & Khobai, H. (2018). "The Impact of Taxation on Economic Growth in South Africa". MPRA Paper No. **86219**.

Dzingirai Canicio, T. Z. (2014). "Causal Relationship between Government Tax Revenue Growth and Economic Growth: A Case of Zimbabwe (1980-2012)". Journal of Economics and Sustainable Development **5**(17): 10-21.

Eberhardt, M. & Presbitero, A. F. (2015). "Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity". Journal of International Economics **97**(1): 45-58.

Ebrahim-Zadeh, C. (2003). "Dutch Disease: Too Much Wealth Managed Unwisely". Finance & Development **40**(1): 50-51.

Esmaeili Razi, H. Ebrahimi, B. & Shirali, S. (2015). "Impact of Oil Revenues on Economic Growth in Iran with Emphasis on Variations in Institutional Quality". Journal Economic Development Policy 3(2): 81-108.

Fallahi, F. (2014). "Money-Output Relationship in Iran: A Markov Switching Causality". Journal of Applied Economics Studies in Iran **3**(11): 107-128.

Fallahi, F. & Rodríguez, G. (2007). "Using Markov-Switching Models to Identify the Link between Unemployment and Criminality". Working Paper University of Ottawa.

Faramarzi, A. Dashtban Farooji, M. Hakimipour, N. Alipour, S. & Jabbari, A. (2015). "Investigating the Relationship between Taxation and Economic Growth, A Case Study of Iran and OPEC Member Countries and the Organization of Economic Cooperation (OPEC) and (OECD)". Financial Economics **9**(32): 103-122.

Franses, P. H., & Van Dijk, D. (2000). *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge University Press.

Eboreime, M. I. & Sunday, B. (2017). "Analysis of Public Debt-Threshold Effect on Output Growth in Nigeria". Economic and Financial Review **55**(3): 25-45.

Gelb, A. H. (1988). *Oil Windfalls: Blessing or Curse?*, Oxford University Press.

Gill, I. & Pinto, B. (2005). "Public Debt in Developing Countries: Has the Market-Based Model Worked". Policy Research Working Paper No. **3674**. World Bank, Washington, DC.

Golriz, H. (2001). *Descriptive Dictionary of Money Terms, Banking and International Finance*, English-Persian, Second Edition, Tehran, Contemporary Culture.

Granger, C. W. & Newbold, P. (1973). "Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts". Applied Economics **5**(1): 35-47.

Gylfason, T. (2006). "Natural Resources and Economic Growth: from Dependence to Diversification". In Economic Liberalization and Integration Policy (pp. 201-231). Springer, Berlin, Heidelberg.

Gylfason, T. Herbertsson, T. T. & Zoega, G. (1999). "A Mixed Blessing: Natural Resources and Economic Growth". Macroeconomic Dynamics **3**(2): 204-225.

Harberger, A. C. (1962). "The Incidence of the Corporation Income Tax". Journal of Political Economy **70**(3): 215-240.

Hosseini Nasab, E. Abdullahi Haghi, S. Naseri, A. & Agheli, L. (2016). "The Effects of Oil Boom and Oil Revenues Management on the Optimal Path of Iranian Macroeconomic Variables (Based on Dynamic Computable General Equilibrium)". Economic Research **16**(2): 173-200.

Izadkhasti, H. (2017). "Analyzes the Effects of Tax Policy Reform on Macroeconomic Variables in Iran: Cash in Advance Approach (CIA)". International Journal of Economic Modeling Research **7**(28): 191-226.

Jacobo, A. D. & Jalile, I. R. (2017). "The Impact of Government Debt on Economic Growth: An Overview for Latin America". Working papers No. **28/2017**. University di Perugia, Department Economic.

Jafari Samimi, A. Montazeri Shoorekchali, J. & Khazaei, A. (2016). "Impact of Methods of Financing Government Expenditures on Economic Growth in Iran (Emphasizing the Oil and Tax Revenues)". Journal of Planning and Budgeting **21**(1): 3-21.

Karadam, D. Y. (2018). "An Investigation of Nonlinear Effects of Debt on Growth". The Journal of Economic Asymmetries **18** e00097.

Khayati, A. (2019). "The Effects of Oil and Non-oil Exports on Economic Growth in Bahrain". International Journal of Energy Economics and Policy **9**(3): 160-164.

Kopcke, R. Tootell, G. & Triest, R. (2006). *The Macroeconomics of Fiscal Policy* (Vol. 1), The MIT Press.

Korkmaz, S. Yilgor, M. & Aksoy, F. (2019). "The Impact of Direct and Indirect Taxes on the Growth of the Turkish Economy". Public Sector Economics **43**(3): 311-323.

Krolzig, H. M. (1997). *Markov-Switching Vector Auto Regressions: Modeling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer, New York.

Lane, P. R. & Tornell, A. (1995). "Power Concentration and Growth". Working Papers No. **1720**, Harvard-Institute of Economic Research.

Lane, P. R. & Tornell, A. (1996). "Power, Growth, and the Voracity Effect". Journal of Economic Growth **1**(2): 213-241.

Lof, M. & Malinen, T. (2014). "Does Sovereign Debt Weaken Economic Growth? A Panel VAR Analysis". Economics Letters, **122**(3): 403-407.

Maganya, M. H. (2020). "Tax Revenue and Economic Growth in Developing Country: An Autoregressive Distribution Lags Approach". Central European Economic Journal **7**(54): 205-217.

Mehlum, H. Moene, K. & Torvik, R. (2006). "Cursed by Resources or Institutions?". World Economy **29**(8): 1117-1131.

Montazeri Shoorekchali, J. (2019). "The Determinants of Government Debt Size in Iran's Economy: New Evidence from an ARDL Approach". Journal of Iranian Economic Issues **5**(2): 105-124.

Montazeri Shoorekchali, J. (2019). "Testing the Validity of the Debt Laffer Curve in Iran: Evidence from a Smooth Transition Regression (STR)". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **9**(36): 129-143.

Nkoro, E. & Uko, A. K. (2016). "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation". Journal of Statistical and Econometric methods **5**(4): 63-91.

Olayungbo, D. O. (2019). "Effects of Oil Export Revenue on Economic Growth in Nigeria: A Time Varying Analysis of Resource Curse". Resources Policy **64**: 1-10.

Owino, O. B. (2018). "The Tradeoff between Direct and Indirect Taxes in Kenya: An Empirical Analysis". Journal of Economics **6**(4): 187-201.

Pandey, P. K. (2017). "The Impact of Indian Taxation System on its Economic Growth, SSARSC". International Journal of Management **3**(1): 1-8.

Pegkas, P. (2018). "The Effect of Government Debt and Other Determinants on Economic Growth: The Greek Experience". Economies **6**(1): 1-19.

Phiri, A. (2016). "The Growth Trade-Off between Direct and Indirect Taxes in South Africa: Evidence from a STR Model". MPRA Paper No. **69152**.

Piancastelli, M. & Thirlwall, A. P. (2019). "The Determinants of Tax Revenue and Tax Effort in Developed and Developing Countries: Theory and New Evidence 1995-2015". Working Papers No. **1903**, School of Economics, University of Kent.

Popova, L. Jabalameli, F. & Rasoulinezhad, E. (2017). "Oil Price Shocks and Russia's Economic Growth: The Impacts and Policies for Overcoming them". World Sociopolitical Studies **1**(1): 1-31.

Qafarian Kolahi, S. H. (2019). "Investigating Value Added Tax Impact on Economic Growth (Case Study of Iran and Other Developing Countries)". Iranian National Tax Administration. **27**(41): 106-135.

Rehman, W. Khan, R. A. & Kousar, S. (2020). "Government Revenue and Economic Growth of Pakistan (1979–2017)". Studies of Applied Economics **38**(3): 1-30.

Renelt, D. (1991). "Economic Growth: A Review of the Theoretical and Empirical Literature". Policy Research Working Paper Series from the World Bank No. **678**.

Rezaei, M. Yavari, K. Ezzati, M. and Etesami, M. (2016). "The Effect of Abundant Oil Revenues on Iran's Economic Growth through the Channel of Influencing the Imbalance in the Budget and the Foreign Sector". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **6**(22): 144-131.

Rodríguez, G. & Sloboda, M. J. (2005). "Modeling Nonlinearities and Asymmetries in Quarterly Revenues of the US Telecommunications Industry". Structural Change and Economic Dynamics **16**(1): 137-158.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". Working Papers No. **w5398**, National Bureau of Economic Research.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1999). "Natural Resource Intensity and Economic Growth". Development Policies in Natural Resource Economies: 13-38.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1999). "The Big Push, Natural Resource Booms and Growth". Journal of Development Economics **59**(1): 43-76.

Salmani, Y. Yavari, K. Sahabi, B. & Asgharpour, H. (2016). "The Short-Run and Long-Run Effects of Government Debt on Economic Growth in Iran". Journal of Applied Economics Studies in Iran **5**(18): 81-107.

Stauskas, O. (2017). *The Long-Run Relationship between Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies*, Master's Thesis, Department of Economics, Lund University.

Stijns, J. P. C. (2005). "Natural Resource Abundance and Economic Growth Revisited". Resources Policy **30**(2): 107-130.

Szarowska, I. (2010). "Changes in Taxation and their Impact on Economic Growth in the European Union". MPRA Paper No. **32354**.

Temple, J. (1999). "A Positive Effect of Human Capital on Growth". Economics Letters **65**(1): 131-134.

Umaru, A. Hamidu, A. A. & Musa, S. (2013). "External Debt and Domestic Debt Impact on the Growth of the Nigerian Economy". International Journal of Educational Research **1**(2): 70-85.

Wahyuni, H. (2004). "The Role of Government in Economic Growth: Evidence from Asia and Pacific Countries". Journal of Indonesian Economy and Business **19**(1): 71-81.

Yarmohammadi, M. Mostafaei, H. & Safaei, M. (2012). "Markov Switching Models for Time Series Data with Dramatic Jumps". Sains Malaysiana **41**(3): 371-377.

Zapata, H. O. & Gauthier, W. M. (2003). "Threshold Models in Theory and Practice". Southern Agricultural Economics Association (SAEA), Annual Meeting, February 1-5, 2003, Mobile, Alabama.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 113-153.

Investigating the Effect of Government Financing Methods on Economic Growth in Iran: Markov-Switching (MS) Approach

Jalal Montazeri Shoorekchali[1]

Received: 21-06-2021 Accepted: 11-03-2022

Introduction: It is important to note that the effects of different methods of government financing (such as taxes, borrowing, selling natural resources, etc.) are not the same in the economy, and these different methods can affect macroeconomic variables such as economic growth in different ways. Therefore, answering the question of what is the optimal government-financing portfolio in the economy is of particular importance, especially in developing countries where the sale of natural resources plays an important role in their financing portfolio. According to Sachs and Warner, the abundance of natural resource encourages rent seeking, corruption, and poor government management. It also encourages developing countries to engage in protectionist paths through state-led projects of development, in fear of "Dutch disease effects of the resource abundance". Yet, as de Ferranti et al. (2002) put it, 'it is impossible to argue that Australia, Canada, Finland, Sweden and the United States did not base their development on their natural resources.' (p. 6)

Accordingly, considering the three main current issues of Iran's economy based on a) inefficiency of the tax system, b) dependence of the budget on oil, and c) growing government debts, this paper investigates the effect of government financing methods on the economic growth in Iran from 1973 to 2018 using a Markov-Switching (MS) model.

Methodology: Following the generalized growth accounting model based on neoclassical and endogenous growth models, to investigate the effect of different methods of government financing on the economic growth, we used the following model based on the concept of the total production function:

(1) $GY_t = \beta(GK)_t + \theta(GL)_t + A_t$

(2) $A_t = \mu + \rho(GX)_t + \alpha(TR/Y)_t + \delta(OR/Y)_t + \gamma(GD/Y)_t + u_t$

(3) $GY_t = \mu + \beta(GK)_t + \theta(GL)_t + \rho(GX)_t + \alpha(TR/Y)_t + \delta(OR/Y)_t + \gamma(GD/Y)_t + u_t$

[1]. Associate Professor, Department of Economics and Management, Institute for Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran
Email: jalalmontazeri@gmail.com

where:
GY: GDP growth rate (constant 2011 LCU),
GK: Gross capital formation growth rate (constant 2011 LCU) as a proxy for investment growth rate,
GL: Population growth rate as a proxy for labor growth rate,
GX: Export growth rate (constant 2011 LCU) as a proxy for export growth rate,
TR / Y: Government tax revenue as a percentage of GDP,
OR / Y: Government oil revenue as a percentage of GDP,
GD / Y: Government debt as a percentage of GDP.
In addition, this study uses annual time series for Iran during 1973-2018.

Results and Discussion: Based on the specification tests, we estimated MSI (2) model using the EM algorithm as reported in Table 1. This model was tested for linearity using the LR linearity statistics assuming the null and alternative hypotheses to be a linear model and an MS model, respectively. The probability value of the Chi^2 statistic in this test (0.005) supports the existence of non-linearity in the data. Based on the transition probabilities, the probability of moving from regime zero (one) to one (zero) regime is 0.6879 (0.6374). Therefore, it can be said that the probability of staying in both regimes is moderate.

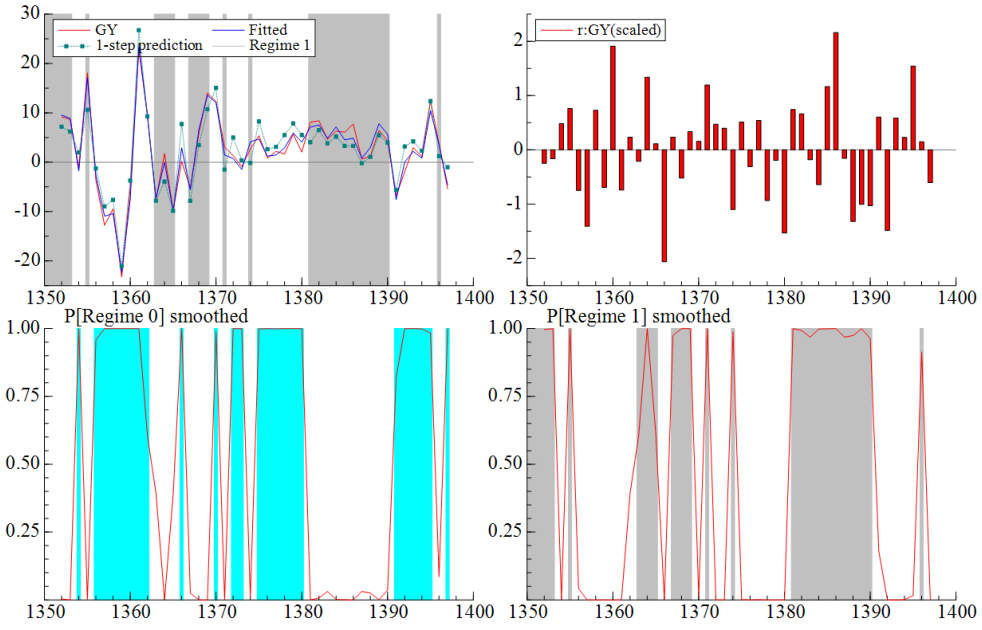


Figure 1. Regime classification based on the filtered and smoothed probabilities
Source: Research findings

Table 1. Results from MSI (2)

	Coefficient	t-value	t-prob
Switching variables in Regime 0			
Intercept	0.60	0.294	0.771
GY (-1)	-0.04	-0.81	0.423
TRY	0.11	0.38	0.704
ORY	-0.18	-3.25	0.003
GDY	-0.44	-5.28	0.000
GDY (-1)	0.26	3.19	0.004
Switching variables in Regime 1			
Intercept	1.47	0.69	0.496
GY (-1)	-0.30	-5.02	0.000
TRY	0.86	2.54	0.017
ORY	-0.10	-1.84	0.076
GDY	-0.70	-8.80	0.000
GDY (-1)	0.51	7.55	0.000
Non- switching variables			
GK	0.13	7.31	0.000
GL	4.09	4.86	0.000
GL (-1)	-1.24	-1.30	0.204
GX	0.24	16.1	0.000

AIC = 5.33 SC = 6.09
Linearity LR-test Chi^2(9) = 42.361 [0.000]
p_ {0|0} = 0.6879; p_ {1|1} = 0.6374
p_ {0|1} = 0.3121; p_ {1|0} = 0.3626
Normality Test: Chi^2(2) = 0.08 [0.959]
ARCH 1-1 Test: F (1,26) = 1.13 [0.298]
Portmanteau (6): Chi^2(6) = 10.46 [0.106]

Note: In this study, in order to determine the optimal lag of variables, the autoregressive distributed lag (ARDL) technique was used. Also, the unit root tests results showed that all the variables were stationary.
* Annual data for all the variables were obtained from the Central Bank of Iran.
Source: Research findings

In addition, the cumulative effects of explanatory variables are presented in Table 2:

Table 2. Cumulative effects of explanatory variables on economic growth in zero and one regimes

variable	coefficient in regime zero	coefficient in regime one
GK	0.1	0.125
GL	2.19	2.74
GX	0.18	0.23
TR/Y	0.66	0.11
OR/Y	-0.08	-0.17
GD/Y	-0.14	-0.17

Source: Research findings

Conclusion: This paper investigates the effect of government financing methods on the economic growth in Iran from 1973 to 2018. To this end, a Markov-Switching (MS) model was used. The results showed that the tax-to-GDP ratio had a positive effect on the economic growth in both recession and boom regimes, although this effect was not significant in the recession regime. Given the low tax-to-GDP ratio in Iran, these results have not been unexpected. Also, based on the findings of this study, the ratio of government oil revenues to GDP had a negative and significant effect on economic growth in both identified regimes, which confirms the theory of resource curse phenomena or paradox of plenty in the Iranian economy. In addition, the findings of this study showed that the ratio of government debts to GDP had a negative and significant effect on the economic growth in both regimes. The reason for this negative impact could be the fact that government borrowing in Iran is used to compensate for structural budget deficits instead of spending on productive investments and building the necessary infrastructure. Finally, the findings showed that the investment growth rate, population growth rate and export growth rate had positive, significant and tangible effects on Iran's economic growth, respectively.

Keywords: Financing, Taxation, Oil, Government debt, Markov-Switching (MS).

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۱۸۶-۱۵۵

تاثیر ورود رمز پول به عنوان جانشینی برای پول رایج در یک مدل DSGE برای اقتصاد ایران

فاطمه فرزین[۱]
کاظم یاوری[۲]
رضا نجارزاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۲۷

چکیده

یکی از واژه‌هایی که در زندگی عصر حاضر به گوش می‌خورد، ارز دیجیتال است. ارز دیجیتال یکی از اجزای سیستم مالی غیر متمرکز جهت تسهیل مبادلات اقتصادی است که دست واسطه‌ها مثل بانک را تا حد ممکن از معاملات کوتاه می‌کند. یکی از اهداف رمزپول‌ها این بود که به مردم قدرت کنترل پول را بدهند و به بیان ساده واسطه‌ها (مثل بانک‌ها) را حذف کند. علی‌رغم ایجاد رمز پول‌ها و گسترش مبادلات این نوع ارزها هنوز ردپایی از این تکنولوژی جدید در مدل‌های اقتصادی از جمله مدل‌های مالی- پولی دیده نشده است. بنابراین هدف از این پژوهش بررسی این موضوع است که ورود رمزپول چه دلالت‌هایی بر اقتصاد خواهد داشت که برای تحقق هدف پژوهش از روش ورود رمز پول به مدل‌های DSGE استفاده خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که یک اثر جانشینی قوی بین مانده حقیقی پول رایج و مانده حقیقی رمز پول در پاسخ به فناوری، ترجیحات و شوک‌های سیاست پولی وجود دارد. علاوه بر این مقایسه نتایج حاصل از پژوهش افزایش در تولید و تورم زمانی که رمزپول در مبادلات وجود نداشته باشد نسبت به زمانی که رمزپول در مبادلات وجود داشته باشد، بیشتر است. این امر نشان از وجود تورم بیشتر در زمان عدم وجود رمزپول است.

واژگان کلیدی: بلاک چین، رمز پول، بیت‌کوین، مدل DSGE.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس f.farzin@modares.ac.ir
۲. استاد اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) kyavari@yazd.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس najarzar@modares.ac.ir

۱- مقدمه

طی سال‌های اخیر رمز پول‌های مختلفی توانسته‌اند به موفقیت و شهرت برسند، در کنار بیت‌کوین که به عنوان پادشاه رمز پول‌ها جایگاه ویژه‌ای در اختیار دارد، سایر آلت‌کوین‌ها[1] مثل اتریوم[2]، ریپل[3] و ... هم جایگاه خوبی در بازار پیدا کرده‌اند. رمز پول‌ها با هدف تمرکز زدایی شکل گرفتند و تلاش دارند نیاز به حضور نیروهای متمرکزی مثل بانک‌ها و دولت‌ها برای نظارت بر عملکرد مبادلات را برطرف کنند. از این رو کشورهای توسعه‌یافته برای قانون‌گذاری رمز پول به سوی قوانین شفاف و چارچوبی رفته‌اند تا بستر را برای فعالیت شرکت‌های فعال در حوزه رمز پول ایجاد کنند.

با این وجود همچنان اقتصاددانان به دنبال این سوال هستند که رمز پول در سیستم پولی کشور و سیاست‌گذاری‌های دولت چه تاثیری خواهد داشت؟ برای پاسخ به سوال مطرح شده نیاز است که سوالات اساسی ذیل در مدل‌های اقتصادی مورد بررسی قرار گیرند تا بتوان برای سوال فوق پاسخی درخور پیدا کرد.

- دلالت‌های ایجاد شده پس از ورود رمزپول به مدل‌های اقتصادی چگونه است؟
- چه رابطه‌ای بین ورود متغیر رمزپول در مبادلات با رفتار سیاست پولی وجود دارد؟
- تاثیر جانشینی رمز پول و پول رایج بر خانوار و تولیدکننده به عنوان فعالان اقتصادی چگونه است؟

از این جهت در ادامه به بررسی مبانی مرتبط با سوالات فوق و همچنین مدل چهار بخشی با وجود رمز پول پرداخته شده تا بتوان با بررسی این مدل تاثیر جانشینی رمزپول و پول رایج را مورد بررسی قرار داد.

۲- ادبیات موضوعی

مقاله حاضر به دو جریان مختلف ادبیات نظری اشاره می‌کند. ابتدا به ویژگی‌های مرتبط با رمز پول و مقایسه آن با دیگر ارزها پرداخته می‌شود و سپس به پیشینه مرتبط با پژوهش پرداخته شده است.

---

1. Altcoins
2. Ethereum
3. Ripple

۲-۱- ویژگی‌های رمز پول و مقایسه آن با دیگر ارزها

اقتصادهای در حال توسعه معمولا دارای پول رایج بی‌ثبات هستند به این معنی که معمولا این کشورها دچار نوسانات شدید در تورم و عرضه پول خواهند شد (اسکور[1]، ۲۰۰۵). برای رفع این مشکل برخی کشورها مثل کنیا از سیستم پرداخت الکترونیکی M-Pesa استفاده می‌کنند (ریووار[2]، ۲۰۱۸: ۱۰). ام‌پزا در ابتدا در کنیا به عنوان روشی جایگزین برای دسترسی به خدمات مالی برای افراد بدون حساب بانکی در کشور معرفی شد. سافاریکام[3] بزرگ‌ترین اپراتور تلفن همراه در کنیا، M-Pesa را در سال ۲۰۰۷ راه‌اندازی کرد. ام‌پزا یک سیستم بانکی مجازی است که سرویس‌های انجام تراکنش بانکی را از طریق سیم‌کارت انجام می‌دهد. زمانی که سیم‌کارت در موبایل قرار می‌گیرد، کاربر می‌تواند از طریق پیامک تلفنی، پرداخت و انتقال وجه داشته باشد. کاربران بدون حساب بانکی به راحتی می‌توانند به باجه‌های M-Pesa در سراسر کشور دسترسی پیدا کنند. وجهی که قرار است ذخیره یا انتقال داده شود را به مامور باجه تحویل می‌دهند و مامور آن را در حساب ام‌پزای فرد انتقال می‌دهد (سوری و سلون[4]، ۲۰۲۰). این سیستم‌ها ممکن است مشکلاتی از جمله امنیت پایین داشته باشند که در واقع مشکلاتی از این قبیل را رمز پول‌ها به خصوص بیت‌کوین حل کرده است (کلگ[5]، ۲۰۱۴). مقاله حاضر به دنبال رابطه بین ورود متغیر رمزپول در مبادلات با رفتار سیاست پولی است.

برای تحقق هدف پژوهش حاضر مدل‌هایی بررسی می‌شوند که بیت‌کوین از اجزای شکل‌گیری مدل است تا ویژگی‌هایی که رمز پول را برتر می‌کند مشخص شود. قبل از ورود به مدل‌ها نیاز است انواع پول‌هایی که تاکنون وجود داشته‌اند با هم مقایسه شوند و معایب و مزایای آن‌ها مشخص گردد.

ارزهای دولتی یا همان پول فیات و رمز پول‌ها فقط از یک جنبه به یکدیگر شبیه هستند که مربوط به عدم ارزش ذاتی پشتوانه اعتبار سیستم پولی حاضر دولت و بانک مرکزی هر کشور است. پول دولتی اعتبارش را از دولت دریافت می‌کند اما پشتوانه رمز پول‌ها اعتماد مردم به این نوع ارز است بنابراین تا مادامی که مردم به این پول اعتماد داشته باشند ارزش آن حفظ خواهد شد (اورکوهارت[6]، ۲۰۱۶).

---

1. Schor (2005)
2. Rivoire
3. Safaricom
4. Suri & Sloan (2020)
5. Clegg (2014)
6. Urquhart (2016)

به طور خلاصه جدول زیر تفاوت پول‌های متفاوت را نشان می‌دهد:

جدول ۱: ویژگی‌های پول‌های مختلف

نوع پول	نظیر به نظیر	الکترونیک	مورد تایید جهانی	منتشر شده توسط بانک مرکزی
ذخایر بانک مرکزی		*		*
سپرده‌های بانکی		*	*	
پول رایج			*	*
پول کالایی	*	*		
رمز پول	*	*	*	*
پول نقد			*	

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: مزایا و معایب پول‌های مختلف

نوع پول	مزایا و ویژگی‌ها	معایب
پول رایج	قابل لمس بودن	وجود هزینه‌های نقل و انتقال زیاد
پول دیجیتال	معاملات برای کلیه مشتریان باز است. هرگونه نظم و فرآیندی را در بخش‌های مالی تسهیل می‌کند.	کلاهبرداری، دزدی و ... مشکل اصلی آن‌هاست. غیر مجاز بودن دسترسی مشتریان به معاملات مرکزی و اجبار اعتماد به شرکت مالی مربوطه
رمز پول غیر متمرکز	سرعت بالای انتقالات، هزینه بسیار کم نقل و انتقال، عدم محدودیت در معاملات، عدم وجود شخص ثالث در نظارت بر فرآیند تراکنش، عدم وجود تورم	مورد پذیرش نبودن در بعضی کشورها، عدم بازیابی پرداخت‌ها، امکان کلاهبرداری و سرقت

منبع: یافته‌های پژوهش

علاوه بر ویژگی‌های اشاره شده فوق، قبل از ورود به الگوی پژوهش لازم است به معرفی انواع شبکه‌های ارزی موجود پرداخته شود. شبکه‌های ارزی به سه دسته اصلی تقسیم شده‌اند:

شبکه متمرکز ارزی:

در یک سیستم متمرکز، کنترل فقط توسط یک نهاد انجام می‌شود (مثلا فقط بانک مرکزی کنترل‌کننده است) (سیچیناوا[1]، ۲۰۱۹).

شبکه غیر متمرکز ارزی:

در یک سیستم غیر متمرکز یک نهاد به صورت تکی کنترل‌کننده روابط مالی نیست بلکه چندین نهاد به صورت مستقل کنترل‌کننده این روابط هستند (بوچاردن و هکمن[1]، ۲۰۲۰).

[1]. Sichinava (2019)

شبکه توزیعی ارزی:

سیستم توزیعی از انواع شبکه‌های غیر متمرکز است به گونه‌ای که هیچ کنترل کننده‌ای بر مردم مسلط نیست بلکه همه افراد، سازمان‌ها و ... با هم در ارتباط هستند (دیویدسون و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

رمزپول جز ارزهای با شبکه غیر متمرکز است و بیشتر به شبکه توزیعی ارزی شباهت دارد (دلمولینو و همکاران[3]، ۲۰۱۹). بنابراین طبق این ویژگی مهم رمزپول محدودیت‌هایی که یک شبکه متمرکز ارزی با آن روبروست کنار می‌رود. یکی از بزرگترین محدودیت‌ها وجود قیود بانک مرکزی است (آبراموویز[4]، ۲۰۱۹).

علاوه بر معرفی مشخصه‌های رمزپول جایگاه آن در ایران نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است بنابراین قبل از ورود به الگوی پژوهش لازم است به آن پرداخته شود. آمار موثقی درباره حجم سرمایه‌گذاری شهروندان ایرانی در بازار رمزارزها در دسترس نیست اما بر اساس برآورد اتاق بازرگانی تهران، حدود ۷ تا ۸ میلیون ایرانی در بازار رمزپول فعالیت دارند که در این بین بیت‌کوین بیشترین سهم را در مقایسه با سایر رمزپول‌ها داشته است. بخشی از این کاربران در صرافی‌ها یا کیف پول‌های خارجی سرمایه‌گذاری کرده‌اند که بسیاری از آن‌ها به دلیل سیاست‌های بین‌المللی علیه ایران مجبور به استفاده از ابزارهای مخفی‌کننده هویت در بستر اینترنت هستند. بنابراین بخشی از معاملات ایرانی‌ها در بسترهای معاملاتی خارجی و با هویت مخفی انجام می‌گردد که رهگیری و استخراج داده‌های آن تقریبا امری امکان ناپذیر است. در سوی دیگر از معاملات صورت گرفته در صرافی‌ها نیز عدد شفافی در دست نیست. با توجه به این‌که سه صرافی عمده معاملات رمزپول در ایران عبارتند از: نوبیتکس، رمزینکس و کوینکس که به ترتیب نزدیک به ۷۰٪ و ۲۰٪ و ۵٪ از سهم بازار معاملات داخلی را در اختیار دارند، لذا بیش از ۹۵ درصد بازار معاملات رمزپول کاربران ایرانی در این سه صرافی صورت می‌پذیرد. به جهت برآورد حجم معاملات مربوط به رمزپول خانوارهای ایرانی در پلتفرم نوبیتکس بر طبق آخرین گزارش سالانه منتهی به سال ۱۴۰۰ این صرافی ۱۵۵ میلیون معامله در توکن‌های مختلف (رمزپول‌های مختلف) در سال صورت می‌پذیرد که در نتیجه می‌توان انتظار بیش از ۲۲۰ میلیون معامله در سال در کل

---

1. Bouchardon & Heckman (2020)
2. Davidson (2018)
3. Delmolino (2019)
4. Abramaowicz (2019)

پلتفرم‌های داخلی را داشت. همچنین میانگین ارزش هر معامله نیز ۱۰ میلیون ریال اعلام شده است و بنابراین برآورد ارزش کل معاملات در پلتفرم‌های داخلی قریب به ۲۰۵ هزار میلیارد تومان و بیش از ۳۰۰ هزار میلیارد تومان در کل پلتفرم‌های رمزپولی در سال ۱۴۰۰ بوده است. ۲۶٪ کل کاربران در استان تهران هستند. استان خراسان رضوی با ۹٫۶٪ در رتبه دوم قرار دارد. آذربایجان شرقی و اصفهان هر دو با سهم هفت درصدی، در رتبه سوم بیشترین کاربر در بین استان‌ها ایستاده‌اند. استان‌های ایلام، سیستان و بلوچستان و کهگیلویه و بویراحمد با کمترین تعداد کاربر، در انتهای فهرست استان‌ها قرار دارند (نوبیتکس[1]، ۲۰۲۱).

۲-۲- پیشینه پژوهش

سوکین و زانگ[2] (۲۰۲۰) در پژوهش خود به سوالاتی از جمله این‌که چه چیزی میزان ارزش یک رمز پول را مشخص می‌کند و این‌که یک بازار چگونه با وجود رمز پول کار خواهد کرد پرداخته‌اند. این پژوهشگران معتقدند بسته به این‌که چگونه ویژگی‌های کلیدی رمز پول‌ها طبقه‌بندی شود، مدل ارزش‌گذاری متفاوت خواهد بود.

استیلینگ و اوهلیگ[3] (۲۰۱۹) در مطالعه خود یک مدل اقتصادی را با دو ارز رقابتی بیت‌کوین و دلار ارائه کردند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که معادله قیمت‌گذاری اساسی آن‌ها در ساده‌ترین شکل خود نشان می‌دهد که قیمت‌های بیت‌کوین یک دنباله مارتینگل تشکیل می‌دهند. همچنین نتایج نشان داد که نوسان قیمت عملکرد واسطه مبادله بودن ارز بیت‌کوین را بی‌اعتبار نمی‌کند.

برنتسن و اسکار[4] (۲۰۱۸) در مقاله خود، با مقدمه‌ای کوتاه درباره رمز پول‌ها و فناوری بلاک‌چین شروع کرده‌اند. تمرکز این مقاله بر روی بیت‌کوین است. در مطالعه آن‌ها، نحوه عملکرد و کاربردهای احتمالی رمز پول‌ها و فناوری بلاک‌چین بیان شده است. نتیجه حاصل از پژوهش آن‌ها این است که بیت‌کوین دارای طیف گسترده‌ای از کاربردهای جالب است و مجموعه‌های رمز پول برای تبدیل شدن به یک کلاس مهم دارایی مناسب هستند.

---

1. Nobitex (2021)
2. Sockin & Xiong (2020)
3. Schilling & Uhlig (2019)
4. Berentsen & Schar (2018)

فراتی و گلدوزیان (۱۳۹۹) در مقاله‌ای به بررسی بیت‌کوین؛ پول‌شویی و راهکارهای مقابله با آن پرداختند. نتایج بیان‌گر این است که ایجاد تکنولوژی جدید انقلابی بیت‌کوین نوآوری را به سطح جدیدی برای شرکت‌ها و سیستم‌های پرداخت وارد کرد.

یاوری و کاظمیان (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به شناسایی متغیرهای موثر بر قیمت رمزپول بیت‌کوین با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزین و حداقل مربعات متوسط وزنی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد قیمت رمزپول‌ها با ساز و کار خلق متفاوت از بیت‌کوین و همچنین متغیر تعداد رمزپول‌های در گردش با ساز و کار مشابه بیت‌کوین و حجم نقدینگی دلار آمریکا بر قیمت بیت‌کوین موثر می‌باشند. از سوی دیگر در خصوص اثر جفت ارزهای بازار فارکس بر قیمت بیت‌کوین می‌توان گفت، جفت ارزهایی از جمله دلار به دلار کانادا، دلار به دلار استرالیا و دلار به دلار نیوزیلند که ارزش کمتری نسبت به سایر جفت ارزهای اصلی دارند بر قیمت بیت‌کوین موثرند.

۳- الگوی پیشنهادی پژوهش

در ادامه به مدل پژوهش پرداخته شده است. در این مدل فرض شده است که خانوار از مصرف، پول رایج و رمز پول مطلوبیت کسب می‌کند و نسبت به عرضه نیروی کار عدم مطلوبیت کسب می‌کند. همچنین فرض شده استخراج رمز پول به صورت خصوصی و نه دولتی صورت می‌پذیرد.

۳-۱- مدل

۳-۱-۱- خانوار

خانوار مطلوبیت مورد انتظار زیر را به حداکثر می‌رساند:

$$\max_{\{C_t,H_t,B_t,M_t^g,M_t^c\}} E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t A_t[u(C_t,\frac{\frac{M_t^g}{P_t}}{E_t^g},\frac{\chi_t\frac{M_t^c}{P_t}}{E_t^c})-\eta H_t] \qquad (۱)$$

در حالی که می‌دانیم $0<\beta<1$ و $\eta>0$. قید بودجه هر دوره به صورت زیر است:

$$M_{t-1}^g+\chi_{t-1}M_{t-1}^c+T_t+B_{t-1}+W_tH_t+D_t=P_tC_t+\frac{B_t}{R_t}+M_t^g+\chi_tM_t^c \qquad (۲)$$

متغیر $\frac{M_t^g}{P_t}$ مانده حقیقی (حجم پول حقیقی) پول رایج است و $\frac{M_t^c}{P_t}$ مانده حقیقی رمز پول است. χ_t نرخ ارز اسمی بین پول رایج و رمز پول است. منظور از پول رایج همان پول رایج کشور است (در این پژوهش منظور ریال است) و نرخ ارز بین پول رایج و رمزپول همان نرخی است که ارزش پول کشور را در مقابل واحد رمزپول مشخص می‌کند (در این پژوهش نرخ تبدیل ریال به بیت‌کوین است). در هر دو رابطه فوق رمز پول به عنوان یک جایگزینی برای پول رایج محسوب می‌شود. فرض ما مطابق با تعریف رمز پول به عنوان ارز دیجیتال خصوصی است (گنس و هالابورا[1]، ۲۰۲۰). در واقع نگهداری رمز پول باعث ایجاد مطلوبیت برای خانوار می‌شود. تا زمانی که رمز پول یک دارایی نباشد و نرخ بهره‌ای نداشته باشد، خانوار در دوره $t-1$ به میزان $M_{t-1}^c = \frac{M_{t-1}^g}{\chi_{t-1}}$ رمز پول می‌خرد و به میزان $M_t^c = \frac{M_t^g}{\chi_t}$ در دوره t رمز پول نگهداری می‌کند[2]. در روابط فوق C_t و H_t به ترتیب مصرف و عرضه نیروی کار خانوار در دوره t است. شوک‌های A_t، E_t^g و E_t^c به صورت زیر از یک فرآیند خودهمبسته ساخته شده‌اند:

$$\begin{aligned}
&\ln(A_t) = \rho^{\alpha} \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_t^{\alpha} \\
&\ln(E_t^g) = \rho^{eg} \ln(E_{t-1}^g) + \varepsilon_t^{eg} \\
&\ln(E_t^c) = \rho^{ec} \ln(E_{t-1}^c) + \varepsilon_t^{ec}
\end{aligned} \qquad (۳)$$

در روابط فوق $0 < \rho^{\alpha}, \rho^{eg}, \rho^{ec} < 1$ است و ε_t^{α}، ε_t^{eg} و ε_t^{ec} دارای توزیع نرمال با انحراف معیار σ^{α}، σ^{eg} و σ^{ec} هستند. شوک A_t جزء اخلال مدل منحنی IS است و شوک‌های E_t^g و E_t^c جزء اخلال منحنی تقاضای پول دولتی و رمز پول را نشان می‌دهد. در واقع در این پژوهش جزء اخلال منحنی‌های IS و تقاضای رمزپول و پول رایج به عنوان شوک‌های مدل در بخش خانوار استفاده شده‌اند.

در قید بودجه، منابع خانوار از بودجه شامل، T_t: انتقال اسمی یک‌جا که از مقام پولی در ابتدای دوره t دریافت می‌کنند، B_{t-1}: ارزش اوراق اسمی دوره t، $W_t H_t$: میزان دستمزد اسمی ضرب در میزان عرضه نیروی کار خانوار، D_t: سود سهام تقسیم شده که از بنگاه‌های تولیدی کالاهای

[1]. Gans and Halaburda (2020)

[2]. در این راستا، مدل‌سازی ما با مدل‌های DSGE استاندارد اقتصاد باز با ارزهای مختلف متفاوت است (برای درک بهتر می‌توان به بودنستین و همکاران، ۲۰۱۱ مراجعه کرد). در این مدل‌ها از نرخ ارز برای تبدیل نرخ بهره دریافت شده توسط خانوار استفاده می‌شود.

واسطه‌ای دریافت می‌کنند، است و مصارف قید بودجه خانوار عبارتند از، C_t: مصرف کالاهای نهایی، P_t: قیمت اسمی کالا، $\frac{B_t}{R_t}$: ارزش اوراق قرضه است که در آن R_t نرخ بهره اسمی ناخالص را نشان می‌دهد. همچنین $m_t^g = \frac{M_t^g}{P_t}$ و $m_t^c = \frac{M_t^c}{P_t}$ به ترتیب نشان دهنده مانده حقیقی برای پول رایج و رمز پول خانوار است و $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ میزان نرخ تورم ناخالص در طول دوره t است.

۳-۱-۲- استخراج‌کننده رمز پول

فرض شده است که یک زنجیره‌ای پیوسته از استخراج‌کننده‌ها که به وسیله n مشخص می‌شود، وجود دارد و $n \in [0,1]$ است. هر استخراج‌کننده تحت شرایط رقابت کامل عمل می‌کند. با توجه به مطالعه سوکین و زانگ[1] (۲۰۱۸) استخراج کننده یک هزینه تولید رمز پول به میزان $Q_t^c \kappa^{-\Phi_t}$ دارد که در آن Q_t^c مقدار کدهایی است که تولید می‌کند و عبارت زیر بهره‌وری استخراج‌کننده است که به بهره‌وری دیگر استخراج‌کننده‌ها بستگی دارد. با توجه به اینکه ε_t جزء مشترک و میزان v_t مهارت برنامه نویسی استخراج کننده است.

$$\Phi_t = \varepsilon_t + v_t \qquad (۴)$$

فرض می‌شود که ε_t و v_t شوک‌های عرضه نسبت به هزینه تولید هستند که از فرآیند خودهمبسته زیر پیروی می‌کنند:

$$\begin{aligned} \ln(\varepsilon_t) &= \rho^{\zeta} \ln(\zeta_{t-1}) + \varepsilon_t^{\zeta} \\ \ln(v_t) &= \rho^{v} \ln(v_{t-1}) + \varepsilon_t^{v} \end{aligned} \qquad (۵)$$

که در روابط فوق $0 < \rho^{\zeta}, \rho^{v} < 1$ است و اجزای اخلال آن توزیع نرمال با انحراف معیار σ^{v} و σ^{ζ} دارند. استخراج کننده‌ها سهمی به میزان $(1-\rho)\epsilon(0,1)$ از فروش رمز پول به خانوارها در قیمت $\frac{P_t}{\chi_t}$ دریافت می‌کنند. بنابراین استخراج‌کننده سود خود را نسبت به Q_t^c به حداکثر می‌رساند:

$$\pi_t = \max_{Q_t^c}((1-\rho)\frac{P_t}{\chi_t} - \kappa^{-\Phi_t})Q_t^c \qquad (۶)$$

[1]. Sockin and Xiong (2018)

۳-۱-۳- بنگاه تولید کالا

برای ساده‌سازی، فرض می‌شود که بنگاه‌ها در فضای رقابتی انحصاری برای تولید کالاهای واسطه‌ای متفاوت هستند و برای تولید یک کالای نهایی تحت شرایط بازار رقابت کامل به کالاهای واسطه‌ای دیگر بنگاه‌ها دسترسی دارند که با نماد $i \in [0,1]$ مشخص می‌شوند. در هر دوره تولید $t = 1,2, \dots$، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی به میزان $Y_t(i)$ واحد از کالای واسطه‌ای خریداری شده در قیمت اسمی $P_t(i)$ استفاده می‌کند تا بتواند $Y_t(i)$ واحد کالای نهایی با توجه به بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید کند:

$$Y_t = [\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{(\theta-1)}{\theta}} di]^{\frac{\theta}{(\theta-1)}} \quad (۷)$$

که در آن $\theta > 1$ است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی به دنبال حداکثر کردن سود خود با انتخاب رابطه زیر است (لیندربرگر[1]، ۲۰۰۳):

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \quad (۸)$$

در رابطه فوق θ کشش قیمتی تقاضا ثابت را برای هر کالای واسطه‌ای نشان می‌دهد. فضای رقابتی باعث می‌شود که بنگاه تولیدکننده کالای نهایی به سمت تعادل با سود صفر برود و قیمت P_t به صورت زیر تعیین گردد:

$$P_t = [\int_0^1 P_t(i)^{(1-\theta)} di]^{\frac{1}{(1-\theta)}} \quad (۹)$$

در طول هر دوره $t = 1,2, \dots$، بنگاه تولیدی کالاهای واسطه‌ای به میزان $H_t(i)$ واحد نیروی کار از خانوارها جهت تولید $Y_t(i)$ واحد کالای واسطه‌ای i با توجه به تکنولوژی خطی زیر استخدام می‌کند:

$$Y_t(i) = Z_t H_t(i) \quad (۱۰)$$

Z_t شوک بهره‌وری است که فرآیند خودهمبسته زیر را دنبال می‌کند:

[1]. Lindenberger (2003)

$$\ln(Z_t) = \rho^z \ln(Z_{t-1}) + \varepsilon_t^z \quad (۱۱)$$

که در آن $0 < \rho^z < 1$ است و دارای توزیع نرمال با انحراف معیار σ^z است. در تعادل، این اختلال در عرضه به عنوان شوکی برای منحنی فیلیپس عمل می‌کند. از آن‌جا که کالاهای واسطه در تولید کالاهای نهایی به طور ناقص جایگزین یکدیگر می‌شوند، بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای محصول خود را در بازار رقابتی انحصاری به فروش می‌رساند: بنگاه به عنوان تعیین‌کننده قیمت عمل می‌کند، اما باید تقاضای بنگاه تولیدکننده کالای نهایی را با قیمت انتخابی خود برآورده کند. با توجه به مطالعه روتمبرگ[1] (۱۹۸۲) بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با یک تابع هزینه درجه دو از تعدیل قیمت اسمی خود مواجه است که با توجه به کالاهای نهایی اندازه‌گیری شده و به صورت رابطه زیر است:

$$\frac{\emptyset}{2}[\frac{P_t(i)}{\pi P_{t-1}(i)} - 1]^2 Y_t \quad (۱۲)$$

که در آن $\emptyset > 0$ است و π نرخ تورم ناخالص حالت پایدار[2] است. این تابع هزینه تنظیم‌کننده قیمت باعث می‌شود کالاهای واسطه‌ای مشکل بنگاه را پویا کنند: قیمت $P_t(i)$ را برای همه دوره‌ها $t = 1,2, \ldots$ انتخاب می‌کند تا ارزش کل بازار خود را به حداکثر برساند. در پایان هر دوره، بنگاه سود خود را در فرم سود تقسیم شده اسمی $D_t(i)$ بین خانوارها تقسیم می‌کند.

۳-۱-۴- سیاست پولی

در این پژوهش فرض شده است که بانک مرکزی قاعده نرخ بهره اسمی را از یک مدل تیلور[3] (۱۹۹۳) تعدیل شده استفاده کرده است:

$$ln\left(\frac{R_t}{R}\right) = \rho^r ln\left(\frac{R_{t-1}}{R}\right) + (1-\rho^r)\rho^y ln\left(\frac{Y_t}{Y}\right) + (1-\rho^r)\rho^\pi \ln\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right) + (1-\rho^r)\rho^{\mu g} ln\left(\frac{\mu_t^g}{\mu^g}\right) + \varepsilon_t^r \quad (۱۳)$$

که در آن:

[1]. Rotemberg (1982)
[2]. Steady-State
[3]. Taylor (1993)

$$\mu_t^g = \frac{\frac{\mu_t^g}{P_t}}{\frac{M_{t-1}^g}{P_{t-1}}} \qquad (۱۴)$$

$\rho^{\mu g}$ و ρ^r، ρ^y، ρ^π پارامترهای غیر منفی و شوک‌های سیاستی غیر همبسته هستند. ε_t^r دارای توزیع نرمال با انحراف معیار σ^r است. مقامات پولی نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت را در پاسخ به انحراف تولید و تورم از سطح حالت پایدار خود و همچنین رشد پول رایج مطابق با معادله μ_t^g تنظیم می‌کنند. آندریس و همکاران[1] (۲۰۰۹) استدلال کرده‌اند که یک قاعده نرخ بهره که به تغییر در مانده حقیقی برای پول رایج بستگی دارد ممکن است زمانی که تغییرپذیری رشد پول در تابع زیان بانک مرکزی ظاهر می‌شود به عنوان قسمتی از واکنش بهینه تابع باشد. به عبارت دیگر، پاسخ به رشد پول را می‌توان با سودمندی[2] (کاربرد) پول در پیش‌بینی تورم توجیه کرد.

۳-۱-۵- تعادل

تعادل مدل می‌تواند به صورت لگاریتم خطی شود تا به رابطه زیر برسیم:

$$\hat{y}_t = \hat{y}_{t+1} - \omega_1(\hat{r}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + \omega_2\left[\left(\hat{m}_t^g - \hat{e}_t^g\right) - \left(\hat{m}_{t+1}^g - \hat{e}_{t+1}^g\right)\right] + \omega_3[(\hat{\chi}_t + \hat{m}_t^c - \hat{e}_t^c) - (\hat{\chi}_{t+1} + \hat{m}_{t+1}^c - \hat{e}_{t+1}^c)] + \omega_1(\hat{a}_t - \hat{a}_{t+1}) \qquad (۱۵)$$

$$\hat{m}_t^g = \gamma_1\hat{y}_t - \gamma_2\hat{r}_t + \gamma_3\hat{e}_t^g - \gamma_4\hat{\chi}_t - \gamma_4\hat{m}_t^c + \gamma_4\hat{e}_t^c$$
$$\hat{m}_t^c = \gamma_5\hat{y}_t - \gamma_6\hat{r}_t + \gamma_7\hat{e}_t^c - \gamma_8\hat{\chi}_t - \gamma_8\hat{m}_t^g + \gamma_8\hat{e}_t^g \qquad (۱۶)$$

$$\hat{\pi}_t = \left(\frac{\pi}{R}\right)\hat{\pi}_{t+1} + \psi[\left(\frac{1}{\omega_1}\right)\hat{y}_t - \left(\frac{\omega_2}{\omega_1}\right)\left(\hat{m}_t^g - \hat{e}_t^g\right) - \left(\frac{\omega_3}{\omega_1}\right)(\hat{\chi}_t + \hat{m}_t^c - \hat{e}_t^c) - \hat{z}_t] \qquad (۱۷)$$

$$\hat{\chi}_t = -\varrho\widehat{\emptyset}_t \qquad (۱۸)$$

$$\widehat{\emptyset}_t = \left(\frac{\xi}{\emptyset}\right)\hat{\xi}_t + \left(1 - \frac{\xi}{\emptyset}\right)\hat{v}_t \qquad (۱۹)$$

$$\hat{r}_t = \rho^r\hat{r}_{t-1} + (1-\rho^r)\rho^y\hat{y}_t + (1-\rho^r)\rho^\pi\hat{\pi}_t + (1-\rho^r)\rho^{\mu g}\hat{\mu}_t^g + \varepsilon_t^r \qquad (۲۰)$$

[1]. Andres (2009)
[2]. Usefulness

رابطه $\hat{y}_t$ حالت لگاریتم خطی رابطه اولر است که نرخ نهایی جانشینی بین دوره‌ای خانوار را به نرخ بهره حقیقی مرتبط می‌کند. وقتی تابع مطلوبیت جدایی ناپذیر است، مانده حقیقی برای پول رایج و رمز پول بر روی نرخ نهایی جانشینی بین دوره‌ای اثر می‌گذارد و بنابراین در منحنی IS نیز نمایان می‌شوند. رابطه $\hat{m}_t^g$ رابطه تقاضای پول برای پول رایج با کشش درآمدی γ_1، شبه کشش نرخ بهره γ_2، کشش $\hat{m}_t^g$ نسبت به شوک‌های تقاضا برای پول رایج γ_3 و کشش متقاطع رمز پول γ_4 است. رابطه $\hat{m}_t^c$ یک ارتباط تقاضای پول برای رمز پول با کشش درآمدی γ_5، شبه کشش بهره γ_6، کشش $\hat{m}_t^c$ نسبت به شوک‌های تقاضای رمز پول γ_7 و کشش متقاطع با پول رایج γ_8 است. رابطه $\hat{\pi}_t$ یک رابطه نگاه به آینده منحنی فیلیپس است. رابطه $\hat{\chi}_t$ رابطه لگاریتم خطی شرط مرتبه اول مشتق شده از مسئله حداکثرسازی استخراج کننده‌ها است که یک رابطه منفی بین بهره‌وری استخراج‌کننده‌ها و نرخ ارز بین پول رایج و رمز پول را نشان می‌دهد. رابطه $\widehat{\emptyset}_t$ رابطه لگاریتم خطی بهره‌وری استخراج‌کنندگان است که به همان قدر که به بهره‌وری اختصاصی استخراج کننده بستگی دارد به بهره‌وری مشترک در بخش رمز پول نیز بستگی دارد. رابطه $\hat{r}_t$ رابطه لگاریتم خطی برای قاعده سیاست پولی است که نشان می‌دهد نرخ بهره به سمت تولید، تورم و رشد پول رایج تعدیل می‌شود.

بازار رمز پول در حال تعادل است اگر مقدار رمز پول تأمین شده توسط استخراج‌کننده‌ها با تقاضای رمز پول توسط خانوارها برابر باشد. شرط تهی شدن بازار کالا حاکی از آن است که بازده تولید شده توسط بنگاه‌های تولیدی برابر با میزان مصرف خانوار است. مدل با استفاده از روابط لگاریتم خطی در قالب فرآیند $AR(1)$ ساخته شده است.

۴- داده‌های آماری و مقادیر پارامترها

از ویژگی‌های مدل DSGE این است که بر پایه روش‌های مختلف قابل حل هستند. در مقاله حاضر برای بدست آوردن مقادیر پارامترهای موجود در مدل از منابع مختلف استفاده شده که می‌توان آن‌ها را در جدول زیر مشاهده نمود. پارامترها به گونه‌ای استخراج شده‌اند که با ویژگی‌های اقتصاد ایران همخوانی داشته باشند.

جدول ۳: مشخصات پارامترهای مدل

نماد پارامتر	نام پارامتر	منبع استخراج
ω_2	کشش تولید نسبت به مانده حقیقی پول رایج	گنز و هالابوردا[1]، ۲۰۱۹
ω_3	کشش تولید نسبت به مانده حقیقی رمز پول	گرت و والاس[2]، ۲۰۱۸
γ_1	کشش درآمدی تقاضای پول رایج	گرت و والاس، ۲۰۱۸
γ_2	کشش نرخ بهره نسبت به تقاضای پول رایج	ساپوریک و کوکیناکی[3]، ۲۰۱۴
γ_3	کشش مانده حقیقی رمز پول نسبت به پول رایج	استیلینگ و اوهلیگ[4]، ۲۰۱۹
γ_4	کشش متقاطع تقاضای پول رایج نسبت به رمز پول	گرت و والاس، ۲۰۱۸
γ_5	کشش درآمدی رمز پول	استیلینگ و اوهلیگ، ۲۰۱۹
γ_6	کشش نرخ بهره نسبت به تقاضای رمز پول	ساپوریک و کوکیناکی، ۲۰۱۴
γ_7	کشش مانده حقیقی پول رایج نسبت به رمز پول	ساپوریک و کوکیناکی، ۲۰۱۴
γ_8	کشش متقاطع تقاضای رمز پول و تقاضای پول رایج	گنز و هالابوردا، ۲۰۱۹
ρ^r	ضریب کنترل کننده نرخ بهره	ساپوریک و کوکیناکی، ۲۰۱۴
ρ^y	ضریب تولید قاعده تیلور	تقی نژاد و بهمن، ۱۳۹۱
ρ^π	ضریب تورم قاعده تیلور	تقی نژاد و بهمن، ۱۳۹۱
ρ^{μ^g}	ضریب رشد پول رایج قاعده تیلور	تقی نژاد و بهمن، ۱۳۹۱
ϱ	نسبت نرخ تسعیر رمز پول به کشش تقاضای پول رایج	سوکین و زانگ[5]، ۲۰۱۸
$\frac{\xi}{\emptyset}$	سهم مشترک رمز پول نسبت به کل رمز پول	گنز و هالابوردا، ۲۰۱۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- تفسیر نتایج

در این پژوهش پارامترها به دو دسته تقسیم شده‌اند. اولین گروه از پارامترها ثابت هستند و با داده‌ها در یک فرکانس ماهانه سازگار است. مطابق با مطالعه ایرلند[6] (۲۰۰۴)، فرض شده که ω_1 برابر با ۱ است که دلالت بر همان سطح ریسک‌گریزی تابع مطلوبیتی دارد که مصرف لگاریتمی دارد.

مقادیر حالت پایدار[7] برای نرخ بهره اسمی و نرخ تورم از داده‌های ماهانه نرخ بهره بانک مرکزی و تغییرات در متغیر CPI محاسبه می‌شود. برای دوره این پژوهش، آن‌ها به ترتیب برابر با ۱۳٫۳۷ ٪ و ۱۸٫۲۹ ٪ هستند.

دومین گروه از پارامترها با تکنیک بیزین تخمین زده شده‌اند. جدول ۴ توزیع‌های پیشین را برای پارامترهای درون‌زا مدل نشان می‌دهد. برای پارامتری که کشش تولید نسبت به مانده حقیقی پول

1. Gans and Halaburda (2019)
2. Garratt and Wallace
3. Sapuric and Kokkinaki (2014)
4. Schilling and Uhlig (2019)
5. Sockin and Xiong (2018)
6. Ireland (2004)
7. Stady State

رایج (ω_2) نشان می‌دهد، فرض شده است که میانگین پیشین آن مطابق با محدوده برآوردهای گنز و هالابوردا (۲۰۱۹) است. از سوی دیگر، فرض شده که میانگین پیشین کشش تولید نسبت به مانده حقیقی رمز پول (ω_3) یک چهارم کمتر از پول رایج است (گرت و والاس[1]، ۲۰۱۸).

به منظور تعیین مقادیر پیشین کشش درآمدی تقاضای پول رایج (γ_1)، کشش نرخ بهره نسبت به تقاضای پول رایج (γ_2) و کشش مانده حقیقی رمز پول نسبت به پول رایج (γ_3) از نتایج تخمینی موجود در مطالعات گرت و والاس (۲۰۱۸)، ساپوریک و کوکیناکی[2] (۲۰۱۴) و اسکیلینگ و اوهلیگ[3] (۲۰۱۹) به ترتیب برای اقتصاد ایران استفاده شده است. علاوه بر این فرض شده که توزیع پیشین کشش متقاطع تقاضای پول رایج نسبت به رمز پول (γ_4) به طوری تعیین گردیده است که تغییرات در تقاضای رمز پول می‌تواند بر مانده حقیقی پول رایج تأثیر بگذارد.

با تمرکز بر پارامترهایی که رابطه تقاضا برای رمز پول‌ها را مشخص می‌کنند، فرض شده است که γ_6 دارای میانگین پیشین بالاتر از γ_5 است. علاوه بر این، فرض شده که مانده حقیقی رمز پول به شدت تحت تاثیر تغییرات برون‌زا در تقاضای رمز پول‌ها قرار می‌گیرد، که منجر به زیاد شدن مقدار پیشین γ_7 می‌شود.

با پیروی از مقاله گنز و هالابوردا (۲۰۱۹) و با توجه به این‌که رمز پول می‌تواند جایگزین مناسبی برای پول رایج باشد بنابراین مقدار پیشین بالایی برای γ_8 در نظر گرفته شده است.

نسبت نرخ تسعیر رمز پول به کشش تقاضای پول رایج (ϱ) به دلیل این‌که یک مولفه بسیار مهم در تعیین عرضه رمز پول است لذا میانگین پیشین بالایی برای آن در نظر گرفته شده است (سوکین و زانگ[4]، ۲۰۱۸).

با عطف به پارامتری که اهمیت نسبی بهره‌وری مشترک را با توجه به بهره‌وری خاص در تولید رمز پول اندازه‌گیری می‌کند $\frac{\xi}{\emptyset}$، فرض شده است که محدوده معقولی از مقادیر را پوشش می‌دهد.

برای پارامترهای سیاست پولی از جمله ضریب کنترل‌کننده نرخ بهره، ضریب تولید، ضریب تورم و ضریب رشد پول از مطالعه تقی نژاد و بهمن (۱۳۹۱) استفاده شده است.

جدول ۵ توزیع پیشین متغیرهای برون‌زا مدل را گزارش می‌کند. برای ماندگاری فرآیند پارامترها از توزیع بتا استفاده شده است. فرض شده که شوک فناوری پایدارتر از شوک ترجیحات

1. Garratt and Wallace (2018)
2. Sapuric and Kokkinaki (2014)
3. Schilling and Uhlig (2019)
4. Sockin and Xiong (2018)

مصرف‌کننده و شوک تقاضای پول رایج است. همچنین فرض می‌شود که توزیع پیشین شوک تقاضای رمز پول ارزش نسبتا کمی دارد. برای هر دو شوک بهره‌وری رمز پول‌ها، فرض شده است که میانگین پیشین آن‌ها به ترتیب با ۰٫۰۱۵ و ۰٫۰۱ مطابقت دارند. در نهایت، از توزیع‌های گامای معکوس برای خطاهای استاندارد تمام شوک‌های برون‌زا با میانگین‌هایی برابر با ۰٫۰۱ استفاده شده است.

جدول ۴: پیشین و پسین برای پارامترهای درون‌زا

نماد پارامتر	نام پارامتر	Priors		Posteriors	
		Mean	St. Dev.	Mean	St. Dev.
ω_2	کشش تولید نسبت به مانده حقیقی پول رایج	۰.۱۵۰	۰.۱۰۰	۰.۱۳۵	۰.۰۰۵
ω_3	کشش تولید نسبت به مانده حقیقی رمز پول	۰.۰۳۲	۰.۰۵۰	۰.۰۲۵	۰.۱۵۰
γ_1	کشش درآمدی تقاضای پول رایج	۰.۰۱۵	۰.۰۰۵	۰.۰۳۳	۰.۰۰۵
γ_2	کشش نرخ بهره نسبت به تقاضای پول رایج	۰.۲۰۰	۰.۱۰۰	۰.۲۵۰	۰.۰۵۰
γ_3	کشش مانده حقیقی رمز پول نسبت به پول رایج	۰.۸۲۰	۰.۱۰۰	۰.۹۰۲	۰.۱۰۰
γ_4	کشش متقاطع تقاضای پول رایج نسبت به رمز پول	۰.۵۰۰	۰.۱۰۰	۰.۵۵۶	۰.۱۰۰
γ_5	کشش درآمدی رمز پول	۰.۱۵۰	۰.۰۰۵	۰.۱۰۰	۰.۰۰۵
γ_6	کشش نرخ بهره نسبت به تقاضای رمز پول	۰.۰۵۰	۰.۰۵۰	۰.۱۵۰	۰.۵۵۰
γ_7	کشش مانده حقیقی پول رایج نسبت به رمز پول	۰.۰۷۳	۰.۰۰۵	۰.۰۶۲	۰.۰۰۵
γ_8	کشش متقاطع تقاضای رمز پول و تقاضای پول رایج	۰.۲۳۶	۰.۰۰۵	۰.۱۷۰	۰.۰۵۵
ρ^r	ضریب کنترل‌کننده نرخ بهره	۰.۱۵۵	۰.۰۰۵	۰.۱۵۵	۰.۱۰۰
ρ^y	ضریب تولید قاعده تیلور	۰.۶۰۰	۰.۱۰۰	۰.۶۶۰	۰.۱۰۰
ρ^π	ضریب تورم قاعده تیلور	۱.۲۵۰	۰.۰۰۵	۱.۵۰۰	۰.۵۰۰
ρ^{μ^g}	ضریب رشد پول رایج قاعده تیلور	۱.۷۰۰	۰.۱۰۰	۱.۸۰۰	۰.۱۰۰
ϱ	نسبت نرخ تسعیر رمز پول به کشش تقاضای پول رایج	۰.۴۵۰	۰.۱۰۰	۰.۶۰۰	۰.۱۵۰
$\frac{\xi}{\emptyset}$	سهم مشترک رمز پول نسبت به کل رمز پول	۰.۶۰۰	۰.۱۰۰	۰.۶۰۰	۰.۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین در جداول ۴ و ۵ توزیع پسین متغیرهای دورن‌زا و برون‌زا نیز ارائه شده است. در جداول مشخص است که میانگین پسین ω_2 و ω_3 از پیشین آن تفاوت قابل توجهی ندارد. مقادیر تخمین زده شده برای این پارامترها نشان می‌دهد که تغییرات مانده حقیقی پول رایج در مقایسه با مانده حقیقی رمز پول‌ها بیش از چهار برابر بیشتر است. همان‌طور که در بخش بعدی خواهیم دید، این نتیجه پیامدهای مهمی برای اثرات شوک‌های بهره‌وری رمز پول‌ها بر اقتصاد دارد.

با توجه به پارامترهای معادله تقاضای پول برای پول رایج، مقادیر تخمینی پژوهش حاضر از γ_1، γ_2 و γ_3 مطابق با دامنه برآوردهای ارائه شده توسط ایرلند (۲۰۰۴) است که نشان می‌دهد شوک تقاضا ($\widehat{e_t^g}$) بیشترین تأثیر را بر روی تغییرات مانده حقیقی پول رایج دارد.

جدول ۵: پیشین و پسین برای پارامترهای فرآیندهای شوک (متغیرهای برون‌زا)

نماد پارامتر	نام پارامتر	Priors		Posteriors	
		Mean	St. Dev.	Mean	St. Dev.
ρ^{α}	شوک ترجیحات خانوار	۰.۸۰۰	۰.۱۰۰	۰.۸۵۲	۰.۱۰۰
ρ^{eg}	شوک تقاضای پول رایج	۰.۶۳۰	۰.۱۰۰	۰.۶۰۰	۰.۱۵۰
ρ^{ec}	شوک تقاضای رمز پول	۰.۵۰۰	۰.۱۰۰	۰.۵۳۳	۰.۰۰۵
ρ^{z}	شوک تکنولوژی	۰.۸۰۰	۰.۱۰۰	۰.۷۵۰	۰.۱۰۰
ρ^{ξ}	شوک بهره‌وری مشترک رمز پول	۰.۵۲۰	۰.۱۰۰	۰.۴۲۲	۰.۱۰۰
ρ^{v}	شوک بهره‌وری خاص رمز پول	۰.۵۰۰	۰.۱۰۰	۰.۶۵۶	۰.۱۵۰
σ^{α}	انحراف معیار شوک ترجیحات خانوار	۰.۰۱۵	inf	۰.۳۲۰	۰.۱۰۰
σ^{eg}	انحراف معیار شوک تقاضای پول رایج	۰.۰۱۵	inf	۰.۶۵۰	۰.۵۵۰
σ^{ec}	انحراف معیار شوک تقاضای رمز پول	۰.۰۱۵	inf	۰.۲۷۲	۰.۱۰۰
σ^{z}	انحراف معیار شوک تکنولوژی	۰.۰۱۵	inf	۰.۲۷۰	۰.۱۵۵
σ^{ξ}	انحراف معیار شوک بهره‌وری مشترک رمز پول	۰.۰۱۵	inf	۰.۱۵۰	۰.۱۰۰
σ^{v}	انحراف معیار شوک بهره‌وری خاص رمز پول	۰.۰۱۵	inf	۲.۳۶۰	۰.۱۵۰
σ^{r}	انحراف معیار شوک سیاست پولی	۰.۰۱۵	inf	۰.۵۴۰	۰.۰۵۰

منبع: یافته‌های پژوهش

علاوه بر این، توزیع پسین تخمین زده شده از γ_4 به خوبی نشان‌دهنده درجه مهمی از جایگزینی بین تقاضای پول رایج و رمز پول است.

در جدول ۴ مشخص است که γ_6 از γ_5 به صورت قابل توجهی بزرگتر است و این امر نشان می‌دهد که واکنش مانده حقیقی رمز پول نسبت به نرخ بهره اسمی به مراتب بالاتر از واکنش آن نسبت به نوسانات تولید است. این نتیجه اثر مهمی نسبت به واکنش تقاضای رمز پول به شوک ترجیحات خانوار دارد.

علاوه بر این، مشخص است که میانگین‌های پسین γ_7 و γ_8 بالاتر از حد معمول هستند. این نتایج دو مفهوم اصلی دارند. اول این‌که، نشان می‌دهند که شوک تقاضا ($\widehat{e_t^c}$) نقش مهمی را در نوسانات مانده حقیقی رمز پول‌ها ایفا می‌کند. دوم این‌که، برآوردها نشان دهنده کشش قوی جایگزینی بین رمز پول و پول رایج است.

با تمرکز بر پارامترهای مربوط به تولید رمز پول، پسین تخمینی ϱ به خوبی شناسایی شده است و مقدار کمی کمتر از واحد دارد. نتایج بدست آمده در این پژوهش مطالعات گرت و والاس[1] (۲۰۱۸) و اتی و همکاران[2] (۲۰۱۶) را که دریافتند نرخ مبادله بین پول رایج و رمز پول عامل

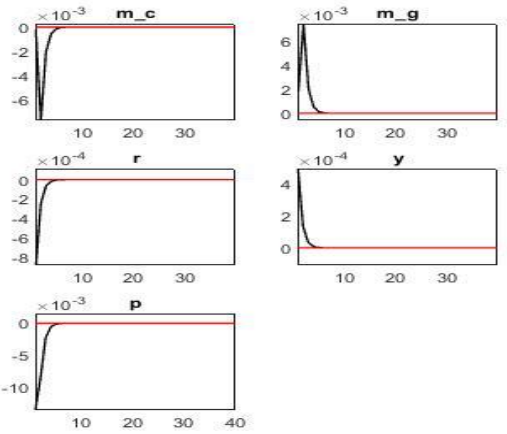
[1]. Garratt & Wallace (2018)
[2]. Athey (2016)

تعیین‌کننده مهمی در تولید رمز پول است تأیید می‌کند. مقدار تخمینی سهم مشترک رمز پول نسبت به کل رمز پول ($\frac{\xi}{\emptyset}$) نشان می‌دهد که بهره‌وری مشترک تأثیر قوی‌تری نسبت به بهره‌وری خاص در تولید رمز پول‌ها دارد. این امر نشان می‌دهد که شوک‌های بهره‌وری مشترک نسبت به شوک‌های بهره‌وری خاص تأثیرات بزرگ‌تری بر اقتصاد دارند.

ρ^{μ^g} که به نوعی واکنش نرخ بهره به رشد پول رایج را نشان می‌دهد، نسبت به مطالعات موجود نامبرده در بالا عدد بیشتری را نشان می‌دهد و بدان معنی است که بانک مرکزی جهت تنظیم سیاست پولی خود به رشد پول رایج اعتماد می‌کند.

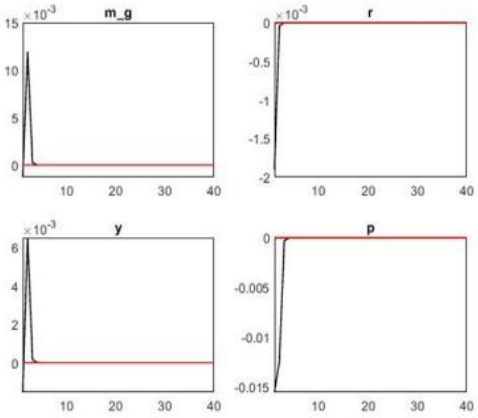
با توجه به مقادیر پسین در جدول ۵ مشخص است که شوک‌های ترجیحات خانوار و شوک‌های تکنولوژی نسبت به شوک‌های تقاضای رمز پول و پول رایج پایدارتر هستند. همچنین شوک خاص بهره‌وری از شوک‌های مشترک بهره‌وری پایدارترند. در نهایت مشخص است که شوک‌های بهره‌وری اعم از مشترک و خاص و شوک‌های تقاضای رمز پول و پول رایج از مابقی شوک‌های مدل بیشتر دستخوش نوسان هستند.

نمودارهای ۱ تا ۱۱ واکنش ضربه‌ای بدست آمده در الگوی پژوهش را در دو وضعیت وجود رمزپول و عدم وجود رمزپول نشان می‌دهد.



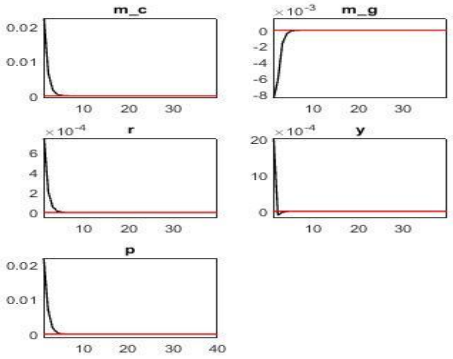
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: واکنش به شوک ترجیحات خانوار (با رمز پول)



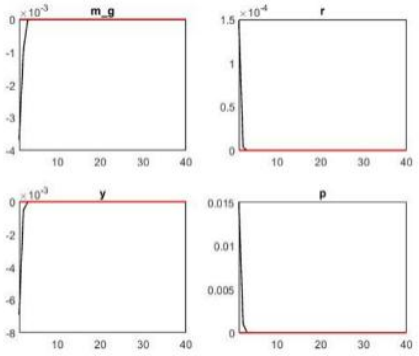
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: واکنش به شوک ترجیحات خانوار (بدون رمزپول)



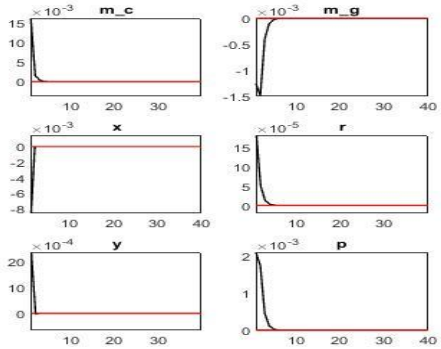
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: واکنش به شوک تقاضای پول رایج (با رمزپول)



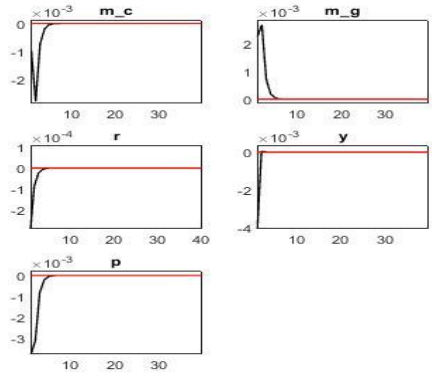
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: واکنش به شوک تقاضای پول رایج (بدون رمزپول)



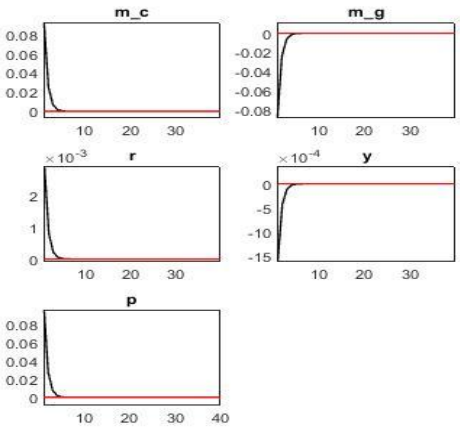
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵: واکنش به شوک (مشترک) عرضه رمز پول



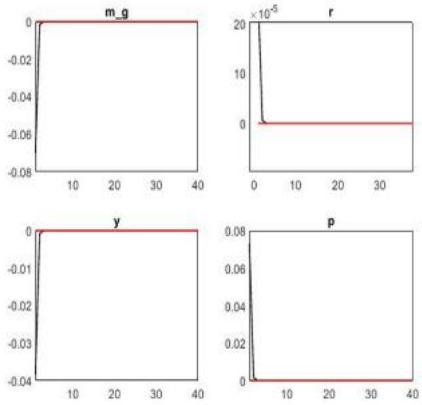
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶: واکنش به شوک تقاضای پول رمز پول (با رمزپول)



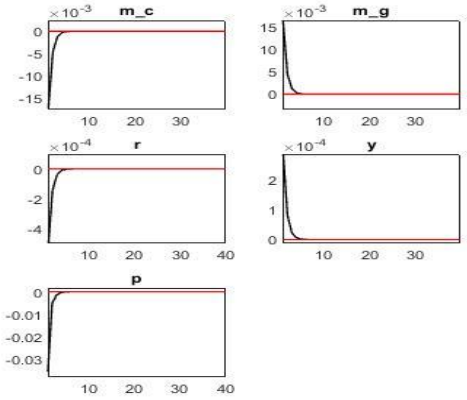
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷: واکنش به شوک سیاست پولی (با رمز پول)



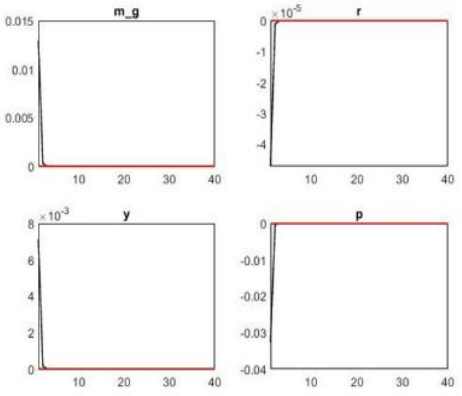
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۸: واکنش به شوک سیاست پولی (بدون رمز پول)



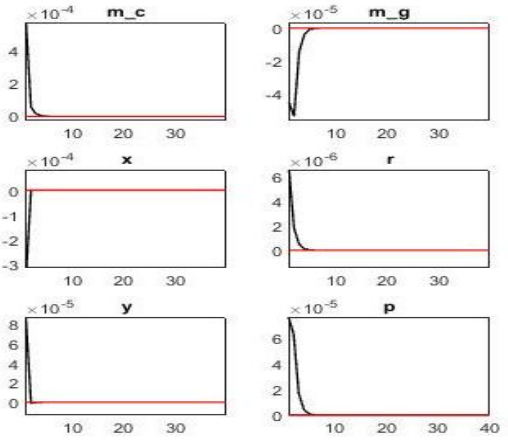
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۹: واکنش به شوک تکنولوژی (با رمزپول)



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۰: واکنش به شوک تکنولوژی



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۱: واکنش به شوک (خاص) عرضه رمز پول

برای بررسی توابع کنش ضربه‌ای یک شوک مثبت ۱٪ برای هر یک از این فرآیندهای برون‌زا در نظر گرفته شده است و مقادیر پارامترهای تخمین زده شده مدل برابر با میانگین تخمین آن‌ها از توزیع پسین در نظر گرفته شده است.

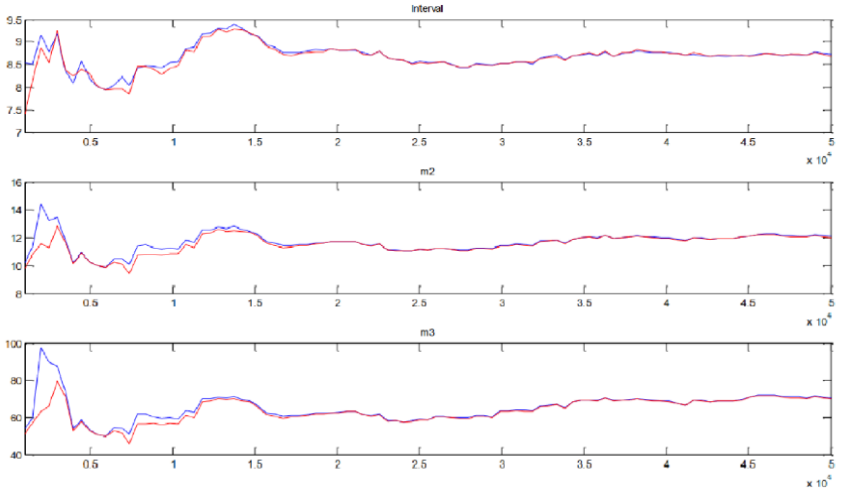
شوک ترجیحات، تولید و تورم را به ترتیب حدود ۰٫۶٪ و ۰٫۲٪ افزایش می‌دهد. مقام پولی با افزایش نرخ بهره اسمی پاسخ می‌دهد که البته این واکنش با تاخیر دو الی سه ماهه اتفاق می‌افتد. مانده حقیقی پول رایج افزایش می‌یابد اما تنها پس از دو- سه ماه کاهش می‌یابد و رابطه معکوس قوی با نرخ بهره اسمی نشان می‌دهد. تابع کنش ضربه‌ای شوک تکنولوژی نشان می‌دهد که یک شوک مثبت تکنولوژی باعث افزایش تولید شده است.

در پایان می‌توان نتایج حاصل از مدل ذکر شده در بخش‌های قبلی را با سناریو عدم وجود رمز پول مقایسه نمود. در این سناریو فرض بر این است که امکان جانشینی این دو نوع پول وجود نداشته باشد.

نتایج مدل بدون رمز پول نشان می‌دهد که شوک ترجیحات، تورم و تولید را به ترتیب حدود ۰٫۴۷٪ و ۰٫۶۲٪ افزایش می‌دهد. تابع کنش ضربه‌ای شوک تکنولوژی نشان می‌دهد که یک شوک مثبت تکنولوژی باعث افزایش تولید شده است. همچنین واکنش تقاضای پول رایج به شوک مثبت ترجیحات خانوار به صورت افزایشی است اما پس از مدتی رو به افول می‌گذارد.

نمودار ۸ نشان می‌دهد که شوک مثبت ۱ درصدی به سیاست پولی موجب افزایش ۰,۲۵ درصدی نرخ بهره اسمی می‌شود. در اثر این شوک تورم و تولید کاهش پیدا می‌کند. پاسخ منفی تولید و پاسخ مثبت نرخ سود اسمی موجب کاهش تقاضا برای پول رایج می‌شود.

جهت صحت سنجی مدل پژوهش از آزمون بازتشخیصی چند متغیره استفاده شده است. این آزمون توسط نرم افزار DYNARE چندین بار شبیه‌سازی متروپولیس هستینگز[1] را اجرا می‌کند و در هر بار از یک نقطه کار خود را آغاز می‌کند. اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد، باید رفتار این زنجیره‌ها شبیه به هم باشد و یا به سمت یکدیگر همگرا شوند. نمودار ۱۲ نتایج حاصل از همگرایی گشتاورها را نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۲: نمودار همگرایی گشتاورها (آزمون بازتشخیصی چند متغیره)

نتایج این آزمون تشخیصی نشان می‌دهد که واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند که بیان‌گر صحت مناسب برآوردهای انجام شده از پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که برآورد پارامترهای مدل از صحت خوبی برخوردار است.

[1]. Metropolis-Hastings Simulation

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد سیاستی

در این مقاله، یک مدل (DSGE) جهت ارزیابی پیامدهای اقتصادی رمز پول‌ها توسعه داده شده است و جهت تشخیص بهتر تاثیرات وجود رمز پول به عنوان جانشینی برای پول رایج، نتایج این مدل با زمانی که رمز پول نتواند جانشین پول رایج شود مقایسه شده است. در این مدل فرض شده است که خانوار، مطلوبیت خود را برای نگهداری رمز پول نیز به حداکثر می‌رساند. علاوه بر این، در چارچوب نظری این پژوهش، استخراج کننده‌هایی تعیین شده‌اند که عرضه رمز پول‌ها را در اقتصاد تعیین می‌کنند. این مدل با استفاده از داده‌های ماهانه کشور ایران تخمین زده شد و نتایج تجربی به دست آمده به شرح ذیل است:

تجزیه و تحلیل پاسخ ضربه‌ای[۱] برای نشان دادن تأثیرات ترجیحات، فناوری و شوک‌های پولی بر مانده‌های واقعی پول رایج و همچنین موجودی واقعی رمز پول‌ها ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک اثر جانشین قوی بین مانده حقیقی پول رایج و مانده حقیقی رمز پول در پاسخ به فناوری، ترجیحات و شوک‌های سیاست پولی وجود دارد. علاوه بر این، شوک‌های تقاضای پول رایج تأثیرات بیشتری بر اقتصاد نسبت به تقاضای رمز پول‌ها دارد. همچنین شوک‌های بهره‌وری رمز پول‌ها منجر به یک کاهش در نرخ ارز اسمی می‌شود. تولید و تورم کاهش می‌یابد در حالی که نرخ بهره اسمی افزایش می‌یابد. با این حال، میزان اثرات این شوک‌ها بسیار کمتر از شوک‌های «سنتی»[۲] است.

با مقایسه نتایج حاصل از این دو سناریو مشخص است که افزایش در تولید و تورم در سناریو دوم (زمانی که رمزپول در سیستم وجود ندارد) نسبت به سناریو اول (زمانی که رمزپول در مبادلات وجود دارد) بیشتر است. این امر نشان از وجود تورم بیشتر در زمان عدم وجود رمزپول است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که زمانی که بتوان رمزپول را به عنوان جانشینی از پول رایج استفاده نمود به مراتب نوسانات تورم کاهش پیدا می‌کند و کشور شاهد افزایش بی رویه تورم نخواهد بود. در سناریوی اول، شوک مثبت ۱ درصدی به سیاست پولی موجب افزایش ۰,۳۷ درصدی نرخ بهره اسمی می‌شود. در اثر این شوک تورم و تولید کاهش پیدا می‌کند. پاسخ منفی تولید و پاسخ مثبت نرخ سود اسمی موجب کاهش تقاضا برای پول رایج می‌شود. ولی در سناریو دوم، شوک مثبت ۱ درصدی به سیاست پولی موجب افزایش ۰,۲۵ درصدی نرخ بهره اسمی می‌شود. در اثر این شوک

---

[۱]. نتایج واکنش‌های ضربه‌ای در پیوست آورده شده است.

[2]. Traditional Shocks

تورم و تولید نسبت به سناریو اول کمترکاهش پیدا می‌کند. این امر موجب کاهش تقاضا برای پول رایج می‌شود که البته این کاهش در تقاضای پول رایج نسبت به زمانی که رمزپول می‌تواند جانشین پول رایج شود، کمتر است. بنابراین می‌توان از مقایسه نتایج حاصل از ایجاد یک شوک مثبت سیاست پولی در دو سناریو متوجه شد که تقاضای پول رایج زمانی که رمزپول به عنوان جانشین پول رایج باشد واکنش شدیدتری نسبت به زمانی که پول رایج تنها ارز مبادلات سیستم چهار بخشی است، نشان می‌دهد.

یکی از موضوعات چالش برانگیز دو سال اخیر، بحث تنظیم‌گری و نوع مواجهه با فناوری نوینی همچون فناوری دفاتر کل توزیع شده (DLT) همانند بلاک‌چین بوده است.

در واقع سیاست‌گذار با تنظیم‌گری مناسب بایستی شرایط و ساز و کاری ایجاد نماید که استفاده از این فرصت‌ها برای اقتصاد کشور بیشینه شود و چالش‌های آن نیز به حداقل میزان خود برسد. به طور کلی دولت در حوزه اقتصاد فضای مجازی معمولا با تعلل خود موجب فرصت سوزی و تهدید سازی می‌شود. در این راستا ذکر چند نکته می‌تواند مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. نخست، ظرافت ویژه‌ای که سیاست‌گذار بایستی در تدوین مقررات مناسب و انعطاف‌پذیر خود رعایت کند؛ این است که تنظیم‌گری در فضای رمزپول‌ها متفاوت از سایر حوزه‌ها بوده چراکه اغلب، ساختار آن غیر متمرکز است و لذا نحوه مواجهه با آن نیز باید متفاوت باشد. دوم، در حال حاضر فعالیت استخراج رمزپول‌ها بایستی بیشتر به صورت یک فعالیت صنعتی نگریسته شود و نه یک فعالیت در سطح خرد و خانگی، استخراج در مقیاس بسیار کم توصیه نمی‌شود و پیشنهاد می‌شود برای مشارکت سرمایه‌های اندک افراد علاقه‌مند به این حوزه، امکان تامین مالی جمعی فراهم شده و بخش خصوصی مطمئن با نظارت دولت سرمایه‌های خرد را جمع کرده و تجهیزات استخراج را در مکان‌های مناسب با شرایط خاص قرارداده تا از تجمیع آن‌ها هزینه‌ها کاهش یابد. به علاوه با بهبود ارتباط میان فعالین حوزه استخراج در کشور، توصیه می‌شود با تجمیع سرمایه‌گذاری‌های این فعالین، نیروگاه‌های اختصاصی در این رابطه راه‌اندازی کنند.

سوم، با جهت‌گیری مناسب دولت، امکان ایجاد استخرهای استخراج در داخل کشور توسط بخش خصوصی می‌تواند فراهم شود و لذا استخراج‌کنندگان داخلی می‌توانند به آرامی نقش پررنگ‌تری در کل فعالیت استخراج در سطح بین‌المللی داشته باشند.

چهارم، دولت بایستی در رابطه با وصول سهم خود از درآمدهای ناشی از فعالیت استخراج تصمیم‌گیری مناسبی انجام دهد. رفتار منطقی این است که همانند هر فعالیت اقتصادی دیگری،

دولت در انتهای فعالیت سهم خود را در قالب مالیات بر عملکرد دریافت نماید و همچنین در خرید و فروش تجهیزات نیز در قالب ارزش افزوده و حقوق ورودی درآمدهایی ایجاد نماید.

به طور کلی، این پژوهش بینش‌ها و شواهد جدیدی در مورد مکانیسم‌های زیربنایی رمز پول و اثرات سرریز آن بر اقتصاد ارائه می‌دهد. این می‌تواند راهنمایی برای سرمایه‌گذاران، سیاست‌گذاران، بانک‌داران مرکزی و محققان در مورد نحوه عمل به رمز پول‌ها و اکوسیستم آن در آینده باشد. به طور خاص، دو توصیه سیاستی از تجزیه و تحلیل این پژوهش بیرون می‌آید.

- در مرحله اول، طبق نتایج نشان داده شد که افزایش عرضه رمز پول‌ها بر تولید تأثیر منفی می‌گذارد. بنابراین، مقام پولی می‌تواند تصمیم بگیرد که نرخ سیاست خود را در پاسخ به تغییرات مانده حقیقی رمز پول‌ها که شامل وزنی برای رشد رمز پول‌ها است، در تابع واکنش سیاست خود تنظیم کند.
- در مرحله دوم، نتایج نشان می‌دهد که اگر بانک مرکزی بخواهد از افت تولید جلوگیری کند، واکنش نرخ بهره اسمی به تغییرات رشد پول رایج باید تدریجی باشد.

References

Aaij, R. Beteta, C. A. Adeva, B. Adinolfi, M. Adrover, C. Affolder, A. & Ali, S. (2012). "First Evidence of Direct C P Violation in Charmless Two-Body Decays of B s 0 Mesons". Physical Review Letters **108**(20): 201.

Abramaowicz, M. (2019). "Cryptocurrency-based Law". Ariz. L. Rev. **58**: 59.

Allen, H. (2003). "Innovations in Retail Payments: E-Payments". Bank of England Quarterly Bulletin Winter.

Berentsen, A. & Schar, F. (2018). "A Short Introduction to the World of Cryptocurrencies". FRB of St. Louis Working Review.

Blinder, A. S. (2000). "Central-bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It?." . American Economic Review **90**(5): 1421-1431.

Böhme, R. Christin, N. Edelman, B. & Moore, T. (2015). "Bitcoin: Economics, Technology, and Governance". Journal of Economic Perspectives **29**(2): 213-38.

Bouchardon, S. & Heckman, D. (2012). "Digital Manipulability and Digital Literature". Electronic Book Review **5**.

Boyle, D. (2015). *The Money Changers: Currency Reform from Aristotle to E-Cash*, Routledge.

Carbunar, B. Shi, W. L. & Sion, R. (2011). "Conditional E-Payments with Transferability". Journal of Parallel and Distributed Computing **71**(1): 16-26.

Clegg, A. G. (2014). "Could Bitcoin be a Financial Solution for Developing Economies". University of Birmingham Working Review 2013-14.

Collins, M. (2012). *Money and Banking in the UK: A History* (Vol. 6), Routledge.

Cooper, R. N. (1984). "A Monetary System for the Future". Foreign Aff. Oxford University Press, 2011 **63**: 6-16.

Corbera, E. (2012). "Problematizing REDD+ as an Experiment in Payments for Ecosystem Services". Current Opinion in Environmental Sustainability **4**(6): 612-619.

Corbet, S. Lucey, B. Peat, M. & Vigne, S. (2018). "Bitcoin Futures—What Use Are They? ". Economics Letters **172**: 23-27.

Cotteleer, M. J. Cotteleer, C. A. & Prochnow, A. (2007). "Cutting Checks: Challenges and Choices in B2B E-Payments". Communications of the ACM **50**(6): 56-61.

Davidson, S. De Filippi, P. & Potts, J. (2018). "Disrupting Governance: The New Institutional Economics of Distributed Ledger Technology". Available at SSRN 2811995.

Delmolino, K. Arnett, M. Kosba, A. Miller, A. & Shi, E. (2019, February). "Step by Step Towards Creating a Safe Smart Contract: Lessons and Insights from a Cryptocurrency Lab". In International Conference on

Financial Cryptography and Data Security (pp. 79-94). Springer, Berlin, Heidelberg, 79-94.

Frati, S. & Golduzian, B. (2020). "Bitcoin; Money Laundering and Countermeasures". Iranian and International Comparative Legal Research **14**(51): 1-20.

Fratianni, M. & Von Hagen, J. (2019). *The European Monetary System and European Monetary Union*, Routledge.

Gan, C. Clemes, M. Limsombunchai, V. & Weng, A. (2006). "A Logit Analysis of Electronic Banking in New Zealand". International Journal of Bank Marketing **46**: 180-184.

Gandal, N. & Halaburda, H. (2014). "Competition in the Cryptocurrency Market". The American Economic Review **17**: 112-131.

Gans, J. S. and Halaburda, H. (2019). "Some Economics of Private Digitalcurrency". Technical Report, Rotman School of Management Working Paper **21**: 80-96.

Garber, P. M. (1986). "Nominal Contracts in a Bimetallic Standard". The American Economic Review 1012-1030.

Garratt, R. and Wallace, N. (2018). "Bitcoin 1, Bitcoin 2, An Experiment in Privately Issued Outside Moneis". Economic Inquiry **56**(3): 1887-1897.

Halaburda, H. Haeringer, G. Gans, J. S. & Gandal, N. (2020). "The Microeconomics of Cryptocurrencies". National Bureau of Economic Research **w27477**: 183-211.

Halpin, R. & Moore, R. (2015). "Developments in Electronic Money Regulation–the Electronic Money Directive: A Better Deal for E-Money Issuers?". Computer Law & Security Review **25**(6): 563-568.

Hartmann, M. E. (2006). "E-payments Evolution. In Handbuch E-Money, E-Payment & M-Payment". Bank of England Quarterly Bulletin Winter (pp. 7-18). Physica-Verlag HD.

Hayes, A. S. (2017). "Cryptocurrency Value Formation: An Empirical Study Leading to a Cost of Production Model for Valuing Bitcoin". Telematics and Informatics **34**(7): 1308-1321.

Hileman, G. & Rauchs, M. (2017). "Global Cryptocurrency Benchmarking Study". Cambridge Centre for Alternative Finance 33-35.

Houy, N. (2014). *The Economics of Bitcoin Transaction Fees*, GATE WP, 1407. https://nobitex.ir/annual-report/2021/.

Jack, W. Suri, T. & Sloan, M. I. T. (2020). "The Economics of M-PESA". Unpublished Paper.

Keivani, F. S. Jouzbarkand, M. Khodadadi, M. & Sourkouhi, Z. K. (2012). "A General View on the E-banking". International Proceedings of Economics Development & Research 43-62.

Lindenberger, D. (2003). "Service Production Functions". EWI Working Paper No.03.02 Institute of Energy Economics University of Cologne (EWI) http://hdl.handle.net/10419/23150.

Makarov, I. & Schoar, A. (2020). "Trading and Arbitrage in Cryptocurrency Markets". Journal of Financial Economics **135**(2): 293-319.

Mantel, B. & McHugh, T. (2001). "Competition and Innovation in the Consumer E-Payments Market? Considering the Demand, Supply, and Public Policy Issues". Federal Reserve Bank of Chicago Public Policy Working Paper No. EPS-2001-4.

Mehrad, D. & Mohammadi, S. (2017). "Word of Mouth Impact on the Adoption of Mobile Banking in Iran". Telematics and Informatics **34**(7): 1351-1363.

Money, E. S. Carter, G. P. & Serre, M. L. (2009). "Modern Space/Time Geostatistics using River Distances: Data Integration of Turbidity and E. Coli Measurements to Assess Fecal Contamination along the Raritan River in New Jersey". Environmental Science & Technology **43**(10): 3736-3742.

Owen, A. L. & Fogelstrom, C. (2005). "Monetary Policy Implications of Electronic Currency: an Empirical Analysis". Applied Economics Letters **12**(7): 419-423.

Özer, A. H. & Özturan, C. (2011). "A Direct Barter Model for Course Add/Drop Process". Discrete Applied Mathematics **159**(8): 812-825.

Palley, T. I. (2001). "The E-Money Revolution: Challenges and Implications for Monetary Policy". Journal of Post Keynesian Economics **24**(2): 217-233.

Rogoff, K. (2002). "The Surprising Popularity of Paper Currency". Finance and Development 39(1): 56-7.

Rotemberg, J. J. (1982). "Sticky Prices in the United States". Journal of Political Economy **90**(6): 1187-1211.

Sadeghian, M. K. Yavari, K. & Alavi Rad, A. (1400). "Identifying the Variables Affecting the Price of Bitcoin Cryptocurrency: Bayesian Averaging (BMA) and Weighted Average Squares (WALS) Approach". Financial Engineering and Securities Management **12**(46): 517-539.

Sapuric, S. and Kokkinaki, A. (2014). "Bitcoin is Volatile! Isn't That Right?". Business Information Systems Workshops 255-265.

Schilling, L. & Uhlig, H. (2019). "Some Simple Bitcoin Economics". Journal of Monetary Economics 106: 16-26.

Schor, J. B. (2005). "Prices and Quantities: Unsustainable Consumption and the Global Economy". Ecological Economics **55**(3): 309-320.

Sichinava, D. (2019). "Cryptocurrency and Prospects of its Development". Ecoforum Journal **8**: 2-7.

Sockin, M. & Xiong, W. (2020). "A Model of Cryptocurrencies (No. w26816)". National Bureau of Economic Research **86**: 299-305.

Sockin, M. and Xiong, W. (2018). "A Model of Cryptocurrencies. Technical Report". Working Paper IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics: Systems **48**(9): 1421-1428.

Sohail, M. S. & Shanmugham, B. (2003). "E-banking and Customer Preferences in Malaysia: An Empirical Investigation". Information Sciences **150**(3-4): 207-217.

Solomon, L. D. (2000). "Rethinking our Centralized Monetary System: The Case for a System of Local Currencies". Greenwood Publishing Group. **19**: 67-92.

Tafaghodi Asrari, G. (2013). "History of Money and its Evolution". History Research **15**: 11-27.

Taghinejad, I. and Mohammad. B. (2012). "Taylor Extended Rule: A Case Study of Iran". Economic Modeling Research Quarterly **9**(fall 2012): 18-29.

Urquhart, A. (2016). "The Inefficiency of Bitcoin". Economics Letters **148**: 80-82.

Urquhart, A. (2018). "What Causes the Attention of Bitcoin?". Economics Letters **166**: 40-44.

Weatherford, J. (2009). *The History of Money*, Crown Business. Journal of Monetary Economics **95**: 116-136.

Woodford, M. (2000). "Monetary Policy in a World Without Money". International Finance **3**(2): 229-260.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 155-186.

The Impact of Cryptocurrency as a Substitution for Government Currency on the Iranian Economy in a DSGE Model

Fatemeh Farzin[1]
Kazem Yavari[2*]
Reza Naharzadeh[3]

Received: 15-03-2022 Accepted: 17-05-2022

Introduction: One of the words that is heard in the present life is digital currency Digital currency is a component of a decentralized financial system to facilitate economic transactions through evicting intermediaries such as banks as much as possible. In the meantime cryptocurrency is a digital or virtual currency that is secured by cryptography and made nearly impossible to counterfeit or double-spend. In the early 1990s, some elite people intended to give more freedom to the people through the use of the Internet and reduce the power of governments. The main goal of these elites was to empower people to control money and information and to simply eliminate intermediaries such as banks.

Methodology: Templates based on time series equations are a new type of economic modelling that dates back to the early 1970s. Time series patterns include a wide range of economic patterns, the most important of which is the vector auto regression pattern. Time series equations can be extracted in two ways, including a method of inference from theory and then modelling according to the researcher and the relevant statistical tests to determine the accuracy of the model and the estimated parameters. This type of modelling faces several problems such as unstructured parameters, structural shock detection, and specification error. Due to the nature of partial equilibrium, they sometimes have difficulty understanding the economic conditions and erroneous predictions. The problems are due to the difference between the model and the economic theory. To solve these problems, dynamic stochastic general equilibrium (abbreviated as DSGE, or DGE, or sometimes SDGE) models were used. This kind of modelling is a macroeconomic method often employed by monetary and fiscal authorities for policy analysis, explaining historical time-series data as well as future forecasting purposes. The present study has used the DSGE method to estimate the

[1]. PhD Student of Tarbiat Modares University
Email: kyavari@yazd.ac.ir
[2]. Professor of Department of Economics, Management & Accounting, Yazd University
[3]. Associate Professor at the Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University

model. In this model, it is assumed that households gain utility from consumption, government currency and cryptocurrency, and labor supply has inutility for those households. Therefore, they try to maximize its utility by using their budget constraint. Another part of this study is the entrepreneurial section (cryptocurrency miners), which assumes that there is a continuous chain of entrepreneurs denoted by *n*, and that each entrepreneur operates under conditions of perfect competition. The third part is the manufacturing firm, which assumes that firms are different in an exclusive competitive environment for the production of intermediate goods and have access to other intermediate goods of other firms to produce a final product under perfectly competitive market conditions. The last section is the central bank, which determines the monetary policies governing the society. In this study, it is assumed that the central bank uses the nominal interest rate as a rule set in a modified Taylor (1993) model.

Results and Discussion: This model is estimated using the monthly data of Iran, and the results show that there is a strong substitution effect between the government currency real balance and the cryptocurrency real balance in response to technology, preferences and monetary policy shocks. In addition, government currency demand shocks have a greater impact on the economy than the cryptocurrency demand. Cryptocurrency productivity shocks also lead to a decline in the nominal exchange rate. Production and inflation decrease when nominal interest rates increase. However, the effects of these shocks are much less than those of traditional shocks.

Conclusion: Overall, this study provides new insights and evidence on the underlying mechanisms of cryptocurrency and its effects on the economy. It can be a guide for investors, policymakers, central bankers and researchers as how to operate cryptocurrencies and the corresponding ecosystem in the future. In particular, two policy recommendations emerge from the analysis of this study. First, according to the results, it was shown that increasing the supply of cryptocurrencies has a negative effect on production. Thus, monetary authorities may decide to adjust the rates in response to the changes in the cryptocurrency real balance, which include the weight for cryptocurrency growth, as a policy response. Second, if the central bank is to prevent a decline in output, the nominal interest rate response to the changes in government currency growth must be gradual. Furthermore, there is a strong alternating effect between the real money balance and the real money code balance in response to technology, preferences and monetary policy shocks. As the important finding of the study, the increase in production and inflation is greater when cryptocurrency is not present in exchanges, indicating that more inflation exists when there is no cryptocurrency.

Keywords: Block chain, Cryptocurrency, Bitcoin, DSGE model.
JEL Classification: E42, E50, E52, E58, E61.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۲۱۳-۱۸۷

تثبیت‌کنندگی خودکار سیاست‌های مالی و چرخه‌های اقتصادی ایران[۱]

محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی[۲]
نادر مهرگان[۳]
علی مهرگان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۰۱

چکیده

با توجه به نوسانات شدید اقتصادی ایران در سال‌های متمادی، نیاز به ابزارهایی برای تثبیت مسیر اقتصادی کشور بیش از همیشه احساس می‌شود. هدف از این پژوهش بررسی اثر تثبیت‌کنندگی خودکار سیاست‌های مالی، به خصوص سیاست‌های مالیاتی بر چرخه‌های اقتصادی ایران است. در این پژوهش داده‌های فصلی بهار ۱۳۷۲ الی پاییز ۱۳۹۷ استفاده شده است. چرخه با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات استخراج شده و مدل اقتصادسنجی مورد استفاده در این پژوهش SVAR است. نتایج نشان داده است، اثرگذاری تثبیتی سیاست‌های مالی به‌خصوص مالیات‌ها به دلیل سهم اندک آن نسبت به GDP، بر چرخه اقتصادی کم بوده، ولی با استفاده از تجزیه تاریخی در نقش تحلیل ضد واقعیت، نشان داده شده که سیاست‌های مالی، به‌خصوص مالیات‌های مستقیم اثرات ضد چرخه‌ای قابل توجهی داشته‌اند. در نهایت مالیات‌های مستقیم به عنوان متغیر کلیدی سیاست‌های مالی تثبیت‌کننده خودکار در نظر گرفته شده و پیشنهاد می‌شود، سیاست‌گذاران در توجه به این نوع مالیات‌ها اهتمام بیشتری داشته باشند.

واژگان کلیدی: مالیات، چرخه‌های تجاری، تثبیت‌کننده‌های خودکار، تحلیل ضد واقعیت.

---

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری علی مهرگان به راهنمایی دکتر محمدتقی گیلک حکیم آبادی و مشاوره دکتر نادر مهرگان در دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران است.

۲. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول) mgilak@umz.ac.ir
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران mehregannader@gmail.com
۴. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران mehregan@stu.umz.ac.ir

۱- مقدمه

یکی از اهداف مهم در اقتصاد کلان هموارسازی مسیر رشد اقتصادی در بلندمدت است. برای رسیدن به چنین هدفی لازم است از نوسانات شدید کوتاه‌مدت اقتصادی اجتناب شود. یکی از راهکارهای ارائه شده توسط اقتصاددانان، برای کنترل نوسانات در کوتاه‌مدت، دخالت دولت در اقتصاد به منظور تثبیت اقتصادی است. در ادبیات مالیه عمومی، سه محور برای دخالت اقتصاد در دولت تعریف می‌شود: محور تخصیصی، محور توزیعی و محور تثبیتی (ماسگریو و ماسگریو[1]، ۱۳۷۲: ۷-۸).

با توجه به این‌که نفت نقش بسیار مهمی در اقتصاد ۵۰ سال اخیر ایران داشته است، و این نکته که قیمت نفت در بازار جهانی و مقدار تولید نفت ایران در نشست‌های اوپک، در خارج از کشور تعیین می‌شود، همچنین این مسئله که درآمد نفتی تقریباً به صورت مستقیم در اقتصاد کشور سرریز می‌شود، اقتصاد ایران در سال‌های متمادی پس از شوک‌های نفتی، دستخوش نوسانات بسیار زیاد بوده است. دلایل مختلفی مانند انقلاب، جنگ و تحریم در دوره‌های مختلف؛ از علل این نوسانات در این سال‌ها بوده است.

یکی از مهم‌ترین راهکارهای برون‌رفت از وابستگی نوسانات اقتصادی به قیمت نفت، راهی است که نروژ آغازگر آن بوده و اکنون بسیاری از کشورهای دارای منابع طبیعی نیز آن روند را در پیش گرفته‌اند، یعنی سرمایه‌گذاری درآمدهای حاصل از نفت، به نحوی که اثرات درآمدی فروش نفت به صورت مستقیم در اقتصاد کشور مشاهده نشود، در ایران نیز صندوق توسعه ملی با رویکردی شبیه به همین راهکار شکل گرفت، اما در عمل این صندوق تبدیل به جیبی اضافه برای حکومت شد.

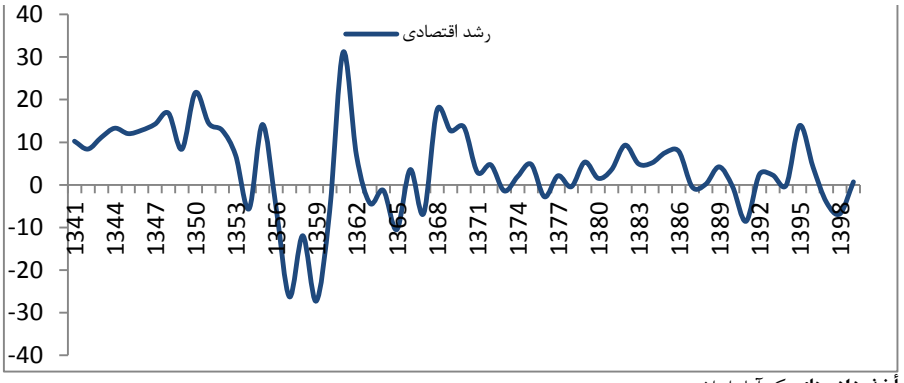
به هر حال تحریم‌های جدی سال‌های اخیر توفیقی اجباری را برای ایران به وجود آورد تا پس از سال‌ها بتواند وابستگی خود را از درآمدهای نفتی به‌طور چشمگیری کاهش دهد. مدل استاندارد تأمین مالی هزینه‌های دولت‌ها در اقتصاد، اخذ مالیات است. هرچند در ایران معاصر تاکنون اخذ مالیات به اندازه کافی جدی نبوده و میزان فرار مالیاتی و معافیت‌های مالیاتی همچنان بسیار زیاد است، اما در سال‌های اخیر به خاطر تحریم و عدم امکان انتقال پول از سیستم بانکی، ایران نمی‌تواند پول نفت فروخته شده خود را به راحتی دریافت نماید. به همین دلیل توجه بیشتری به مالیات به عنوان پایدارترین منبع درآمدی دولت شده است.

---

[1]. Musgrave and Musgrave

با توضیحات بیان شده واضح است که هدف اصلی دولت از مالیات ستانی بیشتر، کسب درآمد خواهد بود، اما مطلوب است که با توجه به نوسانات بسیار زیاد اقتصاد ایران، دولت‌ها در اخذ مالیات به عملکرد تثبیتی مالیات‌ها نگاه ویژه‌ای داشته باشند تا نوسانات در اقتصاد کشور بیشتر نشده و حتی با اخذ مالیات ضد ادواری، شدت نوسانات را کنترل کنند.

اساساً دو راه وجود دارد که سیاست مالی می‌تواند به تثبیت تقاضا کمک کند: دولت‌ها یا می‌توانند از سیاست‌های مالی فعالانه (در نتیجه کاهش مالیات و / یا افزایش هزینه‌ها) استفاده کنند یا ممکن است به تثبیت‌کننده‌های خودکار[1] متکی باشند (باتنر و فوست[2]، ۲۰۱۰). آمار و ارقام نشان می‌دهد که اقتصاد ایران از نوسانات تجاری شدید رنج می‌برد، نمودار زیر نشان می‌دهد که در دهه‌های گذشته به دلایل اقتصادی و غیر اقتصادی شاهد نوسانات شدید در رشد اقتصادی ایران بوده‌ایم. با وجود این دولت نتوانسته است به طور مؤثر از ابزارهای اقتصادی جهت کنترل این نوسانات استفاده کند.



مأخذ داده‌ها: مرکز آمار ایران

نمودار ۱: نرخ رشد اقتصادی ایران از سال ۱۳۴۱ الی ۱۳۹۹

نوسانات اقتصادی فقر را گسترش داده، نابرابری را تشدید، تولید و سرمایه‌گذاری را کاهش، بیکاری را افزایش می‌دهد و دیگر آن‌که درمان آن زمان زیادی را می‌طلبد تا اقتصاد به ثبات برگردد. سیاست‌های تثبیتی مالیات‌های خودکار می‌توانند در صورت مؤثر بودن، نوسانات را محدودتر نمایند. بررسی انواع ساختار مالیاتی از منظر تثبیت‌کنندگی به خصوص تثبیت‌کنندگی

[1]. Automatic Stabilizers
[2]. Buettner and Fuest (2010)

خودکار سیستم اقتصادی می‌تواند کمکی برای تحلیل آثار مالیاتی بر جامعه از یک زاویه جدید و با در نظر گرفتن ابعاد جدید و تازه در اقتصاد ایران باشد.

هدف از انجام این پژوهش بررسی روابط پویای میان چرخه‌های اقتصادی ایران و سیاست‌های مالی، به خصوص تأثیر تثبیت‌کنندگی خودکار مالیات‌ها است. زیرا تثبیت‌کننده‌های خودکار یک سیاست انفعالی برای دولت‌ها محسوب می‌شوند و در واقع با سازوکار خودکار خود ممکن است بتوانند به برخی از ایرادات اقتصاددانان ارتدکس نسبت به دخالت دولت در اقتصاد پاسخ دهند. ضمن این‌که با تغییر دولت این نوع مالیات‌ها مستقل از بینش سیاسی دولت‌ها کارکرد تثبیتی خودش را ادامه می‌دهد.

سوال اصلی پژوهش این است که آیا سیاست‌های مالی به خصوص مالیات‌ها به عنوان تثبیت‌کننده خودکار عمل می‌کنند؟ مقصود از انجام این پژوهش بررسی شوک‌های وارد به اقتصاد است. برای تبیین روابط پویای میان متغیرها؛ با توجه به شرایط کلی اقتصاد ایران، از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود. با استفاده از این ابزار تحلیل رفتار مالیات‌های مختلف بر روی چرخه‌های تجاری ایران از نظر تثبیت‌کنندگی، همچنین تثبیت‌کننده خودکار بودن آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی ارائه می‌شود.

در ادامه؛ سازمان‌دهی پژوهش در ادامه بدین شرح است: مروری بر ادبیات نظری، بررسی مطالعات انجام پذیرفته خارجی و داخلی در حوزه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل، برآورد مدل و ارائه نتایج پژوهش و نهایتاً سیاست‌ها و پیشنهادهای اقتصادی؛ همچنین پیشنهاد برای مطالعات آتی.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

نوسانات اقتصادی برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران مشکلی همیشگی است. اقتصاددانان نوسانات کوتاه‌مدت تولید و اشتغال را ادوار یا چرخه اقتصادی گویند. واکنش سیاست‌گذاران اقتصادی به این چرخه‌ها به چه صورت باید باشد؟ در این زمینه بین اقتصاددانان و در واقع مکاتب اقتصادی متفاوت، اختلاف نظر وجود دارد (منکیو[1]، ۱۳۹۸: ۳۱۵ و ۵۰۱).

[1]. Mankiw

بحث درباره تثبیت اقتصاد و لزوم مالیات ستانی برای ایجاد تثبیت در نظام اقتصادی از زمان کینز[1] شدت گرفت. کلاسیک‌ها معتقد بودند نظام اقتصادی یک نظام خود تثبیت است. اقتصاد همواره در تعادل بوده و اگر هم بر فرض از تعادل خارج شود حرکت گهواره‌ای دارد و سریعاً به نقطه تعادل باز می‌گردد. اقتصاددانان کلاسیک معتقدند که یک بیکاری بیش از اندازه تنها در دوره کوتاه‌مدت وجود دارد. به تعریف آن‌ها دوره کوتاه‌مدت یک دوره زمانی موقت است که قیمت‌ها برای تعدیل، به سمت سطوح تعادلی بلندمدت خود میل می‌کنند. در سال ۱۹۲۴ که کینز نگرش خود درباره دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را به رشته تحریر در می‌آورد، این جمله معروف خود را گفت که: در بلندمدت همه ما مرده‌ایم! تفاوت اصلی تفکرات کینز با پیشینیان خود در این است که وی ایده خودتنظیم بودن اقتصاد را رد می‌کند. کینز این نظریه کلاسیک‌ها که بر این باور بودند که اگر اقتصاد به حال خود رها شود و دخالتی در آن صورت نگیرد، به سرعت به وضعیت اشتغال کامل باز خواهد گشت را مردود دانسته و معتقد است برای رسیدن به تعادل در کوتاه‌مدت، دخالت دولت در اقتصاد ضروری است. همچنین از نظر وی سیاست مالی نقش مهم‌تری نسبت به سیاست پولی در تثبیت اقتصادی ایفا می‌کند (فارمر[2]، ۱۳۹۴: ۲۷-۳۰).

تثبیت‌کننده‌های خودکار نوعی سیاست مالی غیر فعالانه هستند، نام دیگر تثبیت‌کننده‌های خودکار، سیاست "تثبیت‌های درون سیستمی[3]" است. علت این نام‌گذاری این است که به محض این‌که یک بار این نوع سیاست‌ها در اقتصاد معرفی شوند، سپس به‌صورت خودکار عمل کرده و نیاز به مجوز، تصویب یا دخالت فعالانه سیاست‌گذار اقتصادی ندارد (جعفری صمیمی و کاظمی، ۱۳۹۳: ۱۷۴).

یکی از انتقادات مهمی که درباره دخالت دولت در اقتصاد با هدف تثبیت اقتصادی بیان شده است، وجود وقفه در مراحل شناسایی، تصمیم‌گیری، اجرا و بعضاً اثرگذاری این سیاست‌ها در اقتصاد است. منکیو این وقفه‌ها را به صورت کلی به دو وقفه داخلی[4] و خارجی[5] تقسیم کرده است و بیان می‌کند که وقفه داخلی سیاست مالی بیش از سیاست پولی است. حال برای این‌که در سیاست‌های مالی وقفه داخلی کاهش یابد، می‌توان سیاست‌های تثبیت خودکار را به سیاست‌گذار پیشنهاد داد

---

1. Keynes
2. Farmer
3. Built-in Stabilizers

۴. عبارت است از فاصله زمانی بین شوک وارد بر اقتصاد و اجرای سیاست در واکنش به شوک.

۵. یعنی اجرای سیاست‌های اقتصادی فورا بر متغیرهایی مانند درآمد، اشتغال و مخارج اثر نمی‌گذارد.

که بدون تغییر فعالانه سیاست‌ها، باعث رونق و رکود مورد نیاز اقتصاد (به صورت ضد ادواری) می‌شوند (منکیو، ۱۳۹۸: ۵۰۳-۵۰۵). یکی از مسائل مهم در چرخه‌های تجاری شناسایی متغیرهای پیشرو در اقتصاد است که بتوان با آن متغیرها با توجه به همسو بودن یا غیر همسو بودن آن‌ها با چرخه‌ها پیش‌بینی‌های مناسبی از اقتصاد داشت. در ایران برکچیان و سمائی (۱۳۹۹) در پژوهشی به همین منظور؛ سعی در ارزیابی متغیرهایی دارند که می‌توانند به صورت بالقوه به عنوان نشان‌گر پیشرو برای پیش‌بینی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران باشند. بازه زمانی پژوهش از ۱۳۶۷ الی ۱۳۸۷ بوده، نتایج این پژوهش نشان داد که «شاخص قیمت مصرف‌کننده- بهداشت و درمان»، «مالیات بر اشخاص حقوقی» و «اسکناس و مسکوک در دست اشخاص» از جمله متغیرهایی هستند که عملکرد پیش‌بینی آن‌ها براساس معیارهای ارزیابی پژوهش از سایر متغیرها بهتر است و به لحاظ وقفه انتشار عمومی نیز وضعیت مناسبی دارند. همچنین برکچیان و همکاران (۱۴۰۰) در ادامه مطالعه برکچیان و سمائی (۱۳۹۹) سعی در ساخت یک نشان‌گر ترکیبی پیشرو برای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی بدون نفت داشتند، نتایج نشان می‌دهد که بخش مهمی از نشان‌گرهای پیشرو ترکیبی ساخته شده هشدار نادرست، هشدار دیرهنگام و نقطهٔ مفقوده ندارند و به عبارت دیگر، عملکرد مناسبی در پیش‌بینی نقاط چرخش تولید ناخالص داخلی بدون نفت از خود نشان می‌دهند. همچنین این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص قیمت تولیدکنندهٔ برق، آب وگاز، مالیات بر واردات، مالیات بر سود شرکت‌ها و تعداد پروانه‌های ساختمانی، بیشترین نقش را در تولید نشان‌گرهای پیشرو ترکیبی بهینه دارند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در اقتصاد ایران مالیات‌های مختلف می‌توانند نقش متغیر پیشرو را در پیش‌بینی چرخه‌های تجاری ایفا نمایند.

بحث درباره تأثیر تثبیت‌کننده‌های خودکار بر کاهش نوسانات تولیدی اقتصاد، در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ میلادی در ادبیات اقتصادی مطرح بود. با وقوع بحران‌های مالی در سال‌های دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، بار دیگر این بحث در ادبیات اقتصادی مطرح شد، همچنین پس از بحران اقتصادی ۲۰۰۸، پژوهش درباره نقش سیاست‌های مالی به عنوان عامل در تثبیت تقاضای کل و در نهایت اشتغال و تولید، همچنان ادامه دارد. در ادامه مروری بر ادبیات مهم این موضوع در مطالعات خارجی و داخلی انجام می‌شود:

۲-۲- مطالعات خارجی

بلانچارد و پروتی[1] (۲۰۰۲) در یک تحقیق موشکافانه با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (SVAR)، با استفاده از داده‌های فصلی پنجاه ساله ۱۹۴۷:۱ الی ۱۹۹۷:۴، به بررسی پویای شوک‌های سیاست‌های مالی، یعنی مخارج دولت و مالیات‌ها در دوره پس از جنگ برای ایالات متحده آمریکا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت مخارج دولت تأثیر مثبت روی تولید و شوک مثبت مالیاتی تأثیری منفی روی تولید[2] خواهد داشت. همچنین آن‌ها نشان داده‌اند که هم افزایش مخارج دولت و هم افزایش مالیات ستانی موجب کاهش در سرمایه‌گذاری می‌شوند.

باتنر و فوست (۲۰۱۰) مالیات بر درآمد شرکت‌های آلمانی را به عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار مورد بررسی قرار دادند. با در نظر گرفتن نرخ‌های مالیات بر درآمد و تفاوت اندازه شرکت‌ها، آن‌ها بیان کردند که تثبیت تقاضا از طریق مالیات بر درآمد شرکتی حدود ۸ درصد از شوک اولیه به درآمد ناخالص است. این اثر تثبیت در طول چرخه تجاری متفاوت است و در طول رکودهای ادواری افزایش می‌یابد.

دالس و همکاران[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی میان ایالات متحده و اتحادیه اروپا (۱۹ کشور) با روش شبیه‌سازی خرد، اثرگذاری تثبیت‌کننده‌های خودکار را برای بیمه تأمین درآمد در بحران ۲۰۰۸ بررسی کرده‌اند، آن‌ها دریافتند تثبیت‌کننده‌های خودکار ۳۸ درصد از شوک درآمد متناسب در اتحادیه اروپا و ۳۲ درصد در ایالات متحده را جذب می‌کنند. در مورد شوک بیکاری ۴۷ درصد از شوک در اتحادیه اروپا جذب می‌شود، و ۳۴ درصد در ایالات متحده. این کاهش درآمد قابل استفاده، منجر به تثبیت تقاضا تا ۳۰ درصد در اتحادیه اروپا و تا ۲۰ درصد در ایالات متحده می‌شود. در اتحادیه اروپا ناهمگونی زیادی وجود دارد. تثبیت‌کننده‌های خودکار در شرق و جنوب اروپا بسیار پایین‌تر از کشورهای مرکزی و شمال اروپا هستند.

سن و کایا[4] (۲۰۱۳) رابطه هم‌جمعی و رابطه علّی گرنجری میان مالیات‌های مختلف و تولید ناخالص داخلی ترکیه را بررسی کرده‌اند و به این نتیجه رسیدند که مالیات بر درآمد شخصی بیشترین تأثیر را بر تثبیت اقتصادی این کشور دارد. مالیات مهم بعدی نیز مالیات بر شرکت‌هاست.

---

1. Blanchard and Perotti (2002)
2. Output
3. Dolls (2012)
4. Sen and Kaya (2013)

مک کی و ریس[1] (۲۰۱۶) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی؛ DSGE، نقش تثبیت‌کننده‌های خودکار در چرخه‌های تجاری ایالات متحده را بررسی می‌کنند. آن‌ها بیان می‌کنند که مجموعه تثبیت‌کننده‌های موجود در ایالات متحده علیرغم تثبیت مصرف کل، تأثیر کمی بر نوسانات چرخه‌های تولید کل یا بر هزینه‌های رفاهی داشته است. نقش تثبیت‌کننده‌ها در زمانی که سیاست پولی توسط کران پایین صفر محدود می‌شود (نرخ‌های بهره بسیار پایین است)، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند و از طریق ارائه بیمه‌های اجتماعی بر رفاه تأثیر می‌گذارد.

باترای و ترزکاکویچ[2] (۲۰۱۷) با طراحی یک مدل DSGE برای انگلستان در بازه زمانی ۱۹۸۷ الی ۲۰۱۱، به این نتیجه رسیدند که مصرف و سرمایه‌گذاری دولتی بیشترین اثر روی افزایش تولید ناخالص داخلی را در کوتاه‌مدت به همراه دارد. در بلندمدت نیز مالیات بر درآمد سرمایه و سرمایه‌گذاری‌های دولتی اثر غالب بر تولید ناخالص داخلی دارد. هنگامی که نرخ بهره اسمی در میزان کران پایین صفر باشد، مالیات بر مصرف و مصرف عمومی و سرمایه‌گذاری مؤثرترین ابزار مالی در سراسر افق تحلیل‌شده هستند و مالیات بر عایدی سرمایه و نیروی کار کمترین اثربخشی را نشان می‌دهد.

هاران شی[3] (۲۰۱۸) با بررسی تثبیت‌کننده‌های خودکار در اتحادیه پولی اروپا و بررسی تأثیر معیارهای پیشنهادی پیمان ماستریخت و پیمان ثبات و رشد[4] بر اثربخشی تثبیت‌کننده‌های خودکار در کشورهای عضو اتحادیه اروپا، با استفاده از داده‌های پانل از سال ۱۹۶۰ تا سال ۲۰۱۶ بیان می‌دارد که؛ نقش تثبیت‌کننده‌های خودکار از آغاز اتحادیه پولی اروپا به رغم محدودیت‌های صریح پیشنهادشده توسط پیمان ماستریخت و پیمان ثبات و رشد، به طور کلی افزایش یافته است. البته الزامات سفت و سخت اتحادیه اروپا، فقدان مکانیزم به اشتراک‌گذاری خطر در چرخه‌های تجاری و مشکلات ذاتی در روش محاسبه تثبیت‌کننده خودکار، پتانسیل کامل استفاده از تثبیت‌کننده‌های خودکار را محدود می‌کند.

سن و کایا (۲۰۲۰) با استفاده از مدل SVAR، در بازه زمانی (۳)۲۰۰۳-(۲)۲۰۱۶ با یک بسط در مقاله بلانچارد و پروتی، در اقتصاد ترکیه نشان داده‌اند، شوک ناشی از مالیات‌ها اثر غیر کینزی و مخارج دولت اثر ضعیف کینزی بر تولید ناخالص داخلی دارد.

---

1. McKay and Reis (2016)
2. Bhattarai and Trzeciakiewicz (2017)
3. Haoran Shi (2018)
4. SGP

بلانچارد و سامرز[1] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان تثبیت‌کننده‌های خودکار در محیطی با نرخ (بهره) پایین، در بازه زمانی ۱۹۸۹:۱-۲۰۱۹:۳ اقتصاد آمریکا را مورد بررسی قرار داده و به طور خلاصه بیان می‌دارند که: با توجه به پایین بودن یا حتی منفی بودن نرخ بهره در کشورهای پیشرفته، سیاست‌گذاران به سختی جایی برای تسهیل سیاست پولی در زمان وقوع رکود بعدی دارند. سیاست مالی باید نقش عمده و احتمالاً غالبی را در تحریک اقتصاد ایفا کند و سیاست‌گذاران را ملزم به بازنگری اساسی در سیاست مالی کند. بلانچارد و سامرز در این مقاله مهم تثبیت‌کننده‌های نیمه‌خودکار را معرفی می‌کنند. تثبیت‌کننده‌های نیمه‌خودکار، اقدامات مالیاتی یا هزینه‌ای هستند که مثلاً اگر نرخ رشد تولید کاهش یابد یا نرخ بیکاری فراتر از یک آستانه مشخص افزایش یابد، آغاز می‌شوند (و باید بیان کرد که تثبیت‌کننده‌های خودکار محض از چنین قابلیتی برخوردار نیستند). نویسندگان استدلال می‌کنند که محرک باید تغییرات در بیکاری باشد تا تغییرات در تولید، و طراحی تثبیت‌کننده‌های نیمه‌خودکار، خواه بر مکانیسم‌هایی تمرکز کنند که اساساً بر درآمد متکی هستند یا بر اثرات جانشینی بین زمانی (تغییر زمان مصرف)، به‌شدت به چگونگی طراحی سیاست‌های فعالانه بستگی دارد.

مک کی و ریس (۲۰۲۱) در پی تثبیت‌کننده‌های خودکار بهینه برآمده‌اند. اقتصاد مورد مطالعه آن‌ها ایالات متحده آمریکا بوده و از مدل بیلی- چتی[2] استفاده کرده‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که سخاوت بهینه سیستم تامین اجتماعی به مدت تثبیت اقتصاد کلان بستگی دارد. زمانی که سطح فعالیت اقتصادی بیشتر به برنامه‌های اجتماعی در شرایط رکود پاسخ‌گو باشد تا در دوره رونق، تثبیت‌کننده‌ها به افزایش سخاوت فشار می‌آورند. کالیبراسیون اقتصاد ایالات متحده نشان می‌دهد که در نظر گرفتن نگرانی‌ها در مورد ثبات اقتصاد کلان به طور قابل توجهی نرخ جایگزینی بیمه بیکاری بهینه را افزایش می‌دهد اما تأثیر ناچیزی بر مالیات بر درآمد تصاعدی بهینه دارد. مک کی و ریس نشان دادند که نقش برنامه‌های بیمه اجتماعی به عنوان تثبیت‌کننده خودکار بر طراحی بهینه آن‌ها تأثیر می‌گذارد و در مورد بیمه بیکاری، می‌تواند به تفاوت‌های اساسی در سخاوت سیستم منجر شود.

کاراس و یانگ[3] (۲۰۲۲) با استفاده از یک روش مبتنی بر کشش، تثبیت‌کننده‌های خودکار را برای بیست و نه کشور اروپایی در طول دو دهه اول قرن بیستم (۲۰۰۲-۲۰۱۹) تخمین زده‌اند.

---

1. Blanchard and Summers (2020)
2. Baily-Chetty
3. Karras & Yang (2022)

آن‌ها ابتدا تخمین‌های خود را با معیارهای ساده‌تر تثبیت‌کننده‌های خودکار، مانند اندازه دولت مقایسه کرده و سپس از آن‌ها برای بررسی رابطه بین تثبیت‌کننده‌های خودکار و چرخه تجاری استفاده کرده‌اند. در این پژوهش از نوسان خلاف واقعیت[1] استفاده شده است که نشان می‌دهد در نبود تثبیت‌کننده‌های خودکار، چرخه‌های اقتصادی به چه صورت بوده‌اند و از این طریق می‌توان اثرگذاری تثبیتی تثبیت‌کننده‌های خودکار را بر روی چرخه‌ها بهتر مشاهده نمود.

۲-۳- مطالعات داخلی

پروین و همکاران (۱۳۹۱) در بازه زمانی ۱۳۶۹ الی ۱۳۸۹ با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، تأثیر شوک‌های مالی بر تولید و سطح قیمت در ایران بررسی کرده‌اند، نتایج نشان می‌دهد که تکانه مثبت در مخارج کل و مخارج جاری دولت، تولید را در کوتاه‌مدت افزایش داده و موجب افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. اما هزینه‌های عمرانی اثر پایدارتری بر تولید دارد. همچنین تکانه مثبت در کل درآمد مالیاتی اثر چندانی روی تولید ندارد. اما اثر منفی کوتاه‌مدتی روی سطح قیمت می‌گذارد. در این مطالعه بیان شده است که تکانه مثبت در مالیات مستقیم، باعث کاهش تولید و سطح قیمت در کوتاه‌مدت شده و مالیات غیر مستقیم اثر معناداری بر تولید و سطح قیمت ندارد.

ورهرامی و لواسانی (۱۳۹۳) با استفاده از رهیافت تجزیه موجک، در دوره ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۷ تثبیت‌کنندگی خودکار مالیات بر درآمد را در ایران بررسی کردند، نتایج این پژوهش بیان‌گر این بود که تکانه‌های مالیات بر درآمد سهم اندکی از چرخه‌های تجاری را نشان می‌دهد و همچنین این مالیات به عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار طی دو دوره زمانی متفاوت رفتار نامتقارنی را در تعدیل چرخه‌های تجاری از خود نشان داده است.

جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۷) در بازه زمانی ۱۹۸۱ الی ۲۰۱۶، بیان کرده‌اند از بین ابزارهای مالی دولت نرخ مالیات بر مصرف و پس از آن مالیات بر مزد مهم‌ترین نقش را در کاهش بدهی‌های دولت بازی می‌کند. مخارج دولت کارکردی موافق چرخه‌ای در اقتصاد ایران دارد، ولی سه نوع مالیات مورد بررسی از ویژگی تثبیت‌کنندگی خودکار برخوردار هستند. در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ مالیات بر مصرف نسبت به مالیات بر مزد اثر انقباضی بزرگ‌تر اما کم‌دوام‌تری بر اقتصاد دارد، ولی در بلندمدت اثر مالیات بر مزد بیشتر از مالیات بر مصرف است.

---

[1]. Counterfactual

خداویسی و عزتی شورگلی (۱۳۹۸) با استفاده از روش خود رگرسیون برداری ساختاری و مدل چرخشی مارکوف در بازه زمانی ۱۳۶۹ الی ۱۳۹۶ با استفاده از داده‌های فصلی، نشان داده‌اند که اندازه ضریب فزاینده سیاست مالی با توجه به مدل مارکوف، برای مخارج دولت در دوران رکود بزرگ‌تر از دوره رونق و برای مالیات‌ها، در دوره رونق بزرگ‌تر از دوره رکود می‌باشد.

رسولی و همکاران (۱۳۹۹) در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ با داده‌های فصلی، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با پارامتر متغیر در طول زمان- میانگین متحرک پویا؛ TVP-DMA، نشان داده‌اند که سیاست مالی نسبت به سیاست‌های پولی اثرگذاری بیشتری بر نرخ بیکاری داشته است.

ابراهیمی و همکاران (۱۴۰۰) نحوه اثرگذاری سیاست مالی بر نرخ تورم و بیکاری در استان‌های ایران را با استفاده از داده‌های فصلی در بازه ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۵ بررسی کرده‌اند. روش مورد استفاده در این پژوهش خودرگرسیون برداری جهانی؛ GVAR بوده و نتایج واکنش استان‌ها نسبت به شوک مثبت سیاست مالی نشان داد نرخ بیکاری در برخی از استان‌ها معنادار بوده و در برخی دیگر، خیر. همچنین فقط استان‌های دارای واکنش معنادار نرخ بیکاری، به صورت معنادار به شوک مثبت نرخ تورم واکنش نشان داده‌اند. هم در مورد بیکاری و هم در مورد تورم، واکنش‌ها از نظر زمانی تقریباً یکسان ولی از نظر اندازه در استان‌های مختلف متفاوت بوده‌اند.

عزتی شورگلی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای TVAR اثرگذاری سیاست مالی را نسبت به ادوار تجاری ایران بررسی کردند و نتایج پژوهش نشان داد که مالیات کل در چرخه اقتصادی اثر قابل ملاحظه‌ای نداشته است.

گیلک حکیم‌آبادی و مهرگان (۱۴۰۰) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری، اثر مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن بود که بر خلاف مطالعات تجربی که در برخی از کشورهای دیگر انجام شده است، در ایران مالیات‌های مستقیم تأثیر چشم‌گیری بر کاهش نوسانات ادوار اقتصادی نداشته است. همچنین اثرگذاری مالیات غیر مستقیم بر ادوار اقتصادی سریع‌تر از مالیات‌های مستقیم است.

همان‌طور که در مطالعات بررسی‌شده ملاحظه می‌شود، بحث اثرات مالیات‌ها و تثبیت‌کنندگی خودکار در مطالعات خارجی، مورد توجه محققان برجسته علم اقتصاد قرارگرفته است و با روش‌های مختلفی، به تناسب پژوهش، درصدد ارزیابی و ارائه راهکار برای رسیدن به مالیات‌های بهینه از نظر تثبیتی هستند. همچنین در مطالعات داخلی نیز، به طور کلی در سال‌های اخیر، موضوع مالیات‌ها، مالیات ستانی و بحث تثبیت‌کنندگی مالیات مورد توجه محققین قرارگرفته است. از

طرفی، پژوهش در مورد تثبیت‌کنندگی خودکار سیاست‌های مالی کمتر مورد توجه بوده است. لازم به ذکر است در روش‌هایی که تثبیت‌کننده‌های خودکار مورد بررسی قرارگرفته‌اند، روش SVAR در میان روش‌های کمی مورد استقبال واقع شده است که با توجه به شرایط اقتصاد ایران، که نوعی عدم تقارن اطلاعاتی میان کارگزاران وجود دارد و کشور پیوسته در معرض شوک‌های غیر مترقبه گذشته قرار دارد، نیاز به سری‌های زمانی با وقفه مانند این مدل در پژوهش‌ها جدی به نظر می‌رسد. همچنین مطالعات انجام شده داخلی به تجزیه تاریخی تکانه‌های مدل SVAR نپرداخته‌اند. به همین منظور؛ با توجه به مطالعات تجربی که آمده است. مدل استفاده شده در این پژوهش مبتنی بر بسط سن و کایا (۲۰۲۰) درباره اقتصاد ترکیه از مدل پژوهش بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) می‌باشد.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- پژوهش و تصریح مدل

این پژوهش، کاربردی است و به لحاظ جمع‌آوری اطلاعات از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. داده‌های پژوهش از درگاه ملی آمار و بانک مرکزی گردآوری شده‌اند. برای برآورد مدل از داده‌های فصلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ در بازه ۱۳۷۲:۱ الی ۱۳۹۷:۳ استفاده شده است.

از آن‌جا که سیاست‌های مالی با تأخیر بیشتری روی تولید اثرگذارند، لازم است از مدلی پویا برای پاسخ به سوال پژوهش استفاده شود. با توجه به مطالعات تجربی که آمده است مدل استفاده شده در این پژوهش مبتنی بر بسط سن و کایا (۲۰۲۰) از مدل پژوهش بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) است.

خانواده مدل‌های خود رگرسیون برداری (VAR) در سال ۱۹۸۰ توسط سیمز معرفی شدند. این مدل‌ها در پاسخ به انتقاداتی که لوکاس از معادلات هم‌زمان، در رابطه با تغییر پارامترهای معادلات در طول زمان انجام داده بود، طراحی شدند. از طرفی، ایرادی که به مدل‌های VAR وارد می‌شد این بود که بر مبنای نظریات اقتصادی نبوده و صرفاً یک مدل آماری هستند، لذا مدل‌های خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) برای رفع این انتقاد معرفی شدند. مدل‌های خود رگرسیون برداری ساختاری برای شناسا کردن مدل، از قیودی استفاده می‌کنند که پشتوانه نظری اقتصادی داشته باشند.

به‌کارگیری این مدل‌ها به ویژه در مواقعی که نگرانی‌های مرتبط با نظریه‌های اقتصادی موجود و مفروضات آن‌ها وجود دارد (برای مثال در ایران)، می‌تواند سودمند باشد. برای غلبه بر این مشکل، یکی از مدل‌های اقتصادسنجی پرکاربرد، تکنیک مدل خود رگرسیون برداری ساختاری بلانچارد

و پروتی (B-P SVAR) است، در ادبیات اقتصادی این تکنیک، برای ثبت اثرات سیاست‌های مالی مشهور و شناخته شده است (سن و کایا، ۲۰۲۰).

متغیرهای استفاده شده در مدل پژوهش عبارت است از:

$$X = (lex_t, lit_t, ldt_t, cl\ gdp_t)$$
$$U = (u_t^{lex}, u_t^{lit}, u_t^{ldt}, u_t^{cl\ gdp})$$

متغیرها به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۹۰ هستند. X بردار متغیرهای درون‌زا و U بردار شوک‌های فرم ساختاری است. متغیرهای بردار X عبارت‌اند از:

lex= لگاریتم مخارج کل حقیقی دولت (اطلاعات این متغیر از بانک مرکزی دریافت شده است)

lit= لگاریتم مالیات‌های غیر مستقیم (اطلاعات این متغیر از بانک مرکزی دریافت شده است)

ldt= لگاریتم مالیات‌های مستقیم (اطلاعات این متغیر از بانک مرکزی دریافت شده است)

clgdp= چرخه لگاریتم GDP (محاسبه شده از داده‌های مرکز آمار ایران)

برای استخراج چرخه از روند GDP، از فیلتر هودریک پرسکات با متغیر هموارسازی (لاندا=□) برابر ۶۷۷ استفاده شده است. این عدد برای داده‌های فصلی برای اقتصاد ایران توسط عینیان و برکچیان (۱۳۹۲) استخراج شده است. جعفر زاده و همکاران (۱۴۰۰) نشان داده‌اند که فیلترهای فرکانس بالا مانند فیلتر هودریک پرسکات که چرخه‌های تجاری با نوسانات بالاتری را تفکیک می‌کنند، برای شناسایی چرخه‌های تجاری ایران، از فیلترهای میان‌گذر که چرخه‌های کم‌نوسان‌تری را تخمین می‌زنند، مناسب‌تر هستند.

با توجه به مدل سن و کایا (۲۰۲۰) روابط بین پسماندهای فرم خلاصه شده (e_t) و پسماندهای فرم ساختاری (u_t) به صورت زیر است:

$$Au = Be$$
$$u = A^{-1}Be$$

بیان جبری این روابط به این صورت است:

$$u_t^{lex} = \beta_{lex} e^{lex}$$
$$u_t^{lit} = \alpha_{lit.lex} u^{lex} + \beta_{lit} e^{lit}$$
$$u_t^{ldt} = \alpha_{ldt.lex} u^{lex} + \alpha_{ldt.lit} u^{lit} + \beta_{ldt} e^{ldt}$$
$$u_t^{c\lg dp} = \alpha_{c\lg dp.lex} u^{lex} + \alpha_{c\lg dp.lit} u^{lit} + \alpha_{c\lg dp.ldt} u^{ldt} + \beta_{c\lg dp} e^{c\lg dp}$$

یکی از روش‌های مدل‌سازی SVAR، مدل‌سازی بازگشتی پایین مثلثی است. در این روش، در تجزیه مدل از تجزیه چولسکی پیروی می‌کنیم. با توجه به این‌که مدل SVAR پژوهش از نوع AB می‌باشد، یعنی از هر دو ماتریس A و B برای مقید کردن مدل استفاده شده است، لذا حداقل قیود لازم برای شناسا شدن مدل ساختاری برابر با $k^2+\frac{k(k-1)}{2}$ قید است که با توجه به داشتن ۴ متغیر، برابر با ۲۲ قید می‌شود (لوتکه پول، ۲۰۰۵: ۳۶۴). در روش تجزیه چولسکی ترتیب قرار گرفتن متغیرها مهم است. همچنین برخی انتقاداتی که به مدل SVAR می‌شود که در طراحی این مدل می‌توان اعمال سلیقه به خرج داد و در این حالت SVAR به معادلات هم‌زمان شبیه دانسته شده است، وارد نخواهد بود. زیرا منطقی که در پشتوانه ترتیب قرار گرفتن متغیرها قرار دارد به این صورت است که ابتدا متغیری نوشته می‌شود که در یک دوره چسبندگی بیشتری دارد، یا به بیان دیگر، متغیرهایی ابتدا انتخاب می‌شوند که به طور هم‌زمان تحت تأثیر شوک‌های کمتری قرار دارند (هنسن، ۲۰۲۲: ۵۳۱). به همین دلیل لازم است که توضیح داده شود چرا ترتیب متغیرها به صورتی که در بردار X نوشته شده آمده است:

سطر اول: به دلیل این‌که مخارج دولتی در ایران در هر سال، معمولاً با توجه به بودجه‌ای که سال قبل به دستگاه مربوطه اختصاص پیدا کرده است، تخصیص می‌یابد و این نوع بودجه‌ریزی را اصطلاحاً بودجه‌ریزی بر مبنای صفر می‌نامند.

سطر دوم و سوم: تخمین مدل در هر دو حالتی که مالیات مستقیم ابتدا قرار بگیرد یا مالیات غیر مستقیم، نشان داد که شوک‌های اقتصادی تغییر چندانی از خود نشان نمی‌دهند، مالیات‌های مستقیم در سطر سوم قرارگرفته‌اند. نتایج آزمون علیت گرنجر نیز نشان داد که علیت بین مالیات غیر مستقیم و مستقیم دو طرفه است؛ با توجه به این موارد و با پیروی از مطالعه سن و کایا (۲۰۲۰)، مالیات‌های غیر مستقیم در این مطالعه در سطر بالاتر از مالیات‌های مستقیم قرار گرفته‌اند.

سطر چهارم: با توجه به این‌که چرخه تولید ناخالص داخلی متغیر هدف در این پژوهش بوده است، و در واقع اهمیت موضوع مورد مطالعه تأثیرپذیری این متغیر از سایر متغیرها (که سیاست‌های مالی هستند) است، لذا در آخرین سطر ماتریس جای گرفته است. همچنین مشخص است که چرخه تجاری تولید ناخالص داخلی، هرچند اندک، از مالیات‌ها و مخارج دولتی حداقل در کوتاه‌مدت متأثر خواهد شد.

۴- برآورد مدل و ارائه نتایج پژوهش

در مرحله اول، ریشه واحدهای متغیرها، با استفاده از آزمون KPSS موردبررسی قرارگرفته‌اند، نتایج به شرح زیر است:

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

نماد	نام متغیر	آماره kpss	مقادیر بحرانی آماره kpss در سطح احتمال		
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
lex	لگاریتم مخارج دولت	۰,۳۶۵۷۷۱	۰,۷۳۹	۰,۴۶۳	۰,۳۴۷
lit	لگاریتم مالیات غیرمستقیم	۰,۳۹۱۳۱۳	۰,۷۳۹	۰,۴۶۳	۰,۳۴۷
ldt	لگاریتم مالیات مستقیم	۰,۴۱۵۹۵۰	۰,۷۳۹	۰,۴۶۳	۰,۳۴۷
clgdp	لگاریتم چرخه تولید ناخالص داخلی	۰,۰۲۹۱۸۳	۰,۷۳۹	۰,۴۶۳	۰,۳۴۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تمامی متغیرها در سطح ۵ درصد مانا می‌باشند. همچنین برای تعیین وقفه بهینه از معیار اطلاعات آکائیک استفاده شده که این معیار برای مدل برآورد شده برابر با ۲ است.

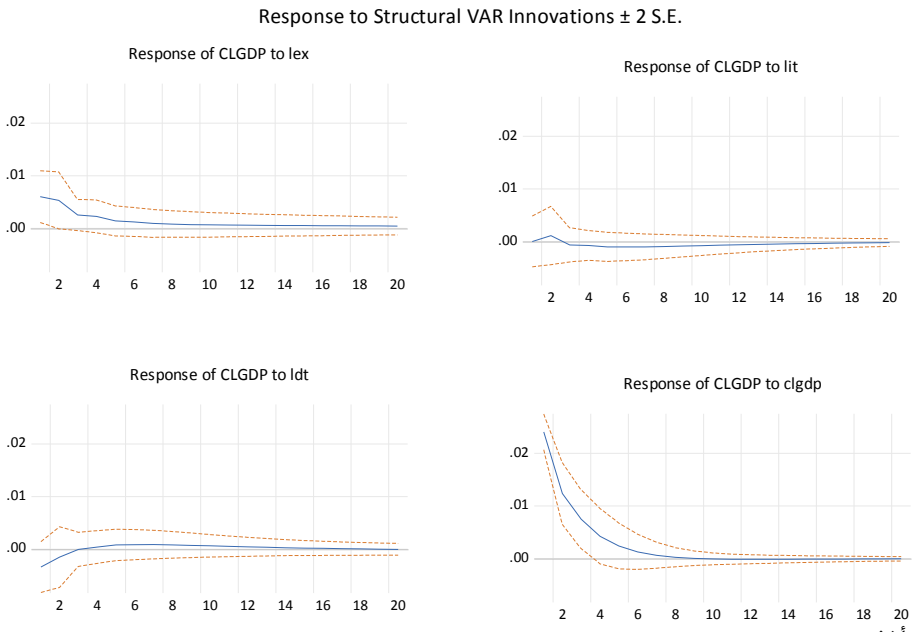
آن‌چه در تحلیل پویای مدل‌های خانواده VAR اهمیت دارد، تحلیل شوک‌های وارد شده بر سیستم است. برای این منظور، ابزاری که در این خانواده مدل‌ها تعریف شده‌اند، شامل توابع واکنش آنی، تجزیه واریانس و همچنین تجزیه تاریخی؛ که نوعی تحلیل ضد واقعیت محسوب می‌شود؛ می‌باشد. در ادامه پژوهش به ترتیب هر سه مورد بررسی و تفسیر خواهد شد.

۴-۱- بررسی توابع واکنش آنی

توابع واکنش آنی پاسخ احتمالی مدل به شوک‌های وارد شده به هر یک از متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهد، یک روش تجربی برای واکنش متغیرهای درون‌زای سیستم نسبت به شوک‌ها، استفاده از نمودار توابع واکنش آنی است (تهرانی و سید خسروشاهی، ۱۳۹۶). آن‌گونه که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، توابع واکنش آنی متغیر چرخه نسبت به شوک‌های وارده به مدل پژوهش برای ۲۰ فصل، به این صورت است.

در نمودار (۲)، واکنش چرخه تولید را به ترتیب نسبت به شوک وارده بر مخارج دولت، مالیات‌های غیر مستقیم، مالیات مستقیم و نهایتاً خود چرخه تولید می‌توان ملاحظه نمود. اثر شوک مخارج دولت بر روی چرخه تولید کم، ولی به‌صورت مثبت خود را نشان می‌دهد. اثر شوک وارده مالیات غیر مستقیم بر چرخه تولید ناخالص داخلی بسیار ناچیز و قابل چشم‌پوشی است، اما

در عین حال مشاهده می‌شود همین اثر ابتدا به صورت مثبت بوده و سپس برای مدتی طولانی‌تر اثری ضد ادواری ایجاد می‌کند. اثر شوک مالیات مستقیم بر چرخه تولید به صورت ضد ادواری و البته با اثرگذاری کم در مدل برآورد شده است (مطابق با مبانی نظری و مطالعه ورهرامی و لواسانی، مک کی و ریس). یعنی به نظر می‌رسد می‌توان از مالیات‌های مستقیم به عنوان تثبیت‌کننده‌های خودکار با سرعتی خوب (برای خنثی کردن وقفه‌های مورد انتقاد فریدمن در مورد دخالت دولت در اقتصاد با هدف تثبیت اقتصادی) استفاده کرد. قابل ملاحظه‌ترین اثر را شوک چرخه تولید بر روی خودش دارد، این شوک مثبت و در راستای چرخه است



مأخذ: یافته پژوهش

نمودار ۲: توابع واکنش آنی متغیر چرخه نسبت به تکانه‌های وارده

۴-۲- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی:

روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، تعیین می‌کند چه مقدار از واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها، ناشی از عوامل مختلف است. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان بررسی نمود که تغییرات یک دنباله تا چه حد متأثر از اجزای اختلال خود دنباله بوده و تا چه میزان از اجزای اختلال سایر متغیرهای درون سیستم تأثیر پذیرفته است (تهرانی و سید خسروشاهی، ۱۳۹۶). جداول بررسی تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی به‌صورت زیر است:

جدول ۲: تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی چرخه تجاری

Variance Decomposition of CLGDP					
Shockclgdp	Shockldt	Shocklit	Shocklex	S.E.	Period
۹۲.۳۲۰۹۵	۱.۸۱۷۷۰۶	۰.۰۰۰۱۳۲	۵.۸۶۱۲۱۳	۰.۰۲۵۰۳۳	۱
۸۹.۳۵۷۲۳	۱.۵۹۴۱۳۶	۰.۳۶۲۱۱۸	۸.۶۸۶۵۱۴	۰.۰۳۰۱۲۵	۵
۸۸.۲۵۹۲۰	۱.۹۱۸۲۸۷	۰.۸۱۳۱۸۹	۹.۰۰۹۳۲۶	۰.۰۳۰۳۵۱	۱۰
۸۷.۸۷۷۹۳	۱.۹۹۵۹۲۸	۰.۹۶۶۰۸۲	۹.۱۶۰۰۵۵	۰.۰۳۰۴۱۸	۱۵
۸۷.۷۲۲۸۳	۱.۹۹۷۳۷۲	۱.۰۰۴۱۳۲	۹.۲۷۵۶۷۰	۰.۰۳۰۴۴۵	۲۰

Factorization: Structural

مأخذ: یافته پژوهش

نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که در دوره اول، بیش از ۹۲ درصد از تغییرات چرخه تولید توسط خودش توضیح داده می‌شود، ۵ درصد توسط شوک مخارج دولت و ۱ درصد توسط شوک مالیات‌های مستقیم و مقادیر بسیار ناچیزی توسط شوک مالیات‌های غیر مستقیم. پس از ۲۰ دوره سهم خود چرخه در توضیح تغییراتش کمتر از ۵ درصد کاهش می‌یابد. بیشتر این توضیحات نیز به سهم شوک مخارج دولت اضافه شده و سهم آن را به ۹,۲۷ درصد در توضیح تغییرات چرخه می‌رساند. مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم پس از گذشت بیست دوره به ترتیب تنها برابر با ۲ و ۱ درصد، به عنوان علت تغییرات چرخه تولید در نظر گرفته می‌شوند.

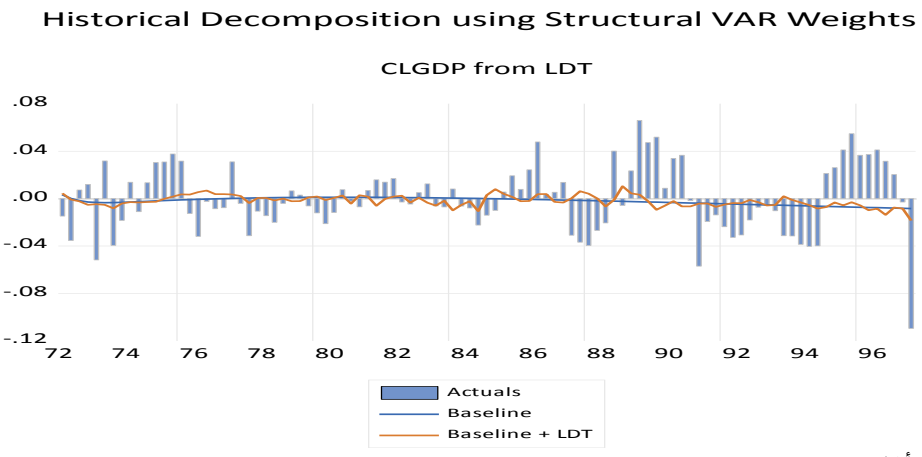
۵- تجزیه تاریخی در نقش یک تحلیل ضد واقعیت[1]

تحلیل‌های ضد واقعیت[2]، دسته‌ای از تحلیل‌ها هستند که به تحلیل‌گر کمک می‌کند تا بتواند به گذشته با نگاهی دیگر بنگرد، یعنی اگر یکی از تغییرات و شوک‌های مدل وجود نداشت، متغیر هدف به چه صورت تغییر می‌کرد. راه‌های مختلفی برای یک تحلیل ضد واقعیت در نظر گرفته شده است، مانند روش کالیبراسیون در مدل‌های DSGE، روش تفاضل در تفاضل که توسط دیوید کارد[3] برنده نوبل ۲۰۲۱ و آلن کروگر[4] در مطالعه (۱۹۹۴) به کار گرفته شد، یا روش تجزیه تاریخی[5] در مدل‌های خانواده VAR آن‌چنان که کیلیان و لوتکه پول (۲۰۱۷: ۱۲۲) اشاره کرده‌اند. با بررسی تجزیه تاریخی می‌توان پویایی هر متغیر در توضیح متغیرهای دیگر را دریافت، از این نظر با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تفاوت دارد. در این پژوهش با توجه به رویکرد اقتصادسنجی

[1]. ترجمه عنوانی از بخش تحلیل ضد واقعیت در کتاب تحلیل خود رگرسیون برداری ساختاری تألیف کیلیان و لوتکه پول (۲۰۱۷).

[2]. Counterfactual Analysis
[3]. David Card
[4]. Alan Krueger (1994)
[5]. Historical Decomposition

پیش گرفته شده، تحلیل ضد واقعیت با بررسی سهم تاریخی هر یک از متغیرهای مدل در چرخه تولید، از تجزیه تاریخی استفاده می‌شود[۱]. کانووا (۲۰۰۷: ۱۲۱) بیان می‌دارد که تجزیه تاریخی سهم هر شوک در زمان t را در انحراف از مسیر پیش‌بینی خط پایه[۲] متغیر هدف در زمان t+n، نشان می‌دهد. در واقع، با تفاضل سهم هر متغیر از متغیر هدف، می‌توانیم دریابیم در صورت عدم وجود متغیر مدل، متغیر هدف چه وضعیتی می‌توانست داشته باشد.



مأخذ: یافته پژوهش

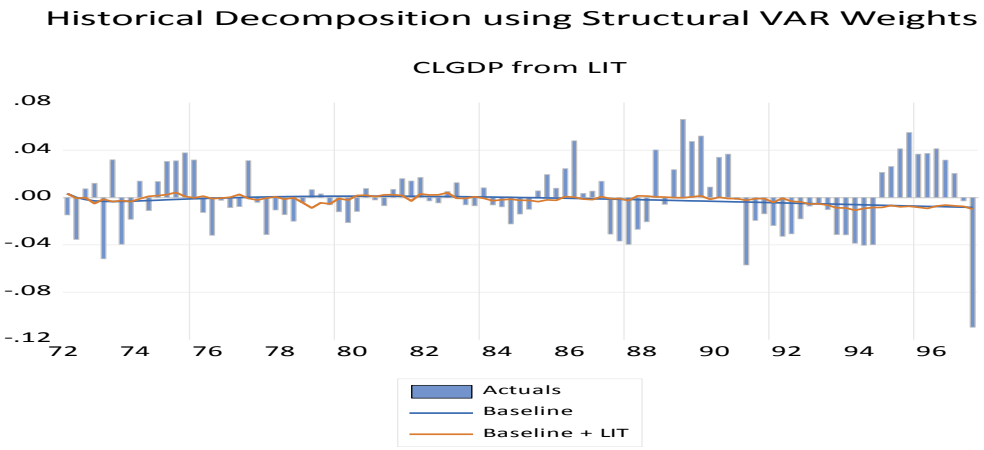
نمودار ۳: تجزیه تاریخی چرخه‌های تجاری و سهم مالیات‌های مستقیم بر شکل‌گیری این چرخه‌ها

با توجه به نمودار تجزیه تاریخی (۳)، سهم مالیات‌های مستقیم در توضیح چرخه تولید ناخالص داخلی اندک نشان داده شده است. اما اثرات ضد ادواری این دسته از مالیات‌ها بیش از مالیات‌های غیر مستقیم به چشم می‌آید، برای مثال می‌توان اثر ضد ادواری این دسته از مالیات‌ها را در سال‌های ۷۳، ۷۶، ۷۷، ۷۹، ۸۱، ۸۳، ۸۷، ۸۸، ۸۹، ۹۰، ۹۶ و ۹۷ ملاحظه کرد که در این میان سال‌های ۷۶ الی ۷۷ و ۸۷ الی ۸۸ و همچنین ۸۹ اثرات ضد ادواری ضد رکودی مشاهده می‌شود.

---

[۱]. برای بررسی مباحث اقتصادسنجی این موضوع به صورت مفصل، علاقه‌مندان می‌توانند به کتاب کیلیان و لوتکه پول در مدل‌های خود رگرسیون برداری ساختاری (۲۰۱۷) فصل۴ و کتاب فابیو کانووا در روش‌شناسی اقتصاد کلان (۲۰۰۷)، فصل ۴ مراجعه نمایند.

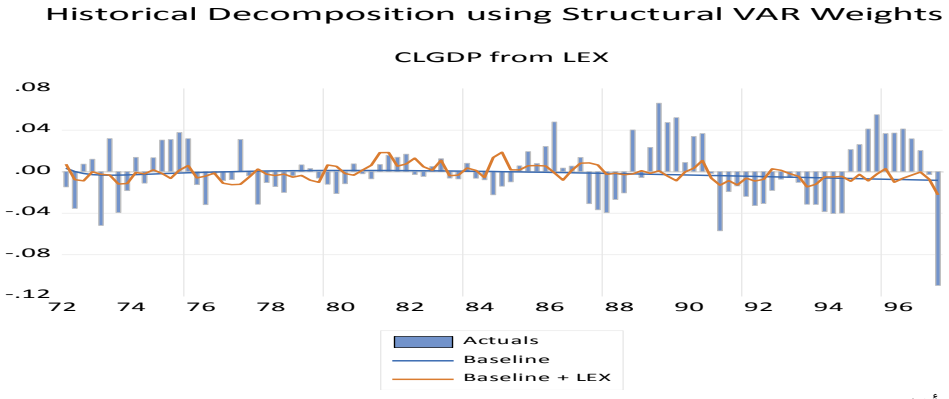
[۲]. Baseline: نشان دهنده پایه پیش‌بینی، قبل از اندازه‌گیری است.



مأخذ: یافته پژوهش

نمودار ۴: تجزیه تاریخی چرخه‌های تجاری و سهم مالیات‌های غیر مستقیم بر شکل‌گیری این چرخه‌ها

می‌توان در نمودار (۴) ملاحظه نمود که در سال ۷۹ و سال‌های ۹۵ و ۹۶ مالیات‌های غیر مستقیم اثر ضد ادواری ناچیزی روی چرخه داشته است. همین اثرات ناچیز ضد ادواری نیز در راستای کاهش دوره تورمی (رونق) است.



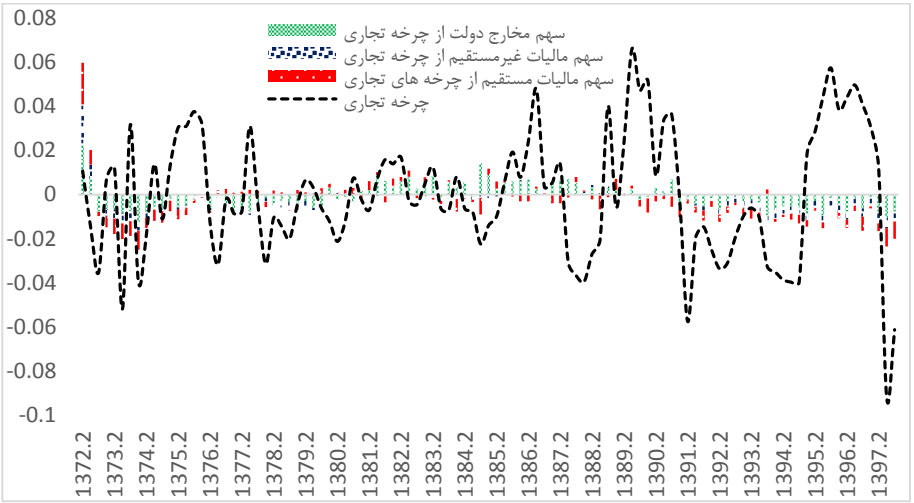
مأخذ: یافته پژوهش

نمودار ۵: تجزیه تاریخی چرخه‌های تجاری و سهم مخارج دولت بر شکل‌گیری این چرخه‌ها

در نمودار (۵) که نشان‌دهنده سهم مخارج دولت در چرخه تولید ناخالص داخلی است، ملاحظه می‌شود که در سال‌های ۷۳، ۷۵، ۷۹، ۸۰، ۸۲، ۸۴ الی ۸۷ و ۹۵ الی ۹۶ می‌توان اثر ضد ادواری مخارج دولت بر روی چرخه تولید را ملاحظه نمود. در مواردی از سال ۸۴ و ابتدای ۸۵، همچنین

در شش ماهه دوم سال ۸۷، این اثر ضد رکودی بوده است. باید توجه داشت که سهم مخارج در چرخه تولید حتی در مواردی که در نمودار قابل تشخیص است، بسیار ناچیز بوده است.

همچنین برای تصویر بهتری از سهم هر یک از متغیرهای مدل، نمودار ترکیبی سهم هر یک از متغیرها در نمودار (۶) می‌آید:



مأخذ: یافته پژوهش

نمودار ۶: تجزیه تاریخی چرخه‌های تجاری در بازه ۱۳۷۲ الی ۱۳۹۷ به صورت ترکیبی و مشخص شدن سهم هر یک از متغیرهای مدل

۶- جمع‌بندی و پیشنهادها

با توجه به مطالعات تجربی و ساختار مالی دولت ایران، انتظار می‌رفت که اثرات تثبیت‌کنندگی مالیات‌ها بر چرخه تولید چشمگیر نباشد. اما نحوه اثرگذاری این مالیات‌ها که به‌صورت موافق چرخه یا مخالف چرخه، بر روی تولید ناخالص داخلی اثر می‌گذارند، خود حائز اهمیت بود. در این پژوهش سعی بر این بود که جهت اثرگذاری مالیات‌ها و خاصیت تثبیت‌کنندگی خودکار سیاست‌های مالی دولت در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد.

نتایج نشان داد از نظر کمی، مخارج دولت اثرگذاری بیشتری در تثبیت اقتصاد دارد (هرچند همین اثرگذاری نیز اندک است)، ولی از نظر اثرات ضد رکودی، مالیات‌های مستقیم می‌تواند تأثیر خوبی بر چرخه تولید در اقتصاد داشته باشد، البته طبیعی است که با سهم اندک درآمدهای مالیاتی از درآمدهای دولت، از نظر کمی اثرگذاری قابل توجهی در اقتصاد فعلی ایران نداشته باشد. اما با

افزایش سهم درآمدهای مالیاتی از مجموع درآمدهای دولت می‌توان امیدوار بود که اثرات ضد رکودی مالیات‌های مستقیم به تثبیت (خودکار) اقتصاد ایران کمک کند و مقداری از نوسانات اقتصادی تولید کشور کاسته شود. این نتیجه مطابق با نتیجه پژوهش‌های باتنر و فوست (۲۰۱۰)، سن و کایا (۲۰۱۳) و ورهرامی و لواسانی (۱۳۹۳) است. همچنین با افزایش مالیات‌های مستقیم، طبق تحلیل تجزیه واریانس نشان داده شد که مالیات‌های غیر مستقیم نیز پس از چند دوره وقفه افزایش خواهد یافت، یعنی ازنظر درآمدی وضعیت دولت در موقعیت بهتری قرار خواهد گرفت و دولت می‌تواند مخارج خود را در اقتصاد افزایش داده و همان‌طور که بیان شد، مخارج دولتی نیز در موارد زیادی اثرگذاری ضد ادواری در چرخه تولیدی از خود نشان داده‌اند.

با توجه به نتایج پژوهش می‌توان به طور کلی مالیات مستقیم را یک متغیر کلیدی برای تثبیت اقتصادی و به طور خاص یک متغیر مهم برای تثبیت‌کنندگی خودکار اقتصاد ایران در نظر گرفت. پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری تأمین مالی دولت با توجه ویژه‌ای بر مالیات‌های مستقیم صورت پذیرد، با افزایش سهم مالیات‌های مستقیم می‌توان شاهد اصابت مالیاتی عادلانه‌تر و همچنین بهبود نسبی نوسانات در سطح کلان اقتصاد کشور بود.

برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود مالیات‌های مستقیم به تفکیک مورد آزمایش قرار بگیرد. همچنین پژوهشگران می‌توانند فرضیه‌ها و یافته‌های این پژوهش را با روش‌های دیگر کمی، مانند مدل‌های تعادل عمومی و شبیه‌سازی خرد و ... مورد بررسی قرار دهند.

References

Barakchian, S. & Samaee, K. (2020). "Selecting a Group of Leading Indicators for Iran's GDP". Journal of Applied Economics Studies in Iran **9**(34): 1-37.

Barakchian, S. Samaei, K. & Najafi Ziarani, F. (2022). "Constructing a Composite Leading Indicator for Forecasting Non-Oil GDP". Journal of Applied Economics Studies in Iran **10**(40): 39-71.

Bhattarai, K. & Trzeciakiewicz, D. (2017). "Macroeconomic impacts of Fiscal Policy Shocks in the UK: A DSGE Analysis". Economic Modelling **61**: 321-338.

Blanchard, O. & Perotti, R. (2002). "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output". The Quarterly Journal of Economics **117**(4): 1329–1368.

Blanchard, O. J. & Summers, L. H. (2020). "Automatic Stabilizers in a Low-Rate Environment". AEA Papers and Proceedings **110**: 125-30.

Buettner, T. and Fuest, C. (2010). "The Role of the Corporate Income Tax as an Automatic Stabilizer". International Tax Public Finance **17**: 686-698.

Canova, F. (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.

Card, D. & Krueger, A. B. (1994). "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania". The American Economic Review **84**(4): 772–793.

Dolls, M. Fuest, C. & Peichl, A. (2012). "Automatic Stabilizers and Economic Crisis: US vs. Europe". Journal of Public Economics **96**: 279-294.

Ebrahimi, N. Pedram, M. & Mousavi, M. (2021). "The Effect of Fiscal Policy on Unemployment and Inflation in Provinces of Iran: A GVAR Approach". Economical Modeling **15**(53): 25-48.

Einian, M. & Barakchian, S. M. (2014). "Measuring and Dating Business Cycles in the Iranian Economy". Journal of Monetary & Banking Research **7**(20): 161-194.

Ezzati Shourghouli, A. Ahmadi, T. Sahraiee, P. & Rahimi, R. (2021) "Investigating the Effectiveness of Government Expenditures and Taxes during Business Cycles: Application of Threshold Vector Auto-regression Model". J Tax Res. **29**(50): 27-53.

Farmer, R. E. (2010). *How the Economy Works: Confidence, Crashes and Self-Fulfilling Prophecies*, Oxford University Press.

Gilak Hakim Abadi, M. & Mehregan, A. (2021). "An Analysis of the Automatic Stabilization of Direct and Indirect Taxes in Iran". Economical Modeling **15**(55): 1-19.

Hansen, B. (2022). *Econometrics*, Princeton University Press.

Jafari Samimi, A. & Kazemi, Z. (2014). *Macroeconomics in Simple Words*, Nashre Mab'as, Babol.

Jafari Samimi, A. Khiabani, N. Elmi, Z. M. & Akbarpour Roushan, N. (2017). "The Impact of Fiscal Policy on Macroeconomic Variables: New Evidence from a DSGE Model". International Journal of Business and Development Studies **9**(2): 29-54.

Jafarzade, M. Yousefi, K. & Jalali Naeini, A. (2021) "Revising Validity of Real Business Cycle Models". qjerp **29**(98): 59-91.

Karras, G. & Yang, M. C. Y. (2022). "Fiscal Policy in the 21st Century: Evidence on Automatic Stabilizers in the European Union". Journal of Government and Economics **6**: 100038.

Khodavaisi, H. & Ezatti Shourgoli, A. (2019). "Estimating the Fiscal Multipliers in Iran's Economy: An Application for Structural Vector Autoregressive and Markov Switching Models". QJER **19**(4): 77-110.

Kilian, L. & Lütkepohl, H. (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press.

Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

Mankiw, N. G. (2019). *Principles of Macroeconomics* (6ed), Translated by H.R. Arbab, Nashre Ney, Tehran.

McKay, A. & Reis, R. (2016). "The Role of Automatic Stabilizers in the U.S. Business Cycle". Econometrica **84**(1): 141–194.

McKay, A. & Reis, R. (2021). "Optimal Automatic Stabilizers". The Review of Economic Studies **88**(5): 2375-2406.

Musgrave, R. A. and Musgrave, P. (1993). *Public Finance in Theory and Practice*, Translated by M. Mohammadi and Y. Ebrahimifar, Plan and Budget Organization of Iran.

Parvin, S. Bahrami, J. & Vahidi, S. (2012). "The Effect of Fiscal Shocks on Output and the Level of Price in Iran: A SVAR Approach". Economical Modeling **6**(20): 21-39.

Rasouli, M. Abrishami, H. Mehrara, M. & Esfahanian, H. (2020). "Predicting the Impact of Monetary and Fiscal Policies on the Unemployment Rate in the Iranian Economy". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) **55**(2): 321-345.

Şen, H. & Kaya, A. (2013). "The Role of Taxes as an Automatic Stabilizer: Evidence from Turkey". Economic Analysis & Policy **43**(3): 303-313.

Şen, H. & Kaya, A. (2020A). "How Large Are Fiscal Multipliers in Turkey?". Turkish Studies **21**(5): 772-799.

Shi, H. (2018). *Automatic Stabilizers: A European Union Design Perspective*, Unpublished Master's Thesis, University of Ottawa, Ottawa, Ontario.

Tehrani, R. & Seyed Khosroshahi, S.A. (2017). "Volatility Transmission and Mutual Effect of Stock, Currency and Gold Markets". Journal of Financial Management Perspective **7**(18): 9-32.

Varahrami, V. & Shahab Lavasani, K. (2014). "Investigate Income-Tax as an Automatic Stabilizer and Business Cycles Adjustment with Wavelet Spectrum Analysis Approach". Journal of Economics and Modeling **5**(17-18): 17-57.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 187-213.

Automatic stabilization of fiscal policies and Iran's economic cycles

Mohammad Taqi Gilak Hakim Abadi[۱]

Nader Mehregan[۲]

Ali Mehregan[۳]

Received: 13-06-2022 Accepted: 23-07-2022

Introduction: The economy of a country undergoes many fluctuations over time. Due to dependence on oil revenues, war, embargo and other economic and political tensions, Iran's economy has been fluctuating greatly and experiencing many periods of prosperity and recession in the last thirty years. One of the duties defined for governments in public finance is economic stabilization. Economic stabilization makes the path of economic growth smoother. The smoothing of the growth path also makes the economic environment more attractive for investment and production. Governments have different instrument for economic stabilization. These instruments affect the supply and demand system. One of the policies that affects the demand side of the economy is the financial policies. These policies are divided into two categories: discretionary and non-discretionary. Discretionary financial policies were criticized by economists such as Friedman. Critics state that discretionary policies do not have the appropriate speed to stabilize the economic fluctuations. Automatic stabilizers, however, are not discretionary policies and can respond appropriately to criticism. The purpose of this research is to investigate the effect of the automatic stabilization of financial policies, especially tax policies, on Iran's business cycles.

Methodology: The data collection of this research was done through library work. The data were collected from the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the National Statistics Center. The data were seasonal, ranging from the spring of 1993 to the autumn of 2018. The business cycle of Iran's economy was extracted using the Hodrick-Prescott filter. According to the studies conducted, the ʎ of the extraction filter was 677. The unit root was

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
Email: mgilak@umz.ac.ir
2. Professor of Economics, University of Bu Ali Sina, Hamedan, Iran
3. PhD Candidate in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

calculated using the KPSS test. All the variables at this level were stationary. By estimating a SVAR model, we tried to check the dynamic relationships among the variables. The tools that were used in structural vector autoregressive models were impulse response functions, forecast error variance decomposition and historical decomposition. The counterfactual analysis was based on historical decomposition.

Results and Discussion: The SVAR model was formulated with the impulse response functions for twenty periods. According to the results, the effect of the government expenditure shock on the business cycle is low, but it shows up positive. The effect of the indirect tax shock on the cycle of GDP is very small and negligible. The effect of the direct tax shock on the business cycle is estimated counter-cyclically and found to be of a low effect.

The results of the variance decomposition show that, in the first period, more than 92% of the change in the business cycle is explained by itself, 5% by the government expenditure shock, 1% by the direct taxes shock, and very small amounts by the indirect taxes shock. After 20 periods, the contribution of the business cycle in explaining its own changes decreases by less than 5%. Most of this share is added to the share of the government expenditure shock, raising it to 9.27% to explain the changes in the business cycle. After twenty periods, direct and indirect taxes are only equal to 2 and 1%, respectively, and they serve as the cause of changes in the production cycle.

Historical decomposition shows that in the period from 1993 to 2018, direct taxes had a small contribution to the business cycles of Iran's economy, but there were countercyclical effects on the business cycle different years. These effects can be seen during both boom and recession. Indirect taxes have had counter-cyclical effects only in a few years, which have only been anti-prosperity. Historical decomposition shows that government spending has been able to exert anti-cyclical effects in some cases, though negligible.

Conclusion: According to empirical studies and the financial structure of the Iranian government, it was expected that the effects of stabilizing taxes on the production cycle would be insignificant. The tax ratio on GDP in Iran is about one third of the usual rate in the world. What matters was the way these taxes were effective; they affect the GDP in a pro-cyclical or counter-cyclical way. In this research, an attempt was made to investigate the role of taxes and the automatic stabilization of the government's financial policies in the economy of Iran. The results showed that, in terms of quantity, the government spending has a greater effect on stabilizing the economy (although this effect is small). However, in terms of counter recession effects, direct taxes can have a good stabilizing effect on the production cycle in the economy, although it is natural that the contribution of few tax revenues from the government's revenues in terms of quantity does not have a significant effect on the current economy of Iran. By increasing the share of tax revenues from the total revenues of the government, it is hoped that

the counter recessionary effects of direct taxes will help stabilize (automatically) Iran's economy and reduce some of the economic fluctuations of the country's production. It is suggested that the government's financial policy should be made with special attention to direct taxes. By increasing the share of direct taxes, there will be fairer taxation as well as a relative improvement in fluctuations at the country's macroeconomic level.

Keywords: Tax, Business cycles, Automatic stabilizers, Counterfactuals analysis.
JEL Classification: E32, E62, E63, H2.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۲۴۵-۲۱۵

بررسی اثر شوک مالیات بر عایدی سهام و سپرده‌های بانکی در چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی

احمد غلامی[۱]
احسان سلیمی[۲]
باقر ادبی فیروزجایی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۰۷

چکیده

امروزه اکثر کشورها مخارج خود را از طریق درآمدهای مالیاتی تامین مالی می‌کنند. در ایران طی سال‌های گذشته معافیت و مشوق‌های مالیاتی به بخش‌های مختلف اقتصادی اعطا شده است. سود سپرده‌های بانکی و عایدات سهام از جمله این موارد می‌باشند. علی‌رغم این‌که معافیت مالیاتی در راستای تحقق برخی اهداف مد نظر قرار می‌گیرد، برقراری آن موجب کاهش درآمد دولت می‌شود. به دنبال کاهش درآمدهای نفتی کشور در سال‌های اخیر یکی از مباحث نوین که در بین اقتصاددانان و سیاستمداران مطرح است وضع مالیات بر عایدات سهام و سود سپرده‌های بانکی می‌باشد. نظریه‌های متناقضی در مورد تاثیر وضع مالیات بر سود سپرده و نحوه اثرگذاری آن بر تولید وجود دارد. در مورد وضع مالیات بر عایدات سهام نیز نظرات متضادی در مورد تاثیری که مالیات بر سود سهام بر رفتار شرکت و در نتیجه بر عملکرد اقتصادی دارد وجود دارد. بر اساس دیدگاه جدید، مالیات از سود تقسیمی بر هزینه نهایی سرمایه تأثیر نمی‌گذارد و در نتیجه بر تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیری ندارد. بر اساس دیدگاه قدیمی، مالیات بر سود سهام تحریف‌کننده است و هزینه حقوق صاحبان سهام را افزایش می دهد. در این راستا هدف از مطالعه حاضر بررسی تاثیرات وضع مالیات بر عایدات سهام و سود سپرده بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی با رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۷۰ می‌باشد. نتایج نشان‌گر آن است که با وضع مالیات بر عایدی سهام، میزان سرمایه‌گذاری مولد کاهش یافته و شرکت‌ها در تامین مالی با مشکل مواجه شده و میزان سرمایه آن‌ها کاهش می‌یابد و به دنبال آن تولید با کاهش روبرو می‌گردد. با وضع مالیات بر سپرده‌های بانکی نیز نتایج مشابهی حاصل می‌گردد به طوری که تولید از حالت با ثبات خود کاهش می‌یابد و دیدگاه قدیمی تایید می‌گردد.

واژگان کلیدی: مالیات بر عایدی سهام، مالیات بر سود سپرده، پایه مالیاتی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

[۱]. دکتری اقتصاد (نویسنده مسئول) Ahmad.gholami39@gmail.com
[۲]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه میبد Ehsansalimi2005@gmail.com
[۳]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه گنبد کاووس b.adabi@gonbad.ac.ir

۱- مقدمه

امروزه اکثر کشورها مخارج خود را از طریق درآمدهای مالیاتی تامین مالی می‌کنند. در ایران طی سال‌های گذشته معافیت و مشوق‌های مالیاتی به بخش‌های مختلف اقتصادی اعطا شده است. سود سپرده‌های بانکی و عایدات سهام از جمله این موارد می‌باشند. علی‌رغم این‌که معافیت مالیاتی در راستای تحقق برخی اهداف مد نظر قرار می‌گیرد، برقراری آن موجب کاهش درآمد دولت می‌شود. جبران کاهش درآمد مالیاتی ناشی از چنین معافیت‌هایی در اقتصاد ایران موجب وابستگی بیشتر بودجه دولت به درآمدهای نفتی شده است. در سال‌های اخیر بعد از تحریم‌های شدیدی که علیه صادرات نفت ایران اعمال شد و درآمدهای نفتی دولت به شدت کاهش پیدا کرد، افزایش درآمدهای مالیاتی یکی از اصلی‌ترین گزینه‌ها برای جبران کاهش درآمدهای نفتی اعلام شد. از طرف دیگر با افزایش مشارکت بالای سرمایه‌گذاران در بازار بورس طی سال‌های اخیر فضای مناسبی برای دولت در جهت افزایش درآمد به منظور کاهش کسری‌های بودجه فراهم گردیده است. سود سهام و سود سپرده‌های بانکی می‌تواند به عنوان پایه‌های مالیاتی جدید مورد نظر قرار گیرد که مالیات از آن‌ها می‌تواند به افزایش درآمدهای مالیاتی دولت کمک کند. اگرچه خبرهایی مبنی بر این‌که سازمان امور مالیاتی و وزارت امور اقتصادی و دارایی عزم به مالیات ستانی از سود سپرده‌های بانکی و سود سهام دارند شنیده می‌شود ولی این طرح هنوز به مرحله اجرا نرسیده است و لذا نیاز برای تحقیقات بیشتر در این حوزه احساس می‌شود. اگرچه برخی مطالعات به اهمیت وضع مالیات بر سپرده‌های بانکی پرداخته‌اند ولی وضع مالیات بر عایدات سهام کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از این رو نوآوری این مقاله بررسی اثرات مالیات بر سود سپرده و سود سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران است. مطالب به این صورت سازماندهی شده‌اند. در قسمت دوم ادبیات نظری و تجربی موجود بیان می‌گردد. قسمت سوم به مطالعات تجربی می‌پردازد، مباحث تکنیکی و تخمین مدل در قسمت چهارم مقاله مورد بررسی قرار گرفته است و در پایان نتایج تحقیق جهت پیشنهاد راهکارهای کاربردی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

شوک‌های مالیاتی یکی از شوک‌های سیاست مالی اقتصاد می‌باشد. این شوک‌ها می‌تواند اثرات متفاوتی بر متغیرهای حقیقی مانند تولید کشور و یا متغیرهای اسمی مانند تورم بر جای بگذارد. نتایج تجربی اخیر مانند مطالعه غلامی و عباسی‌نژاد (۱۳۹۷) و کاشی و جانی (۱۳۹۴) پیرامون نقش شوک‌های سیاست مالیاتی در اقتصاد، حاکی از آن است که این شوک‌ها تأثیر معنی‌داری بر

فعالیت‌های حقیقی اقتصاد دارند. در این مطالعه دو مورد وضع مالیات بر عایدی سهام و سود بانکی بررسی می‌شود.

۲-۱- مالیات بر سود سپرده

طی سال‌های اخیر نقدینگی به دلایل مختلفی از جمله تحریم‌های نفتی و کرونا در کشور افزایش یافته است. نمودار ۱ رشد نقدینگی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا مهرماه ۱۳۹۹ را نشان می‌دهد.

منبع: برگرفته شده از سایت egtesadgardn.ir

نمودار ۱: مقایسه رشد نقدینگی در بیست سال گذشته با روند متوسط آن (درصد)

همان‌طور که مشاهده می‌شود طی سال‌های اخیر که مصادف با تشدید و اثرگذاری بیشتر تحریم‌های نفتی و بروز بیماری کرونا می‌باشد رشد نقدینگی از میزان متوسط آن فراتر رفته است. نقدینگی خود از دو بخش تشکیل شده است: پول و شبه پول. پول شامل سپرده‌های دیداری بخش غیر دولتی نزد بانک‌ها و اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و شبه پول شامل سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار، پس‌انداز قرض‌الحسنه و سپرده‌های متفرقه می‌باشد. برای اخذ مالیات از سود سپرده‌ها راهکارهای مختلفی ارائه شده است مثلا مالیات بر سپرده‌های دیداری، سپرده‌های مدت‌دار و یا هر دوی آن‌ها وضع نمود. در مورد نحوه اجرا نیز راهکارهای زیر ارائه شده است:

الف) اعمال مالیات تکلیفی: بخشی از سود بانکی به عنوان مالیات از سود سپرده‌های بانکی کسر می‌شود. در این رویکرد بلافاصله پس از واریز اصل سود به حساب سپرده‌گذار، مالیات از حساب فرد به عنوان مالیات تکلیفی بر سود کسر می‌شود.

ب) احتساب سود سپرده‌ها به عنوان درآمد مشمول مالیات: در کشورهای عضو گروه جی ۲۰، میزان سود دریافتی باید در انتهای سال همانند سایر درآمدها و هزینه‌های قابل قبول مالیاتی به مراجع مالیاتی اعلام شود و در نهایت با کسر هزینه‌ها از درآمدها و اعمال قوانین تعریف شده، مالیات قابل پرداخت تعیین شود[۱].

البته نظرات متفاوتی در مورد این سیاست وجود دارد. مخالفین این طرح معتقدند مالیات ستانی از سپرده‌های بانکی باعث خروج سپرده‌ها از بانک و برهم خوردن ثبات اقتصادی می‌شود ولی موافقین معتقدند که اگر سیستم مالیاتی به گونه‌ای طراحی شود که عایدات سرمایه مشمول مالیات گردد پول خارج شده از بانک در هر بازاری مانند: طلا، ارز، مسکن و خودرو سرمایه‌گذاری گردد مشمول مالیات شده و راه فراری وجود ندارد.

۲-۲- مالیات بر عایدات سهام

زمانی که یک سرمایه‌گذار سهمی را خریداری نموده و پس از مدتی آن را با قیمت بالاتری می‌فروشد سود کسب می‌کند و اگر طی مدتی که فرد سهامدار شرکت می‌باشد شرکت سودی بین سهامداران تقسیم نماید از این محل نیز سرمایه‌گذار منتفع می‌گردد. مالیات بر عایدی سهام بر مجموع اضافه قیمت و سود تقسیمی که سهامدار دریافت می‌کند وضع می‌گردد. در برخی کشورها به روش‌های مختلفی این مالیات اعمال می‌شود. مثلا از سود ناشی از افزایش قیمت مالیات اخذ نمی‌شود اما در صورت تقسیم سود شرکت مالیات بر سود توزیعی وضع می‌کنند. در برخی دیگر از کشورها حداقل مالیات استاندارد بر سود حاصله شرکت وضع می‌شود و هم بر سود تقسیمی شرکت به سهامداران به عنوان درآمد آنان نگریسته شده و مالیات بر درآمد از آن‌ها اخذ می‌شود.

وضع مالیات بر بخش مالی را می‌توان به عنوان ابزاری برای تسکین مسائل ساختاری و بودجه‌ای در نظر گرفت[۲]. اگرچه ادبیات اقتصادی و مالی بسیار کمی در مورد وضع مالیات بر بخش مالی وجود دارد به طوری که کین[۳] (۲۰۱۱) عنوان می‌کند دولت‌هایی که وارد این حوزه گشته‌اند عموما به دلیل مطالعات آکادمیک در این زمینه نبوده است، ولی این پتانسیل وجود دارد که آن را به عنوان منبع درآمدی برای دولت در نظر گرفت. بنابراین هدف این مطالعه ایفای نقش در گسترش ادبیات

---

[۱]. خداوردیزاده و دشتبانی (۱۳۹۸)

[2]. Matheson (2011) and Schulmeister (2008)

[3]. Keen (2011)

این حوزه بوده و تحلیلی برای وضع مالیات بر عایدات سهام در چارچوب مدل تعادل عمومی تصادفی ارایه می‌گردد.

آن‌چه که مورد اجماع درباره مباحث وضع مالیات بر عایدات سهام است، تمرکز بر آن به عنوان ابزاری برای دولت در جهت ایجاد ثبات در بازارهای مالی است زیرا وضع مالیات منجر به افزایش هزینه برای سفته بازان و سرمایه‌گذاران کوتاه مدتی است که در بازار به دنبال فعالیت نوسان‌گیری می‌باشند. نوسان‌گیران عمدتا دید سرمایه‌گذاری بسیار کوتاه مدت دارند و اغلب اطلاعات بنیادی سهام را نادیده گرفته و هدف آن‌ها رسیدن به سود در مدت کوتاه می‌باشد. در مورد فعالیت نوسان‌گیران در بازار مالی نظرات متضادی وجود دارد برخی از تحلیل‌گران بازارهای مالی وجود آن‌ها را در جهت شفافیت معاملات و نقدشوندگی در بازارهای سهام بسیار ضروری می‌دانند ولی در مقابل عده‌ای معتقدند این معامله‌گران با معاملات خود سیگنال غلط به بازار مخابره کرده و منجر به قیمت‌گذاری ناصحیح دارایی‌ها و افزایش نوسان و ریسک بازار می‌شوند و از منظر اجتماعی باعث اتلاف منابع می‌گردند. در وهله اول به نظر می‌رسد وضع مالیات بر عایدات سهام منجر به افزایش هزینه این نوع از سرمایه‌گذاران می‌شود لذا فرض بر این است که کاهش نوسانات قیمت پس از وضع مالیات این معنی را دارد که وضع مالیات هدف ثبات در بازار را محقق نموده است زیرا با کاهش تعداد معاملات معامله‌گران غیر بنیادی که بدون در نظر گرفتن ارزش ذاتی و واقعی سهام وارد معامله می‌شوند، نوسانات بازار کاهش می‌یابد. منتقدین مانند هابرمیر و کیریلینکو (۲۰۰۳)[1] نیز معتقدند وضع مالیات بر سهام ممکن است دارای نتیجه عکس باشد و منجر به افزایش نوسانات قیمت دارایی شود زیرا با کاهش حجم معاملات، معاملات انفرادی می‌تواند نوسانات قیمت را افزایش دهد وهمچنین افزایش هزینه معاملات منجر به افزایش هزینه پوشش ریسک شده و این می‌تواند نوسانات را شدت بخشد.

دولت در بازار سهام به روش‌های مختلفی کسب درآمد می‌کند. برخی از این روش‌ها عبارتند از فروش دارایی‌های خود در بازار سهام، نوسان‌گیری در بازار، اخذ مالیات از کارگزاری‌ها. با معرفی مالیات بر عایدات سهام منبع جدیدی برای کسب درآمد دولت بوجود می‌آید که دولت می‌تواند آن را در کنار مالیات بر سود سپرده به عنوان ابزارهای مالی در رسیدن به اهداف خود استفاده کند. این اهداف می‌تواند سیاست‌های بودجه‌ای دولت و یا ایجاد ثبات در بازارهای مالی و روش‌های تامین مالی باشد. این مطالعه با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی وضع این مالیات‌ها را

[1]. Habermeier and Kirilenko (2003)

مدل‌سازی کرده و کانال‌های انتقالی تاثیرات آن بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد. سوالات اساسی که تصریح مدل به دنبال پاسخ به آن است عبارتند از: ۱- اثر بلندمدت وضع این مالیات بر هزینه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی به چه صورت است. ۲- آیا وضع این مالیات باعث کاهش نوسانات قیمت دارایی و متغیرهای حقیقی اقتصاد می‌شود. لذا آن‌چه که در این مطالعه مورد تاکید قرار می‌گیرد کانال‌های انتقالی اثرات وضع مالیات بر سود سپرده و عایدات سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی است. مدلی که در این مطالعه استفاده می‌شود مدل کینزینی جدید است که در آن چسبندگی‌های قیمت لحاظ می‌گردد و در نهایت با استفاده از مدل کالیبره شده اثرات این مالیات‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳- مطالعات انجام شده

چیورازو و میالنی[1] (۲۰۱۱) تاثیر وضع مالیات بر سود بانکی را برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا با استفاده از روش پانل دیتای پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که مالیات قیمت خدمات مالی را افزایش داده و در نتیجه منجر به کاهش تولید می‌شود.

جوهانسن[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی مالیات بر سود سپرده‌ها در بانک سوئیس و مسئله فرار مالیاتی طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۵ به صورت فصلی با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی پرداخته است. در این تحقیق اروپاییان که متأثر از وضع مالیات شده‌اند را با افراد غیر اروپایی مقایسه کرده است. نتایج نشان می‌دهد که در فاصله ۳ ماه بعد از معرفی این قانون، میزان سپرده‌گذاری اروپاییان حدود۴۰ درصد کاهش یافته است و این سپرده‌ها در سایر کشورها که معاف از مالیات هستند سپرده‌گذاری شده است.

رسترپو[3] (۲۰۱۸) با استفاده از رویکرد پانل پویا طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۶ به بررسی تأثیر مالیات معاملات بانکی بر اعتبارات بانکی و رشد بخش صنعت در کشورهای آمریکای لاتین پرداخته است. نتایج بیان‌گر آن است که معرفی مالیات بر معاملات بدهی بانکی، موجب کاهش اعتبار بانکی به بخش خصوصی و کاهش سپرده‌های بانکی می‌گردد.

---

1. Chiorazzo and Milani (2011)
2. Johannesen (2014)
3. Restrepo (2018)

سانگ و ژانگ[1] (۲۰۰۵) با استفاده از مدل تعادل عمومی به بررسی تاثیر مالیات بر تعداد معاملات سهام و کانال‌های انتقال آن بر بدنه اقتصاد پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد برای این‌که این مالیات درآمدی به میزان یک درصد تولید ناخالص داخلی شود هزینه سرمایه را تا ۵ درصد افزایش داده و نیز منجر به کاهش حجم سرمایه و تولید به اندازه ۲ درصد در بلندمدت می‌شود ولی از طرفی این مالیات نوسانات سرمایه‌گذاری فیزیکی و تولید را به ترتیب چهار درصد و یک درصد کاهش می‌دهد.

داکهاگ و هانسون[2] (۲۰۱۶) در مطالعه خود به بررسی چگونگی تأثیر مالیات بر سود سهام بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های پانل از ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۸ برای ۱۸ کشور اروپایی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مالیات بر سود سهام بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد، نتیجه‌ای که دیدگاه قدیمی، مالیات بر سود را به عنوان تحریف کننده تأیید می‌کند.

تورز[3] (۲۰۰۶) تاثیر مالیات بر عایدات سهام بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را به صورت تجربی مورد بررسی قرار داده است. این مقاله مدلی را توسعه می‌دهد که تأثیر کاهش مالیات بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را بررسی می‌کند. این مدل نشان می‌دهد که کاهش مالیات بر نرخ سود سهام باعث افزایش هزینه شرکت و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین، هرگونه افزایش ارزش بازار سهام از طریق این اقدام، به سادگی پاسخی به افزایش اظهارنامه‌های بعد از مالیات خواهد بود و نه افزایش تولید.

غلامی و عباس‌نژاد (۱۳۹۷) با استفاده از یک مدل استاندارد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزینی شامل بخش بانکی برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۰، اثرات وضع مالیات بر ارزش افزوده بر بانک‌ها را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که وضع مالیات بر ارزش افزوده بر بانک‌ها باعث کاهش هزینه آن‌ها و در نتیجه افزایش منابع بانکی شده و قدرت وام‌دهی آن‌ها را افزایش می‌دهد و بنابراین عرضه اعتبارات، سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید افزایش می‌یابد.

کاشی و جانی (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۲، امکان اعمال مالیات بر سود سپرده‌های بانکی در ایران با تأکید بر کارایی تخصیصی را بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که وضع این مالیات درآمد دولت را افزایش

1. Song and Zhang (2005)
2. Dackehag and Hansson (2016)
3. Torrez (2006)

داده ولی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تاثیر منفی دارد و در نتیجه وضع این مالیات موجب انحراف در تخصیص منابع شده و زیان اجتماعی را در پی خواهد داشت.

با مرور مطالعات انجام شده می‌توان دریافت در مطالعات داخلی کمتر به موضوع مالیات‌بندی عایدات سهام پرداخته شده و قبل از هرگونه سیاست‌گذاری در این حوزه باید پژوهش‌های مختلفی در مورد اثرات احتمالی این سیاست انجام گردد. در این راستا این مطالعه با هدف بررسی اثرات وضع این مالیات بر متغیرهای کلان انجام شده است.

۴- مدل

مدل اقتصادی در این مطالعه شامل بخش‌های خانوار، بنگاه‌های تولیدی، بانک، دولت به عنوان سیاست‌گذار مالی و نیز بانک مرکزی به عنوان سیاست‌گذار پولی می‌باشد. بنگاه‌های واسطه‌ای در فضای رقابت انحصاری فعالیت نموده و برای بیان چسبندگی قیمت‌ها از روش قیمت‌گذاری کالو استفاده می‌شود و هدف استفاده از این روش اجتناب از مدلی است که در آن تعدیل سریع در واکنش به شوک‌ها انجام می‌گردد.

۴-۱- بخش خانوار (مصرف کنندگان)

مدل اقتصادی شامل دامنه‌ای از خانوارها که همگن در نظر گرفته می‌شوند، شاخص‌بندی می‌شود. در هر دوره خانوار تصمیم می‌گیرد چه میزان مصرف کند، چه میزان کار کند، چه میزان تراز نقدی حفظ نماید و چه میزان دارایی مالی و سرمایه فیزیکی به دست آورد تا جریان تنزیل شده مطلوبیت انتظاری دوران زندگی خود را نسبت به محدودیت بودجه خود حداکثر نماید. فرض می‌شود خانوار با مصرف کردن، نگهداری پول و پس‌انداز به شکل سپرده بانکی و نگهداری سهام مطلوبیت کسب می‌نماید و با کار کردن مطلوبیتش کاسته می‌شود.

بنابراین مساله خانوار حداکثرسازی تابع تنزیل شده زیر نسبت به قید بودجه خود می‌باشد.

$$max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{L_t^{1+\psi}}{1+\psi} + \frac{M_t{}^{1+\sigma_m}}{1+\sigma_m} + a_{1i} \ln\left(\frac{D_t}{P_t}\right) + a_{2i} \ln\left(\frac{P_t^S a_t^S}{P_t}\right) \right] \quad (۱)$$

$$C_t + \frac{P_t^I I_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} + \frac{P_t^S a_t^S}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{R_{t-1}^l lo_{t-1}}{P_t} = (1-\tau^w) W_t L_t + R_t K_{t-1} + \frac{R_{t-1}^b B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{lo_t}{P_t} + (1 - \frac{\tau_t^d}{\varepsilon_t^d}) \frac{R_{t-1}^d D_{t-1}}{P_t} + (1 - \frac{\tau^s}{\varepsilon_t^s})(\frac{P_t^S + Div_t}{P_t}) a_{t-1}^S \quad (۲)$$

در روابط ۱، E_t اپراتور انتظارات شرطی زمانی، β عامل تنزیل ذهنی مصرف‌کننده، C_t مصرف حقیقی خانوار، $\frac{M_t}{P_t}$ پایه پولی، L_t میزان نیروی کار که برای استفاده در تولید کالای واسطه‌ای

توسط خانوار عرضه می‌شود، $\frac{D_t}{P_t}$ میزان سپرده حقیقی خانوار نزد بانک‌های تجاری، نگهداری سهام با قیمت P_t^s، $\sigma_c > 0$ عکس کشش مصرف بین دوره‌ای، a_{1i} سهم سپرده و a_{2i} سهم سهام در سبد سرمایه‌گذاری خانوار می‌باشد، ψ عکس کشش عرضه نیروی کار، $\sigma_m > 0$ عکس کشش تقاضای نقدینگی و P_t نشان دهنده سطح عمومی قیمت‌هاست. در دوره زمانی tام، بخش خانوار تصمیمات بهینه بروی مصرف، عرضه نیروی کار، تقاضای نقدینگی، سپرده‌گذاری بانکی (D_t) با نرخ بهره R_t^d اتخاذ می‌نماید.

طرف چپ معادله ۲ بیان‌گر مخارج دوره جاری خانوار می‌باشد و طرف راست مجموع درآمدهای خانوار را نشان می‌دهد. این معادله بیان می‌کند که مجموع مخارج خانوار در دوره جاری شامل مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری مستقیم (I_t) در بخش تولید، سپرده‌گذاری، میزان نگهداری نقدینگی، خرید سهام (a_t^s)، خرید اوراق مشارکت (B_t) و بازپرداخت وام دوره قبل (lo_{t-1}) از محل درآمدهای حاصل از عرضه کار، درآمدهای بهره‌ای سپرده دوره قبل خالص از مالیات، اخذ وام در دوره جاری، درآمد بهره‌ای اوراق قرضه، عایدی سرمایه، میزان نقدینگی دوره قبل و سرمایه‌گذاری دوره قبل در سهام به همراه عایدات آن $(P_t^s + Div_t)$ بعد از پرداخت مالیات تامین می‌گردد. فرض می‌شود درآمد بهره‌ای سپرده‌گذاری با نرخ (τ^d) و عایدات سهام با نرخ (τ^s) مشمول مالیات می‌گردند. ε_t^s و ε_t^d به ترتیب شوک مالیات بر سپرده بانکی و شوک مالیات بر عایدات سهام می‌باشند.

با توجه به این‌که خانوارها مالک بنگاه‌ها هستند، قید تشکیل سرمایه خانوار نیز به صورت رابطه ۳ است:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t \qquad (۳)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت می‌باشد. روابط بهینه‌یابی رفتار خانوار حاصل از حداکثر نمودن مطلوبیت انتظاری با توجه به روابط ۲ و ۳ به صورت زیر است:

$$\lambda_t = C_t^{-\sigma} \qquad (۴)$$

$$\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} R_t^b = 1 \qquad (۵)$$

$$L_t^{\psi} = C_t^{-\sigma}(1-\tau^w)W_t \qquad (۶)$$

$$M_t^{\sigma_m} = C_t^{-\sigma}(1-\frac{1}{R_t^b}) \qquad (۷)$$

$$C_t^{-\sigma} = \beta E_t \pi_{t+1} C_{t+1}^{-\sigma}(1-\delta) \quad (۸)$$

$$D^{-1} = C_t^{-\sigma}\left(1 - \frac{R_t^d\left(1-\frac{\tau^d}{\epsilon_{t+1}^d}\right)}{R_t^b}\right) \quad (۹)$$

$$P_t^s = \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\left(1 - \frac{\tau^s}{\epsilon_{t+1}^s}\right)\left(P_{t+1}^s + Div_{t+1}\right) \quad (۱۰)$$

همچنین بر اساس گرالی و همکاران[1] (۲۰۱۰) فرض می‌شود تقاضای وام و عرضه سپرده خانوار از فرم دیکسیت-استیگلیتز[2] (۱۹۹۷) از رابطه (۱۱) و (۱۲) تبعیت می‌کند.

$$D_t = \left(\int_0^1 D_{j.t}^{\frac{1+\sigma_t^d}{\sigma_t^d}} dj\right)^{\frac{\sigma_t^d}{1+\sigma_t^d}} \quad (۱۱)$$

$$L_t = \left(\int_0^1 L_{j.t}^{\frac{1-\sigma_t^l}{\sigma_t^l}} dj\right)^{\frac{\sigma_t^l}{1+\sigma_t^l}} \quad (۱۲)$$

به طوری که:

$$R_t^d = \left(\int_0^1 R_{j.t}^{1+\sigma_t^d} dj\right)^{\frac{1}{1+\sigma_t^d}} \quad (۱۳)$$

$$R_t^l = \left(\int_0^1 R_{j.t}^{1+\sigma_t^l} dj\right)^{\frac{1}{1+\sigma_t^l}} \quad (۱۴)$$

در دوره جاری بانک j با نرخ R_t^d به سپرده‌ها سود پرداخت می‌کند و با نرخ R_t^l از تسهیلات پرداختی سود دریافت می‌نماید. σ_t^d کشش جانشینی بین انواع سپرده و σ_t^l کشش جانشینی بین انواع وام می‌باشد. بخش خانوار به دنبال حداکثر سازی بهره سپرده و حداقل نمودن مخارج وام می‌باشد.

۴-۲- رفتار بخش بنگاه‌های تولیدی

بنگاه‌های تولیدی به دو زیر مجموعه تقسیم می‌شوند. بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی و بنگاه‌های تولیدی کالای واسطه. در قسمت بعد به بررسی رفتار هر یک از بنگاه‌ها پرداخته می‌شود.

[1]. Gerali (2010)
[2]. Dixit-Stiglitz (1997)

۴-۲-۱- تولید کننده کالای نهایی

در ابتدا لازم است رفتار کلی تابع تولید تعیین گردد. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در فضای رقابت کامل به تولید می‌پردازد. برای این منظور بنگاه با ترکیب کالاهای واسطه از طریق تابع تولید زیر کالای نهایی را تولید می‌کند[1]:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{j\prime t}^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} \, dj \right)^{\frac{\varphi}{\varphi-1}} \qquad (۱۵)$$

که Y_t تولید کل، Y_j تولید کالای واسطه j و φ بیان‌گر کشش جانشینی بین کالاهای واسطه می‌باشد. بنابراین بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در فضای رقابت کامل از طریق تکنولوژی رابطه (۱۵) و قیمت‌های معین شده کالای واسطه به دنبال حداکثرسازی سود خود می‌باشد.

$$max_{Y_{j\prime t}} P_t Y_t - \int_0^1 P_{j\prime t} Y_{j\prime t} \, dj \qquad (۱۶)$$

با جایگذاری رابطه (۱۵) در (۱۶) رابطه (۱۷) حاصل می‌گردد:

$$max_{Y_{j't}} P_t \left(\left(\int_0^1 Y_{j't}^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} \, dj \right)^{\frac{\varphi}{\varphi-1}} - \int_0^1 P_{j\prime t} Y_{j\prime t} \, dj \right) \qquad (۱۷)$$

شرط مرتبه اول برای هر یک از کالاهای واسطه‌ای j به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Y_{j\prime t} = Y_t \left(\frac{P_t}{p_{j\prime t}} \right)^{\varphi} \qquad (۱۸)$$

معادله فوق تقاضا برای کالای واسطه j را نشان می‌دهد.

با جای‌گذاری رابطه (۱۵) در رابطه (۱۶) سطح عمومی قیمت‌ها به صورت رابطه (۱۹) حاصل می‌گردد:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{j\prime t}^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} \, dj \right)^{\frac{\varphi}{\varphi-1}} \qquad (۱۹)$$

[1]. Dixit-Stiglitz

۴-۲-۲- بخش بنگاه‌های واسطه

این بخش شامل تعداد زیادی از بنگاه‌هایی است که هر یک به تولید کالای متفاوت در فضای رقابت انحصاری می‌پردازند. بنگاه‌ها مساله خود را در دو مرحله حل می‌کنند. در مرحله نخست با معین در نظر گرفتن قیمت نیروی کار (W) و سرمایه (R)، با حداقل‌سازی هزینه خود با توجه به تابع تولید، مقادیر نهاده‌ها را تعیین می‌کند. بر اساس مطالعات دیب (۲۰۱۰) و جونیور و سامپایو (۲۰۱۴) فرض می‌شود در بخش کالاهای واسطه‌ای، بنگاه j به میزان $Y_t(j)$ واحد از کالا را از طریق رابطه (۲۰) تولید می‌کند.

$$Y_{j\prime t} = A_t K_{j\prime t}^{\alpha} L_{j\prime t}^{1-\alpha} \qquad (۲۰)$$

که α سهم سرمایه در تولید و A_t بهره‌وری مشترک میان تمام بنگاه‌ها بوده که به صورت رابطه (۲۱) تعریف می‌شود:

$$lnA_t = (1-\rho_A) ln\bar{A} + \rho_A lnA_{t-1} + \epsilon_{A\prime t} \qquad (۲۱)$$

در رابطه (۲۱) $\epsilon_{A\prime t}$ شوک برون‌زاست که به طور سریالی ناهمبسته است و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_A می‌باشد و $\rho_A \in (-1.1)$ بخش اتورگرسیو شوک بهره‌وری می‌باشد. بنابراین مساله بنگاه به این صورت است که هزینه خود را با توجه به تابع تولید حداقل سازد.

$$\min W_t L_{j\prime t} R_t K_{j\prime t} \qquad (۲۲)$$

$$Y_{j\prime t} = A_t K_{j\prime t}^{\alpha} L_{j\prime t}^{1-\alpha} \qquad (۲۳)$$

شرط مرتبه اول به صورت رابطه (۲۴) می‌باشد:

$$\frac{W_t}{R_t} = [\frac{(1-\alpha)}{\alpha}] \frac{K_{j\prime t}}{L_{j\prime t}} \qquad (۲۴)$$

و هزینه نهایی به صورت رابطه (۲۵) به دست می‌آید:

$$MC_t = {A_t}^{-1} (\frac{1}{1-\alpha})^{1-\alpha} \alpha^{-\alpha} {W_t}^{1-\alpha} {R_t}^{\alpha} \qquad (۲۵)$$

بنابراین بنگاه واسطه‌ای به دنبال تعیین سطوحی از سرمایه، نیروی کار و تولید است که مجموع جریان سود انتظاری تنزیل شده را حداکثر نماید.

با جای‌گذاری پیاپی رابطه (۱۰) که از بهینه‌یابی رفتار خانوار حاصل شده است معادله (۲۶) به دست می‌آید:

$$P_t^s = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t} (1 - \frac{\tau^s}{\epsilon_{t+1}^s})^i Div_{t+i} \quad (۲۶)$$

خانوار مالک بنگاه است و ارزش سهام برابر مجموع ارزش فعلی جریان سودهای انتظاری بنگاه است. بنابراین بنگاه واسطه به دنبال حداکثرسازی ارزش سهام سهامداران پس از کسر مالیات است. لذا بنگاه با مساله بهینه‌یابی به صورت زیر مواجه است:

$$max_{P_{j.t}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{\lambda_0} (1 - \frac{\tau^s}{\epsilon_{t+1}^s})^i Div_t \quad (۲۷)$$

سودهای تقسیمی بنگاه به صورت رابطه (۲۸) تعریف می‌شود:

$$Div_t = Y_t - (1 - \tau^w) W_t L_t - R_t K_t + \delta K_t - I_t \quad (۲۸)$$

هر بنگاه واسطه‌ای به دنبال حداکثر نمودن ارزش سهام سهامداران خود با توجه به قیود تابع تولید و رابطه انباشت سرمایه می‌باشد.

$$max_{P_{j.t}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{\lambda_0} (1 - \frac{\tau^s}{\epsilon_{t+1}^s})^i [Y_t - (1 - \tau^w) W_t L_t - R_t K_t + \delta K_t - I_t] \quad (۲۹)$$

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}$$

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t$$

از بهینه‌یابی رابطه (۲۹) معادلات (۳۰) و (۳۱) به دست می‌آید:

$$(1 - \alpha) \frac{Y_t}{L_t} = (1 - \tau^w) W_t \quad (۳۰)$$

$$\acute{F}(K_t) = 1 + R_t - \delta - \beta(1 - \delta) \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(1 - \frac{\tau^s}{\epsilon_t^s}\right) = \frac{\alpha Y_t}{K_t} \quad (۳۱)$$

فرض می‌شود مکانیسم تعدیل قیمت به صورت روش کالو[1] (۱۹۸۳) شکل می‌گیرد. در هر دوره درصدی از بنگاه‌ها $(1-\psi_p)$ قادر خواهند بود فرآیند تعدیل قیمت را به صورت بهینه انجام دهند و سایر بنگاه‌ها قادر نخواهند بود قیمت‌ها را در دوره جاری به صورت بهینه تعیین کنند. در تئوری چسبندگی قیمت رابطه پویایی قیمت به صورت رابطه (۳۲) تبیین می‌شود:

$$(P_t) = \left[\psi_p (P_{t-1})^{1-\varphi} + \left(1-\psi_p\right)(P_t^{\,*})^{1-\varphi}\right]^{\frac{1}{1-\varphi}} \qquad (۳۲)$$

در رابطه (۳۲) P_t نشان‌گر قیمت کل در بازار رقابت کامل، ψ_p درجه چسبندگی قیمت، $P_t^{\,*}$ قیمت تعیین شده توسط بنگاه و φ بیان‌گر شوک مارک آپ قیمت می‌باشد.

بر اساس وودفورد[2] (۲۰۰۳) پویایی سطح قیمت‌ها را می‌توان با تخمین مرتبه اول منحنی فیلیپس کینزینی جدید خطی شده به فرم رابطه (۳۳) نشان داد:

$$\hat{\pi}_t = \left(\frac{1}{1+\beta}\right)\hat{\pi}_{t-1} + \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \vartheta_p(\widehat{MC}_t - \hat{z}_t) \qquad (۳۳)$$

$$z_t = \frac{\varphi}{\varphi - 1}$$

در رابطه (۳۳) $\hat{\pi}_t$ بیان‌گرسطح انحراف تورم از مقدار با ثبات خود، β عامل تنزیل ذهنی خانوار و ϑ_p به صورت رابطه (۳۴) است:

$$\vartheta_p = \frac{(1-\beta\psi_p)(1-\psi_p)}{\psi_p} \qquad (۳۴)$$

در رابطه (۳۳) سطح تورم با افزایش هزینه هر واحد تولید $(\widehat{MC}_t - \hat{z}_t)$ به دلیل قاعده قیمت‌گذاری مارک آپ که توسط بنگاه‌های رقابت انحصاری دنبال می‌شود، افزایش می‌یابد. همچنین تورم به تورم دوره گذشته از طریق شاخص‌بندی قیمت‌های بهینه نشده وابسته است و نیز وابستگی به تورم آینده به این دلیل است که بنگاه‌هایی که بهینه‌یابی مجدد انجام می‌دهند قیمتی را تعیین می‌کنند که قیمت فروش آن‌ها بهترین سازگاری با سطح قیمت آتی داشته باشد.

[1]. Calvo (1983)
[2]. Woodford (2003)

۴-۳- بخش بانک

بانک‌ها به عنوان واسطه مالی در مدل در نظر گرفته می‌شوند به نحوی که وجوه وام دادنی و منابع مازاد بنگاه‌ها و خانوارها را به عنوان سپرده جذب کرده و در اختیار بنگاه‌ها و خانوارهای متقاضی وام و دارای کسری منابع قرار می‌دهند. دو دسته بانک وام‌دهنده و سپرده‌پذیر در مدل در نظر گرفته شده است.

۴-۳-۱- بانک‌های وام دهنده

این بانک‌ها به صورت عمده فروشی برای بنگاه‌های تولیدی و خانوارها تسهیلات فراهم می‌کنند. لذا می‌توان بر اساس هولاندر و لیو[1] (۲۰۱۳) تابع سود تنزیل شده انتظاری به صورت رابطه (۳۵) برای آن‌ها در نظر گرفت:

$$max_{D.L} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \theta_B^t [R_t^l lo_t - R_t^d D_t - \frac{\gamma}{2}(\frac{K_t^B}{lo_t} - \tau)^2 K_t^B] \quad (۳۵)$$

در رابطه (۳۵) θ_B عامل تنزیل بخش بانکی، γ ضریب تابع درجه دوم هزینه تعدیل سرمایه بانک و K_t^B بیان‌گر میزان سرمایه بانک می‌باشد که به صورت رابطه (۳۶) است:

$$K_t^B = (1-\delta)K_{t-1}^B + I_{t-1}^B \quad (۳۶)$$

و I_{t-1}^B میزان سود توزیع نشده بانک است. با حداکثرسازی تابع سود تنزیل شده انتظاری بخش بانک با توجه به قید ترازنامه بانک ($K_t^B + D_t = Lo_t$) شروط مرتبه اول به صورت روابط (۳۷) و (۳۸) به دست می‌آید:

$$\beta_B^t = \left[-R_t^d + \mu_t^B\right] = 0 \quad (۳۷)$$

$$\beta_B^t [R_t^L - \gamma K_t^B \left(\frac{K_t^B}{Lo_t} - \tau\right)\left(-\frac{K_t^B}{{Lo_t}^2}\right) - \mu_t^B = 0 \quad (۳۸)$$

با ترکیب معادلات (۳۷) و (۳۸) می‌توان رابطه بهینه بین نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی را به صورت رابطه (۳۹) نمایش داد:

[1]. Hollander and Liu (2013)

$$R_t^L = R_t^d - \gamma\left(\frac{K_t^B}{Lo_t} - \tau\right)\left(\frac{K_t^B}{Lo_t}\right)^2 \quad (۳۹)$$

۴-۳-۲- واحد سپرده

این دسته از بانک‌ها به سپرده‌های دریافتی نرخ سود R_t^d پرداخت می‌کنند و از طرفی خود با سپرده‌گذاری این وجوه نرخ سود R_t^D دریافت می‌نمایند، لذا تابع سود تنزیل شده انتظاری این بانک‌ها بر اساس دیب (۲۰۱۰) به صورت رابطه (۴۰) خواهد بود:

$$max_{D.L} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \theta_B^t [R_t^D D_t(j) - R_t^d(j) D_t(j) - \frac{\gamma_d}{2}(\frac{R_t^d(j)}{R_{t-1}^d(j)} - 1)^2 R_t^d D_t] \quad (۴۰)$$

بانک‌ها نسبت به قید زیر سود انتظاری تنزیل شده را حداکثر می‌سازند:

$$D_t(j) = (\frac{R_t^D(j)}{R_t^D})^{\varepsilon_t^D} D_t \quad (۴۱)$$

در رابطه (۴۱) ε_t^D کشش جانشینی بین سپرده‌های مختلف است. با بهینه‌یابی رفتار بنگاه می‌توان رابطه خطی‌سازی شده زیر را به دست آورد:

$$R_t^d = -\frac{(1+R_t^D)\varepsilon_t^D}{(1+R^d)(1-\varepsilon^d+\gamma_d+\theta_{\boldsymbol{B}}\gamma_d)} + \frac{\gamma_d R_{t-1}^d}{(1-\varepsilon^d+\gamma_d+\theta_{\boldsymbol{B}}\gamma_d)} + \frac{\gamma_d \theta E_t R_{t+1}^d}{(1-\varepsilon^d+\gamma_d+\theta_{\boldsymbol{B}}\gamma_d)}$$

۴-۴- دولت و بانک مرکزی

در مطالعات داخلی عموما به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی، دولت و بانک مرکزی در قالب یک چارچوب در نظر گرفته می‌شود. مخارج دولت از طریق اخذ مالیات و درآمد حاصل از فروش نفت تامین مالی می‌شود. اگر دولت نتواند از طریق درآمدهای مالیاتی و نفت، مخارج خود را تامین نماید دچار کسری شده و به استقراض از بانک مرکزی مبادرت می‌کند. بنابراین قید بودجه دولت به صورت رابطه (۴۲) نمایش داده می‌شود:

$$B_t + M_t + T_t = \left(1 + R_{t-1}^b\right)B_{t-1} + M_{t-1} + G_t \quad (۴۲)$$

که G_t مخارج اسمی دولت است و فرض می‌شود به انحراف بدهی دولت به مقدار با ثباتش حساس است که به صورت رابطه (۴۳) نشان داده شده است:

$$G_t - \bar{G} = \nu(B_t - \bar{B}) \quad (۴۳)$$

و ν حساسیت مخارج دولت به بدهی را نشان می‌دهد.
و T_t مجموع درآمدهای مالیاتی دولت است که در این مدل شامل مالیات بر دستمزد، مالیات بر سود سپرده بانکی و مالیات بر عایدات سهام می‌باشد.

$$Tax_t = \tau^w W_t L_t + \frac{\tau^d}{\epsilon_t^d} R_t^d D_t + \frac{\tau^s}{\epsilon_t^s}(P_t^s + Div_t)a_{t-1}^s \quad (۴۴)$$

ترازنامه بانک مرکزی به صورت رابطه (۴۵) در نظر گرفته می‌شود:

$$Cu_t + RR_t = fr_t + dc_t \quad (۴۵)$$

در رابطه (۴۵) سمت چپ مصارف پایه پولی شامل اسکناس و مسکوک در دست مردم (Cu_t) و ذخایر قانونی (RR_t) می‌باشد. سمت راست منابع پایه پولی شامل خالص سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی (dc_t) و ذخایر خارجی بانک مرکزی (fr_t) در نظر گرفته می‌شود. بنابراین پایه پولی بر حسب منابع به صورت رابطه (۴۶) بازنویسی می‌شود:

$$m_t = fr_t + dc_t \quad (۴۶)$$

ذخایر بانک مرکزی تابعی از مقادیر با وقفه خود و درآمد نفتی می‌باشد (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۸) و نیز درآمد نفتی به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده و از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول به صورت روابط (۴۷) و (۴۸) تبعیت می‌کند:

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + oil_t \quad (۴۷)$$

$$oil_t = \rho_{oil} oil_{t-1} + \epsilon_{oil_t} \quad (۴۸)$$

که oil_t درآمد نفتی و ϵ_{oil_t} شوکی که به صورت سریالی ناهمبسته بوده و دارای میانگین صفر و انحراف معیار σ_{oil} است. در روابط فوق آشکار است که درآمد نفتی در پایه پولی دولت لحاظ گردیده است. تابع واکنش سیاست‌گذار پولی نیز به صورت رابطه (۴۹) تعریف می‌گردد:

$$\hat{\eta}_t = \rho_\eta \hat{\eta}_{t-1} + \rho_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^{\,*}) + \rho_y \hat{y}_t + \varepsilon_t^\eta \qquad (۴۹)$$

که در آن $\hat{\eta}_t$ نرخ رشد پایه پولی است که به صورت رابطه (۵۰) تعریف می‌شود:

$$\eta_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \pi_t \frac{m_t}{m_{t-1}} \qquad (۵۰)$$

و $\hat{\pi}_t$ انحراف نرخ تورم و $\hat{y}_t$ انحراف لگاریتم تولید از مقادیر وضعیت پایدار، ρ_π و ρ_y ضرایب اهمیت سیاست‌گذار برای شکاف تورم و تولید و $\hat{\pi}_t^{\,*}$ انحراف تورم هدف ضمنی از مقدار تعادلی آن است و ε_t^η شوک سیاست پولی است که دارای یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول می‌باشد.

۴-۵- مدل لگاریتم خطی شده

مشکلی که در تحلیل مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی وجود دارد این است که معادلات تعادلی غیر خطی می‌باشند از این روی تحلیل مدل به صورت تجربی دشوار است. روش‌های مختلفی برای خطی سازی وجود دارد. به عنوان مثال می‌توان روش اهلیگ[1] و روش بسط تیلور را نام برد. در این مطالعه از طرفین معادلات لگاریتم گرفته شده و سپس بسط تیلور مرتبه اول حول مقدار پایدار بلندمدت متغیرها تقریب زده می‌شود. نتایج حاصل از محاسبات به صورت زیر گزارش شده‌اند.

$$\hat{c}_t = E\hat{c}_{t+1} - \frac{1}{\sigma_c}(\hat{r}_t^b - E\hat{\pi}_{t+1})$$
$$\hat{\lambda}_t = -\sigma_c \hat{c}_t$$
$$\hat{l}_t = \frac{1}{\psi}(\hat{w}_t - \sigma_c \hat{c}_t)$$
$$\hat{m}_t = \frac{1}{\sigma_m}(\sigma_c \hat{c}_t - \frac{1}{\overline{r^b} - 1}\hat{r}_t^b)$$
$$\hat{D}_t = \sigma_c \hat{c}_t + \frac{\overline{r^d}(1-\tau^d)}{\overline{r^b} - \overline{r^d}(1-\tau^d)}(\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^b) + \frac{\overline{r^d}\tau^d}{\overline{r^b} - \overline{r^d}(1-\tau^d)}\hat{\varepsilon}_{t+1}^d$$
$$\hat{P}_t^s = \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t + \frac{\hat{P}_{t+1}^s + (1-\beta(1-\tau^s))Div_{t+1}}{2-\beta(1-\tau^s)} + \frac{\tau^s}{(1-\tau^s)}\hat{\varepsilon}_{t+1}^s$$
$$\sigma_c \hat{c}_t = \frac{1}{\overline{r^b} - \overline{r^{lo}}}\hat{r}_t^b - \frac{\overline{r^{lo}}}{\overline{r^b} - \overline{r^{lo}}}\hat{r}_t^{lo}$$
$$\hat{k}_t = (1-\delta)\hat{k}_{t-1} + \hat{I}_t$$

[1]. Ohlig

$$\hat{k}_t^b = (1-\delta)\hat{k}_{t-1}^b + \hat{w}_{t-1}^B$$
$$\widehat{MC} = (1-\alpha)\hat{w}_t + \alpha\hat{R}_t - \hat{A}_t^{-1}$$
$$\hat{A}_t = \rho_A \hat{A}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t^A$$
$$\hat{y}_t = \hat{A}_t + (1-\alpha)\hat{l}_t + \alpha\hat{k}_t$$
$$\frac{\overline{div}}{\bar{y}}\widehat{div}_t = \hat{y}_t - (1-\tau^w)\frac{\bar{w}\bar{l}}{\bar{y}}\left(\hat{l}_t + \hat{w}_t\right) - \frac{\bar{k}}{\bar{y}}(R+\delta)\hat{k}_t - \frac{\bar{I}}{\bar{y}}\hat{I}_t$$
$$\hat{w}_t = \hat{y}_t - \hat{l}_t$$
$$\frac{\alpha\bar{y}}{\bar{k}}\left(\hat{y}_t - \hat{k}_t\right) = \bar{R}\hat{R}_t - \beta(1-\delta)(1-\tau^s)\left(\hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t\right) - \beta(1-\delta)\,\tau^s\hat{\varepsilon}_t^s$$
$$\hat{\varepsilon}_t^s = \rho_s\hat{\varepsilon}_{t-1}^s + \mu_t^s$$
$$\hat{m}_t = \frac{\overline{fr}}{\overline{m}}\widehat{fr}_t + \frac{\overline{dc}}{\overline{m}}\widehat{dc}_t$$
$$\widehat{fr}_t = \frac{\widehat{fr}_{t-1}}{\bar{\pi}} - \frac{\hat{\pi}_t}{\bar{\pi}} + \frac{\overline{oil}}{\overline{fr}}\widehat{oil}_t$$
$$\widehat{oil}_t = \rho_{oil}\widehat{oil}_{t-1} + \epsilon_{oil_t}$$
$$\hat{\eta}_t = \hat{\pi}_t + \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1}$$
$$\hat{\eta}_t = \rho_\eta\hat{\eta}_{t-1} + \rho_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^{\,*}) + \rho_y\hat{y}_t + \varepsilon_t^\eta$$
$$\hat{\pi}_t = \left(\frac{1}{1+\beta}\right)\hat{\pi}_{t-1} + \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \vartheta_p(\widehat{MC}_t - \hat{z}_t)$$
$$\frac{\bar{k}^B\hat{k}_t^B}{\overline{lo}} + \frac{\bar{D}\hat{D}_t}{\overline{lo}} = \widehat{lo}_t$$
$$R_t^d = \frac{\gamma_d R_{t-1}^d}{(1-e^d+\gamma_d+\theta_{\boldsymbol{B}}\gamma_d)} + \frac{\gamma_d\theta E_t R_{t+1}^d}{(1-e^d+\gamma_d+\theta_{\boldsymbol{B}}\gamma_d)} - \frac{(1+\bar{R}^D)\varepsilon_t^D}{(1+\bar{R}^d)(1-e^d+\gamma_d+\theta_{\boldsymbol{B}}\gamma_d)}$$
$$\hat{\varepsilon}_t^d = \rho_d\hat{\varepsilon}_{t-1}^d + \mu_t^d$$
$$\hat{G}_t = \upsilon\frac{\bar{B}}{\bar{G}}\hat{B}_{t-1}$$
$$\bar{B}\hat{B}_t + \bar{m}\hat{m}_t + \bar{T}\hat{T}_t = \bar{B}(1+\bar{R})\left(\hat{R}_{t-1}^b + \hat{B}_{t-1}\right) + \bar{m}\hat{m}_{t-1} + \bar{G}\hat{G}_t$$
$$\bar{T}\hat{T}_t = \tau^w\bar{w}\bar{l}\left(\hat{w}_t + \hat{l}_t\right) + \tau^d\bar{R}^d\bar{D}\left(\hat{R}_t + \hat{D}_t - \hat{\varepsilon}_t^d\right) + \tau^s\bar{a}^s\left(\bar{p}^s\hat{p}_t^s + \hat{a}_{t-1}^s\left(\bar{p}^s + \overline{div}\right) + \overline{div}\widehat{div}_t\right) - \tau^s\bar{a}^s(\bar{p}^s + \overline{div})\hat{\varepsilon}_t^s$$
$$\hat{y} = \frac{\bar{c}}{\bar{y}}\hat{c}_t + \frac{\bar{\imath}}{\bar{y}}\hat{\imath}_t + \frac{\bar{g}}{\bar{y}}\hat{g}_t$$

معادلات لگاریتم خطی‌سازی شده تقاضای خانوار برای سهام نشان می‌دهد که میزان سرمایه‌گذاری در بازار مالی وابسته به درآمد و انتظارات در مورد قیمت‌های آتی و سودهای

تقسیمی انتظاری است به عبارت دیگر با افزایش قیمت انتظاری سهم و سودهای انتظاری تقسیمی تقاضا برای آن افزایش می‌یابد.

۵- کالیبراسیون (مقداردهی) و حل مدل تحقیق و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

برای انجام تحلیل تجربی و حل مدل‌های تعادل عمومی تصادفی ابتدا لازم است پارامترهای مدل کالیبره شوند یا با استفاده از روش‌های بیزین یا حداکثر درستنمایی برآورد گردند. روش مرسوم برای مقدار دادن به پارامترها روش کالیبراسیون است. با توجه به این‌که موضوع مورد بررسی در این مطالعه هنوز به صورت یک سیاست مالیاتی در ایران اجرا نشده و با در نظر گرفتن ضعف اطلاعات و داده‌های آماری و مشکلات خاص داده‌های مربوط به اقتصاد ایران مانند شکست‌های ساختاری ناشی از وقوع شوک‌های برون‌زا مانند انقلاب و جنگ و تحریم، در این مطالعه از روش کالیبراسیون به جای روش بیزین استفاده شده است. در این روش انتخاب پارامترهای مدل به گونه‌ای انتخاب شده است که بیشترین انطباق بین گشتاورهای پیش‌بینی شده مدل با گشتاورهای داده‌های واقعی اقتصاد ایران حاصل شود. پارامترهایی که در این مطالعه کالیبره شده‌اند در جدول (۱) گزارش گردیده است.

۵-۱- ارزیابی شبیه‌سازی مدل تحقیق

به منظور ارزیابی موفقیت مدل تحقیق در شبیه‌سازی اقتصاد ایران، جدول (۲) مقایسه بین گشتاورهای مرتبه اول و دوم داده‌های واقعی اقتصاد ایران و داده‌های شبیه‌سازی شده توسط مدل را در تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی نشان می‌دهد. نزدیکی گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده توسط مدل و گشتاورهای داده‌های واقعی نشان دهنده موفقیت نسبی مدل تحقیق در شبیه‌سازی واقعیت‌های اقتصاد ایران است.

جدول ۱: پارامترهای کالیبره شده بر اساس مطالعات

توضیحات	پارامتر	مقدار	منبع
سهم سرمایه در تولید	α	۰,۴۱۲	شاهمرادی (۱۳۸۷)
عامل تنزیل	β	۰,۹۶	توکلیان (۱۳۹۱)
نرخ استهلاک سرمایه	δ	۰,۰۲۲	شاهمرادی (۱۳۸۷)
نرخ مالیات بر عایدی سهام	τ^s	۰,۱	انتخابی
حساسیت مخارج دولت به بدهی	υ	۰,۱	لیم و مکلنسی (۲۰۰۸)
ضریب اتورگرسیو درآمدهای نفتی	ρ_{oil}	۰,۶	فخرحسینی (۱۳۹۰)
ضریب اتورگرسیو فرآیند تکنولوژی	ρ_A	۰,۷۲	کاوند (۱۳۸۸)
عکس کشش جانشینی مصرف بین دوره‌ای	σ_c	۱,۵۲	توکلیان (۱۳۹۱)
عامل تنزیل بخش بانکی	$\theta_{\boldsymbol{B}}$	۰,۹۷	انتخابی
ضریب تعدیل در تابع هزینه واحد سپرده	γ_d	۱۰	انتخابی
کشش جانشینی بین سپرده‌ها	e^d	-۱,۴۶	انتخابی
ضریب اتورگرسیو تکانه پولی	ρ_η	۰,۵۶۲	بیات (۱۳۹۶)
ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل بانک مرکزی	ρ_y	۰,۲۳	نیستیکو (۲۰۱۰)
ضریب انحراف تورم از مقدار هدف در تابع تکانه پولی	ρ_π	۰,۸۶	صلاحمنش و همکاران (۱۳۹۶)
نرخ مالیات بر سود سپرده	τ^d	۰,۱	انتخابی
کشش جانشینی بین کالاهای واسطه	φ	۴,۳۳	ابراهیمی (۱۳۸۹)
درجه چسبندگی قیمت	ψ_p	۴,۳۷	بهرامی (۱۳۹۰)
عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	σ_c	۱,۵۷۱	توکلیان (۱۳۹۱)
عکس کشش عرضه نیروی کار	ψ	۲,۲	توکلیان (۱۳۹۱)
عکس کشش تقاضای پول	σ_m	۲,۲۴	توکلیان (۱۳۹۱)

جدول ۲: مقایسه گشتاورهای مرتبه اول و دوم مدل و دنیای واقعی برای مدل پایه

نام متغیر	میانگین		انحراف معیار	
	مدل	داده واقعی	مدل	داده واقعی
تولید	۱,۰۴	۱	۰,۰۴	۰,۰۶۵
مخارج دولتی	۰,۲۴	۰,۲۱	۰,۰۷	۰,۰۶
سرمایه‌گذاری	۰,۲۷	۰,۳۱	۰,۰۴۵	۰,۰۴۱

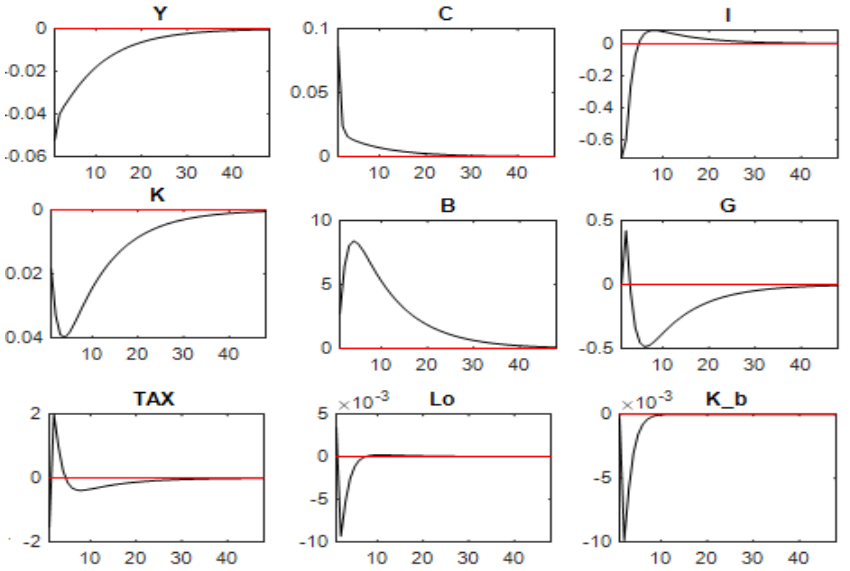
منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- توابع واکنش آنی

۵-۲-۱- اثر تکانه مالیات بر سود سپرده

واکنش آنی اثرات اعمال شوک مالیات بر سود سپرده به اندازه یک انحراف معیار بر متغیرهای کلیدی اقتصاد در شکل (۱) نشان داده شده است. لازم به ذکر است در نمودارهای زیر Y سطح تولید ملی، C مصرف، I سرمایه‌گذاری، K موجودی سرمایه، B اوراق قرضه، G مخارج دولت،

TAX درآمد مالیاتی دولت، Lo وام، K_B میزان سرمایه بانک، DIV سودهای تقسیمی، AS میزان سهام و PS قیمت سهام می‌باشد.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۱: توابع عکس‌العمل آنی شوک مالیات بر سود سپرده به اندازه یک انحراف معیار

با وضع مالیات بر سپرده‌های بانکی میزان تولید از حالت با ثبات خود کاهش یافته و سپس شروع به واکنش مثبت کرده و به سوی مقدار با ثبات خود حرکت می‌کند. از آن‌جا که جذب سرمایه‌گذاری توسط فعالیت‌های تولیدی و نیز تصمیم‌گیری در مورد نحوه سرمایه‌گذاری توسط خانوارها زمان‌بر است با وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی سرمایه‌گذاری مولد جای خود را به سرمایه‌گذاری‌های زود بازده می‌دهد. روشن است در این وضعیت فعالیت‌های سوداگرانه گسترش یافته و مسیر جریان نقدینگی به سمت بازارهای غیر مولد مانند بازار ارز، طلا، خودرو و مسکن روانه می‌شود.

با توجه به نمودار (۱) با وضع مالیات بر سود سپرده بانکی، میزان سرمایه بانک‌ها کاهش یافته و در نتیجه بانک‌ها برای اعطای وام‌ها نرخ بالاتری مطالبه کرده و در نتیجه میزان تقاضای وام کاهش می‌یابد. بنابراین ورود سرمایه به بخش تولید و به دنبال آن سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. نظریه گندولفی[1] (۱۹۸۲) عنوان می‌کند با افزایش سود سپرده‌های بانکی میزان پس‌انداز کاهش می‌یابد و

[1]. Gandolfi (1982)

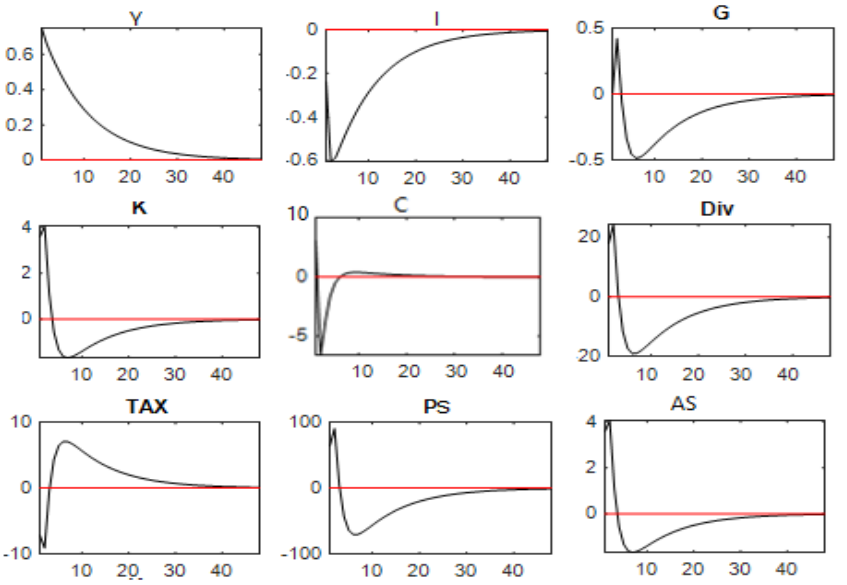
لذا نتایج مدل با آن سازگار است زیرا با وضع مالیات بر سپرده، میزان سود کاهش یافته و بنابراین از میزان سپرده‌گذاری کاسته می‌شود. درآمد مالیاتی دولت نیز با اعمال مالیات بر سپرده‌های بانکی افزایش می‌یابد و از مقدار با ثبات خود منحرف می‌گردد و سپس شروع به کاهش می‌کند. دلیل آن انتقال منابع به بازارهای غیر مولد می‌باشد که عمدتا معاف از مالیات هستند. یکی از نتایج جالب اعمال مالیات بر سود سپرده افزایش موقت مصرف است. این افزایش به دنبال افزایش درآمد نبوده و صرفا به دلیل وجود نقدینگی در اختیار خانوارها است که در نتیجه رفتار هیجانی منجر به افزایش میزان مصرف موقت می‌شود. با اعمال مالیات بر سود سپرده یکی از دارایی‌هایی که سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز به آن ورود می‌کنند خرید اوراق قرضه دولتی است زیرا این دارایی‌ها معاف از مالیات می‌باشند و لذا تقاضا برای آن افزایش می‌یابد. مخارج دولت نیز به دنبال افزایش موقت درآمد مالیاتی افزایش یافته و سپس به سوی مقدار با ثبات خود حرکت می‌نماید.

اگر هدف از اعمال این مالیات گسترش پایه‌های مالیاتی دولت است باید تدابیری اندیشه شود تا با خروج نقدینگی از بانک، بتوان با اجرای سیاست‌های از پیش تعیین شده مانع بی‌ثباتی در بازارهای موازی شود. یکی از این سیاست‌ها گسترش پایه‌های مالیاتی از طریق وضع مالیات بر عایدی بازارهای دیگر مانند بازار ارز، طلا و مسکن می‌باشد تا از این طریق سیاست اعمال مالیات بر سود سپرده دارای اثر بخشی بیشتری بوده و نیز جلوی فرار مالیاتی گرفته شده و در ضمن آن درآمد مالیاتی دولت افزایش خواهد یافت.

۵-۲-۲- اثر تکانه مالیات بر عایدی سهام

در شکل (۲) توابع واکنش آنی شوک عایدی سهام به اندازه یک انحراف معیار نشان داده شده است. با وضع مالیات بر عایدی سهام تقاضا برای خرید سهام کاهش می‌یابد و بازار سهام ریزش موقتی را تجربه خواهد نمود. با کاهش استقبال از بازار سهام میزان سرمایه‌گذاری مولد کاهش یافته و شرکت‌ها در تامین مالی با مشکل مواجه شده و میزان سرمایه آن‌ها کاهش می‌یابد و به دنبال آن میزان تولید شرکت و در نتیجه سطح تولید کل با کاهش روبرو می‌گردد. با کاهش سطح تولید کل در اثر وضع مالیات بر عایدی سهام، درآمد قابل تصرف سهامداران کاسته شده و کاهش مصرف را به دنبال خواهد داشت. درآمد مالیاتی دولت نیز پس از اجرای مالیات بر عادی سهام افزایش می‌یابد و به تبع آن میزان مخارج خود را افزایش می‌دهد. شرکت‌های موجود در بازار سهام به دو دسته سودده و زیان‌ده دسته‌بندی می‌شوند. اگر شرکت در پایان دوره مالی خود زیان شناسایی کند سهامداران از محل سود تقسیمی درآمدی نخواهند داشت و اگر شرکت در پایان

دوره مالی خود سود شناسایی نماید مجبور است بخش زیادی از آن را برای افزایش سرمایه دوره بعد انباشته نماید و سود تقسیمی شرکت بین سهامداران به شدت کاهش می‌یابد. پس از طی چند دوره با کاهش سودهای تقسیمی و کاهش قیمت سهام میزان درآمد دولت از محل عایدی سهام دچار کاهش شده و درآمد مالیاتی دولت به سمت مقدار با ثبات خود حرکت می‌نماید.



منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۲: توابع عکس‌العمل آنی شوک مالیات بر عایدی سهام به اندازه یک انحراف معیار

با وضع مالیات بر عایدی سهام میزان نقدینگی در اقتصاد افزایش می‌یابد و نکته‌ای که حائز اهمیت است مسیر انتقال نقدینگی است. اگر نقدینگی به سمت سپرده‌گذاری هدایت شود (در صورت نبود مالیات بر سپرده) فرآیند حرکت به سمت وضعیت با ثبات با سرعت بیشتری طی می‌شود. زیرا تامین مالی بنگاه‌ها از محل اخذ وام‌های بانکی صورت می‌گیرد و مشکلات تامین مالی تا حدودی برطرف می‌گردد. ولی اگر نقدینگی به سوی فعالیت‌های سوداگرانه روانه شود دارای اثرات زیان‌باری برای اقتصاد خواهد بود. با انتقال نقدینگی به بازار ارز، طلا، خودرو و مسکن تلاطم‌های زیادی در اقتصاد ایجاد شده و می‌تواند نارضایتی عمومی و کاهش میزان رفاه عمومی را به دنبال داشته باشد.

۶- نتیجه‌گیری

به دنبال کاهش درآمدهای نفتی کشور یکی از مباحث نوین که اخیرا در بین اقتصاددانان و سیاست‌مداران مطرح می‌شود وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی و عایدات سهام می‌باشد.

در مورد وضع مالیات از سپرده بانکی نظرات متفاوتی وجود دارد. مخالفان این طرح معتقدند مالیات ستانی از سپرده بانکی باعث خروج سپرده‌ها از بانک و برهم خوردن ثبات اقتصادی می‌شود ولی موافقین معتقدند که اگر سیستم مالیاتی به گونه‌ای طراحی شود که عایدات سرمایه مشمول مالیات گردد پول خارج شده از بانک در هر بازاری مانند طلا، ارز، مسکن و خودرو سرمایه‌گذاری گردد مشمول مالیات شده و راه فراری وجود ندارد.

در این راستا در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۹۸-۱۳۷۰ بررسی تاثیرات وضع مالیات بر عایدات سهام و سود سپرده بانکی برای ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا مورد بررسی قرار گرفت. به طور کلی نتایج حاکی از آن است که با وضع مالیات بر عایدی سهام تقاضا برای خرید سهام کاهش می‌یابد و بازار سهام ریزش موقتی را تجربه خواهد نمود. با کاهش استقبال از بازار سهام میزان سرمایه‌گذاری مولد کاهش یافته و شرکت‌ها در تامین مالی با مشکل مواجه شده و میزان سرمایه آن‌ها کاهش می‌یابد و به دنبال آن میزان تولید شرکت و در نتیجه سطح تولید کل با کاهش روبرو می‌گردد. کاهش درآمد قابل تصرف، کاهش مصرف را به دنبال خواهد داشت. درآمد مالیاتی دولت نیز پس از اجرای مالیات بر عایدی سهام موقتا دچار افزایش شده و به تبع آن میزان مخارج خود را افزایش می‌دهد.

نتایج وضع مالیات بر سپرده‌های بانکی نیز نشان می‌دهد که میزان تولید از حالت با ثبات خود منحرف گشته و کاهش می‌یابد و پس از چند دوره شروع به واکنش مثبت کرده و به سوی مقدار با ثبات خود حرکت می‌کند. با وضع مالیات بر سود سپرده بانکی، میزان سپرده‌گذاری در بانک کاهش یافته و نظریه گندولفی مبنی بر کاهش پس‌انداز پس از وضع مالیات بر سود سپرده تایید می‌گردد. با کاهش منابع بانک، برای اعطای وام بانک‌ها نرخ بالاتری مطالبه کرده و در نتیجه میزان تقاضای وام کاهش می‌یابد. بنابراین ورود سرمایه به بخش تولید و به دنبال آن سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و سرمایه‌گذاری مولد جای خود را به سرمایه‌گذاری‌های زود بازده می‌دهد.

بنابراین مساله سیاست‌گذار این است که مسیر جدید انتقال منابع خارج شده از بانک به چه سویی خواهد بود، لذا اگر بسترهای مناسب در اقتصاد ایجاد نشود به کارگیری این سیاست پیشنهاد نمی‌گردد. اگرچه وضع مالیات بر سود سپرده و سهام دارای مزیت‌های زیادی از جمله برقراری

عدالت مالیاتی، ایجاد درآمد برای دولت و ایجاد شفافیت در نظام اطلاعاتی و مبادلاتی می‌باشد ولی بدون داشتن ساختارهای مناسب در اقتصاد نمی‌توان نتایج قابل قبولی چه در حوزه رشد اقتصادی و چه در حوزه امنیت اقتصادی به دست آورد. بنابراین اجرای موفق این طرح نیازمند انجام برخی اصلاحات در زمینه‌های مختلف است. پیشنهاد سیاستی این مطالعه آن است که برای رسیدن به نتایج مطلوب ابتدا باید بسترهای مناسب ایجاد شود به گونه‌ای که از طریق افزایش آگاهی عمومی، بهبود سیاست‌های مربوط به تقویت فضای کسب و کار و گسترش پایه‌های مالیاتی در بازارهای موازی بتوان شرایط مناسب برای جذب نقدینگی در فعالیت‌های مولد را بوجود آورد تا اجرای این سیاست بتواند نقش چشمگیری در بخش تولید داشته باشد.

References

Bahrami, J. and Goreishi, N. (2011). "Analyzing the Monetary Policy in Iran Economy by Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model" .Journal of Economics and Modeling **5**(13): 1-20.

Bayat, M. Afsari, Z. and Tavakolian, H. (2016). "Monetary Policy and Stock Price Index in DSGE Models Framework". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policy **24**(78): 171-206.

Calvo, G.A. (1983). "Staged Prices in a Utility-Maximizing Framework". Journal of Monetary Economics **12**: 383-398.

Chiorazzo, V. and Milani, C. (2011). "The Impact of Taxation on Bank Profits: Evidence from EU Banks". Journal of Banking & Finance **35**: 3202-3212.

Dib, A. (2010). *Banks, Credit Market Friction, and Business Cycles*, Bank of Canada.

Dixit, A. K. and Stiglitz, J. E. (1977). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". The American Economic Review **67**: 297-308.

Ebrahimi, S. (2014). "Structure of Financial Market in Iran: Bank-Based or Market-Based". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policy **1**(4): 25-44.

Fakrhosseini, S. (2011). "Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach for Monetary Business Cycles of Iran's Economy". Journal of Economics and Modeling **1**(3): 1-28.

Gandolfi. E. (1982). "Inflation, Taxation, and Interest Rates". Journal of American Finance Association **37**(3): 797-807.

Gerali, A. and Neri, S. and Sessa, L. and Signoretti, F.M. (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model for Euro Area". Working Paper 740.

Gholami, A. and Abasinejad, H. (2018). "Implementation of Value-Added Tax on Iran Banking Services: An Application of DSGE Model". Journal of Money and Economy **11**(3): 283-303.

Habermeier, K. and Kirilenko, A. (2003). "Securities Transaction Taxes and Financial Markets". IMF Staff Papers **50**: 165-80.

Hollander, H. and Liu, G. (2013). "The Equity Price Channel in a New-Keynesian DSGE Model with Financial Frictions and Banking". Stellenbosch Economic Working Papers.

Johannesen, N. (2014). "Tax Evasion and Swiss Bank Deposits". Journal of Public Economics **111**: 46-62.

Junior, C. and Sampaio, A. (2014). "Tax Reduction Policies of the Productive Sector and Its Impacts on Brazilian Economy". Working Paper No. 36.

Kavand, H. (2009). *Explanation the Effects of Oil Revenues and Monetary Policies in the form of a Real Business Cycles Model in Iranian Economy*, PhD. Thesis, Economic Faculty, University of Tehran.

Keen, M. (2011). "Rethinking the Taxation of the Financial Sector". CESifo Economic Studies **57**: 1-24.

Khodadadi, F. (2018). "Taxation on Bank Deposits Interest with Emphasis on Allocation Efficiency". 12th Conference on Tax and Fiscal Policies in Iran, Tehran.

Khodadadkashi, F. and Jani, S. (2015). "Feasibility Study of Introducing Iranian Bank Deposit Interest Tax with Emphasis on Allocative Efficiency". Tax Journal **23**(26): 9-26.

Khodaverdizadeh, S. and Dashtbani, Y. (2019). "Designing a System Model of Accountability in Tax System of the Islamic Republic of Iran (Case Study of Mazandaran Province Tax Affairs Directorates)". Journal of Tax Research **27**(43): 7-34.

Komijani, A. and Tavakolian, H. (2012). "Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Target Inflation in the form of Dynamic Stochastic Equilibrium Model for the Iranian Economy". Journal of Economic Modeling Research **8**: 87-117.

Lim, G.C. and McNelis, P.D. (2008). *Computational Macroeconomics for the Open Economy*, Cambridge, The MIT Press. p. 231.

Matheson, T. (2011). "Taxing Financial Transactions: Issues and Evidence". IMF Working Paper 11-54.

Nisticò, S. (2010). "Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model for the U.S.". Marco Fanno Working Papers from Dipartimento di Scienze Economiche.

Rahmani, A. Samadi, S. and Bakhshi Dastjerdi, R. (2019). "An Examination of the Effect of Fiscal Policy Shock on Stock Market in: A DSGE Approach". Quarterly Economic Strategy **8**(29): 81-110.

Restrepo, F. (2018). "The Effects of Taxing Bank Transactions on Bank Credit and Industrial Growth: Evidence from Latin America". Journal of International Money and Finance: 1-53.

Salahmanesh, S. Arman, A. Anvari, E. and Pourjavan, A. (2018). "The Estimation of Capital Market Dynamisms in Iran's Real Sector Economy in a DSGE Model". Quarterly Journal of Quantitative Economics **15**(1): 147-179.

Schulmeister, S. Schratzenstaller, M. & Picek, O. (2008). "A General Financial Transaction Tax: Motives, Revenues, Feasibility and Effects". Oesterreichisches Institut fuer Wirtschaftsforschung WP 3/2008.

Shahmoradi, A. Haqiqi, I. and Zahedi, Z. (2011). "Impact Analysis of Energy Price Reform and Cash Subsidy Payment in Iran: CGE Approach". Journal of Economic Research and Policies **19**(57): 5-30.

Song, F. and Zhang, J. (2005). "Securities Transaction Tax and Market Volatility". The Economic Journal **115**: 1103-20.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 215-245.

Investigating the Effects of Stock Earnings and Bank Deposits Tax Shocks in the Context of Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium

Ahmad Gholami[1]
Ehsan Salimi[2]
Bagher Adabi Airouzjaee[3]

Received: 232-01-2022 Accepted: 27-04-2022

Introduction: In most countries, government expenditures are provided from tax revenues. But, in Iran, government budget depends on oil revenues. In other words, various economic activities in Iran such as bank deposits interest and stock earnings are tax-exempt. Although tax exemption pursues some goals, it reduces government revenues. In recent years, after severe sanctions against Iran's oil exports and a sharp drop in government oil revenues, increasing tax revenues has become one of the main alternatives to offset the decline in the oil revenues. On the other hand, the increased participation of investors in the stock market in recent years has provided a good opportunity for the government to increase its revenues in order to reduce budget deficits. Dividends and interests on bank deposits can be considered as new tax bases. It is reported that the Iranian National Tax Administration and the Ministry of Economic Affairs and Finance intend to levy taxes on bank deposits interests and dividends, but this plan has not yet been implemented. Therefore, it is necessary to study this issue. In this regard, the purpose of this study is to investigate the effects of taxlng stock earnings and bank deposit interests on macroeconomic variables with a dynamic stochastic equilibrium (DSGE) approach.

Methodology: This research investigated the effects of stock earnings and bank deposits tax shocks in the context of Keynesian dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) approach during the years 1991-2019. The economic model in this study includes households, manufacturing enterprises, banks, government as fiscal policymakers and the central bank as monetary policymakers. Intermediary firms operate in a monopoly competition framework, and the Kalvo pricing method is used to express price rigidity. The purpose of using this method is to avoid model's rapid

[1]. PhD of Economics, Tehran University, Tehran, Iran
Email: Ahmad.gholami39@gmail.com
[2]. Assistant Professor of Economics, Meybod University, Meybod, Iran
[3]. Assistant Professor of Economics, Gonbad Kavous University, Gonbad Kavous, Iran

adjustment in response to shocks. The problem with analyzing stochastic dynamic general equilibrium models is that equilibrium equations are nonlinear, so linearization is necessary. For linearization, Taylor's expansion method is applied. The linearized logarithm equations of household demand for stocks show that the amount of investment in the financial market depends on income, future price expectations and the expected dividends. To solve stochastic general equilibrium models, the parameters of the calibration model must be quantified. The conventional method to quantify the parameters is the calibration method. It is believed that the corresponding tax policy has not yet been implemented in Iran. Also, because of poor statistical data, this study uses the calibration method instead of Bayesian method. In this method, the parameters of the model are selected in such a way that the best match is achieved between the predicted moments of the model and the real data moments of the Iranian economy.

Results and Discussion: The results show that taxation on bank deposit interests reduces the amount of bank reserves. Then, as a result, banks request higher rate for lending, and the amount of loan demand is reduced. Ultimately, the influx of cash into the production sector and investment decreases. The results of this model are consistent with Gondolfi's theory (1982) that states savings decrease due to increased interests on bank deposits. Note that the government tax revenues increase with the imposition of a tax on bank deposits, but it soon deviates from its stable amount and then begins to decrease. This is due to the transfer of resources to other financial markets which are tax-exempt. Furthermore, with the introduction of stock income tax, the demand for stock will decrease, so does the amount of productive investment. This makes companies face financing difficulties. With reduced level of total production, the disposable income of shareholders and consumption will be reduced. Although, government tax revenues increase after the implementation of the stock tax, after a few periods, the dividends and stock prices as well as the amount of government revenues from the stock income decrease, and the tax revenues move towards a stable amount.

Conclusion: According to the results of this research, it can be concluded that, if the purpose of deposit taxation is to expand the government taxes, instability should be prevented in parallel markets by implementing pre-determined policies. One of these policies is to expand the tax base by imposing a tax on other financial markets such as the foreign exchange, gold, and housing markets. On the other hand, taxation on stock markets increases the amount of liquidity in the economy and transfers path of liquidity. If liquidity is directed to the deposit (in the absence deposit tax), the process of moving to a stable position will proceed more rapidly. This is because companies are financed with bank loans and financing problems are

partially solved. If liquidity is diverted to speculative activities, however, it will have detrimental effects on the economy.

Keywords: Stock gain tax, Deposit tax, Tax base, Stochastic dynamic equilibrium model.
JEL Classification: E44, E62, G18, H20.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۲۷۴-۲۴۷

تاثیر متفاوت تحریم بر تجارت خارجی با رویکرد مدل جاذبه، مطالعه موردی ایران و روسیه

طه شیشه‌گری[۱]
عباس معمارنژاد[۲]
فرهاد غفاری[۳]
سید شمس الدین حسینی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۱۸

چکیده

مطالعات بسیاری در خصوص تحریم‌های اقتصادی و میزان اثرگذاری آن‌ها بر وضعیت اقتصادی و رفاهی کشورهای هدف صورت گرفته است. اما تمام کشورهای هدف تحریم اقتصادی واکنش و تاثیرپذیری یکسانی از تحریم‌های اقتصادی نداشته‌اند. در این مطالعه به تفاوت اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر کشورهای مختلف با تمرکز بر وضعیت ایران و روسیه پرداخته شده است. با توجه به متفاوت بودن تحریم‌های اقتصادی اعمال شده بر این دو کشور در ابتدا متغیر تحریم را کمی کرده تا پایه‌ای یکسان برای تحلیل آماده شود و سپس با مقایسه اثرگذاری شدت تحریم بر میزان صادرات و واردات کشور هدف با شرکای تجاری مهم، اثر تحریم یکسان با استفاده از داده‌های پنل به همراه متغیر مجازی تعاملی[۵] برآورد شد. برای مدل‌سازی از مدل ارائه شده توسط رائول کاروسو در سال ۲۰۰۵ - که شکلی از معادله جاذبه می‌باشد- جهت بررسی اثرگذاری تحریم روی تجارت کشور هدف و داده‌های تجارت ایران و روسیه با پنج شریک تجاری مهم در حد فاصل سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۸ استفاده شده است. همچنین برای کمی کردن شدت تحریم از گزارش کنگره آمریکا در خصوص تحریم‌های اعمالی علیه ایران و روسیه استفاده شده است. در نتایج مشاهده شد که تحریم‌های اقتصادی اثر معکوس معنادار و قابل توجهی بر میزان تجارت کشور ایران با شرکای مهم تجاری خود دارد اما روی تجارت روسیه با شرکای خود اثر معناداری نداشته است. از آن‌جا که تحریم اقتصادی به عنوان شوک منفی به سیستم‌های اقتصادی وارد می‌شود، علت

[۱]. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد بین الملل،دانشکده مدیریت و اقتصاد،واحد علوم و تحقیقات،دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Taha_shishegari@yahoo.com

[۲]. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد،واحد علوم و تحقیقات،دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) memarnejad@srbiau.ac.ir

[۳]. دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد ، واحد علوم و تحقیقات،دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران ghaffari@srbiau.ac.ir

[۴]. دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد ، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران Economics1967@gmail.com

[۵]. Interactive Dummy Variables

تفاوت اثرگذاری تحریم اقتصادی بر دو کشور ایران و روسیه را با دو شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری مرتبط دانسته و این دو شاخص را وارد مدل می‌نماییم. با وارد کردن دو شاخص تاب‌آوری و آسیب‌پذیری به مدل کشور ایران مشاهده شد که تاب‌آوری با اثرگذاری تحریم رابطه معکوس و آسیب‌پذیری با آن رابطه مستقیم دارد. این یافته مهم نشان می‌دهد که افزایش تاب‌آوری و کاهش آسیب‌پذیری اقتصادی می‌تواند اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر ایران را کاهش دهد و از طرفی از آن‌جا که اقتصاد روسیه به نسبت ایران تاب‌آوری بالاتر و آسیب‌پذیری کمتری دارد تاثیرگذاری متفاوت تحریم اقتصادی بر این دو کشور را نیز توجیه می‌نماید.

واژگان کلیدی: تحریم اقتصادی، تاب‌آوری، آسیب‌پذیری، ایران، روسیه، تجارت.

۱- مقدمه

تحریم اقتصادی یکی از ابزارهای اعمال فشار و شوک منفی بر اقتصاد یک کشور جهت دستیابی به اهداف سیاسی می‌باشد که با توجه به هزینه پایین‌تری که برای کشور اعمال کننده، نسبت به جنگ دارد در سال‌های اخیر در موارد متعددی به کار گرفته شده است. آن‌چه در خصوص این ابزار اقتصادی اهمیت دارد هزینه تحریم‌های اقتصادی برای کشور اعمال کننده و آن چیزی است که از تحریم اقتصادی بدست می‌آورد. نتیجه تحریم میزان اثرگذاری تحریم بر اقتصاد کشور هدف است. هرچه اثرگذاری تحریم بیشتر باشد این ابزار برای کشور فرستنده[1] جذاب‌تر و اثربخش‌تر خواهد شد و منفعت بیشتری از اعمال تحریم بدست می‌آورد. از طرفی میزان اثربخشی تحریم اقتصادی برای کشور هدف[2] نیز از اهمیت بسیار برخوردار است. زمانی که طرفین یک مناقشه سیاسی در مذاکرات خود به بن بست می‌رسند کشوری که به دنبال تغییر در رفتار سیاسی کشور مقابل است اقدام به تحریم اقتصادی می‌نماید و اثر بخشی این تحریم‌ها برای این کشور منفعت و برای کشور هدف هزینه می‌باشد. دانستن میزان اثرگذاری تحریم برای دو طرف از اهمیت بسیار برخوردار است و در تصمیم‌گیری‌های سیاسی بر اساس ارزیابی هزینه – فایده نقش انکارناپذیری ایفا می‌نماید.

در سوی دیگر مشاهدات تجربی نشان می‌دهد که با وجود مناقشات سیاسی یکسان کشورهای مختلف با یک کشور، شدت تحریم‌های اعمالی بر این کشورها توسط کشور فرستنده متفاوت است و همچنین حتی با وجود اعمال تحریم‌های یکسان بر کشورهای هدف، واکنش اقتصادی این کشورها به تحریم متفاوت بوده و اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی روی آن‌ها با یکدیگر تفاوت قابل توجهی دارد. تمامی این تفاوت‌ها و ابهامات را می‌توان در هزینه و منافع متفاوت کشور فرستنده از تحریم‌های اقتصادی یافت. در این مقاله روی منفعت کشور فرستنده از تحریم که همان هزینه کشور هدف به واسطه تحریم است متمرکز می‌شویم و علت تمامی ابهامات فوق را از طریق همین موضوع توضیح خواهیم داد.

در اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه تحریم، اثرگذار بودن تحریم اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است و روی شدت و میزان تحریم‌های اقتصادی تاکیدی نشده است. در حالی که اگر تحریم اقتصادی بدون توجه به شدت تحریم مورد بررسی قرار گیرد کشوری که تحت شدیدترین

---

[1]. Sender
[2]. Target

تحریم‌های اقتصادی است با کشوری که تحریم‌های محدود و ملایمی را تجربه می‌نماید یکسان در نظر گرفته شده و هر دو در طبقه تحریم شده مورد بررسی قرار خواهند گرفت. یکی از مواردی که تحریم اقتصادی با وجود یکسان بودن فرستنده اثرگذاری متفاوتی دارد مورد تحریم اقتصادی ایران در مقایسه با تحریم اقتصادی روسیه است. برای تحلیل بهتر، شدت تحریم‌های اقتصادی بر مبنای واحدی یکسان مطرح شده تا بعد از این یکسان‌سازی شدت تحریم و مقایسه واحد برابر از میزان تحریم، اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر این دو کشور مورد بررسی قرار گیرد. حتی با وجود این یکسان‌سازی در بخش بعدی مقاله مشاهده می‌شود که اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی روی این دو کشور با یکدیگر متفاوت می‌باشد. مقاله حاضر به دنبال یافتن علت اثرگذاری متفاوت تحریم‌های اقتصادی است.

تحریم اقتصادی به صورت شوک منفی خارجی اعمال می‌شود و اثرگذاری آن به میزان توانایی اقتصاد در جذب شوک منفی و میرا کردن آن بستگی خواهد داشت. همچنین اثرگذاری تحریم همان‌گونه که مطرح شد از کشوری به کشور دیگر متفاوت خواهد بود و تمامی این نکات ما را به نتیجه می‌رساند که شاخص‌های معرفی شده توسط برگوگلیو[1] در سال ۲۰۰۸ با عنوان تاب‌آوری و آسیب‌پذیری می‌توانند ارتباط نزدیکی با میزان اثرگذاری تحریم اقتصادی داشته باشند. تاب‌آوری بر اساس تعریف شاخصی است میان ۰ و ۱ که میزان توانایی یک اقتصاد در میرا کردن شوک‌های منفی خارجی را نشان می‌دهد و در نقطه مقابل آسیب‌پذیری میزان در معرض ریسک خارجی بودن برای یک اقتصاد را نشان می‌دهد. با توجه به مسئله مطرح شده و تعاریف شاخص‌های فوق به نظر می‌آید که میزان اثرگذاری تحریم اقتصادی با تاب‌آوری اقتصادی کشور هدف رابطه معکوس و با آسیب‌پذیری کشور هدف رابطه مستقیم دارد. در ادامه به بررسی این فرضیه پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

در این بخش به مرور خلاصه‌ای از مبانی نظری معادله جاذبه، تاب‌آوری و آسیب‌پذیری و همچنین کمی کردن متغیر کیفی تحریم پرداخته خواهد شد و بعد از مرور مطالعات تجربی و شواهد عینی در این موضوع در بخش بعدی به سراغ مدل‌سازی خواهیم رفت.

[1]. Berguglio (2008)

۲-۱- مبانی نظری معادله جاذبه

تئوری‌های تجارت همگی در خصوص علت تجارت میان کشورها توضیح می‌دهند اما هرگز شدت این تجارت و مقدار آن را محاسبه نمی‌کنند. معادله جاذبه برای پر کردن این حلقه مفقوده ایجاد شده است و در داده‌های تجربی به خوبی جواب می‌دهد. این مدل در اقتصاد از روی قانون جاذبه نیوتن در فیزیک منشا گرفته است که جاذبه میان دو جرم را در رابطه مستقیم با وزن آن‌ها و رابطه عکس با مجذور فاصله آن‌ها می‌داند. تینبرگن[1] در سال ۱۹۶۲ اولین کسی بود که این قانون را بر روی تجارت بین‌الملل در دنیا به کار بست. بعد از او افراد زیادی روی تجارت دوطرفه میان کشورها با تغییرات گوناگون از این قانون استفاده کردند که میان مدل‌های آن‌ها تفاوت وجود داشت اما مدل جاذبه تینبرگن به صورت زیر ارائه شد:

$$T_{ij} = A^{Y_i Y_j / {D_{ij}}^2} \qquad (۱)$$

که در آن T_{ij} مقدار و شدت تجارت میان دو کشور i و j، A مقدار ثابت، Y_i تولید ناخالص ملی (GDP) کشور i (به جای GDP می‌توان GNP نیز در نظر گرفت)، Y_j تولید ناخالص ملی (GDP) کشور j (به جای GDP می‌توان GNP نیز در نظر گرفت) و D_{ij} فاصله میان دو کشور i و j می‌باشد.

مطالعات در این حوزه به دنبال یافتن چارچوب تئوری برای تحلیل‌های عددی می‌باشد. بر اساس ادعای پیرمارتینی[2] در سال ۲۰۰۵ در حوزه تجارت بهترین ابزار تحلیل داده مدل جاذبه[3] می‌باشد. استفاده از این مدل یا مدل‌هایی که بر اساس این مدل مطرح می‌گردند در حوزه تخمین و مدل‌سازی شدت تجارت سابقه‌ای طولانی دارد. مطالعات ملیتز[4] در سال ۲۰۰۳، اندرسون[5] و وینکوپ[6] در سال ۲۰۰۳، هلپمن[7] در سال ۲۰۰۸، چانی[8] در سال ۲۰۰۹ و بائر[9] و برگسترند[10] در سال ۲۰۰۹ تنها بخشی از تعداد فراوان مطالعاتی است که در حوزه شدت تجارت میان دو کشور یا

1. Tinbergen (1962)
2. Piermartini
3. Gravity Model (2005)
4. Melitz (2003)
5. Anderson (2003)
6. Wincoop (2003)
7. Helpman (2008)
8. Chaney (2009)
9. Baier (2009)
10. Bergstrand (2009)

تجارت جهانی بر اساس مدل جاذبه صورت گرفته‌است.

مدل جاذبه برای مدتی طولانی مورد انتقاد بود زیرا آن را فاقد پایه تئوری[1] می‌دانستند که فقط روی داده‌های عددی بسیار خوب جواب می‌داد. لینمن[2] در سال ۱۹۶۶ احتمالا نخستین اقتصاددانی است که برای مدل جاذبه پایه‌های تئوری مطرح کرده است. او مطرح می‌نماید که معادله جاذبه در تجارت میان دو کشور را می‌توان از مدل تعادل جزئی[3] بدست آورد. شدت تجارت میان دو کشور توسط پتانسیل‌های عرضه کشور i و پتانسیل تقاضای کشور j و عوامل مانع و بازدارنده تجارت میان دو کشور توضیح داده می‌شود. معادله تجارت از برابری عرضه و تقاضا در تعادل جزئی به صورت معادله جاذبه استخراج می‌گردد. برگسترند[4] در سال ۱۹۸۶ با انتقاد از روش لینمن[5] و ناتوانی آن در توضیح معادله جاذبه در فرم ضربی از روش اقتصاد خرد برای استخراج شدت تجارت میان دو کشور استفاده کرد. او عرضه تجارت در کشور i را با توجه به ماکزیمم کردن سود بنگاه‌ها و تقاضای تجارت در کشور j را بر اساس ماکزیمم کردن تابع مطلوبیت با کشش جانشینی ثابت با توجه به قید درآمد در کشور j بدست آورد و از برابری عرضه و تقاضا به معادله جاذبه رسید.

اقتصاددانان دیگری نیز سعی کردند تا معادله جاذبه را از تئوری‌های مرسوم در تجارت استخراج نمایند. ایتن[6] و کورتم[7] در سال ۱۹۹۷ با گسترش مدل ریکاردو نشان دادند که می‌توان معادله جاذبه را از مدل ریکاردو با پارامتر تکنولوژی ثابت بدست آورد. همچنین دیردورف[8] در سال ۱۹۹۸ ثابت کرد که مدل جاذبه را می‌توان از دو مورد اغراق شده، با موانع و بدون موانع از مدل هکچر-اوهلین بدست آورد.

در مطالعاتی که به دنبال یافتن اثر تحریم روی میزان تجارت کشور هدف می‌باشند نیز از معادله جاذبه استفاده می‌شود. در ادبیات موضوع، در معادله جاذبه برای تعیین میزان تجارت، متغیرهایی به عنوان جاذبه و محرک تجارت معرفی می‌شوند و متغیرهایی به عنوان مانع و محدود کننده تجارت در نظر گرفته می‌شوند. علاوه بر تولید ناخالص ملی که به عنوان محرک در تجارت در نظر گرفته

---

1. Ad-Hoc
2. Linneman (1966)
3. Partial Equilibrium
4. Bergstrand (1986)
5. Linneman
6. Eaton (1997)
7. Kortum (1997)
8. Deardorff (1998)

می‌شود مشترکات میان دو کشور از جمله: زبان یکسان، واحد پول یکسان و توافقنامه‌های تجاری و ... نیز در قالب شاخص لیندر در معادلات جاذبه وارد می‌گردند. در مطالعات تحریم اقتصادی برای وارد کردن تحریم به مدل تجارت،آن را به عنوان محدود کننده وارد مدل می‌کنند. معادله جاذبه در نظر گرفته شده در قالب مطالعات حوزه تحریم، مشترکات و اثر آن را از معادله جاذبه حذف کرده و از فرم پایه معادله جاذبه استفاده می‌نمایند. حذف شاخص لیندر و مشترکات بدین منظور صورت می‌گیرد که معمولا در تجارت کشورهای تحریم شده، به علت محدودیت و گزینه‌های محدود تجارت، مشترکات خاصیت محرک بودن خود را از دست داده و مشاهده شده که بسیاری از کشورهای هدف تحریم برای حفظ سطح تجارت خود به کشورهایی روی آورده که نه تنها دارای نقاط مشترک کمی هستند بلکه در فاصله‌های دور از کشور هدف قرار داشته و از این نظر قدرت محدود کردن متغیر تحریم از قدرت جذب مشترکات بیشتر می‌باشد. برای تعیین اثر شدت تحریم‌های اقتصادی بر تجارت کشور هدف از مدل کاروسو استفاده می‌شود که البته در این مدل تغییراتی ایجاد خواهیم کرد تا مناسب اهداف مطالعه حاضر گردد. در ابتدا مدل کاروسو در این زمینه معرفی و متغیرهای آن توضیح داده خواهد شد.

لازم به ذکر است که کاروسو در این معادله، تحریم را به صورت یک متغیر دامی وارد مدل کرده است که بدیهی است مقدار این متغیر برای سال‌هایی که کشور هدف درگیر تحریم‌های اقتصادی نبوده، صفر و برای سال‌هایی که کشور هدف درگیر تحریم‌های اقتصادی اعمال شده توسط کشور آمریکا بوده، یک در نظر گرفته است.

$$\ln Trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 GDP_{jt} + \beta_3 lnPOP_{it} + \beta_4 lnPOP_{jt} + \beta_5 lnDIST_{ij} + \beta_6 LMSANC + \beta_7 XSANC + \beta_8 MULTSANC + \beta_9 INTERWAR + \beta_{10} INTRAWAR + u_{ijt} \quad (۲)$$

همان‌گونه که مشاهده می‌شود برای تخمین خطی ضرایب معادله جاذبه، از مدل لگاریتمی استفاده شده است و فرم بالا همان صورت خطی معادله جاذبه می‌باشد. در این معادله علاوه بر اثر تحریم اقتصادی، متغیر جنگ داخلی و جنگ خارجی نیز به صورت متغیر دامی وارد شده است و همان‌گونه که توضیح داده شد، مشترکات دو کشور و اثر آن از معادله جاذبه حذف شده است. متغیر $Trade_{ijt}$ همان شدت و مقدار تجارت میان دو کشور i و j در زمان t می‌باشد، GDP همان تولید ناخالص ملی کشور به قیمت جاری، POP جمیعت کشور، DIST فاصله میان دو

کشور یا همان فاصله هوایی میان پایتخت دو کشور بر حسب کیلومتر می‌باشد. حالا به سراغ متغیرهای دامی مدل می‌رویم. برای تحریم از ۲ متغیر دامی استفاده شده است، زیرا همان‌گونه که می‌دانید مهمترین عامل در تحریم اقتصادی شدت و میزان سخت‌گیری در تحریم‌های اقتصادی می‌باشد. به همین منظور در مدل دو متغیر دامی برای تحریم اقتصادی آورده شده است، LMSANC متغیری است که در سال‌هایی که تحریم‌های اقتصادی علیه کشور هدف مورد بحث ملایم بوده است مقدار یک به خود می‌گیرد و در سایر شرایط صفر خواهد بود. همچنین متغیر دامی XSANC در سال‌هایی که تحریم اقتصادی اعمالی بر کشور هدف شدید و سخت‌گیرانه باشد مقدار یک و در سایر شرایط مقدار صفر خواهد داشت. همچنین یک متغیر نیز برای یک‌جانبه یا چندجانبه بودن تحریم در نظر گرفته شده است که با عنوان MULTSANC وارد مدل شده و برای سال‌هایی که تحریم چندجانبه برقرار بوده عدد یک و برای سال‌هایی که تحریم یک‌جانبه بوده است متغیر صفر خواهد بود. بدیهی است در سال‌هایی که کشور مورد مطالعه تحت تحریم اقتصادی نبوده هر سه این متغیرها مقدار صفر خواهند داشت.

۲-۲- مبانی نظری آسیب‌پذیری و تاب‌آوری

در سال ۲۰۰۳ آسیب‌پذیری اقتصادی به صورت درجه در معرض ریسک خارجی بودن یک اقتصاد، توسط بریگوگلیو[1] تعریف و مورد استقبال محافل علمی قرار گرفت. همچنین این اقتصاددان قبل‌تر نیز شاخصی با عنوان تاب‌آوری اقتصادی معرفی کرده بود که به توانایی یک اقتصاد در میرا کردن شوک منفی و بازیابی اقتصاد از این شوک منفی اتلاق می‌گردد.

کارهای تجربی صورت گرفته روی شاخص آسیب‌پذیری توسط بریگوگلیو در سال ۱۹۹۵، بریگوگلیو و گالئا[2] در سال ۲۰۰۳ و فاروجیا[3] در سال ۲۰۰۴ با این فرض صورت گرفته که آسیب‌پذیری اقتصادی یا میزان در معرض ریسک خارجی بودن یک اقتصاد به ویژگی‌های ذاتی آن اقتصاد از جمله، درجه باز بودن اقتصاد[4]، تمرکز صادرات[5] و وابستگی به واردات کالاهای استراتژیک[6] بستگی دارد. میزان این شاخص از میانگین درجه باز بودن اقتصاد، تمرکز صادرات و وابستگی به واردات کالاهای استراتژیک به صورت عددی میان صفر و یک بدست می‌آید.

---

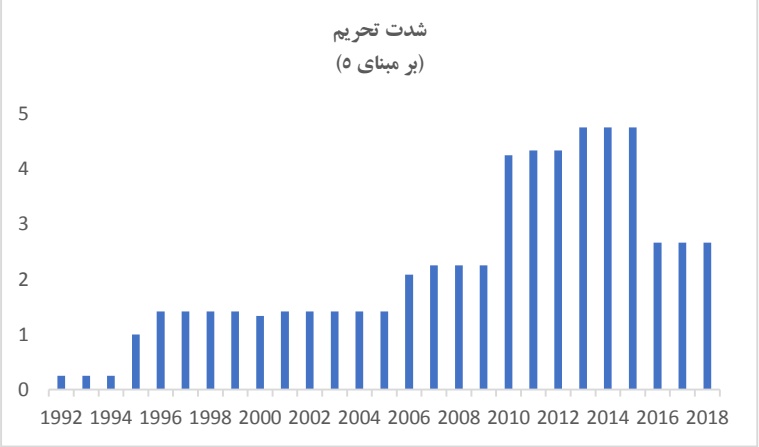
1. Briguglio (2003)
2. Galea (2003)
3. Farrugia (2004)
4. Economic Openness
5. Export Concentration
6. Strategic Import Dependence

به توانایی یک اقتصاد در بازیابی اقتصاد از یک شوک منفی خارجی یا میرا کردن شوک منفی خارجی و استفاده بیشتر از شوک‌های مثبت خارجی که از طریق سیاست‌گذاری صورت می‌گیرد، تاب‌آوری اقتصادی می‌گویند. به عبارت دیگر تاب‌آوری به ظرفیت یک اقتصاد برای بازیابی سریع از شوک خارجی و تحمل و تاب‌آوردن آن شوک خارجی با استفاده از ابزارهای سیاسی اتلاق می‌گردد.

در مطالعات تجربی صورت گرفته توسط بریگوگلیو در سال ۲۰۰۳ و فاروجیا در سال ۲۰۰۷ برای تشکیل این شاخص و استفاده از متغیرهای اقتصادی گوناگون به منظور اندازه‌گیری توانایی تاب‌آوری اقتصادی در برابر شوک‌های منفی اقتصادی به موارد زیر به عنوان متغیرهای تشکیل‌دهنده شاخص تاب‌آوری اقتصادی اشاره شده‌است: پایداری کلان، پایداری خرد، حکمرانی خوب و توسعه اجتماعی.

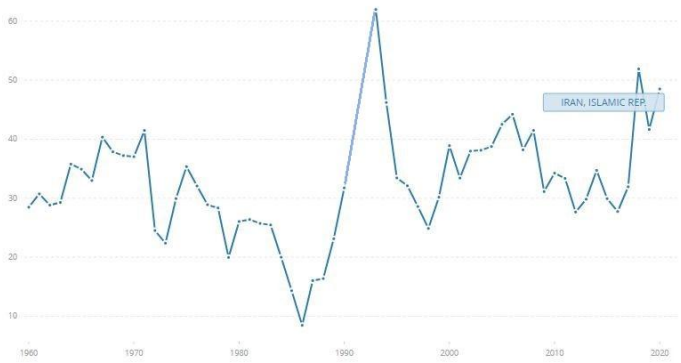
۲-۳- شواهد تجربی

با توجه به بیان موضوع و اهمیت پژوهش حاضر در این بخش داده‌های تجربی دو کشور ایران و روسیه به همراه شدت تحریم اعمالی در دوره‌های مختلف بر این دو کشور جهت بررسی مطالب ارائه شده در بخش قبلی مطرح می‌گردد. اگر در حد فاصل سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۸ به نسبت تجارت به تولید ناخالص ملی ایران نگاه بیاندازیم و این نسبت را با شدت تحریم‌های اقتصادی اعمالی بر ایران بر اساس امتیازدهی تحریم بخش‌های مختلف بر اساس شدت تحریم و میانگین وزن‌دار این نمره‌ها به صورت عددی میان صفر تا پنج مشاهده نماییم، خواهیم داشت:



ماخذ: یافته‌های محقق

نمودار ۱: شدت تحریم اعمالی بر ایران در حد فاصل سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۸

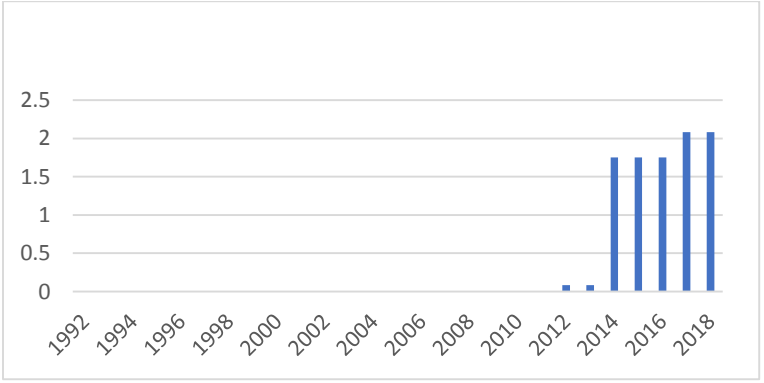


ماخذ: پایگاه اطلاعات بانک جهانی

نمودار ۲: نسبت تجارت از تولید ناخالص ملی ایران

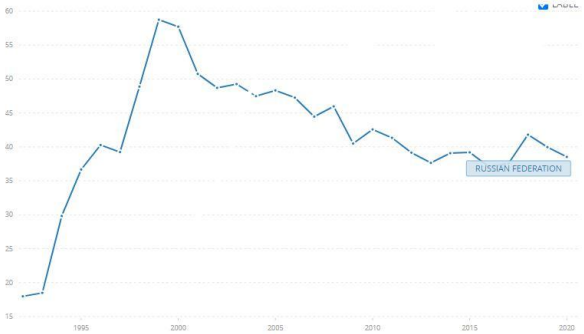
با مقایسه نمودار شدت تحریم اقتصادی با نسبت تجارت ایران از تولید ناخالص ملی مشاهده می‌شود که در سال‌هایی که شدت تحریم‌های اقتصادی اعمالی بر ایران افزایش یافته است با کاهش سهم تجارت از تولید ناخالص ملی روبرو هستیم و این پدیده به خصوص در حد فاصل سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ که شدت تحریم‌های اقتصادی به بالاترین حد خود در سال‌های مطالعه رسیده است، قابل مشاهده می‌باشد.

در سوی دیگر اگر نمودار شدت تحریم‌های اقتصادی علیه روسیه با سهم تجارت از تولید ناخالص ملی این کشور مقایسه شود خواهیم دید در سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۸ که تحریم علیه روسیه به صورت جدی‌تر اعمال شده است این تحریم‌ها اثر معناداری روی سهم تجارت از تولید ناخالص ملی نداشته و این نسبت در این سال‌ها با وجود اعمال تحریم اقتصادی ثابت باقی مانده است.



ماخذ: یافته‌های محقق

نمودار ۳: شدت تحریم اعمالی بر روسیه در حد فاصل سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۸



ماخذ: پایگاه اطلاعات بانک جهانی

نمودار ۴: نسبت تجارت از تولید ناخالص ملی روسیه

در انتها بخش شواهد تجربی جهت بررسی بهتر و دقیق تر تحریم‌های اعمالی توسط ایالات متحده آمریکا، اتحادیه اروپا و سازمان ملل متحد علیه کشورهای ایران و روسیه خلاصه‌ای از وقایع تحریمی علیه این دو کشور بر حسب سال در دو جدول زیر ارائه می گردد:

جدول ۱: خلاصه تحریم‌های اقتصادی ایران

سال	تحریم‌های آمریکا	تحریم‌های اتحادیه اروپا و سازمان ملل
۱۹۷۹-۱۹۸۱	بلوکه دارایی	-
۱۹۸۳	ممنوعیت فروش تجهیزات نظامی به ایران توسط شرکت‌های آمریکایی	-
۱۹۸۷	ممنوعیت خرید نفت ایران توسط شرکت‌های آمریکایی	-
۱۹۹۲	تشدید جریمه مراوده نظامی با ایران	-
۱۹۹۵	منع تجارت و سرمایه‌گذاری- منع فروش بنزین	-
۱۹۹۶	تحریم کشورهای ثالث فعال در بخش انرژی و نظامی ایران	همراهی ملایم اتحادیه اروپا در تحریم بخش انرژی ایران
۲۰۰۰	رفع محدودیت صادرات پسته، خاویار و فرش و...-افزایش شدت تحریم‌های نظامی	همراهی ملایم اتحادیه اروپا در تحریم بخش انرژی ایران
۲۰۰۶	گسترش تحریم‌ها به بخش انرژی هسته‌ای	همراهی ملایم اتحادیه اروپا در تحریم بخش انرژی ایران
۲۰۱۰	تحریم کشور ثالث فروشنده بنزین به ایران-تشدید تحریم‌های بخش انرژی	همراهی همه‌جانبه سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا در تحریم ایران
۲۰۱۰-۲۰۱۶	تحریم مراوده با بانک‌های ایرانی	همراهی همه‌جانبه سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا در تحریم ایران
۲۰۱۱	تحریم NIOC و NITC- تحریم حمل و نقل بخش انرژی-	همراهی همه‌جانبه سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا در تحریم ایران
۲۰۱۲	تشدید تحریم بخش انرژی و به خصوص پتروشیمی	همراهی همه‌جانبه سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا در تحریم ایران
۲۰۱۳	تحریم کشورهای ثالث در مراوده با بخش‌های بزرگ اقتصاد ایران- تحریم بخش خودرو- منع دسترسی ایران به اسکناس دلار	همراهی همه‌جانبه سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا در تحریم ایران
۲۰۱۶	کاهش تحریم‌های بانکی و انرژی با امضای برجام	پایان تحریم سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا
۲۰۱۷	تحریم سپاه پاسداران اسلامی	پایان تحریم سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا
۲۰۱۸	افزایش تحریم‌ها به واسطه خروج آمریکا از برجام	پایان تحریم سازمان ملل متحد و اتحادیه اروپا

ماخذ: گزارش کنگره ایالات متحده آمریکا

جدول ۲: خلاصه تحریم‌های اقتصادی روسیه

سال	تحریم‌های آمریکا	تحریم‌های اتحادیه اروپا و سازمان ملل
۲۰۱۲	بلوکه اموال ۴۹ شخص حقیقی روس	-
۲۰۱۴-۲۰۱۶	محدودیت تجارت با روسیه به علت همکاری با سوریه	-
۲۰۱۴	تحریم دو بانک بزرگ روسیه – تحریم شدید بخش انرژی	همراهی اتحادیه اروپا در تحریم بخش انرژی (نفت نه گاز)
۲۰۱۵	منع دو ساله تجارت در بخش نظامی	همراهی اتحادیه اروپا در تحریم بخش انرژی (نفت نه گاز)
۲۰۱۷	تشدید تحریم بخش نظامی و بخش انرژی	عدم همراهی اتحادیه اروپا در تحریم بخش انرژی
۲۰۱۸	افزایش شدت تحریم نظامی	عدم همراهی اتحادیه اروپا در تحریم بخش انرژی

ماخذ: گزارش کنگره ایالات متحده آمریکا

۲-۴- مطالعات تجربی

در بحث بررسی اثرگذاری تحریم مطالعات بسیاری صورت گرفته است در ادامه نتیجه مهمترین مطالعات صورت گرفته در این حوزه به صورت مختصر ارائه می‌گردد:

- دالری[1] در سال ۱۹۹۳ در پژوهشی اثر تحریم روی آفریقای جنوبی را به روش تعادل عمومی مورد بررسی قرار داد، نتیجه این مطالعه اثرگذاری بیشتر تحریم در اقتصادهای کوچک روی بخش کاربر صادراتی بود.
- لاموت[2] در سال ۲۰۱۲ در پژوهشی روی تحریم و جنگ در یوگوسلاوی سابق رابطه‌ای منفی میان تحریم و تجارت یافت، همچنین اثرگذاری تحریم روی تجارت در مورد مطالعه بیشتر از اثرگذاری جنگ برآورد گردید.
- برجیک[3] در سال ۱۹۹۲ به بررسی اثر فضای دیپلماسی روی تجارت دو جانبه ۴۰ کشور در سال ۱۹۸۵ پرداخت و به این نتیجه رسید که دیپلماسی و تاریخ روابط دو کشور تجارت میان آن‌ها را شکل می‌دهد.
- هافبائر[4] در سال ۱۹۹۷ به بررسی اثر تحریم روی شدت تجارت ۸۸ کشور در سه سال ۱۹۸۵، ۱۹۹۰ و ۱۹۹۵ از طریق مدل جاذبه پرداخت و رابطه معنادار منفی و شدیدی میان شدت تجارت و تحریم‌های اقتصادی پیدا نمود، این رابطه در حدود ۹۰ درصد برآورد شد.

1. Dollery (1993)
2. Lamotte (2012)
3. Bergeijk (1992)
4. Hafbauer (1997)

- کاروسو[1] در سال ۲۰۰۳ به مدل‌سازی شدت تجارت ۴۹ کشور با آمریکا و وارد کردن اثر تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی روی تجارت در حد فاصل سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ پرداخت و رابطه منفی و معناداری میان شدت تجارت دوجانبه و تحریم‌های اقتصادی بدست آورد.
- یانگ[2] در سال ۲۰۰۴ به وسیله مدل جاذبه، به بررسی آثار تحریم‌های اقتصادی پرداخت که در این مطالعه به این نتیجه رسید که تحریم‌ها زمانی اثربخش می‌باشند که روابط میان دو کشور قبل از تحریم به صورت عادی و طبیعی باشد.
- یانگ در ادامه مطالعه خود در سال ۲۰۰۹ مدل جاذبه مطالعه قبل خود را توسعه داد تا بررسی کند که آیا بازار اروپا بازار جانشینی برای کشورهای هدفی که تحت تحریم اقتصادی آمریکا هستند می‌باشد؟ او نشان داد که کشورهای اروپایی نیز بعد از اعمال تحریم اقتصادی کشور هدف توسط آمریکا، تجارت خود را با این کشور کم خواهند کرد.
- مکی[3] در سال ۲۰۱۵ در بررسی صادرات سوریه و اثر تحریم اقتصادی بر آن در فاصله سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ نشان داد که با اعمال تحریم‌های اقتصادی و تخریب زیرساخت صنایع، پتانسیل صادرات در سوریه ۷۰ درصد کاهش یافته‌است.
- تربت[4] در سال ۲۰۰۵ به بررسی مورد کشور ایران و تاثیر تحریم‌های یک‌جانبه آمریکا روی تجارت و امور مالی روی ایران پرداخت و نتیجه گرفت که تحریم‌های یک‌جانبه آمریکا روی واردات نفتی از ایران بی‌اثر بوده است.
- شوت[5] در سال ۲۰۱۲ با بررسی سوابق و تاریخ تحریم اقتصادی ایران پس از بررسی آثار تحریم به این نتیجه رسید که برای اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی روی شدت تجارت ایران همکاری و توافق کشورهای تحریم‌کننده امری مهم به شمار می‌رود.
- شیرازی در سال ۲۰۱۶ در بررسی اثر تحریم اقتصادی روی تجارت ایران در سال‌های ۲۰۱۲، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴ با استفاده از مدل جاذبه اثرات ثابت نتیجه گرفت که بیشترین اثر تحریم‌های اقتصادی روی صادرات ایران می‌باشد و تحریم‌های اقتصادی به صورت میانگین سالیانه ۳۳ درصد از صادرات ایران می‌کاهد.

---

1. Caruso (2003)
2. Yang (2004)
3. Mehchy (2015)
4. Torbat (2005)
5. Schot (2012)

- ستایش و مکی در سال ۲۰۱۶ اثر تحریم‌های اقتصادی را روی بهداشت عمومی بررسی کردند و نتیجه‌گیری نمودند که در اثر تحریم واردات دارو و لوازم بهداشتی، ایران با کمبود این اقلام روبرو و مجبور به واردات وسایل مشابه با کیفیت پایین‌تر گردید که سطح بهداشت عمومی را کاهش می‌دهد.
- حیدر در سال ۲۰۱۶ با مطالعه روی رابطه میان تحریم اقتصادی و کاهش صادرات ایران در حد فاصل سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۱ به این نتیجه رسید که نزدیک به ۶۵ درصد کاهش صادرات ایران مربوط به کشورهایی است که تحریم‌کننده ایران نبوده‌اند.

در میان مطالعات صورت گرفته، از مدل ارائه شده توسط کاروسو جهت مدل‌سازی در این پژوهش استفاده خواهد شد. این مدل اگرچه چهارچوب مناسبی برای بررسی اثرگذاری تحریم روی شدت تجارت کشور هدف ارائه می‌کند اما برای بررسی اهداف مطالعه حاضر نیاز به تغییراتی دارد. در مدل کاروسو تحریم به صورت دو متغیر دامی برای تحریم شدید و ملایم ارائه شده است اما در بررسی مورد مطالعاتی مقاله که کشورهای ایران و روسیه می‌باشد در تمامی سال‌های مورد مطالعه، ایران تحت تحریم بوده است و میزان شدت این تحریم در بیشتر سال‌ها شدید تلقی خواهد شد و طبقه‌بندی تحریم به دو حالت ملایم و شدید کمک چندانی به یافتن تفاوت‌های جزئی در شدت تحریم سال‌های مختلف و میزان اثرگذاری آن‌ها نخواهد داشت. برای رفع این مشکل به دنبال کمی کردن متغیر تحریم با استفاده از نمره دهی به شدت تحریم در بخش‌های مختلف و برآورد عددی برای تحریم یک دوره بر اساس میانگین وزن‌دار نمره تحریم در بخش‌های مختلف خواهیم پرداخت که در بخش بعدی در این مورد توضیحات کامل ارائه خواهد شد.

۳- مواد و روش

قبل از آن‌که وارد روش و مدل‌سازی اقتصادی شویم باید معیاری را جهت سنجش اثرگذار بودن تحریم اقتصادی معرفی نماییم. تحریم‌های اقتصادی روابط اقتصادی خارجی را تحت تاثیر قرار می‌دهند و مکانیزم اعمال فشار آن‌ها از طریق محدودیت در تجارت کشور هدف با کشور فرستنده (تحریم یک‌جانبه) یا سایر کشورها (تحریم چندجانبه) عمل می‌نماید. بنابراین منطقی است که برای سنجش میزان اثرگذاری تحریم اقتصادی از شدت تجارت کشور هدف استفاده شود.

این پژوهش یک مطالعه کاربردی در حوزه تجارت بین‌الملل و جهت بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر شدت تجارت کشور هدف می‌باشد، که با هدف شناسایی تفاوت‌های کشورهای ایران

و روسیه در واکنش به تحریم‌های اقتصادی، شدت تجارت کشورهای ایران و روسیه با ۵ شریک تجاری مهم خود با حضور تحریم‌های اقتصادی را مطالعه می‌نماید. کشورهای آلمان، چین، هند، ترکیه و امارات به عنوان شرکای مهم تجاری ایران و کشورهای هلند، چین، بلاروس، آلمان و ترکیه نیز به عنوان شرکای مهم تجاری روسیه در نظر گرفته شده‌اند. در انتخاب شرکای مهم تجاری سعی شده کشورهایی انتخاب شوند که علاوه بر حجم تجارت بالا در سال‌های مطالعه با کشور هدف دارای کمترین مناقشه سیاسی باشند تا بواسطه این انتخاب اثر مستقیم تحریم روی تجارت مستقیم کشورهای درگیر در نظر گرفته نشود.

برای بررسی اثر تحریم روی شدت تجارت ایران و روسیه از داده‌های موجود در حد فاصل سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۸ استفاده شده است و در انتخاب سال‌های مطالعه نیز سعی بر آن شده که سال‌هایی مورد بررسی قرار گیرد که تغییرات ساختاری داخلی در کشورهای مورد مطالعه صورت نگرفته باشد تا با بحث شکست ساختاری در مدل‌سازی روبرو نشویم.

در این پژوهش برای بررسی اثرگذاری تحریم، شدت تجارت میان کشورها به عنوان متغیر توصیفی معرفی می‌شود که از تولید ناخالص ملی دو کشور درگیر در تجارت به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰، فاصله میان پایتخت دو کشور بر حسب کیلومتر و متغیر شدت تحریم اقتصادی که میزان تحریم‌های اعمالی توسط کشور فرستنده را در سال‌های مختلف بر کشور هدف به صورت عددی میان ۰ تا ۵ معرفی می‌نماید، به عنوان متغیر مستقل استفاده شده است. اطلاعات مربوط به تجارت از پایگاه رسمی سازمان تجارت جهانی[1]، داده‌های تولید ناخالص ملی از پایگاه رسمی بانک جهانی[2]، داده‌های فاصله از فاصله هوایی پایتخت کشورها و داده‌های مربوط به شدت تحریم از گزارش کنگره ایالات متحده آمریکا که گزارش دقیق و مفصلی از تحریم‌های آمریکا، اتحادیه اروپا و سازمان ملل متحد ارائه کرده است با استفاده از نمره‌دهی و میانگین وزن‌دار تحریم بخش‌های مختلف توسط خود نویسندگان بدست آمده است.

۳-۱- معرفی مدل

برای برآورد اثر شدت تحریم بر تجارت کشور هدف ابتدا تجارت کشور هدف به دو بخش صادرات و واردات تقسیم شده و از مدل کاروسو با اندکی دخل و تصرف بر اساس معادله زیر استفاده شده است:

---

1. WTO
2. World Bank

(۳)

$$\ln IranEXP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 GDP_{jt} + \beta_3 lnDIST_{ij} + \beta_4 Sanctions1 + \beta_5 Sanctions2 + \beta_6 Sanctions3 + \beta_7 Sanctions5 + u_{ijt}$$

در این معادله $IranEXP_{ijt}$ میزان تجارت ایران با ۵ شریک تجاری و GDP_{it} و GDP_{jt} به ترتیب تولید ناخالص ملی کشور هدف و کشورهای شریک را نشان می‌دهد. $DIST_{ij}$ نیز فاصله میان پایتخت کشور هدف تحریم با پایتخت کشورهای شریک را بر حسب کیلومتر بیان می‌نماید.

در بحث نمره‌دهی تحریم عدد صفر مربوط به دوره‌ای می‌باشد که هیچ تحریمی اعمال نشده، عدد ۱ و ۲ به ترتیب مربوط به تحریم ملایم و شدید ایالات متحده، عدد ۳ و ۴ به ترتیب مربوط به تحریم ملایم و شدید اروپا و عدد ۵ برای تحریم توسط سازمان ملل متحد در نظر گرفته شده است. به عنوان مثال در سال ۲۰۱۰ بر اساس بررسی تحریم‌ها در بخش‌های مختلف: بلوکه دارایی‌های ایران با شدت توسط آمریکا و اتحادیه اروپا صورت گرفته بنابراین عدد ۴ از ۵ به تحریم این بخش اختصاص داده شده است، تجارت با آمریکا با تحریم شدید آمریکا روبرو بوده بنابراین نمره تحریم در این بخش ۲ از ۵، بخش انرژی با تحریم همه جانبه آمریکا،اروپا و سازمان ملل روبرو بوده که نمره ۵ از ۵ را دریافت کرده است. با همین روند تحریم بخش خودرو ۰ از ۵، تحریم نظامی ۵ از ۵ و تحریم بانکی نیز ۵ از ۵ در نظر گرفته شده و در نهایت با توجه به وزن‌دهی به نمره تحریم بخش‌های مختلف، با استفاده از میانگین وزن‌دار به عدد ۴,۲۵ از ۵ برای تحریم سال ۲۰۱۰ رسیدیم. این روند برای تمامی سال‌های مطالعه تکرار شده است. در این مدل از روش متغیر دامی تعاملی استفاده شده است که حاصل‌ضرب متغیر توضیحی (شدت تحریم) در متغیر دامی را وارد مدل می‌نماید به این ترتیب متغیرهای Sanctions1 الی Sanctions5 شدت تحریم و اثر آن را روی مقطع اول تا پنجم به تنهایی متمرکز می‌نماید. با استفاده از معادله ۳ جدول ۳ برای صادرات کشور ایران بدست آمده است.

از میان متغیرهای دامی تعاملی به علت جلوگیری از همخطی Sanctions4 حذف شده و اثر آن در عرض از مبدا گزارش شده است. اگر همین مدل برای واردات نیز برآورد شود، جدول ۴ به دست می‌آید.

جدول ۳: مدل‌سازی صادرات ایران با حضور تحریم‌های اقتصادی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
C	۱۵,۲۹۸۴۶-	۵,۵۱۶۸۸۱	-۲,۷۷۳۰۲۷	۰,۰۰۶۴
LNGDPIRAN	۱,۷۳۷۶۲۵	۰,۳۸۵۲۶۴	۴,۵۱۰۲۲۴	۰,۰۰۰۰
LNGDPFIRAN	۰,۶۳۵۲۳۷	۰,۱۸۸۹۷۲	۳,۳۴۷۲۵۲	۰,۰۰۱۱
LNDISTANCEIRAN	-۱,۱۴۹۰۵۱	۰,۳۷۷۲۶۹	-۳,۰۴۵۷۰۳	۰,۰۰۲۸
SANCTIONS1	-۰,۳۸۹۷۷۸	۰,۰۸۶۲۳۵	-۴,۵۱۹۹۲۱	۰,۰۰۰۰
SANCTIONS2	۰,۶۲۳۶۰۷	۰,۹۶۰۸۴	۶,۴۹۰۱۲	۰,۰۰۰۰
SANCTIONS3	۰,۳۴۱۶۶۴	۰,۰۷۲۵۳۴	۴,۷۱۰۴۰۶	۰,۰۰۰۰
SANCTIONS5	۰,۳۴۷۲۰۲	۰,۶۹۲۶۳	۵,۰۱۲۷۷۲	۰,۰۰۰۰

ماخذ: یافته‌های محقق

جدول ۴: مدل‌سازی واردات ایران با حضور تحریم‌های اقتصادی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
C	-۲۳,۸۰۹۱۹	۴,۸۲۶۲۲۰	-۴,۹۳۳۳۰۰	۰,۰۰۰۰
LNGDPIRAN	۲,۲۱۲۱۸۹	۰,۴۰۴۳۱۳	۵,۴۷۱۴۷۴	۰,۰۰۰۰
LNGDPFIRAN	۱,۱۷۶۹۵۷	۰,۱۸۰۴۲۹	۶,۵۲۳۱۱۶	۰,۰۰۰۰
LNDISTANCEIRAN	-۱,۷۲۲۹۰۳	۰,۳۴۷۹۴۲	-۴,۹۵۱۶۹۶	۰,۰۰۰۰
SANCTIONS1	-۰,۱۶۵۷۴۱	۰,۰۶۶۱۰۴	-۲,۵۰۷۲۶۱	۰,۰۱۳۵
SANCTIONS4	۰,۴۳۳۳۹۱	۰,۰۸۸۶۳۸	۴,۸۸۹۴۳۵	۰,۰۰۰۰
SANCTIONS3	-۰,۲۸۱۷۱۳	۰,۰۶۶۳۸۱	-۴,۲۴۳۸۷۹	۰,۰۰۰۰
SANCTIONS5	-۰,۲۲۰۷۶۸	۰,۰۷۷۳۵۳	-۲,۸۵۴۰۱۲	۰,۰۰۵۱

ماخذ: یافته‌های محقق

همان‌گونه که از جدول ضرایب مشخص است شدت تحریم اقتصادی روی تجارت کشور ایران با شرکای تجاری اثر معکوس و معنادار قابل توجهی دارد.

اگر همین روش برای روسیه در نظر گرفته شده و مدل‌سازی شود، ضرایب معناداری برای شدت تحریم اقتصادی در مدل‌سازی میزان تجارت روسیه با شرکای تجاری به دست نخواهد آمد که این موضوع مفهوم عدم اثرگذاری تحریم اقتصادی روی تجارت روسیه را می‌رساند. در حقیقت همین تفاوت است که به دنبال دلایل آن هستیم. از آن‌جا که روسیه نیز همواره و به خصوص در سال‌های اخیر مناقشات سیاسی مهمی با کشورهای فرستنده تحریم داشته و در مدل حاضر اثر شدت تحریم بر اساس متغیر شدت تحریم وارد مدل شده است و این بدین مفهوم است که در بررسی دو کشور ایران و روسیه فارغ از شدت تحریم متفاوت اثر تحریم یکسانِ استاندارد شده مورد بررسی قرار گرفته است، عدم اثرگذاری تحریم روی روسیه برخلاف ایران را باید ناشی از تفاوت‌های مشخصات ایران و روسیه دانست.

جدول ۵: مدل‌سازی صادرات روسیه با حضور تحریم‌های اقتصادی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
C	-۳۶,۲۲۱۵۰	۲,۹۴۷۴۱۷	-۱۲,۲۸۹۲۳	۰,۰۰۰۰
LNGDPRUSSIA	۳,۲۴۲۸۱۲	۰,۲۰۹۶۹۹	۱۵,۴۶۴۱۶	۰,۰۰۰۰
LNGDPF	۰,۲۲۵۱۵۹	۰,۰۵۳۱۸۶	۴,۲۳۳۴۴۱	۰,۰۰۰۰
LNDISTANCERUSSIA	-۰,۴۰۱۴۵۹	۰,۱۲۷۰۵۵	-۳,۱۵۹۷۲۹	۰,۰۰۲۰
RSANC1	۰,۲۸۴۳۸۱	۰,۱۶۷۷۷۵	۱,۶۹۵۰۲۰	۰,۰۹۲۶
RSANC3	-۰,۲۳۵۱۱۲	۰,۱۸۲۴۳۶	-۱,۲۸۸۷۳۴	۰,۱۹۹۹
RSANC4	-۰,۲۸۴۱۱۳	۰,۱۷۶۱۰۶	-۱,۶۱۳۳۰۷	۰,۱۰۹۳
RSANC5	-۰,۲۷۹۹۷۶	۰,۱۶۷۱۷۳	-۱,۶۷۴۷۶۶	۰,۰۹۶۶

ماخذ: یافته‌های محقق

جدول ۶: مدل‌سازی واردات روسیه با حضور تحریم‌های اقتصادی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
C	-۳۷,۶۱۹۶۲	۲,۹۷۸۷۹۶	-۱۲,۶۲۹۱۴	۰,۰۰۰۰
LNGDPRUSSIA	۳,۳۴۵۵۴۸	۰,۲۰۸۴۱۶	۱۶,۰۵۲۲۹	۰,۰۰۰۰
LNGDPF	۰,۲۱۶۲۰۵	۰,۰۵۳۷۱۸	۴,۰۲۴۸۴۳	۰,۰۰۰۱
LNDISTANCERUSSIA	-۰,۳۸۸۴۵۰	۰,۱۲۹۲۶۶	-۳,۰۰۵۰۳۸	۰,۰۰۳۲
RSANC2	۰,۰۰۶۸۷۰	۰,۱۷۶۶۰۱	۰,۰۳۸۹۰۰	۰,۹۶۹۰
RSANC3	-۰,۲۷۵۷۰۲	۰,۱۸۳۰۰۰	-۱,۵۰۶۵۶۹	۰,۱۳۴۵
RSANC4	-۰,۳۰۸۴۶۰	۰,۱۷۸۶۳۵	-۱,۷۲۶۷۶۳	۰,۰۸۶۸
RSANC5	-۰,۳۱۳۸۵۳	۰,۱۶۸۹۷۳	-۱,۸۵۷۴۱۸	۰,۰۶۵۷

ماخذ: یافته‌های محقق

در همین راستا با توجه به تعریف دو شاخص تاب‌آوری و آسیب‌پذیری، انتخاب مناسبی جهت بیان تفاوت‌های دو کشور ایران و روسیه در بحث اثرپذیری از شدت تحریم‌های اقتصادی به نظر می‌رسند. از طرفی تفاوت قابل توجه روسیه با ایران در شاخص‌های تاب‌آوری و آسیب‌پذیری که بر اساس داده‌های منتشر شده روسیه را کشوری با تاب‌آوری بالاتر و آسیب‌پذیری کمتر نسبت به ایران معرفی می‌نماید، می‌تواند توضیح مناسبی برای عدم اثرپذیری روسیه از تحریم‌های اقتصادی در مقابل ایران ارائه دهد. به منظور برآورد اثر این دو شاخص در اثرگذاری تحریم، در مدل ایران ضرایب معادله **۳**، که خود اثرگذاری شدت تحریم را نشان می‌دهد به صورت متغیر وابسته‌ای در نظر گرفته خواهد شد که توسط تاب‌آوری و آسیب‌پذیری توضیح داده می‌شود. بنابراین خواهیم داشت:

$$\beta_i = \alpha_i(1 - Vul) + \gamma_i Res \qquad (۴)$$

در معادله ۴ از عبارت 1-Vul استفاده شده است که مکمل آسیب‌پذیری می‌باشد، زیرا تاب‌آوری معنایی مثبت داشته و در مقابل آسیب‌پذیری یک ویژگی نامطلوب می‌باشد و برای این‌که هر دو مفهوم در یک جهت باشند از مکمل آسیب‌پذیری یا همان 1-Vul استفاده شده است. اگر معادله ۴ وارد مدل اصلی شود خواهیم داشت:

$$\ln IranIM = lnGDP_i + lnGDP_f + lnDistance + \alpha_1(1 - Vul) * Sanctions1 + \gamma_1 Res * Sanctions1 + \alpha_2(1 - Vul) * Sanctions2 + \gamma_2 Res * Sanctions2 + \alpha_3(1 - Vul) * Sanctions3 + \gamma_3 Res * Sanctions3 + \alpha_4(1 - Vul) * Sanctions4 + \gamma_4 Res * Sanctions4 + \alpha_5(1 - Vul) * Sanctions5 + \gamma_5 Res * Sanctions5 \quad (۵)$$

مشابه معادله ۵ که برای واردات ایران مطرح شده است را برای صادرات ایران نیز خواهیم داشت. با استفاده از معادله ۵ اگر بتوان برآوردی از ضرایب بدست آورد در واقع نقش تاب‌آوری و آسیب‌پذیری در اثرگذاری تحریم مشخص شده است. مشکلی که در برآورد با آن روبرو هستیم همخطی شدید و رتبه کامل نبودن ماتریس ضرایب می‌باشد که با توجه به ماهیت معادله ارائه شده گریزناپذیر است، بنابراین برای حل این مشکل به سراغ قضیه جمع آثار می‌رویم. در داده‌های مربوط به آسیب‌پذیری و تاب‌آوری ایران اگر یک بار اثر تاب‌آوری را لحاظ کرده و مکمل آسیب‌پذیری را صفر در نظر بگیریم (آسیب‌پذیری کامل) و ضریب اثرگذاری تحریم در این مدل را با اثرگذاری تحریم در مدل اصلی مقایسه نماییم اختلاف در ضرایب این دو مدل ما را به نقش عدم آسیب‌پذیری یا همان مکمل آسیب‌پذیری در اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی می‌رساند. همچنین اگر یک بار دیگر مدل را با حذف اثر تاب‌آوری یا همان تاب‌آوری صفر برآورد نموده و با ضرایب مدل اصلی مقایسه کنیم نقش تاب‌آوری در اثرگذاری تحریم مشخص خواهد شد. بنابراین دو مدل جدید برای واردات ایران خواهیم داشت که یک مدل را آسیب‌پذیری کامل و دیگر را تاب‌آوری صفر در نظر خواهیم گرفت:

$$\ln IranIM = lnGDP_i + lnGDP_f + lnDistance + \gamma_1 Res * Sanctions1 + +\gamma_2 Res * Sanctions2 + +\gamma_3 Res * Sanctions3 + \gamma_4 Res * Sanctions4 + \gamma_5 Res * Sanctions5 \quad (۶)$$

معادله ۶ مدل واردات ایران با فرض آسیب‌پذیری کامل است و اگر حاصل ضرب تاب‌آوری در شدت تحریم هر مقطع را IRRES نام دهیم خواهیم داشت:

$$\ln IranIM = lnGDP_i + lnGDP_f + lnDistance + \gamma_1 IRRES1 + \\ + \gamma_2 IRRES2 + + \gamma_3 IRRES3 + \gamma_4 IRRES4 + \gamma_5 IRRES5 \quad (۷)$$

برآورد ضرایب مدل فوق که از این به بعد آن را مدل واردات ایران با آسیب‌پذیری کامل می نامیم به صورت زیر خواهد بود:

جدول ۷: برآورد واردات ایران با آسیب‌پذیری کامل

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
C	-۳۹,۸۳۶۶۸	۵,۷۶۱۸۳۵	-۶,۹۱۳۸۸۷	۰,۰۰۰۰
LNGDPIRAN	۳,۵۵۳۷۶۴	۰,۴۶۳۸۲۵	۷,۶۶۱۸۶۳	۰,۰۰۰۰
LNGDPFIRAN	۰,۸۰۲۱۹۰	۰,۲۰۴۵۲۸	۳,۹۲۲۱۴۷	۰,۰۰۰۲
LNDISTANCEIRAN	-۱,۲۰۹۲۲۷	۰,۳۷۶۶۰۷	-۳,۲۱۰۸۵۰	۰,۰۰۱۸
IRRES4	۰,۵۵۷۷۰۰	۰,۱۵۶۶۵۷	۳,۵۵۹۵۹۰	۰,۰۰۰۶
IRRES1	-۰,۳۰۹۳۲۵	۰,۱۲۵۸۹۲	-۲,۴۵۷۰۷۰	۰,۰۱۵۷
IRRES3	-۰,۵۲۸۷۲۹	۰,۱۲۲۶۳۲	-۴,۳۱۱۴۹۱	۰,۰۰۰۰
IRRES5	-۰,۴۸۱۵۰۹	۰,۱۳۷۸۶۸	-۳,۴۹۲۵۴۸	۰,۰۰۰۷

ماخذ: یافته‌های محقق

در مدل واردات می‌توان با حذف تاب‌آوری از داده‌ها مدل واردات ایران با تاب‌آوری صفر را به صورت زیر معرفی نمود:

$$\ln IranIM = C + C_1 lnGDP_i + C_2 lnGDP_f + C_3 lnDistance + \alpha_1(1 - Vul) * \\ Sanctions1 + (1 - Vul) * Sanctions2 + \alpha_3(1 - Vul) * Sanctions3 + \\ \alpha_4(1 - Vul) * Sanctions4 + \alpha_5(1 - Vul) * Sanctions5 \quad (۸)$$

می‌توان حاصل‌ضرب مکمل آسیب‌پذیری در شدت تحریم هر مقطع را IRVUL نامیده و معادله ۸ را به صورت زیر تبدیل نمود:

$$\ln IranIM = C + C_1 lnGDP_i + C_2 lnGDP_f + C_3 lnDistance + \alpha_1 IRVUL1 + \\ \alpha_2 IRVUL2 + \alpha_3 IRVUL3 + \alpha_4 IRVUL4 + \alpha_5 IRVUL5 \quad (۹)$$

نتایج حاصل از برآورد مدل به صورت زیر است:

جدول ۸: برآورد واردات ایران با تاب‌آوری صفر

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
C	-۳۵,۱۹۴۱۸	۵,۴۳۵۳۰۵	-۶,۴۷۵۱۰۸	۰,۰۰۰۰
LNGDPIRAN	۳,۰۲۹۸۱۹	۰,۴۴۷۶۶۱	۶,۷۶۸۱۱۲	۰,۰۰۰۰
LNGDPFIRAN	۰,۹۴۸۶۰۶	۰,۱۹۸۰۰۶	۴,۷۹۰۷۹۱	۰,۰۰۰۰
LNDISTANCEIRAN	-۱,۲۲۰۱۱۸	۰,۳۵۹۹۲۵	-۳,۳۸۹۹۱۸	۰,۰۰۱۰
IRVUL1	-۰,۳۰۳۰۶۳	۰,۱۴۸۷۸۸	-۲,۰۳۶۸۷۰	۰,۰۴۴۳
IRVUL4	۱,۰۷۲۸۹۳	۰,۲۰۴۶۸۴	۵,۲۴۱۷۰۸	۰,۰۰۰۰
IRVUL3	-۰,۵۵۹۳۰۲	۰,۱۴۷۰۲۸	-۳,۸۰۴۰۴۳	۰,۰۰۰۲
IRVUL5	-۰,۳۸۱۷۹۴	۰,۱۷۲۷۹۷	-۲,۲۰۹۵۰۱	۰,۰۲۹۴

ماخذ: یافته‌های محقق

حالا با مقایسه ضرایب مدل اصلی واردات با مدل واردات با آسیب‌پذیری کامل و مدل واردات با تاب‌آوری صفر خواهیم داشت:

جدول ۹: مقایسه نتایج اثرگذاری شدت تحریم روی واردات با حضور و عدم حضور تاب‌آوری و آسیب‌پذیری

مقطع	اثرگذاری تحریم مدل اصلی	اثرگذاری تحریم با آسیب‌پذیری کامل	اثرگذاری تحریم با تاب‌آوری صفر
آلمان	-۲۳,۹۶	-۴۰,۱۳	-۳۵,۴۹
چین	-۲۳,۸۰	-۳۹,۸۳	-۳۵,۱۹
هند	-۲۴,۰۸	-۴۰,۳۶	-۳۵,۷۴
ترکیه	-۲۳,۳۷	-۳۹,۲۸	-۳۴,۱۲
امارات متحده عربی	-۲۴,۰۲	-۴۰,۳۱	-۳۵,۵۷

منبع: یافته‌های محقق

اگر همین مراحل برای مدل صادرات نیز انجام شود جدولی مشابه بدست می‌آید:

جدول ۱۰: مقایسه نتایج اثرگذاری شدت تحریم روی صادرات با حضور و عدم حضور تاب‌آوری و آسیب‌پذیری

مقطع	اثرگذاری تحریم مدل اصلی	اثرگذاری تحریم با آسیب‌پذیری کامل	اثرگذاری تحریم با تاب‌آوری صفر
آلمان	-۱۵,۶۸	-۳۶,۶۱	-۳۰,۱
چین	-۱۴,۶۷	-۳۴,۹۰	-۲۷,۹۰
هند	-۱۴,۹۵	-۳۵,۲۲	-۲۸,۴۴
ترکیه	-۱۵,۲۹	-۳۵,۷۵	-۲۹,۲۷
امارات متحده عربی	-۱۴,۹۴	-۳۵,۰۹	-۲۸,۳۴

منبع: یافته‌های محقق

۴- نتیجه‌گیری

در مطالعه صورت گرفته سعی بر آن بود تا علت تفاوت اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی روی کشورهای هدف مختلف بررسی شود. برای این موضوع از دو کشور ایران و روسیه استفاده و در مدل‌سازی اولیه مشاهده شد که تحریم‌ها روی تجارت ایران با شرکای تجاری مهم اثر منفی معنادار و قابل توجهی داشته است اما در تجارت روسیه با شرکای مهم تجاری اثر معناداری نداشته است. برای یافتن علت این تفاوت در اثرگذاری به سراغ دو شاخص تاب‌آوری و آسیب‌پذیری رفته و در مدلی جداگانه اثر این دو شاخص را در معادله جاذبه وارد نمودیم. مشاهده شد که تاب‌آوری یک اقتصاد با اثرگذاری تحریم در آن اقتصاد رابطه معکوس داشته و آسیب‌پذیری رابطه مستقیم، به این معنا که هرچه کشوری تاب‌آوری بالاتر و آسیب‌پذیری کمتر داشته باشد از تحریم‌ها کمتر متاثر می‌شود. البته تحریم اقتصادی همواره منجر به کاهش میزان تجارت کشور هدف خواهد شد اما این کاهش در کشورهای هدف مختلف با توجه به تفاوت‌های ذاتی، سیاسی و مدیریتی این کشورها متفاوت خواهد بود. نتایج بدست آمده در این پژوهش کاملا منطبق بر ادبیات تجربی صورت گرفته در این حوزه می‌باشد با این تفاوت که علت تفاوت اثرگذاری تحریم مورد بررسی و تاکید قرارگرفته و می‌توان از نتایج بدست آمده در این پژوهش به منظور کاهش اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی استفاده نمود. در انتها خالی از لطف نخواهد بود که نکاتی در خصوص مدل‌های پژوهش جهت بررسی دقیق‌تر علاقه‌مندان ارائه شود.

نتایج ضرایب مربوط به شدت تحریم اقتصادی در توضیح صادرات و واردات نکات مهمی را بیان می نماید:

- در مدل اصلی، ضرایب نشان دهنده میزان اثرگذاری شدت تحریم‌های اقتصادی بر تجارت کشور هدف می‌باشد. با توجه به فرم لگاریتمی استفاده شده در معادله جاذبه می‌توان ضرایب مقاطع را میزان درصد تغییرات در واردات و صادرات به ازای افزایش ۱ واحدی در شدت تحریم‌های اقتصادی اعمالی بر کشور هدف تفسیر نمود. به عنوان مثال عدد **۲۳,۹۶**- مقطع آلمان در مدل‌سازی واردات ایران به این مفهوم است که اگر در شدت تحریم‌های اعمالی بر ایران افزایش یک واحدی داشته باشیم، این افزیش شدت تحریم موجب کاهش **۲۳,۹۶** درصدی در واردات کشور ایران از آلمان خواهد شد و مابقی ضرایب نیز تفسیر مشابهی خواهند داشت.

- در خصوص ضرایب دو مدل دیگر باید در نظر داشت که در مدل با آسیب‌پذیری کامل، شاخص آسیب‌پذیری اقتصاد کشور یک در نظر گرفته شده است که در واقعیت این‌گونه نیست. اما از مقایسه ضرایب مدل اصلی و مدل با آسیب‌پذیری کامل می‌توان نقش آسیب‌پذیری را در اثرگذاری تحریم یافت. به عنوان مثال چین در مدل اصلی از افزایش یک واحدی شدت تحریم‌های اقتصادی **۲۳,۸** درصد متاثر شده و واردات ایران از این کشور مطابق همین عدد کاهش می یابد. اما همین ضریب در زمانی‌که آسیب‌پذیری اقتصادی ایران را ۱ در نظر بگیریم به عدد **۳۹,۸۳** درصد افزایش می‌یابد. این موضوع نشان می‌دهد اگر اقتصاد ایران در آسیب پذیرترین حالت ممکن بود اثرگذاری تحریم به بیش از ۱,۵ برابر شرایط فعلی افزایش می‌یافت و در حقیقت از طریق درجه‌ای از آسیب‌پذیر نبودن کشور توانسته است از مقدار اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر تجارت خود بکاهد. همین تحلیل در خصوص مقاطع دیگر و همچنین برای صادرات نیز صادق است.
- ضرایب مدل با تاب‌آوری صفر نیز با منطقی مشابه قابل تفسیر و مقایسه با مدل اصلی می‌باشد.
- در مقایسه دو مدل اقتصاد آسیب‌پذیر و غیر تاب‌آور مشاهده می‌شود که میزان اثرگذاری تحریم در حالت آسیب‌پذیری کامل بیشتر از تاب‌آوری صفر است. این موضوع می‌تواند اهمیت بیشتر آسیب‌پذیری در اثرگذاری تحریم را به نسبت تاب‌آوری نشان دهد.
- کلیه نتایج بدست آمده مطابق با مطالعات پیشین در خصوص تحریم‌های اقتصادی بوده است و فرضیه‌ها و سوالات مطالعه حاضر را به خوبی پاسخ می‌دهد.

References

Abounoori, E. & Lajevardi, H. (2017). "Estimating Composite Vulnerability and Resilience Index of Iranian Economy". Journal of Economics & Modelling **7**(28): 1-29.

Afesorgbor, S. K. (2019). "The Impact of Economic Sanctions on International Trade: How do Threatened Sanctions Compare with Imposed Sanctions?". European Journal of Political Economy **56**: 11-26.

Allen, S. H. (2005). "The Determinants of Economic Sanctions' Success and Failure". International Interactions **31**(2): 117-138.

Amiri, H. Pirdadeh Beyranvand, M. Norouzi Amogin, F. & Alizadeh, S. (2018). "Estimation Vulnerability and Resilience Indicators in Iran Economy". Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies **6**(23): 434-455.

Azarbayejani, K. Tayebi, S. K. & Safa Dargiri, H. (2015). "The Effect of US and EU Economic Sanctions on Bilateral Trade Flows between Iran and Its Major Trading Partners: An Application of Gravity Model". Journal of Tahghighat-e-Eghtesadi **50**(3): 539-562.

Biersteker, T. & Van Bergeijk, P. A. (2015). "How and When do Sanctions Work? The Evidence". On Target 17-28.

Briguglio, L. Cordina, G. Farrugia, N. & Vella, S. (2009). "Economic Vulnerability and Resilience: Concepts and Measurements". Oxford Development Studies **37**(3): 229-247.

Caruso, R. (2003). "The Impact of International Economic Sanctions on Trade: An Empirical Analysis". Peace Economics, Peace Science and Public Policy **9**(2): 1-36.

Dizaji, S. F. & Van Bergeijk, P. A. (2013). "Potential Early Phase Success and Ultimate Failure of Economic Sanctions: A VAR Approach with an Application to Iran". Journal of Peace Research **50**(6): 721-736.

Elliott. K. A. (1998). "The Sanctions Glass: Half Full or Completely Empty?". International Security 23(1): 50-65.

Frank, J. (2018). "The Effects of Economic Sanctions on Trade: New Evidence from a Panel PPML Gravity Approach".. Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences (No. 17-2018).

Haidar, J. I. (2017). "Sanctions and Export Deflection: Evidence from Iran". Economic Policy **32**(90): 319-355.

Hufbauer, G. C. Elliott, K. A. Cyrus, T. & Winston, E. (1997). "US Economic Sanctions: Their Impact on Trade, Jobs, and Wages". (No. Working Paper Special (2)).

Kazerooni, A. Asgharpour, H. & khezri, A. (2016). "The Impact of Economic Sanctions on Composition of Major Trade Partners of Iran (1992-2013)". Iraninan Jouornal of Trade Studies **20**(79): 1-34.

Khan, S. & Khan, D. (2013). "An Empirical Analysis of Pakistan's Bilateral Trade: A Gravity Model Approach". Romanian Economic Journal **16**(48): 103-120.

Lamotte, O. (2012). "Disentangling the Impact of Wars and Sanctions on International Trade: Evidence from Former Yugoslavia". Comparative Economic Studies **54**(3): 553-579.

Larch, M. Shikher, S. Syropoulos, C. & Yotov, Y. V. (2022). "Quantifying the Impact of Economic Sanctions on International Trade in the Energy and Mining Sectors". Economic Inquiry **60**(3): 1038-1063.

Lewer, J. J. & Van den Berg, H. (2008). "A Gravity Model of Immigration". Economics Letters **99**(1): 164-167.

McLean, E. V. & Whang, T. (2010). "Friends or Foes? Major Trading Partners and the Success of Economic Sanctions". International Studies Quarterly **54**(2): 427-447.

Mehchy, Z. Nasser, R. & Schiffbauer, M. (2015). "Trade Determinants and Potential of Syria: Using a Gravity Model 'with an Estimation of the Syrian Crisis' Impact on Exports". Middle East Development Journal **7**(2): 226-251.

Rahman, M. M. & Dutta, D. (2012). "The Gravity Model Analysis of Bangladesh's Trade: a Panel Data Approach". Journal of Asia-Pacific Business **13**(3): 263-286.

Shirazi, H. Azarbaiejani, K. & Sameti, M. (2016). "The Effect of Economic Sanctions on Iran's Exports". Iranian Economic Review **20**(1): 111-124.

Torbat, A. E. (2005). "Impacts of the US Trade and Financial Sanctions on Iran". World Economy **28**(3): 407-434.

Van Bergeijk, P. (1995). "The Impact of Economic Sanctions in the 1990s". The World Economy **18**(3): 443-455.

Yang, J. Askari, H. Forrer, J. & Zhu, L. (2009). "How Do US Economic Sanctions Affect EU's Trade with Target Countries?". World Economy **32**(8): 1223-1244.

Ziyaee Bigdeli, M. T. Gholami, E. & Tahmasebi Boldaji, F. (2013). "The Impact of Economic Sanctions on Trade in Iran An Application of Gravity Model". Journal of Economics Research **13**(48): 109-119.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 247-274.

Impacts of Sanctions on Foreign Trade Analyzed with the Gravity Model Approach: A Case Study of Iran and Russia

Taha Shishegari[1]
Abbas Memarnejad[2]*
Farhad Ghaffari[3]
Seyed Shamseddin Hoseini[4]

Received: 20-02-2022 Accepted: 08-06-2022

Introduction: Economic sanctions are one of the tools to exert negative pressure on a country's economy to achieve political goals. They have been used in several cases in recent years due to their lower cost than war for the country that imposes them. What matters is the cost of economic sanctions for the imposing country and what it gains from it. The gain of sanctions for this country is the effects on the economy of the target country. Experimental observations show that, despite the same political disputes of different countries with one country (USA), the severity of sanctions imposed on these countries is different. Even despite the same sanctions imposed on the target countries, the economic responses of these countries to sanctions are different. Many studies have been conducted on economic sanctions and their impacts on the economic and welfare situation of the target countries. Not all of them have reacted the same way. In this article, we have discussed the differences in the impacts of economic sanctions on different countries, focusing on the situation of Iran and Russia. Due to the differences between the sanctions severity imposed on the two countries, the sanctions variable was initially quantified to provide an equal basis for our analysis. We entered resilience and vulnerability indices into our model to explain the different effects of the sanctions on the two countries. We also modeled the sanctions severity to consider the its differences in the case of different targets.

[1]. PhD Student in Department of Economics, School of Management and Economics, Science and Research Branch ,Islamic Azad University, Tehran , Iran
[2]. Assistant Professor Department of Economics, School of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran , Iran
Email: memarnejad@srbiau.ac.ir
[3]. Associate Professor Department of Economics, School of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran , Iran
[4]. Associate Professor Department of Business Economics , Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Methodology: By comparing the effects of sanctions on the export and import of the target country to and from important trading partners, we estimated those effects using panel data with interactive dummy variables. The model proposed by Raul Caruso in 2005 was used to examine the impact of sanctions on the trade of the target countries. The trade data of Iran and Russia with five important partners between 1992 and 2018 were used in the model. We also used the US Congress report on the sanctions against Iran and Russia to quantify their sanctions. In the discussion of scoring sanctions, number zero is related to the period when no sanctions were imposed, numbers 1 and 2 are related to the mild and severe sanctions of the United States, numbers 3 and 4 are related to the mild and severe sanctions of Europe, and number 5 is intended for the sanctions imposed by the United Nations. Finally, by determining the severity of sanctions in different sectors of Iran's trade (different partners), we sought to show the effects using vulnerability and resilience as two indicators.

Results and Discussion: he results showed that economic sanctions have had significant and negative effects on Iran's trade with its important partners, but they have had no significant effect on Russia's trade with its partners. Since economic sanctions enter the economic systems as a negative shock, the difference in their impacts is considered to be related to the indicators of vulnerability and resilience. It was observed that resilience has reverse and vulnerability has direct effects on sanctions. This important finding shows that, by modifying resilience and vulnerability, we can affect the impacts of sanctions. Increasing resilience and reducing vulnerability can reduce the impact of economic sanctions on Iran. On the other hand, since Russia's economy is more resilient and less vulnerable than Iran, the difference between the impacts of economic sanctions on these two countries is explicable.

Conclusion: In this study, we tried to examine the reason for the differences in the impact of economic sanctions on different target countries. We focused on Iran and Russia because of the similarities in the nature of the exports and political disputes with Western countries. For the severity of sanctions imposed on the target countries, we used six levels (0-5). We also considered the trade of Iran with five important partners (i.e., Germany, China, India, Turkey and UAE) and Russia Trade with its partners (Netherland, China, Belarus, Germany and Turkey) as an index for measuring the sanctions impacts. It emerged that the sanctions have had significant negative effects on Iran's trade with its important trading partners, but thet have had no significant effects on Russia's trade. We entered resilience and vulnerability indices into our model to explain the difference of the effects on the trades of Iran and Russia. It was observed that the impact of sanctions is inversely related to resilience and directly related to

vulnerability of an economy, meaning that the higher the resilience and the less vulnerable a country is, the less affected by sanctions.

Keywords: Economic sanctions, Resilience, Vulnerability, Iran, Russia, Trade.
JEL Classification: F19, O10.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۳۰۱-۲۷۵

پویایی‌های غیر خطی نرخ بازده ارز در ایران با استفاده از الگوهای غیرخطی بیزین

سارا محتشمی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۱۱

چکیده

نرخ ارز، معیار برابری پول رایج یک کشور در برابر پول کشوری دیگر و همچنین نشان‌دهنده سنجش وضعیت اقتصادی کشور در مقایسه با سایر کشورها است. در این مطالعه، از الگوهای غیر خطی بیزین به منظور بررسی پویایی‌های غیر خطی نرخ ارز در ایران با تناوب ماهانه در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا آذرماه ۱۳۹۹ استفاده شده است. برای بررسی پویایی‌های نرخ ارز، مدل‌های سری زمانی گوناگونی معرفی شده‌اند که تفاوت اصلی آن‌ها در تخمین‌های خطی و غیر خطی است. در زمینه مدل‌های غیر خطی، امکان بررسی پویایی میانگین غیر خطی شرطی وجود دارد و از آن‌جا که نرخ‌های ارز بیان‌گر قیمت دارایی‌ها هستند، بنابراین نیاز به ارائه مدل‌هایی است که ویژگی دم سنگینی توزیع بازدهی نرخ ارز را شامل شده و امکان واریانس‌های متغیر در هر رژیم را فراهم کند. برای این منظور جهت تخمین مدل خود بازگشت آستانه‌ای (TAR) به شیوه بیزی از شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکف با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که دو رژیم ارزی وجود دارد که رژیم افزایشی نرخ ارز (رژیم ۲) نسبت به رژیم کاهشی نرخ ارز (رژیم ۱) از انحراف از استانداردهای رژیمی بالاتری برخوردار است که حاکی از تلاطم ارزی بالا در این رژیم و عدم قطعیت بیشتر است. علاوه بر این، تعدیل در رژیم یک به سمت مسیر تعادل بلندمدت، بسیار مطمئن‌تر از تعدیل به سمت مسیر بلندمدت در رژیم دو است چرا که تغییرپذیری در شرایط افزایش نرخ ارز بسیار زیاد است. همچنین نحوه تعدیل نرخ ارز به سمت تعادل بلندمدت در رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ بسیار سریع‌تر صورت می‌پذیرد.

واژگان کلیدی: بازار ارز، رویکرد بیزین، رژیم‌های ارزی.

[۱]. دانشجوی دکتری دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان (نویسنده مسئول)
Sara.mohtashami92@gmail.com

۱- مقدمه

نرخ ارز، معیار برابری پول رایج یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر است و از طرفی، نشان‌دهنده سنجش وضعیت اقتصادی آن کشور در قیاس با کشورهای دیگر می‌باشد. نظام ارزی به سازوکار تعیین نرخ ارز از طریق نیروهای بازار یعنی تقابل عرضه و تقاضا با یکدیگر اطلاق می‌شود. نظام ارزی اساساً در حالت بازار رقابتی شکل می‌گیرد. به عبارتی، کشوری دارای یک نظام ارزی است که عوامل بسیار زیادی با صادرات کالاها و خدمات به عرضه ارز بپردازند و تعداد آن‌ها به‌اندازه‌ای باشد که تغییر رفتار یک یا چند عرضه‌کننده ارز وضعیت بازار را تحت تأثیر قرار ندهد (دادگر و نظری، ۲۰۱۵).

نرخ ارز به عنوان یک متغیر قیمتی نقش بسیار اساسی در عملکرد یک اقتصاد ایفا می‌کند. برای مثال، تقریباً طی یک دهه گذشته تحولات و بحران‌های کشورهای جهان سوم؛ نظیر مکزیک، شرق آسیا، روسیه و برزیل، ارتباط مستقیمی با نرخ ارز داشته است. به طوری که این مسئله در برخی از کشورهای مذکور، ثبات مالیه بین‌الملل را تحت تأثیر قرار داده است. لذا، در سال‌های اخیر توافقی به وجود آمد که در کشورهای در حال توسعه، پیگیری اهداف مربوط به سیاست‌های ارزی باید به‌گونه‌ای باشد که از مقاطع طولانی انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ ارز اجتناب شود. بنابراین، می‌توان ادعا نمود در صورتی که نرخ ارز کمتر یا بیشتر از مقدار تعادلی آن در بلندمدت باشد؛ بر سایر عوامل اقتصادی نظیر رشد، تأثیرگذار خواهد بود و نحوه اثرگذاری آن بسته به نوع انحراف نرخ ارز از میزان تعادلی آن است. همچنین، هرگونه تغییر در قیمت ارز از طریق تغییر در قیمت نسبی کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی، سبب تغییر در قدرت رقابت‌پذیری محصولات داخلی و افزایش یا کاهش حجم صادرات و واردات کشور می‌شود (سالدانا-زپدا[1] و همکاران، ۲۰۲۰). علاوه بر آن، اثرگذاری بر سطح عمومی قیمت‌ها از طریق تغییر قیمت کالاهای موجود در سبد محاسبه CPI[2] و قیمت تمام‌شده کالاهای تولیدی (مواد اولیه و نهاده‌های وارداتی)، و همچنین درآمدهای دولت در اقتصادی تک‌محصولی و وابسته به نفت نظیر ایران، از دیگر کارکردهای نرخ ارز محسوب می‌شود و بدون شک هرگونه انحراف از سیاست‌گذاری بهینه ارزی می‌تواند سیاست‌های توسعه اقتصادی را قویاً متأثر کند و حتی منجر به از بین رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری شود (ورتابیان کاشانی، ۲۰۱۴).

---

1. Saldana-Zepeda (2020)
2. Consumer Price Index

هدف این مطالعه شناخت دینامیک حاکم بر رفتار نرخ ارز با استفاده از مدل‌های غیر خطی است. با شناخت دینامیک نرخ ارز می‌توان رفتار غیر معمول و نگران‌کننده آن را در طول زمان تشخیص داد و متناسب با آن سیاست‌های لازم را به کار گرفت. لازم به توضیح است که رفتارهای غیر معمول نرخ ارز نگران‌کننده است زیرا می‌تواند نشانه عملکرد ضعیف اقتصادی باشد و انتظارات نامطلوب‌تری را در مورد عملکرد اقتصادی کلان ایجاد کند. بعلاوه، این می‌تواند نمایانگر محیط متفاوتی باشد به‌گونه‌ای که رفتار متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نرخ بهره یا رشد واقعی تولید غیر قابل پیش‌بینی باشد (چو[1]، ۲۰۱۹).

به منظور دستیابی به اهداف پژوهش از رویکرد بیزین در تخمین پارامترهای مدل غیر خطی استفاده شده است. این موضوع انعطاف مدل را در توجه به واقعیت‌های بازار ارز از جمله خاصیت تفاوت واریانس‌ها در رژیم‌های مختلف افزایش می‌دهد و امکانات بیشتری را برای شناخت دینامیک حاکم بر رفتار نرخ ارز فراهم می‌کند (جوچی[2]، ۲۰۱۳).

در ادامه ساختار این پژوهش به صورت زیر خواهد بود:

در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم مدل، در بخش چهارم تخمین مدل و نتایج و در بخش پنجم تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- برابری قدرت خرید

نظریه برابری قدرت خرید به حذف اختلاف سطوح قیمتی در روند تبدیل شاخص‌های دو کشور گفته می‌شود. این نظریه نرخ‌های مبادله میان دو ارز را زمانی در تعادل می‌داند که قدرت خرید آن‌ها در هر دو کشور یکسان باشد. به این معنا که نرخ مبادله میان دو کشور متناسب با شاخص قیمت مصرف‌کننده (سبد ثابتی از کالاها و خدمات برابر) باشد. بر همین اساس، زمانی که سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات افزایش پیدا می‌کند، نرخ مبادله پول آن کشور نیز به منظور مقابله با تورم و برابری قدرت خرید کالاها و خدمات، کاهش می‌یابد. برابری قدرت خرید یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در تعیین نرخ ارز به شمار می‌آید. این مکانیسم در شرایطی به کارایی قابل قبولی در تعیین نرخ ارز می‌رسد که قیمت کالاها در دو کشور واقعی بوده، کیفیت محصولات نیز

[1]. Chou (2019)
[2]. Jouchi (2013)

یکسان و واردات و صادرات فاقد مشکل باشد. بنابراین، برابری قدرت خرید یک مفهوم تعادلی برای نرخ ارز اسمی دست می‌دهد که آن را نرخ ارز مبتنی بر برابری قدرت خرید می‌نامند.
نظریه برابری قدرت خرید جهت تعیین نرخ واقعی ارز یا نرخ تعادلی بلندمدت ارز متوجه سطوح قیمت‌های داخلی و خارجی است. در این مورد می‌توان معادله زیر را در نظر گرفت:

$$R_t = \alpha + \left(P^d - P^f\right) + \varepsilon \qquad (۱)$$

که در آن R_t لگاریتم نرخ رسمی ارز به پول ملی، P^d و Pf به ترتیب لگاریتم سطح قیمت‌های داخلی و خارجی شامل کالاهای مبادله شده و مبادله نشده، $\propto$ مقدار ثابت و ε متغیر تصادفی است. در این روش فرمول‌بندی (لگاریتم) نرخ واقعی ارز از طریق عبارت:

$$R_t = P^d - P^f \qquad (۲)$$

مشخص می‌شود که (لگاریتم) نرخ واقعی بلندمدت ارز ثابت و برابر با $\propto$ است. از این رو نوسانات نرخ واقعی ارز تحقق‌یافته به صورت انحرافات موقت از نرخ تعادل بلندمدت ارز تلقی می‌شود. به‌ویژه توجه به این نکته ضروری است که هیچ‌یک از متغیرهای اساسی مؤثر بر نرخ ارز در قالب متغیرهای سیاست‌گذاری و برون‌زا وارد معادله (۱) نمی‌شود و این موضوعی است که باید مورد بررسی قرار گیرد (طیبی و نصراللهی، ۱۳۸۱).
ابتدا باید در نظر داشت که معادله (۱) خواص سری زمانی نرخ ارز واقعی را تبیین می‌نماید. به‌ویژه این‌که در نظریه برابری قدرت خرید لازم است انحرافات نرخ ارز تحقق‌یافته از نرخ تعادلی بلندمدت ثابت ارز موقتی و گذرا باشد (اگرچه ممکن است از نظر زمانی همبستگی داشته باشد). این موضوع بدین معناست که نرخ واقعی ارز می‌بایست یک سری زمانی پایدار باشد. در روش نخست، مجموعه وسیعی از متغیرهای اساسی نرخ تعادلی بلندمدت ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما این متغیرها به مفهوم سری‌های زمانی در خلال دوره نمونه پایدارند (یا کاملاً همگرا هستند). بنابراین عبارت نرخ تعادلی بلندمدت ارز در حقیقت این متغیرهای اساسی را در برمی‌گیرد، زیرا اگر متغیرهای اساسی برون‌زا و سیاست‌گذاری پایدار باشد می‌توان تصور نمود که میانگین این متغیرها در عبارت ثابت $\propto$ و جزء تصادفی یا عبارت خطا خود را نشان می‌دهد. با توجه به این موضوع می‌بایست نظریه برابری قدرت خرید نسبی برقرار باشد و خود نرخ واقعی ارز نیز می‌بایست

به صورت یک متغیر پایدار عمل نماید. گزینه دیگر این است که برخی متغیرهای اساسی در خلال دوره نمونه پایدار نیستند، اما ساختار اقتصاد به‌گونه‌ای است که هیچ‌یک از این متغیرهای ناپایدار تأثیری بر نرخ تعادل بلندمدت ارز ندارند (نصراللهی و همکاران، ۲۰۱۳).

۲-۲- نرخ ارز تعادلی

برای بررسی اثر انحرافات نرخ ارز می‌بایست ابتدا نرخ ارز تعادلی برآورد شود. مشکل اساسی در برآورد آن مشاهده ناپذیر بودن ارزش تعادلی نرخ ارز است که موجب انحراف نرخ ارز از مسیر بلندمدت تعادلی می‌شود. نرخ ارز کم ارزش‌گذاری شده و بیشتر ارزش‌گذاری شده به ترتیب مربوط به زمانی است که آن نرخ از مقدار تعادلی کمتر و بیشتر برآورد شده است. گاهی ممکن است مطرح شود که چون نرخ ارز واقعی در بازارهای ارز خارجی به‌وسیله عرضه و تقاضای پول رایج تعیین می‌شود، نرخ ارز همیشه در مقدار تعادلی خود خواهد بود. این مسئله را ویلیامسون به عنوان نرخ ارز تعادلی بازار معرفی نمود و تشخیص داد که نرخ ارز تعادلی عاملی است که عرضه و تقاضای پول را بدون دخالت‌های دولت متعادل می‌کند. انحراف نرخ ارز نسبت به مسیر تعادلی بلندمدت آن به مفهوم اختلال در قیمت‌های نسبی بر تخصیص صحیح و بهینه منابع تأثیر منفی دارد و موجب می‌شود که منابع از بخش‌های کارا به بخش‌های غیر کارا انتقال یابند. در واقع، انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی بلندمدت آن به معنای افزایش هزینه تولید کالاهای تجاری ساخت داخل و کاهش قدرت رقابت این کالاها در مقایسه با کالاهای تجاری است، و در پی آن توقف رشد، سرمایه‌گذاری و صادرات در بخش‌های تجاری انتظار می‌رود. درواقع، این انحراف به عنوان مالیات ضمنی بر صادرات و بر تولید داخلی عمل می‌نماید و موجب کاهش حجم صادرات می‌شود. علاوه بر این، انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی آن مقادیر حمایت از تولیدکنندگان را با تورش همراه خواهد نمود و محاسبه درصد حمایت‌ها دقیق نخواهد بود (طیبی و نصراللهی، ۱۳۸۱).

۲-۳- پیشینه تحقیق

۲-۳-۱- مطالعات خارجی

چکیر و همکاران[1] (۲۰۲۰) رابطه غیر خطی بین قیمت‌های نفت، بازار سهام و بازار ارز را در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که وابستگی بین نفت و نرخ ارز در دوره‌های مختلف تجزیه و تحلیل به جز نرخ ارز پوند انگلیس و

[1]. Chikr (2020)

ین ژاپن به طور قابل توجهی منفی است. بر اساس این یافته‌ها، نفت ممکن است به عنوان یک محافظ ضعیف در برابر نرخ مبادله عمل کند.

اکسالا و همکاران[1] (۲۰۱۹) نرخ‌های ارز و قیمت‌ها را در اسپانیا در دوره استاندارد طلا مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه مانایی نرخ ارز حقیقی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیر خطی و استفاده از سری‌های قیمت مصرف کننده و عمده فروشی آزمون شد. نتایج نشان داد انحرافات کوتاه‌مدت احتمالی در سری‌های نرخ ارز حقیقی در بلندمدت تصحیح می‌شود؛ بنابراین نظریه PPP برقرار است.

جرویس و همکاران[2] (۲۰۱۶) طی پژوهش خود با عنوان "پویایی حساب جاری، تعدیل نرخ واقعی ارز(RER)[3] و رژیم‌های نرخ ارز در اقتصادهای در حال ظهور"، دو فرضیه را مورد بررسی قرار می‌دهند. اولا، انعطاف‌پذیری و تعدیل نرخ ارز واقعی برای دستیابی به یک حساب جاری (CA)[4] پایدار ضروری است (به عنوان فرضیه اصلی). ثانیاً، یک نرخ ارز اسمی قابل انعطاف به تعدیل نرخ بهره واقعی و حفظ توازن خارجی کمک می‌کند (به عنوان فرضیه فرعی). برای بررسی دو فرضیه مذکور از دو روش تجربی استفاده شده است. استفاده از تجزیه و تحلیل مطالعات رویداد برای یک مجموعه بزرگ از اقتصادهای در حال ظهور (EMEs)[5]، طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۵ می‌باشد که شواهد حاصل از کار آن‌ها نشان می‌دهد که تعدیل نرخ ارز واقعی به کاهش عدم تعادل حساب جاری کمک می‌کند. تغییرات حساب جاری معمولا با حرکات بزرگ نرخ واقعی ارز و بدون در نظر گرفتن رژیم نرخ ارز همراه است.

۲-۳-۲- مطالعات داخلی

اصغری و همکاران (۲۰۱۹) در مقاله‌ای تحت عنوان "پویایی‌های نرخ ارز در ایران با استفاده ار مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی"، به بررسی پویایی‌های نرخ ارز و بررسی نقش سیاست‌های پولی و مالی پرداختند. نتایج مطالعات آن‌ها نشان داد در سناریوهای مختلف علائمی از بیماری هلندی به میزان ضعیفی در بخش قابل تجارت، تقویت بخش غیر قابل تجارت، کاهش قیمت‌ها در بخش قابل تجارت و کاهش نرخ ارز حقیقی وجود دارد. بر اساس نتایج، استفاده از سیاست‌های مالی فعال به منظور کنترل نوسانات نرخ ارز پیشنهاد می‌شود.

---

1. Aixala (2019)
2. Gervais (2016)
3. Real Exchange Rate
4. Current Account
5. Emerging Market Economy

محمودزاده و صادقی (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان "انتخاب نظام ارزی بهینه برای اقتصاد ایران: رویکرد DSGE[1]"، به مقایسه قواعد پولی جایگزین متناظر با نظام‌های مختلف ارزی برای اقتصاد ایران می‌پردازند و واکنش متغیرهای اقتصاد کلان را نسبت به شوک‌های وارده بر اقتصاد تحت قواعد مختلف سیاست پولی مورد بررسی قرار می‌دهند. در این پژوهش برای تخمین داده‌ها از مدل DSGE (تعادل عمومی پویای تصادفی)، برای یک اقتصاد باز کوچک و با در نظر گرفتن شرایط اقتصادی ایران استفاده شد. نتایج واکنش آنی نشان داد که تأثیر شوک‌های داخلی و خارجی بر متغیرهای اقتصاد کلان به طور معنی‌داری بستگی به کانال‌های قواعد پولی دارد، به طوری که تأثیر هریک از شوک‌ها تحت قاعده سیاستی تیلور با نرخ ارز منجر به نوسانات بیشتر سرمایه‌گذاری و تولید کل در هر دو بخش قابل تجارت و غیر قابل تجارت خواهد شد، اما واکنش‌های تورم و نرخ ارز تحت این قاعده متقاعد کننده‌تر است. در مقابل، تحت قاعده هدف‌گذاری تورم، هر چند متغیرهای سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید با نوسانات کمتری همراه است، اما واکنش‌های تورم و نرخ ارز واقعی تحت این قاعده شدیدتر است. در مجموع، می‌توان گفت که قاعده تیلور با هدف نرخ ارز، در تثبیت نرخ ارز واقعی و تورم از عملکرد بهتری برخوردار است.

خالویی و همکاران[2] (۲۰۱۴) با استفاده از تکنیک گرنجر، آزمون هم‌انباشتگی و با استفاده از مدل غیر خطی LSTAR به آزمون نظریه برابری قدرت خرید در برابری پول ایران با پول منتخبی از شرکای تجاری همسایه (شامل درهم امارات، روپیه پاکستان و دینار عراق) پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که شواهد کافی جهت پذیرش تئوری برابری قدرت خرید برای برابری ریال ایران با درهم امارات و همچنین ریال ایران با روپیه پاکستان برقرار بوده و لذا تئوری برابری پول ایران با پول کشورهای مذکور را تأیید کردند؛ اما تئوری برابری قدرت خرید برای کشورهای عراق و ایران را رد کردند. نتایج آزمون غیر خطی LSTAR نیز وجود یک رابطه همگرایی نامتقارن بین نرخ ارز و سطوح قیمت‌های نسبی را تأیید نمود. نتایج آن‌ها بیان‌گر آن است که زمانی که نرخ ارز بیشتر از نرخ ارز تعادلی باشد، با سرعت بیشتری به سمت نرخ تعادلی حرکت کرده و تعدیل می‌شود.

[1]. Dynamic Stochastic General Equilibrium
[2]. Khaloui (2014)

فتاحی و نظیفی (۱۳۹۳) به مدل‌سازی نرخ واقعی ارز ایران با استفاده از مدل چرخشی خود بازگشتی مارکف پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که در ایران، مدت ماندن نرخ ارز در رژیم پرنوسان کمتر از مدت ماندن در رژیم کم نوسان است. همچنین آن‌ها امکان آزمون نظریه برابری قدرت خرید را بررسی کردند. در نظریه برابری قدرت خرید، وجود رابطه و روند منظمی در داده‌ها و همگرا نبودن داده‌های نرخ ارز واقعی بالفعل به عدد ۱ باعث رد این نظریه شد. همچنین نتایج نشان داد که در داده‌های ایران، نرخ ارز واقعی دارای روند منظمی است که حاکی از رد نظریه برابری قدرت خرید نیز می‌باشد و این موضوع، بیان‌گر این است که تنها در بلندمدت متغیرهای حقیقی بر نرخ ارز واقعی مؤثر هستند.

تقوی و مرادی (۱۳۹۱) با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به برآورد نرخ ارز (ریال- دلار) بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید و رویکرد پولی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که دقت پیش‌بینی مدل برگرفته شده از رویکرد حاصل از فرضیه برابری قدرت خرید پول، از کمترین معیارهای محاسبه خطای پیش‌بینی بر اساس هر دو معیار MSE و RMSE برخوردار بوده و می‌توان آن را به عنوان بهترین مدل جهت پیش‌بینی نرخ ارز ریال- دلار انتخاب نمود.

۳- معرفی مدل

مدل‌های سری زمانی مختلفی برای بررسی نرخ ارز وجود دارد. تفاوت اصلی بین آن‌ها این است که آیا آن‌ها پویایی را خطی فرض می‌کنند یا غیر خطی. درون قلمرو مدل‌های غیر خطی، امکان پویایی میانگین غیر خطی مشروط وجود دارد. یک تابع غیر خطی برای میانگین را می‌توان به صورت $\mu_t = g\left(\Omega_{t-1}\right)$ تعریف کرد که در آن Ω_{t-1} فیلتر اطلاعاتی تا زمان t-1 است (کیپرا[1]، ۲۰۲۰).

مدل خطی مبنایی که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد یک مدل اتورگرسیو (AR) با مرتبه متناهی به صورت رابطه (۳) است:

$$\phi(B)(y_t - \mu) = \eta_t \qquad ;\eta_t \sim N(0, \sigma^2) \qquad (۳)$$

[1]. Cipra (2020)

در رابطه (۳) y_t لگاریتم نرخ ارز حقیقی، $\phi(B)$ چندجمله‌ای وقفه به صورت $\phi(B)=1-\phi B-\phi^2B^2-...-\phi^PB^P$ و ریشه‌های $\Phi(z)=0$ بر روی یا خارج از دایره‌ی واحدی قرار می‌گیرد. ریشه‌های خارج از دایره‌ی واحد با این موضوع که PPP در بلندمدت ثابت می‌ماند، متناظر است.

در ارتباط با مدل‌های غیر خطی پویای نرخ‌های ارز، نوشته‌های موجود بر مدل‌های آستانه‌ی به اصطلاح "خود محرک" با انتقالات گسسته (TAR) و انتقالات ملایم (STAR) بین رژیم‌های مختلف تأکید کرده‌اند (برای مثال می‌توان به مطالعه‌ی آبتسفِلد و تیلور[۱]، ۱۹۹۷؛ تیلور و همکاران[۲]، ۲۰۰۱؛ سارنو و همکاران[۳]، ۲۰۰۴ مراجعه کرد).

۳-۱- رگرسیون تغییر رژیم

رگرسیون تغییر وضعیت و مدل‌های اتورگرسیو با مطالعات کواندت[۴] (۱۹۵۸)، تانگ[۵] (۱۹۸۳) و تسای[۶] (۱۹۸۹) معرفی شده‌اند. رویکرد بیزی به این سبک از مدل‌سازی را گویک و تروی[۷] (۱۹۹۳)، چن و لی[۸] (۱۹۹۵) و لوبرانو[۹] (۱۹۹۵) معرفی کرده‌اند (قیسل و مارسلینو[۱۰]، ۲۰۱۸).

مدل‌های TAR(2) دو رژیمی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$x_t=\begin{cases}\phi_{1,0}+\phi_{1,1}x_{t-1}+\phi_{1,2}x_{t-2}+\sigma_1^2a_t & R1\\ \phi_{2,0}+\phi_{2,1}x_{t-1}+\phi_{2,2}x_{t-12}+\sigma_2^2a_t & R2\end{cases} \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی (۴) a_t دنباله‌ای از نوفه‌های سفید با میانگین صفر و واریانس ۱ می‌باشد. در این مدل فرض شده است که واریانس در هر رژیم متفاوت از رژیم دیگر است (در رژیم R1 واریانس σ_1^2 و در رژیم R2 واریانس σ_2^2 است). به منظور تکمیل تعریف فوق نیاز است که رژیم‌های R1 و R2 به‌صورت دقیق‌تر توصیف شوند. این موضوع به این بستگی دارد که هر رژیم چگونه طی زمان تغییر و تحول می‌یابد.

---

1. Obtsfeld and Taylor (1997)
2. Taylor (2001)
3. Sarno (2004)
4. Quandt (1958)
5. Tang (1983)
6. Tsai (1989)
7. Gweek and Troy (1993)
8. Che and Le (1995)
9. Lubrano (1995)
10. Ghysels and Marcellino (2018)

برای این منظور می‌توان فرض کرد که با استفاده از متغیری برون‌زا همچون q_t که در دوره‌ی t-1 قابل مشاهده است، می‌توان رژیم حاکم بر فرآیند را در زمان t توصیف کرد. به طور خاص، رژیم در زمان t با استفاده از مقایسه وضعیت q_t نسبت به یک مقدار آستانه‌ای شناسایی می‌شود که با r نشان داده می‌شود. در این صورت رابطه (۴) را می‌توان به صورت رابطه (۵) بازنویسی کرد:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2} + \sigma_1^2 a_t & q_t \le r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-2} + \sigma_2^2 a_t & q_t > r \end{cases} \qquad (۵)$$

در صورتی‌که واریانس در هر دو رژیم برابر باشد، روش جایگزین برای نوشتن این مدل به صورت رابطه (۶) خواهد بود:

$$\begin{aligned} x_t = & \left(\phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2}\right)\left(1 - I\left[q_t > r\right]\right) \\ & + \left(\phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-2}\right)\left(I\left[q_t > r\right]\right) + \sigma^2 a_t \end{aligned} \qquad (۶)$$

که I(A) یک تابع نشان‌گر (شاخص) با تعریف I(A)=1 اگر A رخ دهد و I(A)=0 اگر A رخ ندهد است.

متغیر q_t، با عنوان متغیر آستانه‌ای شناخته می‌شود. q_t ممکن است یک متغیر برون‌زا یا یک تابع از مقادیر با وقفه خود سری زمانی x_t برای مثال $q_t = x_{t-d}$ یا $q_t = \Delta x_{t-d}$ به ازاء مقدار معلوم $d > 0$ باشد. در صورتی که متغیر آستانه‌ای مدل تغییر وضعیت از نوع دو مورد آخر باشد، مدل SETAR[1] نامیده می‌شود. یک مدل SETAR(2) عمومی به شکل کلی رابطه (۷) قابل نمایش است (تسای، ۱۹۸۶):

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2} + \sigma_1^2 a_t & x_{t-d} \le r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-2} + \sigma_2^2 a_t & x_{t-d} > r \end{cases} \qquad (۷)$$

۳-۲- معرفی مدل بیزی

به منظور تخمین بیزی مدل SETAR(2) فرض می‌کنیم که متغیر نرخ ارز که با x_t نشان داده می‌شود دارای توزیع نرمال است. برای این‌که تفاوت شیوه بیزی با شیوه کلاسیک در مدل‌سازی

[1]. Self-Exciting TAR

نشان داده شود از نمادگذاری‌های متناسبی در ادامه استفاده خواهد شد. به طور کلی به منظور سادگی تابع راستنمایی با فرض نرمال بودن فرآیند $\{x_t\}$ تعریف می‌شود. علاوه بر این فرض می‌شود در هر رژیم j واریانس‌ها متفاوت است و دینامیک هر رژیم در طول زمان از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند. در نتیجه با این فروض باید تابع راستنمایی را به صورت رابطه (۸) نوشت:

$$\begin{aligned} x_t &\sim N(\mu_t, \sigma_j^{-2}) \\ \mu_t &= \phi_{0,j} + \phi_{1,j} x_{t-1} + \phi_{2,j} x_{t-2} + a_t(j) \end{aligned} \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، μ_t میانگین شرطی x_t است به شرطی که مجموعه اطلاعاتی $\Omega_{t-1} = \{x_{t-1}\}$ یا $E(x_t|\Omega_{t-1}) = g(\Omega_{t-1})$ برقرار باشد. همچنین از آن‌جا که $\mu_t = E(x_t|\Omega_{t-1})$ می‌باشد، فرض شده است که g(.) تابعی غیر خطی است. همان‌گونه که گفته شد در مدل SETAR تغییر رژیم j به صورت یک متغیر گسسته و به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} j = 1 &\Rightarrow x_{t-d} - r < 0 \\ j = 2 &\Rightarrow x_{t-d} - r \geq 0 \end{aligned} \qquad (۹)$$

به عبارت دیگر j یک متغیر گسسته دوتایی است که با توجه به مقدار آستانه‌ایی r که نامعلوم است وضعیت رژیم را مشخص می‌کند.

در گام بعد، برای آن‌که یک تخمین بیزی داشته باشیم باید پیشین‌های ضرایب مدل و سایر پارامترها را مشخص کنیم. بدین منظور ابتدا پیشین مرتبط با متغیر آستانه‌ای مشخص می‌شود. یک فرض مناسب در این زمینه آن است که فرض شود توزیع پیشین r یک توزیع یکنواخت پیوسته است که کران‌های آن شامل مینیمم و ماکزیمم داده‌های سری زمانی x_t به صورت رابطه (۱۰) است:

$$r \sim U(\min . x_t, \max . x_t) \qquad (۱۰)$$

استفاده از توزیع یکنواخت در این حالت بدین خاطر است که هر زیرفاصله‌ای در بازه فوق (رابطه ۱۰)، برای آن‌که مقدار متغیر آستانه‌ای r را در برگیرد باید احتمال برابری داشته باشد و به نوعی ناکافی بودن دانش محققین درباره مقدار پیشین r در فضای پارامترها را بازتاب می‌کند. در مرحله

بعد، پیشین‌های مربوط به ضرایب $\phi_i\ (j);i=1,2,3$ را تعریف خواهیم کرد. بنا بر اهداف این مطالعه از پیشین‌های ناآگاهی بخش نرمال به صورت رابطه (۱۱) استفاده خواهد شد:

$$\phi_i \sim N(0,1000); i=1,2,3 \qquad (۱۱)$$

علت انتخاب میانگین صفر و واریانس ۱۰۰ برای توزیع پیشین ضرایب مدل در رابطه (۸) عدم اطلاع محقق از وضعیت واقعی که پارامترها می‌توانند داشته باشند، است. علاوه بر این، در انتخاب این نوع تابع پیشین فرض شده است که توزیع پیشین به متغیر آستانه‌ای x_{t-d} وابسته نیست. در نهایت، پیشین واریانس شرطی رابطه (۱۱) که برای هر وضعیت متفاوت است باید مشخص شود. برای تعیین پیشین این پارامتر به منظور راحتی محاسبات از تابع لوگ نرمال ناآگاهی بخش استفاده شده است (پرادو و وست[1]، ۲۰۱۰).

$$Log\,\sigma_j^{-2} \sim N(0,100); j=0,1 \qquad (۱۲)$$

۳-۳- روش تخمین بیزی

اساس استنباط‌های بیزی، قضیه بیز است. بر اساس این قضیه، احتمال پسین یک پیشامد متناسب با حاصل ضرب احتمال پیشین در لگاریتم راستنمایی تغییر می‌کند. بیان ریاضی قضیه بیز به صورت رابطه (۱۳) است:

$$p(\theta|y)=\frac{p(y|\theta)p(\theta)}{\int_{\Theta} p(y|\tilde{\theta})p(\tilde{\theta})d\tilde{\theta}}, \qquad (۱۳)$$

اجزاء تشکیل دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند عبارتند از:

- $p(\theta)$ احتمال حاشیه‌ایی θ است که احتمال پیشین[2] θ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر θ پیش از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پیشین در این عبارت نشان دهنده احتمال قبل از مشاهده از اطلاعات y است.

[1]. Prado and West (2010)
[2]. Prior Probability

- $p\left(\theta|y\right)$ احتمال شرطی θ به شرط داده‌های y است که احتمال پسین[1] θ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر θ پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پسین در این عبارت نشان دهنده احتمال بعد از مشاهده از اطلاعات y است.
- $p\left(y\,|\theta\right)$ احتمال شرطی داده‌ای y به شرط داده‌های θ است که تابع راستنمایی[2] نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.
- $\int_{\Theta} p\left(y\,|\tilde{\theta}\right)p\left(\tilde{\theta}\right)d\tilde{\theta}$ احتمال حاشیه‌ایی y را نشان می‌دهد و به عنوان یک ثابت نرمال‌ساز عمل می‌کند تا از این‌که $p\left(\theta|y\right)$ یک مقدار احتمالی باشد مطمئن شویم.

از آن‌جا که وجود عبارت $\int_{\Theta} p\left(y\,|\tilde{\theta}\right)p\left(\tilde{\theta}\right)d\tilde{\theta}$ معمولا برای بررسی ویژگی‌های توزیع پسین $p\left(\theta|y\right)$ ضروری نیست، قضیه بیز (رابطه (۱)) را می‌توان به‌صورت تناسب رابطه (۱۴) نوشت:

$$p\left(\theta|y\right)\propto p\left(y\,|\theta\right)p\left(\theta\right), \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، فرم $p\left(y\,|\theta\right)$ به فرض‌های توزیعی در مورد داده‌ها بستگی دارد، لذا به‌صورت تابعی از θ به ازای مقادیر ثابت داده‌ها نمایش داده می‌شود. این موضوع به معنای آن است که هر تابعی از θ همچون $L\left(\theta;y\right)$ به گونه‌ای است که $L\left(\theta;y\right)\propto p\left(y\,|\theta\right)$. بنابراین، می‌توان رابطه (۱۴) را به‌صورت رابطه (۱۵) نوشت:

$$p\left(\theta|y\right)\propto L\left(\theta:y\right)p\left(\theta\right), \qquad (۱۵)$$

عبارت $L\left(\theta;y\right)$ تابع راستنمایی نامیده می‌شود. رابطه (۱۵) توزیع احتمال مشترک داده‌های مشاهده شده و پارامترها یا $p\left(y,\theta\right)$ را نشان می‌دهد. این توزیع مشترک، مدل اقتصادسنجی بیزی[3] نامیده می‌شود. این رابطه نشان می‌دهد که در مدل اقتصادسنجی بیزی باورهای به روز شده

[1]. Posterior Probability
[2]. Likelihood Function
[3]. Bayesian Econometrics Model

(پسین)، با ترکیب اطلاعات پیشین و داده‌ها بر اساس قضیه بیز ساخته می‌شوند. بنابراین، برخلاف مدل‌های اقتصادسنجی کلاسیک که تنها تابع راستنمایی وجود دارد، در مدل اقتصادسنجی بیزی، علاوه بر تابع راستنمایی، $L\left(\theta;y\right)$، یک عامل اضافی برای مدل‌سازی وجود دارد. این عامل اضافی توزیع پیشین، $p\left(\theta\right)$ است (رستمی و مکیان، ۲۰۱۹).

۳-۴- روش‌های تقریبی یافتن توزیع پسین پارامترها

به طور کلی برای تخمین گشتاورهای توزیع پسین پارامترها، دو روش کلی بر مبنای شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکفی وجود دارد:

۱- الگوریتم متروپلیس- هیستینگز[1]

۲- الگوریتم نمونه‌گیری گیبس[2]

در پژوهش حاضر با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس توزیع پسین پارامترها و گشتاورهای آن شبیه‌سازی شده است.

۳-۵- روش شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکف (MCMC[3])

با استفاده از روش (MCMC) می‌توان از شبیه‌سازی‌های وابسته برای توزیع پسین استفاده کرد. تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک[4] بودن، توزیع مانا بدست خواهد داد، بدین معنا که به طور اساسی، با ادامه تکرارها دچار جهش، تغییر و تکامل نمی‌شود. همچنین توزیع مانا تحت تاثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد (مکیان و همکاران، ۲۰۱۸).

۴- نتایج تجربی

۴-۱- نتایج مربوط به نرخ ارز (ریال در برابر دلار)

در جدول شماره (۱) نتایج تخمین مدل SETAR(1) برای نرخ بازده ارز (ریال در مقابل دلار با تناوب ماهانه در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا آذرماه ۱۳۹۹) نشان داده شده است. نرخ بازده ارز به صورت $re_EX_t = Log\left(P_t / P_{t-1}\right)$ محاسبه شده است که در آن P_t نرخ اسمی ریال در برابر دلار

[1]. Metropolis–Hastings Algorithm
[2]. Gibbs Sampling
[3]. Markov Chain Monte Carlo
[4]. Ergodic

می‌باشد. نتایج این جدول با استفاده از الگوریتم نمونه‌برداری گیبس به ازای ۲۰۲۰۰ تکرار بدست آمده است که ۲۰۰ تکرار آن سوخت شده است. مقدار میانگین پسین متغیر آستانه‌ای δ برای نرخ بازده ارز برابر با ۲,۳ درصد است و فاصله اعتبار ۹۵ درصدی آن عبارت است از (۰,۰۲۰،۰,۰۲۳). به عبارت دیگر، به احتمال ۹۵٪ مقدار آستانه‌ای در این فاصله قرار می‌گیرد. متوسط پسین ضریب تعدیل به سمت وضعیت تعادل بلندمدت در رژیم ۱، $\phi_{1,1}$، (که بازده نرخ ارز کمتر از مقدار آستانه‌ای است) برابر با ۰,۳۱۷۹ است در رژیم ۲، ضریب تعدیل بلندمدت $\phi_{1,2}$ برابر است با ۰,۴۳۳۸. فاصله اعتبار ۹۵ درصدی ضرایب فوق در ستون آخر جدول ۱ نشان داده شده است. این نتایج نشان دهنده آن است که ضریب تعدیل در رژیم ۱ بزرگتر از رژیم ۲ است و بنابراین سرعت تعدیل در رژیم ۲ بالاتر است. انحراف استاندارد پسین ضرایب تعدیل در هر دو رژیم ۱ و ۲ به ترتیب برابر است با ۰,۰۷۱۳ و ۰,۱۴۶۸. بنابراین، تعدیل در رژیم ۲ با نااطمینانی بالاتری نسبت به رژیم ۱ صورت می‌پذیرد. این موضوع همچنین فاصله اعتبار نسبتا طولانی $\phi_{1,2}$ را نیز توضیح می‌دهد. فواصل اعتبار ضرایب تعدیل $\phi_{1,1}$ و $\phi_{1,2}$ شامل صفر نمی‌باشد که مانند حالت کلاسیک مبتنی بر معنی‌داری این ضرایب است.

جدول ۱: ضرایب مدل SETAR(1) بیزی برای نرخ ارز دلار

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اطمینان ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۰,۰۰۷۹	۰,۰۰۲۳	(۰,۰۰۳۴،۰,۰۱۲۳)
$\phi_{1,1}$	۰,۳۱۷۹	۰,۰۷۱۳	(۰,۱۷۷۳،۰,۴۵۶۷)
$\phi_{2,0}$	۰,۰۱۴۷	۰,۰۱۶۱	(-۰,۰۱۷۲،۰,۰۴۶۵)
$\phi_{2,1}$	۰,۴۳۳۸	۰,۱۴۶۸	(۰,۱۴۲۷،۰,۷۲۴۴)
r	۰,۰۲۲۳	۰,۰۰۰۶	(۰,۰۲۰۸،۰,۰۲۳۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

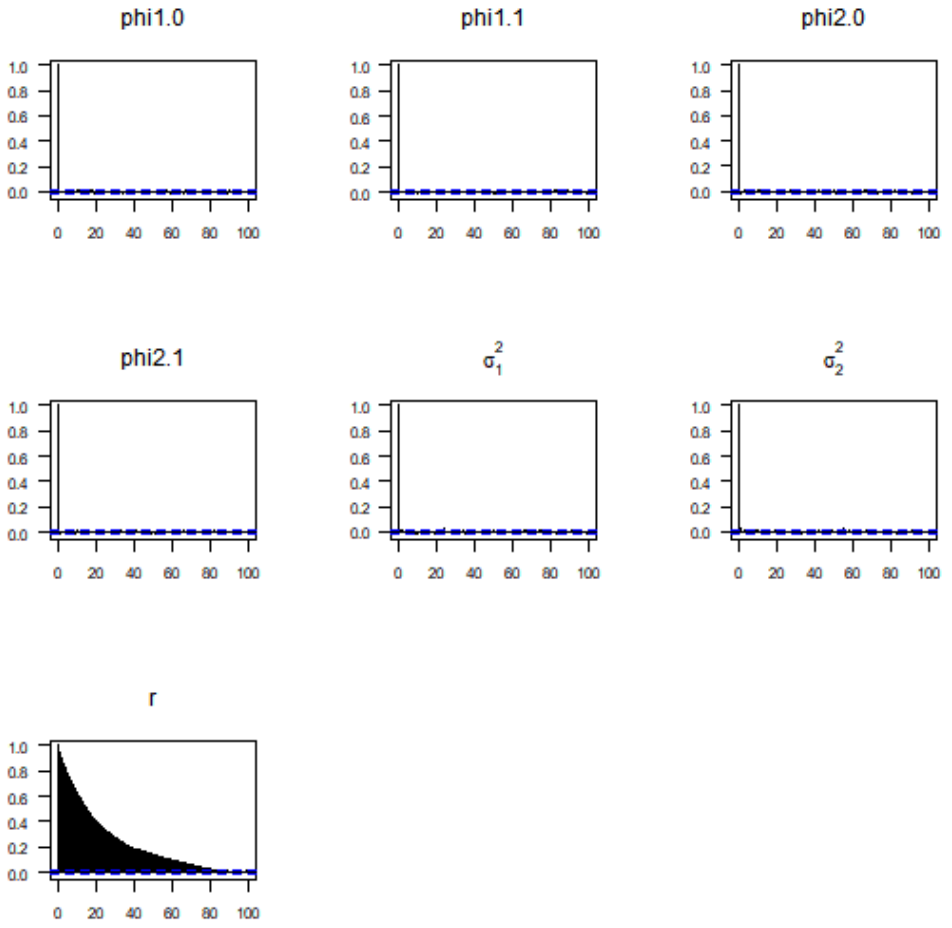
همچنین در جدول ۲ واریانس پسین متناظر با هر رژیم نشان داده شده است:

جدول ۲: واریانس‌های دو رژیم در مدل SETAR(1) بیزی برای نرخ ارز دلار

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اطمینان ۹۵٪
σ_1^2	۰,۰۰۰۷	۰,۰۰۰۱	(۰,۰۰۰۶،۰,۰۰۰۹)
σ_2^2	۰,۰۰۹۴	۰,۰۰۱۹	(۰,۰۰۶۴،۰,۰۱۳۷)

مأخذ:یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۲، زمانی که نرخ ارز کمتر از مقدار پسین آستانه‌ایی r است تغییرپذیری آن به شدت کمتر است از زمانی که نرخ ارز بیشتر است از مقدار آستانه‌ایی (واریانس در رژیم دو بیشتر از واریانس در رژیم یک است). به عبارتی دیگر، تعدیل در رژیم یک به سمت مسیر تعادل بلندمدت بسیار مطمئن‌تر از تعدیل به سمت مسیر بلندمدت در رژیم دو است. زیرا تغییرپذیری در شرایط افزایش نرخ ارز بسیار زیاد است. در نمودار (۱) خودهمبستگی مقادیر شبیه‌سازی شده تخمین پسین پارامترهای مدل در دو رژیم نشان داده شده است:

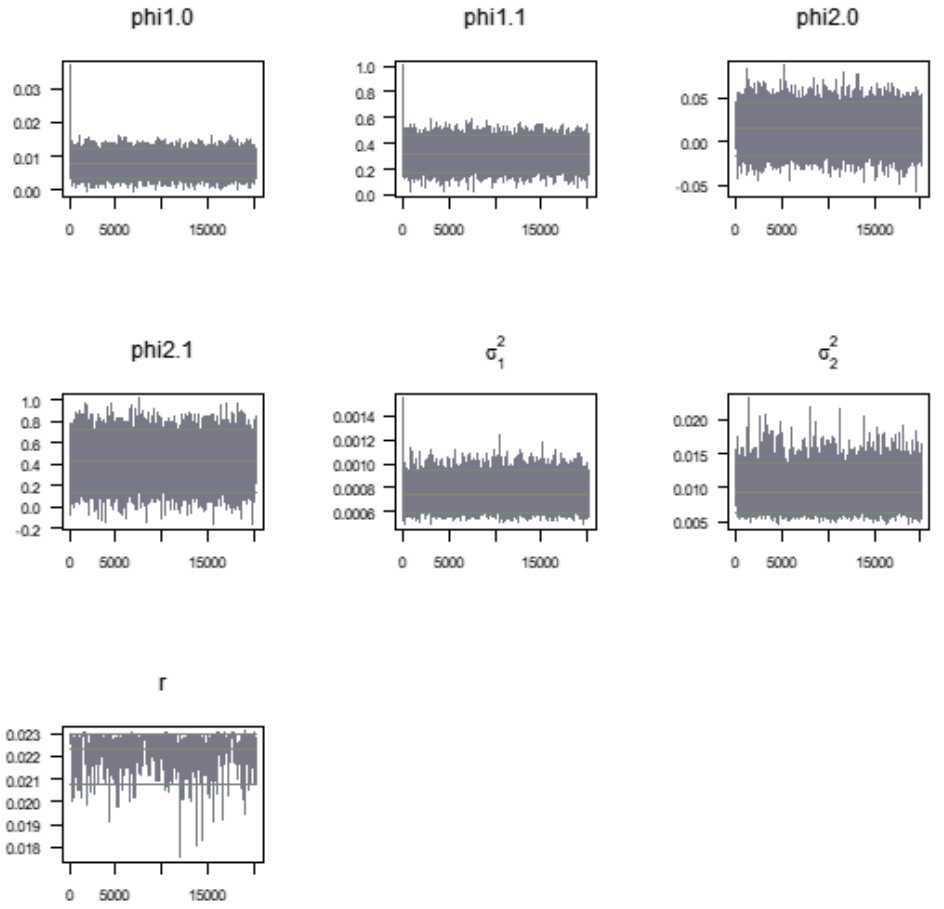


مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: خودهمبستگی ضرایب پسین در هر دو رژیم ۱ و ۲

نتایج نمودار ۱ نشان دهنده آن است که خودهمبستگی مقادیر شبیه‌سازی شده برای تمام پارامترهای الگو به سرعت به سمت صفر می‌گراید. بنابراین، با نمونه‌ای مناسب از مقادیر برای شبیه‌سازی توزیع پسین پارامترها مواجه هستیم و نیازی به افزایش حجم شبیه‌سازی نیست.

همچنین در نمودار (۲) منحنی‌های اثر مربوط به تمام پارامترهای پسین مدل مورد استفاده در این پژوهش نشان داده شده است:



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: نمودارهای اثر مربوط به پارامترهای الگوی SETAR(1)

بر اساس یافته‌های مشاهده شده در منحنی اثر مربوط به تمامی پارامترها، هیچ الگوی منظمی در مقادیر شبیه‌سازی شده پارامترها مشاهده نمی‌شود و لذا پایداری این ضرایب تایید می‌گردد.

بنابراین، نتایج الگوی بیزی SETAR(1) بکار گرفته شده در این پژوهش از نظر معیارهای آماری معتبر می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری و راهبرد سیاستی

نرخ ارز به عنوان یک متغیر قیمتی نقش بسیار اساسی در عملکرد یک اقتصاد ایفا می‌کند. به طوری که این مسأله در برخی از کشورهای جهان سوم، ثبات مالیه بین‌الملل را تحت تأثیر قرار داده است. لذا، در سال‌های اخیر توافقی بوجود آمد که در کشورهای در حال توسعه، پیگیری اهداف مربوط به سیاست‌های ارزی باید به گونه‌ای باشد که از مقاطع طولانی انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ ارز اجتناب شود. بنابراین می‌توان ادعا نمود، در صورتی که نرخ ارز کمتر یا بیشتر از مقدار تعادلی آن در بلندمدت باشد، بر سایر عوامل اقتصادی نظیر رشد اقتصادی، تأثیرگذار خواهد بود و نحوه اثرگذاری آن بسته به نوع انحراف نرخ ارز از میزان تعادلی آن است. همچنین، هرگونه تغییر در قیمت ارز از طریق تغییر در قیمت نسبی کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی، سبب تغییر در قدرت رقابت‌پذیری محصولات داخلی و افزایش یا کاهش حجم صادرات و واردات کشور می‌شود. مرور نوسانات نرخ ارز طی چند دهه اخیر مبین آن است که در ایران بواسطه سیاست‌های متفاوتی که در زمینه نرخ ارز وجود داشته است؛ اعمال نرخ‌های چندگانه ارز و سیاست تثبیت نرخ ارز، یکسان‌سازی نرخ ارز بجز در اوایل دهه ۸۰، درست اجرا نشده است. این در حالی است که، یکی از اثرات جانبی یکسان‌سازی نرخ ارز و در نتیجه افزایش شفافیت در اقتصاد، ایجاد فضایی روشن و قابل اعتماد برای سرمایه‌گذاران خارجی جهت ورود به بازار داخلی ایران است. همچنین، ثبات نرخ ارز سبب برنامه‌ریزی بلندمدت فعالان اقتصادی جهت تولید شده و از افزایش ناگهانی قیمت ماشین‌آلات و کالاهای واسطه‌ای که نتیجه نوسانات نرخ ارز است جلوگیری می‌کند. در این پژوهش، بر مدل‌سازی پویایی‌های نرخ بازده ارز با استفاده از الگوهای غیر خطی بیزی تمرکز شده است. به این منظور از داده‌های غیر رسمی نرخ ارز برابری ریال ایران در مقابل دلار آمریکا استفاده شد. از الگوی غیر خطی SETAR استفاده شد. نتایج این پژوهش که با استفاده از روش بیزین بدست آمده است حاکی از آن می‌باشد که دو رژیم ارزی وجود دارد که پارامتر تعدیل نرخ ارز در آن به سمت تعادل با احتمال ۹۵ درصد در رژیم ۱ در فاصله (۰,۱۷۷۳،۰,۴۵۶۷) قرار خواهد گرفت که با توجه به انحراف استاندارد پسین این ضریب (S.Dev =۰,۰۷۱۳) بسیار کوچک است. همچنین همین پارامتر با احتمال ۹۵ درصد در رژیم ۲ در فاصله (۰,۱۴۲۷،۰,۷۲۴۴) که فاصله‌ایی نسبتاً طولانی است قرار خواهد گرفت. نتایج این پژوهش

نشان داد که این موضوع به دلیل تغییرپذیری بالای نرخ ارز در رژیم ۲ است. علاوه بر این، تعدیل در رژیم یک به سمت مسیر تعادل بلندمدت، بسیار مطمئن‌تر از تعدیل به سمت مسیر بلندمدت در رژیم دو است چرا که تغییرپذیری در شرایط افزایش نرخ ارز بسیار زیاد است. در نهایت نتیجه حاصل از این پژوهش نشان داد که رژیم انبساطی ارزی (رژیم ۱) نسبت به رژیم ملایم ارزی (رژیم ۲) از انحراف از استانداردهای رژیمی بالاتری برخوردار است که حاکی از تلاطم ارزی بالا در این رژیم و عدم قطعیت بیشتر است، بنابراین استفاده از رژیم ۱، شرایط را برای رشد اقتصادی مناسب در آینده فراهم می‌نماید. شایان ذکر است که این نتایج تنها با استفاده از شیوه بیزی قابل دست‌یابی می‌باشد و یافته‌های این مطالعه اهمیت استفاده از این شیوه را در جهت اکتشاف مسیرهای تعادلی نرخ ارز در ایران نشان می‌دهد.

Referernces

Aixalá, J. Fabro, G. & Gadea, M. D. (2019). "Exchange Rates and Prices in Spain during the Gold Standard (1868-1914): A Test of Purchasing Power Parity". Applied Economics Letters **13**: 1-5.

Algieri, B. & Bracke, T. (2007). *Patterns of Current Account Adjustment Insight from Past Experience*, European Central Bank.

Arsalan, Y. Kilinc, M. Turhan, M, I. (2015). "Global Imbalences, Current account Rebalancing and Exchange Rate Adjuatments". Journal of Policy Modeling **37**(2): 324-341. http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.02.002.

Asghari, M. Haghighat, A. Nonejad, M. & Zare, H. (2019). "The Study of Exchange Rate Dynamics in Iran by Using Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Models". Economic Modeling **13**(46): 171-192. [In Persian].

Avdjiev, S. Bruno, V. Koch, C. & Hyun, S. (2018). "The Dollar Exchange Rate as a Global Risk Factor: Evidence from Investment". *Bank for International Settlement. Paper prepared for the IMF 18th Jacques Polak Annual Research Conference*.

Bahmani-Oskooee, M. (2005). "History of the Rial and Foreign Exchange Policy in Iran". Iranian Economic Review **10**(14): 1-20.

Begovic, S. & Kreso, S. (2017). "The Adverse Effect of Real Effective Exchange Rate Change on Trade Balance in European Transitions Countries". Original Scientific Paper **35**(2): 277-299.

Cardoso, A. (2017). "The Impact of Chinese Exchange Policy on Foreign Trade with the European Union". Brazilian Journal of Political Economy **4**(149): 870-893. http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572017v37n04a12.

Chkir, I. Guesmi, K. Brayek, A. B. & Naoui, K. (2020). "Modelling the Nonlinear Relationship between Oil Prices, Stock Markets, and Exchange Rates in Oil-Exporting and Oil-Importing Countries". Research in International Business and Finance 54: 101274.

Chou, K. W. (2019). "Re-examining the Time-varying Nature and Determinants of Exchange Rate Pass-through into Import Prices". The North American Journal of Economics and Finance **49**: 331-351.

Cipra, T. (2020). *Time Series in Economics and Finance*, Springer.

Dadgar, Y. & Nazari, R. (2015). "Evaluation of Financial Development Indicators in Iran". Sixth Conference on Development of Financing System in Iran, Tehran. [In Persian].

Flassbeck, L. (2018). "Exchange Rate Determination and the Flaws of Mainstream Monetary Theory". Brazilian Journal of Political Economy **1**(150): 99-114. http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572018v38n01a06.

Geravis, O. Schembri, L. & Suchanek, L. (2015). "Current Account Dynamics, Real Exchange Rate Adjustment and the Exchange Rate

Regimein Emerging Market-Economics". Journal of Development Economics **119**(C): 86-99.

Ghysels, E. & Marcellino, M. (2018). *Applied Economic Forecasting using Time Series Methods*, Oxford University Press.

Hosseini, H. and Hosseini, V. (2015). "Analysis of Purchasing Power Parity Index". The Second International Future Research Conference. *Management and Economic Development*. 27 [In Persian].

Hutchision, M. (2011). *Currency Crises*, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Jafari Samimi, A. Alimoradi, M. Bayat, N. & Elmi, S. (2010) "Exchange Costs and Non-Linear Adjustment of the Real Exchange Rate Using the STAR Model (Case Study of Iran)". Economic Research and Policy **18**(53): 5-24 [In Persian].

Jalali Naeini, A. & Naderian, M. A. (2016). "Monetary and Exchange Rate Policy in an Oil Exporting Economy: The Case of Iran". Journal of Monetary & Banking Research **9**(29): 327-372 [In Persian].

Kamalian, A. R. Valadkhani, A. & Nameni, M. (2011). "How Can Iran's Black Market Exchange Rate be Managed". Journal of Economic Studies **38**(2): 186-202.

Khaloui, M. Farzam, V. & Ansari Nesab, M. (2014). *Testing the Theory of Purchasing Power Parity in the Parity of Iran's Currency with Selected Currencies from Neighboring Trading Partners*, Master's Thesis, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Faculty of Economic Sciences [In Persian].

Lambertini, L. & Tavares, J. (2003). "Exchange Rate and Fiscal Adjustments: Evidence from the OECD and Implications for EMU". Contributions in Macroeconomics **5**(1): 1-30.

Lothian, J. R. (2016). "Purchasing Power Parity and the Behavior of Prices and Nominal Exchange Rates across Exchange Rate Regime". Journal of International Money and Finance **69**(c): 5-21. http://dx.doi.org/doi: 10.1016/j.jimonfin.2016.06.015.

Mahmodzadeh, M. & Sadeghi, S. (2017). "Optimal Exchange Regim for Iranian Economy: DSGE Approach". Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi) **52**(1): 139-162 [In Persian].

Makiyan, S. N. Rostami, M. Farhadi, D. & Zabol, M. A. (2018). "Heterogeneous Effect of Unemployment on Crime in Iran: Hierarchical Panel Bayesian-Poisson Approach". Iranian Journal of Economic Research **23**(76): 137-158 [In Persian].

Ming, Ch. L. & Morley, J. (2015). "Beysian Analysis of Nonlinear Exchange Rate Dynamics and Purchasing Power Parity Persistence Puzzle". Journal of International Money and Finance **51**: 285-302.

Nakajima, J. (2013). "Stochastic Volatility Model with Regime-Switching Skewness In Heavy-Tailed Errors For Exchange Rate Returns". Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics **17**(5): 499-520.

Nasrallahi, Kh. Moghadas Far, S. & Mostolizadeh, M. (2013). "Determining the Equilibrium Exchange Rate and the Effect of its Deviations from the Real Rate on the Four Sectors of Iran's Economy". Economic Journal **13**(19): 5-22 [In Persian].

Pourshahabi, F. & Dahmardeh, N. (2014). "The Effects of Economic Sanctions and Speculative Attacks on Inflations". Iranian Economic Review (IER) **18**(3): 45-67.

Prado, R. & West, M. (2010). *Times Series: Modelling, Computation, and Inference*, CRC/Chapman & Hall, Boca Raton, FL.

Rostami, M. & Makiyan, S. N. (2019). "Bayesian Unit Root Test with Outliers Observations: The Case of Daily Returns of 50 Active in Tehran Stock Exchange Companies". Journal of Econometric Modelling **4**(3): 59-86 [In Persian].

Saldaña-Zepeda, D. P. Velasco-Cruz, C. & Torres-Preciado, V. H. (2020). "Mexican Peso-USD Exchange Rate: A Switching Linear Dynamical Model Application". International Economics **162**: 80-91. DOI:10.1016/j.inteco.2020.01.001.

Solanes, J. G. Flores, T. F. & Monedero, I. R. (2016). "Exchange Rate and Macroeconomic Adjustment in Southern Eurozone Countries". Economic Systems **41**(4): 639-650.

Tsay, R. S. (1986). "Nonlinearity Tests for Time Series". Biometrika **73**(2): 461-466.

Vartabian Kashani, H. (2014). "The Analysis of Exchange Rate Volatilities during (2010-2012)". Journal of Fiscal and Economic Policies **1**(4): 131-154 [In Persian].

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 275-301.

Nonlinear Exchange Rate Dynamics in Iran using the Bayesian Nonlinear Method

Sara Mohtashami[1]

Received: 23-03-2021 Accepted: 02-08-2021

Introduction: Exchange rate is a measure of the equality of a country's currency against the currencies of other countries. It indicates the measurement of that country's economic situation in comparison with other countries. In the framework of conventional economic theory, the exchange rate system refers to the mechanism of determining the exchange rate through market forces exerted on the supply and demand.

The purpose of this study is to understand the dynamics governing the exchange rate behavior using nonlinear models. By understanding the exchange rate dynamics, one can recognize its unusual and worrying behavior over time and apply the necessary policies accordingly.

Methodology: The baseline linear model used in this study is a finite-order autoregressive (AR) model with relation (1):

$$\phi(B)(y_t - \mu) = \eta_t \qquad ;\eta_t \sim N(0, \sigma^2) \tag{1}$$

In the real logarithm of the real exchange rate, the interrupted polynomials are placed in the roots of ϕ (z) = 0 on or outside a single circle. The roots outside the unit circle mean that PPP remains stable in the long run.

Regime change regression

Two-mode TAR (2) models are defined as follows:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1} x_{t-1} + \phi_{1,2} x_{t-2} + \sigma_1^2 a_t & R1 \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1} x_{t-1} + \phi_{2,2} x_{t-12} + \sigma_2^2 a_t & R2 \end{cases} \tag{2}$$

In the above relation, there is a sequence of white noises with mean zero and variance 1. In this model, it is assumed that the variance in each regime is different from that in the other regimes. In order to complete the above definition, the R1 and R2 regimes need to be described more precisely. It depends on how each regime changes over time.

Introducing the Bayesian model

In order to estimate the Bayesian SETAR, we assume that the exchange rate variable has a normal distribution.

[1]. Ph.D Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran
Email: Sara.mohtashami92@gmail.com

$$x_t \sim N(\mu_t, \sigma_j^{-2}) \qquad (3)$$
$$\mu_t = \phi_{0,j} + \phi_{1,j} x_{t-1} + \phi_{2,j} x_{t-2} + a_t(j)$$

In the SETAR model, the regime change is defined as a discrete variable as follows:

$$j = 1 \Rightarrow x_{t-d} - r < 0$$
$$j = 2 \Rightarrow x_{t-d} - r \geq 0$$

In the next step, in order to have a Bayesian estimate, we need to specify the backgrounds of the model coefficients and the other parameters. An appropriate assumption in this regard is to assume that the anterior distribution r is a continuous uniform distribution whose boundaries include the minimum and maximum time series data as follows:

$$r \sim U(\min.x_t, \max.x_t)$$

In the next step, we will define the backgrounds for the coefficients. According to the objectives of this study, we will use the background for the ignorance of the normal part as follows:

$$\phi_i \sim N(0,1000); i = 1,2,3$$

Bayesian estimation method

The basis of Bayesian inferences is Bayesian theorem. According to this theorem, the posterior probability of an event varies according to the product of the previous probability in the logarithm of the orthogonality. In mathematical terms, Bayes' theorem is as follows:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{\int_{\Theta} p(y|\tilde{\theta})p(\tilde{\theta})d\tilde{\theta}},$$

Results and Discussion: Table 1 reports the results of the SETAR model estimation for the exchange rate return (Rials against the dollar with the monthly rotation in the period from 2004 to December 2020). The validity intervals of the coefficients are adjusted and do not include zero, which, like the classical case, is based on the significance of these coefficients.

Table 1. Bayesian SETAR model coefficients (1) for the dollar exchange rate

Coefficients	Posterior average	Posterior standard deviation	95% confidence interval
$\phi_{1,0}$	0,0079	0,0023	(0,0034;0,0123)
$\phi_{1,1}$	0,3179	0,0713	(0,1773;0,4567)
$\phi_{2,0}$	0,0147	0,0161	(-0,0172;0,0465)
$\phi_{2,1}$	0,4338	0,1468	(0,1427;0,7244)
r	0,0223	0.0006	(0,0208;0,0230)

Table 2. Variances of the two regimes in the Bayesian SETAR (1) model for the dollar exchange rate

Coefficients	Posterior average	Posterior standard deviation	95% confidence interval
σ_1^2	0/0007	0/0001	(0,0006;0,0009)
σ_2^2	0/0094	0/0019	(0,0064;0,0137)

According to the results of Table (2), when the exchange rate is lower than the latter value of thresholds, its variability is much less than when the exchange rate is higher than the threshold value (variance in regime 2 is greater than that in regime 1)

Figure (1) shows the autocorrelation of the simulated values in the latter estimation of the model parameters in the two regimes.

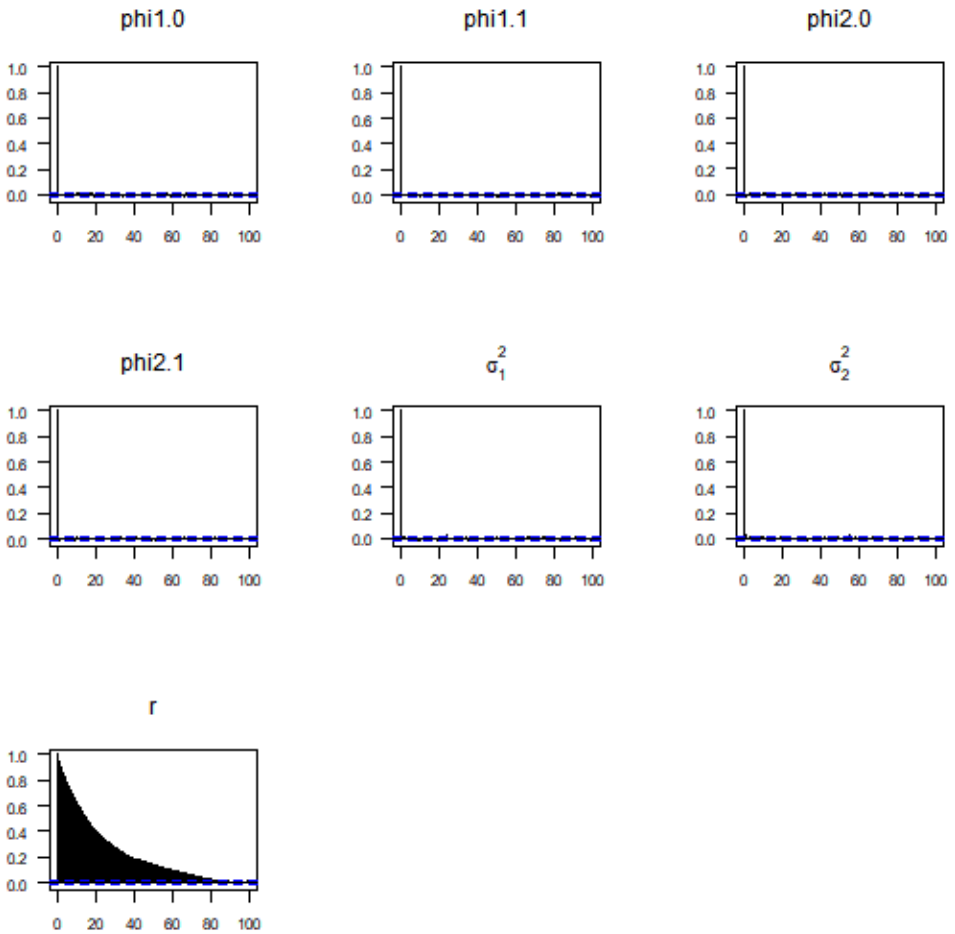


Figure 1. Autocorrelation of the posterior coefficients in both regimes 1 and

The results in Figure 1 show that the correlation of the simulated values for all the model parameters rapidly decreases to zero. Therefore, we are faced with a suitable sample of values to simulate the posterior distribution of the parameters. There is also no need to increase the simulation volume.
Figure (2) shows the effect curves of all the later parameters of the model used in this research:

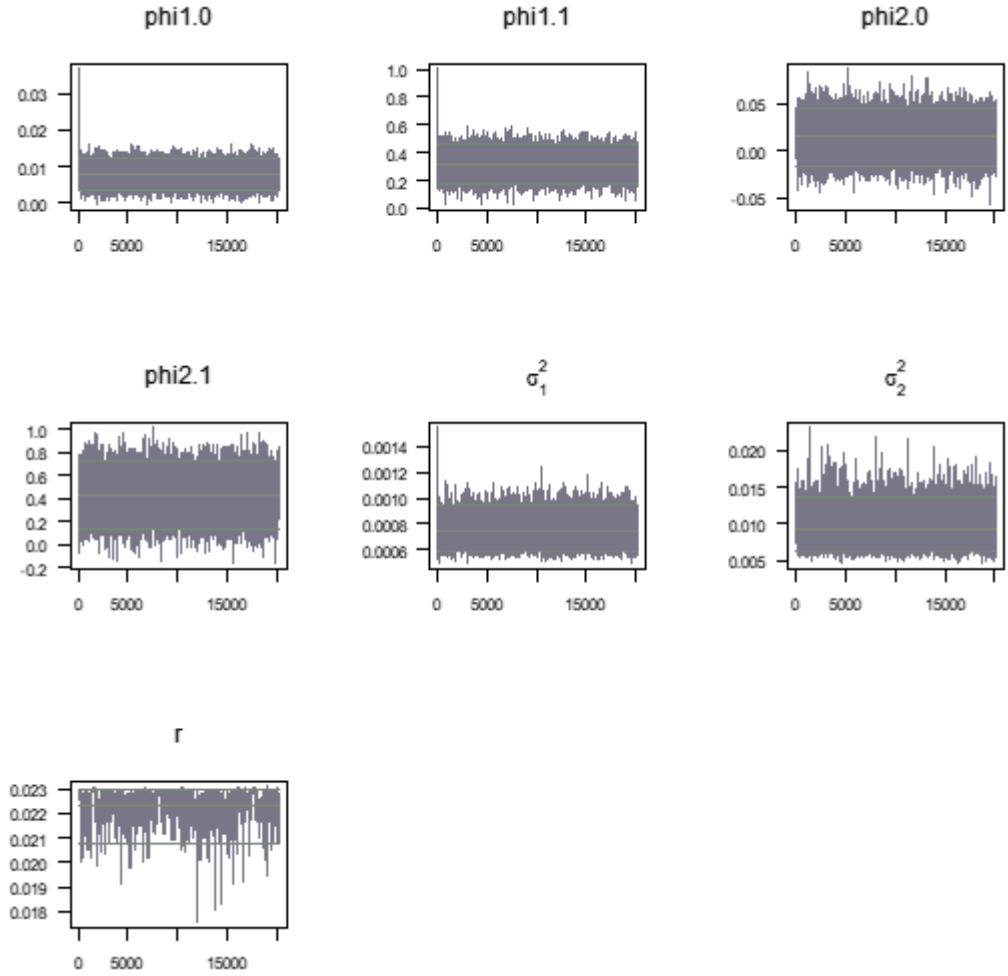


Figure 2. Effect diagrams for the SETAR pattern parameters (1)

Based on the findings about the curve of the effect related to all the parameters, no regular pattern exists in the simulated values of the parameters. Therefore, the stability of these coefficients is confirmed, and the results of the Bayesian model SETAR (1) used in this study are statistically valid.

Conclusion: The exchange rate as a price variable plays a very important role in the performance of an economy. The results of this study indicate that there are two exchange regimes in which the exchange rate adjustment parameter will be in equilibrium with a 95% probability in regime 1 (0.1773,0.4567). This is very small due to the deviation of the latter standard of this coefficient (S. Dev = 0.0713). Also, the same parameter with a 95% probability in regime 2 will be at the distance (0.1427, 0.7244), which is a relatively long distance. The results showed that this is due to the high volatility of the exchange rate in regime 2. In addition, the adjustment in the first regime to the long-term equilibrium path is much safer than the adjustment to the long-term path in the second regime because the variability in the conditions of the exchange rate increase is very high. Finally, the results of this study showed that the expansionary exchange rate regime (regime 1) has a deviation from higher regime standards than the mild exchange rate regime (regime 2), which indicates high currency fluctuations in this regime and more uncertainty. So, using regime 1 provides the conditions for a proper economic growth in the future.

Keywords: Currency market, Business approach, Currency regimes.
JEL classification: C22, C49, C58.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۳۳۸-۳۰۳

نااِطمینانی درآمد نفت و نابرابری توزیع درآمد با تأکید بر نقش تحریم‌ها در اقتصاد ایران

طاهره جهانی[۱]
پروانه سلاطین[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۲۸

چکیده

بهبود توزیع درآمد به عنوان یکی از مولفه‌های توسعه اقتصادی از جمله اهداف دولت، خصوصاً در سال‌های پس از انقلاب اسلامی به شمار می‌رود. با توجه به وابستگی بودجه دولت به عایدات نفتی و سهم بالای یارانه‌ها در بودجه سالانه، نوسانات بازار جهانی نفت، تحریم‌های اعمال شده بر این حوزه و به دنبال آن بروز نااطمینانی در تحقق درآمدهای نفتی، بودجه دولت و نحوه توزیع درآمد را متأثر ساخته است. در این مطالعه به منظور بررسی تأثیرگذاری سرریز تکانه‌های (اخبار خوب و بد) بازار نفت و تحریم‌ها، همچنین تاثیر نااطمینانی این بخش بر شاخص نابرابری توزیع درآمد از مدل VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK در بازه زمانی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۸:۴ استفاده گردیده است. نتایج نشان داد که تکانه‌های مثبت درآمد نفت منجر به بهبود توزیع درآمد در کوتاه‌مدت شده است. علاوه بر شاخص توزیع درآمد وجود اثرات (خودی) نامتقارن تکانه‌ها (اخبار خوب و بد) بر تلاطم سایر متغیرها (شامل تورم، رشد اقتصادی و شاخص تحریم) نیز مورد تأیید قرار گرفته است. بعلاوه شاخص نابرابری توزیع درآمد نسبت به سرایت تلاطم کلیه متغیرها حساس است. به نحوی که افزایش تلاطم در هر یک از متغیرها موجبات افزایش بی‌ثباتی توزیع درآمد را فراهم نموده است.

واژگای کلیدی: نابرابری درآمدی، نااِطمینانی درآمد نفت، تحریم، اثرات نامتقارن.

[۱]. دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان، هیات علمی مدعو، گروه مدیریت و حسابداری، موسسه اموزش عالی رحمان، رامسر، ایران T64.jahani@gmail.com

[۲]. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، گروه اقتصاد، فیروزکوه (نویسنده مسئول)
par_salatin@yahoo.com

۱- مقدمه

نفت خام به عنوان مهمترین حامل انرژی بر فعالیت‌های تولیدی تاثیرگذار است و نقش حیاتی در سیاست‌های اقتصادی ایفا می‌کند (عباسی نامی، ۱۴۰۰). درآمدهای حاصل از فروش نفت، برای کشورهای صادرکننده آن، منبع بسیار مهمی از درآمدهای مالی و ارزی دولت را تشکیل می‌دهد. وابستگی این درآمدها به قیمت نفت در بازار جهانی و به عبارتی برون‌زا بودن آن را می‌توان دلیلی بر بروز نااطمینانی و بی‌ثباتی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دانست؛ از این رو هرگونه نااطمینانی در بازار جهانی نفت منجر به بروز عدم تعادل و حتی بحران می‌شود؛ مگر آن که سیاست‌های صحیحی در مواجهه با این نااطمینانی‌ها از سوی دولت‌ها اتخاذ شود؛ در واقع نااطمینانی درآمدهای نفتی منجر به کاهش برگشت ناپذیر سرمایه‌گذاری می‌گردد و به سبب باز توزیع درآمد میان کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، منجر به تغییر در رشد اقتصادی می‌شود (بیدآباد و پیکارجو، ۱۳۸۶). از این رو مطالعه نااطمینانی درآمدهای نفتی و چگونگی تأثیرگذاری آن بر متغیرهای کلان اقتصادی خصوصا توزیع درآمد حائز اهمیت است. نااطمینانی درآمدهای نفتی فعالیت‌های تولیدی بنگاه‌ها را از طریق تغییر در هزینه تولید تحت تأثیر قرار می‌دهد. در واقع هزینه انرژی بالاتر منجر به کاهش سود کسب و کارها و درآمد واقعی خانوارها می‌شود که خود می‌تواند بر توزیع درآمد موثر باشد. نااطمینانی درآمدهای نفتی، با تأثیرگذاری بر بودجه دولت می‌تواند تقاضای کل را تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر با توجه به این که درآمدهای نفتی در اختیار دولت قرار می‌گیرد و نظارت ضعیفی بر عملکرد آن وجود دارد، می‌تواند از این رانت استفاده نموده و اثر جانشینی را تقویت و بخش خصوصی را تضعیف نماید. در واقع وجود درآمدهای نفتی بحث دولت رانتیر را مطرح می‌نماید و با توجه به قرار داشتن این رانت در اختیار حاکمیت، از طریق استقلال دولت از پیکره اجتماع، ایجاد مانع در مسیر توسعه سیاسی و تضعیف توان استخراجی، بر عملکرد دولت تأثیرگذار است (رضایی و همکاران، ۱۳۹۴). نااطمینانی درآمدهای نفتی سبب کاهش سرمایه‌گذاری، کاهش اشتغال و توزیع نابرابر درآمد می‌گردد (روسو و ایلمازکودای[1]، ۲۰۰۹). در این راستا دیجان و جاسمینا[2] (۲۰۲۲) نشان دادند که در بحران‌های عمیق اقتصادی، افزایش نااطمینانی قیمت نفت، بازدهی را کاهش می‌دهد و سبب وسعت رکود اقتصادی می‌شود. در مقابل زمانی که اقتصادها توسعه می‌یابند، نااطمینانی قیمت

[1]. Rousseau & Yilmazkuday (2009)
[2]. Dejan & Jasmina (2022)

نفت، تاثیری بر بازدهی ندارد. باسو و باندیک[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای نشان دادند که نااطمینانی موجب کاهش در تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود و در نتیجه بر توزیع درآمد موثر است. هرچه درآمدهای نفتی به میزان بیشتری افزایش یابد و نوسانات آن بیشتر باشد، اهمیت مدیریت درآمدهای حاصله بیشتر می‌شود (زارعی و همکاران، ۱۴۰۰). مطالعات نشان می‌دهد کشورهایی که فروش منابع طبیعی سهم بالایی از صادرات آن‌ها را تشکیل می‌دهد در مقایسه با دیگر کشورها به میزان دو تا سه برابر نوسان بیشتری در تجارت خارجی‌شان تجربه می‌نمایند. ثروت نفت با ایجاد نوسانات اقتصادی در کشورهای صادرکننده این محصول از دو کانال ایجاد شوک‌های اقتصادی و بی‌ثبات نمودن درآمدهای دولت به فقرا آسیب می‌رساند و نابرابری توزیع درآمد را بیشتر می‌نماید (سینها و لیپتن[2]، ۱۹۹۹). مطالعات بسیاری از محققان نظیر فام و هودلر[3] (۲۰۱۰)، بتاچاریا و ویلیام‌سون[4] (۲۰۱۶) نشان می‌دهد علیرغم وفور منابع نفتی و افزایش درآمدهای دولت از محل عایدات آن در کشورهای دارای ذخایر نفتی، به دلیل کم توجهی دولت‌ها به درآمدهای مالیاتی به سبب اتکای بیش از حد به درآمدهای نفتی، عدم ارتباطات قوی میان صنایع مرتبط با نفت و سایر بخش‌های اقتصادی، فقدان تاثیرگذاری مناسب این بخش بر اشتغال و جهت‌گیری هزینه‌های عمومی به سمت طبقات ثروتمند، نابرابری درآمدی در این جوامع تشدید می‌گردد. در مقابل مطالعات هووی و آتاخانوا[5] (۲۰۱۴) و کیم و لین[6] (۲۰۱۷) در کشورهای توسعه‌یافته حاکی از آن است کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد از طریق افزایش هزینه‌های انتقالی و یارانه‌های هدفمند از محل منابع افزایش درآمد انرژی موجب ارتقاء شاخص‌های سلامت و آموزش گردیده است. از دیدگاه هاسمن و گاوین[7] (۱۹۹۶) شدت نابرابری توزیع درآمد در اقتصادهایی با نوسانات زیادتر در مقایسه با سایر اقتصادها، بیشتر است (نوفرستی و محمدی، ۱۳۸۸). در این راستا نتایج مطالعه جعفری و شایگان مهر (۱۴۰۰) در گروه کشورهای در حال توسعه غنی از منابع نفت (شامل ایران) نشان داد که وابستگی به نفت به افزایش نابرابری درآمدی منتهی شده است. الوارودو و همکاران[8] (۲۰۲۱) و اپرجیس و کاتسایتی[9] (۲۰۱۸) تشریح نمودند

1. Basu & Bundick (2017)
2. Sinha & Lipton (1999)
3. Fum & Hodler (2010)
4. Bhattacharyya & Williamson (2016)
5. Howie & Atakhanova (2014)
6. Kim & Lin (2017)
7. Hausmann & Gavin (1996)
8. Alvarado (2021)
9. Apergis & Katsaiti (2018)

که وابستگی به نفت به افزایش فقر منتهی می‌گردد. نتایج مطالعه کیم و همکاران[1] (۲۰۲۰) حاکی از آن است که وابستگی به نفت به افزایش نابرابری درآمدی در ۸ کشور عضو اوپک منتهی شده است. آموزگار[2] (۱۹۹۹) با بررسی عملکرد ۱۳ عضو سازمان کشورهای صادرکنندگان نفت تشریح نمود که افزایش درآمد نفت به افزایش درآمد سرانه و افزایش نابرابری درآمد در این کشورها منتهی شده است. راس[3] (۲۰۰۱) نشان داد که شاخص فقر در اقتصادهای انرژی محور نسبت به دیگر اقتصادها با همان سطح درآمد سرانه، پایین‌تر است.

جرجرزاده (۱۳۹۰) نشان داد که بین فقر و منابع طبیعی در اقتصاد ایران ارتباطی وجود ندارد. قربانی و همکاران (۱۳۹۶) تشریح نمودند که درآمدهای نفتی، تأثیر منفی و معنی‌دار بر روی ضریب جینی دارد. در ایران صادرات و بودجه دولت به شدت به درآمد نفت متکی است به طوری که هر تکانه‌ای به بازار جهانی نفت، بودجه دولت و ساختار اقتصاد را به شدت متأثر می‌سازد (گزارش صندوق بین‌المللی پول[4]، ۲۰۱۷). بنابراین نقش پررنگ درآمدهای نفتی در ساختار بودجه دولت و برنامه‌های تأمین اجتماعی، اقتصاد ایران را از دیگر اقتصادها متمایز ساخته است.

در ایران در صورت افزایش قیمت نفت از قیمت پیش‌بینی شده، ارز حاصل از درآمد نفتی به حساب ذخیره ارزی واریز می‌شود. در صورت نبود تقاضای کافی برای ارز در قیمت تعیین شده، بانک مرکزی مجبور به خرید ارز می‌شود. این سیاست سبب افزایش خالص دارایی خارجی بانک مرکزی و افزایش پایه پولی می‌شود. همچنین در صورت کاهش قیمت نفت چون هزینه‌های دولت کاهش نمی‌یابد کسری بودجه ایجاد می‌شود و دولت به ناچار باید از بانک مرکزی استقراض نماید، از این رو خالص بدهی دولت به بانک افزایش می‌یابد و این موضوع سبب افزایش پایه پولی می‌شود. بنابراین، تحت شرایط افزایش یا کاهش قیمت نفت، سیاست‌های مالی سبب افزایش حجم پول، حجم نقدینگی و تورم می‌شوند که بر توزیع درآمد موثر می‌باشند (عرفانی و چرم‌گر، ۱۳۹۲). با گذشت هفت دهه برنامه‌ریزی توسعه‌ای همچنان بودجه اقتصاد ایران به نفت وابسته است. مشکلات ناشی از اقتصاد تک محصولی و اتکای بیش از حد کشور به نوسانات قیمت نفت و نااطمینانی حاصل از این حوزه اقتصاد کشور را به شدت به بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت و نااطمینانی آن بر حوزه اقتصاد کلان و تلاش برای پیش‌بینی صحیح برای جلوگیری از آسیب‌های

1. Kim (2020)
2. Amuzegar (1999)
3. Ross (2001)
4. International Monetary Fund (IMF) (2017)

اقتصادی احتمالی در آینده وابسته کرده است. در سال‌های پس از انقلاب اسلامی، درآمدهای نفتی تحت تأثیر تحریم‌های متعددی قرار گرفته است. بنابراین نقش تحریم‌ها نیز در بروز نوسانات درآمدهای نفتی و اثرگذاری این نوسانات بر میزان نابرابری توزیع درآمدها حائز اهمیت می‌باشد.

تحریم‌های نفتی از طریق محدود نمودن فروش نفت و عواید حاصل از آن، نرخ ارز را به سمت بالا متاثر می‌نماید و این موضوع به نوبه خود منجر به افزایش هزینه‌های تولید ناشی از افزایش قیمت مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی می‌گردد که به دنبال آن تولید و صادرات غیر نفتی تحت فشار قرار می‌گیرد. همچنین تحریم‌ها تامین برخی کالاهای خاص و تحریم در بخش مبادلات بین بانکی و مالی و نظایر آن موجب محدودیت دسترسی به کالاهای سرمایه‌ای شده و بر بازار فروش محصولات صادراتی فشار می‌آورد و در بلندمدت آثار منفی این تحریم‌ها و نااطمینانی حاصل از آن به بخش‌های مختلف اقتصادی سرایت می‌نماید.

هرگاه اقتصاد تحت تحریم، کاهش درآمد (مثلاً درآمد نفتی در ایران) را با افزایش نرخ‌های مالیاتی و اصلاح نظام یارانه‌ها در بازه زمانی کوتاه جبران نماید، چنین سیاست‌هایی وضعیت توزیع درآمد را خصوصاً در کوتاه‌مدت به شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد (فرزانگان و همکاران[1]، ۲۰۱۵).

اغلب مطالعات انجام شده در حوزه تعیین اثرات تکانه‌های درآمد ارزی از محل صادرات نفت و مشتقات آن (ناشی از نوسانات و تکانه‌های قیمت نفت) بر تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص رشد اقتصادی در قالب مدل‌های تک معادله‌ای محدود می‌گردند و کمتر به اثرات این تکانه‌ها بر متغیرهایی نظیر توزیع درآمد پرداخته شده است. از این رو با توجه به اهمیت موضوع هدف اصلی این مطالعه بررسی تاثیر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تاکید بر نقش تحریم‌ها می‌باشد. در این راستا به منظور شناسایی اثرات متقابل شوک و تلاطم میان متغیرهای مورد مطالعه، پس از بررسی شکست ساختاری واریانس هریک از متغیرها، الگوی VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK برآورد گردیده است. مقاله حاضر مشتمل بر شش بخش است. بعد از مقدمه در بخش دوم و سوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در بخش چهارم روش تحقیق و معرفی متغیرها، در بخش پنجم برآورد مدل و تحلیل نتایج و در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

[1]. Farzanegan (2015)

۲- مبانی نظری

نااطمینانی از عوامل مهم تاثیرگذار بر میزان و نوع سرمایه‌گذاری در اقتصاد به شمار می‌رود؛ عوامل مختلفی در بروز این عدم اطمینان نقش دارند، برخی از این عوامل به ویژگی‌های ساختار سیاسی– اقتصادی مربوط می‌شود (نظیر رانت، فساد، بوروکراسی‌های اداری و ...) و برخی دیگر ریشه در رویکرد اقتصادی دولت‌ها در روابط بین‌الملل و تنش‌های ایجاد شده در این حوزه و عوامل برون مرزی دارند که مجموعه این عوامل موجب افزایش نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان می‌گردند، بنابراین با حضور این ناطمینانی‌ها، اتخاذ هرگونه تصمیم کارآمد از سوی سرمایه‌گذاران، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران در بخش‌های مختلف با مشکلات و چالش‌های جدی مواجه خواهد شد. در اقتصاد اولین بار واژه نااطمینانی توسط یکی از اقتصاددانان دانشگاه شیکاگو به نام نایت[1] (۱۹۲۱) مطرح شد. طبق تعریف نایت، نااطمینانی به مفهوم عدم توانایی در پیش‌بینی پیامدها می‌باشد. نااطمینانی شرایطی است که در آن پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص و معلوم نیستند یا این که اگر این پیشامدها مشخص و معلوم باشد احتمالات مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نباشد و زمانی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل می‌شود. تحت شرایط نامطمئن در اقتصاد، فرآیند برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری و همچنین سیاست‌گذاری در همه بخش‌های اقتصادی از جمله خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و بازار مالی با اختلال مواجه می‌شود، چراکه امکان پیش‌بینی کاهش می‌یابد و تحقق چشم‌اندازهای آینده برای عاملان اقتصادی دشوار می‌شود. در چنین شرایطی عاملان اقتصادی در مورد تصمیمات مربوط به مصرف، پس‌انداز و یا سرمایه‌گذاری، سیاست‌های مخارج – مالیات، قوانین و مقررات و نرخ‌های بهره آینده با نااطمینانی مواجه هستند. به عبارت دیگر تصمیم گرفتن برای عاملان اقتصادی مشکل شده و تصمیم‌گیری آن‌ها را به امید دستیابی به موقعیت باثبات‌تر در آینده دچار تعلل می‌کند. نااطمینانی در بازار جهانی نفت، علاوه بر نااطمینانی در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت، سبب انحراف برنامه‌های اقتصادی از اهداف تعیین شده می‌گردد و دولت‌ها را در پیش‌بینی دقیق درآمدهای نفتی با مشکل مواجه نموده و همواره بودجه با عدم توازن روبرو می‌گردد. در ابتدا هامیلتون[2] (۱۹۸۳) و پس از آن محققینی نظیر مورک[3] (۱۹۸۶)، پیندایک[1] (۱۹۹۱)، روتمبرگ و وودفورد[2] (۱۹۹۶) و فردرر[3] (۱۹۹۶) در

[1]. Knight (1921)
[2]. Hamilton (1983)
[3]. Mork (1986)

زمینه وجود ارتباط میان نوسانات و نااطمینانی‌های قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد اقتصادی، شاخص بازار سهام، متغیرهای پولی، تولید، دستمزد، اشتغال و ... مطالعه نمودند. با این وجود مطالعات بسیار محدودی محوریت بحث خود را به بررسی اثرات نااطمینانی حاصل از بازار نفت بر توزیع درآمد معطوف کرده‌اند که نتایج آن‌ها بر تأثیر منفی افزایش نااطمینانی درآمد نفت بر وضعیت توزیع درآمد اذعان دارند (اوتی، ۱۹۹۳؛ گیلیفسون و ژوگا، ۲۰۰۳؛ ورهرامی و قلی‌زاده، ۱۳۹۴؛ فرزانگان و کریگر، ۲۰۱۸ و ملکی شهریور، ۱۳۹۷).

در این راستا یکی از کانال‌های مهم سرریز اثرات تکانه‌های قیمت نفت به سمت فعالیت‌های اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت، کانال ایجاد نااطمینانی این تکانه‌ها در فضای اقتصاد است به طوری که تلاطم قیمت نفت در بازارهای بین‌المللی، تصمیمات بازیگران این بازار را در معرض ریسک قرار می‌دهد. براون و یوسل[۴] (۲۰۰۲) جزء نخستین محققینی بودند که به این پدیده اشاره نموده‌اند.

نوسانات مداوم قیمت نفت، تغییرات سطح درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده این محصول را به دنبال خواهد داشت و موجب بروز نااطمینانی در فضای اقتصاد کلان می‌گردد که این عدم اطمینان، کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و تضعیف انگیزه‌های تولید در بخش‌های مختلف، افزایش بیکاری و توزیع نابرابر درآمد را به همراه دارد (صمدی و همکاران، ۱۳۹۲).

نااطمینانی درآمدهای نفتی از طریق مکانیسم‌های مختلفی بر کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت تاثیرگذار است. در کشورهای واردکننده نفت، قیمت نفت از دو کانال عرضه و تقاضا بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد اثرگذار می‌باشد. از آن‌جا که نفت خام یک نهاده اصلی در تولید می‌باشد، نوسانات و نااطمینانی‌های قیمت نفت به افزایش هزینه‌های تولید منجر می‌شود که تولید را کاهش می‌دهد. در طرف تقاضا نوسانات و نااطمینانی‌های قیمت نفت، سبب کاهش در مصرف می‌شود زیرا درآمد قابل دسترس (در کشورهای واردکننده نفت) را کاهش می‌دهد. همچنین نوسانات و نااطمینانی‌های قیمت نفت، سبب کاهش در سرمایه‌گذاری می‌گردد. زیرا هزینه بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد. در کشورهای صادرکننده وابسته به نفت نیز نوسانات و نااطمینانی‌های قیمت نفت سبب تحریک هر دو طرف عرضه و تقاضا می‌شود ولی به دلیل سیستم‌های حمایتی بخش

---

1. Pindyck (1991)
2. Rotemberg & Woodford (1996)
3. Ferderer (1996)
4. Brown & Yucel (2002)

انرژی و پرداخت یارانه دولتی در این بخش و کالاهای اساسی موجب افزایش هزینه‌ها در فعالیت‌هایی که انرژی (نفت و فرآورده‌های نفتی) به عنوان نهاده تولید منظور می‌شود، نخواهند شد، در نتیجه منحنی عرضه کلان را انتقال نمی‌دهد و تنها تحریک‌کننده تقاضاست (ابراهیمی، ۱۳۹۰).

بخش نفت، سهم زیادی در ارزش افزوده کشورهای صادرکننده نفت دارد. این کشورها که عمدتا دارای اقتصاد دولتی می‌باشند توسط درآمدهای نفتی اداره می‌شوند، بنابراین عمده سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و حتی سرمایه‌گذاری‌های دیگر از درآمدهای نفتی دولتی تامین می‌شود. نوسانات و نااطمینانی‌های درآمدهای نفتی سبب کاهش درآمدهای نفتی دولت می‌شود. از آن‌جا که مخارج جاری چسبندگی به سمت پایین دارند به راحتی با کاهش درآمدهای نفتی، کاهش نمی‌یابند. نوسانات و نااطمینانی‌های درآمدهای نفتی سبب کاهش سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی می‌شوند که همین امر سبب کاهش تولید، افزایش بیکاری و توزیع نابرابر درآمد می‌گردد. در اغلب کشورهای دارای منابع انرژی بدلیل تقویت نقش و جایگاه دولت در اقتصاد در کنار وجود نهادهایی با زیرساخت‌های قانونی ضعیف، بروز فساد و ایجاد فرصت‌های رانت‌جویی برای در اختیار گرفتن درآمد ناشی از این منابع، توزیع درآمد در این کشورها را به سمت توزیع نابرابر سوق می‌دهد (ملکی شهریور، ۱۳۹۷). در صورتی که اگر درآمدها به طور صحیح توزیع شوند و گروه‌های با درآمد پایین‌تر را هدف قرار دهند، افزایش درآمد نفت می‌تواند با کاهش نابرابری درآمدی همراه باشد (فام و هولدر[1]، ۲۰۱۰).

۳- سابقه پژوهش

مطالعاتی در زمینه نفت، قیمت نفت، درآمدهای نفتی و نااطمینانی درآمدهای نفتی صورت گرفته است. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعات مکنی[2] (۲۰۲۰)، خان و همکاران[3] (۲۰۲۰)، کلیکوم و موریتال[4] (۲۰۱۹)، دگیاناکیس و همکاران[5]، سویک و همکاران[6] (۲۰۱۹)، کنگ و رتی[7] (۲۰۱۵)، بورنو و ساچز[8] (۲۰۲۰)، فاواز و فری[1] (۲۰۱۸) اشاره نمود. در این راستا دومیندگو

1. Fum and Hodler (2010)
2. Mokni (2020)
3. Khan (2020)
4. Kelikume & Muritala (2019)
5. Degiuanakis
6. Cevik (2019)
7. Kang & Ratti 2015)
8. Bruno & Sachs (2020)

رودریک و همکاران[۲] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان "مدل‌سازی نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی در مکزیک: تجزیه و تحلیل بخشی" به بررسی تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصاد کشور مکزیک پرداختند. در این مطالعه برای مدل‌سازی نااطمینانی قیمت نفت از مدل گارچ استفاده شده است. نتایج در دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۳ با استفاده از داده‌های فصلی و روش VAR ساختاری نشان داد که نااطمینانی قیمت نفت تاثیر متفاوتی بر بخش‌های مختلف فعالیت‌های کشور مکزیک دارد. همچنین شواهد نشان داد که هر دو شوک‌های منفی و مثبت قیمت‌های بین‌المللی نفت تاثیر نامتقارن بر سطوح بخشی در کشور مکزیک دارند. نتایج لزوم توجه به سیاست‌های عمومی در سطح بخشی کشور مکزیک به منظور کاهش تاثیر نااطمینانی قیمت بازار نفت و ثبات اقتصادی در این سطح را در کشور مکزیک نشان می‌دهد.

دیجان و جاسمینا (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان "چگونگی تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر بازدهی در اقتصادهای اروپای غربی مرکزی: رهیافت مدل بیزین" به بررسی چگونگی تاثیرگذاری نااطمینانی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و تولیدات صنعتی در اقتصادهای اروپای غربی مرکزی پرداختند. نتایج با استفاده از مدل‌سازی مارکف سوئیچینگ، گارچ و رگرسیون کوانتال نشان داد که نااطمینانی قیمت نفت به طور غیر مستقیم تاثیر کمی بر بازدهی بازارهای مدرن در کشورهای منتخب دارد. همچنین پارامترهای کوانتال بیزین تاثیر معنی‌دار دارند. این موضوع نشان می‌دهد که در بحران‌های عمیق اقتصادی افزایش نااطمینانی قیمت نفت، بازدهی را کاهش می‌دهد و سبب وسعت رکود اقتصادی می‌شود. در مقابل زمانی که اقتصادها توسعه می‌یابند، نااطمینانی قیمت نفت، تاثیری بر بازدهی ندارد. شواهد نیز نشان می‌دهد که نااطمینانی قیمت نفت تاثیر منفی بزرگ‌تر و قوی‌تری بر تولیدات صنعتی کشورهای منتخب دارد.

کیم و همکاران[۳] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان "آیا درآمدهای نفتی سبب ایجاد نابرابری درآمدی می‌شود" به بررسی تأثیر نفت بر نابرابری درآمدی در ۴۹ کشور شامل ۸ کشور عضو اوپک و ۱۷ کشور او ای سی دی پرداختند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و بهبود کیفیت نهادی به واسطه وفور نفت، نابرابری درآمد را کاهش داده است.

اپرجیس و کاتسایتی[۴] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان "فقر و نفرین منابع" با استفاده از اثرات

---

1. Fawaz & Frey (2018)
2. Domingo Rodríguez (2022)
3. Kim (2020)
4. Apergis & Katsaiti (2018)

مشترک ارتباط میان فقر و وابستگی به منابع طبیعی را در سه گروه از کشورها بررسی نمودند. نتایج در ۹ کشور صادرکننده نفت، ۳۶ کشور صادرکننده گاز طبیعی و ۱۵ کشور صادرکننده زغال سنگ نشان داد که وابستگی به صادرات نفت، گاز و زغال سنگ سبب ایجاد فقر در این گروه کشورها شده است.

فرزانگان و کریگر[1] (۲۰۱۸) با استفاده از دو نوع مدل‌سازی VAR و ARDL، چگونگی پاسخ کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری توزیع درآمد در مقابل تکانه‌های مثبت نفتی در ایران را بررسی نمودند؛ نتایج حاکی از آن است که هم در بلندمدت و هم درکوتاه‌مدت تکانه‌های مثبت نفتی بر نابرابری توزیع درآمد موثرند به گونه‌ای که اثر هر چهار تکانه مثبت نفتی بر نابرابری توزیع درآمد طی دوره زمانی ۱۹۷۳-۲۰۱۹ تأیید گردیده است؛ همچنین در این دوره به ازای هر ده درصد افزایش قیمت نفت و گاز، نابرابری توزیع درآمد به مقدار ۱,۴ درصد افزایش یافته است.

فرزانگان و حبیب‌پور[2] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان "توزیع رانت منابع، نابرابری درآمدی و فقر در ایران" اثرات توزیعی سیاست‌های هدفمند تقسیم رانت نفت و گاز طبیعی بر نابرابری درآمد و فقر در ایران را بررسی نمودند. نتایج در نمونه آماری شامل ۳۶ هزار خانوار شهری و روستایی در سال ۲۰۰۹ نشان داد که ضریب جینی کاهش یافته است.

فرزانگان و حبیب‌پور (۲۰۱۷) با استفاده از پرسشنامه و نتایج ریزداده‌های برگشتی از ۱۴۰,۰۰۰ نفر شامل ۳۶,۰۰۰ خانوار، به مطالعه اثرات مستقیم سیاست تقسیم منابع طبیعی بر عدالت و فقر در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که سیاست تقسیم منابع طبیعی در جامعه بر وضعیت نابرابری توزیع درآمد اثر کاهشی داشته است به طوری که سیاست هدفمندی یارانه‌ها بر کاهش تعداد خانوارهای زیر خط فقر شدیداً اثرگذار بوده است.

لی و همکاران[3] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر سرریز اطلاعات میان نااطمینانی و تکانه‌های نفتی قبل و بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸ پرداختند. نتایج نشان داد که تبادل اطلاعات قابل توجهی میان نااطمینانی و تکانه‌های نفتی وجود دارد و الگوی این تبادل قبل و بعد از بحران مالی تغییرات قابل توجهی کرده است.

برونکر و همکاران[4] (۲۰۱۵) با استفاده از متغیرهای برون‌زای اثرگذار بر درآمد کشورها و همچنین

---

1. Farzanegan & Krieger (2018)
2. Farzanegan & Habibpour (2017)
3. Li (2016)
4. Bruechner (2015)

تکانه‌های قیمت جهانی نفت، چگونگی تغییر تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی را در تعداد زیادی از کشورهای پیشرفته و در حال توسعه بررسی نمودند. نتایج نشان داد که افزایش درآمد ملی منجر به بهبود وضعیت نابرابری درآمدی شده است، به طوری که یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی منجر به کاهش ۰,۰۸ درصد ضریب جینی گردیده است.

مالایه و همکاران[1] (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ترکیبی ۴۰ کشور در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۰۸، اثر رانت درآمدهای نفتی بر نابرابری را بررسی نمودند؛ نتایج نشان داد که رابطه غیر خطی (U شکل) میان درآمدهای نفتی و نابرابری وجود دارد، به نحوی که درآمدهای نفتی، نابرابری را در کوتاه‌مدت کاهش داده است و با ادامه روند افزایشی درآمد نفت، این رابطه بتدریج در بلند مدت معکوس گردیده است. ثانیاً کاهش نابرابری درآمد در نتیجه افزایش درآمدهای نفتی، ارتباط تنگاتنگ با افزایش فساد دارد، در نهایت در صورت مدیریت صحیح منابع نفتی، می‌تواند به عنوان یک موهبت در اقتصاد نقش ایفا کند.

آنتوناکاکیس و همکاران[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه سرریز تکانه‌های نفتی و نااطمینانی در سیاست‌گذاری اقتصادی با جداسازی نوع تکانه‌ها پرداختند. نتایج نشان داد که نااطمینانی در سیاست‌گذاری اقتصادی، واکنشی منفی به تکانه‌های نفتی طرف تقاضا دارد.

کنگ و رتی[3] (۲۰۱۳) به بررسی رابطه تکانه‌های نفتی و نااطمینانی در سیاست‌گذاری در کشور آمریکا پرداختند. نتایج نشان داد که تکانه‌های نفتی بر نااطمینانی سیاست‌گذاری در کشور آمریکا، کانادا و اروپا تأثیرگذار است و بسته به نوع تکانه و منشا آن، این اثر در جهت افزایش نااطمینانی یا کاهش آن است.

رحمان و سرلتیس[4] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نااطمینانی در قیمت نفت بر فعالیت‌های بخش واقعی کشور کانادا پرداختند. نتایج در دوره زمانی ۱۹۷۴:۱ تا ۲۰۱۰:۱ نشان داد که تکانه‌ها و نوسانات قیمت واقعی نفت به صورت نامتقارن بر اقتصاد این کشور اثرگذار بوده است. همچنین با افزایش نااطمینانی قیمت نفت تأثیر نوسانات قیمت نفت بر بخش واقعی اقتصاد کانادا کمتر شده است.

---

1. Mallaye (2015)
2. Antonakakis (2014)
3. Kang & Ratti (2013)
4. Rahman & Serletis (2012)

گادریس و مالون[1] (۲۰۱۱) در چارچوب یک مدل تئوریکی نشان دادند دستمزد نیروی کار غیر ماهر نسبت به دستمزد نیروی کار ماهر در کشورهای غنی از نفت و منابع معدنی در طول دوران رونق منابع بالاتر می‌باشد که به کاهش موقتی نابرابری درآمدی منتهی شده است.

جعفری و شایگان مهر (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر وابستگی به انرژی نفت بر توزیع درآمد در گروه کشورهای در حال توسعه غنی از منابع نفت (شامل ایران) پرداختند. نتایج با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ نشان داد که وابستگی به نفت به افزایش نابرابری درآمدی منتهی شده است.

مهدوی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر نااطمینانی در سه بازار بورس ارز، طلا و اوراق بهادار پرداختند. نتایج با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری با استفاده از داده‌های ماهانه ایران در دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۴ نشان داد که تکانه‌های قیمتی نفت سبب ایجاد نااطمینانی در بازارهای طلا، ارز و بورس اوراق بهادار در ایران شده است.

ملکی شهریور (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به منظور بررسی اثرات درآمدهای نفتی بر فقر اقتصادی مناطق شهری ایران در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۸، از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده استفاده نمود. نتایج نشان داد که در بلند مدت به ازای یک درصد افزایش (کاهش) درآمدهای نفتی، فقر اقتصادی خانوارهای شهری ایران به میزان ۱,۴۳ درصد افزایش (کاهش) یافته است، همچنین یافته‌های پژوهش بر اثرگذاری منفی تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی بدون نفت بر میزان فقر تاکید دارد.

ورهرامی و قلی‌زاده (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر ضریب جینی در ایران با استفاده از روش VECM طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج نشان داد که نوسانات مثبت و منفی قیمت نفت بر ضریب جینی اثرگذار است. به طوری که اثر نوسانات مثبت قیمت نفت بیش از نوسانات منفی آن می‌باشد.

رضایی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی اثر وفور منابع طبیعی (نفت و گاز) بر سرکوب مالی و رشد اقتصادی از کانال اثرگذاری برتوزیع درآمد" تشریح نمودند که افزایش درآمدهای نفتی به افزایش نابرابری در ایران منتهی شده است.

مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای عوامل موثر بر توزیع درآمد در ایران را با به کارگیری روش‌های میانگین‌گیری مدل بیزینی به عنوان روش‌های مرسوم اقتصادسنجی بیزینی و حداقل

[1]. Goderis & Malone (2011)

مربعات متوسط وزنی بررسی نمودند. نتایج نشان داد که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، مهمترین عامل تأثیرگذار بر ضریب جینی در اقتصاد ایران می‌باشد. به طوری که افزایش رشد اقتصادی که عموماً تحت تأثیر رانت‌های نفتی شکل می‌گیرد، منجر به نابرابری بیشتر درآمد گردیده است.

صاحب هنر و ندری (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای میزان تأثیر افزایش عایدات نفتی را بر توزیع درآمد بررسی نمودند؛ نتایج بیان‌گر آن است افزایش درآمدهای نفتی یکی از عوامل افزایش نابرابری در ایران بوده است. همچنین افزایش تورم، مخارج دولت و نسبت مخارج مصرفی به بودجه عمرانی دولت منجر به افزایش نابرابری درآمدی و در مقابل افزایش تولید سرانه منجر به کاهش نابرابری گردیده است.

حسن‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت بر وضعیت خانوارهای شهری و روستایی در دهک‌های مختلف درآمدی پرداختند؛ در این پژوهش از تغییرات درآمد، مخارج و رفاه خانوارها و مدل تعادل عمومی استفاده گردید. نتایج این مطالعه ارتباط مستقیم و نامتقارن درآمد نفت را با سطح رفاه خانوارها نشان می‌دهد. همچنین میزان تأثیرپذیری خانوارهای مناطق شهری از تغییرات قیمت نفت در مقایسه با مناطق روستایی نسبتاً بالاتر است.

مرادی (۱۳۸۹) جهت شناخت و تحلیل تأثیر درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد، از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۷ استفاده نموده است. نتایج این مطالعه اثر منفی تکانه‌های نفتی بر توزیع درآمد را چه در کوتاه مدت و چه در بلند مدت تأیید می‌کند.

گلستانی و رحمانی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان "تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت‌جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت خیز" درآمدهای نفتی در کشورهای نفت خیز دارای دولت کارا را سبب کاهش نابرابری توزیع درآمد دانسته‌اند.

جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) به مطالعه اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۷ با استفاده از شاخص ضریب جینی و مدل همجمعی و همچنین مدل خودهمبستگی با وقفه توزیعی پرداختند. نتایج نشان داد که درآمدهای نفتی با وقفه دوساله منجر به نابرابری بیشتر توزیع درآمد در سطح کشور و خصوصاً بخش شهری می‌گردد؛ اما تأثیر آن در مناطق روستایی با یک وقفه یک ساله نمودار می‌شود.

۴- روش تحقیق و معرفی متغیرها

این مطالعه به دنبال پاسخ‌گویی به سوال‌های زیر می‌باشد:

۱- آیا تکانه‌های حاصل از تحریم‌ها و بازار نفت به توزیع درآمد سرایت می‌نماید؟ آیا اثر سرریز این تکانه‌ها نامتقارن است؟

۲- آیا تکانه‌ها و تلاطم بازار نفت و تحریم‌ها به رشد اقتصادی سرایت می‌نماید؟ آیا این سرریز به اخبار بد و خوب حساس است؟

۳- آیا تکانه‌ها و تلاطم بازار نفت و تحریم‌ها به تورم سرایت می‌نماید؟

در این راستا پرکاربردترین روش‌های مدل‌سازی در حوزه مطالعات نوسانات و نااطمینانی درآمد نفت به ترتیب عبارتند از مدل‌های خانواده GARCH (بولرسلو[۱] (۱۹۸۶)، دی و لوییس[۲] (۱۹۹۷)، زو و تیلور[۳] (۱۹۹۵)، نلسون[۴] (۱۹۹۶)، رحمان و سرلتیس[۵] (۲۰۱۲))، روش اتورگرسیوبرداری[۶] (VAR)، (کوردن و نری[۷] (۱۹۸۲)، کوردن[۸] (۱۹۸۴)، نری و وان وگن‌برگن[۹] (۱۹۸۶)، فردمنش[۱۰] (۱۹۹۱) و الموتاوا[۱۱] (۱۹۹۲))؛ روش ارزش در معرض ریسک[۱۲] (لیس مایر و پیرسون[۱۳] (۱۹۹۶)، واهرنبرگ[۱۴] (۲۰۰۱) و بوش و راشکی[۱۵] (۲۰۰۴))؛ تکنیک شبیه‌سازی (کیم و لونگانی[۱۶] (۱۹۹۲)، آبسفلد و روگوف[۱۷] (۱۹۹۵)، روتمبرگ و وودفورد[۱۸] (۱۹۹۶)، برنانکی و همکاران[۱۹] (۱۹۹۷)، همیلتون و هررا[۲۰] (۲۰۰۴)، فین[۲۱] (۲۰۰۰) و بارسکی و همکاران[۲۲] (۲۰۰۱)) و روش هموارسازی

---

1. Bollerslev (1986)
2. Day & Lewis (1997)
3. XU & Taylor (1995)
4. Nelson (1996)
5. Rahman & Serletis (2012)
6. Vector Auto Regression Model
7. Cordon & Neary (1982)
8. Corden (1984)
9. Neary & Van Wijnbergen (1986)
10. Fardmanesh (1991)
11. Al-Mutawa (1992)
12. Value-at Risk
13. Linsmeier & Pearson (1996)
14. Wahrenburg (2001)
15. Busch & Ruschky (2004)
16. Kim & Loungani (1992)
17. Obstfeld & Rogoff (1995)
18. Rotemberg & Woodford (1996)
19. Bernanke (1997)
20. Hamilton & Herrera (2004)
21. Finn (2000)
22. Barsky (2001)

نمایی[۱] (ولرگر[۲] (۱۹۹۳)، ترنس میلز[۳] (۱۹۹۳)، کمبل و مکینلی[۴] (۱۹۹۷)، هوتوپ[۵] (۱۹۹۷)، هیسه[۶] (۱۹۹۹) و جوریون[۷] (۱۹۹۹)).

قدرت تحلیل اثرات متقابل همزمان بازارها در مدل گارچ چند متغیره ((MGARCH (p,q)) منجر به استفاده گسترده از این نوع مدل شده است. در این الگوها چنان‌چه خطای پیش‌بینی افزایش یابد، نااطمینانی در دوره‌های بعد افزایش خواهد یافت. با وجود این، در الگوی مذکور تفکیک اثر تکانه‌های (شوک‌های) مثبت و منفی با اندازه برابر (قدر مطلق برابر) بر ماتریس واریانس– کوواریانس شرطی میسر نمی‌باشد. در صورتی که در عمل ممکن است واکنش اقتصاد به وقایع خوب و بد یکسان نباشد، این ویژگی به اثرات نامتقارن[۸] مشهور است که بروز آن در زمان وقوع تکانه‌های بازار نفت، در یافته‌های مطالعاتی نظیر رحمان و سرلتیس[۹] (۲۰۱۲)، سگال و همکاران[۱۰] (۲۰۱۵)، ون و همکاران[۱۱] (۲۰۱۶)، گانگ و لین[۱۲] (۲۰۱۷) و هررا و همکاران[۱۳] (۲۰۱۸) مورد تأیید قرار گرفته است. در این مطالعه برای معرفی مولفه‌ی عدم تقارن اثرات تکانه‌ها بر عناصر ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی از مفاهیم "اخبار خوب" و "اخبار بد" استفاده شده است.

همچنین در مدل‌های ساده GARCH، اغلب اثر شوک‌های بزرگ بیش از حد برآورد می‌شود که از آن به اثر اهرمی[۱۴] یاد می‌گردد. این اثر باعث خلق گروهی از مدل‌های GARCH شد که امکان لحاظ عدم تقارن را امکان‌پذیر می‌سازد. این مدل‌ها به صورت مدل‌های GARCH غیر خطی توصیف می‌شوند که واریانس شرطی به صورت تابع خطی از مربع خطاهای وقفه‌ای[۱۵]و واریانس وقفه‌ای[۱۶] نمی‌باشد (تیلور[۱۷]، ۲۰۰۴).

با مطالعه نتایج و یافته‌های بدست آمده از الگوهای مورد استفاده در حوزه نااطمینانی در بازار نفت

---

1. Exponential Smoothing
2. Verleger (1993)
3. Terence Mills (1993)
4. Campbell and MacKinlay (1997)
5. Hotopp (1997)
6. Hiseh (1999)
7. Jorion (1999)
8. Asymmetric Effect
9. Rahman & Serletis (2012)
10. Segal (2015)
11. Wen (2016)
12. Gong & Lin (2017)
13. Herrera (2018)
14. Leverage Effect
15. Intermittent Error Squared
16. Intermittent Variance
17. Taylor (2004)

و برخی ویژگی‌های خاص این مدل‌ها، نیاز به الگویی با تمامی خصوصیات ذکر شده بیش از پیش احساس می‌شود.

بررسی‌ها نشان می‌دهد الگوی VARMAX GHARCH in mean Asymmetric BEKK مورد استفاده توسط رحمان و سرلتیس (۲۰۱۲) و سرلتیس و ایستیک[1] (۲۰۱۶)، الگوی مناسبی برای تحلیل تکانه‌ها و تلاطم در بازار نفت و اثرات پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت این تغییرات بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله توزیع درآمد می‌باشد.

$$\begin{bmatrix} RGDPW_t \\ RINF_t \\ RGINI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{y,11} & \beta_{y,12} & \beta_{y,13} \\ \beta_{y,21} & \beta_{y,22} & \beta_{y,23} \\ \beta_{y,31} & \beta_{y,32} & \beta_{y,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RGDPW_{t-1} \\ RINF_{t-1} \\ RGINI_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{x,11} & \beta_{x,12} \\ \beta_{x,21} & \beta_{x,22} \\ \beta_{x,31} & \beta_{x,32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ROIL_{t-1} \\ RSANC_{t-1} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

$$+ \begin{bmatrix} \varphi_{y,11} & \varphi_{y,12} & \varphi_{y,13} \\ \varphi_{y,21} & \varphi_{y,22} & \varphi_{y,23} \\ \varphi_{y,31} & \varphi_{y,32} & \varphi_{y,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{RGDPW,t-1}} \\ \sqrt{h_{RINF,t-1}} \\ \sqrt{h_{RGINI,t-1}} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \theta_{y,11} & \theta_{y,12} & \theta_{y,13} \\ \theta_{y,21} & \theta_{y,22} & \theta_{y,23} \\ \theta_{y,31} & \theta_{y,32} & \theta_{y,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{RGDPW,t-1} \\ e_{RINF,t-1} \\ e_{RGINI,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix}$$

$$e_t \sim (0, H_t)$$

$$\beta_X = \begin{bmatrix} \beta_{x,11} & \beta_{x,12} \\ \beta_{x,21} & \beta_{x,22} \\ \beta_{x,31} & \beta_{x,32} \end{bmatrix} ; \; X_{t-1} = \begin{bmatrix} x_{1,t-1} = RINF_{t-1} \\ x_{2,t-1} = RGINI_{t-1} \end{bmatrix} ;$$

$$\varphi_y = \begin{bmatrix} \varphi_{y,11} & \varphi_{y,12} & \varphi_{y,13} \\ \varphi_{y,21} & \varphi_{y,22} & \varphi_{y,23} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} \end{bmatrix} ; \; \sqrt{h_{y,t-1}} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{RGDPW,t-1}} \\ \sqrt{h_{RINF,t-1}} \\ \sqrt{h_{RGINI,t-1}} \end{bmatrix} ;$$

$$\theta_y = \begin{bmatrix} \theta_{y,11} & \theta_{y,12} & \theta_{y,13} \\ \theta_{y,21} & \theta_{y,22} & \theta_{y,23} \\ \theta_{y,31} & \theta_{y,32} & \theta_{y,33} \end{bmatrix} ; \; e_t = \begin{bmatrix} e_{RGDPW,t} \\ e_{RINF,t} \\ e_{RGINI,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix}$$

در رابطه (۱) y_t و x_t به ترتیب ماتریس متغیرهای درون‌زا و برون‌زای الگوی پژوهش، α ماتریس عرض از مبدأ، β_y و β_x به ترتیب ماتریس ضرایب درون‌زا و برون‌زای بخش AR(p=1)، φ ضرایب بخش نااطمینانی (in-Mean)؛ θ_y ضرایب متغیرهای درون‌زا در بخش MA(q=1) و e_t ماتریس جملات اخلال معادلات میانگین الگو می‌باشد. همچنین توابع واریانس – کوواریانس الگوی پژوهش با فرض وقفه بهینه (۱) مطابق رابطه (۲) می‌باشد.

[1]. Serletis & Istiak (2016)

$$
\begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t} & h_{y_1y_2,t} & h_{y_1y_3,t} \\ h_{y_2y_1,t} & h_{y_2y_2,t} & h_{y_2y_3,t} \\ h_{y_3y_1,t} & h_{y_3y_2,t} & h_{y_3y_3,t} \end{bmatrix}
= \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}
$$

$$
+ \begin{bmatrix} a_{y,11} & a_{y,12} & a_{y,13} \\ a_{y,21} & a_{y,22} & a_{y,23} \\ a_{y,31} & a_{y,32} & a_{y,33} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} e_{y_1,t-1} \\ e_{y_2,t-1} \\ e_{y_3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{y_1,t-1} \\ e_{y_2,t-1} \\ e_{y_3,t-1} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} a_{y,11} & a_{y,12} & a_{y,13} \\ a_{y,21} & a_{y,22} & a_{y,23} \\ a_{y,31} & a_{y,32} & a_{y,33} \end{bmatrix}
$$

$$
+ \begin{bmatrix} a_{x,11} & a_{x,12} & a_{x,13} \\ a_{x,21} & a_{x,22} & a_{x,23} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} e^2_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & e^2_{RSANC,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{x,11} & a_{x,12} & a_{x,13} \\ a_{x,21} & a_{x,22} & a_{x,23} \end{bmatrix}
$$

$$
+ \begin{bmatrix} b_{y,11} & b_{y,12} & b_{y,13} \\ b_{y,21} & b_{y,22} & b_{y,23} \\ b_{y,31} & b_{y,32} & b_{y,33} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t-1} & h_{y_1y_2,t-1} & h_{y_1y_3,t-1} \\ h_{y_2y_1,t-1} & h_{y_2y_2,t-1} & h_{y_2y_3,t-1} \\ h_{y_3y_1,t-1} & h_{y_3y_2,t-1} & h_{y_3y_3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{y,11} & b_{y,12} & b_{y,13} \\ b_{y,21} & b_{y,22} & b_{y,23} \\ b_{y,31} & b_{y,32} & b_{y,33} \end{bmatrix}
$$

$$
+ \begin{bmatrix} b_{x,11} & b_{x,12} & b_{x,13} \\ b_{x,21} & b_{x,22} & b_{x,23} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} h_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & h_{RSANC,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{x,11} & b_{x,12} & b_{x,13} \\ b_{x,21} & b_{x,22} & b_{x,23} \end{bmatrix}
$$

$$
+ \begin{bmatrix} d_{y,11} & d_{y,12} & d_{y,13} \\ d_{y,21} & d_{y,22} & d_{y,23} \\ d_{y,31} & d_{y,32} & d_{y,33} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} u_{y_1,t-1} \\ u_{y_2,t-1} \\ u_{y_3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{y_1,t-1} \\ u_{y_2,t-1} \\ u_{y_3,t-1} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} d_{y,11} & d_{y,12} & d_{y,13} \\ d_{y,21} & d_{y,22} & d_{y,23} \\ d_{y,31} & d_{y,32} & d_{y,33} \end{bmatrix}
$$

$$
+ \begin{bmatrix} d_{x,11} & d_{x,12} & d_{x,13} \\ d_{x,21} & d_{x,22} & d_{x,23} \end{bmatrix}^{T} \begin{bmatrix} u^2_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & u^2_{RSANC,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{x,11} & d_{x,12} & d_{x,13} \\ d_{x,21} & d_{x,22} & d_{x,23} \end{bmatrix}
$$

(۲)

$$
H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t} & h_{y_1y_2,t} & h_{y_1y_3,t} \\ h_{y_2y_1,t} & h_{y_2y_2,t} & h_{y_2y_3,t} \\ h_{y_3y_1,t} & h_{y_3y_2,t} & h_{y_3y_3,t} \end{bmatrix};
$$

$$
C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix};\ A_y = \begin{bmatrix} a_{y,11} & a_{y,12} & a_{y,13} \\ a_{y,21} & a_{y,22} & a_{y,23} \\ a_{y,31} & a_{y,32} & a_{y,33} \end{bmatrix};\ e_{y,t-1} = \begin{bmatrix} e_{y_1,t-1} \\ e_{y_2,t-1} \\ e_{y_3,t-1} \end{bmatrix};
$$

$$
A_x = \begin{bmatrix} a_{x,11} & a_{x,12} & a_{x,13} \\ a_{x,21} & a_{x,22} & a_{x,23} \end{bmatrix};\ e_{x,t-1} = \begin{bmatrix} e^2_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & e^2_{RSANC,t-1} \end{bmatrix};
$$

$$
B_y = \begin{bmatrix} b_{y,11} & b_{y,12} & b_{y,13} \\ b_{y,21} & b_{y,22} & b_{y,23} \\ b_{y,31} & b_{y,32} & b_{y,33} \end{bmatrix};\ B_x = \begin{bmatrix} b_{x,11} & b_{x,12} & b_{x,13} \\ b_{x,21} & b_{x,22} & b_{x,23} \end{bmatrix};
$$

$$
H_{x,t-1} = \begin{bmatrix} h_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & h_{RSANC,t-1} \end{bmatrix};\ D_y = \begin{bmatrix} d_{y,11} & d_{y,12} & d_{y,13} \\ d_{y,21} & d_{y,22} & d_{y,23} \\ d_{y,31} & d_{y,32} & d_{y,33} \end{bmatrix}
$$

$$
u_{y,t-1} = \begin{bmatrix} u_{y_1,t-1} \\ u_{y_2,t-1} \\ u_{y_3,t-1} \end{bmatrix};\ D_x = \begin{bmatrix} d_{x,11} & d_{x,12} & d_{x,13} \\ d_{x,21} & d_{x,22} & d_{x,23} \end{bmatrix};
$$

$$
u_{x,t-1} = \begin{bmatrix} u^2_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & u^2_{RSANC,t-1} \end{bmatrix}
$$

در رابطه (۲) که معرف معادلات واریانس-کوواریانس می‌باشد؛ H_t و $H_{x,t}$ به ترتیب شامل ماتریس نااطمینانی متغیرهای درون‌زا و برون‌زا، C ماتریس عرض از مبدأ، A_y و B_y ماتریس

ضرایب بخش ARCH [1] و GARCH [2] متغیرهای درون‌زا، A_x و B_x ماتریس ضرایب بخش ARCH و GARCH متغیرهای برون‌زا و D_y و D_x ماتریس ضرایب اثرات نامتقارن تکانه‌های منفی و مثبت متغیرهای درون‌زا و برون‌زا (Asymmetric-BEKK) می‌باشند که پارامترهای برآوردی آن اثرات اخبار خوب و بد را نشان می‌دهد. به عنوان مثال هرگاه رشد درآمد نفت (ROIL) پایین‌تر (بالاتر) از حد انتظار خود باشد این موضوع به عنوان یک خبر بد (خبر خوب) برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت تلقی می‌شود. بنابراین اخبار خوب و بد در خصوص رشد درآمد نفت (یا برای هر x و y دیگری) را می‌توان مانند رابطه(۳) تعریف نمود.

$$\begin{cases} u_{ROIL} = \max(e_{ROIL}, 0) & \longleftarrow \text{ اخبار خوب} \\ u_{ROIL} = \min(e_{ROIL}, 0) & \longleftarrow \text{ اخبار بـــد} \end{cases} \quad (۳)$$

همچنین هرگاه در ماتریس ضرایب D_x یا D_y:

$$D_{x \text{ or } y} = [d_{ij} \neq 0]\,; \quad \text{for all } i \ \& \ j$$

به مفهوم وجود اثرات نامتقارن در معادلات واریانس – کوواریانس می‌باشد. از آن جا که در صورت بروز اخبار بد، پارامتر ضریب برآوردی متغیر مورد نظر مخالف صفر خواهد بود، بنابراین تحت این شرایط حاصل جمع d_{ij} و عرض از مبدأ معادله مورد نظر نتیجه سرایت اخبار بد بر متغیر وابسته معادله واریانس یا کوواریانس (h_{ij}) می‌باشد. ماتریس C یک ماتریس بالامثلثی تعریف شده تا شرط مثبت معین بودن ماتریس H را تضمین نماید. این خاصیت اجازه می‌دهد تا نوسانات گذشته H_{i-j} و همچنین مقادیر وقفه‌ای uu^T و ee^T در برآورد نوسانات جاری متغیرهای الگو لحاظ شوند، به طوری که پاسخ‌های نامتقارن بالقوه دریافت خواهد شد. مقادیر بهینه p=q=1 به نحوی تعیین شده است که هیچ‌گونه همبستگی سریالی و اثرات ARCH در پسماندهای استاندارد مدل وجود نداشته باشد.

در این راستا $RGDPW_t$، $RGIN_t$، $RINF_t$ متغیرهای درون‌زای مدل، $ROIL_{t-1}$، $RSANC_{t-1}$ متغیرهای برون‌زای مدل و متغیرهای $RGDPW_{t-1}$، $RGINI_{t-1}$، $RINF_{t-1}$ بخش AR معادلات VARMA می‌باشند که $RGDPW_t$ نشان‌دهنده رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت، $RGINI_t$ رشد ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد، $RINF_t$ رشد قیمت‌ها یا

[1]. ARCH Effect
[2]. GARCH Effect

تورم، $ROIL_t$ رشد درآمد واقعی نفت، $RSANC_t$ رشد حجم تجارت با اروپا به عنوان شاخص تحریم در ایران در دوره زمانی t (۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۶:۴) را نشان می‌دهند.

در اکثر مطالعات انجام شده در زمینه نااطمینانی، از جمله مطالعات دیجان و جاسمیتا (۲۰۲۲) و رحمان و سرلیتیس (۲۰۱۲) و مطالعه صالحی اصفهانی و همکاران (۲۰۱۳)، استفاده از داده‌های فصلی در تحلیل نوسانات بازار نفت و همچنین استفاده از رشد متغیرها با نتایج دقیق‌تری همراه می‌باشد. زیرا رشد متغیرها، نوسانات را بهتر نشان می‌دهد. رشد فصلی سری‌ها مطابق رابطه (۴) محاسبه گردیده است:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{p_{it}}{p_{it-1}}\right) \qquad (۴)$$

که R_{it} و P_{it} به ترتیب رشد متغیر i و مقدار متغیر i در زمان t می‌باشد.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

پیش از برآورد مدل، اولین گام ضروری بررسی مانایی متغیرها است. متغیرهایی که میانگین و واریانس آن‌ها در طول زمان تغییر می‌نماید به عنوان متغیرهای ریشه واحد یا نامانا شناخته می‌شوند، بنابراین استفاده از این‌گونه متغیرهای نامانا در مدل‌سازی‌ها نتایج گمراه‌کننده‌ای به دنبال دارد. در مقابل اگر متغیرها مانا باشند، برآورد رابطه بلندمدت میان آن‌ها بر پایه رابطه همبستگی واقعی و از صحت لازم برخوردار خواهد بود.

یکی از مناسب‌ترین آزمون‌ها برای داده‌های فصلی آزمون هگی (HEGY) می‌باشد که توسط انگل، گرانجر و یو به عنوان روشی جایگزین آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) در موارد فصلی ارائه شده است. آزمون ریشه واحد غیر فصلی با دیکی فولر و یا دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) با یک مدل ناپایا، به عنوان فرضیه صفر شروع شده است. در واقع این آزمون‌ها تنها برای بررسی وجود ریشه واحد در فرکانس صفر مورد استفاده قرار می‌گیرند. زیرا این آزمون‌ها مبتنی بر فرض عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی هستند و فقط می‌توانند وجود و تعداد ریشه‌های واحد در فرکانس صفر را کنترل کنند. بنابراین اگر سری زمانی تحت بررسی چنین ویژگی داشته باشد، دیگر این آزمون‌ها به نتایج قابل قبول منجر نمی‌شود. بنابراین علاوه بر این‌که درجه جمع بستگی یک سری باید قبل از برآورد مدل مشخص شود وجود یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی را نیز باید آزمود. اگر نتیجه آزمون وجود این ویژگی را تأیید کند برای رفع ناپایایی علاوه بر تفاضل‌گیری اول، تفاضل‌گیری فصلی نیز لازم خواهد بود. در واقع آزمون هگی

تستی است برای ریشه‌های واحد در فرکانس‌های فصلی (آلانا و رابینسون[1]، ۲۰۰۰). خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی در جدول (۱) آورده شده است. در آزمون هگی فرضیه صفر و فرضیه مقابل آن به صورت رابطه زیر بیان می‌شود.

$$\begin{aligned}&[H_0:\pi_1=0],[H_1:\pi_1<0] \\ &[H_0:\pi_2=0],[H_1:\pi_2<0] \\ &[H_0:\pi_3=0],[H_0:\pi_4=0],[H_1]:[\pi_3\neq 0 or \pi_4\neq 0]\end{aligned} \quad (۵)$$

آزمون هگی از آماره t برای دو فرضیه اول و آماره F را برای فرضیه سوم استفاده می نماید. پذیرش فرضیه اول به معنی وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیر فصلی در سری‌ها است. پذیرش فرضیه دوم نشان می‌دهد که ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های شش ماهه وجود دارد. سرانجام، اگر فرضیه سوم پذیرفته شود، نشان‌گر وجود یک ریشه واحد فصلی در فرکانس‌های سالانه است. در ضمن هر کدام از ین فرضیه‌ها به صورت جداگانه آزمون خواهند شد (تاسون[2]، ۲۰۰۸). وجود ریشه واحد در $\pi_1 = 0, \pi_2 = 0, \pi_3 = \pi_4 = 0$ اشاره بر این دارد که به ترتیب $0, \pi, \frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}$ است. اگر مقادیر π_1, π_2 همراه با π_3 یا π_4 به طور معناداری منفی باشند، فرض صفر ناپایایی رد می‌شود. و X_t یک سری زمانی پایا است در غیر این صورت جمع بسته از درجه اول است. همین طور اگر π_2 همراه با π_3 یا π_4 به طور معنی‌داری منفی باشند، فرض صفر وجود ویژگی فصلی تصادفی رد می‌شود. در نتیجه سری زمانی جمع بسته فصلی از درجه d نامیده می‌شود.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون هگی[3]

متغیر	در سطح			فرضیه صفر	نتیجه
	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{\pi_3 \cap \pi_4}$		
ROIL	-۴/۶۳	-۵/۲۱	۱۴/۰۶	فرضیه ۱. وجود ریشه واحد یا ریشه واحد غیر فصلی در فرکانس صفر فرضیه ۲. وجود ریشه واحد فصلی در فرکانس شش ماهه فرضیه ۳. وجود ریشه واحد فصلی در فرکانس سالانه	رد می‌شود
RGINI	-۴/۰۴	-۲/۱۷	۴/۱۷		رد می‌شود
RGDPW	-۳/۷۷	-۴/۴۶	۱۰/۰۹		رد می‌شود
RINF	-۷/۸۶	-۳/۷۰	۲۳/۹۷		رد می‌شود
RSANC	-۳/۵۶	-۵/۶۳	۱۷/۸۴		رد می‌شود

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[1]. Alana & Robinson (2000)

[2]. Tasseven (2008)

[3]. کلیه ارقام مندرج در جدول (۱) تا دو رقم اعشار گرد شده‌اند.

نتایج حاصل از جدول (۱) نشان می‌دهد که کلیه متغیرها در سطح مانا (I_0) می‌باشند. درگام بعدی پیش از مدل‌سازی، لازم است وجود شکست ساختاری[1] در واریانس متغیرهای پژوهش آزمون شود؛ چراکه در صورت بروز این پدیده به دلایلی نظیر جنگ، تعدیل اقتصادی، تغییر نظام ارزی و ... و عدم لحاظ آن در مدل پژوهش، منجر به بروز مشکلات و اختلال در تفسیر نتایج می‌گردد (نوریگا[2]، ۲۰۰۲). نتایج آزمون شکست ساختاری متغیرها با استفاده از آماره سانسو و همکاران[3] (۲۰۰۲) در جدول (۲) قابل مشاهده است.

جدول ۲: تعداد و موقعیت شکست‌های ساختاری در واریانس سری زمانی بازدهی متغیر RGDPW

متغیر	موقعیت زمانی شکست	موقعیت عددی (شماره) شکست	تعداد شکست
RGDPW	تابستان ۱۳۸۱	۴۶	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون شکست ساختاری واریانس متغیرها نشان می‌دهد فقط متغیر رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت (RGDPW) دارای یک شکست ساختاری در طول روند خود در فصل دوم سال ۱۳۸۱ می‌باشد (صرفاً در الگوی معادلات واریانس به صورت متغیرهای دامی وارد می‌شود) و سایر متغیرها نیز بدون شکست ساختاری هستند.

بر اساس معیار آکائیک (AIC) وقفه بهینه الگو، ۱ تشخیص داده شده است. در جدول (۳) و (۴)، نتایج برآورد ضرایب بخش AR و همچنین بخش in-Mean و MA معادلات میانگین الگوی VARMA GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با استفاده از داده‌های فصلی پژوهش با لحاظ شکست ساختاری واریانس ارائه شده است.

به منظور شناسایی نوع و شدت روابط میان هر متغیر با مقدار گذشته خود و سایر متغیرها، به ضرایب بخش AR مراجعه می‌شود؛ معناداری ضرایب β_{13}، ... ،β_{53} نشان می‌دهد افزایش رشد درآمد واقعی نفت در دوره t-1 منجر به بهبود توزیع درآمد، رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت و رشد حجم تجارت با اروپا به عنوان شاخص تحریم گردیده است.

1. Structural Breaks
2. Noriega (2002)
3. Sanso (2002)

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات میانگین

$$\alpha = \begin{bmatrix} ۰۰۲/۰- \\ (۰۰۰/۰) \\ -۰۱٤/۰ \\ ۰۲۷/۰ \\ ۰۰۱/۰ \\ (۰۰۰/۰) \end{bmatrix} \quad ; \quad \beta_y = \begin{bmatrix} ۲۵۸/۰ & ۰٦۱/۰- & ۱۷۳/۱۳ \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰/۰٤٦ & ٥٦۹/۰ & ۹۰۹/۱- \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰۳۱/۰- & ۰۰٥/۰ & ۱۳۹/۰ \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix} \quad ; \quad \beta_x = \begin{bmatrix} ۱۲۱/۰ & ۰۷۳/۰ \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰۰۹/۰ & ۰۱٤/۰- \\ (۰۰۲/۰) & (٥۳٦/۰) \\ ۰۰۳/۰- & ۰۰۱/۰ \\ (۰۰۰/۰) & (۱۹۱/۰) \end{bmatrix}$$

$$\phi = \begin{bmatrix} ۰۱٤/۰ & ۰۲٥/۰ & ۲٥۹/۰- \\ (٥۹٥/۰) & (۲۹٦/۰) & (۰۰٥/۰) \\ ۰۷٥/۰ & ۰٥۷/۰- & ۸۱۳/۰ \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۹/۰) & (۰۰۷/۰) \\ ۰۰٥/۰- & ۰۱٥/۰ & -۱۲۹/۰- \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix} \quad ; \quad \theta = \begin{bmatrix} ۰۲۰/۱- & ٤۱٥/۰ & -٦٦٤/۱۳ \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰۲٦/۰ & ۹۳۸/۰ & ۸۷٥/۲ \\ (۱۱۱/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰۳۱/۰ & ۰۲۷/۰- & ۱٦٥/۰- \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix}$$

توضیح: کلیه اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال (P-Value) متغیر مورد نظر می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آن چنان که در جدول (۳) قابل مشاهده است، ضرایب بخش AR شامل پارامترهای ماتریس‌های $\hat{\beta}_y$ و $\hat{\beta}_x$ به ترتیب نشان‌دهنده تأثیر ارزش‌های وقفه‌ای هر متغیر (درون‌زا و برون‌زا) بر مقادیر جاری آن متغیر است. به طور مثال هرگاه (در دوره t-1) درآمد نفت رشدی معادل یک واحد را تجربه نماید؛ در دوره بعد (t) تولید ناخالص داخلی واقعی رشدی معادل ۰/۱۷ واحد را تجربه خواهد کرد. همچنین معناداری کلیه ضرایب برآوردی ماتریس $\hat{\beta}_y$ حاکی از اثرات خودی (پارامتر با اندیس ii) و متقابل (پارامتر با اندیس ij) کلیه مقادیر متغیرهای درون‌زا می‌باشد. ضرایب ماتریس $\hat{\varphi}$ در بخش in-Mean نشان دهنده اثر نوسانات شرطی متغیرهای درون‌زا و همچنین گویای ایجاد سطحی از نااطمینانی حاصل از بروز یک تکانه در یکی از متغیرهای درون‌زای الگو (در دوره t-1) و اثرات خودی و متقابل انتقال آن (در دوره جاری t) در بخش معادلات میانگین می‌باشند. معناداری کلیه ضرایب این ماتریس مؤید ارتباطات متقابل و نزدیک میان سه بخش تولید، تورم و شاخص توزیع درآمد خواهد بود. به عنوان نمونه پارامتر (۰/۶۰-) (با سطح احتمال ۰/۰۰۰) نشان‌دهنده بالاترین درجه سرایت نااطمینانی از بخش تولید به شاخص توزیع درآمد در بخش معادلات میانگین می‌باشد. همچنین ضرایب ماتریس $\hat{\theta}$ در بخش MA میزان اثرات خودی

و متقابل ایجاد یک تکانه نسبت به میانگین (دوره t-1) بر هریک از متغیرهای درون‌زا را (در دوره جاری t) برآورد می‌نماید.

بالاترین میزان انتقال تکانه‌ها در این بخش شامل اثرات خودی تکانه بخش تولید به خود بخش تولید معادل (۱/۰۶-)، اثرات متقابل تکانه تورم به بخش تولید معادل(۲/۱۲-) و تورم به توزیع درآمد معادل ۲/۱۶ می‌باشند.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات واریانس – کوواریانس

$$C=\begin{bmatrix} ۰/۰۱۳ & ۰۳۰/۰- & ۰۱۷/۰ \\ (۰۷۲/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ & ۰۰٤/۰- & ۰۰۳/۰ \\ ۰ & (۰۰۰/۰) & (۰۰۱/۰) \\ & & ۰۱۱/۰ \\ ۰ & ۰ & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix};\ A_y=\begin{bmatrix} -۰۷۵/۰- & ۰۱۲/۰ & ۰۰۷/۰- \\ (۰۰۰/۰) & (٦۳٦/۰) & (٤٥۹/۰) \\ ۱۲۸/۰- & ۰۸۲/۰- & ۰۰٤/۰ \\ (۱۷۲/۰) & (٤۸۰/۰) & (۸٤۷/۰) \\ ۰۳۸/۷ & ۸٥٥/۰- & ۱۱۳/۰ \\ (۰۰۰/۰) & (۰۷۳/۰) & (۳۳۰/۰) \end{bmatrix};$$

$$A_x=\begin{bmatrix} ۳۰۸/۰ & ۰۸٥/۰- & ۰۲۷/۰- \\ (۰۰۰/۰) & (۰۸۹/۰) & (۱۳٥/۰) \\ ٦۱٥/۰ & ۲٤۹/۰- & ۰۳٤/۰- \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix};\ B_y=\begin{bmatrix} ۰۱٥/۰ & ۰٤۳/۰- & ۰۰۲/۰ \\ (۲٦۹/۲) & (۲۲٦/۰) & (۷۲۲/۰) \\ ۱٥۷/۰- & ۲۸٥/۰ & ۰۹۸/۰ \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰۳۱/۰ & ۸۷۲/۰- & ٤۹۹/۰ \\ (۷٦٦/۰) & (۰۰۱/۰) & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix};$$

$$B_x=\begin{bmatrix} ۲٦۳/۰- & ۲۳۱/۰- & ۱۲۱/۰- \\ (۰۰٥/۰) & (۰۰۲/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۲۹۲/۰ & ۰۸۸/۰- & ۰۹۹/۰- \\ (۰۰۳/۰) & (۱۰۹/۰) & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix};\ D_y=\begin{bmatrix} ۳٥٤/۰ & ۲٥٦/۰- & ۰۷۱/۰ \\ (۰۲۷/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰٤۸/۰ & ٦٦۷/۰- & ۰۱۳/۰ \\ (۸٥۸/۰) & (۰۰۰/۰) & (٦٤۷/۰) \\ ۷٥۰/۱۳- & ٦۲۷/۲ & ٥۰۸/۰- \\ (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) & (۰۰۰/۰) \end{bmatrix};$$

$$D_x=\begin{bmatrix} ۰۱٥/۰ & ۰۰۲/۰- & ۰۲۷/۰ \\ (۰٤٥/۰) & (٦۱۸/۰) & (۰۰۰/۰) \\ ۰۰٥/۰ & ۰۰۳/۰- & ۰۰۱/۰- \\ (۰۰۰/۰) & (۰۲۲/۰) & (۱٥٦/۰) \end{bmatrix}$$

توضیح: کلیه درایه‌های قطر اصلی ماتریس‌های ۳×۳ استخراج شده از حاصل ضرب ماتریس‌های طراحی شده در هریک از بخش‌های معادلات واریانس – کوواریانس (شامل چهار بخش که به ترتیب عبارتند از عرض از مبدأ، اثرات ARCH، اثرات GARCH و اثرات Asymmetric BEKK)، حتی در صورت منفی بودن پارامترهای برآوردی $\hat{c}_{ii}$ ،$\hat{a}_{ii}$ ،$\hat{b}_{ii}$ ،$\hat{d}_{ii}$ مندرج در قطر اصلی ماتریس‌های C، A_y، B_y و D_y؛ به دلیل دارا بودن توان دوم دارای علامت مثبت گردیده و شرط مثبت بودن واریانس‌ها تحت هر شرایطی حفظ می‌گردد. همچنین کلیه اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال (P-Value) متغیر مورد نظر می‌باشند.

منبع: یافته‌های پژوهش

میزان تاثیر تکانه‌های مثبت و منفی (غیر قابل پیش‌بینی) هر یک از متغیرها در دوره t-1 بر دیگر متغیرهای الگو در دوره جاری را می‌توان توسط ضرایب برآوردی بخش MA مندرج در جدول (۴) نشان داد. بر اساس ضرایب φ_{13}، φ_{35}،...، تکانه‌های رشد درآمد نفت به کلیه بخش‌های مورد مطالعه سرریز می‌نماید به نحوی که این تکانه‌ها منجر به بهبود وضعیت رشد ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد و همچنین کاهش رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت و کاهش حجم تجارت با اروپا به عنوان شاخص تحریم در این دوره گردیده است. همچنین میزان اثرات تکانه‌های قابل پیش‌بینی (نااطمینانی) بر متغیرهای مورد مطالعه مطابق ضرایب برآوردی بخش in Mean می‌باشد، بر اساس ضریب برآوردی Φ_{53}، هر زمان تحریم‌ها شدت یابد به دلیل کاهش حجم تجارت با اروپا نااطمینانی قیمت نفت و به دنبال آن تورم افزایش خواهد یافت.

جهت شناسایی و تحلیل اثرات سرریز[1] بخش نفت به دیگر بخش‌های کلان اقتصادی از ضرایب بخش ARCH الگوی مورد مطالعه استفاده شده است، نتایج نشان داد بروز تکانه‌های (شوک‌های) مثبت در میزان تجارت با اروپا منجر به افزایش تلاطم (نوسانات) رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت و رشد قیمت‌ها (تورم) گردیده است.

با استفاده از ضرایب برآورد شده در بخش GARCH می‌توان اثرات تلاطم دوره گذشته یک متغیر بر تلاطم دوره جاری همان متغیر (اثرات خودی[2]) و دیگر متغیرها (اثرات متقابل[3]) را مشاهده نمود. تمامی ضرایب گارچ معنادار و مطابق انتظار (بجز متغیر رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت) نسبتاً بیشتر از ضرایب آرچ می‌باشند. به طوری که بیشترین اثرات گارچ (خودی) به ترتیب مربوط به رشد ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد و تحریم‌ها و کمترین این اثرات نیز مربوط به رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت می‌باشد؛ همچنین تلاطم از بخش نفت و تحریم به شاخص توزیع درآمد و بخش رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت سرریز می‌شود که موید نقش و جایگاه موثر نفت و تحریم‌های این حوزه در ایجاد بی‌ثباتی و تلاطم در اقتصاد کلان ایران است.

به علاوه، در این دوره وجود اثرات خودی سرریز نامتقارن تکانه‌ها[4] و همچنین اثرات متقابل سرریز

---

1. Spillover Effects
2. Own-Effects
3. Cross-Effects

۴. تفاوت میان اثر شوک منفی و مثبت یک متغیر بر تلاطم همان متغیر

نامتقارن تکانه‌ها[۱] بر کلیه متغیرها (بجز تحریم) تایید گردیده است. به طوری که تفاوت اثرات شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت بر تلاطم همان متغیرها (اثرات خودی) بسیار فاحش می‌باشد؛ لذا نتایج یاد شده نقش مهم و تاثیرگذار اخبار بد در ایجاد بی‌ثباتی در روند تغییرات متغیرهای فوق را نشان می‌دهد. سرریز اخبار بد از بخش نفت به رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت و رشد ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد به ترتیب معادل ۰,۰۷[۲]- و ۰,۰۱[۲] وجود داشته است.

نتایج برآورد ضرایب متغیر شکست ساختاری[۲] در عرض از مبدا معادلات واریانس نشان داد که تمامی این ضرایب معنادار می‌باشند. به طوری که بیشترین اثرات اعمال شکست ساختاری واریانس متغیر رشد اقتصادی در الگو (به صورت افزایش عرض از مبدا) مربوط به تلاطم رشد حجم تجارت با اروپا به عنوان شاخص تحریم و رشد درآمد واقعی نفت می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

وابستگی اقتصاد ایران به درآمد نفت، همواره بخشی از شوک و تلاطم درآمدهای نفتی را به دیگر بخش‌های اقتصاد کلان و توزیع درآمد سرریز می‌نماید؛ بنابراین اطلاع از مقدار و جهت اثرات شوک و تلاطم درآمدهای نفتی و تحریم‌ها بر شاخص توزیع درآمد جهت اتخاذ تصمیمات و سیاست‌های مناسب به منظور تقسیم عادلانه‌تر این ثروت در جامعه ضروری می‌باشد.

در پژوهش حاضر به منظور اندازه‌گیری مقدار و جهت سرریز تکانه‌های (به تفکیک اخبار خوب و بد) درآمدهای نفتی و تحریم‌ها بر نابرابری توزیع درآمد از الگوی VARMA GARCH in Mean Asymmetric BEKK استفاده شده است.

بر اساس معادلات میانگین، افزایش رشد درآمد واقعی نفت منجر به بهبود توزیع درآمد، رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت و حجم تجارت با اروپا به عنوان شاخص تحریم گردیده است. همچنین تکانه‌های رشد درآمد واقعی نفت به کلیه بخش‌ها سرریز شده است و این تکانه‌ها منجر به بهبود توزیع درآمد و در مقابل کاهش رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت و حجم تجارت با اروپا (شاخص تحریم) شده است. نااطمینانی رشد درآمد واقعی نفت نیز منجر به افزایش قیمت‌ها (تورم) و کاهش میزان حجم تجارت به عنوان شاخص تحریم با اروپا

---

۱. تفاوت میان اثر شوک منفی و مثبت یک متغیر بر تلاطم دیگر متغیرها

۲. این متغیر به صورت یک متغیر دامی (Dummy) وارد الگو شده است.

گردیده است. بنابراین آثار منفی تکانه‌ها و تلاطم رشد درآمد واقعی نفت بر متغیرهای اقتصادی در مقایسه با آثار مثبت آن بیشتر می‌باشد.

از نقاط قوت مطالعه حاضر منظور نمودن اثرات شکست ساختاری واریانس متغیرها در الگوی مورد مطالعه می‌باشد که منجر به افزایش دقت برآورد ضرایب الگو گشته است. معناداری ضرایب برآوردی شکست ساختاری (در عرض از مبدا) معادلات واریانس ($D_{11\text{-}ii}$) حاکی از آنست پس از لحاظ شکست ساختاری (واریانس) در الگو، مقدار تلاطم تمامی متغیرها افزایش یافته است، بنابراین در دوره زمانی که واریانس تولید دارای شکست ساختاری بوده در مقایسه با دوره زمانی که شکست ساختاری وجود نداشته، در حوزه رشد اقتصادی ثبات نسبی کمتری وجود داشته است. بعلاوه نتایج برآورد الگوی تحقیق، وجود اثرات (خودی) نامتقارن تکانه‌ها (اخبار خوب و بد) بر تلاطم تمامی متغیرها را تایید می‌نماید به نحوی که شدت این اثرات نامتقارن (d_{ii} ها) بر تلاطم رشد درآمد واقعی نفت، رشد اقتصادی واقعی بدون احتساب درآمد نفت و رشد قیمت‌ها (تورم) نسبتاً بیشتر بوده است. به طوری که این متغیرها به شدت به ورود اخبار بد حساس می‌باشند و این نوع اخبار از مهمترین عوامل بی‌ثباتی متغیرهای مورد مطالعه در این دوره بشمار می‌رود. مطابق ضرایب برآوردی بخش گارچ (b_{i1})، تلاطم تمامی متغیرها به تلاطم رشد ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد سرایت می‌نماید و بی‌ثباتی در هریک از این بخش‌ها منجر به انتقال آن به شاخص توزیع درآمد گردیده است.

همچنین معناداری ضرایب برآوردی $b_{55},\ldots b_{51}$ در بخش GARCH موید انتقال سرریز تلاطم تحریم‌ها به کلیه بخش‌ها از جمله توزیع درآمد می‌باشد که موید نقش و جایگاه موثر تحریم‌ها در ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد کلان ایران است؛ لذا در صورت ادامه روند تحریم‌ها، برقراری ثبات نسبی با چالشی جدی روبرو خواهد شد.

براساس پیش‌بینی صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۹)، لغو تحریم‌ها از سه کانال بر اقتصاد ایران اثرگذار است؛ اول شوک مثبت تقاضای خارجی (هم برای صادرات نفتی و هم غیرنفتی)؛ دوم، شوک مثبت در تراز تجاری و سوم، اثر ثروت از طریق دسترسی مجدد به دارایی‌های خارجی و صادرات بیشتر محصولات نفتی. بنابراین با توجه به نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش در خصوص اثرات تحریم‌های نفتی پس از برجام و آینده وضعیت اقتصاد کلان ایران خصوصاً در بخش توزیع درآمد می‌توان دو سناریو تنظیم نمود:

در نخستین سناریو با لغو تحریم‌ها، توزیع درآمد در کوتاه‌مدت نمی‌تواند از سرریز اثرات

نااطمینانی بازار نفت بگریزد و با افزایش ضریب جینی به سمت نابرابری بیشتر پیش می‌رود اما این اثرات در بلندمدت رفته رفته تقلیل می‌یابد.

سناریو دوم با ادامه دار شدن فشار تحریم‌ها و خیز دولت آمریکا برای به حداقل رساندن صادرات نفت ایران تنظیم می‌گردد که به افزایش نااطمینانی درآمد نفت و به دنبال آن سرایت اثرات سرریز به حوزه توزیع درآمد می‌انجامد؛ در این صورت علاوه بر دوره کوتاه‌مدت، در بلندمدت نیز شاهد افزایش نابرابری توزیع درآمد خواهیم بود.

References

Abasi Nami, H. (2021). "Modeling and Forecasting Crude Oil Price Volatility and Value at Risk using GARCH and Single Regime Change Models". Energy Economy Studies **17**(68): 141-174. (In Persian).

Abounoori, E. & Khanalipoor, A. (2009). "Does the Uncertainty Resulting from Crude Oil Price Fluctuations Affect its Supply? Application of ARCH, GARCH". Journal of Economic Research **30**(91): 21-48. (In Persian).

Alvarado, R. Tillaguango, B. López-Sánchez, M. Ponce, P. & Işık, C. (2021). "Heterogeneous Impact of Natural Resources on Income Inequality: the Role of the Shadow Economy and Human Capital Index". Economic Analysis and Policy **69**: 690-704.

Amuzegar, J. (2001). *Managing the Oil Wealth: OPEC's Windfalls and Pitfalls*, IB Tauris.

Antonakakis, N. Chatziantoniou, I. & Filis, G. (2014). "Dynamic Spillovers of Oil Price Shocks and Economic Policy Uncertainty". Energy Economics **44**: 433-447.

Apergis, N. & Katsaiti, M. S. (2018). "Poverty and the Resource Curse: Evidence from a Global Panel of Countries". Research in Economics **72**(2): 211-223.

Basu, S. & Bundick, B. (2017). "Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand". Econometrica **85**(3): 937-958.

Bhattacharyya, S. & Williamson, J. G. (2016). "Distributional Impact of Commodity Price Shocks: Australia over a Century". CEPR Discussion Paper No. DP9582, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2307405.

Bidabad, B. & Peykarjoo, K. (2007). "Simulation and Prediction of Global Oil Prices". Economic Research Paper **4**(27): 83-117. (In Persian).

Bredin, D. Elder, J. & Fountas, S. (2008). "The Effects of Uncertainty about Oil Prices in G-7". UCD Geary Institute Discussion Paper Series 200840.

Breen, R. & Garca-Pealosa, C. (2005). "Income Inequality and Macroeconomic Volatility: an Empirical Investigation". Review of Development Economics **9**: 380-398.

Brown, S. P. & Yücel, M. K. (2002). "Energy Prices and Aggregate Economic Activity: an Interpretative Survey". The Quarterly Review of Economics and Finance **42**(2): 193-208.

Cevik, N. K. Cevik, E. I. & Dibooglu, S. (2020). "Oil Prices, Stock Market Returns and Volatility Spillovers: Evidence from Turkey". Journal of Policy Modeling **42**(3): 597-614.

Coleman, J. (1968). "The Concept of Equality of Educational Opportunity". Harvard Educational Review **38**(1): 7-22.

De Miguel, C. Manzano, B. & Martin-Moreno, J. M. (2003). "Oil Price Shocks and Aggregate Fluctuations". The Energy Journal, The Bi-

Monthly Journal of the IAEE's Energy Economics Education Foundation, **24**(2).

Degiannakis, S. Filis, G. & Arora, V. (2018). "Oil Prices and Stock Markets: a Review of the Theory and Empirical Evidence". The Energy Journal, The Bi-Monthly Journal of the IAEE's Energy Economics Education Foundation, **39**(5).

Dietrich, A. & Weber, C. (2018). "What Drives Profitability of Grid-Connected Residential PV Storage Systems? A Closer Look with Focus on Germany". Energy Economics **74**: 399-416.

Ebrahimi, S. (2011). "The Effects of Oil Price Shocks and Exchange Rate Fluctuations and the Resulting Uncertainty on the Economic Growth of Selected Oil Countries". Quarterly Journal of Business Research **59**(15): 83-105. (In Persian).

Elder, J. & Serletis, A. (2009). "Oil Price Uncertainty in Canada". Energy Economics **31**(6): 852-856.

Esfahani, H. S. Mohaddes, K. & Pesaran, M. H. (2013). "Oil Exports and the Iranian Economy". The Quarterly Review of Economics and Finance **53**(3): 221-237.

Farzanegan, M. R. & Habibpour, M. M. (2017). "Resource Rents Distribution, Income Inequality and Poverty in Iran". Energy Economics **66**: 35-42.

Farzanegan, M. R. Mohammadikhabbazan, M. & Sadeghi, H. (2015). "Effect of Oil Sanctions on the Macroeconomic and Household Welfare in Iran: New Evidence from a CGE Model". MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics. (No. 07-2015).

Fawaz, F. & Frey, E. (2020). "The Impact of Abundancy of Resources and Regime Type on Income Inequality: The Case of Less-Developed Countries". Journal of Social Sciences **41**(1): 1-7.

Fluckiger, Yves. (2007). "The Effect of Macroeconomic Variables on the Distribution of Income in Switzerland". Work Paper.

Fum, R. M. & Hodler, R. (2010). "Natural Resources and Income Inequality: The Role of Ethnic Divisions". Economics Letters **107**(3): 360-363.

Galor, O. & Tsiddon, D. (1996). "Income Distribution and Growth: the Kuznets Hypothesis Revisited". Economica S103-S117.

Goderis, B. & Malone, S. W. (2011). "Natural Resource Booms and Inequality: Theory and Evidence". Scandinavian Journal of Economics **113**(2): 388-417.

Golestani, M. & Rahmani, T. (2009). "An Analysis of the Curse of Oil Resources and Rent-Seeking on Income Distribution in Selected Oil-Rich Countries". Economic Research Quarterly **44**(89): 57-86. (In Persian).

Grier, K. B. Henry, Ó. T. Olekalns, N. & Shields, K. (2004). "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth". Journal of Applied Econometrics **19**(5): 551-565.

Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Hassanzadeh, M. Sadeghi, H. Uosefi, A. Sahabi, B. Ghanbari, A. (2012). "Investigating the Effects of Oil Price Fluctuations on the Welfare of Households in Different Income Deciles". Economic Research Quarterly **4**: 55-77. (In Persian).

Hausmann, R. & Gavin, M. (1996). "Securing Stability and Growth in a Shock Prone Region: the Policy Challenge for Latin America". IDB Working Paper No. 259, pp. 33, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1815944 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1815944.

Herrera, A. M. Hu, L. & Pastor, D. (2018). "Forecasting Crude Oil Price Volatility". International Journal of Forecasting **34**(4): 622-635.

Howie, P. & Atakhanova, Z. (2014). "Resource Boom and Inequality: Kazakhstan as a Case Study". Resources Policy **39**: 71-79.

Hsieh, D. A. (1989). "Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates". Journal of Business & Economic Statistics **7**(3): 307-317.

Jafari, M. & Shayeghanmehr, S. (2021). "Income Inequality and the Curse of Oil: A Study of Oil-Rich Countries". Energy Economy Studies **17**(71): 67-112. (In Persian).

Jerjerzadeh, A. R. & Eghbali, A. R. (2005). "Investigating the Effect of Oil Revenues on Income Distribution in Iran". Quarterly Journal of Environmental and Energy Economics **2**: 1-22. (In Persian).

Kang, W. & Ratti, R. A. (2013). "Structural Oil Price Shocks and Policy Uncertainty". Economic Modelling **35**: 314-319.

Kang, W. & Ratti, R. A. (2015). "Oil Shocks, Policy Uncertainty and Stock Returns in China". Economics of Transition **23**(4): 657-676.

Kelikume, I. & Muritala, O. (2019). "The Impact of Changes in Oil Price on Stock Market: Evidence from Africa". International Journal of Management, Economics and Social Sciences (IJMESS) **8**(3): 169-194.

Keshavarz Haddad, Gh. R. & Abedin, M. R. (2017). "Sanction and Trade Deflection: A Decade of Experience from Iran". The Conference in Bergamo University.

Khan, M. I. Teng, J. Z. Khan, M. K. Jadoon, A. U. & Khan, M. F. (2021). "The Impact of Oil Prices on Stock Market Development in Pakistan: Evidence with a Novel Dynamic Simulated ARDL Approach". Resources Policy **70**: 101899.

Kim, D. H. & Lin, S. C. (2018). "Oil Abundance and Income Inequality". Environmental and Resource Economics **71**(4): 825-848.

Kim, D. H. Chen, T. C. & Lin, S. C. (2020). "Does Oil Drive Income Inequality? New Panel Evidence". Structural Change and Economic Dynamics 55: 137-152.

Li, H. Squire, L. & Zou, H. F. (1998). "Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality". The Economic Journal **108**(446): 26-43.

Li, L. Yin, L. & Zhou, Y. (2016). "Exogenous Shocks and the Spillover Effects between Uncertainty and Oil Price". Energy Economics **54**: 224-234.

Mahdavi, A. Mehrara, M. Memariuan, M. H. (2019). "Investigating the Effect of Oil Price Shocks on Uncertainty in Foreign Exchange, Gold and Stock Markets in Iran". Economic Research Quarterly **54**(3): 739-769. (In Persian).

Maleki Shahrivar, M. (2018). "Short-term and Long-term Effects of Oil Revenues on Economic Poverty in Urban Areas in Iran". Applied Economics Quarterly **7**(23): 57-76. (In Persian).

Mallaye, D. Timba, G. T. & Yogo, U. T. (2015). "Oil Rent and Income Inequality in Developing Economies: Are they Friends or Foes?". halshs-01100843f, CERDI - Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International.

Marx, K. (1975). *The Poverty of Philosophy*, Moscow: Progress Publishers. (Chapter 2, Section 5).

Mehrara, M. & Mojab, R. (2010). "Real and Nominal Uncertainty in Iran (1960-2006)". International Research Journal of Finance and Economics **48**(5): 194-203.

Mehrara, M. Firouzjaee, B. A. & Gholami, A. (2011). "The Corruption and Income Distribution in OPEC and OECD Countries: a Comparative Study". International Journal of Economics and Research **2**(6): 51-61.

Merhara, M. & Mohamadiuan, M. (2014). "Investigating Factors Affecting Income Distribution in Iran's Economy with Bayesian Econometric Approach". Economic Researches of Iran **61**: 83-116. (In Persian).

Mohtadi, H. & Roe, T. L. (2003). "Democracy, Rent Seeking, Public Spending and Growth". Journal of Public Economics **87**(3-4): 445-466.

Mokni, K. (2020). "Time-varying Effect of Oil Price Shocks on the Stock Market Returns: Evidence from Oil-importing and Oil-exporting Countries". Energy Reports **6**: 605-619.

Montinola, G. and Jackman, R. (2002). "Sources of Corruption: A Cross-country Study". British Journal of Political Science **32**: 147-170.

Moradi, M. A. (2010). "The Effect of Oil on Iran's Macroeconomic Indicators with an Emphasis on Transmission Mechanisms and Effects". Economic Research Quarterly **2**: 115-140. (In Persian).

Noferesti, M. & Mohamadi, F. (2009). "Investigating the Effects of Macroeconomic Shocks on Income Distribution in Iran's Economy". Iranian Economic Research Quarterly **38**: 31-53. (In Persian).

Noriega, A. E. & Soria, L. M. (2005). *Structural Breaks, Orders of Integration, and the Neutrality Hypothesis: Further Evidence*, Mimeo.

Rahman, S. & Serletis, A. (2012). "Oil Price Uncertainty and the Canadian Economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, Asymmetric BEKK Model". Energy Economics **34**(2): 603-610.

Rezaai, M. Uavari, K. Ezati, M. & Etesami, M. (2015). "Investigating the Effect of Abundance of Natural Resources on Financial Repression and Economic Growth through the Channel of Influencing Income Distribution". Quarterly Journal of Iran's Energy Economy Research **4**(14): 89-122. (In Persian).

Rondina, F. (2010). "Policy Evaluation and Uncertainty about the Effects of Oil Prices on the Global Economy Activity". Institute for Economic Analysis, CSIC and Barcelona GSE Retrieved from http://www.econ.upf.edu/docs/seminars/rondina.pdf.

Ross, M. L. (2001). "Does Oil Hinder Democracy?". World Politics **53**(3): 325-361.

Ross, M. L. (2001). *Extractive Sectors and the Poor*, Oxfam America.

Rousseau, P. L. & Yilmazkuday, H. (2009). "Inflation, Financial Development, and Growth: A Trilateral Analysis". Economic Systems **33**(4): 310-324.

Runfang, Y. Jiangze, D. & Xiaotao, L. (2017). "Improved Forecast Ability of Oil Market Volatility based on Combined Markov Switching and GARCH-class Model". Procedia Computer Science **122**: 415-422.

Sachs, J.D. & Warner, A.M. (1995b). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". NBER Working Paper No. 5398.

Sahebhonar, H. & Nadri, K. (2013). "Economic Analysis of the Effect of Increasing Oil Revenues on Income Distribution with the BVAR Approach: a Case Study of Iran's Economy". Iranian Energy Economy Quarterly **2**(9): 115-149. (In Persian).

Samadi, A. H. Hadiuan, E. & Jafari, M. (2013). "Investigating the Effect of Permanent and Temporary Fluctuations in OPEC Oil Prices". Quarterly Journal of Iran's Energy Economy Research **2**(7): 75-101. (In Persian).

Sandbu, M. E. (2006). "Natural Wealth Accounts: A Proposal for Alleviating the Natural Resource Curse". World Development **34**(7): 1153-1170.

Segal, G. Shaliastovich, I. & Yaron, A. (2015). "Good and Bad Uncertainty: Macroeconomic and Financial Market Implications". Journal of Financial Economics **117**(2): 369-397.

Shirkavand, S. (2004). "The Trends of Subsidies in Iran (1973–2003) and the Effects of Cash Payments of Subsidies". In Working Paper, Imam Sadegh University.

Simionescu, M. (2014). "The Accuracy Assessment of Macroeconomic Forecasts Based on Econometric Models for Romania. Procedia Economics and Finance **8**: 671-677.

Sinha, S. & Lipton, M. (1999). *Undesirable Fluctuations, Risk and Poverty: A Review*, (Documento Mimeografiado). Washington, DC: Banco

Mundial.
Taylor, J. W. (2004). "Volatility Forecasting with Smooth Transition Exponential Smoothing". International Journal of Forecasting **20**(2): 273-286.
Trujillo-Barrera, A. Mallory, M. & Garcia, P. (2012). "Volatility Spillovers in US Crude Oil, Ethanol, and Corn Futures Markets". Journal of Agricultural and Resource Economics Jstore **37**(9): 247-262.
Uhlmann, A. J. (2016). *Family, Gender and Kinship in Australia: The Social and Cultural Logic of Practice and Subjectivity*, Routledge.
Verhami, V. & Gholizadeh, R. (2015). "Investigating the Effects of Oil Price Fluctuations on Iran's Gini Coefficient using the VECM Method". Alzahra University Economic Progress Policy Quarterly **3**(9): 53-72. (In Persian).
Verleger Jr, P. K. (1993). *Adjusting to Volatile Energy Prices*, Washington, DC: Institute for International Economics.
Wen, F. Gong, X. & Cai, S. (2016). "Forecasting the Volatility of Crude Oil Futures using HAR-type Models with Structural Breaks". Energy Economics **59**: 400-413.
Xu, X. & Taylor, S. J. (1995). "Conditional Volatility and the Informational Efficiency of the PHLX Currency Options Market". Journal of Banking & Finance **19**(5): 803-821.
Zarei, P. Tehranchiuan, A. & Rodary, S. (2021). "Is Oil a Curse or a Blessing for Iran's Financial Development?". Quarterly Journal of Energy Economics Studies **17**(70): 85-116. (In Persian).
Živkov, D. & Đurašković, J. (2022). "How does Oil Price Uncertainty Affect Output in the Central and Eastern European Economies? –the Bayesian-based Approaches". Applied Economic Analysis (Ahead-of-Print).

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 303-338

Oil Revenue Uncertainty and Income Distribution Inequality: An Emphasis on the Role of Sanctions in the Iranian Economy

Tahereh Jahani[1]
Parvaneh Salatin[2]

Received: 12-03-2022 Accepted: 19-07-2022

Introduction: Income distribution is one of the economic variables in the field of macroeconomics whose improvement is always a concern of governments. Income distribution shows the share of each member of the society in national income. The most important results of an increase in income inequality are increased rents and corruption, reduced entrepreneurial rate in the society and increased size of government. Also, the existence of a large traditional sector with low potential for modernization and a low and volatile level of economic growth rate is another characteristics of economies with high inequality in income distribution. All economies are somehow faced with macroeconomic shocks, but the dependence of oil-exporting countries on foreign exchange earnings from oil sales has made changes in oil revenues, which is a major cause of economic fluctuations in these countries. In Iran, exports and government budgets depend heavily on oil revenues, so that any move to the global oil market severely affects the government budgets and the structure of the economy. Thus, the prominent role of oil revenues in the structure of the government budgets and the social security programs has distinguished the Iranian economy from other economies. Studies show that countries with a high share of natural resource exports experience two to three times more fluctuations in their foreign trade than other countries. Oil wealth harms the poor by creating economic fluctuations in the countries that export this product through two channels that include creating economic shocks and destabilizing government revenues, and increasing income inequality. Therefore, considering the importance of the subject, the main purpose of this study is to investigate the impacts of shocks and uncertainty of oil

[1]. Ph.D in Economics, Faculty Member of Management and Accounting Department, Ramsar Institute for Higher Education, Ramsar, Iran
[2] . Assistant Professor, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran
Email: par_salatin@yahoo.com

revenues and sanctions on the income distribution in the Iranian economy.

Methodology: In this study, in order to investigate the impacts of oil market shocks (good and bad news) and sanctions as well as the effects of uncertainty in the income distribution inequality, the index of VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK model has been used for the period of 1991: 1 to 2019: 1.

Results and Discussion: The results showed that positive shocks to the oil revenues led to improved revenue distribution in the short term. One of the strengths of the present study is to consider the effects of the structural failure of the variance of variables in the studied model, which has led to an increase in the accuracy of estimating the model coefficients. The significance of the structural failure coefficients (across the origin) in the equations of variance indicates that, in terms of structural failure (variance) in the model, the amount of turbulence in all the variables increased, so in the period when production variance had structural failure compared to the period when there was no structural failure, there was less relative stability in the economic growth. In addition, the results of estimating the research model confirm the existence of asymmetric effects of shocks (good and bad news) on the turbulence of all the variables, so that the intensity of these asymmetric effects in the turbulence of oil revenues, economic growth and inflation was relatively higher. These variables are highly sensitive to the arrival of bad news, and this type of news is an important factor for the instability of the variables studied in this period. According to the estimation of the GARCH sector coefficients, the turbulence of all the variables is transmitted to the turbulence of the income distribution inequality index, and the instability in each of these sectors leads to its transfer to the income distribution index. Also, the significance of the estimated coefficients in the GARCH sector confirmed the transfer of the sanctions turbulent overflow to all the sectors, including income distribution, which confirms the effective role of sanctions in creating instability in Iran's macroeconomy. Therefore, if the sanctions continue, the establishment of relative stability will face a serious challenge.

Conclusion: Despite the view of many economic thinkers that one of the main causes of poverty and income inequality is lack of capital, and money accumulation, the experience of many oil-exporting countries, including Iran, with regard to oil revenues shows the opposite. Many studies have shown that, despite the abundance of oil resources and high government revenues from oil revenues in countries with oil reserves, including Iran, income inequality is exacerbated. This is due to their lack of attention to tax revenues, over-dependence on oil revenues, lack of strong links between oil-related industries and other economic sectors, the lack of proper influence of this sector on employment, and the orientation of public spending towards the wealthy classes,. In contrast, studies in developed countries indicate that

reducing inequality and improving income distribution by increasing transfer costs and targeted subsidies from sources of increased energy revenue have led to improved health and education indicators.

Keywords: Income inequality, Oil revenue uncertainty, Sanctions, Asymmetric effects.
JEL: I38; Q34, D31.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۳۷۰-۳۳۹

تبیین اثر شکاف جنسیتی در برخورداری از فرصت‌ها بر شکاف فقر

کامران رحیمی[۱]
حسن سبحانی[۲]
محسن مهرآرا[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۱

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی تطبیقی اثر شاخص‌های شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی بر شکاف فقر با تأکید بر دموکراسی است. برای این منظور از مدل پانل با رویکرد آستانه‌ای (PSTR) بر اساس داده‌های سالانه کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۴ استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، متغیرهای شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی رابطه مثبت با شاخص شکاف فقر در هر دو گروه از کشورهای مطالعه دارند، به عبارتی افزایش در شاخص‌های شکاف جنسیتی، منجر به افزایش شکاف فقر در هر دو گروه از کشورها می‌شود، ولی با نگاهی به ضرایب متغیرها در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و نزدیک به صفر بودن این ضرایب با توجه به رتبه‌بندی این گروه کشورها از نظر توسعه انسانی، علامت ضرایب قابل توجیه است. همچنین ضرایب متغیرهای نوع نظام حاکمیتی در هر دو گروه از کشورها تأثیری بر تفاوت در معنی‌داری گروه کشورهای مطالعه ندارد.

واژگان کلیدی: فقر، شکاف آموزشی، شکاف درآمدی، شکاف سلامتی، مدل رویکرد آستانه‌ای پانل.

[۱]. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، پردیس البرز دانشگاه تهران rahimi.kamran@ut.ac.ir
[۲]. استاد گروه اقتصاد اسلامی، اجتماعی و نهادی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) sobhanihs@ut.ac.ir
[۳]. استاد گروه اقتصاد نظری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران mmehrara@ut.ac.ir

۱- مقدمه

شکاف جنسیتی از جدیدترین شاخص‌های سنجش میزان نابرابری بر اساس جنسیت است که سال ۲۰۰۶ توسط مجمع جهانی اقتصاد معرفی شده است. این شاخص، اختلاف بین زنان و مردان را در چهار بعد اساسی (سلامت و بقاء، آموزش، فرصت اقتصادی و توانمندسازی سیاسی) بررسی کرده است و چارچوبی برای سنجش میزان نابرابری بر اساس جنسیت ارائه می‌دهد. مهمترین ویژگی این شاخص تمرکز بر فاصله این دو گروه در زیرشاخص‌های مختلف، بدون توجه به سطح آن‌ها است. شکاف سلامت برآوردی از تفاوت در تعداد سال‌هایی است که مردان و زنان می‌توانند انتظار زندگی در سطحِ مناسبی از سلامت (بدون بیماری، خشونت و سوء تغذیه) را داشته باشند. شکاف و نابرابری در آموزش نیز از طریق مؤلفه‌های نرخ باسوادی زنان به مردان و همچنین نرخ ثبت نامِ آنان در مقاطع ابتدایی، متوسطه و آموزش عالی محاسبه می‌گردد. ضمن این‌که شکاف درآمد و دستمزد (نسبت برآورد درآمد اکتسابی زنان به مردان) نیز شاخصی برای سنجش تفاوت در دستیابی به فرصت‌های اقتصادی بین زنان و مردان است. به نظر می‌رسد که فقر نیز طبیعتی جنسیتی دارد، تجربه زنان و مردان از فقر متفاوت است. طبق تحقیق راموس و همکاران[1] (۲۰۲۰)، رودز[2] (۲۰۱۶)، کبیر[3] (۲۰۱۵) و باستوس و همکاران[4] (۲۰۰۹) در سراسر جهان، احتمال فقیر بودن یک مرد کمتر از یک زن است، از طرفی مطالعات نابرابری درآمد نیز حاکی از رابطه مثبت بین فقر و شکاف جنسیتی (کازندجیان و همکاران[5] (۲۰۱۹)) و حتی تنوع جنسیتی (بلیک و همکاران[6]، ۲۰۱۸: ۲۵۴) است. این سوال که منشأ این تفاوت چیست؟ سال‌هاست، ادبیات نظری گسترده‌ای را ایجاد کرده و تبدیل به یک دغدغه شده است. آمارتیاسن این وضعیت را متوجه ساختارهای فرهنگی و اجتماعی می‌بیند که قابلیت‌های محدودتری را در زنان نسبت به مردان جهت برون‌رفت از وضعیت فقر ایجاد می‌کند (شالچی و عظیمی، ۱۳۹۸: ۱۲۱). امروزه در سطح جهانی این واقعیت پذیرفته شده، که بدون توجه و استفاده از زنان در امور جامعه نمی‌توان به توسعه پایدار دست یافت (اسلام و همکاران[7]، ۲۰۱۹: ۶۴۷). مطالعات دو سه دهه اخیر نشان می‌دهد که دسترسی به توسعه پایدار بدون مشارکت فعال زنان به عنوان نیمی از نیروی انسانی بالقوه موجود در جوامع در تمامی

---

1. Ramos (2020)
2. Rhodes (2016)
3. Kabeer (2015)
4. Bastos (2009)
5. Kazandjian (2019)
6. Blake (2018)
7. Islam (2019)

عرصه‌ها امکان‌پذیر نیست، ضمن این‌که موانعی بر سر راه مشارکت زنان از گذشته تا به امروز وجود دارد (نیکوقدم و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۳۰). هر چند فقر به طور سنتی تحت عنوان فقر درآمدی اندازه‌گیری می‌شود، اما دارای جنبه‌های غیر درآمدی نیز می‌باشد و از ابعاد مختلف قابل بررسی و ارزیابی است (محمودی و صمیمی‌فر، ۱۳۸۴: ۱۲). در گزارش توسعهٔ جهانی (۲۰۰۱ – ۲۰۰۰) نیز تأکید شده که فقر دارای جنبه‌های متعدد و فراتر از مفهوم درآمد است. در واقع تحلیل فقر از جنبه‌های مختلف کمک می‌کند که گونه‌های مختلف محرومیت گروه‌های فقیر شناسایی شود. امروزه هم در محافل دانشگاهی و هم در حوزهٔ سیاست‌گذاری، فقر در ابعادی فراتر از فقر درآمدی و در حوزه‌هایی همچون فقر بهداشتی، آموزشی، مسکن و فقر قابلیتی نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد (خدادادکاشی و جاویدی، ۱۳۹۰: ۸۶). نابسندگی پژوهش‌های قبلی در نشان دادن چهره واقعی فقر باعث شده که فقرپژوهی در سال‌های اخیر از تمرکز بر فقر درآمدی به بررسی فقر قابلیتی، تغییر رویکرد دهد. این به معنی گذار از رویکردهای کمی به رهیافت‌های کیفی و فرامادی است (ابراهیمی، ۱۳۹۴: ۹). دیدگاه آمارتیاسن مبنی بر گره خوردن مفهوم فقر به محرومیت از قابلیت‌های اساسی، خود گواهی بر این مدعا است که عوامل متعددی در ایجاد فقر دخالت دارند، هرچند چشم‌انداز فقر قابلیتی، این دید که درآمد پایین مطمئناً یکی از علل اصلی فقر است، را به هیچ وجه نفی نمی‌کند (راغفر، ۱۳۸۴: ۲۵۴). آمارتیاسن عقیده دارد که تفاوت یک فرد غیر فقیر با یک فرد فقیر در امکان و فرصت تبدیل "قابلیت به کارکرد" است (تودارو و اسمیت[1]، ۲۰۰۹: ۲۹). سن با طرح ایده "ظرفیت‌ها و کارکردهای انسانی" مدعی شدکه بسط ظرفیت‌های انسانی در کنار درآمد از عناصر اصلی رشد و توسعه و به تعبیری کاهش فقر به شمار می‌آید (ارضروم چیلر[2]، ۲۰۰۴: ۱۸). بر این اساس می‌توان ادعا کرد که فقر نمودِ توسعه نیافتگی اقتصاد است (لادرسی و استوارت[3]، ۲۰۰۳: ۱۲۸).

یکی از مهمترین اهداف توسعه‌ی هزاره سوم، ارتقاء برابری جنسیتی است. به این معنی که زنان از فرصت‌های برابری برای توسعه‌ی استعدادهایشان برخوردار باشند (اینگلهارت و ولزل[4]، ۲۰۰۹: ۱۳۹). سیر تکاملی نظریات ارائه شده نیز تفاوت در سطح شکاف مذکور را به عواملی نهادی نظیر

[1]. Todaro and Smith (2009)
[2]. Arzrum Chiller (2004)
[3]. Laderchi & Stewart (2003)
[4]. Inglehart & Welzel (2009)

آموزش و سلامت نسبت می‌دهد. بدین روی نظر به این‌که فقر طبیعتی جنسیتی دارد، درک این تعامل‌ها برای طراحی و اجرای سیاست‌هایی که به کاهش شکاف بین زنان و مردان و رهایی زنان از فقر کمک می‌کند، ضروری است (فریرا و همکاران[1]، ۲۰۲۲: ۷۶). نهادگرایان جدید بر این باورند که تغییرات نهادی از طریق ایجاد تحول در ساختار انگیزشی افراد بر انتخاب‌های آن‌ها و در نتیجه بر عملکرد اقتصادی جامعه در بلندمدت اثرگذار است. در میان عوامل نهادی مختلف به نظر می‌رسد دموکراسی در کنار عواملی مانند سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی نقش برجسته‌ای در فرآیند توسعه و کاهش فقر کشورها ایفا کنند (اواسکا و تاکشیما[2]، ۲۰۰۶: ۱۵). در واقع مفروض اساسی و بنیانی دموکراسی مشارکت شهروندان برای اخذ تصمیم‌گیری‌ها و برابری همه افراد جامعه، به دور از شکاف‌های جنسیتی است. بر این اساس به نظر می‌رسد دموکرات یا اقتدارگرا بودن ساختار حاکم نیز می‌تواند عامل تعیین‌کننده‌ای برای تعیین وضعیت توسعه‌یافتگی و فقر باشد. مطابق با دیدگاه ناسازگاری عجم اوغلو و رابینسون (۲۰۰۶)[3]، یک رابطه مابین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد. اولین استدلال طرفداران این مکتب، ریشه در رویکرد و اثرات بازتوزیعی دموکراسی دارد. به این صورت که حکومت‌های دموکراتیک بیشتر از حکومت‌های اتوکراسی، طرفدار فقرا هستند، ضمن این‌که توزیع درآمد در حکومت‌های دموکراتیک، نسبت به حکومت‌های غیر دموکراتیک، از برابری بیشتر برخوردار است. لذا مطابق با دیدگاه ناسازگاری، زمانی که رویکرد جامعه از دیکتاتوری به دموکراسی تغییر می‌یابد، توزیع درآمد بهبود می‌یابد (عجم اوغلو و رابینسون، ۲۰۰۶: ۵۲-۴۹). بسیاری از دانشمندان علوم سیاسی سعی کرده‌اند تا به بررسی این فرضیه بپردازند که توسعه موجب تقاضا برای حداکثرسازی برخورداری از حقوق سیاسی می‌شود. در واقع این استدلال سنتی که توسعه، راه را برای دموکراسی هموار می‌سازد، نخستین بار توسط سیمور مارتین لیپست[4] (۱۹۵۹) و سپس توسط روشمایر و همکاران[5] (۱۹۹۲)، دایاموند[6] (۱۹۹۲)، و لیپست و همکاران[7] (۱۹۹۳) مطرح شد. بر اساس این استدلال، رفاه زیاد با ایجاد طبقهٔ متوسط گسترده و از میان برداشتن شکاف‌های اجتماعی، نهادهای دموکراتیک را

1. Ferreira (2022)
2. Ovaska and Takashima (2006)
3. Acemoglu & Robinson (2006)
4. Seymour Martin Lipset (1959)
5. Rueschmeyer (1992)
6. Diamond (1992)
7. Lipset (1993)

ارتقاء بخشیده، تضادهای اجتماعی را تعدیل می‌کند (لفت ویچ، ۱۹۹۹: ۶۴-۶۳)[1]. طرفداران این دیدگاه معتقد بودند که کشورها قبل از ایجاد نهادها و فرآیندهای دموکراسی، نیازمند پیشرفت اقتصادی و اجتماعی قابل ملاحظه هستند. بر اساس این دیدگاه، تحقق دموکراسی با سطح توسعه اقتصادی در ارتباط است و یک کشور، احتمالاً وقتی به دموکراسی دست می‌یابد که مراحلی از تکامل اقتصادی را پیموده و یا این‌که شهروندانش به حد معینی از تحصیلات دست یافته باشند. هانتینگتون[2] نیز ادعا می‌کند، از عواملی که در سر برآوردن رژیم‌های دموکراتیک (۱۹۸۰-۱۹۷۰) مؤثر افتادند: مهم‌تر از همه سطوح بالای بهبود اقتصادی بود، که به گسترش باسوادی و شهرنشینی کشیده شد، طبقه متوسط را وسعت بخشید و ارزش‌های حامی دموکراسی را تقویت کرد. مبتنی بر این رویکرد دموکراسی کالای تجملی است و تنها پس از این‌که وظیفه دشوار توسعه به سرانجام رسید، می‌توان از آن استفاده کرد. در دیدگاه مقابل که دموکراسی عامل توسعه است؛ گروهی از اندیشمندان نظیر آمارتیاسن تأکید دارند که آزادی و دموکراسی جزئی از توسعه است (سن[3]، ۲۰۰۶: ۲۰۵). داگلاس نورث و همکارانش نیز نشان می‌دهند که رشد پایدار اقتصادی تنها در دموکراسی‌ها روی می‌دهد (نورث و همکاران[4]، ۲۰۰۹: ۵۷). نتایج مطالعات کورمندی و مگوئیر[5] (۱۹۸۵)، کوین و وولی[6] (۲۰۰۱)، گانگ‌شن[7] (۲۰۰۲)، رودریک و وکزیارج[8] (۲۰۰۵) نیز نشان می‌دهد که؛ دموکراسی عامل رشد و از بین بردن شکاف‌های جنسیتی و گذارهای دموکراتیک بر عملکرد اقتصاد است. بر این اساس در مطالعه حاضر به تحلیل تطبیقی کاهش فقر از طریق شاخص‌های شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی با تأکید بر دموکراسی با بررسی دو دیدگاه مطرح شده طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۴ و با به‌کارگیری رویکرد آستانه‌ای انتقال ملایم پانل (PSTR) پرداخته می‌شود و بررسی می‌شود که آیا اختلاف در سطح دستمزد زنان و مردان، اختلاف در سطح آموزش زنان و مردان، اختلاف در شاخص امید به زندگی زنان و مردان با در نظر گرفتن نظام دموکراسی و اتوکراسی در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا تأثیری بر کاهش فقر داشته و این تأثیر در کدام دسته از کشورها بیشتر است؟ که به تفصیل مورد

1. Adrian Leftwich (1999)
2. Huntington
3. Sen (2006)
4. North (2009)
5. Kormendi and Meguire (1985)
6. Quinn and Wooley (2001)
7. Gung-shen (2002)
8. Rodrik and Wacziarg (2005)

بررسی واقع می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- تأثیر شاخص‌های شکاف بر کاهش فقر با تأکید بر نظام دموکراسی یا اتوکراسی

یکی از نظریات در خصوص رابطه بین نظام دموکراسی و اتوکراسی با کاهش فقر، نظریه شک و تردید[1] است. طرفداران این نظریه تأکید می‌کنند که کاهش فقر عمدتاً به دلیل نهاده‌های تولیدی از جمله سرمایه‌گذاری و نیز سیاست‌های دولتی طرفدار رشدی است، که به مراتب مهم‌تر از نوع رژیم غالب در کشور است (کروزمن و همکاران[2]،۲۰۰۲: ۵). اگرچه امنیت حقوق مالکیت منجر به ایجاد محیط مساعد برای سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش فقر می‌شود، اما مطابق با نظرات طرفداران این مکتب این سؤال پیش می‌آید که کدام نوع نظام؛ دموکراسی یا اتوکراسی- بهتر می‌تواند این امنیت را فراهم نماید. بر مبنای آنچه مارتینز[3] در خصوص رابطه میان نهادهای سیاسی، اقتصادی و حقوق مالکیت یادآور می‌شود، می‌توان گفت؛ در حکومت‌های اتوکراسی، ترجیحات زمانی حاکمان، تعیین‌کننده حقوق قرارداد و مالکیت است، در حالی که در نظام‌های دموکراسی دوام رژیم تعیین‌کننده است. به این ترتیب که حاکمان مستبد به منظور حداکثرنمودن منافع بلندمدت خود ناگزیر به در پیش گرفتن رفتاری متعادل در افق زمانی کوتاه‌مدت هستند، لذا در افق زمانی مذکور بهتر می‌توانند حقوق قرارداد و مالکیت را تأمین نمایند، ضمن این‌که نظام‌های دموکراسی که تجربه کشورهای مرفه دمکراتیک نیز موید آن است، با توجه به این‌که دوره حکمرانی‌شان کوتاه است، دارای افق زمانی به نسبت کوتاه‌مدت بوده، لذا بهتر توانسته‌اند حقوق قرارداد و مالکیت را تعیین نمایند (برازل[4]، ۲۰۰۱: ۲۸). ضمن این‌که برای تأمین امنیت این حقوق، دموکراسی‌های پایدار بهتر از دموکراسی‌های گذرا هستند. لذا در حالت کلی می‌توان گفت دموکراسی‌های گذرا و اتوکراسی‌های کوته‌بینانه اثرات مضری بر تأمین امنیت حقوق مالکیت دارند (قریشی و احمد، ۲۰۱۲: ۶). از طرف دیگر نااطمینانی در حقوق مالکیت و بی‌ثباتی نیز مانع سرمایه‌گذاری شده، به افزایش فقر منجر می‌شود (آلسینا و پروتی[5]، ۱۹۹۴: ۳۵۹).

---

1. Skeptical View
2. Kruzman (2002)
3. Martins
4. Brazel (2001)
5. Alesina & Perotti (1994)

نظریه فقر از دیدگاه قابلیتی آمارتیا سن[1] (۱۹۹۹) اشاره می‌کند که؛ فقر از مفهوم «قابلیت» بهره می‌گیرد و معتقد است در «فقر قابلیتی» این محرومیت از توانمندی است که فی‌نفسه مهم است، نه محرومیت از درآمد. ضمن این‌که عوامل مهم دیگری در محرومیت از توانمندی نقش دارند که دیدگاه درآمدی قادر به درک آن‌ها نیست. به عبارت دیگر، تأثیر درآمد بر توانمندی نه مطلق، بلکه مشروط است و از عوامل متنوعی نظیر جنسیت و نژاد تأثیر می‌پذیرد. سن ابتدا با تأکید بر رفع موانع قابلیتی، چشم ما را به پنهان‌ترین عوامل موجد نابرابری باز می‌کند و سپس با طرح ایده توسعه به مثابه آزادی پیوندی را میان آزادی، عدالت و دموکراسی برقرار کرده، عاملیت بخشی به زنان را محور توسعه قرار می‌دهد (شیرکرمی و پشتام، ۱۴۰۰: ۵۳). از نظر سن، آزادی‌های سیاسی و مدنی قوام‌بخش آزادی انسانی هستند و نفی آن‌ها فی‌ذاته یک نقص و معلولیت محسوب می‌شود. سن در دفاع از آزادی‌های اقتصادی زنان نظیر اشتغال و کسب درآمد و در نهایت تحول مفهومی فقر، بر خلاف نظریه‌های رشد محور، عواملی نظیر؛ سن، جنسیت و نژاد را موجب بروز تفاوت میان اعضای خانواده و اجتماع در برخورداری از منابع می‌داند (سیلوا و همکاران[2]، ۲۰۲۰: ۱۰۶). توزیع درون خانواری یکی از متغیرهای مهمی است که ارتباط بین درآمد خانواده و تبدیل آن به فرصت برابر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر اساس رویکرد «توسعه به مثابه آزادی»، توسعه زمانی می‌تواند عادلانه باشد که مهم‌ترین موانع قابلیتی زنان را رفع کند و زمینه‌های توانمندی آن‌ها در راستای انتخاب ارزش‌های خود را فراهم سازد. در این رویکرد، توسعه به مثابه فرآیند تغییر در راستای ارتقای قابلیت‌های اساسی زنان و توانمندسازی آن‌ها برای انتخاب زندگی مطلوب است. این فرآیند سه بعد اساسی و مرتبط دارد که در ارتباط و تقویت یکدیگر کیفیت زندگی زنان را شکل می‌دهند. در بعد نخست، تمرکز بر ایجاد منابع قدرت از طریق آزادی‌های ابزاری است. بعد دوم، همان آزادی در معنای قابلیتی و فرصت انتخاب است و بعد سوم، دموکراسی به مثابه نظام سازنده ارزش‌ها و عاملیت زنان قرار می‌گیرد. در این فرآیند، «آزادی» کانون عدالت جنسیتی است که اشاره به توانایی و قدرت انتخاب عملی زنان دارد.

[1]. Sen, Amartya (1999)
[2]. Selva (2020)

یان گلدین[1] (۲۰۱۸) در کتاب درآمدی بر توسعه اقتصادی به بررسی تبعیض جنسیتی و فقر پرداخته، معتقد است که نابرابری‌های جمعیتی و مناسبات نابرابر قدرت، فرآیند توسعه را دچار تحریف می‌کند، به گونه‌ای که در بیشترکشورهای در حال توسعه، فرصت‌های زنان برای انواعِ اشتغال درآمدزا، محدود به کشاورزی است، که غالباً این فرصت‌ها بدون برخورداری از حقوق مالکیت بر زمین و یا دسترسی به اعتبارات و فناوری است و می‌تواند روابط تولیدی و قدرت چانه‌زنی زنان را تغییر دهد. در بسیاری از جوامع، زنان یا محدود به انواع برنامه‌ریزی شده تولیدات خانگی هستند که بازدهی اندکی به بار می‌آورند و یا محدود به مشاغل حاشیه‌ای در اقتصاد غیر رسمی هستند که در آن، درآمد به طور استثنایی پایین بوده و شرایط کاری ضعیف است (عاقلی و مهرگان، ۱۳۸۹: ۶۴). هرچند در چند سال اخیر در اکثر کشورهای دنیا از جمله ایران تغییرات و تحولات معرف شاخص آموزش زنان بسیار چشم‌گیر بوده است، به گونه‌ای که امروزه در اکثر کشورهای دنیا از جمله ایران زنان و مردان از نظر دسترسی به آموزش فاصله‌ی زیادی با هم ندارند، اما همچنان سهم نسبی درآمد مردان از زنان بیشتر است (موسوی خامنه و همکاران، ۱۳۸۹: ۶۳).

در نظریه مربوط به مدل نئوکلاسیک[2]، برای تشریح شکاف‌های جنسیتی و دلایل محدودیت فرصت‌های اشتغال و درآمد حاصل از کار زنان، بر متغیرهایی نظیر مسئولیت‌های خانوادگی، نیروی جسمانی، آموزش عمومی، آموزش فنی، ساعات کار، غیبت از کار و جابه‌جایی در کار، که در میزان بهره‌وری و عرضه کار تأثیر می‌گذارند، تأکید شده است. بر مبنای این فرض، چنین گفته می‌شود که تفاوت درآمد مردان و زنان یا به دلیل بهره‌وری پایین‌تر زنان یا ناشی از نارسایی‌های بازار است. بنا بر نظریه نئوکلاسیک، درآمد زن‌ها به این علت کمتر از مردان است که زنان از سرمایه انسانی کمتری، که عمدتاً آموزش و پرورش است، بهره‌مند می‌شوند و به همین دلیل بهره‌وری کار پایین‌تری هم دارند (هارتمن، ۱۹۸۱: ۱۹۸)[3].

در نظریه مربوط به مدل شکاف سرمایه انسانی[4]، توزیع متفاوت زنان و مردان در ساختار اشتغال مربوط به الگوی متفاوت تحصیل سرمایه انسانی است. به عبارت دیگر، این توزیع متفاوت مربوط به قبل از ورود به بازار کار است. به علاوه نقش زن به عنوان مادر و همسر بر کارایی او از طریق

1. Ian Goldin (2018)
2. The Theory of the Neoclassical Model
3. Hartman (1981)
4. Human Capital Theory

تحصیل سرمایه انسانی کمتر اثر گذاشته است. همچنین اگر زن مسئولیت اول خود را خانواده بداند، کمتر متعهد به کار می‌شود، لذا گرایش به کار نیمه‌وقت، گرایش به مرخصی و ترک داوطلبانه شغل دارد. در نتیجه به سمت مشاغلی روی می‌آورد که قدرت انطباق آن مشاغل با الگوهای رفتاری و ویژگی‌های زندگی او بیشتر باشد (بلاو، ۱۹۹۸: ۶)[1].

بر اساس نظریه پیچیدگی نابرابری، کاهش در فرصت‌های اشتغال زنان، احتمالاً باعث کاهش سطح متوسط توانایی نیروی کار می‌شود که در صورت نبودن نابرابری در اشتغال، این اتفاق نمی‌افتد. علاوه بر این ایجاد موانع تصنعی برای اشتغال زنان در بخش‌های اقتصاد، باعث افزایش هزینه نیروی کار و کاهش رقابت بین‌المللی می‌شود (بیکر[2]، ۱۹۸۱، سن، ۱۹۹۹: ۲۰۸). همچنین بر اساس نظریه شکاف سلامتی، توسعه آموزش زنان، دانش بهداشتی آن‌ها را ارتقاء داده (لاگرلوف، ۱۹۹۹: ۲۶۸)[3]، افزایش بینش و سطح آگاهی زنان باعث افزایش دسترسی به منابع بیشتری برای خانواده می‌شود که این امر منجر به تخصیص بیشتر جهت سلامت و تغذیه بچه‌ها می‌شود.

۲-۲- پیشینه تحقیق

فریرا و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نابرابری بر رشد، توسعه انسانی با تمرکز بر سلامت و آموزش به عنوان دو بعد آن و حکمرانی با تأکید بر دموکراسی پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که؛ نابرابری بر اساس سه پیامد اصلی اجتماعی-اقتصادی و سیاسی تأثیر منفی بر رشد دارد. همچنین رابطه منفی بین نابرابری و آموزش (ثبت‌نام در مدارس) به تأیید رسید. علاوه بر این نابرابری محرک اصلی بی‌ثباتی سیاسی است. هرچند تجزیه و تحلیل بیشتر منطقه‌ای و کشوری ممکن است به کاوش عمیق‌تر در این اثرات کمک کند.

گومد[4] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بازبینی فقر، شاخص‌های توسعه انسانی و نابرابری در آفریقای جنوبی با تأکید بر دموکراسی پرداخت. برآوردها حاکی از آن است که اگرچه فقر قبل از همه‌گیری ویروس کرونا در حال کاهش بود، اما جمعیت آفریقایی /سیاه‌پوستان بیشترین آسیب را از فقر می‌بینند. پدیده زنانه شدن فقر نیز بر اساس شواهدی مبنی بر افزایش فزاینده زنان در فقر نسبت به مردان تأیید شده است. نسبت جمعیتی که محرومیت‌های چندگانه را تجربه می‌کنند، که با شاخص فقر چندبعدی اندازه‌گیری می‌شود، در دوره پس از همه‌گیری ویروس کرونا تغییری

1. Blau (1998)
2. Backer (1981)
3. Lagerlof (1999)
4. Gumede (2021)

نکرده است. به طور مشابه، توسعه انسانی در این دوره بهبود نیافته است. جامعه آفریقای جنوبی همچنان یکی از نابرابرترین جوامع در جهان است. این مقاله استدلال می‌کند که ناتوانی در کاهش کافی فقر، بیکاری و نابرابری ناشی از عملکرد ضعیف اقتصاد آفریقای جنوبی است. در همین راستا، این ساختار اقتصاد آفریقای جنوبی است که سطح توسعه انسانی را پایین و نابرابری درآمد را بالا نگه داشته است.

نگوین[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی توسعه مالی، نابرابری درآمد با وجود نقش دموکراسی برای کشور ویتنام در دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۰ از طریق مدل ARDL پرداخت. نتایج این مطالعه دارای شواهد قوی است که (۱) توسعه مالی تأثیر مثبتی بر نابرابری درآمد دارد، (۲) دولت دموکراتیک نابرابری درآمد ملی را کاهش خواهد داد، (۳) درجه بالاتر دموکراسی تمایل به کاهش تأثیر مثبت توسعه مالی بر نابرابری درآمد دارد. بنابراین، مطالعه حاضر با ارائه نگاهی جدید به نتایج ترکیبی در مورد رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد، به ادبیات موضوعی کمک می‌کند.

حسینی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر دموکراسی بر رابطه رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی در ایران در سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۵۰ و روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداختند. بر اساس نتایج برآورد مدل تحقیق (اقتصاد سیاسی منحنی کوزنتس) هرچند فرضیه کوزنتس (رابطه u شکل نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی) در ایران رد نمی‌شود اما در نظر گرفتن تأثیر نهاد سیاسی دموکراسی موجب شده است که تأثیر منفی رشد بر نابرابری کمتر شود، همچنین ورود متغیر دموکراسی به مدل، نشان‌دهنده اثر معکوس و معنادار رشد همراه با دموکراسی بر نابرابری درآمدی است، به این معنی که نابرابری حالت خودمخرب دارد و تغییرات رژیم سیاسی (گسترش مردم سالاری) منتج به نظام توزیع مجدد می‌شود. در واقع بر اساس مبانی نظری این مدل، فرضیه کوزنتس شکل می‌گیرد، اما افزایش نابرابری در جامعه موجب می‌شود که توده مردم عادی که از وضع موجود ناراضی هستند، اقدام به شکل‌دهی سازمان‌ها و نهادهایی در جهت احقاق حقوق خود کنند. بنابراین سیاستمداران که احساس خطر می‌کنند ناچارند که برنامه‌های اصلاحی و سیاست‌های بازتوزیع را در دستور کار خود قرار دهند تا بدین ترتیب خطر کودتا و انقلاب را از خود دور نگه دارند. در نتیجه می‌توان گفت که اصلاحات سیاسی و اقدامات مردم سالارانه موجبات کاهش نابرابری را در کنار افزایش رشد اقتصادی فراهم می‌کند.

[1]. Hung Thanh Nguyen (2021)

افقه و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به برآورد شاخص توسعه انسانی استان‌های ایران و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی با استفاده از منطق فازی در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ با تکیه بر روش جدید سازمان ملل پرداختند. مطابق نتایج حاصله و بررسی اجزاء شاخص توسعه‌ی انسانی، مهم‌ترین عامل کندی بهبود توسعه انسانی رشد منفی درآمد سرانه استان‌ها در فاصله ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ است. در این فاصله درآمد سرانه استان‌ها به‌طور متوسط حدود ۲۰ درصد کاهش یافته است. با دقت در یافته‌ها ملاحظه می‌گردد که شاخص آموزش استان‌ها، نقطه قوت شاخص توسعه انسانی استان‌ها است که نشان می‌دهد تحولات خوبی در سال‌های اخیر رخ داده است. با توجه به این‌که در فاصله ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ روند بهبودی توسعه‌ی انسانی نسبت به قبل از آن بسیار اندک بوده است لازم است برنامه‌ریزان کشور نسبت به سرمایه‌گذاری در آموزش و بهداشت و سلامت که اجزای اثرگذار شاخص توسعه‌اند، توجه بیشتری داشته باشند.

کیاالحسینی و سلیمی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر اختلاف شاخص‌های توسعهٔ انسانی بین مردان و زنان بر رشد اقتصادی در کشورهای با ردهٔ توسعهٔ انسانی بسیار بالا، بالا، متوسط و پایین برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۴ با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج مقاله نشان می‌دهد که برای کشورهای با ردهٔ توسعهٔ انسانی بسیار بالا، رابطهٔ رشد اقتصادی با امید به زندگی، اختلاف در سطح دستمزد زنان و مردان و اختلاف در سطح آموزش زنان و مردان منفی است و بر اساس نظریهٔ بوزروپ، در مراحل اولیهٔ توسعهٔ اقتصادی، شکاف جنسیتی افزایش می‌یابد؛ ولی پس از آن‌که کشور مرحلهٔ مشخصی از توسعه را پشت سرگذاشت، این رابطه معکوس می‌شود.

با توجه به این‌که در مطالعات انجام شده پیشین، مسئله تحقیق حاضر به شکل مستقیم مورد بررسی قرار نگرفته است، مطالعه حاضر در راستای این مطالعات و به شکل تکمیلی و با در نظر گرفتن شاخص‌های شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی با تأکید بر دموکراسی بر کاهش فقر با بهره‌گیری از رهیافت مدل آستانه‌ای ملایم (PSTR) می‌پردازد که نتایج مطالعه پیش رو به خاطر در نظر گرفتن نظام دموکراسی (کامل و شکننده) و اتوکراسی (کامل و شکننده) در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا می‌تواند ما را در روشن شدن این مسئله یاری نماید که آیا نتایج مطالعه حاضر همسو با مطالعات پیشین در داخل و خارج از کشور است که با طراحی مدل آستانه‌ای ملایم (PSTR) برای کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا و دورهٔ زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۴ به تجزیه و تحلیل نتایج خواهیم پرداخت.

۳- ساختار مدل و داده‌ها

هدف این مطالعه با پیروی از مطالعات فریرا و همکاران (۲۰۲۲)، گومد[1] (۲۰۲۱) و راموس و همکاران[2] (۲۰۲۰)، بررسی تطبیقی کاهش فقر از طریق شاخص‌های شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی با تأکید بر دموکراسی است. در این مطالعه از مدل خودگرسیون انتقال ملایم پانل استفاده می‌شود که توسط تراسورتا و اندرسون (۱۹۹۲)[3] و تراسورتا[4] (۱۹۹۴) گسترش یافته است. در حقیقت مدل PSTR با استفاده از متغیر انتقال و مقدار پارامتر شیب، ارتباط غیر خطی میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدل سازی می‌کند. مدل رگرسیون انتقال ملایم تراسورتا به صورت رگرسیون کلی (۱) تصریح می‌گردد.

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t + F(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۱)$$

که در آن z_t برداری شامل متغیرهای برون‌زای مدل؛ π بردار پارامترهای خطی؛ θ بردار پارامترهای غیر خطی مدل؛ و u_t جزء باقیمانده است که فرض می‌شود به صورت یکسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت ($u_t \approx iid(0,\sigma^2)$) توزیع شده‌اند. همچنین تابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ می‌تواند به صورت لاجستیک[5] و یا نمایی[6] در قالب روبط زیر تصریح گردد.

$$F(s_t, \gamma, c) = \left[\frac{1}{1+\exp(-\gamma(s_t - c))} - \frac{1}{2}\right] \qquad (۲)$$

$$F(s_t, \gamma, c) = \left[1 - \exp\left(-\gamma(s_t - c)\right)^2\right] \qquad (۳)$$

به طوری که رابطه (۲) تابع انتقال لاجستیک را به نمایش می‌گذارد و رابطه (۳) بیان‌گر تابع انتقال نمایی می‌باشد. در توابع فوق s_t بیان‌گر متغیر انتقال است؛ γ پارامتر شیب را نشان می‌دهد؛ c نشان‌دهنده حد آستانه‌ای یا محل وقوع تغییر رژیم است. در صورتی که پارامتر شیب γ بیان‌گر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. اگر ($s_t > c$) باشد، تابع انتقال برابر یک (F=۱)

---

1. Gumede (2021)
2. Ramos (2022)
3. Ter¨asvirta and Anderson (1992)
4. Ter¨asvirta (1994)
5. Logistic
6. Exponential

می‌شود. از سوی دیگر در صورتی که ($s_t < c$) باشد، مقدار تابع انتقال برابر با صفر (F=۰) خواهد بود. همچنین در صورتی که مقدار پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل PSTR تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد.

شکل عمومی مدل PSTR، با توجه به این‌که متغیر وابسته شاخص شکاف فقر و متغیرهای توضیحی؛ اختلاف در سطح دستمزد زنان و مردان، اختلاف در سطح آموزش زنان و مردان، اختلاف در شاخص امید به زندگی زنان و مردان و نوع نظام دموکراسی است، به صورت زیر می‌باشد:

$$POV_{\mathrm{t}} = \alpha_0 + \beta_1 WAGE_t + \beta_2 EDU_t + \beta_3 LIFE_t + \beta_4 D1_t + \beta_5 D2_t + \beta_6 D3_t + \beta_7 D4_t + (\theta_1 WI_t + \theta_2 EDUI_t + \theta_3 LE_t + \theta_4 DI_t + \theta_5 D2_t + \theta_6 D3_t + \theta_7 D4_t) F(S_t, \gamma, c) + u_t \quad (۴)$$

$$\{ t = 1, \dots, T \}$$

که در آن تابع گذار F برابر است با:

$$F(\gamma, s_t, c) = (1 + WI\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}, \qquad \gamma > 0 \quad (۵)$$

در مدل اول تاثیر شاخص‌های شکاف‌آموزشی، درآمدی و سلامت مابین زنان و مردان با در نظر گرفتن نظام دموکراسی و اتوکراسی بر شاخص فقر در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و در مدل دوم در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا مورد بررسی واقع می‌گردد.

در مدل سوم تاثیر شاخص‌های شکاف آموزشی، درآمدی و سلامت مابین زنان و مردان با در نظر گرفتن نظام دموکراسی و اتوکراسی بر شاخص فقر در هر دو گروه از کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا مورد بررسی واقع می‌گردد.

در مدل‌های بالا (POV) شاخص شکاف فقر به عنوان متغیر وابسته (به صورت میانگین فاصله افرادی که کمتر از ۳ دلار در روز درآمد دارند)[1]، ($WAGE$)[2] اختلاف در سطح دستمزد زنان و

[1]. Poverty gap at $3.10 a day (2011 PPP) is the mean shortfall in income or consumption from the poverty line $3.10 a day (counting the no poor as having zero shortfall), expressed as a percentage of the poverty line. This measure reflects the depth of poverty as well as its incidence. As a result of revisions in PPP exchange rates, poverty rates for individual countries cannot be compared with poverty rates reported in earlier editions.

[2]. Inequality of Wages and Salaried Workers, Women and Men

مردان، (EDU)[۱] اختلاف در سطح آموزش زنان و مردان، ($LIFE$)[۲] اختلاف در شاخص امید به زندگی زنان و مردان، مرتب شده است.

همچنین نظام دموکراسی و اتوکراسی به شکل متغیرهای دامی D_1 تا D_4 وارد مدل می‌شود. بدین شکل که؛

D_1: کشورهایی که دارای نظام دموکراسی کامل[۳] هستند عدد ۱ و مابقی کشورها عدد ۰

D_2: کشورهایی که دارای نظام دموکراسی شکننده (ناقص)[۴] هستند عدد ۱ و مابقی کشورها عدد ۰

D_3: کشورهایی که دارای نظام اتوکراسی کامل[۵] هستند عدد ۱ و مابقی کشورها عدد ۰

D_4: کشورهایی که دارای نظام اتوکراسی شکننده[۶] هستند عدد ۱ و مابقی کشورها عدد ۰

جامعه آماری مطالعه حاضر شامل اقتصادهای پیشرو (کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا) و در حال توسعه (کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا) برای دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۴ است. داده‌های مربوط به شاخص دموکراسی و اتوکراسی کشورها از سایت (Polity IV) و داده‌های مربوط به شکاف جنسیتی از سایت سازمان آموزشی، علمی و فرهنگی ملل متحد (UNESCO)[۷] و داده‌های مربوط به شکاف فقر از پایگاه توسعه جهانی (WDI)[۸] استخراج شده است.

۴- نتایج تجربی تحقیق

۴-۱- بررسی آماره‌های توصیفی شاخص توسعه انسانی و نظام دموکراسی و اتوکراسی

در جدول (۱) میانگین شاخص توسعه انسانی کشورهای مطالعه در سال ۲۰۲۰ و نوع نظام حاکمیت بر اساس دموکراسی و اتوکراسی مشخص شده است. بر اساس رتبه‌بندی سازمان ملل متحد، اگر میانگین شاخص توسعه انسانی کشورها بر اساس سطح بهداشت، درآمد سرانه و سطح سواد بالاتر از ۰,۸ باشد، جز کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و اگر مابین ۰,۷ تا ۰,۷۹۹ باشد، در رده کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا قرار می‌گیرد. مطابق نتایج جدول (۱)، میانگین شاخص توسعه انسانی ایران در سال ۲۰۲۰ برابر با ۰,۷۹۷ و ایران جز کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا قرار می‌گیرد. همچنین بر اساس نتایج تحقیقات سالیانه واحد اطلاعات اکونومیست درباره وضعیت

---

1. Net Enrollment Rates, Secondary, Gender Inequality Index
2. School Life Expectancy, Secondary Indicators of Inequality, Gender
3. Working Democracy
4. Deficient Democracy
5. Hard Autocracy
6. Moderate Autocracy
7. The United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization
8. World Development Indicator (WDI)

مردم‌سالاری، اگر رتبه کشورها مابین ۰,۸ تا ۱ باشد، دموکراسی کامل، اگر مابین ۰,۶ تا ۰,۷۹ باشد، دموکراسی شکننده (ناقص)، اگر مابین ۰,۴ تا ۰,۵۹ باشد، شرایط بینابینی، اگر مابین ۰,۲ تا ۰,۳۹ باشد، اتوکراسی شکننده و اگر مابین ۰ تا ۰,۱۹ باشد، در رده کشورهای با نظام اتوکراسی کامل قرار می‌گیرند. بر اساس نتایج جدول (۱) برای ایران، میانگین شاخص دموکراسی برابر با ۰,۲۵ است و ایران از نظر نوع نظام حاکمیتی، جز کشورهای با اتوکراسی شکننده قرار می‌گیرد.

۴-۲- آزمون خطی بودن، انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم، به منظور انتخاب متغیر انتقال، تمامی متغیرهای موجود در مدل مورد آزمون قرار داده می‌شوند. از میان متغیرهای آزمون شده، هر متغیری که با احتمال بیشتری فرضیه صفر خطی بودن را رد کند به عنوان متغیر انتقال انتخاب خواهد شد.

جدول ۱: رتبه کشورهای مورد مطالعه بر اساس شاخص توسعه انسانی

کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا				کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا			
نام کشور	نوع نظام حاکمیتی	میانگین شاخص توسعه انسانی در سال ۲۰۲۰	میانگین شاخص دموکراسی	نام کشور	نوع نظام حاکمیتی	میانگین شاخص توسعه انسانی در سال ۲۰۲۰	میانگین شاخص دموکراسی
نروژ	دموکراسی کامل	۰/۹۵۴	۰/۹۵۶	کاستاریکا	دموکراسی کامل	۰/۷۹۴	۰/۹۱۴
آلمان	دموکراسی کامل	۰/۹۳۹	۰/۹۴۴	جامائیکا	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۲۶	۰/۷۸۷
استرالیا	دموکراسی کامل	۰/۹۳۸	۰/۹۰۴	آفریقای جنوبی	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۰۵	۰/۷۲
انگلستان	دموکراسی کامل	۰/۹۲	۰/۸۹۴	گرجستان	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۸۶	۰/۷۱۶
کانادا	دموکراسی کامل	۰/۹۲۲	۰/۸۶	ارمنستان	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۶	۰/۶۳۹
اسپانیا	دموکراسی کامل	۰/۸۹۳	۰/۹۱۲	الجزایر	اتوکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۵۹	۰/۳۱۹
اروگوئه	دموکراسی کامل	۰/۸۰۸	۰/۸۴۷	تایلند	اتوکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۶۵	۰/۳

ایالات‌متحده	دموکراسی کامل	۰/۹۲	۰/۸۱۱	ازبکستان	اتوکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۱	۰/۲۶۹
کرواسی	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۸۳۷	۰/۷۶۳	ایران	اتوکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷۹۷	۰/۲۵
آرژانتین	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۸۳	۰/۸۶۳	مصر	اتوکراسی شکننده (ناقص)	۰/۷	۰/۲۱
لهستان	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۸۷۲	۰/۷۱	کوبا	اتوکراسی کامل	۰/۷۷۸	۰/۱۶۵
اسلونی	دموکراسی شکننده (ناقص)	۰/۹۰۲	۰/۷۸۲	آذربایجان	اتوکراسی کامل	۰/۷۵۴	۰/۱۳۶
عمان	اتوکراسی شکننده	۰/۸۳۴	۰/۲۵۱	ونزوئلا	اتوکراسی کامل	۰/۷۲۶	۰/۱۱۸
روسیه	اتوکراسی شکننده	۰/۸۲۴	۰/۲۶۲	لیبی	اتوکراسی کامل	۰/۷۰۸	۰/۰۹۵
قزاقستان	اتوکراسی شکننده	۰/۸۱۷	۰/۲۷۶	ترکمنستان	اتوکراسی کامل	۰/۷۱	۰/۰۹
امارات	اتوکراسی کامل	۰/۸۶۶	۰/۱۶۶	چین	اتوکراسی کامل	۰/۷۵۸	۰/۰۴۸
عربستان	اتوکراسی کامل	۰/۸۵۷	۰/۰۴۸				
قطر	اتوکراسی کامل	۰/۸۴۸	۰/۰۵۴				
بلاروس	اتوکراسی کامل	۰/۸۱۷	۰/۱۳۹				

منبع: سازمان ملل متحد (۲۰۲۱) و سایت (Polity IV, 2021)

جدول ۲: نتایج آزمون فرضیه خطی بودن مدل PSTR

فرض صفر	آمارهٔ F	سطح معنی‌داری
b1=b2=b3=b4=0	۳/۴۵۲۳	۰/۰۰۰
b1=b2=b3=0	۲/۸۷۴	۰/۰۲۰
b1=b2=0	۲/۹۶۳	۰/۰۴۵
b1=0	۲/۵۳۱	۰/۰۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در نتیجه آزمون انجام شده نیز مشهود است فرضیه خطی بودن رابطه بین متغیرها مردود است، بنابراین احتمال وجود رابطه خطی بین متغیرها نفی می‌گردد. همچنین لازم به ذکر است که مدل (PSTR) پیشنهادی توسط متغیر انتقال انتخاب شده به عنوان مدل بهینه جهت برآورد مدل انتخاب می‌شود. مطابق نتایج جدول (۳)، متغیر انتقال در مدل برآورد شده، اختلاف در سطح دستمزد زنان و مردان بوده و فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد شده و مدل (PSTR) مرتبه اول مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۳: انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

گروه کشور	مدل پیشنهادی	آماره F2	آماره F3	آماره F4	آماره F	متغیر
کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا	PSTR	۰/۴۵۲۳	۰/۵۸۲۳	۰/۶۳۲۵	۰/۵۶۹۶	WI (t)
کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا	PSTR	۰/۶۳۲۵	۰/۶۱۳۲	۰/۵۸۹۶	۰/۵۱۲۳	WI (t)

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳- نتایج تخمین مدل

همان‌طور که در قسمت مقدمه و مبانی نظری نیز اشاره گردید؛ در مطالعه حاضر به دنبال بررسی دو دیدگاه می‌باشیم؛ ۱) تحقق دموکراسی با سطح توسعه اقتصادی کشورها چقدر در ارتباط است. آیا یک کشور، وقتی به دموکراسی دست می‌یابد که مراحلی از تکامل اقتصادی را پیموده و به سطح معینی از سرانه تولید ناخالص ملی رسیده باشد و یا این‌که شهروندانش به حد معینی از تحصیلات دست‌یافته باشند. در این حالت، دموکراسی به علت تحولاتی در زمینه توسعه انسانی است که در آن کشور روی داده است. در واقع، بر اساس این دیدگاه، اعتقاد براین است که دموکراسی کالای تجملی است و تنها پس از این‌که وظیفه دشوار توسعه به سرانجام رسید، می‌توان از آن استفاده کرد. ۲) طرفداران دیدگاه دیگر معتقدند که دموکراسی عامل توسعه است و وجود نهادهای قوی و فرآیندهای دموکراسی عامل رسیدن به توسعه، کاهش شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی و در نتیجه کاهش شکاف فقر کشورها است. بنابراین به تخمین مدل برای دو گروه از کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا و همچنین در مدل سوم برای کل گروه کشورهای مطالعه پرداخته می‌شود.

بر اساس نتایج مدل PSTR که در آن متغیر انتقال اختلاف در سطح دستمزد زنان و مردان است و تابع کاهش فقر از طریق شاخص‌های شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی با تأکید بر دموکراسی مدل‌سازی شده است. نتایج برآورد قسمت خطی مدل (رژیم اول) نشان می‌دهد که متغیرهای شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی رابطه مثبت با شاخص شکاف فقر در هر دو گروه از

کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا دارند، اما مطابق نتایج ضرایب متغیرها، این اثر برای گروه کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا بیشتر است و افزایش شکاف‌های آموزشی، درآمدی و سلامتی منجر به افزایش شکاف فقر نسبت به کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا شده است. با توجه به تایید غیر خطی بودن مدل توسط آزمون (LM)، تحلیل این بخش مدل دارای اعتبار بیشتری است. نتایج برآورد قسمت غیر خطی مدل (رژیم دوم) نیز نشان از وجود رابطه مثبت متغیرهای شکاف آموزشی[1]، درآمدی و سلامتی با شاخص شکاف فقر در هر دو گروه کشورها است، هرچند که این ضرایب برای کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا نزدیک به صفر است که به خاطر بالا بودن رتبه‌بندی گروه کشورهای با اقتصاد پیشرو در خصوص شاخص توسعه انسانی، علامت ضرایب این متغیرها قابل توجیه است و برای اقتصادهای در حال توسعه و با توجه به نظریه بوزروپ، نظریه نابرابری اجتماعی و توسعه کوزنتس این رابطه معکوس می‌شود. طبق گفته بوزروپ فراهم کردن دسترسی بیشتر زنان به آموزش و بازآموزی آن‌ها، مشارکت آن‌ها را در بازار کار افزایش می‌دهد. با این حال، اکثر نظریه‌پردازان تأکید می‌کنند که مشارکت زنان و تغییر موقعیت آن‌ها نسبت به مردان در کنار ساختار فرهنگی پدرسالاری خانواده عامل مهم‌تری در تعیین موقعیت زنان و کاهش شکاف فقر است. مطالعات تجربی نشان می‌دهد، شکاف فقر، بخش مدرن را بیش از میانگین کشور تحت تأثیر قرار داده است. پس وجود رابطه مثبت برای کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا که بیشتر این کشورها در مراحل اولیه و یا میانی توسعه‌یافتگی می‌باشند، دور از انتظار نمی‌باشد و مقدار ضرایب گویای این مطلب است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که با کاهش شکاف در شاخص امید به زندگی و در سطح دستمزد زنان نسبت به مردان و افزایش برابری در سطح آموزش مابین دو جنس زن و مرد شکاف فقر کاهش می‌یابد. در نتیجه، توسعه اقتصادی از طریق توسعه بازار و ایجاد فرصت‌های مناسب، نابرابری‌های ناشی از رفتار تبعیضی را در این کشورها تقلیل داده و توسعه بازار همراه با افزایش اعتماد به عملکرد افراد، به عنوان مبنایی برای تخصیص منابع و سازمان‌دهی تقسیم کار، نابرابری را کاهش می‌دهد و منجر به کاهش فقر در این کشورها می‌شود. بنابراین بهبود در شاخص‌های توسعه جنسیتی، منجر به کاهش فقر بخصوص در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا نسبت به کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا شده است و بخش اول دیدگاه مورد تائید قرار می‌گیرد. اما برای بررسی

[1]. متغیر شکاف آموزشی در هر دو بخش خطی و غیر خطی برای کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا معنی‌دار نشده است.

بخش دوم دیدگاه که نوع نظام دموکراسی و اتوکراسی در دو گروه از کشورهای با شاخص توسعه انسانی متفاوت چه اثری بر کاهش فقر دارد؟ به بررسی اثرگذاری متغیرهای (D_1 تا D_4) که نوع نظام دموکراسی و اتوکراسی را در هر چهار گروه از تقسیم‌بندی کشورها (دموکراسی کامل، دموکراسی شکننده، اتوکراسی کامل و اتوکراسی شکننده) نشان می‌دهد، پرداخته می‌شود. طبق نتایج جدول (۴)، نظام دموکراسی کامل، دموکراسی شکننده و همچنین اتوکراسی کامل، منجر به کاهش فقر در گروه کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا شده است و در کشورهایی که دارای نظام اتوکراسی شکننده هستند، شاخص شکاف فقر افزایش یافته است. با نگاهی به گروه کشورهای با نظام اتوکراسی کامل (شامل؛ امارات، عربستان، قطر و بلاروس) و همچنین وضعیت شاخص توسعه انسانی در این کشورها (کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا)، می‌توان به تائید دیدگاه اول که بیان می‌کند، دموکراسی کالای تجملی است و تنها پس از این‌که وظیفه دشوار توسعه به سرانجام رسید، می‌توان از آن استفاده کرد، اذعان کرد. همچنین با نگاهی به ضرایب این چهار متغیر در گروه کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا می‌توان نتیجه گرفت که ضریب متغیر دامی برای کشورهای با نظام دموکراسی کامل، بی‌معنی و برای کشورهای با نظام دموکراسی شکننده، اتوکراسی کامل و اتوکراسی شکننده معنی‌دار و رابطه مثبت با شاخص شکاف فقر دارد. به عبارتی نوع نظام دموکراسی و اتوکراسی تأثیری بر تفاوت در معنی‌داری و اثرگذاری در گروه کشورهای مطالعه ندارد و عامل اصلی کاهش فقر، رسیدن به سطح مطلوب توسعه است، که به معنای رد دیدگاه دوم در خصوص این‌که دموکراسی عامل توسعه است، می‌باشد. لذا همان‌گونه که ورسلی[1] (۱۹۹۲) معتقد است، در کنار این‌که ساختار سنتی در جوامع در حال توسعه همواره موانع متعددی نظیر سنت گرایی، محافظه‌گرایی، خودمداری و... را در مسیر توسعه سیاسی می‌تواند ایجادکند، حرکت شتابنده مدرنیزاسیون برای مدرن کردن جوامع نیز شکاف‌هایی در جامعه و سیاست نظیر شکاف‌های نسلی، بحران هویت و... ایجاد نموده است. مدرنیزاسیون فرآیند تغییر اجتماعی است، به نحوی که کشورهای کمتر توسعه‌یافته خصائص معرف جوامع توسعه‌یافته نظیر شهرنشینی، ساختار اشتغال، آموزش، همچنین تغییرات سیاسی به صورت کنار گذاشته شدن نهادهای استبدادی و روی کارآمدن حکومت‌های انتخابی را کسب نمایند. از طرفی نوسازی اقتصادی فرآیندی است که طی آن مبانی علمی و فنی تولید متحول می‌شود، ضمن این‌که نوسازی سیاسی نیز با گسترش و توسعه ساخت سیاسی جامعه همراه است.

[1]. Vorsley (1992)

در جوامع در حال توسعه، نوسازی اقتصادی همواره با شتابی بیشتر نسبت به نوسازی سیاسی صورت گرفته، توسعه سریع اقتصادی به همراه ارزش‌های جدید که محصول تکنولوژی مدرن است، باعث گشته تا ارزش‌های سنتی در مقابل ارزش‌های جدید قرار گرفته، نظام هنجاری جوامع سنتی تغییرکند. رشد نهادهای جدید مدنی در جوامع در حال توسعه، ارزش‌هایی متفاوت از هنجارها و باورهای سنتی را در بین نسل جدید به وجود آورده، که بسیاری از این ارزش‌ها سازگاری و هماهنگی با جوامع سنتی نداشته و در تعارض با این‌گونه جوامع است. در این جوامع علیرغم تلاش فراوانی که در قالب برنامه‌های عمرانی جهت کاهش توسعه نیافتگی، فقر و نابرابری صورت گرفته، لیکن مشکلاتی چون فقر و نابرابری همچنان به قوت خود باقی است و در مواردی نیز تشدید شده است. به تعبیرگلدروپ[1]، جریان توسعه اقتصادی، جدا از نابرابری‌های به جا مانده از پیش، به خودی خود غالباً طوری است که طی آن عده‌ای وضعیت بهتری پیدا کرده‌اند، در حالی که سایرین در نهایت اگر وضعیت بدتری پیدا نکنند در همان سطح باقی می‌مانند. در ادامه نوسازی سیاسی نیز سبب گسترش نهادهای دمکراتیک و افزایش مطالبات دمکراتیک طبقه متوسط می‌گردد. این خواسته‌ها، مقبولیت ساختارهای سیاسی کشورهای با نظام غیر دموکراتیک را زیر سؤال برده است. اکثر نظام‌هایی که برای ادامه حاکمیت سنتی‌شان با به خدمت گرفتن ابزارهای ایدئولوژیکی و حتی مدرن سعی در تحکیم ارزش‌های سنتی می‌کنند، یک نگاه تقابل‌گرایانه را بین جامعه مدرن و سنتی شکل می‌دهند. البته باید افزود که تمام ارزش‌های سنتی لزوماً در تقابل با ارزش‌های مدرن نبوده و مانعی بر سر راه رشد سیاسی به وجود نمی‌آورند. بنوعزیزی از کسانی است که بر نقش سنت‌ها و بازآفرینی آن‌ها در فرآیند تغییرات اجتماعی تاکید دارد. از نظر بنوعزیزی سنت نیز درست همانند قرینه خود یعنی مدرنیته، می‌تواند تجلی بخش، آفریننده و پاسخگوی نیازهای فردی و جمعی بوده و از توانمندی زیادی برای بسیج و تحول اجتماعی برخوردار است (بنو عزیزی[2]، ۱۹۹۵: ۱۷). بنابراین در حالت کلی، عامل اصلی کاهش شکاف فقر کشورها در مرحله اول، بهبود شاخص‌های اقتصادی و توسعه شامل شکاف جنسیتی، آموزشی، درآمدی و سلامتی است و پس از پیمودن مسیر نوسازی و بهبود شاخص‌های شکاف، دموکراسی نیز در مراحل بعدی، پدید می‌آید.

[1]. Geldrop
[2]. Ali Benu Azizi (1995)

جدول ۴: برآورد الگو به‌وسیله مدل PSTR

کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا		کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا	
برآورد قسمت خطی مدل			
متغیر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
CONSTANT	۰/۱۱۹۰۶۴	۰/۰۰۰۰	۰/۳۲۵۳۸۰	۰/۰۳۷۰
WAGE	۰/۰۷۵۵۳۴	۰/۰۰۹۲	۰/۰۷۹۱۳۰	۰/۰۰۰۹
EDU	۰/۰۲۰۴۶۸	۰/۱۱۹۰	۰/۰۸۳۷۹۰	۰/۰۰۱۳
LIFE	۰/۱۱۸۹۸۹	۰/۱۴۸۴	۰/۲۰۱۷۵۶	۰/۳۷۵۳
D1	-۰/۰۳۸۲۳۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۶۳۴۱	۰/۷۵۵۷
D2	-۰/۰۱۶۵۰۱	۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۸۰۶۴	۰/۴۳۰۱
D3	۰/۰۰۱۹۳۷	۰/۳۰۲۱	۰/۱۷۴۱۸۶	۰/۰۰۰۸
D4	۰/۰۱۷۰۰۶	۰/۳۸۸۵	۰/۱۵۸۴۹۱	۰/۰۳۳۶
برآورد قسمت غیر خطی مدل				
CONSTANT	۰/۳۶۷۰۵۰	۰/۰۰۱۰	۰/۴۱۳۳۵۵	۰/۰۰۰۰
WAGE	۰/۱۰۸۷۰۰	۰/۰۲۱۴	۰/۴۶۸۹۷۹	۰/۰۰۰۰
EDU	۰/۰۱۶۰۴۹	۰/۲۳۵۷	۰/۵۶۴۴۹۵	۰/۰۰۰۰
LIFE	۰/۰۰۲۵۴۱	۰/۰۰۰۰	۰/۵۰۰۲۳۰	۰/۰۰۰۰
D1	-۰/۴۸۶۴۶۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۱۴۲۳	۰/۸۶۹۰
D2	-۰/۲۶۱۳۴۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۶۰۷۹	۰/۰۰۰۰
D3	-۰/۰۷۳۰۸۷	۰/۰۴۴۴	۰/۲۲۳۹۳۴	۰/۰۰۵۰
D4	۰/۰۲۲۳۱۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۹۲۲۶	۰/۰۲۲۵
(C) حد آستانه‌ای	۰/۵۵۴۸۴۶	۰/۰۰۰۰	۵/۰۴۶۰۳۹	۰/۰۰۰۰
(γ) پارامتر شیب	۰,۵۴۷۰۶۹	۰/۰۰۰۰	۰/۷۲۳۴۳۰	۰/۰۰۰۰
ضریب تعدیل شده ۰/۸۵= (R^2)		ضریب تعدیل‌شده ۰/۸۳= (R^2)		

منبع: یافته‌های تحقیق

در مدل سوم و برای بررسی دیدگاه اول و دوم توسعه به تخمین مدل در هر دو گروه از کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا در یک مدل واحد پرداخته می‌شود. مطابق نتایج مدل، وجود رابطه مثبت متغیرهای شکاف درآمدی و سلامتی با شاخص شکاف فقر در هر دو گروه کشورها مورد تأیید قرار گرفت. همچنین علامت ضریب شاخص نظام دموکراسی کامل منفی و معنی‌دار است که نشان از کاهش فقر در هر دو گروه از کشورها است (هرچند که در گروه کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا فقط یک کشور وجود دارد) و شاخص نظام دموکراسی شکننده، اتوکراسی کامل و شکننده از نظر آماری بی‌معنی است. بنابراین عامل اصلی کاهش شکاف فقر کشورها، توسعه آموزشی، درآمد و سلامتی و به عبارتی کاهش شاخص‌های شکاف جنسیتی است و نوع نظام دموکراسی و اتوکراسی در مرحله بعد از توسعه قرار می‌گیرد. همچنین

نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعات فریرا و همکاران (۲۰۲۲)، گومد (۲۰۲۱)، افقه و همکاران (۱۳۹۹) و کیاالحسینی و سلیمی (۱۳۹۶) همسو و با نتایج مطالعات نگوین[1] (۲۰۲۱) و حسینی و همکاران (۱۴۰۰) مخالف است.

جدول ۵: برآورد الگو به وسیله مدل PSTR

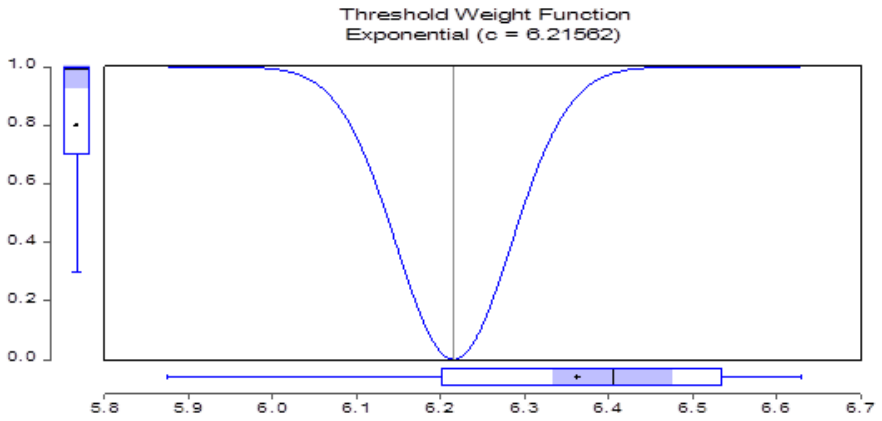
کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا				
برآورد قسمت خطی مدل				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
CONSTANT	۱/۲۹۳۷۶۹	۰/۰۳۹۴۰۹	۳۲/۸۲۹۰۹	۰/۰۰۰۰
WAGE	۰/۲۳۷۴۵۵	۰/۰۱۸۴۹۶	۱۲/۸۳۸۱۹	۰/۰۰۰۰
EDU	۰/۲۴۱۵۲۶	۰/۳۶۱۲۳۳	۰/۶۶۸۶۱۶	۰/۵۰۴۳
LIFE	۰/۳۰۰۴۴۲	۰/۱۷۵۸۹۰	۱/۷۰۸۱۲۹	۰/۰۸۸۱
D1	۰/۰۰۶۲۹۱	۰/۰۰۹۲۸۸	۰/۶۷۷۳۹۸	۰/۴۹۸۸
D2	۰/۰۱۳۱۹۸	۰/۰۰۹۸۷۳	۱/۳۳۶۷۲۵	۰/۱۸۲۶
D3	۰/۰۰۰۲۸۲	۰/۰۰۰۵۷۲	۰/۴۹۲۴۴۰	۰/۶۲۲۶
D4	۰/۰۰۲۱۶۲	۰/۰۱۲۰۹۴	۰/۱۷۸۷۷۴	۰/۸۵۸۲
برآورد قسمت غیر خطی مدل				
CONSTANT	۰/۰۶۷۷۷۲	۰/۰۳۸۳۶۰	۱/۷۶۶۷۳۹	۰/۰۷۸۷
WAGE	۰/۳۰۰۴۵۶	۰/۰۶۲۱۵۶	۴/۸۳۳۹۰۰	۰/۰۰۰۰
EDU	۰/۵۲۶۸۵۰	۰/۱۷۸۷۶۴	۲/۹۴۷۱۷۴	۰/۰۰۳۳
LIFE	۰/۴۸۳۰۲۵	۰/۰۴۱۶۵۳	۱۱/۵۹۶۴۹	۰/۰۰۰۰
D1	−۰/۱۵۷۸۵۹	۰/۰۲۴۶۴۹	−۶/۴۰۴۱۹۸	۰/۰۰۰۰
D2	−۰/۰۰۴۰۰۶	۰/۰۰۵۰۹۳	−۰/۷۸۶۵۴۳	۰/۴۳۲۳
D3	−۰/۲۹۰۶۵۰	۰/۲۳۰۵۰۷	−۱/۲۶۰۹۱۷	۰/۲۰۸۵
D4	۰/۰۱۱۲۰۱	۰/۰۰۹۳۰۵	۱/۲۰۳۷۴۱	۰/۲۲۹۸
(C) حد آستانه‌ای	۱/۵۰۳۰۹۵	۰/۰۴۳۹۲۳	۳۴/۲۲۱۵۲	۰/۰۰۰۰
(γ) پارامتر شیب	۱/۱۹۴۹۶۸	۰/۳۰۵۱۴۲	۳/۹۱۶۱۰۵	۰/۰۰۰۰
ضریب تعدیل‌شده ۰/۸۷= (R^2)				

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه ضرایب در دو رژیم مختلف بر اساس متغیر انتقال و مقادیر آن صورت می‌پذیرد و مقدار متغیر انتقال می‌تواند تابع انتقال و در نتیجه رژیم حاکم را تعیین نماید. در تخمین فوق متغیر انتقال شکاف دستمزدی می‌باشد که مقدار حد آستانه برآورد شده برای این متغیر بشکل نمونه در مدل اول برابر با ۶/۵۵ بوده است. بر اساس فاصله شکاف دستمزدی از این مقدار آستانه الگو از دو رژیم

[1]. Nguyen (2021)

حدی مختلف تبعیت می‌نماید. با مقایسه ضرایب الگو در دو رژیم مختلف ملاحظه می‌گردد که با عبور شکاف دستمزدی از حد آستانه (۶/۲۱) واکنش کشورها به تغییرات این متغیر به‌شدت افزایش یافته، بدین ترتیب که هر چه شکاف دستمزدی بیشتر شده است، سیاست‌گذاران در کشورها تلاش کرده‌اند که با عکس‌العمل بیشتر به آن، رشد شکاف دستمزدی را کنترل نموده و از افزایش آن جلوگیری کنند.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: ارتباط بین تابع انتقال و متغیر انتقال شکاف دستمزدی

۴-۴- آزمون‌های تشخیصی

برای بررسی خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس از آزمون دوربین واتسون و بروش- پاگان- گادفری استفاده شده است که نتایج در جدول (۶) قابل ارائه است.

جدول ۶: نتایج آزمون خودهمبستگی

آمارهٔ F	Prob	دوربین واتسون
۱/۷۸۵	۰/۵۵	۲/۳۶۳
آمارهٔ F	**Prob**	**بروش- پاگان- گادفری**
۱/۵۳۲۶	۰/۱۸۹۶	۱/۳۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۶) مشهود است، نتایج آزمون خودهمبستگی دوربین واتسون و آزمون ناهمسانی واریانس بروش- پاگان- گادفری نشان می‌دهد، بین اجزای اخلال همبستگی وجود ندارد، بنابراین فرض سوم استاندارد کلاسیک مبنی بر عدم خودهمبستگی بین جملات خطا و عدم

وجود ناهمسانی واریانس نقض نمی‌گردد. از این رو تخمین زننده‌ها از ویژگی‌های لازم (حداقل واریانس و کارایی) برخوردارند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله به منظور برآورد تطبیقی کاهش فقر از طریق شاخص‌های شکاف آموزشی، درآمدی و سلامتی با تأکید بر دموکراسی، از مدل رویکرد آستانه‌ای پانل و بر اساس داده‌های سال ۲۰۰۴ الی ۲۰۲۰ برای هر دو گروه از کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا استفاده شد. نامتقارن بودن اثرات نشان می‌دهد که تقریب خطی نمی‌تواند اثرات غیر خطی متغیرها را به صورت رضایت‌بخشی در رژیم‌های مختلف توضیح دهد. به عبارت دیگر الگوی سری زمانی غیر خطی با لحاظ کردن تغییرات رژیم و ضرایب متغیر در طول زمان، توانایی بیشتری برای تبیین رفتار شاخص شکاف فقر نسبت به الگوی خطی دارد و پویایی‌های تأثیر متغیرهای اسمی و حقیقی بر شاخص شکاف فقر در اقتصاد کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا را به نحو کامل‌تری به تصویر می‌کشد. بر اساس نتایج به دست آمده، متغیرهای شکاف آموزشی[۱]، درآمدی و سلامتی رابطه مثبت با شاخص شکاف فقر در هر دو گروه از کشورهای با شاخص توسعه انسانی بسیار بالا و بالا را نشان دادند. همچنین با نگاهی به ضرایب متغیرهای نوع نظام دموکراسی و اتوکراسی در هر دو گروه از کشورها می‌توان به این نتیجه رسید که نوع نظام دموکراسی و اتوکراسی تأثیری بر تفاوت در معنی‌داری گروه کشورها ندارد و عامل اصلی کاهش فقر، رسیدن به سطح مطلوب توسعه است که به معنای رد دیدگاه دوم در خصوص توسعه و دموکراسی است. بر این اساس موارد ذیل قابل توصیه است:

- اگرچه دموکراسی و استفاده از شاخص‌های آن می‌تواند مؤلفه‌ای تأثیرگذار برکاهش فقر باشد، ولی نباید از این امر غافل شد که اجرای سیاست آزادی دموکراسی به تنهایی نمی‌تواند در کاهش فقر مؤثر باشد و در کنار آن باید به نقش سایر مؤلفه‌هایی همچون؛ درآمد سرانه و نابرابری توزیع درآمد، آموزش و نرخ باسوادی، بهداشت و سلامت، رشد اقتصادی، تورم و اشتغال و بسیاری از شاخص‌های دیگر در زمینه کنترل فقر نیز توجه شود.
- وجود سیاست‌های واحدی در مورد پرداخت دستمزد مساوی مابین دو جنس زن و مرد بخصوص در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا، به طوری که دستمزد زنان نیز

[۱]. برای کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا

عادلانه شود. تنها از طریق تغییر در حیطهٔ خصوصی و عمومی است که می‌توانیم به نوع جدیدی از ثبات اجتماعی در زمینه اشتغال زنان دست یابیم و همه این مسائل در مسیر رشد و توسعه این کشورها برای کاهش شکاف جنسیتی می‌تواند امری مهم باشد.

- توسعه از طریق افزایش دسترسی اقشار مختلف جامعه به خدمات بهتر آموزشی، بهداشتی و ... می‌تواند موجب ارتقاء موقعیت زنان در بازار کار گردد، با این وجود توسعه به خودی خود قادر به حذف شکاف جنسیتی در بازار کار نمی‌باشد، مگر این‌که همراه با تغییراتی در ساختار فرهنگی، اجتماعی و نهادی جامعه به طور اعم در بازار کار باشد. توسعه از طریق تغییر فرهنگ و اعتماد به عملکرد افراد به عنوان مبنای تخصیص منابع و تقسیم کار می‌تواند نابرابری‌ها به طور اعم و شکاف‌های جنسیتی بازار کار را کاهش دهد.
- بر اساس نتایج مدل؛ حمایت دولت و نهادهای خصوصی از اشتغال زنان و کمک به خوداشتغالی و کارآفرینی زنان می‌تواند در کاهش شکاف فقر کشورهای مورد مطالعه بعنوان محرک مثبت عمل نماید. حضور برجسته زنان در نهادهای مدنی و فعالیت‌های اجتماعی به خصوص در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا امری مهم به نظر می‌رسد. همچنین ایجاد زمینه‌های مناسب جهت اعطای وام و تسهیلات مالی برای کار آفرینی زنان و خوداشتغالی، شناسایی موانع فرهنگی- اجتماعی و رفع آن‌ها برای تصدی زنان در پست‌های مدیریتی و استفاده از تجارب دیگر کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی می‌تواند در کاهش شکاف فقر کشورهای مورد مطالعه موثر باشد.

Refrences

Abeyasinghe, R. (2004). "Democracy, Political Stability, and Developing Country Growth: Theory and Evidence". Honors Projects, Paper 17.

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2006). *Economic Roots of Dictatorship and Democracy*; Translated by: Khairkhahan, J. & Sarzaim, A. Tehran: Kavir, 2019.

Acemoglu, D. Johnson, S. & Robinson, J. A. (2006). "Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth", in P. Aghionand and S. Durlauf, ds. Handbook of Economic Growth, Elsevier.

Aisen, A. & Veiga, F. J. (2010). "How does Political Instability Affect Economic Growth?". IMF Working Paper.

Arzrum Chiller, N. (2004). "Various Dimensions of Poverty in Iran". Economic Research Collection **92**: 21-27.

Barzel, Y. (2001). *A Theory of the State*, Cambridge University Press.

Bastos, A. Casaca, S. F. Nunes, F. & Pereirinha, J. (2009). "Women and Poverty: A Gender Sensitive Approach". J. Soc. Econ **38**(5) 764-778.

Becker, G. S. & Lewis, H.G. (1973). "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children". Journal of Political Economic (8): S279-S288.

Beetham, D. & Boyle, K. (2004). *What Is Democracy?: Familiarity with Democracy*, Third Edition, Translated by Shahram Naqsh Tabrizi, Tehran, Qoqnoos.

Benu Azizi, A. (1995). "The Place of Tradition and Modernity in Development Studies". Tehran Development Culture **74**(18).

Blake, K.R. Bastian, B. Denson, T.F. Grosbeak, P. & Brooks, R.C (2018). "Income Inequality not Gender Inequality Positively Ovaries with Female Equalization on Social Media". Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A. **115**(35): 8722-8727.

Diamond, L. (2010). "Why are there no Arab Democracies?". Journal of Democracy 21 (January). Retriev from: http://www.freedomhouse. org.com, 14 July 2009.

Ebadi, J. & Salehi, M. J. (2010). "The Effect of Human Capital Inequality in Men and Women on Life Expectancy". Research and Planning Journal in Higher Education Summer 2010(5).

Ebrahimi, M. (2014). "A Look at Social Welfare Researches in Iran; Focusing on Scientific-research Articles in the Period of 2010-2019". Social Security **13**(5): 5-37.

Ferreira, I. A. Gisselquist, R. M. & Tarp, F. (2022). "On the Impact of Inequality on Growth, Human Development, and Governance". International Studies Review **24**(1): 63-91.

Fidrmuc, J. (2003). "Economic Reform, Democracy and Growth during Post-communist Transition". European Journal of Political Economy **19**(3): 583-604.

Geldrup, J. A. (2011). *Sociology of the Third World*; Translated by Javad Tahourian, Tehran, Nashr Astan.

Gumede, V. (2021). "Revisiting Poverty, Human Development and Inequality in Democratic South Africa". Indian Journal of Human Development **15**(2): 183-199.

Hosseini, M. Ahmadi Shadmehri, M. T. & Gurjipour, M. J. (2021). "Investigating the Effect of Democracy on the Relationship between Economic Growth and Income Inequality in Iran". Quantitative Economics Research Quarterly **18**(1): 1-16.

Hristova, D. (2012). *Does Economic Freedom Determine Economic Growth? A Discussion of the Heritage Foundation's Index of Economic Freedom*, (Doctoral Dissertation, Mount Holyoke College, 2012. Department of Economics).

Ian, G. (2018). *Income on Economic Development*; Translated by Lotfali Aqeli & Nader Mehrgan, Noor Elm Publications: 64-69.

Ingelhart, R. & Welzel, C. (2009). "Political Culture, Mass Beliefs and Value Change". Democratization, 126-144.

Islam, R. Arbak, S. & Joarder, M.H.R. (2019). "The Role of Government on Politics and International Trade". Humanities Soc. Sci. Rev. **7**: 642-659.

Kabeer, N. (2015). "Gender, Poverty, and Inequality: A Brief History of Feminist Contributions in the Field of International Development". Gend. Dev. **23**(2): 189-205.

Kazandjian, R. Kolovich, L. Kocher, K. & Newark, M. (2019). "Gender Equality and Economic Diversification". Soc. Sci. **8**(4): 118.

Khodadadkashi, F. & Javidi, E. (2011). "Effect of Education on Different Aspects of Poverty in Urban and Rural Areas of Iran". Scientific Research Quarterly of Social Welfare **12**(49): 83-107.

Klasen, S. & Lamanna, F. (2008). "The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth in Developing Countries: Update and Extensions". Iberia America Institute for Economic. Research (IAI). Discussion Papers 175.

Kruzman, C. Werum, R. & Burkhart, R. E. (2002). "Democracy's Effect on Economic Growth: A Pooled Time-Series Analysis, 1950- 1980". Studies in Comparative International Development **37**(1): 3-33.

Kyaalhosseini S. Z. & Salimi, F. (2016). "The Effect of Differences in Human Development Indicators between Overweight Men on Economic Growth". Two Scientific Quarterly Journals of Economic Studies and Policies **4**(2): 3-26.

Mahmoudi, V. & Samimifar, Q. (2004). "Poor Poverty". Social Welfare (17): 9-23.

Martens, B. (2004). *The Cognitive Mechanics of Economic Development and Institutional Change*, Routledge.

Medeiros, M. & Barbosa, R. J. & Carvalhaes, F. (2020). "Educational

Expansion, Inequality and Poverty Reduction in Brazil: A Simulation Study". Research in Social Stratification and Mobility **66**: 100458.

Mir Torabi, S. (2007). *Oil, Politics and Democracy: Investigating Different Campaigns of Oil and Politics in Developing Countries*, Tehran, Qomes Publishing.

Mousavi Khamene, M. & Vedadhir, A. A. & Barzegar, N. (2010). "Gender-based Human Development and Women's Education". Journal of Women in Development and Politics **8**(4): 51-73.

Nguyen, H. T (2021). "Financial Development, Income Inequality and the Role of Democracy: Evidence from Vietnam". The Journal of Asian Finance, Economics and Business **8**(11): 21-29.

Nikoghadam, M. Qolizadeh Amirabad, M. & Khoshnoodi, A. (2017). "Investigating the Effect of Women's Empowerment on the Development of Democracy". Women in Development and Politics **16**(4): 621-640.

Ofgeh, S. M. & Ahangari, A. M. & Askaripour, H. (2019). "Estimating the Human Development Index of Iran's Provinces and Investigating its Effect on Economic Growth using Fuzzy Logic". Quantitative Economics Research Quarterly **17**(2): 121-89.

Raghfar, H. (2005). "Poverty and Power Structure in Iran". Social Welfare Quarterly **4**(17): 249-288.

Ramos, M. E. Gibaja-Romero, D. E. & Ochoa, S. A. (2020). "Gender Inequality and Gender-based Poverty in Mexico". Heliyon **6**(1): 03322.

Rhodes, F. (2016). "Women and the 1%. How Extreme Economic Inequality and Gender Inequality must be tackled together". Oxfam Int. (April), 1–33.

Salehi, M. J. & Ebadi, J. & Mozafari, G. (2012). "The Effect of Human Capital Inequality in Men and Women on Economic Growth by Different Regions of the World". Research and Planning Quarterly in Higher Education **19**(69): 41-62.

Seguino, S. (2000). "Gender Inequality and Economic Growth: A Cross-Country Analysis". World Development **28**(7): 1211-1230.

Selva, G. V. Pauli, N. Kim, M. K. & Clifton, J. (2020). "Opportunity for Change or Reinforcing Inequality? Power, Governance and Equity Implications of Government Payments for Conservation in Brazil". Environmental Science & Policy **105**: 102-112.

Sen, A. (2000). *Equality and Freedom*, translated by Hasan Fesharaki, Tehran: Shirazeh Publications.

Sen, A. (2006). *Development Means Freedom*, translated by Mohammad Saeed Nouri Naini, Tehran: Nei Publishing.

Shalchi, S. & Azimi, M. (2018). "A Study of the Feminization of Poverty in Iran 1365 to 1395". Women's Journal **10**(28): 113-142.

Shirkarmi, J. & Pashtam, M. (2021). *Education and Gender (Views, Attitudes and Stereotypes)*, Tehran, Fasl Andisheh, First Edition: 51-59.

Todaro, M. P. & Smith, S. C. (2009). *Economic Development* (Tenth Edition), P29.

Vaez Barzani, M. & Hatami, R. (2010). "The Effect of Educational Gender Equality on Economic Growth in Selected Developing Countries 2000-2006, Simultaneous System Model". Quantitative Economics Quarterly **7**(1): 53-73.

Worsley, P. (1992). *Modern Sociology* (Volume 1), Translated by Mohsen Pouyan, Tehran: Chapakhash Publishing House.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 339-370.

Explaining the Role of the Gender Gap in Having Opportunities and Its Effects on the Poverty Gap

Kamran Rahimi[1]
Hassan Sobhani[2]
Mohsen Mehrara[3]

Received: 08-07-2022 Accepted: 12-09-2022

Introduction: One of the most important goals of the third millennium is to promote gender equality. This means that women should have equal opportunities to develop their talents. But the statistical evidence clearly shows continuous significant differences at the level of education, health and, most importantly, income between developing and developing countries. Economists have proposed different theories and models to explain the reasons for the gap between developing and developed countries. These theories attribute the gaps to institutional factors such as education and health. Therefore, given that gender poverty is inherent, understanding the corresponding interactions is essential to designing and implementing policies that help reduce the gender gap and free women from poverty. New institutionalists believe that an institutional change affect their choices and, consequently, the economic performance of the society in the long run by changing the motivational structure of individuals. Among various institutional factors, democracy along with factors such as physical capital and human capital seem to play prominent roles in the process of development and poverty reduction of countries. Explaining the concept of democracy, Jeremy Bentham states that each member of the society should be considered as one person. In fact, the basic premise of democracy is the participation of citizens in decision-making and the equality of all the members of the society, far from gender gaps. Accordingly, it seems that the democratic or authoritarian nature of the ruling structure can be a significant factor in determining the status of development and poverty. Many political scolars have tried to prove the hypothesis that development increases the demand for maximizing political rights. Indeed, the traditional argument that

[1]. PhD student in Economics, Alborz Campus, University of Tehran
[2]. Professor, Department of Islamic, Social and Institutional Economics, Faculty of Economics, University of Tehran
Email: sobhanihs@ut.ac.ir
[3]. Professor, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, University of Tehran

development paves the way for democracy was first put forward by Seymour Martin Lip set et al (1959) and then by Rueschmeyer et al. (1992), Daya Mond (1992), Lip set et al. (1993). According to this argument, high welfare promotes democratic institutions and moderates social contradictions by creating a broad middle class and eliminating social gaps. According to this view, the realization of democracy is related to the level of economic development, and a country is likely to achieve democracy when it has undergone stages of economic development or its citizens have received a certain level of education. It is also claimed that the factors that contributed to the rise of democratic regimes in the 1970s and 1980s, most of which were authoritarian, were the high levels of economic recovery that led to the expansion of literacy, education, and urbanization to the middle class. It strengthened pro-democracy values and behaviors. Democracy is based on the luxury of goods and can only be used after the difficult task of development has been completed. In the opposite view that democracy is the agent of development, a group of thinkers such as Amartya Sen emphasize that freedom and democracy are parts of development. It has been also pointed out that sustainable economic growth occurs only in democracies, and that democracy is a factor in the elimination of gender gaps and the better functioning of the economy.

Methodology: In the present study, a comparative analysis is performed of poverty reduction through education, income and health gap indicators with an emphasis on democracy. It is done by examining the two perspectives raised during the period 20-20-2004 and using the panel soft transfer threshold (PSTR) approach. The questions to answer are 'Can differences between men and women in terms of wages, education, and life expectancy considering the system of democracy and autocracy in countries with a very high human development index have an impact on poverty reduction?' and 'In which category of countries is this effect greater?'

Results and Discussion: According to the obtained results, the variables of educational gap, income and health have positive relationships with the poverty gap index in both groups of the studied countries. The coefficients of variables in countries with very high human development index are close to zero. According to the ranking of this group of countries in terms of human development, the values of these coefficients are justified. Also, the coefficients of variables of the type of government system in both groups of countries have no effect on the difference between the study groups.

Conclusion: The main factor in reducing poverty is reaching the desired level of development, which means rejecting the view that democracy is the factor of development. In addition to the fact that the traditional structure in developing societies can always create many obstacles such as traditionalism, conservatism and self-righteousness, in the path of political development, the accelerated movement of modernization has also created

gaps in the society such as generation gap and identity crisis. Therefore, in general, the main factor in reducing the poverty gap in a country is the improvement of economic and development indicators, including gender, education, income and health gaps; once the gap indicators are improved, democracy will follow.

Keywords: Poverty, Education gap, Income gap, Health gap, Panel threshold approach model.
JEL Classification: O23 E43; G21.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال چهاردهم، شماره بیست و هفتم، بهار و تابستان ۱۴۰۱، ص: ۴۱۴-۳۷۱

ارزیابی اثر مالیات بر سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای اقتصادی در ایران: رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[۱]

پریا نژاد آقائیان وش[۲]
عباس عرب‌مازار[۳]
حجت ایزدخواستی[۴]
فرهاد دژپسند[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۱۱

چکیده

کاهش وابستگی دولت به درآمدهای حاصل از فروش نفت و تأمین بخش عمده‌ای از هزینه‌های دولت از طریق درآمدهای مالیاتی، همواره از دغدغه‌های دولتمردان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. یکی از رویکردهای اصلاحی در قوانین مالیاتی با هدف افزایش درآمدهای حاصل از مالیات، معرفی پایه‌های مالیاتی جدید می‌باشد. یکی از معافیت‌های اعطایی در نظام مالیاتی ایران، معافیت سود متعلق به حساب‌های پس‌انداز و سایر سپرده‌های بانکی از پرداخت مالیات است. در این مقاله به بررسی اثر وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته می‌شود. نتایج حاصل شده بیان‌گر این است که با وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، مصرف خانوار، اشتغال و تولید افزایش و سپرده‌گذاری خانوار ریکاردین و تسهیلات پرداختی بانک‌های تجاری کاهش می‌یابد. به علاوه، با افزایش تسهیلات پرداختی به بنگاه‌های تولیدی و کاهش تسهیلات پرداختی به خانوار ریکاردین، ترکیب تسهیلات پرداختی بانک‌های تجاری تغییر می‌کند.

واژگان کلیدی: سیاست مالی، مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی.

---

[۱]. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دکتری نویسنده اول در دانشگاه شهید بهشتی است.

[۲]. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
p_nejadaghaeianvash@sbu.ac.ir

[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
ab_arabmazar@sbu.ac.ir

[۴]. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
h_izadkhasti@sbu.ac.ir

[۵]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
f_dejpasand@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و تأمین هزینه‌های دولت از محل درآمدهای مالیاتی، همواره مورد تأکید برنامه‌های توسعه کشور بوده است و افزایش نقش مالیات در تأمین مالی عمومی دولت، به عنوان منبع باثبات و پایدار، از دغدغه‌های دولت محسوب می‌شود. تبلور این امر در برنامه‌های توسعه به ویژه از برنامه سوم تاکنون مشهود بوده است. از رویکردهای اصلاحی در قوانین مالیاتی با هدف افزایش درآمدهای حاصل از مالیات، می‌توان به معرفی پایه مالیاتی جدید و کاهش بار مالیاتی با دو شیوه کاهش نرخ‌های مالیاتی و افزایش پایه‌های مالیاتی اشاره نمود. کاهش درآمد مالیاتی ناشی از معافیت‌ها، موجب وابستگی هر چه بیش‌تر بودجه عمومی دولت به درآمدهای نفتی می‌شود و این وابستگی، می‌تواند آثار زیان‌باری برای کشور داشته باشد (جانی و همکاران[1]، ۲۰۱۸). یکی از معافیت‌های اعطایی در نظام مالیاتی ایران، معافیت سود متعلق به حساب‌های پس‌انداز و سایر سپرده‌ها نزد بانک‌های ایران، از پرداخت مالیات است. در این مقاله اثر مالیات بر سود سپرده‌های بانکی در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[2] متناسب با شرایط اقتصاد ایران بررسی می‌شود. نوآوری این تحقیق تعمیم چارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با توجه به خصوصیات اقتصادی کشور صادرکننده نفت، شامل بخش‌های خانوار، بنگاه‌ها، بانک، دولت و بانک مرکزی و اعمال مالیات بر سود سپرده‌های بانکی در آن است که با در نظر گرفتن جزئیات بیشتر نسبت به مطالعات پیشین، در پی بررسی دقیق‌تر این سیاست خواهد بود.

در ادامه، وضعیت بودجه دولت، درآمدهای مالیاتی و متغیرهای پولی در اقتصاد ایران بررسی و در بخش دوم، به ادبیات نظری و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم، مدل تحقیق ارائه می‌گردد. در بخش چهارم، تحلیل نتایج انجام و در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۱-۲- وضعیت بودجه دولت، درآمدهای مالیاتی و متغیرهای پولی در اقتصاد ایران

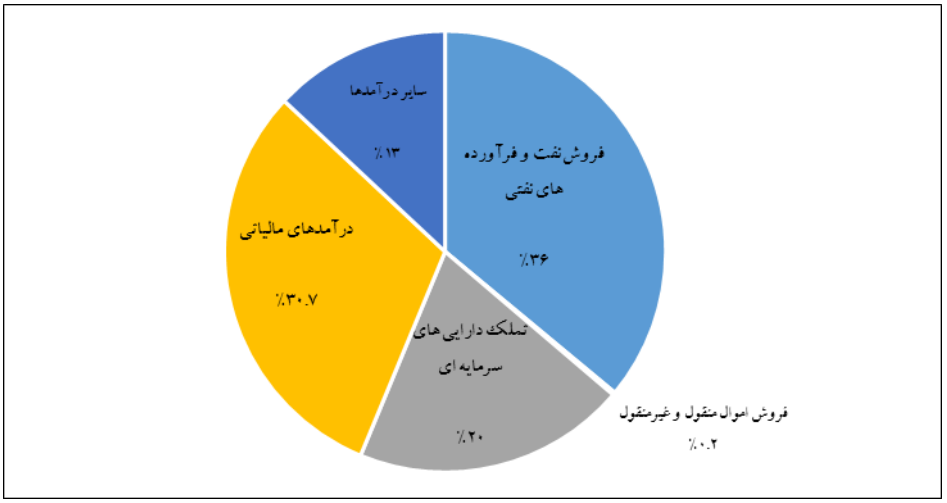
بودجه هر کشور در واقع برنامه مالی دولت است که برای یک سال مالی تهیه و حاوی پیش‌بینی درآمدها و سایر منابع تأمین اعتبار و برآورد هزینه‌ها برای انجام عملیاتی است که منجر به نیل سیاست‌ها و هدف‌های قانونی کشور می‌شود و توجه به ترکیب منابع بودجه دولت از اهمیت فراوانی برخوردار است. متوسط سهم هر یک از منابع در بودجه دولت در نمودار (۱) آمده است.

---

[1]. Jani (2018)

[2]. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

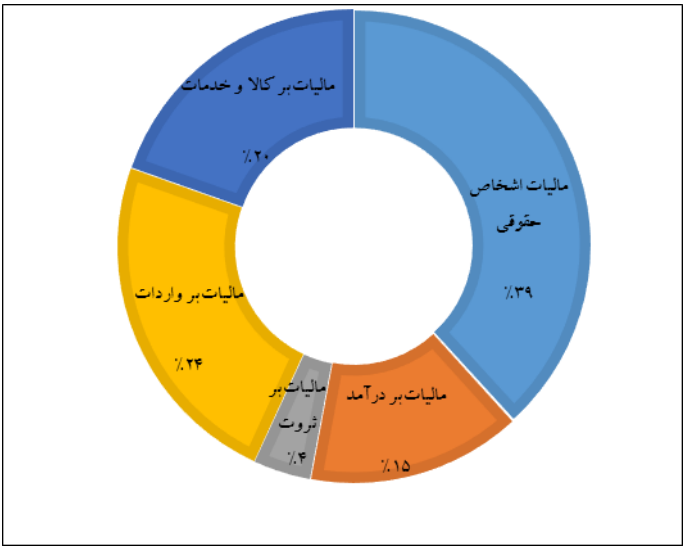
سهم بالای منابع حاصل از فروش نفت و فرآورده‌های نفتی در کل درآمدهای دولت، بیان‌گر وابستگی کشور به منابع نفتی است. این وابستگی آثار زیان‌باری بر اقتصاد خواهد داشت. در سال‌های اخیر، دولت تلاش‌های بسیاری برای کاهش سهم درآمدهای نفت در بودجه انجام داده است. از یک سو، وجود تحریم‌ها علیه ایران و به دنبال آن نااطمینانی از تحقق درآمدهای نفتی و از سوی دیگر، نوسانات قیمت جهانی نفت موجب شده است که به دلیل اتصال بخش اعظمی از تأمین مالی دولت به منابع نفتی، اقتصاد کشور دستخوش تلاطم شده و با بی‌ثباتی مواجه شود. درآمدهای مالیاتی نیز در جایگاه بعدی قرار دارند. درآمدهای مالیاتی، درآمدهای پایدار محسوب می‌شوند و هر چه سهم آن‌ها در تأمین مالی دولت افزایش یابد، موجب کاهش نوسانات منابع درآمدی دولت می‌شوند.



منبع: آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا و محاسبات محققین

نمودار ۱: میانگین سهم هر یک از منابع در بودجه دولت طی دوره ۹۶-۱۳۸۰

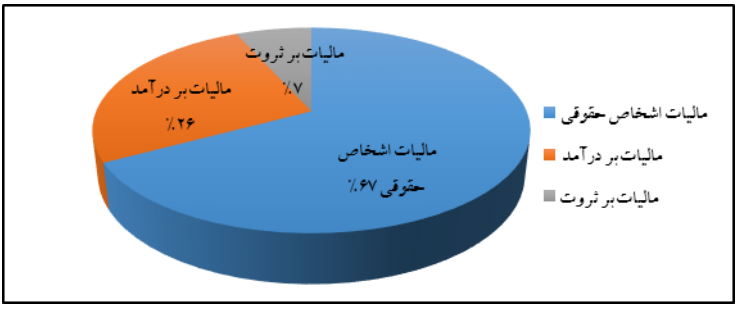
همچنین بررسی متوسط سهم هر یک از انواع مالیات‌ها در نمودار (۲) نشان می‌دهد که مالیات اشخاص حقوقی بالاترین سهم را دارد.



منبع: آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار ایران و محاسبات محققین

نمودار ۲: میانگین سهم هر یک از انواع مالیات‌ها طی دوره ۹۸-۱۳۸۰

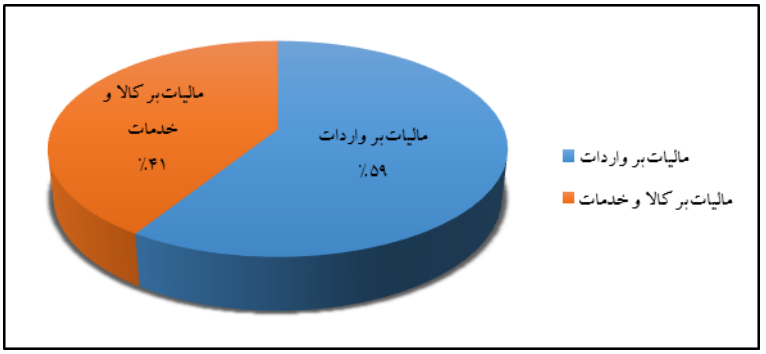
با مقایسه متوسط سهم هر یک از انواع مالیات‌ها در مالیات‌های مستقیم در نمودار (۳) می‌توان دریافت که نظام مالیاتی ایران در بخش مالیات‌های مستقیم، مالیات بر اشخاص حقوقی (مالیات بر شرکت‌ها) متمرکز است.



منبع: آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار و محاسبات محققین

نمودار ۳: میانگین سهم هر یک از مالیات‌ها در مالیات‌های مستقیم طی دوره ۹۸-۱۳۸۰

مقایسه متوسط سهم هر یک از انواع مالیات‌ها در مالیات‌های غیر مستقیم در نمودار (۴) نیز نشان می‌دهد که در بخش مالیات‌های غیر مستقیم، مالیات بر واردات سهم بالاتری دارد. در بررسی سهم انواع مالیات‌ها باید به این نکته نیز دقت شود که مالیات بر واردات که حدود ۲۴ درصد از درآمدهای مالیاتی کشور را نیز به خود اختصاص داده است، وابسته به درآمدهای نفتی است.

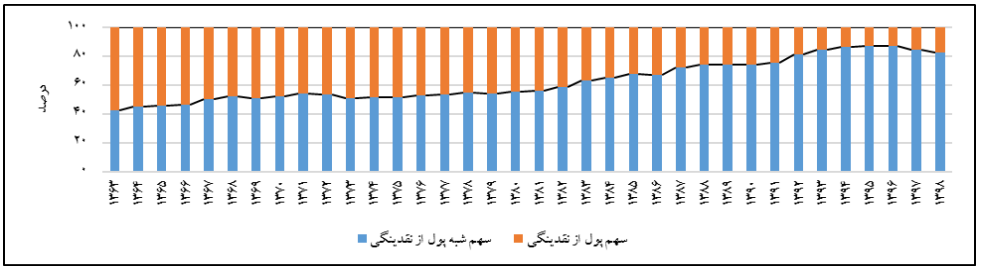


منبع: آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا، مرکز آمار و محاسبات محققین

نمودار ۴: میانگین سهم هر یک از مالیات‌ها در مالیات‌های غیر مستقیم طی دوره ۹۶-۱۳۸۰

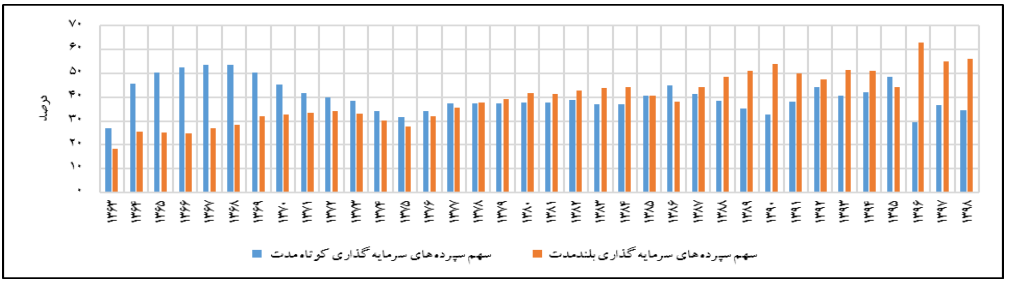
ساختار فوق موجب می‌گردد تا در بخش مالیات‌های مستقیم، بیشترین فشار مالیاتی بر شرکت‌ها و بخش‌های تولیدی اقتصاد باشد و در بخش مالیات‌های غیر مستقیم نیز سهم اعظم این مالیات‌ها وابسته به واردات باشد که از محل درآمدهای نفتی تأمین می‌گردد. وجود چنین وضعیتی ناشی از معافیت‌های گسترده مالیاتی و محدود بودن تعداد پایه‌های مالیاتی در کشور است که منجر به وابستگی شدید اقتصاد به درآمدهای نفتی و ناکارآمدی سیاست‌های مالی شده و کاهش قدرت رقابت‌پذیری کشور در عرصه بین‌المللی را به دنبال داشته است.

با توجه به نمودارهای (۵) و (۶)، در سال‌های اخیر سهم شبه پول از پول بیشتر شده و سهم سپرده‌های بلندمدت نیز از سایر سپرده‌ها پیشی گرفته است. علت این امر را می‌توان نااطمینانی موجود در اقتصاد کشور دانست. در واقع، افراد جامعه چشم‌انداز روشنی از ریسک و بازدهی سایر فعالیت‌ها در فضای اقتصادی کشور ندارند و ترجیح می‌دهند پول خود را به جای سرمایه‌گذاری در بخش تولید، در ازای دریافت سود سالانه، که بدون ریسک است، در بانک سپرده‌گذاری کنند.



منبع: آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا و محاسبات محققین

نمودار ۵: سهم پول و شبه پول از نقدینگی



منبع: آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا و محاسبات محققین

نمودار ۶: سهم سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت از سپرده‌های غیر دیداری

با توجه به آن‌چه در مورد اقتصاد ایران بیان شد، به منظور افزایش سهم درآمدهای مالیاتی و کاهش وابستگی تأمین مالی دولت به منابع نفتی، دو راه حل وجود دارد: ۱- افزایش نرخ‌های مالیاتی موجود، ۲- معرفی پایه‌های مالیاتی جدید. یکی از پایه‌های مالیاتی جدید که می‌توان معرفی نمود، مالیات بر سود است که می‌تواند بر سود صاحبان سپرده، بر سودی که بانک از وام‌گیرندگان دریافت می‌کند و یا بر ارزش افزوده خدمات بانکی اعمال نمود که در اینجا به بررسی آثار اعمال مالیات بر سود صاحبان سپرده پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

وابستگی بودجه کشورهای صادرکننده نفت به منابع حاصل از فروش نفت، می‌تواند آثار مخربی بر اقتصاد این کشورها داشته باشد؛ به طوری که بخش قابل توجهی از درآمدهای دولت در معرض نوسان شدید قرار دارد و این نوسانات به مخارج دولت به عنوان ابزار سیاست مالی نیز منتقل می‌شوند (حسین پور و همکاران[1]، ۲۰۱۷). وجود ناپایداری و بی‌ثباتی مالی دولت سبب بی‌ثباتی در مخارج ضروری بودجه عمومی می‌شود که رشد بلندمدت را تضعیف می‌نماید. وجود پایداری مالی کلید اصلی دستیابی به ثبات کلان اقتصادی است و سبب امکان‌پذیری تداوم مخارج مرتبط با کالاهای عمومی مورد نیاز برای بسترسازی فعالیت‌های اقتصادی می‌شود که رشد بلندمدت اقتصادی را تأمین می‌نماید. تحکیم مالی، از طریق ایجاد افزایش در درآمدهای دولت و یا از طریق ایجاد کاهش در مخارج عمومی محقق می‌شود. اجرای سیاست تحکیم مالی مبتنی بر افزایش درآمدهای دولت، بهره‌برداری بیش‌تر از ظرفیت مالیاتی را امکان‌پذیر می‌کند و ظرفیت‌های بالقوه

[1]. Hosseinpour (2017)

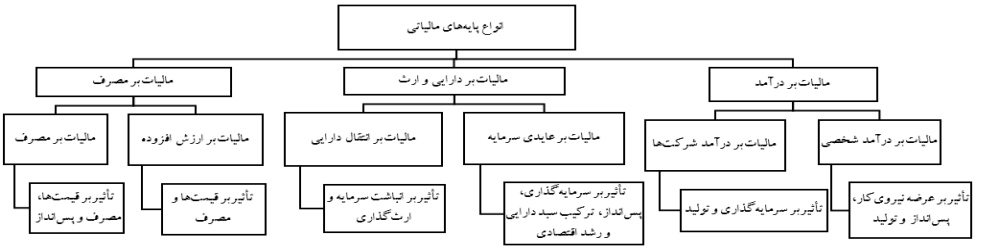
آشکار شده را بالفعل و از این طریق کوشش مالیاتی ارتقاء می‌یابد (کریمی پتانلار و همکاران[1]، ۲۰۱۹). در ادبیات اقتصادی، وضع مالیات، دخالت در ساز و کار بازار محسوب می‌شود و می‌تواند اثرات ناکارایی تخصیصی و زیان رفاهی داشته باشد. در مقابل، درآمد ناشی از مالیات می‌تواند در امور مختلف صرف شود و اثرات رفاهی مثبتی را ایجاد کند (خداداد کاشی و جانی[2]، ۲۰۱۵). به هر حال جمع‌آوری مالیات در بین انواع درآمدهای دولت، مناسب‌ترین نوع از نظر اقتصادی است و هر چقدر که سهم مالیات‌ها در تأمین مخارج دولت بیش‌تر باشد، از آثار نامطلوب اقتصادی کاسته می‌شود (عباسیان و خاتمی[3]، ۲۰۱۲). ایجاد منابع درآمدی از طریق اعمال مالیات‌های جدید و یا افزایش در نرخ‌های مالیاتی موجود، امکان‌پذیر است و تاکنون پایه‌های مالیاتی متعددی در اقتصاد شناسایی شده و از این پایه‌های مالیاتی با نرخ‌های متفاوتی مالیات اخذ شده است. تقسیم‌بندی انواع مالیات‌ها در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱: تقسیم‌بندی مالیات‌ها

نوع مالیات	پایه
مالیات‌های مستقیم	مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت
مالیات‌های غیر مستقیم	مالیات بر واردات، مالیات بر کالا و خدمات

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس مبانی نظری

هر یک از انواع مالیات‌ها، می‌تواند اثرگذاری متفاوتی بر متغیرهای اقتصادی و عملکرد آن‌ها داشته باشد که به طور خلاصه در نمودار (۷) نشان داده شده است.



منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس مبانی نظری

نمودار ۷: تأثیر انواع مالیات‌ها بر متغیرهای اقتصادی

[1]. Karimi Potanlar (2019)
[2]. Khodadadkashi & Jani (2015)
[3]. Abbasian & Khatami (2012)

یکی از انواع مالیات‌ها که با دو هدف افزایش درآمد مالیاتی دولت و حمایت از سرمایه‌گذاری در بخش واقعی اقتصاد مطرح می‌شود، مالیات بر سود سپرده‌های بانکی است که مالیات بر درآمد حاصل از پس‌انداز محسوب می‌گردد.

برخی اقتصاددانان معتقدند که وضع مالیات بر سود سپرده‌ها ممکن است اثر منفی بر انگیزه‌های مردم برای سپرده‌گذاری بلندمدت منابع مالی در بانک‌ها داشته باشد. با اعمال مالیات و در نتیجه کاهش سود دریافتی توسط سپرده‌گذاران، ممکن است به مرور زمان مقداری از سپرده‌گذاری‌ها از حساب‌های مدت‌دار خارج شود و ترکیب سپرده‌ها در بانک‌ها تغییر کند. در این وضعیت اگرچه اعمال مالیات در حجم منابعی که در اختیار بانک هستند، اثری نخواهد داشت، اما ممکن است با کاهش حجم سپرده‌های مدت‌دار، از قدرت اعتباردهی بانک‌ها کاسته شود و در نتیجه سرمایه‌گذاری در اقتصاد کاهش یابد (مینوئی‌فرد[1]، ۲۰۱۵). حال اگر بانک‌ها نسبت به افراد، در تخصیص منابع حاصل از سپرده‌ها، مناسب‌تر عمل نمایند، کاهش در حجم سپرده‌هایی که مالیات بر آن‌ها وضع شده است، تخصیص ناکارای منابع را به همراه خواهد داشت؛ اما اگر بانک‌ها در هدایت سپرده‌ها (به سمت تولید و سرمایه‌گذاری) رفتار بهتری نسبت به افراد جامعه نداشته باشند، اعمال مالیات، منجر به تخصیص مناسب‌تر منابع و در نتیجه افزایش رفاه می‌گردد (خداداد کاشی و جانی، ۲۰۱۵).

همچنین گروهی نیز معتقدند که اعمال مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، منفی بودن نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی و منفی‌تر شدن آن در صورت وضع مالیات بر سپرده‌ها، عامل فرار سرمایه‌ها از سیستم بانکی و هجوم وجوه به بازارهای غیر مولد مانند مسکن، طلا و ارز می‌شود. برخی نیز معتقدند در کشورهایی که از ثبات اقتصادی لازم برخوردار نیستند، اعمال مالیات بر سود سپرده موجب خروج منابع مالی از بانک‌ها و سرمایه‌گذاری آن‌ها در بخش‌های غیر مولد اقتصادی خواهد شد و به این ترتیب به بی‌ثباتی بیشتر در اقتصاد دامن زده می‌شود (سازمان امور مالیاتی ایران، ۲۰۱۵). موافقین اعمال مالیات بر سود سپرده‌های بانکی معتقدند که اعمال این مالیات، موجب فرار سرمایه از سیستم بانکی نخواهد شد. همچنین با گسترش سیستم‌های بانکی متمرکز و استفاده از نرم‌افزارهای بانکی، محاسبه و وصول این مالیات، کم‌هزینه و سریع خواهد بود و اصل سهولت در وصول مالیات محقق خواهد شد. از سوی دیگر، زمانی که معافیت مالیاتی سپرده‌گذاری برقرار است، بخش واقعی اقتصاد ملزم به پرداخت مالیات است که نتیجه آن جذابیت

[1]. Minooei Fard (2015)

بیشتر سپرده‌گذاری در مقایسه با سرمایه‌گذاری در بخش تولید و خدمات می‌گردد. اگر نرخ سود بانکی بالاتر از نرخ تورم باشد، این جذابیت دو چندان شده و انگیزه سرمایه‌گذاری کاهش بیشتری پیدا خواهد کرد. از طرف دیگر، نرخ بالای تسهیلات نیز سبب کاهش سرمایه‌گذاری خواهد شد. مردم و فعالین اقتصادی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری خود، سود سپرده‌گذاری در بانک‌ها را به عنوان بازدهی بدون ریسک در نظر می‌گیرند و هرگونه گزینه سرمایه‌گذاری در بخش واقعی اقتصاد را با آن مقایسه می‌کنند. لذا با توجه به این‌که فعالیت‌های اقتصادی علاوه بر همه ریسک‌ها و زحماتی که به همراه دارند، مشمول مالیات بر سود نیز می‌شوند، باید اختلاف سود با سود سپرده بانکی داشته باشند تا برای سرمایه‌گذاران جذابیت داشته باشد. طبق نظریات اقتصادی نیز در شرایطی که نرخ سود بالاست، طرح‌های سرمایه‌گذاری کمتری توجیه اقتصادی پیدا می‌کنند، لذا میزان سرمایه‌گذاری کل اقتصاد کاهش می‌یابد (مرکز پژوهش‌های مجلس[1]، ۲۰۱۷).

اکثر اقتصاددانان تأکید دارند که موتور توسعه اقتصادی هر کشور، سرمایه‌گذاری است و هر کشور برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری، نیاز به پس‌انداز جامعه دارد. تشکیل سرمایه را می‌توان مهمترین عامل رشد و توسعه دانست و یکی از منابع مهم سرمایه، سپرده‌های افراد نزد بانک‌هاست که به عنوان نماینده پس‌انداز جامعه محسوب می‌شود. تحولات اجتماعی، سیاسی و اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی، سیاست‌های پولی و بانکی، بر نحوه سپرده‌گذاری مردم مؤثر است. علاوه بر آن، عواملی مانند تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ سود مشارکت نیز از اهمیت خاص برخوردار است. تمام عوامل یاد شده در تصمیم‌گیری افراد برای این‌که پول خود را به چه صورت از دارایی نگهداری کنند، مؤثرند (منصف و منصوری[2]، ۲۰۱۱).

البته در مورد بررسی اثرات مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، علاوه بر اهمیت کارایی دولت، کارایی بانک‌ها در هدایت سپرده‌ها به سمت تولید و سرمایه‌گذاری نیز اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند. در واقع، آثار تخصیصی مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، از دو بعد اهمیت دارد؛ اول، این مالیات، بر میزان پس‌انداز که در قالب مباحث تصمیم‌گیری مصرف بین دوره‌ای مطرح می‌شود، اثر دارد. به عبارت دیگر، در یک اقتصاد، افراد جامعه سپرده‌گذار یا متقاضی تسهیلات هستند که سپرده‌گذاران مصرف آتی را به مصرف فعلی خود ترجیح می‌دهند، پس‌انداز می‌کنند و در مقابل آن سود دریافت می‌کنند. تغییرات در میزان سود دریافتی و وضع مالیات بر سود سپرده، می‌تواند

[1]. Parliament Research's Center (2017)
[2]. Monsef & Mansouri (2011)

ترکیب مصرف فعلی و آتی را تغییر دهد و در نتیجه موجب تغییر در میزان پس‌انداز افراد گردد. برای گروه متقاضی تسهیلات، اثر جانشینی و درآمدی ناشی از این تغییرات، در یک جهت است و تقاضای آن‌ها برای تسهیلات کاهش می‌یابد؛ اما این اثرات برای گروه پس‌اندازکننده در خلاف جهت یکدیگرند و اثر نهایی نرخ بهره بر میزان پس‌انداز آن‌ها مشخص نیست (خدادادکاشی و جانی، ۲۰۱۵). رمزی[1] (۱۹۲۷) در مقاله‌ای که اساس کار بسیاری از مطالعات قرار می‌گیرد، به دنبال پاسخ به این سؤال است که اگر درآمدی مشخص از طریق وضع مالیات به دست بیاید، ترکیب بهینه مالیات‌ها باید به چه صورت باشد تا کاهشی که در مطلوبیت خانوار در اثر وضع این مالیات‌ها به وجود می‌آید، کمترین میزان باشد. یکی از کاربردهای نظریه‌ای که در این مطالعه مطرح می‌شود، معافیت پس‌اندازها از مالیات بر درآمد است. در این مطالعه، فروضی در نظر گرفته می‌شود و با توجه به این مفروضات، از آن‌جا که میزان پس‌انداز در مدت بسیار کوتاه نمی‌تواند برای تغییر مطلوبیت نهایی سرمایه کافی باشد، کشش تقاضا برای پس‌انداز بی نهایت است. مالیات بر درآمدی که بر روی پس‌انداز وضع می‌شود، تا حدودی باید بخشوده شود. با وجود انتظارات برای مالیات در آینده، این بخشودگی، به میزان زیادی تقویت می‌شود. سندمو[2] (۱۹۸۵) به بررسی اثرات مالیات بر پس‌اندازها می‌پردازد و برای نشان دادن تصمیمات بین دوره‌ای مصرف فردی[3]، از الگوی دو دوره‌ای استفاده می‌کند که اولین بار توسط فیشر[4] در سال ۱۹۳۰ مطرح شده است و در ساده‌ترین نسخه این مدل، درآمد نیروی کار به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده و تمرکز اصلی بر روی تخصیص مصرف بین دو دوره از طریق تصمیم برای پس‌انداز بوده است. سندمو ابتدا بازارها را بازارهای کامل[5] و چهار نوع مالیات را در نظر می‌گیرد که شامل مالیات یکجا[6]، مالیات بر درآمد، مالیات بر مخارج[7] و مالیات غیر مستقیم می‌شود. مالیات یکجا، دارای اثر خالص درآمدی بر مصرف است و بر قیمت‌های نسبی بین مصرف حال و آینده اثر ندارد. مالیات بر کل درآمد، یعنی درآمد نیروی کار که برون زاست و درآمد حاصل از سرمایه (منظور حاصل ضرب نرخ بهره در پس‌انداز)، در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، مالیات بر درآمد،

1. Ramsey (1927)
2. Sandmo (1985)
3. Intertemporal Consumption Decisions of a Single Individual
4. Fisher
5. Perfect Markets
6. Lump Sum Tax
7. Expenditure Tax

مانند مالیاتی ترکیبی (یعنی مالیات یکجا و مالیات بر درآمد بهره‌ای[1]) عمل می‌کند. از آن‌جا که این مالیات، نرخ بهره را کاهش می‌دهد، اثر جانشینی به منظور افزایش مصرف حال در برابر مصرف آتی، رخ می‌دهد. در الگوی مصرف دو دوره‌ای، نشان می‌دهد که افراد سپرده‌گذار با کاهش نرخ بهره به دلیل کاهش اثر درآمدی، با افزایش عرضه نیروی کار، پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند و در پی جبران این اثر برمی‌آیند. اگر برای هر یک از دوره‌ها، مالیات متفاوتی وضع شود، هیچ تأثیری بر تعدیل تصمیمات مصرفی برای مصرف‌کننده نخواهد داشت. مالیات غیر مستقیم با نرخی ثابت در طول زمان، مانند مالیات بر درآمد نیروی کار عمل می‌کند و قیمت‌های نسبی حال و مصرف آتی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. یعنی مالیات غیر مستقیم نیز معادل مالیات یکجاست که متناسب با درآمد نیروی کار از همه مصرف‌کنندگان دریافت می‌شود. مالیات بر مخارج نیز دقیقاً نتایج یکسانی را نشان می‌دهد. سپس بازارها ناقص و مدل دو دوره‌ای در نظر گرفته شده است و جیره‌بندی و محدودیت اعتباری در الگو وارد می‌شوند و نرخ‌های وام گرفتن و قرض دادن، متفاوت از هم در نظر گرفته می‌شوند. در قسمتی نیز مدل‌های چند دوره‌ای با انگیزه ارث مطرح شده‌اند. زمانی که بیش از دو دوره در نظر گرفته می‌شود، مصرف دوره‌های آتی می‌تواند مکمل یا جانشین مصرف زمان حال باشد.

دوم، این مالیات، بر ترکیب سبد دارایی از طریق بازدهی و ریسک دارایی‌ها، اثر می‌گذارد. اویرباخ[2] (۱۹۸۱) در مطالعه‌ای که به بررسی مالیات بر دارایی‌های با ریسک می‌پردازد، نشان می‌دهد که شاید مناسب باشد که نرخ‌های مالیات با توجه به ریسک هر دارایی، به طور سیستماتیک متفاوت باشد. در واقع، نرخ مالیات بر عایدی انواع مختلف دارایی‌ها، باید متفاوت باشد.

میرلیس[3] (۱۹۷۱) نیز در مطالعه خود به بررسی نظریه مالیات بهینه بر درآمد می‌پردازد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بر خلاف آن‌چه که اغلب به نظر می‌رسد، مالیات بر درآمد، ابزاری با تأثیرگذاری پایین برای کاهش نابرابری است. بنابراین، طراحی مالیاتی به عنوان مکمل برای مالیات بر درآمد، بسیار مناسب خواهد بود. کمینال[4] (۲۰۰۲) به بررسی انواع مالیات‌ها در سیستم بانکی از جمله مالیات بر سپرده‌ها[5]، مالیات بر وام‌های بانکی[1]، مالیات بر ارزش افزوده بانک‌ها[2]، مالیات بر

1. Interest Income
2. Auerbach (1981)
3. Mirrlees (1971)
4. Caminal (2002)
5. Tax on Deposits

درآمد بهره‌ای ناخالص[3] و مالیات بر درآمد شرکتی بانک‌ها[4] می‌پردازد. با فروضی که در این مطالعه در نظر گرفته می‌شود، نرخ‌های بالاتر مالیات بر درآمد بهره‌ای ناخالص، درآمد خالص[5] را کاهش می‌دهد که موجب کاهش در مصرف کالاها و تقاضای خدمات بانکی (یعنی کاهش عرضه سپرده‌ها) می‌گردد. همچنین مالیات بر سپرده‌ها، عرضه سپرده‌ها را از دو طریق تحت تأثیر قرار می‌دهد: اول این‌که نرخ مالیات بالاتر، هزینه فرصت سپرده‌ها را افزایش می‌دهد (از طریق اختلاف بین نرخ بازگشت سپرده‌ها و سرمایه‌گذاری مستقیم) و دوم، درآمد خالص سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد. کینگ[6] (۱۹۸۰) نشان می‌دهد که در انتخاب مالیات بر دستمزد و سود باید به کشش عرضه نیروی کار و پس‌انداز توجه شود. اگر عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد بی‌کشش باشد و کشش پس‌انداز نسبت به نرخ بهره بالا باشد، برای کاهش ناکارایی تخصیصی ناشی از اخذ مالیات، باید فقط از دستمزد مالیات اخذ شود. در صورتی که پس‌انداز نسبت به نرخ بهره بی‌کشش باشد و عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد پرکشش باشد، مالیات بر بهره، بهترین پایه مالیاتی است (خدادادکاشی و جانی، ۲۰۱۵).

۲-۱- مطالعات خارجی

در قوانین مالیاتی کشورهای مختلف، اعمال مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، به سه صورت انجام می‌پذیرد:

۱- وضع مالیات تکلیفی که در این روش، بخشی از سود بانکی به عنوان مالیات از سود سپرده‌های بانکی کسر می‌شود. در این رویکرد، مالیات تکلیفی بلافاصله پس از واریز اصل سود به حساب سپرده‌گذار، مالیات از حساب فرد کسر می‌شود.

۲- احتساب سود سپرده‌ها به عنوان درآمد مشمول مالیات که در این روش، میزان سود دریافتی باید در انتهای سال همانند سایر درآمدها و هزینه‌های قابل قبول مالیاتی به مراجع مالیاتی اعلام شود و در نهایت با کسر هزینه‌ها از درآمدها و اعمال قوانین تعریف شده، مالیات قابل پرداخت تعیین شود.

---

1. Tax on Bank Loans
2. Tax on Banks' Value-Added
3. Tax on Gross Interest Income
4. Banks' Corporate Income Tax
5. Disposable Income
6. King (1980)

۳- رویکرد ترکیبی که در این رویکرد، اصل بر احتساب سود به عنوان درآمد مالیاتی است، اما به دلایل مختلف از جمله تأمین درآمد برای دولت در طول سال، مالیات تکلیفی با یک نرخ پایه از سود پرداختی کاسته می‌شود. اما نهایتاً سود کسب شده به عنوان درآمد مالیاتی فرد در نظر گرفته می‌شود و مالیات تکلیفی پرداخت شده به عنوان هزینه‌های قابل قبول مالیاتی لحاظ می‌شود. بدین ترتیب اگر مالیات پرداختی کمتر از آن‌چه محاسبه می‌شود، تعیین شود فرد ملزم به پرداخت مابه‌التفاوت است و اگر مالیات پرداختی بیش از میزان محاسبه شده باشد، دولت میزان مازاد را به فرد عودت می‌دهد (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۲۰۱۷).

در نتیجه، در برخی کشورها، سود حاصل از سپرده‌های بانکی مانند سایر درآمدهای اشخاص است و مالیات آن نیز مانند سایر درآمدها کسر می‌گردد؛ لذا با توجه به هدف این مطالعه، به بررسی برخی مطالعات خارجی که به بررسی مالیات بر درآمد می‌پردازند، در کنار مطالعاتی که به وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی اختصاص دارند، پرداخته می‌شود. همچنین بخشی از مطالعاتی که مورد بررسی قرار می‌گیرند، مطالعاتی هستند که با استفاده از روش‌های ریاضی انجام شده و مبنای بسیاری از پژوهش‌ها در این زمینه قرار گرفته‌اند و برخی نیز مطالعاتی هستند که به بررسی سیاست‌های مالی و انواع مالیات‌ها به صورت تجربی پرداخته‌اند.

چیورازو و میلانی[1] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مالیات بر سود بانک‌ها در بانک‌های اتحادیه اروپا با استفاده از داده‌های بیش از ۳۵۰۰ بانک از ۱۵ کشور طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. ایشان اثرات مالیات بر درآمد شرکت[2] و مالیات بر ارزش افزوده[3] را بر سود قبل از کسر مالیات و اجزای آن بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که این مالیات‌ها، قیمت خدمات بانک‌ها[4] را از طریق اثر گذار[5] تحت تأثیر قرار می‌دهند و افزایش این نوع مالیات‌ها، منجر به افزایش قیمت خدمات بانکی می‌گردد و به معنای مالیات بر خدمات بانکی است و موجب ناکارآمدی‌های تخصیصی می‌شود.

بهاتارای و ترزسیاکیویسز[6] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات شوک‌های سیاست مالی با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی در اقتصاد انگلستان با استفاده از داده‌های فصلی

---

1. Chiorazzo & Milani (2011)
2. Corporate Income Tax (CIT)
3. Value Added Tax (VAT)
4. Banking Output Prices
5. Pass-Through Effect
6. Bhattarai & Trzeciakiewicz (2017)

دوره (۲۰۱۱-۱۹۸۷) پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری و مصارف دولت، منجر به بالاترین ضریب فزاینده تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت می‌شود در حالی که مالیات بر درآمد سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری عمومی اثر اصلی را بر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت دارد. زمانی که نرخ بهره اسمی به سمت صفر میل می‌کند، مالیات بر مصرف، سرمایه‌گذاری و مصرف عمومی به عنوان مؤثرترین ابزارهای مالی شناخته شدند و مالیات بر درآمد نیروی کار و سرمایه، کمترین تأثیرگذاری را دارند. همچنین اثربخشی سیاست مالی در سناریوی مربوط به یک اقتصاد کوچک باز، کاهش می‌یابد و چسبندگی‌های اسمی موجب تقویت اثرات مخارج عمومی و مالیات‌های مصرف می‌شود در حالی که مالیات بر درآمد را کاهش می‌دهد.

کترا و ساکائی[1] (۲۰۱۸) به بررسی مالیات‌ها و مخارج دولت در ژاپن با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های (۲۰۱۲-۱۹۸۱) پرداخته‌اند. در این مطالعه، مخارج دولت شامل کالاهای شایسته[2]، کالاهای عمومی، سرمایه‌گذاری دولت و انتقالات درآمد یکجا[3] می‌شود و سه نوع مالیات که عبارتند از مالیات بر مصرف، درآمد نیروی کار و درآمد سرمایه‌ای[4]، در نظر گرفته می‌شوند.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیستم‌های مالیاتی و مخارج دولت ژاپن، نسبت به نوسانات اقتصادی و بدهی‌های انباشته حساسیت نشان نمی‌دهند و در واقع مخارج دولت و نرخ‌های مالیات مؤثر، به طور معناداری بر شکاف تولید و بدهی انباشته پاسخ نمی‌دهد. با توجه به مالیات‌های متفاوتی که برای تأمین هزینه‌های دولت در نظر گرفته شده‌اند، در حالی که مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد نیروی کار تقریباً بی‌اثر هستند، مالیات بر درآمد سرمایه‌ای، وضعیت اقتصاد را در بلندمدت وخیم می‌کند و تأمین مالی از طریق مالیات بر درآمد سرمایه، در مقایسه با سایر مالیات‌ها، به طور قابل توجهی اثرات مخارج دولت را در بلندمدت کاهش می‌دهد. همچنین هنگامی که از افزایش نرخ مالیات بر مصرف برای افزایش درآمد مالیاتی به منظور مخارج اضافی

---

1. Kotera & Sakai (2018)
2. Merit Goods

منظور مراقبت‌های بهداشتی، مراقبت‌های طولانی مدت و آموزش می‌باشد.

3. Lump-Sum Income Transfers
4. Capital Income Tax

دولت[1] یعنی مخارج بر کالاهای شایسته و سرمایه‌گذاری دولت استفاده می‌شود، به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیرات مثبتی بر اقتصاد دارند.

بسکا و همکاران[2] (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی اثرات اقتصاد کلان مالیات بر بانکداری در اسپانیا با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته‌اند. ایشان مالیات بیشتر بر سود بانک، سپرده‌ها و وام‌ها[3] را در نظر گرفته‌اند. نتایج حاکی از آن است که این سه نوع مالیات، اثرات مشابهی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند. همچنین هر سه نوع مالیات، اثر منفی بر فعالیت‌های اقتصادی دارند. بانک‌ها از طریق افزایش فاصله بین درآمد و هزینه[4] از طریق انتقال بخشی از هزینه مالی به خانوارها و بنگاه‌ها (به وسیله نرخ‌های بهره بالاتر روی وام‌ها)، به نرخ‌های بالای مالیات واکنش نشان می‌دهند. افزایش درآمد دولت، با هزینه بلندمدت کاهش در تولید ناخالص داخلی، افزایش در نرخ‌های بهره وام‌ها و کاهش در حجم اعتبارات، سپرده‌ها و سرمایه بانک، به وجود می‌آید. بده- بستان بین درآمد دولت و فعالیت اقتصادی، توسط کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به درآمد سابق دولت نزدیک به ۰/۹- نشان داده می‌شود که تقریباً مستقل از نرخ مالیات است.

۲-۲- مطالعات داخلی

مینوئی فرد (۲۰۱۵) به بررسی اثر نرخ سود بر حجم سپرده‌های سرمایه‌گذاری بانکی و تأثیرپذیری آن از مالیات بر سود سپرده‌ها طی دوره ۹۱-۱۳۴۵ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[5] پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که وضع یک واحد درصد مالیات بر سود سپرده‌ها، اثر چندانی بر کاهش حجم سپرده‌های بانکی نداشته و در مقابل مالیات قابل توجهی را برای دولت فراهم می‌کند. همچنین نتایج برآورد معادله بلندمدت نشان می‌دهد که کاهش نرخ سود واقعی در صورت اعمال مالیات، منجر به کاهش حجم سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت بانکی می‌شود اما باعث کاهش گسترده در حجم سپرده‌ها نخواهد بود.

خداداد کاشی و جانی (۲۰۱۵) به بررسی امکان برقراری مالیات بر سود سپرده‌های بانکی در ایران با تأکید بر کارایی تخصیصی پرداخته‌اند. ایشان با محاسبه هزینه و فایده ناشی از اجرای این سیاست

---

1. Additional Government Expenditure
2. Boscá (2019)
3. An Additional Tax on Profits, on Deposits, and on Loans
4. Markup
5. Autoregressive Distributed Lags (ARDL)

طی دوره ۹۱-۱۳۵۲ نشان دادند که تقاضای تسهیلات نسبت به نرخ سود، در مقایسه با عرضه سپرده نسبت به نرخ سود، کشش بیشتری دارد و با اعمال یک واحد مالیات بر نرخ سود سپرده‌ها، زیان رفاهی ناشی از اخذ مالیات برابر با ۳۱۳۷ میلیارد ریال و درآمد دولت به میزان ۱۹۰۷۶ میلیارد ریال برآورد گردیده است، که بار مالیاتی سپرده‌گذار برابر ۰/۹۷ و بار مالیاتی متقاضی تسهیلات برابر ۰/۰۳ از یک واحد مالیات بر سود سپرده خواهد بود. به علاوه، نتایج نشان می‌دهد که سپرده و تسهیلات اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارند و بانک‌ها در هدایت سپرده‌ها به سرمایه‌گذاری نقش مثبتی ایفا می‌کنند. همچنین سرمایه‌گذاری دولتی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد که نشان دهنده این است که دولت با اخذ مالیات بر سود سپرده و افزایش مخارج دولت از این طریق، جایگزین بخش خصوصی می‌گردد. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز در مقایسه با سرمایه‌گذاری بخش دولتی، کارایی بیشتری دارد. نتایج حاکی از آن است که با افزایش رشد اقتصادی، میزان عرضه سپرده کاهش می‌یابد.

خداداد کاشی و جانی (۲۰۱۵) به بررسی چالش‌ها و امکان‌سنجی وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی پرداخته‌اند. نتایج این طرح تحقیقاتی نشان می‌دهد رابطه ضعیفی بین ثبات اقتصادی کشورها و اعمال این نوع مالیات در بین کشورهای بررسی شده وجود دارد. همچنین درآمد مالیات بر سود سپرده، میزان قابل توجهی می‌باشد و حدود ۲۰ درصد درآمد کل مالیاتی است و می‌تواند کسری بودجه دولت را پوشش دهد.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۲۰۱۷) طی پژوهشی، به بررسی قوانین مالیاتی اعضای کشورهای گروه ۲۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد در ۱۸ کشور عضو این گروه، سود سپرده‌های بانکی یا مشمول مالیات تکلیفی هستند و یا جزء درآمد مشمول مالیات محاسبه می‌شوند و صرفاً در عربستان سعودی این درآمد مانند ایران معاف از پرداخت مالیات است. همچنین بررسی نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی در این کشورها نشان می‌دهد که نمی‌توان مثبت بودن نرخ سود را به عنوان شرط لازم برای اخذ مالیات بر سود سپرده‌های بانکی قلمداد کرد. در اجرای سیاست مالیات بر سود سپرده بانکی، باید به کشش عرضه سپرده‌های سرمایه‌گذاری (حساسیت سپرده‌گذاران به نرخ بهره) در نظام بانکی و تسهیلات گیرنده از مالیات بر سود سپرده‌ها، توجه نمود. ضروری است بسته جامع مالیاتی به تصویب و اجرا برسد تا اثرگذاری این اصلاحات ساختاری بهتر باشد. همچنین این تغییرات ساختاری، باید به تدریج اتفاق بیفتد.

جانی و همکاران (۲۰۱۸) به تعیین شرایط اقتصادی مطلوب برای وضع مالیات بر سود سپرده بانکی و تحلیل تطبیقی آن‌ها با اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگو بر اساس رویکرد دو مرحله‌ای هکمن (۲۰۱۴) نشان می‌دهند که احتمال برقراری مالیات بر سود سپرده بانکی در کشورهایی که درآمد سرانه بالا، ثبات اقتصادی بیشتر و حجم نقدینگی پایین دارند، بیشتر است و میزان نرخ مالیات بر سود سپرده بانکی در کشورهای مجری این مالیات، با شاخص ثبات اقتصادی رابطه مستقیم و با اندازه دولت و حجم نقدینگی رابطه معکوس دارد. همچنین نرخ این مالیات در کشورهایی بالاست که ساختار مالی آن‌ها در میانه دو حد بانک محوری و بازار محوری است. به علاوه، میزان نرخ مالیات بر سود سپرده رابطه U معکوس با درآمد سرانه و ساختار مالی دارد. به طور کلی، اقتصاد ایران، فاقد برخی شرایط لازم برای اعمال مالیات بر سود سپرده در خصوص ثبات اقتصادی، سطح درآمد سرانه و ساختار مالی است.

خداوردیزاده و دشتبانی (۲۰۱۹) به بررسی اثر مالیات بر نرخ سود سپرده‌های بانکی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طی سال‌های ۹۵-۱۳۶۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اعمال مالیات بر نرخ سود سپرده بانکی، باعث کاهش میزان تولید در حدود یک درصد انحراف منفی از حالت پایدار شده و پس از طی دو دوره، واکنش مثبت آن شروع می‌شود. همچنین اعمال این مالیات، موجب افزایش درآمد مالیاتی می‌گردد و در کوتاه‌مدت، باعث خروج منابع از بانک‌ها شده و نقدینگی در جامعه افزایش می‌یابد و پس از گذشت تقریباً دو دوره، افزایش آن شروع می‌شود و جریان خالص سرمایه به داخل، کاهش می‌یابد.

عمادی[1] (۲۰۲۱) به بررسی پیامدهای وضع مالیات بر سود سپرده‌های مدت‌دار بانکی بر رشد اقتصادی و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از روش خودرگرسیون توزیع وقفه‌ای[2] و داده‌های سال‌های ۹۷-۱۳۳۸ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که وضع دو واحد درصد مالیات بر سود سپرده‌ها، در طی دوره مورد بررسی، سبب می‌شود که رشد اقتصادی به طور متوسط به میزان ۶/۳۷ درصد افزایش و تورم به میزان ۰/۸۴ درصد کاهش یابد. همچنین وضع این مالیات سبب افزایش قابل توجه درآمدهای مالیاتی کل می‌شود، به طوری که در سال ۱۳۹۷ درآمد حاصل از این پایه مالیاتی، حدود ۲۵ درصد از کل درآمدهای مالیاتی خواهد بود.

1. Emadi (2021)
2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

به طور کلی با بررسی مطالعات ارزشمند و مرتبطی که تاکنون در زمینه اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی در اقتصاد ایران انجام شده است، می‌توان بیان کرد که اثرات اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی بر رفتار کارگزاران اقتصادی، متفاوت با اثر افزایش یا کاهش در نرخ سود بانکی خواهد بود و این دو سیاست، اثرات متفاوتی دارند. همچنین با استفاده از مدل‌های تعادل جزئی نمی‌توان به بررسی آثار این سیاست به طور جامع پرداخت. در مطالعه حاضر انواع مالیات‌ها از جمله مالیات بر مصرف کالا و خدمات، مالیات بر درآمد ناشی از عرضه نیروی کار و مالیات بر درآمد ناشی از سرمایه در نظر گرفته می‌شود و در واقع این سیاست به صورت یک بسته مالیاتی در مدل بررسی می‌گردد که نرخ این مالیات‌ها با توجه به وضعیت جاری اقتصاد ایران در نظر گرفته می‌شود و جزئیات الگو به نحوی است که با اقتصاد ایران سازگارتر باشد.

۳- الگوی تحقیق

در این پژوهش، چارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با توجه به خصوصیات اقتصادی کشور صادرکننده نفت، گسترش می‌یابد. مدل شامل بخش‌های خانوار، بنگاه‌ها، بانک، دولت و بانک مرکزی می‌باشد.

۳-۱- خانوار

فرض می‌شود اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است و بر اساس دسترسی به بازارهای مالی، به دو بخش ناهمگن تقسیم می‌شوند[۱]. در واقع، سلسله‌ای از خانوارها وجود دارند که با $n \in [0,1]$ مشخص می‌شوند که بخشی از این خانوارها، خانوارهای ریکاردین[۲] و بخشی خانوارهای غیرریکاردین[۳] هستند. نسبت $(1-\lambda)$ از خانوارها را خانوارهای ریکاردین تشکیل می‌دهند که به صورت $i \in [0,1-\lambda]$ مشخص می‌شوند و نسبت (λ) از خانوارها را خانوارهای غیر ریکاردین تشکیل می‌دهند که به صورت $j \in [1-\lambda,1]$ مشخص می‌شوند.

---

[۱]. این نوع تقسیم‌بندی، توسط منکیو (۲۰۰۰) مطرح شده و در مطالعات متعددی که سیاست‌های مالی مورد بررسی قرار می‌گیرند، مورد استفاده قرار گرفته است. مطالعات متعددی از جمله گالی و همکاران (۲۰۰۷)، فورنی و همکاران (۲۰۰۹) و ایواتا (۲۰۰۹) از این نوع تقسیم‌بندی خانوار در مطالعات خود بهره بردند. مطالعات داخلی متعددی نیز از جمله بیات و همکاران (۲۰۱۶)، حقیقت و همکاران (۲۰۱۷)، ایزدی (۲۰۱۹) و توکلیان و همکاران (۲۰۲۰) به پیروی از مطالعات خارجی ذکر شده، از این نوع تقسیم‌بندی خانوار برای اقتصاد ایران استفاده کرده‌اند.

[2]. Ricardian Households

[3]. Non-Ricardian Households or Rule-of-Thumb Households or Hand-to-Mouth Households

۳-۱-۱- خانوار ریکاردین

خانوار ریکاردین (R)، به بازارهای مالی دسترسی دارد و از مصرف کالاها ($c_{i,t}^{R}$) و نگهداری دارایی‌های پولی ($X_{i,t}^{R}$) مطلوبیت کسب می‌نماید و با عرضه نیروی کار ($n_{i,t}^{R}$)، از مطلوبیتش کاسته می‌شود. هدف خانوار این است که تابع مطلوبیت انتظاری طول زندگی خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای خود[1] حداکثر نماید. مطلوبیت انتظاری طول زندگی خانوار ریکاردین iام به صورت زیر می‌باشد:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_R^t \left[\frac{(c_{i,t}^{R})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\left(\frac{X_{i,t}^{R}}{P_t}\right)^{1-\sigma_X}}{1-\sigma_X} - \frac{(n_{i,t}^{R})^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \qquad (۱)$$

که E_0 عملگر انتظارات، $0 < \beta_R < 1$ عامل تنزیل بین دوره‌ای خانوار ریکاردین و ϕ، σ_c و σ_X به ترتیب عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، کشش عرضه نیروی کار فریش[2] و عکس کشش بهره‌ای تقاضای دارایی‌های پولی خانوار می‌باشند. X_t شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی است که میانگین هندسی نگهداری اسکناس و مسکوک (M_t) و انواع سپرده نزد سیستم بانکی (D_t) است:[3]

$$\frac{X_t^R}{P_t} = \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{\mu} \left(\frac{D_t^R}{P_t}\right)^{1-\mu} \quad , \quad \mu \in (0,1) \qquad (۲)$$

که μ سهم اسکناس و مسکوک در دارایی‌های پولی خانوار ریکاردین و $1-\mu$ سهم انواع سپرده نزد سیستم بانکی در دارایی‌های پولی خانوار ریکاردین می‌باشد. قید بودجه خانوار ریکاردین iام به صورت زیر خواهد بود:

---

[1]. Intertemporal Budget Constraint

[2]. The Frisch Elasticity of Labour Supply

کشش ساعت کار عرضه شده نسبت به نرخ دستمزد در هر سطح از مطلوبیت نهایی ثروت (جلالی نایینی و همکاران، ۲۰۱۹):

$$\frac{\partial n_t}{\partial w_t} \cdot \frac{w_t}{n_t} = \frac{1}{\phi}$$

[3]. مطالعات متعدد خارجی از جمله آگنر و همکاران (۲۰۱۴ و ۲۰۱۸)، آگنر و سیلوا (۲۰۱۷) و پریمیوس (۲۰۱۷) از این شاخص در مطالعه خود استفاده نموده‌اند. مطالعات داخلی مانند درگاهی و هادیان (۲۰۱۶) و لطفعلی‌پور و همکاران (۲۰۱۸) نیز به پیروی از مطالعات خارجی، از این شاخص در مطالعه خود استفاده نموده‌اند.

$$(1+\tau^{c})\frac{P_t c_{i,t}^{R}}{P_t}+\frac{P_t I_{i,t}^{R}}{P_t}+\frac{M_{i,t}}{P_t}+\frac{D_{i,t}^{R}}{P_t}+\frac{B_{i,t}^{R}}{P_t}+(1+r_{t-1}^{R})\frac{L_{i,t-1}^{R}}{P_t}=(1-\tau^{n})\frac{n_{i,t}^{R}W_t}{P_t}+(1-\tau^{k})\frac{R_t^{K}K_{t-1}^{R}}{P_t}+$$
$$(1+r_{t-1}^{b})\frac{B_{i,t-1}^{R}}{P_t}+\frac{M_{i,t-1}}{P_t}+(1-\tau_t^{d})(1+r_{t-1}^{d})\frac{D_{i,t-1}^{R}}{P_t}+\frac{L_{i,t}^{R}}{P_t}+(1-\tau^{k})\frac{\Pi_{i,t}^{F}}{P_t}+\frac{\Pi_{i,t}^{B}}{P_t} \qquad (۳)$$

خانوار ریکاردین iام، دوره t را با مانده تراز حقیقی پول $(\frac{M_{i,t-1}}{P_t})$ شروع می‌کند و نیروی کار $(n_{i,t}^{R})$ در اختیار دارد، که آن را به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با دستمزد معین (W_t) عرضه می‌کند و از محل عرضه نیروی کار، درآمد $(n_{i,t}^{R}W_t)$ کسب می‌نماید. خانوار در بانک سپرده‌گذاری می‌کند و درآمد حاصل از سود ناخالص سپرده در دوره گذشته $(R_{t-1}^{d}\frac{D_{i,t-1}^{R}}{P_t}=(1+r_{t-1}^{d})\frac{D_{i,t-1}^{R}}{P_t})$، به وی تعلق می‌گیرد. همچنین برای تأمین مخارج خود از بانک‌ها و مؤسسات مالی، تسهیلات $(L_{i,t}^{R})$ دریافت می‌کند و بخشی از درآمد خود را صرف بازپرداخت تسهیلات دوره گذشته با نرخ معین $(R_{t-1}^{R}\frac{L_{i,t-1}^{R}}{P_t}=(1+r_{t-1}^{R})\frac{L_{i,t-1}^{R}}{P_t})$ می‌نماید. خانوار، بخشی از درآمد خود را صرف خرید کالاهای نهایی $(c_{i,t}^{R})$، بخشی را سرمایه‌گذاری $(I_{i,t}^{R})$ و بخشی دیگر را به صورت اسکناس و مسکوک $(\frac{M_{i,t}}{P_t})$، نگهداری می‌کند. همچنین اوراق مالی دولتی $(B_{i,t}^{R})$ خریداری کرده و درآمد حاصل از سود ناخالص اوراق مالی دولتی در دوره گذشته $(R_{t-1}^{b}\frac{B_{i,t-1}^{R}}{P_t}=(1+r_{t-1}^{b})\frac{B_{i,t-1}^{R}}{P_t})$ دریافت می‌کند. بخشی از درآمد خانوار نیز به صورت سپرده $(D_{i,t}^{R})$ به دوره بعد انتقال می‌یابد. خانوار ریکاردین، صاحبان اصلی بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای و بانک است و سود بنگاه واسطه‌ای $(\frac{\Pi_{i,t}^{F}}{P_t})$ و سود بانک $(\frac{\Pi_{i,t}^{B}}{P_t})$ به خانوار تعلق می‌گیرد. عرضه سرمایه از سوی خانوار ریکاردین و در قالب سرمایه‌گذاری شکل می‌گیرد و این خانوار با انجام مخارج سرمایه‌گذاری، سرمایه مورد نیاز بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای را شکل می‌دهد و از محل سرمایه ارائه شده، درآمد کسب می‌کند. این خانوار، سرمایه خود را به بنگاه‌ها (با نرخ اسمی R_t^{K}) اجاره می‌دهد. همچنین خانوار، مالیات بر مصرف کالا (با نرخ τ^{c})، مالیات بر درآمد ناشی از عرضه نیروی کار (با نرخ τ^{n})، مالیات بر سود ناشی از سپرده‌های بانکی (با نرخ τ_t^{d}) و مالیات بر درآمد ناشی از سرمایه (با نرخ τ^{k}) یعنی مالیات بر بازدهی سرمایه را پرداخت می‌نماید. نرخ مالیات بر سود ناشی از سپرده‌های بانکی از فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول $(AR(1))$ به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\tau_t^d = (1-\rho_d)\overline{\tau^d} + \rho_d \tau_{t-1}^d + \varepsilon_t^d \qquad , \qquad \varepsilon_t^d \approx \text{i.i.d} \quad N(0,\sigma_d^2) \qquad (۴)$$

حداکثر مبلغ تسهیلاتی که بانک به این خانوار پرداخت می‌کند، بر اساس نسبتی از درآمد (ltv^R) آن خانوار می‌باشد:[۱]

$$\frac{L_{i,t}^R}{p_t} = ltv^R \left(\frac{W_t}{p_t} n_{i,t}^R\right) \qquad (۵)$$

ارتباط بین سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه بر اساس رابطه انباشت سرمایه شکل می‌گیرد:

$$K_t^R = (1-\delta_K)K_{t-1}^R + \left(1 - S\left(\frac{I_t^R}{I_{t-1}^R}\right)\right) I_t^R \qquad (۶)$$

سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه ابتدای دوره (K_{t-1}^R) اضافه می‌شود و موجودی سرمایه (K_t^R) را ایجاد می‌کند (δ_K نشان‌دهنده نرخ استهلاک موجودی سرمایه می‌باشد). هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری ($S\left(\frac{I_t^R}{I_{t-1}^R}\right)$) در معادله انباشت سرمایه معرفی می‌گردد. این تابع نشان می‌دهد که به ازای هر واحد سرمایه‌گذاری، مقداری از آن در فرآیند تبدیل به سرمایه، از بین می‌رود و صرفاً قسمتی از آن به سرمایه تبدیل می‌شود[۲].

۳-۱-۲- خانوار غیر ریکاردین

خانوار غیر ریکاردین (NR) به بازارهای مالی دسترسی ندارد و به جز درآمد ناشی از عرضه نیروی کار خود ($n_{j,t}^{NR} W_t$) منبع درآمد دیگری ندارد. هدف این خانوار این است که تابع مطلوبیت را

---

[۱]. قید مربوط به حداکثر مبلغ وامی که بانک به خانوار پرداخت می‌کند، در مطالعات متعدد خارجی از جمله پانزی و رابیتس (۲۰۱۸) و بسکا و همکاران (۲۰۱۹) آورده شده است. در مطالعات داخلی نیز درگاهی و هادیان (۲۰۱۶)، لطفعلی‌پور و همکاران (۲۰۱۸)، قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۲۰۱۹) به پیروی از مطالعات خارجی، از این قید استفاده نموده‌اند.

حداکثر مبلغ وامی که بانک به خانوار می‌پردازد، باید برابر با نسبتی از دارایی‌های بدون ریسک خانوار باشد. زمانی که مبلغ وام برای سادگی فقط به صورت نسبتی از درآمد حاصل از عرضه نیروی کار در نظر گرفته می‌شود، نسبت آن بزرگتر از حالتی است که مبلغ وام به صورت نسبتی از دارایی‌های بدون ریسک در نظر گرفته می‌شود.

[۲]. توکلیان و صارم (۲۰۱۹)، صفحه ۱۸۴

نسبت به قید بودجه خود حداکثر نماید، اما تمام درآمد خود را پس از کسر مالیات، مصرف ($c_{j,t}^{NR}$) می‌کند. مطلوبیت خانوار غیر ریکاردین jام به صورت زیر می‌باشد:

$$\frac{(c_{j,t}^{NR})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{(n_{j,t}^{NR})^{1+\phi_n}}{1+\phi_n} \qquad (۷)$$

قید بودجه خانوار غیر ریکاردین jام به صورت زیر خواهد بود:

$$(1+\tau^c)\frac{P_t c_{j,t}^{NR}}{P_t} = (1-\tau_t^n)\frac{n_{j,t}^{NR} W_t}{P_t} \qquad (۸)$$

۳-۱-۳- تجمیع

با جمع عرضه و تقاضاهای حاصل از دو گروه خانوار، عرضه نیروی کار و مصرف جامعه به دست می‌آید. کل مصرف و کل نیروی کار جامعه از طریق میانگین وزنی متغیرهای متناظر و روابط زیر به دست می‌آید:

$$C_t = (1-\lambda)C_t^R + \lambda C_t^{NR} \qquad (۹)$$

$$n_t = (1-\lambda)n_t^R + \lambda n_t^{NR} \qquad (۱۰)$$

۳-۲- بنگاه‌های تولیدکننده

زنجیره‌ای از بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای فعالیت دارند که محصول آن‌ها توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی ترکیب شده و به کالای نهایی همگن تبدیل و به فروش می‌رسند.

۳-۲-۱- بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که کالاهای متمایز و ناهمگن عرضه شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای ($Y_{j,t}$) با کشش جانشینی بین کالاها (θ) را خریداری و با استفاده از جمع‌گر دیگزیت-استیگلیتز[1] آن‌ها را ترکیب کرده و کالای نهایی همگن (Y_t) تولید می‌کند و می‌فروشد:

$$Y_t = [\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad , \quad \theta > 1 \qquad (۱۱)$$

[1]. Dixit – Stiglitz

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی، با توجه به قیمت کالاهای واسطه‌ای ($P_{j,t}$)، میزان خرید خود را طوری تعیین می‌کنند که سودشان حداکثر شود:

$$\max. \quad \pi_t = P_t Y_t - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} d_j$$
$$s.t. \qquad Y_t = [\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad (۱۲)$$

با جایگذاری تابع تقاضایی که از روابط فوق به دست می‌آید، سطح عمومی قیمت‌ها به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$P_t = [\int_0^1 P_{j,t}^{1-\theta} d_j]^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۱۳)$$

۳-۲-۲- بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

زنجیره‌ای از بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای فعالیت دارند که هر یک از این بنگاه‌ها، کالای متمایز و ناهمگنی تولید می‌کنند. بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای، نیروی کار و سرمایه به کار می‌گیرد تا کالای واسطه‌ای j را تولید کند. تابع تولید بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{j,t} = A_t (K_{j,t})^{\alpha_K} (n_{j,t})^{1-\alpha_K} \quad , \quad \alpha_K \in (0,1) \qquad (۱۴)$$

که α_K کشش تولید نسبت به سرمایه است و A_t شوک تکنولوژی است که از فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول $(AR(1))$ به صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$A_t = (1-\rho_A)\bar{A} + \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \quad , \quad \varepsilon_{At} \approx i.i.d \quad N(0,\sigma_A^2) \qquad (۱۵)$$

هر بنگاه برای پرداخت نسبتی از هزینه‌های دستمزد و اجاره سرمایه (ltv^F)، از بانک تسهیلات ($L_{j,t}^F$) دریافت می‌کند:[۱]

$$\frac{L_{j,t}^F}{P_t} = ltv^F \left(\frac{R_t^K K_{j,t}}{P_t}, \frac{W_t n_{j,t}}{P_t} \right) \qquad (۱۶)$$

[۱]. لطفعلی‌پور و همکاران (۲۰۱۸) به پیروی از راونا و والش (۲۰۰۶)

از طریق حداقل‌سازی هزینه بنگاه می‌توان میزان تقاضا برای نهاده‌های تولید، تسهیلات بنگاه و هزینه نهایی را به دست آورد.

$$\begin{aligned} \min.\quad & W_t n_{j,t} + R_t^K K_{j,t} + r_t^F L_{j,t}^F \\ s.t.\quad & Y_{j,t} = A_t \left(K_{j,t}\right)^{\alpha_K} \left(n_{j,t}\right)^{1-\alpha_K} \\ & L_{j,t}^F = ltv^F \left(R_t^K K_{j,t} + W_t n_{j,t}\right) \end{aligned} \qquad (۱۷)$$

که r_t^F نرخ بهره تسهیلات دریافتی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای است. نتایج حاصل از حل مسئله فوق به صورت زیر می‌باشد:

$$K_{j,t} = \left(\frac{\alpha^K}{1-\alpha^K}\right) \frac{w_t}{r_t^K} n_{j,t} \qquad (۱۸)$$

$$mc_t = \frac{\left(r_t^K\right)^{\alpha^K} \left(w_t^{1-\alpha^K}\right)\left(1+r_t^F ltv^F\right)}{A_t (1-\alpha^K)^{1-\alpha^K} (\alpha^K)^{\alpha^K}} \qquad (۱۹)$$

بنگاه با توجه به مقدار تقاضای بازار، قیمت محصول خود را طوری انتخاب می‌کند که سود حاصله، حداکثر گردد. مسأله پیش روی بنگاه واسطه‌ای این است که مجموع تنزیل شده جریان سود انتظاری آن را به حداکثر برساند و در نتیجه مسئله بهینه‌یابی بنگاه، به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \max.\quad & E_0\left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta_{IF}^t \left(\frac{\pi_t^F}{P_t}\right)\right) \\ s.t.\quad & Y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \end{aligned} \qquad (۲۰)$$

تابع سود اسمی بنگاه به صورت زیر خواهد بود:

$$\Pi_t^F = Y_{j,t} P_{j,t} - mc_t Y_{j,t} P_t - PAC_{j,t} \qquad (۲۱)$$

همان‌طور که در بالا آمده است، mc_t بیان‌گر هزینه نهایی بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای است و به منظور معرفی چسبندگی اسمی به مدل، فرض می‌شود بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای برای تعدیل قیمت اسمی کالای خود، با هزینه تعدیل مواجه می‌باشند. فرض می‌گردد که قیمت کالاها چسبندگی دارد، به این ترتیب که بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای به هنگام

تعدیل قیمت کالای خود، با هزینه فهرست بها مواجه هستند. مانند روتمبرگ[1] (۱۹۸۲)، بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای با هزینه تعدیل زیر مواجه است:

$$pac_{j,t} = \frac{\varphi_F}{2}\left(\frac{p_{j,t}}{(\pi_{t-1}^{\lambda_\pi})p_{j,t-1}} - 1\right)^2 \frac{p_{j,t}}{p_t} Y_{j,t} \qquad (۲۲)$$

که $\varphi_F \geq 0$، پارامتر هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت و λ_π نرخ نمایه‌سازی قیمت‌ها نسبت به تورم دوره قبل است.

۳-۳- بانک

بانک، عملیات واسطه‌گری را انجام می‌دهد و سپرده‌ها (D_t^R) را به اعتبارات تخصیص می‌دهد. بانک سپرده را از خانوارهای ریکاردین دریافت می‌کند و به آن‌ها نرخ سود r_t^d پرداخت می‌نماید. همچنین به خانوارهای ریکاردین و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای تسهیلات پرداخت کرده و نرخ سود تسهیلات را دریافت می‌نماید. از طرفی بانک با نرخ نکول (ϑ) برای بازپرداخت تسهیلات اعطایی مواجه است و در صورتی که با کمبود منابع رو به رو شود، به استقراض از بانک مرکزی (BD_t^C) می‌پردازد و بانک مرکزی نیز برای جلوگیری از استقراض بی‌رویه، نرخ جریمه (r_t^C) را در نظر می‌گیرد[2]. بانک درصدی از سپرده‌ها (rr) را به عنوان ذخیره قانونی کنار می‌گذارد. منابع و مصارف بانک به صورت زیر خواهد بود:

$$L_t^F + L_t^R = (1 - rr)D_t^R + K_t^B + BD_t^C \qquad (۲۳)$$

$$L_t^F + L_t^R = L_t$$

سرمایه بانک (K_t^B) در هر دوره به صورت زیر خواهد بود[3]:

$$P_t K_t^B = (1 - \delta^B)P_{t-1}K_{t-1}^B + P_t \pi_{j,t}^B \qquad (۲۴)$$
$$\pi_t K_t^B = (1 - \delta^B)K_{t-1}^B + \pi_{j,t}^B$$

---

[1]. Rotemberg (1982)

[2]. هادیان و درگاهی (۲۰۱۶) و غلامی و عباسی‌نژاد (۲۰۱۸)

[3]. مطالعات خارجی متعددی که به مدل‌سازی بخش بانکی پرداخته‌اند، از جمله گرالی و همکاران (۲۰۱۰ و ۲۰۱۸) و بسکا و همکاران (۲۰۱۹) نیز این رابطه را در نظر گرفته‌اند. در مطالعات داخلی نیز مطالعات مختلفی مانند درگاهی و هادیان (۲۰۱۶)، غلامی و عباسی نژاد (۲۰۱۸) و خلیل‌زاده و همکاران (۲۰۱۸) از این رابطه استفاده نموده‌اند.

که $\pi_{j,t}^{B}$ نشان‌دهنده مجموع سود واقعی ایجاد شده توسط عملیات بانکی است و δ^{B} منابع مورد استفاده در مدیریت سرمایه بانکی را اندازه‌گیری می‌کند[۱]. اگر نسبت سرمایه به دارایی بانک ($\frac{K_t^B}{L_t^B}$) از میزان مورد هدف (ν_B) که به صورت برون‌زا معین می‌گردد، منحرف شود، بانک باید هزینه تعدیلی[۲] برابر با K_{KB} بپردازد[۳]. در واقع میزان مورد هدف، همان حداقل نسبت کفایت سرمایه است که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود. مسئله بانک این است که میزانی از تسهیلات و سپرده را انتخاب کند که تابع سود تنزیل‌شده انتظاری با عامل تنزیل β_B را با در نظر گرفتن قید منابع و مصارف بانک، حداکثر نماید:

$$\max.\ E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta_B^t\Big[(1-\vartheta)\Big[\left(1+r_t^F\right)L_t^F+\left(1+r_t^R\right)L_t^R\Big]-(1+r_t^d)D_t^R-(1+r_t^c)BD_t^C$$
$$-\frac{K_{KB}}{2}\left(\frac{K_t^B}{L_t^B}-\nu_B\right)^2K_t^B\Big] \qquad (۲۵)$$
$$\text{s.t.}\quad L_t^F+L_t^R=(1-rr_t)D_t^R+K_t^B+BD_t^C$$
$$L_t^F+L_t^R=L_t$$

با حداکثرسازی سود بانک با توجه به قید آن، روابط زیر به دست می‌آید[۴]:

$$r_t^R=\frac{1+r_t^C}{1-\vartheta}-\frac{K_{KB}}{1-\vartheta}\left(\frac{K_t^B}{L_t^B}-\nu_B\right)\left(\frac{K_t^B}{L_t^R}\right)^2-1 \qquad (۲۶)$$

$$r_t^F=\frac{1+r_t^C}{1-\vartheta}-\frac{K_{KB}}{1-\vartheta}\left(\frac{K_t^B}{L_t^B}-\nu_B\right)\left(\frac{K_t^B}{L_t^F}\right)^2-1 \qquad (۲۷)$$

$$r_t^d=(1+r_t^C)(1-rr_t)-1 \qquad (۲۸)$$

---

[۱]. حقوق صاحبان سهام دارای آورده نقدی بوده و بنابراین بر اثر تورم، ارزش آن کاسته می‌شود.

[2]. Quadric Cost

[۳]. بسکا و همکاران (۲۰۱۹)

[۴]. همان‌طور که در بخش بانک مرکزی نیز آمده است، نظام بهره‌ای حاکم بر الگو، مبتنی بر کنترل مقداری کمیت‌های پولی است؛ بدین معنی که بانک مرکزی با تعیین نرخ رشد پول بر اساس فاصله وضع مطلوب با وضعیت موجود اقتصاد، میزان پول منتشر شده را کنترل می‌نماید. با تعیین حجم پول موجود در اقتصاد و میزان تقاضای پول توسط خانوار و بنگاه، بازار بدهی، نرخ بهره‌ای را که متضمن تعادل این بازار باشد، کشف و بر اساس آن، عرضه و تقاضا را متعادل می‌نماید. شبکه بانکی نیز متناسباً نرخ سپرده و وام را با در نظر گرفتن هزینه‌ها و کارمزدهای فعالیت خود، تعیین می‌نماید.

۳-۴- دولت

هدف دولت، تأمین مالی مخارج خود است و بودجه را به صورت متوازن حفظ می‌کند[۱]. دولت مجموع مخارج خود ($\frac{GE_t}{P_t}$) را از درآمدهای عمومی (مالیات‌ها ($\frac{TAX_t}{P_t}$) و سایر درآمدها ($\frac{OtherG_t}{P_t}$)) و فروش نفت ($\frac{OR_t}{P_t}$) و درآمدهای مالی (اوراق مالی اسلامی ($\frac{B_t}{P_t}$) و استقراض از بانک مرکزی ($\frac{GD_t - GD_{t-1}}{P_t}$)) تأمین می‌کند. فرض می‌شود اقتصاد ایران، گیرنده قیمت نفت است و تنها مبادله کشور با سطح بین‌الملل، محدود به صادرات نفت است و بخش نفت و درآمدهای نفتی (که حاصل ضرب قیمت جهانی نفت در مقدار صادرات آن است) از فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول $(AR(1))$ به صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1-\rho_{or})\overline{or} + \varepsilon_{or,t} \quad , \quad \varepsilon_{or,t} \approx N(0, \sigma_{or,t}) \qquad (۲۹)$$

که $\varepsilon_{or,t}$ و $\overline{or}$ به ترتیب نشان‌دهنده شوک درآمدهای نفتی و سطح درآمدهای نفتی در حالت پایدار[۲] است. سهم دولت از درآمدهای نفتی برابر با γ_g^{or} می‌باشد. درآمدهای عمومی دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{GRNO_t}{P_t} = \frac{TAX_t}{P_t} + \frac{OtherG_t}{P_t} \qquad (۳۰)$$

درآمدهای حاصل از فروش نفت که متعلق به دولت می‌باشد، به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{GRO_t}{P_t} = \gamma_g^{or} \frac{OR_t}{P_t} S_t \qquad (۳۱)$$

که S_t برابر با نرخ ارز اسمی است. همچنین دولت مجری سیاست مالی بوده و مخارج دولت از فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول $(AR(1))$ به صورت زیر پیروی می‌کند.

$$GE_t = \rho_{ge} GE_{t-1} + (1-\rho_{ge})\overline{GE} + \varepsilon_{g,t} \quad , \quad \varepsilon_{g,t} \approx N(0, \sigma_{g,t}) \qquad (۳۲)$$

که $\varepsilon_{g,t}$ نشان‌دهنده شوک مخارج دولت است. کسری بودجه دولت از مخارج منهای درآمدهای دولت به دست می‌آید که بخشی از کسری بودجه با فروش اوراق مالی اسلامی و بخشی نیز از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین می‌گردد.

مازاد بودجه دولت به صورت زیر خواهد بود:

---

[۱]. توکلیان و همکاران (۲۰۲۰)

[2]. Steady State

$$BS_t = [GRNO_t + GRO_t] - GE_t \quad (۳۳)$$

$$b_t = (GD_t - GD_{t-1}) + (1 + r_{t-1})b_{t-1} + BS_t \quad (۳۴)$$

درآمد مالیاتی دولت به صورت زیر می‌باشد:

$$TAX_t = \tau^c(C_t^p + C_t^I) + \tau^n(n_t^p W_t + n_t^I W_t) + \tau_t^d(1 + r_{t-1}^d)D_{t-1}^p + \tau^k r_t^k K_{t-1}^p + \tau^k \Pi_t^f \quad (۳۵)$$

۳-۵- بانک مرکزی

پایه پولی (M_t) بر حسب منابع، شامل دارایی داخلی (DA_t) و ذخایر خارجی بانک مرکزی (FR_tS_t) است که دارایی داخلی شامل خالص بدهی دولت نزد بانک مرکزی (GD_t) و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (BD_t^C) می‌باشد:

$$M_t = FR_tS_t + DA_t \quad (۳۶)$$

$$DA_t = GD_t + BD_t^C \quad (۳۷)$$

$$M_t = FR_tS_t + GD_t + BD_t^C \quad (۳۸)$$

ذخایر خارجی بانک مرکزی، علاوه بر مقدار دوره قبلی خود، به درآمد حاصل از فروش نفت نیز بستگی دارد:

$$FR_t = FR_{t-1} + \gamma_g^{or} OR_t \quad (۳۹)$$

در ادبیات مربوط به مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، برای سیاست‌گذار پولی از قاعده تیلور نرخ بهره استفاده می‌گردد. در اقتصاد ایران به دلیل قانون بانکداری بدون ربا، این امکان وجود ندارد و قاعده سیاست‌گذاری، روی نرخ رشد پایه پولی لحاظ می‌شود. فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد پایه پولی است و به صورت صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف خود یعنی کاهش شکاف تولید و تورم، به صورت زیر عمل می‌نماید:

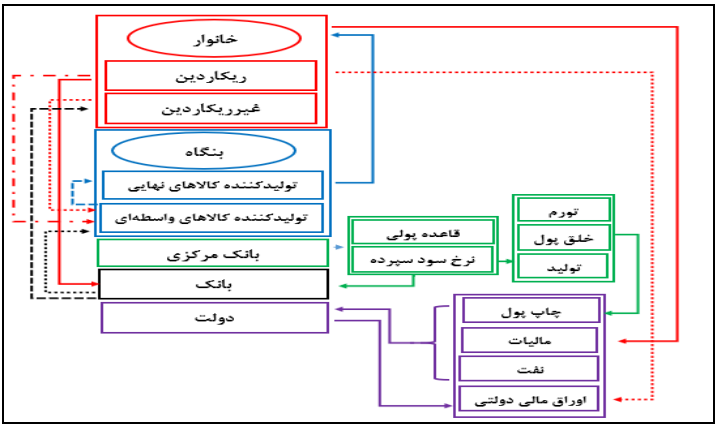
$$rm_t = \left(\frac{rm_{t-1}}{\overline{rm}}\right)^{\rho_{rm}} \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{\rho_\pi} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\rho_y} \quad (۴۰)$$

که rm_t نرخ رشد دارایی داخلی بانک مرکزی و $\bar{\pi}$، $\bar{y}$ و $\overline{rm}$ به ترتیب تورم، تولید و نرخ رشد دارایی داخلی بانک مرکزی در وضعیت حالت پایدار، و ρ_π، ρ_y و ρ_{rm} به ترتیب وزن‌های

متعلق به متغیرهای تورم، تولید و نرخ رشد دارایی داخلی بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی می‌باشند. نرخ رشد دارایی داخلی بانک مرکزی شامل بدهی دولت و سیستم بانکی می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$rm_t = \frac{DA_t/p_t}{DA_{t-1}/p_t} = \frac{da_t}{da_{t-1}}(\pi_t) \qquad (۴۱)$$

خلاصه‌ای از الگو در نمودار مفهومی (۸) آمده است.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۸: نمودار مفهومی الگو

۳-۶- تسویه بازار

شرط تسویه بازار دلالت بر این دارد که جمع تولید غیر نفتی و نفتی، برابر با مجموع مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و هزینه‌های تعدیل (AC_t) می‌باشد.

$$Y_t + or_t S_t = C_t + I_t + GE_t + AC_t \qquad (۴۲)$$

۴- تحلیل نتایج تجربی

در بخش قبل، توابع هدف هر یک از عوامل اقتصادی بهینه‌یابی شده و با استفاده از شرایط مرتبه اول، مجموعه روابط اقتصادی استخراج گردید. در این مرحله، با تعیین مقادیر ورودی مدل و کالیبراسیون پارامترها، شبیه‌سازی مدل انجام شده است.

جدول ۲: مقادیر کالیبره شده پارامترها

نام پارامتر	مقدار پارامتر	مطالعه
عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف خانوار	۱/۳	لطفعلی‌پور و همکاران (۹۷)
عکس کشش عرضه نیروی کار فریش	۲/۱۷	لطفعلی‌پور و همکاران (۹۷) به نقل از توکلیان و شاهمرادی (۸۷)
کشش بهره‌ای دارایی پولی	۰/۷	لطفعلی‌پور و همکاران (۹۷) به نقل از داوودی و زارع‌پور (۸۵)
نرخ تنزیل زمانی خانوار	۰/۹۴	بیات و همکاران (۹۵)
حداکثر نسبت تسهیلات خانوار	۰/۵	محاسبات محققین
نسبت تسهیلات بنگاه‌ها	۰/۴۱	محاسبات محققین
سهم پول در سبد دارایی پولی خانوار	۰/۲۵	محاسبات محققین
سهم خانوار غیر ریکاردین در جمعیت کشور	۰/۳۵	حقیقت (۹۶) به نقل از ایواتا (۲۰۱۰)
مالیات بر دستمزد	۰/۱	مشورت با متخصصین حوزه مربوطه
مالیات بر مصرف	۰/۰۹	نرخ قانونی اعلام شده توسط سازمان امور مالیاتی
مالیات بر سرمایه	۰/۲	نرخ قانونی اعلام شده توسط سازمان امور مالیاتی
نرخ استهلاک سرمایه	۰/۰۲۵	انعامی (۹۸)
سهم سرمایه در تولید	۰/۲۵	انعامی (۹۸)
کشش جانشینی برای کالاهای تولیدکنندگان واسطه‌ای	۳/۸	بیات و همکاران (۹۵)
شدت چسبندگی	۱/۷۲	بیات و همکاران (۹۵)
نرخ نمایه‌سازی قیمت‌ها نسبت به تورم دوره قبل	۰/۵۸	جلالی نایینی و همکاران (۹۸)
نرخ ذخیره قانونی	۰/۱	نرخ قانونی اعلام شده توسط بانک مرکزی ج.ا.ا.
هزینه تعدیل برای بانک‌ها	۳/۶۲	انعامی (۹۸) به نقل از شاه حسینی و بهرامی (۹۵)
نسبت کفایت سرمایه برای بانک‌ها	۰/۰۸	نرخ قانونی اعلام شده توسط بانک مرکزی ج.ا.ا.
سهم دولت از درآمدهای نفتی	۰/۶۵	درگاهی و هادیان (۹۵)
ضریب خودهمبستگی نرخ رشد پولی	۰/۶۸	بیات و همکاران (۹۵)
ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۱/۷۳	بیات و همکاران (۹۵)
ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۱/۲۱	بیات و همکاران (۹۵)
پارامتر AR(1) هزینه‌های دولت	۰/۷۷	بیات و همکاران (۹۵)
پارامتر AR(1) تکنولوژی	۰/۷۷	بیات و همکاران (۹۵)
پارامتر AR(1) درآمدهای نفتی	۰/۶۰۵	توکلیان و همکاران (۹۹)
پارامتر AR(1) نرخ ارز	۰/۷۶۴۵	توکلیان و همکاران (۹۹)
پارامتر AR(1) مالیات بر سود سپرده بانک	۰/۵	مطابق سایر مالیات‌ها - توکلیان و همکاران (۹۹)
نرخ جریمه بانک‌ها برای اضافه برداشت	۰/۳۴	نرخ قانونی اعلام شده توسط بانک مرکزی ج.ا.ا.
نرخ نکول	۰/۱۰۵	محاسبات محققین
نرخ استهلاک سرمایه بانک	۰/۰۵	انعامی (۹۸)

۴-۱- ارزیابی اعتبار مدل

در این مرحله به منظور ارزیابی الگو، گشتاورهای تعدادی از متغیرهای درون‌زای الگو با گشتاورهای دنیای واقعی مقایسه می‌شوند که از این طریق، میزان موفقیت الگو در شبیه‌سازی واقعیت‌های اقتصادی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. مقایسه گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای موجود در داده‌های فصلی متغیرها طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۹ در جدول (۳)، حاکی از موفقیت نسبی در شبیه‌سازی اطلاعات متغیرها در اقتصاد ایران است. بنابراین، در ادامه توابع عکس‌العمل[1] متغیرهای الگو در برابر تکانه مالیات بر سود سپرده بانکی بررسی می‌شود.

جدول ۳: مقایسه گشتاورهای مدل با گشتاورهای نمونه مورد بررسی

نام متغیر	داده های واقعی	موجود در الگو
	انحراف معیار	انحراف معیار
تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۰۵	۰/۰۸
سرمایه گذاری کل	۰/۱۰	۰/۱۱
مصرف خصوصی	۰/۰۴	۰/۰۲۸

منبع: محاسبات محققین

۴-۲- آثار تکانه مالیات بر سود سپرده بانکی

در این مرحله، به تحلیل آثار تکانه مالیات بر سود سپرده‌های بانکی پرداخته شده است. فرض می‌شود تکانه‌های مثبت به عنوان مالیات بر سود سپرده‌های بانکی به اندازه ۱۰ واحد درصد و ۱۵ واحد درصد به سیستم اقتصادی وارد شود. آثار نهایی این تکانه‌ها بر متغیرهای مهم اقتصاد با استفاده از توابع عکس‌العمل در نمودارهای (۹) و (۱۰) نشان داده شده است.

آثار اعمال تکانه مثبت مالیات بر سود سپرده‌های بانکی به اندازه ۱۰ واحد درصد به سیستم اقتصادی، به شرح زیر می‌باشد:

- تولید کل به میزان ۰/۱۱ انحراف مثبت از حالت پایدار افزایش می‌یابد و پس از طی حدود ۸ دوره، به حالت پایدار می‌رسد.
- مصرف کل به میزان ۰/۰۷ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابد و پس از ۱۴ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.

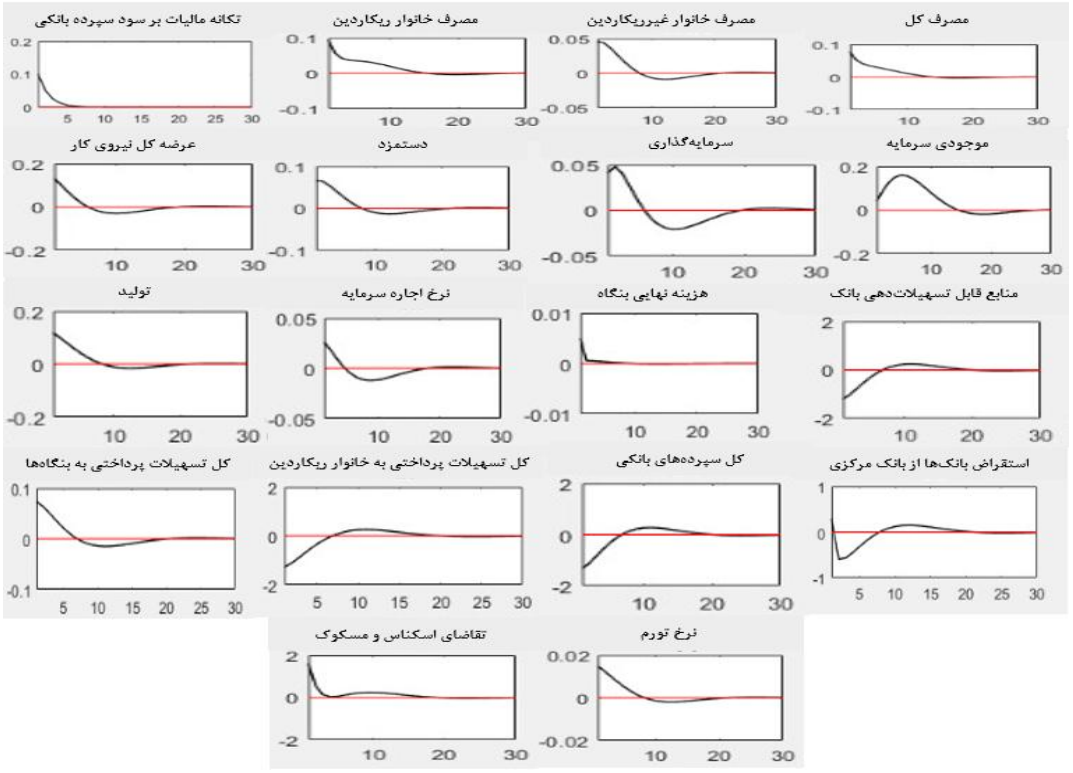
[1]. Impulse Response Function

- کل منابع قابل تسهیلات‌دهی بانک به میزان ۱/۲ انحراف از حالت پایدار کاهش می‌یابند و پس از حدود ۶ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- کل تسهیلات بانکی پرداختی به بنگاه‌ها به میزان ۰/۰۷ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابند و پس از ۷ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- کل تسهیلات بانکی پرداختی به خانوار ریکاردین به میزان ۱/۲۷ انحراف از حالت پایدار کاهش می‌یابند و پس از ۷ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- سپرده‌گذاری در بانک توسط خانوار ریکاردین به میزان ۱/۳۳ انحراف از حالت پایدار کاهش می‌یابد و پس از ۷ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- تورم به میزان ۰/۰۱۵ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابد و پس از ۸ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- سرمایه‌گذاری شروع به افزایش از ۰/۰۴ انحراف از حالت پایدار می‌کند و تا ۲ دوره و تا ۰/۰۴۸ انحراف از حالت پایدار ادامه می‌یابد و سپس شروع به کاهش می‌کند و تا ۶ دوره بعد به حالت پایدار می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد و مجدد در دوره بیستم، به حالت پایدار برمی‌گردد.
- موجودی سرمایه به میزان ۰/۰۴ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابد. این افزایش تا ۵ دوره ادامه دارد و به ۰/۱۵ انحراف معیار می‌رسد و پس از ۱۵ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.

آثار اعمال تکانه مثبت مالیات بر سود سپرده‌های بانکی به اندازه ۱۵ واحد درصد به سیستم اقتصادی، به شرح زیر می‌باشد:

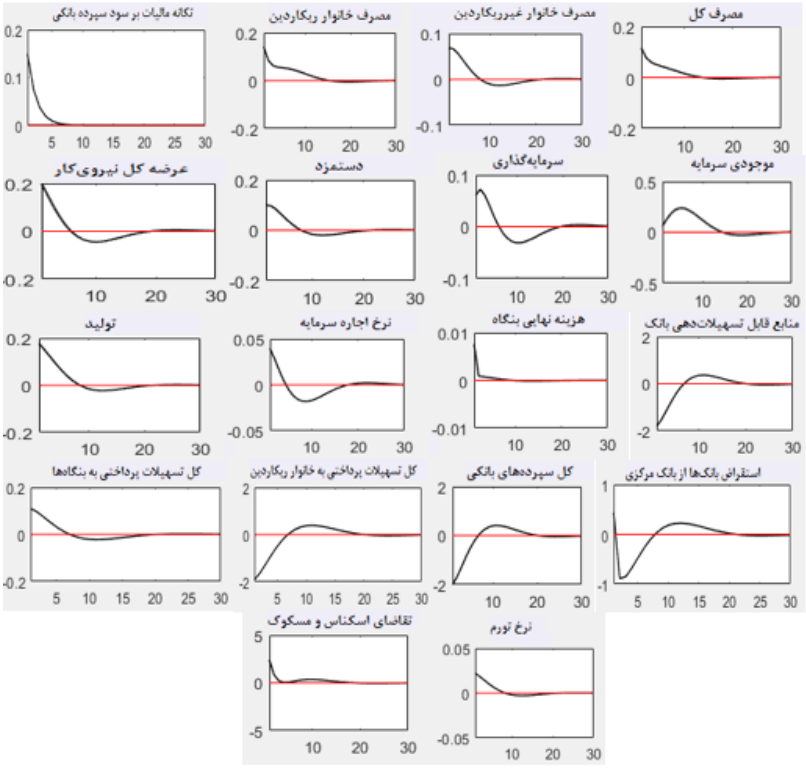
- تولید کل به میزان ۰/۱۷ انحراف مثبت از حالت پایدار افزایش می‌یابد و پس از طی حدود ۹ دوره، به حالت پایدار می‌رسد.
- مصرف کل به میزان ۰/۱۱ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابد و پس از ۱۲ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- کل منابع قابل تسهیلات‌دهی بانک به میزان ۱/۸ انحراف از حالت پایدار کاهش می‌یابند و پس از حدود ۷ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- کل تسهیلات بانکی پرداختی به بنگاه‌ها به میزان ۰/۱۱ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابند و پس از ۶ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- کل تسهیلات بانکی پرداختی به خانوار ریکاردین به میزان ۱/۹ انحراف از حالت پایدار کاهش می‌یابند و پس از ۷ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.

- سپرده‌گذاری در بانک توسط خانوار ریکاردین به میزان ۲ انحراف از حالت پایدار کاهش می‌یابد و پس از ۷ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- تورم به میزان ۰/۰۲۲ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابد و پس از ۸ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.
- سرمایه‌گذاری شروع به افزایش از ۰/۰۶ انحراف از حالت پایدار می‌کند و تا ۳ دوره و تا ۰/۰۶ انحراف از حالت پایدار ادامه می‌یابد و سپس شروع به کاهش می‌کند و تا ۶ دوره بعد به حالت پایدار می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد و مجدد در دوره نوزدهم، به حالت پایدار برمی‌گردد.
- موجودی سرمایه به میزان ۰/۰۶ انحراف از حالت پایدار افزایش می‌یابد. این افزایش تا ۵ دوره ادامه دارد و به ۰/۲۳ انحراف معیار می‌رسد و پس از ۱۴ دوره، به حالت پایدار بازمی‌گردد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۹: تکانه مالیات بر سود سپرده‌های بانکی به میزان ۱۰ واحد درصد و واکنش متغیرها



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱۰: تکانه مالیات بر سود سپرده‌های بانکی به میزان ۱۵ واحد درصد و واکنش متغیرها

آثار اعمال این تکانه‌ها به سیستم اقتصادی، به طور خلاصه در جدول (۴) آورده شده است.

با اعمال مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، مصرف کل خانوارها افزایش می‌یابد. در واقع، اعمال سیاست مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، نرخ دریافتی سود را برای خانوار ریکاردین کاهش می‌دهد و این خانوار، مصرف خود را از آینده به حال منتقل می‌کند. به دنبال انتقال مصرف خانوار ریکاردین به زمان حال و به منظور پاسخ به تقاضایی که توسط این خانوارها ایجاد شده است، تولید بیشتری صورت می‌پذیرد و در نتیجه نیروی کار و سرمایه بیشتری نیز مورد نیاز است که منجر به افزایش تقاضای نیروی کار و افزایش تقاضای کالای سرمایه‌ای می‌گردد. به دنبال این افزایش تقاضا برای نیروی کار و کالای سرمایه‌ای، دستمزد و هزینه اجاره سرمایه افزایش می‌یابد که خود موجب افزایش هزینه نهایی پیش روی بنگاه‌ها نیز می‌گردد. در اثر افزایش دستمزد، عرضه نیروی کار توسط خانوار افزایش می‌یابد و مصرف خانوار غیر ریکاردین نیز با افزایش رو به رو می‌شود.

جدول ۴: آثار اعمال این تکانه به سیستم اقتصادی

	اعمال تکانه به اندازه ۱۰ واحد درصد		اعمال تکانه به اندازه ۱۵ واحد درصد	
نام متغیر	**میزان انحراف از حالت پایدار**	**دوره مورد نیاز برای بازگشت به حالت پایدار**	**میزان انحراف از حالت پایدار**	**دوره مورد نیاز برای بازگشت به حالت پایدار**
تولید کل	۰/۱۱، مثبت	۸	۰/۱۷، مثبت	۹
مصرف کل	۰/۰۷، مثبت	۱۴	۰/۱۱، مثبت	۱۲
کل منابع قابل تسهیلات‌دهی بانک	۱/۲، منفی	۶	۱/۸، منفی	۷
کل تسهیلات بانکی پرداختی به بنگاه‌ها	۰/۰۷، مثبت	۷	۰/۱۱، مثبت	۶
کل تسهیلات بانکی پرداختی به خانوار ریکاردین	۱/۲۷، منفی	۷	۱/۹، منفی	۷
سپرده‌گذاری در بانک توسط خانوار ریکاردین	۱/۳۳، منفی	۷	۲، کاهش	۷
تورم	۰/۰۱۵، مثبت	۸	۰/۰۲۲، مثبت	۸
سرمایه‌گذاری	۰/۰۴، مثبت	۲	۰/۰۶، مثبت	۳
موجودی سرمایه	۰/۰۴، مثبت	۵	۰/۰۶، مثبت	۵

منبع: محاسبات محققین

از آن‌جا که بخشی از سرمایه در گردش بنگاه‌ها نیز از طریق تسهیلات پرداختی بانک به بنگاه‌ها تأمین می‌شود، با افزایش دستمزد و هزینه اجاره سرمایه، تقاضای تسهیلات توسط بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و این امر موجب افزایش تقاضای تسهیلات توسط بنگاه‌ها می‌شود و افزایش کل تسهیلات پرداختی بانک به بنگاه‌ها را به دنبال دارد. در واقع، با افزایش تولید ناشی از فشار تقاضا، بنگاه تسهیلات بیشتری نیاز دارد و تقاضای تسهیلات بنگاه افزایش می‌یابد. اما خانوار ریکاردین تمایل به مصرف خود را با کاهش مصرف آتی و افزایش عرضه نیروی کار جبران نموده و تقاضای تسهیلات خانوار کاهش می‌یابد. به دلیل این‌که مصرف خانوار ریکاردین به زمان حال منتقل شده و حجم سپرده‌های مدت‌دار بانکی کم شده است، کل منابع قابل تسهیلات‌دهی بانک کاهش یافته است. در واقع، با اعمال این سیاست مالیاتی، خانوار ریکاردین، تقاضای سپرده خود را کاهش می‌دهد و در نتیجه، سپرده‌گذاری در بانک کاهش می‌یابد و حجم سپرده‌های بانکی با کاهش رو به رو می‌شود و پول نقد در دست خانوار افزایش می‌یابد. بانک پس از کسر نرخ ذخیره قانونی، بقیه منابع حاصل از سپرده‌گذاری را در قالب تسهیلات به خانوار ریکاردین و بنگاه‌های تولیدکننده اختصاص می‌دهد. کاهش سپرده‌گذاری خانوار ریکاردین در بانک، موجب کاهش منابع قابل تسهیلات‌دهی بانک و کاهش قدرت تسهیلات‌دهی بانک می‌شود و بانک‌ها را در عرضه

تسهیلات، با محدودیت رو به رو می‌سازد. همچنین استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی با اعمال این سیاست، افزایش می‌یابد. علت افزایش استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی این است که با اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی، منابع قابل تسهیلات‌دهی بانک‌ها کاهش می‌یابد و بانک‌ها برای جبران کسری منابع خود، استقراض از بانک مرکزی را افزایش می‌دهند. با اعمال این مالیات، تورم نیز افزیش می‌یابد. از علل افزایش تورم می‌توان به کاهش سپرده‌های بانکی و افزایش استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی اشاره نمود. در واقع، با اعمال این سیاست و کاهش سپرده‌های بانکی، افزایش نقدینگی در دست خانوار، موجب افزایش تورم می‌گردد و از سوی دیگر، با افزایش نقدینگی در دست خانوار، فشار تقاضا برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای ایجاد می‌شود. از سوی دیگر، با افزایش استقراض بانک‌ها از بانک مرکزی، پایه پولی افزایش می‌یابد و این خود منجر به تورم می‌گردد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

در این پژوهش به بررسی اثر وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران پرداخته شده است. بدین منظور، الگویی متناسب با شرایط اقتصاد ایران طراحی گردیده که شامل بخش‌های خانوار، بنگاه‌ها، بانک، دولت و بانک مرکزی می‌باشد که توابع هدف و قیود هر یک از این عوامل اقتصادی مطرح و بهینه‌یابی انجام شد. با استفاده از شرایط مرتبه اول، مجموعه روابط اقتصادی استخراج و سپس با تعیین مقادیر ورودی مدل و کالیبراسیون پارامترها، شبیه‌سازی مدل انجام گرفت. برای ارزیابی الگو، گشتاورهای تعدادی از متغیرهای درون‌زای الگو با گشتاورهای دنیای واقعی مقایسه شدند که نتایج حاکی از موفقیت نسبی در شبیه‌سازی اطلاعات متغیرها در اقتصاد ایران است. در نهایت، توابع عکس‌العمل متغیرهای الگو در برابر تکانه مالیات بر سود سپرده بانکی بررسی گردید. نتایج نشان داد که با وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، مصرف خانوار، اشتغال و تولید افزایش می‌یابد که بیان‌گر افزایش سطح رفاه خانوار در صورت اعمال این سیاست می‌باشد. از سوی دیگر، قدرت تسهیلات پرداختی بانک کاهش می‌یابد و به دنبال آن، استقراض توسط بانک‌ها از بانک مرکزی (به منظور جبران منابع از دست رفته) افزایش می‌یابد. همچنین، با اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی، تقاضای تسهیلات و در نتیجه کل تسهیلات پرداختی بانک‌های تجاری و سپرده‌گذاری خانوار ریکاردین در بانک کاهش می‌یابد و در کل قدرت تسهیلات پرداختی بانک کاهش می‌یابد. به علاوه، با افزایش تسهیلات پرداختی به بنگاه‌های تولیدی و کاهش تسهیلات پرداختی به

خانوار ریکاردین ترکیب تسهیلات پرداختی بانک‌های تجاری تغییر می‌کند. با توجه به نتایج حاصل از مدل، با اعمال سیاست مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، ترکیب سپرده‌ها تغییر می‌کند و منابع بانکی کاهش می‌یابد که با توجه به عدم وجود ثبات در اقتصاد ایران، این مورد مورد انتظار بوده است که این موضوع منجر به افزایش استقراض سیستم بانکی از بانک مرکزی می‌گردد که باید با کاهش نرخ ذخیره قانونی یا ذخیره احتیاطی و یا تغییر در نرخ تنزیل مجدد جبران شود. همچنین نرخ‌های بالاتر این مالیات، واکنش شدیدتر متغیرهای اقتصادی را به دنبال دارد.

با توجه به این‌که در کشورهایی که از ثبات اقتصادی لازم برخوردار نیستند، وضع مالیات بر سود سپرده موجب خروج منابع مالی از بانک‌ها و سرمایه‌گذاری آن‌ها در بخش‌های غیر مولد اقتصادی شده و به این ترتیب به بی‌ثباتی بیشتر در اقتصاد دامن زده می‌شود؛ توصیه اول در این زمینه ایجاد ثبات در اقتصاد است. به علاوه، با توجه به این‌که اثرات مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، علاوه بر کارایی دولت، کارایی بانک‌ها در هدایت سپرده‌ها به سمت تولید و سرمایه‌گذاری نیز اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند توصیه دوم، کارآمدتر عمل کردن بانک‌ها نسبت به افراد، در تخصیص منابع حاصل از سپرده‌ها است. در غیر این صورت، کاهش در حجم سپرده‌هایی که مالیات بر آن‌ها وضع شده است، تخصیص ناکارای منابع را به همراه خواهد داشت. با توجه به چارچوب مدل و نتایج به دست آمده، سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند برای سوق دادن منابع به بازارهای مولد و جلوگیری از ورود منابع به بازارهای غیر مولد در اقتصاد، از طریق معرفی بسته‌های جامع مالیاتی عمل کنند. البته همان‌طور که اشاره شد، باید این مورد را در نظر داشت که اعمال پایه‌های مالیاتی جدید باید در شرایطی اجرا شود که ثبات در اقتصاد وجود داشته باشد.

به منظور توسعه مدل و به عنوان پیشنهاد برای مطالعات آتی می‌توان به این موضوع اشاره نمود که می‌توان با اعمال مالیات بر عایدی سرمایه (مانند اعمال مالیات در بازار مسکن) در کنار سایر پایه‌های مالیاتی، بسته مالیاتی جدیدی در نظر گرفت و از انتقال منابع به سایر بازارها جلوگیری نمود.

References

Abbasian, E. & Khatami, T. (2012). "Tax Optimal Path Determining to Reduce Government Budget Dependence on Oil Revenues". Quarterly Journal of Quantitative Economics **9**(1): 87-111 (In Persian).

Agénor, P. R. & da Silva, L. A. P. (2017). "Cyclically Adjusted Provisions and Financial Stability". Journal of Financial Stability **28**: 143-162.

Agénor, P. R. Alper, K. & da Silva, L. A. P. (2014). "Sudden Floods, Macroprudential Regulation and Stability in an Open Economy". Journal of International Money and Finance **48**: 68-100.

Agénor, P. R. Alper, K. & da Silva, L. A. P. (2018). "External Shocks, Financial Volatility and Reserve Requirements in an Open Economy". Journal of International Money and Finance **83**: 23-43.

Auerbach, A. J. (1981). "Evaluating the Taxation of Risky Assets". (No. w0806). National Bureau of Economic Research.

Bayat, M. Afshari, Z. & Tavakolian, H. (2016). "Monetary Policy and Stock Price Index (on the Basis of the Wealth Effect of the Stock Market Boom) in a DSGE Framework". Journal of Applied Economics Studies in Iran **5**(20): 33-61.

Bayat, M. Afshari, Z. & Tavakolian, H. (2016). "Monetary Policy and Stock Price Index in DSGE Models Framework". Quarterly Journal of Economic Research and Policies **24**(78): 171-206.

Bhattarai, K. & Trzeciakiewicz, D. (2017). "Macroeconomic Impacts of Fiscal Policy Shocks in the UK: A DSGE Analysis". Economic Modelling **61**(C): 321-338.

Boscá, J.E. Doménech, R. Ferri, J. & Rubio-Ramirez, J. (2019). "Macroeconomic Effects of Taxes on Banking". Studies on the Spanish Economy eee2019-09, FEDEA.

Caminal, R. (2002*)*. "Taxation of Banks: a Theoretical Framework". UFAE and IAE Working Papers 525.02, Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica (UAB) and Institut d'Anàlisi Econòmica (CSIC).

Central Bank of the Islamic Republic of Iran, *Economic Time Series Database*: https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx.

Chiorazzo, V. & Milani, C. (2011). "The Impact of Taxation on Bank Profits Evidence from EU Banks". Journal of Banking & Finance **35**: 3202–3212.

Dargahi, H. & Hadian, M. (2016). "Evaluation of Fiscal and Monetary Shocks with Emphasis on the Interactions of Banking System Balance Sheet and the Real Sector of Iran's Economy: A DSGE Approach". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics **3**(1): 1-28.

Davoodi, P. & Zarepour, Z. (2007). "The Role of Definition of Money in the Stability of the Iranian Demand for Money". Iranian Journal of Economic Research **8**(29): 47-74.

Emadi, S. (2021). *Imposition of Tax on Interest on Long-Term Deposits and Its Impact on Inflation and Economic Growth in the Iranian Economy*, Master Thesis, Shahid Beheshti University.

Enami, A. (2019). *Investigating the Effects of Banking Resources Shock on Consumption and Investment in IRAN, by DSGE Approach*, Ph.D. Thesis, Ferdowsi University of Mashhad.

Forni, L. Monteforte, L. & Sessa, L. (2009). "The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy: Estimates for the Euro Area". Journal of Public Economics **93**(3-4): 559-585.

Galí, J. López-Salido, J.D. & Vallés, J. (2007). "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption". Journal of the European Economic Association **5**(1): 227-270.

Gerali, A. Stefano, N. Sessa. L. & Signoretti, F. (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". Journal of Money, Credit and Banking **42**(1): 107-141.

Gholami, A. & Abasinejad, H. (2018). "Modeling the Value Added Tax on Bank Services in the Framework of the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Iran". Journal of Economic Research (Tahghighat-E- Eghtesadi) **53**(3): 619-645.

Gholami, A. & Abbasinejad, H. (2018). "Implementation of Value Added Tax on Bank Sector in Explaining Iran Economic Fluctuations using the Approach of New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium". Journal of Applied Economics Studies in Iran **7**(25): 85-110.

Gholizade A.A. & Noroozonejad M. (2019). "Dynamics of Housing Prices and Economic Fluctuations in Iran with the Approach of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)". Journal of Economic Modeling Research (JEMR) **10**(36): 37-74.

Haghighat, J. Habibzadeh, A. & Moharam Joudi, N. (2017). "Fiscal Policy of Iran`s Economy in a DSGE Model (Focusing on Non- Ricardian Households)". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) **52**(3): 551-580.

Hosseinpour, F. Tabaeh Izady, A. & Khodaparast Shirazi, J. (2017). "Investigation the Independency of Fiscal Policies' Main Instruments (Taxes and Government Expenditures) from Oil Revenues Fluctuations in Oil Exporter Countries". Journal of Tax Research (J Tax Res.) **25**(35): 59-86.

Iranian National Tax Administration (2015). "Investigating the Challenges and Feasibility of Imposing a Tax on Interest on Bank Deposits". Tehran: Khodadadkashi, F.

Iwata, Y.(2009). "Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Japanese Economy: Do Non-Ricardian Households Explain All?". Economic and Social Research Institute (ESRI) Discussion Paper Series **216**.

Izadi, H. (2019). "The Role of Tendency of Government Preference in an Optimal Fiscal Policy Model in the Presence of Agent Heterogeneity in A Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Framework". Economical Modeling **12**(44): 73-96.

Jalali-naini, A. Tavakolian, H. Zamanzadeh, H. & Davoudi, P. (2019). "Endogenous Firm Entry and Exit in a DSGE Model for Iran Economy". Journal of Applied Economics Studies in Iran **8**(29): 1-39.

Jani, S. Khodadadkashi, F. & Doniyabin, F. (2018). "Determining the Favorable Economic Conditions for Imposing a Tax on Interest on Bank Deposits and their Comparative Analysis of the Iranian Economy". Journal of Tax Research **50**(38): 31-50.

Karimi Potanlar, S. Jafari Samimi, A. & Hamid La'l-e-Khezri, H. (2018). "The Effects of Fiscal Consolidation Policy on Important Macroeconomic Variables of Iran with Emphasis on Production Growth: FAVAR Approach". Economic Growth and Development Research **9**(33): 15-40.

Khalilzadeh, J. Heidari, H. & Bashiri, S. (2018). "The Role of Oil Revenues and Bank Credits with an Emphasis on the Governance of Monetary Policies in Iran's Production Sector with the Approach of a DSGE Model". Quarterly Iranian Jounal of Applied Economics **9**(30): 82-67.

Khodadadkashi, F. & Jani, S. (2015). "Feasibility Study of Introducing Iranian Bank Deposit Interest Tax with Emphasis on Allocative Efficiency". Journal of Tax Research **23**(26): 9-26.

Khodaverdi Zadeh, S. & Dashtbani, Y. (2019). "An Examination of Taxation Effect on Interest Rate of Bank Deposits on Gross Domestic Product: Dynamic Stochastic General Equilibrium". Journal of Tax Research **27**(43): 89-118.

King, M.A. (1980). "Saving and Taxation". NBER Working Paper No.w0428, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=226919

Kotera, G. & Sakai, S. (2018). "Policy Simulation of Government Expenditure and Taxation Based on the DSGE Model". Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan, Public Policy Review **14**(4): 613-640.

Lotfalipour, M. Karimzadeh, M. & Enami, A. (2018). "Investigating the Effects of Banking Resources Shock on Consumption and Investment in IRAN, by DSGE Approach". Journal of Econometric Modelling **3**(3): 113-146.

Minooei Fard, B. (2015). *Investigating the Effect of Interest Rate on the Volume of Bank Investment Deposits and Its Impact from the Tax on Interest on Deposits*, Master Thesis, Shahid Beheshti University.

Mirrlees, J.A. (1971). "An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation". The Review of Economic Studies **38**(2): 175-208.

Monsef, A. & Mansouri, N. (2011). "The Study of Effective Factors on the Level of Bank Deposits (Emphasizing on the Rate of Profit Sharing Securities 1988-2008)". Monetary & Financial Economics **17**(34): 69-91.

Parliament Research's Center (2017). "Analysis of Economic Dimensions of Tax on Interest Rate of Bank Deposits". Tehran.

Primus, K. (2017). "Excess Reserves, Monetary Policy and Financial Volatility". Journal of Banking and Finance **74**: 153-168.

Punzi, M.T. & Rabitsch, K. (2018). "Effectiveness of Macroprudential Policies under Borrower Heterogeneity". Journal of International Money and Finance **85**: 251-261.

Ramsey, F.P. (1927). "A Contribution to the Theory of Taxation". The Economic Journal **37**(145): 47-61.

Ramsey, F.P. (1928). "A Mathematical Theory of Saving". The Economic Journal **38**(152): 543-559.

Ravenna, F. & Walsh, C. E. (2006). "Optimal Monetary Policy with the Cost Channel". Journal of Monetary Economics **53**(2): 199-216.

Sandmo, A. (1985). *The Effect of Taxation on Savings and Risk Taking*, Handbook of Public Economics, in: A. J. Auerbach & M. Feldstein (ed.), Handbook of Public Economics, edition 1, volume 1, chapter 5, 265-311, Elsevier.

Shahhoseini, S. & Bahrami, J. (2016). "Assessment of Macroeconomic Fluctuations and Monetary Transmission Channel in Iran; Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". Economics Research **16**(60): 1-49.

Tavakolian, H. & Sarem, M. (2019). *DSGE Models in Dynare (Modeling, Solution and Estimation for Iran)*, Tehran, Monetary and Banking Research Institute.

Tavakolian, H. Mohammadi, T. & Siami Araghi, E. (2020). "Determining the Fiscal Rule of the Budget Balance for the Iran Economy, Stochastic Dynamic General Balance Approach (DSGE)" . Quarterly Journal of Economic Research and Policies (qjerp) **28**(95): 7-53.

The Journal of Economic Policy
Original Research Article/ Vol.14, No.27, Spring & Summer 2022, P: 371-414.

The Impact of Taxing the Interest on Savings on the Economic Variables in Iran: A DSGE Approach

Paria Nejadaghaeianvash[1]
Abbas Arabmazar [2]
Hojjat Izadkhasti [3]
Farhad Dejpasand [4]

Received: 15-08-2022 Accepted: 02-09-2022

Introduction: Reducing dependence on oil revenues and financing government expenditures from tax revenues have always been emphasized in the country's development plans. Increasing the role of taxes in financing the government budget, as a stable source, is one of the government's concerns. This has been evident in the development plans, especially since the Third Economic Development Plan. The dependence of the budgets of oil-exporting countries on revenues from the oil export can have devastating effects on the economies of these countries such that a significant part of government revenues is subject to high fluctuations which are later transferred to government spending as a tool of fiscal policy. Fiscal instability of the government causes instability in essential public sector expenditures, which undermines the long-run growth. The existence of financial stability is a key to achieving macroeconomic stability/ It enables the continuation of expenditures related to public goods needed to lay the grounds for economic activities that ensure long-run economic growth. However, tax income is the most appropriate type of government revenue, and the higher the share of taxes in government spending, the less economic impact it will have. Compensation for the reduction of tax revenues due to exemptions causes the government budget to become more dependent on oil export revenues, which can have harmful effects for the country. The corrective approaches in tax laws with the aim of increasing tax revenues can be the introduction of a new tax base with two methods: reducing tax

[1]. PhD candidate, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
[2]. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
Email: ab_arabmazar@sbu.ac.ir
[3]. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
[4]. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

rates and increasing the base. One of the tax exemptions granted in the Iranian tax system relates to the income from the interests on saving accounts and bank deposits. In this study, the impact of bank interest taxes on economic variables is investigated. So far, several domestic studies have been conducted in this field. The model used in this research follows Boscá et al. (2019) and Gerali et al. (2010), but it is adapted to the conditions of the Iranian economy.

Methodology: The impact of tax on bank interests on economic variables in Iran can have many positive and negative economic effects. Therefore, in this study, the impact of tax on income interest on macroeconomic variables is investigated. Given that this tax is imposed for the first time on the Iranian economy with no historical data, its effects can be examined in the framework of a dynamic stochastic equilibrium model. The innovation of this research is to generalize the analytical framework of dynamic stochastic general equilibrium models according to the economic characteristics of an oil-exporting country, including households, firms, banks, government and central bank. For this purpose, the model has been designed in accordance with the conditions of Iran's economy. The objective functions and constraints of each of these economic agents are introduced, optimized and used from the first-order conditions, a set of economic relations is extracted, and then the model is simulated by determining its initial values and calibrating the parameters. To evaluate the model, the moments of a number of endogenous variables of the model are compared with the real-world moments, which results in relative success in simulating the variables in the Iranian economy. Finally, the reactions of the variables to the tax on interests are examined.

Results and Discussion: The results show that, by taxing on the interest income of households, household's consumption, national employment and production increases. On the other hand, the power of the bank's loan payment decreases and, consequently, the borrowing by the banks from the central bank increases (in order to compensate for the lost resources). Also, by imposing a tax on interests, the demand for facilities and, consequently, the total payment facilities of commercial banks and the Ricardian household's deposits in the bank are reduced, which leads to the reduction of the total power of banks to give loans. In addition, with the increase of facilities to firms and the reduction in the payment of loans to the Ricardian household, the composition of commercial bank assets will change.

Conclusion: In countries with economic instability, the imposition of a tax on interests can lead to the withdrawal of financial resources from banks and their investment in non-productive economic activities, thus causing more instability in the economy. The first recommendation in this regard is that, before imposing such a tax, it is necessary to stabilize the economy. In addition, to measuring the effects of the tax on the interests of bank deposits

on economic variables, the efficiency of the budget and the efficiency of the banks to direct the deposits to production and investment become particularly important. The results suggest that the allocation of resources by the banks should be more efficient, because the reduction in the amount of deposits may result in inefficient allocation of resources.

Keywords: DSGE, Fiscal policies, Tax on interests.
JEL :E27, E62, H29.