دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال سیزدهم- شماره بیست و پنجم- بهار و تابستان ۱۴۰۰

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

تحلیل‌های سیاستی آثار حذف یارانه بنزین بر شاخص هزینه تولیدکننده خدمات... ۱
علی فریدزاد، علی اصغر بانوئی، مهدی تکیه، زهرا عمرانی

عوامل موثر بر تراز حساب جاری ایران: یک تجزیه و تحلیل مقایسه‌ای ۲۹
رضا محسنی

برآورد تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات ۶۵
حسن حیدری، مرتضی عزتی، پروین مریدی

ارائه مدل تأثیر سیاست‌گذاری بانک مرکزی ایران بر متغیرهای کلان اقتصادی... ۱۰۹
محمدمهدی کاکاوندی، فرهاد رهبر، محسن مهرآرا، مهدی صارم

ارزیابی اقتصادی طرح ملی شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس به معادن جنوب شرقی ۱۴۳
آذر تابش، مجید صامتی، سعید صمدی، مهرداد فرهادیان، غلامحسین کیانی

اثر ویروس کرونا بر بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در چارچوب مدل... ۱۸۱
اعظم احمدیان

بررسی تأثیر تحریم‌های مالی بر نابرابری درآمد در ایران: مدل ۲۱۳
مصیب پهلوانی، سمیرا حیدریان، سید حسین میرجلیلی

اثرات وابسته به وضعیت رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران ۲۴۱
الهام امراللهی بیوکی، کامبیز هژبر کیانی، عباس معمارنژاد، سید یحیی ابطحی

بررسی اثرات تبلیغات و اجبار به رفتار صرفه‌جویانه بر مصرف آب با توجه به تعاملات... ۲۸۱
اسید فرزاد موسوی، نرگس صالح نیا، احمد سیفی، احمدرضا اصغرپور ماسوله

سنجش ردپای انرژی‌های فسیلی در بخش‌های اقتصادی استان یزد با رویکرد داده - ستانده ۳۱۷
فرناز دهقان بنادکوکی، زهرا نصراللهی، فاطمه بزازان

ارائه چارچوبی برای برآورد سهم‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات از رشد بهره‌وری:... ۳۴۵
محمود رضائی سراجی، محمود محمودزاده، پروانه سلاطین، مهدی فتح آبادی

محدودیت وثیقه‌ای و تاثیر آن بر بانکداری کشور و متغیرهای کلان اقتصادی ۳۷۵
یزدان گودرزی فراهانی، سید هادی عربی

نشریه علمی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2645- 3967

سال سیزدهم- شماره بیست و پنجم- بهار و تابستان ۱۴۰۰

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Vol.13 No.25 Spring & Summer 2021 ISSN: 2645-3967

Policy analysis of the impacts of removing the gasoline subsidy on the producer price indices of private and public healthcare sectors: A structural path analysis approach 26
Ali Faridzad, Ali Asghar Banouei, Mehdi Tekieh, Zahra Emrani

An analysis of the factors affecting Iran's current account balance: A comparative study 61
Reza Mohseni

Estimating the impacts of economic sanctions on employment in the industry, agriculture and service sectors in Iran 105
Hassan Heydari, Morteza Ezati , Parvin Moridi

Presenting a model of how the central bank policies affect macroeconomic variables: A dynamic stochastic general equilibrium approach 140
Mohammad Mahdi Kakavandi, Mohsen Mehrara, Farhad Rahbar, Mehdi Sarem

Economic evaluation of the Persian Gulf water desalination and the project of water transmission to the southeast mines of the country: A financial computable general equilibrium (FCGE) model 178
Azar Tabesh, Majid Sameti, Saeed Samadi, Mehrdad Farhadian, Gholamhossein Kiani

The effect of the corona virus on agriculture, industry and services in the DSGE model 209
Azam Ahmadyan

The impact of financial sanctions on income inequality in Iran: The TVP-FAVAR model 238
Mosayeb Pahlavani, Samira Heydarian, Seyed Hossein Mirjalili

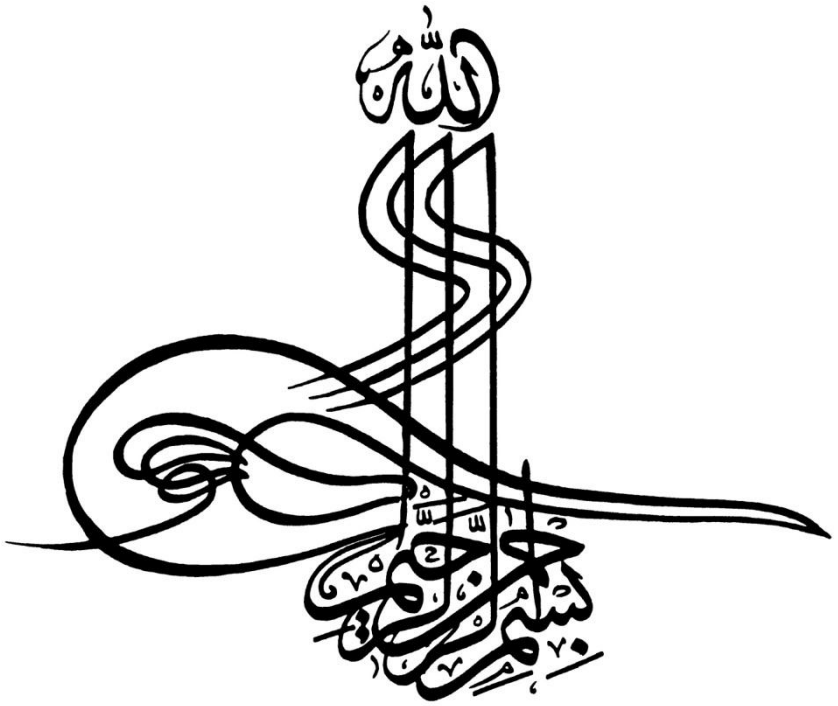
State-dependent effects of liquidity growth on exchange rate volatility in Iran's economy 278
Elham Amrollahi Bioki, Kambiz Hojabr Kiani, Abbas Memarnejad, Seyed Yahya Abtahi

Investigating the effects of advertising and forcing frugal behavior on water consumption with regard to social interactions of consumers 313
Seyed Farzad Moosavi, Narges Salehnia, Ahmad Seifi, Ahmadreza AsgharpourMasouleh

Evaluating the energy footprint of Yazd Province: A regional input–output analysis approach 342
Farnaz Dehghan Banadkuki, Zahra Nasrollahi, Fatameh Bazzazan

Providing a framework to estimate ICT contributions to the growth of productivity: Evidence from the Iranian manufacturing industry 371
Mahmoud Rezaee Seraji, Mahmoud Mahmoudzadeh, Parvaneh Salatin, Mehdi Fathabadi

The collateral constraint and its impacts on the banking performance and macroeconomic variables 403
Yazdan Gudarzi Farahani, Seyed Hadi Arabi


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 عباسعلی ابونوری (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی)، دکتر کریم اسلاملوییان (عضو هیأت علمی دانشگاه شیرا)، دکتر مهدی امامی (عضو هیأت علمی دانشگاه میبد)، دکتر نگار بیرجندی (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید)، دکتر علی جدیدزاده (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر رمضان حسین زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر محمدحسن زارع (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر علی سالم (عضو هیأت علمی دانشگاه علامه طباطبایی)، دکتر سکینه سجودی (عضو هیأت علمی دانشگاه تبریز)، دکتر یونس سلمانی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر لطفعلی عاقلی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر عباس علوی راد (عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه)، دکتر شهرام فتاحی (عضو هیأت علمی دانشگاه رازی)، دکتر احمد گوگردچیان (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، دکتر رضا محسنی (عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر داود محمودی نیا (عضو هیأت علمی دانشگاه ولیعصر رفسنجان (عج))، دکتر امیرحسین مزینی (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس)، دکتر داوود منظور (عضو هیأت علمی دانشگاه امام صادق (ع))، دکتر میثم موسائی (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر مهدی نجاتی (عضو هیأت علمی دانشگاه شهید باهنر کرمان)، دکتر زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر حسن ولی‌بیگی (عضو هیأت علمی موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی)، دکتر حمید هوشمندی (عضو هیأت علمی دانشگاه بهبهان)، دکتر کاظم یاوری (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد).

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**

تحلیل‌های سیاستی آثار حذف یارانه بنزین بر شاخص هزینه تولیدکننده خدمات بهداشتی بخش خصوصی و دولتی با رویکرد تحلیل مسیر ساختاری ۱

علی فریدزاد، علی اصغر بانوئی، مهدی تکیه، زهرا عمرانی

عوامل موثر بر تراز حساب جاری ایران: یک تجزیه و تحلیل مقایسه‌ای ۲۹

رضا محسنی

برآورد تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات ٦٥

حسن حیدری، مرتضی عزتی، پروین مریدی

ارائه مدل تأثیر سیاست‌گذاری بانک مرکزی ایران بر متغیرهای کلان اقتصادی: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی ۱۰۹

محمدمهدی کاکاوندی، فرهاد رهبر، محسن مهرآرا، مهدی صارم

ارزیابی اقتصادی طرح ملی شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس به معادن جنوب شرقی کشور: رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مالی ((FCGE ۱٤۳

آذر تابش، مجید صامتی، سعید صمدی، مهرداد فرهادیان، غلامحسین کیانی

اثر ویروس کرونا بر بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در چارچوب مدل DSGE ۱۸۱

اعظم احمدیان

بررسی تأثیر تحریم‌های مالی بر نابرابری درآمد در ایران: مدل (TVP-FAVAR) ۲۱۳

مصیب پهلوانی، سمیرا حیدریان، سید حسین میرجلیلی

اثرات وابسته به وضعیت رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران ۲٤۱

الهام امراللهی بیوکی، کامبیز هژبر کیانی، عباس معمارنژاد، سید یحیی ابطحی

بررسی اثرات تبلیغات و اجبار به رفتار صرفه‌جویانه بر مصرف آب با توجه به تعاملات اجتماعی مصرف‌کنندگان ۲۸۱

سید فرزاد موسوی، نرگس صالح نیا، احمد سیفی، احمدرضا اصغرپور ماسوله

سنجش ردپای انرژی‌های فسیلی در بخش‌های اقتصادی استان یزد با رویکرد داده - ستانده ۳۱۷

فرناز دهقان بنادکوکی، زهرا نصراللهی، فاطمه بزازان

ارائه چارچوبی برای برآورد سهم‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات از رشد بهره‌وری: شواهدی از صنایع تولیدی ایران ۳٤٥

محمود رضائی سراجی، محمود محمودزاده، پروانه سلاطین، مهدی فتح آبادی

محدودیت وثیقه‌ای و تاثیر آن بر بانکداری کشور و متغیرهای کلان اقتصادی ۳۷٥

یزدان گودرزی فراهانی، سید هادی عربی

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

تحلیل‌های سیاستی آثار حذف یارانه بنزین بر شاخص هزینه تولیدکننده خدمات بهداشتی بخش خصوصی و دولتی با رویکرد تحلیل مسیر ساختاری[۱]

علی فریدزاد[۲]
علی اصغر بانوئی[۳]
مهدی تکیه[۴]
زهرا عمرانی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۲۷

چکیده

نهاده انرژی از مهم‌ترین عوامل تولید اقتصاد است. کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی و آلایندگی ناشی از آن و بهبود سلامت جامعه از این مسیر، پس از اجرای طرح هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی انتظار می‌رفت. تاثیرات مستقیم و غیر مستقیم اجرای این سیاست در ارتباط با کاربرد نهاده انرژی در فرایند تولید است. مصرف بالای انرژی در بیمارستان‌ها و مراکز درمانی از یک سو، و افزایش قیمت این نهاده از سویی دیگر تاثیرات بسیاری را بر جای گذاشت. از این رو بررسی تبعات این سیاست با بکارگیری مدل‌های کلان‌نگر بر بخش خدمات بهداشتی ضروری به نظر می‌رسد. مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد تحلیل مسیر ساختاری ماتریس حسابداری اجتماعی به ارزیابی اثر حذف یارانه بنزین بر شاخص هزینه تولیدکننده خدمات بهداشتی و استخراج مسیرهای این تاثیرات می‌پردازد. نتایج نشان داد با ۲۶۹ درصد افزایش قیمت بنزین شاخص قیمت خدمات بهداشتی دولتی و خصوصی به ترتیب ۸/۹۵ و ۷/۷۹ درصد افزایش می‌یابد. اثرات همه جانبه حذف یک واحد یارانه بنزین نشان دهنده بیش‌ترین تاثیر بر «سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی» است. به طور کلی تاثیر افزایش قیمت بنزین به طور مستقیم، نسبتا کوچک است و تاثیرات بیش‌تری از مسیرهای غیر مستقیم منتقل می‌شود.

واژگان کلیدی: بنزین، رویکرد تحلیل مسیر ساختاری، یارانه، شاخص قیمت تولیدکننده، بخش خدمات بهداشتی.

Keywords: Gasoline, Structural Path Analysis, Subsidy, Producer Price Index, Health Sector.

JEL Classification: R15, I18, E31, P18.

---

۱. مقاله حاضر بخشی از پایان‌نامه کارشناسی ارشد، با عنوان "تحلیل‌های سیاستی آثار حذف یارانه حامل‌های انرژی بر شاخص قیمت تولیدکننده خدمات بهداشتی بخش خصوصی و دولتی: رویکرد تحلیل مسیر ساختاری" است.

۲. دانشیار گروه اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی ali.faridzad@atu.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی banouei7@yahoo.com
۴. استادیار گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی mtekieh@gmail.com
۵. کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول) z.emrani71@gmail.com

۱- مقدمه

در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، انرژی یکی از نهاده‌های تولیدی است که از عوامل رشد اقتصادی محسوب می‌شود. تا کنون انرژی بویژه سوخت‌های فسیلی در بخش‌های مختلف اقتصاد نقش مهمی داشته است. تا قبل از اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌های انرژی، ایران بر حسب میزان یارانه بر قیمت حامل‌های انرژی در رتبه اول جهان قرار داشت. بیش‌ترین سهم در برخورداری از منابع یارانه‌ای به بخش حمل و نقل، مهم‌ترین بخش انرژی‌بر کشور تعلق می‌گرفت. بخشی که بیش‌ترین آلایندگی را به هوا وارد می‌کرد. بیش‌ترین میزان یارانه انرژی در این بخش، به بنزین اختصاص می‌یافت. با افزایش قیمت حامل‌های انرژی انتظار می‌رفت که از طریق اصلاح شیوه‌های مصرف و بهبود کارایی بخش‌های تولیدی، مصرف انرژی کاهش یابد. به تبع سطح آلودگی هوا نیز کاهش یابد و از این طریق مردم جامعه، سلامت تضمین شده‌تری داشته باشند اما پس از حذف یارانه‌های انرژی تغییر چندانی در میزان مصرف انرژی برخی بخش‌های اقتصادی ایجاد نشد. به عنوان مصداقی در این موضوع، مصرف سوخت خودروهای تولید داخل، معادل ۲/۲ برابر خودروهای خارجی است. محدودیت حمل و نقل عمومی در کنار ضعف زیرساخت‌ها، بی‌توجهی قانون به رفع موانع بهبود تکنولوژی تولید خودرو و امثال آن باعث شده است که نتیجه اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌های انرژی عملا فقط افزایش هزینه حمل و نقل باشد و نه کنترل جدی مصرف (سبحانیان و سحابی، ۱۳۹۴).[1]

اهمیت کاهش مصرف سوخت به عنوان یکی از اهداف اجرای هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بویژه در بخش حمل و نقل کشور زمانی روشن می‌شود که به آن به عنوان برنامه‌ای در جهت ارتقای سلامت جامعه نگاه شود. بخش خدمات بهداشتی به عنوان یک بخش استراتژیک اجتماعی، همواره تحت تاثیر بخش‌های مختلف اقتصادی دچار نوسانات زیادی شده است. برخی مطالعات نشان داده‌اند که آثار القایی شوک‌های بخش انرژی در بخش‌های خدمات بهداشتی با بیش‌ترین میزان همراه بوده است. این رویداد عمدتا ناشی از سهم بالای اشتغال در ایران در بخش خدمات است (۵۱ درصد، مطابق با سرشماری ۱۳۹۰) (فریدزاد[2] ۱۳۹۴). از طرفی افزایش قابل توجه در بهای بنزین اثرات عمیق و چند بعدی بر بخش‌های اقتصادی می‌گذارد. با توجه به موارد فوق، مطالعه حاضر به طور اختصاصی آثار و تبعات اقتصادی حذف یارانه بنزین بر هزینه تولید بخش خدمات بهداشتی را بررسی می‌کند. این مسئله می‌تواند در دو چارچوب با رویکرد کلان و

[1]. Sobhanian and Sahabi (2015)
[2]. Faridzad (2015)

رویکرد همزمان کلان بخشی مطالعه شود. رویکرد کلان بخشی به لحاظ روش‌شناسی بر چارچوب صرفا کلان از اولویت برخوردار است، زیرا این رویکرد امکان بررسی هم‌زمان مسائل اقتصادی و اجتماعی و چگونگی پیوند میان عرضه و تقاضای اقتصاد (هزینه و درآمد خانوارها) را به تفصیلی‌ترین شکل ممکن با ساختار تولید فراهم می‌کند. به بیانی دیگر نه تنها امکان تحلیل‌های همزمان کمی و تفصیلی ساختار تولید، مصرف، توزیع درآمد و ارتباط آن به مسائل اجتماعی را فراهم می‌کند، بلکه بررسی پیوند بین اجزای تشکیل دهنده عرضه و تقاضای اقتصاد را میسر می‌کند (بانویی، ۱۳۸۰).[1] نتایج این بررسی می‌تواند چارچوبی برای تصمیم‌گیری سیاست‌گذاران فراهم کند. با توجه به آن‌که در بخش خدمات بهداشتی دو بخش دولتی و خصوصی فعالیت دارند، لزوم تمایز میان این دو بخش به لحاظ ساختاری حائز اهمیت است.

۲- پیشینه پژوهش

مطالعات پیرامون سنجش اثرات حذف یارانه انرژی با استفاده از تکنیک‌های مختلف در چارچوب تحلیل‌های تعادل جزئی و تعادل عمومی صورت گرفته است و نتایج مهمی ارائه شده است. در اینجا به مرور مجموعه‌ای از پژوهش‌ها پرداخته می‌شود که اثرات ناشی از این سیاست را بر برخی بخش‌ها و صنایع اقتصادی و خانوارها بررسی کرده‌اند.

خطیب و همکاران (۱۳۸۸)[2] به تحلیل آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر صنعت فولاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد در صورت افزایش قیمت حامل‌های انرژی آثار مستقیم این سیاست بر هزینه تمام شده صنعت فولاد در هر سال به صورت مشروط قابل تحمل خواهد بود. بدین معنا که اگر بسته سیاسی غیر قیمتی مانند اصلاح فرایند، بهبود تکنولوژی تولید و اصلاح الگوی مصرف انرژی در واحدهای صنعتی همزمان و به موازات سیاست قیمتی به کار گرفته نشود، به دلیل انباشت آثار تجمعی افزایش قیمت حامل‌های انرژی، احتمال ورشکستگی و تعطیلی واحدهای صنعتی کشور وجود دارد.

تحلیل داده ستانده اثرات ناشی از هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بر محصولات کشاورزی توسط نعمت‌اللهی و شاه‌نوشی فروشانی (۱۳۹۱)[3] نشان داد در بین محصولات کشاورزی،

---

1. Banouei (2001)
2. Khatib (2009)
3. Nematollahi and Shahnoushi-Foroushani (2012)

محصولات زراعی و باغی با ۷۳/۱ درصد افزایش بیش‌ترین تأثیر را بر افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده داشته است.

بررسی تعادل عمومی تاثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر قیمت تمام شده خودرو توسط کهنسال و پرمه (۱۳۹۲)[1] نشان داد افزایش مرحله اول قانون هدفمندسازی یارانه‌ها موجب افزایش ۱۵/۵ درصدی قیمت تمام شده خودرو خواهد شد. تحلیل ساختاری مسیرهای تاثیرگذاری این سیاست بیان‌گر آن بود که آثار غیر مستقیم افزایش قیمت حامل‌های انرژی بسیار بیش‌تر از اثر مستقیم آن است، به طوری که اثر مستقیم افزایش قیمت برق، بنزین، نفت گاز، گاز طبیعی، نفت سفید و نفت کوره بر بخش خودرو به ترتیب ۱۰/۴، ۶/۵، ۵/۰۵، ۳/۱۴، ۰/۶۴ و ۰/۰۷ درصد بوده و بیش‌تر آثار از طریق مسیرهای غیر مستقیم منتقل می‌شود.

بزازان و پورباقر (۱۳۹۲)[2] به بررسی آثار زیستی حذف یارانه بنزین و گازوئیل با ادغام مدل‌های اقتصادسنجی و داده–ستانده پرداختند. نتایج نشان داد در اثر حذف کل یارانه پرداختی به بنزین و گازوئیل، مصرف بنزین و گازوئیل ۶/۲ و ۱۷/۷ درصد کاهش می‌یابد. کاهش مصرف موجب کاهش آلاینده SO2، SPM، CO، CH و CO2 به ترتیب به میزان ۲۵، ۲۴، ۷،۱۱ و ۱۸ درصد می‌شود.

تشکینی (۱۳۹۳)[3] به بررسی تاثیر آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی بر بخش کشاورزی ایران با استفاده از مدل قیمتی الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی پرداخته است. نتایج از رشد ۵۷ و ۴۱ درصدی شاخص قیمت تولیدکننده محصولات کشاورزی طی دو سناریو (متوسط رشد ۲۱۰۰ و ۱۵۷۰ درصدی قیمت حامل های انرژی) حکایت دارد. علی پور و همکاران (۱۳۹۳) نیز به بررسی تاثیر آزادسازی قیمت در بخش کشاورزی پرداختند. نتایج نشان داد این سیاست منجر به کاهش تقاضای انرژی در این بخش خواهد شد.

آماده و همکاران (۱۳۹۳)[4] با استفاده از تعادل عمومی محاسبه‌پذیر نشان دادند سناریوی بازتوزیع تمامی درآمد میان خانوارهای شهری حدود ۱۶ درصد و در میان خانوارهای روستایی ۵۳ درصد افزایش رفاه ایجاد می‌کند. این ارقام برای سناریوی بازتوزیع نیمی از درآمد میان خانوارها، به ترتیب حدود ۳ درصد و حدود ۲۵ درصد است.

---

1. Kohansal and Permeh (2013)
2. Bazzazan and Pourbagher (2013)
3. Tashkini (2014)
4. Amadeh (2015)

نتایج مطالعه اکبری و همکاران (۱۳۹۳)[1] پیرامون تأثیر قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر مصرف انرژی خانوار نشان داد پس از اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، مصرف برق و گاز طبیعی خانوارها، کاهش معناداری نداشته است. احمدی و همکاران (۱۳۹۳)[2] به بررسی ترکیب مخارج مصرفی خانوارهای شهری در ایران تحت سناریوهای مختلف قیمت حامل‌های انرژی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که ترکیب مصرفی خانوارهای شهری تغییر نمی‌کند و اولویت مصرفی آن‌ها قبل از قیمت به ترجیحات و نیازها وابسته است.

ناجی میدانی و ستوده‌نیا کرانی (۱۳۹۳)[3] با استفاده از معیار تغییرات هزینه‌ای (CV)، به بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر ساختار هزینه‌ای بنگاه‌های صنعتی در ایران پرداختند. افزایش قیمت حامل‌های انرژی، منجر به ۳۰، ۲۸، ۳۰ و ۳۲ درصد افزایش هزینه صنایع کارخانه‌ای در سال‌های ۸۹، ۹۰، ۹۱ و ۹۲ شد. رنجبر و همکاران (۱۳۹۳)[4] به بررسی تاثیر هدفمندی یارانه‌ها بر تغییرات معادل رفاه مصرف‌کننده در ایران، در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۹ از طریق شبیه‌سازی متغیرهای الگوی تقاضای مصرف‌کنندگان کشور با استفاده از دستگاه تقاضای تقریبا ایده‌آل پرداختند. نتایج نشان داد که پرداخت‌های دولت معادل با کاهش رفاه مصرف‌کنندگان نبوده است.

مشیری (۲۰۱۵)[5] از طریق تخمین کشش تقاضای خانوارها برای انرژی به بررسی تاثیر اصلاح قیمت‌های انرژی بر خانوارهای ایرانی پرداخت. نتایج نشان داد که سیاست فعلی افزایش قیمت حامل‌های انرژی به تنهایی قادر به کاهش مصرف انرژی نیست و کارایی انرژی باید از طریق سیاست‌های قیمتی و غیر قیمتی افزایش داده شود.

جیانگ و تن[6] (۲۰۱۳) در پژوهشی با استفاده از تکنیک داده-ستانده به بررسی تاثیر حذف یارانه حامل‌های انرژی بر صنایع مختلف و شاخص قیمت‌های عمومی چین پرداختند. یافته‌ها نشان داد حذف یارانه حامل‌های انرژی بیش‌ترین تاثیر را بر صنایع انرژی بر دارند. شاخص PPI، شاخص تعدیل GDP و CPI را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

سلیمانی و کاری[7] (۲۰۱۴) با استفاده از تکنیک CGE اثرات سیاست حذف یارانه انرژی بر بخش حمل و نقل در کشور مالزی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که این شوک،

1. Akbari (2014)
2. Ahmadi (2015)
3. Naji-Meidani and Sotoodeh-Niakarani (2015)
4. Ranjbar (2014)
5. Moshiri (2015)
6. Jiang & Tan (2013)
7. Solaymani & Kari (2014)

GDP و سرمایه‌گذاری حقیقی را افزایش داده است، در حالی که واردات و صادرات کل مالزی را کاهش داد، تقاضای کل انرژی را نیز کاهش داده است و در نتیجه موجب کاهش سطح انتشار کربن شده است. به علاوه، خانوارها با کاهش چشم‌گیری در مصرف انرژی و رفاه مواجه شده‌اند و در نتیجه استفاده از انواع حمل و نقل توسط خانوارها کاهش یافته است.

الشناوی[1](۲۰۱۴) با استفاده از یک مدل طراحی شده بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی کشور مصر، به بررسی سیاست حذف تدریجی یارانه‌های انرژی در مصر پرداخت. نتایج نشان داد که همه خانوارها کاهش رفاه را در اثر حذف یارانه‌های انرژی تجربه کردند، ولی بار اصلی بر خانوارهای فقیر بوده است. حذف تدریجی یارانه این بار را کاهش می‌دهد. این بار در صورتی که حذف تدریجی یارانه همراه با کاهش تدریجی تعرفه باشد بسیار کم‌تر می‌شود.

مرور مطالعات فوق نشان‌دهنده بررسی جوانب مختلف تاثیرات سیاست حذف یارانه حامل‌های انرژی است. ولی هیچ‌یک از مطالعات مذکور اثرات کاهش یارانه حامل‌های انرژی بر بخش خدمات بهداشتی را در قالب تحلیل‌های کلان نشان ندادند. مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد تحلیل مسیر ساختاری ماتریس حسابداری اجتماعی، به طور اختصاصی اثر حذف یارانه بنزین را بر شاخص هزینه تولیدکننده بخش خدمات بهداشتی مورد بررسی قرار می‌دهد.

۳- روش شناسی تحقیق

ماتریس حسابداری اجتماعی در تحلیل‌های اقتصادی و اجتماعی در قالب دو رویکرد کلی به کار گرفته می‌شود. رویکرد اول (مقداری) بررسی کمی هم‌زمان تحلیل‌های اجتماعی و اقتصادی رشد و توزیع درآمد است. رویکرد دوم (هزینه یا قیمت) آثار و تبعات اقتصادی و اجتماعی سیاست‌های دولت را بر انواع شاخص‌های قیمت آشکار می‌کند.

ساختار کلی یک ماتریس حسابداری اجتماعی به صورت زیر است:

[1]. Elshennawy (2014)

جدول ۱: شکل ماتریسی سه حساب درون‌زا و حساب برون‌زای ماتریس حسابداری اجتماعی

ورودی‌ها / خروجی‌ها		حساب‌های درون‌زا			حساب‌های برون‌زا	جمع ورودی‌ها
		۱.حساب تولید	۲.حساب عوامل تولید	۳.حساب نهادها	٤. سایر حساب‌ها: شامل انباشت	
حساب‌های درون‌زا	۱.حساب تولید	N_{11}	0		x_1	y_1^d
	۲.حساب عوامل تولید	N_{21}	0		x_2	y_2^d
	۳.حساب نهادها	0	N_{32}		x_3	y_3^d
حساب‌های برون‌زا	٤.سایر حساب‌ها، واردات، سوبسیدها، مالیات‌ها و غیره	l_1'	l_2'	l_3'	R	y^x
	جمع خروجی‌ها	$y_1'^d$	$y_2'^d$	$y_3'^d$	y'^x	

مأخذ: پروین و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۹[1]

جدول فوق به دو حساب کلی درون‌زا و برون‌زا در چهار ناحیه مشخص I و II و III و IV سازماندهی شده است. N در ناحیه I جدول یک ماتریس مربع است، و کلیه مبادلات جاری حساب‌های درون‌زا (تولید، عوامل تولید و نهادهای داخلی جامعه به جز دولت) را آشکار می‌کند. X در ناحیه II، متغیرهای سیاستی (اقلام تزریقی) حساب‌های برون‌زای مربوط به سه حساب درون‌زا (تولید، عوامل تولید و نهادها) را آشکار می‌کنند. اجزای تشکیل دهنده آن عبارتند از هزینه دولت، سرمایه‌گذاری، صادرات کالاها و خدمات، درآمد عوامل تولید از دنیای خارج و انتقالات جاری دولت به خانوارها. L در ناحیه III مجموع اقلام نشتی‌های حساب‌های درون‌زاست که در حساب‌های برون‌زا منظور می‌گردد. اجزای تشکیل دهنده آن عبارتند از واردات کالاها و خدمات، مالیات‌ها بر تولید و واردات، سوبسیدها بر تولید و واردات، پس‌اندازها، پرداخت حساب‌های عوامل تولید و نهادها به دنیای خارج. Y'^d جمع خروجی‌ها و یا هزینه حساب‌های درون‌زا می‌باشد و عناصر آن $Y'^d = [y_j'^d]$ یک بردار سطری را نشان می‌دهد. بر

[1]. Parvin (2009)

مبنای منطق نظام حسابداری جمع ورودی و خروجی حساب‌های درون‌زا و جمع ورودی و خروجی هر یک از حساب‌های درون‌زا بایستی با هم برابر باشند. یعنی $Y^{d} = Y'^{d}$ و $Y_i^{d} = Y_j'^{d}$. R در ناحیه IV به عنون یک قلم پسماند ترازکننده ورودی‌ها و خروجی‌های حساب‌های برون‌زا یعنی $Y^{x} = Y'^{x}$ عمل می‌کند.

رابطه هزینه (قیمت) در حالت ستونی جدول (۱) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$P_1 = P_1A_{11} + P_2A_{21} + P_3O + P_4A_{41} \quad (1)$$
$$P_1 = \left(\bar{P}_2A_{21} + \bar{P}_4A_{41}\right)\left(I - A_{11}\right)^{-1} = v_1L_{11}$$

بسط رابطه (۱) بر مبنای ضرایب هزینه نرمال شده ستونی برای سه حساب درون‌زای SAM به صورت زیر امکان‌پذیر است:

$$P_1 = P_1A_{11} + P_2A_{21} + P_3O + \bar{P}_4A_{41} \quad (2)$$
$$P_2 = P_1O + P_2O + P_3A_{32} + \bar{P}_4A_{42} \quad (3)$$
$$P_3 = P_1A_{31} + P_2O + P_3A_{33} + \bar{P}_4A_{43} \quad (4)$$

در روابط فوق، سه حساب درون‌زای SAM دارای سه شاخص قیمت می‌باشند که به صورت ستونی با P_1, P_2, P_3 به ترتیب شاخص قیمت تولیدکننده (شاخص قیمت کالاها و خدمات)، شاخص قیمت عوامل تولید و شاخص هزینه زندگی خانوارها بیان شده‌اند. عبارت‌های $\overline{P_4}A_{41}$، $\overline{P_4}A_{42}$ و $\overline{P_4}A_{43}$ به ترتیب متغیرهای کلان سیاستی (نشتی‌ها) سه حساب درون‌زا هستند و به طور کلی به هزینه‌های برون‌زا معروفند. هرچند روابط فوق ساختار هزینه (قیمت) سه حساب درون‌زای SAM را به طور جداگانه نشان می‌دهند، نمی‌توانند آثار و تبعات سیاست‌های مالی دولت (به طور نمونه حذف یارانه حامل‌های انرژی) را به طور منسجم بر افزایش شاخص قیمت تعیین نمایند. برای این منظور لازم است ابتدا بر مبنای ساختار جدول (۱)، ماتریس ضرایب مستقیم نرمال شده به صورت زیر تعریف گردد:

$$A=\begin{bmatrix} A_{11} & 0 & A_{13} \\ A_{21} & 0 & 0 \\ 0 & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix}$$

سپس چنان‌چه شاخص قیمت سه حساب درون‌زای SAM با $P=(P_1,P_2,P_3)$ و بردارهای هزینه برون‌زای هر یک از حساب‌های درون‌زا (مانند مالیات‌ها، هزینه‌های واردات، هزینه‌های عوامل تولید به دنیای خارج و پرداخت مالیات نهادها به دولت) با $v=(v_1,v_2,v_3)$ نشان داده شود، آن‌گاه می‌توان رابطه هزینه (قیمت) الگوی SAM را به صورت زیر نوشت:

$$P=PA+v=v(I-A)^{-1}=vM \quad (۵)$$

$$P'=A'P'+v'=(I-A')^{-1}v'=M'v' \quad (۶)$$

رابطه (۵) و (۶) الگوی قیمت SAM را در رویکرد هزینه آشکار می‌کنند. P در رابطه (۵) یک بردار سطری و P' در رابطه (۶) یک بردار ستونی است. v و v' به ترتیب بردارهای سطر و ستونی هزینه‌های برون‌زای هر یک از سه حساب درون‌زا را نشان می‌دهند. M در رابطه (۵) را ماتریس ضرایب فزاینده استاندارد و M' در رابطه (۶) را ماتریس انتقال قیمت می‌نامند. بر مبنای این روابط می‌توان آثار و تبعات هر یک از سه سطح سیاست‌گذاری مالی دولت، یعنی تغییرات v_1، v_2 و یا v_3 را بر افزایش سه نوع شاخص قیمت (کالاها و خدمات، عوامل تولیدی و مصرف خانوارها) مورد استفاده قرار داد (بانویی و همکاران، ۱۳۸۷).[1]

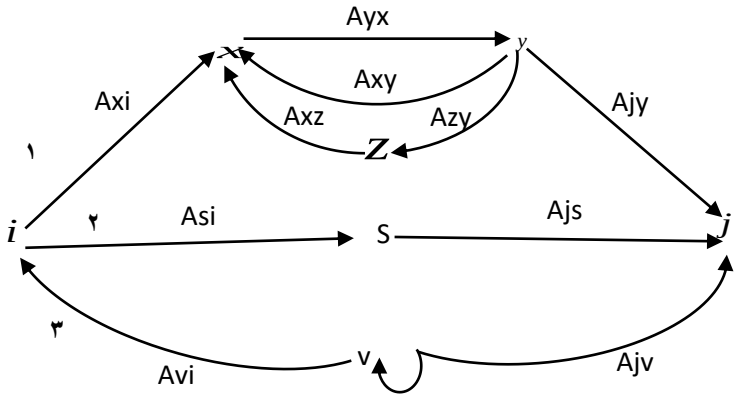
$$\Delta P'=M'\Delta v' \quad (۷)$$

$$\Delta P=\Delta vM \quad (۸)$$

این پژوهش اثر حذف یارانه بنزین بر هزینه تولید خدمات بهداشتی بخش خصوصی و دولتی را مورد بررسی قرار داده است. اگرچه می‌توان این اثرات را با خروجی ماتریس حسابداری قیمت بدست آورد ولی این ماتریس تنها اثرات همه جانبه را به دست می‌دهد. این‌که این اثرات چه مسیرهایی را طی می‌کند و نقش فعالیت‌های تولیدی، عوامل تولید و گروه‌های اقتصادی و

[1]. Banouei (2008)

اجتماعی خانوارها در انتقال هزینه ناشی از این نوع تغییرات چگونه می‌باشد، اطلاعاتی بدست نمی‌دهد. رویکرد تحلیل مسیر ساختاری اثرات مستقیم و غیر مستقیم تزریق یک واحد مشخص از حساب‌های برون‌زا بر افزایش هزینه حساب‌های درون‌زا را نشان می‌دهد و به این ترتیب، میزان تاثیرگذاری و تاثیرپذیری مسیرهایی را شناسایی می‌کند که این اثرات طی می‌کنند. با توجه به اهداف پژوهش در اینجا سناریوی تاثیر حذف یارانه بنزین در حساب تولید به عنوان قطب مبدا بر تغییر شاخص هزینه خدمات بهداشتی خصوصی و دولتی در حساب تولید به عنوان قطب‌های مقصد مورد توجه قرار گرفته است. سه نوع تاثیر در ادامه توضیح داده شده است:



شکل ۱: مسیرهای اولیه با مدار، بدون مدار و حلقه

منبع: بانویی و همکاران، ۱۳۸۳

۱- تاثیر مستقیم در یک قوس: تاثیر مستقیم حساب i به عنوان قطب مبدا بر حساب j به عنوان قطب مقصد به صورت زیر بیان می‌شود:

$$ID\left(i \to j\right) = A_{ji} \qquad (۹)$$

۲- تاثیر مستقیم در یک مسیر اولیه: تاثیر مستقیم حساب i (قطب مبدا) بر حساب j (قطب مقصد) در خلال یک مسیر اولیه حاوی چند قوس، برابر است با حاصل ضرب تاثیرهای مستقیم قوس‌هایی که آن مسیر را تشکیل می‌دهند. رابطه تاثیر مستقیم در مسیر اولیه شماره ۱ در شکل (۱) به صورت زیر بیان می‌گردد.

$$ID(i \to j) = ID(i, x, y, j) = A_{xi} A_{yx} A_{jy} \qquad (۱۰)$$

۳- اثر کل: اثرات اولیه در یک قوس یا در یک مسیر اولیه نمی‌توانند کلیه اثرات زنجیره‌ای حلقه‌ها و یا مدارهایی که در هر قوس و یا مسیر اولیه ایجاد می‌گردند را آشکار نمایند. این مدارها و حلقه‌ها در واقع مسیرهای پیچیده ساختار اقتصاد را تشکیل می‌دهند. برای این منظور از "تاثیر کل" استفاده می‌گردد.

اثرات کل مسیر i تا j با توجه به شکل ۱ به صورت زیر است:

$$IT\left(i \to j\right) = A_{xi}A_{yx}A_{jy}\left\{I - A_{yx}\left(A_{xy} + A_{zy}A_{xz}\right)\right\}^{-1} \qquad (11)$$

تاثیر مستقیم یک قوس، تاثیر مستقیم یک مسیر اولیه و تاثیر کل می‌توانند مسیرهای مختلف را همراه با مدارها و حلقه‌های مربوط، ناشی از افزایش یک واحد در اقلام نشتی حساب مبدا (مانند افزایش مالیات در بخش کشاورزی) بر حساب مقصد (دهک اول خانوار روستایی) نشان دهند. عناصر ضرایب فزاینده انتقال قیمت که در واقع نماینده تاثیر همه‌جانبه هستند، نمی‌توانند میزان تاثیرگذاری و تاثیرپذیری یک حساب را بر حساب دیگر به طور مستقل، و مسیرهای زنجیره‌ای (مدارها و حلقه‌ها) که در این مسیرها ایجاد می‌کنند را نشان دهد.

اثرات همه‌جانبه IG را می‌توان بر مبنای رویکرد تحلیل ساختاری در سه مسیر مشخص زیر تجزیه کرد.

$$\begin{aligned} IG\left(i \to j\right) &= m_{ji} = IT\left(i,x,y,j\right) + IT\left(i,s,j\right) + IT\left(i,v,j\right) \qquad (12)\\ &= IT\left(i \to j\right)_{۱} + IT\left(i \to j\right)_{۲} + IT\left(i \to j\right)_{۳} \end{aligned}$$

که در آن:

$$IT\left(i \to j\right)_{۱} = A_{xi}A_{yx}A_{jy}\left\{I - A_{yx}\left(A_{xy} + A_{zy}A_{xz}\right)\right\}^{-1}$$

$$IT\left(i \to j\right)_{۲} = A_{si}A_{js}$$

$$IT\left(i \to j\right)_{۳} = A_{vi}A_{jv}\left(I - A_{vv}\right)^{-1}$$

بنابراین:

$$IG(i \to j) = ID(i \to j)M_1 + ID(i \to j)M_2 + ID(i \to j)M_3 \qquad (۱۳)$$

که در آن:

$$M_1 = \{I - A_{yx}[I - A_{yx}(A_{xy} + A_{zy}A_{xz})]\}^{-1}$$
$$M_2 = 1$$
$$M_3 = (I - A_{vv})^{-1}$$

به ترتیب ضرایب فزاینده مدارهای مربوط به سه مسیر اولیه را نشان می‌دهند. رابطه (۱۳) بیان می‌کند که اثرات همه‌جانبه برابر است با مجموع تاثیر کل سه مسیر. تاثیر کل هر مسیر برابر است با تاثیر مستقیم مسیر اولیه ضرب در ضرایب فزاینده مدارهای مربوط به آن مسیر (پروین و همکاران، ۱۳۸۸، بانویی و همکاران، ۱۳۸۷ و بزاران و برزگر، ۱۳۹۶).[1]

۱-۳- پایه‌های آماری

در این مطالعه از ماتریس حسابداری اجتماعی انرژی سال ۱۳۸۵ که توسط فرید زاد و همکاران در سال ۱۳۹۱ تدوین گردید، استفاده شده است (فریدزاد و همکاران، ۱۳۹۱).[2] این ماتریس شامل ۶۵ بخش تولیدی است. به منظور بررسی اثرات حذف یارانه بر شاخص قیمت تولیدکننده بخش‌های خدمات بهداشتی و تحلیل مسیرهای تاثیرگذاری آن، ماتریس حسابداری اجتماعی انرژی با زیربخش‌های بهداشتی مورد نیاز است. در صورتی که، در جدول مذکور بخش‌های تولیدی خدمات بهداشتی (خدمات بیمارستانی دولتی، سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی، فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی، خدمات پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی و سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی) با حساب سایر خدمات تجمیع شده بود. ماتریس حسابداری اجتماعی انرژی سال ۱۳۸۵ بر مبنای جدول داده-ستانده ۱۳۸۵ وزارت نیرو تهیه و تدوین شده است. ذکر این نکته ضروری است که جدول داده- ستانده مذکور از طریق تکنیک‌هایی چون RAS و با استفاده از ضرایب سال ۱۳۸۰ تهیه شده است. با توجه به این‌که این جدول با ۹۹ بخش تولیدی، بخش‌های خدمات بهداشتی دولتی و خصوصی را هم شامل می‌شود، بنابراین با کمک

[1]. Parvin (2009), Banouei (2008), Bazzazan and Barzegar (2017)
[2]. Faridzad (2013)

نسبت ضرایب حساب‌های خدمات بهداشتی در جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۰، پنج زیر بخش خدمات بهداشتی از حساب سایر خدمات در ماتریس حسابداری اجتماعی استخراج گردید. برای این کار ابتدا بخش‌های SAM انرژی و جدول داده-ستانده ۱۳۸۰ همسان‌سازی گردید (از طریق تجمیع برخی از بخش‌ها). از آن‌جا که در ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵ کل بخش بهداشت در بخش سایر خدمات ادغام شده بود، هریک از پنج بخش بهداشتی یاد شده از طریق محاسبه نسبت از سایر خدمات بر مبنای نسبت آن در جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۰ محاسبه شده است. این روند برای تمامی ستون‌ها صورت گرفت. و در نهایت ۵ سطر مربوط به زیربخش‌های خدمات بهداشتی استخراج گردید. به طریق مشابه ستون‌های مربوط به زیربخش‌های خدمات بهداشتی نیز محاسبه شدند. سطر و ستون جدید «سایر خدمات» نیز پس از کسر این پنج بخش، جایگزین شد. در نهایت بخش‌های ماتریس حسابداری اجتماعی تا رسیدن به ۲۲ رشته فعالیت در حساب تولید تجمیع شدند. حساب عوامل تولید شامل چهار جزء درآمد نیروی کار شهری، درآمد نیروی کار روستایی، درآمد مختلط و مازاد عملیاتی می‌باشد. حساب نهادها شامل خانوار شهری، خانوار روستایی و شرکت‌هاست. حساب دولت، حساب تشکیل سرمایه و حساب دنیای خارج نیز هر یک دارای یک سطر و ستون در این ماتریس می‌باشد. در این مطالعه جهت پیگیری اهداف پژوهش و استفاده از روش تحلیل مسیر ساختاری از نرم افزار SIMSIP SAM مربوط به بانک جهانی بهره گرفته شده است.

متوسطی از قیمت بنزین در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵ مبنای محاسبه قرار گرفت. تغییرات قیمت بنزین طی این سال‌ها نسبت به سال ۱۳۸۹ رقم ۲۶۹ درصد را بدست داد.

۴- تجزیه و تحلیل نتایج

هدف اصلی این تحقیق بررسی آثار آزادسازی قیمت بنزین بر شاخص قیمت تولیدکننده بخش خدمات بهداشتی با تاکید بر بخش خصوصی و دولتی است. نتایج جدول (۲) نشان‌دهنده اجرای سناریوی تعدیل قیمت بنزین است. با ۲۶۹ درصد افزایش قیمت بنزین، شاخص قیمت همه بخش‌های اقتصادی به میزان قابل توجهی افزایش یافته است.

جدول ۲: تاثیر حذف یارانه بنزین بر افزایش شاخص قیمت بخش‌های اقتصادی

تغییر شاخص قیمت (درصد)		تغییر شاخص قیمت (درصد)	
نفت خام و گاز طبیعی	۶/۸۹	خدمات آموزش	۷/۹۷
کشاورزی و معادن	۹/۶۴	فعالیت‌های بیمارستانی دولتی	۸/۹۴
صنایع	۶/۳۵	سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی	۹/۰۴
آب و خدمات مربوطه	۱۲/۰۶	فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی	۷/۷۶
ساختمان	۸/۱۰	فعالیت‌های پزشکی و دندانپزشکی خصوصی	۷/۸۳
خدمات عمده‌فروشی و خرده‌فروشی	۹/۵۹	سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی	۷/۸۰
خدمات هتل و رستوران	۷/۶۶	سایر خدمات	۸/۳۹
حمل و نقل و پست	۱۸/۱۹	متوسط افزایش قیمت‌ها	۹/۰۸

منبع: بر مبنای ماتریس حسابداری اجتماعی انرژی ۱۳۸۵ و با استفاده از رابطه $P = (I - A')^{-1}V$ محاسبه شده است.

بررسی تاثیر حذف یارانه‌های انرژی بر زیربخش‌های خدمات بهداشتی نشان می‌دهد، با حذف یارانه بنزین شاخص قیمت خدمات بهداشتی دولتی و خصوصی به ترتیب ۸/۹۵ و ۷/۷۹ درصد افزایش می‌یابد. یعنی با ۲۶۹ درصد افزایش در قیمت بنزین، تولیدکننده خدمات بهداشتی دولتی به ازای هر ۱۰۰۰۰ ریال افزایش قیمت بنزین، تقریبا ۸۹۵ ریال و تولیدکننده خدمات بهداشتی خصوصی ۷۷۹ ریال بیش‌تر هزینه می‌کند.

جداول ۳ تا ۷، نتایج آثار و تبعات مستقیم و غیر مستقیم کاهش یک واحد یارانه بنزین با استفاده از رویکرد تحلیل مسیر ساختاری را بر افزایش شاخص قیمت خدمات بهداشتی خصوصی و دولتی آشکار می‌کند. تحلیل مسیر در واقع تجزیه ماتریس انتقال قیمت M' در قالب مسیرهای مختلف می‌باشد.

بر مبنای جداول می‌توان به مشاهدات زیر رسید:

تفسیر ساده ارقام مربوط به اثرات همه‌جانبه در جداول (۳) تا (۷) آن است که به عنوان نمونه، با حذف ۱۰۰۰۰ ریال یارانه بنزین، تولیدکننده خدمات بهداشتی دولتی نیاز است برای حفظ سبد تولیدی خود، به طور متوسط ۱۶۵ ریال بیش‌تر هزینه کند. حال آن‌که رقم مذکور به ازای همان مقدار کاهش یارانه برای بخش خدمات بهداشتی خصوصی ۱۴۴ ریال خواهد بود.

جدول ۳: تاثیر کاهش یک واحد یارانه بنزین بر بخش فعالیت‌های بیمارستانی دولتی

مبدا	مسیرهای اولیه	مقصد	اثرات همه جانبه	اثر مستقیم	ضرایب فزاینده	اثرات کل	٪ اثرات کل به اثرات همه جانبه
فعالیت‌های ←درآمد نیروی کار شهری ←خانوار شهری ←بنزین بیمارستانی دولتی			۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۷۱	۱/۴۹۸۴	۰/۰۱۰۷	۶۴/۷۲۵۹
فعالیت‌های بیمارستانی ←مازاد عملیاتی ←خانوار شهری ←بنزین دولتی				۰/۰۰۰۸	۱/۵۱۳۳	۰/۰۰۱۲	۷/۳۴۰۵
←درآمد نیروی کار شهری ←خانوار شهری ←حمل و نقل و پست ←بنزین فعالیت‌های بیمارستانی دولتی				۰/۰۰۰۶	۱/۶۰۶۳	۰/۰۰۰۹	۵/۵۸۶۸
فعالیت های بیمارستانی دولتی ←مازاد عملیاتی ←شرکتها ←خانوار شهری ←بنزین				۰/۰۰۰۴	۱/۶۳۱۸	۰/۰۰۰۷	۴/۲۲۱۷
فعالیت‌های ←درآمد نیروی کار شهری ←خانوار شهری ←سایر خدمات ←بنزین بیمارستانی دولتی				۰/۰۰۰۲	۱/۵۷۶۲	۰/۰۰۰۳	۱/۶۰۹۵
فعالیت‌های بیمارستانی دولتی ←بنزین				۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۶۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۱۸

منبع: نتایج تحقیق

بر مبنای ارقام جدول (۳) می‌توان به نتایج زیر رسید:

الف- اثرات همه‌جانبه کاهش یک واحد یارانه بنزین بر افزایش شاخص قیمت تولیدکننده بخش فعالیت‌های بیمارستانی دولتی برابر با ۰/۰۱۶۵ واحد می‌باشد.

ب- تجزیه اثرات همه جانبه ۰/۰۱۶۵ در شش مسیر مشخص می‌شود. برخی مسیرها به علت اثرات جزئی نادیده گرفته شده‌اند. بنابراین با توجه به شش مسیر، حدود ۸۳ درصد اثرات همه‌جانبه آشکار می‌شود. از بین شش مسیر سهم چهار مسیر بیش‌تر از سایر مسیرهاست. به عنوان مثال مسیر «بنزین- خانوار شهری- درآمد نیروی کار شهری- فعالیت‌های بیمارستانی دولتی» حدود ۶۴ درصد از اثرات همه‌جانبه را تشکیل می‌دهد. اثرات مستقیم و غیر مستقیم مسیر ۰/۰۱۰۷ واحد است، که از ضرب مستقیم ضریب ۰/۰۰۷۱ در ضریب فزاینده قیمت ۱/۴۹ حاصل می‌شود. ضریب فزاینده قیمت در واقع اثرات زنجیره‌ای حلقه‌ای است که در این مسیر ایجاد می‌شود. ۰/۰۱۰۷ اثرات کل این مسیر است. چنان‌چه اثرات کل به اثرات همه جانبه یعنی ۰/۰۱۶۵ واحد تقسیم گردد، رقم ۶۴/۷۲ درصد به دست می‌آید.

جدول ۴: تاثیر کاهش یک واحد یارانه بنزین بر بخش فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی

مبدا	مسیرهای اولیه	مقصد	اثرات همه جانبه	اثر مستقیم	ضرایب فزاینده	اثرات کل	٪ اثرات کل به همه جانبه
سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی ←بنزین ←خانوار شهری ←درآمد نیروی کار شهری ←سایر فعالیت‌های بهداشتی			۰/۰۱۶۷	۰/۰۰۷۳	۱/۴۹۸۴	۰/۰۱۰۹	۶۵/۳
سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی ←بنزین ←خانوار شهری ←مازاد عملیاتی ←سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی				۰/۰۰۰۸	۱/۵۱۳۳	۰/۰۰۱۲	۷/۴۰۵۷
سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی ←بنزین ←حمل و نقل و پست ←خانوار شهری ←درآمد نیروی کار شهری				۰/۰۰۰۶	۱/۶۰۶۲	۰/۰۰۰۹	۵/۶۳۶۴
بهداشتی و درمانی دولتی ←بنزین ←خانوار شهری ←شرکت‌ها ←مازاد عملیاتی ←سایر فعالیت‌های بهداشتی				۰/۰۰۰۴	۱/۶۳۱۸	۰/۰۰۰۷	۴/۲۵۹۲
فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی ←بنزین ←سایر خدمات ←خانوار شهری ←سایر درآمد نیروی کار شهری				۰/۰۰۰۲	۱/۵۷۶۱	۰/۰۰۰۳	۱/۶۲۳۸
سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی ←بنزین				۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲۴

منبع: نتایج تحقیق

در همه جداول (۳) تا (۸)، مسیر «بنزین- نهاد- عوامل تولید- بخش خدمات بهداشتی دولتی یا خصوصی» بیش‌ترین سهم را نسبت به سایر مسیرهای غیر مستقیم در افزایش شاخص قیمت تولیدکننده خدمات بهداشتی دولتی و خصوصی دارد. این سهم در بخش فعالیت‌های بهداشتی دولتی بیش‌تر بوده (جداول ۳ و ۴) و در فعالیت‌های بهداشتی خصوصی (جداول ۵ و ۶ و ۷) کم‌تر می‌باشد. دامنه این تاثیرات بین حدود ۶۵/۳ درصد (سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی، جدول ۴) و حدود ۷/۳ درصد (فعالیت‌های بیمارستانی دولتی، جدول ۳) است. این مسیر بین ۲۶/۰۸ درصد (جدول ۶) و ۲/۱ درصد (جدول ۶) از اثرات همه‌جانبه را برای فعالیت‌های بهداشتی خصوصی نشان می‌دهد.

برای روشن شدن مفهوم این مسیرها، به عنوان نمونه یک مسیر در جدول (۴) شرح داده می‌شود. در طول مسیر «بنزین- خانوار شهری- درآمد نیروی کار شهری- سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی» که تقریبا ۶۵ درصد از اثرات همه‌جانبه را به خود اختصاص داده است، با حذف یارانه بنزین و لذا افزیش قیمت بنزین، هزینه خانوارها افزایش می‌یابد. با افزایش شاخص هزینه زندگی، خانوارها برای جبران افزایش هزینه زندگی خود، با توجه به این‌که صاحبان زمین، سرمایه و نیروی کار محسوب می‌شوند، تقاضای دستمزد و حقوق بیش‌تری کرده به عبارتی قیمت نیروی

کار افزایش می‌یابد. از طرفی چون فعالیت‌های بیمارستانی به عوامل تولید وابسته‌اند، اکنون هزینه انجام این فعالیت‌ها نسبت به قبل افزایش یافته، لذا شاخص قیمت تولیدکننده فعالیت‌های بهداشتی به عنوان یکی از بخش‌های خدماتی اقتصاد تحت تاثیر قرار گرفته (افزایش یافته) است.

جدول ۵: تاثیر کاهش یک واحد یارانه بنزین بر بخش فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی

مبدا	مسیرهای اولیه	مقصد	اثرات همه جانبه	اثر مستقیم	ضرایب فزاینده	اثرات کل	٪ اثرات کل به اثرات همه جانبه
فعالیت‌های بیمارستانی ←مازاد عملیاتی ←خانوار شهری ←بنزین خصوصی			۰/۰۱۴۳	۰/۰۰۲۵	۱/۵۱۳۹	۰/۰۰۳۷	۲۵/۹۱۸۷
فعالیت‌های بیمارستانی ←درآمد مختلط ←خانوار شهری ←بنزین خصوصی				۰/۰۰۱۳	۱/۶۷۷۷	۰/۰۰۲۲	۱۵/۱۸۲۲
فعالیت‌های ←مازاد عملیاتی ←شرکت‌ها ←خانوار شهری ←بنزین بیمارستانی خصوصی				۰/۰۰۱۳	۱/۶۳۲۴	۰/۰۰۲۱	۱۴/۹۰۶۵
فعالیت‌های ←درآمد نیروی کار شهری ←خانوار شهری ←بنزین بیمارستانی خصوصی				۰/۰۰۱۱	۱/۴۹۹۱	۰/۰۰۱۷	۱۱/۹۲۵۳
فعالیت‌های ←درآمد مختلط ← خانوار روستایی ←بنزین بیمارستانی خصوصی				۰/۰۰۰۶	۱/۴۲۰۵	۰/۰۰۰۸	۵/۹۱۷۶
←مازاد عملیاتی ←خانوار شهری ←حمل و نقل و پست ←بنزین فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی				۰/۰۰۰۲	۱/۶۲۰۷	۰/۰۰۰۳	۲/۲۳۴۲
فعالیت‌های بیمارستانی ←مازاد عملیاتی ← خانوار روستایی ←بنزین خصوصی				۰/۰۰۰۲	۱/۳۹۹۶	۰/۰۰۰۳	۲/۱۹۴۷
←درآمد مختلط ←خانوار شهری ←حمل و نقل و پست ←بنزین فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی				۰/۰۰۰۱	۱/۷۶۸۲	۰/۰۰۰۲	۱/۲۸۸۴
مازاد ←شرکت‌ها ←خانوار شهری ←حمل و نقل و پست ←بنزین فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی ←عملیاتی				۰/۰۰۰۱	۱/۷۴۷۶	۰/۰۰۰۲	۱/۲۸۴۹
درآمد نیروی کار ←خانوار شهری ←حمل و نقل و پست ←بنزین فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی ←شهری				۰/۰۰۰۱	۱/۶۰۷۰	۰/۰۰۰۱	۱/۰۲۹۳
فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی ←بنزین				۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۶۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۳۱

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۵ نیز نشان دهنده مسیرهای تاثیرگذاری است، که حدود ۸۱ درصد از اثرات همه‌جانبه را توضیح می‌دهد. ۷۶ درصد از اثرات همه‌جانبه افزایش یک واحد در قیمت بنزین پس از عبور از حساب نهادها، به حساب عوامل تولید رسیده است. افزایش شاخص هزینه عوامل تولید نیز در نهایت شاخص هزینه تولیدکننده فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی را متاثر نموده است.

مسیرها به طور کلی نشان می‌دهد که افزایش قیمت بنزین به طور مستقیم به دلیل ارتباط بین بخش‌ها و فعالیت‌های تولیدی افزایش قیمت را در پی دارد (اثر خالص) اما این اثر نسبتا کوچک است و اثر غیر مستقیم دیگری وجود دارد که تاثیرات آن بسیار قوی‌تر است. به این صورت که افزایش شاخص قیمت بنزین ابتدا شاخص هزینه زندگی خانوارها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از آن‌جا که خانوارها، صاحبان زمین، سرمایه و نیروی کار (عامل تولید) هستند، در نتیجه با افزایش شاخص هزینه زندگی و کاهش قدرت خرید خانوارها، آن‌ها نیز به دنبال افزایش قیمت این عوامل هستند. بنابراین مجدداً قیمت فعالیت‌های تولیدی افزایش می‌یابد و بر اساس مطالعات انجام گرفته این چرخه هم‌چنان تکرار می‌شود تا در نهایت به سمت صفر میل کند.

جدول ۶: تاثیر کاهش یک واحد یارانه بنزین بر بخش فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی

مبدا	مسیرهای اولیه	مقصد	اثرات همه جانبه	اثر مستقیم	ضرایب فزاینده	اثرات کل	٪ اثرات کل به اثرات همه جانبه
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← مازاد عملیاتی ← خانوار شهری ← بنزین			۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۲۵	۱/۵۱۸۲	۰/۰۰۳۸	۲۶/۰۸۹۴
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← درآمد مختلط ← خانوار شهری ← بنزین				۰/۰۰۱۳	۱/۶۸۱۳	۰/۰۰۲۲	۱۵/۲۷۰۸
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← مازاد عملیاتی ← شرکتها ← خانوار شهری ← بنزین				۰/۰۰۱۳	۱/۶۳۷۱	۰/۰۰۲۲	۱۵/۰۰۴۷
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← درآمد نیروی کار شهری ← خانوار شهری ← بنزین				۰/۰۰۱۲	۱/۵۰۴۱	۰/۰۰۱۷	۱۲/۰۰۹۰
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← درآمد مختلط ← خانوار روستایی ← بنزین				۰/۰۰۰۶	۱/۴۳۱۴	۰/۰۰۰۹	۵/۹۸۴۹
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← عملیاتی	مازاد ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین			۰/۰۰۰۲	۱/۶۲۵۳	۰/۰۰۰۳	۲/۲۴۸۸
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی	فعالیت‌های پزشکی و ← مازاد عملیاتی ← خانوار روستایی ← بنزین			۰/۰۰۰۲	۱/۴۰۶۲	۰/۰۰۰۳	۲/۲۱۳۱
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← مختلط	درآمد ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین			۰/۰۰۰۱	۱/۷۷۲۰	۰/۰۰۰۲	۱/۲۹۵۹
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← عملیاتی	مازاد ← شرکت‌ها ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین			۰/۰۰۰۱	۱/۷۵۲۵	۰/۰۰۰۲	۱/۲۹۳۴
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← شهری	درآمد نیروی کار ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین			۰/۰۰۰۱	۱/۶۱۲۳	۰/۰۰۰۲	۱/۰۳۶۵
فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی ← بنزین				۰/۰۰۰۰	۱/۰۲۱۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۳۴

منبع: نتایج تحقیق

مسیر کلی «بنزین- حمل و نقل و پست- نهاد- عوامل تولید- فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی» چند مرتبه در جدول فوق تکرار شده است. مسیرهای مذکور مبین این واقعیت هستند که کاهش یک واحد یارانه بنزین موجب افزایش قیمت بنزین شده، مطابق انتظار به دلیل تاثیر آن بر حمل و نقل و پست، هزینه این بخش خدماتی افزایش می‌یابد. متعاقبا هزینه زندگی خانوارها و هزینه شرکت‌ها افزایش می‌یابد و این نهادها که همان عرضه‌کنندگان نیروی کار و صاحبان سرمایه هستند و از طرفی هم مصرف‌کنندگان فعالیت‌های تولیدی هستند، برای حفظ سبد مصرفی قبلی خود، سرمایه و نیروی خود را به ازای دریافت دستمزد و حقوق بالاتری ارائه می‌دهند. لذا مجدداً هزینه فعالیت‌های تولیدی از جمله فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی و خصوصی افزایش خواهد یافت (در همه جداول (۳) تا (۷) مسیرهای مشابه، بدین صورت قابل تشریح هستند).

جدول ۷: تاثیر کاهش یک واحد یارانه بنزین بر بخش سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی

مبدا	مسیرهای اولیه	مقصد	اثرات همه جانبه	اثر مستقیم	ضرایب فزاینده	اثرات کل	٪ اثرات کل به اثرات همه جانبه
سایر فعالیت‌های بهداشتی و ← مازاد عملیاتی ← خانوار شهری ← بنزین درمانی خصوصی			۰/۰۱۴۴	۰/۰۰۲۵	۱/۵۱۴۱	۰/۰۰۳۸	۲۶/۰۱۲۹
سایر فعالیت‌های بهداشتی و ← درآمد مختلط ← خانوار شهری ← بنزین درمانی خصوصی				۰/۰۰۱۳	۱/۶۷۸۳	۰/۰۰۲۲	۱۵/۲۴۰۳
سایر فعالیت‌های ← مازاد عملیاتی ← شرکتها ← خانوار شهری ← بنزین بهداشتی و درمانی خصوصی				۰/۰۰۱۳	۱/۶۳۲۶	۰/۰۰۲۲	۱۴/۹۶۰۷
سایر فعالیت‌های ← درآمد نیروی کار شهری ← خانوار شهری ← بنزین بهداشتی و درمانی خصوصی				۰/۰۰۱۲	۱/۴۹۹۲	۰/۰۰۱۷	۱۱/۹۶۷۴
سایر فعالیت‌های بهداشتی و ← درآمد مختلط ← خانوار روستایی ← بنزین درمانی خصوصی				۰/۰۰۰۶	۱/۴۱۹۱	۰/۰۰۰۹	۵/۹۳۲۱
سایر ← مازاد عملیاتی ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی				۰/۰۰۰۲	۱/۶۲۰۹	۰/۰۰۰۳	۲/۲۴۲۳
سایر فعالیت‌های بهداشتی و ← مازاد عملیاتی ← خانوار روستایی ← بنزین درمانی خصوصی				۰/۰۰۰۲	۱/۳۹۹۲	۰/۰۰۰۳	۲/۲۰۱۷
سایر ← درآمد مختلط ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی				۰/۰۰۰۱	۱/۷۶۸۸	۰/۰۰۰۲	۱/۲۹۳۳
مازاد ← شرکتها ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی ← عملیاتی				۰/۰۰۰۱	۱/۷۴۷۸	۰/۰۰۰۲	۱/۲۸۹۶
درآمد نیروی کار ← خانوار شهری ← حمل و نقل و پست ← بنزین سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی ← شهری				۰/۰۰۰۱	۱/۶۰۷۱	۰/۰۰۰۱	۱/۰۳۳۰
سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی ← بنزین				۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۴۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۶

منبع: نتایج تحقیق

مطالعات نشان می‌دهد تا قبل از اجرای طرح هدفمندی یارانه حامل‌های انرژی و افزایش قیمت انرژی در کشور به دلیل پایین بودن قیمت انرژی، توجه بسیار کمی به مقدار مصرف انرژی در بیمارستان صورت می‌گرفت. بنابراین بالا بودن مصرف انرژی در بیمارستان‌ها، هزینه‌های ارائه خدمات بیمارستانی را تحت تاثیر قرار می‌داد. آثار و تبعات مستقیم و غیر مستقیم اعمال شوک حذف یارانه بنزین بر فعالیت‌های بیمارستانی دولتی، سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی، فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی، فعالیت‌های پزشکی و دندان‌پزشکی خصوصی و سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی خصوصی، نشان‌دهنده افزایش ۸/۹۴، ۹/۰۴، ۷/۷۶، ۷/۸۳ و ۷/۸۰ درصد در شاخص هزینه تولیدکننده خدمات بهداشتی است.

در کشور نزدیک به ۱۲۰ هزار تخت بیمارستانی و نزدیک به هزار بیمارستان (دولتی و خصوصی) وجود دارد، هم‌چنین حدود ۱۸ هزار خانه بهداشت و حدود ۲۶۰۰ مرکز بهداشت و هزارها مرکز بهداشتی و درمانی سرپایی و تشخیصی دیگر، مانند داروخانه و درمانگاه و دندان‌پزشکی و رادیولوژی نیز در حال فعالیت هستند، که برق و گاز طبیعی زیادی مصرف می‌کنند. در شبکه اورژانس کشور صدها آمبولانس وجود دارد که بنزین مصرف می‌کنند. به همین دلیل در بخش خدمات بهداشتی، مصرف حامل‌های انرژی بالا است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۳: ۷۵).[1] بررسی‌های اولیه حاکی از آن است که افزایش قیمت حامل‌های انرژی می‌تواند تا ۷۰۰ میلیارد تومان بار هزینه‌های بهداشتی و درمانی دولتی کشور را بالا ببرد. از آن‌جا که نزدیک به ۱۰ درصد از سبد هزینه جاری بیمارستان‌ها صرف خرید حامل‌های انرژی می‌شود لذا کوشش جهت مهار مصرف انرژی لازم است (جباروند و همکاران، ۱۳۹۰).[2]

نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که حذف یارانه بنزین، حداکثر تاثیر را بر بخش حمل و نقل و پست گذاشته است و شاخص قیمت تولیدکننده در این بخش را تا ۱۸/۱۹ درصد افزایش داده است. لذا خانوارها مجبور به پرداخت قیمت بالاتر هستند و شاخص هزینه نهادها افزایش می‌یابد (به ویژه خانوارهای شهری به دلیل استفاده از انواع وسایل حمل و نقل و ... بار بیش‌تری را متحمل می‌شوند). در نتیجه مصرف انرژی، انتشار گازهای آلاینده در این مناطق (شهری) ادامه می‌یابد. قرار گرفتن در معرض این گازهای خطرناک موجب بیماری‌های متعدد می‌شود. با بالا رفتن احتمال ابتلای اعضای خانوار به بیماری‌هایی نظیر بیماری‌های تنفسی، تقاضای خدمات بهداشتی و

[1]. Energy Balance Sheet of Iran (2014)
[2]. Jabbarvand (2011)

درمانی افزایش می‌یابد. این خدمات از مسیرهای متعددی تحت تاثیر شوک حذف یارانه انرژی قرار گرفته‌اند. برخی از مسیرها نشان‌دهنده تاثیر مستقیم قیمت انرژی بر هزینه تولید خدمات بهداشتی است. مانند مسیر «بنزین- فعالیت بیمارستانی دولتی» در جدول (۳)، یا مسیر «بنزین- فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی» در جدول (۵). برخی از مسیرها با گذر از نهادها یا عوامل تولید هزینه تولید خدمات بهداشتی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. یعنی افزایش شاخص هزینه زندگی خانوار و گران‌تر شدن عوامل تولید منجر به بالا رفتن هزینه تولید خدمات بهداشتی می‌شود. مانند مسیر «بنزین- خانوار شهری- درآمد نیروی کار شهری- فعالیت‌های بیمارستانی دولتی» در جدول (۳). برخی از مسیرها نیز مربوط به تعاملات فعالیت‌های اقتصادی، عوامل تولیدی و نهادی است. مثل مسیر «بنزین- حمل و نقل و پست- خانوار شهری- درآمد مختلط- فعالیت‌های بیمارستانی خصوصی» در جدول (۵) که نشان‌دهنده افزایش شاخص قیمت تولیدکننده بخش حمل و نقل و پست، و در نهایت انتقال هزینه به تولیدکننده خدمات بهداشتی است. به این ترتیب، خانوارها بار هزینه‌ای بالاتری برای دریافت خدمات بهداشتی تحمل می‌کنند.

بیماری حتی ممکن است منجر به هزینه‌های اسف‌بار[1] و به زیر خط فقر رفتن[2] خانوارها شود. این مسئله بویژه در مورد بیماری‌هایی است که دوره درمان طولانی دارند. حال آن‌که بیماری‌های تنفسی نیز از جمله بیماری‌های مزمن و هزینه‌بر محسوب می‌شوند (برنامه طرح تحول نظام سلامت، ۱۳۹۳). این چرخه در شرایطی در حال رخ دادن است که عوامل ایجادکننده آن (سیاست‌های دولت مانند سیاست‌های افزایش قیمت انرژی) می‌بایستی در جهت کاهش آلایندگی عمل می‌کردند. بدین صورت که افزایش قیمت انرژی مصرف سوخت‌های فسیلی را کاهش دهد و در نتیجه سوخت‌های پاک و تجدیدپذیر جایگزین شوند. این مسئله تا حدی ابتلا به بیماری‌های تنفسی را نیز کاهش داده و در راستای حفظ و ارتقای سلامت خانوارها می‌باشد. بنابراین عوامل تولید اقتصاد، سلامتی تضمین شده‌تری داشته و طبیعتا انگیزه و بهره‌وری نیروی کار سالم بیش‌تر بوده و به توسعه و سلامت اقتصاد کمک می‌کند (ملکی و همکاران، ۱۳۹۰).[3]

[1]. Catastrophic Health Expenditure
[2]. Impoverishment
[3]. Maleki (2011)

۵- جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی

همان‌طور که در نتایج و جداول ذیل رویکرد تحلیل مسیر ساختاری مشاهده شد، حذف یک واحد یارانه بنزین بیش‌ترین اثر همه‌جانبه را بر بخش- سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی- دارد (۰/۰۱۶۷). مسیرهای «بنزین- خانوار شهری- شرکت‌ها- مازاد عملیاتی- سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی» و «بنزین- حمل و نقل و پست- خانوار شهری- درآمد نیروی کار شهری- سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی دولتی» بیش‌ترین ضرایب انتقال قیمت را در این بخش به خود اختصاص داده‌اند. لذا افزایش قیمت بنزین پس از اثر بر شاخص هزینه زندگی و شاخص قیمت عوامل تولید به بخش خدمات بهداشتی می‌رسد. هم‌چنین شاخص قیمت حمل و نقل و پست را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این موضوع با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته ذیل جدول ۲ (بیش‌ترین تاثیر حذف یارانه بنزین بر شاخص قیمت حمل و نقل و پست بوده است) دور از انتظار نیست. به طور کلی ضرایب اثر همه‌جانبه در زیربخش‌های دولتی بیش‌تر از زیربخش‌های خصوصی مشاهده شد که نشان از اثرپذیری بیش‌تر بخش‌های خدمات بهداشتی دولتی است. لذا پیشنهاد می‌شود وزارت بهداشت با استفاده از ابزارهایی همچون تعرفه‌های این بخش‌ها سعی در تعدیل اثرات داشته، و بدین‌سان از انتقال مکرر اثرات قیمتی به خانوار، عوامل تولید و بخش‌های تولیدی اقتصاد جلوگیری نماید.

این پژوهش نشان داد اجرای سیاست قیمتی حذف یارانه بنزین، شاخص قیمت تولیدکننده خدمات بهداشتی بخش خصوصی و دولتی را از مسیرهای مختلف اقتصادی-اجتماعی افزایش می‌دهد. اهمیت این تاثیر با توجه به رشد نیاز به خدمات بهداشتی در جامعه دو چندان می‌شود. امروزه روند بیماری‌ها در جامعه به بیماری‌های غیر واگیر در عین حضور پراکنده، ولی بالقوه کانون‌های بیماری‌های واگیر تغییر کرده است. مراجعه مکرر به پزشک، استفاده از دارو گاهی تا پایان عمر از پیامدهای بیماری‌های مزمن است. در حالی که بسیاری از افراد جامعه توان پرداخت هزینه‌های بالای درمان را ندارند و با افزایش قیمت خدمات بهداشتی درمان خود را رها می‌کنند. بنابراین لازم است به تاثیرات جانبی سیاست‌ها، بر بخش خدمات بهداشتی توجه ویژه‌ای مبذول گردد و جهت جبران پیامدهای سلامتی در جامعه تمهیداتی اندیشیده شود.

References

Ahmadi, S. M. Pajooyan, J. and Gholami, E. (2015)."Targeting the Price of Energy Carriers and Consumption Behavior of Urban Households in Iran". Economical Modeling **8**(27): 1-15.

Akbari, N. Talebi, H. and Jalaei, A. (2014). "The Impact of Targeted Subsides on Household Energy Consumption (Case study: City of Isfahan)". Iranian Energy Economics **3**(11): 29-66.

Ali-pour, A. Mousavi, H. and Khalilian, S. (2014). "Energy Price Liberalization in Iran, a Threat or an Opportunity for the Agricultural Sector!?". Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI) **3**(11): 219-238.

Amadeh, H. Ghafari, A. and Farajzadeh, Z. (2015). "Analysis of Environmental and Welfare Effects of Energy Subsidy Reform Application of Computable General Equilibrium Model". Iranian Energy Economics **4**(13): 33-62.

Banouei, A. A. (2001). "The Role of the Leontief's Accounting Methods as a Bridge between Commodity Centered and Human Centered Approaches". Iranian Journal of Economic Research **3**(9): 89-126.

Banouei, A. A. and Parvin, S. (2008). "Policy Analysis of the Effects of Removing Subsidies of the Necessary Goods on the Cost of Living Index of the Urban and Rural Households, by Structural Path Analysis Framework". Quantitative Economics (Quarterly Journal of Economic Studies) **5**(19): 1-33.

Banouei, A. A. Jelowdari-Mamaghani, M. R. Andayesh, Y. Alizadeh, H. and Mahmoodi, M. (2004). "A Quantitative Analysis of Sectoral Interrelationship in the Framework of the Structural Path Analysis". Iranian Journal of Economic Research **6**(20): 27-53.

Bazzazan, F. and Barzegar, N. (2017). "Studying the Income Effects of Cash Subsidy Payment by a Social Accounting Matrix and the Fixed Price Multiplier Approach". Journal of Economic Policy **9**(17): 29-49.

Bazzazan, F. and Pourbagher, Z. (2013). "Impact of Omitting Energy Subsidies on Air Pollution". Journal of Economic Policy **5**(9): 1-27.

Elshennawy, A. (2014). "The Implications of Phasing Out Energy Subsidies in Egypt". Journal of Policy Modeling **36**(5): 855-866.

Energy Balance Sheet of Iran (2014). Deputy of the Electricity and Energy Affairs, Electricity and Energy Macro Planning Office.

Faridzad, A. (2015). "Investigating the Economic Effects of Production in Downstream Industries of the Oil Sector on other Economic Sectors based on the Conventional Input-Output Model" Third International Conference on Oil, Gas and Petrochemicals.

Faridzad, A. Banouei, A. A. Momeni, F. and Amadeh, H. (2013). "Investigating the Economic and Social Impacts of Petroleum Products

Supply Constraints using Mixed Social Accounting Matrix". Journal of Economic Modeling Research (JEMR) **3**(10): 99-123.

Jabbarvand, M. Mokhtare, H. Sharifi, R. Shafiei, M. and Negahban, Z. (2011). "Comparative Study on Energy Usage Status and Its Management in Farabi Eye Hospital". EBNESINA **14**(41): 41-48.

Jiang, Z. & Tan, J. (2013). "How the Removal of Energy Subsidy Affects General Price in China: a Study Based on Input–Output Model". Energy Policy **63**: 599-606.

Khatib, M. A. Seifipour, R. and Rahimi, S. (2009). "An Analysis of Prices of Energy Carriers on the Steel Industry in Iran". Quarterly Journal of Financial Economics **3**(9): 51-66.

Kohansal, M. R. and Permeh, Z. (2013). "Structural Path Analysis of Increasing Prices of Energy Carriers on the Automotive Industry" Iranian Journal of Trade Studies (IJTC) **17**(67): 125-152.

Maleki, M. R. Rahbari, M. and Sedighi, S. (2011). *Review of the Country Budget Bill of 2012*, Budget of the Health Sector. Report of the Research Center for Islamic Majlis, Office of Social Studies (Department of Health).

Moshiri, S. (2015). "The Effects of the Energy Price Reform on Households Consumption in Iran". Energy Policy **79**: 177-188.

Naji-Meidani, A. A. and Sotoodeh-Niakarani, S. (2015). "The Effect of Eliminating Energy Subsidies on Industry Cost Structure in Iran" Quartery Journal of Economical Modeling **8**(28): 45-62.

Nematollahi, Z. and Shahnoushi-Foroushani, N. (2012). "Assessing the Effects of Targeting Energy Subsidies on the Price of Agricultural Products, Food Industry and Household Welfare (Application of Input-Output Table)". Eighth Biennial Conference on Agricultural Economics of Iran, Department of Agricultural Economics -Faculty of Agriculture, Shiraz University, May 2012.

Parvin, S. Banouei, A.A. Karami, M. And Azad, I. (2009). Structural *Path Analysis of Changes in Income Distribution after Necessary Goods Subsidy Removal, Case Study of Iran's Economy, Using the SAM Table*, Tehran, Paragraph Publication.

Ranjbar, H. Fotros, M. H. and Khabirian, M. (2014). "Effects of Subsidies Targeting on Costumers' Welfare Equivalent Variations in Iran". Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI) **3**(9): 133-149.

Riahi, L. Haji-Nabi, K. and Agha-Mohammadi, V. (2010). "Relationship between Hospital Bed Indices and Electrical Energy Consumption in Hospitals of Hamadan University of Medical Sciences". Journal of Healthcare Management **2**(3 and 4): 59-65.

Sobhanian, M. H. and Sahabi, M. (2015). *Some Points about the Importance of Targeting the Subsidies*, Research Center for Islamic Majlis. Deputy of the Economic Researches, Office of Public Sector Studies.

Solaymani, S. & Kari, F. (2014). "Impacts of Energy Subsidy Reform on the Malaysian Economy and Transportation Sector". Energy Policy **70**: 115-125.

Tashkini, A. (2014). "Effects of Targeting Subsidies on Agricultural Sector in Iran". Quarterly Journal of Economical Modeling **8**(25): 35-52.

Original Research Article

Policy analysis of the impacts of removing the gasoline subsidy on the producer price indices of private and public healthcare sectors: A structural path analysis approach

Ali Faridzad[1]
Ali Asghar Banouei[2]
Mehdi Tekieh[3]
Zahra Emrani[4*]

Received: 13-04-2018 Accepted: 16-02-2019

Introduction: Energy is one of the most important production factors. Before the implementation of the plan for energy subsidy removal in Iran, the largest share of the subsidized energy resources was allocated to the transportation sector. This sector was the most important energy-intensive sector. The largest amount of energy subsidies in this sector was allocated to gasoline. After an increase in the price of energy, a reduction in energy consumption was expected through improving the efficiency of production sectors and consumption methods. However, after the energy subsidy removal, little change occurred in the energy consumption by economic sectors. The healthcare sector, as a very important sector, has always been influenced by various economic shocks, including energy sector shocks. The energy-intensive activities of hospitals and other health care centers, in addition to increasing energy prices, had great impacts. Therefore, studying the impacts of the policy for energy subsidy removal on healthcare sectors seems necessary.

Methodology: This study uses the Structural Path Analysis (SPA) approach. to explore the impacts of removing gasoline subsidy on the producer price index of private and public healthcare sectors. The SPA approach explores the direct and indirect effects of a unit of increase in an exogenous account on the cost index of endogenous accounts. Additionally, it identifies the structural paths. In order to investigate the effects of the subsidy removal plan on the producer price index of healthcare sectors and analyze the structural paths, an energy SAM in the healthcare sectors is required. This study uses the energy SAM of 2006, where the healthcare sectors are

1. Associate Professor of Energy Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran
2. Professor in Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran
3. Assistant Professor in Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran
4. MSc in Energy Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran
Email: z.emrani71@gmail.com

integrated into the other service sectors. Therefore, healthcare sectors are extracted from the other service sectors based on their ratios in the input-output table of 2001. In order to explore the structural path, the SIMSIP SAM software of the World Bank is used.

Results and Discussion: The results indicate that a 269-percent increase in the gasoline price has led to 8.95 and 7.79 percent increases in the producer price indices of the public and private healthcare sectors, respectively. The largest total effect of one-unit reduction in the gasoline subsidy has been 9.04, which relates to the other public healthcare activities. Overall, the direct effect of reduction in the gasoline subsidy is rather small, and more impression is transferred through "indirect paths".

Gasoline subsidy removal has had the largest effects on the transportation and post sector, the producer price index of which has increased for 18.19 percent. As a result, households have had to pay higher prices, which has caused an increase in the cost of the living index of households (especially urban households, due to the use of various means of transportation). Households provide the labor of the economy and are the owners of the capital. To keep their welfare level (using the previous portfolio), they ask higher wages and salaries (i.e., increase in the factor of production index). Then, the cost of production activities, including public and private health activities, increases. This cycle is repeated. Changing in the energy subsidy creates a cycle, which affects different components of the economy. Parts of the cycle can be seen in indirect paths.

Conclusion: This study shows that the implementation of the price policy of gasoline subsidy removal has led to an increase in the producer price index of the private and public healthcare sectors through various socio-economic paths. As observed, a unit of reduction in the gasoline subsidy has the largest overall effect on the other public healthcare activities (0.0167). Two main paths, including "Gasoline, Urban Household, Enterprises, Operational Surplus, Other Public Healthcare Activities", and "Gasoline, Transportation and Post, Urban Household, Urban Labor Income, Other Public Healthcare Activities" have the largest price coefficients in the price transfer from gasoline to the other public healthcare sectors. Therefore, an increase in the price of gasoline had led to an increase in the cost of living index and the factor of production index, and it reaches the healthcare sector. It has also affected the transportation and the post price index. It is suggested that the ministry of health try to adjust the effects of the economic shocks, especially about the public healthcare sector due to its larger coefficients.

Additionally, the importance of healthcare sector products is obvious for all, due to the growing need for health services in the community. Nowadays, the trend of diseases has changed to non-communicable diseases. Frequent doctor visits and the use of expensive medications sometimes for the life time of an individual may be experienced in the case of various chronic

diseases. Many people are unable to afford the high cost of health services and may not continue their treatment if there is any increase in the price of health services. Therefore, it is necessary to pay special attention to the effects of policies on the healthcare sectors and to find solutions for any negative impression in the society.

Keywords: Gasoline, Structural path analysis, subsidy, Producer price index, Health sector.

JEL Classification: R15, I18, E31, P18.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

عوامل موثر بر تراز حساب جاری ایران: یک تجزیه و تحلیل مقایسه‌ای

رضا محسنی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۰۶

چکیده

مقاله حاضر به بررسی عوامل تعیین‌کننده حساب جاری در ایران مبتنی بر رویکرد همجمعی با استفاده از داده‌های فصلی ۹۵-۱۳۶۰ می‌پردازد. همچنین مراتب برای شرکای اصلی تجاری نظیر چین، هند و کره جنوبی برآورد و مورد مقایسه قرار می‌گیرد. نتایج حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت تعادلی معادله تراز حساب جاری و عوامل تعیین‌کننده آن می‌باشد که مطابق با انتظارات نظری است. در بلندمدت متغیرهای خالص دارایی‌های خارجی، درجه باز بودن اقتصاد و تولید داخلی اهمیت بالایی در تعیین رفتار تراز حساب جاری دارند. در کوتاه‌مدت نرخ ارز موثر حقیقی اثر ضعیفی در توضیح‌دهی تراز حساب جاری کشورهای منتخب دارد.

واژگان کلیدی: تراز حساب جاری، شرکای تجاری، اقتصادهای آسیایی، الگوی خودرگرسیون برداری، هم‌جمعی، ایران.

JEL Classification: C32, F32, F41.
Keywords: Current Account Balance, Trading Partners, Asain Economics, Vector Autoregressive Model, Cointegration, Iran.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، همکار مرکز مطالعات اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) re_mohseni@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

تراز حساب جاری یکی از مهمترین شاخص‌های عملکرد در هر اقتصادی است و نقش‌های متعددی را در تحلیل‌های سیاست‌گذاری توسعه اقتصادی ایفا می‌نماید. در این رابطه آریستونیک (۲۰۰۷)[1]معتقد است اولا اهمیت آن ریشه در این حقیقت دارد که تراز حساب جاری منعکس کننده نسبت سرمایه‌گذاری به پس‌انداز است و به وضعیت تراز مالی و پس‌انداز بخش خصوصی که از عواملی اصلی رشد اقتصادی محسوب می‌شوند، بسیار نزدیک است. ثانیا تراز حساب جاری کشور برابر تفاوت بین صادرات و واردات است و نشان‌دهنده مجموع معاملات افراد داخلی با خارجیان در بازار کالاها و خدمات است. ثالثا از آن‌جا که تراز حساب جاری تکامل تدریجی ذخایر کشور از خالص مطالبات از کشورهای جهان را تعیین می‌کند لذا تراز حساب جاری تصمیمات بین دوره‌ای افراد داخلی و خارجی را منعکس می‌سازد. به همین دلیل سیاست‌گذاران سعی در تشریح نوسانات و حرکات تراز حساب جاری جهت تعیین سطح مطلوب آن دارند و همچنین بدنبال تغییر جهت رسیدن به تعادل در تراز حساب جاری از طریق ابزارهای سیاستی هستند.

از طرف دیگر، با واژگونی سیستم برتون ودز[2]و به دنبال آن گسترش آزادسازی اقتصادی، افق تراز پرداخت‌های بسیاری از کشورها به طور معنی‌داری تغییر یافت. وقوع شوک‌های نفتی در طول دهه ۱۹۷۰ تقریبا به افزایش عدم تعادل‌های حساب جاری در تمام کشورها منجرگردید. همچنین تحرک سریع سرمایه در جهان با افزایش تغییرات حساب جاری در طول کشورها همراه بوده است. ادوارز[3](۲۰۰۴) در مطالعه‌ای با بررسی روند حساب جاری کشورها مشاهده نمود عدم تعادل‌های حساب جاری در اغلب کشورها بین سال‌های ۸۵-۱۹۷۴ از نوسانات بالایی برخوردار بوده و همچنین واژگونی حساب جاری برخی از کشورها بین سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۹ رخ داده است. بر این اساس عوامل تعیین‌کننده تراز حساب جاری از موضوعات مهم در اقتصاد کلان باز محسوب می‌گردد. بنابراین یک تجزیه و تحلیل تجربی می‌تواند تفاوت میان الگوهای رقیب را مورد ارزیابی قرار دهد. شناسایی عوامل تعیین‌کننده تراز حساب جاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت از اهمیت سیاست‌گذاری بالایی برخوردار است. علاوه بر این در طول دو دهه اخیر به دلیل عدم تعادل‌های بزرگ و ناگهانی جهانی در حساب جاری کشورها، اقتصاددانان و سیاست‌گذاران توجه

1. Aristovnik (2007)
2. Bretton Woods System
3. Edwards (2004)

و اهمیت بیشتری به سمت مباحث حساب جاری داشته‌اند.

حساب جاری ایران نیز فراز و نشیب‌های متعددی را پشت سرگذاشته است که همواره متاثر از تحولات مثبت و منفی بازار جهانی نفت خام، نرخ ارز و تحولات در عرصه تجارت خارجی بوده است. البته در سال‌های اخیر با توجه به محدودیت‌های بین‌المللی این امر تا حدی با مشکل مواجه شده است. لذا با توجه به حقایق آماری و پیش‌بینی‌های اقتصاددانان پیرامون آینده حساب جاری کشور به نظر می‌رسد می‌بایست تمهیدات و مکانیزیم‌های خاصی جهت کنترل تراز حساب جاری، طراحی نمود که این امر مسلما در قالب یک مطالعه کاربردی میسر خواهد شد. لذا در مقاله حاضر با انتخاب شرکای عمده تجاری ایران در قالب روش اقتصادسنجی به تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر تراز حساب جاری کشورهای منتخب آسیایی و مقایسه آن با ایران پرداخته می‌شود. بر این اساس در ادامه بعد از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری اشاره می‌گردد. مطالعات تجربی در بخش سوم ارائه می‌گردد. بخش چهارم مقاله به معرفی الگو، متغیرها و روش‌شناسی تخمین و تجزیه و تحلیل الگو می‌پردازد و در نهایت در بخش پنجم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اشاره می‌گردد.

۲- مبانی نظری

در طول زمان، الگوهای نظری کلان اقتصادی متعددی نظیر دیدگاه‌های نئوکلاسیک، کینزی و ریکاردویی برای تبیین کسری حساب جاری شکل گرفته است. البته با گذشت زمان و طرح شرایط جدیدتر، الگوهای نظری پیچیده‌تر و کامل‌تر شدند به طوری که مبانی نظری لازم برای تبیین رفتار حساب جاری و سیاست‌گذاری اقتصادی به شیوه کامل‌تری فراهم گردید. با این وجود، وو (۲۰۱۸)، ینگ (۲۰۱۰) و چین و پراساد (۲۰۰۳)[1]دو نکته در اینجا قابل توجه به نظر می‌رسد. اول، اقتصاددانان در مورد عوامل موثر و پیش‌بینی‌های کسری حساب جاری با هم اتفاق نظر ندارند. دوم، در صورت پذیرش تاثیرگذاری کسری‌های مالی بر بخش خارجی سازوکار آن به سادگی روشن نیست، به نحوی که پیچیدگی‌های مربوط در صحنه عمل فراتر از دیدگاه‌های نظری محض است. الگوهای نظری مرتبط با کسری حساب جاری را می‌توان به دو گروه عمده تقسیم نمود: دسته اول، الگوهایی هستند که بر اساس تئوری‌های اقتصاد کلان بنا شده و از مبانی مستحکمی بر اساس تئوری‌های اقتصاد خرد برخوردار نیستند. الگوی متعارف و الگوی مشهور ماندل- فلمینگ[2]در این گروه قرار می‌گیرند که با گذشت زمان کامل‌تر شده و توسعه یافتند به

[1]. Wu (2018), Yang (2010), Chin and Prasad (2003)
[2]. Mundell-Feleming

طوری که قادر به تشریح شرایط و تحولات جدید در اقتصاد می‌باشند. الگوهای دسته دوم، از بنیادهای نظری قوی‌تری در اقتصاد خرد برخوردارند و بر اساس رفتار بهینه‌یابی عوامل اقتصادی و با توجه به قیود بین دوره‌ای استخراج شده‌اند. این الگوها نسبت به الگوهای دسته اول، جدیدتر بوده به طوری که طی دو دهه اخیر بیشتر مورد توجه محققین قرار گرفته‌اند.

۱-۲- الگوی متعارف

در رابطه با الگوهای متعارف می‌توان به الگوی مارتین فلدشتاین[1] (۱۹۷۴) اشاره نمود. در این الگو، منبع ایجاد عدم تعادل حساب جاری مبتنی بر اتحاد S-I =X-M قرار دارد. که در آن I و S به ترتیب سرمایه‌گذاری و پس‌انداز و X و M به ترتیب صادرات و واردات کالاها و خدمات می‌باشند. بنابراین کسری حساب جاری باید با مازاد سرمایه‌گذاری داخلی در مقایسه با پس‌انداز داخلی همراه باشد. بنابراین اتحاد فوق را می‌توان به صورت SP+SG-I=X-M بازنویسی نمود. که در آن SP و SG به ترتیب پس‌انداز بخش خصوصی و پس‌انداز بخش دولتی است. افزایش کسری بودجه، یعنی کاهش پس‌انداز دولت، اگر با افزایش پس‌انداز بخش خصوصی جبران نشود، به کاهش سرمایه‌گذاری یا کاهش در کسری خارجی منجر خواهد شد. به علاوه در رویکرد متعارف، کسری بودجه موجب کاهش در پس‌انداز کل نسبت به تقاضای سرمایه‌گذاری و افزایش نرخ بهره واقعی می‌شود. افزایش نرخ بهره حقیقی با تشویق ورود سرمایه خارجی باعث افزایش نرخ ارز حقیقی خواهد شد. بدین ترتیب واردات افزایش و صادرات کاهش یافته و کسری تراز خارجی افزایش می‌یابد.

۲-۲- الگوی پولی

روش‌های متعددی برای مطالعه تراز تجاری و به طور عمومی‌تر تراز حساب جاری، وجود دارد. در روش پولی، یک نظریه کلی راجع به تراز پرداخت‌ها ارایه می‌شود. برای توضیح این الگو از اتحاد $\Delta FR = X - IM + F + K = \Delta M - \Delta D$ تراز پرداخت‌ها استفاده می‌گردد. طبق رابطه فوق، صادرات کالا و خدمات (X) منهای واردات کالا و خدمات (IM) به اضافه خالص درآمد ارزی حاصل از سرمایه‌گذاری‌های خارجی (F) برابر است با مازاد تراز حساب جاری. تحت رژیم نرخ ارز ثابت، جمع مازاد تراز حساب جاری و مازاد حساب سرمایه (K) برابر است با تغییرات ذخایر ارزی. تغییرات حجم پول برابر است با جمع تغییرات ذخایر ارزی سیستم بانکی (ΔFR) و

[1]. Feldstein, Martin (1974)

تغییرات در حجم دارایی‌های سیستم بانکی ΔD. بنابراین تفاضل بین ΔM و ΔD برابر است با تغییرات ذخایر ارزی، که این خود برابر است با تراز پرداخت‌های بین‌المللی. از آن‌جا که ΔM تقریب تغییرات تقاضا برای پول و ΔD تقریبی برای تغییرات عرضه پول است، بنابراین ΔFR (یا تراز پرداخت‌ها) نمایانگر تعادل بین عرضه و تقاضای پول داخلی است. در نگرش پولی به تراز پرداخت‌های بین‌المللی، مکانیسم اصلی و استراتژیک در تعیین تراز حساب جاری، رابطه عرضه و تقاضا در بازار دارایی‌ها محسوب می‌گردد. چنانچه بازار دارایی‌ها فقط شامل بازار پول باشد و دارایی‌های خارجی جایگزین کامل برای دارایی‌های داخلی باشند، عرضه و تقاضا در بازار پول به رابطه اساسی نگرش پولی به تراز پرداخت‌های بین‌المللی تبدیل می‌شود. افزایش حجم پول داخلی (از طریق پولی کردن کسری بودجه دولت)، موجب افزایش عرضه پول نسبت به تقاضا می‌گردد. این عدم تعادل در بازار پول موجب افزایش قیمت‌های داخلی نسبت به قیمت‌های خارجی شده به طوری که این تغییر، بر اساس نظریه برابری قدرت خرید (PPP)[1] بافرض ثابت بودن نرخ ارز، موجب کاهش ذخایر ارزی می‌گردد. از طرف دیگر با فرض شناور بودن نرخ ارز، موجب تعدیل نرخ ارز و ایجاد تعادل در تراز تجاری (و یا تراز حساب جاری) می‌شود. از آن‌جا که در این نگرش، نرخ ارز قیمت نسبی دو کالای بادوام (پول داخلی و پول خارجی) است، اضافه عرضه در بازار پول داخلی موجب تغییر در عرضه نسبی آن می‌گردد و بنابراین قیمت آن کاهش می‌یابد.

۳-۲- الگوهای بین دوره‌ای

در این بخش دیدگاه نظری پویایی‌های حساب جاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. تحلیل از اتحاد درآمد ملی در یک اقتصاد باز شروع می‌شود.

$$Q_t \equiv C_t + I_t + G_t + X_t - M_t + F_t \qquad (۱)$$

به طوری که Q_t، C_t، I_t، G_t، X_t، M_t و F_t به ترتیب عبارتند از درآمد ملی (GNP)، مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری ناخالص، مخارج دولتی، صادرات کالاها و خدمات، واردات کالاها و خدمات و بهره پرداختی به خالص دارایی‌های خارجی کشور در زمان. از آن‌جا که $X_t - M_t + F_t$ معادله حساب جاری است لذا معادله (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$Q_t \equiv C_t + I_t + G_t + CA_t \qquad (۲)$$

[1]. Purchasing Power Parity

$$CA_t \equiv \quad Q_t - C_t - I_t - \ G_t \qquad (۳)$$

$$CA_t \equiv \quad S_t - I_t \qquad (۴)$$

به طوری که $S_t \equiv \quad Q_t - C_t - G_t$. بنابراین همان‌طور که مشاهده می‌شود حساب جاری عبارت است از تفاوت بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری ملی. متغیری که در این‌جا بر روی آن تاکید می‌گردد مصرف کل (C_t) است. لذا می‌توان در دو بعد الگوهای ایستا و بین دوره‌ای مورد مطالعه قرار داد. تفاوت اصلی بین این دو الگو در مدل‌سازی رفتار مصرفی است (دیبوگلو (۱۹۹۷)، کافمن و همکاران (۲۰۰۲))[1]. برخلاف تصمیم مصرفی کینزی که عموما به عنوان الگوی درآمد-مخارج معروف است، بنگاه‌های آینده‌نگر بر اساس روش بهینه بین دوره‌ای[2] تصمیمات مصرفی را اتخاذ می‌نمایند.[3]

زیر بنای تئوری مبتنی بر رهیافت بین دوره‌ای حساب جاری، توسط ساکز (۱۹۸۱)[4] و بویتر (۱۹۸۱)[5] و الگوی توسعه‌یافته آن ابسفلد و روگف (۱۹۹۵)[6] مورد مطالعه قرار گرفته است. کاربردهای تجربی الگوهای بین دوره‌ای در دو جهت دنبال می‌گردد. از یک طرف در برخی از مطالعات سعی در فراهم آوردن شواهد تجربی برای الگوهای پایه‌ای مبتنی بر روش‌های متعدد آزمون بوده است (برگین و شفرین (۲۰۰۰)، نیسون و روگرز (۲۰۰۶))[7]. از طرف دیگر برخی از مطالعات نیز به بررسی رابطه بلندمدت بین حساب جاری و عوامل تعیین‌کننده کلان اقتصادی با رویکردهای متعارف اقتصادسنجی پرداخته‌اند (دبل و فاروقی (۱۹۹۶)، چین و پراسد (۲۰۰۳))[8]. مقاله حاضر مبنی بر رویکرد دوم است.

در ابتدا، حساب جاری مبتنی بر رهیافت کشش به صورت تراز صادرات کشور مورد بررسی قرار گرفت. در نتیجه قیمت‌های نسبی جهانی و عوامل تعیین‌کننده، مرکز توجه پویایی‌های حساب جاری قرار گرفت. این رویکرد پیش‌بینی‌های مطلوبی را در تایید شواهد تجربی ارائه نمود و به دلیل ماهیت تعادل جزئی تنها الزامات کوتاه‌مدت نرخ ارز در تراز حساب جاری را مورد توجه قرار داده است اما به دلیل تاکید بر تجارت کالایی و عدم توجه به سایر بازارها، رویکرد کشش

---

1. Dibooglu (1997), Kaufmann (2002)
2. Intertemporally Optimal Way
3. جهت تلخیص در مطالب، مراتب بسط الگوهای بین دوره‌ای اشاره نشده است.
4. Sachs (1981)
5. Buiter (1981)
6. Obstfeld & Rogoff (1995)
7. Bergin and Shefrrin (2000), Nason and Rogers (2006)
8. Debelle and Faruqee (1996), Chinn and Prasad (2003)

توانایی لازم جهت تبیین موقعیت‌های بلندمدت و تعادلی حساب جاری را نداشته و با محدودیت مواجه می‌باشد.

لذا رویکرد بین دوره‌ای، حساب جاری (CA) را به صورت تفاوت بین پس‌انداز (S) و سرمایه‌گذاری (I)، (CA=S-I)، در نظر گرفته است و به تشریح عوامل تعیین‌کننده این دو متغیر جهت تبیین رفتار حساب جاری می‌پردازد. در این روش تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مبتنی بر محاسبات و مقادیر آتی و متنوعی از عوامل کلان اقتصادی است، به طوری که رفتار حساب جاری در قالب تصمیمات بین دوره‌ای مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. این رویکرد به ترکیب نگرش‌های جریان‌های مالی و تجاری بر حسب این‌که چه عواملی قیمت‌های نسبی را تحت تاثیر قرار داده و این عوامل چگونه بر تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری موثرند، می‌پردازد (ابسفلد و روگف (۱۹۹۵)). علاوه بر این، در نگرش‌های پایه‌ای و اولیه رهیافت بین دوره‌ای، حساب جاری به عنوان جذب‌کننده و خنثی‌کننده تکانه‌های اقتصادی تلقی شده به طوری که شرایط هموارسازی مصرف و حداکثرسازی رفاه را در صورت وجود شوک‌های موقتی در جریان مالی و تولید خالص، فراهم می‌سازد.

در حالی که الگوی درآمد دائمی در تشریح حرکات حساب جاری در سیکل‌های متناوب تجاری از اهمیت بالایی برخوردار است، اما به طور کلی دورنمای هموارسازی مصرف، کمتر در توسعه حساب جاری پایدار و روندهای آتی آن مورد توجه قرار گرفته است. لذا از این الگو می‌توان جهت تشریح رابطه بین حساب جاری، سرمایه‌گذاری و مراحل توسعه اقتصادی در الگوی درآمد دائمی استفاده نمود. به ویژه طرفداران رویکرد بین دوره‌ای معتقدند که مراحل توسعه اقتصادی عامل مهمی در تبیین رفتار بلندمدت حساب جاری به شمار می‌آید. به عنوان مثال در یک اقتصاد باز کوچک که از سطح پایینی از سرمایه و درآمد برخوردار می‌باشد، با فرض دسترسی به بازارهای سرمایه جهانی و کسب سرمایه، با کسری حساب جاری مواجه شده اما نرخ بلندمدت مصرف در سطح پایدار قرار می‌گیرد. از طرف دیگر در طی دوره تعدیل، با افزایش تولید نهایی نسبتا بالای سرمایه، ورود جریان‌های سرمایه‌ای را به سمت داخل تشویق نموده و بدهی خارجی افزایش می‌یابد. در نهایت همان‌گونه که رشد تولید در سطح بلندمدت افزایش یافته و بازدهی سرمایه به سمت دنیای خارج همگرا می‌گردد، حساب جاری به سمت شرایط تعادلی (به سمت صفر) میل می‌کند به طوری که خالص صادرات به اندازه کافی با مازاد مواجه شده تا قادر به پرداخت بهره‌های قانونی بر بدهی خارجی انباشته، باشد.

رویکرد بین دوره‌ای نشان می‌دهد که برای اقتصادهای در حال رشد، رشد بلندمدت می‌تواند به دلیل احتمال مواجه شدن با تراز حساب جاری غیر صفر در سطح وضعیت پایدار و بلندمدت، تا حدی پیچیده و بغرنج گردد. با فرض آن که موجودی خالص دارایی‌های خارجی نمی‌تواند فراتر از رشد اقتصاد در کل دوره باشد، سطح حساب جاری (نسبت به GDP) مستلزم آن است که بعنوان تثبیت‌کننده خالص بدهی‌های خارجی تعیین گردد. به ویژه، با فرض آن‌که حساب جاری (CA) برابر با تغییر در خالص دارایی خارجی (NFA) باشد در شرایط تعادل پایدار و بلندمدت خواهیم داشت:

$$\frac{CA}{Y} = g.\frac{NFA}{Y} \qquad (۵)$$

به طوری که $g = \frac{\Delta Y}{Y}$ است. به طوری که در فرآیند انتقال به شرایط تعادلی بلندمدت، رابطه مذکور تحت تاثیر سایر عوامل متعدد قرار می‌گیرد.[1] علاوه بر این، اگر روندهای نرخ ارز حقیقی وجود داشته باشد، فاکتور نسبی g تغییرات بلندمدت نرخ ارز را به ازای مقادیر متفاوت NFA و Y مورد ارزیابی قرار می‌دهد. در نتیجه، عوامل ساختاری تعیین‌کننده را می‌توان بر حسب عواملی که موقعیت خالص دارایی خارجی مطلوب را در بلندمدت تحت تاثیر قرار می‌دهد، بیان نمود. به عبارت دیگر مراتب مذکور را می‌توان از نقطه نظر رابطه ذخیره- جریان بر حسب عوامل تعیین‌کننده رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مورد ارزیابی قرار داد. علاوه بر این می‌بایست توجه نمود تفاوت سیستماتیکی بین کشورهای بدهکار و طلبکار در رابطه بین حساب جاری و NFA وجود دارد. در این رابطه کرای و ونترا (۲۰۰۰)[2] معتقدند که نوسانات حساب جاری به شوک‌های درآمدی موقتی به سهم دارایی‌های خارجی به کل دارایی‌ها بستگی دارد. این دو محقق، تحت شرایط برخی مفروضات، نشان دادند که واکنش حساب جاری به شوک موقتی درآمدی، تابعی از افزایش پس‌انداز مبتنی بر شوک و سهم دارایی‌های خارجی نسبت به کل دارایی‌ها می‌باشد. این قاعده جدید بیان‌گر آن است که شوک‌های درآمدی مطلوب منجر به کسری حساب جاری در کشورهای بدهکار و مازاد حساب جاری در کشورهای طلبکار می‌گردد. همچنین ابسفلد و روگف (۱۹۹۸) معتقدند که اگر نرخ بهره حقیقی جهانی در سطحی بالاتر از سطح دائمی (تعادل پایدار) قرار گیرد، مازاد حساب جاری بالاتر از سطح متعارف برای کشورهای طلبکار قرار

[1] Calderon (2000)

[2]. Kraay and Ventura (2000)

می‌گیرد و به دلیل آن که بنگاه‌ها از سطح پس‌انداز فراتر از حد متعارف قرار دارند، به درآمدهای بالا در آینده منجر می‌گردد. لازم به ذکر است این فرآیند برای کشورهای بدهکار رفتار معکوسی از خود نشان می‌دهد.

همچنین، رهیافت بین دوره‌ای اشاره می‌دارد که نرخ ارز حقیقی نقش مهمی را در تبیین رفتار حساب جاری در بلندمدت از طریق میل نهایی به پس‌انداز دارد. به ویژه افزایش ارزش نرخ حقیقی ارز، قدرت خرید از کالای وارداتی را برحسب درآمد جاری و آتی افزایش می‌دهد به طوری که منجر به افزایش دارایی‌های پولی و مالی بنگاه‌های داخلی می‌گردد. این اثر منجر به افزایش مصرف و کاهش تمایل به پس‌انداز شده و به تبع آن کاهش در تراز حساب جاری را فراهم می‌سازد.

در نهایت در صورت عدم تحرک سریع سرمایه، رهیافت بین دوره‌ای اشاره می‌دارد رویکرد عوامل تعیین‌کننده حساب جاری با تاکید بر عوامل موثر و متقابل بر حساب سرمایه را می‌بایست مورد ارزیابی قرار داد. حساب سرمایه در اقتصاد باز می‌تواند توسط خصوصیات کشوری که سیاست‌های کلان اقتصادی را منعکس می‌سازد، تشریح گردد. به عنوان مثال درجه باز بودن تجارت خارجی می‌تواند نشان‌دهنده انتخاب سیاستی نظیر رژیم تعرفه‌ای باشد. بر اساس ادبیات، کشورهایی که از درجه باز بودن تجاری بالاتری برخوردارند تمایل به جذب بیشتر سرمایه خارجی جهت تامین مخارج نسبت به درآمد دارند و سهم بسزایی در کسری حساب جاری دارد. در نتیجه کشورهایی که حساب سرمایه آنان نسبتا باز می‌باشد احتمالا با عدم تعادل‌های بالاتری در حساب جاری نسبت به سایر کشورها برخوردارند. بنابراین درجه باز بودن تجاری یکی از مهمترین الزامات در بلندمدت جهت تشریح موقعیت کلی حساب جاری محسوب می‌گردد.

۳- مطالعات تجربی

در طول دهه گذشته توسعه فزاینده‌ای در مطالعات نظری و تجربی پیرامون عوامل تعیین‌کننده و پویایی‌های تراز تجاری مشاهده شده است. چنین رخ‌دادی در ادبیات ناشی از تعاملات تجاری و مالی در یک اقتصاد باز می‌باشد. در این رابطه اولین بار ساکز[1] (۱۹۸۱) و به دنبال آن آبسفلد و روگف (۱۹۹۵، ۱۹۹۶)[2] رویکرد بین‌دوره‌ای در تراز تجاری را مورد بررسی قرار دادند. تمرکز

[1]. Sachs (1981)
[2]. Obstfeld and Rogoff (1995, 1996)

اصلی ادبیات مرتبط با تراز تجاری عمدتا بر الگوهای بین دوره‌ای[1]است.[2] در ساده‌ترین بیان، این رویکرد بر بهینه‌سازی پس‌انداز توسط بنگاه و خانوار جهت هموارسازی جریان مصرف در طول زمان، متمرکز می‌باشد. به عنوان مثال یک اقتصاد باز کوچک را در نظر بگیرید که به طور موقت با کاهش در تولید مواجه شده است. در این حالت می‌بایست جهت هموارسازی مصرف اقدام به استقراض از بازارهای مالی خارجی نماید که به تبع آن به کسری در تراز تجاری منجر می‌گردد. پایه‌های الگوی بین دوره‌ای در ادبیات اقتصاد در مسیرهای متعددی شامل سرمایه‌گذاری، نرخ‌های بهره، کالاهای غیر قابل مبادله و حتی سیاست پولی توسعه یافته است.[3] در این بخش خلاصه‌ای از نظریات و شواهد تجربی پیرامون موضوع تحقیق ارائه می‌گردد. گریگوریان (۲۰۱۵)[4] در پژوهشی به بررسی اثر منحنی J تراز تجاری ارمنستان با استفاده از روش همجمعی جوهانسن و الگوی تصحیح خطا مبتنی بر داده‌های فصلی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ پرداخت. نتایج رابطه منفی بین نسبت تراز تجاری و نرخ ارز موثر حقیقی در بلندمدت را مورد تایید قرار می‌دهد. همچنین نتایج توابع عکس‌العمل آنی فرضیه J را مورد تایید قرار می‌دهد. کروکماز و بیلمان (۲۰۱۶)[5] در مطالعه‌ای مبتنی بر داده‌های فصلی ۲۰۱۱-۲۰۰۳ با استفاده از روش آزمون مرحله‌ای مبتنی بر تئوری علیت تراز تجاری برای ترکیه فرضیه منحنی S در دو سطح جمعی و صنعت را مورد تایید قرار دادند. ویو[6] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی تجارت دوجانبه بین ۱۹ صنعت در چین و استرالیا مبتنی بر روش همجمعی جوهانسن طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ می‌پردازد و پدیده منحنی J را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که تنها در ۱۳ صنعت از ۱۹ صنعت مورد مطالعه پدیده منحنی J در کوتاه‌مدت مشاهده می‌گردد و تنها ۴ صنعت این فرضیه را در بلندمدت مورد تایید قرار می‌دهند. آلساندریام و هورچ (۲۰۱۹)[7] در مطالعه‌ای به بررسی پویای‌های تراز تجاری و نرخ ارز حقیقی در آمریکا مبتنی بر داده‌های فصلی ۲۰۱۵-۱۹۷۹ پرداختند و مشاهده نمودند که نرخ ارز حقیقی نقش کلیدی را در تنظیم تراز تجاری ایفا می‌کند به طوری که هر دو پدیده منحنی J و S مورد تایید قرار می‌گیرد.

---

1. Intertemporal Models
2. Bussiere (2004)
3. Bergin and Sheffrin (1999)
4. Grigoryan (2015)
5. Korkmaz and Bilman (2016)
6. WU (2018)
7. Alessandriam and Horag (2019)

فرزام و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تجارت دو جانبه ایران و شرکای عمده اروپایی و آسیایی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اثر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری در بلندمدت برای شرکای تجاری منفی و بی‌معنی و برای شرکای تجاری آسیایی مثبت و بی‌معنی برآورد شده است. فعالجو و نظری (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثر غیر خطی نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ایران پرداختند. آنان با استفاده از رویکرد انتقال ناملایم در دوره زمانی ۹۵-۱۳۶۰ نشان دادند که اثر نرخ ارز بر تراز تجاری غیر خطی است و بیان‌گر آن است که اثرگذاری متغیرهای نرخ واقعی ارز، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر تراز تجاری به نوع رژیم ارزی بستگی دارد.

۴- الگوسازی و متدولوژی اقتصادسنجی

رویکردی که در این بخش از مقاله برای الگوسازی استفاده می‌گردد همان روش تراز پس‌انداز-سرمایه‌گذاری و همگام با روش بین دوره‌ای حساب جاری است. در الگوسازی از مطالعات متعددی به ویژه مطالعه دبل و فاروقی (۱۹۹۶) و چین و پراسد (۲۰۰۳) و ینگ (۲۰۱۰)[1]استفاده شده است. بر این اساس عوامل تعیین‌کننده تراز حساب جاری در ایران و کشورهای منتخب آسیایی به صورت فرم عمومی زیر تصریح می‌گردد.

$$CA = f(nfa, open, reer, y, y^*) \qquad (۶)$$

به طوری که CA: نسبت تراز حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، nfa: خالص دارایی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی، $open$: درجه باز بودن اقتصاد، $reer$: نرخ ارز موثر حقیقی، y: تولید ناخالص داخلی، y^*: تولید خارجی، که بر اساس تولید حقیقی ایالات متحده اندازه‌گیری شده است. اگرچه مطالعات متعددی در رابطه با تراز حساب جاری کشورهای آسیایی وجود دارد اما بیشتر مطالعات در چارچوب مطالعات بین کشوری است. به طور خاص اکثر این مطالعات بر داده‌های مقطعی و پانل استوار است. محدودیت عمده چنین مطالعاتی آن است که نتایج تنها یک تصویر کلی از اقتصادهای آسیایی را بیان می‌کند و تنها قادر به تشریح متوسط رفتار حساب جاری در این اقتصادها می‌باشد. بر این اساس در این بخش با استفاده از روش رگرسیون برداری (VAR) و روش همجمعی جوهانسن-جوسیلیوس که پویایی‌ها را در طول زمان نشان می‌دهد به بررسی

[1]. Yang (2010)

عوامل تعیین‌کننده تراز حساب جاری برخی از مهمترین شرکای تجاری منتخب آسیایی پرداخته می‌شود. لذا ابتدا روابط بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس در قالب الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) روابط کوتاه‌مدت تشریح می‌گردد و در نهایت با استفاده از تجزیه واریانس (VDCS) و توابع عکس‌العمل آنی پویایی‌های برون نمونه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد. انتخاب کشورها جهت مقایسه با ایران با توجه به اهمیت تجارت صورت پذیرفته است. لازم به ذکر است که علاوه بر ملاحظات مذکور، دسترسی به داده‌های فصلی نیز در انتخاب کشورها موثر می‌باشد که در این رابطه کشورهای ایران، چین، هند و کره‌جنوبی انتخاب شده‌اند و مبتنی بر داده‌های فصلی از سال ۱۳۹۵-۱۳۶۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. لازم به ذکر است دامنه زمانی کشورها در طول نمونه به دلیل دسترسی به داده‌ها متفاوت می‌باشد. مجموعه داده‌های مورد نیاز از پایگاه اطلاعاتی شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) و آمارهای مالی بین‌المللی بانک جهانی (IFS) و برای اقتصاد ایران نیز از مجموعه داده‌های اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است. در ادامه به معرفی متغیرها و اهمیت تئوری و تجربی آن اشاره می‌گردد.

خالص دارایی‌های خارجی (nfa): این متغیر به صورت خالص دارایی‌های خارجی نسبت به تولید ناخالص داخلی با یک وقفه استفاده شده است. علت استفاده از وقفه مرتبه اول این متغیر به خاطر اجتناب از درون‌زایی این متغیر با حساب جاری است. بر اساس رویکرد جذب و روش الگوی بین دوره‌ای از آن‌جا که nfa بخشی از تراز حساب جاری است لذا از مهمترین متغیرهای تعیین‌کننده محسوب می‌گردد. خالص دارایی‌های خارجی، حساب جاری را از دو کانال تحت تاثیر قرار می‌دهد. اولا اقتصادهایی که از سطح دارایی خارجی بالایی برخوردارند از نقطه نظر رویکرد تراز پس‌انداز- سرمایه‌گذاری، افزایش در درآمدهای سرمایه‌ای خارجی تاثیر مثبتی بر حساب جاری دارد. ثانیا در رژیم شناور ارزی انتظار بر این است که مجموع حساب جاری و حساب سرمایه برابر صفر گردد، لذا اقتصادی که با سطح بالایی از دارایی‌های خارجی مواجه است می‌بایست برای یک دوره نسبتا طولانی با کسری حساب جاری مواجه باشد. بنابراین رابطه منفی بین nfa و حساب جاری برقرار است. اما در غالب الگوهای استاندارد اقتصادکلان باز اثر اول نیز احتمال وقوع آن شدیدتر خواهد بود. همچنین از نقطه نظر مطالعات تجربی نیز اثرگذاری nfa بر حساب جاری از کانال اول بیشتر است.[1]

[1]. به عنوان مثال می‌توان به مطالعات چین و پراسد (۲۰۰۳) و لی و همکاران (۲۰۰۸) اشاره نمود.

باز بودن اقتصاد (open): این متغیر به صورت مجموع صادرات و واردات نسبت به تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است. لازم به ذکر است که این متغیر نه تنها معیاری برای باز بودن تجاری بلکه نشان‌دهنده برخی از سیاست‌های کلان اقتصادی است که حساب جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این شاخص حاکی از ویژگی‌هایی نظیر میزان آزاد سازی تجارت بین‌الملل، انتقال تکنولوژی و توانایی پرداخت بدهی‌های خارجی از طریق درآمدهای صادراتی است. همچنین این متغیر محدودیت‌های تجاری که مانع ورود جریان کالاها و خدمات از خارج می‌گردد را نیز اندازه‌گیری می‌کند. لذا اقتصادی با محدودیت‌های تجاری شدید، علامت‌های نامناسبی برای سرمایه‌گذاران خارجی فراهم می‌سازد. در صورتی که اقتصاد با درجه محدودیت‌های پایین شرایط مناسبی را برای جذب سرمایه‌گذاران خارجی ایجاد می‌نماید.[1] بنابراین میزان باز بودن تجاری رابطه منفی با حساب جاری دارد. در این رابطه شواهد تجربی پیرامون این اثر معکوس اجماع نظر دارند.

نرخ ارز موثر حقیقی (reer): این متغیر از کانال‌های متعددی تراز حساب جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. ابتدا بر اساس رهیافت کشش و مبتنی بر الگوی ماندل- فلمینگ، افزایش در reer تاثیر مثبت بر رقابت‌پذیری تجارت خارجی اقتصاد دارد. زیرا این امر با افزایش صادرات و کاهش واردات به بهبود در تراز حساب جاری منجر می‌گردد. اما اثر کلی آن بر تراز تجاری به مقدار کشش صادرات و واردات (با این فرض که اثر انتقالی[2] نرخ ارز کامل باشد) بستگی دارد. همچنین بر اساس رویکرد جذب، کاهش ارزش پول ملی بواسطه تاثیرش بر رابطه مبادله و تولید داخلی به تغییر مخارج از کالاهای داخلی به کالاهای خارجی منجر می‌گردد و بدین ترتیب تراز حساب جاری با انحراف مواجه می‌گردد. ثانیا، بر اساس اثر بالسا- ساموئلسون یک کاهش نرخ ارز حاکی از منافع بهره‌وری تولید صنعت داخلی است. علاوه بر این افزایش ارزش پول ملی قدرت خرید درآمدهای جاری و آتی را افزیش می‌دهد، همچنین ارزش پول و دارایی‌های انباشته از قبل را نیز افزایش می‌دهد. لذا این اثر مثبت ثروت، دارای تاثیر منفی بر نسبت پس‌انداز می‌باشد. بنابراین یک افزایش در reer دارای رابطه منفی با نسبت پس‌انداز و به تبع آن با تراز حساب جاری است. ثالثا، بر اساس فرضیه هموارسازی مصرف، حساب جاری بر اساس شوک‌های جریان‌های نقدی بطور متناسب تغییر می‌نماید. لذا یک اقتصاد باز در واکنش به افزایش در reer ترجیح می‌دهد حساب جاری با مازاد مواجه گردد و سرمایه را به جای افزایش در مصرف به خارج منتقل و

[1]. Chin and Prasad (2003)
[2]. Pass-through

سرمایه‌گذاری کند. لذا به عنوان نتیجه، افزایش در ارزش پول ملی می‌تواند ناشی از بهبود در حساب جاری باشد.[1] بنابراین افزایش در reer می‌تواند اثر منفی بر خالص دارایی‌های خارجی (nfa) داشته باشد.[2] اما در کنار مطالب مذکور رابطه بین reer و حساب جاری به طور تجربی تعیین می‌گردد. در نهایت لازم به ذکر است که نرخ ارز موثر حقیقی در الگو به صورت لگاریتم طبیعی تصریح شده است.

تولید ناخالص داخلی (y): سطح تولید داخلی به دو طریق حساب جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اول این‌که بر اساس رویکرد کشش، صادرات مستقل از تولید داخلی است در حالی که واردات رابطه مثبت با تولید داخلی دارد. لذا یک افزایش در تولید ناخالص داخلی تنها واردات را افزایش می‌دهد و در نهایت اثر منفی بر حساب جاری خواهد داشت. همچنین، کشورهای با سطح تولید بالا، امکان جذب بالای سرمایه از خارج دارند که این امر رابطه مثبتی بین تولید داخلی و حساب سرمایه را برقرار می‌سازد اما اثر آن بر حساب جاری منفی است. دوم این‌که بر طبق رهیافت جذب، تغییرات در حساب جاری تنها ناشی از سطح تولید داخلی نیست بلکه می‌تواند به دلیل سطح جذب داخلی باشد. به عنوان مثال، اگر تولید داخلی افزایش یابد و افزایش آن سریع‌تر از سطح جذب داخلی باشد این امر حاکی از آن است که در این حالت اقتصاد مستلزم صادرات بیشتر کالاها و خدمات به سایر کشورها است. در چنین وضعیتی تولید داخلی رابطه مثبتی با تراز حساب جاری دارد. در نهایت در الگو برای متغیر تولید داخلی از تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت استفاده شده و در الگو به صورت لگاریتم طبیعی تصریح شده است.

تولید دنیای خارج (y*): تاثیر سطح تولید در دنیای خارج بر تراز حساب جاری مشابه تحلیل تولید داخلی اما در جهت مخالف است. این متغیر از دو کانال حساب جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اول این‌که مبتنی بر رهیافت کشش، واردات مستقل از تولید خارجی است در حالی که صادرات دارای رابطه مثبت با تولید خارجی می‌باشد. لذا افزایش در تولید خارجی دارای تاثیر مثبتی بر حساب جاری است. علاوه بر این اگر دنیای خارج سطح تولیدش بزرگتر از سطح تولید داخل باشد در این شرایط سرمایه‌گذاران داخلی تمایل به سرمایه‌گذاری بیشتری در دنیای خارج دارند. چنین تحلیلی حاکی از وجود رابطه مثبت بین تولید خارجی و تراز حساب جاری است. دوم این‌که بر اساس روش جذب، اگر تولید دنیای خارج سریع‌تر از جذب داخلی‌اش باشد در این

[1]. Herrman and Jochem (2005)
[2]. Faini (1994)

حالت تقاضای آنان برای صادرات کالاها و خدمات اقتصاد ملی کاهش می‌یابد. در این حالت افزایش در تولید دنیای خارج تاثیر منفی بر صادرات اقتصاد ملی و تراز حساب جاری دارد. در نهایت در الگو برای متغیر تولید دنیای خارج از تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت آمریکا استفاده شده و در الگو به صورت لگاریتم طبیعی تصریح شده است.

۴-۱- آزمون‌های ریشه‌های واحد

به هنگام تجزیه و تحلیل همجمعی خواص آماری متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است. در واقع روش همجمعی سازگاری میان خواص آماری متغیرهای دستگاه VAR را با تئوری آزمون می‌کند. متغیرهای اقتصادی عموماً نامانا و دارای روند تصادفی می‌باشند. ترکیب خطی سری‌های نامانا نیز در حالت کلی یک سری نامانا است. اما همجمعی یک استثناء برای این قاعده عمومی محسوب شده و ارتباط نزدیکی با تئوری اقتصادی دارد. زیرا تئوری اقتصادی متضمن مانا بودن ترکیبی از متغیرهای اقتصادی (نامانا) می‌باشد. با توجه به فصلی بودن سری‌های زمانی، وجود و عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی از طریق آزمون هگی (HEGY) بررسی شود. همچنین در این مطالعه آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)[۱]جهت بررسی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد.[۲] همان‌گونه که از نتایج جدول مشخص است متغیرهای الگو فاقد ریشه واحد تصادفی فصلی هستند. همچنین آزمون ریشه واحد حاکی از آن است که تمامی متغیرها با یک مرتبه تفاضل‌گیری مرتبه اول مانا شدند. به عبارت دیگر متغیرهای مزبور انباشته از مرتبه اول و یا I(۱) هستند. لازم به ذکر است متغیرهای reer، y و *y به صورت لگاریتم طبیعی می‌باشند. همچنین از آن‌جا که متغیر *y برای تمام کشورهای نمونه یکسان می‌باشد لذا نتیجه برای تمامی موارد مشابه است.

۴-۲- تعیین وقفه بهینه برای دستگاه VAR

تحلیل‌های هم‌جمعی جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در الگوی VAR می‌باشد. از آن‌جا که هدف انتخاب یک درجه یا وقفه بهینه برای VAR است در این مرحله می‌بایست جهت تعیین وقفه بهینه فاصله مناسب و به اندازه کافی طولانی را که وقفه بهینه

---

۱. Augmented Dickey Fuller (1979)

۲. لازم به ذکر است از آزمون‌های HEGY، ADF، Dickey-Fuller Test (ERS)، PP Test و NP Tests برای شناسایی ریشه واحد در متغیرهای الگو استفاده گردید، لذا به دلیل حجم بالای نتایج آزمون‌های مذکور برای کشورهای نمونه و جهت مختصر نویسی از ارائه آن صرف نظر شده است.

خارج این فاصله قرار نگیرد، انتخاب نمود. برای این امر جهت شناسایی وقفه بهینه از ماکزیمم طول وقفه ۸ استفاده می‌گردد[۱] و جهت تعیین وقفه مناسب از معیار اطلاعات آکائیک[۲]، معیار بیزین شوارتز[۳]، معیار هنان کوئین[۴]، معیار خطای پیش‌بینی نهایی، و آزمون نسبت درست‌نمایی تعدیل شده استفاده می‌گردد. اما از آن‌جا که معیار بیزین شوارتز با توجه به حجم نمونه از دقت بالایی در تعیین طول وقفه برخوردار است[۵] لذا آماره مذکور برای طول وقفه‌های $P = 1, \dots, 8$ در جدول (۱) ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد معیار آزمون SC طول وقفه را برای ایران، چین و کره جنوبی، P=۱ و برای هند P=۲ تعیین می‌کند.[۶]

۳-۴- آزمون همجمعی

دو آزمون اثر[۷] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[۸] جهت تعیین روابط بلندمدت به ازای طول وقفه بهینه برای هر کشور نشان می‌دهد که هر دو آزمون وجود یک رابطه بلندمدت بین تراز حساب جاری و سایر متغیرهای تعیین‌کننده آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد را تایید می‌کند. البته در برخی از موارد دو آزمون مذکور نتایج متفاوتی را نشان می‌دهند. آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تمامی کشورها در سطح معنی‌داری ۵ درصد یک رابطه بلندمدت را تایید می‌کند و تنها برای چین دو رابطه بلندمدت را مورد تایید قرار می‌دهد. از طرف دیگر آزمون اثر نیز برای ایران، هند، وکره جنوبی دو رابطه بلندمدت و برای چین یک رابطه بلندمدت را در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد تایید قرار می‌دهد. اما به لحاظ این‌که آزمون حداکثر مقدار ویژه برخلاف آزمون اثر دارای فرض مقابل مشخصی است یعنی با رد فرضیه صفر رتبه برابر r، فرض مقابل رتبه برابر r+۱ قابل پذیرش است و از طرف دیگر بر اساس مطالعه جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) در زمانی که نتایج بین دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر متفاوت باشد آزمون اثر از قدرت آزمون بالاتری برخوردار است لذا نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه مورد پذیرش قرار می‌گیرد. اما از طرف دیگر بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه برای هند دو رابطه بلندمدت مورد تایید قرار می‌گیرد اما بر

---

۱. Pesaran (1997)

2. Akaike
3. Schwarz
4. Hannan Quinn
5. Ivanov and Lutz (2005)

۶. جهت تلخیص در مطالب مراتب نتایج اشاره نشده است.

7. Trace Test
8. Maximal Eigen Value

اساس مبانی نظری و شواهد تجربی تنها رابطه اول هماهنگ و مطابق با انتظارات نظری است.[1]

۴-۴- برآورد روابط بلندمدت

جدول (۱) ضرایب روابط بلندمدت بین حساب جاری و عوامل تعیین‌کننده آن را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که ضریب متغیر خالص دارایی خارجی (nfa) برای چین و کره جنوبی منفی و معنی‌دار برآورد شده است. نتایج حاضر با شواهد تجربی که مبتنی بر رهیافت داده‌های پانل و مطالعات مقطعی انجام شده و رابطه بین خالص دارایی خارجی و حساب جاری را مثبت ارزیابی کرده‌اند، در تقابل قرار دارد. همان‌طور که در بخش‌های قبلی اشاره شد، اقتصادهایی که از سطح دارایی خارجی بالایی برخوردار باشند از سطح درآمدهای سرمایه‌ای بالایی از خارج نیز برخوردارند لذا از نقطه نظر رویکرد تراز پس‌انداز- سرمایه‌گذاری، افزایش در درآمدهای سرمایه‌ای خارجی تاثیر مثبتی بر حساب جاری دارد. از طرف دیگر اقتصادی که با سطح بالایی از دارایی‌های خارجی مواجه باشد می‌بایست برای یک دوره نسبتا طولانی با کسری حساب جاری مواجه باشد. بنابراین یک رابطه منفی بین nfa و حساب جاری برقرار است. ضریب متغیر خالص دارایی خارجی برای هند و ایران در رابطه بلندمدت معنی‌دار نبوده و بیان‌گر آن است که متغیر nfa، حساب جاری را در بلندمدت تحت تاثیر قرار نمی‌دهد.

جدول ۱: رابطه بلندمدت تعادلی: متغیر وابسته ca

	nfa	open	reer	y	y*
ایران	۰/۲۷۳	-۰/۰۹۹	۰/۵۷۹	-۰/۴۳۸	۰/۲۸۶
	(۰/۴۴۵)	(۰/۰۱۵) **	(۰/۰۴۰) **	(۰/۰۱۲)	(۰/۶۳۳)
چین	-۱/۸۴۴	۲/۲۷۲	۰/۴۳۸	-۲/۹۴۶	۳/۸۷۲
	(۰/۰۰۰)***	(۰/۰۱۸)**	(۰/۰۲۶)**	(۰/۰۰۰)***	(۰/۰۰۲)***
هند	۰/۰۷۱	-۰/۷۶۳	-۰/۰۱۹	۰/۳۰۶	-۰/۶۱۹
	(۰/۲۹۷)	(۰/۰۴۶)**	(۰/۵۱۹)	(۰/۰۰۸)***	(۰/۰۲۲)**
کره جنوبی	-۰/۶۵۲	۲/۱۳۸	۰/۳۹۳	۲/۹۹۱	-۰/۳۶۷
	(۰/۰۳۷)	(۰/۰۴۶)**	(۰/۰۲۵) **	(۰/۰۰۰)***	(۰/۵۰۲)

اعداد داخل پرانتز سطح نهایی احتمال را نشان می‌دهد و علامت** و * به ترتیب سطح معنی‌داری ۰،۰۵ و ۰،۰۱ را نشان می‌دهد.

منبع: محاسبات تحقیق

ضریب بازبودن اقتصاد (open) برای همه کشورها در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار برآورد شده است. البته علامت ضریب این متغیر در طول کشورها متفاوت است. رابطه بین درجه باز بودن اقتصاد و حساب جاری ایران و هند، منفی ارزیابی شده است که مشابه با نتیجه مطالعه چین و پراسد (۲۰۰۳)

[1]. جهت تلخیص در مطالب مراتب نتایج اشاره نشده است.

برای کشورهای در حال توسعه است. رابطه منفی حاکی از آن است که اتخاذ سیاست آزادسازی تجاری و باز شدن درب‌های اقتصاد به اقتصاد جهانی، حساب جاری را با کسری مواجه می‌سازد. زیرا در این شرایط ورود سرمایه‌های خارجی به دلیل شرایط سودآور سرمایه‌گذاری در داخل کشور افزایش می‌یابد. به عبارت بهتر هرچه اقتصاد مشارکت بالایی در تجارت جهانی داشته باشد باعث جذب سرمایه خارجی بیشتر شده و همچنین مخارج داخلی از طریق بدهی خارجی نسبت به درآمد افزایش می‌یابد و به تبع آن حساب جاری با کسری مواجه می‌گردد. از طرف دیگر اقتصادهای بازتر توانایی بهتری برای تامین مالی بدهی‌های خارجی از طریق درآمدهای صادراتی دارند. ضریب متغیر درجه باز بودن اقتصاد برای کشورهای کره جنوبی مثبت برآورد شده است که با شواهد تجربی در این ارتباط در تعارض می‌باشد. در این رابطه لن (۲۰۰۰)[1]معتقد است که افزایش درجه باز بودن اقتصاد به ناپایداری در تولید منجر می‌گردد، این امر ایجاب می‌کند تا انباشت مداومی در خالص دارایی‌های خارجی برای دستیابی به هموارسازی درآمد و تنوع ریسک توسط مازاد حساب جاری فراهم گردد. همچنین هرچه سیستم تجاری اقتصاد بازتر و با محدودیت کمتری همراه باشد به کاهش قیمت‌های داخلی و کاهش نرخ ارز منجر شده و به تبع آن بهبود در تراز حساب جاری را به همراه دارد.[2]

ضریب نرخ ارز موثر حقیقی (reer) برای ایران، چین و کره جنوبی مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است. این امر سازگار با دو تئوری ماندل- فلمینگ و شرط مارشال لرنر است. در واقع یک درصد افزایش reer به میزان ۰,۵۷، ۰,۴۳ و ۰,۳۹ درصد به ترتیب تراز حساب جاری ایران، چین و کره جنوبی را بهبود می‌بخشد. ضریب نرخ ارز موثر حقیقی در هند در بلندمدت دارای اثر معنی‌دار بر حساب جاری نیست.

ضریب تولید ناخالص داخلی (y) در ایران و چین منفی و از نظر آماری معنی‌دار ارزیابی شده است. به عبارت دیگر افزایش تولید ناخالص داخلی به افزایش واردات منجر شده و تراز حساب جاری را با کسری مواجه می‌سازد که همگام با تئوری رهیافت کشش حساب جاری است. از طرف دیگر تولید ناخالص داخلی دارای رابطه مثبتی با حساب جاری در هند و کره جنوبی است که مبتنی بر تئوری جذب حساب جاری مورد تایید قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر افزایش در تولید ناخالص داخلی به مازاد حساب جاری منجر می‌گردد. بر طبق رهیافت جذب اگر در دو کشور

[1]. Lane (2000)
[2]. Edwards and Ostry (1990), Goldfajn and Valdes (1999)

مذکور سطح تولید داخلی سریع‌تر از سطح جذب داخلی آنان باشد در این حالت بازار داخلی اقتصاد به دلیل آن‌که قادر به جذب همه محصولات تولید شده داخلی نمی‌باشد لذا الزاما می‌بایست صادرات کالاها و خدمات را به سایر کشورها افزایش دهند که این امر به مازاد در حساب جاری منجر می‌گردد.

ضریب تولید خارجی (y*) در چین مثبت و معنی‌دار برآورد شده است. چنین رابطه‌ای مبتنی بر رویکرد کشش است. بر اساس این تئوری افزایش در تولید خارجی به افزایش حساب جاری از طریق افزایش در صادرات منجر می‌گردد. اما برای هند این رابطه منفی و معنی‌دار ارزیابی شده است و به این مفهوم است که با افزایش تولید ناخالص داخلی آمریکا تقاضا برای کالاها و خدمات چین بیشتر از هند افزایش می‌یابد. ضریب تولید خارجی برای ایران و کره جنوبی دارای اثر معنی‌داری در بلندمدت بر حساب جاری نیست.

۵-۴- روابط کوتاه‌مدت

در تحلیل‌های هم‌جمعی بر خلاف رویکردهای سنتی اقتصاد سنجی، ساختارهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور صریح از یکدیگر تفکیک می‌شوند. الگوی کوتاه‌مدت تصحیح خطا یک مکانیزم بازخور تلقی شده که مطابق آن متغیر وابسته (حساب جاری ca) نسبت به عدم تعادل دستگاه تعدیل می‌گردد. مکانیزم بازخور مذکور حصول به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می‌کند. قضیه نمایش گرنجر[1] به همین موضوع اشاره دارد. مطابق این قضیه یک رابطه تعادلی بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرها مستلزم یک الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت است. این موضوع یک مبنای کاملا آماری داشته و هیچ ربطی به تئوری‌های اقتصادی ندارد. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت در جدول (۲) نشان داده شده است.

جهت ارزیابی الگوی کوتاه‌مدت حساب جاری همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌گردد آزمون‌های خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی، نرمالیتی و رمزی استفاده شده است. نتایج همگی در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و فاقد مشکلات مذکور می‌باشد.

یکی از مهمترین نتایج الگوی کوتاه‌مدت ضریب جمله تصحیح خطا ((EC(-1)) است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد برای همه کشورها ضریب مذکور دارای علامت منفی مورد انتظار و از نظر آماری معنی‌دار است. کوچکتر از واحد بودن این ضریب به معنی با ثبات بودن و همگرایی در

[1]. Granger Representation Theorem

رسیدن به تعادل می‌باشد. به عبارت بهتر، سیستم زمانی که با شوک خارجی مواجه می‌گردد قادر خواهد بود به سمت روند تعادلی بلندمدت حرکت نماید. مقدار این ضریب از اهمیت خاصی برخوردار است به طوری که هرچه به سمت یک نزدیک باشد سرعت تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت سریع‌تر می‌باشد و هرچه به سمت صفر نزدیک گردد این حرکت به کندی انجام می‌پذیرد. همچنین معنی‌داری ضریب EC(-1) حاکی از آن است که متغیر وابسته در مدل درون‌زا بوده و بیان‌گر رابطه علیت بلندمدت از سمت متغیرهای الگو شده (عوامل تعیین‌کننده) به متغیر حساب جاری است.

ضریب EC(-1) در طول کشورها از مقادیر متفاوتی برخوردار است به طوری که از ۰٫۱۰۵- کشور کره جنوبی تا ۰٫۴۰۶- ایران به ترتیب کمترین و بیشترین سرعت تعدیل را دارا می‌باشند. عوامل تعیین‌کننده تراز حساب جاری در کوتاه‌مدت در هر کشوری متفاوت است. متغیر خالص دارایی‌های خارجی (nfa) به جز برای چین که اثر آن مثبت و معنی‌دار است برای سایر کشورها اثر معنی‌داری بر حساب جاری ندارد. متغیر باز بودن تجارت (open) در ایران، چین و هند مثبت و معنی‌دار ارزیابی شده و برای کره جنوبی اثر معنی‌داری در کوتاه‌مدت بر حساب جاری ندارد. متغیر نرخ ارز موثر حقیقی (reer) برای چین مثبت و معنی‌دار برآورد شده است. متغیر تولید داخلی (y) به جز برای کره جنوبی که منفی و معنی‌دار ارزیابی شده برای سایر کشورها اثر معنی‌داری بر حساب جاری ندارد و در نهایت متغیر تولید خارجی (y*) برای چین و کره جنوبی منفی و معنی‌دار ارزیابی شده و برای ایران نیز تاثیر معنی‌داری بر حساب جاری ندارد. لازم به ذکر است تحلیل‌های مذکور صرفا جنبه آماری داشته و از حیث تئوری معنای خاصی ندارد زیرا تئوری‌ها بر روابط بلندمدت دلالت دارند.

روش برداری تصحیح خطا علاوه بر این‌که علیت بین متغیرها را معین می‌کند این امکان را فراهم می‌سازد که علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت از یکدیگر تفکیک گردند. بدین صورت که بوسیله معنی‌دار بودن مجموع هر یک از ضرایب متغیرهای باوقفه توزیعی در معادله تصحیح خطا از طریق آماره (F)[1] و یا والد (W)[2] علیت گرنجری متغیر توضیحی مورد نظر نسبت به متغیر وابسته مورد آزمون قرار می‌گیرد. از سوی دیگر با توجه به این‌که عبارت تصحیح خطا دارای اطلاعات بلندمدت می‌باشد، لذا از طریق معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطا به‌وسیله آماره t می‌توان

[1]. F-Test
[2].Wald Test

به رابطه علی بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته پی برد. جهت بررسی علیت کوتاه‌مدت از آزمون والد روی ضرایب معادله تصحیح خطای حساب جاری استفاده شده و نتایج آزمون در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۲: روابط کوتاه‌مدت: متغیر وابسته حساب جاری

	ایران	چین	هند	کره جنوبی
Intercept	−۰/۰۰۱(۰/۸۵۳)	−۰/۴۸۸(۰/۵۷۷)	−۰/۰۱۷(۰/۹۷۶)	−۰/۰۰۱(۰/۹۰۹)
$\Delta ca(-1)$	−۰/۲۳۷(۰/۰۵۱)*	۰/۸۶۴(۰/۰۰۱)**	−۰/۰۱۵(۰/۹۹۷)	−۰/۶۳۱(۰/۰۰۰)**
$\Delta ca(-2)$	−۰/۳۷۹(۰/۰۰۷)**		۰/۲۹۸(۰/۰۹۱)	
$\Delta nfa(-1)$	−۰/۰۲۹(۰/۱۰۱)	۰/۲۶۶(۰/۰۰۰)**	−۰/۸۱۴(۰/۷۳۸)	۰/۰۳۷(۰/۱۷۲)
$\Delta nfa(-2)$	−۰/۰۰۲(۰/۸۳۱)**		−۰/۲۶۳(۰/۷۹۸)	
$\Delta open(-1)$	۰/۰۶۱(۰/۰۷۲)	۱/۰۴۱(۰/۰۰۰)**	۰/۰۹۶(۰/۰۵۲)*	−۰/۰۴۰(۰/۳۲۲)
$\Delta open(-2)$	۰/۲۴۷(۰/۰۰۰)**		−۰/۳۶۵(۰/۹۱۲)	
$\Delta reer(-1)$	۰/۶۰۰(۰/۳۸۴)	۰/۹۴۱(۰/۰۰۵)**	۰/۴۴۷(۰/۸۴۶)	−۰/۰۱۲(۰/۷۱۲)
$\Delta reer(-2)$	−۰/۰۰۲(۰/۶۳۷)		۰/۱۵۹(۰/۹۳۱)	
$\Delta y(-1)$	−۰/۰۲۴(۰/۳۰۱)	−۰/۲۱۵(۰/۸۸۴)	−۰/۷۶۷(۰/۹۵۲)	−۰/۱۲۰(۰/۰۰۲)**
$\Delta y(-2)$	−۰/۱۵۴(۰/۰۰۰)**		۰/۱۸۲(۰/۹۰۲)	
$\Delta y^*(-1)$	۰/۱۸۳(۰/۱۵۹)	−۰,۱۲۳(۰/۰۲۳)	−۰/۵۳۴(۰/۶۹۱)	−۰/۳۷۵(۰/۰۸۴)
$\Delta y^*(-2)$	۰/۱۰۸(۰/۲۸۷)		−۰/۳۵۵(۰/۷۹۶)	
EC(-1)	−۰/۳۲(۰/۰۰۱)**	−۰/۴۰۶(۰/۰۴۴)*	−۰/۳۸۵(۰/۰۱۸)*	−۰/۱۰۵(۰/۰۰۵)**
R^2	۰/۸۸۶	۰/۷۲۷	۰/۹۷۸	۰/۳۵۹
D.W.	۱/۷۷۷	۱/۹۶۵	۱/۷۳۶	۲/۰۲۷
Serial Correlation	۳/۴۲۳(۰/۱۸۱)	۲/۱۱۳(۰/۳۴۷)	۱/۰۲۶(۰/۸۴۲)	۱/۶۱۱(۰/۴۴۶)
Heteroskedasticity	۱۴/۱۱۵(۰,۳۶۶)	۱۰/۶۶۳(۰/۱۵۴)	۱۴/۹۱۵(۰/۳۱۲)	۷/۹۶۹(۰/۳۳۵)
Normality	۵/۱۸۴(۰/۰۷۵)	۲/۰۴۸(۰/۳۵۹)	۰/۵۲۲(۰/۷۷۰)	۱/۹۹۱(۰/۳۶۹)
RESET Ramsy	۰/۱۱۵(۰/۷۳۵)	۰/۴۲۴(۰/۵۱۴)	۰/۱۴۷(۰/۶۲۹)	۰/۰۲۷(۰/۸۶۹)

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که از جدول (۳) مشاهده می‌گردد در کوتاه‌مدت رابطه علیت در سطح معنی‌داری پنج درصد از خالص دارایی‌های خارجی (nfa)، درجه باز بودن اقتصاد (open) و تولید داخلی (y) و تولید خارجی (y*) به حساب جاری در ایران وجود دارد. رابطه علی از طرف تولید خارجی ضعیف می‌باشد. برای چین رابطه علی از طرف خالص دارایی‌های خارجی (nfa)، درجه باز بودن اقتصاد (open)، نرخ ارز موثر حقیقی (reer) و تولید داخلی (y) به حساب جاری مشاهد می‌گردد. برای هند هیچ‌گونه رابطه علی معنی‌داری از طرف عوامل تعیین‌کننده حساب جاری مشاهده

نمی‌گردد. در کره‌جنوبی تنها دو متغیر تولید داخلی و تولید خارجی دارای رابطه علی کوتاه‌مدت به سمت حساب جاری است.

جدول ۳: نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت در معادله تصحیح خطای حساب جاری

	nfa	*open*	*reer*	*y*	*y**
ایران	۶/۲۹۸	۱۹/۹۴۴	۴/۳۲۷	۲۵/۳۹۶	۳/۶۵۷
	(۰/۰۴۳) **	(۰/۰۰۰)***	(۰/۱۱۵)	(۰/۰۰۰)***	(۰/۰۶۱)
چین	۱۲/۶۸۱	۲۵/۹۰۳	۴۶/۹۸۲	۹/۰۵۸	۱/۱۴۳
	(۰/۰۰۱)***	(۰/۰۰۰)***	(۰/۰۰۰)***	(۰/۰۰۲)***	(۰/۲۸۴)
هند	۴/۴۹۲	۰/۳۹۸	۰/۰۷۶	۰/۰۵۷	۰/۶۶۰
	(۰/۱۰۶)	(۰/۸۱۹)	(۰/۹۶۲)	(۰/۹۷۱)	(۰/۷۱۸)
کره جنوبی	۱/۸۹۷	۰/۹۹۱	۰/۱۳۶	۹/۹۹۴	۳/۰۵۲
	(۰/۱۶۸)	(۰/۳۱۵)	(۰/۷۱۲)	(۰/۰۰۱)***	(۰/۰۸۱)

اعداد داخل پرانتز سطح نهایی احتمال را نشان می‌دهد و علامت** و * به ترتیب سطح معنی‌داری ۰٫۰۵ و ۰٫۰۱ را نشان می‌دهد.

منبع: محاسبات تحقیق

۶-۴- تجزیه و تحلیل واریانس و تابع عکس‌العمل آنی

آزمون معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که براساس الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) صورت می‌پذیرد به عنوان آزمون علیت گرنجری درون نمونه تفسیر می‌شود، لذا این آزمون تنها برون‌زایی[1] یا درون‌زایی[2]متغیر وابسته را به مفهوم گرنجری آن در داخل دوره نمونه مشخص می‌سازد اما اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارائه نمی‌کند. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویای تکانه‌های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه واریانس (VDCS)[3]و توابع عکس‌العملی آنی (IRFS)[4]انجام می‌شود. روش تجزیه واریانس قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی این متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. لذا VDCS را می‌توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نام‌گذاری کرد. در این روش سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد. به طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش

1. Exogeneity
2. Endogeneity
3. Variance Decomposition
4. Impuls Response Functions

به تکانه‌های وارد شده به متغیرهای الگو را نشان می‌دهد. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم.

در جدول (۴) تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر حساب جاری برای ۲۰ دوره (فصل) و سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر حساب جاری در کوتاه‌مدت (فصل اول)، میان‌مدت (فصل چهارم) و بلندمدت (از فصل دوازدهم به بعد) نشان داده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، نوسانات حساب جاری در افق‌های زمانی مختلف برای تمامی کشورها عمدتاً توسط تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. در واقع این تکانه‌ها که شامل تغییر در مخارج دولتی و مالیات‌هاست، در ایران ۱۰۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی حساب جاری را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهد. در میان‌مدت ۸۰/۸۱ درصد و در بلندمدت ۴۴/۹۰ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی حساب جاری را تشریح می‌نماید. این تکانه در چین نسبت به سایر کشورها از اهمیت بالاتری برخوردار است.

متغیر تولید خارجی برای ایران، باز بودن اقتصاد برای چین، خالص دارایی‌های خارجی برای هند و کره جنوبی جهت تبیین خطای پیش‌بینی حساب جاری در درجه دوم اهمیت در توضیح‌دهی حساب جاری قرار دارد. به طوری که تولید خارجی برای ایران در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی را از خود نشان نداده اما در میان مدت ۹/۹۶ درصد و در بلند مدت ۱۸/۹۵ درصد خطای پیش‌بینی حساب جاری را تشریح می‌نماید.

برای ایران و کره جنوبی تولید داخلی، برای چین نرخ ارز موثر حقیقی و برای هند باز بودن اقتصاد در درجه سوم اهمیت در توضیح‌دهی حساب جاری قرار دارد. به طوری که تولید داخلی برای ایران در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی را از خود نشان نداده اما در میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۶/۵۴ درصد و ۷/۷۶ درصد از خطای پیش‌بینی حساب جاری را توضیح می‌دهد. برای چین نرخ ارز موثر حقیقی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی را از خود نشان نداده اما در میان‌مدت ۱۰/۵۴ درصد و در بلندمدت ۱۲/۹۶ درصد خطای پیش‌بینی حساب جاری را تشریح می‌نماید.

متغیر نرخ ارز موثر حقیقی برای ایران، خالص دارایی‌های خارجی برای چین، تولید داخلی برای هند و باز بودن اقتصاد برای کره جنوبی در درجه اهمیت چهارم در توضیح‌دهی حساب جاری قرار دارد. به طوری که در ایران متغیر نرخ ارز موثر حقیقی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نداده اما در میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۶۸ درصد و ۹/۰۹ درصد از خطای پیش‌بینی

حساب جاری را تبیین می‌نماید. برای چین خالص دارایی‌های خارجی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نداده اما در میان‌مدت ۱/۷۶ درصد و در بلندمدت ۱/۸۱ درصد خطای پیش‌بینی حساب جاری را تشریح می‌نماید. برای هند میزان تولید داخلی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نداده اما در میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۲۰/۵۸ درصد و ۲۱/۰۳ درصد از خطای پیش‌بینی حساب جاری را تبیین می‌نماید. برای کره جنوبی میزان باز بودن اقتصاد در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی را از خود نشان نداده اما در میان‌مدت ۸/۲۳ درصد و در بلندمدت ۱۰/۱۰ درصد خطای پیش‌بینی حساب جاری را تشریح می‌نماید.

برای ایران متغیر خالص دارایی‌های خارجی، برای چین متغیر تولید داخلی، برای هند متغیر نرخ ارز موثر حقیقی و برای کره جنوبی متغیر تولید خارجی در درجه اهمیت پنجم در توضیح‌دهی حساب جاری قرار دارد. به طوری که در ایران متغیر خالص دارایی‌های خارجی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نداده اما در میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۱/۷۵ درصد و ۸/۸۷ درصد از خطای پیش‌بینی حساب جاری را تبیین می‌نماید. برای هند متغیر نرخ ارز موثر حقیقی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نداده اما در میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۷۵ درصد و ۱/۷۰ درصد از خطای پیش‌بینی حساب جاری را تبیین می‌نماید.

برای ایران متغیر درجه باز بودن اقتصاد، برای چین و هند متغیر تولید خارجی و برای کره جنوبی متغیر نرخ ارز موثر حقیقی از اهمیت ششم در توضیح‌دهی حساب جاری قرار دارد. در ایران متغیر درجه باز بودن اقتصاد در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی را از خود نشان نداده اما در میان‌مدت ۰/۲۵ درصد و در بلندمدت ۹/۶۲ درصد خطای پیش‌بینی حساب جاری را تشریح می‌نماید. برای هند متغیر تولید داخلی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نداده اما در میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۸۹ درصد و ۱/۰۲ درصد از خطای پیش‌بینی حساب جاری را تبیین می‌نماید. در کره جنوبی متغیر نرخ ارز موثر حقیقی در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی را از خود نشان نداده اما در میان‌مدت ۱/۵۶ درصد و در بلندمدت ۳/۳۵ درصد خطای پیش‌بینی حساب جاری را تشریح می‌نماید.

توابع عکس‌العمل آنی (IRFS) همانند (VDCS) یک نمایش میانگین متحرک از الگوی (VAR) یا VECM می‌باشد. IRFS رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد هر جزء تصادفی معادله بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند. لذا به آن‌ها تکانه یا ضربه واحد می‌گویند. مبدأ

مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت اولیه و پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی پویایی دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه مشخص می‌گردد.

جدول ۴: تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر حساب جاری

دوره (فصل)	Ca	Nfa	open	reer	y	y*
۱ (ایران)	۱۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۴	۸۰/۸۰۷	۱/۷۴۹	۰/۲۵۳	۰/۶۸۷	۶/۵۴۲	۹/۹۶۲
۱۲	۴۴/۸۹۶	۸/۸۵۷	۹/۶۲۰	۹/۹۰۴	۷/۷۶۱	۱۸/۹۵۲
۲۰	۳۸/۶۳۴	۸/۳۴۸	۱۲/۹۴۸	۹/۱۶۷	۱۳/۰۳۹	۱۷/۸۶۳
۱ (چین)	۱۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۴	۶۵/۹۹۳	۱/۷۵۹	۱۹/۶۸۹	۱۰/۵۴۸	۱/۶۴۵	۰/۳۶۵
۱۲	۶۱/۵۰۲	۱/۸۰۷	۲۱/۳۷۹	۱۲/۹۵۷	۱/۶۵۱	۰/۷۰۳
۲۰	۶۱/۰۸۶	۱/۷۷۸	۲۱/۵۵۰	۱۳/۱۶۹	۱/۶۸۹	۰/۷۲۶
۱ (هند)	۱۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۴	۴۸/۲۸۹	۱۵/۷۱۹	۱۳/۷۶۴	۰/۷۵۱	۲۰/۵۸۳	۰/۸۹۳
۱۲	۴۷/۱۵۸	۱۵/۵۲۴	۱۳/۵۳۶	۱/۷۰۳	۲۱/۰۲۹	۱/۰۱۹
۲۰	۴۵/۴۷۰	۱۵/۸۱۶	۱۳/۰۰۲	۱/۸۹۶	۲۲/۶۹۳	۱/۱۲۱
۱ (کره جنوبی)	۱۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۴	۸۳/۴۷۷	۱/۷۲۹	۸/۲۳۰	۱/۵۶۳	۳/۲۰۸	۱/۷۹۳
۱۲	۵۸/۷۴۳	۱۴/۵۸۴	۱۰/۱۰۲	۳/۳۴۹	۸/۴۷۶	۴/۷۴۵
۲۰	۵۳/۲۰۹	۱۴/۸۰۷	۸/۷۲۱	۸/۷۹۶	۹/۱۳۷	۵/۳۲۹

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار (۱) تاثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار بر متغیرهای خالص دارایی‌های خارجی، درجه باز بودن اقتصاد، نرخ ارز موثر حقیقی، تولید داخلی و تولید خارجی بر حساب جاری برای ایران را نشان می‌دهد.[۱] نمودار (1A) تکانه ناشی از خالص دارایی‌های خارجی (به اندازه یک انحرف معیار) به حساب جاری را برای ایران نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌گردد، در اثر تکانه مذکور، در دوره اول حساب جاری به میزان ۰٫۱ درصد کاهش یافته و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اثر کاهشی این تکانه تا دوره سوم ادامه داشته و به میزان ۰٫۰۷ درصد پایین‌تر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. اما بعد از این دوره اثر تکانه مذکور بر حساب جاری افزایشی بوده به طوری که در دوره ششم به حداکثر مقدار ۰٫۱۵ درصد بالای

[۱]. با توجه به حجم بالای نمودارهابرای کشورهای منتخب آسیایی لذا تنها نمودار ایران گزارش شده است و برای سایر کشورها تنها به تحلیل آن اشاره شده است.

وضعیت پایه قرار می‌گیرد. پس از آن اثر افزایشی این تکانه با اندکی کاهش مواجه شده و در بلندمدت در سطح ۰٫۱۸ درصد زیر وضعیت پایه و موازی با خط افقی پایدار می‌گردد. تکانه ناشی از خالص دارایی‌های خارجی (به اندازه یک انحرف معیار) به حساب جاری برای چین نشان می‌دهد که در اثر تکانه مذکور، در دوره اول حساب جاری به میزان ۲٫۹۶ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر تکانه مذکور بر حساب جاری در دوره دوم به بعد تراز حساب جاری را کاهش و ۰٫۸۷ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌دهد. اما بعد از این دوره با اندکی نوسان اثر تکانه مذکور در بلندمدت در سطح ۰٫۱۵ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه پایدار باقی می‌ماند. چنین تحلیلی برای هند و کره جنوبی نیز صادق است.

نمودار (1B) تکانه ناشی از میزان باز بودن اقتصاد (به اندازه یک انحرف معیار) به حساب جاری را برای ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، در اثر تکانه مذکور، در دوره اول حساب جاری به میزان ۰٫۱۶ درصد کاهش یافته و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. به طوری که چنین اثر کاهشی تا دوره نهم ادامه یافته و به ۰٫۰۱ درصد پایین‌تر از وضعیت تعادل قدیم بالغ می‌گردد. اما از این دوره به بعد اثر تکانه مذکور بر حساب جاری افزایشی بوده و در بلندمدت در سطح ۰٫۵۵ درصد بالای وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد. چنین تحلیلی برای کره جنوبی نیز صادق است. تکانه ناشی از میزان باز بودن اقتصاد به حساب جاری برای چین نشان می‌دهد که در دوره اول حساب جاری به میزان ۴٫۱۶ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما از این دوره به بعد اثر تکانه مذکور بر حساب جاری کاهشی بوده به طوری که در دوره دوم ۱٫۴۴ درصد پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد و در نهایت با اندکی نوسان در بلندمدت در سطح ۰٫۹۹ درصد بالای وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد. چنین تحلیلی برای هند نیز صادق است.

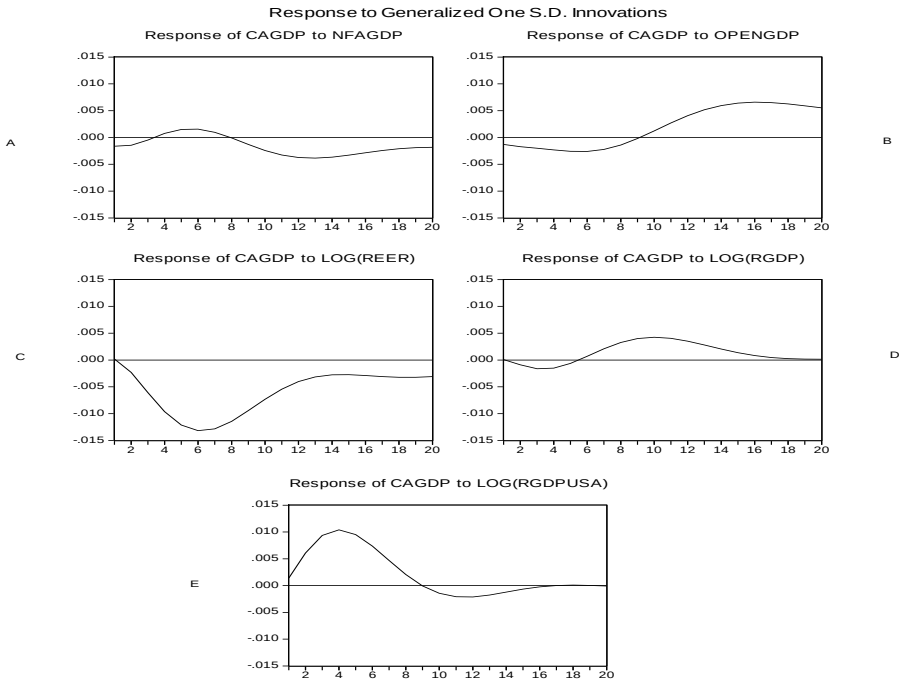
نمودار (1C) تکانه ناشی از میزان باز بودن اقتصاد (به اندازه یک انحرف معیار) به حساب جاری را برای ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، در اثر تکانه مذکور، در دوره اول حساب جاری به میزان ۰٫۰۱ درصد افزایش می‌یابد و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر افزایشی تکانه مذکور به تدریج کاهش یافته و در دوره ششم ۰٫۱۳ زیر وضعیت پایه قرار می‌گیرد. در نهایت با اندکی نوسان در بلندمدت در سطح ۰٫۳۰ درصد زیر وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد. چنین تحلیلی برای کره جنوبی نیز صادق است. تکانه ناشی از میزان باز بودن اقتصاد به حساب جاری برای چین نشان می‌دهد که، در دوره اول حساب جاری به میزان ۱٫۵۲

درصد کاهش می‌یابد و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر کاهشی تکانه مذکور به تدریج کاهش یافته و در دوره سوم به ۰,۷۳ درصد زیر وضعیت پایه قرار می‌گیرد. در نهایت با اندکی نوسان در بلندمدت در سطح ۲,۳۰ درصد زیر وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد. تکانه ناشی از میزان باز بودن اقتصاد به حساب جاری برای هند نشان می‌دهدکه در اثر تکانه مذکور، در دوره اول حساب جاری به میزان ۰,۲۳ درصد کاهش می‌یابد و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر کاهشی تکانه مذکور به تدریج کاهش یافته و در دوره دوم به ۰,۱۴ درصد بالای وضعیت پایه قرار می‌گیرد. در نهایت با اندکی نوسان در بلندمدت در سطح ۰,۰۱ درصد زیر وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد.

نمودار (۱D) تکانه ناشی از تولید داخلی (به اندازه یک انحرف معیار) به حساب جاری را برای ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، در اثر تکانه مذکور در دوره اول حساب جاری به میزان ۰,۰۷ درصد افزایش و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر افزایشی تکانه مذکور به تدریج کاهش یافته و در دوره ششم به ۱,۳ درصد زیر وضعیت پایه قرار می‌گیرد. در نهایت با اندکی نوسان در بلندمدت در سطح ۰,۰۱ درصد بالای وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد. چنین تحلیلی برای هند نیز صادق است. تکانه ناشی از تولید داخلی به حساب جاری برای چین نشان می‌دهد که، در دوره اول حساب جاری به میزان ۰,۶۴ درصد کاهش می‌یابد و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. در نهایت با اندکی نوسان در بلندمدت در سطح ۰,۶۹ درصد پایین وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد. چنین تحلیلی برای کره جنوبی نیز صادق است.

نمودار (۱E) تکانه ناشی از تولید خارجی (به اندازه یک انحرف معیار) به حساب جاری را برای ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، در اثر تکانه مذکور در دوره اول حساب جاری به میزان ۰,۱۳ درصد افزایش می‌یابد و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر افزایشی تکانه مذکور به تدریج افزایش یافته و در دوره چهارم به ۰,۰۲ درصد در بلندمدت بالای وضعیت پایه و موازی محور افق پایدار می‌گردد. چنین تحلیلی برای چین و کره جنوبی نیز صادق است. تکانه ناشی از تولید خارجی به حساب جاری برای هند نشان می‌دهد در اثر تکانه مذکور، در دوره اول حساب جاری به میزان ۱۹,۵۳ درصد افزایش و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر افزایشی تکانه مذکور به تدریج کاهش یافته و در دوره دوم به ۱۳,۴۴ درصد پایین وضعیت پایه

قرار می‌گیرد. در نهایت با اندکی نوسان در بلندمدت در سطح ۰٫۸۶ درصد بالای وضعیت تعادل پایه و موازی خط افق پایدار می‌گردد.



نمودار ۱: توابع عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافته ناشی از تکانه وارد بر متغیرهای دستگاه و اثر آن بر حساب جاری ایران

منبع: محاسبات تحقیق

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در مقاله حاضر به بررسی عوامل تعیین‌کننده بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت حساب جاری ایران و شرکای عمده تجاری مبتنی بر روش هم‌جمعی جوهانسن- جوسیلیوس و با استفاده از داده‌های فصلی ۹۵-۱۳۶۰ پرداخته شد. برای تجزیه و تحلیل حساب جاری از الگوهای تراز پس‌انداز- سرمایه‌گذاری و همچنین رویکرد بین دوره‌ای استفاده گردید. نتایج حاکی از رفتار ناهمگنی در تراز حساب جاری کشورهای نمونه است. شواهد تجربی حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت تعادلی معادله تراز حساب جاری و عوامل تعیین‌کننده آن می‌باشد که رابطه مورد بررسی هماهنگ و مطابق با انتظارات نظری است. در بلندمدت متغیرهای خالص دارایی‌های خارجی، درجه باز بودن اقتصاد و تولید داخلی اهمیت بالایی در تعیین رفتار تراز حساب جاری دارند. در

کوتاه‌مدت علاوه بر متغیرهای مذکور تا حدودی نرخ ارز موثر حقیقی در توضیح‌دهی تراز حساب جاری کشورهای نمونه موثر می‌باشند.

به منظور پویایی‌های کوتاه‌مدت درون نمونه و برون نمونه‌ای از ابزارهای مدل‌های تصحیح خطا و تجزیه واریانس (VDCS) و تابع عکس‌العمل آنی (IRFS) استفاده گردید. نتایج حاصل از VECM نشان‌دهنده وجود علیت از طرف متغیرهای سمت راست مدل به سمت متغیر حساب جاری است. به عبارت دیگر حاکی از درون‌زایی متغیر وابسته می‌باشد. از طرف دیگر شواهد ناشی از VDCS حاکی از آن است‌که متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد، نرخ ارز موثر حقیقی و تولید خارجی نقش تعیین‌کننده‌ای در توضیح‌دهی برون نمونه‌ای حساب جاری داشته است. همچنین شواهد IRFS حاکی از وجود همگرایی در سیستم رابطه تعادلی بلندمدت است.

در اقتصاد ایران ضریب متغیر خالص دارایی خارجی در رابطه بلندمدت معنی‌دار نبوده و بیان‌گر آن است که این متغیر تراز حساب جاری را در بلند مدت تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. رابطه بین درجه باز بودن اقتصاد و حساب جاری ایران منفی ارزیابی شده است که مشابه با نتیجه مطالعه چین و پراسد (۲۰۰۳) برای کشورهای در حال توسعه است. رابطه منفی حاکی از آن است که اتخاذ سیاست آزادسازی تجاری و بازشدن درب‌های اقتصاد به اقتصاد جهانی، حساب جاری را با کسری مواجه می‌سازد. زیرا در این شرایط ورود سرمایه‌های خارجی به دلیل شرایط سودآور سرمایه‌گذاری در داخل کشور افزایش می‌یابد. به عبارت بهتر هرچه اقتصاد مشارکت بالایی در تجارت جهانی داشته باشد باعث جذب سرمایه خارجی بیشتر شده و همچنین مخارج داخلی از طریق بدهی خارجی نسبت به درآمد (تولید داخلی) افزایش می‌یابد و به تبع آن حساب جاری با کسری مواجه می‌گردد. از طرف دیگر اقتصادهای بازتر توانایی بهتری برای تامین مالی بدهی‌های خارجی از طریق درآمدهای صادراتی دارند. ضریب متغیر درجه باز بودن اقتصاد برای ایران در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار برآورد شده است و ضریب آن منفی ارزیابی شده است که مشابه با نتیجه مطالعه چین و پراسد (۲۰۰۳) برای کشورهای در حال توسعه است. ضریب نرخ ارز موثر حقیقی برای ایران مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است. این امر سازگار با دو تئوری ماندل- فلمینگ و شرط مارشال لرنر است. در واقع یک درصد افزایش reer (کاهش ارزش پول ملی) به میزان ۰/۴۳ درصد تراز حساب جاری ایران را بهبود می‌بخشد. ضریب تولید ناخالص داخلی (y) در ایران منفی و از نظر آماری معنی‌دار است. به عبارت دیگر افزایش تولید ناخالص داخلی به افزایش واردات منجر شده و تراز حساب جاری را با کسری مواجه می‌سازد که همگام با تئوری رهیافت کشش

حساب جاری است. اما ضریب تولید خارجی دارای اثر معنی‌داری در بلند مدت بر حساب جاری در اقتصاد ایران نیست.

ضریب EC(-1) در طول کشورها از مقادیر متفاوتی برخوردار است. در کوتاه‌مدت نرخ ارز موثر حقیقی و درجه باز بودن اقتصاد در ایران از اهمیت بالایی برخوردار است و نتایج بر اساس تحلیل‌های VDCs و IRFs مورد تایید قرار می‌گیرد.

References

Alessandriam, G. A. and Horag, C. (2019). "The Dynamics of the U.S. Trade Balance and Real Exchange Rate: The J Curve and Trade Costs?" . Working Paper 25563.

Aristovnik, A. (2007). "Short and Medium Term Determinants of Current Account Balances in Middle East and North Africa Countries". The William Davidson Institute at the University of Michigan, Working Paper no. 862, March.

Barro, R. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?". Journal of Political Economy **82**: 1095-1117.

Bergin, P. R. and Sheffrin S. M. (2000). "Interest Rates, Exchange Rates and Present Value Models of the Current Account". The Economic Journal **110**(463): 535-558.

Bussier, M. Fratzscher, M. and Muller, G. J. (2004). "Current Account Dynamics in OECD Acceding Countries an Intertemporal Approach". European Central Bank, Working Papers Series no. 311, February.

Chinn, M. D. and Prasad, E. S. (2003). "Medium-Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration". Journal of International Economics **59**(1) (January): 47-76.

Debelle, G. and Faruqee, H. (1996). "What Determines the Current Account? A Cross-Sectional and Panel Approach". IMF Working Paper WP/96/58.

Diamond, P. A. (1965). "National Debt and the Neoclassical Economic Growth". American Economic Review **55**: 1125-50.

Dibooglu, S. (1997). "Accounting for US Current Account Deficits: An Empirical Investigation". Applied Economics **29**: 787-793.

Edwards, S. (2004). "Thirty Years of Current Account Imbalances, Current Account Reversals and Sudent Stops". NBER, Working Paper 10276.

Edwards, S. and Ostry, J.D. (1990). "Anticipated Protectionist Policies, Real Exchange Rates, and the Current Account: The Case of Rigid Wages". Journal of International Money and Finance **9**: 206-19.

Faalju, H. R. & Nazari Sefidan, R. (2019). "Investigating the Nonlinear Effect of Real Exchange Rate on Iran's Balance of Trade: Smooth Transition Regression Approach". Quarterly Journal of Economic Research and Policies **26**(88): 245-268.

Faini, R. (1994). "Export Supply, Capacity and Relative Prices". Journal of Development Economics **45**(1): 81-100.

Farzam, V. Ansari-Samani, H. & Mahmoodi, Z. (2017). "Short-term and Long-term Effects of Exchange Rate on Bilateral Trade between Iran and the European and Asian partners (Using the Approach Panel Fmols)". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies **5**(19): 81-103.

Feldstein, M. S. (1976). "Perceived Wealth in Bonds and Security :A Comment". Journal of Political Economy **84**: 331-36.

Goldfajn, I. and Valdes, R. (1999). "The Aftermath of Appreciations". Quarterly Journal of Economics **114** (February): 229-62.

Grigoryan, G. (2015). "The J-Curve Effect on the Trade Balance in Armenia". International Journal of Economics, Finance and Management Sciences **3**(3): 270-278.

Herrmann, S. & Jochem, A. (2005). "Determinants of Current Account Developments in the Central and East European EU Member States - Consequences for the Enlargement of the Euro Area". Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2005, 32, Deutsche Bundesbank.

Hylleberg, S. Engle, R.F. Granger, C.W.J. & Yoo, B.S. (1990). "Seasonal Integration and Cointegration". Journal of Econometrics **44**(1): 215-238.

Ivanov, V. and Lutz, K. (2005). "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis". Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics **9**(1): 4-37.

Johnson, H. G. (1973). *Further Essays in Monetary Economics*, First ed., Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Kaufmann, S. Scharler, J. and Winckler, G. (2002). "The Austrian Current Account Deficit: Driven by Twin Deficits or by Intertemporal Expenditure Allocation?" . Empirical Economics **27**(3): 529-542.

Korkmaz, A. and Bilman, M.E. (2016). "The S-curve Behaviour of the Trade Balance: A Stepwise Procedure". Foreign Trade Review **52**(1): 1-14.

Lane, P. R. (2000). "International Investment Positions: A Cross-Sectional Analysis". Journal of International Money and Finance **19**(4): 513-534.

Lee, J. Milesi-Ferretti, G. M, Ostry, J. Prati, A. and Ricci, L. A. (2008). "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies". IMF Occasional Paper No. 261.

Lopes, A.F. & Sequeira, T.N. (2010). "The Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade in Central and Eastern European Countries". Economics Research Center, Lisbon University Institute, Working Paper 03/10.

Mundell, R. A. (1968). *International Economics*, First ed., New York: MacMillan.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1994). "The Intertemporal Approach to the Current Account". NBER, Working Paper 4893.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". Journal of Political Economy **103**(3): 624-660.

Sachs, J. D. (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s". Brookings Papers on Economic Activity **1**: 201-282.

Wu, S. (2018). "Estimation of the J-Curve: An Empirical Analysis Based on the Trade Balance between Australia and China". International Journal of Trade, Economics and Finance **9**(2): 88-95.

Yang, L. (2010). "An Empirical Analysis of Current Account Determinants in Emerging Asian Economics". Economics Section, Cardiff Business School, Cardiff University, UK, Working Paper, February.

Original Research Article

An analysis of the factors affecting Iran's current account balance: A comparative study

Reza Mohseni[1*]

Received: 07-07-2019 Accepted: 27-12-2019

Introduction: The determinants of the current account balance are among the most important issues in open economies. Identifying the determinants of this balance in the short and long runs is of importance for policy makers. The function of the current account balance involves important information about an economy's performance. It also provides valuable macroeconomic policy recommendations. There are several theoretical models existing in the literature to explain the behavior of the current account balance. Each of them makes different predictions about the elements determining the balance as well as the sign and magnitude of the relationships between the current account fluctuation and its determinants. First, its significance stems from the fact that the current account balance, reflecting the saving-investment ratio, is closely related to the status of the fiscal balance and private savings which are the key factors of economic growth. Second, a country's balance on the current account is the difference between its exports and imports, reflecting the totality of domestic residents' transactions with foreigners in markets of goods and services. Third, since the current account balance determines the evolution of a country's stock of net claims on the rest of the world over time, it reflects the intertemporal decisions of (domestic and foreign) residents. Consequently, policymakers try to explain current account balance movements, assess their sustainable levels and induce changes to the balance through proper measures.

Methodology: In the present paper, we examine the determinants of the current account balance in Iran based on a cointegration approach and a vector error correction model using seasonal data for 1981-2016. It is also estimated for the selected Asian countries. The initial aim of the empirical research is to identify the main (short- and long-term) determinants of the current account deficits. Following previous theoretical and empirical

[1]. Assistant Professor, Member of Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Research Fellow of Center for Economic and Political Studies, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
Email: re_mohseni@sbu.ac.ir

studies, we estimate a model. The objective of this paper is to examine both the long-run and short-run impacts of the initial stock of net foreign assets, degree of openness to international trade, real exchange rate and relative income on the current accounts for eight selected emerging Asian economies since the 1980s. Four sample economies are Iran, China, India and Korea. Based on the preliminary analysis of the data presented in the last section, all the variables in this study are non-stationary and follow a process. As a general rule, non-stationary time series should not be used in regression models in order to avoid the problem of spurious regression. However, Engle and Granger (1987) pointed out that a linear combination of two or more non-stationary series may be stationary. If such a stationary linear combination does exist, the non-stationary time series are said to be co-integrated, and the stationary linear combination can be interpreted as a long-run equilibrium relationship among the variables.

Given the above considerations, we used the co-integration test proposed by Johansen and Juselius (1990), which is a vector-based autoregressive approach, to examine the underlying co-integrating relationships among the variables specified. Given the non-stationary nature of the data used in this study, this paper adopts a co-integrated VAR approach to analyze current account balances and a set of macroeconomics determinants. Johansen and Juselius' (ibid) co-integration test is first applied to detect the co-integration between current account balances and potential explanatory variables within a VAR framework. In the presence of co-integration, the long-run impacts of all the explanatory variables of current accounts are analyzed based on the estimated co-integrating parameters, while the short-run impacts of all the explanatory variables of the current account are investigated according to the estimation of the vector error correction model (VECM). Compared with a single-equation residual-based approach, Johansen and Juselius's test is superior in two main aspects. First, all the variables in the VAR system are assumed to be endogenous in the Johansen and Juselius's test, even if some of them do not serve as dependent variables. As a result, it avoids the problem of normalizing the co-integrating vector on one of the variables or of imposing a unique co-integrating vector, as in the single-equation residual-based test (for example, the 2-step co-integration test by Engle-Granger, 1987). Second, Johansen and Juselius's approach can address the multi-co-integration problem when there are more than two variables involved in the test, whereas a single-equation residual-based test is only able to find one co-integrating relationship despite the number of variables involved in the test. This second advantage of Johansen and Juselius's test is especially important to this study given that there are five variables involved in the analysis of current account behavior. The power of Johansen and Juselius' test is greater than that of the EG test. For all these reasons, this study applies Johansen and Juselius' test to explore the co-integrating

relationship(s) between the current account balance and the explanatory variables.

Results and Discussion: The results indicate a long-term equilibrium relationship between the current account balance and such determinants as net foreign asset variables, the degree of openness of the economy, and internal production. In the short run, in addition to the mentioned variables, the effective real exchange rate has a weak effect on the current account balance of the sample countries.

Conclusion: Since several studies have highlighted the part played by large current account deficits in the run-up to financial crisis episodes, a considerable body of research has been done on current account determinants recently. Although the selected Asian countries have been facing turbulent current account dynamics over the past three decades, they have not been the subject of enough empirical studies. In this respect, the current paper seeks to fill in this gap in the empirical literature by assessing a wide range of (short- and long-term) determinants of the current account balance as suggested by the (theoretical and empirical) literature. The empirical results are in ways consistent with previous theoretical and empirical studies.

Keywords: Current account balance, Trading partners, Asain economies, Vector autoregressive model, Cointegration, Iran.

JEL Classification: C32, F32, F41.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

برآورد تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات

حسن حیدری[۱]
مرتضی عزتی[۲]
پروین مریدی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۱۱

چکیده

نظر به اهمیت مسأله اشتغال در پیشرفت و توسعه کشور، این پژوهش به بررسی مؤلفه‌های تأثیرگذار بر اشتغال پرداخته است. از جمله عوامل تأثیرگذار بر اشتغال، تحریم‌های اقتصادی می‌باشد. در این تحقیق، اثرگذاری تحریم بر اشتغال بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۷ بررسی شده است. جهت بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی در گام اول پژوهش حاضر تلاش شده است تا شاخصی جدید برای اندازه‌گیری تحریم در مدل‌سازی اقتصادی مورد بهره‌برداری قرار گیرد. بدین منظور با بکارگیری روش تحلیل عاملی شاخص مذکور محاسبه شد. در این خصوص یازده متغیر که دارای اثرپذیری بالایی از تحریم‌ها بودند در فرآیند شاخص‌سازی تحریم مورد استفاده قرار گرفتند. در ادامه به منظور دستیابی به هدف پژوهش دو مدل مختلف تدوین شده و در نهایت به تخمین مدل‌ها، با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان پرداخته شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تاثیر تحریم‌ها بر اشتغال سه بخش صنعت، کشاورزی و خدمات یکسان نبوده و تحریم‌های اقتصادی به‌طور معنی‌داری باعث کاهش اشتغال بخش‌های صنعت و خدمات شده‌اند. همچنین نتایج حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش کشاورزی در طی دوره زمانی تحقیق بوده است.

واژه‌های کلیدی: اشتغال، رشد اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی، تحلیل عاملی، سیستم معادلات همزمان.

Keywords: Employment, Economic Growth, Economic Sanctions, Factor Analysis, System of Simultaneous Equations

JEL Classification: F51, J21, C3.

۱. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول) Hassan.heydari@modares.ac.ir

۲. دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس mezzati@modares.ac.ir

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس p.moridi@modares.ac.ir

۱- مقدمه

اشتغال و بیکاری مساله مهمی در کشورهای مختلف، از جمله ایران است و پیش نیاز برطرف ساختن این مشکل، شناسایی عوامل مؤثر بر آن است. تاکنون مؤلفه‌های مختلفی موثر بر اشتغال بررسی شده است اما یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر اشتغال، تحریم‌های اقتصادی است.

با توجه به اهمیت بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات که نقش چشمگیری در ایجاد اشتغال ایفا می‌کنند، مطابق آمارهای ارائه شده از مرکز آمار و اطلاعات راهبردی وزارت کار، سهم اشتغال در بخش صنعت حدود ۳۳,۶ درصد، در بخش کشاورزی ۱۸,۹ درصد و در بخش خدمات ۴۷,۵ درصد است[1]؛ تجزیه و تحلیل تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش‌های مذکور اتخاذ تصمیم‌گیری‌های مناسب در جهت حل مساله اشتغال و بیکاری را ممکن می‌سازد. در همین راستا این پژوهش درصدد است که ابتدا شاخص کمی تحریم را محاسبه و سپس تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات را با استفاده از سیستم معادلات همزمان بررسی کند.

برای انجام این پژوهش در گام نخست نیازمند تبیین نظری تحریم‌های اقتصادی و تقاضای نیروی کار هستیم. بعد از آن پیشینه‌ی تحقیق که دربرگیرنده مطالعات تجربی صورت گرفته در داخل و خارج کشور است بیان می‌شود. در گام دوم به بررسی مدل پژوهش، شرح مختصری از متغیر وابسته، متغیرهای مستقل داده‌ها و جامعه آماری و ارتباط میان تحریم‌های اقتصادی، رشد اقتصادی و اشتغال پرداخته می‌شود. درگام بعدی به منظور بررسی اهداف پژوهش که بررسی اثر تحریم اقتصادی بر اشتغال بخش‌های اقتصادی مذکور و نیز روابط موجود بین رشد اقتصادی و اشتغال هر بخش است می‌توان یک مجموعه معادلات را تشکیل داد و با استفاده از روش‌های برآوردی سیستم معادلات و با توجه به شرایط ویژه هر یک از سیستم معادلات به برآورد آن‌ها پرداخت. برای این منظور ابتدا سیستم معادلات و متغیرهای مدل معرفی شده و آزمون‌های لازم از جمله آزمون همزمانی و قطری بودن برای برآورد این سیستم معادلات انجام خواهد گرفت و در نهایت با توجه به نتایج آزمون‌های مذکور روش مناسب برای سیستم معادلات همزمان از میان روش‌های OLS[2]، 2SLS[3]، 3SLS[4] و SUR انتخاب خواهد شد.

---

[1]. مرکز آمار ایران

[2]. Ordinary Least Squares

[3]. Two-Stage Least Squares

[4]. Three-Stage Least Squares

۲- ادبیات موضوع

تحریم اقتصادی: هر قیدی که بوسیله‌ی کشور فرستنده بر تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی کشور هدف در راستای وادار ساختن تغییر سیاستی وضع شود، تحریم اقتصادی نامیده می‌شود.

کمیسیون حقوق بین‌الملل تحریم را اقدامی می‌داند که از سوی گروهی از دولت‌ها و یا در چارچوب یک سازمان بین‌الملل اعمال می‌شود.

ایلر[2]تحریم‌های اقتصادی را این چنین تعریف می‌کند: منظور از تحریم اقتصادی کاهش یا متوقف کردن یا تهدید به توقف روابط اقتصادی و تجاری و مالی متعارف با کشور هدف از سوی کشور یا کشورهای تحریم کننده است. در واقع تحریم سلاحی اقتصادی در میدان مبارزه‌ای غیر نظامی است که دیپلماسی را از گفت و گو فراتر می‌برد و وارد حوزه عمل می‌کند (ایلر، ۲۰۰۷).

۲-۱- تقسیم‌بندی تحریم‌ها

تقسیم‌بندی‌های بسیار متفاوتی از تحریم‌ها بیان شده است (شکل۱) که در این‌جا سعی شده به طور خلاصه به مهمترین آن‌ها پرداخته شود.

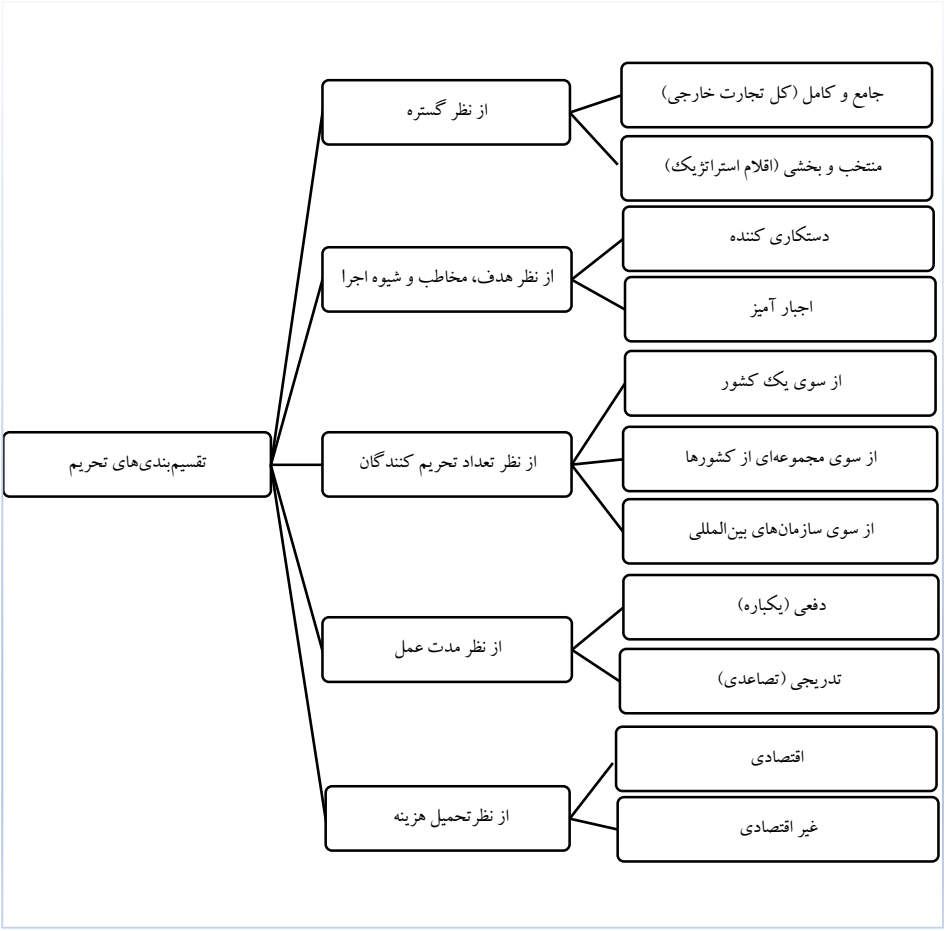
از یک منظر تحریم‌ها به دو بخش جامع و کامل و منتخب و بخشی تقسیم می‌شوند. تحریم‌های جامع و کامل تمامی تجارت کشور هدف را تحت تاثیر قرار می‌دهد، در حالی که تحریم‌های منتخب و بخشی بیشتر تجارت کالاهای استراتژیک را هدف می‌گیرد.

از منظری دیگر تحریم‌ها به دو نوع کلی تحریم‌های اجبارآمیز و تحریم‌های دستکاری‌کننده یا اعمال نفوذکننده تقسیم می‌شوند. وجه تمایز دو نوع مذکور در مخاطب، هدف و شیوه اجرا (یا اطلاع رسانی) آن‌ها می‌باشد (زهرانی، ۱۳۷۶). در تحریم اجبارآمیز مخاطب، حکومت‌ها و هدف از آن تغییر رفتار می‌باشد و نیز در این روش اجرای تحریم به صورت آشکار و مستقیم اعلام می‌گردد. اما در تحریم دستکاری‌کننده مخاطب، مردم می‌باشند و هدف از آن بی‌ثبات‌سازی جامعه خواهد بود. همچنین روش اجرای این تحریم نهان و پیچیده است. مزیت تحریم دستکاری‌کننده از نظر کارایی بر تحریم اجبارآمیز در این است که چون در شرایط فقدان یک پیام، پیوند دادن فرستنده با تحریم‌ها مشکل می‌گردد، لذا تحریم‌های دستکاری‌کننده می‌توانند به عنوان یک سیاست کم‌تنش استفاده شده و بدین طریق از واکنش‌های متعددی که تحریم اجبارآمیز به وجود می‌آورد اجتناب گردد (مروم، ۱۹۹۰).

---

[1]. Seemingly Unrelated Regressions

[2]. Eyler



شکل ۱: تقسیم‌بندی تحریم‌ها با در نظر گرفتن معیارهای مختلف

منبع: زهرانی و دیگران (۱۳۷۶)

از بعد دیگر تحریم‌ها از نظر تعداد تحریم‌کنندگان تقسیم می‌شوند. از دیدگاه تاریخی، تحریمی که فقط از طرف یک کشور علیه کشور هدف وضع می‌گردد دارای پیشینه‌ای ضعیف در دستیابی به اهداف امنیت ملی و دیگر خواسته‌های سیاست خارجی می‌باشد. تحریمی که در اعمال آن بیش‌تر از یک کشور سهیم باشند بار مالی و تجاری شدیدی را به کشور هدف برای تغییر سیاست مورد اعتراض وارد می‌سازد. چرا که کشور هدف امکان یافتن جانشین برای کم کردن زیان اقتصادی را ندارد. همچنین بخش بزرگی از تولید ناخالص ملی این کشور به واسطه‌ی نیاز به

مراودات تجاری و سرمایه‌گذاری بین‌المللی تحت تاثیر تحریم واقع خواهد شد (گالتونگ[1]، ۱۹۶۷). از منظر دیگری تحریم‌ها می‌توانند به صورت یکباره و یا تدریجی بر کشور هدف تحمیل گردند.

در پایان تحریم‌ها از لحاظ تحمیل هزینه به دو نوع اقتصادی و غیر اقتصادی تقسیم می‌شوند: تحریم اقتصادی برای هدف‌های استراتژیک با تحریم برای سایر منافع اقتصادی یا غیر استراتژیک تفاوت دارد. زیرا تحریم برای هدف‌های استراتژیک معمولا جایگزین گزینه جنگ می‌شود و لذا هزینه اقتصادی آن به مراتب از جنگ کمتر و برای کشور یا کشورهای اعمال‌کننده کاملا قابل توجیه است. گذر به تحریم‌های اقتصادی برای هدف‌های استراتژیک معمولا چهار مرحله‌ای است: اول، تشویق کشور هدف به طور خصوصی و از راه مذاکره دوجانبه؛ دوم، درخواست علنی از کشور هدف و اعلام عمومی آن؛ سوم، مشورت با متحدین برای اقدام‌های بعدی و اقدام نظامی در صورت نیاز؛ چهارم، آغاز تحریم از سطح غیر اقتصادی.

تحریم غیر اقتصادی: این تحریم‌ها معمولا قبل از تحریم‌های اقتصادی آغاز می‌شود و هدف آن ترغیب کشور هدف به تغییر سیاست مورد نظر است. تحریم غیر اقتصادی بر مبنای بی‌توجهی به اعتبار و حق کشور هدف در صحنه‌ی بین‌المللی می‌باشد و بسته به نوع کشور و شرایط موضوع متفاوت است.

تحریم اقتصادی اقدام برنامه‌ریزی شده یک یا چند دولت از طریق محدود کردن مناسبات اقتصادی برای اعمال فشار بر کشور هدف با مقاصد مختلف سیاسی است. تقسیم‌بندی‌های متعددی از تحریم‌های اقتصادی بیان شده است:

در یک تقسیم‌بندی تحریم اقتصادی را عموما بر دو نوع می‌دانند یا آن را در دو زمینه اعمال می‌کنند: تحریم تجاری و تحریم مالی.

تحریم تجاری با محدود کردن یا قطع کردن انواع روابط وارداتی و صادراتی همراه می‌شود و در تحریم مالی محدودیت و ممنوعیت و فشارهایی بر روابط مالی کشور هدف اعمال می‌شود، یعنی سرمایه‌گذاری، تامین مالی و معاملات مالی کشور تحت فشار قرار می‌گیرد.

در تقسیم‌بندی دیگر تحریم‌های اقتصادی به دو گروه منفی و مثبت تقسیم می‌شوند. به این صورت که تحریم‌های اقتصادی مثبت به عنوان مشوقی برای همکاری‌های بین‌المللی؛ ولی تحریم‌های اقتصادی منفی به عنوان بهترین ابزار اقتصادی برای ضربه زدن به اقتصاد کشور یا کشورهای مورد

[1]. Galtung (1967)

هدف استفاده می‌شوند، تحریم‌های منفی به دلیل پیامدهایی که برای کشور تحریم شده به دنبال دارند از جمله کاهش درجه یکپارچگی با اقتصاد جهانی از اهمیت بیشتری برخوردار هستند (کارسو[1] ۲۰۰۳).

۲-۲- خلاصه‌ای از سیر تاریخی تحریم‌ها علیه ایران

تحریم ایران توسط غرب از قدمتی طولانی در تاریخ معاصر ایران به ویژه پس از انقلاب اسلامی برخوردار است. اولین تجربه‌ی غرب در ارتباط با تحریم ایران به دوران حکومت مصدق و سیاست او مبنی بر ملی شدن صنعت نفت برمی‌گردد، که آمریکا و انگلستان درصدد برآمدند با استفاده از ابزار تحریم و فشار اقتصادی بر ایران که تنها درآمدش منابع حاصل از فروش نفت بود، جریان ملی شدن نفت در ایران را مهار کنند. تجربه‌ی دوم مبتنی بر تحریم ایران از سوی غرب به ویژه آمریکا در زمان پیروزی انقلاب در سال ۱۳۵۷ و متعاقب با آن در زمان جنگ تحمیلی رخ داد. روند حرکت جمهوری اسلامی ایران پس از انقلاب اسلامی و عدم پیروی از برنامه‌های غرب باعث شد تا آمریکا و متحدانش برای تسلیم کردن ایران دست به تحریم‌های بیشتری بزنند، به گونه‌ای که آمریکا تا سال ۲۰۰۶ از الگوی تحریم‌های یک جانبه علیه ایران بهره می‌گرفت، از آن‌جا که این تحریم‌ها مطلوبیت چندانی برای آمریکا ایجاد نمی‌کرد، محدودیت‌های اقتصادی و تکنولوژیک آمریکا علیه ایران در بازارهای جهانی، ترمیم و تأمین شد، از سال ۲۰۰۶ به بعد مبادرت به تصویب قوانینی کرد که همکاری سایر شرکت‌ها و کشورها با ایران، در فضای مجازات اقتصادی و ممنوعیت از مشارکت با شرکت‌های اقتصادی ایالت متحده قرار گرفت (فدائی و درخشان، ۱۳۹۳).

به طور کلی تحریم‌های اعمال شده علیه جمهوری اسلامی ایران را می‌توان به شش دوره اصلی تقسیم‌بندی نمود که هریک دارای ویژگی‌های خاص خود می‌باشد:

۱- تحریم‌های دوره گروگان‌گیری (۱۹۸۱-۱۹۷۹)

۲- تحریم‌های دوره جنگ ایران- عراق (۱۹۸۸-۱۹۸۱)

۳- تحریم‌های دوره بازسازی (۱۹۹۲-۱۹۸۹)

۴- تحریم‌های دوره ریاست جمهوری کلینتون، مهار دو جانبه (۲۰۰۱-۱۹۹۳)

۵- تحریم‌های پس از واقعه ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱

[1]. Carus (2003)

۶- تحریم‌های پس از قطعنامه‌های شورای امنیت.

اما از سال ۲۰۰۱، دو پدیده جدید در عرصه سیاست تحریم اقتصادی نمودار شد:

نخست، پیدایش و گسترش تحریم اقتصادی علیه افراد و سازمان‌های غیر دولتی؛

دوم، گسترش فزاینده تحریم‌های هوشمند.

در ذیل به مهمترین تحریم‌های آمریکا، اتحادیه اروپا و شورای امنیت که از سال ۲۰۰۱ وضع شده‌اند اشاره می‌شود:

جدول ۱: تحریم‌های اعمال شده آمریکا، اتحادیه اروپا و سازمان بین‌الملل علیه ایران

دوره‌های تحریم	نام نهاد	تحریم‌های اعمال شده علیه ایران
۲۰۰۱-۲۰۰۵	سازمان بین‌الملل	
	اتحادیه اروپا	- گسترش روابط تجاری ایران با اتحادیه اروپا
	آمریکا	- تمدید طرح داماتو به مدت ۵ سال از سوی آمریکا و آغاز مسأله هسته‌ای ایران (۲۰۰۲) - معرفی ایران به عنوان محور شرارت از سوی آمریکا - سخت‌تر شدن سیاست آمریکا در قبال ایران از سال ۲۰۰۴ - توقیف دارایی افراد، سازمان‌ها و نهادهای مالی ایران (۲۰۰۵-۲۰۰۱) - تحریم شرکت‌های خارجی به سبب فروش قطعات کالاهای صنعتی به ایران (۲۰۰۳-۲۰۰۱) - تحریم‌های علمی اعمال شده علیه ایران توسط سازمان IEEE (۲۰۰۲)
۲۰۰۶-۲۰۰۹	سازمان‌های بین‌المللی	- تحریم در زمینه مواد و فن‌آوری مرتبط با برنامه هسته‌ای و شرکت‌های دخیل در این موضوع - بلوکه کردن دارایی شرکت‌های ایرانی مرتبط با برنامه هسته‌ای ایران (۲۰۰۶) - تحریم تسلیحاتی ایران - تحریم تعدادی از بانک‌های ایرانی - عدم همکاری مالی، بانکی و بیمه‌ای کلیه دولت‌ها با بانک‌های ایران در راستای تولید و تکثیر فعالیت‌های هسته‌ای - ممنوعیت مسافرت مسئولان و سازمان‌های ایرانی به کشورهای خارجی (۲۰۰۷) - اعلام فهرست گسترده‌ای از افراد و شرکت‌های تحریم شده (۲۰۰۸) - بلوکه شدن دارایی نهادهایی که با بانک ملی ایران همکاری می‌کردند - اعمال تحریم‌های بیشتر توسط شورای امنیت سازمان ملل متحد از جمله نظارت بر بانک‌های ایرانی و تمام هواپیماهای حمل و نقل ایران و کشتی‌هایی که مشکوک به انتقال اقلام تحریم شده پیشین هستند (۲۰۰۸)
	اتحادیه اروپا	- محدودیت‌های اخذ ویزا برای برخی مسئولان هسته‌ای ایران - تحریم نفتی ایران - تحریم بازرگانی، مالی و بانکی ایران - تحریم تعدادی از بانک‌های ایرانی (۲۰۰۷-۲۰۰۶) - تحریم سپاه پاسداران (۲۰۰۷) - تحریم صنعت بیمه (۲۰۰۷) - اعمال برخی محدودیت‌ها در ارسال قطعات، تجهیزات و فناوری‌های موشکی و هسته‌ای (۲۰۰۷) - اجرای قطعنامه‌های شورای امنیت و ممانعت از پذیرش دانشجویان ایرانی به دلیل مسائل مربوط به

		فناوری‌های هسته‌ای (۲۰۰۸) - تحریم کشتیرانی و خطوط هوایی ایران (۲۰۰۸) - قطع همکاری‌های مالی و معاملات ارزی با بانک مرکزی (۲۰۰۸) - قطع همکاری با شرکت‌های خودروسازی ایرانی (۲۰۰۹)
	آمریکا	- تلاش آمریکا، فرانسه، انگلستان و آلمان برای ارجاع پرونده هسته‌ای ایران به شورای امنیت در جلسه‌ی ۵+۱ در لندن (۲۰۰۶) - اخراج حداقل ۱۰ فارغ التحصیل دانشگاه صنعتی شریف در سال ۲۰۰۶ - تحریم صنایع انرژی ایران (۲۰۰۶) - تحریم بیش از ۲۰ سازمان مرتبط با سپاه پاسداران انقلاب اسلامی و سه بانک دولتی ایران شامل ملت، ملی، صادرات (۲۰۰۷-۲۰۰۶) - تحریم وزارت دفاع و پشتیبانی نیروهای مسلح (۲۰۰۷) - تحریم ایران توسط شرکت‌های مایکروسافت و یاهو - تحریم کشتیرانی و خطوط هوایی ایران (۲۰۰۸) - تلاش جدی آمریکا برای تشکیل اجماع بین‌المللی برای تحریم ایران - تحریم مجموعه صنایع شهید ستاری، هفت تیر، گروه صنایع مهمات و متالوژی و صنایع شیمی پارچین (۲۰۰۷) - ممنوعیت فروش یا دست‌یابی ایران به قطعات هواپیماهای نظامی و موشکی - تحریم کلیه شرکت‌های فروشنده نرم‌افزار و نرم‌افزارهای فیلترینگ به ایران - تحریم کلیه شرکت‌های فروشنده بنزین - تمدید تحریم‌های جامع در کلیه زمینه‌های تجاری و سرمایه‌گذاری در بخش نفت و گاز
۲۰۱۰-۲۰۱۸	سازمان‌های بین‌المللی	- دور چهارم تحریم‌ها علیه ایران بر برنامه هسته‌ای توسط شورای امنیت سازمان ملل؛ از جمله محدودیت‌های مالی و تحریم گسترش سلاح‌های هسته‌ای و در نتیجه ممنوعیت خرید سلاح‌های سنگین مانند هلیکوپترهای جنگی و موشک‌ها توسط ایران (۲۰۱۰)
	اتحادیه اروپا	- ممنوعیت فروش، تامین و انتقال تجهیزات و فناوری‌های مورد استفاده در بخش نفت و گاز (۲۰۱۰) - تحریم تعدادی از شرکت‌ها و افراد (۲۰۱۱) - اعمال تحریم در رابطه با ایجاد سرمایه‌گذاری مشترک با شرکت‌های ایران در صنایع نفت و گاز طبیعی (۲۰۱۱) - تحریم واردات و صادرات اسلحه و تجهیزات مربوط به فعالیت‌های هسته‌ای ایران (۲۰۱۱) - دست‌گیری دو ایرانی به اتهام ارسال قاچاق لوازم و تجهیزات نظامی هوایی (۲۰۱۱) - قطع خدمات مالی و بیمه‌ای (۲۰۱۱)، صدور احکام قضایی علیه ایران ناشی از فضای تحریم - تحریم موسسات بانکی و آموزشی - ممنوعیت عقد هرگونه قراردادهای جدید واردات، حمل و نقل و خرید نفت خام و فرآورده‌های نفتی ایران (۲۰۱۲) - تحریم خرید گاز، فروش فلزات، کسب مجوز از اروپا برای هرگونه معامله با بانک‌های ایرانی - تحریم مالی و بانکی (تحریم بانک مرکزی ایران) - اعلام اتحادیه اروپا در رابطه با لغو تحریم‌های نفتی علیه ایران در صورت کاهش برنامه‌های هسته‌ای (۲۰۱۲) - تشدید تحریم‌ها علیه بخش بانکی، تجارت و انرژی کشور توسط اتحادیه اروپا (۲۰۱۲) - تحریم صادرات نفت ایران توسط اتحادیه اروپا (۲۰۱۲) - اعمال محدودیت در پرواز هواپیمای ایرانی (۲۰۱۲) - توافق اولیه ژنو یا همان برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) میان ایران، اتحادیه اروپا و گروه ۵+۱

		(۲۰۱۳) - تفاهم هسته‌ای لوزان (۲۰۱۵) - توافق جامع و نهایی هسته‌ای وین میان ایران، اتحادیه اروپا و گروه ۱+۵ (۲۰۱۵) - اجرایی شدن برجام؛ لغو تمامی تحریم‌های هسته‌ای توسط اتحادیه اروپا
	آمریکا	- اخذ جریمه از بانک‌های خارجی که با ریال تجارت نموده یا آن را نگهداری می‌کنند - اعمال تحریم‌های دو جانبه آمریکا، انگلیس و کانادا؛ به صورت تحریم شرکت‌های کمک کننده به صنایع نفت و پتروشیمی ایران توسط آمریکا و اعلام دولت انگلیس به تمام مؤسسات مالی انگلیسی برای توقف کسب و کار با همتایان ایرانی خود (۲۰۱۱) - توقیف اموال و دارایی‌های ایران - تحریم شرکت‌های فعال در حوزه نفت، گاز و پتروشیمی - ممنوعیت سرمایه‌گذاری مشترک با حضور در ایران - افزایش تحریم بانک‌های ایرانی، تفتیش کشتی‌های حامل بار ایرانی و افزایش لیست افراد و شرکت‌های تحت تحریم (۲۰۱۰) - تحریم تعدادی از شرکت‌ها و افراد در ایران (۲۰۱۱) - تحریم شرکت‌های هواپیمایی ایران ایر، ماهان، هما، ایران ایرتور - تحریم بانک مرکزی ایران توسط آمریکا و اعلام تهدید ایران برای انتقالات نفتی از طریق بستن تنگه هرمز در واکنش به تحریم‌های آمریکا (۲۰۱۲) - ممنوعیت بانک‌های جهان از انجام معاملات نفتی با ایران توسط ایالات متحده و اعلام معافیت هفت مشتری عمده ایران یعنی هند، کره جنوبی، مالزی، آفریقای جنوبی، سریلانکا، تایوان و ترکیه از تحریم‌های اقتصادی در صورت قطع واردات نفت از ایران (۲۰۱۲) - تحریم افراد، بانک‌ها و شرکت‌های ایرانی و غیر ایرانی - ممنوعیت بازرگانی طلا، فولاد، آلومینیوم با ایران از طرف کلیه دولت‌ها و ارائه ارز و طلا در ازای واردات نفت از ایران - اضافه شدن تعدادی از شرکت‌های پتروشیمی و تجاری ایران در صنعت خودرو به لیست سیاه تحریم‌های تجاری و سرمایه‌گذاری اجرایی شدن برجام؛ رفع تحریم از بانک مرکزی ایران و سوئیفت، لغو فرمان‌های اجرایی ۱۳۵۷۴، ۱۳۵۹۰، ۱۳۶۲۲، ۱۳۶۴۵ در رابطه با تحریم‌های هسته‌ای ایران توسط باراک اوباما (۲۰۱۶) - فیلترینگ آی‌پی ایرانی (۲۰۱۷) - تحریم خدمات هاستینگ و دامین (۲۰۱۷) - تحریم شرکت هانیستا (تولیدکننده اپلیکیشن موبایل) (۲۰۱۸) ➢ خروج آمریکا از برجام (۲۰۱۸) احیای تحریم‌های هسته‌ای علیه ایران توسط آمریکا بعد از تنفس ۹۰ روزه شامل: - تحریم‌های مربوط به خرید یا اکتساب اسکناس‌های دلار آمریکا توسط حکومت ایران؛ - تحریم‌های مربوط به تجارت ایران با طلا یا فلزات گرانبها؛ - تحریم‌های مربوط به فروش، عرضه، تأمین یا نقل و انتقال گرافیت، فلزات خام و نیمه‌ساخته مانند آلومینیوم و فولاد و صادرات نرم‌افزار برای یکپارچه‌سازی فرآیندهای صنعتی به ایران؛ - تحریم‌های مربوط به معاملات خرید یا فروش ریال ایران یا نگهداری حساب‌ها و وجوه عمده‌ای که درخارج از خاک ایران بر پایه ریال نگهداری می‌شوند - تحریم‌های مربوط به خرید، پذیره‌نویسی یا تسهیل معاملات دیون حاکمیتی ایران؛ - تحریم‌های بخش خودروسازی ایران اعمال تحریم‌های جدید آمریکا بعد از تنفس ۱۸۰ روزه شامل:

		– تحریم معامله با بخش‌های کشتیرانی و کشتی‌سازی ایران و عاملان بنادر شامل شرکت کشتیرانی جمهوری اسلامی ایران، خطوط کشتیرانی جنوب و وابستگان به آن‌ها؛ – تحریم مربوط به معامله با شرکت ملی نفت ایران، شرکت ملی نفت‌کش ایران، شرکت بازرگانی نفت ایران (نیکو) و از جمله خریداری نفت، محصولات نفتی یا محصولات پتروشیمی از ایران؛ – تحریم‌های مربوط به مبادلات موسسات مالی خارجی با بانک مرکزی ایران و موسسات مالی ایرانی که به موجب بند ۱۲۴۵ قانون اختیارات دفاع ملی برای سال مالی ۲۰۱۲ در فهرست تحریم قرار گرفته‌اند؛ – تحریم‌های مرتبط با ارائه خدمات پیام رسانی مخصوص مالی به بانک مرکزی ایران و دیگر موسسات مالی ایران (مرتبط با بند ۱۰۴ قانون CISADA) – تحریم‌های مربوط به ارائه خدمات پذیره نویسی، بیمه یا بیمه اتکایی – تحریم‌های مربوط به بخش انرژی ایران

منبع: گردآوری نویسنده از منابع مختلف به خصوص مطالعات کاتزمن (۲۰۱۶)

با توجه به این‌که تحریم‌های اعمال شده از کانال‌های متعددی بر سطح اشتغال تاثیر می‌گذارند در ادامه به صورت خلاصه مکانیزم اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر سطح اشتغال بررسی شده است. مهمترین اثر اعمال تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال، با توجه به بالا بودن حجم درآمدهای نفتی از کل درآمد دولت، از کانال درآمدهای نفتی است. اثر کاهش درآمدهای نفتی به طور قابل پیش‌بینی کاهش درآمدهای ارزی را به دنبال دارد. بازتاب این امر بلافاصله در تراز پرداخت‌های خارجی نمود می‌یابد و تاثیر آن به سایر متغیرهای مهم از جمله میزان تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی که به طور مستقیم و غیر مستقیم به تراز پرداخت‌های خارجی وابسته‌اند نیز سرایت می‌کند. کاهش درآمد دولت به واسطه کاهش درآمدهای نفتی، دولت را در انجام تعهدات خود دچار مشکل می‌نماید به این صورت که در شرایط عادی دولت با فروش ارز به بانک مرکزی و تبدیل آن به ریال، هزینه‌های جاری و عمرانی و بدهی‌های خود به پیمانکاران را می‌پردازد. در شرایط تحریم با توجه به عدم انتقال ارز به کشور با وجود طلبکار بودن دولت از کشورهای طرف حساب خود قادر به دریافت مطالبات خود نبوده و مهم‌تر آن‌که دولت درآمدی برای پرداخت هزینه‌های انجام شده توسط پیمانکاران و طلبکاران داخلی ندارد. عدم توانایی دولت در پرداخت این مطالبات علاوه بر خطر ورشکستگی، باعث می‌شود که این بنگاه‌ها نقدینگی لازم برای شروع پروژه‌های جدید را نداشته باشند.

بنا بر آن‌چه گفته شد، تحریم و کاهش درآمدهای ارزی ناشی از نفت از طریق مکانیسم‌های متفاوتی سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و اشتغال را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به طور کلی پیامد تحریم‌ها را می‌توان در نوسانات نقدینگی، نقدینگی ارزی و میزان وام‌دهی بانک‌ها یا

سپرده‌گذاری دید. بسته به حجم تحریم‌ها و شرایطی که تحریم در آن انجام می‌گیرد و همچنین امکانات و محدودیت بازیگران، سیاست انقباضی مانند کاهش ظرفیت وام‌دهی بانک‌ها یا افزایش هزینه تولیدکنندگان در اثر فرآیندهای دورزدن تحریم‌ها به کاهش فعالیت در بخش واقعی اقتصاد منجر می‌شود. در اینجاست که پیامدهای تحریم در بخش واقعی اقتصادی قابل مشاهده می‌شود، چرا که رشد اقتصادی کاهش یافته و به دنبال آن متغیرهایی همچون اشتغال، سودآوری و مصرف نیز سیر نزولی گرفته و ممکن است کشور هدف شاهد بروز رکود اقتصادی باشد (مرزبان و استادزاد، ۱۳۹۴).

محروم نمودن ایران از منابع مالی و اعتباری بین‌المللی و یا حداقل دشوار نمودن دسترسی استفاده از این منابع، یکی از اهداف میانی (ابزاری) تحریم‌های اقتصادی علیه ایران بوده است که منابع و اقتصاد کشور ایران را از چند کانال احتمالی با محدودیت مواجه می‌سازد که عبارتند از:

اول: در صنایعی که به مواد اولیه و قطعات خارجی نیازمند می‌باشند، با افزایش هزینه خرید مواد اولیه و قطعات هزینه تولید افزایش خواهد یافت.

دوم: در طرح‌های سرمایه‌گذاری صنعتی که به ماشین‌آلات و تکنولوژی نیاز دارند مشکلاتی به وجود خواهد آمد.

سوم: پاره‌ای از بازارهای وارداتی صنایع دچار محدودیت خواهد گردید.

با تحریم‌های صورت گرفته گشایش اعتبارات مدت‌دار یا (اعتبارات اسنادی)[1] برای طرف‌های خارجی و به خصوص طرف ایرانی دچار مشکلات زیادی خواهد شد. در این ارتباط به طور حتم راه‌های غیر رسمی منسوخ شده که هزینه‌هایی بالاتر و امنیتی کمتر را به همراه دارند، جایگزین شیوه‌های متعارف دریافت و پرداخت‌های بین‌المللی خواهند شد. این امر به خصوص واردکنندگان را که فعالیتشان برای صنایع داخلی جنبه حیاتی دارد مجبور به خریدهای نقدی از طریق حواله‌های ارزی می‌سازد که ممکن است در معاملات بزرگ بین‌المللی ضررهای زیادی را متوجه واردکنندگان (دولتی یا خصوصی) کند. علاوه بر این تحریم‌ها با محدود نمودن شبکه بانکی و بانک مرکزی ایران ممکن است بخش تجارت را با مشکلاتی مواجه کرده و نیز سبب گردد بهای تمام شده کالاها و خدمات در ایران افزایش یابد. به عنوان مثال، چنان‌چه شبکه‌های بانکی دنیا نخواهند به طور مستقیم ارتباط مالی با ایران داشته باشند، مسلما ایران برای انجام فعالیت‌های مالی باید از طریق واسطه‌ها و یا شرکت‌های چند ملیتی عمل نماید، که خود به معنای هزینه انجام

[1]. (Letter of Credit) LC

عملیات مالی بالاتر و پرداخت بخشی از منابع به واسطه‌های مالی بین‌المللی می‌باشد. در نتیجه بهای تمام شده کالاها و خدمات در ایران افزایش می‌یابد و با بالا رفتن هزینه‌های معاملاتی شاهد کاهش رقابت‌پذیری اقتصاد ایران خواهیم بود. در نهایت این موضوع قادر است لطمه شدیدی به بخش تجارت و صنایع داخلی وابسته به واردات وارد آورد و این بدان معناست که صادرات و واردات در نتیجه تحریم‌ها بسیار لطمه خواهد دید. تاثیر چنین تحریمی در درجه اول در سطح اشتغال ایران بسیار مهم جلوه می‌کند و به علت نبودن بازار مصرف برای کالاهای تولیدی کشور هدف، باعث بیکاری نیروی کار می‌شود و دولت را با کسری بودجه مواجه می‌کند.

یکی دیگر از اثرات تحریم کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد. بر اساس مطالعات، کاهش حجم سرمایه‌گذاری خارجی در ایران دلایل متعددی دارد اما تحریم این مشکل را تشدید می‌کند. در تحریم سرمایه‌گذاری، آن‌چه مورد توجه قرار می‌گیرد جلوگیری از ورود ارز و سرمایه خارجی توسط سرمایه‌گذاران خارجی است که عموماً هدف آن‌ها سرمایه‌گذاری در طرح‌های زیربنایی و بنیادی اقتصاد جامعه است و ارتباط مستقیم با تحریم مالی دارد. کاهش سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی، کاهش نرخ رشد اقتصادی و اشتغال از دیگر آثار تحریم‌های بانکی است.

همچنین اعمال تحریم‌ها و محدودیت‌ها بر کشتیرانی و صنعت هواپیمایی و ضعف‌های موجود در حمل و نقل ریلی و مشکلات و هزینه‌های سنگین حمل و نقل جاده‌ای ایران باعث شده است که هزینه معاملاتی در سطح تجارت خارجی و هزینه تمام شده واردات افزایش یابد، در ادامه واردات کاهش یافته و بخش‌های متکی به واردات مواد اولیه وارداتی با کاهش تولید، کاهش رشد اقتصادی و در نهایت کاهش اشتغال مواجه هستند.

۳-۲- پیشینه تحقیق

اگرچه مطالعات مربوط به تحریم‌های اقتصادی از سابقه‌ای نسبتا غنی در پژوهش‌های بین‌الملل برخوردار است، اما اکثر قریب به اتفاق این پژوهش‌ها بیشتر ابعاد سیاسی- اقتصادی تحریم‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. همچنین طبق بررسی‌های صورت گرفته، کمتر مطالعه‌ای در ایران، از منظر تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی صورت پذیرفته است. از این رو، در این بخش به مرور مهم‌ترین پژوهش‌های انجام شده در ارتباط با تحریم در خارج از کشور پرداخته می‌شود. اضافه بر آن، مطالعاتی که مربوط به ایران می‌باشد نیز ذکر گردیده است.

کیانگ فو و همکاران[1](۲۰۱۹) در پژوهشی با استفاده از پانل ثابت تاثیر تحریم‌های بین‌المللی بر عملکرد محیط زیست را در ۲۲ کشور تحریم شده طی بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۲ بررسی می‌کنند. در این مطالعه که عملکرد محیط زیست توسط شاخص عملکرد محیطی (EPI) را اندازه می‌گیرد، نتایج پژوهش حاکی از آن است که تحمیل تحریم‌ها تاثیر منفی بر EPI دارد و نمرات EPI کشورهای تحریم شده کاهش می یابد.

کوروتینا و همکاران[2](۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تاثیر تحریم‌ها را بر نرخ ارز روبل با استفاده از رویکرد تجربی و شاخص Herst بررسی می‌کنند. تحریم‌های اعمال شده علیه روسیه در سال ۲۰۱۴ با شوک در بازار نفت همزمان بود. اعتقاد بر این است که نرخ ارز روبل که دو برابر نسبت به سطح پیش از بحران کاهش یافته است تحت تاثیر تحریم‌ها و کاهش قیمت نفت قرار گرفته است. اما نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هیچ ارتباط مستقیمی بین تحریم‌های اعمال شده در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۵ و نرخ ارز (روبل) وجود ندارد.

میرکینا[3](۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان "سرمایه‌گذاری خارجی و تحریم: یک تحلیل تجربی از کوتاه مدت و اثرات طولانی مدت" با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۸۴ کشور از سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ تاثیرات تحریم بر سرمایه‌گذاری خارجی را بررسی می‌کند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در کوتاه مدت تحریم‌ها باعث کاهش قابل توجه در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود اگرچه این اثر در بلند مدت تا حدی از بین رفته است.

آفورگبر و مهادون[4](۲۰۱۶) اثرات تحریم اقتصادی بر نابرابری درآمدی در ۶۸ کشور طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۰ را با استفاده از روش GMM بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که هزینه‌های زندگی در کشورهای مورد تحریم بعد از برقراری تحریم‌های اقتصادی افزایش داده شده است. همچنین نتایج بیان‌گر این بود که تحریم‌های تجاری و مالی وضع شده اثرات زیانبار و متفاوتی بر نابرابری درآمدی در این کشورها داشته است و با طولانی‌تر شدن زمان تحریم‌ها شدت اثرگذاری آن‌ها بیشتر شده است.

عزتی و سلمانی (۲۰۱۷) به بررسی اثرات رفاهی مستقیم و غیر مستقیم تحریم‌های اقتصادی بر مصرف‌کنندگان نهایی کالاها و خدمات در ایران با استفاده از روش سیستم تقاضای ایده‌آل

1. Qiang Fu (2019)
2. Korotin (2018)
3. Mirkina (2018)
4. Afesorgbor and Mahadevan (2016)

AIDS در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداختند. به منظور تجزیه و تحلیل اثرات تحریم بر رفاه مصرف‌کنندگان معیارهای تغییرات رفاه (تغییرات معادل EV و تغییرات جبران شده CV) مورد استفاده قرارگرفتند. نتایج این مطالعه نشان داد که تحریم‌ها سطح رفاه مصرف‌کنندگان نهایی کالاها و خدمات را کاهش داده است و مقایسه مقادیر معیارهای EV و CV در شرایط تحریم و شرایط بدون تحریم نشان می‌دهد که سیاست‌های افزایش قیمت کالاها و خدمات مصرفی هزینه‌های رفاهی بیشتری برای دولت و مصرف‌کنندگان در شرایط تحریم داشته است. همچنین نشان داده شد که الگوی رفتاری مصرف‌کنندگان نهایی در واکنش به تغییرات درآمد و قیمت کالاها و خدمات تحت تاثیر تحریم‌ها تغییر کرده که چنین وضعیتی می‌تواند در تصمیمات مصرف‌کننده عدم اطمینان ایجاد کند که منجر به اثرات جانبی بر اقتصاد می‌شود. بر این اساس حذف تحریم‌ها بسیار مطلوب است.

آقایی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر تحریم‌های اقتصادی و تجاری بر روابط تجاری ایران و کشورهای عمده شریک تجاری در چارچوب یک الگوی جاذبه تعمیم‌یافته، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پانل دیتا پرداخته‌اند. الگوسازی مدل تحقیق بر اساس داده‌های آماری سالانه طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۴ صورت گرفته است. یافته‌های این پژوهش حاکی از این است که تحریم‌های ضعیف تاثیر منفی کم‌تری بر ارزش صادرات و واردات ایران طی دوره مورد بررسی داشته است. اما تحریم‌های شدید و گسترده تاثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر میزان صادرات و واردات کالاهای تجاری ایران داشته است. بنابراین اقدامات انجام شده در جهت کاهش یا لغو تحریم‌های شدید علیه ایران نظیر توافق نامه هسته‌ای (برجام)، می‌تواند منجر به رونق روابط تجاری ایران با شرکای عمده تجاری گردد.

جاریانی (۱۳۹۶) تاثیر وضع و رفع تحریم‌ها بر تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی بین ایران و شرکای تجاری آن در کشورهای عضو منا (MENA) و نیز کشورهای عضو اتحادیه اروپا (EU) و همچنین صادرات و واردات به/ از کشورهای مورد نظر را در فاصله زمانی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و داده‌های پانل مورد مطالعه قرار داده است. نتیجه این تحقیق بیان‌گر آن است که تحریم‌ها بر تجارت متقابل محصولات کشاورزی بین ایران و کشورهای منطقه منا و نیز صادرات و واردات به/ از این کشورها بی‌تأثیر بوده، ولی در مقابل بر ارزش این تجارت متقابل بین ایران و کشورهای اتحادیه اروپا و همچنین صادرات و واردات به/ از این کشورها موثر بوده‌اند.

مهرگان و کردبچه (۱۳۹۶) به بررسی آثار کوتاه مدت و بلند مدت تحریم کالاهای سرمایه‌ای وارداتی بر تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۵ پرداخته‌اند. در این پژوهش از یک مدل ساده توزیع وقفه چند جمله‌ای استفاده شده است و یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که اثر کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای بر GDP از یک تابع درجه دوم تبعیت نموده وکاهش (افزایش) واردات کالاهای سرمایه‌ای به هر دلیلی چون تحریم اقتصادی به طور آنی آثار خود را بر کاهش (افزایش) تولید ناخالص داخلی نشان نمی‌دهد و تا سال‌ها پس از تحریم هنوز می‌توان شاهد اثرات معنادار تحریم سال جاری بر تولید ناخالص داخلی بود. همچنین یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که ضریب افزایش بلندمدت معادل ۰,۶۸ است یعنی یک درصد کاهش در واردات کالاهای سرمایه‌ای، باعث کاهش GDP به مقدار ۰,۶۸درصد می‌شود.

عزتی و سلمانی (۲۰۱۶) در مقاله‌ای آثار مستقیم و غیر مستقیم تحریم‌ها در رشد اقتصادی ایران با تاکید بر بخش خارجی اقتصاد را طی دوره زمانی ۱۳۹۱- ۱۳۵۶ بررسی کرده‌اند. در این مقاله دو مدل بر پایه مدل‌های رشد درون‌زا به صورت همزمان تدوین شد و با روش اقتصاد سنجی حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS تجزیه و تحلیل شد. یافته‌ها نشان می‌دهد که تحریم‌ها به صورت مستقیم اثر چندانی بر رشد اقتصادی ایران نداشته همچنین بیشتر تحریم‌ها اثر غیر مستقیم نیز بر اقتصاد داشته‌اند. این آثار به صورت غیر مستقیم از طریق محدودکردن واردات کل، واردات کالاهای سرمایه‌ای، واردات کالاهای واسطه‌ای و اولیه و صادرات منجر به کاهش رشد اقتصادی کشور شده است.

زارونی و فقه مجیدی (۲۰۱۶) تاثیر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران را بررسی و تحلیل کرده‌اند. آن‌ها تاثیر تحریم بر اقتصاد ایران به ویژه بر متغیر اقتصاد کلان را با استفاده از روش توصیفی-تحلیلی مورد بررسی قرار داده‌اند و نتیجه‌گیری کرده‌اند که تحریم‌ها بخش بزرگی از اقتصاد ایران را فلج کرده است، از جمله محدود کردن دسترسی به ارز، کاهش سرمایه‌گذاری، افزایش بیکاری، افزایش تورم و در نهایت کاهش رشد اقتصادی. از سوی دیگر تحریم‌ها وابستگی اقتصادی به نفت را کاهش داده‌اند و باعث افزایش ظرفیت تولید داخلی و کاهش آسیب‌پذیری به عوامل خارجی شده است.

۳- روش انجام تحقیق

برای بررسی هدف پژوهش، نیازمند تصریح معادلات متناسب با تبیین نظری صورت گرفته هستیم. بر اساس آن‌چه تبیین شد، اعمال تحریم‌های اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله بازار کار

را متاثر می‌سازد. گرچه این موضوع تاییدی بر هدف پژوهش می‌باشد با این حال می‌توان با تبیین معادلات لازم (استخراج شده از چارچوب نظری پژوهش) به صورت تجربی نیز این مطلب را مورد آزمون قرار داد.

با توجه به این‌که اثرات تحریم‌های اقتصادی بر سطح اشتغال به صورت غیر مستقیم و از کانال تولید است؛ بنابراین سیستم معادلات همزمان را برای برآورد تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال مورد استفاده قرار داده و ابتدا معادله اشتغال را با توجه به ادبیات نظری مطرح شده معرفی خواهیم نمود. سپس در یک مدل جداگانه متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر میزان تولید ناخالص داخلی بخش صنعت، کشاورزی و خدمات را بررسی و الگوی دیگر پژوهش را معرفی خواهیم نمود.

➢ اشتغال نیروی کار

به طورکلی، میزان اشتغال در کشور با توجه به مقدار عرضه و تقاضای نیروی کار در اقتصاد تعیین می‌شود. در شرایطی که عرضه نیروی کار به میزان کافی وجود دارد و نسبت به تقاضای نیروی کار بیشتر است، میزان اشتغال با تقاضای نیروی کار برابر است. با توجه به نتایج سرشماری‌های عمومی نفوس و مسکن و طرح آمارگیری نمونه‌ای در سال‌های مختلف در ایران، همواره جمعّیت فعال (مجموع جمعّیت شاغل و بیکار جویای کار) از جمعّیت شاغل بیشتر بوده است؛ به این ترتیب، این فرض که تقاضای نیروی کار، میزان اشتغال را تعیین می‌کند، دور از انتظار نیست.

تقاضای نیروی کار یا تعداد شاغلین، نشان‌دهنده تعداد افرادی است که کارفرما در دستمزدهای معین استخدام می‌کند (شاکری، ۱۳۹۲). نظریه‌های موجود در تقاضای نیروی کار را می‌توان به دو دسته عمده تقسیم کرد: (شیری و رحمانی، ۱۳۸۸)

دسته اول، نظریه‌های ایستای تقاضای عامل کار هستند که در آن‌ها تقاضای عامل کار از سوی کارفرمایان در یک مقطع زمانی معین بررسی می‌شود.

دسته دوم، نظریه‌های پویای تقاضای عامل کار هستند که در آن‌ها تقاضای عامل کار از سوی واحدهای تولیدی در چند دوره زمانی مورد توجه قرار می‌گیرد.

نخستین الگوی پویای مورد بررسی برای تعیین اشتغال، رهیافت تقاضای نیروی کار است. بر اساس این روش، سطح اشتغال با استفاده از حداکثرکردن تابع سود بنگاه‌ها تعیین می‌گردد و فرض می‌شود تقاضای نیروی کار (N^d) برابر با سطح اشتغال (N) می‌باشد. تحلیل تئوریک الگوهای پویای تقاضای نیروی کار به طور گسترده به وسیله نیکل[1](۱۹۸۶) ارائه شده است. در این روش،

[1]. Nickel (1986)

تابع درآمد خالص واقعی به صورت $R(N_t, D_t, \frac{P_{mt}}{P_t}, K_t)$ معرفی می‌گردد که N_t اشتغال، K_t موجودی سرمایه، P_{mt} قیمت مواد اولیه، P_t قیمت محصول و D_t نشان‌دهنده متغیرهای انتقال‌دهنده تقاضا می‌باشد. البته در این الگو، فرض رقابت ناقص اعمال شده و بنابراین، قیمت از هزینه نهایی انحراف دارد. حال بنگاه N_t را طوری انتخاب می‌کند که سود مورد انتظارش حداکثر گردد (البته K_t از قبل معین است):

$$\pi = \sum_{t=1}^{\infty} \rho^t \left\{ R\left(N_t, D_t, {}^{P_m}/_{P_t}\right) - W_t N_t - C_t W_t [N_t - N_{t-1}(1-q_t)]^2 \right\} \quad (۱)$$

که در آن، W_t نرخ دستمزد واقعی، ${}^{P_m}/_{P_t}$ نسبت قیمت مواد به محصول، C_t هزینه‌های تعدیل نسبت به دستمزد و q_t نرخ رها کردن شغل می‌باشد که با حل مسأله فوق برای C_t و q_t معین و ثابت خواهیم داشت:

$$N_t = \lambda N_{t-1} + (1-\lambda)(1-a\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} (a\lambda)^i N_{t+i}^* \quad (۲)$$

که در آن، a یک پارامتر بوده، به طوری که $1-a$ برابر نرخ بهره واقعی می‌باشد. N_{t+i}^* نشان‌دهنده سطح بهینه اشتغال مورد انتظار در دوره $t+i$ و λ ضریب تعدیل است که تابعی از C_t، q_t و a می‌باشد. معادله (۲) نشان دهنده طرح بهینه بنگاه برای N خواهد بود و ارزش‌های q_t، C_t برای آینده داده شده فرض می‌شد. البته در هیچ روشی q_t، C_t نمی‌تواند پیش‌بینی شود. در شروع دوره بعد q_t، C_t تغییر خواهد کرد و یک طرح بهینه جدید شکل خواهد گرفت که در نتیجه، ارزش متفاوتی برای λ به دست می‌آید. پس λ درون یک طرح ثابت است، اما بین طرح‌ها تغییر خواهد کرد. از آن‌جا که مقدار مناسب نرخ بهره بلندمدت ثابت خواهد بود، λ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\lambda = \lambda(C_t, q_t), \quad \frac{\partial \lambda}{\partial C} > 0, \frac{\partial \lambda}{\partial q} > 0$$

در اینجا فرم الگو به صورت لگاریتمی در نظر گرفته می‌شود. انتظار بر این است که بیشتر از یک وقفه برای متغیرهای الگو وجود داشته باشد. فرض کنید $i=1,2,\ldots\ldots I$ یا هزینه‌های تعدیل متفاوت وجود دارد و از این رو، در الگو λ_t وجود خواهد داشت، اما تعادل بلندمدت همان N_t^* است. تحت این شرایط اشتغال کل به وسیله معادله زیر مشخص می‌شود:

$$\prod_{i=1}^{I}(1-\lambda_i L)\,N_t = \sum_{i=1}^{I}(1-\lambda_i)(1-a\lambda_i)\sum_{j=0}^{\infty}\left(a\lambda_j\right)^j\left(1-\lambda_j L\right)N_{t+j}^{*} \quad (۳)$$

که در آن L عملگر وقفه است. جمع کردن روی انواع مختلف نیروی کار با هزینه استخدام و اخراج متفاوت، آثار مشابهی خواهد داشت. انتظار می‌رود فرم معادله (۳) با چندین وقفه روی متغیر وابسته ساختار پیچیده‌تری نسبت به معادله (۱) داشته باشد. حال اگر از معادله (۲)، N^d در معادله (۳) جایگزین شود خواهیم داشت:

$$N_t = \sum_{j=1}^{J}\gamma_j\,(C_t, q_t)N_{t-j} + \sum_{j=0,k=1}^{J}B_{kj}\,(C_t, q_t)X_{kt-j} + \varepsilon \quad (۴)$$

در این الگو، X_t بردار متغیرهای مستقل می‌باشد که می‌تواند شامل دستمزد واقعی، قیمت واقعی مواد اولیه، موجودی سرمایه، متغیرهای تکانه تقاضا و ... باشد. این الگو با یک تغییر در پارامترها می‌تواند به صورت زیر ارائه شود:

$$\Delta N_t = \theta_0 N_{t-1} + \sum_{j=1}^{J}\theta_j \Delta N_{t-j} + \sum_{k=1}^{K}(\Phi K_0 XK_{t-1} + \sum \Phi K_{j+1}\Delta XK_{t-j}) \quad (۵)$$

یا

$$\Delta N_t = \theta_0(N_{t-1} + \sum_{k=1}^{K}\prod_k X_{kt-1}) + \sum_{j=1}^{J}\theta_j \Delta N_{t-j} + \sum_{k=1}^{K}\sum_{j=1}^{J}\Phi K_{j+1}\,\Delta XK_{t-j}$$

که در آن، $\Delta = (1-L)$ و $\prod_k = {\theta_{k0}}/{\theta_0}$ و $\theta_0 < 0$ است. بر اساس مدل نظری، بردار متغیرهای وابسته و مستقل در رابطه رگرسیونی به صورت معادله (۵) در نظر گرفته می‌شود به طوری که اشتغال در یک دوره تابعی از مقادیر با وقفه خود و نیز تابعی از بردار متغیرهای مستقل است که فرم کلی آن به صورت زیر ارائه می‌شود (امینی، ۱۳۷۸):

$$N_t = f(N_{t-i}, Y_t, W_t, K_t, AP_t, FIR_t, TAX_t)$$

مدل اشتغال مورد استفاده در این پژوهش از رهیافت پویای تقاضای نیروی کار که به وسیله نیکل (۱۹۸۶) ارائه شده، اخذ شده است که تغییرات انجام شده در مدل جهت انطباق با موضوع پژوهش است.

$$L_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 W_t + \alpha_3 K_t + \alpha_4 AP_t + \alpha_5 FIR_t + \alpha_6 TAX_t \qquad (۶)$$

متغیرهای مدل عبارتند از:

L: متغیر اشتغال، Y: ارزش افزوده، W: دستمزد نیروی کار، K: موجودی سرمایه، AP: بهره‌وری نیروی کار، FIR: نرخ بهره حقیقی، TAX: خالص مالیات غیر مستقیم.

➢ رشد اقتصادی

در رابطه با الگوی رشد اقتصادی در هر کشور متناسب با شرایط خاص آن، عواملی در روند رشد اقتصادی اثر گذارند. اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی نکرده‌اند. بدین معنا که محققان ابتدا معادله حسابداری رشد را در نظر گرفته و سپس به منظور توضیح بهتر رشد اقتصادی، متغیرهایی را به الگو اضافه می‌نمایند. خان و رینهارت[1](۱۹۹۰) علت این عمل را ناتوانی مدل‌های رشد در توضیح رشد اقتصادی می‌دانند. بر اساس الگوهای رشد درون‌زا نه تنها عوامل نیروی کار و سرمایه، بلکه متغیرهای کلان دیگر نیز در توضیح رشد اقتصادی موثرند (درگاهی و قدیری، ۱۳۸۲). برای مثال نفت و صادرات آن در کشور ما متغیر مهمی است که بر روند رشد اقتصادی ایران اثر داشته است (اینانلو، ۱۳۸۶). پس مبنای مدل رشد اقتصادی مورد استفاده برای ایران می‌تواند به شرح رابطه ۷ باشد:

$$Y_t = A_t f(K_t . L_t . Z_t) \qquad (۷)$$

که در آن، Y: محصول واقعی کل در اقتصاد، K: موجودی سرمایه، L: کل نیروی کار، A: تکنولوژی کل تولید و Z: سایر عواملی است که بر رشد اقتصادی تاثیر خواهند گذاشت. t نیز در این تابع مبین سال‌های مختلف است (تقوی و محمدی، ۱۳۸۵).

در این تحقیق نیز بردار Z شامل متوسط سال‌های تحصیل شاغلان، باز بودن اقتصادی، درآمدهای نفتی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز حقیقی، نرخ تورم و تحریم‌های اعمال شده بر کشور ایران در نظر گرفته شد. بنابراین الگوی پژوهش حاضر به فرم کلی زیر تصریح شده است:

$$\mathrm{Y_t} = \delta_0 + \delta_1 \mathrm{K_t} + \delta_2 \mathrm{L_t} \times \mathrm{HCAP_t} + \delta_3 \mathrm{OPEN_t} + \delta_4 \mathrm{OIL_t} + \delta_5 \mathrm{FDI_t} + \delta_6 \mathrm{RER_t} + \delta_7 \mathrm{INF_t} + \delta_8 \mathrm{SANC_t} + \varphi_t \qquad (۸)$$

[1]. Khan and Reinhart (1990)

متغیرهای مدل عبارتند از:

Y: ارزش افزوده، K: موجودی سرمایه، L: نیروی کار، HCAP: سرمایه انسانی (متوسط تعداد سال‌های تحصیل شاغلان)، L×HCAP: نیروی کار مؤثر، OIL: درآمدهای نفتی، FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، RER: نرخ ارز حقیقی، INF: نرخ تورم و SANC شاخصی که به‌عنوان متغیر جایگزین برای تحریم‌های اعمال شده از سوی ایالات متحده آمریکا، اتحادیه اروپا و سازمان‌ملل (شورای امنیت بین‌المللی) بر ایران در نظر گرفته شده است و یکی از عوامل موثر است که می‌تواند بر روی تولید ناخالص داخلی و میزان اشتغال اثر بگذارد. ε_t جزء خطای الگو و t نیز عامل زمان است.

❖ شاخص‌سازی تحریم اقتصادی (SANCTION)

نگاهی به تحریم‌های ایران نشان می‌دهد که این تحریم‌ها بسیار گسترده بوده‌اند. همچنین این تحریم‌ها همزمان از سوی کشورهای گوناگون با درجه‌های ناهمسان به کار برده شده‌اند. مسلم است به عنوان مثال تعداد اشخاص، شرکت‌ها و یا فعالیت‌های مورد تحریم و یا طول دوره تحریم که قابل استخراج از مستندات قانونی مرتبط با تحریم‌های وضع شده است، نمی‌تواند به عنوان شاخصی مناسب برای تحریم تلقی شود، زیرا مقیاس‌بندی مناسب در خصوص این متغیرها چندان قابل تصور نیست.

بکارگیری یک متغیر مجازی با داده‌های صفر و یک برای هر تحریم نتایج دقیقی را به همراه ندارد زیرا استفاده از متغیرهای مجازی عملاً بیشتر به گزینه بودن یا نبودن تحریم مرتبط است و از منظر فنی در قیاس با یک متغیر توضیحی قابلیت تبیین کمتری را در مدل‌های تجربی داراست.

به نظر می‌رسد بجای استخراج و گردآوری اطلاعات مرتبط با عناوین تحریم، رجوع به هدف‌گذاری تحریم‌ها، اطلاعات جامع‌تر و واقعی‌تری را در خصوص تحریم‌ها ارایه می‌نماید. مشخص است که انتخاب یک متغیر خاص در بین متغیرهای متاثر از تحریم به عنوان "متغیر تحریم" چندان منطقی نیست. از سویی، اجتماع چندین متغیر متاثر از تحریم نیز که هریک به نوعی حامل آثار تحریم‌ها هستند، نیز محدودیت‌هایی را عمدتا به علت افزودن به متغیرهای توضیحی و نیز تفسیر تحریم در مدل‌سازی اقتصادی ایجاد می‌نماید.

بهترین حالت آن است که بتوان متغیرهایی را معرفی نمود که ذاتاً متغیر تحریم باشد. اکنون سوال آن است که به چه صورت می‌توان به این مقصود دست یافت؟ در پاسخ به این سوال باید بیان

داشت که روش تحلیل عاملی[1]روشی است که بر اساس آن می‌توان نسبت به استخراج این شاخص منفرد اقدام کرد. تحلیل عاملی اکتشافی در چارچوب عامل‌های متعامد[2]که در استخراج شاخص تحریم بکار گرفته خواهد شد، به توصیف ساختار کوواریانس (همبستگی) بین تعداد زیادی از متغیرها می‌پردازد که این کار با استفاده از مقادیر تصادفی غیر قابل مشاهده که عامل نامیده می‌شوند، صورت می‌پذیرد.

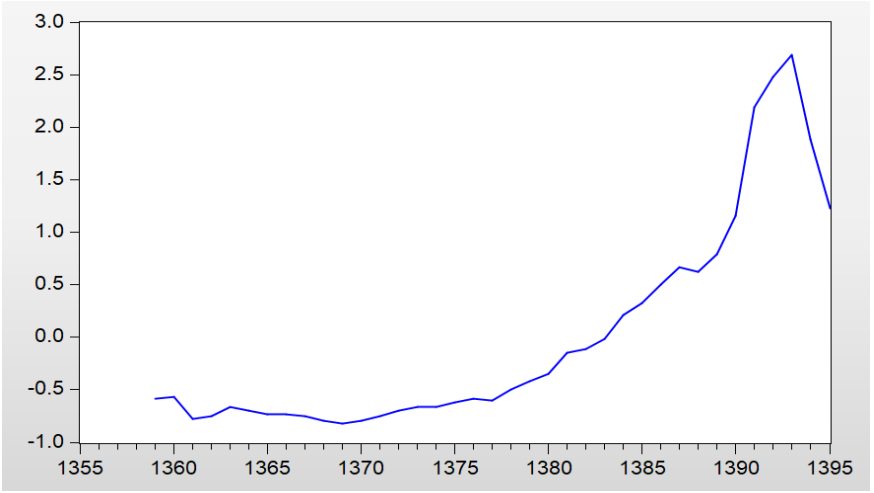
متغیرهای متاثر از تحریم به متغیرهایی اطلاق می‌شوند که در لایه اول اثرپذیری از تحریم‌های اقتصادی کشور قرار دارند. به عبارت دیگر این متغیرها حساسیت بالایی نسبت به اعمال تحریم‌های بین‌المللی اقتصادی داشته و غالبا از سوی تحریم‌کنندگان به عنوان مبادی اصلی اثرگذاری تحریم بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کشور قلمداد می‌شوند. متغیرهای مورد بررسی در لایه اول شامل قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی، رابطه مبادله، سهم کشور از تولید جهانی نفت خام، سهم کشور از صادرات نفت خام، سهم کشور از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سهم آمریکا از تجارت خارجی ایران، فزونی نرخ ارز، واریانس نرخ ارز، نسبت تراز تجاری غیر نفتی به تولید ناخالص داخلی و سهم کشور از حمل و نقل هوایی در جهان بوده است. بدین منظور پس از معرفی متغیرهای متاثر از تحریم و محاسبه آماره‌های توصیفی مرتبط، مراحل تحلیل عاملی: الف: انتخاب متغیرهای مناسب، ب: استخراج اولیه عامل‌ها، ج: استخراج نهایی عامل‌ها با چرخش factor rotation، د: ساخت مقیاس و نامگذاری عامل‌ها دنبال شده است. مراحل تحلیل عاملی با توجه به این‌که دوره مورد بررسی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ است، برای دوره مورد نظر انجام شده است. به منظور تخمین شاخص تحریم از ۱۱ متغیر استفاده شده است که به صورت خلاصه در جدول (۲) ارایه شده است:

[1]. Factor Analysis
[2]. Orthogonal Factors

جدول ۲: متغیرهای متاثر از تحریم

ردیف	متغیر متاثر از تحریم	ملاحظات	منبع
۱	شاخص قیمت کالاهای وارداتی (PM)		اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و حساب‌های ملی بانک مرکزی
۲	شاخص قیمت کالاهای صادراتی (PX)		اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و نماگرهای بانک مرکزی
۳	رابطه مبادله (PX/PM)	از نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به وارداتی بدست می‌آید.	اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و نماگرهای بانک مرکزی
۴	سهم کشور از تولید جهانی نفت خام (OILPS)	نسبت میزان تولید نفت خام در ایران نسبت به تولید جهانی	آمار انرژی جهانی (شرکت بی.پی)
۵	سهم کشور از صادرات نفت خام (OILEXS)	نسبت میزان صادرات نفت خام در ایران نسبت به جهان	آمار انرژی جهانی (شرکت بی.پی)
۶	رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)		بانک جهانی
۷	سهم آمریکا از تجارت خارجی ایران (USIRITR)	نسبت تجارت خارجی ایران با آمریکا به کل حجم تجارت ایران	مرکز آمار آمریکا
۸	فزونی نرخ ارز (PEREX)	نسبت تفاضل نرخ ارز رسمی از نرخ ارز غیر رسمی به نرخ ارز رسمی	اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و نماگرهای بانک مرکزی
۹	واریانس نرخ ارز (VAREX)	واریانس تفاضل نرخ ارز رسمی و غیر رسمی بر اساس اطلاعات فصلی نرخ‌های ارز	اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و نماگرهای بانک مرکزی
۱۰	نسبت تراز تجاری غیر نفتی به تولید ناخالص داخلی (TDNOIL)	از تقسیم تراز تجاری غیر نفتی حقیقی به تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است	حساب‌های ملی بانک مرکزی
۱۱	سهم کشور از حمل و نقل هوایی در جهان (PASAIR)	از تقسیم تعداد مسافران هوایی ایران به تعداد مسافران هوایی جهان محاسبه شده است.	بانک سری زمانی بانک جهانی

روند تغییر متغیر تحریم‌های اقتصادی در سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ در نمودار ۱ نشان داده شده است. این متغیر بر پایه معیارهای این بررسی، در طی دوره جنگ تحمیلی با افزایش و کاهش‌هایی روبرو بوده است و در دهه ۱۳۷۰ کاهش و در دهه ۱۳۸۰ افزایش یافته است. تا اینکه در اوج تحریم‌های هسته‌ای به بالاترین اندازه خود رسیده و پس از برجام نیز کاهش یافته است.



نمودار ۱: روند شاخص تحریم طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

در این پژوهش نقش تحریم‌های اقتصادی در رشد اقتصادی و اشتغال سه بخش اقتصادی یعنی صنعت، کشاورزی و خدمات طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۷ و با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد؛ با توجه به این‌که تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات از کانال تولید ناخالص داخلی می‌باشد لذا مدل مورد استفاده در این پژوهش سیستم معادلات همزمان است. با توجه به تبیین نظری صورت گرفته و در ادامه مباحث مطرح شده در فصل قبل، می‌توان سیستم معادلات برای هریک از بخش‌ها به تفکیک دو معادله رشد اقتصادی و اشتغال را به منظور بررسی هدف پژوهش به شرح ذیل معرفی کرد:

جدول ۳: معرفی سیستم معادلات همزمان به تفکیک بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات

مدل		معرفی معادلات
صنعت	معادله ۱	$Y_{I=} = \delta_0 + \delta_1 K_I + \delta_2 L_I \times HCAP + \delta_3 OPEN_t + \delta_4 OIL_t + \delta_5 FDI_t + \delta_6 RER_t + \delta_7 INF_t + \delta_8 SANCTION_t + \varphi_t$ (۱)
	معادله ۲	$L_I = \alpha_0 + \alpha_1 Y_I + \alpha_2 W_t + \alpha_3 K_I + \alpha_4 AP_I + \alpha_5 FIR_t + \alpha_6 TAX_t + \varepsilon_t$ (۲)
کشاورزی	معادله ۱	$Y_A = \theta_0 + \theta_1 K_A + \theta_2 L_A \times HCAP + \theta_3 OPEN_t + \theta_4 OIL_t + \theta_5 FDI_t + \theta_6 RER_t + \theta_7 INF_t + \theta_8 SANCTION_t + \omega_t$ (۳)
	معادله ۲	$L_A = \beta_0 + \beta_1 Y_A + \beta_2 W_t + \beta_3 K_A + \beta_4 AP_A + \beta_5 FIR_t + \beta_6 TAX_t + \vartheta_t$ (۴)
خدمات	معادله ۱	$Y_s = \eta_0 + \eta_1 K_s + \eta_2 L_s \times HCAP + \eta_3 OPEN_t + \eta_4 OIL_t + \eta_5 FDI_t + \eta_6 RER_t + \eta_7 INF_t + \eta_8 SANCTION_t + \lambda_t$ (۵)
	معادله ۲	$L_S = \gamma_0 + \gamma_1 Y_S + \gamma_2 W_t + \gamma_3 K_S + \gamma_4 APs_t + \gamma_5 FIR_t + \gamma_6 TAX_t + \mu_t$ (۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

معادله ۱، معادله رشد اقتصادی هر بخش را نشان می‌دهد که با توجه به مبانی نظری موجود تابعی از فاکتورهای اصلی رشد، تحریم‌های اقتصادی و نیز سایر عوامل مؤثر بر رشد است که می‌توانند هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیر مستقیم رشد اقتصادی را متأثر سازند. معادله ۲ عوامل مؤثر بر اشتغال هر بخش را بیان می‌دارد. در این معادله اثر غیر مستقیم تحریم اقتصادی بر اشتغال هر بخش از مجرای رشد اقتصادی هر بخش در نظر گرفته شده است.

۴- یافته‌های پژوهش

از آن‌جا که سیستم معادلات همزمان به لحاظ ساختاری با رگرسیون تک معادله‌ای چند متغیره متفاوت است ممکن است فروض کلاسیک را تامین نکند. در این‌گونه معادلات به دلیل همبستگی بین جملات خطا و متغیرهای درون‌زا (به عنوان متغیر توضیحی در معادله دیگر) استفاده از برآوردکننده‌های OLS به برآوردهایی ناسازگار و با تورش منجر خواهد شد. حتی اگر در چنین شرایطی حجم نمونه به سمت بی‌نهایت میل کند باز هم برآوردکننده‌های حداقل مربعات معمولی با پارامترهای حقیقی جامعه برابر نمی‌شوند (گجراتی، ۱۳۸۹). از این رو برای جلوگیری از ایجاد نتایج تورش‌دار و کاذب انجام برخی آزمون‌ها از جمله آزمون مانایی، اریب همزمانی، قطری بودن و مسأله تشخیص به منظور انتخاب روش مناسب برای تخمین سیستم معادلات همزمان ضروری است.

۴-۱- بررسی مانایی

یک سری زمانی وقتی مانا است که میانگین واریانس آن در طول زمان ثابت باشد و کواریانس آن در وقفه مشخص ثابت باشد. به عبارتی مستقل از زمان باشد. در اکثر کتب اقتصادسنجی از

آزمون‌های مانایی به عنوان یکی از پیش شرط‌های تخمین مدل‌های سری زمانی نام برده شده است. با این حال هشیائو (۱۹۹۷) در مقاله‌ای اثبات کرد برای تخمین معادلات به روش 2SLS نیازی به بررسی مانایی نیست و این مسأله برای روش 3SLS نیز قابل اثبات است.
با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر مانایی جمله اخلال هر یک از معادلات محرز گردید و در نتیجه هم‌انباشتگی با توجه به جدول (۴) مورد تایید قرار گرفت.

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی

مدل		نام متغیر	آماره	سطح معنی‌داری
صنعت	معادله ۱	جمله پسماند معادله ۱	-۳,۷۷	۰,۰۰۰۴
	معادله ۲	جمله پسماند معادله ۲	-۴,۴۸	۰,۰۰۰۰
کشاورزی	معادله ۱	جمله پسماند معادله ۱	-۵,۷۵	۰,۰۰۰۰
	معادله ۲	جمله پسماند معادله ۲	-۲,۱	۰,۰۳۵۵
خدمات	معادله ۱	جمله پسماند معادله ۱	-۳,۲	۰,۰۰۲۱
	معادله ۲	جمله پسماند معادله ۲	-۳,۳	۰,۰۰۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۴- اریب همزمانی

از آن‌جا که سیستم معادلات همزمان به لحاظ ساختاری متفاوت با رگرسیون‌های چند متغیره است، ممکن است تامین‌کننده فروض کلاسیک حاکم بر رگرسیون‌های چند متغیره نباشد. یکی از فروض قاطع روش OLS، غیر تصادفی بودن متغیرهای توضیحی و داشتن توزیع مستقل از جزء اخلال است. به عنوان مثال یکی از مشخصه‌های سیستم معادلات همزمان این است که متغیر وابسته در یک معادله به عنوان متغیر توضیحی در معادله‌ای دیگر از سیستم ظاهر می‌شود. چنین متغیر توضیحی ممکن است با جمله پسماند معادله‌ای که در آن به عنوان متغیر توضیحی وارد شده است همبسته باشد و همبسته بودن متغیر توضیحی با جمله پسماند در یک معادله فرض $COV(U_i, X_i)=0$ را نقض می‌کند. در صورت نقض شرط فوق تخمین‌زننده‌های OLS نه تنها تورش‌دار بلکه ناسازگار خواهند بود.

جدول ۵: نتایج حاصل از اریب همزمانی

مدل		نام متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
صنعت	مدل ۱	جمله پسماند مدل ۲	-۱,۴	۰,۰۰۰۰
	مدل ۲	جمله پسماند مدل ۱	-۰,۶	۰,۰۰۰۰
کشاورزی	مدل ۱	جمله پسماند مدل ۲	-۱,۲	۰,۰۰۲۳
	مدل ۲	جمله پسماند مدل ۱	-۲۸	۰,۴۵
خدمات	مدل ۱	جمله پسماند مدل ۲	۰,۸۶	۰,۰۰۰۰
	مدل ۲	جمله پسماند مدل ۱	۰,۹	۰,۰۰۱۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵) برآورد سیستم معادلات مربوط به بخش صنعت، کشاورزی و خدمات به دلیل وجود مسأله درون‌زایی با استفاده از تخمین‌زن OLS تورش‌دار و ناکارا خواهد بود.

۳-۴- آزمون قطری بودن

آزمون بروش-پاگان به بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی همزمان بین جملات اخلال معادلات موجود در سیستم معادلات می‌پردازد. این آزمون صفر بودن ماتریس کواریانس قطری همزمان[1]را مورد بررسی قرار می‌دهد. اگر حداقل یک کواریانس غیر صفر در سیستم موجود باشد، در این صورت وابستگی همزمانی وجود دارد و باید سیستم معادلات با استفاده از روش‌های سیستمی نظیر FIML یا 3SLS برآورد گردد و برآوردهای OLS دیگر کارآ نخواهد بود. نتایج آزمون قطری بودن ماتریس واریانس کواریانس جملات اخلال یا به عبارتی وجود یا عدم وجود همبستگی بین جملات اخلال معادلات مربوط به هر سیستم معادله در جدول (۶) ارائه شده است:

جدول ۶: نتایج حاصل از آزمون قطری بودن

سیستم معادله	آماره آزمون بروش-پاگان	وضعیت	مدل نهایی
سیستم معادله مربوط به صنعت	Chi2(1) =14.91 Prob= 0.0001	همبستگی جملات اخلال معادلات سیستم	3SLS
سیستم معادله مربوط به کشاورزی	Chi2(1) =0.623 Prob= 0.429	عدم وجود همبستگی جملات اخلال معادلات سیستم	2SLS
سیستم معادله مربوط به خدمات	Chi2(1) =3.39 Prob= 0.06	همبستگی جملات اخلال معادلات سیستم	3SLS

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[1]. Contemporaneous Diagonal Covariance Matrix

به طور کلی در سیستم معادلات همزمان پس از بررسی بحث همزمانی (درون‌زایی متغیر درون‌زا به عنوان متغیر توضیحی در معادله دیگر) و آزمون قطری بودن (وجود همبستگی بین جملات اخلال معادلات یک سیستم) اگر همزمانی محرز شود اما جملات اخلال دو معادله در یک سیستم با هم همبستگی نداشته باشند از روش 2SLS ولی اگر همزمان باشند و جملات اخلال همبستگی داشته باشند بایستی به روش 3SLS برآورد نمود. همچنین اگر همزمان نباشند ولی باقیمانده‌هایشان باهم در ارتباط باشند باید با روش SUR (معادلات به ظاهر نامرتبط) برآورد نمود. در نهایت اگر بحث همزمانی و قطری بودن محرز نشود باید سیستم معادلات به روش OLS تخمین زده شود.

با توجه به جدول (۶)، از آن‌جا که در سیستم معادله مربوط به صنعت و خدمات با توجه به آزمون اریب همزمانی همبسته بودن متغیر درون‌زا (به عنوان متغیر توضیحی در معادله‌ی دیگر) با جمله پسماند تایید گردید و نیز همزمانی جملات اخلال دو معادله محرز شد لذا به روش 3SLS قابل برآورد خواهد بود. به علاوه، در سیستم معادله مربوط به کشاورزی نیز به دلیل وجود اریب همزمانی و عدم وجود همزمانی جملات اخلال معادلات سیستم روش قابل برآورد 2SLS می‌باشد.

۴-۴- مسأله تشخیص[1]

به طور کلی بر اساس قابلیت شناسایی یا تشخیص، هر یک از معادلات فرم ساختاری را به صورت **الف)** غیر قابل شناسایی یا کمتر از حد مشخص یا نامشخص؛ که در این صورت امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود ندارد. **ب)** دقیقاً قابل شناسایی یا دقیقاً مشخص؛ که در این صورت امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود دارد و جواب منحصر به فرد برای آن‌ها به دست می‌آید و **ج)** بیش از حد قابل شناسایی یا بیش از حد مشخص؛ که در این صورت امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود دارد ولی بیش از یک جواب برای آن‌ها به دست می‌آید تقسیم‌بندی می‌کنند (سوری، ۱۳۹۲). جهت انجام آزمون تشخیص دو شرط درجه‌ای[2] و مرتبه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد:

شرط درجه‌ای

برای بررسی شرط درجه (شرط لازم)، دو روش وجود دارد:

---

1. Identification Problem
2. Order Condition

روش اول: اگر در یک سیستم معادلاتی یا G معادله، معادله‌ای دقیقا G-1 متغیر درون‌زا و از پیش تعیین شده موجود در سیستم را در بر نگیرد، کاملا مشخص است. اما اگر تعداد متغیرهای خارج از معادله بیش از G-1 باشد، معادله بیش از حد مشخص است.

در اینجا K تعداد متغیرهای برون‌زا و از پیش تعیین شده کل سیستم معادله، k تعداد متغیرهای برون‌زای معادله مورد نظر و g تعداد متغیرهای درون‌زای هر معادله می‌باشد.

جدول ۷: بررسی مسأله تشخیص

مدل		K-k	g-1	تشخیص
صنعت	مدل ۱	10-3=7	2-1=1	بیش از حد مشخص
	مدل ۲	10-7=3	2-1=1	بیش از حد مشخص
کشاورزی	مدل ۱	10-3=7	1	بیش از حد مشخص
	مدل ۲	10-7=3	1	بیش از حد مشخص
خدمات	مدل ۱	10-3=7	1	بیش از حد مشخص
	مدل ۲	10-7=3	1	بیش از حد مشخص

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به این‌که در تمامی معادلات شرط K-k > g-1 برقرار می‌باشد لذا تمامی معادلات فوق بیش از حد مشخص هستند و به طور کلی می‌توان گفت شرط ترتیبی (درجه‌ای) برقرار است.

شرط مرتبه‌ای

تامین شرط مرتبه (شرط کافی) نیز به این ترتیب است که در یک الگوی دارای M معادله و M متغیر درون‌زا، اگر و فقط اگر حداقل یک دترمینان غیر صفر از وجه (M-1)(M-1) مربوط به ضرایب متغیرهای درون‌زا و از پیش تعیین شده خارج از معادله مورد بررسی (اما لحاظ شده در سایر معادلات الگو) را بدست آورد معادله مورد نظر مشخص خواهد بود (گجراتی، ۱۳۸۶). از آن‌جا که می‌توان حداقل یک دترمینان غیر صفر از مرتبه ۱ (M-1=2-1=1) را تشکیل داد لذا شرط مرتبه‌ای نیز تحقق می‌یابد.

جدول ۸: محاسبه شرط مرتبه برای معادلات بخش صنعت

مدل		li	yi	ki	Api	open	oil	fdi	rer	inf	sanc	wage	fir	tax	1
صنعت	معادله ۱	$-\alpha_3$	1	$-\alpha_2$	$-\alpha_4$	$-\alpha_4$	$-\alpha_5$	$-\alpha_6$	$-\alpha_7$	$-\alpha_8$	$-\alpha_9$	0	0	0	$-\alpha_1$
	معادله ۲	1	$-\alpha_{11}$	$-\alpha_{13}$	$-\alpha_{14}$	0	0	0	0	0	0	$-\alpha_{12}$	$-\alpha_{15}$	$-\alpha_{16}$	$-\alpha_{10}$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آن‌جا که معادله مربوط به مدل ۱ شامل متغیرهای wage, fir, tax نمی‌باشد لذا حداقل یکی از دترمینان‌های ضرایب متغیرهای خارج از معادله مربوط به معادله ۱ عبارت است از:

$$\Delta = [-\alpha_7] \rightarrow |\Delta| \neq 0 \rightarrow$$

رتبه ماتریس Δ برابر با M-1=2-1=1 می‌باشد.

برای معادله ۲ نیز به دلیل این‌که متغیرهای open oil fdi rer inf و sanc در آن لحاظ نشده شرایط فوق با استناد به ضرایب $-\alpha_4-\alpha_5-\alpha_6-\alpha_7-\alpha_8$ و $-\alpha_9$ صادق است. به همین ترتیب برای سیستم معادلات بخش کشاورزی و خدمات نیز شرایط فوق صادق است.

جدول ۹: محاسبه شرط مرتبه برای معادلات بخش کشاورزی

مدل		la	ya	ka	Apa	open	oil	fdi	rer	inf	sanc	wage	fir	tax	1
صنعت	معادله ۱	$-\alpha_3$	1	$-\alpha_2$	$-\alpha_4$	$-\alpha_4$	$-\alpha_5$	$-\alpha_6$	$-\alpha_7$	$-\alpha_8$	$-\alpha_9$	0	0	0	$-\alpha_1$
	معادله ۲	1	$-\alpha_{11}$	$-\alpha_{13}$	$-\alpha_{14}$	0	0	0	0	0	0	$-\alpha_{12}$	$-\alpha_{15}$	$-\alpha_{16}$	$-\alpha_{10}$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰: محاسبه شرط مرتبه برای معادلات بخش خدمات

مدل		ls	ys	ks	Aps	open	oil	fdi	rer	inf	sanc	wage	fir	tax	1
صنعت	معادله ۱	$-\alpha_3$	1	$-\alpha_2$	$-\alpha_4$	$-\alpha_4$	$-\alpha_5$	$-\alpha_6$	$-\alpha_7$	$-\alpha_8$	$-\alpha_9$	0	0	0	$-\alpha_1$
	معادله ۲	1	$-\alpha_{11}$	$-\alpha_{13}$	$-\alpha_{14}$	0	0	0	0	0	0	$-\alpha_{12}$	$-\alpha_{15}$	$-\alpha_{16}$	$-\alpha_{10}$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال با توجه به تامین شروط درجه‌ای و مرتبه‌ای و بیش از حد مشخص بودن هر یک از معادلات امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود دارد.

۴-۵- تخمین مدل

پس از انجام آزمون‌های مانایی، همزمانی، قطری بودن و مسئله تشخیص اکنون می‌توان سیستم معادلات مورد نظر را به روش مناسب برآورد نمود. با توجه به نتایج آزمون‌ها محرز گردید که بایستی سیستم معادلات مربوط به صنعت و خدمات به صورت 3SLS و سیستم معادلات مربوط به کشاورزی به صورت 2SLS برآورد شود. در روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) ارتباط بین جملات اخلال معادلات در یک سیستم در نظر گرفته می‌شود اما در روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) این ارتباط در نظر گرفته نمی‌شود و صرفا به بحث درون‌زایی توجه می‌شود.

جدول ۱۱: نتایج تخمین سیستم معادلات بخش صنعت

سیستم معادلات بخش صنعت				
متغیر وابسته	**متغیرهای توضیحی**	**ضریب**	**آماره**	**احتمال**
Yi	C (1)	۷,۵۹۹۶۸۸	۱,۷۵۵۴۹۹	۰,۰۸۰۰
	Ki	۰,۰۵۴۰۵۴	۰,۱۵۳۵۷۹	۰,۰۰۰۰
	$L_i \times HCAP$	۰,۱۰۷۶۴۶	۲,۲۷۶۳۱۸	۰,۰۲۵۵
	OPEN	۰,۰۱۱۷۸۸	۱,۲۷۷۱۴۷	۰,۰۰۶۰
	OIL	۰,۰۴۱۱۴۷	۰,۵۰۵۶۳۹	۰,۰۱۵۱
	FDI	۰,۰۳۲۶۳۸	۰,۴۲۵۴۷۸	۰,۰۰۲۰
	RER	۰,۱۰۹۰۱۴	۱,۲۰۱۲۸۸	۰,۰۳۳۰
	INF	-۹,۵۹E-۰۵	-۰,۰۴۸۹۲۰	۰,۰۰۱۲
	SANC	-۰,۰۴۸۷۶۵	-۲,۱۳۱۹۵۹	۰,۰۳۷۱
Li	C (2)	۸,۶۶۸۹۱۸	۱۷,۴۹۵۴۶	۰,۰۰۰۰
	Yi	۰,۵۹۳۴۰۹	۱,۱۰۷۱۹۴	۰,۰۰۰۰
	WAGE	-۰,۰۰۴۸۱۵	-۱,۶۱۷۹۴۶	۰,۰۱۱۲
	Ki	−۰,۰۴۷۲۸۵	−۱,۰۰۲۷۶۶	۰,۰۲۳۶
	APi	-۸,۱۵۲۱۹۸	-۰,۹۳۸۰۷۱	۰,۰۱۲۲
	FIR	−۰,۰۰۱۸۴۹	−۱,۸۳۷۱۵۶	۰,۰۵۱۵
	TAX	−۱,۲۹E-۰۵	-۰,۵۸۵۸۳۶	۰,۰۶۰۳
	Adj. R^2=0.98			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۲: نتایج تخمین سیستم معادلات بخش کشاورزی

سیستم معادلات بخش کشاورزی				
متغیر وابسته	**متغیرهای توضیحی**	**ضریب**	**آماره**	**احتمال**
Ya	C (1)	۱۲,۲۲۹۴۱	۱۰,۳۳۱۲۸	۰,۰۰۰۰
	Ka	۰,۱۴۱۸۰۷	۱,۴۳۶۸۱۴	۰,۰۰۶۳
	$L_a \times HCAP$	۰,۰۷۰۸۹۰	۵,۳۷۷۹۳۸	۰,۰۰۰۰
	OPEN	۰,۰۰۰۵۳۳	۰,۴۳۶۹۸۴	۰,۰۰۶۶
	OIL	۶,۴۹E-۰۶	۳,۶۰۹۸۲۳	۰,۰۲۶۲
	FDI	۰,۰۰۶۰۲۴	۲,۳۷۶۷۰۲	۰,۹۸۹۹
	RER	۰,۰۴۶۰۵۸	۱,۱۸۵۰۸۷	۰,۰۴۱۲
	INF	-۰,۰۰۱۸۸۷	-۱,۸۲۳۲۲۱	۰,۰۰۳۶
	SANCTION	۱,۱۴۸۴۸۸	۵,۵۲۸۳۰۲	۰,۰۰۲۲
La	C (2)	۱۲,۱۱۱۶۰	۷,۵۸۵۹۷۱	۰,۰۰۰۰
	Ya	۳,۶۸۸۷۷۰	۲,۴۵۴۶۶۹	۰,۰۰۷۲
	WAGE	−۰,۰۰۲۲۳۸	−۰,۴۵۹۵۸۹	۰,۰۰۷۷
	Ka	-۰,۰۷۰۸۳۷	-۰,۸۱۱۹۱۷	۰,۰۲۰۲
	APa	-۳,۸۵۶۱۵۲	-۱,۳۱۵۴۵۶	۰,۰۰۱۲
	FIR	-۰,۰۰۳۲۳۷	-۱,۸۱۴۶۲۷	۰,۰۴۴۹
	Tax	−۰,۰۹۰۱۹۴	−۳,۳۴۸۰۷۷	۰,۵۸۸۹
	Adj. R^2=0.98			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۳: نتایج تخمین سیستم معادلات بخش خدمات

سیستم معادلات بخش خدمات				
متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره	احتمال
Ys	C (1)	۳,۵۴۰۲۸۰	۱,۳۲۲۲۴۷	۰,۰۰۰۰
	Ks	۰,۶۸۹۰۸۳	۳,۲۹۹۳۱۶	۰,۰۰۰۷
	$L_s \times HCAP$	۰,۰۱۶۶۰۳	۱,۲۸۶۵۲۵	۰,۰۰۳۶
	OPEN	۰,۰۰۰۹۰۰	۰,۶۷۹۲۴۰	۰,۰۰۹۹
	OIL	۰,۰۰۰۹۱۲	۲,۸۶۶۲۸۸	۰,۰۰۵۷
	FDI	۰,۰۹۰۱۹۴	۳,۳۴۸۰۷۷	۰,۰۰۱۴
	RER	۰,۱۴۱۷۱۲	۴,۳۳۶۷۰۲	۰,۰۰۰۱
	INF	-۰,۰۰۲۸۳۱	-۲,۸۹۷۴۱۲	۰,۰۰۵۵
	SANCTION	-۲,۰۰۰۰۱۲	-۱,۵۴۲۶۱۵	۰۰۶۶.۰
Ls	C (2)	۱۲,۲۷۵۰۴	۵,۰۵۵۴۶۴	۰,۰۰۰۰
	Ys	۰,۴۱۰۰۰۰	۰,۴۱۶۷۷۶	۰,۰۴۵۴
	WAGE	-۰,۰۲۵۳۶۷	-۴,۵۷۷۶۳۰	۰,۰۰۰۰
	Ks	۰,۰۶۴۵۵۲	۰,۱۵۶۳۲۲	۰,۰۰۶۳
	APs	-۳,۱۸۰۰۳۸	-۵,۷۹۳۴۴۵	۰,۰۰۰۰
	FIR	-۰,۰۰۱۶۱۱	-۰,۹۶۲۹۱۵	۰,۰۳۰۰
	Tax	-۰,۰۰۰۱۰۴	-۱,۰۸۶۴۱۵	۰,۰۰۸۰
	Adj. R^2=0.97			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

انجام این پژوهش مبتنی بر سه هدف بوده است که در ادامه نتایج برآورد مدل با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان برای هریک از آن‌ها و در نهایت برای سایر متغیرهای کنترلی مدل تفسیر می‌شود. لازم به ذکر است تفسیر ضریب هر یک از متغیرها با فرض ثبات سایر شرایط می‌باشد.

با توجه به ضریب منفی و معنادار متغیر تحریم بر اشتغال بخش صنعت، تحریم‌های اقتصادی میزان اشتغال بخش صنعت را به صورت غیر مستقیم و از کانال تولید کاهش داده‌اند. اثر منفی و معنادار تحریم‌ها را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد:

در بررسی و رصد تاثیر مستقیم تحریم‌ها می‌توان به دو گزینه رسید: تحریم‌ها، عمدتا واردات مواد اولیه، دستگاه‌های پیشرفته صنعتی و البته مواد و تکنولوژی‌های دارای کاربرد دوگانه (نظامی–غیر نظامی) را هدف گرفته و تحت تاثیر قرار داده است.

اخیراً کشورهای غربی حتی از فروش کنترل دستگاه عددی به ایران خودداری می‌کنند. توجه به این نکته قابل تامل است که اینک دامنه تحریم‌ها حتی به "ابزار آلات ساده صنعتی" هم رسیده است و شرکت‌های بزرگ ابزارسازی آمریکایی و آلمانی از معامله و فروش قطعات یدکی و ابزارهای مربوطه به ایران خودداری می‌کنند و حتی در شرایط فعلی، شاهد پدیده احتکار مواد اولیه موجود در بازارهای داخلی (موادی نظیر پلی آمیلن که کاربرد وسیعی در صنایع مختلف از جمله اتومبیل دارد) هم هستیم که قیمت این مواد را در بازار داخلی تا حدود دو برابر افزایش داده است. به علت افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت نهاده (ماشین آلات، مواد اولیه و تجهیزات)، واردات کالاهای واسطه‌ای، مواد اولیه، تولید و در نتیجه اشتغال کاهش می‌یابد.

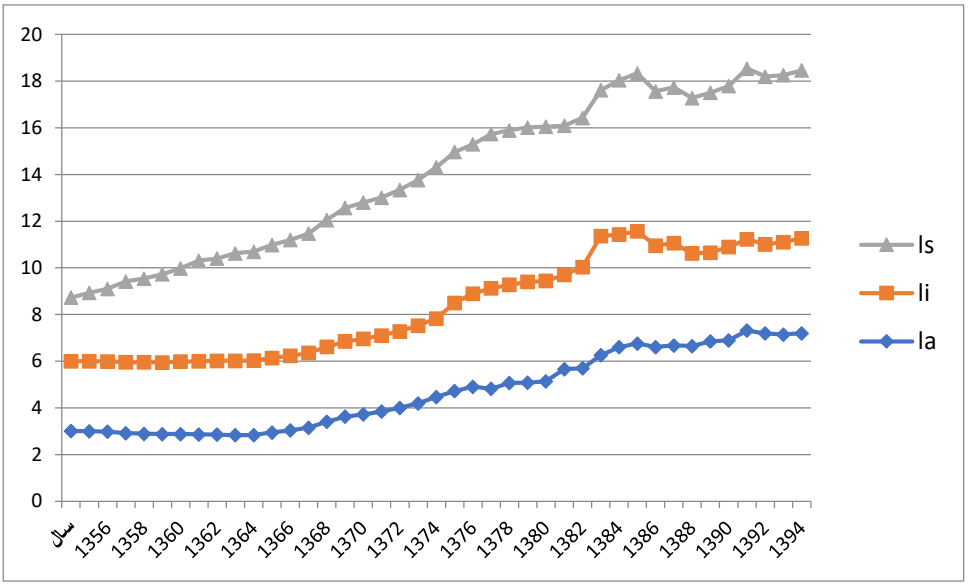
از سوی دیگر، سیاست‌های دوگانه باعث شده است که آزادی کامل برای واردات مواد مصرفی و غذایی و لوکس و ... و مشکلات صنعتگران داخلی، ایران را به بهشت رویایی برخی کشورهای درجه دو اروپایی و جهنم تولیدکنندگان داخلی تبدیل کند و زمینه یک ضربه سهمگین قریب‌الوقوع و حتی فلج کامل را به بخش صنعت فراهم آورد. به عبارت دیگر غرب هم سود بازار ۷۰ میلیونی ایران را می‌خواهد و هم می‌خواهد ایران را تحت فشار سیاسی بگذارد (پیردایه و پادام، ۱۳۹۴).

باید توجه داشت این‌که غرب، بخش صنعتی کشور را مورد هدف تحریم قرار داده است، رویکردی کاملا هوشمندانه است از این جهت که تحت فشار گذاشتن بخش صنعت به مرور به فلج شدن آن و عدم صرفه اقتصادی برای هرگونه فعالیت تولیدی و صنعتی می‌انجامد که این امر به مرور به موج عظیم بیکاری، تورم و بی ارزش شدن پول ملی می‌انجامد و عملاً اهداف سیاسی تنظیم‌کنندگان قطعنامه علیه کشورمان را محقق می‌کند (پیردایه و پادام، ۱۳۹۴).

ضریب تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش کشاورزی، مثبت و معنادار است. در واقع بخش کشاورزی و صنایع غذایی با توجه به ماهیت بومی بودن آن و وابستگی کم کشور به خارج آسیب کمتری از تحریم‌های اقتصادی می‌بینند. ضریب مثبت و معنادار تحریم‌های اقتصادی را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که افزایش نرخ ارز بخاطر وجود تحریم‌های اعمال شده باعث افزایش قیمت محصولات کشاورزی شده است. این افزایش قیمت محصولات و افزایش درآمد شاغلان بخش

کشاورزی باعث افزایش اشتغال بخش کشاورزی شده است. همچنین با افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی افزایش یافته و اشتغال در این بخش افزایش یافته است.

در مورد بخش خدمات تحریم‌های اقتصادی اثر منفی و معناداری بر اشتغال بخش خدمات داشته است، سهم بخش خدمات در اقتصاد ایران هنوز بیش از ۴۸ درصد است. تحت تاثیر پیشبرد استراتژی آزادسازی اقتصادی از جمله ایجاد بانک‌های خصوصی، گسترش شبکه مخابرات کشور در ابعاد بی‌سابقه، رشد خدمات گردشگری و خدمات صنعتی مانند خدمات پس از فروش خودرو، بیمه و نیز تداوم افزایش واردات و صادرات انواع کالا و خدمات، ثبات بر این بخش حاکم بوده و رشد آن را بین ۴ تا ۵ درصد ثابت نگاه داشته است. به هر حال اثر منفی آن می‌تواند به این دلیل باشد که بخشی از خدمات مربوط به حمل و نقل و خدمات بین‌المللی است که در زمان اعمال تحریم‌ها تحت تاثیر قرار می‌گیرد. کاهش رشد صنعتی نیز می‌تواند متعاقباً در رشد بخش خدمات اثر کاهنده به جا بگذارد.



منبع: مرکز آمار ایران

نمودار ۲: اشتغال بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات (میلیون نفر) بین سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۵

نمودار (۲) ترکیب اشتغال بخش‌های مختلف صنعت، کشاورزی و خدمات و تغییرات آن‌ها طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ را نشان می‌دهد (مبنای انتخاب این سال‌ها بر اساس شدت اعمال تحریم‌های اقتصادی به خصوص تحریم بانکی ایالات متحده آمریکا و اتحادیه اروپا علیه ایران با تحریم بانک مرکزی و سوئیفت در اواخر سال ۱۳۹۰ می‌باشد). یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که سطح اشتغال بخش صنعت بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲، ۴,۹ درصد کاهش یافته است. بخش کشاورزی در طی سال‌های فوق رشد ۷,۳ درصدی داشته است. و همچنین رشد اشتغال بخش خدمات برابر با ۱,۳٪- بوده است.

رشد اشتغال بخش صنعت: ($\partial SANCTION/\partial Y_I\ \partial Y_I/\partial L_I$ = -٪۴,۹ × ضریب متغیر تحریم)

رشد اشتغال بخش کشاورزی: ($\partial SANCTION/\partial Y_A\ \partial Y_A/\partial L_A$ = ٪۷,۳ × ضریب متغیر تحریم)

رشد اشتغال بخش خدمات: ($\partial SANCTION/\partial Y_S\ \partial Y_S/\partial L_S$ = -٪۱,۳ × ضریب متغیر تحریم)

۵- خلاصه، نتیجه گیری و پیشنهادها

اشتغال و بیکاری از جمله متغیرهای اساسی هر کشوری می‌باشد. به گونه‌ای که افزایش اشتغال و کاهش بیکاری، به عنوان شاخص‌های توسعه یافتگی جوامع مطرح می‌شود. در واقع اشتغال و بیکاری، از جمله متغیرهای اقتصادی و اجتماعی هستند که در دوره‌های مختلف زمانی در تمام کشورهای جهان مورد توجه بوده و از دغدغه‌های سیاست‌گذاران و اقتصاددانان هر کشوری می‌باشد. موضوع بیکاری و عوامل موثر بر آن در کشورهای پیشرفته با کشورهای در حال توسعه، همچون ایران کاملا متفاوت می‌باشند. در ایران وجود نرخ بیکاری بالا در سال‌های اخیر، گواه بر وجود مشکلات گوناگون در اقتصاد کشور می‌باشد. علت چنین نرخ بیکاری بالایی را می‌توان در عوامل متعدد از جمله کارآمد نبودن آموزش‌ها، پایین بودن نرخ‌های سرمایه‌گذاری، نبود زیرساخت‌های اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و فقدان تقاضای موثر در بازار کار دانست. یکی از دلایل افت رشد اقتصادی کشور، افت شدید تولید و صادرات نفت خام و به تبع آن افت اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی است. لذا، در این پژوهش عمده اثرات تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان مورد بررسی قرار

گرفت. شاخص کمی تحریم نیز با استفاده از روش تحلیل عاملی اکتشافی استخراج شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد اشتغال بخش صنعت بیشترین آسیب را نسبت به بخش‌های کشاورزی و خدمات متقبل شده و روند صعودی تعداد شاغلان گروه صنعت متوقف شده است. تصوری که ممکن است برخی کارشناسان بر عدم ملموس بودن اشتغال جدید در اقتصاد داشته باشند، ناشی از وضعیت حاکم بر بخش صنعت است که هم آمار تولید و هم تعداد اشتغال جدید این بخش نیز، برای دوره ۵ سال گذشته موید آن است. البته این بدان معنا نیست که هیچ اشتغال جدیدی در بخش صنعت و معدن اضافه نشده، اما این اشتغال جدید کمتر از خروجی نیروی کار از این بخش بوده است. بخش کشاورزی نیز به دلیل بومی بودن و استراتژی‌های خودکفایی برخی از محصولات کشاورزی در سال‌های گذشته کمترین آسیب را از اعمال تحریم‌های اقتصادی دیده است، همچنین تعداد شاغلان بخش کشاورزی به دلیل افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت محصولات کشاورزی نسبت به سال‌های گذشته افزایش یافته است. همچنین تحریم‌های اقتصادی بر اشتغال بخش خدمات به دلیل وابستگی کم به خارج از کشور تاثیر زیادی نداشته است و تنها در بخش خدمات بین‌المللی مانند خدمات گردشگری دچار آسیب شده که تاثیر آن بر اشتغال بخش خدمات کم است.

به منظور جلوگیری از زیان‌های وارده به نیروی کار و دستمزدهای آن در اثر وجود تحریم‌های اقتصادی، می‌بایست راهکارهایی اندیشیده شود، زیرا در غیر این صورت رفاه خانوارهای ایرانی به شدت آسیب پذیر خواهد بود.

- قطع وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی: با افزایش درآمدهای دولت از طریق مالیات، التزام به صرف درآمدهای ارزی نفت در جهت سرمایه‌گذاری مولد و طرح‌های تولیدی دارای توجیه فنی، اقتصادی و زیست محیطی و افزایش سالانه سهم صندوق توسعه‌ی ملی از منابع حاصل از صادرات نفت و گاز این صندوق سبب کسب اعتبار جهانی برای کشور مورد نظر شده و مسبب ورود سرمایه‌گذاران خارجی به آن کشور می‌شود.
- کاهش وابستگی به واردات و خودکفایی در تولید برخی محصولات وارداتی: حمایت واقعی از کارآفرینان و صنایع داخلی از طریق جلوگیری از واردات بی‌رویه و غیر منطقی کالاها و محدود نمودن ورود کالاهایی که مشابه داخلی آن‌ها وجود دارد جهت جلوگیری از خروج ارز، خودکفایی در تولید برخی محصولات و کالاهای واسطه‌ای که موجب می‌شود خط

تولید بنگاه‌ها در زمان وجود تحریم‌ها متوقف نشود و افزایش ظرفیت تولید داخل در شرایط وجود تحریم از دیگر راهکارهای مهم و موثر در افزایش اشتغال است.

- متنوع‌سازی سبد صادرات: تک محصولی بودن اقتصاد ایران و وابستگی بیش از حد به درآمدهای نفتی موجب بیکاری بخش زیادی از نیروی کار از کانال‌های مختلف شده است. لذا متنوع بودن این سبد علاوه بر اشتغال نیروی کار موجب می‌شود که کشور در زمان تحریم یک بخش از اقتصاد بتواند ارزآوری لازم را داشته باشد.
- توجه بیشتر دولت به بخش کشاورزی: در شرایط وجود تحریم افزایش تولید و صادرات بخش کشاورزی می‌تواند بخشی از کاهش اشتغال بخش صنعت را جبران کند.

References

Afesorgbor, S. K. and Mahadevan, R. (2016). "The Impact of Economic Sanctions on Income Inequality of Target States". World Development **83**: 1-11.

Aghaei, M. Reza Gholizadeh, M. & Mohammad Rezaei, M. (2018) "Impact of Economic and Commercial Sanctions on Iran's Trade Relations and their Major Trading Partners". Journal Strategic Studies of Public Policy **8**(28): 49-68.

Amini, A. (1999). "Estimation of Labor Demand Patterns in the Iranian Economy and Its Forecast During the Years 1997-1999". Journal of Planning and Budgeting **4**(7 and 8): 3-28.

Amini, A. (2002). "Analyzing Effective Factors on Economic Sectors' Labor Demand and Employment Projections in the 3rd Development Plan". Journal of Planning and Budgeting **7**(2): 86-53.

Bayard, T. O. Pelzman, J. and Perez-Lopez, J. (1983). "Stakes and Risks in Economic Sanctions". World Economy **6**(1): 73-88.

Carus, R. (2003). "The Impact of International Economic Sanctions on Trade: An Empirical Analysis". Peace Economics, Peace Science and Public Policy **9**(2): 1-29.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2016). Statistics and Data for the Years 1976-2016.

Dargahi, H. & Ghadiri, A. (2003). "Analysis of Determinants of Economic Growth in Iran (with a Review of Endogenous Growth Patterns)". Journal of Trade studies **7**(26): 33-1.

Doxey, M. P. (1980). *Economic Sanctions and International Enforcement*, 2d ed. London: Mac-Millan. 1987. International Sanctions in Contemporary Perspective. New York: St.

Doxey, M.P. (1996). "The Sanctions Problematique". In: *International Sanctions in Contemporary Perspective*, Palgrave Macmillan, London. https://doi.org/10.1007/978-1-349-25016-5_1.

Economic Tadbir Research Institute (2007). "A Look at the EU's Role in Enforcing Sanctions". A Series of Sanctions Review Reports. Number 4.

Eyler, R. (2007). *Economic Sanctions International Policy and Political Economy at Work*, Palgravem, Macmillan.

Ezzati, M. (2016). "Analyzing Direct and Indirect Effects of Economic Sanctions on I. R. Iran Economic Growth: Focusing on the External Sector of the Economy". Open Journal of Marine Science **6**: 457-471.

Ezzati, M. (2017). "The Welfare Effects of Economic Sanctios on Final Consumers of Goods and Services in Iran". International Journal of Environiemental & Science Education **12**(04): 679-692

Fadaei, M. & Derakhshan, M. (2014). "Analysis of Short Run and Long Run Effects of Economic Sanctions on Economic Growth in Iran". Journal

Economic Growth and Development Research **5**(18 - Serial Number 18): 113-132.

Feghe Majidi, A. & Zarouni, Z. (2016). "The Impact of Sanctions on the Economy of Iran". International Journal of Resistive Economics 4(1): 84-99.

Galtung, J. (1967). "On the Effectts of International Economic Sanctions". World Politics **19** (October 1966- July 1967): 379.

Gujarati, D. (2010). *Fundamentals of Econometrics*, Volume II. Translation: Hamid Abrishami. University of Tehran Press.

Hsiao, C. (1997). "Statistical Properties of the Two-Stage Least Squares Estimator Under Cointegration". The Review of Economic Studies **64**(3): 385-398.

https://www. treasury. gov/ resource- center/ sanctions/ OFAC-Enforcement/ Pages/20151103.aspx.

https://www.treasury.gov/resource-center/sanctions/Programs/Documents/.pdf

Hufbauer, G.C. Schott, J.J. Elliott, K.A. and Oegg, B. (2007). *Economic Sanctions Reconsidered*, 3rd Edition. Peterson Institute for International Economics, Washington DC.

Hunter, D. W. (1991). *Western Trade Pressure on the Soviet Union: An Interdependence Perspective on Sanctions*, New York: St. Martin's Press, pp. 44-6.

Inanloo, A. (2007). *The Role of Human Capital in Iran's Economic Growth (with a Review of Endogenous Growth Patterns*, Master Thesis in Economics, University of Sistan and Baluchestan, Faculty of Economics and Administrative Sciences.

Jariani, F. (2017). *The Impact of Sanctions on Bilateral Trade in Agricultural Products between Iran and Trade Partners*, Master Thesis, Faculty of Management and Economics. Tarbiat Modares University.

Kaplowitz, D. R. (1995). *Anatomy of a Failed Embargo: The Case of the US Sanctions against Cuba*, Phd Diss., Johns Hopkins University.

Katzman, K. (2016). *Iran Sanctions*, Congressional Research Service.

Korotin, V. Dolgonosov, M. Popov, V. Korotina, O. & Korolkova, I. (2019). "The Ukrainian Crisis, Economic Sanctions, Oil Shock, and Commodity Currency Analysis based on EMD Approach". Research in International Business and Finance **48**: 156-168.

Leyton B. D. (1987). "Lessons and Policy Considerations about Economic Sanctions". *The Utility of International Economic Sanctions*.

Lindsay, J. M. (1986). "Trade Sanctions as Policy Instruments: A Reexamination". International Studies Quarterly (30): 154.

Marzban, H. & Ostadzad, A. H. (2015). "The Impact of Economic Sanctions on Gross Domestic Product and Social Welfare for Iran: Generalized

Stochastic Growth Model". Journal of Economic Research **20**(63 - Serial Number 63): 37-69.

Mehregan, A. & Kordbacheh, H. (2017). "Investigation of Short- and Long-Run Impacts of Economic Sanctions of Capital Goods on GDP". Journal of Applied Economics Studies, Iran **6**(22): 197-209.

Merom, J. (1990). "Democracy, Dependency, and Destabilization: The Shaking of Alende's Regime". Political Science Quarterly **105**(1): 75-95.

Mirkina, I. (2018). "FDI and Sanctions: An Empirical Analysis of Short-and Long-Run Effects". European Journal of Political Economy Elsevier **54**(C): 198-225.

Nickel, S. (1986). *Dynamic Models of Labor Demand*, in O. Ashenfelter and R. Layard eds., Handbook of Labor Economics, New York: Elsevier.

Ninicic, M. and Wallensteen, P. (1983). *Economic Coercion and Foreign Policy*, in Miroslav Nincic and Peter Wallensteen (eds), Dilemmas of Economic Coercion: Sanction in World Politics (New York: Praeger 1983), p.3

Pirdayeh, H. & Padam, S. (2015). "Review of Economic Sanctions against Iran". Scientific Research and Future Consulting Company.

Qiang, Fu. YinE, Ch. Chyi-Lu, J. & Chun-Ping, Ch. (2020). "The Impact of International Sanctions on Environmental Performance". Science of the Total Environment Volume 745 141007.

Shakeri, A. (2013). *Theories and Policies of Macroeconomics*, Tehran, Rafeh Publishing, Fourth Edition.

Shiri, Y. & Rahmani, L. (2009). "Analyzing and Estimating Labor Demand Function in Kermanshah Province". Journal of Planning and Budgeting **14**(1 and 8): 101-127.

Statistical Centre of Iran (2016). Country Statistical Yearbook.

Suri, A. (2013). *Econometrics (Advanced) with the Use of Eviews8 and Stata12*, (Volume II). Tehran, Cultural Studies.

Taghavi, M. & Mohammadi, H. (2006). "The Effect of Human Capital on Economic Growth: Case of IRAN". Journal of Economic Research **6**(22 - Serial Number 3): 15-43.

Zahrani, M. (1997). "Economic Sanctions in Terms of Action". Journal of Foreign Policy **11**(1): 28-17.

Original Research Article

Estimating the impacts of economic sanctions on employment in the industry, agriculture and service sectors in Iran

Hassan Heydari[1*]
Morteza Ezati [2]
Parvin Moridi[3]

Received: 04-01-2020 Accepted: 30-01-2021

Introduction: The challenge of employment is not only one of the most important social issues in the country today but also, considering the rate of population growth in the last two decades, the most important socio-economic challenge of the next few decades. The immediate consequences of this crisis are the spread of poverty and the increase of other personal and social harms, which naturally endanger social stability and cohesion. On the other hand, it is clear to everyone that the process of growth and development has various social, cultural, environmental, geographical, economic and political dimensions. In thisregard, the employment of the labor force has required that the factors affecting employment be considered. Among these, the industrial, agricultural and service sectors are the most important economic sectors that play significant roles in creating employment, which have inevitably been affected by economic sanctions. Unilateral and multilateral economic sanctions imposed on the country by various organizations and countries have disturbed the balance of the labor market. Therefore, providing a clear picture of the current situation in the economy, especially in the field of labor market, and the timely analysis of these developments have important effects on the quality of economic policies, specifically for the labor market and the other related sectors and markets.

Methodology: Considering the importance of employment in the progress of the country, this study examines the factors affecting the employment in industry, agriculture and services during the period of 2016-2018. In order to

۱ Assistant Professor, Economics, Tarbiat Modares University, Iran

Email: Hassan.heydari@modares.ac.ir

۲ Associate Professor, Economics, Tarbiat Modares University, Iran

۳ Mesters, Economics, Tarbiat Modares University, Iran

investigate the effect of economic sanctions in the first step of the present study, an attempt was made to use a new indicator to measure sanctions in economic modeling. For this purpose, a series of factor analyses were done, and eleven variables that had high impacts of sanctions were used in the sanctions indexing process. The variables affected by sanctions referred to those that were in the first layer of the economic sanctions on the country. In other words, these variables were highly sensitive to the imposition of international economic sanctions. They were often considered as the main impacts of sanctions on the key variables of the country's economy. For this purpose, after the variables affected by the embargo were introduced and the related descriptive statistics were done, the factor analysis followed through a few steps including a) selection of appropriate variables, b) initial extraction of factors, c) final extraction of the factors by factor rotation, and d) scale construction and naming the agents. Furthermore, considering that the effects of economic sanctions on the level of employment are indirect and through the production channel, a system of simultaneous equations was used to estimate the impact of economic sanctions on employment. In order to achieve the goal of research, two different models that showed the direct role of economic sanctions on economic growth and their indirect effect on employment were extracted from the production channel in the three sectors of industry, agriculture and services.

Results and Discussion: The variables were estimated according to the special conditions of the system of equations. For this purpose, first the system of equations and the model variables were introduced, and then the tests of significance, synchronicity, diagonality and diagnostic problem were performed to estimate the system of equations. According to the results of these tests, an appropriate method for the system of simultaneous equations was selected from the methods of OLS, 2SLS, 3SLS and SUR. According to the test results, the system of equations related to industry and services should be estimated as 3SLS and the system of equations related to agriculture as 2SLS. In the three-stage least squares (3SLS) method, the relationships among the equation disturbance sentences in a system are taken into consideration. In the two-stage least squares (2SLS) method, however, the relationships are not considered and only endogenousness is discussed.

Conclusion: The results show that the impacts of sanctions on the employment in the three sectors of industry, agriculture and services are not the same and economic sanctions have significantly reduced the employment in industry and services. The imposition of sanctions on the industrial sector and the reduction of industrial growth can subsequently have a reducing effect on the growth of the service sector. The results also indicate a positive and significant effect of economic sanctions on the employment in the agricultural sector during the research period. In fact, the agricultural and

food industries suffer less from economic sanctions due to their indigenous nature and low dependence on foreign countries.

Keywords: Employment, Economic growth, Economic sanctions, Factor analysis, System of simultaneous equations.
JEL Classification: F51, J21, C3.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

ارائه مدل تأثیر سیاست‌گذاری بانک مرکزی ایران بر متغیرهای کلان اقتصادی: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی

محمدمهدی کاکاوندی[۱]
فرهاد رهبر[۲]
محسن مهرآرا[۳]
مهدی صارم[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۱۹

چکیده

اهمیت سازوکار تامین مالی و بررسی تاثیر رفتار بانک مرکزی بر این سازوکار، یکی از مسائل مهمی است که در تمام اقتصادهای دنیا، به‌ویژه اقتصادهای بانک محور همواره مورد نظر اقتصاددانان بوده است. هدف مقاله حاضر بررسی تاثیر سیاست‌های بانک مرکزی بر متغیرهای کلان اقتصادی با تاکید بر رفتار بانک‌ها به عنوان تامین‌کنندگان اصلی تامین سرمایه و نقدینگی برای بخش تولید می‌باشد. بر این اساس، شرایط اقتصادی کشور در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و با استفاده از اطلاعات فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۸ شبیه‌سازی شده؛ تا اثر شوک‌های پولی، اعتباری و حقیقی بر اقتصاد کشور تجزیه و تحلیل گردد. در این مدل تشکیل سرمایه، توسط تولیدکننده کالای سرمایه‌ای و کارآفرین انجام می‌پذیرد؛ که منابع مالی کارآفرین، توسط واسطه مالی (بانک) تامین می‌گردد. وظیفه بانک در این الگو، تامین سرمایه در گردش مورد نیاز واحدهای تولیدی و منابع مورد نیاز کارآفرین در نرخ‌های سود از قبل مشخص می‌باشد؛ که با توجه به شرایط اقتصاد کلان کشور، نرخ سود توسط شورای پول و اعتبار و به صورت دستوری تعیین شده و ابزار هدف‌گذاری بانک مرکزی کل‌های پولی می‌باشد. با توجه به نقش واسطه‌های مالی در الگو ممکن است کارآفرین دچار ورشکستگی شده و در نتیجه بانک وثایق دریافتی را تملک نماید؛ لذا سیاست‌گذاری پولی و اعتباری نقش تعیین‌کننده‌ای بر وضعیت مالی تولیدکنندگان و بنابراین متغیرهای کلان اقتصادی خواهد داشت. بر اساس نتایج به‌دست آمده از مدل فوق‌الذکر، بروز یک شوک منفی اعتباری موجب کاهش تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری شده و نرخ سود تسهیلات را نیز با افزایش مواجه

[۱]. دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران و پژوهشگر بانک مرکزی ج.ا.ا
mmkakavandi@yahoo.com
[۲]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران frahbar@ut.ac.ir
[۳]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) mmehrara@ut.ac.ir
[۴]. دکتری دانشگاه شیراز، دانشکده اقتصادو پژوهشگر بانک مرکزی ج.ا.ا mehdi_sarem@yahoo.com

خواهد کرد. همچنین شوک مذکور موجب افزایش تورم و کاهش ساعات کار خواهد شد. همچنین در صورت اعمال سیاست پولی انقباضی، تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و میزان ساعات کار نیروی کار و تورم کاهش یافته و نرخ سود تسهیلات افزایش می‌یابد. نکته قابل توجه در خصوص اعمال سیاست پولی انقباضی این است که پس از اعمال این سیاست، حجم تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌ها یک رفتار نوسانی را تجربه خواهد کرد؛ به طوری که ابتدا کاهش یافته و پس از طی چند دوره مجدداً افزایش می‌یابد و پس از آن نیز رفته رفته آثار شوک مذکور از بین خواهد رفت.

واژگان کلیدی: شوک اعتباری، تأمین مالی، سیستم بانکی، سیاست پولی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

Keywords: Credit Shock, Finance, Banking, Monetary Policy, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.

JEL Classification: E51, C61, E58.

۱- مقدمه

بررسی و مطالعه ارتباط میان بخش پولی و بخش حقیقی اقتصاد به دلایل متفاوتی، هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای در حال توسعه از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان می‌باشد. مهم‌ترین دلیل برای کشورهای توسعه‌یافته، تجربه رکودهای عمیق در بخش حقیقی اقتصاد پس از بروز بحران در بخش‌های اعتباری می‌باشد؛ که از مهم‌ترین این موارد می‌توان به بحران بانکداری ثانویه بریتانیا در اواسط دهه ۱۹۷۰، سقوط بازار جهانی ۱۹۸۷، بحران بانکداری سوئد در اوایل دهه ۱۹۹۰، تجربه‌ی ژاپن در شکست بازارهای مالی در اوایل دهه ۱۹۹۰، بحران مالی در کشورهای آسیایی پس از رونق اعتباری در نیمه دوم دهه ۱۹۹۰، کسادی فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای پیشرفته در پی رکود هم‌زمان در بخش مالی در انتهای هزاره دوم، بحران بانکداری ترکیه در سال ۲۰۰۰ و تبدیل بحران مالی سال ۲۰۰۷ به رکود عمیق ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ میلادی اشاره نمود (خلیلی دیمان، ۱۳۹۱).

از سوی دیگر بر اساس مطالعات انجام شده، یکی از مهم‌ترین محدودیت‌هایی که در فرآیند رشد اقتصادی گریبان‌گیر کشورهای در حال توسعه می‌شود، بحث تأمین مالی است (راجان و زینگال، ۱۹۹۸).[1] با توجه به این موضوع در مطالعات مختلف، اقتصاددانان تلاش فراوانی را به منظور کشف نوع و میزان رابطه میان توسعه بازارهای مالی و عملکرد بخش واقعی اقتصاد معطوف ساخته‌اند و در غالب این مطالعات نیز اثر مثبت توسعه بازارهای مالی بر رشد اقتصادی تأیید شده است (ژرمن و وینسنزو ۲۰۱۲).[2] بنابراین بررسی رابطه میان بخش پولی و حقیقی هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای در حال توسعه، کماکان یکی از موضوعات مورد توجه در میان اقتصاددانان بوده و بر اساس برخی مطالعات، شوک‌های اعتباری حتی می‌تواند اثرات به مراتب شدیدتری از شوک‌های بهره‌وری در بخش حقیقی اقتصاد از خود بر جای گذارد (ژرمن و وینسنزو ۲۰۱۲).[3] در این میان، اهمیت بررسی نحوه و مکانیزم تامین مالی از طریق نظام بانکی در کشورهایی که همچون ایران دارای نظام تامین بانک محور هستند، در قیاس با سایر کشورها از اهمیت بیشتری برخوردار است که در این مطالعه به آن پرداخته خواهد شد.

---

1. Rajan & Zingales (1998)

۲. از مهم‌ترین مطالعات این حوزه می‌توان به لوین (۱۹۹۷)، کینگ و لوین (۱۹۹۳) و لوین و زروس (۱۹۹۸) اشاره کرد.

3. Jermann & Vincenzo (2012)

در این بین باید توجه داشت که در مطالعات انجام شده در این حوزه، نحوه اثرگذاری بخش پولی بر بخش حقیقی، مورد بررسی قرار گرفته و کانال‌های متفاوتی در خصوص این اثرگذاری تبیین شده است. یکی از مهم‌ترین این مسیرها که تا حدودی مورد اتفاق نظر بسیاری از اقتصاددانان می‌باشد، تأثیر شوک‌های اعتباری از طریق مخارج سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها عنوان می‌گردد. بر این اساس بنگاه‌ها در راستای تأمین مالی در بخش مخارج سرمایه‌گذاری خود به میزان بسیار زیادی به منابع خارج از بنگاه وابسته‌اند؛ لذا بروز نوسان در بازارهای مالی و تغییر در حجم اعتبارات قابل تخصیص به بنگاه‌ها، از کانال متأثر ساختن مخارج سرمایه‌گذاری، در بخش واقعی اقتصاد اثرگذار است. در این زمینه، یکی از مهم‌ترین نظریات که به تبیین این رابطه می‌پردازد، نظریه شتاب‌دهنده مالی[1]است؛ که توسط برنانکی و همکاران[2]در سال ۱۹۹۶ مطرح شده است. ایده کلی این نظریه این است که شوک‌های منفی وارد شده به بخش اعتباری اقتصاد با وخیم شدن وضعیت بازارهای مالی شدت یافته و در کل طی یک چرخه معیوب موجب بدتر شدن وضعیت هر دو بخش حقیقی و اعتباری در اقتصاد می‌گردد.

بر اساس این نظریه ارتباط میان "صرف تأمین مالی خارجی[3][4]و "خالص ثروت قرض گیرنده‌های بالقوه"[5]مورد بررسی قرار می‌گیرد. در شرایطی که در بازار اعتبار اصطکاک وجود داشته باشد و با فرض این‌که مقدار کل تأمین مالی مورد نیاز بنگاه‌ها در اقتصاد ثابت باشد، صرف تأمین مالی بیرونی با خالص ثروت قرض‌گیرنده بالقوه رابطه منفی دارد؛ چرا که هرگاه قرض‌گیرنده ثروت کمی برای مشارکت در تأمین مالی داشته باشد، به دلیل افزایش هزینه‌های نمایندگی[6]اختلاف بالقوه میان نرخ بهره قرض‌گیری و قرض‌دهی افزایش یافته و بنابراین قرض‌دهنده، با افزایش نرخ بهره این افزایش هزینه را جبران می‌کند. مجموعه این اتفاقات باعث بروز محدودیت در مخارج بنگاه و تأثیر منفی بر عملکرد آن می‌شود؛ بنابراین، با توجه به رفتار چرخه‌ای سودآوری و قیمت دارایی‌های بنگاه[7]و سازوکار شتاب‌دهنده مالی، می‌توان به رفتار ضد چرخه‌ای صرف تأمین مالی

---

1. Financial Accelerator Theory
2. Bernanke
3. External Finance Permium

۴. تفاوت میان هزینه تأمین مالی از بیرون بنگاه و هزینه فرصت تأمین مالی از داخل بنگاه.

۵. معادل دارایی‌های نقد و ارزش دارایی‌های غیر نقد منهای تعهدات پرداخت نشده.

6. Agency Cost

۷. بر اساس رفتار چرخه‌ای سودآوری و قیمت دارایی‌ها، در دوره رکود خالص ثروت بنگاه‌ها کاهش یافته و در دوره رونق افزایش می‌یابد.

بیرونی رسید. یعنی در نتیجه قرض‌گیری بنگاه‌ها، هزینه تأمین مالی نوسانات چرخه‌ای بسیار شدیدی دارد که این نوسانات به سرمایه‌گذاری مخارج و تولید منتقل می‌گردد (برنانکی و همکاران، ۱۹۹۹).[۱]

پس به طور کلی و با توجه به اهمیت تأثیر شوک‌های بخش پولی بر کشورهای مختلف و بالاخص ایران و همچنین مشخص بودن کانال تأثیرگذاری این شوک‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی، تعیین نحوه، شدت و مدت زمان اثرگذاری شوک‌های مذبور بر هر یک از متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد در ایران، امری لازم و ضروری می‌باشد که در این پژوهش به آن پرداخته خواهد شد. در این پژوهش از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده و داده‌های آماری استفاده شده نیز مربوط به اطلاعات درج شده در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بوده و بازه زمانی آن، مربوط به اطلاعات فصلی از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۷ و بر مبنای قیمت‌های سال پایه ۱۳۹۰ می‌باشد. ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه به بررسی ادبیات تحقیق و مطالعات پیشین انجام شده در مورد موضوع تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم به معرفی مدل تحقیق پرداخته شده است. در بخش چهارم نتایج حاصل از مدل تجربی تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. نهایتاً و در بخش انتهایی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲- ادبیات نظری تحقیق

۲-۱- مطالعات خارجی

جرالی و همکاران[۲] در پژوهشی در سال ۲۰۱۰ برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید را با لحاظ بخش‌های مالی و بانکی طراحی کرده‌اند. این مدل از بخش‌های خانوار، بنگاه، بانک‌ها، دولت و بانک مرکزی تشکیل شده است. نتایج ناشی از برآورد بیزین مدل نشان دهنده آن است که شوک‌های بانکی، بخش اعظمی از رکود

---

[۱]. مطالعات تجربی متعددی در خصوص نظریه شتاب‌دهنده مالی انجام شده و آن را تأیید کرده است. علاوه بر مطالعه برنانکی و همکاران (۱۹۹۹) که نظریه شتاب‌دهنده مالی را معرفی می‌کند مطالعاتی مانند مودی و تیلور (۲۰۰۴)، میر و همکاران (۲۰۰۶) و کریستینسن و دیب (۲۰۰۸) برای ایالات متحده، فوکوناگا (۲۰۰۲) برای ژاپن، هال (۲۰۰۱) برای انگلستان، گرتلر و همکاران (۲۰۰۷) برای کره جنوبی، راستاد و همکاران (۱۳۹۵) و حیدری و ملابهرامی (۱۳۹۵) برای ایران این مسئله را تأیید کرده‌اند.

[2]. Gerali (2010)

تولید در سال ۲۰۰۸ کشورهای اروپایی حوزه یورو را توضیح می‌دهد. در حالی که سایر شوک‌های اقتصادی، نقش قابل توجهی را در توضیح آن ندارند.

ویلا و یانگ[1](۲۰۱۱) در مطالعه خود به طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با در نظر گرفتن بانک و بخش مالی برای کشور انگلستان پرداختند. بر اساس این پژوهش، بخش بانکی نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای در توضیح چرخه‌های تجاری کشور انگلستان دارد، به نحوی که شوک‌های ناشی از این بخش حدود ۵۰ درصد از کاهش در تولید حقیقی این کشور را در پی بحران مالی ۲۰۰۸ توضیح می‌دهد.

مرولا[2](۲۰۱۴) به آزمون تئوری شتاب‌دهنده مالی و بررسی نقش اجزای مالی در بحران مالی (۲۰۰۸) برای اقتصاد ایالات متحده و با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است. نتایج برآورد بیزی مدل نشان می‌دهد که تئوری شتاب‌دهنده مالی طی دوره بحران مالی برای اقتصاد امریکا مورد تأیید قرار می‌گیرد.

پسران و ژو (۲۰۱۶)[3]در مقاله خود به بررسی رابطه میان شوک‌های اعتباری، ورشکستگی بنگاه‌ها و نوسانات اقتصاد کلان پرداخته‌اند. نتایج حاصل از کالیبره کردن این مدل نشان می‌دهد که در شرایط حالت پایدار[4]احتمال ورشکستگی بنگاه‌ها با درجه اهرمی و همچنین نا اطمینانی در اقتصاد افزایش می‌یابد. همچنین ملاحظه می‌شود که یک شوک اعتباری مثبت –که به صورت افزایش در نسبت تسهیلات به سپرده تعریف شده است– موجب افزایش در مقدار تولید، مصرف، ساعات کار و بهره‌وری شده است؛ مجدداً موجب کاهش فاصله میان تسهیلات و سپرده می‌گردد.

کارملاویشس و راماناسکاس (۲۰۱۹)[5]در مقاله خود به بررسی آثار خلق پول توسط بانک‌های تجاری از طریق اعطای تسهیلات بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته‌اند. در این مقاله نشان داده شد که علاوه بر محدودیت‌های اعمال شده از سوی بانک مرکزی در خلق اعتبار، ملاحظاتی همچون ملاحظه سودآوری بانک‌ها نیز جلوی اعطای تسهیلات بانکی به بخش‌های مختلف اقتصادی را می‌گیرد؛ چرا که در این مدل نشان داده شد که "اعطای اعتبار بیش از حد" بانکی در نهایت منجر به کاهش سودآوری بانک و یا حتی متضرر شدن بانک می‌گردد.

---

1. Villa & Yang (2011)
2. Merola (2014)
3. Pesaran & Xu (2016)
4. Steady State
5. Karmelavičius & Ramanauskas (2019)

۲-۲- مطالعات داخلی

غفاری و همکاران در مطالعه خود در سال ۱۳۹۲ به آزمون تئوری مکینون شاو[1]در زمینه تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری و تولید با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. الگوی چهار بخشی آن‌ها شامل خانوار، بنگاه، بانک‌های تجاری، دولت و بانک مرکزی بوده و بر اساس آن پس از افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی بدون نفت در کشور کاهش می‌یابد؛ فلذا فرضیه‌ی مکینون شاو در اقتصاد ایران رد می‌شود.

شاه‌حسینی و بهرامی در سال ۱۳۹۵ با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، اثربخشی مالی را در انتقال شوک‌ها به بخش حقیقی اقتصاد مورد آزمون قرار دادند. بر اساس نتایج حاصل از شبیه‌سازی آن‌ها ورود بخش بانکی در مدل، ارزیابی نوسانات اقتصاد کلان را بهبود می‌بخشد. آن‌ها دو مدل مجزا به همراه بخش بانکی و بدون بخش بانکی طراحی کردند. در مجموع نتایج این مدل نشان می‌دهد که متغیرهای بخش بانکی هم‌جهت با ادوار تجاری در ایران می‌باشند و همچنین بانک‌ها نقش شتاب‌دهنده مالی را در اقتصاد ایران بر عهده دارند.

حیدری و ملابهرامی در سال ۱۳۹۵ در مقاله‌ای با عنوان "تأثیر شوک اعتباری بر پویایی متغیرهای عمده مالی و کلان اقتصادی ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی" به بررسی تأثیر شوک‌های اعتباری شامل شوک نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد و بر تصمیمات بهینه سرمایه‌گذاری بخش خانوار در طیفی از دارایی‌ها و سپرده‌گذاری بانکی در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته‌اند. بر اساس نتایج استحصال شده از مدل آن‌ها، ایجاد ثبات در بازار دارایی‌های مالی، نیازمند جهت‌دهی انتظارات مثبت از روند آتی قیمت دارایی‌ها بوده و افزایش سود سپرده یک ابزار مهم جهت اعمال سیاست پولی و تأمین مالی می‌باشد؛ هر چند که تبعات منفی آن نیز باید مد نظر قرار گیرد.

آخرین مطالعه مورد اشاره در این بخش که به مدل‌سازی بخش بانکی در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است نیز مربوط به غلامی و عباسی‌نژاد می‌باشد. آن‌ها در مقاله خود در سال ۱۳۹۷، واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های مختلف در صورت انتقال از وضعیت معافیت کامل مالیاتی برای خدمات بانکی به‌سوی مالیات‌بندی کامل این خدمات را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که با انتقال از وضعیت معاف به سمت مالیات‌بندی کامل

[1]. Mckinnon – Shaw

خدمات بانکی، هزینه بانک کاهش یافته و با در اختیار داشتن منابع آزاد بیشتر، میزان تسهیلات افزایش می‌یابد و شرایط برای افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش تولید فراهم می‌شود.

به طور کلی بررسی مطالعات انجام شده در کشور نشان می‌دهد که تاکنون مطالعات انجام شده تا حد زیادی توانسته است ضمن تبیین اهمیت بررسی جایگاه تامین مالی در کشور و مکانیسم‌های اثرگذاری مربوط به آن و طراحی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ شرایط حاکم بر اقتصاد کشور، تا حد قابل قبولی به تشریح روابط حاکم میان بخش تولید، خانوار و بخش تامین مالی، بپردازد؛ هرچند که در مدل‌های طراحی شده، کماکان بین برخی فروض با حقایق موجود در اقتصاد فاصله معناداری وجود دارد. در این پژوهش تلاش شده است، ضمن استفاده از نقاط قوت سایر مطالعات انجام شده، تا حد امکان فروض مدل با واقعیات اقتصاد کشور هم‌خوانی داشته باشد و نتایج قابل اتکاتری نیز استحصال گردد. مهم‌ترین جنبه نوآوری این مقاله تفکیک بخش تولید به سه واحد کوچک‌تر تحت عناوین کارآفرین، تولیدکننده کالای سرمایه‌ای و تولیدکننده کالای نهایی (بنگاه) می‌باشد؛ که این امر علاوه بر افزایش انطباق مفروضات مدل با واقعیات مربوط به بخش تولید در کشور، امکان اضافه کردن فرض عدم وصول تسهیلات بانکی را نیز فراهم می‌آورد. علاوه بر آن، در این مدل، نرخ سود بانک‌ها به صورت دستوری توسط یک نهاد بالاتر همچون شورای پول و اعتبار تعیین می‌گردد و هدف‌گذاری بانک مرکزی به جهت اعمال سیاست‌های پولی بر روی کل‌های پولی می‌باشد. همچنین میزان درآمد نفتی کشور نیز متاثر از حجم صادرات و قیمت هر بشکه نفت می‌باشد.

۳- معرفی مدل پژوهش

مدل مورد استفاده در این مقاله از چهار بخش تشکیل شده است که عبارت‌اند از ۱- بخش تولید، ۲- بخش خانوار، ۳- بخش بانک و ۴- بخش سیاست‌گذار پولی و دولت. در ابتدای دوره، خانوار عرضه کننده نیروی کار بوده و منابع نقد خود را نیز یا به صورت سپرده نزد بانک نگهداری نموده و یا به صورت وجه نقد مورد استفاده قرار می‌دهد. بخش تولید خود متشکل از سه قسمت کارآفرین، تولیدکننده کالای سرمایه‌ای و تولیدکننده کالای نهایی (بنگاه) می‌باشد. کارآفرین عرضه‌کننده سرمایه بوده و تولیدکننده سرمایه با استفاده از سرمایه خریداری شده از کارآفرین و کالاهای سرمایه‌ای خود، سرمایه جدید را تولید می‌کند و مجدداً در انتهای دوره، سرمایه جدید تولید شده را به کارآفرین می‌فروشد. همچنین بانک با استفاده از سپرده‌های خانوار، اقدام به اعطای تسهیلات به بنگاه‌ها می‌کند؛ که این وام در راستای تولید محصول استفاده می‌شود. نکته

بسیار مهم در خصوص مفروضات این مدل آن است که بر خلاف اکثر مطالعات مشابه، در این مدل ممکن است کارآفرینی که اقدام به دریافت تسهیلات از بانک نموده است ورشکست شده و قادر به بازپرداخت تسهیلات دریافت شده نباشد که در این شرایط بانک ناچار به تملک دارایی‌های وام‌گیرنده با تقبل هزینه‌های جانبی مربوط به آن خواهد شد. این فرض به این دلیل در مدل لحاظ شده است که مشاهدات عینی در اقتصاد کشور نشان‌دهنده عدم توانایی بازپرداخت تسهیلات از سوی بخش‌های دریافت‌کننده این تسهیلات می‌باشد. در این مطالعه به منظور طراحی مدل از کارهای پژوهشی برنانکه و همکاران (۱۹۹۹)، اسمیت و همکاران[1] (۲۰۰۷) و پسران و ژو (۲۰۱۶) استفاده شده است.

۱-۳- تولید کالا

کالای نهایی y_t توسط بنگاه‌ها در شرایط رقابت کامل و کاملاً مشابه و با استفاده از تابع تولید زیر ایجاد می‌شود:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{1}{\lambda_{f,t}}} dj\right]^{\lambda_{f,t}} , 1 \le \lambda_{f,t} < \infty \qquad (۱)$$

فرض می‌شود که قیمت کالای نهایی y_t معادل P_t است و قیمت کالای واسطه y_{tj} معادل P_{tj} می‌باشد. آن‌گاه با فرض این‌که قیمت‌ها توسط بازار تعیین می‌شوند، تولیدکننده y_t و y_{tj} را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که سود خود را حداکثر نماید. فرض می‌شود پیشرفت‌های کنونی تکنولوژی در تولید کالاهای سرمایه‌ای، تعیین‌کننده هزینه تولید هر واحد از تجهیزات تولید بوده و آن را با نرخ $\Upsilon_{\mu_{\Upsilon,t}}^{t}$ کاهش می‌دهد؛ که $\Upsilon > 1$ معادل نرخ روند سرمایه‌گذاری مشخص تغییرات فنی و $\mu_{\Upsilon,t}$ فرآیند تصادفی ایستایی است که آن را به عنوان قیمت نسبی شوک سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیریم. بنابراین به دلیل شرایط رقابت کامل بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای، قیمت تعادلی دوره t برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای به ترتیب معادل P_t و $Pt/\mu_{\Upsilon,t}\Upsilon^t$ خواهد بود.

در خصوص کالای واسطه‌ای نیز، J مین محصول واسطه که در فرمول (۱) استفاده شد با استفاده از تابع (۲)، توسط یک انحصارگر تولید می‌شود؛ که معادل شرط انحصارگر برای تولید کالا است:

[1]. Smets (2007)

$$Y_{jt=}\begin{cases}\epsilon_t K_{jt}^{\alpha}\left(z_t l_{jt}\right)^{1-\alpha}-\Phi z_t^{*} & \text{اگر } \epsilon_t K_{jt}^{\alpha}\left(z_t l_{jt}\right)^{1-\alpha}>\Phi z_t^{*}\\ 0 & \text{درغیراینصورت}\end{cases} \quad (۲)$$

که در آن l و K به ترتیب میزان استفاده از نیروی کار و سرمایه، Φ هزینه‌های ثابت تولید، z_t^{*} مولفه تداوم تولید که دارای یک فرآیند اتورگرسیو از مرتبه اول بوده و ϵ_t شوک تکنولوژی می‌باشد. هر بنگاه باید بخش ثابتی از هزینه اجاره و بخش ثابتی از هزینه کارگر را پیش از تولید و با نرخ ثابت R_t تأمین مالی کند؛ بنابراین هزینه نهایی حقیقی تولید یک واحد محصول با Y_{jt} برابر است با:

$$s_t=\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{\left(\tilde{r}_t^{k}[1+\psi_k R_t]\right)^{\alpha}\left(\frac{W_t}{P_t}[1+\psi_l R_t]\right)^{1-\alpha}}{\epsilon_t z_t^{1-\alpha}} \quad (۳)$$

در معادله فوق ψ_k و ψ_k به ترتیب معادل درصدی از هزینه سرمایه و نیروی کار هستند که باید از خارج از بنگاه تامین مالی شود. در تعادل باید هزینه نهایی حقیقی با هزینه اجاره یک واحد از سرمایه تقسیم بر بهره‌وری نهایی سرمایه برابر باشد؛ پس نرخ اجاره باید شرایط زیر را تأمین کند:

$$\tilde{r}_t^{k}=\frac{\alpha}{1-\alpha}\left(\frac{l_{jt}}{K_{jt}}\right)\frac{\left(\frac{W_t}{P_t}[1+\psi_l R_t]\right)}{[1+\psi_k R_t]} \quad (۴)$$

میزان نیروی کاری که در معادله ۲ توسط تولیدکننده به کار گرفته می‌شود به معادله (۵) بستگی دارد:

$$l_t=\left[\int_0^1 h_{jt}^{\frac{1}{\lambda_\omega}}\,dj\right]^{\lambda_\omega},\ 1\le\lambda_\omega \quad (۵)$$

همچون شرایط قیمت‌گذاری کالوو در هر دوره t، $(1-\xi_p)$ درصد از تولیدکننده‌های کالای واسطه، قیمت خود را اصلاح می‌کنند. اگر i مین بنگاه در دوره t نتواند قیمت خود را اصلاح کند، قیمت خود را بر اساس معادله (۶) تعیین می‌کند:

$$P_{it}=\tilde{\pi}_t P_{i,t-1}, \quad (۶)$$

$$\tilde{\pi}_t=(\pi_t^{*})^{\iota}(\pi_{t-1})^{1-\iota} \quad (۷)$$

در معادلات (۶) و (۷)، $\pi_{t-1} = P_{t-1}/P_{t-2}$ و π^*، تورم انتظاری تولیدکننده است. اگر بنگاه iام در زمان t بتواند قیمت را بهینه کند، $P_{t,i} = \tilde{P}_t$ را انتخاب می‌کند تا سود تجمعی سال‌های آتی حداکثر شود.

۲-۳- تولیدکننده سرمایه

فرض می‌شود یک تولیدکننده رقابتی به عنوان نماینده برای تولید سرمایه وجود دارد. در انتهای هر دوره t، تولیدکننده سرمایه، تجهیزات تولید جدید را با قیمت $P_t\left(\Upsilon^t_{\mu_{\Upsilon,t}}\right)^{-1}$ خریداری می‌کند و به همراه بخشی از تجهیزات که از دوره قبل باقی مانده است (x) سرمایه قابل استفاده جدید را با تابع تکنولوژی (۸) تولید می‌کند:

$$x' = x + F\left(I_t, I_{t-1}, \zeta_{i,t}\right) = x + \left(1 - S\left(\zeta_{i,t}\, I_t/I_{t-1}\right)\right) I_t \qquad (۸)$$

تکنولوژی تبدیل تجهیزات جدید به نهاده آماده تولید شامل هزینه‌های نصب و راه‌اندازی است $\left(S\left(\zeta_{i,t}\, I_t/I_{t-1}\right)\right)$ که با افزایش نرخ رشد سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. میزان سود بنگاه برابر است با:

$$\Pi^k_t = Q_{\bar{k}',t}\left[x + \left(1 - S\left(\zeta_{i,t}\, I_t/I_{t-1}\right)\right) I_t\right] - Q_{\bar{k}',t}\, x - \frac{P_t}{\Upsilon^t_{\mu_{\Upsilon,t}}} I_t \qquad (۹)$$

تولیدکننده سرمایه با مسئله بهینه‌یابی ذیل مواجه است:

$$\max_{\{I_{t+j}, x_{t+j}\}} E_t\left\{\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \lambda_{t+j} \Pi^k_{t+j}\right\} \qquad (۱۰)$$

که در آن λ_t ضریب محدودیت بودجه خانوار است. با جایگذاری و حل کردن معادلات، شرایط بهینه‌یابی (۱۱) که قیمت را به سرمایه قابل استفاده و قیمت کالاهای سرمایه‌ای مرتبط می‌سازد به دست خواهد آمد:

$$E_t\left[\lambda_t Q_{\bar{k},t} F_{1,t} - \lambda_t \frac{P_t}{\Upsilon^t_{\mu_{\Upsilon,t}}} + \beta \lambda_{t+1} Q_{\bar{k},t+1} F_{2,t+1}\right] = 0 \qquad (۱۱)$$

در معادله (۱۱) $\frac{P_t}{\Upsilon_{\mu_{\Upsilon,t}}^{t}}$ معادل قیمت کالای سرمایه‌ای می‌باشد. مجموع کل مانده سرمایه فیزیکی نیز به‌صورت معادله (۱۲) خواهد بود:

$$\overline{K}_{t+1} = (1-\delta)\overline{K}_t + F\left(I_t, I_{t-1}, \zeta_{i,t}\right) = (1-\delta)\overline{K}_t + \left(1 - S\left(\zeta_{i,t}\, I_t / I_{t-1}\right)\right) I_t \quad (۱۲)$$

۳-۳- کارآفرین

تعداد زیادی کارآفرین وجود دارد. وضعیت هر کارآفرین در آخر دوره t معادل سطح ارزش خالص[۱] آن (N_{t+1}) است. در انتهای هر دوره در بازار کالا، هر کارآفرین تمام ارزش خود را با وام بانکی دریافتی جمع کرده و سرمایه فیزیکی راه‌اندازی شده جدید را، از تولیدکننده سرمایه خریداری می‌کند. سپس یک شوک نامعین ω را تجربه می‌کند که پس از آن سرمایه خریداری شده $\overline{K}_{t+1}$ به $\omega\overline{K}_{t+1}$ تبدیل می‌شود که ω دارای توزیع لگاریتم نرمال با مقادیر تصادفی برای هر کارآفرین بوده و تابع توزیع تجمعی آن با $F_t(\omega)$ نشان داده می‌شود. متغیر ω فقط توسط کارآفرینان (و بانک تنها در صورتی که هزینه‌ای معادل هزینه رصد و پایش فعالیت‌های کارآفرین را بپردازد) قابل مشاهده است. پس از مشاهده شوک دوره $t+1$، کارآفرین میزان استفاده از سرمایه را تعیین می‌کند و در یک بازار رقابتی سرمایه را به بنگاه تولیدی اجاره می‌دهد. نرخ اجاره هر واحد سرمایه با $\tilde{r}_{t+1}^{k} P_{t+1}$ نشان داده می‌شود. برای انتخاب نرخ استفاده از سرمایه، هر کارآفرین تابع (۱۳) را مورد بررسی قرار می‌دهد.

$$P_t \Upsilon^{-(t+1)} \alpha(u_{t+1}) \omega \overline{K}_{t+1} \quad (۱۳)$$

پس از تعیین نرخ استفاده از سرمایه و میزان اجاره آن، کارآفرین بخش مستهلک نشده سرمایه را در قیمت $Q_{\overline{K},t+1}$ به تولیدکننده سرمایه می‌فروشد. کل عایدی که در زمان $t+1$ توسط کارآفرین دریافت می‌شود با شوک اتفاقی ω به‌صورت معادله (۱۴) تعریف می‌شود:

$$\left\{\left[u_{t+1}\tilde{r}_{t+1}^{k} - \Upsilon^{-(t+1)}\alpha(u_{t+1})\right]P_{t+1} + (1-\delta)Q_{\overline{K},t+1}\right\}\omega\overline{K}_{t+1} \quad (۱۴)$$

در اینجا نیز کارآفرین تنها بخشی از ذخیره سرمایه را می‌تواند از طریق خودش تأمین مالی کند و باقی را از بانک وام می‌گیرد. میزان اصل و سود وام دریافتی کارآفرین برابر است با:

---

[۱]. منظور از سطح ارزش خالص کارآفرین، مجموع ارزش کالای سرمایه‌ای تحت تملک کارآفرین می‌باشد.

$$\bar{\omega}_{t+1}\left(1+\mathrm{R}^{\mathrm{k}}_{\mathrm{t+1}}\right)\mathrm{Q}_{\bar{\mathrm{k}}',\mathrm{t}}\bar{\mathrm{K}}_{\mathrm{t+1}}=\mathrm{Z}_{\mathrm{t+1}}\mathrm{B}_{\mathrm{t+1}} \quad (۱۵)$$

که در آن $\mathrm{Z}_{\mathrm{t+1}}$ نرخ سود خالص پرداختی کارآفرین به بانک می‌باشد. اگر $\omega < \bar{\omega}_{t+1}$، کارآفرین نمی‌تواند تمام تسهیلات دریافتی از بانک را بازپرداخت نماید. در این صورت بانک باید دارایی‌های کارآفرین را تملک کند:

$$\left(1+\mathrm{R}^{\mathrm{k}}_{\mathrm{t+1}}\right)\omega\mathrm{Q}_{\bar{\mathrm{k}}',\mathrm{t}}\bar{\mathrm{K}}_{\mathrm{t+1}}<\mathrm{Z}_{\mathrm{t+1}}\mathrm{B}_{\mathrm{t+1}} \quad (۱۶)$$

بانک باید در این حالت کارآفرین را بر اساس تابع هزینه (۱۷) مانیتور کند:

$$\mu\left(1+\mathrm{R}^{\mathrm{k}}_{\mathrm{t+1}}\right)\omega\mathrm{Q}_{\bar{\mathrm{k}}',\mathrm{t}}\bar{\mathrm{K}}_{\mathrm{t+1}} \quad (۱۷)$$

که این هزینه به‌صورت درصدی از عایدی کارآفرین است.

پس از آن که کارآفرین در دوره t+1 میزان وام خود را تعیین کرد و سرمایه را به تولیدکننده سرمایه فروخت، ارزش خالص کارآفرین در دوره t+1 تعیین می‌شود. در این‌جا کارآفرین با احتمال $1-\gamma_{t+1}$ از اقتصاد خارج می‌شود و با احتمال γ_{t+1} می‌تواند کار خود را ادامه دهد. سهم θ درصد از کل کارآفرینان در هر دوره از اقتصاد خارج می‌شوند. در هر دوره هم به اندازه خروجی‌ها ورودی جدید وارد بازار می‌شود و تعداد کل کارآفرینان ثابت است:

$$\bar{N}_{t+1}=\gamma_t\left\{\left(1+\mathrm{R}^{\mathrm{k}}_{\mathrm{t}}\right)\omega\mathrm{Q}_{\bar{\mathrm{k}}',\mathrm{t-1}}\bar{\mathrm{K}}_{\mathrm{t}}-\left[1+\mathrm{R}^{\mathrm{e}}_{\mathrm{t}}+\mu\frac{\int_0^{\omega}\omega\mathrm{dF}_{\mathrm{t}}(\omega)\left(1+\mathrm{R}^{\mathrm{k}}_{\mathrm{t}}\right)\omega\mathrm{Q}_{\bar{\mathrm{k}}',\mathrm{t-1}}\bar{\mathrm{K}}_{\mathrm{t}}}{\mathrm{Q}_{\bar{\mathrm{k}}',\mathrm{t-1}}\bar{\mathrm{K}}_{\mathrm{t}}-\bar{\mathrm{N}}_{\mathrm{t}}}\right]*\left(\mathrm{Q}_{\bar{\mathrm{k}}',\mathrm{t-1}}\bar{\mathrm{K}}_{\mathrm{t}}-\bar{\mathrm{N}}_{\mathrm{t}}\right)\right\}+W^{e} \quad (۱۸)$$

۳-۴- بانک‌ها

بانک در هر دوره هم می‌تواند تسهیلات سرمایه در گردش پرداخت کند و هم تسهیلات بلندمدت به کارآفرین پرداخت کند که زمان بازپرداخت آن بستگی به سیکل تولید خواهد داشت. باید توجه داشت که تسهیلات سرمایه در گردش به بنگاه‌ها پرداخت می‌شود و در انتهای همان دوره نیز بازپرداخت می‌گردد.

کارآفرین برای دریافت تسهیلات از بانک، وضعیت انتظاری خود را در پایان قرارداد حداکثر می‌کند:

$$[1-F_t(\overline{\omega}_{t+1})]Z_{t+1}B_{t+1}+(1-\mu)\int_0^{\overline{\omega}_{t+1}}\omega \mathrm{dF_t}(\omega)\left(1+\mathrm{R^k_{t+1}}\right)\mathrm{Q_{\overline{k}',t}}\overline{\mathrm{K}}_{\mathrm{t+1}}=\left(1+\mathrm{R^e_{t+1}}\right)B_{t+1} \quad (۱۹)$$

سمت راست معادله، میزان بازپرداخت وام در انتهای دوره t+1 می‌باشد. فرض می‌شود R^e_{t+1} وابسته به شوک دوره t+1 نیست. اولین عبارت سمت چپ تساوی، نسبت کارآفرینان ورشکست نشده در زمان بازپرداخت اصل و سود بانکی است. قسمت دوم، وام دریافت شده توسط کارآفرینان ورشکست شده به علاوه هزینه رصد و پایش کارآفرینان می‌باشد. پس از ساده‌سازی و جایگذاری در معادله فوق خواهیم داشت:

$$[\Gamma_t(\overline{\omega}_{t+1})-\mu G_t(\overline{\omega}_{t+1})]\frac{1+\mathrm{R^k_{t+1}}}{1+\mathrm{R^e_{t+1}}}(B_{t+1}+N_{t+1})=B_{t+1} \quad (۲۰)$$

$$\Gamma_t(\overline{\omega}_{t+1})\equiv\overline{\omega}_{t+1}[1-\mathrm{F}_t(\overline{\omega}_{t+1})]+\mathrm{G}_t(\overline{\omega}_{t+1}) \quad (۲۱)$$

$$\mathrm{G}_t(\overline{\omega}_{t+1})\equiv\int_0^{\overline{\omega}_{t+1}}\omega \mathrm{dF_t}(\omega) \quad (۲۲)$$

در معادلات فوق $\left(1+\mathrm{R^k_{t+1}}\right)\mathrm{Q_{\overline{k}',t}}\overline{\mathrm{K}}_{\mathrm{t+1}}$ سهم درآمد کارآفرینی، $\Gamma_t(\overline{\omega}_{t+1})$ سود دریافتی بانک از کارآفرین (قبل از وقوع هزینه رصد و پایش فعالیت‌های کارآفرین) و $\Gamma_t(\overline{\omega}_{t+1})-\mu G_t(\overline{\omega}_{t+1})$ هزینه رصد و پایش کارآفرینان می‌باشد.

به طور کلی در یک قرارداد استاندارد بدهی، دو پارامتر معین می‌باشد: ۱- مبلغ بدهی ۲- نرخ بهره عدم ورشکستگی.

این دو پارامتر به‌گونه‌ای انتخاب می‌شوند که در انتهای قرارداد سطح ارزش خالص کارآفرین حداکثر شود:

$$\max_{B_{t+1},\{\overline{\omega}_{t+1}\}} E_t\left\{[1-\Gamma_t(\overline{\omega}_{t+1})]\frac{1+\mathrm{R^k_{t+1}}}{1+\mathrm{R^e_{t+1}}}(B_{t+1}+N_{t+1})+\eta_{t+1}\left([\Gamma_t(\overline{\omega}_{t+1})-\mu \mathrm{G}_t(\overline{\omega}_{t+1})]\frac{1+\mathrm{R^k_{t+1}}}{1+\mathrm{R^e_{t+1}}}(B_{t+1}+N_{t+1})-B_{t+1}\right)\right\} \quad (۲۳)$$

کل اعتبار قابل تخصیص در انتهای دوره t، B_t^{Tot} به‌صورت جمع وام‌های سرمایه در گردش منهای مبالغ بازپرداخت شده با وام‌های کارآفرینی تازه ایجاد شده، می‌باشد.

$$B_t^{Tot}=\psi_l W_t l_t+\psi_k P_t \tilde{r}_t^k K_t+B_{t+1} \quad (۲۴)$$

۳-۵- خانوار

خانوار در این مدل علاوه بر تصمیم‌گیری در خصوص میزان مصرف، پس‌انداز و میزان ساعات کاری، در مورد پرتفوی خود نیز تصمیم می‌گیرد. ضمن اینکه خانوار میزان دستمزد خود را نیز بر اساس شرایط کالوو تعیین می‌کند. به طور کلی فرض می‌شود ترجیحات خانواده j ام به‌صورت تابع (۲۵) است:

$$E_t^j \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l \zeta_{c,t+l} \left\{ u(C_{t+l} - bC_{t+l-1}) - \psi_l \frac{h_{P_{t+l}}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} - H\left(\frac{\frac{M_{t+l}}{P_{t+l}}}{\frac{M_{t+l-1}}{P_{t+l-1}}}\right) - \upsilon \frac{\left[\left(\frac{(1+\tau^c)P_{t+l}C_{t+l}}{M_{t+l}}\right)^{(1-\chi_{t+l})^{\theta}} \left(\frac{(1+\tau^c)P_{t+l}C_{t+l}}{D_{t+l}^h}\right)^{(1-\chi_{t+l})^{(1-\theta)}} \left(\frac{(1+\tau^c)P_{t+l}C_{t+l}}{D_{t+l}^m b}\right)^{\chi_{t+l}}\right]^{1-\sigma_q}}{1-\sigma_q} \right\} \quad (۲۵)$$

در معادله (۲۵)، C_t معادل مصرف، h_t میزان ساعات کار، τ^c مالیات بر مصرف، ζ_c شوک خارجی موثر بر ترجیحات، M_t موجودی نقد خانوار، D_t^m اوراق بهادار قابل معامله در بازار خانوار، و D_t^h سپرده‌های بانکی خانوار می‌باشد.

خانواده دوره را با موجودی M_t^b شروع می‌کند و آن را به دو قسمت پول نقد و سپرده‌های بانکی با قید زیر تقسیم می‌کند:

$$M_b^t - (M_t + A_t) \geq 0 \quad (۲۶)$$

خانوار در قبال A_t گواهی سپرده D_t^h را از بانک دریافت می‌کنند. همچنین فرض می‌شود تزریق پول در طول دوره از سوی بانک مرکزی به میزان X_t است که به خانواده منتقل می‌گردد. در مجموع کل منابع خانوار در دوره t عبارتست از: ۱- دستمزد پس از کسر مالیات، ۲- پول نقد نگهداری شده (شامل پول تزریق شده و اصل و سود سپرده بانکی)، ۳- اصل و سود اوراق کوتاه‌مدت و اصل و سود سایر اوراق قرضه که در دوره قبل خریداری شده، ۴- سودهای حاصل از تولید سرمایه، بانکداری، بنگاه تولید کالاهای واسطه‌ای و ۵- تمام اوراق قرضه‌هایی که خانواده

برای کاهش نااطمینانی خریده است. همچنین خانوار تمام مازادهای انتقالی از سایر بخش‌ها را دریافت می‌کند.

کل مصارف خانوار نیز عبارت است از میزان پرداختی برای مصرف کالا، وجوه پرداختی برای اوراق قرضه کوتاه‌مدت، وجه پرداختی برای سایر اوراق قرضه و مالیات. پس به طور کلی خواهیم داشت:

$$(1+R_t^a)\left(M_t^b - M_t\right) + X_t - T_t - D_{t+1}^m - (1+\tau^c)P_t C_t + M_t + \Pi_t$$
$$+(1-\Theta)(1-\gamma_t)V_t - W^e + Lump_t - B_{t+i}^L + \eta_t^L(1+R_t^L)B_t^L + A_{j,t} \qquad (۲۷)$$
$$+(1+R_t^T)T_{t-1} + (1+R_t^m)D_t^m + \left(1+\tau^l\right)W_{j,t}h_{j,t} \geq M_{t+1}^b > 0$$

خانواده j ام با تابع تقاضای (۲۸) برای نیروی کار مواجه است:

$$h_{j,t} = \left(\frac{W_{j,t}}{W_t}\right)^{\frac{\lambda_\omega}{1-\lambda_\omega}} l_t, \quad 1 \leq \lambda_\omega \qquad (۲۸)$$

در معادله فوق l_t همان مقدار نیروی کار همگن است که توسط تولیدکننده کالای واسطه بنگاه و بانک استخدام شده است. در یک دوره معین، خانواده j ام می‌تواند نرخ دستمزد خود را با احتمال $\xi_t - 1$ بهینه کند و با احتمال ξ_t نیز بهینه نخواهد کرد. در این صورت میزان دستمزد به‌صورت معادله (۲۹) خواهد بود:

$$W_{j,t} = \tilde{\pi}_{\omega,t}(\mu_{z^*})^{1-\upsilon}\left(\mu_{z^*,t}\right)^{\upsilon} W_{j,t-1} \qquad (۲۹)$$

که در آن $0 \leq \upsilon \leq 1$ و داریم:

$$\tilde{\pi}_{\omega,t} \equiv \left(\pi_t^{tg}\right)^{\iota\omega}(\pi_{t-1})^{\iota\omega}, \quad 0 < \iota\omega < 1 \qquad (۳۰)$$

هدف خانوار این است که معادله (۲۸) را با قید منفی نبودن قیود بیان‌شده و تقاضای نیروی کار حداکثر نماید.

۳-۶- بانک مرکزی

در مدل طراحی‌شده، بانک‌ها قدرتی در انتخاب نرخ‌های سود سپرده ندارند و این نرخ توسط یک شورای تعیین‌کننده نرخ سود با نام شورای پول و اعتبار و به صورت دستوری در هر دوره به بانک‌ها ابلاغ می‌شود. بنابراین نرخ سود ابزار سیاست پولی بانک مرکزی نبوده و بانک مرکزی به دنبال هدف‌گذاری کل‌های پولی با توجه به نرخ بهره و میزان تورم می‌باشد. با توجه به این پیش‌فرض، بانک مرکزی با مساله ذیل برای اعمال سیاست پولی مواجه می‌باشد:

$$mb_t = \rho mb_{t-1} - \frac{1}{\bar{r}}(1-\rho)\bar{\pi}(\pi_t - \bar{\pi}) \qquad (۳۱)$$

که در آن mb_t حجم پایه پولی، $\bar{r}$ مقدار نرخ سود در حالت پایدار و $\bar{\pi}$ نیز مقدار تورم در حالت پایدار می‌باشد. ضمن آن‌که پارامتر ρ بین صفر و یک تعریف می‌گردد.

۳-۷- دولت

عملکرد دولت در این مدل به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$G_t + (1+i_{t-1})B_{t-1} = B_t + mb_t - mb_{t-1} \qquad (۳۲)$$

در معادله فوق، B_t معادل حجم بدهی‌های دولت بوده و G_t نیز معادل مجموع مخارج جاری و عمرانی دولت در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس مجموع مخارج جاری و عمرانی دولت به اضافه مجموع بدهی‌های دوره گذشته آن که در دوره جاری سررسید می‌شود باید معادل مجموع بدهی‌های جدید ایجاد شده دولت و همچنین درآمد جدید ایجاد شده آن از محل خلق پول باشد.

۳-۸- بخش خارجی

در این مدل، روابط کشورها بر اساس روابط ذیل تعریف می‌گردد:

$$NX_t = EX_t - IM_t \qquad (۳۳)$$

که در آن خالص صادرات به صورت تفاضل میان صادرات با واردات تعریف شده است. همچنین صادرات با توجه به وضعیت کشور، به دو بخش درآمد حاصل از صادرات نفتی و غیر نفتی تقسیم می‌شود.

$$EX_t = Y_t^{oil} + Y_t^{noil} \qquad (۳۴)$$

مجموع درآمد نفتی در دسترس طی دوره جاری برابر است با حاصل ضرب حجم صادرات نفت در قیمت نفت در نرخ ارز که در رابطه (۳۵) ملاحظه می‌گردد.

$$Y_t^{oil} = e_t * P_t^{oil} * y_t^{oil} \quad (۳۵)$$

همچنین روابط (۳۶) تا (۳۹) بیان‌گر نحوه تعیین نرخ ارز، قیمت نفت، میزان صادرات نفت، میزان درآمد ناشی از صادرات غیر نفتی و میزان ارزش واردات در کشور می‌باشد که تمامی این متغیرها تابعی از مقدار خود در دوره گذشته به علاوه شوک پیش‌بینی نشده مربوط به این متغیرها در دوره فعلی می‌باشند:

$$e_t = \rho_e * e_{t-1} + \varepsilon_e \quad (۳۶)$$
$$P_t^{oil} = \rho_{poil} * P_{t-1}^{oil} + \varepsilon_{poil} \quad (۳۷)$$
$$y_t^{oil} = \rho_{yoil} * y_{t-1}^{oil} + \varepsilon_{yoil} \quad (۳۸)$$
$$IM_t = \rho_{IM} * IM_{t-1} + \varepsilon_{IM} \quad (۳۹)$$

با توجه به کلیه مطالب عنوان شده، تولید ناخالص داخلی کشور نیز به صورت معادله (۴۰) تعریف می‌گردد:

$$GDP_t = G_t + C_t + NX_t + \frac{1}{\Upsilon^t \mu_{\Upsilon,t}} I_t \quad (۴۰)$$

۴- مقداردهی الگو و نتایج تحقیق

پس از معرفی الگو، ضرایب از روش مقداردهی (کالیبراسیون)، تخمین (مانند تخمین بیزی) و یا هر دو می‌تواند محاسبه گردد که تصمیم‌گیری در مورد استفاده از این روش‌ها به ویژگی محاسباتی الگو می‌تواند ارتباط داشته باشد. در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده است که در آن مقادیر اولیه برای پارامترها به عنوان توزیع پیشین تعیین می‌شود و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد حداکثر درستنمایی بر اساس داده‌های واقعی ترکیب می‌شود. اگر اطلاعات اولیه در توزیع پیشین کامل و دقیق بوده و تخمین حداکثر درستنمایی نتواند کمکی به تخمین مدل کند روش بیزین تبدیل به کالیبراسیون (درجه‌بندی) می‌شود؛ اما اگر اطلاعات

توزیع پیشین کاملاً نادرست و غیر دقیق بوده باشد روش بیزین تبدیل به روش حداکثر درستنمایی می‌شود. در حالت بینابینی روش بیزین تلفیقی از دو روش کالیبراسیون و حداکثر درستنمایی است. برای محاسبه مقادیر لگاریتم خطی شده متغیرها (انحراف از وضعیت پایدار متغیرها) با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات (HP) با $\lambda = 1600$ اجزای سیکلی، لگاریتم داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۸ استخراج گردیده است. برای برآورد بیزی پارامترهای مدل ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین پارامترها تعیین گردد. سپس با استفاده از نرم‌افزار داینر (Dynare) تحت نرم‌افزار متلب (MATLAB) بر اساس روش مونت کارلو با زنجیره مارکوف در قالب الگوریتم متروپولیس- هستینگز[1] مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین پارامترها محاسبه می‌شود. در جدول (۱) توزیع و میانگین پیشین و پسین پارامترهای مدل گزارش شده است که مقادیر میانگین پسین، برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین را نشان می‌دهد.

جدول ۱: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توزیع پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	منبع
β	نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار	بتا	۰,۹۶۸	۰,۹۶۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
h_h	عادت مصرفی	بتا	۰,۶۵	۰,۵۳۹	لاما و مدینا[2](۲۰۱۲)
λ_w	مارک آپ حالت پایدار برای عرضه‌کنندگان نیروی کار	گاما	۱.۰۵	۱.۰۸۸۵	کریستیانو و همکاران[3](۲۰۱۰)
λ_f	مارک آپ حالت پایدار برای تولیدکنندگان کالای واسطه	گاما	۱.۲	۱.۲۰۲	کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰)
Φ	هزینه‌های ثابت تولیدکنندگان کالای واسطه	بتا	۰.۰۷	۰.۰۶۸۲	محاسبات محقق
ξ	ضریب حجم منابع مازاد بانک‌ها	بتا	۰.۶۹۹	۰.۶۹۶۸	محاسبات محقق
ρ_{oilr}	ضریب خود رگرسیون شوک درآمدهای نفت	بتا	۰,۲۶۰	۰,۲۶۵	رستم‌زاده و گودرزی (۱۳۹۶)
τ^l	نرخ مالیات بر درآمد	بتا	۰.۲۴	۰.۲۴۲۲	محاسبات محقق
ψ_l	ضریب دستمزد پرداختی از سوی بنگاه به نیروی کار	بتا	۰.۷۵	۰.۷۴۹۳	محاسبات محقق
τ^k	مالیات بر عایدی سرمایه	بتا	۰.۳۲	۰.۳۲۲۷	کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰)
σ	ضریب عدم مطلوبیت ناشی از کار	بتا	۰.۴۹	۰.۴۸۸	محاسبات محقق
α	سهم سرمایه در تابع تولید	بتا	۰.۴	۰.۳۸۵۵	محاسبات محقق
τ	ذخیره قانونی بانک	بتا	۰.۱	۰.۱۰۱	محاسبات محقق
γ	درصد کارآفرینان باقی‌مانده در انتهای هر دوره	بتا	۰.۹۷۶	۰.۹۷۹	کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰)

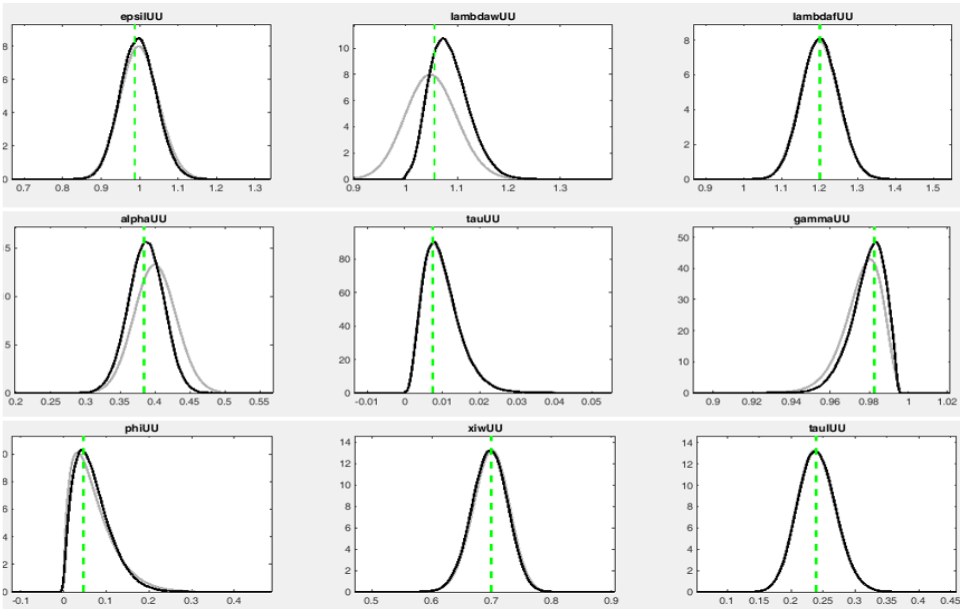
منبع: محاسبات محقق

[1]. Metropolis–Hastings Algorithm

[2]. Lama & Medina

[3]. Christiani et al

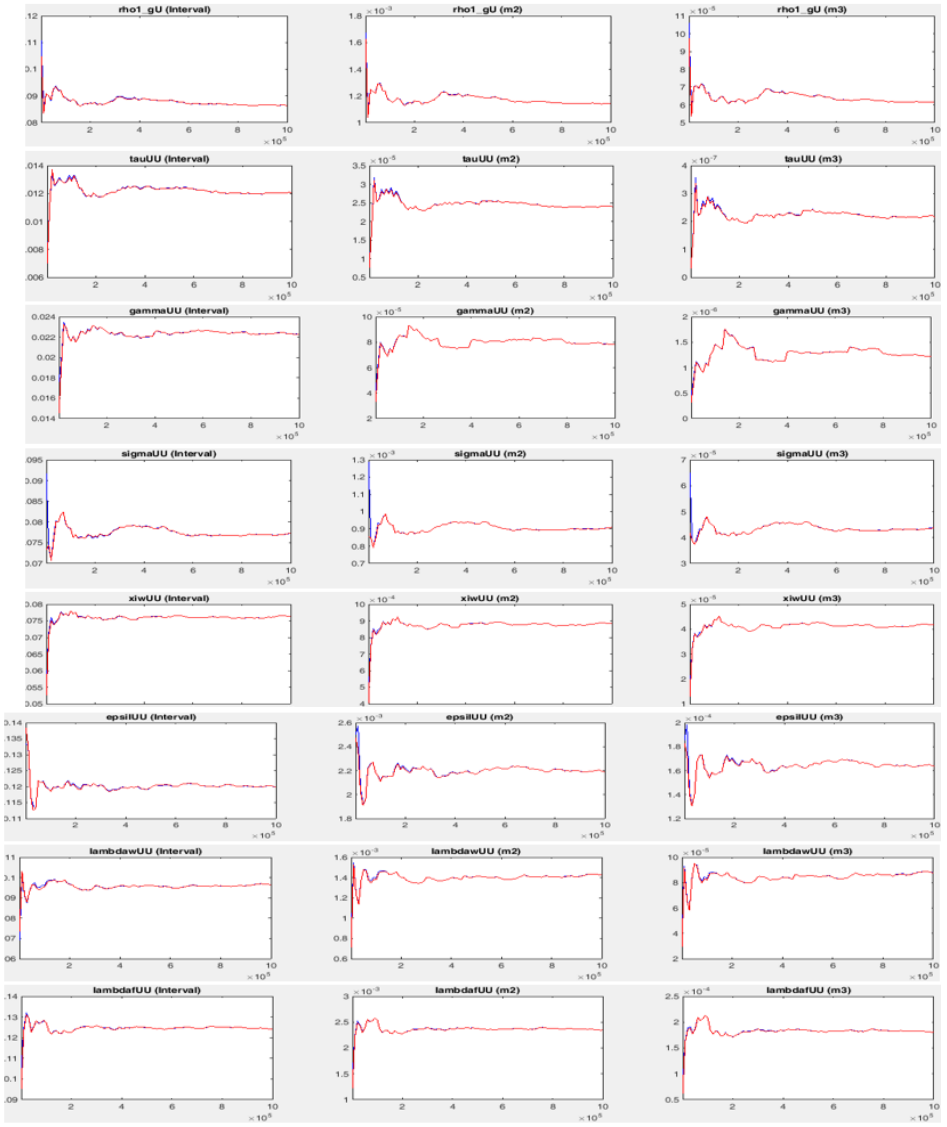
همچنین در نمودار (۱)، توزیع پیشین و پسین برخی از پارامترهای مدل، قابل ملاحظه می‌باشد:



منبع: محاسبات محقق

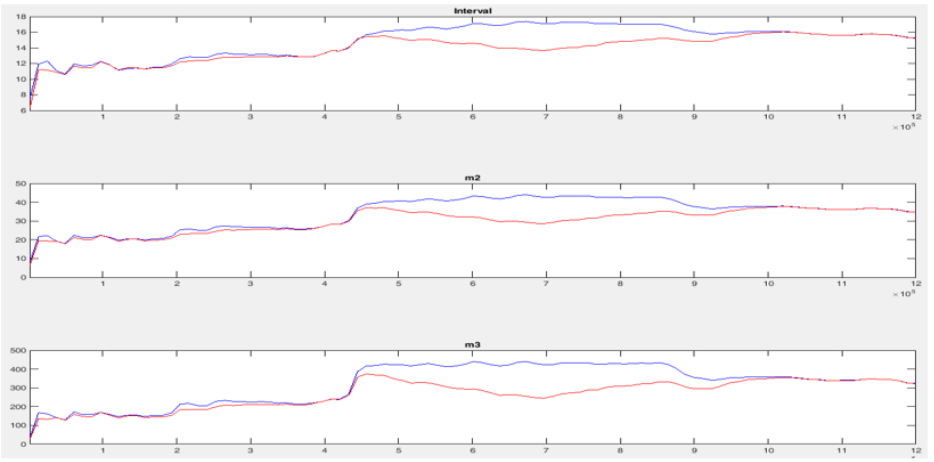
نمودار ۱: توزیع پیشین و پسین برخی از پارامترهای مدل

یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان MCMC است. داینر چندین بار شبیه‌سازی متروپولیس – هستینگز 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. داینر سه شاخص با نام‌های m2, m3, interval از طریق نمودارهای MCMC ارائه می‌دهد که به ترتیب بیان‌گر فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارامترها است. در نمودار multivariate diagnostic همین نمودارها با ماهیت مشابه هستند که شاخص کلی را بر اساس مقادیر ویژه از ماتریس واریانس–کوواریانس هر پارامتر ارائه می‌دهند. این نمودارها شواهدی برای همگرایی و ثبات نسبی در تمام گشتاورهای پارامترها هستند. در صورتی که در این نمودارها شباهت نموداری نباشد، بیان‌گر این است که توزیع‌های پیشین درست نیست و باید تخمین را با توزیع‌های پیشین جدید تکرار کرد و یا اعداد شبیه‌سازهای متروپلیس – هستینگز را بالا برد. در نمودار (۲) و نمودار (۳) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول، دوم و سوم MCMC و multivariate diagnostic آورده شده است.



منبع: محاسبات محقق

نمودار ۲: MCMC



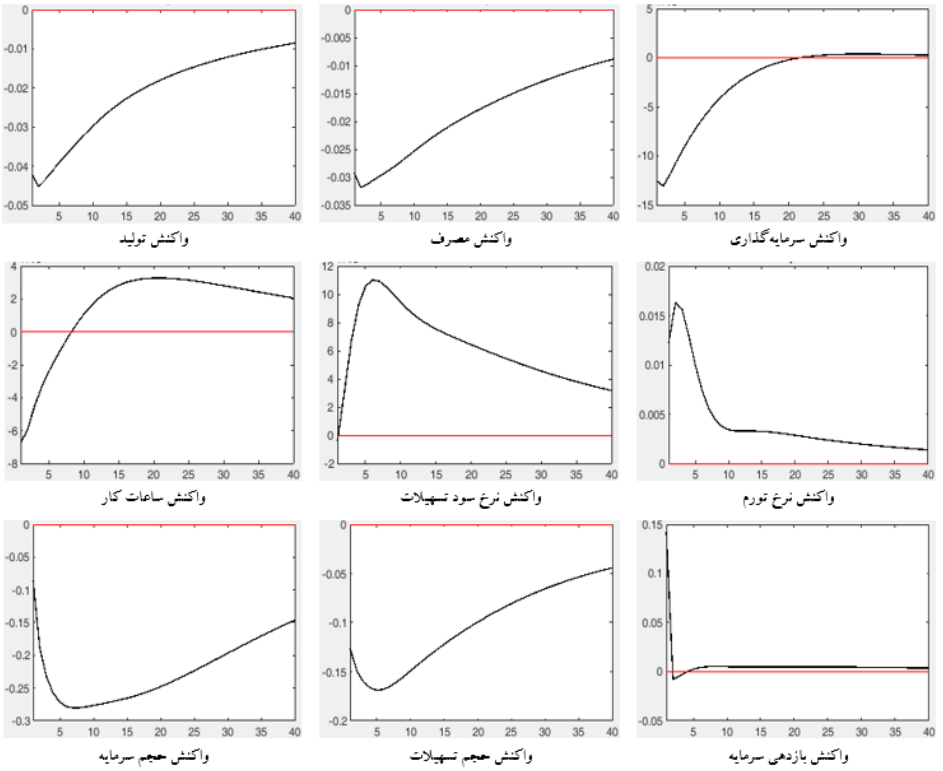
منبع: محاسبات محقق

نمودار ۳: multivariate diagnostic

همان‌طور که مشاهده می‌شود نمودار MCMC کلی و همچنین MCMC سایر پارامترها همگرا بوده که نشان از خوبی برازش مدل دارد. توابع عکس‌العمل آنی[۱] رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن تکانه‌هایی به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. در این قسمت با قرار دادن نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل، تأثیر شوک‌های اعتباری، بهره‌وری و سیاست پولی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه، مهم‌ترین یافته‌های استحصال شده از مدل ارائه خواهد شد.

همان‌طور که در نمودار (۴) ملاحظه می‌گردد، بروز یک شوک منفی اعتباری موجب کاهش تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد می‌شود. همچنین با توجه به بروز محدودیت اعتباری در اقتصاد، نرخ سود تسهیلات نیز با کاهش مواجه خواهد شد. دلیل افزایش تورم پس از بروز شوک منفی اعتباری نیز آن است که واکنش تولید به این شوک، بیش از واکنش مصرف بوده لذا با توجه به افزایش نسبی تقاضا در مقایسه با تولید، تورم افزایش پیدا می‌کند. همچنین ساعات کار نیز با توجه به کاهش تولید، کاهش خواهد یافت.

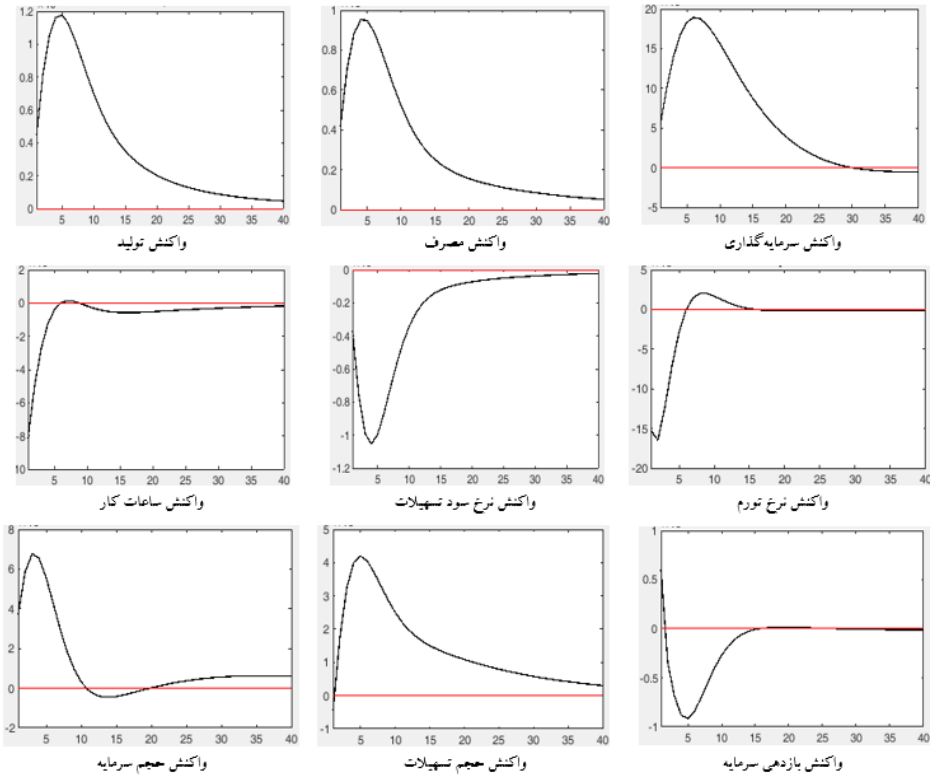
[۱] Impulse Response Function (IRF)



منبع: محاسبات محقق

نمودار ۴: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک اعتباری منفی

بررسی واکنش متغیرهای مختلف اقتصادی به شوک بهره‌وری نشان می‌دهد که یک شوک مثبت بهره‌وری در اقتصاد، اثر مثبت بر میزان تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری داشته و تا ۵ دوره بعد نیز اثرات افزایشی آن بر متغیرهای مذکور ادامه خواهد داشت؛ اما پس از آن به تدریج این اثر از بین خواهد رفت. همچنین به دلیل آن‌که پس از بروز شوک بهره‌وری، میزان سرمایه‌گذاری در اقتصاد افزایش می‌یابد، نرخ بازدهی پروژه‌ها و به تبع آن نرخ سود تسهیلات کاهش می‌یابد. علاوه بر آن با توجه به اثر درآمدی افزایش تولید، ساعات کار کارکنان کاهش یافته و همچنین تسهیلات بیشتری نیز از سمت بانک‌ها به بخش‌های تولیدی اعطا خواهد شد. نرخ تورم نیز پس از بروز یک شوک اعتباری مثبت با کاهش روبه‌رو می‌شود.

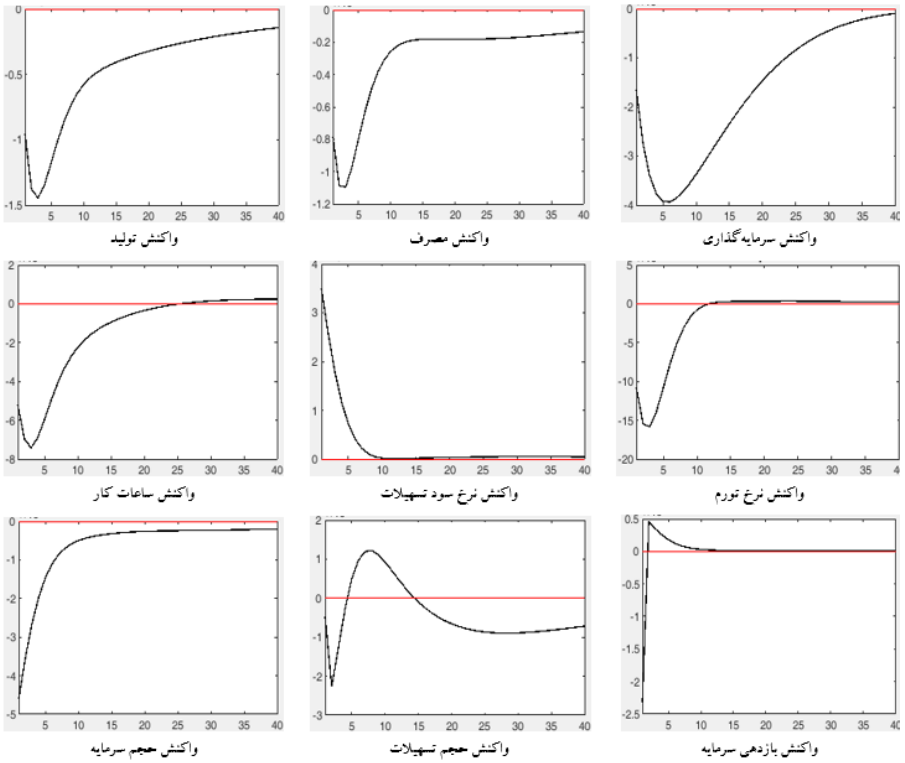


منبع: محاسبات محقق

نمودار ۵: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک بهره‌وری مثبت

در ادامه، نتایج حاصله در خصوص شوک انقباضی سیاست پولی بیان می‌گردد. همان‌طور که در نمودار ۶ مشاهده می‌شود، در صورت اعمال سیاست پولی انقباضی، تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و میزان ساعات کار نیروی کار و تورم کاهش یافته و نرخ سود تسهیلات به دلیل کم شدن منابع موجود در اقتصاد، افزایش می‌یابد. حجم تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌ها، در پی اعمال یک سیاست پولی انقباضی، یک رفتار نوسانی را تجربه خواهد کرد؛ به طوری که ابتدا کاهش یافته ولی پس از حدود ۵ دوره افزایش قابل ملاحظه‌ای را تجربه می‌نماید. دلیل این تغییر رفتار این است که پس از بروز یک سیاست پولی انقباضی، حجم منابع در دسترس بانک‌ها کاهش یافته و به تبع آن حجم تسهیلات اعطایی نیز کاهش می‌یابد. همان‌گونه که عنوان شد هم‌زمان با این اتفاق، نرخ سود تسهیلات و نرخ تورم به ترتیب افزایش و کاهش می‌یابند و همین امر موجب افزایش انگیزه بانک برای اعطای تسهیلات بیشتر به بخش تولید می‌گردد. لازم به ذکر است هرچند که سرعت

تعدیل نرخ سود تسهیلات بیشتر از نرخ تورم می‌باشد؛ لیکن تا زمانی که اثر سیاست پولی انقباضی بر تورم تخلیه نشده است، بانک‌ها انگیزه مضاعفی برای اعطای تسهیلات خواهند داشت و بلافاصله پس از آن‌که این اثر کاملاً ناپدید شود، اعطای تسهیلات نیز روند کاهشی خود را مجدداً آغاز می‌نماید.



منبع: محاسبات محقق

نمودار ۶: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست پولی انقباضی

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بانک‌ها به عنوان مرکز سیستم مالی و نظام‌های پرداخت، با استفاده از فرآیند جذب و تخصیص منابع در اقتصاد نقش محوری را در تأمین منابع مورد نیاز بخش‌های مختلف اقتصادی ایفا می‌نمایند. از این رو، کارایی بخش بانکی به عنوان یک فاکتور کلیدی در زمینه رشد اقتصادی مطرح می‌گردد. از سوی دیگر با توجه به بانک‌محور بودن نظام تأمین مالی در ایران، بنگاه‌های تولیدی بخش قابل توجهی از نیاز به منابع مالی را از طریق بانک‌ها تأمین می‌کنند و همین امر

موجب می‌گردد که بخش واقعی اقتصاد، اثرات به مراتب بیشتری را نسبت به سایر کشورها، از بازارهای مالی دریافت کرده و شوک‌ها و تغییرات بازارهای مالی، با شدت بیشتری به بخش واقعی منتقل شوند؛ چرا که تغییر در بُعد مالی بنگاه‌های داخلی بر عملکرد بخش واقعی آن‌ها اثرگذار خواهد بود. به عبارت دیگر شوک‌ها یا تغییرات بازارهای مالی از طریق اثرگذاری بر منابع در دسترس بنگاه‌ها و در نتیجه مصارف مالی آن‌ها بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی اثر گذاشته و از این طریق بخش حقیقی اقتصاد را متأثر می‌کند. علاوه بر آن، عملکرد بانک‌ها خود متأثر از فضای کلان اقتصادی و تصمیمات بانک مرکزی به عنوان سیاست‌گذار پولی می‌باشد. بنابراین بررسی اثرات سیاست‌گذاری بانک مرکزی و همچنین تغییر رفتار بانک‌ها به عنوان واسطه‌های مالی در اقتصاد بر بخش‌های مختلف اقتصادی، از اهمیت بسیار بالایی برخوردار بوده که در این مقاله و با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و همچنین اطلاعات فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۸ مورد بررسی قرار داده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، در صورت اعمال سیاست پولی انقباضی، تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و میزان ساعات کار نیروی کار و تورم کاهش یافته و نرخ سود تسهیلات افزایش می‌یابد. نکته قابل توجه در خصوص اعمال سیاست پولی انقباضی این است که پس از اعمال این سیاست، حجم تسهیلات اعطایی از سوی بانک‌ها یک رفتار نوسانی را تجربه خواهد کرد؛ به طوری که ابتدا کاهش یافته و پس از طی چند دوره مجدداً افزایش می‌یابد و پس از آن نیز رفته رفته آثار شوک مذکور از بین خواهد رفت. همچنین بروز یک شوک منفی اعتباری از جانب بانک‌ها موجب کاهش تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری شده و نرخ سود تسهیلات را نیز با کاهش مواجه خواهد کرد. همچنین شوک مذکور موجب افزایش تورم و کاهش ساعات کار خواهد شد. با توجه به نتایج الگو، سیاست انقباضی در قالب کاهش حجم اعتبارات، نه تنها اثری منفی بر تولید و سطح مصرف دارد بلکه موجب افزایش تورم می‌شود. به عبارت دیگر، کاهش سطح تقاضای کل در نتیجه کاهش حجم اعتبارات، منجر به کنترل تورم نمی‌شود و این به دلیل وابستگی بالای اقتصاد کشور به تامین مالی از ناحیه اعتبارات بانکی است که محدود شدن آن آثار منفی بر متغیرهای کلان اقتصادی به همراه دارد. لذا پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی از طریق کنترل نرخ‌های سود بانک‌ها و اعتبارات پرداختی، نسبت به اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی اقدام نکند زیرا آثار و نتایج دلخواه به همراه نخواهد داشت. در عوض توصیه می‌شود بانک مرکزی از طریق کنترل نرخ سیاستی در بازار بین بانکی و تغییر در حجم ذخایر بانک‌ها، نسبت به هدایت متغیرهای کلان اقتصادی اقدام نماید.

References

Abo-Zaid, S. (2015). "Optimal Long Run Inflation with Occasionally Binding Financial Constraints". Eur.Econ.Rev. **75**: 18-42.

Acosta, P. Lartey, E. & Mandelman, F. (2009). "Remittances and the Dutch Disease". Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 2007-8.

Bernanke, B. Gertler, M. and Gilchrist, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework". Handbook of Macroeconomics. Vol. 1c. North-Holland, Amsterdam: 1341-1393.

Central Bank of Iran, Economic Time Series Database. https://tsd.cbi.ir/.

Christensen, I. and Dib, A. (2008). "The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model". Review of Economic Dynamics **11**: 155-178.

Christiano, L. J. Motto, R. and Rostagno, M. (2010). "Financial Factors in Economic Fluctuations ECB". Working Paper No. 1192.

Dagher, J. Jan, G. and Rafael, P. (2012). "Oil Windfalls in Ghana: A DSGE Approach". IMF Working Paper WP/10/116.

Dib, A. (2010). "Banks, Credit Market Friction, and Business Cycles". Bank of Canada, Working Paper.

Fukunaga, I. (2002). "Financial Accelerator Effects in Japan's Business Cycles". Bank of Japan Research and Statistics Department, Working Paper Series 02-6.

Garín, J. (2015). "Borrowing Constraints, Collateral Fluctuations, and the Labor Market". Journal of Economic Dynamics and Control **57**(C): 112-130.

Gerali, A. Neri, S. Sessa, L. and Signoretti, F. M. (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". Bank of Italy, Journal of Money, Credit and Banking **42**(1(September 2010)): 107-141.

Gertler, M. Gilchrist, S. & Natalucci, F. M. (2007). "External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator". Journal of Money, Credit and Banking **39**(2-3): 295-330.

Ghafari, H. Saadatmehr, M. Souri, A. and Ranjbar Fallah, M.R. (2013). "A Survey on the Effect of Increase of Bank Interest Rate on Economic Growth of Iran Using the New-Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". Journal of Quantitative Economics **10**(1(36)): 1-31.

Gholami, A. and Abasinejad, H. (2018). "Modeling the Value Added Tax on Bank Services in the Framework of the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Iran". Tahghighat-e-Eghtesadi **53**(3): 619-645.

Gilchrist, S. and Zakrajšek, E. (2012). "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations". The American Economic Review **102**(4): 1692-1720.

Hagedorn, M. and Manovskii, I. (2008). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Revisited". Am. Econ.Rev **98**: 1692-1706.

Hall, S. (2001). "Financial Accelerator Effects in UK Business Cycles". Working Paper No. 150, Bank of England.

Hammersland, R. and Traee, C.B. (2014). "The Financial Accelerator and the Real Economy: A Small Macroeconometric Model for Norway with Financial Frictions". Economic Modelling **36**: 517-537.

Heidari, H. and Molabahrami, A. (2017). "The Impact of Credit Shocks on Dynamics of Financial and Macroeconomic Variables using a DSGE Model for the Iran Economy". Journal of Economic Research and Policies **24**(80): 85-118.

Hollander, H. and Liu, G. (2013). "The Equity Price Channel in a New-Keynesian GSGE Model with Financial Frictions and Banking". Stellenbosch Economic Working Papers.

Jermann, U. and Vincenzo, Q. (2012). "Erratum: Macroeconomic Effects of Financial Shocks". American Economic Review **102**(2): 238-271.

Karmelavičius, J. & Ramanauskas, T. (2019). "Bank Credit and Money Creation in a DSGE Model of a Small Open Economy". Baltic Journal of Economics **19**(2): 296-333.

Khalili, S. (2012). *Investigating the Relationship between Liquidity Risk and Credit Risk in the Islamic Banking Industry*, Master Thesis, Azad University.

Khiabani, N. and Amiri, H. (2015). "Designing a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Open Economy to Examine the Impact of Oil Price Shocks on Macroeconomic Variables". Journal of Quantitative Economics **9**(3): 25-59.

King, R. G. and Levine, R. (1993) "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right". The Quarterly Journal of Economics **3**: 717-773.

Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997). "Credit Cycles". J.Polit.Econ. **105**: 211-248.

Lama, R. and Guzman, M. (2012). "Is Exchange Rate Stabilization an Appropriate Cure for the Dutch Disease?" . IMF Working Paper No. 10/182.

Levine, R. & Zervos, S. (1998). "Stock Markets Banks and Economic Growth". American Economic Review **88**: 537-58.

Levine, R. (1997). "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda". Journal of Economic Literature **35**(2): 688-726.

Meier, A. & Müller, G. J. (2006). "Fleshing out the Monetary Transmission Mechanism: Output Composition and the Role of Financial Frictions". Journal of Money Credit and Banking **38**(8): 2099-2133.

Merola, R. (2014). "The Role of Financial Friction during the Crisis: an Estimated GSGE Model". Dynare Working Paper Series No. 33.

Mody, A. & Taylor, M. P. (2004). "Financial Predictors of Real Activity and the Financial Accelerator". Economics Letters **82**(2): 167-172.

Pesaran, M. H. and Xu, T. T. (2016). "Business Cycle Effects of Credit Shocks in a DSGE Model with Firm Defaults". USC-INET Research Paper No. 16-13.

Rajan, R. G. & Zingales, L. (1998). "Which Capitalism? Lessons from the East Asian Crisis, Forthcoming". Journal of Applied Corporate Finance **11**: 40-48.

Rostamzadeh, P. and Goudarzi Farahani, Y. (2018). "The Substitution of Taxes for Oil Revenues by Designing a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)". The Economic Research **17**(4): 121-145.

Shahhosseini, S. and Bahrami, J. (2013). "Designing a New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Iran's Economy with Banking Sector". Iranian Journal of Economic Research **17**(53): 55-83.

Smets, F. and Raf, W. (2007). "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach". The American Economic Review **97**(3): 586-606.

Tavakolian, H. and Komijani, A. (2012). "Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach". Journal of Economic Modeling Research **2**(8): 87-117.

Villa, S. & Yang, J. (2011). "Financial Intermediaries in an Estimated DSGE Model for the United Kingdom". Bank of England Working Papers 431.

Zanetti, F. (2012). "Banking and the Role of Money in the Business Cycle". Journal of Macroeconomics **34**: 87-94.

Zanetti, F. (2015). "Financial Shocks and Labor Market Fluctuations". Mimeo.

پیوست ۱: مقادیر حالت پایدار برخی از متغیرهای مدل

جدول ۱: مقادیر حالت پایدار برخی از متغیرهای مدل

متغیر	مقدار حالت پایدار
هزینه نهایی	۰.۸۳۳۳۳۳
هزینه اجاره سرمایه	۰.۰۲۵۳
پایه پولی	۰.۸۶
مصرف	۰.۱۷۵۹۱۲
دستمزد	۱.۵۶۵۰۹
ساعات کار	۰.۱۲۲۷۵۸
سرمایه	۲.۱۸۶۳۷
حجم سپرده‌ها	۹.۰۰۴۷۵
تولید	۰.۳۱۳۴۶۲
حجم کل نسهیلات	۰.۷۳۲۳۸۵
مخارج دولت	۰.۰۶۲۶۹۲

منبع: محاسبات محقق

پیوست ۲: ارائه شرایط مرتبه اول معادلات مدل

$$s_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{\left(r_t^k(1+\psi_k R_t)\right)^{\alpha}\left(\overline{w}_t(1+\psi_l R_t)\right)^{1-\alpha}}{\epsilon_t}$$

$$p_t^* - \left[\left(1-\xi_p\right)\left(\frac{1-\xi_p\left(\frac{\widetilde{\pi_t}}{\pi_t}\right)1^{-\frac{1}{\lambda_{f,t}}}}{1-\xi_p}\right)^{\lambda_{f,t}} + \xi_p\left(\frac{\widetilde{\pi_t}}{\pi_t}p_{t-1}^*\right)^{\frac{\lambda_{f,t}}{1-\lambda_{f,t}}}\right]^{\frac{1-\lambda_{f,t}}{\lambda_{f,t}}} = 0$$

$$p_t^* = \frac{\left[\int_0^1 P_{j,t}^{\frac{\lambda_{f,t}}{\lambda_{f,t}-1}}dj\right]^{\frac{1-\lambda_{f,t}}{\lambda_{f,t}}}}{P_t}$$

$$l_t \equiv \int_0^1 l_{j,t}dj = (w_t^*)^{\frac{\lambda_w}{\lambda_w-1}}H_t$$

$$H_t \equiv \int_0^1 h_{j,t}dj$$

$$Y_{z,t} = (p_t^*)^{\frac{\lambda_f}{\lambda_f - 1}} \left\{ \epsilon_t v_u^l \left(u_t \frac{\bar{k}_u}{\Upsilon \mu_{z,t}^*} \right)^{\alpha} \left[(w_t^*)^{\frac{\lambda_w}{\lambda_w - 1}} H_t \right]^{1-\alpha} - \phi \right\}$$

$$R_t^k = \frac{[u_t \tau_t \alpha(u_t)] + (1-\delta) q_t}{\Upsilon_{q_{t-1}}} \pi_t + \tau^k \delta - 1$$

$$E_t \left\{ u_{c,t}^z - \frac{\mu_{z,t}^* \varsigma_{c,t}}{c_t \mu_{z,t}^* - b c_{t-1}} + b\beta \frac{\varsigma_{c,t+1}}{c_{t+1} \mu_{z,t+1}^* - b c_t} \right\} = 0$$

$$mb_t = \rho mb_{t-1} - \frac{1}{\bar{r}} (1-\rho) \bar{\pi} (\pi_t - \bar{\pi})$$

$$G_t + (1 + i_{t-1}) B_{t-1} = B_t + mb_t - mb_{t-1}$$

Original Research Article

Presenting a model of how the central bank policies affect macroeconomic variables: A dynamic stochastic general equilibrium approach

Mohammad Mahdi Kakavandi[1]
Farhad Rahbar[2]
Mohsen Mehrara[3]*
Mehdi Sarem[4]

Received: 15-03-2020 Accepted: 08-06-2020

Introduction: Banks, as the center of financial and payment systems, play a pivotal role in providing the resources needed for economic sectors by attracting and allocating resources in the economy. Therefore, the efficiency of the banking sector is considered as a key factor in economic growth. In addition, due to the banking-centric nature of the financing system in Iran, banks provide a significant part of the need for financial resources of manufacturing companies. So, shocks in financial markets affect the performance of firms by affecting the resources available to firms and, consequently, their financial expenditures, thereby affecting the real sector of the economy. The performance of banks is, in turn, influenced by the macroeconomic environment and the decisions of the central bank as a monetary policy maker. Therefore, it is very important to study the effects of the central bank policies and the change in the behavior of banks as financial intermediaries on different sectors of the economy. The purpose of this article is to investigate the effect of central bank policies on macroeconomic variables with an emphasis on the behavior of banks as the main suppliers of capital and liquidity for the manufacturing sector.

Methodology: In this article, the economic conditions of Iran are simulated in a dynamic stochastic general equilibrium model using seasonal information from 1989 to 2018, and the effects of monetary, credit and real shocks on the country's economy are analyzed. The model used for this purpose covers four parts including production sector, household sector,

[1] · Ph.D. Student, Faculty of Economics, University of Tehran & Researcher in Central Bank of Iran
[2]. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran
[3]. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran
Email: mmehrara@ut.ac.ir
[4]. Ph.D. Faculty of Economics, University of Shiraz & Researcher in Central Bank of Iran

bank sector and central bank and government sector. At the beginning of the period, the household is the supplier of labor and keeps its resources either as a deposit with the bank or as cash. The production sector consists of three parts including the entrepreneur, the producer of capital goods and the producer of the final goods (firm). The entrepreneur is the supplier of capital, and the producer of capital uses the capital purchased from the entrepreneur and his own capital to generate new capital and, again at the end of the period, to sell the new produced capital to the entrepreneur. In this model, banks use household deposits to provide facilities to enterprises; this loan is used to produce goods. So, the bank's major task is to provide working capital for the production units and the resources required by the entrepreneur at the interest rates which are determined in advance. According to the macroeconomic conditions of Iran, these interest rates are determined by the Monetary and Credit Council in an orderly manner and target the tools of the central bank. An important point about the assumptions of this model is that, unlike most similar studies, the entrepreneur who receives the credits from banks may go bankrupt and be unable to repay the received money. This assumption is taken into account in the model, as observed in Iran's economy. In this study, in order to design the model, the research works of Bernanke et al. (1999), Smith et al. (2007) and Boys and Zhou (2016) have been used.

Results and Discussion: Based on the results obtained from the model, the occurrence of a negative credit shock will reduce production, consumption and investment. It can also increase the interest rate on credits, raise the inflation and reduce working hours. Moreover, in case of contractionary monetary policies, production, consumption, investment, the number of working hours of the labor force and inflation can decrease while the interest on credits increases. The remarkable result about the implementation of contractionary monetary policies is that, after the implementation of this policy, the amount of credits granted by banks experiences fluctuations; it decreases at first, then increases again over a period of time, and then the effects of the shock gradually disappear.

Conclusion: According to the results of the model, a contractionary policy in the form of reducing the amount of credits not only has a negative effect on production and consumption but also increases inflation. In other words, reduction of the level of aggregate demand as a result of a reduction in credits does not lead to the control of inflation. This is due to the high dependence of Iran's economy on bank credit financing. Therefore, it is suggested that the central bank not control macroeconomic variables by controlling banks' interest rates and loans, because it will not have desirable results. Instead, it is recommended that the central bank direct macroeconomic variables by controlling the policy rate in the interbank market and changing the volume of bank reserves.

Keywords: Credit shock, Finance, Banking, Monetary policy, Dynamic stochastic general equilibrium model.
JEL classification: E51, C61, E58.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

ارزیابی اقتصادی طرح ملی شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس به معادن جنوب شرقی کشور: رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مالی (FCGE)

آذر تابش[۱]
مجید صامتی[۲]
سعید صمدی[۳]
مهرداد فرهادیان[۴]
غلامحسین کیانی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۲۹

چکیده

هدف از نگارش این مقاله ارائه یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه مالی پویا است که بتواند با تأکید بر بخش آب، آثار اقتصادی ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه زیربنایی شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس به معادن جنوب شرقی کشور را توسط بخش عمومی یا بخش خصوصی (با شیوه مشارکت عمومی خصوصی) مورد ارزیابی قرار دهد. بعد از طراحی مدل و شبیه‌سازی سناریوها نتایج حاصل بیان‌گر این واقعیت است که ساخت و بهره‌برداری از این پروژه، در صورتی که توسط بخش خصوصی صورت گیرد و تأمین مالی آن از محل حذف یارانه آب و انتشار سهام در بازار سرمایه انجام شود، اثر مثبت بالاتری بر تولید ناخالص داخلی و رفاه اجتماعی نسبت به زمانی که توسط بخش عمومی و با تأمین مالی از محل انتشار اوراق مشارکت یا وضع مالیات بر محصول آب صورت گیرد، خواهد داشت. به عبارت دیگر ساخت و بهره‌برداری از پروژه توسط بخش خصوصی از محل حذف یارانه آب و انتشار سهام در بازار سرمایه بدون افزایش بهره‌وری منجر به افزایش در تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۲۲۴ درصد خواهد شد، ولی

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه اصفهان (این مقاله مستخرج از رساله دکتری در دانشگاه اصفهان می‌باشد) tabeshazar@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول) majidsameti@ase.ui.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه اصفهان s.samadi@ase.ui.ac.ir
۴. دانشیار گروه مهندسی شیمی، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه اصفهان m.farhadian@eng.ui.ac.ir
۵. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه اصفهان gh.kiani@ase.ui.ac.ir

در رفاه خانوار تغییر محسوسی ایجاد نخواهد کرد؛ اما در صورتی که با افزایش بهره‌وری همراه باشد، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۷۵۱ و رفاه اجتماعی به میزان ۰/۰۰۱۶ درصد افزایش خواهد یافت. از طرف دیگر در صورتی که ساخت و بهره‌برداری توسط بخش عمومی و از محل انتشار اوراق مشارکت صورت گیرد؛ باعث افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۱۷۵ درصد و کاهش رفاه خانوار به میزان ۰/۰۰۲ درصد خواهد شد و اگر تأمین مالی آن از محل وضع مالیات بر محصول آب باشد، تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۱۰۸ درصد افزایش و رفاه اجتماعی خانوار نیز به میزان ۰/۰۰۰۴ درصد کاهش می‌یابد.

واژگان کلیدی: تعادل عمومی قابل محاسبه مالی، تأمین مالی، مشارکت عمومی خصوصی، شیرین‌سازی، انتقال آب بین حوضه‌ای.

Keyword: Financial Computable General Equilibrium Model, Financing, Public-Private Partnerships, Desalination, Inter Basin Water Transfer.
JEL Classification: F65, C68, L92, Q25, E62.

۱- مقدمه

ایران در منطقه خشک و نیمه‌خشک جهان قرارگرفته و از منظر جغرافیای آبی با محدودیت نسبتاً شدیدی روبرو است. عدم دسترسی به منابع آب نه‌تنها توسعه شهری و امنیت غذایی بسیاری از استان‌ها را دستخوش نگرانی‌های جدی نموده بلکه رشد و توسعه صنعتی و معدنی کشور را نیز با محدودیت شدید مواجه ساخته است. البته سهم صنایع و معادن از کل میزان آب مصرفی کشور، حدود دو درصد است که در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته بسیار ناچیز تلقی می‌شود؛ اما توزیع جغرافیایی و مکان‌یابی صنایع با محوریت آب صورت نگرفته است و همین امر موجب شده است که علیرغم پایین بودن سهم این بخش نسبت به متوسط جهانی، باز هم مشکلات و موانع بسیاری در تأمین منابع آبی لازم برای بخش صنعت مشاهده شود. به عنوان مثال بخش مهمی از معادن ایران نظیر معادن سنگ آهن و مس در جنوب شرق کشور در استان‌های کم آب نظیر هرمزگان، کرمان و یزد واقع شده‌اند. به طور کلی دو راهکار عمده و اصلی برای مدیریت منابع آب در بخش صنایع و معادن وجود دارد. گزینه اول استفاده از آب شور دریا به جای آب شیرین (نمک‌زدایی از آب دریا) و گزینه دوم استفاده از فرآیندهای بازیافت آب در کارخانه‌های صنعتی و معدنی از جمله استفاده از تیکنرهای آبی و فیلتراسیون (بهادری، ۱۳۸۶: ۱).

در حال حاضر یکی از منابع آب نامتعارف خلیج فارس است که از طریق توسعه فناوری نمک‌زدایی و انتقال آن به صنایع و معادن جنوب شرقی کشور در صورت استفاده درست و اصولی از آن می‌توان مشکلات آبی استان‌های مذکور را پایان‌یافته قلمداد نمود. بر اساس آمار منتشرشده از طرف انجمن بین‌المللی نمک‌زدایی (IDA[1]) تعداد تأسیسات نمک‌زدایی (شیرین‌سازی آب) در سال ۲۰۱۹ به ۲۱۱۲۳ کارخانه رسیده است و در حال حاضر بیش از سیصد میلیون نفر در ۱۵۰ کشور در جهان از جمله در کشورهای حاشیه خلیج فارس نیازهای روزانه خود را با استفاده از این فناوری برطرف می‌نمایند. ظرفیت تأسیسات نمک‌زدایی آب، از سال ۲۰۱۰ تاکنون دو برابر رشد داشته و به ۱۴۲ میلیون متر مکعب در روز در سال ۲۰۱۹ رسیده است.

در حال حاضر برنامه‌ریزی، مدیریت و نظارت بر صنعت آب در ایران یکی از وظایف اصلی وزارت نیرو است، اما مشکل اصلی اینجاست که سال‌های اخیر سهم بسیار بالای اعتبارات هزینه‌ای در بودجه عمومی کشور منجر به این شده که دولت نتواند ساخت و بهره‌برداری از زیرساخت‌های عمرانی خود را در حوزه‌های مختلف از جمله صنعت آب به سرانجام برساند. از طرفی با وجود

[1]. International Desalination Association

تحریم در صنعت نفت ایران و محدود بودن درآمدهای ارزی امکان تأمین مالی پروژه‌هایی از این دست، از درآمدهای حاصل از فروش نفت کاهش یافته و دولت ناگزیر بایستی به درآمدهای ناشی از اخذ مالیات، اخذ تعرفه خدمات یا انتشار اوراق مشارکت‌های دولتی تکیه کرده و یا از ظرفیت بخش خصوصی استفاده نماید. البته آن‌چه مسلم است نحوه تأمین مالی پروژه‌های زیربنایی گاهی اثر مثبت این زیرساخت‌ها را بر اقتصاد تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین لازم است اثر بهره‌برداری از این زیرساخت‌ها بر اقتصاد با توجه به شیوه تأمین مالی آن‌ها بررسی گردد (هاکفورت[1] ۱۹۹۷: ۷۰).

در حال حاضر نیز برای دستیابی به هدف تأمین آب معادن جنوب شرقی کشور، طرح شیرین‌سازی و انتقال آب به میزان حداقل ۶۵۰ میلیون متر مکعب در سال در چند فاز در قالب طرح شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس برنامه‌ریزی گردیده است. در این راستا شرکت‌های معدنی و صنعتی گل گهر، شرکت ملی صنایع مس ایران و شرکت معدنی و صنعتی چادرملو؛ شرکت تأمین و انتقال آب خلیج فارس را به عنوان متولی شیرین‌سازی و انتقال آب تأسیس کردند. این طرح در حد فاصل استان‌های هرمزگان، کرمان و یزد واقع شده است و شامل سه قطعه اصلی می‌باشد. قطعه اول حد فاصل آب‌شیرین‌کن بندرعباس تا محدوده گل گهر سیرجان، قطعه دوم حد فاصل گل گهر تا مس سرچشمه و قطعه سوم حد فاصل مس سرچشمه تا معدن چادرملو می‌باشد. در واقع هدف اصلی این طرح تأمین نیاز آبی فعلی و توسعه طرح‌های صنعتی و معدنی این سه شرکت است. البته آب منتقل‌شده برای مصارف دیگری در مسیر خط نیز می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد و امکان گسترش طرح به استان‌های دیگر از جمله استان اصفهان وجود دارد. ساخت این پروژه از سال ۱۳۹۲ آغاز و پیش‌بینی شده تا سال ۱۴۰۰ به پایان برسد و بر اساس گزارش شرکت متولی در سال ۱۳۹۸ پیشرفت فیزیکی کل طرح (شیرین‌سازی و خط انتقال) حدود ۶۳/۴۲ درصد است. همچنین پروژه ساخت مجتمع آب‌شیرین‌کن بندرعباس توسط شرکت مهندسی توسعه آب آسیا که از شرکت‌های زیرمجموعه شرکت تأمین و انتقال آب خلیج فارس است، نیز جزء این طرح می‌باشد. هدف این مجتمع در فاز صفر این پروژه، تولید آب شیرین به روش اسمز معکوس در بندرعباس با ظرفیت حداقل یک میلیون متر مکعب در روز جهت مصارف شرب و صنعتی قبل از انتقال آن به فلات مرکزی است. پیشرفت فیزیکی تأسیسات آب‌شیرین‌کن تا مرداد ۱۳۹۸، حدود ۵۷/۸۱ درصد گزارش شده است. مشارکت بخش خصوصی در قسمت احداث

[1]. Hakfoort (1997)

مجتمع آب‌شیرین‌کن بندرعباس به صورت BOO با عقد قرارداد تضمینی می‌باشد (گزارش شرکت تأمین و انتقال آب خلیج فارس، ۱۳۹۸: ۵). برآورد کلی سرمایه‌گذاری شیرین‌سازی و خط انتقال (با نرخ تسعیر ارز معادل ۱۰ هزار تومان) حدود ۱۰۹ هزار میلیارد ریال است (گزارش سازمان بورس و اوراق بهادار، ۱۳۹۸).

لذا در این مقاله تلاش می‌گردد با طراحی یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه مالی پویا برای بخش آب، اثر اقتصادی سرمایه‌گذاری در این طرح با روش ساخت، بهره‌برداری و تأمین مالی ارزیابی شود تا مشخص شود کدام شیوه تأمین مالی پروژه اثر مثبت بیشتری روی رشد اقتصادی و رفاه خانوار می‌گذارد. ساختار مقاله به این نحو است که در ادامه مقاله و در بخش دوم؛ مبانی نظری، بخش سوم؛ مطالعات تجربی، بخش چهارم؛ روش تحقیق، بخش پنجم؛ شبیه‌سازی سناریوها و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

کشورهای در حال توسعه در سراسر جهان به طور مداوم به دنبال استراتژی‌های جدید برای افزایش توانایی اقتصاد خود در تولید کالاها و خدمات هستند و این نگرش موجب شده تا به توسعه امکانات و زیرساخت‌ها توجه خاصی مبذول نمایند. در این میان زیرساخت‌های عمومی از جمله زیرساخت‌های حوزه آب از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند؛ زیرا آب به طور مستقیم و غیر مستقیم عامل تولید بسیاری از کالاها و خدمات است و از این طریق می‌تواند نقش بسزایی در رشد اقتصادی و متعاقب آن کاهش فقر داشته باشد. تعدادی از اقتصاددانان مدل‌های پیچیده‌ای را برای ارزیابی تأثیرات اقتصادی سیاست‌های سمت‌های مختلف عرضه که هدف آن‌ها افزایش ظرفیت تولید اقتصادی است، تهیه کرده‌اند. به عبارتی در کنار مدل‌سازی نهاده‌های اصلی تولید (سرمایه فیزیکی و نیروی کار)، مدل‌های جدید به دنبال استفاده هم‌زمان از نهاده‌های غیر سنتی مانند زیرساخت‌های عمومی و یا آموزش و پرورش به عنوان عوامل اصلی در رشد اقتصادی هستند. مقالات اصلی رومر[1](۱۹۸۶، ۱۹۹۰)، لوکاس[2](۱۹۸۸) و بارو[3](۱۹۹۰) زمینه ظهور کامل مدل‌های رشد درون‌زا را فراهم کرده‌اند که صریحاً به دنبال درون‌زایی انباشت سرمایه انسانی و زیرساخت‌ها به‌عنوان دو عامل اصلی تابع تولید بوده‌اند (دیسو و دیدیک[4] ۲۰۱۳: ۵). کارهای اولیه آشور[1]

1. Romer (1986, 1990)
2. Lucas (1988)
3. Barro (1990)
4. Dissou and Didic (2013)

(۱۹۸۹) و بارو (۱۹۹۰) نیز راه را برای انجام مطالعات فراوانی هموار کرده است که هدف آن‌ها درک بهتر رابطه بین زیرساخت‌های عمومی و رشد اقتصادی است. آشور در مقاله معروف خود با عنوان آیا مخارج عمومی مولّد است، بین مخارج عمومی مولّد و غیر مولّد تفاوت قائل شده و با به‌کارگیری یک تابع نئوکلاسیکی به این نتیجه رسیده است که افزایش یک درصدی در موجودی سرمایه عمومی در آمریکا، تولید بخش خصوصی را ۲۴ درصد افزایش می‌دهد؛ اما پس از وی مطالعات دیگری در همین زمینه در آمریکا و سایر کشورها صورت گرفت که دامنه نتایج آن حاکی از تأثیر مثبت و بسیار قوی تا تأثیر منفی و معنادار سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمومی بر تولیدات و رشد اقتصادی است. عده‌ای تفاوت در این یافته‌ها را به مسائل و مشکلات روش اقتصادسنجی نسبت داده‌اند (دیسو و دیدیک، ۲۰۱۳: ۷).

استچ و فِی[2](۲۰۰۷) و گراملیچ[3](۱۹۹۴) هر دو به مشکلات روش اقتصادسنجی که در مدل‌های سری زمانی برای تخمین توابع تولید کل استفاده می‌شوند، اشاره می‌کنند که معمولاً عبارت‌اند از: روندهای رایج در سرمایه سرانه و تولید سرانه، تورش متغیرهای حذف شده (به عنوان مثال قیمت انرژی)، علیت معکوس، تأثیرات شبکه، کیفیت پایین داده و ناهمگنی؛ اما با این وجود استچ و فی (۲۰۰۹) با تأکید بر این نکته که ارتباط بین زیرساخت‌ها و رشد در میان کشورها و باگذشت زمان و همچنین در داخل کشورها و درون خود بخش‌ها متفاوت است، به تأثیر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی اذعان نمودند. آن‌ها به مطالعه رومپ و دِهان[4](۲۰۰۵) اشاره می‌کنند که نشان می‌دهد از میان ۳۹ مقاله کار شده در مورد کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، ۳۲ مقاله و از میان ۱۲ مقاله در مورد کشورهای در حال توسعه ۹ مقاله اثر مثبت زیرساخت‌ها بر روی برخی از تولیدات، کارایی، بهره‌وری، سرمایه‌گذاری خصوصی و اشتغال را نشان می‌دهد. نقص مطالعات صورت گرفته با روش اقتصادسنجی، محققان را به توسعه مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه برای ارزیابی ارتباط بین زیرساخت‌ها و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه هدایت کرده است. مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه چارچوبی عالی برای پیوند دادن دو تحلیل نظری و تجربی اقتصادی فراهم می‌کنند که هر دو دارای اهمیت هستند. این مدل‌ها چارچوب مناسبی برای ردیابی مکانیسم‌های انتقالی فراهم آورده و به طور خاص، اجازه تجزیه و تحلیل بازخورد اثرات

1. Aschauer (1989)
2. Estache and Fay (2007)
3. Gramlich (1994)
4. Romp and de Haan (2005)

مهم سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها بر تعادل عمومی و همچنین پیامدهای مالی آن‌ها را می‌دهند. چندین مطالعه با این روش توسط افرادی نظیر لافگرن و رابینسون[1](۲۰۰۴)، آدام و بوآ[2](۲۰۰۶)، پراولت و همکاران[3](۲۰۱۰) و دیسو و دیدیک (۲۰۱۱) برای مدل‌سازی تأثیرات سرمایه عمومی بیشتر در زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی و فقر با مکانیسم‌های مختلف تأمین مالی صورت گرفته است.

سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمومی از طریق کانال‌های مختلفی بر رشد اقتصادی مؤثر واقع می‌شود. یکی از آن‌ها از طریق افزایش بهره‌وری است که برای اولین بار در مطالعات آشور (۱۹۸۹) به آن اشاره شده است. وی مدعی بود کاهش رشد بهره‌وری آمریکا در دهه ۱۹۷۰، به دلیل کاهش در میزان سرمایه‌گذاری‌های بخش عمومی در زیرساخت‌ها است. آگنور و مورنو-دادسون[4](۲۰۰۶) دو کانال دیگر که از طریق آن‌ها زیرساخت‌ها می‌توانند بر رشد تأثیر بگذارند، تحت عنوان مکمل‌سازی و اثر جبرانی را معرفی می‌کنند. کانال اول باعث رشد از طریق تشکیل سرمایه خصوصی می‌شود؛ یعنی زیرساخت‌های عمومی باعث افزایش بهره‌وری نهایی عوامل تولید خصوصی می‌شود و بدین ترتیب باعث افزایش نرخ بازده سرمایه خصوصی و احتمالاً افزایش تقاضای بخش خصوصی برای سرمایه فیزیکی می‌شود. کانال دوم بیان می‌کند که در کوتاه‌مدت، افزایش موجودی سرمایه‌های عمومی ممکن است جانشین سرمایه‌گذاری‌های خصوصی شود یا اثر جبرانی ایجاد کن

جدول ۱: اثر شیوه‌های مختلف تأمین مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی (از دیدگاه پول‌گرایان[5] استنتاج شده است)[6]

اثر شیوه‌های تأمین مالی	تورم	GDP	نرخ بهره	سرمایه‌گذاری خصوصی	رفاه اجتماعی
وضع مالیات	مثبت	نامشخص	مثبت	منفی	منفی
انتشار اوراق قرضه دولتی	مثبت	مثبت (نامشخص)	مثبت (بسیارمثبت)	منفی (بسیار منفی)	مثبت (منفی)
اخذ تعرفه خدمات	بسیار مثبت	نامشخص	نامشخص	نامشخص	مثبت
بخش خصوصی	بسیار مثبت	بسیار مثبت	نامشخص	نامشخص	مثبت

منبع: کیم و همکاران (۲۰۱۵)

1. Lofgren and Robinson (2004)
2. Adam and Bevan (2006)
3. Perrault (2010)
4. Agenor and Moreno-Dodson (2006)
5. Monetarist

۶. البته دیدگاه سایر مکاتب ممکن است کاملاً متفاوت باشد.

اگر کاهش در شکل‌گیری سرمایه خصوصی به مرور زمان ادامه یابد، این تأثیر منفی اثر جبرانی زیرساخت‌ها ممکن است به یک اثر منفی بلندمدت تبدیل شود؛ اما در تمام این استدلال‌ها به‌طور عمومی فرض می‌شود که زیرساخت عامل تولیدی است که بابت آن هزینه‌ای پرداخت نشده است؛ اما این فرضیه سبب شده نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری بیش از حد برآورد شود و حقیقت منعکس نگردد، زیرا این زیرساخت‌ها ناگزیر بایستی توسط مالیات دولتی، اوراق قرضه، تعرفه یا عوارض تأمین مالی شوند؛ به عبارت دیگر تأثیر مثبت زیرساخت‌ها به درجه دولتی بودن آن، اندازه بهینه، روش تأمین مالی و اثرات سرریز بین‌المللی بستگی دارد.

لذا با توجه به این‌که تقاضا برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها به ویژه سلامت عمومی و امنیت بسیار بیش از وجوه در دسترس است، بررسی ارتباط بین روش‌های تأمین مالی برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و اثراتشان بسیار مهم است.

منابع مالی جهت سرمایه‌گذاری به چهار دسته اصلی می‌تواند تقسیم‌بندی شود: اخذ مالیات، انتشار اوراق قرضه دولتی، اخذ تعرفه خدمات[1] و سرمایه‌گذاری توسط بخش خصوصی.

به طور خلاصه می‌توان گفت از آن‌جا که وضع مالیات و مداخلات دولتی انحراف از تخصیص منابع اقتصادی و یک زیان‌بار مرده[2] ایجاد می‌کند، اگر دولت نرخ مالیات غیر مستقیم را افزایش دهد، قیمت تعادلی با یک کاهش در تولید افزایش خواهد یافت. اگر دولت یک مالیات اضافی وضع کند درآمد قابل تصرف کاهش می‌یابد و متعاقباً پس‌انداز و مصرف خصوصی کاهش خواهد یافت که نهایتاً منجر به سرمایه‌گذاری خصوصی کمتر از طریق نرخ بهره بالاتر می‌شود. برای مثال استرلی و ربلو[3] (۱۹۹۳) دریافتند که افزایش مالیات بر درآمد اثرات منفی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری خصوصی در سال‌های ۸۰-۱۹۷۰ داشته است (کیم و همکاران[4] ۲۰۱۶: ۳۹۹).

کلر و همکاران (۱۹۹۱)[5] اثرات منفی مالیات‌هایی نظیر مالیات بر درآمد و مالیات بر دارایی را بر رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی بررسی کردند و نتیجه گرفتند که اثرات رشد مخارج دولتی به روش تأمین مالی آن‌ها بستگی دارد. چن و

1. User Charge
2. Deadweight Loss
3. Easterly and Rebelo (1993)
4. Kim (2016)
5. Kneller (1991)

همکاران[1](۲۰۱۷) نیز با جایگزینی وجوه خصوصی به جای تأمین مالی توسط بخش عمومی با وضع مالیات در ساخت یک بزرگراه در ویرجینیا دریافتند که با کاهش بار مالیاتی اقتصاد تولید ناخالص داخلی در سطح منطقه افزایش یافته و متعاقباً رفاه اجتماعی بهبود یافته است.

تأمین مالی با اوراق قرضه دولتی نیز به طور گسترده‌ای برای جبران کسری بودجه بکار می‌رود، اما اثرش روی اقتصاد کلان نامشخص است. اقتصاددانان کینزی اظهار داشتند که تأمین مالی کسری بودجه با انتشار اوراق قرضه به کاهش نرخ بیکاری و افزایش مصرف خصوصی در بلندمدت کمک می‌کند؛ اما پول‌گرایان تصور می‌کنند که افزایش در نرخ بهره ناشی از انتشار اوراق قرضه، اثر جانشینی[2]روی سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. پول‌گرایان عقلایی دریافتند که کسری دولت با تأمین مالی توسط اوراق قرضه به عنوان ابزار بدهی داخلی باید با نرخ مالیات بالاتر پرداخت شود که در نتیجه منجر به کاهش رشد اقتصادی در بلندمدت خواهد شد. جئونگ[3](۱۹۹۰) نیز اثر تأمین مالی دولت توسط اوراق قرضه بر ثروت خصوصی و نرخ بهره را با مدل بلندر- سولو[4]برآورد کرد. وی دریافت که افزایش ثروت ناشی از اوراق قرضه منجر به مصرف خصوصی بیشتر می‌شود؛ اما این مسئله در اقتصاد آمریکا و ژاپن ملموس نبود. اثر تأمین مالی دولت توسط اوراق قرضه روی نرخ بهره معنادار نبود؛ اما اثر جانشینی روی سرمایه‌گذاری داشت.

ات و تورنوسکی[5](۲۰۰۵) معتقدند تأمین مالی با اخذ تعرفه خدمات برای کاهش اثرات جانبی کالاها و خدمات عمومی و بهبود در رفاه اجتماعی سودمند است، اگرچه سبب افزایش تورم خواهد شد؛ زیرا تولیدکننده و مصرف‌کننده پول اضافی برای کالا و خدمات عمومی می‌پردازند. لذا نه تنها به دلیل تورم بلکه به دلیل افزایش مخارج دولت اثرش روی رشد اقتصادی به نظر نامشخص است. نهایتاً، روش دیگر تأمین مالی و بهره‌برداری از امکانات زیرساختی، مشارکت بخش خصوصی است که منجر به کاهش هزینه بهره‌برداری و بهبود بهره‌وری می‌شود.

خان و رینهارت[6](۱۹۹۰) اظهار داشتند که بهره‌وری نهایی سرمایه‌گذاری خصوصی بزرگ‌تر از سرمایه‌گذاری دولتی است. سرمایه‌گذاری توسط بخش خصوصی با افزایش تقاضا در بازار کالا و خدمات منجر به افزایش تورم و متعاقباً افزایش تولید ناخالص داخلی خواهد شد، اما به دلیل

1. Chen (2017)
2. Crowding out
3. Jeong (1990)
4. Blinder-Solow
5. Ott and Turnovsky (2005)
6. Khan and Reinhart (1990)

افزایش بهره‌وری در طول دوره بهره‌برداری نیز تأثیر فزاینده‌ای بر تولید ناخالص داخلی و رفاه اجتماعی خواهد گذاشت.

البته بخش خصوصی نیز به شیوه‌های مختلفی (شیوه‌های تأمین مالی پروژه محور یا تأمین مالی شرکتی) در دنیا می‌تواند در پروژه‌های مختلف سرمایه‌گذاری نماید که هر یک از این شیوه‌ها تأثیرات متفاوتی بر اقتصاد خواهند گذاشت؛ اما در ایران در حال حاضر با توجه به محدودیت‌های داخلی و بین‌المللی از جمله وجود تحریم‌های نفتی، عدم امکان اخذ وام از بانک‌های خارجی و کافی نبودن منابع بانک‌های داخلی شاید بهترین گزینه استفاده از ظرفیت بازارهای مالی باشد. لذا در این پژوهش تلاش می‌گردد اثر سرمایه‌گذاری در طرح شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس به جنوب شرقی کشور با اعمال سه سناریو مختلف تأمین مالی با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مالی ارزیابی شود.

۳- مطالعات تجربی

تاکنون در خصوص تأثیر سرمایه‌گذاری و بهره‌برداری از زیرساخت‌های عمومی حوزه آب مانند بررسی اثر سرمایه‌گذاری در سد، پروژه‌های انتقال آب یا تأسیسات نمک‌زدایی بر متغیرهای اقتصادی پژوهشی صورت نگرفته است. همچنین در خصوص تأثیر سرمایه‌گذاری یا بهره‌برداری از یکی از زیرساخت‌های عمومی ایران با توجه به شیوه‌های مختلف تأمین مالی و با استفاده از مدل تعادل عمومی نیز تاکنون تحقیقی صورت نگرفته است. در خارج از کشور نیز کارهای بسیار اندکی در راستای ارزیابی اقتصادی پروژه‌های انتقال آب و یا شیرین‌سازی آب با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) وجود دارد. به عنوان مثال می‌توان به کار پالاتنیک[1](۲۰۱۹) اشاره نمود که ارزش اقتصادی تأسیسات آب‌شیرین‌کن موجود در سرزمین‌های اشغالی را که در تأمین آب منطقه نقش قابل توجهی دارند محاسبه نموده است. وی در لایه زیرین تکنولوژی تولید مدل خود از ۵ نوع آب مطابق کار بائوم و همکاران[2](۲۰۱۶) استفاده نموده است که عبارت‌اند از آب قابل شرب، آب تولید شده توسط تأسیسات نمک‌زدایی، آب شور، فاضلاب تصفیه شده در مرحله دوم[3]و فاضلاب تصفیه شده در مرحله سوم[4] در این مدل ابتدا شوک کمبود آب اعمال و اثر آن بر تولید ناخالص داخلی شبیه‌سازی می‌گردد. نتایج حاکی از افزایش قیمت آب آشامیدنی،

1. Palatnik (2019)
2. Baum (2016)
3. Secondary-Treated Wastewater
4. Tertiary-Treated Wastewater

کاهش تولیدات محصولات کشاورزی، افزایش قیمت محصولات کشاورزی و کاهش تولید ناخالص داخلی است. همچنین نتایج نشان می‌دهد در صورتی که میزان آب طبیعی در دسترس در سال ۲۰۵۰ معادل ۱۰۲۰ میلیون متر مکعب باشد و تقاضا برای آب آشامیدنی ۲۴۲۰ میلیون متر مکعب باشد (کمبود ۱۴۰۰ میلیون متر مکعب آب که می‌تواند از طریق تأسیسات نمک‌زدایی جبران شود) آن کشور با کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۲/۷ درصد مواجه خواهد شد. پس از آن محقق با در نظر گرفتن این خسران، ارزش اقتصادی آب‌شیرین‌کن‌ها را محاسبه نموده است و دریافته است که ارزش آب نمک‌زدایی شده، ممکن است تا ۴ دلار آمریکا در هر متر مکعب باشد یعنی تقریباً سه برابر بیشتر از میانگین هزینه مستقیم.

مطالعه دیگر مربوط به لاکمن و همکاران[1](۲۰۱۴) است که با استفاده از مدل (STAGE-W) به پاسخ به این پرسش پرداخته‌اند که آیا در دوره کمبود آب در سرزمین‌های اشغالی، افزایش ظرفیت آب‌شیرین‌کن‌ها علی‌رغم هزینه‌های بالای ساخت و تولید کارآمدتر است یا سرمایه‌گذاری در فناوری‌های صرفه‌جویی در مصرف آب یا بازیافت مجدد آب. در لایه زیرین تابع تکنولوژی تولید این مدل نیز ۷ نوع آب شامل آب شیرین، آب دریا، آب شور زیرزمینی، پساب، آب قابل شرب، آب بازیافت شده و آب شور به صورت مجزا قرارگرفته است که چهار نوع اول این آب‌ها به ترتیب در دسته آب‌های طبیعی و محصولات جانبی و سه نوع آخر در دسته کالاها قرارگرفته است. در اینجا محقق دو سناریو مختلف را با توجه به کاهش آب طبیعی ناشی از تغییرات اقلیمی (حدود ۵۰ درصد) شبیه‌سازی و نتایج آن را با یکدیگر مقایسه کرده است. در سناریو اول ظرفیت تأسیسات شیرین‌سازی در سطح فعلی ثابت در نظر گرفته می‌شود. این بدان معنی است که تأمین کل آب آشامیدنی به شدت کاهش می‌یابد، زیرا دیگر نمی‌توان کاهش آب متعارف را با فعالیت تأسیسات نمک‌زدایی جبران کرد؛ بنابراین برای مدیریت تقاضا، متولیان حوزه آب آن کشور مجبور می‌شوند سهمیه‌هایی را برای استفاده‌کنندگان آب اختصاص داده و یا قیمت‌ها را افزایش دهند.

اما در سناریو دوم فرض می‌شود ظرفیت تأسیسات شیرین‌سازی گسترش می‌یابد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که اگرچه کاهش منابع آب ناشی از تغییرات اقلیمی شدید فرض شده است، اما میزان تأثیر آن بر اقتصاد نسبتاً جزئی است. در صورت گسترش ظرفیت تأسیسات شیرین‌سازی، میزان آب آشامیدنی کمتر از ۲٪ کاهش می‌یابد، زیرا کمبود آب آشامیدنی با آب نمک‌زدایی

[1]. Luckmann (2014)

جایگزین می‌شود. اما اگر ظرفیت تأسیسات آب‌شیرین‌کن هم افزایش نیابد، جایگزینی آب آشامیدنی با سایر عوامل تولید و کالاهای واسطه‌ای سبب می‌شود که تولید کل فعالیت‌های صنعتی و خدماتی آن کشور بیش از ۱٪ کاهش نیابد؛ زیرا به عنوان مثال صنایع با سرمایه‌گذاری در احیای فاضلاب داخلی، می‌تواند میزان مصرف آب شیرین را بدون کاهش تولید تا ۹۵٪ کاهش دهد؛ بنابراین هنگام مقایسه دو سناریو، مشاهده می‌شود که نتایج رفاهی و اقتصادی کلان کاملاً مشابه است. با این حال ازآن‌جا که نمک‌زدایی از آب بسیار پرهزینه‌تر از تأمین آب آشامیدنی از آب شیرین طبیعی است و متولیان حوزه آب آن کشور به این هزینه‌های اضافی یارانه می‌دهند؛ گسترش این بخش موجب ایجاد اختلالات اضافی می‌گردد. در صورت افزایش نمک‌زدایی، خانوارهای فقیرتر در مقایسه با گروه‌های ثروتمندتر کمتر تحت تأثیر اثرات منفی قرار می‌گیرند که این واقعیت را منعکس می‌کند که این یارانه‌ها با افزایش چند برابری مالیات بر درآمد خانوار ثروتمند تأمین می‌شود. برای کاهش این تأثیرات و کاهش این تحریفات در بخش آب، تنظیمات اضافی در طرح قیمت‌گذاری آب توصیه شده است؛ به طوری که قیمت آب پرداخت شده توسط مصرف‌کنندگان هزینه‌های تهیه را تأمین کند.

فنگ و همکاران[1](۲۰۰۷) نیز ابعاد اقتصادی اجتماعی پروژه انتقال آب جنوب به شمال چین[2]را با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای آب[3]ارزیابی نمودند. در این مدل چین به دو منطقه تقسیم شده است. پکن به عنوان دریافت‌کننده آب و بقیه چین به عنوان شریک تجاری ملی پکن تلقی می‌شود. بقیه جهان نیز شریک تجاری بین‌المللی هستند. در این‌جا آب به عنوان یکی از عوامل تولید با کیفیت‌های مختلف (آب با کیفیت بالا، با کیفیت متوسط و با کیفیت پایین) در نظر گرفته شده است. به عبارت دیگر فرض شده آب در مرحله اول دارای کیفیت بالا و برای مصارف داخلی استفاده می‌شود، باقیمانده آن به صنعت اختصاص یافته و در مرحله آخر آب با کیفیت پایین که باقیمانده آب تصفیه شده صنعت است، به کشاورزی اختصاص می‌یابد. دو دسته سناریو برای ارزیابی اقتصاد منطقه‌ای تحت فرض وجود پروژه یا عدم وجود آن طراحی شد و هرکدام از این سناریوها نیز با فرض اجرای سیاست‌های پایداری و عدم اجرای آن سیاست‌ها، شبیه‌سازی شد. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که در صورت فقدان پروژه انتقال آب در صورتی که از آب‌های زیرزمینی برداشت شود با رشد فزاینده صنعت مواجه خواهیم شد، اما محیط زیست طبیعی شهرها

1. Feng (2007)
2. SNWT
3. WCGE

غیر قابل مدیریت می‌گردد. همچنین در صورت اتخاذ سیاست‌های حفظ محیط زیست و محافظت از منابع آب، رشد صنعتی شدن کاهش می‌یابد، اما در صورت میزان افزایش عرضه آب ناشی از احداث پروژه، منافع اقتصادی چشمگیری عاید منطقه خواهد شد.

بریتلا و رهدانز[1](۲۰۰۶) نیز با استفاده از مدل تعادل عمومی (GTAP-W) اثر اقتصادی پروژه انتقال آب جنوب به شمال چین را روی اقتصاد چین و باقیمانده جهان ارزیابی نمودند. سه سناریو در مطالعه آن‌ها مورد بررسی قرار گرفت. در سناریو اول فرض شده است که عرضه آب به میزان ۷ درصد افزایش می‌یابد که شوک آن در مدل با افزایش بهره‌وری اعمال شده است. در سناریو دوم فرض شده است که مخارج سرمایه‌گذاری جهت احداث پروژه حدود ۶۰ میلیارد دلار خواهد بود، لذا شوکی معادل ۷ میلیارد دلار سالانه با نرخ تنزیل ۱۰ درصد اعمال و شبیه‌سازی صورت گرفته است. در سناریو سوم دو شوک اعمال‌شده در سناریو اول و دوم به صورت ترکیبی (افزایش مخارج سرمایه‌گذاری و افزایش عرضه آب) اعمال شده است. نتایج نشان می‌دهد در سناریو اول با افزایش عرضه آب، قیمت آب و متعاقباً رانت آن کاهش می‌یابد در نتیجه تولید کالاهای آب‌بر ارزان‌تر شده و صادرات آب مجازی از چین افزایش و واردات آن کاهش می‌یابد؛ لذا اثرات رفاهی در چین مثبت است. در سناریو دوم نیز با افزایش مخارج سرمایه‌گذاری رفاه افزایش می‌یابد؛ زیرا با افزایش سرمایه‌گذاری، واردات کالا و خدمات کاهش خواهد یافت. در سناریو سوم که دو سناریو بالا به صورت ترکیبی اجرا می‌شود اثرات رفاهی قوی‌تر خواهد بود.

اما هیچ‌کدام از مطالعات بالا اثر شیوه تأمین مالی این پروژه‌ها را بر رشد اقتصاد بررسی ننموده است. در واقع می‌توان گفت این دسته از مطالعات بیشتر در حوزه حمل و نقل بوده است. به عنوان مثال چن و همکاران[2](۲۰۱۷) با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا، اثراتی را که ساخت یکی از پروژه‌های بزرگراهی در ویرجینیای آمریکا با روش مشارکت عمومی خصوصی مدل DBFOM[3] به طور غیر مستقیم روی اقتصاد منطقه‌ای (از طریق تغییر در میزان تولیدات ناخالص) و رفاه اجتماعی (از طریق تغییر در درآمد قابل تصرف خانوار) دارد مورد ارزیابی قرار دادند.

1. Berrittella and Rehdanz (2006)
2. Chen (2017)
3. Design Build Finance Operation Manangment

کیم و همکاران[1] (۲۰۱۷) با استفاده از مدل تعادل قابل محاسبه مالی، اثرات اقتصادی سرمایه‌گذاری در پروژه‌های حمل و نقل و با در نظر گرفتن شیوه‌های تأمین مالی مختلف نظیر درآمدهای مالیاتی، اوراق قرضه دولتی و تأمین مالی توسط بخش خصوصی را روی رشد و توزیع در اندونزی تحلیل کرده‌اند.

کیم و بائه[2](۲۰۱۵) نیز اثر تأمین مالی و بهره‌برداری از یک بزرگراه را بر رشد اقتصادی کره با به‌کارگیری مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مالی ارزیابی نمودند. آن‌ها در کار خود دو گزینه برای تأمین مالی و بهره‌برداری از آن بزرگراه را مد نظر قرار دادند. در گزینه اول پروژه توسط دولت و با استفاده از درآمدهای مالیاتی تأمین مالی می‌گردد و نهایتاً خود دولت از پروژه بهره‌برداری می‌نماید؛ اما در گزینه دوم با بخش خصوصی قرارداد BOT (ساخت، بهره‌برداری و انتقال) منعقد شده و پروژه توسط بخش خصوصی با انتشار اوراق قرضه خصوصی تأمین مالی و در یک دوره زمانی دو ساله ساخته می‌شود. در مرحله بعدی بخش خصوصی به مدت ۸ سال از پروژه بهره‌برداری می‌نماید. در این مطالعه پارامتر کارایی نسبی به عنوان یک متغیر سیاسی به میزان صفر درصد، سه درصد، پنج درصد و هفت درصد انتخاب می‌شود. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد تأمین مالی و بهره‌برداری بخش خصوصی روی تولید ناخالص داخلی کره اثر مثبتی دارد اگر و تنها اگر کارایی نسبی بخش خصوصی در زمان بهره‌برداری از امکانات زیرساختی بالاتر از بخش دولتی به میزان حداقل هفت درصد باشد.

۴- روش تحقیق

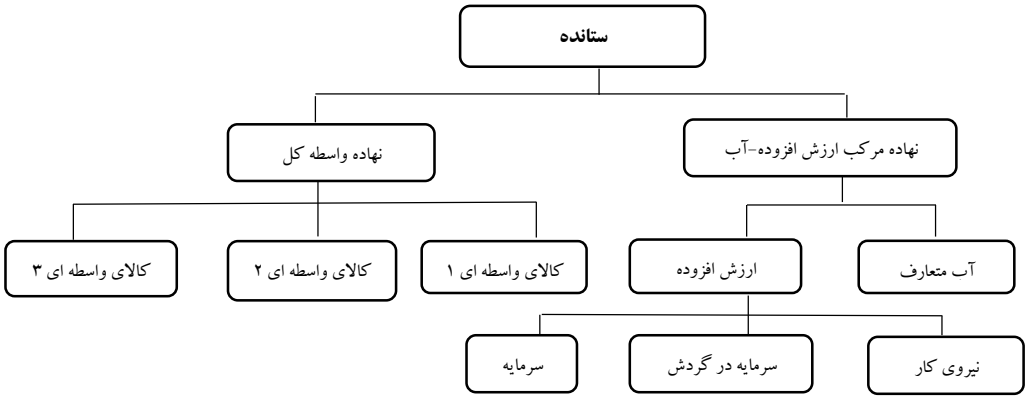
برای بررسی روند تغییرات متغیرها در این مدل از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه مالی پویای برگشتی[3]استفاده شده است. یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه حقیقی، چارچوب مناسبی را برای تجزیه و تحلیل مسائل مربوط به تعدیل ساختاری میان‌مدت و بلندمدت فراهم می‌نماید؛ اما در پرداختن به بعضی موضوعات، به ویژه حل مسئله تثبیت کوتاه‌مدت، توجه به پیوندهای محکم بین طرف‌های مالی و حقیقی اقتصاد ضروری است. مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه مالی ارتباط میان بخش مالی اقتصاد با بخش واقعی اقتصاد را در خود جای می‌دهد که این ارتباطات شامل تأثیرگذاری بخش مالی بر عرضه کل و تقاضای کل کالاها نیز است.

---

1. Kim (2017)
2. Kim and Bae (2015)
3. Recursive Dynamic Financial CGE

۱-۴- بخش ایستای مدل

در مدل این تحقیق فرض شده است که اقتصاد ایران یک اقتصاد باز و کوچک (کشوری قیمت‌پذیر در اقتصاد جهانی) است. همچنین در تراز مالی دولت، پس‌انداز دولت (تفاوت بین درآمد و مخارج دولت) درون‌زا فرض شده است در حالی که همه نرخ‌های مالیات برون‌زا است. در تراز حساب جاری، پس‌انداز خارجی برون‌زا فرض شده است که قاعدتاً بایستی نرخ ارز منعطف در نظر گرفته شود؛ اما با توجه به این‌که در ایران نرخ ارز به صورت شناور تعیین نمی‌شود، در این مدل نرخ ارز به عنوان شمارنده[1]در نظر گرفته شده است. بستار کلان برای حساب سرمایه نیز سرمایه‌گذاری محور انتخاب شده و عرضه عوامل تولید از جمله عرضه نیروی کار و همچنین عرضه آب نامتعارف ثابت و برون‌زا است، اما در قسمت پویای مدل عرضه سرمایه درون‌زا فرض شده است. علاوه بر آن در بازارهای مالی نیز تعادل بین عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی وجود دارد. به عبارت دیگر فرض می‌شود همان‌قدر که عرضه برای خرید سهام وجود دارد، همان میزان نیز تقاضا برای آن وجود دارد.



نمودار ۱: تکنولوژی تولید مدل محقق

در این مدل هشت دسته کالا و خدمات، هشت بخش تولیدی و پنج نهاد اقتصادی سازماندهی شده است. همچنین بر اساس فرض آرمینگتون خانوارها و بنگاه‌ها کالاهای تولید داخل یا مشابه وارداتی را به تنهایی مصرف نمی‌کنند بلکه تحت عنوان کالای مرکب آرمینگتون، ترکیبی از کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی که جانشین ناقص یکدیگر هستند مورد استفاده قرار

[1]. Numeraire

می‌دهند. در طرف عرضه نیز تولیدکنندگان، محصولات تولید داخل را یا در بازارهای داخلی عرضه می‌نمایند و یا صادر می‌کنند که در این فرآیند تبدیل نیز مانند فرض آرمینگتون، بین کالاهای مصرف شده در داخل و کالاهای صادراتی جانشینی ناقص وجود دارد. معادلات بخش حقیقی برگرفته از کار لافگرن و همکاران (۲۰۰۲) می‌باشد که با توجه به واردکردن تابع آب در مدل تغییراتی ایجاد شده است که به تفصیل به آن اشاره خواهد شد.

یکی از چالش‌های مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه آب، نحوه مدل‌سازی آب در این مدل‌ها است. به طور کلی منابع آب به دو دسته تقسیم می‌شوند. دسته اول شامل منابع آبی است که از سدها، شبکه‌های انتقال آب و سایر منابعی که انسان به نحوی در زیرساخت‌های مرتبط با آن نظیر تصفیه، برداشت و توزیع و خدمات مرتبط نقش داشته است، برداشت می‌شود. دسته دوم آبی است که به صورت طبیعی در رودخانه‌ها، چشمه‌ها و دریاچه‌ها در جریان است و انسان دخالتی در آن ندارد.

دسته اول در حسابداری ملی به صورت کالا در نظر گرفته می‌شود. به بیان دیگر کالای تولیدی آب و رشته فعالیت جمع‌آوری، تصفیه و توزیع آب در زمره دسته اول قرار می‌گیرند؛ اما دسته دوم در چرخه پولی اقتصاد و حسابداری ملی نامرئی است. به عبارت دیگر آب در این‌جا به عنوان موهبت اولیه و عامل تولیدی در نظر گرفته نمی‌شود، زیرا این آب در بازار مبادله نمی‌شود (یوسفی، ۱۳۹۰: ۵۴). در همین راستا بود که سازمان ملل متحد در سال ۲۰۰۸ پیشنهاد طراحی سیستم حسابداری اقتصادی- زیست‌محیطی آب (SEEAW) را مطرح کرد تا با استفاده از آن، اقتصاددانان بتوانند ارتباط بین بخش آب و سایر متغیرهای کلان و منطقه‌ای اقتصادی را تجزیه و تحلیل نمایند؛ اما در حال حاضر در بسیاری از کشورها از جمله ایران این سیستم حسابداری وجود ندارد و یا در مراحل اولیه مطالعه است.

به همین دلیل در بسیاری از مدل‌های تعادل عمومی مانند مدل شان و همکاران[1](۲۰۰۷) برای لحاظ نمودن آب به عنوان یک موهبت طبیعی با استفاده از روش‌های مختلف برنامه‌ریزی خطی ابتدا قیمت سایه آب برای بخش‌های مختلف با استفاده از جدول داده ستانده محاسبه می‌شود (بر اساس مقاله چن و یانگ[2](۲۰۰۲) و لیو و چن[3](۲۰۰۸))؛ پس از آن با ضرب این قیمت در حجم آب مصرفی بخش‌ها، تعرفه منابع آبی (به عبارت دیگر ارزش اقتصادی آب) بخش‌ها محاسبه شده و از

1. Shan (2007)
2. Chen and Yang (2002)
3. Liu and Chen (2008)

عامل سرمایه که یکی از عوامل ارزش افزوده است تفکیک و در ردیف مجزا در ماتریس حسابداری اجتماعی قرار می‌گیرد؛ اما در این مدل آب جزء دسته اول و به عنوان کالا لحاظ می‌شود، زیرا این آب جزء طبقه آب‌های نامتعارف محسوب شده که از خلیج فارس استخراج و توسط سایت آب‌شیرین‌کن بندرعباس تصفیه می‌شود و پس از آن توسط سه خط لوله به صنایع جنوب شرقی کشور در استان‌های یزد، هرمزگان و کرمان انتقال می‌یابد. از طرفی آب به عنوان یکی از عناصر اصلی تولید در معادن آهن گل گهر سیرجان، معدن مس سرچشمه و معادن چادرملو بوده و مانند انرژی‌های فسیلی نقش اصلی در تولیدات معادن ایفا می‌کند، بنابراین آب نامتعارف به عنوان یک کالا با کشش‌های متفاوتی در بخش‌های مختلف اقتصادی با سایر عوامل تولید ترکیب می‌شود.

در طرف حقیقی این مدل، بخش تولیدی دارای ساختار سه لایه است که در لایه اول نهاده مرکب ارزش افزوده-آب (QKLW) و نهاده‌های واسطه‌ای (QINTA) بر اساس یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) به صورت زیر با هم ترکیب شده‌اند و ستانده کل هر رشته از فعالیت (QA) به صورت زیر تعیین شده است. در معادلات زیر δ پارامتری است که سهم هر یک از عوامل تولید را در تابع نشان می‌دهد. همچنین ρ پارامتر کشش جانشینی بین عوامل تولید بوده و a پارامتر کارایی یا انتقال است.

$$QA_a = a_a^a \times (\delta_a^a \times QKLW_a^{-\rho_a^a} + (1-\delta_a^a) \times QINTA_a^{-\rho_a^a})^{\frac{1}{-\rho_a^a}} \qquad (۱)$$

با توجه به شرط مرتبه اول حداکثرسازی سود، معادله زیر نسبت بهینه نهاده مرکب ارزش افزوده-آب به نهاده‌های واسطه‌ای در رابطه با نسبت قیمت نهاده مرکب ارزش افزوده-آب (PKLW) به قیمت نهاده‌های واسطه‌ای (PINTA) را نشان می‌دهد.

$$\frac{QKLW_a}{QINTA_a} = \left[\frac{PINTA_a}{PKLW_a} \times \frac{\delta_a^a}{(1-\delta_a^a)}\right]^{\frac{1}{1+\rho_a^a}} \qquad (۲)$$

همچنین از آن‌جا که رفتار تابع CES از تئوری اولر پیروی می‌نماید، قیمت نهاده، شرط جمع‌پذیر بودن زیر را تأمین می‌نماید. لذا ارزش کل ایجاد شده برای هر فعالیت، از ارزش ایجاد شده توسط نهاده واسطه‌ای مرکب ارزش افزوده-آب و ارزش سایر نهاده‌های واسطه‌ای به صورت زیر تعیین می‌شود.

$$PA_a \times QA_a = (PKLW_a \times QKLW_a) + (PINTA_a \times QINTA_a) \quad (۳)$$

در این‌جا (PINTA) قیمت نهاده‌های واسطه‌ای به غیر از آب، (QINTA) مقدار نهاده‌های واسطه‌ای به غیر از آب، (PKLW) قیمت نهاده مرکب ارزش افزوده-آب، (QKLW) مقدار نهاده مرکب ارزش افزوده-آب و (PA) قیمت فعالیت می‌باشد.

در لایه دوم نیز در یک طرف کالاهای واسطه‌ای کل با کشش جانشینی صفر (به صورت تابع لئونتیف) از کالاهای واسطه‌ای تشکیل می‌گردد و در طرف دیگر نهاده مرکب ارزش افزوده-آب (QKLW) از تابع با کشش جانشینی ثابت نهاده آب (QCW) و ارزش افزوده (QVA) به صورت رابطه ۴ سازماندهی می‌شود.

$$QKLW_a = a_a^{klw} \times (\delta_a^{klw} \times QVA_a^{-\rho_a^{klw}} + (1 - \delta_a^{klw}) \times QCW_a^{-\rho_a^{klw}})^{\frac{1}{-\rho_a^{klw}}} \quad (۴)$$

با توجه به شرط مرتبه اول حداکثر سازی سود، معادله ۵ نسبت بهینه ارزش افزوده (QVA) به نهاده آب (QCW) در رابطه با نسبت قیمت نهاده آب (PCW) به قیمت ارزش افزوده (PVA) را نشان می‌دهد.

$$\frac{QVA_a}{QCW_a} = \left[\frac{PCW_a}{PVA_a} \times \frac{\delta_a^{klw}}{(1-\delta_a^{klw})}\right]^{\frac{1}{1+\rho_a^{klw}}} \quad (۵)$$

از ترکیب ارزش نهاده واسطه‌ای آب با ارزش افزوده کل، ارزش نهاده مرکب ارزش افزوده-آب نیز از رابطه ۶ تعیین می‌شود:

$$PKLW_a \times QKLW_a = (PVA_a \times QVA_a) + (PCW_a \times QCW_a) \quad (۶)$$

در این مدل سود ناشی از خرید سهام و سود ناشی از خرید اوراق مشارکت به عنوان یک سرمایه در گردش و به عنوان عامل تولید در این مدل لحاظ شده است، لذا در لایه زیرین نیز ارزش افزوده یک تابع CES چند عاملی با فرض جانشینی ناقص به صورت معادله ۷ بیان می‌شود:

$$QVA_a = a_a^{va} \times \left[\sum_f \delta_{fa}^{va} \times QF_{fa}^{-\rho_a^{va}} + \delta_{k2a}^{va} \times [(RQ \times SEQT) + (RB \times SBND)]^{-\rho_a^{va}}\right]^{\frac{1}{-\rho_a^{va}}} \quad (۷)$$

که در این معادله، (SEQT) متغیر عرضه سهام، (SBND) متغیر عرضه اوراق مشارکت، (RQ) نرخ بازده سهام و (RB) نرخ بازده اوراق مشارکت است.

اما در طرف مالی مدل فرض شده است کل ثروت هر نهاد (WE) به ثروت حقیقی و ثروت مالی تقسیم می‌شود. برای سادگی ثروت مالی تنها به صورت پول نقد و سپرده، وام، اوراق مشارکت و سهام در چهار دسته طبقه‌بندی شده است. در مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه مالی تصریح رفتار پرتفوی مالی نهاده‌ای اقتصادی به دو صورت بهینه‌یابی سبد دارایی‌های مالی و یا با استفاده از روش سلسله مراتبی (AHP) صورت می‌گیرد. در این مدل تصریح رفتار پرتفوی مالی نهاده‌ای بر پایه رفتار سلسله مراتبی کیم (۲۰۱۷) صورت گرفته است. نمایی از درخت سلسله مراتبی در نمودار ۲ ترسیم شده است. نرخ بازده دارایی‌ها، معیار اصلی انتخاب سهم دارایی‌های مالی در پرتفوی مالی کارگزاران اقتصادی است. افراد ثروت (WE) خود را یا مستقیماً به تشکیل سرمایه ثابت (خرید دارایی‌های حقیقی) اختصاص می‌دهند، یا از طریق دارایی‌های مالی به متقاضیان وجوه می‌رسانند.

به عبارت دیگر اگر بازده سرمایه‌گذاری در تشکیل سرمایه ثابت (بخش حقیقی) در مقایسه با نرخ بازده دارایی‌های مالی افزایش یابد، یک نهاد دارایی حقیقی بیشتری خواهد خرید. یا به طور مشابه در خصوص دارایی‌های مالی اگر نرخ سهام بالاتر از نرخ بازده دارایی‌های رقیب باشد مردم تمایل به خرید بیشتر سهام برای افزایش درآمدشان خواهند داشت.

به بیان دیگر متغیر سهم تقاضا برای دارایی‌های مالی توسط کارگزار اقتصادی با توجه به نرخ بازده سرمایه توسط معادلات ۸ تا ۱۱ محاسبه می‌شود. در این معادلات، (G) متغیر سهم تقاضا برای دارایی‌های حقیقی و مالی، (RQ) نرخ بازده سهام، (RB) نرخ بازده اوراق مشارکت، (RRC) نرخ بازده دارایی‌های حقیقی، (RLOAN) نرخ بازده اعطای وام، (RD) نرخ بازده سپرده‌گذاری، (RMR) میانگین نرخ بازده دارایی‌های مشمول نرخ سود، (RMO) میانگین نرخ بازده سپرده‌گذاری و تسهیلات، (RMF) میانگین نرخ بازده کل دارایی‌های مالی، ε کشش جانشینی بین دارایی‌های مالی و ψ پارامتر انتقال است. کلیه نرخ‌های بازده در این مدل به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است:

$$\frac{G_{1,s}}{1-G_{1,s}} = \psi_{1,s} \times \left[\frac{1+RMF}{1+RRC}\right]^{\varepsilon_{1,s}} \quad (۸)$$

$$\frac{G_{2,s}}{1-G_{2,s}} = \psi_{2,s} \times \left[\frac{1+RMR}{1+RQ}\right]^{\varepsilon_{2,s}} \quad (۹)$$

$$\frac{G_{3,s}}{1-G_{3,s}} = \psi_{3,s} \times \left[\frac{1+RMO}{1+RB}\right]^{\varepsilon_{3,s}} \quad (۱۰)$$

$$\frac{G_{4,s}}{1-G_{4,s}} = \psi_{4,s} \times \left[\frac{1+RD}{1+RLOAN}\right]^{\varepsilon_{4,s}} \quad (۱۱)$$

در مرحله بعد تقاضا برای دارایی‌های مالی با توجه به متغیرهای سهم از طریق معادلات ۱۲ تا ۱۶ تعیین می‌گردد. (QRC) تقاضا برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های حقیقی، (DEQT) تقاضا برای خرید سهام، (DBND) تقاضا برای خرید اوراق مشارکت، (DDEP) تقاضا برای سپرده‌گذاری و (DLOAN) تقاضای اعطاء وام توسط نهادهای اقتصادی است.

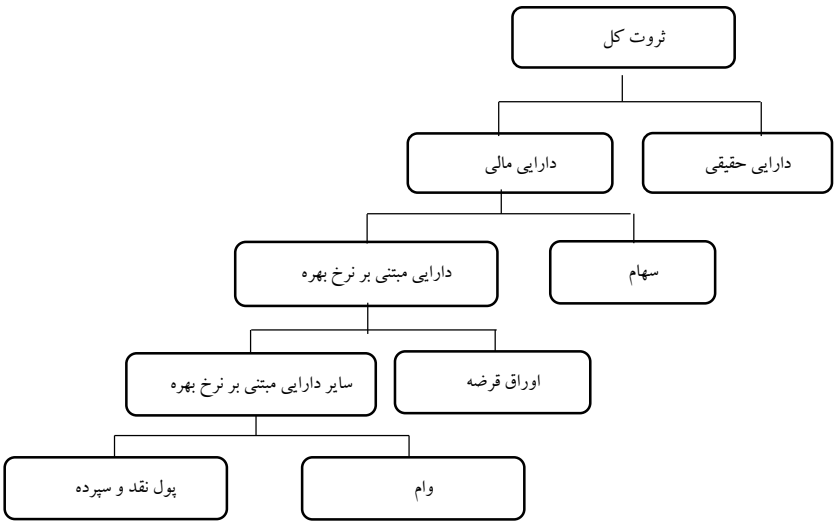
$$QRC_s = \left(1 - G_{1,s}\right) \times WE_s \quad (۱۲)$$

$$DEQT_s = G_{1,s} \times \left(1 - G_{2,s}\right) \times WE_s \quad (۱۳)$$

$$DBND_s = G_{1,s} \times G_{2,s} \times \left(1 - G_{3,s}\right) \times WE_s \quad (۱۴)$$

$$DDEP_s = G_{1,s} \times G_{2,s} \times G_{3,s}\left(1 - G_{4,s}\right) \times WE_s \quad (۱۵)$$

$$DLOAN_s = G_{1,s} \times G_{2,s} \times G_{3,s} \times G_{4,s} \times WE_s \quad (۱۶)$$



نمودار ۲: درخت سلسله مراتبی مدل محقق

در معادلات بالا (WE)، ثروت کل هر نهاده است و همان‌گونه که قبلاً گفته شد از مجموع دارایی‌های حقیقی و دارایی‌های مالی به دست می‌آید. به عبارت دیگر داریم:

$$WE_s = QRC_s + DEQT_s + DBND_s + DDEP_s + DLOAN_s \quad (۱۷)$$

از طرفی بدهی‌های کل هر نهاد اقتصادی (BOR) از مجموع عرضه دارایی‌های مالی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$BOR_s = SEQT_s + SBND_s + SDEP_s + SLOAN_s \quad (۱۸)$$

(SEQT) متغیر عرضه سهام، (SBND) عرضه اوراق مشارکت، (SDEP) سپرده‌گذاری و (SLOAN) عرضه وام هست. در این‌جا فرض می‌شود بازار دارایی از طریق تعدیل‌های مقداری تسویه می‌شود و عرضه هر دارایی مالی تعیین‌کننده سطح تقاضای دارایی‌های مالی است.

۲-۴- شروط تسویه بازار

یکی از شروط تسویه بازار تراز در حساب جاری به شرح زیر است. در این معادله متغیر (transfer) بیان‌گر انتقال بین نهادهای اقتصادی، (EXR) نرخ ارز، (QM) میزان واردات، (QE) میزان صادرات، (FSAV) پس‌انداز خارجی، (pwm) قیمت جهانی واردات، (pwe) قیمت جهانی صادرات و (CPI) شاخص قیمت مصرف‌کننده است.

$$\sum_{c \in CM} pwm_c \times QM_c + transfr_{row\ l} + transfr_{row\ e} + transfr_{row\ gov} \times CPI = \sum_{c \in CE} pwe_c \times QE_c + \sum_{i \in INSD} transfr_{i\ row} \times EXR + transfr_{hs\ row} + \sum_f transfr_{f\ row} + \overline{FSAV} \quad (۲۰)$$

از طرفی در بازار عوامل تولید نیز لازم است که عرضه و تقاضای عوامل تولید مطابق رابطه ۱۹ با یکدیگر برابر باشند.

$$\sum_{a \in A} QF_{f\ a} = \overline{QFS_f} \quad (۱۹)$$

در تراز بودجه دولت، مجموع پس‌انداز دولت (GSAV) و مخارج دولت (EG) با درآمد آن (YG) با یکدیگر برابر است.

$$YG = EG + GSAV \quad (۲۱)$$

یکی دیگر از شروط تسویه بازار برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است. اما همان‌گونه که قبلاً اشاره شد در این مدل ثروت کل از جمع دارایی حقیقی و دارایی مالی به دست می‌آید و دارایی حقیقی دقیقاً برابر با تقاضای سرمایه‌گذاری است. لذا خواهیم داشت:

$$\sum_{i \in INSDNG} MPS_i.\left(1 - TIN_{insdng}\right) \times YI_i + GSAV + EXR \times \overline{FSAV} + trnsfr_{hs\,row} + BOR_s = WE_s \quad (۲۲)$$

در معادله بالا (MPS) میل نهایی به پس‌انداز و (TIN) نرخ مالیات مستقیم نهادهای داخلی غیر دولتی است.

کالای مرکب (QQ) که مشتمل بر کالای تولید و فروش رفته در داخل و کالای وارداتی است نیز باید برابر با تقاضای کالای مرکب که از مجموع تقاضای واسطه‌ای، تقاضای خانوار (QH)، تقاضای دولت (QG) و تقاضای سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود، باشد. در این‌جا معادلات مربوط به عرضه کالای مرکب غیر آب و آب به صورت معادلات ۲۳ و ۲۴ تنظیم شده است:

$$QQ_{cnw} = \sum_{a \in A} QINT_{cnw\ a} + QH_{cw} + QG_{cnw} + QI_{cnw} \quad (۲۳)$$

$$QQ_{cw} = \sum_{a \in A} QINT_{cw\ a} + QH_{cw} + QG_{cw} + QI_{cw} \quad (۲۴)$$

این‌جا فرض می‌شود بازار دارایی از طریق تعدیل‌های مقداری تسویه می‌شود و عرضه هر دارایی مالی تعیین‌کننده سطح تقاضای دارایی‌های مالی است. به عبارت دیگر شرایط تعادل در بازارهای مالی به صورت زیر است:

$$\sum DEQT_s = \sum SEQT_s \quad (۲۵)$$

$$\sum DBND_s = \sum SBND_s \quad (۲۶)$$

$$\sum DDEP_s = \sum SDEP_s \quad (۲۷)$$

$$\sum DLOAN_s = \sum SDLOAN_s \quad (۲۸)$$

۳-۴- بخش پویای مدل

مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه معمولاً به دو دسته اصلی ایستا و پویا تقسیم می‌شوند. مدل ایستا مدلی است که زمان را در نظر نمی‌گیرد و تنها خروجی‌های قبل و بعد از شبیه‌سازی را تعیین می‌نماید. به عبارت دیگر مسیری را که مدل از یک وضعیت تعادلی به وضعیت تعادلی دیگر رسیده است دنبال نمی‌کند. در مقابل مدل پویا از زمان به عنوان متغیری استفاده می‌کند که می‌تواند حرکت مدل را از یک وضعیت تعادلی به وضعیت دیگر ردیابی نماید؛ اما نکته مهم آن است که مدل‌های ایستا بر اساس ماهیت خود کاملاً جزء مدل‌های تعادلی هستند زیرا وضعیت قبل و بعد شبیه‌سازی را تجزیه و تحلیل می‌کنند؛ اما مدل‌های پویا نمی‌توانند مدل‌های تعادلی یا غیر تعادلی باشند. این مدل‌ها می‌توانند به سمت وضعیت پایدار همگرا باشند یا نباشند. البته مدل‌های همگرا در طول زمان به رسیدن به وضعیت تعادل پایدار متمایل خواهند بود (پرات[1] ۲۰۰۹)؛ اما مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی مدل‌هایی هستند که به صورت دنباله‌ای حل می‌شوند. بدین صورت که ابتدا مدل برای دوره t (دوره اول) حل می‌شود. پس از اولین دوره زمانی، پایگاه داده به روز شده، به عنوان داده اولیه برای دوره t+1 استفاده می‌شود. پس از آن‌که مدل برای دوره t+1 حل شد مقادیر به‌روز شده متغیرها مجدداً به عنوان داده اولیه برای دوره t+2 استفاده می‌شود و این فرایند به همین شیوه به صورت متوالی ادامه دارد. در این مدل، رفتار کارگزار به وضعیت‌های گذشته و جاری اقتصاد بستگی دارد. به عبارت دیگر رفتار وی بر اساس انتظارات تطبیقی شکل می‌گیرد. لذا برای پویاسازی مدل به شیوه برگشتی، معادلات مربوط به انباشت سرمایه بایستی به مدل اضافه گردد که این معادلات برگرفته از مطالعه سرلو[2](۲۰۰۸) می‌باشد. در این‌جا عرضه نیروی کار با نرخ برون‌زای ۱/۱ درصد که بر اساس رشد الگوی جمعیتی کشور انتخاب شده است، رشد می‌نماید. همچنین با توجه به فروض مدل رشد تقاضای نیروی کار معادل رشد عرضه نیروی کار لحاظ شده است. بدین صورت که تقاضای نیروی کار هر دوره معادل تقاضای نیروی کار دوره قبل به علاوه میزان رشد اشتغال فرض شده است.

$$QF_{l,a,t} = QF_{l,a,t-1} \times (1 + gn) \qquad (۲۹)$$

[1]. Pratt (2009)
[2]. Thurlow (2008)

اما برخلاف عرضه نیروی کار که در این مدل به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است، تغییرات موجودی سرمایه در این مدل به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. به صورتی که مقدار سرمایه انباشت شده در هر مقطع معین از حاصل جمع انباشت سرمایه دوره‌های پیشین با سرمایه‌گذاری خالص دوره اخیر حاصل می‌شود. فرایند انباشت سرمایه در این مدل در چهار مرحله زیر صورت می‌گیرد.

$$awf_{f,t} = \sum_a \left[\left(\frac{QF_{f,a,t}}{\sum_{á} QF_{f,á,t}}\right) \times WF_{f,t} \times wfdist_{f,a,t}\right] \quad (۳۰)$$

در مرحله نخست متوسط سود اجاره سرمایه در کل اقتصاد ($awf_{f,t}$) با معادله (۳۰) به دست می‌آید. در معادله فوق نرخ سود سرمایه به صورت موزون محاسبه شده و وزن هر بخش بر حسب سهم فعلی آن بخش در موجودی کل سرمایه تعیین می‌شود.

در مرحله دوم سهم هر بخش از سرمایه‌گذاری جدید ($\eta_{f,a,t}$) از طریق مقایسه آن با نرخ سود سرمایه در کل اقتصاد حاصل می‌شود. درجه جابه‌جایی سرمایه‌گذاری در بین بخش‌ها با نشان (φ_f) داده می‌شود در شرایطی که جابه‌جایی بین بخشی وجوه سرمایه‌گذاری مقدور نباشد $\varphi_f = 0$ خواهد شد و کل سرمایه‌گذاری صرفاً بر اساس سهم‌های پیشین توزیع خواهد شد. در این مدل فرض شده در طی ۲۲ سال جابه‌جایی کامل بین بخش‌ها وجود دارد.

$$\eta_{f,a,t} = \left[\frac{QF_{f,a,t}}{\sum_{á} QF_{f,á,t}}\right] \times \left[\varphi_f \left[\left(\frac{WF_{f,t} \times wfdist_{f,a,t}}{awf_{f,t}}\right) - 1\right] + 1\right] \quad (۳۱)$$

معادله (۳۲) گام سوم این فرایند را نشان می‌دهد که طی آن تشکیل سرمایه ناخالص در هر مقطع به قیمت سرمایه در همان مقطع تقسیم می‌شود. حاصل این تقسیم در ضریب سهم سرمایه جدید ($\eta_{f,a,t}$) ضرب می‌شود و بدین ترتیب مقدار نهایی سرمایه جدید اختصاص یافته به هر بخش تعیین می‌شود. نحوه محاسبه قیمت عامل سرمایه نیز در معادله (۳۳) بیان شده است.

$$DK_{f,a,t} = \eta_{f,a,t} \times \left[\frac{\sum_c PQ_{c,t} \times QI_{c,t}}{PK_{f,t}}\right] \quad (۳۲)$$

$$PK_{f,t} = \sum_c PQ_{c,t} \times \left[\frac{QI_{c,t}}{\sum_c QI_{c,t}}\right] \quad (۳۳)$$

در نهایت مقدار کل سرمایه جدید ($QFS_{k,t}$) و نیز مقادیر بخشی آن ($QF_{k,a,t}$) در هر مقطع بر اساس مقادیر پیشین آن‌ها و ضرایب و مقادیری که در معادله ۳۲ برآورد شد به دست می‌آید. لازم به ذکر است علاوه بر آن‌چه بیان شد بایستی نرخ استهلاک سرمایه (dep_k) نیز در روابط ملحوظ شود. رابطه نهایی مورد نظر به صورت معادلات ۳۴ و ۳۵ خواهد بود.

$$QFS_{k,t} = QFS_{k,t-1} \times \left[1 + \left[\frac{\sum_a DK_{k,a,t-1}}{QFS_{k,t-1}}\right] - dep_k\right] \quad (۳۴)$$

$$QF_{k,a,t} = QF_{k,a,t-1} \times \left[1 + \left[\frac{DK_{k,a,t-1}}{QF_{k,a,t-1}}\right] - dep_k\right] \quad (۳۵)$$

برای کالیبراسیون این مدل به مجموعه‌ای از اطلاعات در خصوص مقادیر اولیه متغیرها و پارامترهای توابع نیاز است. مقادیر اولیه متغیرهای این مدل بر پایه ماتریس حسابداری اجتماعی مالی سال ۱۳۷۸ بانک مرکزی تعیین شده است. دلیل استفاده از این ماتریس بدان جهت است که تنها ماتریس حسابداری اجتماعی مالی در ایران است و سایر ماتریس‌های بعد از آن صرفاً جهت بخش واقعی اقتصاد تهیه شده است. مقادیر کشش پارامترهای توابع موجود در مدل از سایر مطالعات به شرح جدول ۱ پیوست و نرخ‌های استهلاک نیز به شرح جدول ۲ پیوست استخراج شده است.

۵- شبیه‌سازی سناریوها

بعد از تصریح مدل و بستن آن به روش بالا، سناریوهای زیر با تکنیک مسئله ترکیبی مختلط[1] و با استفاده از نرم‌افزار گمز[2] به شرح زیر شبیه‌سازی شده است. در تمامی سناریوها فرض می‌شود که به مدت ۷ سال این پروژه ساخته می‌شود و به مدت ۱۵ سال مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد. ساخت این پروژه منجر به افزایش عرضه آب نامتعارف به بخش معدن به میزان ۶۵۰ میلیون متر مکعب شده است. همچنین همان‌گونه که گفته شد هزینه ساخت پروژه به میزان ۱۰۹ هزار میلیارد ریال با دلار ده هزار تومان برآورد شده که در این مدل مبلغ با توجه به قیمت نرخ ارز بازار رسمی در سال ۱۳۷۸ تعدیل شده است.

سناریو اول: ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس توسط بخش عمومی از محل انتشار اوراق مشارکت دولتی.

---

[1]. MCP
[2]. GAMS

در این سناریو در دوره ساخت، تأمین مالی هزینه پروژه از محل انتشار اوراق مشارکت دولتی صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر به مدت ۷ سال جهت تأمین مخارج این پروژه، اوراق مشارکت دولتی منتشر خواهد شد. نتایج شبیه‌سازی مدل بیان‌گر آن است که با انتشار اوراق مشارکت در دوره ساخت، درآمد دولت به میزان ۰/۰۱۵ درصد افزایش می‌یابد. این افزایش درآمد صرف سرمایه‌گذاری در پروژه مذکور می‌شود. درآمد حاصل از سود اوراق مشارکت نیز منجر به افزایش درآمد خانوار به میزان ۰/۰۱۲۶ درصد در این دوره خواهد شد؛ اما خانوار درآمد حاصله را پس‌انداز نموده تا آن را صرف سرمایه‌گذاری در امور تولیدی نماید. لذا نرخ پس‌انداز خانوار در این دوره به میزان ۰/۴۰۲ درصد افزایش یافته و مخارج مصرفی خانوار ۰/۰۱۰۸ درصد کاهش می‌یابد. در این مدل فرض شده است که کل سود حاصل از خرید اوراق مذکور در حوزه صنعت، سرمایه‌گذاری خواهد شد. اما افزایش مخارج سرمایه‌گذاری منجر به افزایش تولید کلیه فعالیت‌ها به جز بخش آب و بخش خدمات مطابق جدول ۲ خواهد شد.

در دوره بهره‌برداری نیز با افزایش آب به عنوان عامل تولید بخش معادن، تولید کلیه بخش‌ها به جز بخش ساختمان افزایش می‌یابد. بیشترین افزایش تولید در کل دوره مربوط به بخش ساختمان و صنعت است. در این سناریو تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۱۷۵ درصد و تورم به میزان ۰/۰۰۳ درصد افزایش یافته که ناشی از افزایش مخارج سرمایه‌گذاری و افزایش مخارج مصرفی دولت است.

جدول ۲: درصد تغییر در تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی در سناریو ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس توسط بخش عمومی از محل انتشار اوراق مشارکت دولتی

بخش /دوره زمانی	کشاورزی	ساختمان	صنعت	معدن	برق	خدمات	حمل‌ونقل	آب
کل دوره	۰/۰۰۸۹	۰/۰۵۴۸	۰/۰۵۳۴	۰/۰۲۱۱	۰/۰۰۳۷	-۰٫۰۰۰۴	۰/۰۰۵۹	-۰٫۰۱۸۶
دوره ساخت	۰/۰۲۶۵	۰/۱۷۲۵	۰/۱۶۷۴	۰/۰۶۴۲	۰/۰۰۹۴	-۰٫۰۰۲۹	۰/۰۱۶۵	-۰٫۰۶۲۵
دوره بهره‌برداری	۰/۰۰۰۷	-۰٫۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۸

منبع: محاسبات محقق

سناریو دوم: ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس توسط بخش دولتی از محل اخذ درآمدهای مالیاتی.

در این سناریو مالیات بر محصول آب در دوره بهره‌برداری با نرخ ۰٫۰۱ درصد وضع خواهد شد. در دوره ساخت، درآمد قابل تصرف خانوارها و شرکت‌ها کاهش و پس‌انداز آن‌ها افزایش می‌یابد؛ اما در دوره بهره‌برداری جریان کاملاً برعکس بوده و درآمد قابل‌تصرف آن‌ها افزایش و

پس‌انداز آن‌ها کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر می‌توان گفت در کل دوره ۲۲ ساله، درآمد خانوار به میزان ۰/۰۰۷ درصد و درآمد شرکت‌ها به میزان ۰/۰۰۱۶ درصد کاهش، اما پس‌انداز خانوار به میزان ۰/۰۸۶ درصد و پس‌انداز شرکت‌ها به میزان ۰/۰۱۶۹ درصد افزایش می‌یابد. با کاهش درآمد قابل تصرف، مخارج خانوار نیز به میزان ۰/۰۱۲۵ درصد کاهش یافته و متعاقباً رفاه نیز به میزان ۰/۰۰۰۴ درصد کاهش خواهد یافت.

جدول ۳: درصد تغییر در تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی در سناریو ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس توسط بخش دولتی از محل اخذ درآمدهای مالیاتی

بخش /دوره زمانی	کشاورزی	ساختمان	صنعت	معدن	برق	خدمات	حمل‌ونقل	آب
کل دوره	-۰٫۰۱۲	۰/۰۴۸۹	۰/۰۲۱۹	۰/۰۲۲۲	-۰٫۰۶۲۶	-۰٫۰۰۱۹	۰/۰۲۳۲	-۰٫۹۶۶۵
دوره ساخت	-۰٫۰۲۷	۰/۱۶۳۵	۰/۰۶۵	۰/۰۴۶۹	-۰٫۰۴۴	-۰٫۰۳۸۳	۰/۰۱۶۲	-۰٫۰۴۵۲
دوره بهره‌برداری	-۰٫۰۰۵	-۰٫۰۰۴۶	۰/۰۰۱۸	۰/۰۱۰۶	-۰٫۰۷۱۲	۰/۰۱۵۲	۰/۰۲۶۵	-۱٫۳۹۶۴

منبع: محاسبات محقق

همان‌گونه که قبلاً اشاره شده است در این مقاله به دلیل قانون بستار، درآمد قابل تصرف دولت در دوره ساخت کاهش و در دوره بهره‌برداری به دلیل افزایش نرخ مالیات بر محصول آب افزایش می‌یابد. افزایش درآمد دولت در کل دوره از محل درآمدهای مالیاتی، صرف پرداخت هزینه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود، اما باعث افزایش مخارج مصرفی دولتی به میزان ۰/۰۰۸ نیز خواهد شد. در این سناریو تولید در سایر بخش‌ها به جز بخش کشاورزی، برق، آب و خدمات مطابق جدول ۳ کاهش می‌یابد. همچنین تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۱۰۸ درصد و تورم به میزان ۰/۰۱۱ درصد افزایش می‌یابد که ناشی از افزایش مخارج سرمایه‌گذاری است.

جدول ۴: درصد تغییر در تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی در سناریو ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس از طریق قرارداد مشارکت عمومی خصوصی از محل انتشار سهام در بازار سرمایه و حذف یارانه آب

بخش /دوره زمانی		کشاورزی	ساختمان	صنعت	معدن	برق	خدمات	حمل‌ونقل	آب
حالت اول	کل دوره	۰/۰۰۷۶	۰/۰۵۳۴	۰/۰۵۵۱	۰/۰۲۴۵	-۰٫۰۱۹۷	۰/۰۰۴۸	۰/۰۱۴۴	-۰٫۴۸۳۶
	دوره ساخت	۰/۰۲۸۴	۰/۱۷۲۸	۰/۱۷۰۹	۰/۰۶۴۸	۰/۰۱۱۲	-۰٫۰۰۱۷	۰/۰۱۶۵	-۰٫۰۶۳
	دوره بهره‌برداری	-۰٫۰۰۲	-۰٫۰۰۲۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵۷	-۰٫۰۳۴۲	۰/۰۰۷۸	۰/۰۱۳۴	-۰٫۶۷۹۸
حالت دوم	کل دوره	۰/۰۴۹۶	۰/۰۴۷۵	۰/۰۶۵۳	۰/۰۸۴۵	۰/۰۳۲۹	۰/۰۴۵۳	۰/۰۶۶۸	-۰٫۴۸۳۴

	دوره ساخت	۰/۰۲۸۴	۰/۱۷۲۸	۰/۱۷۰۹	۰/۰۶۴۷	۰/۰۱۱۲	-۰/۰۰۰۱۷	۰/۰۱۶۵	-۰/۰۶۳
	دوره بهره‌برداری	۰/۰۵۹۵	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۶	۰/۰۹۳۸	۰/۰۴۳	۰/۰۶۷۲	۰/۰۹۰۳	-۰/۶۷۹۵

منبع: محاسبات محقق

سناریو سوم: ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس از طریق قرارداد مشارکت عمومی خصوصی از محل انتشار سهام در بازار سرمایه و حذف یارانه آب. این سناریو در دو حالت تنظیم شده است. در حالت اول فرض می‌شود که میزان افزایش بهره‌وری ناشی از بهره‌برداری پروژه توسط بخش خصوصی صفر است؛ اما در حالت دوم فرض می‌شود، بهره‌وری در بخش معدن در دوره بهره‌برداری توسط بخش خصوصی به میزان ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد. در هر دو حالت درآمد قابل تصرف بخش خصوصی اعم از خانوار و شرکت‌ها و بخش دولتی (عمومی) در کل دوره ساخت و بهره‌برداری افزایش می‌یابد. این افزایش درآمد در دوره ساخت ناشی از سود حاصله از انتشار سهام در بازار سرمایه است. در دوره بهره‌برداری نیز این افزایش درآمد ناشی از افزایش تولیدات در اکثر بخش‌های تولیدی مطابق جدول ۴ است. در حالت اول مانند سناریو قبل در کل دوره بیشترین افزایش تولید به ترتیب مربوط به بخش‌های صنعت و ساختمان است؛ اما در حالت دوم بیشترین تولید به ترتیب مربوط به بخش‌های معدن، حمل و نقل و صنعت است.

دلیل این امر افزایش بهره‌وری در بخش معدن بوده که ناشی از ساخت و بهره‌برداری از پروژه توسط بخش خصوصی است. در کل دوره نیز در هر دو حالت درآمد خانوار، شرکت‌ها و دولت مطابق جدول ۵ افزایش می‌یابد. در حالت اول مصرف خانوار در تمامی بخش‌ها افزایش اما در بخش آب و کشاورزی کاهش یافته است؛ بنابراین در رفاه خانوار تغییر محسوسی ایجاد نمی‌شود. این کاهش مصرف در بخش آب و کشاورزی، به دلیل افزایش نرخ مالیات بر محصول آب هست. در حالت دوم مصرف خانوار در همه بخش‌ها به جزء آب افزایش می‌یابد، لذا رفاه خانوار به میزان ۰/۰۰۱۶ درصد افزایش خواهد یافت. در اینجا در حالت اول تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۲۲ درصد و تورم به میزان ۰/۰۰۸ درصد افزایش یافته است، اما در حالت دوم تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰۷۵ درصد و تورم به میزان ۰/۰۲۴ درصد افزایش می‌یابد.

در مرحله آخر لازم است تحلیل حساسیت در خصوص انتخاب بعضی از پارامترها صورت پذیرد. البته روشن است که به لحاظ محاسباتی و منطقی به دلیل تعداد سناریوها و تعداد پارامترهای زیاد این پژوهش، نمی‌توان ثبات نتایج را در مقابل همه پارامترها بررسی کرد، لذا در این پژوهش این اقدام در خصوص پارامترکشش جانشینی آب و ارزش افزوده در چهار بخش مهم کشاورزی،

برق، صنعت و معدن صورت گرفته که نتایج آن در جدول ۳ پیوست بر روی تولید ناخالص داخلی قابل مشاهده است. همان‌گونه که جدول فوق‌الذکر نشان می‌دهد با تغییر پارامتر کشش در لایه آب، در نتایج شبیه‌سازی سناریوها بر درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی تغییر محسوسی مشاهده نمی‌شود؛ البته این حساسیت به میزان اندکی نسبت به پارامتر کشش آب در بخش کشاورزی وجود دارد.

جدول ۵: درصد تغییر در متغیرهای مختلف اقتصادی در سناریو ساخت، تأمین مالی و بهره‌برداری از پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس از طریق قرارداد مشارکت عمومی خصوصی از محل انتشار سهام در بازار سرمایه و حذف یارانه آب

متغیرهای اقتصادی	درآمد خانوار	درآمد شرکت‌ها	درآمد دولت	مخارج دولت	مخارج خانوار	پس‌انداز خانوار	پس‌انداز شرکت‌ها
حالت اول	۰/۰۱۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۸۱	۰/۰۱۶
حالت دوم	۰/۰۹۳	۰/۰۸۱	۰/۰۴۶	۰/۰۲۴	۰/۱۰۳	-۰٫۱۷۲	-۰٫۰۳۴

منبع: محاسبات محقق

۶- نتیجه‌گیری

یکی از مهم‌ترین عوامل دستیابی به رشد بالای اقتصادی، تأمین زیرساخت‌های عمومی از جمله زیرساخت‌های حوزه آب با هدف ایجاد بستری مطمئن در جهت انجام سرمایه‌گذاری‌های مولد است. با توجه به محدودیت منابع در کشور، ضرورت دارد با مدیریت کارآمد و استفاده صحیح از توان بخش‌های مختلف عمومی و خصوصی در تأمین منابع مالی این زیرساخت‌ها گام مؤثر برداشته شود. در همین راستا در سال‌های اخیر با توجه به تجربیات جهانی، برای اجرای طرح‌های زیرساختی جدید، نیمه‌تمام و آماده بهره‌برداری، به‌کارگیری ظرفیت بخش خصوصی پیشنهاد است. در ایران برای اولین بار در بند (ب) ماده ۲۱۴ برنامه پنجم توسعه کشور، به روش مشارکت عمومی خصوصی بدون ذکر جزئیات اشاره شده است و پس از آن ضوابط تفصیلی‌تری در این باره در قوانین بودجه سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۱ مطرح شده است؛ اما در مصوبات اخیر سعی شده است به طور جدی این روش مورد توجه قرار گیرد و ظرفیت‌های لازم برای اجرای این نوع قراردادها فراهم شود. از جمله ظرفیت‌های قانونی اخیر می‌توان به دستورالعمل ماده ۲۷ قانون الحاق ۲، ضوابط تبصره ۱۹ قانون بودجه سال ۱۳۹۸، مصوبه شورای عالی هماهنگی اقتصادی سران قوا و لایحه مشارکت عمومی خصوصی اشاره کرد. لذا هدف این مقاله تجزیه و تحلیل اثر ساخت و بهره‌برداری از طرح شیرین‌سازی و انتقال آب خلیج فارس به

صنایع جنوب شرقی کشور بر متغیرهای کلان و بخشی اقتصادی کشور و مقایسه اثر سرمایه‌گذاری و اجرای این پروژه با شیوه مشارکت عمومی خصوصی با حالت سنتی با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مالی پویای برگشتی بوده است. نتایج نشان می‌دهد که ساخت و اجرای پروژه با هر شیوه‌ای منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی شده است؛ اما تولید ناخالص داخلی در روش مشارکت عمومی خصوصی وقتی در دوره بهره‌برداری بهره‌وری افزایش یافته (حالت دوم سناریو سوم) بیشتر از سایر روش‌ها افزایش یافته است. در شیوه سنتی نیز در صورتی که پروژه از محل انتشار اوراق مشارکت دولتی تأمین گردد، افزایش تولید ناخالص داخلی بیشتر از زمانی خواهد بود که پروژه از محل افزایش درآمدهای مالیاتی تأمین گردد.

همچنین تغییر در رفاه خانوار در سناریو اول و دوم که شیوه اجرای پروژه به صورت سنتی و توسط دولت صورت گرفته است منفی می‌باشد، اما در سناریو سوم که اجرای پروژه با به‌کارگیری قرارداد مشارکت عمومی خصوصی صورت گرفته است در حالت اول که بهره‌وری صفر در نظر گرفته شده است بدون تغییر اما در حالت دوم که در دوره بهره‌برداری، بهره‌وری افزایش یافته مثبت است.

انجام این پژوهش دارای محدودیت‌های زیادی بود از جمله فقدان ماتریس حسابداری اجتماعی مالی (FSAM) جدید در ایران و عدم برآورد اقتصادی ناشی از آثار مخرب زیست‌محیطی اجرای این پروژه. همچنین چنین تحقیقی بهتر است در سطح منطقه‌ای انجام شود که با توجه به فقدان ماتریس حسابداری اجتماعی منطقه‌ای مالی در ایران این کار امکان‌پذیر نبود. لذا پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی تأثیرات زیست‌محیطی پروژه شیرین‌سازی و انتقال آب از خلیج فارس به استان‌های جنوب شرقی کشور مورد بررسی قرار گیرد و آثار مخرب اقتصادی آن برآورد گردد.

References

Adam, C. S. & Bevan, D. L. (2006). "Aid and the Supply Side: Public Investment, Export Performance, and Dutch Disease in Low-Income Countries". The World Bank Economic Review **20**(2): 261-290.

Aschauer, A. (1989). "Is Public Expenditure Productive?" . Journal of Monetary Economics **23**(2): 177-200.

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". Journal of Political Economy **98**(5): 103-125.

Berrittella, M. Hoekstra, A. Y. Rehdanz, K. Roson, R. & Tol, S. (2007). "The Economic Impact of Restricted Water Supply: A Computable General Equilibrium Analysis". Water Research **41**(8): 1799-1813.

Berrittella, M. Rehdanz, K. & Tol, R. S. (2006). "The Economic Impact of the South-North Water Transfer Project in China: A Computable General Equilibrium Analysis". FEEM Working Paper No. 154.06.

Chen, Z. Daito, N. & Gifford, J. L. (2017). "Socioeconomic Impacts of Transportation Public-private Partnerships: A Dynamic CGE Assessment". Transport Policy **58**: 80-87.

Diao, X. & Roe, T. (2003). "Can a Water Market Avert the "Double-Whammy" of Trade Reform and Lead to a "Win–Win" Outcome?" . Journal of Environmental Economics and Management **45**(3): 708-723.

Dissou, Y. & Didic, S. (2013). *Infrastructure and Economic Growth in Asia*, Springer, Cham.

Easterly, W. & Rebelo, S. (1993). "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation". National Bureau of Economic Research Working Paper No.4499.

Estache, A. & Fay, M. (2007). *Current Debates on Infrastructure Policy*, The World Bank.

Fedderke, J. Perkins, P. & Luiz, J. (2006). "Infrastructural Investment in Long-Run Economic Growth: South Africa 1875–2001". World Dev **34**(6): 1037-1059.

Fourie, J. (2006). "Economic Infrastructure in South Africa: a Review of Definitions, Theory and Empirics". South Afr J Econ **74**(3): 530-556.

Gramlich, E. M. (1994). "Infrastructure Investment: A Review Essay". Journal of Economic Literature **32**(3): 1176-1196.

Hakfoort, J. (1996). "Public Capital, Private Sector Productivity and Economic Growth: A Macroeconomic Perspective". In Infrastructure and the Complexity of Economic Development: 61-72. Springer, Berlin, Heidelberg.

Haqiqi, I. (2013). *Designing a Financial Computable General Equilibrium for Iran*, The Monetary and Banking Research Institution.

Islamic Parliament Research Center of the Islamic Republic of IRAN (2019). *Resource Management and Improving Water Consumption Pattern in*

Iran's Mining and Mining Industries (Part I), NO 16455, https://rc.majlis.ir/fa/report/show/1149034.

Islar, M. & Boda, C. (2014). "Political Ecology of Inter-basin Water Transfers in Turkish Water Governance". Ecology and Society **19**(4): 21-40.

Khan, M. & Reinhart, C. (1990). "Private Investment and Economic Growth in Developing Countries". World Development **18**: 19-27.

Kim, E. & Bae, Y. (2015). "Economic Contribution of the Private Sector on Financing and Operation of a Highway: Financial Computable General Equilibrium". Journal of Transport Economics and Policy (JTEP) **49**(3): 397-414.

Kim, E. (1998). "Economic Gain and Loss from Public Infrastructure Investment". Growth and Change **29**(4): 445-469.

Kim, E. Hewings, G. J. & Amir, H. (2017). "Economic Evaluation of Transportation Projects: An Application of Financial Computable General Equilibrium Model". Research in Transportation Economics **61**: 44-55.

Kneller, R. Bleany, M. & Gemmell, N. (1999). "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries". Journal of Public Economics **74**: 171-90.

Liu, X. & Chen, X. (2008). "Methods for Approximating the Shadow Price of Water in China". Economic Systems Research **20**(2): 173-185.

Lofgren, H. & Robinson, S. (2008). "Public Spending, Growth, and Poverty Alleviation in Sub-Saharan Africa: a Dynamic General-Equilibrium Analysis". In Public Expenditures, Growth, and Poverty: Lessons from Developing Countries (Vol. 51). Intl Food Policy Res Inst. Retrieved from http://www.pep-net.org.

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

Luckmann, J. Grethe, H. McDonald, S. Orlov, A. & Siddig, K. (2014). "An Integrated Economic Model of Multiple Types and Uses of Water". Water Resources Research **50**(5): 3875-3892.

Manzoor, D. Haqiqi, I. & Aghababaei, M. (2012). "Decomposing Electricity Demand Elasticity in Iran: Computable General Equilibrium Approach". The Journal of Economic Policy **4**(8): 91-112.

McKibbin, J. & Wilcoxen, J. (1998). "The Theoretical and Empirical Structure of the G-Cubed Model". Economic Modelling **16**(1): 123-48.

Nejati, M. (2017). "The Role of Foreign Direct Investment in Iran's Economy Using the Computable General Equilibrium Model". The Journal of Economic Policy **9**(18): 65-100.

Ott, I. & Turnovsky, S. (2005). "Excludable and Non-Excludable Public Inputs: Consequences for Economic Growth". CESIFO Working Paper No.1423.

Palatnik, R. R. (2019). "The Economic Value of Seawater Desalination-The Case of Israel". In Economy-Wide Modeling of Water at Regional and Global Scales. Springer, Singapore. Retrieved from https:// link.springer.com.

Perrault, J. F. Savard, L. & Estache, A. (2010). "The Impact of Infrastructure Spending in Sub-Saharan Africa: A CGE Modeling Approach". World Bank Policy Research Working Paper 5386.

Richaud, C. Sekkat, Kh. & Varoudakis, A. (1999). "Infrastructure and Growth Spillovers: A Case for a Regional Infrastructure Policy in Africa". University of Brussels, Retrieved from https://citeseerx.ist.psu.edu.

Romer, P.M. (1990). "Endogenous Technological Change". J Polit Econ **98**(5): 71-02.

Romp, W. & De Haan J (2005). "Public Capital and Economic Growth: A Critical Survey". EIB Papers **10**(1): 250-265.

Shan, F. & Zhi-gang, D. (2005). "Water Embedded CGE Model to Assess the Impacts of South to North Water Transfer to Recipient Region". IFAC Proceedings Volumes **38**(1): 54-59.

Shao, X. Wang, H. & Wang, Z. (2003). "Inter Basin Transfer Projects and Their Implications: A China Case Study". International Journal of River Basin Management **1**(1): 5-14.

Thorbecke, E. (1991). "Adjustment, Growth and Income Distribution in Indonesia". World Development **19**(11): 1595-614.

Tinbergen, J. (1962). *Shaping the World Economy*, Suggestions for an International Economic Policy, New York, the Twentieth Century Fund.

Yousefi, A. (2011). *The Impact of Water Scarcity in Iranian Economy: A Computable General Equilibrium Analysis*, Doctoral Dissertations of Agricultural Economics, Policy and Economic Development, Agricultural University, Tarbiat Modares University.

پیوست

جدول ۱: پارامترهای کشش استفاده شده در ساختار مدل

کشش‌ها	مقدار کشش	منبع انتخاب کشش
کشش آرمینگتون بین کالاهای وارداتی و کالاهای تولید داخل	۳	تارجنسن (۲۰۰۳) و مدل EMPAX منظور و همکاران (۱۳۸۹)
کشش تبدیل بین کالاهای صادراتی و کالاهای تولید داخل (CET)	۱	مدل EMPAX منظور و همکاران (۱۳۸۹)
کشش بین آب و ارزش افزوده (بخش کشاورزی)	۰,۱	شان فنگ و همکاران (۲۰۰۷)
کشش بین آب و ارزش افزوده (بخش حمل و نقل و خدمات)	۰,۷۵	شان فنگ و همکاران(۲۰۰۷)
کشش بین آب و ارزش افزوده (بخش برق)	۰,۳	شان فنگ و همکاران (۲۰۰۷)
کشش بین آب و ارزش افزوده (بخش صنعت و معدن)	۰,۵	شان فنگ و همکاران(۲۰۰۷) (میانگین صنایع با آب بری بالا با کشش ۰,۳ و صنایع با آب بری متوسط با کشش ۰,۵)
کشش بین آب و ارزش افزوده (بخش ساختمان)	۰,۵	شان فنگ و همکاران (۲۰۰۷)
کشش جانشینی بین عوامل تولید در لایه ارزش افزوده	۰,۸	مدل استاندارد لافگرن (۲۰۰۲)
کشش جانشینی بین کالاها	۶	مدل استاندارد لافگرن (۲۰۰۲)
کشش جانشینی بین دارایی‌های مالی در تابع تشکیل پرتفوی مالی	۳	دبوویکس (۲۰۱۰)

جدول ۲: نرخ استهلاک استفاده شده در ساختار مدل

بخش‌های اقتصادی	نرخ استهلاک (به درصد)
کشاورزی	۵/۹
صنعت	۴/۷
معدن	۴/۷
برق	۳/۹
آب	۳/۹
ساختمان	۷/۸
حمل و نقل	۴/۶
خدمات	۴

منبع: امینی و نشاط (۱۳۸۴)

جدول ۳: نتایج تحلیل حساسیت میانگین درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی به پارامترهای اصلی کشش آب

سناریوها	با کشش‌های منتخب مقاله	پارامتر کشش بخش کشاورزی		پارامتر کشش بخش صنعت		پارامتر کشش بخش معدن		پارامتر کشش بخش برق	
		۰٫۲	۰٫۱	۰٫۴	۰٫۶	۰٫۴	۰٫۶	۰٫۲	۰٫۳
سناریو اول	۰٫۰۱۷۵	۰٫۰۱۷۸	۰٫۰۱۷۲	۰٫۰۱۷۵	۰٫۰۱۷۵	۰٫۰۱۷۶	۰٫۰۱۷۴	۰٫۰۱۷۵	۰٫۰۱۷۵
سناریو دوم	۰٫۰۱۰۸	۰٫۰۱۰۴	۰٫۰۱۱۲	۰٫۰۱۰۸	۰٫۰۱۰۸	۰٫۰۱۰۹	۰٫۰۱۰۷	۰٫۰۱۰۹	۰٫۰۱۰۸
سناریو سوم- حالت اول	۰٫۰۲۲۴	۰٫۰۲۲۶	۰٫۰۲۲۱	۰٫۰۲۲۳	۰٫۰۲۲۴	۰٫۰۲۲۴	۰٫۰۲۲۳	۰٫۰۲۲۴	۰٫۰۲۲۴
سناریو سوم- حالت دوم	۰٫۰۷۵۱	۰٫۰۷۶۸	۰٫۰۷۳۴	۰٫۰۷۵۰	۰٫۰۷۵۱	۰٫۰۷۵۰	۰٫۰۷۵۱	۰٫۰۷۵۰	۰٫۰۷۵۱

منبع: محاسبات محقق

Original Research Article

Economic evaluation of the Persian Gulf water desalination and the project of water transmission to the southeast mines of the country: A financial computable general equilibrium (FCGE) model

Azar Tabesh[1]
Majid Sameti[2]*
Saeed Samadi[3]
Mehrdad Farhadian[4]
Gholamhossein Kiani[5]

Received: 25-05-2020 Accepted: 19-12-2020

Introduction: Iran is located in the arid and semi-arid region of the world and is facing a severe water shortage. The share of industries and mines in the total amount of water consumption in this country is about two percent, which is very small as compared to developed countries. However, the geographical distribution and location of industries and mines are not been water-centered, and this has led to many obstacles in providing water resources for industry and mining, despite the low share of this sector compared to the global average. For example, an important part of Iran's mines such as iron and copper mines are located in low-water provinces such as Hormozgan, Kerman and Yazd. But there are two main strategies for managing water resources in industry and mining. The first option is to use saltwater instead of fresh water (desalted seawater), and the second option is to use water recycling processes. In recent years, the high share of the current budget in the country's public budget has made the government

[1]. Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
[2]. Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Email: majidsameti@ase.ui.ac.ir
[3]. Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
[4]. Faculty of Engineering, University of Isfahan, Isfahan, Iran
[5]. Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

unable to complete the construction and operation of infrastructures in various areas, including the water industry. Moreover, despite the sanctions on the Iranian oil industry and the limited foreign exchange earnings, the possibility of financing such projects with the revenues from oil sale has decreased, and the government must inevitably rely on the revenues from taxes, service tariffs, the issuance of government bonds, or the capacity of the private sector. Of course, various methods of financing infrastructure projects sometimes have different effects on the economy. Therefore, it is necessary to study the effect of constructing these infrastructures on the economy according to the way of financing them. This paper aims to provide a dynamic financial computable general equilibrium model that can evaluate the public-private partnership by focusing on the water sector, the effects of building, financing and operating desalination centers and transferring the Persian Gulf water to the mines sector in the southeast of the country.

Methodology: In order to investigate the trend of changes in the variables of this model, a recursive financial computable general equilibrium is used. After the model is specified, three different scenarios are simulated using the MCP technique and the GAMS software. In all these scenarios, it is assumed that the project will be built for seven years and operated for 15 years. The construction of this project has led to an increase in the supply of unconventional water to the mining sector by 650 million cubic meters. But the financing methods of the project are assumed to be different in these scenarios. In the first scenario, financing is done by the issuing of government bonds, in the second scenario, by the imposing of a tax on the water product, and, in the third scenario, by the issuing of equities and eliminating of water subsidies (in terms of the productivity index).

Results and Discussion: The results of simulations show that the project, if implemented by the private sector and financed by eliminating water subsidies and issuing equities in the capital market for the building and operation period, will have higher positive effects on the gross domestic production and social welfare than when it is implemented by the public sector and financed by issuing bonds or imposing a tax on water products. In other words, the building and operation of the project by the private sector by the elimination of water subsidies and the issuance of equities in the capital market without increasing productivity will lead to an increase of 0.0224% in the GDP, but it will not make a significant change in the household welfare. If an increase in productivity accompanies it, the GDP will increase by 0.0751 percent and social welfare by 0.0016 percent. On the other hand, if building and operating are done by the public sector and by the issuing of bonds, it will increase the GDP by 0.0175 percent and reduce the household welfare by 0.002 percent. If it is financed by

imposing a tax on water products, the GDP will increase by 0.0108 percent, and household social welfare will decrease by 0.0004 percent.
Conclusion: The results show that the building and operation of the project in any way leads to an increase in the GDP. However, the GDP in the public-private partnership method increases more than in the other methods when productivity increases during the operation period (the second case of the third scenario). In the traditional method, if the project is financed by the issuance of government bonds, the increase in the GDP will be greater than that when the project is financed by tax revenues. Also, the change in the household welfare is negative in the first and the second scenarios, where the project is traditionally implemented by the government. In the third scenario, however, where the project is implemented using a public-private partnership contract, the productivity is zero when it is unchanged, but it is positive when it increases in the period of operation.
Keywords: Financial computable general equilibrium model, Financing, Public-private partnerships, Desalination, Inter-basin water transfer.
JEL Classification: F65, C68, L92, Q25, E62.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

اثر ویروس کرونا بر بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در چارچوب مدل DSGE

اعظم احمدیان[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۲۴

چکیده

ارزیابی اثر ویروس کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی با نا اطمینانی همراه است. به‌طوری‌که برای سیاست‌گذاران اقتصادی اتخاذ سیاست مناسب اقتصاد کلان مشکل است. آن‌چه اهمیت دارد، پیش‌بینی شدت و عمق این اثرات است تا بتوان سیاست مناسب را برای ممانعت از ایجاد بحران اتخاذ نمود. در این مقاله با بکارگیری مدل SIR در چارچوب DSGE اثر بیماری کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی اعم از کشاورزی، صنعت و خدمات بررسی شده است. به همین منظور ۵ بخش خانوار، بنگاه، دولت، بانک مرکزی و بخش نفت در نظر گرفته شده است. در بخش خانوار عرضه نیروی کار به سه قسمت، افراد بیمار، افراد ناقل و افراد تعیین تکلیف شده (فوت‌شده، بهبودیافته و سالم) تقسیم شده‌اند. بنگاه‌ها نیز به سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات تقسیم شده‌اند. نتایج بررسی، حاکی از کاهش تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی است. علاوه بر آن تولید در بخش صنعت بیش از سایر بخش‌ها کاهش خواهد یافت. همچنین اثرات مثبت شوک مثبت درآمد نفتی به دلیل همراهی با شوک ویروس کرونا، کاهش خواهد یافت.

واژگان کلیدی: ویروس کرونا، بخش‌های اقتصادی، مدل DSGE.

Keywords: Corona Virus, Economic Sectors, DSGE Model.
JEL Classiffication: C15, C68, D21.

[۱]. هیأت علمی گروه بانکداری پژوهشکده پولی و بانکی (نویسنده مسئول) azam_ahmadyan@yahoo.com

۱- مقدمه

بیماری کرونا ابتدا از چین آغاز و سپس به سایر کشورها انتقال یافت. برای جلوگیری از شیوع ویروس جدید، بسیاری از دولت‌ها اقدامات چشمگیر مانند محدود کردن مسافرت، ایجاد فاصله اجتماعی و تعطیلی مدارس، کافه‌ها، رستوران‌ها و سایر مشاغل را ارائه داده‌اند (تودا[1] ۲۰۲۰). در این میان علاوه بر این‌که کشورها در حال کنترل این بیماری هستند، سازمان بهداشت جهانی نیز دستورالعمل‌های بهداشتی را صادر کرده است (مک کیبین و فرناندو[2] ۲۰۲۰).

با توجه به ارتباط کشورها، اثرات نامناسب این بیماری بیش از پیش نمایان می‌شود. مهمتر از همه، به دلیل ترسی که در بین مصرف‌کنندگان و بنگاه‌ها بوجود آمده است، الگوهای مصرف تغییر کرده و ناهنجاری‌های بازار ایجاد شده است (مک کیبین و فرناندو، ۲۰۲۰). از طرف دیگر افراد باید تصمیمات روزمره از جمله نحوه مدیریت موجودی انبار وسرمایه‌گذاری، میزان مصرف و پس‌انداز، خرید یا فروش سهام و غیره را اتخاذ کنند و این تصمیمات بستگی به انتظاری دارد که اپیدمی چه مدت و با چه شدتی طول می‌کشد. دولت‌ها همچنین باید تصمیماتی اتخاذ کنند که تا چه اندازه محدودیت‌های مسافرتی، فاصله اجتماعی، تعطیلی مدارس و مشاغل و غیره را تحمیل کنند و تا چه مدت این سیاست‌ها ادامه داشته باشند (اندرسون و همکاران[3] ۲۰۲۰).

مطالعات اندکی در مورد بررسی اثرات ویروس کرونا بر رفتار بنگاه‌ها وجود دارد. در مطالعات مختلف از مدل‌های مختلف نظیر SIR[4]، GSW[5]، و DSGE[6] استفاده شده است. هر یک از این مدل‌ها از جنبه‌های مختلف اثرات کووید ۱۹ را بررسی کرده‌اند. مدل‌های DSGE به دلیل امکان بررسی اثرات انتشار این بیماری به صورت گسترده بر بخش‌های مختلف اقتصادی نظیر خانوارها، بنگاه‌ها، از سوی سیاست‌گذاران اقتصادی بیش از سایرین مورد استقبال قرار گرفته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به گاریر و همکاران[7] (۲۰۲۰)، تودا (۲۰۲۰) و دینگل و نیمان[8] (۲۰۲۰) اشاره نمود.

در ایران، ویروس کرونا از زمستان سال ۱۳۹۸ آشکار شد و از همان زمان تصمیماتی نظیر ایجاد

---

1. Toda (2020)
2. McKibbin and Fernando (2020)
3. Anderson (2020)
4. Suseptible-Infected-Recovered (SIR)
5. Gali – Smets – Wouters (GSW)
6. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
7. Guerrieri (2020)
8. Dingel and Neiman (2020)

فاصله اجتماعی، کاهش تردد، تعطیلی مدارس، کاهش ساعات کار ادارات و تعطیلی مشاغلی نظیر رستوران‌ها، ورزشگاه‌ها و سایر مشاغل پرخطر مد نظر قرار گرفت. همه این موارد کشور را با کاهش تولید و اشتغال مواجه ساخته است. اما این اثر در بخش‌های مختلف اقتصادی متفاوت خواهد بود. بخش صنعت تحت تأثیر ویروس کرونا، با تشدید دیون عقب‌افتاده واحدهای تولیدی (نظیر دیون بانکی، بیمه تأمین اجتماعی و مالیات)، مشکلات قراردادی شرکت‌های پروژه محور در شرایط اپیدمی، کاهش دسترسی به بازارهای صادراتی، و کاهش تولید ناشی از کاهش واردات واسطه‌ای مورد نیاز این بخش مواجه خواهد بود. کرونا در بخش کشاورزی با تأثیر بر زنجیره تأمین، تقاضا و نقدینگی، بر بنگاه‌ها و با تأثیر بر عرضه نیروی کار، مصرف کالاها و خدمات و به ویژه با کاهش درآمد مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان محصولات کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر اقتصاد خانوارها و اقتصاد بخش کشاورزی تأثیرگذار است. در بخش خدمات نیز بخش‌هایی که بیشترین احتمال شیوع بیماری را دارند نظیر حمل و نقل، رستوران و هتلداری، پوشاک و ... با کاهش اشتغال و درآمد مواجه می‌شوند. بنابراین آن‌چه اهمیت دارد اندازه‌گیری شدت و میزان اثر کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی به تفکیک است. این مقاله گامی در جهت پرکردن این شکاف در مطالعات انجام‌شده است.

با توجه به اهمیت موضوع این مقاله نکاتی را مد نظر قرار داده است که آن را از سایر مطالعات خارجی و داخلی متمایز می‌سازد. در سطح بین‌الملل، مطالعات مرتبط با بکارگیری داده‌های سری زمانی در بخش‌های مختلف فعال در اقتصاد انجام شده است، اما تعامل همزمان این اثرات بر نهادهای فعال در اقتصاد نظیر خانوارها، دولت و بانک مرکزی نادیده گرفته شده است. این مقاله با واردکردن مدل SIR در چارچوب DSGE، امکان بررسی همزمان اثرات را فراهم نموده است. در مطالعات داخلی اثرات بخشی ویروس کرونا نادیده گرفته شده است. در این مقاله با تقسیم خانوارها به سه گروه افراد بیمار، ناقل و تعیین تکلیف‌شده(فوت‌شده، بهبود یافته و سالم) و تقسیم بنگاه‌ها به سه گروه تولیدکنندگان کالاهای کشاورزی، صنعت و خدمات این شکاف پر شده است. علاوه بر آن در مطالعات داخلی و خارجی اثر ویروس کرونا بر هزینه تولید اندازه‌گیری نشده است و این مقاله امکان اندازه‌گیری میزان افزایش هزینه تولید را فراهم می‌کند.

چارچوب مقاله در ادامه به این شرح است. در بخش دوم، پس از مقدمه، چارچوب نظری مدل SIR بیان شده است. در بخش سوم مطالعات مرتبط با اثرات ویروس کرونا بر بنگاه‌ها و خانوارها بررسی شده است و در بخش چهارم نیز مدل مورد نظر مقاله تصریح شده است. در بخش پنجم و

ششم نیز نتایج بیان شده است.

۲- چارچوب نظری مدل SIR

در این قسمت برگرفته از مقاله کرماک و مکندریک (۱۹۲۷)[1] چارچوب نظری مدل اپیدمی SIR بیان می‌شود. جامعه متشکل از افراد N است که در میان آن‌ها S فرد مستعد ابتلا به یک بیماری عفونی است (آن‌ها آلوده نیستند اما ایمنی ندارند) و I بیان‌گر افراد آلوده است (رشد جمعیت نادیده گرفته می‌شود زیرا اپیدمی در فاصله نسبتاً کوتاهی رخ می‌دهد). فرض کنید R=N-S-I تعداد افرادی است که مصون هستند (احتمالاً واکسینه شده‌اند، یا آلوده شده‌اند و یا بهبود یافته‌اند یا مرده‌اند). فرض کنید افراد به طور تصادفی با یکدیگر ملاقات می‌کنند و به‌شرط این‌که فرد آلوده با یک فرد مستعد ملاقات کند، این بیماری با احتمال کمی منتقل می‌شود. فرض کنید $\beta > 0$ نرخی باشد که فرد آلوده با یک فرد سالم ملاقات کند و در صورتی که فرد حساس باشد بیماری را منتقل کند. فرض کنید $\gamma > 0$ نرخی باشد که فرد آلوده بهبود می‌یابد، می‌میرد یا سالم است. سپس معادلات دیفرانسیل زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{dS}{dt} = -\beta SI/N, \quad (۱)$$

$$\frac{dI}{dt} = \frac{\beta SI}{N} - \gamma I, \quad (۲)$$

$$\frac{dR}{dt} = \gamma I \quad (۳)$$

برای این‌که مشخص شود چرا رابطه ۱ ساخته می‌شود، دقت کنید که یک فرد مبتلا می‌تواند با نرخ β در هر واحد از زمان، بیماری را به همه افراد حساس انتقال دهد. اما احتمال ملاقات یک فرد حساس S/N است. بنابراین I فرد مبتلا می‌تواند با سرعت $\frac{\beta SI}{N}$ در هر واحد زمان بیماری را انتقال دهد. رابطه ۲ ساخته می‌شود زیرا تغییر در تعداد افراد مبتلا برابر است با تفاضل افراد جدیدی که مبتلا شده‌اند با افراد تعیین تکلیف شده (بهبود یافته‌اند یا فوت کرده‌اند یا سالم بوده‌اند). با فرض $x = S/N$، $y = I/N$، $z = R/N$ نسبتی از افراد حساس به بیماری، مبتلا و تعیین تکلیف‌شده در جامعه هستند که با تقسیم همه معادلات بالا به N روابط زیر به دست می‌آید.

$$\dot{x} = -\beta xy, \quad (۴)$$

[1]. Kermack and McKendrick (1927)

$$\dot{y} = \beta xy - \gamma y, \quad (۵)$$

$$\dot{z} = \gamma y, \quad (۶)$$

که $\dot{x} = dx/dt$ است. اگر چه سیستم معادلات تفاضلی ۴ و ۵ و ۶ غیر خطی هستند. اما هارکو و همکاران[1](۲۰۱۴) تحلیل دقیق پارامتری از آن‌ها دارند. این مدل بر دو قضیه بنا شده است. در قضیه اول، فرض شده است که $x(0) = x_0 > 0$، $y(0) = y_0 > 0$، $z(0) = z_0 \geq 0$ که در آن $x_0 + y_0 + z_0 = 1$. با این فروض، معادلات ۴، ۵ و ۶ به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$x(t) = x_0 v, \quad (۷)$$

$$y(t) = \frac{\gamma}{\beta} log v - x_0 v + x_0 + y_0, \quad (۸)$$

$$z(t) = -\frac{\gamma}{\beta} log v + z_0 \quad (۹)$$

که

$$t = \int_v^1 \frac{d\xi}{\xi(\beta x_0(1-\xi)+\beta y_0+\gamma log \xi)} \quad (۱۰)$$

با استفاده از این قضیه، خواص کیفی بیماری اپیدمی قابل مطالعه است. در قضیه دوم فرض کنید قضیه اول صادق باشد، آن‌گاه فروض زیر درست است.

در بلندمدت $v^* \epsilon (0,1)$ نسبتی از افراد مستعد است که بیمار نیستند و $1 - v^*$ نسبتی از افراد مستعد است که بیمار هستند. v^* جواب منحصر به فرد حاصل از معادله ۱۱ است:

$$x_0(1-v) + y_0 + \frac{\gamma}{\beta} log v = 0 \quad (۱۱)$$

اگر $\beta x_0 \leq \gamma$ آن‌گاه $\frac{dy}{dt} \leq 0$ و بیماری اپیدمی وجود ندارد. علاوه بر این، $v^* \to 1$ و $y_0 \to 0$.

اگر $\beta x_0 > \gamma$ آن‌گاه بیماری اپیدمی وجود دارد. تعداد افراد مبتلا به حداکثر می‌رسد زمانی‌که $\beta x(t_{max}) = \gamma$ که در آن

$$y_{max} = y(t_{max}) = \frac{\gamma}{\beta} log \frac{\gamma}{\beta x_0} - \frac{\gamma}{\beta} + x_0 + y_0 \quad (۱۲)$$

[1]. Harko (2014)

جمعیتی است که بیمار شده‌اند. حداکثر نرخ بیماری y_{max} با x_0, y_0 افزایش یافته و با $\frac{\gamma}{\beta}$ کاهش می‌یابد.

قضیه دوم چند کاربرد سیاستی دارد. اول این‌که ممکن است سیاست‌گذار بخواهد مانع گسترش بیماری اپیدمی شود. در صورتی به این هدف دست می‌یابد که $\beta x_0 \leq \gamma$. از آن‌جا که قبل از اپیدمی شدن، تعداد افراد آلوده y_0 ناچیز است، وضعیت غیر اپیدمی به صورت $\beta(1 - z_0) \leq \gamma$ قابل بازنویسی است. بر خلاف عفونت‌های باکتریایی، که انواع زیادی از آنتی‌بیوتیک‌ها در دسترس هستند، به‌طور کلی هیچ مراقبت درمانی برای عفونت‌های ویروسی وجود ندارد. بنابراین میزان بهبودی / مرگ و میر عموماً از کنترل خارج است. بنابراین تنها راه برای این‌که بیماری همه‌گیر نشود و $\beta(1 - z_0) \leq \gamma$ این است که: ۱) کنترل انتقال یا کاهش β صورت گیرد به عنوان مثال، شستن دست‌ها، پوشیدن وسایل محافظ، کاهش مسافرت یا ایجاد فاصله اجتماعی. ۲) ایمن‌سازی (افزایش z_0). نرخ حداقلی ایمن‌سازی برای ممانعت از همه‌گیر شدن عبارت است از: $z_0 = 1 - \frac{\gamma}{\beta}$.

دوم ممکن است سیاست‌گذار بخواهد اثرات کلان بیماری همه‌گیر را کنترل کند. از آن‌جا که عرضه خدمات بهداشتی در کوتاه‌مدت کشش‌ناپذیر است، مهم است که نرخ حداکثری ابتلا به بیماری y_{max} متناسب با ظرفیت سیستم بهداشتی باشد. این موضوع فقط با کاهش نرخ انتقال β ممکن است.

۳- ادبیات تجربی

گاریر و همکاران[1] (۲۰۲۰) تئوری شوک عرضه کینزین را بیان کردند. شوک عرضه، نسبت به شوک‌های خاص طرف تقاضا، باعث ایجاد تغییرات بزرگ‌تری در طرف تقاضا می‌شود. آن‌ها بحث می‌کنند که شوک‌های مرتبط با ویروس کرونا منجر به تعطیلی موقت یا دائم بنگاه‌ها می‌شود. در یک مدل دو بخشی با بازارهای ناقص آن‌ها یافتند که شوک ۵۰ درصدی که کل اقتصاد را درگیر می‌کند، همانند اثرات شوک صد درصدی که نصف اقتصاد را درگیر می‌کند، نیست. بازارهای ناقص شرایط اثرگذاری را برای شوک‌های عرضه نیوکینزی بیشتر می‌کند. تعطیلی بنگاه‌ها و کاهش اشتغال اثرات اولیه را تشدید نموده و رکود ایجاد می‌کند. سیاست بهینه به مفهوم تعطیلی بخش‌های آسیب‌دیده و حمایت کامل از نیروی کار است. آیچن بام و هکاران[2]

[1]. Guerrieri (2020)
[2]. Eichenbaum (2020)

(۲۰۲۰) با بکارگیری مدل SIR[1] به پیروی از کرماک و مک کندریک (۱۹۲۷) به مطالعه رابطه بین بیماری همه‌گیر و تصمیمات اقتصادی کشور آمریکا پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که با شیوع بیماری، مصرف کاهش یافته و مالیات بر مصرف نیز کاهش خواهد یافت و اشتغال نیز کاهش خواهد یافت. رکود نیز تشدید می‌شود. تعادل رقابتی از نظر اجتماعی مطلوب نیست زیرا تأثیر تصمیمات اقتصادی افراد آلوده به جامعه منتقل می‌شود. در معیار آن‌ها بهترین سیاست مهار نیز، شدت رکود را افزایش می‌دهد. اما تقریباً نیمی از میلیون‌ها نفر را در ایالات متحده نجات می‌دهد.

تودا[2] (۲۰۲۰) مدل SIR[3] را برای ویروس کرونا بکار برده است. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که نرخ انتقال در سراسر کشور ناهمگن است اما چون نرخ آن از نرخ بهبودی بیشتر است، در نتیجه سریع گسترش می‌یابد. در این مدل ۲۴/۴ درصد افراد ممکن است در اوج قرار بگیرند. در معیار وی، ۲۴/۴٪ از جمعیت ممکن است همزمان در اوج آلوده باشند، و هم در مسیر مراقبت و بکارگیری سیستم بهداشت و درمان، اما با این وجود سیاست کاهش بهینه که کنترل زمان و شدت فاصله اجتماعی را دارد می‌تواند اوج را به ۵/۶٪ کاهش دهد.

بارو و همکاران[4] (۲۰۲۰) ضمن بررسی مجدد اثرات اقتصادی بیماری همه‌گیر آنفولانزا[5] در دوره ۱۹۱۸-۱۹۲۰، حد بالای نرخ مرگ و میر ناشی از کووید ۱۹ را بر اساس داده‌های ۴۳ کشور برآورد کرده‌اند و نشان دادند که نرخ مرگ و میر ناشی از این بیماری ۲٪ از کل جمعیت جهان خواهد بود. همچنین کاهش رشد اقتصادی در کشورها ۶ تا ۸ درصد خواهد بود. کاریا و همکاران[6] (۲۰۲۰) با بکارگیری مدل آنفولانزای اسپانیایی، برآورد کردند که در صورت شیوع ویروس کرونا اشتغال ۶ درصد کاهش خواهد داشت و فاصله اجتماعی، فعالیت اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و همچنین از نظر آماری و از نظر اقتصادی نیز تأثیر قابل توجهی نخواهد داشت. بوچیم و همکاران[7] (۲۰۲۰) به بررسی عوامل مؤثر در چشم‌انداز مشاغل بنگاه‌ها و استراتژی‌های

---

[1]. مدل SIR مدلی است که بر اساس آن تعداد افراد عفونی مدل‌سازی شده است به طوری که در معادله، تعداد افراد مستعد بیماری با S(t)، تعداد افراد عفونی با I(t)، و تعداد افراد بهبود یافته با R(t) نشان داده شده است.

[2]. Toda (2020)

[3]. Suseptible-Infected-Recovered (SIR)

[4]. Barro (2020)

[5]. Great Influenza Pandemic

[6]. Carreia (2020)

[7]. Bucheim (2020)

مدیریت در بحران ویروس کرونا، با استفاده از داده‌های شرکت‌های آلمانی می‌پردازند. در این مطالعه ابتدا نشان داده شده است،که این بحران ضعف‌های پیش از بحران را تقویت می‌کند. شرکت‌هایی که قبل از بحران نسبتاً ضعیف به نظر می‌رسند، در ابتدا سخت‌تر برخورد می‌کنند، و بیشتر از تأثیرات اولیه، انتظار دارند که مشکلات بیشتری برای پیشبرد کسب و کارشان پیش رود. در نتیجه، چنین بنگاه‌هایی برای اولین بار در حال کاهش اشتغال و سرمایه‌گذاری هستند. دوم، نتایج این مطالعه تأکید می‌کند که انتظارات مربوط به مدت زمان تعطیلی بنگاه - که در این مرحله از بحران، تغییرات تصادفی رخ می‌دهد - یک عامل مهم تعیین‌کننده راهکارهای منتخب بنگاه‌ها است. شرکت‌هایی که انتظار دارند این تعطیلی طولانی‌تر شود، با احتمال بیشتری به اخراج کارگران و لغو یا به تعویق انداختن پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌پردازند.

بارتیک و همکاران[1] (۲۰۲۰) در صدد تهیه یک تصویر جامع، عمدتاً توصیفی در مورد میزان تأثیر شرکت‌های آمریکایی در بحران و چگونگی برنامه‌ریزی برای مقابله با اختلالات ایجاد شده توسط بیماری کرونا در مقاله خود بوده‌اند. از طرف دیگر، این مطالعه به این نکته اشاره می‌کند که چگونه وضعیت پیش از بحران شرکت‌ها انتظارات آن‌ها درباره مدت تعطیلی کسب و کارها و راهکارهایشان برای مقابله با بحران را شکل می‌دهد. بیکر و همکاران[2] (۲۰۲۰) نشان می‌دهند که عدم اطمینان در انتظارات شرکت‌ها در ایالات متحده و انگلیس به طور قابل توجهی افزایش یافته است. بلوم و همکاران[3] (۲۰۲۰) با بکارگیری مدل بیکر و همکاران (۲۰۲۰) برای کشور انگلستان نشان می‌دهند بسیاری از شرکت‌ها - به ویژه صنعت گردشگری و رستوران‌ها - انتظار دارند ویروس کرونا تأثیر قابل توجهی در فروش آن‌ها داشته باشد. حسن و همکاران[4] (۲۰۲۰) دریافتند که نگرانی‌های اصلی بنگاه‌ها در مرحله اولیه همه‌گیری ویروس کرونا به‌نظر می‌رسد عدم تقاضا، اختلال در زنجیره‌های تأمین و افزایش عدم قطعیت باشد.

در ایران مطالعه‌ای در خصوص اثر کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی انجام نشده است. در این بخش مطالعات مرتبط با بخش‌های مختلف اقتصادی بیان می‌شود. زارع (۱۳۹۹) اثر بلند مدت کاهش تعرفه‌ها را بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی کشور نظیر کشاورزی، صنعت و خدمات با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی نموده است. به همین منظور از

1. Bartik (2020)
2. Baker (2020)
3. Bloom (2020)
4. Hassan (2020)

روش کالیبراسیون استفاده شده است. نتایج بررسی بیان‌گر این است که به دنبال الحاق بـه سـازمان جهانی تجارت هر چند ارزش افزوده بخش کشاورزی پس از حدود یک دهه کاهش ملایم، رشد آرام خود را آغاز می‌کند اما ارزش افزوده در دو بخش صنعت و خدمات، با کاهش قابل تـوجهی همراه خواهد بـود. نجـاتی (۱۳۹۶) نقـش سـرمایه‌گذاری مسـتقیم خـارجی را بـر اقتصـاد ایـران بـا بکارگیری مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کرده است. نتایج این تحقیـق نشـان می‌دهـد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند تولید بخش‌های مختلف اقتصادی اعم از صنعت، خـدمات و کشاورزی را بهبود بخشیده و روند قیمتی آن‌ها را کاهش دهد.

۴- تصریح مدل

در این مقاله برای بررسی اثر بحران ویروس کرونا بر بخش‌های مختلـف اقتصـادی کشـور از یـک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی ایـن امکان را به سیاست‌گذار می‌دهد که بتوانـد اثـر تغییـرات در هـر نـوع متغیـر را بـا وجـود نهادهـای مختلف خانوارها، بنگاه‌ها و سیاست‌گذاران بانک مرکزی و دولت مورد بررسی قرار دهد.

چارچوب اصلی مدل در این مقاله بر پایه مدل استاندارد نیوکینزی پایه‌ریزی شده و با توجه به مطالعات تودا (۲۰۲۰)، پوچیم و همکاران (۲۰۲۰)، بارتیک و همکاران (۲۰۲۰)، آتا منسا و دیب[1] (۲۰۰۸) و آگنور و همکاران[2] (۲۰۱۲) تعدیل و با در نظر گرفتن شوک کرونا بسط داده شده است. مدل از پنج بخش خانوارها، بنگاه‌ها، دولت، نفت و مقام پولی تشکیل شده است. با توجه به هدف مقاله که آسیب‌پذیری بخش‌های مختلف اقتصادی را از شیوع ویروس کرونا بررسی می‌کند، سه بخش اقتصادی کشاورزی، صنعت و خدمات در نظر گرفته شده است.

مدل مورد نظر این مقاله نکاتی را مد نظر قرار داده است که آن را از سایر مطالعات متمـایز سـاخته است که عبارت هستند از:

در این مقاله برای طراحی بخش خانوار سعی شده است از مـدل اسـتاندارد نیـوکینزی بهـره گرفتـه شود، سپس با بکارگیری مدل SIR همچون مطالعه تودا (۲۰۲۰)، عرضه نیروی کار به سـه قسـمت افـراد در معـرض بیمـاری، افـراد بیمـار و افـراد تعیـین تکلیف‌شـده تقسـیم شـده‌اند. افـراد تعیـین تکلیف‌شده به سه‌گروه افراد سالم، افراد بهبودیافته و فوت کرده تقسیم شده‌اند.

برای ویروس کرونا یک شوک در نظر گرفته شده است.

---

[1]. Atta Mensa and Dib (2008)
[2]. Agenor (2012)

بخش‌های مختلف اقتصادی به سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات تقسیم شده است.
اثر شوک کرونا بر هزینه تولید بررسی شده است.
در ادامه به طور مشروح مدل مورد نظر این مقاله بیان می‌شود.

۱-۴- خانوار

فرض بر این است که اقتصاد از تعداد زیادی خانوارهای مشابه تشکیل شده است که از سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات کالا و خدمات دریافت و مصرف می‌کنند و به این سه بخش نیروی کار عرضه می‌کنند. بخش‌های مختلف اقتصادی با اندیس i نشان داده شده‌اند. این خانوارها مصرف کالاها و خدمات c_t^i، نگهداری مانده‌های حقیقی پول m_t^i، عرضه نیروی کار N_t^i و نگهداری اوراق مشارکت B_t^i را به نحوی انتخاب می‌کنند که تابع مطلوبیت رابطه (۱۳) حداکثر شود. این خانوارها در مقابل خرید اوراق مشارکت $R_t^b = 1 + r_t^b$ دریافت می‌کنند.
خانوار نماینده دارای ترجیحاتی به شکل ذیل است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} U^i(C_t^i, M_t^i, N_t^i) \qquad (۱۳)$$

که با توجه به شکل تبعی تابع مطلوبیت، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار کسب می‌کند به شکل ذیل خواهد بود.

$$\sum_{s=0}^{\infty}(\beta^{ih})^s E_t \left[\frac{{c_t^i}^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - cov_t \frac{{N_t^i}^{1+\sigma_n}}{1+\sigma_n} + \frac{1}{1-\vartheta}\frac{{M_t^i}^{1-\vartheta}}{P_t}\right] \qquad (۱۴)$$

که E_t عملگر انتظارات، $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل، c_t^i مصرف حقیقی خانوار از سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات، N_t^i عرضه نیروی کار برای استفاده در فرآیند تولید کالای واسطه در سه بخش اقتصادی، σ_c معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف[1]، σ_n معکوس کشش جانشینی بین زمانی کار[2]، M_t^i نقدینگی در دست خانوار و ϑ کشش بهره‌ای پول است. خانوار نماینده، دوره t را با M_{t-1}^i واحد پول که از دوره قبل به جا مانده است، شروع می‌کند و N_t^i نیروی کار در اختیار دارد که آن را به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه عرضه می‌کند. خانوار از محل عرضه نیروی کار، w_t^i دستمزد (درآمد) کسب می‌کند و به اندازه T_t^i به دولت مالیات

[1]. Inverse of the Elasticity of Intertemporal Substitution of Consumption
[2]. Inverse of the Elasticity of Intertemporal Substitution of Labor

پرداخت می‌کند. خانوار بخشی از درآمد خود را صرف خرید کالاهای نهایی می‌کند، بخشی را سرمایه‌گذاری می‌کند که i_t^i سرمایه‌گذاری واقعی است و بخشی دیگر را به صورت پول نقد نگهداری می‌کند. همچنین فرض شده که خانوار مالک بنگاه است و در نتیجه سود بنگاه π_t^f به وی تعلق می‌گیرد.

در معادله (۱۵) فرض شده است، مصرف کالاها به قیمت حقیقی c_t^i، ترکیبی از مصرف کالای کشاورزی c_t^A، صنعت c_t^M و خدمات c_t^S است که توسط بنگاه‌های تولیدی تأمین می‌شود. این کالاها از طریق جمع‌گر دیکسیت استیگلیتز[1] با هم ترکیب می‌شوند (عطار و همکاران، ۱۳۹۸).

$$c_t^i = \left[\chi_A^{\frac{1}{\eta_c}}(c_t^A)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + \chi_M^{\frac{1}{\eta_c}}(c_t^M)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + \chi_S^{\frac{1}{\eta_c}}(c_t^S)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}}\right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c-1}} \qquad (۱۵)$$

که در آن χ_A، χ_M، χ_S به ترتیب سهم کالاهای کشاورزی، صنعتی و خدمات در کل سبد مصرفی خانوارها و $\chi_A + \chi_M + \chi_S = 1$ و η_c کشش جانشینی بین کالاهای کشاورزی، صنعت و خدمات را نشان می‌دهد. با توجه به شیوع ویروس کرونا، نیروی کار تحت تأثیر این بیماری بوده و کل عرضه نیروی کار با توجه به این بیماری به‌صورت رابطه ۱۶ قابل بازنویسی است.

$$N_t = S_t^{\omega s scov} Icov_t^{\omega il\, icov} R_t^{wr\, rcov} \qquad (۱۶)$$

که در آن S_t^i، $Icov_t^i$، R_t^i به ترتیب افراد مستعد بیماری، افراد بیمار و افراد تعیین تکلیف‌شده (سالم، بهبود یافته یا فوت کرده) می‌باشند. Scov، icov، rcov به ترتیب نرخ انتقال بیماری، نرخ ابتلا به بیماری و نرخ تعیین تکلیف‌شده هستند، به طوری که scov>0، icov>0 و rcov>0 بوده و scov+icov+rcov=1 است. ωs، ωil، wr سهم هر یک از افراد مستعد بیماری، افراد بیمار و افراد تعیین تکلیف‌شده در کل عرضه نیروی کار است. cov_t شوک بیماری کرونا است که از فرآیند ۱۷ تبعیت می‌کند.

$$cov_t = \rho_{cov} cov_{t-1} + (1-\rho_{cov})\overline{cov} + \varepsilon_{covt} \qquad \rho_{cov}\epsilon(0,1) \qquad (۱۷)$$
$$\varepsilon_{covt} \sim N(0, \sigma_{cov})$$

[1]. Dixit and Stiglitz (1977)

سرمایه‌گذاری i_t^i به موجودی سرمایه ابتدای دوره K_t^i اضافه می‌شود و موجودی سرمایه دوره بعد K_t^i را ایجاد می‌کند. موجودی سرمایه در ابتدای دوره t+1 بصورت رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$K_{t+1}^i = (1-\delta^i)K_t^i + i_t^i \qquad (۱۸)$$

با توجه به روابط ۱۳ تا ۱۸، قید بودجه خانوار نماینده عبارت است از:

$$m_t^i + c_t^i + i_t^i = w_t^i N_t^i + r_t^{ki} k_t^i + \frac{m_{t-1}^i}{\pi_t} + \frac{\pi_t^f}{p_t} \qquad (۱۹)$$

w_t دستمزد حقیقی، $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ مقدار حقیقی پول و $\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_t}$ تورم است.

مسئله تصمیم‌گیری خانوار در سه مرحله بررسی می‌شود. در مرحله اول، خانوار تصمیم می‌گیرد که چه ترکیبی از کالاهای مصرفی را انتخاب نماید تا این‌که هزینه به‌دست‌آوردن سطح معینی از مصرف کالای ترکیبی حداقل شود. در مرحله دوم با توجه به هزینه دسترسی در هر سطح معینی از مصرف c_t^i، خانوار مقادیر بهینه‌ای از c_t^i، N_t^i، k_t^i، m_t^i به گونه‌ای تعیین می‌کند که مطلوبیتش حداکثر شود. در مرحله سوم خانوار تلاش می‌کند تا تابع مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه حداکثر نماید. پس از بهینه‌یابی مقید توسط خانوار شرایط مرتبه اول مسأله بهینه‌یابی خانوار نسبت به c_t^i، N_t^i، k_t^i، m_t^i بدست می‌آید.

۲-۴- تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که کالاهای واسطه‌ای j را از سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات خریداری می‌کند و با استفاده از جمع‌گر دیکسیت استیگلیتز کالای نهایی را تولید می‌کند.

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{jt}^{i\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad (۲۰)$$

Y_{jt}^i بیان‌گر کالای واسطه‌ای j در بخش i است. کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت θ بین آن‌ها برقرار بوده و θ f 1 است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند خرید خود را از کالاهای واسطه با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود و در نتیجه تابع تقاضا برای محصول متمایز تولید شده

توسط هر یک از بنگاه‌های واسطه به صورت ذیل است:

$$Y_{jt}^{i} = \left(\frac{P_{jt}^{i}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \qquad (۲۱)$$

که تقاضا برای کالای j در بخش i تابعی از قیمت نسبی $\frac{P_{jt}^{i}}{P_t}$ (نسبت قیمت آن به قیمت کالای نهایی) و تولید کالای نهایی است و با تحمیل شرط سود صفر برای تولیدکننده کالای نهایی، قیمت کالای نهایی به صورت ذیل خواهد بود:

$$P_t = \left(\int_0^1 {P_{jt}^{i}}^{1-\theta} d_j\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۲۲)$$

۳-۴- تولیدکننده کالای واسطه

هر تولیدکننده کالای واسطه‌ای j، در بخش i با ترکیب سرمایه و نیروی کار، کالای واسطه‌ای تولید می‌کند که آن را در شرایط رقابت ناقص می‌فروشد. برای لحاظ هزینه تعدیل قیمت از قاعده روتمبرگ(۱۹۸۲)[1] استفاده می‌شود.

$$Y_{jt}^{i} = A_t^{i}\left(N_{jt}^{i}\right)^{1-\alpha_i}\left(K_{jt}^{i}\right)^{\alpha_i} \qquad (۲۳)$$

که N_{jt}^{i} عرضه نیروی کار در هر بخش و $\alpha\epsilon(0,1)$ و A_t^{i} بیان‌گر شوک تکنولوژی در هر بخش است که از فرآیند زیر تبعیت می‌کند:

$$A_t^{i} = \rho_A^{i} A_{t-1}^{i} + \left(1-\rho_A^{i}\right)\bar{A} + \varepsilon_A^{i} \qquad \rho_A^{i}\epsilon(-1,1) \text{ و } \varepsilon_A^{i}\sim N(0,\sigma_A) \qquad (۲۴)$$

همانند روتمبرگ (۱۹۸۲) بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای j در بخش i با هزینه تعدیل زیر مواجه است:

$$PAC_{jt}^{i} = \frac{\varphi_f^{i}}{2}\left(\frac{P_{jt}^{i}}{\bar{\pi}P_{jt-1}^{i}} - 1\right)^2 Y_t \qquad (۲۵)$$

[1]. Rotemberg (1982)

که $\varphi_f^i > 0$ پارامتر هزینه تعدیل یا درجه چسبندگی قیمت، φ_f^i نرخ تورم در وضعیت تعادل پایدار و Y_t کل تولید است. بنگاه بخش i به دنبال حداکثرسازی مجموع سود حقیقی جاری وآتی است:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\pi_{t+s}^{fi}}{P_{t+s}^i} \quad (۲۶)$$

که در آن تابع سود اسمی بنگاه i عبارت است از:

$$\pi_{jt}^{fi} = P_{jt}^i Y_{jt}^i - P_t mc_t^i Y_{jt}^i - PAC_{jt}^i \quad (۲۷)$$

بنگاه بخش i سود انتظاری را با توجه به روابط (۲۰) تا (۲۵) و نسبت به سرمایه K_{jt}^i، نیروی کار N_{jt}^i و P_{jt}^i حداکثر می‌سازد. mc_t^i هزینه نهایی است که به‌صورت رابطه زیر قابل استخراج است.

$$MC_t^i = \frac{W_t^i \times N_t^i}{P_t^i (1-\alpha_i) Y_t^i} \quad (۲۸)$$

در این مقاله با توجه به واقعیات اقتصادی، فرض شده است قیمت بخش خدمات و کشاورزی تابعی از هزینه نهایی و قیمت دوره قبل بخش مربوط به خود هستند.

۴-۴- بانک مرکزی، دولت و بخش نفت

بانک مرکزی مرجع پولی و یکی از سیاست‌گذاران اقتصادی است. بانک مرکزی ایران از ابزارهای مستقیم و غیر مستقیم برای اعمال سیاست پولی استفاده می‌کند. یکی از این ابزارها تعیین نرخ سود است. در این مقاله فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذار پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ سود اوراق مشارکت می‌باشد. همچنین فرض می‌شود که سیاست‌گذاری پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ سود اوراق مشارکت را به‌صورت کاملاً صلاحدیدی در جهت رسیدن به دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف و تثبیت نرخ رشد پول تعیین می‌کند. به علاوه، فرض می‌شود که بانک مرکزی هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی برای تورم که برای عموم اعلام گردد، ندارد. با این حال به دلیل وجود هدف‌گذاری در برنامه‌های توسعه، سیاست‌گذاران همیشه سعی‌دارند تا یک هدف ضمنی را دنبال نمایند. با توجه به این نکات معادله ۲۹ نشان می‌دهد نرخ رشد پول بستگی به تفاوت نرخ رشد پول

دوره قبل از وضعیت پایدار، نرخ تورم دوره جاری و نرخ تـورم پایـدار، و تفـاوت تولیـد ناخـالص داخلی از وضعیت پایدار دارد.

$$1 + r_t^b = \left(\frac{1+r_{t-1}^b}{1+\overline{r_b}}\right)^{\rho_{rr}} \left(\frac{1+\pi_t}{1+\overline{\pi}}\right)^{\rho_{\pi r}} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\rho_{yr}} \left(\frac{1+\dot{m}_t}{1+\overline{m}}\right)^{\rho_{mr}} \varepsilon_{tr} \qquad (۲۹)$$

که ρ_{rr}، $\rho_{\pi r}$، ρ_{yr} و ρ_{mr} به ترتیب وزن نرخ سود اوراق مشارکت دوره قبل، تورم، تولید و وزن نرخ رشد پول است. $\dot{m}_t$ نرخ رشد پول است که

$$\dot{m}_t = \frac{m_t}{m_{t-1}} \qquad (۳۰)$$

برای دولت یک رابطه تعادلی در نظر گرفته شده و فرض می‌شود که مخارج دولت از محل مالیات t_t، درآمد نفتی or_t، فروش ارواق قرضه b_t و سایر درآمدها تأمین مالی می‌شود. پس تابع مخارج حقیقی دولت عبارت است از:

$$g_t = {t_t}^{\Phi_t^g} {or_t}^{\Phi_{or}^g} {b_t}^{\Phi_B^g} {x_t}^{\Phi_x^g} \qquad (۳۱)$$

Φ_t^g وزن مالیات، Φ_{or}^g وزن درآمد نفتی، Φ_B^g وزن اوراق قرضه دولتی و Φ_x^g وزن سایر درآمـدها در تابع مخارج دولت است.

در این مقاله فرض شده است، درآمد مالیاتی دولت، اوراق قرضه دولتی و سایر درآمـدها تـابعی از تولید ناخالص داخلی هستند. بنابراین:

$$t_t = \varphi_t^y y_t \qquad (۳۲)$$

$$b_t = \varphi_b^y y_t \qquad (۳۳)$$

$$x_t = \varphi_x^y y_t \qquad (۳۴)$$

درآمدهای حاصل از صادرات نفت، با یک فرآیند AR(1) تعریف شده است. این درآمد با یـک شوک همراه است که می‌تواند ناشی از تغییرات در صادرات نفـت or_t، تغییـرات در قیمـت نفـت P_t^o و یا تغییر در نرخ ارز e_t، باشد و همه این شوک‌ها در $\varepsilon_{or,t}$ خلاصه شده است. به این ترتیـب جریان درآمد نفتی به شکل ذیل تعریف می‌شود:

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1-\rho_{or})\overline{or} + \varepsilon_{or,t} \qquad \varepsilon_{or,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{or,t}}) \qquad (۳۵)$$

که or_t، جریان درآمد حقیقی نفت در دوره t و $\overline{or}$، سطح با ثبات جریان درآمدهای نفتی است. در این مقاله فرض شده است، تمام نفت تولیدی صادر می‌شود و به قیمت‌هایی که در بازارهای جهانی نفت تعیین می‌شود به فروش می‌رسد و درآمد نفتی را تشکیل می‌دهد. این درآمد که معمولاً به دلار برای کشور حاصل می‌شود، بر اساس نرخ ارزی که معمولاً در کشور ما به صورت برون‌زا توسط بانک مرکزی تعیین می‌گردد، به ریال تبدیل می‌شود. برای ممانعت از پیچیدگی محاسبات در تبدیل درآمد ارزی نفت به ریال، سعی شده است درآمد نفتی به ریال در نظر گرفته شود، بنابراین فرآیند تبدیل درآمد ارزی نفت به ریال مدل‌سازی نشده است.

۵-۴- شرط تسویه بازار

شرط تسویه بازار کالای نهایی به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود. بازار کالای نهایی در تعادل است. به این مفهوم که تولید y_t توسط خانوار c_t و دولت g_t مصرف می‌شود و به میزان i_t توسط بنگاه سرمایه‌گذاری می‌شود. ac_t هزینه تعدیل قیمت است که در بخش تولید تعریف گردید.

$$y_t = c_t + g_t + i_t + ac_t \qquad (۳۴)$$

۵- حل مدل

مدل معرفی شده در این مقاله با احتساب شرایط مرتبه اول خانوارها، بنگاه‌ها، شبکه بانکی و همچنین در نظر گرفتن توابع رفتاری دولت، بانک مرکزی و بخش نفت، شرایط تسویه بازار و شوک‌های مختلف در مجموع دارای ۲۷ معادله و ۲۷ متغیر مجهول است. سپس با اعمال فرض تقارن، متغیرهای k_{jt}^i، N_{jt}^i، y_{jt}^i، P_j^i به ترتیب برابر با k_t، N_t، y_t، P_t در نظر گرفته می‌شوند. در ادامه معادلات استخراج شده از شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی، با استفاده از روش اهلیگ[1] خطی می‌شوند. بدین ترتیب، سیستم معادلات معرفی شده در این مقاله، شامل معادلات خطی‌شده می‌باشد.

۵-۱- برآورد پارامترهای مدل و آزمون صحت مدل

قبل از برآورد پارامترها، ضروری است پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند، نظیر مقادیر پایدار

[1]. Ohlig

متغیرها، مشخص شده مقدار آن‌ها کالیبره شوند. برای محاسبه مقدار تعادل پایدار سری فرضی X_t به این صورت عمل شده که ابتدا معادله‌ای به شکل $\log(X_t) = C' + r'.trend$ طبق روش حداقل مربعات معمولی برای این سری تخمین زده شده است که در آن C' و r' به ترتیب برابر با عرض از مبدأ و ضریب جزء روند بوده و آنتی لوگ عرض از مبدأ تخمین زده شده، مقدار این سری در وضعیت تعادل پایدار را به‌دست می‌دهد.

پارامترهای مدل مشتمل بر ۲۷ پارامتر می‌باشد. مقدار پیشین پارامترها به نحوی کالیبره شده‌اند که ویژگی‌های اصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۶۰ را تصویر نمایند. سهم کالاهای کشاورزی، صنعت و خدمات در تولید بر اساس واقعیت اقتصادی ایران کالیبره شده است، به طوری که سهم بخش خدمات ۵۱ درصد، سهم بخش کشاورزی ۶ درصد و سهم بخش صنعت ۲۵ درصد در نظر گرفته شده است. عامل تنزیل و نرخ استهلاک با توجه به شرایط حل مدل انتخاب شده‌اند. برخی پارامترها نظیر هزینه تعدیل سرمایه و هزینه تعدیل قیمت، بر اساس مطالعات پیشین مقداردهی شده و برخی دیگر نظیر وزن متغیرهای سیاست پولی، با استفاده از نرم افزار Eviews و با توجه به تابع رفتاری تعریف شده برای آن‌ها محاسبه شده است. انتخاب پارامتر فرآیند برون‌زای شوک نفت با استفاده از داده روندزدایی شده برای متغیر یاد شده در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۰ و برآورد الگوی زیر صورت گرفته است:

$$\log(X_t) = c + \rho \log(X_{t-1}) + \varepsilon_{x_t}$$

مقدار ρ به عنوان ضریب خودرگرسیونی و میزان انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق، به عنوان مقدار انحراف معیار متغیر در مدل وارد شده است. پارامتر فرآیند برون‌زای شوک بهره‌وری و شوک بیماری کرونا به صورت انتخابی با توجه به ساختار مدل انتخاب شده است.

سپس پارامترها با استفاده از روش بیزین[1] و الگوی متروپولیس – هستینگز[2] برآورد شده‌اند. در ادامه برای تخمین سایر پارامترها باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[3] پارامترها، تعیین گردد. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده از روش بیزی پارامترها را برآورد نمود. لازم به ذکر است که توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس

1. Baysian
2. Metropolis-Hastings Algorithm
3. Prior Mean and Standard Deviation

ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است. توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترها و انحراف معیار آنان (یعنی میانگین و انحراف معیار پسین[1]) در جدول شماره (۱) ارائه شده است. برآورد مدل در فضای برنامه داینار تحت نرم افزار MATLAB صورت گرفته است.

جدول ۱: برآورد برخی از پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برگرفته از	میانگین پسین (انحراف معیار پسین)
η_c	کشش جانشینی مصرف	۰/۹۶۳ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۹۹۸۷ (۰/۰۱)
$Scov$	نرخ انتقال بیماری	۰/۳۳ (۰/۰۱)	فرض شده است نرخ انتقال بیماری، نرخ ابتلا به بیماری و نرخ تعیین تکلیف‌شده با هم برابر هستند.	۰/۳۰۵۲ (۰/۰۱)
$icov$	نرخ ابتلا به بیماری	۰/۳۳ (۰/۰۱)		۰/۳۰۴۶ (۰/۰۲)
$rcov$	نرخ تعیین تکلیف‌شده	۰/۳۳ (۰/۰۱)		۰/۳۰۶۱ (۰/۰۱)
α_A	کشش تولید نسبت به سرمایه در بخش کشاورزی	۰/۶۰۰ (۰/۰۱)	متناسب با ساختار مدل	۰/۶۲۶۰ (۰/۰۱)
α_M	کشش تولید نسبت به سرمایه در بخش صنعت	۰/۶۳ (۰/۰۱)	متناسب با ساختار مدل	۰/۵۷۰۴ (۰/۰۳)
α_S	کشش تولید نسبت به سرمایه در بخش خدمات	۰/۶۵ (۰/۰۱)	متناسب با ساختار مدل	۰/۵۸۳۸ (۰/۰۰۰۱)
γ_A	نرخ استهلاک در بخش کشاورزی	۰/۱۲۱ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۰۶۷۵ (۰/۰۱)
γ_M	نرخ استهلاک در بخش صنعت	۰/۱۰ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۱۶۶۵ (۰/۰۱)
γ_S	نرخ استهلاک در بخش خدمات	۰/۰۸۴ (۰/۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۱۶۰۷ (۰/۰۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جهت بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش بیزی از دو آزمون تشخیصی تک متغیره و چند متغیره بروکز و گلمن[2](۱۹۹۸) استفاده می‌شود. بر اساس آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای کلیه پارامترها به یکدیگر نزدیک شده و نهایتاً به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند

[1]. Posterior Mean and Standard Deviation
[2]. Brooks and Gelman (1998)

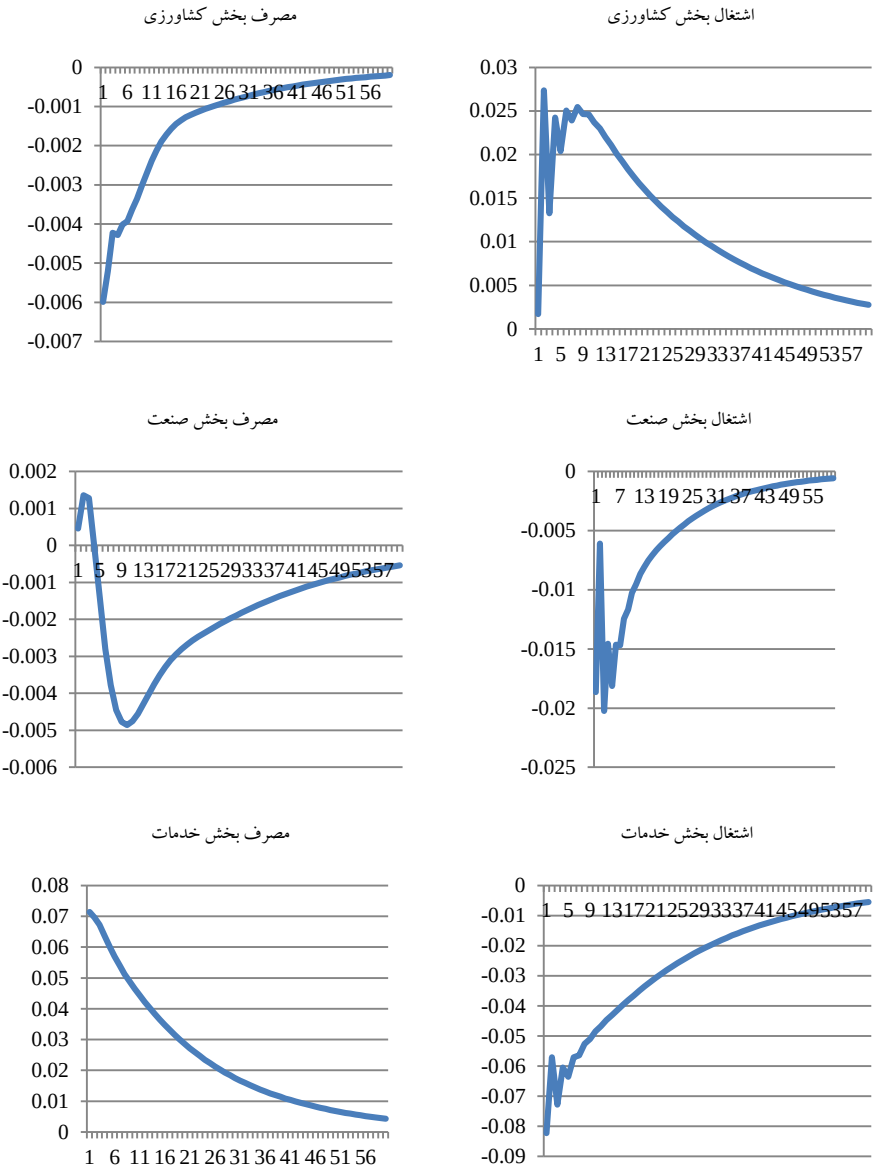
و با توجه به اینکه آزمون چند متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای نیز به مقدار ثابتی همگرا می‌شوند، می‌توان گفت نتایج برآورد رویکردی بیزی با استفاده از روش بیزی از صحت خوبی برخوردار هستند. روش دیگر انطباق نمای محاسبه شده برای هر پارامتر با حداکثر لگاریتم چگالی پسین است. در این مدل نمای محاسبه شده با حداکثر لگاریتم چگالی پسین در مورد کلیه پارامترها منطبق بوده و بیان‌گر صحت برآوردها است. در این نمودار، چنانچه کرنل لگاریتم درستنمایی افقی باشد، به معنی آن است که داده‌های مورد استفاده حاوی اطلاعات در مورد پارامتر نمی‌باشد.

۲-۵- تجزیه و تحلیل توابع عکس العمل

پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد استفاده از این پارامترها در مدل و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران است. توابع عکس‌العمل آنی در برابر یک شوک ویروس کرونا به اندازه یک انحراف معیار در نمودار شماره (۱) نشان داده شده است. در این نمودار اثر شوک بیماری کرونا بر متغیرهای مصرف و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی نشان داده شده است. مقایسه اشتغال در سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات حاکی از این است که اشتغال در بخش کشاورزی افزایش می‌یابد. اما اشتغال در بخش صنعت و خدمات با کاهش مواجه می‌شود. ضمن آن‌که کاهش اشتغال در بخش خدمات بیش از کاهش اشتغال در بخش صنعت رخ می‌دهد. از طرف دیگر با وجود شوک کرونا، مصرف کالاهای کشاورزی کاهش می‌یابد اما مصرف کالاهای صنعت و خدمات افزایش می‌یابد، ضمن آن‌که افزایش مصرف کالای خدمات بیش از کالای صنعت رخ می‌دهد.

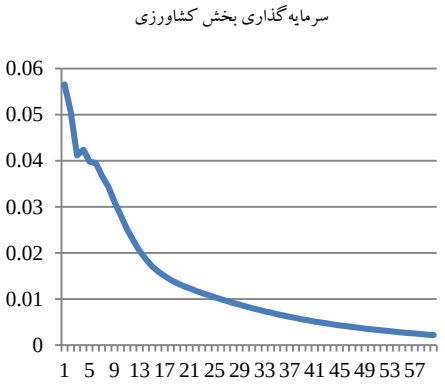
اثر شوک کرونا بر سرمایه‌گذاری و تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی در نمودار ۲ بررسی شده است. مقایسه اثر ویروس کرونا بر سرمایه‌گذاری بخش‌های مختلف اقتصادی بیان‌گر این است که سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی افزایش می‌یابد، بخش کشاورزی از جمله بخش‌های استراتژیک است که در این دوره بیش از هر دوره دیگر نیازمند توجه خاص است. اما سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و خدمات کاهش می‌یابد و میزان کاهش سرمایه‌گذاری در بخش صنعت بیش از میزان کاهش سرمایه‌گذاری در بخش خدمات است. همچنین اثر ویروس کرونا بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی نشان می‌دهد، تولید در بخش کشاورزی افزایش می‌یابد، اما تولید در بخش‌های صنعت و خدمات کاهش می‌یابد و کاهش تولید در بخش صنعت بیش از بخش خدمات است. تعطیلی بنگاه‌ها ناشی از ویروس کرونا و شرایط تحریم‌ها و همچنین کمبود

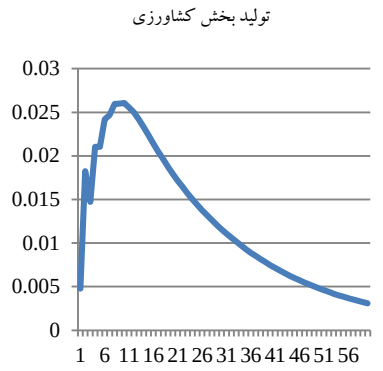
مواد اولیه و واسطه بخش صنعت را با رکود شدید مواجه خواهد ساخت. این امر مستلزم برنامه‌ریزی و اتخاذ تصمیمات در این حوزه است.

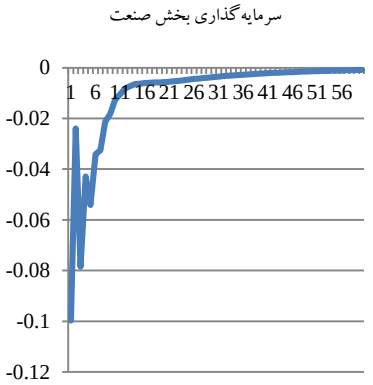


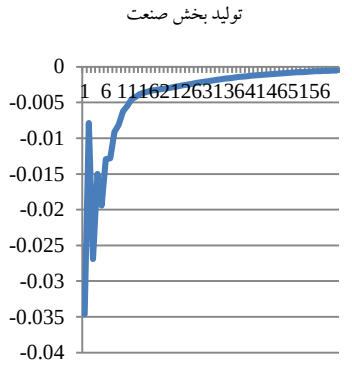
مأخذ: محاسبات تحقیق

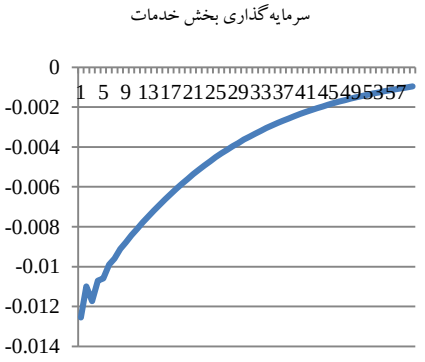
نمودار ۱: اثر شوک کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی با تأکید بر خانوارها

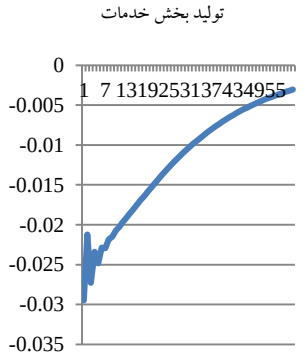






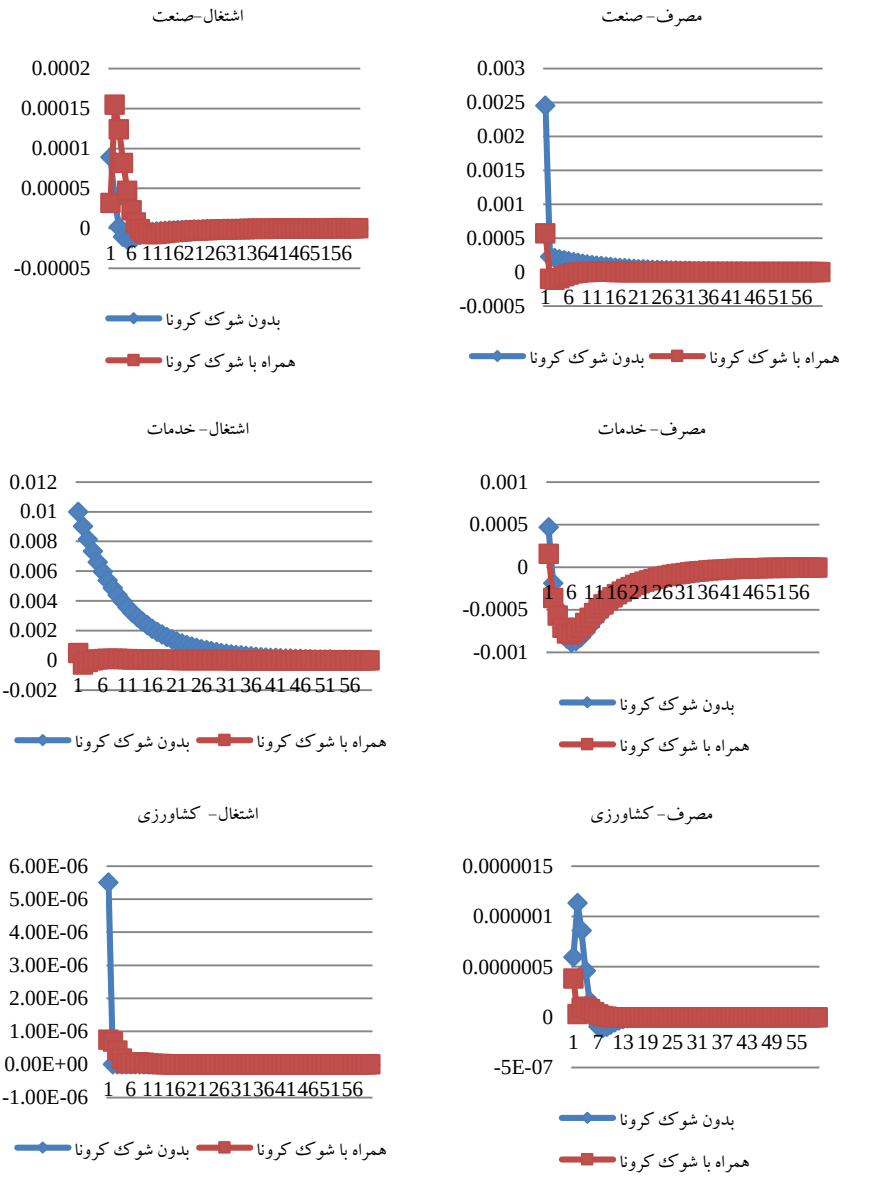






مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۲: اثر شوک کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی با تأکید بر بنگاه‌ها



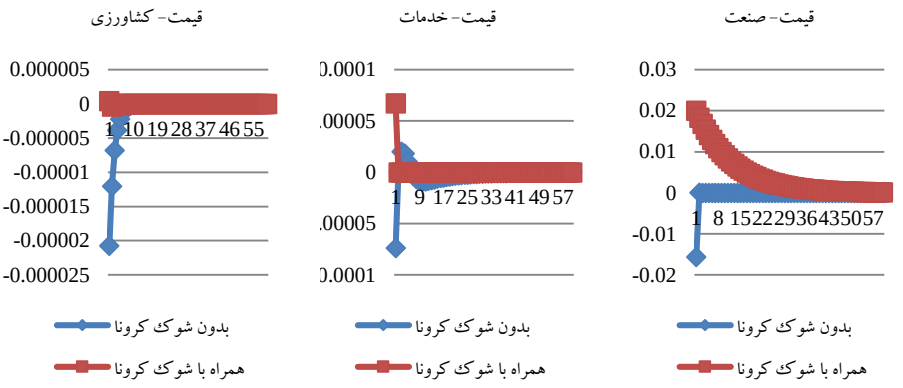
مأخذ: محاسبات تحقیق

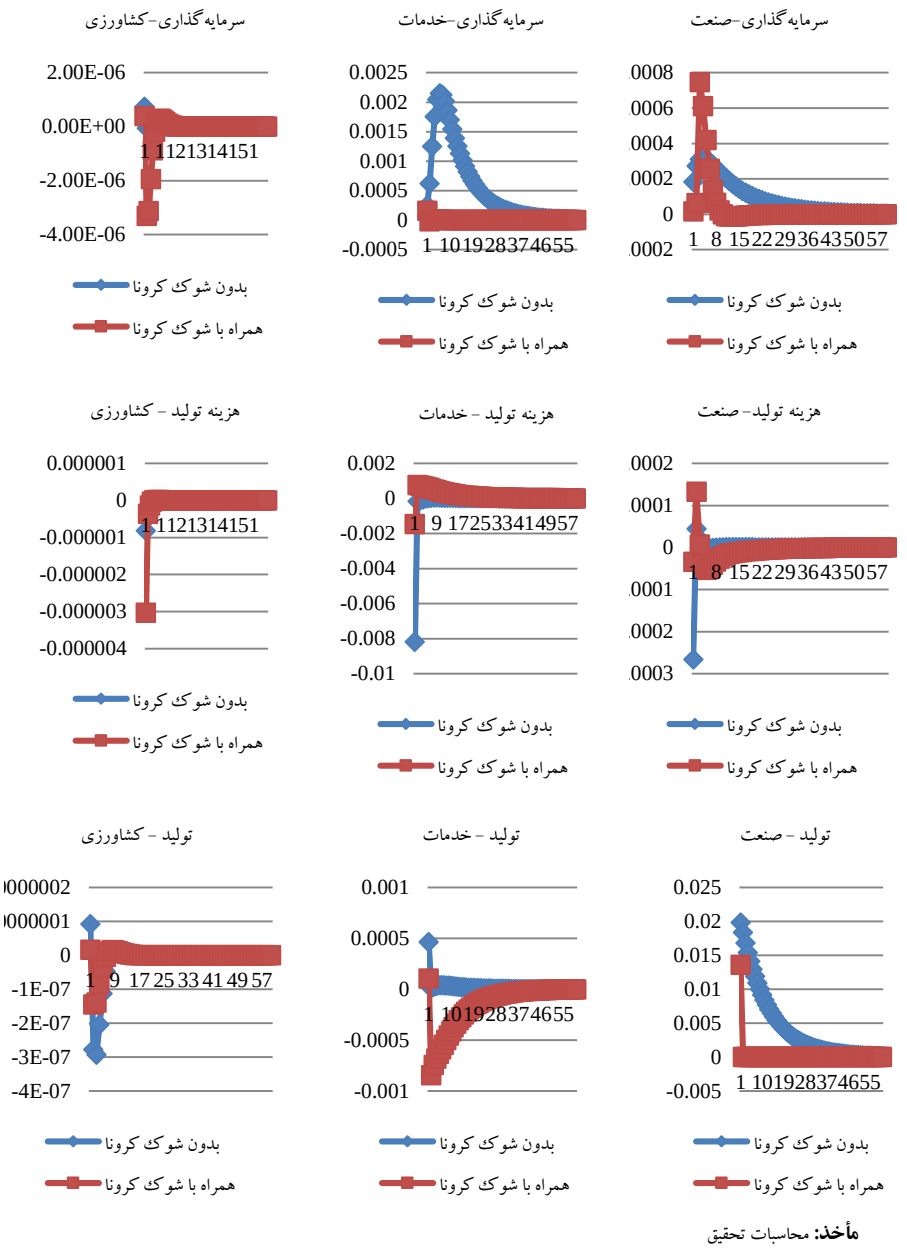
نمودار ۳: اثر شوک نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصادی با تأکید بر خانوارها

توابع عکس‌العمل آنی در برابر یک شوک مثبت نفتی به اندازه یک انحراف معیار، بر دستمزد، مصرف و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی در نمودار ۳ نشان داده شده است. همان‌طور که

انتظار می‌رود، با شوک مثبت درآمد نفتی، در شرایط عدم وجود و وجود ویروس کرونا، مصرف و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی افزایش می‌یابد، اما در شرایط وجود ویروس کرونا این افزایش کمتر از شرایط عدم وجود ویروس کرونا است. همچنین مصرف در بخش صنعت بیش از دو بخش دیگر افزایش می‌یابد. اما اشتغال در بخش خدمات در شرایط بدون شوک کرونا، بیش از سایر بخش‌ها افزایش یافته و کاهش آن نیز بیش از سایر بخش‌ها است.

توابع عکس‌العمل آنی در برابر یک شوک مثبت نفتی به اندازه یک انحراف معیار، بر قیمت، سرمایه‌گذاری، هزینه تولید و تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی در نمودار ۴ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، شوک مثبت درآمد نفتی بدون شوک کرونا، منجر به کاهش قیمت‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی، بهبود سرمایه‌گذاری، کاهش هزینه تولید و بهبود تولید می‌شود، اما همراهی این شوک با شوک منفی ویروس کرونا، اثرات مثبت آن را کاهش داده است. به‌طوری‌که قیمت‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی افزایش یافته و سرمایه‌گذاری و تولید علی‌رغم مثبت بودن، کمتر از شرایط بدون شوک کرونا هستند. ضمن آن‌که هزینه تولید نیز در شرایط وجود شوک ویروس کرونا، در همه بخش‌های مختلف اقتصادی افزایش داشته است. مقایسه بخش‌های مختلف اقتصادی بیان‌گر این است که کاهش سرمایه‌گذاری و تولید در بخش صنعت بیش از سایر بخش‌های مختلف اقتصادی بوده است و هزینه تولید نیز در این بخش بیش از سایر بخش‌ها افزایش داشته است.





مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۴: اثر شوک نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصادی با تأکید بر بنگاه‌ها

۶- نتایج

ویروس کرونا ابتدا از چین آغاز شد و به سایر کشورها انتقال یافت. در ایران نیز ویروس کرونا از

زمستان سال ۱۳۹۸، شایع شد. متعاقب آن تعطیلی مدارس، فاصله اجتماعی، تعطیلی کسب و کارهای پر خطر و کاهش ساعات اداری و دورکاری آغاز شد. آن‌چه برای سیاست‌گذاران مهم است عمق و شدت اثرگذاری گسترش این ویروس بر اقتصاد کشور است. بخش‌های مختلف اقتصادی نظیر کشاورزی، صنعت و خدمات با اندازه‌های مختلف از این شوک متأثر شده‌اند. اندازه‌گیری و بررسی این اثرها می‌تواند در اتخاذ سیاست‌گذاری‌های اقتصادی راهنمای مناسب باشد. با توجه به اهمیت موضوع در این مقاله با بکارگیری مدل SIR، در چارچوب DSGE، اثر ویروس کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی بررسی شده است. به همین منظور ۵ بخش خانوار، بنگاه، دولت، بانک مرکزی و نفت در نظر گرفته شده است. در بخش خانوار عرضه نیروی کار به سه گروه افراد بیمار، افراد ناقل و افراد تعیین تکلیف شده (فوت‌کرده، بهبودیافته و سالم) تقسیم شده است. ویروس کرونا با تأثیر بر اشتغال بر بخش‌های مختلف اقتصادی اثرگذار است. به همین دلیل این ویروس در این مقاله در بخش اشتغال مدل‌سازی شده است.

نتایج بررسی بیان‌گر افزایش قیمت‌ها و هزینه تولید و کاهش تولید، اشتغال، سرمایه‌گذاری و مصرف است. از طرف دیگر بررسی اثر شوک کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی بیان‌گر این است که اگر چه تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف در بخش‌های صنعت و خدمات کاهش می‌یابد، اما این متغیرها در بخش کشاورزی در حال افزایش است. از طرف دیگر میزان کاهش تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف در بخش صنعت بیش از سایر بخش‌ها است. این نتایج با نتایج مطالعات تودا (۲۰۲۰)، پوچیم و همکاران (۲۰۲۰) و بارتریک و همکاران (۲۰۲۰) مشابه است.

همچنین بررسی اثر شوک مثبت درآمد نفتی بیان‌گر این است که در شرایط عدم وجود شوک ویروس کرونا، شوک مثبت درآمد نفتی منجر به کاهش قیمت‌ها و دستمزدها و همچنین هزینه تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی شده و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌شود. اما همراهی این شوک با شوک منفی ویروس کرونا، اثرات مثبت آن را کاهش داده و ضمن افزایش قیمت‌ها و هزینه‌های تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی، سرمایه‌گذاری، تولید، مصرف و اشتغال را در بخش‌های مختلف اقتصادی کاهش می‌دهد. ضمن آن‌که این اثرات منفی در بخش صنعت بیش از دو بخش خدمات و کشاورزی خواهد بود.

با توجه به اثرات شوک کرونا بر بخش‌های مختلف اقتصادی که همزمانی آن با شرایط تحریم، رکود اقتصادی را تشدید نموده است، پیشنهاد می‌شود، به‌صورت دقیق و بر اساس رشته فعالیت در بخش‌های مختلف اقتصادی اثر میزان آسیب ناشی از ویروس کرونا اندازه‌گیری شود. سپس با

توجه به میزان آسیب وارد شده به بخش‌های مختلف اقتصادی و رشته فعالیت از بسته‌های حمایتی نظیر کاهش یا معافیت مالیات، و افزایش سوبسید استفاده شود. ضروری است سیاست‌های مناسب برای تقویت سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی صورت پذیرد این موضوع مستلزم ثبات در سیاست‌های پولی و مالی است. بهتر است سیاست‌های حمایتی اعتباری نظیر عرضه تسهیلات ارزان قیمت یا با مدت بازپرداخت بلندمدت یا با تأخیر مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. بهتر است با توجه به شرایط پیش‌آمده، ارائه خدمات الکترونیکی تقویت شود.

References

Agenor, P.R. Alper, K. and Pereira Da Silva, L. A. (2012). "Capital Requirements and Business Cycles with Credit Market Imperfections". Journal of Macroeconomics **34**(3): 687-705.

Anderson, R. M. Heesterbeek, H. Klinkenberg, D. and Hollingsworth, T. D. (2020). "How will Country-Based Mitigation Measures Influence the Course of the COVID-19 Epidemic?". Lancet **395**(10228): 931-934.

Atta-Mensa, J. & Dib, A. (2008). "Bank Lending, Credit Shocks, and the Transmission of Canadian Monetary Policy". International Review of Economics and Finance **17**(1): 159-176.

Attar, K. Fatahi, S. and Sohaili, K. (2019). "Investigating the Impact of Total Factor Productivity Shocks of Agricultural, Industrial and Services Sectors on the Macro and Sectoral Variables of Iran's Economy: DSGE Approach". Applied Theories of Economics **6**(1(20)): 129-148. (In Persian)

Baker, S. R. Bloom, N. Davis, S. J. and Terry, S. J. (2020). "COVID-Induced Economic Uncertainty". NBER Working Paper **26983**: 1-16.

Barro, R. J. Ursua, J. F. and Weng, J. (2020). "The Coronovirus and the Great Influenza Pandemic: Lessons from the Spanish Flu for the Coronovirus's Potential Effects on Mortality and Economic Activity". NBER Working Paper No. **26866**: 1-26.

Bartik, A. W. Bertrand, M. Cullen, Z. B. Glaeser, Edward L. Luca, M. and Stanton, C. T. (2020). "How Are Small Businesses Adjusting to COVID-19? Early Evidence from a Survey". NBER Working Paper **26989**: 1-35.

Bloom, N. Bunn, P. Chen, S. Minzen, P. and Smietanka, P. (2020). "The Economic Impact of Coronavirus on UK Businesses: Early Evidence from the Decision Maker Panel". https://voxeu.org/article/economic-impact-coronavirus-uk-businesses, accessed: 4/28/2020.

Brooks, S. P. and Gelman. A. (1998). "Alternative Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations". Journal of Computational and Graphical Statistics **7**: 434-455.

Buchheim, L. Dovern, J. Krolage, C. and Link, S. (2020). "Firm-Level Expectations and Behavior in Response to the COVID-19 Crisis". CESifo Working Paper No. **8304**: 1-28.

Correia, S. Luck, S. and Verner, E. (2020). "Pandemics Depress the Economy, Public Health Interventions Do Not: Evidence from the 1918 Flu". SSRN Electronic Journal: 1-45.

Dingel, J. I. and Neiman, B. (2020). "How Many Jobs Can be Done at Home?". NBER Workinh Paper No. **26948**: 1-19.

Dixit, A. K. and Stiglitz, J. E. (1977). "Monopolistic Competotion and Optimum Product Diversity". American Economic Review **67**(3): 297-308.

Eichenbaum, M. S. Rebelo, S. and Trabandt, M. (2020). "The

Macroeconomic of Epidemics". NBER Working Paper No. **26882**: 1-48.

Gali, J. Smets, F. and Wouters, R. (2012). "Unemployment in an Estimated New Keynesian Model". NBER Working Paper No. **17084**: 1-53.

Guerrieri, V. Lorenzoni, G. and Straub, Ludwig. W. I. (2020). "Macroeconomic Implications of Covid-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?". NBER Working Paper No. **26918**: 1-37.

Harko, T. Lobo, F. S. N. and Mak, M. K (2014). "Exact Analytical So-Lutions of the Susceptible-Infected-Recovered (SIR) Epidemic Model and of the SIR Model with Equal Death and Birth Rates". Applied Mathematics and Computation **236**: 184-194.

Hassan, T. A. Hollander, S. Van Lent, L. and Tahoun, A. (2020). "Firm-Level Exposure to Epidemic Diseases: COVID-19 SARS, and H1N1". NBER Working Paper **26971**: 1-67, National Bureau of Economic Research.

Kermack, W. O. and Mckendrick, A. G. (1927). "A Contribution to the Mathematical Theory of Epidemics". Proceedings of the Royal Society of London Series A **115**(722): 700-721.

McKibbin, W. and Fernando, R. (2020). "The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios". Australia Research Council Centre of Excellence, CAMA Working Paper No.**19/2020**: 1-45.

Nejati, M. (2017). "The Role of Foreign Direct Investment in Iran's Economy Using the Computable General Equilibrium Model". The Journal of Economic Policy **9**(18): 65-100. (In Persian)

Rotemberg, J. J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output". Review of Economic Studies **49**(4): 517-531.

Toda, A. A. (2020). "Susceptible-Infected-Recovered (SIR) Dynamics of Covid-19 and Economic Impact". Covid Economics, Vetted and Real-Time Papers (CEPR) **1**: 1-15.

Zare, M. H. (2020). "Dynamic Effects of Tariff Reduction on the Value Added in Iran's Main Economic Sectors". The Journal of Economic Policy **12**(23): 79-319. (In Persian)

Original Research Article

The effect of the corona virus on agriculture, industry and services in the DSGE model

Azam Ahmadyan[1]*

Received: 02-01-2021 Accepted: 14-03-2021

Introduction: The corona virus was detected in Iran in the winter of 2019. Since then, certain decisions have been made such as keeping social distance, reducing traffic, closing schools, reducing office hours and locking jobs down such as restaurants, stadiums and other high-risk jobs. All these have led to a decrease in production and employment in Iran. But, this effect has been different in different economic sectors. The industry sector is affected by the corona virus, with the intensification of arrears of production units (such as bank debts, social security insurance and taxes), contract problems of project-oriented companies in epidemic conditions, reduced access to export markets, and reduced production due to reduced imports of required intermediaries. The agricultural sector is also affected in the supply chain, demand and liquidity, firms, supply of labor, consumption of goods and services, and especially income of consumers and producers of agricultural products. In the short and long terms, on the household economies are and will be affected. In the service sector, the jobs that are most likely to spread the disease, such as transportation, restaurants and hotels and clothing, face a decrease in employment and income. Therefore, it is important is to measure the intensity and extent of the corona effect on different economic sectors separately.

Methodology: The framework in this study is based on the New Keynesian standard model and according to the studies of Toda (2020), Pochum et al. (2020), Bartik et al. (2020), Mensa et al. (2008), and Agnor et al. (2012) adjusted to expand to the corona shock. The model consists of five sections: households, enterprises, government, oil and monetary affairs. According to the purpose of this article, which examines the vulnerability of different economic sectors versus the outbreak of coronavirus, three economic sectors including agriculture, industry and services are explored. In this article, to design a household sector, the standard DSGE model has been used. Then, using the SIR model such as Toda study (2020), labor force is divided into three groups including susceptible, infected and recovered people. A shock

[1]. Assistant Professor, Faculty in Banking Department, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran
Email: azam_ahmadyan@yahoo.com

is considered for the corona virus, and its effect on production cost is investigated.

Results and Discussion: The analysis of corona disease shock on consumption and employment in different economic sectors indicates that employment in the agricultural sector is increasing, but it is declining in industry and services. At the same time, the decrease in employment in the service sector is more than that in the industrial sector. Despite the corona shock, the consumption of agricultural goods has decreased, but the consumption of industrial goods and services has risen, and the consumption of service goods has increased more than the goods of industry.

The study of corona shock on investment and production indicates that investment in the agricultural sector is increasing, but it is declining in industry and services. The decline of the investment in industry is greater than that in services. The study of these effects on the production of various economic sectors also shows that production has increased in the agricultural sector but has decreases in the industrial and service sectors. The decline of production in the industrial sector is more than that in the service sector.

With a positive oil revenue shock, consumption and employment in various sectors of the economy has increased, but it is less than before the corona virus spread. Consumption in the industrial sector is also increasing more than in the other two sectors. However, employment in the service sector has increased more than in the other sectors due to the corona shock, and its decrease is more than that in the other sectors.

A positive oil revenue shock without a corona shock will lead to lower prices in various sectors of the economy, improved investment, reduced production costs and improved production, but the combination of this shock with the negative shock of the corona virus reduces the positive effects.

Conclusion: The results of the study indicate an increase in prices and production costs and a decrease in production, employment, investment and consumption. The study of the effect of corona shock on various economic sectors shows that, although production, investment and consumption in the industrial and service sectors are declining, these variables are improving in the agricultural sector. In addition, the rate of decrease in production, investment and consumption in the industrial sector is more than that in the other sectors. The study of the effect of positive oil revenue shock shows that, in the absence of corona virus shock, positive oil revenue shock would lead to lower prices, wages and production costs in various economic sectors. It would also lead to increased investment and production in different economic sectors. However, a combination of this shock and the negative shock of the corona virus has reduced its positive effects. Prices and production costs have increased in various economic sectors due to the reduction of investment, production, consumption and employment. At the same time, these negative effects on the industrial sector will be even more

on the sectors of services and agriculture.
Corona shock on different sectors of the economy, which coincided with the conditions of sanctions, has intensified the economic recession. It is, thus, recommended to accurately measure the adverse effects based on the field of activity in different sectors of the economy. Then, according to the amount of damage inflicted on different sectors of the economy, support packages such as tax reduction or exemption and increase subsidies should be taken into account. Appropriate policies are also needed to strengthen investment in various sectors of the economy. This requires stability in monetary and fiscal policies. Credit protection policies such as offering low-cost facilities, either with long-term repayments or with delays, should be considered by policymakers. Given the current situation, it is better to reinforce electronic services.
Keywords: Corona virus, Economic sectors, DSGE model.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

بررسی تأثیر تحریم‌های مالی بر نابرابری درآمد در ایران: مدل (TVP-FAVAR)

مصیب پهلوانی[۱]
سمیرا حیدریان[۲]
سید حسین میرجلیلی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۶

چکیده

تحریم‌های مالی اقتصاد ایران از سال ۱۳۸۵ با محدودیت بیشتر ایران در استفاده از شبکه مالی توسط ایالات متحده آمریکا آغاز و در سال ۱۳۹۰ به بهانه‌های هسته‌ای و حقوق بشر به اوج خود رسید و همچنان ادامه دارد و به دنبال آن تأثیرات زیادی بر شاخص‌های مختلف اقتصاد ایران از جمله ضریب جینی داشته است.
این مقاله به بررسی تأثیر تحریم‌های مالی بر نابرابری درآمدی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۰ می‌پردازد. بدین منظور با استفاده از شاخص ضریب جینی به عنوان شاخص اندازه‌گیری توزیع درآمد و مدل خود رگرسیون برداری عامل افزوده شده (FAVAR) ترکیبی با مدل پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP)، اقدام به مدل‌سازی اقتصاد ایران شده و برای این مدل اقتصادسنجی از نرم‌افزار متلب ۲۰۱۶ استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق بدهی‌های خارجی بانک مرکزی، نقدینگی، ضریب جینی، رشد اقتصادی، نرخ غیر رسمی ارز، درآمد نفت، تورم و بیکاری هستند.
بر اساس نتایج رفتار غیر خطی در اثرگذاری متغیرها بر متغیر ضریب جینی کاملاً مشهود بود و همچنین بجز متغیرهای رشد اقتصادی و نقدینگی که موجب بهتر شدن ضریب جینی در طی زمان شده‌اند مابقی متغیرها موجب بدتر شدن شاخص ضریب جینی طی زمان می‌باشند. با توجه به این‌که فشارهای تحریم‌های مالی و اقتصادی موجب بدتر شدن وضعیت تورم، نرخ ارز، بیکاری و افزایش بدهی‌های خارجی بانک مرکزی شده است، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تحریم‌های مالی موجب بدتر شدن وضعیت شاخص ضریب جینی و افزایش نابرابری درآمد در کشور شده است.

واژه‌های کلیدی: تحریم‌های مالی، نابرابری درآمد، مدل‌های فضا و حالت.

Keywords: Financial Sanctions, Income Inequality, Space and State Models.
JEL Classification: F51, D63, C22.

[۱]. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
pahlavani@eco.usb.ac.ir
[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان
Samira.heidarian31@gmail.com
[۳]. استاد اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی h.jalili@ihcs.ac.ir

۱- مقدمه

استفاده از تحریم‌های مالی در سال‌های اخیر بی‌سابقه بوده است که ناشی از افزایش تبادلات مالی بین‌المللی است. هدف از وضع تحریم مالی، اعمال فشار اقتصادی به منظور تغییر رفتار سیاسی و عملکرد دولت تحت تحریم است. تحریم مالی علیه یک کشور به دنبال آن است که حداکثر هزینه و خسارت اقتصادی را ایجاد کند تا کشور تحت تحریم مجبور شود سیاست‌های خود را به نفع کشور تحریم‌کننده تغییر دهد (کامپفر و لونبرگ[1] ۱۹۸۸؛ هافبر و همکاران[2] ۲۰۰۷ و دیزجی و ون برژایک[3] ۲۰۱۳).

نیونکریچ و نیومیر[4] (۲۰۱۵) با بررسی تحریم‌ها به این نتیجه رسیدند که تحریم‌ها تأثیر منفی بر فقر دارد. ارتباط تحریم‌های اقتصادی با نابرابری درآمد، از نظر تئوری امکان‌پذیر است؛ زیرا تحریم‌ها مشابه تعرفه ممنوع است که دارای عمده تمایلات توزیع مجدد در چارچوب قضیه استولپر- ساموئلسون[5] است (کوپر، ۱۹۸۹). به طور مشابه، تحریم‌ها شامل اقدامات مختلفی از جمله تعرفه، کنترل صادرات، محدودیت واردات، ممنوعیت سفر، انسداد دارایی، کاهش یا حذف کمک‌های خارجی و قطع روابط دیپلماتیک است. مارینوف[6] (۲۰۰۵) اظهار داشت تحریم‌های اقتصادی می‌توانند تأثیر ناهمگن در توزیع درآمد داشته باشند. از این رو، تحریم‌ها می‌توانند توزیع درآمد را به صورت نامتناسب از دیدگاه کشورهای هدف تحت تأثیر قرار دهند. در حقیقت نیونکریچ و نیومیر (۲۰۱۵) دریافتند که تحریم‌های اقتصادی ایالات متحده بر فقرا در کشورهای هدف تأثیر می‌گذارد و انتظار می‌رود این امر بر توزیع درآمد تأثیر بگذارد.

این مطالعه به بررسی تأثیر تحریم‌های مالی بر نابرابری درآمد در ایران می‌پردازد. بر این اساس سؤال اصلی مقاله به شرح زیر است: تحریم‌های مالی چه تأثیری بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران داشته است؟ در راستای هدف مطالعه و برای پاسخ دادن به این سوال، با پیروی از مقاله کوپ و کروبلیس[7] (۲۰۱۳) با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری عامل ارتقاء یافته (FAVAR)[8] با پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP)[9]؛ ابتدا برآوردی از متغیر تحریم مالی

---

1. Kaempfer and Lowenberg (1988a)
2. Hufbauer (2007)
3. Dizaji and Van Bergeij (2013)
4. Neuenkirch and Neumeier (2015)
5. Stolper – Samuelson
6. Marinove (2005)
7. Koop and Korbilis (2013)
8. Factor-Augmented Vector Auto Regressive Models
9. Time Varying Parameters

(درآمدهای نفت)، به دست می‌آید و در مرحله بعدی، توابع واکنش آنی متغیرهای تحقیق بدهی‌های خارجی بانک مرکزی، نقدینگی، رشد اقتصادی، نرخ غیر رسمی ارز، تورم و بیکاری در طول زمان بررسی می‌گردد. با توجه به این‌که اقتصاد ایران همواره در معرض شوک‌های گوناگون اقتصادی و غیر اقتصادی بوده و ابزارهای مختلف مانند تحریم‌های مالی طی سال‌های اخیر مورد استفاده قرار گرفته است، شاخص برآورد شده با استفاده از این مدل، به جهت جامعیت، به تعریف ارائه شده در مورد شاخص تحریم مالی با توجه به شرایط اقتصادی ایران نزدیک‌تر است؛ همچنین بهره بردن از چنین مدلی، تحلیل اثرات متغیر زمانی تحریم مالی و سایر متغیرهای اصلی مدل بر روی ضریب جینی را در اقتصاد ایران فراهم می‌نماید؛ به طوری که در طول زمان، با توجه به تغییر ضرایب متغیرها در مدل ساختاری (در مدل ساختاری FAVAR)؛ امکان تحلیل اثرات شوک بر اساس شرایط اقتصادی آن لحظه از زمان، فراهم می‌گردد؛ در حقیقت مهمترین ایرادی که تکنیک‌های سنتی اقتصادسنجی برای برآورد مدل دارند؛ این است که پارامترهای مدل را ثابت فرض می‌کنند ولی در عمل پارامترهای مدل طی زمان در حال تغییر هستند. همین امر باعث ظهور مدل‌های پارامتر قابل تغییر طی زمان (TVP) شده است که می‌توانند مدل‌هایی با متغیرهای زیاد را در طول زمان برآورد کنند. به علت تغییر شرایط، شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی مشاهده شده، مدل‌های سنتی توانایی کافی برای محاسبه پارامترها در شرایط یاد شده ندارند (استوک و واتسون[1] ۲۰۰۸). بنابراین مطالعه حاضر، با توجه به مدل و روش برآورد مدل از لحاظ کاربردی در بین مطالعات انجام شده در این زمینه در ایران، می‌تواند منحصر به فرد شمرده شود.

سازماندهی مقاله به صورت زیر است: پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات نظری و پیشینه تحقیق ارائه شده است و در بخش سوم و چهارم به ترتیب مدل‌سازی و داده‌ها و تخمین مدل مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش پنجم به تفسیر نتایج و در بخش آخر به نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر نابرابری درآمدی در ادبیات اقتصادی با استفاده از قضیه استولپر-ساموئلسون در چارچوب تجارت توسط کوپر (۱۹۸۹)، مدل هریس-تودارو[2]توسط وانگ[3]

[1]. Stock and Watson (2008)
[2]. Harris and Todaro
[3]. Wang (1991)

(۱۹۹۱)، رویکرد انتخاب عمومی توسط کامپفر و لوونبرگ (۱۹۸۸) و رویکرد مبانی خرد توسط کیرشنر[1](۱۹۹۷) مورد بحث قرار گرفته است. مطالعه کوپر (۱۹۸۹)، بررسی پیشگامی بود که به طور مستقیم تأثیر تحریم‌ها را در الگوی تجارت با نابرابری درآمد پیوند داد. گرچه مطالعات قبلی مانند متزلر[2](۱۹۴۹) و بهاگواتی[3](۱۹۶۴) توضیح دادند که چگونه تجارت بین‌المللی به طور کلی بر توزیع درآمد در کشور تأثیر می‌گذارد.

در ایران تحریم مالی از این جهت باعث ایجاد نابرابری می‌شود که فشار تحریم‌ها باعث کسری بودجه دولت می‌شود. کسری بودجه دولت می‌تواند نابرابری درآمد در کشور را تحت تأثیر قرار دهد. تحریم‌ها از یک سو موجب کاهش سهم مخارج سرمایه‌ای دولت در بودجه شده است و از سوی دیگر مخارج حمایتی دولت به شدت کاهش می‌یابد. زمانی که دولت بودجه حمایتی‌اش را از دست می‌دهد و با کسری بودجه مواجه می‌شود و با کاهش درآمدهای ارزی و عدم امکان انتقال آن واردات گرانتر می‌شود و تورم حاصله هزینه زندگی اقشار کم درآمد را افزایش می‌دهد. هافبائر و همکاران[4](۲۰۰۷) اظهار داشتند که تحریم‌های مالی می‌تواند به فقرا آسیب برساند، به خصوص اگر تحریم‌های مالی جریان‌های مالی از قبیل نقل و انتقال پول را مختل سازد (آدامز و پیج[5] ۲۰۰۵).

همچنین تحریم‌های مالی نیز نه تنها باعث افزایش هزینه‌های دولت می‌شود، بلکه به دلیل عدم دسترسی کامل به منابع ارزی، در عمل بخشی از درآمدهای دولت قابل استفاده نخواهد بود. در نظر اسمیت (۲۰۱۴)، تحریم‌ها تأثیر قابل توجهی بر کشور تحریم شده خواهد داشت؛ زیرا تحریم‌ها نه تنها می‌توانند معاملات مالی کشور تحریم شده را مسدود کنند و سرمایه‌گذاران را از کشور تحریم شده، منصرف کنند، بلکه تحریم‌ها بر سر راه تجارت، مانع ایجاد می‌کنند؛ زیرا منجر به افزایش چالش‌ها برای پرداخت به صادرات و واردات کشور تحریم شده می‌شود. به عنوان مثال، به دلیل تحریم‌های اعمال شده علیه شرکت‌ها و اشخاص ایرانی، بازرگانان ایرانی به خاطر دشواری در پرداخت که ناشی از محدودیت تحمیلی در بازکردن حساب در بانک‌های غیر ایرانی در خارج است، از اسکناس ارزی استفاده می‌کنند. این انتظار وجود دارد که تلفیق تحریم‌های تجاری با تحریم‌های مالی، منفی‌ترین اثر را در توزیع درآمد ایجاد کند. از آن‌جا که با وضع تحریم‌های

1. Kirchner (1997)
2. Metzler (1949)
3. Bhagwati (1964)
4. Hufbauer (2007)
5. Adams and Page (2005)

مالی، جریان منابع مالی (مانند حواله‌ها یا نقل و انتقالات بانکی) متوقف می‌شود، ترکیب آن با تحریم‌های تجاری می‌تواند تأثیر منفی زیادی را به دنبال داشته باشد. اگرچه این هزینه اقتصادی اکثریت جمعیت را تحت تأثیر قرارمی‌دهد؛ اما شهروندان عادی ممکن است بدون هیچ‌گونه اقدامات حمایت اجتماعی، با رنج‌های ناشی از تحریم‌ها روبرو شوند.

۱-۲- وضعیت ایران در حوزه تحریم‌های مالی

تحریم‌ها در کنار ساختار نامناسب اقتصادی وابسته به نفت و درآمدهای نفتی سبب شده است تا شریان اقتصادی ایران هدف گرفته شود و اقتصاد ایران بیش از پیش دچار مشکل گردد. در دوره تشدید تحریم‌های مالی ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۱ تحریم‌های مالی آثار نامطلوبی بر بودجه دولت گذاشت که منجر به کاهش درآمدهای نفتی دولت، افزایش شدید نرخ ارز، افزایش هزینه مبادلات بین‌المللی و افزایش ریسک سرمایه‌گذاری در ایران شد (کیماسی و همکاران، ۱۳۹۵). جدول ۱ تحریم‌های مالی ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۵ را نشان می‌دهد.

تحریم مالی واردات را نیز تحت تأثیر قرار داده است؛ زیرا مانع نقل و انتقال پول می‌شود که باعث کمبود یک یا چند کالا یا مجموعهٔ وسیعی از کالاها شده است، اگرچه در این شرایط کشورهای تحریم شده سعی در جایگزینی واردات کالاها از سایر کشورها دارند تا از سد تحریم‌ها بگذرند، اما همین مسئله باعث کمبود کالا و افزایش قیمت آن‌ها می‌شود. بنابراین تحریم‌های اقتصادی به کاهش عرضهٔ کالاهای لازم در تأمین معیشت افراد می‌انجامد (هین[1] ۲۰۰۱). افزایش قیمت‌ها به خصوص قیمت کالاهای اساسی و مواد غذایی، به نوبهٔ خود می‌تواند باعث افزایش نابرابری در کشورهای مورد تحریم شود. توانایی مردم پس از وضع تحریم‌ها برای پرداخت هزینه خدمات بهداشتی و درمانی و حفظ استانداردهای زندگی کاهش می‌یابد. تحریم‌ها نه فقط باعث کاهش در دسترسی به خدمات سلامت عمومی می‌شود، بلکه بازتوزیع نابرابر منابع کمیاب شامل خدمات مراقبت‌های بهداشتی و دارویی را ترویج می‌کند. در نتیجه فقدان دسترسی کافی به عرضه دارو و خدمات پزشکی به مخصوص میان طبقات محروم جامعه رنج انسانی از تحریم‌ها را افزایش می‌دهد (پکسن[2] ۲۰۱۱).

[1]. Heine (2001)
[2]. Peksen (2011)

جدول ۱: تحریم‌های مالی ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۵

تاریخ	دوره	تحریم توسط	موارد تحریم
۲۳ دسامبر ۲۰۰۶ (۲دی ۱۳۸۵)	بوش	شورای امنیت سازمان ملل	ممنوع کردن سرمایه‌گذاری در ایران، ممنوع شدن فروش یا انتقال هرگونه مواد و تجهیزاتی به ایران که ممکن است کاربرد نظامی داشته باشد؛ همچنین اعضا ملزم به توقیف دارایی ۲۲ شرکت و فرد مرتبط با برنامه اتمی ایران شدند.
۲۰۰۷	بوش	شورای امنیت سازمان ملل	سازمان خزانه‌داری آمریکا تحریم‌های وسیع مالی وضع کرد که انتقال بیش از ۱۰۰میلیون دلار بین سازمان‌ها ممنوع شد.
۱۹ آوریل ۲۰۰۷ (۳۰ فروردین ۱۳۸۶)	بوش	اتحادیه اروپا	همکاری با ایران برای صادرات و واردات تجهیزات غنی‌سازی اورانیوم و ساخت جنگ افزار هسته‌ای برای اعضا منع شد و شماری از افراد و شرکت‌های ایرانی دخیل در برنامه اتمی و موشکی جمهوری اسلامی مشمول توقیف دارایی و منع سفر به اتحادیه اروپا شدند.
۲۴ مارس ۲۰۰۷ (۴ فروردین ۱۳۸۶)	بوش	شورای امنیت سازمان ملل	ممنوع شدن خرید جنگ افزارهای تهاجمی از ایران. قطعنامه از کشورها خواست برای فروش چنین تجهیزاتی به ایران «هوشیار و خویشتندار» باشند؛ همچنین از اعضا و مؤسسات مالی جهان خواسته شد از هر گونه تعهد مالی تازه با ایران، به جز برای موارد بشر دوستانه یا توسعه انسانی، پرهیز کنند.
۳ مارس ۲۰۰۸ (۱۳اسفند۱۳۸۶)	بوش	شورای امنیت سازمان ملل	محدود کردن داوطلبانه فعالیت کشورهای عضو سازمان ملل با بانک‌های ایرانی فعال در خاکشان. اما قطعنامه از اعضا خواست همکاری خود با بانک‌های ملی و صادرات را به دلیل آنچه تسهیل مالی برنامه اتمی و موشکی ایران و سازمان‌های تروریستی منطقه خوانده می‌شد، قطع کنند.
۱۷ نوامبر ۲۰۰۹ (۲۶ آبان ۱۳۸۸)	بوش	اتحادیه اروپا	چند مقام ایرانی از جمله رئیس وقت سازمان انرژی اتمی ایران، به دلیل فعالیت‌های هسته‌ای از سفر به کشورهای عضو اتحادیه اروپا منع شدند.
۹ ژوئن ۲۰۱۰ (۱۹ خرداد ۱۳۸۹)	اوباما	شورای امنیت سازمان ملل	چهار مرحله برای تحریم‌های سنگین علیه ایران طراحی کرد. تحریم‌هایی برای فشار وارد کردن به نیروهای امنیت تجاری ایران، صنعت کشتیرانی و بخش خدمات مالی و تجاری ایران. البته مخالفت و مقاومت چین و روسیه (که ارتباط تجاری و مالی بیشتری با ایران داشتند)، در برابر این تحریم‌ها تا حدی از فشار آن کاست.
۲۶ ژوئیه ۲۰۱۰ (۵ تیر ۱۳۸۹)	اوباما	شورای امنیت سازمان ملل	فرودگاه‌های اروپایی از پذیرش پروازهای باری که مقصد یا مبدأ آن‌ها ایران بود، منع شدند.
۱۲ آگوست ۲۰۱۰ (۲۱ مرداد ۱۳۸۹)	اوباما	شورای امنیت سازمان ملل	کشورهای اروپایی از سرمایه‌گذاری مشترک با طرف‌های ایرانی در صنایع نفت و گاز ایران منع شدند. همچنین اعضای اتحادیه اروپا نمی‌توانند خدمات بیمه در اختیار دولت ایران بگذارند. همچنین برخی تحریم‌های مالی برای دولت و بانک مرکزی (خرید و فروش، کارگزاری یا مساعدت در صدور اوراق قرضه دولت، بانک مرکزی یا بانک‌های ایرانی برای موسسات مالی اتحادیه) اعمال شد. همکاری با ایران برای واردات و صادرات تسلیحات و تجهیزات غنی‌سازی اورانیوم یا دارای کاربرد دوگانه نظامی و غیر نظامی همراه با فروش و انتقال تجهیزات و فناوری مخصوص پالایش نفت یا مایع کردن گاز طبیعی به جمهوری اسلامی نیز ممنوع اعلام شد.
۲۳ می ۲۰۱۱ (دو خرداد ۱۳۹۰)	اوباما	اتحادیه اروپا	دامنه تحریم‌های اتمی ایران گسترش یافت و بیش از یکصد فرد یا شرکت از جمله کشتیرانی جمهوری اسلامی مشمول تحریم‌های ضد برنامه اتمی ایران شدند و همچنین بلوکه شدن محدود دارایی‌های ایرانیان.
۲۳ مارس ۲۰۱۲ (۴ فروردین ۱۳۹۱)	اوباما	ایالات متحده آمریکا	تشدید شدن تحریم‌های مالی ایران توسط کنگره آمریکا، قطع خدمات سوئیفت برای نظام بانکی کشور
۱۵می ۲۰۱۳ (۲۵ اردیبهشت ۱۳۹۲)	اوباما	ایالات متحده آمریکا	انسداد دارایی‌ها و اعمال حداقل ۵ تحریم بر اشخاص حقیقی یا حقوقی که اقدام به تأمین کالا یا خدمات در بخش‌های انرژی، ساخت کشتی و کشتیرانی بنمایند یا عملیات مذکور را بیمه کنند؛ ضمن اینکه با بانک خارجی در راستای خدمات

			مذکور همکاری نمایند، از دسترسی به بانک‌های امریکا محروم خواهند شد. ممانعت از ورود ارز حاصل از فروش نفت ایران به داخل کشور و اجازه خرید صرفاً اقلام مجاز. این تحریم‌ها شامل خرید گاز ایران و نیز کشورهای معاف نمی‌شود. اعمال حداقل ۵ تحریم بر اشخاص حقیقی یا حقوقی که اقدام به تأمین فلزات گران بها مثل (طلا)، گرافیت، زغال کک، مواد خام یا نیمه ساخته مانند فولاد، آلومینیوم و نرم افزارهای صنعتی مرتبط با بخش‌های انرژی و کشتیرانی با ایران بنمایند. تحریم صدا و سیمای ایران و ریاست آن.
۸ ژانویه ۲۰۱۴ (۱۸خرداد ۱۳۹۳)	اوباما	ایالت متحده آمریکا	مصادره اموال بنیاد خیریه علوی، تحریم هشت شرکت چینی و ۲ شرکت اماراتی به بهانه همکاری با ایران در تاریخ نهم اردیبهشت ۱۳۹۳، گنجاندن نام هشت شخصیت حقیقی به همراه ۲۰ شرکت و موسسه مالی از جمله ۶ نفتکش ایرانی در فهرست تحریمی وزارت خزانه‌داری آمریکا به بهانه نقض تحریم‌های هسته‌ای و موشکی ایران در تاریخ هفتم شهریور ۱۳۹۳ و نیز تحریم شرکت ملی نفتکش ایران در بیست و سوم بهمن همین سال.
۴ اوت ۲۰۱۸ (۱۳ مرداد ۹۷)	ترامپ	ایالات متحده آمریکا	تحریم‌های مربوط به خرید یا اکتساب اسکناس‌های دلار آمریکا توسط حکومت ایران؛تحریم‌های مربوط به تجارت ایران با طلا یا فلزات گرانبها، تحریم‌های مربوط به فروش، عرضه، تأمین یا نقل و انتقال گرافیت، فلزات خام و نیمه ساخته مانند آلومینیوم و فولاد و صادرات یا نرم‌افزار برای یکپارچه‌سازی فرآیندهای صنعتی به ایران، تحریم‌های مربوط به معاملات خرید یا فروش ریال ایران یا نگهداری حساب‌ها و وجوه عمده‌ای که در خارج از خاک ایران بر پایه ریال ایران نگهداری می‌شوند، تحریم‌های مربوط به خرید، تسهیل معاملات دیون حاکمیتی ایران و تحریم‌های بخش خودروسازی ایران.
۶ اوت ۲۰۱۸ (۱۴ مهر ۱۳۹۷)	ترامپ	ایالات متحده آمریکا	تحریم‌های مربوط به معاملات خرید یا فروش ریال ایران یا نگهداری حساب‌ها و وجوه عمده‌ای که در خارج از خاک ایران بر پایه ریال ایران نگهداری می‌شوند، تحریم‌های مربوط به خرید، پذیره نویسی یا تسهیل معاملات دیون حاکمیتی ایران.
۵ نوامبر ۲۰۱۸ (۱۴ آبان ۱۳۹۷)	ترامپ	ایالات متحده آمریکا	تحریم‌های مربوط به مبادلات مؤسسات مالی خارجی با بانک مرکزی ایران و مؤسسات مالی ایرانی، تحریم‌های مرتبط با ارائه خدمات پیام‌رسانی مخصوص مالی به بانک مرکزی ایران و دیگر مؤسسات مالی ایران و همچنین ایران از پول فروش نفت فقط برای داد و ستدهای انسان دوستانه و خرید کالاهایی که به‌طور دو جانبه تحت تحریم نباشند می‌تواند استفاده کند.
۲۰ نوامبر ۲۰۱۸ (۲۰ آبان ۱۳۹۷)	ترامپ	ایالات متحده آمریکا	ایالات متحده سوئیفت دادن خدمات به بانک مرکزی ایران را قطع و نهادهای مالی ایران را لیست‌گذاری کرد.

منبع: برگرفته از مقالات

تحریم‌ها منجر به کاهش واردات محصولات بهداشتی ودارویی می‌شود و در نتیجه دسترسی شهروندان به این کالاهای اساسی کاهش می‌یابد که این مساله بیش از همه، جمعیت آسیب‌پذیر به خصوص زنان، کودکان و سالمندان را تحت تأثیر قرار می‌دهد (گارفیلد[1] ۱۹۹۹ و چراغعلی، ۲۰۱۳).

تحریم واردات از طریق کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای میزان تولیدات داخلی، اشتغال و درآمد را

[1]. Garfield (1999)

کاهش می‌دهد که افزایش فقر مطلق را در پی دارد و همچنین باعث کاهش صادرات (احتمالاً کالاهای کاربر) می‌شود. این مسئله سطح درآمد و اشتغال را در کشور هدف کاهش می‌دهد و منجر به افزایش نابرابری می‌شود. در ایران کاهش صادرات غیر نفتی از این مسئله پیروی می‌کند؛ اما علاوه بر کاهش صادرات نفتی و مباحث مطرح شده از طریق دریافتی ارزی دولت، تحریم‌ها اثرات بسیار قوی‌تری در زوایای اقتصاد می‌گذارد که از آن جمله می‌توان به کاهش سرمایه‌گذاری دولتی، افزایش نرخ ارز (ناشی از کاهش عرضهٔ ارز دولتی)، کاهش مخارج جاری دولت و احتمالا کاهش پرداخت‌های حمایتی اشاره کرد. این تغییرات از طریق کاهش اشتغال، کاهش درآمد نیروی کار، افزایش تورم ناشی از نرخ ارز و ... باعث افزایش نابرابری می‌شود. کاهش سرمایه‌گذاری خارجی نیز اشتغال، تولید و درآمد نیروی کار را کاهش می‌دهد (نادمی و همکاران، ۱۳۹۸). تجارت خارجی می‌تواند نابرابری درآمد را تحت تأثیر قرار دهد. از آن‌جا که تحریم‌های مالی باعث کاهش صادرات کشور می‌شود، این امر منجر به کاهش درجه باز بودن تجاری خواهد شد (کامپفر و لونبرگ، ۲۰۰۷). تحریم‌های مالی به طور معمول باعث رکود واردات و صادرات و همچنین سلب سرمایه‌گذاری‌ها و کمک‌های خارجی می‌شود که ممکن است منجر به کمبود منابع و کالاهای لازم برای امرار معاش شود (هافبر و همکاران، ۲۰۰۹؛ هاین-الیسون[1] ۲۰۰۱ و ویس و دیگران[2] ۱۹۹۷). تحریم‌های اقتصادی می‌تواند هم بروز و هم عمق محرومیت اقتصادی را تشدید کند. تحقیقات جدیدتر تأثیر تحریم‌ها بر نابرابری درآمد کشورهای هدف را مورد بررسی قرار داده است (افسورگبور و مهادوان[3] ۲۰۱۶). هنگامی که فقرا در کشورهای هدف هزینه‌های عمده تحریم‌ها را تحمل می‌کنند، نابرابری درآمدی گسترش می‌یابد. گسترش شکاف درآمدی به ثبات سیاسی و اقتصادی-آسیب خواهد رساند (فیلز[4] ۲۰۱۲؛ نک و کیفر[5] ۱۹۹۷؛ لندمن و لاریزا[6] ۲۰۰۹؛ مولر[7] ۱۹۸۵؛ نپال و همکاران[8] ۲۰۱۱؛ نیونکریچ و نیومیر ۲۰۱۶ و سالت[9] ۲۰۰۸).

در قسمت بعدی مطالعات داخلی و خارجی بیان شده است که به بررسی آن‌ها می پردازیم:

---

1. Hein-Ellison (2001)
2. Weiss (1997)
3. Afesorgbor and Mahadevan (2016)
4. Fails (2012)
5. Knack and Keefer (1997)
6. Landman and Larizza (2009)
7. Mueller (1985)
8. Nepal (2011)
9. Salt (2008)

النصراوی[1] (۲۰۰۱) به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی در کشور عراق در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۰ پرداخته است. با استفاده از یک بررسی نظری به این نتیجه رسید که خسارات ناشی از تحریم‌ها بر اقتصاد، شکاف فقر، سطح زندگی و زیرساخت‌ها به شدت بر هزینه و دوره بازسازی و رشد اقتصادی در پی رفع تحریم‌ها یا تغییر رژیم تأثیر می‌گذارد.

سقفیان (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر نابرابری درآمد پرداخته و از مدل داده‌های پنل برای بررسی اثر تحریم در سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۸۲ برای ۱۱۳ کشور تحریم شده استفاده کرده است. در این مطالعه متغیرهای مدل تحریم به عنوان متغیرهای موهومی، آزادسازی تجاری، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، مخارج دولت، تورم و نرخ رشد جمعیت می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌های اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد در جامعه خواهد شد. همچنین تحریم مالی و ترکیبی از تحریم مالی و تجاری بیشترین گسترش در نابرابری درآمد ایجاد کرده است. استفاده از تحریم‌های تجاری (به ویژه ممنوعیت واردات)، به تنهایی و نه در ترکیب با سایر انواع تحریم‌ها می‌تواند سهم درآمدی ثروتمندترین چارک‌های کشورهای تحریم شده را به میزان قابل توجهی کاهش دهد.

افسورگبور و همکاران[2] (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای تحریم شده پرداخته‌اند.آن‌ها از روش داده‌های پانل برای ۶۸ کشور تحریم شده از سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۸ استفاده کرده‌اند و متغیرهای مدل شامل تحریم‌های اقتصادی که به عنوان متغیرهای مجازی، مخارج دولت، سرمایه انسانی و ضریب جینی می‌باشند. شواهد تجربی قوی نشان می‌دهد که اعمال تحریم‌ها تأثیر مخربی بر نابرابری درآمد داشته است. با تمرکز بر ابزارهای مختلف تحریم‌ها، تحریم‌های مالی و تجاری تأثیرات متفاوتی بر نابرابری درآمد داشته است. نتایج نشان می‌دهد که بین تحریم‌ها و نابرابری درآمد رابطه مثبت وجود دارد.

نیونکریچ و همکاران[3] (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی آمریکا بر فقر در ۶۸ کشور تحریم شده از جمله ایران برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۲ پرداخته‌اند. متغیرهای مدل شامل تولید ناخالص داخلی سرانه، آزادسازی تجاری و جمعیت و متغیر مجازی (تحریم)، با استفاده از روش داده‌های پانل می‌باشد. بررسی نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تحریم‌های ایالات متحده بر زندگی فقرا تأثیر منفی گذاشته است، در حالی که در مقایسه با گروه کنترل، ۳/۸ درصد فقر بیش‌تر در

[1]. Alnasrawi (2001)
[2]. Afesorgbor (2016)
[3]. Neuenkirch (2016)

کشورهای تحریم شده مشاهده می‌شود. علاوه بر این، آن‌ها نشان دادند که تأثیر تحریم‌ها بر فقر (i) با شدت تحریم‌ها افزایش می‌یابد، (ii) تاثیر تحریم‌های چند جانبه بیش‌تر از تحریم‌های یک جانبه اعمال شده توسط ایالات متحده است و (iii) شکاف فقر طی سال‌های تحریم، افزایش یافته است.

مون جئونگ[1] (۲۰۲۰) به بررسی «تحریم‌های اقتصادی و نابرابری درآمدی: اثرات محدودیت‌های تجاری و تعلیق کمک‌های خارجی در کشور هدف» پرداخته است و از روش داده‌های پانل استفاده کرده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها برای ۱۵۲ کشور از ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۱ نشان می‌دهد که تحریم واردات باعث افزایش نابرابری نیروی کار می‌شود؛ اما چنین اثری در کمبود نیروی کار ناپدید می‌شود، در حالی که این یافته‌ها هیچ مدرک موثقی برای تأثیر تحریم‌های صادراتی ارائه نمی‌دهد. نتایج همچنین حاکی از آن است که تحریم کمک‌های خارجی، نابرابری را در مواردی که به طور قابل توجهی به کمک‌های خارجی وابسته هستند، کاهش می‌دهد.

یاوری و محسنی (۱۳۸۹) اثر تحریم‌های تجاری و مالی آمریکا را بر اقتصاد ایران ارزیابی کرده‌اند. آن‌ها اثر تحریم‌های تجاری و مالی آمریکا علیه ایران در سال ۲۰۰۰ را بر صادرات نفتی و غیر نفتی ایران و همچنین بر واردات کالاهای سرمایه‌ای و تسهیلات ارزی از روش مازاد مصرف‌کننده بررسی کرده‌اند. در این بررسی به این نتیجه رسیده‌اند که تحریم‌ها صادرات غیر نفتی و واردات کالاهای سرمایه‌ای را کاهش داده است، اما بر صادرات نفتی اثر نداشته است. همچنین به این نتیجه رسیده‌اند که تحریم‌های مالی اثر بیش‌تری بر اقتصاد گذاشته است و نرخ‌های سود انتظاری وام دهندگان را بالاتر برده است. در این بررسی اثر تحریم‌های یاد شده را با اندازه‌گیری اضافه رفاه مصرف کننده ایران، برابر ۱,۱ درصد تولید ناخالص داخلی سالانه کشور برآورد کرده‌اند.

برخورداری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز در ایران با تأکید بر نقش تحریم‌های اقتصادی پرداخته‌اند. آن‌ها از روش حداقل مربعات معمولی، برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ استفاده کرده‌اند. آن‌ها همچنین روش ARDL را برای تعیین روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت به کار برده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در بازه زمانی مورد مطالعه اعمال تحریم‌های اقتصادی در سال ۱۳۹۰، اثر تعیین‌کننده در افزایش نرخ ارز داشته است.

خاطری و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر حساب سرمایه در ایران

[1]. Mun Jeong (2020)

پرداخته‌اند. بدین منظور یک فرضیه تدوین و برای آزمون آن از روش ARDL استفاده شده است. نتایج پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ برای ایران حاکی از آن است که تحریم‌های اقتصادی قوی تأثیری منفی و معنی‌دار بر حساب سرمایه هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت داشته‌اند اما تحریم‌های اقتصادی ضعیف به دلیل دور زدن تحریم‌ها تاثیر معنی‌داری نداشته‌اند. به علاوه شدت تأثیر تحریم‌های اقتصادی قوی بر حساب سرمایه در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت بوده است که نشان‌دهنده موفقیت سیاست‌گذاران در مقاوم‌سازی ساختارهای اقتصادی کشور در برابر تحریم‌ها و کاهش تأثیرات آن‌ها می‌باشد.

جمع‌بندی پیشینه: مطالعات قبلی به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر نابرابری درآمد یا فقر پرداخته‌اند و همچنین در مطالعات قبلی به طور کلی تحریم‌های اقتصادی بررسی شده است؛ اما در مطالعه حاضر برای اولین بار اولا تأثیر تحریم‌های مالی در ایران بررسی شده است و ثانیا برای نخستین بار تأثیر تحریم‌ها بر نابرابری درآمدی به صورت مطالعه موردی برای کشور ایران مورد بررسی قرار گرفته است و ثالثا این مطالعه در ایران با مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده شده با پارامترهای متغیرهای زمانی (TVP-FAVAR) انجام شده است.

۳- مدل‌سازی و داده‌ها

به سبب ملاحظات آماری، بازه زمانی مورد بررسی در این مطالعه بر اساس آخرین داده‌های در دسترس، داده‌های سالیانه ۱۳۹۶-۱۳۷۰ انتخاب شده است. به منظور برآورد متغیر تحریم مالی از شاخص درآمدهای نفتی ایران (منابع ناشی از فروش نفت و فرآورده‌های نفتی برحسب میلیارد ریال) استفاده شده است و متغیرهای حجم نقدینگی (نقدینگی بر حسب اجزای تشکیل دهنده آن بر حسب میلیارد ریال)، ضریب جینی، تورم (شاخص قیمت مصرف کننده بر حسب درصد سالانه)، نرخ بیکاری (بر حسب درصد)، رشد اقتصادی (بر حسب درصد رشد تولید ناخالص داخلی) و بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (بر حسب میلیارد ریال) سایر متغیرهای کلان اقتصادی به کار رفته در این مقاله می‌باشند. متغیرهای مطالعه، از سری زمانی بانک مرکزی ایران استخراج شده است و برای تخمین این مدل از نرم افزار مطلب ۱۶ استفاده شده است. در این مطالعه بر اساس داده‌های سالیانه، توزیع نابرابری درآمد در ایران با استفاده از مدل TVP-FAVAR مورد تحلیل قرار گرفته است.

مهمترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته برای برآورد داشتند این بود که نمی‌توانستند در طول زمان پیش‌بینی درستی انجام دهند همین امر باعث ظهور مدل‌های پارامتر قابل تغییر طی زمان شد که

می‌توانستند مدل‌های عظیم را در طی زمان پیش‌بینی کنند. مدل TVP-FAVAR دارای برتری‌ها و مزیت‌هایی به شرح زیر نسبت به دیگر مدل‌های استفاده شده است:

۱- ضرایب تخمین می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. در اقتصاد کلان، همواره مشاهده شده است به علت تغییرات شرایط، شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی، مدل‌های متداول، توانایی کافی برای محاسبه پارامترها را ندارند و بهتر است مدلی ساخته شود که بتواند این واقعیت‌ها را محاسبه کند (استاک و واتسون[1]، ۲۰۰۸).

۲- تعداد متغیرها و تخمین‌زن‌ها می‌توانند زیاد باشند. گروین و همکاران[2] در مطالعه خود از ۱۰ تخمین زن استفاده کردند و حتی در مدل‌های عاملی[3] (استوک واتسون، ۱۹۹۹)، تعداد متغیرها می‌تواند بیشتر باشد.

۳- افزایش زیاد تعداد متغیرها باعث خلق مدل‌های بزرگ و حجیم می‌شود. مدل‌های عاملی در مطالعات تجربی اقتصاد کلان و مالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند و مدل‌های توسعه داده شده FAVAR به صورت فزاینده‌ای در حال گسترش می‌باشند. به علاوه، تعدادی از محققان (دل نگرو و اترک[4]، ۲۰۰۸؛ ایکمیر و همکاران[5]، ۲۰۱۴؛ کروبلیس[6]، ۲۰۱۳) به این نتیجه رسیدند که مدل‌های ارتقاء یافته با ضرایب متغیر، به نتایج دقیق‌تری می‌رسند.

مدل TVP-FAVAR به صورت رابطه (۱) است:

$$X_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t$$
$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \cdots + B_{t,p}\begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

در رابطه فوق λ_t^y ضرایب رگرسیون، λ_t^f ضریب متغیر فاکتور و f_t متغیر فاکتور باشد. $(B_{t,1}, \ldots, B_{t,P})$ ضرایب VAR است. u_t و ε_t پسماندهای مدل هستند که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و کوواریانس Q_t و V_t می‌باشند.

---

1. Stock and Watson (2008)
2. Greven
3. Factor Models
4. Del Negro and Otrok (2008)
5. Eickmeier (2014)
6. Korobilis (2013)

ضرایب $\lambda_t = \left(\left(\lambda_t^f\right)', \left(\lambda_t^y\right)'\right)'$ و ضرایب مدل VAR $\beta_t =$ $\left(c_t', \mathrm{vec}\left(B_{t,1}\right)', \ldots, \mathrm{vec}\left(B_{t,P}\right)'\right)$ بر طبق یک فرآیند گام تصادفی متغیر بر روی زمان استخراج می‌شوند:

$$\begin{aligned} \lambda_t &= \lambda_{t-1} + v_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \qquad (۲)$$

که در آن $\eta_t \sim N(0, R_t)$ و $v_t \sim N(0, W_t)$ است. همه خطاها در رابطه (۲)، با یکدیگر و بر روی زمان ناهمبسته هستند؛ بنابراین ساختاری به‌صورت زیر دارند:

$$\begin{pmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \\ \upsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = N\left(0, \begin{bmatrix} V_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_t \end{bmatrix}\right)$$

روابط (۱) و (۲) را مدل TVP-FAVAR می‌گویند.

۴- تخمین مدل

در ادامه پس از تخمین مدل TVP-FAVAR با استفاده از نرم‌افزار MATLAB۱۶ و استفاده از شاخص‌های آکاییک و شوارتز دو وقفه برای متغیرهای درون‌زا تعیین شد. بر این اساس نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل بر روی ضریب جینی تا ۱۰ دوره ارائه شده است. تابع واکنش آنی مقاله متفاوت از تحقیقات انجام گرفته است؛ به گونه‌ای که این توابع آنی سه بعدی می‌باشند. طول این مکعب مستطیل زمان، عرض آن تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی و ارتفاع آن واکنش ضریب جینی به این تغییرات است.

قبل از ورود مدل لازم است اقدام به ارائه آمار توصیفی و تعیین مدل بهینه شود.

آمار توصیفی پژوهش بیان‌گر شاخص میانگین است که مرکز ثقل داده‌ها را نمایش می‌دهد، همچنین ماکزیمم و مینیمم داده که حداقل و حداکثر داده را نمایش می‌دهد. انحراف معیار داده‌ها پراکندگی حول میانگین و آماره جارک برا وضعیت توزیع داده را نسبت به توزیع نرمال نمایش می‌دهد. با توجه به عدم نرمال بودن متغیرها روش‌های غیر خطی از کارایی بالاتری نسبت به روش‌های سنتی و خطی برخوردارند.

در جدول ۳، مقادیر شاخص‌های نیکویی برازش مدل جهت تعیین مدل بهینه ارائه شده است.

مقادیر شاخص‌های لگاریتم احتمال پیش‌بینی، MAFE[1] و MSFE[2] حاصل از تخمین مدل‌های مختلف TVP-FAVAR ارائه شده است. α و β به ترتیب بیان‌گر میزان تغییرات میانگین و واریانس ضرایب برآوردی است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	میانگین	انحراف معیار	جارک برا	سطح معنی‌داری جارک برا
حجم نقدینگی	۲.۰۶	.۲۸۰	۱۰.۴۸۶۷۵	۰.۰۰۵۲۸۲
ضریب جینی	۰.۳۹	۰.۶۵۰۴	۲۷۲۸.۸۲۶	۰
تورم	۲۰.۱۹	۰.۶۱۳۴	۱۵.۲۶۵۴۵	۰.۰۰۰۴۸۴
بیکاری	۱۱.۴۰	۰.۷۸	۱۲.۵۳۲۸۵	۰.۰۰۱۸۹۹
رشد اقتصادی	۳.۷۶	۰.۹۵۶	۵۸.۳۱۲۴۲	۰
بدهی‌های خارجی	۳.۴۱	۰.۸۴۷	۱۵۷.۱۲۰۴	۰
درآمدهای نفتی	۳.۲۴	۰.۰۵	۲۹.۷۰۱۴۹	۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳: مقایسه مدل‌های مختلف

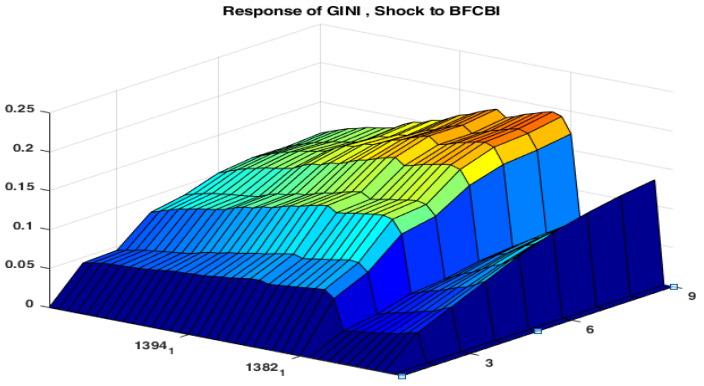
روش پیش‌بینی	MAFE	MSFE	log(PL)
TVP-FAVAR α = β = 0. 99	۰/ ۰۹۴	۰/۰۲۵	−۰/۶۸۸
TVP-FAVAR α = β = 0. 90	۰/۱۲۴	۰/۰۴۶	−۰/۳۵۵
TVP-FAVAR α = β = 0. 95	۰/۱۲۱	۰/۰۴۳	−۰/۳۱۵
TVP-FAVAR α = 0. 99; β = 0. 90	۰/۱۲۷	۰/۰۵۱	−۰/۲۵۰
TVP-FAVAR α = 0. 99; β = 0. 95	۰/۱۲۴	۰/۰۴۵	−۰/۲۹۵
TVP-FAVAR α = 0. 95 β = 0. 99	۰/۱۱۷	۰/۰۳۹	−۰/۲۵۹
TVP-FAVAR α = 1 β = 0. 99	۰/۱۱۷	۰/۰۴۱	−۰/۴۹۲
TVP-FAVAR α = 1 β = 0. 95	۰/۱۲۵	۰/۰۴۶	−۰/۳۴۱
TVP-FAVAR α = 1 β = 0. 90	۰/۱۲۸	۰/۰۵۲	−۰/۴۳۰
TVP-FAVAR α = 0.99 β = 1	۰/۱۱۷	۰/۰۴۰	−۰/۳۰۳
TVP-FAVAR α = 0.95 β = 1	۰/۱۱۷	۰/۰۳۸	−۰/۴۲۹
TVP-FAVAR α = 1; β = 1	۰/۱۱۶	۰/۰۴۶	−۰/۳۵۳

منبع: محاسبات محقق

نتایج جدول ۳، بر اساس **α= β=۰/۹۹** درصد که پایین‌ترین سطح خطای پیش‌بینی را دارا بوده، محاسبه شده است. در مدل‌های سنتی متغیرهای مستقل در کل دوره زمانی یا تأثیر معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد یا این تأثیر بی‌معنی است؛ اما در روش‌های TVP-FAVAR یک متغیر مستقل در یک دوره زمانی می‌تواند تأثیر معنی‌دار و در یک دوره تأثیر بی‌معنی داشته باشد.

[1]. Mean Absolute Forecast Error
[2]. Mean Square Forecast Error

بر اساس نمودار ۱، اثر تکانه متغیر بدهی‌های خارجی روی ضریب جینی در تمام طول دوره مورد بررسی نشان داده شده است.[۱] تکانه یک انحراف معیاری در بدهی‌های خارجی در طی زمان باعث افزایش (حرکت بر روی محور افقی) ضریب جینی شده است. بر اساس نتایج در انتهای دوره مورد بررسی بدهی‌های خارجی بانک مرکزی موجب تا حدودی بهتر شدن ضریب جینی شده است. بر اساس نتایج این متغیر در اواسط دوره بالاترین تأثیر منفی را بر ضریب جینی داشته است. به عبارت دیگر با گذشت زمان با افزایش هر درصد بدهی‌های خارجی ایجاد شده، سهم بیشتری از بدهی‌ها نسبت به قبل سبب افزایش نابرابری می‌شود. غیر خطی بودن تأثیرگذاری متغیرها بر ضریب جینی به علت میزان تفاوت در اندازه شوک در هر دوره است. در روش‌های خطی اندازه شوک در هر دوره یکسان می‌باشد؛ در حالی که در روش TVP-FAVAR میزان تکانه و شوک در هر دوره به تناسب میزان تغییرات داده از روند سری زمانی در آن دوره است.



منبع: یافته‌های پژوهش

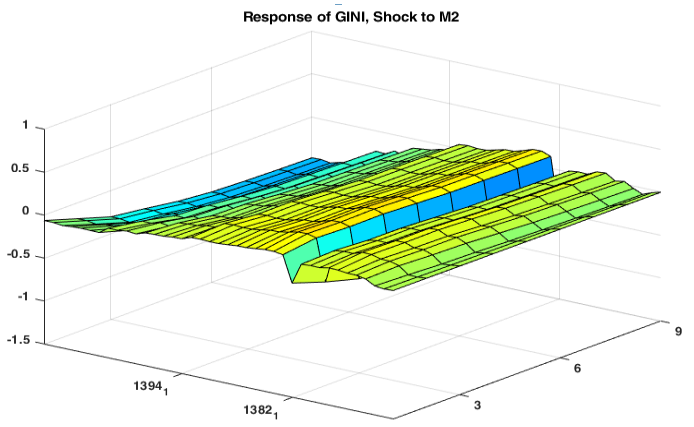
نمودار ۱: شوک آنی متغیر بدهی‌های خارجی بر روی ضریب جینی

بر اساس نمودار ۲، تکانه یک انحراف معیاری در نقدینگی در طی زمان باعث کاهش (حرکت بر روی محور افقی) ضریب جینی (نابرابری درآمد) شده است. به عبارت دیگر، در این دوره

---

[۱]. لازم بذکر است معناداری در علم آمار با مقایسه یک ضریب یا شوک با عدد صفر سنجیده می‌شود. در صورت تفاوت معنی‌دار این ضرایب با صفر اثر متغیر مذکور را بر ضریب جینی معنادار ارزیابی می‌کنیم. باید توجه نمود در مدل‌های سنتی یک متغیر در کل دوره تأثیر معنی‌دار یا عدم تأثیر معنی‌دار بر متغیر وابسته دارد؛ اما در متغیرهای پارامتر متغیر زمان این امکان وجود دارد که یک متغیر در یک دوره تأثیر معنی‌دار و در سایر دوره‌ها تأثیر معنی‌دار نداشته باشد و بالعکس. در برآوردهای تحقیق حاضر نیز افقی شدن (مسطح بودن) رویه در نمودار، به معنای بی‌معنی بودن شوک متغیر مورد نظر بر متغیر ضریب جینی است.

نقدینگی تحت تأثیر چشم انداز لغو تحریم‌ها و افزایش درآمدهای نفتی قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج در انتهای دوره مورد بررسی نقدینگی موجب بهتر شدن ضریب جینی شده است. در حالی که در دوره ۹۱-۸۹، به دلیل افت درآمد نفت، تأثیر نقدینگی بر ضریب جینی کاهش یافت. در سال ۱۳۹۴ و پس از اجرای JCPOA[1](برنامه جامع اقدام مشترک)، نقش نقدینگی بر ضریب جینی به شدت افزایش یافته است. زیرا اقتصاد ایران با شوک افت درآمدهای نفتی و نااطمینانی‌های ناشی از مذاکرات و توافق هسته‌ای روبه‌رو شده است که هر کدام از آن‌ها باعث تشدید مشکلات در طرف تقاضای اقتصاد و در نهایت، باعث کاهش رشد اقتصادی کشور در سال ۱۳۹۴ شد. یعنی عواید درآمدهای نفتی و رانتی بیش از این‌که به طبقه‌های فرودست برسد، باعث بهبود شرایط اقتصادی طبقه فرادست در کشور شده است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: شوک آنی متغیر نقدینگی بر روی ضریب جینی

بر اساس نمودار ۳، تکانه یک انحراف معیاری در رشد اقتصادی در طی زمان باعث کاهش (حرکت بر روی محور افقی) ضریب جینی شده است. بر اساس نتایج در ابتدای دوره مورد بررسی رشد اقتصادی موجب بدتر شدن ضریب جینی می‌شود و در اواسط دوره به حداقل می‌رسد و در اواخر دوره در حال بدتر شدن ضریب جینی است. به عبارت دیگر می‌توان گفت نرخ رشد اقتصادی نتوانسته است با ایجاد فرصت‌های شغلی موجبات افزایش اشتغال و کاهش نابرابری

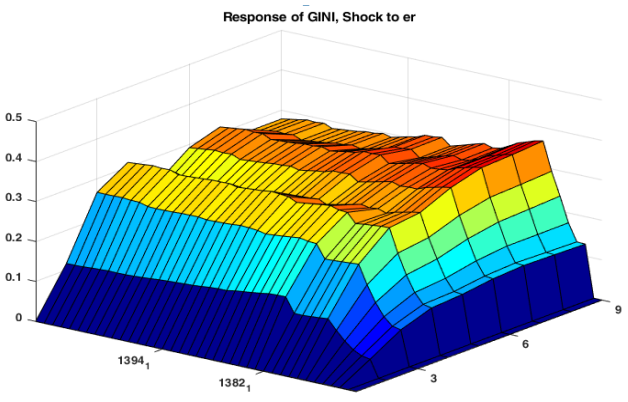
[1] Joint Comprehensive Plan of Action

درآمد را فراهم آورد.

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: شوک آنی رشد اقتصادی بر روی ضریب جینی

بر اساس نمودار ۴، تکانه یک انحراف معیاری در نرخ ارز غیر رسمی طی زمان باعث افزایش (حرکت بر روی محور افقی) ضریب جینی شده است. به عبارتی نرخ ارز غیر رسمی موجب بدتر شدن شاخص ضریب جینی در اواخر دوره شده است. افزایش نرخ ارز موجب بدتر شدن تراز رابطه مبادله بازرگانی شده و با کاهش توان صادراتی و افزایش تورم موجب بدتر شدن سطح رفاهی و در نتیجه بدتر شدن ضریب جینی شده است.



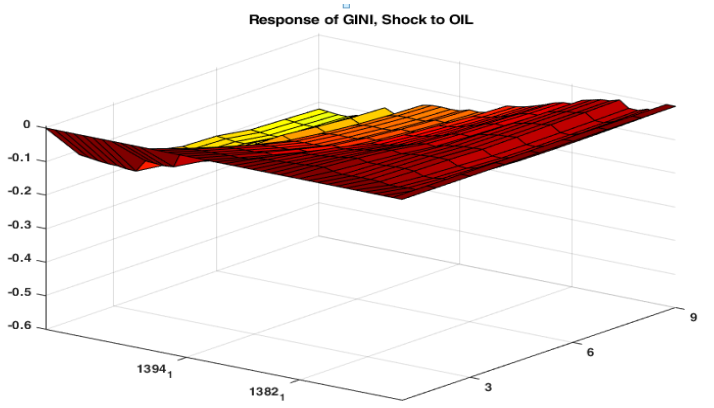
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: شوک آنی نرخ ارز غیر رسمی بر روی ضریب جینی

بر اساس نمودار ۵، تکانه یک انحراف معیاری در درآمدهای نفتی در طی زمان باعث کاهش

(حرکت بر روی محور افقی) ضریب جینی شده است. به عبارتی درآمدهای نفتی موجب بهتر شدن شاخص ضریب جینی در اواخر دوره شده است. در اوایل دوره این اثرگذاری ضعیف‌تر است زیرا افزایش درآمدهای نفتی باعث تشدید نابرابری‌ها در اقتصاد ایران گشته است.

تحریم بانک مرکزی در دوره‌های اخیر موجبات تأثیرگذاری قوی‌تر این متغیر بر ضریب جینی شده است، چرا که درآمدهای نفتی لازم است بتواند از کانالی به کشور بازگردد که تحریم بانک مرکزی و بانک‌های دولتی و خصوصی در سطح بین‌المللی موجب افزایش هزینه مالی این انتقال درآمدی شده است.



منبع: یافته‌های پژوهش

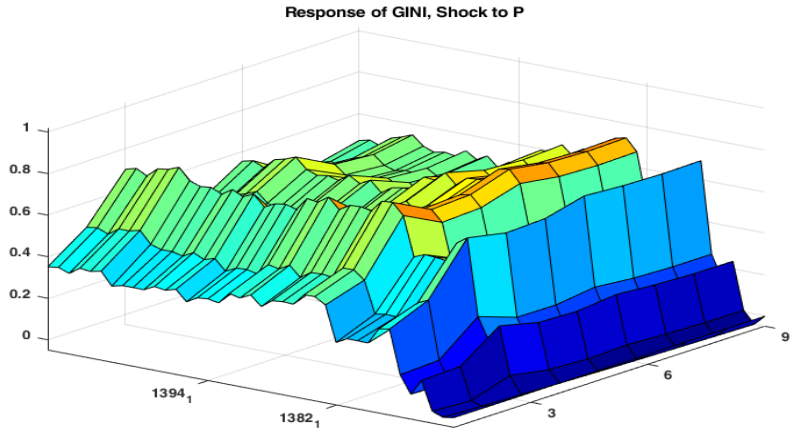
نمودار ۵: شوک آنی نرخ درآمدهای نفتی بر روی ضریب جینی

بر اساس نمودار ۶، تکانه یک انحراف معیاری در تورم در طی زمان باعث افزایش (حرکت بر روی محور افقی) ضریب جینی شده است. به عبارتی تورم موجب بدتر شدن شاخص ضریب جینی در هر دوره شده است. در اوایل دوره این اثرگذاری ضعیف‌تر است.

همچنین، از سال ۱۳۹۰ با افزایش تحریم‌ها و کاهش درآمدهای دولت، سیاست درآمدزایی از کسری بودجه به عنوان اولویت اصلی دولت قرار گرفته است که تأثیر تورم بر ضریب جینی را در این سال‌ها تشدید می‌کند. بیشترین تأثیر ضریب جینی بر تورم بین سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۴ مشاهده می‌شود. افزایش تنش‌های سیاسی بین ایران و ایالات متحده و تشدید تحریم‌ها، افزایش انتظارات قیمت، سودآوری بیشتر بازارهای غیر مولد (ارز، مسکن و طلا) و رکود بازار سرمایه همراه با گسترش حجم واردات منجر به تغییر منحنی عرضه به سمت چپ و بالا شد. در نتیجه، در این دوره، شاهد افزایش سریع تورم ناشی از رکود اقتصادی در ایران هستیم. بهبود فضای کسب و کار

و ظهور چشم‌انداز مثبت در طول سال ۱۳۹۲ به بعد، تأثیر این متغیر را بر تورم تا حدودی کاهش داد.

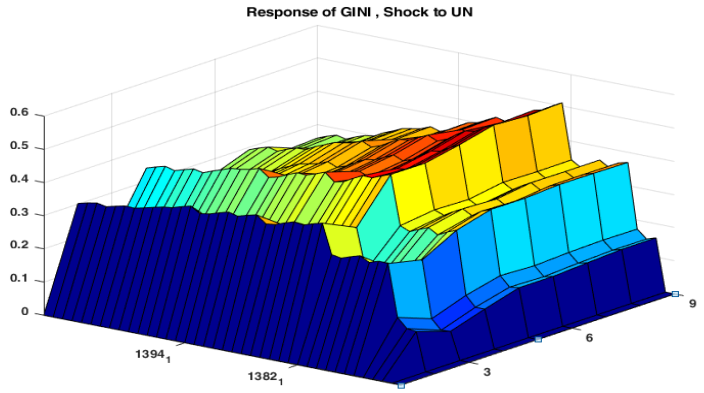
بین ۱۳۹۲ و ۱۳۹۴، به دلیل بهبود روابط بین‌الملل و کاهش تحریم‌ها، فروش نفت افزایش یافت. با تبدیل این درآمدهای نفتی به ریال و تزریق به اقتصاد، شرایط مطلوبی را برای افزایش تورم در اقتصاد ایجاد کردند. با افزایش نرخ تورم، قدرت خرید درصدی از اقشار جامعه که پایین‌تر از خط فقر قرار دارند کاهش یافته که این امر به نوبه خود باعث افزایش نابرابری می‌شود.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶: شوک آنی تورم بر روی ضریب جینی

بر اساس نمودار ۷، تکانه یک انحراف معیاری در بیکاری در طی زمان باعث افزایش (حرکت بر روی محور افقی) ضریب جینی شده است. به عبارتی بیکاری موجب بدتر شدن شاخص ضریب جینی در هر دوره شده است. در اواسط دوره این اثرگذاری قوی‌تر است. زیرا افزایش نرخ بیکاری به معنای آن است که تعداد افراد بیشتری توان کسب درآمد نخواهند داشت و بنابراین درصد فقرا افزایش می‌یابد و نابرابری درآمد زیاد می‌شود.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷: شوک آنی بیکاری بر روی ضریب جینی

۵- تفسیر نتایج

نتایج تحقیق حاضر نشان داد که وقوع تکانه افزایشی در بدهی‌های خارجی و نرخ ارز غیر رسمی و تورم و بیکاری موجب تأثیر مثبت بر ضریب جینی و وقوع تکانه افزایشی نقدینگی و نرخ رشد اقتصادی و درآمدهای نفتی باعث تأثیر منفی در ضریب جینی شده است. شوک نقدینگی در سال‌های مورد مطالعه، بیشترین اثر بر ضریب جینی در وقفه‌های اولیه ایجاد کرده است. رشد نقدینگی شدید در اقتصاد ایران و ضعف‌های ساختاری و نهادی در جذب منابع حاصل از افزایش نقدینگی توسط بخش تولیدی کشور، علاوه بر حرکت نقدینگی به سمت بخش نامولد، زمینه‌ساز نابرابری درآمد در اقتصاد کشور شده است. همچنین در شرایط تورمی افرادی که درآمد ثابت دارند، دستمزد واقعیشان کاهش می‌یابد و قدرت خرید آن‌ها پایین می‌آید، همچنین افرادی که نرخ رشد درآمدشان کمتر از تورم افزایش می‌یابد، در نتیجه دستمزد واقعی و قدرت خرید آن‌ها کاهش پیدا می‌کند و این مسئله باعث افزایش افراد فقیر می‌شود. در این ارتباط کاردوسو[۱] (۱۹۹۲) استدلال می‌کند که تورم از دو روش نابرابری را افزایش می‌دهد. اول، مالیات تورمی است که نوعی پس‌انداز اجباری از جیب افراد است و درآمد واقعی قابل تصرف را کاهش می‌دهد. دوم، اگر افزایش درآمد (مزد) اسمی افراد کمتر از افزایش قیمت کالاهای مصرفی باشد، درآمد واقعی نیروی کار کاهش می‌یابد.

نقدینگی: در صورت عدم استفاده از سیاست عقیم‌سازی ارز خارجی توسط بانک مرکزی، فروش

۱ Cardoso

دلارهای نفتی به بانک مرکزی باعث افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی و به دنبال آن افزایش پایه پولی می‌گردد. افزایش پایه پولی نیز با مکانیسم ضریب فزاینده پولی باعث رشد شدیدتر نقدینگی و به دنبل آن تورم در کشور می‌شود و با توجه به این‌که تورم در دهک‌های مختلف درآمدی اثرات متفاوتی دارد، می‌توان گفت افزایش درآمدهای نفتی از این طریق تابع توزیع درآمد را به ضرر گروه کم درآمد تغییر داده و شکاف طبقاتی را زیادتر می‌کند.

شدت تحریم‌های مالی (که در این‌جا از شاخص درآمدهای نفتی استفاده شده است) تأثیری مثبت و معنی‌دار بر نابرابری درآمد داشته است. به عبارت دیگر با افزایش درجهٔ تشدید تحریم‌های اقتصادی علیه اقتصاد ایران، نابرابری در کشور افزایش یافته است. تحریم‌ها در یک کشور در ابتدا از ورود تکنولوژی‌های پیشرفته جلوگیری و موجب تضعیف توان تولیدی کشور را فراهم کرده است. از سوی دیگر در مراحل بعدی تحریم‌ها مبادلات پولی و بانکی و در اوج آن بانک مرکزی کشور و تحریم‌های نفتی و بیمه کشتیرانی همگی موجب اختلال شدید در صادرات و تولید داخل کشور و مبادلات بین‌المللی کشور شده است. مخارج عمومی دولت از محل درآمدهای نفتی نیز ممکن است نابرابری را تشدید کند این مسئله زمانی بروز پیدا می‌کند که مخارج دولت به بخش‌های رسمی موجود در کلان شهرها و شهرستان‌ها اختصاص بیشتری یابد. این مسأله باعث کشیدگی منحنی توزیع درآمد به نفع خانوارهای شهری و به ضرر خانوارهای روستایی می‌گردد (مرادی، ۲۰۰۹: ۱۰).

بنابراین یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که تحریم‌های مالی در دوره مورد بررسی، باعث افزایش نابرابری درآمد شده است. از آن‌جا که بالا بودن ضریب جینی، بیان‌گر توزیع نابرابرتر درآمدها است، کاهش تأثیر تحریم‌های مالی از طریق سیاست‌های اقتصادی و تدابیر بین‌المللی مانند همکاری‌های منطقه‌ای با کشورهای همسایه و گسترش مبادلات رسمی و غیر رسمی با همسایگان از جمله عراق، ترکیه، افغانستان و پاکستان، همگرایی کشورهای تحت تحریم و تشکیل اتحادیه کشورهای تحریم‌شده به منظور اقدامات حقوقی، سیاسی و اقتصادی برای مقابله با تحریم و مدیریت شرایط از طریق ایجاد پیمان‌های تجاری و مسیرهای جدید مالی می‌تواند از آثار منفی ناشی از تحریم‌ها بکاهد.

۶- نتیجه‌گیری

مقاله حاضر، به بررسی تأثیر تحریم‌های مالی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از مدل متغیر زمانی TVP-FAVAR برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۷۰ پرداخته است. نتایج مدل‌های TVPFVAR

بیان‌گر این واقعیت است که تمام متغیرهای موجود در مدل بر ضریب جینی تأثیر می‌گذارند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که وقوع شوک در نقدینگی و نرخ رشد اقتصادی و درآمدهای نفتی باعث کاهش ضریب جینی (نابرابری درآمد) شده است و در بدهی‌های خارجی و نرخ ارز غیر رسمی و تورم و بیکاری موجب افزایش ضریب جینی شده است. تحریم‌های مالی (که در این‌جا از شاخص درآمدهای نفتی استفاده شده است) تأثیری مثبت بر نابرابری درآمد داشته است. افزایش تحریم‌های مالی باعث ایجاد موانع در نقل و انتقال پول حاصل از صادرات درآمدهای نفتی شده و مانع کالاهای اساسی وارداتی به دلیل منع انتقال پول می‌شود و همچنین تورم در کشور افزایش می‌یابد و افزایش قیمت کالاها در کشور به شدت به قشر آسیب پذیر جامعه صدمه وارد می‌کند و نابرابری در کشور افزایش می‌یابد.

Referencess

Adams, R. H. and Page, J. (2005). "Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries?". World Development **33**(10): 1645-1669.

Afesorgbor, S. K. and Mahadevan, R. (2016). "The Impact of Economic Sanctions on Income Inequality of Target States". Economics Working Papers. Department of Economics and Business Economics, Aarhus University.

Alnasrawi, A. (2001). "Iraq: Economic Sanctions and Consequences, 1990–2000". Third World Quarterly **22**(2): 205-218. https://doi.org/10.1080/01436590120037036.

Angles Castro, G. (2006). "The Relationship between Economic Growth and Inequality: Evidence frome the Age of Market Liberalism". Proceedings of the German Development Economics Conference, Berlin, 2, Research Committee Development Economics.

Barkhordari, S. & Jalili Bolhasani, H. (2018). "Determinant Factors Exchange Rate in Iran with Emphasis on the Role of Economic Sanctions". Iranian Journal of Applied Economic Studies **7**(28): 35-58.

Ben–David, N. (2007). "Economic Growth and Its Effect on Income Distribution". Journal of Economic Studies **34**: 42-58.

Bhagwati, J. (1964). "The Pure Theory of International Trade: A Survey". The Economic Journal **74**(293): 1-84.

Black, A. and Cooper, H. J. (1988). "Economic Sanction and Interest Groups Analysis: Some Reservations". South African Journal of Economics **57**(2): 188-193.

Cardoso, E. (1992). "Inflation and Poverty (w4006)". National Bureau of Economic Research.

Cheraghali, M. (2013). "Imapcts of International Sanctions on Iranian Pharmaceutical Market." DARU Journal of Pharmaceutical Sciences **21**(1): 64 [Internet] Available from: http://www.darujps.com/content/21/1/64. [cited 11.12.14].

Del Negro, M. and Otrok, Ch. (2007). "Monetary Policy and the House Price Boom across US States". Journal of Monetary Economics **54**(7): 1962-1985.

Dizaji, S. F. and Van Bergeijk, P. A.G (2013). "Potential Early Phase Success and Ultimate Failure of 19 Economic Sanctions: A VAR Approach with an Application to Iran". Journal of Peace Research **50**(6): 721-726.

Eickmeier, S. Lemke, W. and Marcelliono, M. (2011). "The Changing International Transmission of Financial Shocks: Evidence from a Classical Time-Varying FAVAR". Journal of Money, Credit and Banking **48**(4): 573-601.

Fails, M. (2012). "Inequality, Institutions, and the Risks to Foreign

Investment". International Studies Quarterly **56**: 516–529.
Garfield, R. (1999). "The Impact of Economic Sanctions on Health and Well-being". Relief and Rehabilitation Network Paper 1-33.
Heine-Ellison, S. (2001). "The Impact and Effectiveness of Multilateral Economic Sanctions: A Comparative Study". The International Journal of Human Rights **5**(1): 81-112.
Hufbauer, G. C. Schott, J. Elliott, K. Ann. and Oegg, B. (2007). "Economic Sanctions Reconsidered". 3rd edition, Washington, DC: Peterson Institute for International Economics.
Jeong, J. M. (2000). "Economic Sanctions and Income Inequality: Impacts of Trade Restrictions and Foreign Aid Suspension on Target Countries". Conflict Management and Peace Science.
Kaempfer, W. H and Lowenberg, A. D. (2007). *The Political Economy of Economic Sanctions*, Handbook of Defense Economics 2: 867-911.
Kaempfer, W. H. and Lowenberg, A. D. (1988). "The Theory of International Economic Sanctions: A Public Choice Approach". American Economic Review **78**(4): 768–793.
Khateri, Z. Najarzadeh, R. and Aqeli, L. (2019). "The Impact of Economic Sanctions on Capital Accounts in Iran". Scientific Research Quarterly Quantitative Economics. Doi: 10.22055 / jqe.2019.29594.2085.
Khorsandi, M. & Azizi, Z. (2012). "Combining Energy Consumption and Impact on Economic Growth: An Application of Nonlinear Smooth Transition Regression". Iranian Energy Economics Quarterly **1**(3): 17-34.
Kimasi, M. Ghaffarinejad, A. & Rezaei, S. (2016). "The Effect of Sanctions Imposed on the Country's Banking System on Their Profitability". Quarterly Journal of Monetary and Banking Research **28**(9): 171-197.
Knack, S. and Keefer, Ph. (1997). "Does Inequality Harm Growth only in Democracies? A Replication and Extension". American Journal of Political Science **41**(1): 323–332.
Korobilis, D. (2013). "Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks using Time-Varying Parameter Dynamic Factor Models". Oxford Bulletin of Economics and Statistics **75**: 157-179.
Landman, T. and Larizza, M. (2009). "Inequality and Human Rights: Who Controls What, When, and How". International Studies Quarterly **53**: 715–736.
Lukkonen, R. Saikkonen, P. and Teravirta, T. (1988). "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models". Biometrika **75**(3): 491-499.
Metzler, L. A. (1949). "Tariffs, the Terms of Trade and the Distribution of National Income". Journal of Political Economy **57**(1): 1-29.
Moradi, M. A. (2009). "Oil Resource Abundance, Economic Growth and Incom Distribution in Iran". Paper No. 990.
Mueller, E. N. (1985). "Income Inequality, Regime Repressiveness and

Political Violence". American Sociological Review **50**(1): 47–61.
Nademi, Y. & Hassanvand, D. (2019). "Intensity of Sanctions and Poverty in Iran: the Need to Lift Sanctions from a Human Rights Perspective". Strategic Studies of Public Policy **9**(31): 153-171.
Nepal, M. Bohara, A. K. and Gawande, K. (2011). "More Inequality, More Killings: The Maoist Insurgency in Nepal". American Journal of Political Science **55**(4): 886–906.
Neuenkirch, M. and Neumeier, F. (2015). "Always Affecting the Wrong People? The Impact of US Sanctions on Poverty". University of Trier Research Papers in Economics No. 03.
Neuenkirch, M. and Neumeier, F. (2016). "The Impact of US Sanctions on Poverty". Journal of Development Economics **121**(2016): 110–119.
Saghafian, A. (2014). *Sanctions and Income Inequality*, Master Thesis, Economics and Business, University: Erasmus University Rotterdam, Faculty: Erasmus School of Economics.
Salehi-Isfahani, Dj. (2015). "Inequality of Opportunity in Education and Youth Employment in MENA". Working Paper 15-1, Doha, Silatech.
Salehi-Isfahani, Dj. Stucki, Bryce W. and Deutschmann, J. (2015). "The Reform of Energy Subsidies in Iran: The Role of Cash Transfers". Emerging Markets Finance and Trade **6**(51): 1144-1162.
Smith, M. U. (2014). *What Is the Effect of U.S.-Led Sanctions on a Target Nation's Foreign Currency Exchange Rate*?, Doctoral Dissertation, Georgetown University.
Solt, F. (2008). "Economic Inequality and Non-Violent Protest". Social Science Quarterly Forthcoming.
Stock, J. H. and Watson, M. W. (1999). "Forecasting Inflation". Journal of Monetary Economics **44**: 293-335.
Stock, J. H. and Watson, M. W. (2008). "Phillips Curve Inflation Forecasts". NBER Working Paper No. 14322.
Teravirta, T. (1994). "Specifieation, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". Journl of American Statical Association **89**: 208-218.
Tsay, R. (1989). "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes". Journal of American Statistics Association **84**: 231-240.
Wang, L. F. (1991). "Trade Sanctions, Sector-Specific Unemployment and Income Distribution: A Dual Approach". South African Journal of Economics **59**(2): 72-76.
Weiss, Tom G. Cortright, D. Lopez, G. A. and Minear, L. (1997). *Political Gain and Civilian Pain: Humanitarian Impacts of Economic Sanctions*, Lanham, MD: Rowman and Littlefield.
Yavari, K. & Mohseni, R. (1389). "The Effects of Trade and Financial Sanctions on the Iranian Economy: A Historical Analysis". Journal of Parliament and Research **16**(61): 8-53.

Original Research Article

The impact of financial sanctions on income inequality in Iran: The TVP-FAVAR model

Mosayeb Pahlavani*
Samira Heydarian[2]
Seyed Hossein Mirjalili[3]

Received: 24-09-2020 Accepted: 15-01-2021

Introduction: In recent years, the use of financial sanctions has been unprecedented. Financial sanctions aim to exert economic pressure in order to change the political behavior and the performance of governments under sanction. The economic sanctions were imposed on Iran's economy in 2006, and further restrictions were put on Iran's access to the financial network of the United States. The financial sanctions were intensified in 2011 under the pretext of nuclear and human rights issues. Sanctions also reduced the share of capital expenditures in the budget and the government expenditures for safety net. When the government faced a budget deficit and the imports became more expensive, the resulting inflation increased the cost of living for the low-income groups. Therefore, financial sanctions adversely affected the poor due to the disruption of financial flows. Generally, during sanctions, the government budget deficit can deteriorate income inequality. Sanctions can not only block the financial transactions of a country and deter investments but also pose trade barriers; it leads to increased challenges in paying for exports and imports. Financial sanctions also affect imports because they impede the transfer of money, which leads to a shortage of one or more goods. In these circumstances, the sanctioned country tries to replace the import of goods from other countries in order to circumvent the sanctions; But this also causes a shortage of goods and increases their prices. Thus, economic sanctions reduce the supply of necessary goods. Rising prices, especially commodity and food prices, in turn, can increase inequality.

Sanctions reduce the import of health and pharmaceutical products, and, as a

[1]. Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan
Email: pahlavani@eco.usb.ac.ir
[2]. PhD Student of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan
[3]. Professor of Economics, Institute for Humanities and Cultural Studies

result, citizens' access to these goods is reduced; most of all, the vulnerable segments of the population are affected, especially women, children and the elderly people.
Sanctions on imports through capital goods and intermediaries reduce domestic production, employment and income, which leads to an increase in absolute poverty and a reduction in exports of labor-intensive goods. This, in turn, reduces the level of income and employment in the target country and leads to increased inequality.
In Iran, the decline in non-oil exports happened by the above-mentioned mechanism. in addition to it, there occurred reductions in oil exports and the government foreign exchange revenues. Sanctions have strong effects on economic aspects, including reduced government investment, depreciated exchange rates, declined government spending and possibly reduced safety net payments. These changes can increase inequality.
Methodology: We examined the impact of financial sanctions on income inequality in Iran over the period of 1991-2017. To this end, we used a Factor Augmented Vector Auto-Regression (FAVAR) model with time varying parameters (TVP). We utilized MATLAB 2016 to estimate the econometric model. FAVAR models with time-varying parameters provide an estimate of the financial sanctions proxy variable (oil revenues) and then indicate the response functions in the foreign debts of the central bank, liquidity, economic growth, informal exchange rates, inflation and unemployment.
Results and Discussion: Iran's economy has been exposed to economic shocks emanating from financial sanctions and represented by a proxy that shows the oil revenues fluctuation. A corresponding model was used to provide an analysis of the impacts of the financial sanctions on the Gini coefficient. Over time, due to the changes in the coefficients of the variables in the FAVAR structural model, it was possible to analyze the effects of the shock on the economic conditions using time-varying parameters (TVPs).
Conclusion: Nonlinear behavior indicates the effectiveness of variables on the Gini coefficient. Thus, economic growth improves the Gini coefficient over time, but the other variables adversely affect it. Given that the financial sanctions adversely affected the inflation rate, exchange rate and unemployment as well as increased the foreign debts of the central bank, it can be concluded that the sanctions aggravated the Gini coefficient and increased income inequality. In fact, the increasing financial sanctions prevented the transfer of oil revenues and the import of staple goods. It also raised the inflation rate which led to the higher inequality of income distribution. Therefore, the sanctions adversely affected the Gini coefficient and inequality in Iran.

Keywords: Financial sanctions, Income inequality, Space and state models
JEL Classification: $F_{51,}$ D_{63}, $C_{22.}$

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

اثرات وابسته به وضعیت رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران[۱]

الهام امراللهی بیوکی[۲]
کامبیز هژبر کیانی[۳]
عباس معمارنژاد[۴]
سید یحیی ابطحی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۳۰

چکیده

این مطالعه واکنش پویای نوسانات نرخ ارز اسمی را به وضعیت‌های مختلف رشد نقدینگی در اقتصاد ایران و طی دوره زمانی ۱۳۹۸:۰۴-۱۳۶۹:۰۳ مورد تحلیل قرار می‌دهد. بدین منظور نوسانات نرخ ارز اسمی با استفاده از مدل MS-EGARCH(1,1)[۶] با توزیع شرطی sstd محاسبه شده است. نتایج مطالعه با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای[۷](TVAR) و لحاظ نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه حاکی از آن است که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی، وقفه‌های رشد نقدینگی اثر معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی ندارند اما در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، وقفه‌های رشد نقدینگی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند؛ همچنین رابطه مبادله تجاری، نوسانات نرخ ارز اسمی را در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، کاهش می‌دهد. نتایج مطالعه با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با

---

۱. مقاله مستخرج از رساله دکتری الهام امراللهی بیوکی با راهنمایی دکتر کامبیز هژبر کیانی و مشاوره دکتر عباس معمارنژاد و دکتر سیدیحیی ابطحی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران می‌باشد.

۲. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران bs.elhamamrollahi@iauyazd.ac.ir

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) Kianikh@yahoo.com

۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران memarnejad@srbiau.ac.ir

۵. استادیار، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران abtahi@iauyazd.ac.ir

6. Markov Switching Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model

7. Threshold Vector Autoregressive Model

امکان تغییر رژیم مارکوف[1](MSVAR) نشان می‌دهد که در معادلات نوسانات نرخ ارز اسمی و رشد نقدینگی، ضرایب خودرگرسیونی در هر دو رژیم معنی‌دار هستند. همچنین نتایج آزمون علیت گرنجر بر پایه معادلات MSVAR حاکی از آن است که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی علت گرنجری نوسانات نرخ ارز اسمی نمی‌باشد اما رشد نقدینگی علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی خواهد بود. از طرف دیگر، رابطه مبادله تجاری نیز علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی است. با توجه به نتایج مطالعه در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری بر نوسانات نرخ ارز اسمی مؤثر می‌باشند، لذا چنانچه رشد نقدینگی کنترل شود و رابطه مبادله تجاری بهبود یابد، باعث کاهش در نوسانات نرخ ارز اسمی می‌شود که می‌تواند به عنوان یک نکته راهبردی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

واژگان کلیدی: مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR)، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH)، نقدینگی، نوسانات نرخ ارز اسمی.

Keywords: Threshold Vector Autoregressive (TVAR) Model, Markov Switching Vector Autoregressive (MSVAR) Model, Markov Switching GARCH (MSGARCH) Model, Liquidity, Nominal Exchange Rate Volatility.

JEL Classification: B22, C22, E52, F41.

[1]. Markov Switching Vector Autoregressive Model

۱- مقدمه

از زمان سقوط برتون وودز[1] در سال ۱۹۷۳، نرخ ارز در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته بطور قابل توجهی دچار نوسان شده است. از یک سو، تأثیرات نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای اقتصاد کلان، بطور قابل توجهی در ادبیات در نظر گرفته شده است؛ از طرف دیگر، ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر نوسانات نرخ ارز یکی از چالش برانگیزترین مشکلات تجربی در اقتصاد کلان است (ویلیامسون[2] ۱۹۹۴). این مسأله به دلیل استفاده از رویکردهای متفاوت بر اساس مدل‌های مختلف نظری تعیین نرخ ارز می‌باشد. نتایج برخی مطالعات مانند گریداکی و فونتاس[3] (۲۰۱۱)، آجائو و ایگبوکوئی[4] (۲۰۱۳)، آدوسی و گیاپانگ[5] (۲۰۱۷)، خین و همکاران[6] (۲۰۱۷) و آلاگیدد و ابراهیم[7] (۲۰۱۷) حاکی از آن است که تجارت و باز بودن مالی، عرضه‌ی پول داخلی و خارجی، نرخ بهره، اختلاف بهره‌وری و سطح تورم از جمله عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز می‌باشند (فام[8] ۲۰۱۸). از زمان بحران مالی سال ۲۰۰۷ در میان عوامل تعیین‌کننده‌ی بالقوه، سیاست‌گذاران علاقه‌ی خاصی به بررسی تأثیر نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز داشته‌اند. از یک طرف، نتایج مطالعات ملوین و تیلور[9] (۲۰۰۹)، مانسینی و همکاران[10] (۲۰۱۱) و بانتی و فیلاکتیس[11] (۲۰۱۵) در کشورهای توسعه‌یافته حاکی از آن است که افزایش شدید نقدینگی در اقتصادهای نوظهور، عامل مهم نوسان نرخ ارز بوده است؛ از سوی دیگر، کشورهای نوظهور، سیاست‌های غیر متعارف پولی در کشورهای پیشرفته را عامل مهم نوسانات نرخ ارز در نظر می‌گیرند (فام، ۲۰۱۸). بنابراین به دلیل اینکه نرخ ارز یکی از شاخص‌های مهم در اقتصاد هر کشور محسوب می‌شود و وضعیت داخلی و بین‌المللی اقتصاد را از حیث رقابت‌پذیری تبیین می‌نماید، هرگونه تغییر در متغیرهای پولی نظیر نقدینگی، نرخ تورم و نرخ بهره و متغیرهای غیر پولی مانند درجه باز بودن تجاری، رابطه مبادله تجاری، مخارج دولت، شوک‌های بهره‌وری و عرضه نیروی کار باعث نوسان و بی‌ثباتی در عملکرد نرخ ارز می‌شوند. از آن‌جا که سیاست‌های پولی نادرست

---

1. Bretton Woods
2. Williamson (1994)
3. Grydaki and Fontas (2011)
4. Ajao and Igbokoyi (2013)
5. Adusei and Gyapong (2017)
6. Khin (2017)
7. Alagidede and Ibrahim (2017)
8. Pham (2018)
9. Melvin and Taylor (2009)
10. Mancini (2011)
11. Banti and Phylaktis (2015)

بانک مرکزی می‌توانند منشأ نوسانات نرخ ارز باشند، بنابراین، شناسایی دقیق سیاست‌های پولی برای همه‌ی کشورها از جمله اقتصاد ایران امری ضروری به نظر می‌رسد. مروری بر برخی مطالعات داخلی حاکی از آن است که هوشمند و همکاران (۱۳۹۱) رابطه‌ی بین سیاست‌های پولی و نرخ ارز اسمی، حسین‌زاده یوسف‌آباد و حقیقت (۱۳۹۲) اثر سیاست پولی بر نرخ ارز واقعی ایران و مهدیان (۱۳۹۳) اثر نوسانات نرخ ارز بر نقدینگی در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ لذا در مطالعه حاضر، نقدینگی به عنوان یکی از اجزای کل‌های پولی[1]در نظر گرفته شده و به بررسی اثر رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته شده است. همچنین به دلیل اینکه در عصر حاضر، تعامل اقتصاد جهانی برای کشورهای جهان ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است، بر این اساس بررسی وضعیت کشورها در حوزه اقتصاد بین‌الملل و مبادلات بازرگانی آن‌ها با دنیای خارج از اهمیت شایانی برخوردار است. رابطه مبادله تجاری یکی از مهم‌ترین ابزارها برای تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد بین‌الملل به حساب می‌آید. مروری بر برخی مطالعات داخلی نشان می‌دهد که میرعبدالله و میرهادی (۱۳۸۱) و قربان‌زاده (۱۳۹۳) به بررسی رفتار رابطه مبادله تجاری در ایران پرداخته‌اند، همچنین اثر رابطه مبادله بر رشد اقتصادی توسط سلمانی (۱۳۸۹)، کازرونی و سجودی (۱۳۸۹) و نونژاد و روشن قیاس (۱۳۹۰) بررسی شده است. لذا با توجه به اهمیت رابطه مبادله تجاری، در این مطالعه همچنین نقش رابطه مبادله تجاری بر نوسانات نرخ ارز اسمی بررسی شده است. رهیافت متعارف به منظور مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز، مدل‌های خانواده‌ی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته[2](GARCH) می‌باشد؛ همچنین نوسانات نرخ ارز با توجه به اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی دچار تغییر وضعیت یا تغییر رژیم[3]می‌شوند یعنی هر رژیم اثر متفاوتی بر نوسانات نرخ ارز دارد. بنابراین، جهت لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی، می‌توان از مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف استفاده نمود. بدین منظور در این مطالعه، جهت محاسبه نوسانات نرخ ارز از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH) استفاده شده است؛ همچنین در پرتو مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) به تحلیل اثر رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری بر نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته شده است و به لحاظ تبیین پویایی‌های رشد نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی از مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR) بهره گرفته شده است. در ادامه، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده

[1]. Monetary Aggregates
[2]. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model
[3]. Regime Switching

است؛ در بخش دوم و سوم، ادبیات نظری و مطالعات تجربی پیرامون ارتباط نقدینگی و نوسانات نرخ ارز بیان شده است. در بخش چهارم روش‌شناسی تحقیق ارائه گردیده است. بخش پنجم به برآورد مدل و تحلیل ارتباط بین نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته است و در نهایت در بخش آخر، نتیجه‌گیری لحاظ شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- نظریات تعیین نرخ ارز

نظریه‌های تعیین نرخ ارز به دو دسته نظریه‌های سنتی و نظریه‌های نوین تقسیم‌بندی می‌شوند. نظریه‌های سنتی بر اساس جریان تجارت و برابری قدرت خرید (PPP)[1] که مهم‌ترین تفسیرهای مربوط به تغییرات نرخ ارز در بلندمدت هستند، می‌باشند. نظریه‌های جدید تعیین نرخ ارز بر اهمیت بازارهای سرمایه و گردش بین‌المللی آن، جهت تفسیر نوسانات نرخ‌های مبادله ارز در کوتاه‌مدت و گرایش آن‌ها به خارج شدن از تعادل کوتاه‌مدت تأکید دارند.

۲-۱-۱- نظریه‌های سنتی نرخ ارز

۲-۱-۱-۱- رهیافت تجاری یا کشش‌ها

یک الگوی سنتی و قطعی، نرخ مبادله ارز است که بر جریان کالاها و خدمات متکی می‌باشد، از این رو به رهیافت تجاری یا کشش‌ها معروف است. بر اساس این رهیافت، نرخ برابری تعادلی ارز، نرخی است که ارزش واردات و صادرات یک کشور را برابر می‌کند. اگر ارزش واردات یک کشور از ارزش صادرات آن بیشتر باشد (کسری تجاری وجود داشته باشد) آن‌گاه تحت یک نظام شناور نرخ ارز، نرخ مبادله ارز افزایش می‌یابد (ارزش پول داخلی کم می‌شود) در این صورت صادرات کشور مزبور برای کشورهای خارجی ارزان شده و واردات برای ساکنین این کشور گران می‌شود. در نتیجه صادرات کشور افزایش یافته و واردات آن کاهش می‌یابد تا جایی که تجارت به تعادل برسد. از آن‌جا که سرعت تعدیل به کیفیت و چگونگی واکنش (یا کشش) مقدار واردات و صادرات نسبت به تغییرات قیمت (یا نرخ مبادله ارز) بستگی دارد، لذا این نظریه، رهیافت کششی نامیده می‌شود (سالواتوره، ۱۳۷۹).

[1]. Purchasing Power Parity

۲-۱-۱-۲- نظریه برابری قدرت خرید

یکی دیگر از رهیافت‌های مهم در تعیین نرخ ارز که بیشتر به دوره بلندمدت مربوط است نظریه برابری قدرت خرید (PPP) می‌باشد. نظریه PPP فرض می‌کند که نرخ مبادله میان دو کشور، نسبتی از سطح عمومی قیمت‌ها در آن دو کشور است. به موجب قانون یک قیمتی وقتی یک کالا بر حسب یک پول سنجیده می‌شود باید در دو کشور قیمت یکسانی داشته باشد. چنان‌چه ارزش یک کالا در دو کشور یکسان نباشد، بنگاه‌های تجاری برای کسب سود کالا را از کشوری که قیمت پایین دارد می‌خرند و در کشور دیگر به فروش می‌رسانند. بنابراین آربیتراژ کالا مانند آربیتراژ ارز باعث یکسان‌سازی قیمت کالاها در بازار می‌شود. نظریه PPP بر فرضیات ضمنی مانند عدم هزینه حمل و نقل، تعرفه‌ها یا سایر محدودیت‌های تجاری استوار است. به طوری که تمام کالاها در سطح بین‌الملل مبادله شده و هیچ‌گونه تغییر ساختاری (مانند جنگ) در کشورها رخ نمی‌دهد. از آن‌جا که این فرضیات صحیح نیستند، صورت مطلق PPP چندان معتبر نمی‌باشد. روایت نسبی نظریه PPP به طور بالقوه مفیدتر است. طبق این روایت فرض می‌شود که نرخ‌های مبادله تابعی از سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور بوده و متناسب با آن تغییر می‌کنند (سالواتوره، ۱۳۷۹).

۲-۱-۲- نظریه‌های نوین نرخ ارز

۲-۱-۲-۱- رهیافت پولی

رهیافت پولی بیان می‌کند که نرخ‌های مبادله ارز در فرآیند تعادل عرضه و تقاضای کل پول ملی در هر کشور تعیین می‌شود. در این دیدگاه فرض می‌شود که سطح عرضه پول هر کشور به طور مستقل توسط مقامات پولی آن کشور تعیین می‌شود. از سوی دیگر سطح تقاضای پول، تابعی از درآمد حقیقی کشور، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ بهره است. هر چه درآمد حقیقی و سطح عمومی قیمت‌ها بیشتر باشد، تقاضای پول از سوی اشخاص و بنگاه‌ها، برای انجام معاملات روزمره بیشتر خواهد شد. از طرفی هر چه نرخ بهره بالاتر باشد، هزینه‌ی فرصت نگهداری پول به صورت نقد یا تقاضای نگهداری پول بدون بهره، به جای نگهداری آن به صورت اوراق قرضه و دارایی‌های بهره‌دار بیشتر است. بنابراین تقاضای پول با نرخ بهره رابطه معکوس دارد. هر چه نرخ بهره بیشتر باشد، تقاضای پول کمتر است. در یک سطح معین قیمت‌ها و درآمد حقیقی، نرخ بهره تعادلی از تقاطع منحنی‌های عرضه و تقاضای پول در هر کشور به دست می‌آید (سالواتوره، ۱۳۷۹).

۲-۲-۱-۲- رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار

طبق رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار، پول تنها یکی از انواع دارایی‌های مالی است که ساکنان هر کشوری تمایل به نگهداری آن دارند. در ساده‌ترین حالت این رهیافت، اشخاص و بنگاه‌ها ثروت مالی خود را به صورت ترکیبی از پول داخلی، اوراق قرضه‌ی داخلی و اوراق قرضه‌ی خارجی بر حسب پول خارجی نگهداری می‌کنند. تفاوت رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار با رهیافت پولی در این است که در آن فرض شده است اوراق قرضه داخلی و خارجی بطور کامل جانشین یکدیگر نیستند و نرخ ارز در فرآیند موازنه یا تعادل تقاضا و عرضه کل یا دارایی‌های مالی در هر کشور تعیین می‌شود، لذا این رهیافت با رهیافت پولی متفاوت است. همچنین این رهیافت صراحتاً تجارت را در تجزیه و تحلیل‌های خود وارد می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار در مقایسه با رهیافت پولی روایت واقع‌گرایانه و قانع کننده‌تری را بیان کرده است. وضعیت تراز موجودی اوراق بهادار یا تراز تجاری و مالی نشان می‌دهد که هر افزایش در عرضه‌ی پول داخلی منجر به یک کاهش تورمی در نرخ بهره شده و سرمایه‌گذاری از اوراق داخلی، به سمت پول داخلی و اوراق قرضه‌ی خارجی منتقل می‌شود. انتقال سرمایه‌گذاری به سمت اوراق قرضه‌ی خارجی، منجر به کاهش سریع ارزش پول داخلی شده و همین موضوع در طول زمان، باعث افزایش صادرات و کاهش واردات کشور می‌شود. تغییر در الگوی تجارت نیز منجر به ایجاد مازاد تجاری و افزایش ارزش پول داخلی شده و به این ترتیب بخشی از کاهش ارزش پول خنثی می‌شود. بنابراین رهیافت تراز موجودی اوراق بهادار نیز مسأله جهش را توضیح می‌دهد ولی در این روش، برخلاف رهیافت پولی، نحوه عمل به گونه‌ای است که در یک فرآیند بلندمدت، موجب تعدیل می‌شود (سالواتوره، ۱۳۷۹).

۲-۲- نقدینگی و نوسانات نرخ ارز

در مطالعات مرتبط با نوسانات نرخ ارز، تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز و اثر نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. مطالعه‌ی حاضر به بررسی نقش نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی پرداخته است. پس از فروپاشی سیستم پایه‌ی استاندارد طلا[1] در سال ۱۹۷۱، بسیاری از کشورها از سیستم نرخ ارز ثابت به سیستم نرخ ارز

[1]. Gold Standard

شناورگرایش پیدا کردند و این امر به نوبه‌ی خود منجر به افزایش نوسانات نرخ ارز اسمی و واقعی در طی دهه‌ی ۱۹۷۰ شده است (اجد و لام[1] ۲۰۱۸؛ ازسلبی[2] ۲۰۱۸). نتایج حاصل از مطالعات کالدرون و کوبتا[3](۲۰۱۸) حاکی از آن است که عوامل پولی و غیر پولی می‌توانند نوسانات نرخ ارز را توضیح دهند. بر این اساس، بسیاری از تحقیقات تجربی و نظری به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا ممکن است شوک‌های سیاست پولی باعث نوسانات نرخ ارز شده باشند یا خیر. مطالعه‌ی انجام شده توسط دورنبوش[4](۱۹۷۶) به عنوان یک رویکرد پیشگام نشان می‌دهد که شوک‌های پولی پیش‌بینی نشده از طریق جهش بیش از حد نرخ ارز[5]می‌توانند منجر به ایجاد نوسانات شدیدی در نرخ ارز شوند (اجد و لام، ۲۰۱۸). تمرکز اصلی مدل دورنبوش، بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر نرخ ارز و تولید (به طور غیر مستقیم بیکاری) می‌باشد. با توجه به قیمت‌های چسبنده در کوتاه‌مدت، افزایش عرضه‌ی پول منجر به کاهش ارزش نرخ ارز می‌شود که برای حفظ تعادل بازار پول لازم است؛ بنابراین نرخ ارز اسمی به منظور تساوی بازده دارایی‌های داخلی و خارجی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، نرخ ارز در کوتاه‌مدت به سطحی فراتر از نرخ ارز تعادلی جهش می‌کند و در بلندمدت با افزایش درآمد ملی و افزایش سطح قیمت‌ها نرخ ارز به سطح تعادلی خود کاهش می‌یابد. بنابراین انتظار می‌رود که سطح اصلی نرخ ارز واقعی به دلیل افزایش قیمت و افزایش نرخ ارز اسمی به حالت اولیه‌ی خود بازگردد. در طول این روند تعدیل، کاهش ارزش نرخ ارز واقعی و نرخ بهره‌ی پایین منجر به افزایش تقاضا و کاهش بیکاری می‌شود که به نوبه‌ی خود فشار تورمی را ایجاد می‌کند (فام، ۲۰۱۸). تأثیر مهم فرضیه‌ی دورنبوش به سرعت در ادبیات "اقتصاد کلان باز جدید"[6] در حال رشد است (آبستفلد و رگوف[7] ۱۹۹۵، ۲۰۰۰). رگوف[8](۲۰۰۲) همچنین استدلال می‌کند که فرضیه‌ی جهش نرخ ارز دورنبوش به یکی از تأثیرگذارترین تحقیقات در اقتصاد بین‌الملل در کل قرن بیستم تبدیل شده است. با این حال، مطالعات تجربی معدودی از فرضیه جهش بیش از حد نرخ ارز دورنبوش حمایت می‌کنند (روسی[9] ۲۰۱۸). نتایج حاصل از مطالعه آیکنبام و ایوانز[1](۱۹۹۵) حاکی از آن است که شوک

1. Ojede and Lam (2018)
2. Ozcelebi (2018)
3. Calderon and Kubota (2018)
4. Dornbusch (1976)
5. Overshooting
6. New Open Economy Macroeconomics
7. Obstfeld and Rogoff (1995, 2000)
8. Rogoff (2004)
9. Rossi (2018)

انقباضی به سیاست‌های پولی ایالات متحده منجر به افزایش مداوم و قابل توجه ارزش نرخ‌های ارز اسمی و واقعی ایالات متحده شده است. در رابطه با کشورهای عضو G7، کیم و روبینی[۲](۲۰۰۰) نشان می‌دهند که در واکنش به سیاست پولی انقباضی، نرخ ارز در ابتدا افزایش می‌یابد اما پس از چند ماه، نرخ ارز مطابق با شرط برابری نرخ بهره غیر پوششی با گذشت زمان کاهش می‌یابد. فام[۳] (۲۰۱۸) معتقد است که سیاست پولی انقباضی تأثیری قوی بر نرخ ارز دارد و موجب افزایش نرخ ارز حداکثر تا دو ماه می‌شود و پس از آن نرخ ارز به تدریج کاهش می‌یابد و این نتایج با فرضیه جهش بیش از حد نرخ ارز دورنبوش سازگار است. همچنین تعامل نقدینگی و نرخ ارز توسط گریلی و روبینی[۴](۱۹۹۲) مطرح شده است. در مدل گریلی و روبینی (۱۹۹۲)، بازار کالاها و دارایی‌ها به طور موقت از هم جدا شده و پول برای معاملات در هر دو بازار استفاده می‌شود. در این مدل، ابتدا سطح نرخ ارز به سهم پول مورد استفاده در معاملات دارایی بستگی دارد و هر چه سهم پول بیشتر باشد، نرخ ارز افزایش می‌یابد. دوم، افزایش عرضه اوراق قرضه داخلی، ارزش پول داخلی را افزایش می‌دهد و سرانجام، اثرات نقدینگی ناشی از شوک‌های عرضه‌ی اوراق بهادار منجر به نوسان بیش از حد نرخ ارز اسمی می‌شود. آلوارز و همکاران[۵](۲۰۰۰) جهت تجزیه و تحلیل تأثیر تزریق نقدینگی بر نرخ بهره و نرخ ارز مدلی را ارائه می‌دهند. در این مدل، دولت‌ها جهت تبدیل اوراق قرضه و پول باید هزینه‌ی ثابتی را به روش بامول[۶](۱۹۵۲) و توبین[۷](۱۹۵۶) پرداخت کنند و تزریق پول توسط دولت از طریق فعالیت در بازار آزاد منجر به افزایش نقدینگی می‌شود و بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد و به طور مداوم باعث نوسانات نرخ ارز واقعی می‌شود.

۳-۲- رابطه مبادله تجاری و نوسانات نرخ ارز

رابطه مبادله تجاری از جمله عوامل غیر پولی مؤثر بر نوسانات نرخ ارز می‌باشد. رابطه مبادله تجاری از مهمترین ابزارها جهت تجزیه و تحلیل مسائل اقتصادی مانند منافع حاصل از بازرگانی بین‌المللی، تحولات حجم و ترکیب مبادلات، سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می‌شود. در این پژوهش رابطه مبادله تجاری از نسبت قیمت کالاهای صادراتی به قیمت

1. Eichenbaum and Evans (1995)
2. Kim and Roubini (2000)
3. Pham (2018)
4. Grilli and Roubini (1992)
5. Alvarez (2000)
6. Baumol (1952)
7. Tobin (1956)

کالاهای وارداتی بدست می‌آید. به عقیده‌ی ادواردز[1] (۱۹۸۹) و البادوی[2] (۱۹۹۴)، رابطه مبادله دو اثر متضاد بر نوسانات نرخ ارز دارد. افزایش رابطه مبادله نشان‌گر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله‌ی مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان بدست آورد. در خصوص چگونگی اثرگذاری تغییرات رابطه مبادله بر نرخ واقعی ارز، تحلیل‌ها عمدتاً بر نقش اثرات درآمدی ناشی از تغییر رابطه مبادله تجاری تأکید دارند. با بهبود رابطه مبادله تجاری، درآمد حقیقی افزایش یافته و به افزایش تقاضای کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت منجر می‌شود. با فرض ثبات قیمت کالاهای تجاری به دلیل تعیین آن‌ها در بازارهای جهانی، افزایش تقاضا به افزایش قیمت کالاهای غیر قابل تجارت و در نتیجه، به کاهش نرخ واقعی ارز منجر خواهد شد (اثر درآمدی). از سوی دیگر، با ارزان‌تر شدن کالاهای وارداتی (قابل تجارت) نسبت به کالاهای غیر قابل تجارت و با فرض جانشینی دو کالا در مصرف، تقاضای کالاهای قابل تجارت افزایش و غیر قابل تجارت کاهش خواهد یافت (اثر جایگزینی)؛ اما باید توجه داشت که بخش قابل تجارت دربردارنده کالاهای صنعتی و کشاورزی بوده و بخش غیر قابل تجارت شامل کالاهای خدماتی است. یعنی امکان جایگزینی بین این دو بخش پایین است، بنابراین، انتظار می‌رود که اثر درآمدی بر اثر جایگزینی غلبه کند که نتیجه آن کاهش نرخ واقعی ارز بر اثر بهبود رابطه مبادله تجاری است (اسماعیلی رزی و طیبی، ۱۳۹۲).

۳- مروری بر مطالعات داخلی و خارجی

۳-۱- مطالعات داخلی

خالصی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای با عنوان "علل نوسانات قیمت‌های نسبی و نرخ واقعی ریال و دلار آمریکا، اهمیت شوک‌های واقعی و اسمی" به بررسی اهمیت نسبی اختلالات واقعی و اسمی در تعیین تغییرات بلندمدت نرخ ارز واقعی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که عامل اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران، شوک‌های طرف تقاضا است و شوک‌های عرضه نقش کمی در تبیین نوسانات نرخ ارز واقعی دارند. اثر شوک‌های اسمی و حقیقی بر نرخ ارز واقعی توسط هادیان و خورسندی (۱۳۸۷) مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی طرف تقاضا، اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران و سهم شوک‌های اسمی در ایجاد نوسانات نرخ ارز واقعی حداقل می‌باشد. عرب‌مازار و گلمرادی (۱۳۸۹) به بررسی منابع نوسانات

[1]. Edwards (1989)
[2]. Elbadawi (1994)

نرخ ارز واقعی و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[1] (SVAR) پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی، توضیح‌دهنده‌ی اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی و شوک‌های اسمی، توضیح‌دهنده‌ی اصلی نوسانات نرخ تورم در کشور است. عراقی و رحیم‌زاده نامور (۱۳۹۷) با تفکیک دوره زمانی تحقیق به سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۶۸، ۱۳۷۳-۱۳۸۱، ۱۳۸۱-۱۳۹۲ و ۱۳۹۶-۱۳۹۲ به بررسی ناسازگاری زمانی سیاست پولی و اثرگذاری آن بر نوسانات نرخ ارز در ایران با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته[2](GMM) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تورش تورمی در دوره اول و دوم این مطالعه نسبت به دوره‌های سوم و چهارم کمتر بوده است. همچنین انحرافات در نرخ ارز به دلیل بی‌ثباتی در سیاست پولی و بی‌ثباتی در انتظارات تورمی افراد منجر به افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز شده است. دهقان و زارع (۱۳۹۸) با بهره‌گیری از دو قاعده تیلور و مک‌کالم و در چارچوب مدل خودهمبسته برداری ساختاری و با احتساب تکانه نفت، تکانه صرف ریسک، تکانه عرضه، تکانه تقاضا و تکانه سیاست‌های پولی به بررسی نوسانات نرخ ارز در دوره زمانی ۱۳۹۶:۰۴-۱۳۷۰:۰۱ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از توابع ضربه واکنش نشان می‌دهد که واکنش نرخ ارز به تکانه‌های صرف ریسک، تقاضا و سیاست پولی، مثبت اما نسبت به تکانه نفتی منفی است. این نتیجه در دو قاعده تیلور و مک‌کالم، یکسان است هر چند تفاوت‌هایی در مورد اندازه واکنش وجود دارد. واکنش نرخ ارز به تکانه عرضه در مدل تیلور منفی و در مدل مک‌کالم مثبت است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که در مدل تیلور، تکانه تقاضا و سیاست پولی و در مدل مک‌کالم، تکانه صرف ریسک، بیشترین سهم را در نوسانات نرخ ارز دارند. بنابراین نتایج حاکی از آن است که در اقتصاد ایران، قاعده مک‌کالم نسبت به قاعده تیلور قدرت بیشتری در مهار تکانه‌های مذکور دارد و همچنین به دلیل سیستم ثبات نرخ بهره، مکانیزم نرخ بهره کارآمدی لازم را ندارد اما سیاست کنترل نقدینگی یک سیاست منطقی می‌باشد.

۲-۳- مطالعات خارجی

کلاریدا و گالی[3](۱۹۹۴) بر اساس مدل دورنبوش (۱۹۷۶) و آبستفلد (۱۹۸۵) با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به شناسایی تأثیر شوک‌های تقاضا، عرضه و پول

1. Structural Vector Autoregressive Model
2. Generalized Method of Moments Model
3. Clarida and Gali (1994)

بر نوسانات نرخ ارز واقعی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های طرف تقاضا مهم‌ترین عامل نوسانات نرخ ارز واقعی پس از شکست کنفرانس برتون وودز بوده است و شوک‌های طرف عرضه اثرات کمی بر نوسانات نرخ ارز دارند. وانگ[1](۲۰۰۴) با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸۰ به ارزیابی اثر شوک‌های اقتصاد کلان بر نوسانات نرخ ارز واقعی کشور چین پرداخته است. تجزیه و تحلیل ساختاری نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی عرضه و تقاضا باعث بروز بیشترین تغییرات در نوسانات نرخ ارز واقعی در طی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه شده‌اند؛ همچنین نتایج حاکی از آن است که شوک‌های عرضه به اندازه شوک‌های اسمی در نوسانات نرخ ارز اهمیت دارند؛ بر خلاف سایر مطالعات که نشان می‌دهند در کشورهای صنعتی، شوک‌های اسمی در نوسانات نرخ ارز واقعی حائز اهمیت می‌باشند. استنسیک[2](۲۰۰۷) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی آستانه[3](TARCH) به بررسی عوامل تعیین کننده‌ی نرخ ارز در کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۹ پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که باز بودن اقتصادی و رژیم‌های نرخ ارز انعطاف‌پذیر تأثیر مثبت و معناداری بر نوسانات نرخ ارز دارند. اینساه و کیاراه[4](۲۰۱۳) با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[5](ARDL) به بررسی عوامل تعیین کننده‌ی نوسانات نرخ ارز در اقتصاد غنا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های دولت و نوسانات نرخ ارز رابطه‌ی مثبت و عرضه پول، بدهی‌های داخلی و خارجی با نوسانات نرخ ارز رابطه‌ی منفی داشته‌اند. تریک و همکاران[6] (۲۰۱۵) با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[7]و روش همجمعی جوهانسن و با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی جولای ۲۰۰۰ تا ژوئن ۲۰۰۹ به بررسی اثر نرخ بهره، تورم و عرضه‌ی پول بر نوسانات نرخ ارز در پاکستان پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تورم و نوسانات نرخ ارز ارتباط وجود دارد. افزایش عرضه پول و نرخ بهره، باعث افزایش تورم و در نتیجه منجر به افزایش نوسانات نرخ ارز می‌شود. ارتباط بین قدرت

1. Wang (2004)
2. Stancik (2007)
3. Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model
4. Insah and Chiaraah (2013)
5. Autoregressive Distributed Lag Model
6. Tariq et al (2015)
7. Vector Error Correction Model

نرم و نوسانات نرخ ارز طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ توسط سویک و همکاران[1](۲۰۱۵) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان از استمرار زیاد نوسانات نرخ ارز به ویژه در اقتصادهای نوظهور دارد؛ همچنین متغیرهای "قدرت نرم" از نظر آماری تأثیر معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز بین کشورها دارند. نتایج حاصل از مطالعه‌ی حسان و همکاران[2](۲۰۱۷) با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و آزمون علیت در بازه زمانی ۲۰۱۵:۰۴-۱۹۸۹:۰۱ نشان می‌دهد که دارایی خالص خارجی و نرخ بهره اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز نیجریه دارند. عوامل مؤثر بر نوسانات نرخ ارز کشور ترکیه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده[3] (FMOLS) توسط کیلیکارسلان[4](۲۰۱۸) بررسی شده و نتایج حاکی از آن است که در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۴، رشد سرمایه‌گذاری خارجی، عرضه پول و باز بودن تجاری، نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی را افزایش می‌دهند؛ در حالی که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید و هزینه‌های دولت، نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی را کاهش می‌دهند. فام (۲۰۱۸) با در نظر گرفتن داده‌های پنل مربوط به دو گروه از کشورهای پیشرفته و در حال توسعه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰، تأثیر نقدینگی بر پویایی نرخ ارز را مورد بررسی قرار داد. نتایج مؤید آن است که ماهیت ارتباط بین نقدینگی و نوسانات نرخ ارز واقعی به سطح توسعه مالی یک کشور بستگی دارد.

۴- روش‌شناسی تحقیق

۴-۱- مدل تحقیق

رفتار بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی در طول دوره‌ی مورد بررسی، بطور چشمگیری دستخوش تغییراتی می‌شوند. اگر تغییر در رفتار سری‌های زمانی به دلیل تغییر دائمی در ساختار اقتصاد ایجاد شود، شکست ساختاری[5]رخ می‌دهد؛ همچنین به دلیل رکود اقتصادی، ابرتورم و بحران‌های مالی، تغییر رفتار در سری‌های زمانی ممکن است به صورت موقتی باشد. رهیافت مناسب برای مدل‌سازی رفتار پویای متغیرهای کلان اقتصادی و سری‌های زمانی مالی در اقتصادسنجی کاربردی، رویکرد تغییر رژیم می‌باشد. مدل‌های تغییر رژیم، از جمله مدل‌های سری

1. Cevik (2015)
2. Hassan (2017)
3. Fully Modified Ordinary Least Square Model
4. Kilicarslan (2018)
5. Structrual Break

زمانی می‌باشند که پارامترها در هر یک از رژیم‌ها مقادیر مختلفی را اختیار می‌کنند. در این مدل‌ها، با استفاده از یک روند تصادفی، انتقال از یک رژیم به رژیمی دیگر صورت می‌گیرد؛ به طوری که احتمال تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر در درون مدل، مدل‌سازی می‌شود. بر این اساس، مدل‌های رژیم سوئیچینگ به دو دسته‌ی مدل‌های آستانه‌ای و مارکوف سوئیچینگ تقسیم می‌شوند. مروری بر برخی مطالعات انجام شده توسط بین و همکاران[1](۲۰۰۱)، فرمل و هانوفر[2] (۲۰۰۴)، ایچیو و کویاما[3](۲۰۰۷)، سلسو و همکاران[4](۲۰۰۸) و خمیری[5](۲۰۱۲) حاکی از آن است که از مدل‌های رژیم سوئیچینگ به منظور بررسی رفتار نوسانات نرخ ارز استفاده شده است. در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای که توسط تونگ[6](۱۹۸۳) ارائه شده است، S_t فرض می‌کند که مقادیر K، وابسته به ارزش متغیر آستانه‌ی Z در زمان $t-d$ است:

$$S_t = \begin{cases} 1 & if \quad Z_{t-d} \le Z_1^* \\ 2 & if \; Z_1^* < Z_{t-d} \le Z_2^* \\ \vdots & \quad \vdots \quad\quad \vdots \\ K & if \quad Z_{K-1}^* < Z_{t-d} \end{cases} \qquad (۱)$$

با توجه به معادله (۱)، متغیر آستانه می‌تواند برون‌زا یا درون‌زا و قابل مشاهده باشد و عدد صحیح مثبت d وقفه‌ی متغیر آستانه است. $\{Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_{K-1}^*\}$ مقادیر آستانه‌ای و غیر قابل مشاهده می‌باشند، بنابراین به منظور استنباط این نکته که کدام رژیم در هر نقطه معین در زمان غالب است، باید $\{Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_{K-1}^*\}$ برآورد گردد (گایدولن و چینکولی[7] ۲۰۱۷).

با توجه به معادله (۲)، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای در هر رژیم، مجموعه‌ای از K پارامتر $(\mu_k, A_{1k}, A_{2k}, \dots, A_{pk}, \Omega_{uk})$ است که باید با روش حداقل مربعات شرطی[8]تخمین زده شود و همچنین ارزش‌های آستانه‌ای $\{Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_{K-1}^*\}$ برآورد گردد (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷).

1. Beine (2001)
2. Frommel and Hannover (2004)
3. Ichiue and Koyama (2007)
4. Celso (2008)
5. Khemiri (2012)
6. Tong (1983)
7. Guidolin and Chincoli (2017)
8. Conditional Least Squares Model

$$y_t = \mu_{S_t} + \sum_{j=1}^{p} A_{jS_t} y_{t-j} + u_t \quad , u_t \sim IID(0, \Omega_{uS_t}) \qquad (۲)$$

مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمه (k=۲) با یک متغیر آستانه و با یک وقفه (p=۱) و بدون در نظر گرفتن متغیر برون‌زا به صورت زیر است (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷):

$$y_t = \begin{cases} \mu_1 + A_{11} y_{t-1} + \Omega_1^{1/2} v_t & if \;\; Z_{t-d} < Z^* \\ \mu_2 + A_{12} y_{t-1} + \Omega_2^{1/2} v_t & if \;\; Z_{t-d} \geq Z^* \end{cases} \qquad (۳)$$

در معادله (۳)، $v_t \sim IID(0, I_N)$ نوفه سفید است و $\Omega_{S_t}^{1/2}$ از طریق تجزیه چولسکی ماتریس Ω_{S_t} بدست می‌آید. همچنین فرض می‌شود که متغیر آستانه Z_t اکیداً مانا است و بنابراین پارامترهای $\left(\mu_1,\ \mu_2, A_{11}, A_{12}, \Omega_1^{1/2}, \Omega_2^{1/2}, Z^*, d\right)$ در دو مرحله برآورد می‌گردند. در مرحله‌ی اول، با توجه به Z^* و d، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، به صورت دو مدل خودرگرسیون برداری خطی و از طریق مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1]تخمین زده می‌شود. در هنگام تخمین، برای هر معادله، مجموع مربعات پسماندها به صورت $SSR_1(Z^*, d)$ و $SSR_2(Z^*, d)$ بدست می‌آید و بنابراین کل مجموع مربعات پسماندها عبارت است از (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷):

$$SSR(Z^*, d) = SSR_1(Z^*, d) + SSR_2(Z^*, d) \qquad (۴)$$

در مرحله دوم، حداقل مربعات شرطی Z^* و d به صورت زیر می‌باشد:

$$\left(\hat{Z}^*, \hat{d}\right) = \underset{Z^*, d}{argmin}\, SSR(Z^*, d) \qquad (۵)$$

در نهایت، پارامترهای $\hat{\mu}_k$، $\hat{A}_{1k}$ و $\hat{\Omega}_k$ که تابعی از $\hat{Z}^*$ و $\hat{d}$ هستند به راحتی توسط مدل حداقل مربعات شرطی تخمین زده می‌شوند (گایدولن و چینکولی، ۲۰۱۷). در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، انتقال رژیم، غیر قابل مشاهده، گسسته و تصادفی بوده، به گونه‌ای که انتقال رژیم،

[1]. Generalized Least Squares Model

مطابق الگوریتم زنجیره‌ی مارکوف تعیین می‌گردد. مدل مذکور، توسط اقتصاددانانی نظیر گلدفلد-کوانت[1](۱۹۷۳)، کاسلت و لی[2](۱۹۸۵) و همیلتون[3](۱۹۸۹) معرفی شده است.

مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH) یکی از انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ می‌باشد. در مدل مذکور با فرض وجود دو رژیم، دو معادله‌ی میانگین شرطی و دو معادله واریانس شرطی یا گارچ خواهیم داشت. در این حالت ماتریس احتمال انتقال مورد نظر برای حالت دو رژیمی به صورت زیر خواهد بود (کلاسن[4] ۲۰۰۲):

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix} \quad (۶)$$

برای سادگی تنها دو رژیم مورد توجه قرار گرفته است. احتمال غیر شرطی ماندن در وضعیت ۱ به وسیله عبارت زیر مشخص می‌شود:

$$\pi_1 = (1-p)/(2-p-q) \quad (۷)$$

به طور کلی مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t|\zeta_(t-1) \sim \begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right) & (p_{1,t}) \\ f\left(\theta_t^{(2)}\right) & (1-p_{1,t}) \end{cases} \quad (۸)$$

که $f(0)$ به عنوان توزیع شرطی دارای توزیع نرمال (N)، تی- استیودنت (t) یا توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) است. عبارت $\theta_t^{(i)}$ بیان‌گر بردار پارامترها در رژیم iام است که توزیع را تعیین می‌کند. همچنین عبارت $p_{1,t} = pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}]$، احتمال پیش‌بینی و ζ_{t-1} بیان‌گر مجموعه اطلاعات موجود در زمان t-1 است. بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه جزء تجزیه نمود (کلاسن، ۲۰۰۲):

$$\theta_t^{(i)} = (\mu_t^{(i)}, h_t^{(i)}, \nu_t^{(i)}) \quad (۹)$$

---

1. Goldfeld and Quandt (1973)
2. Cosslett and Lee (1985)
3. Hamilton (1989)
4. Klaassen (2002)

که در آن $\mu_t^{(i)} = E(y_t \mid \zeta_{t-1})$ میانگین شرطی[1] و $h_t^{(i)} = var(y_t \mid \zeta_{t-1})$ واریانس شرطی[2] و $\nu_t^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی[3] می‌باشد. از این رو مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ شامل چهار عنصر میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی می‌باشد. معادله میانگین شرطی به شکل فرآیند زیر مدل‌سازی خواهد شد (کلاسن، ۲۰۰۲):

$$y_t = \mu_t^{(i)} + \varepsilon_t \,, \quad i = 1,2 \;\;, \;\; \varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t} \tag{۱۰}$$

در واریانس شرطی، y_t با فرض مسیر رژیم کامل $\tilde{s}_t = (s_t, s_{t-1}, \dots)$ عبارت است از $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t | \tilde{s}_t, \zeta_{t-1}]$، واریانس شرطی فرآیند GARCH(1,1) به صورت زیر فرض می‌شود (کلاسن، ۲۰۰۲):

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} E_{t-1}\left\{ h_{t-1}^{(i)} \middle| s_t \right\} \tag{۱۱}$$

که در آن واریانس شرطی $h_t^{(i)}$ تابعی از مجذور با وقفه خطاهای معادله میانگین شرطی (ε_{t-1}^2) و امید ریاضی واریانس شرطی دوره قبل به شرط معین بودن وضعیت رژیم در دوره جاری $(E_{t-1}\left\{ h_{t-1}^{(i)} \middle| s_t \right\})$ است.

مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR)، بر اساس مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است که ویژگی زنجیره‌ی مارکوف نیز به آن اضافه شده است (چن و همکاران[4] ۲۰۱۹). با ترکیب مدل MS و VAR توسط همیلتون (۱۹۸۹) و کرولزیگ[5] (۱۹۹۸)، به طور قابل توجهی بر نواقص مدل‌های خطی در مقابل مسأله عدم تقارن غلبه شده است (اوزدمیر و آکگل[6] ۲۰۱۵). در مدل MSVAR عمومی، بردار عرض از مبدأ K بعدی که با ν نشان داده می‌شود، K متغیر درون‌زا را توضیح می‌دهد. ι بیان‌گر مرتبه خودرگرسیون می‌باشد. U_t یک بردار پسماند از اختلالات بنیادی است که به صورت نرمال توزیع شده غیر همبسته، در همه

---

1. Conditional Mean
2. Conditional Variance
3. The Shape Parameter of the Conditional Distribution
4. Chen (2019)
5. Krolzig (1998)
6. Ozdemir and Akgul (2015)

وقفه‌ها و تقدم‌ها است و در ماتریس وابسته به رژیم A پیش ضرب شده است. همه پارامترها ممکن است بین m رژیم تغییر کنند (بردن و وبر[1]، ۲۰۱۰):

$$Y_t = \nu\,(r_t) + B_1(r_t)Y_{t-1} + \cdots + B_l(r_t)Y_{t-l} + A\,(r_t)U_t \qquad (۱۲)$$

که $r_t = 1, \ldots, m$ و $U_t \sim N\,(0\,, I_k)$ می‌باشد.

با توجه به این‌که پسماندها در یک ماتریس وابسته به رژیم پیش ضرب شده‌اند؛ بنابراین ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها $A(r_t)U_t$ نیز وابسته به رژیم خواهد بود:

$$\sum_i = A\acute{A} \qquad (۱۳)$$

فرض می‌شود که رژیم r_t از یک زنجیره پنهان مارکوف با m حالت تبعیت می‌کند و احتمال وقوع رژیم i در دوره بعد با توجه به برون‌زا و ثابت بودن رژیم j، داده شده است. از آن‌جا که این مدل، یک مدل انتقال رژیم است، باید تعداد رژیم‌ها قبل از تخمین مشخص شود. با توجه به دوره‌ی زمانی مورد مطالعه، تعداد رژیم را برابر دو در نظر می‌گیریم؛ بنابراین ماتریس انتقال به شرح زیر بیان می‌شود:

$$R = \begin{pmatrix} r_{11} & r_{12} \\ r_{21} & r_{22} \end{pmatrix} \qquad (۱۴)$$

که هریک از اجزای ماتریس به صورت زیر است:

$$r_{i,j} = \Pr(r_{t+1} = j\,|r_t = i\;, \sum_{j=1}^{2} r_{ij} = 1\; for\; all\;\; i,j\;\in (1,2) \qquad (۱۵)$$

۲-۴- الگوی تحقیق

مروری بر مطالعات تجربی نظیر آیکنبام و ایوانز (۱۹۹۵) و گریلی و روبینی (۱۹۹۶) حاکی از آن است که در اقتصادهای در حال توسعه، تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) مورد بررسی قرار گرفته است که به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای مدل در طول دوره‌ی مورد بررسی ثابت هستند در حالی که در اغلب

[1]. Bordon and Weber (2010)

موارد، این فرض صادق نبوده و پارامترها نسبت به تغییر در دوره حساس می‌باشند (اجد و لام، ۲۰۱۸). تغییر در سیاست‌های پولی و شوک‌های اقتصادی یک پدیده‌ی دائمی و مشترک بین تمام اقتصادهای دنیا می‌باشد و این تغییرات می‌تواند ارتباط بین کل‌های پولی و نرخ ارز را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی، فاقد توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات می‌باشند، مگر اینکه محقق اطلاعاتی در مورد زمان دقیق این تغییرات داشته و در مدل‌ها لحاظ کند (فلاحی، ۱۳۹۳). اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان به دلایل گوناگون همانند جنگ، تغییر سیاست‌ها، بحران‌های اقتصادی و طبیعی، دچار تغییر وضعیت و یا تغییر رژیم می‌شوند. برای لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی اقتصادی می‌توان از مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف استفاده نمود. مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف متناسب با مدل‌های رگرسیونی پویا می‌باشند و پویایی‌های مختلف را از طریق حالت‌های غیر قابل مشاهده با استفاده از پارامترهای وابسته به وضعیت[1] جهت تعیین دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری نشان می‌دهند. این مدل‌ها تحت عنوان مدل‌های تغییر رژیم شناخته می‌شوند زیرا انتقال بین وضعیت‌های غیر قابل مشاهده از الگوی زنجیره مارکوف پیروی می‌کند (همیلتون، ۱۹۸۹). از طرف دیگر، رهیافت متعارف در مدل‌سازی نوسانات، انواع مدل‌های خانواده‌ی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) می‌باشد. با این حال، یکی از نقاط ضعف مدل‌های مذکور این است که تغییر وضعیت را در نظر نمی‌گیرند؛ عدم لحاظ این تغییرات منجر به تصریح ضعیف واریانس شرطی می‌شود. بنابراین در این مطالعه به منظور تحلیل اثرات وابسته به وضعیت نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی از مدل‌های تغییر رژیم بهره گرفته می‌شود. بدین منظور، ابتدا با بهره‌گیری از آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز غیر رسمی[2](EXR)، نقدینگی (M2)، قیمت کالاهای صادراتی (PX) و قیمت کالاهای وارداتی (PM)، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۸:۰۴-۱۳۶۹:۰۳ استخراج شده‌اند. به منظور محاسبه‌ی رشد نقدینگی (DLM2) از تفاضل لگاریتمی متغیر نقدینگی به صورت زیر بهره گرفته شده است:

$$DLM2_t = \left(ln(M2_t) - ln(M2_{t-1})\right) * 100$$

[1]. State-Dependent

[2]. در این مطالعه از تعریف نرخ ارز مستقیم استفاده شده است یعنی میزان مورد نیاز از ارز داخلی (ریال) برای خرید یک واحد ارز خارجی (دلار).

رابطه مبادله تجاری پایاپای خالص یکی از مهم‌ترین ابزارها جهت تجزیه و تحلیل مسائل اقتصادی نظیر منافع حاصل از بازرگانی بین‌المللی، سطح دستمزدها، رفاه عمومی و درآمد ملی محسوب می‌شود و در مطالعات نظری ادواردز (۱۹۸۹) و البادوی (۱۹۹۴) به عنوان منبع بالقوه نوسانات نرخ ارز اسمی در نظر گرفته شده است. در این مطالعه از نسبت قیمت کالاهای صادراتی به قیمت کالاهای وارداتی، رابطه مبادله تجاری محاسبه شده است. به منظور بررسی اثر نقدینگی و رابطه مبادله تجاری بر نوسانات بازار ارز، نوسانات نرخ ارز اسمی با استفاده از مدل‌های انتقال رژیم گارچ و در قالب الگوهای EGARCH[1]، JGR-GARCH و TGARCH محاسبه می‌شود.
خلاصه‌ای از الگوهای مذکور و توزیع شرطی مرتبط با آن‌ها در جدول (۱) لحاظ شده است.

جدول ۱: مدل‌های انتقال رژیم گارچ

پنل الف- مدل‌های نوسان‌پذیری شرطی		
مدل	**معادله**	
EGARCH	$\ln(h_t) \equiv \alpha_0 + \alpha_1(\lvert y_{t-1}\rvert - E[\lvert y_{t-1}\rvert]) + \alpha_2 y_{t-1} + \beta \ln(h_{t-1})$	
GJR	$h_t \equiv \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \alpha_2 y_{t-1}^2 \mathbb{I}\{y_{t-1} < 0\} + \beta h_{t-1}$	
TGARCH	$h_t^{1/2} \equiv \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}\mathbb{I}\{y_{t-1} \geq 0\} + \alpha_2 y_{t-1}\mathbb{I}\{y_{t-1} < 0\} + \beta h_{t-1}^{1/2}$	
مدل	**مشخصه**	**پنل ب- توزیع‌های شرطی**
Normal	"norm"	$f_N(\eta) \equiv \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\eta^2}, \eta \in R$
Student-t	"std"	$f_S(\eta,\nu) \equiv \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{(\nu-2)\pi\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}}\left(1+\frac{\eta^2}{(\nu-2)}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}}, \quad \eta \in R$
GED	"ged"	$f_{GED}(\eta,\nu) \equiv \frac{\nu e^{-\frac{1}{2}\lvert\eta/\lambda\rvert^\nu}}{\lambda 2^{(1+1/\nu)}\Gamma(1/\nu)}, \quad \lambda \equiv \left(\frac{\Gamma(1/\nu)}{4^{1/\nu}\Gamma(3/\nu)}\right)^{1/2}, \eta \in R$
Skewed Normal	"snorm"	$f_\xi(Z) \equiv \frac{2\sigma_\xi}{\xi+\xi^{-1}} f_1(Z_\xi), Z_\xi \equiv \begin{cases}\xi^{-1}(\sigma_\xi Z + \mu_\xi) \\ \xi\,(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\end{cases}$
Skewed Student-t	"sstd"	$f_\xi(Z) \equiv \frac{2\sigma_\xi}{\xi+\xi^{-1}} f_1(Z_\xi), Z_\xi \equiv \begin{cases}\xi^{-1}(\sigma_\xi Z + \mu_\xi) \\ \xi\,(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\end{cases}$
Skewed GED	"sged"	$f_\xi(Z) \equiv \frac{2\sigma_\xi}{\xi+\xi^{-1}} f_1(Z_\xi), Z_\xi \equiv \begin{cases}\xi^{-1}(\sigma_\xi Z + \mu_\xi) \\ \xi\,(\sigma_\xi Z + \mu_\xi)\end{cases}$

منبع: آردیا و همکاران[2] (۲۰۱۹)

[1]. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic
[2]. Ardia (2018)

نتایج حاصل از محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی با استفاده از مدل‌های MS-GJRGARCH(1,1)، MS-EGARCH(1,1) و MS-TGARCH(1,1)، از طریق توزیع‌های شرطی norm، std، ged، sstd و sged حاکی از آن است که مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd و با کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) مدل بهینه، جهت محاسبه نوسانات نرخ ارز اسمی می‌باشد. این نتایج در جدول (۲) نشان داده شده است

جدول ۲: مدل بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک

مدل	توزیع‌های شرطی				
MS-GJRGARCH(1,1) AIC	std ۷۳۴/۶۵	ged ۷۳۸/۴۳	norm ۷۹۹/۷۷	sstd ۷۳۵/۱۶	sged ۷۷۲/۵۰
MS-TGARCH(1,1) AIC	std ۷۲۸/۵۵	ged ۷۱۹/۳۷	norm ۷۲۳/۶۱	sstd ۷۲۶/۲۶	sged ۷۷۰/۹
MS-EGARCH(1,1) AIC	std ۷۰۴/۹۴	ged ۷۱۶/۶۴	norm ۷۱۳/۶۷	sstd ۷۰۴/۲۴*	sged ۷۱۵/۳۹

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd که جهت محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی مورد استفاده قرار گرفته، در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd

	ضرایب	p-value	ماتریس انتقالات		
alpha0_1	۱/۱۳	۰/۰۰			
alpha1_1	۰/۵۷	۰/۰۰		t+1|k=1	t+1|k=2
beta_1	۰/۳۹	۰/۰۰	t|k=1	۰/۸۴	۰/۱۵
nu_1	۳/۳۹	۰/۰۰	t|k=2	۰/۱۳	۰/۸۶
xi_1	۳۴/۹۷	۰/۰۰			
alpha0_2	۰/۱۲	۰/۰۰		احتمالات پایدار	
alpha1_2	۴/۳۷	۰/۰۰			
alpha2_2	۱/۸۸	۰/۰۰	State 2	State1	
beta_2	۰/۹۷	۰/۰۰			
nu_2	۲/۱	۰/۰۰	۰/۵۳	۰/۴۶	
xi_2	۰/۷۳	۰/۰۰	۷۰۴/۲۴	AIC	

منبع: محاسبات تحقیق

پس از محاسبه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی، جهت تحلیل اثرات وابسته به وضعیت نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی از مدل‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و خودرگرسیون برداری با

امکان تغییر رژیم مارکوف بهره گرفته شده است. مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیمی با در نظر گرفتن وقفه‌ی اول نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه به صورت زیر است:

$$VOL_t = \begin{cases} \vartheta_1 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{1j} VOL_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} DLM2_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{1j} TOT_{t-j} + \Omega_1^{1/2} \epsilon_t \\ if \;\; VOL_{t-1} < Z^* \\ \vartheta_2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j} VOL_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} DLM2_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{2j} TOT_{t-j} + \Omega_2^{1/2} \epsilon_t \\ if \;\; VOL_{t-1} \geq Z^* \end{cases} \quad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)، VOL_t یک بردار $K \times 1$ شامل متغیرهای رشد نقدینگی (DLM2) و رابطه مبادله تجاری (TOT) می‌باشد. ϑ_1 و ϑ_2 یک بردار $K \times 1$ از مقادیر ثابت و α_{1j}، α_{2j}، β_{1j}، β_{2j}، γ_{1j} و γ_{2j} ماتریس $K \times K$ از ضرایب رژیم i در وقفه j می‌باشند. Z^* ارزش متغیر آستانه می‌باشد. در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده است اما به دلیل این‌که هدف مطالعه حاضر، علاوه بر تعیین آستانه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی، بررسی پویایی‌های نقدینگی و نوسانات نرخ ارز نیز می‌باشد، مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف بکار رفته است؛ لذا جهت بررسی رابطه علیت بین متغیرهای نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی با در نظر گرفتن روابط پویا بین متغیرهای مورد مطالعه در وضعیت‌های مختلف، مدل MSVAR به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$VOL_t = \vartheta_1(s_t) + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i(s_t) VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i(s_t) DLM2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i(s_t) TOT_{t-i} + \epsilon_{1t}$$

$$DLM2_t = \vartheta_2(s_t) + \sum_{i=1}^{m} \delta_i(s_t) VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \theta_i(s_t) DLM2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i(s_t) TOT_{t-i} + \epsilon_{2t}$$

$$TOT_t = \vartheta_3(s_t) + \sum_{i=1}^{m} \mu_i(s_t) VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \omega_i(s_t) DLM2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \tau_i(s_t) TOT_{t-i} + \epsilon_{3t}$$

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- ایستایی متغیرها

به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون جعلی، با توجه به ماهیت متغیرهای مورد بررسی ایستایی سری‌های زمانی به روش‌های مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. شکست‌های ساختاری متعدد

مانند تغییر سیاست‌های ارزی و اقتصادی، بحران‌های سیاسی چون انقلاب، شوک‌های نفتی، تحریم و جنگ می‌تواند بر نتایج آزمون‌های متعارف ریشه واحد نظیر آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) تأثیر بگذارد، لذا آزمون‌های ایستایی با در نظر گرفتن شکست ساختاری عملکرد دقیق‌تری نسبت به آزمون‌های متعارف خواهد داشت. بدین منظور جهت بررسی دقیق ایستایی متغیرهای نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری از آزمون لی و استرازیسیچ[1] (۲۰۰۳) بهره گرفته شده است. لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) دو شکست ساختاری درون‌زا را در نظر می‌گیرند، مزیت استفاده از این روش این است که بعید است منجر به رد جعلی فرضیه صفر ریشه واحد شود (اجد و لام، ۲۰۱۷). نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴: آزمون ریشه واحد

متغیرها	K	TB_1, TB_2	آماره
VOL	۱	۱۳۹۰:۰۱ و ۱۳۷۸:۰۳	-۴/۶۲***
DLM2	۱۳	۱۳۸۹:۰۴ و ۱۳۸۱:۰۴	-۳/۴۶*
TOT	۱	۱۳۹۴:۰۴ و ۱۳۷۹:۰۴	-۳/۴۵*

منبع: محاسبات تحقیق

K: حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه، TB_1 نقطه شکست ساختاری اول، TB_2 نقطه شکست ساختاری دوم

***، * به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری ۱٪ و ۱۰٪

همان‌گونه که بر اساس نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود، ایستایی تمام متغیرهای مورد مطالعه از طریق آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) و با در نظر گرفتن دو نقطه شکست ساختاری بررسی شده است. در این جدول، K حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه است و دو زمان شکست ساختاری TB_1 و TB_2 در داخل الگو لحاظ شده‌اند. با در نظر گرفتن مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ و ۱۰٪ که به ترتیب برابر با ۴/۰۹- و ۳/۳۴- می‌باشند، تمامی متغیرها ایستا هستند.

۲-۵- تعیین طول وقفه بهینه

با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری خطی (LVAR) و در پرتو معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، طول وقفه‌ی بهینه‌ی مدل مشخص می‌گردد. بر این اساس با حداقل‌سازی معیار اطلاعاتی آکائیک، وقفه‌ی بهینه مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای برابر ۴ می‌باشد.

[1]. Lee and Strazicich (2003)

جدول ۵: وقفه‌ی بهینه‌ی مدل LVAR

AIC	طول وقفه
۵۲۲/۷۵	۱
۵۰۱/۳۷	۲
۴۸۵/۴۶	۳
۴۶۵/۰۱	۴
۴۶۹/۲۴	۵

منبع: محاسبات تحقیق

۳-۵- تعیین رژیم

قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، باید خطی بودن و یا غیر خطی بودن رابطه‌ی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق بررسی شود و در صورت غیر خطی بودن، باید تعداد آستانه جهت تعیین تعداد رژیم در مدل مشخص شود که بدین منظور از آزمون ارائه شده توسط هانسن[1] (۱۹۹۹) یعنی آزمون LR بهره گرفته می‌شود. در صورتی که نوسانات نرخ ارز اسمی (VOL)، متغیر آستانه باشد، نتایج مربوط به آزمون LR در جدول (۶) نشان داده شده است. با آزمون یک مدل VAR خطی در مقابل مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمی و سه رژیمی و با در نظر گرفتن *p-value*، فرضیه‌ی صفر که بیان‌کننده‌ی رفتار خطی مدل می‌باشد رد می‌شود؛ با انجام آزمون VAR آستانه‌ای دو رژیمی در برابر VAR آستانه‌ای سه رژیمی، فرضیه‌ی صفر آزمون که مبنی بر دو رژیمی بودن مدل VAR آستانه‌ای می‌باشد، پذیرفته می‌شود. بنابراین از مدل VAR آستانه‌ای با لحاظ یک حد آستانه جهت بررسی رابطه‌ی غیر خطی بین متغیرها بهره گرفته می‌شود.

جدول ۶: نتایج آزمون LR- نوسانات بازار ارز به عنوان متغیر آستانه

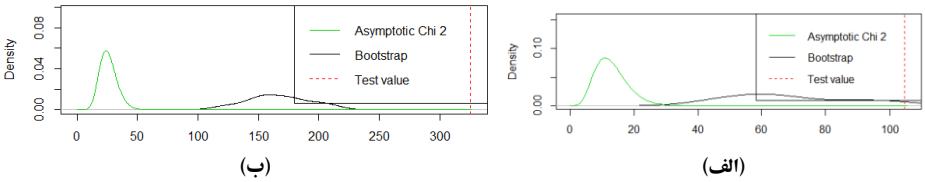
آزمون LR	
VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای دو رژیمی	
آماره LR	۱۰۴/۶۷
	[۰]
VAR خطی در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمی	
آماره LR	۳۲۵/۳۴
	[۰]
VAR آستانه‌ای دو رژیمی در مقابل VAR آستانه‌ای سه رژیمی	
آماره LR	۲۲۰/۶۷
	[۰/۴]

مقادیر داخل کروشه بیانگر (*p-value*) می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

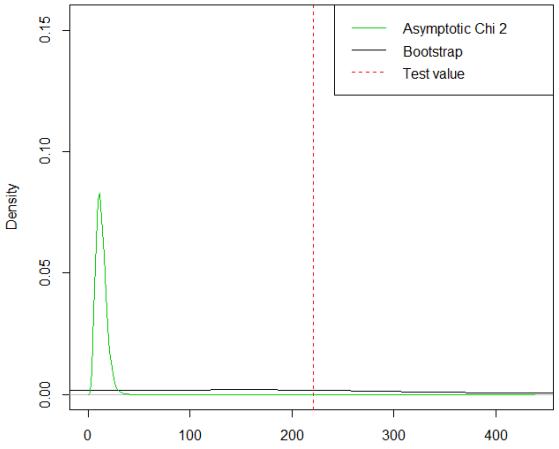
[1]. Hansen (1999)

نتایج آزمون LR جهت بررسی وجود یک آستانه (مدل دو رژیمی) یا دو آستانه (مدل سه رژیمی) در مدل VAR تصریح شده در دو نمودار (۱) و (۲) ارائه شده است.



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱: آزمون LR جهت بررسی VAR خطی در مقابل TVAR با یک آستانه (الف) و دو آستانه (ب)



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲: آزمون LR جهت بررسی TVAR یک آستانه‌ای در مقابل TVAR دو آستانه‌ای

نتایج آزمون LR و همچنین مقایسه مقادیر آماره محاسباتی با توزیع χ^2 مجانبی و مقادیر بوت استراپ ترسیم شده در نمودارهای مذکور، حاکی از رد فرضیه‌ی وجود مدل VAR خطی در مقابل یک مدل TVAR با وجود یک آستانه (نمودار ۱ – الف) و دو آستانه (نمودار ۱- ب) و پذیرش مدل TVAR با یک آستانه می‌باشد.

۴-۵- برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

پس از تعیین طول وقفه‌ی بهینه توسط مدل خودرگرسیون برداری خطی، تعداد رژیم و طول وقفه‌ی بهینه‌ی متغیر آستانه از طریق آزمون LR تعیین گردیده است. بدین ترتیب با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز اسمی با یک وقفه (VOL_{t-1}) به عنوان متغیر آستانه، مدل VAR آستانه‌ای دو رژیمی برآورد شده است. مطابق با نتایج برآورد مدل، مقدار حد آستانه‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی ۱۲/۵۷ مشخص گردید؛ بدین معنی که اگر نوسانات نرخ ارز اسمی کمتر از ۱۲/۵۷ باشد، بیان‌گر رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی و اگر نوسانات نرخ ارز اسمی بالاتر از ۱۲/۵۷ باشد حاکی از رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی می‌باشد.

جدول ۷: توزیع داده‌ها در رژیم‌های پایین و بالای نوسانات نرخ ارز اسمی

رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی	۱۳۶۹(۳)-۱۳۷۲(۴) ۱۳۷۶(۱)-۱۳۷۷(۱) ۱۳۷۸(۴)-۱۳۹۰(۳)	رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی	۱۳۷۳(۱)-۱۳۷۵(۴) ۱۳۷۷(۲)-۱۳۷۸(۳) ۱۳۹۰(۴)-۱۳۹۲(۲)
	۱۳۹۲(۳)-۱۳۹۶(۴)		۱۳۹۷(۱)-۱۳۹۸(۲)
	۱۳۹۸(۳)-۱۳۹۸(۴)		
درصد مشاهدات در رژیم پایین	٪۷۴	درصد مشاهدات در رژیم بالا	٪۲۶

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول (۷)، ۷۴ درصد مشاهدات در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی قرار گرفته‌اند و رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی درصد کمتری از مشاهدات دوره‌ی مورد نظر را نسبت به رژیم پایین در برگرفته است. بنابراین رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری اثر نامتقارنی بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند. توزیع داده‌ها در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی حاکی از آن است که افزایش بی‌سابقه‌ی حجم نقدینگی و سوء مدیریت تعهدات ارزی طی سال‌های ۷۴-۷۳، کاهش شدید قیمت نفت طی سال‌های ۷۸-۷۷ و باز هم افزایش شدید حجم نقدینگی و البته تحریم‌های بی‌سابقه علیه ایران طی سال‌های ۹۱-۹۰ از عوامل اصلی بروز و توسعه‌ی بی‌ثباتی نرخ ارز بوده و منجر به تلاطمات نرخ ارز شده است. همچنین از اواخر سال ۱۳۹۶ و در طول سال ۱۳۹۷ به علت خروج آمریکا از برجام و بازگشت تحریم‌ها علیه ایران نرخ ارز دچار نوسانات شدید شده است. بنابراین شوک‌های ارزی طی سال‌های ۷۴-۷۳، ۷۸-۷۷، ۹۱-۹۰ و شوک ارزی در سال ۱۳۹۷ باعث وقوع التهابات شدید در بازار ارز در طول دوره‌ی مورد بررسی و قرار گرفتن ۲۶ درصد مشاهدات در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی شده است.

جدول ۸: نتایج برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

	رژیم پایین $vol \leq$۱۲/۵۷	رژیم بالا $vol >$۱۲/۵۷
constant	۲/۷۳۷۳	۱۰۷/۸۲۶۱***
	(۴/۰۶۷۶)	(۲۰/۷۹۰۴)
VOL(-۱)	۱/۰۳۸۴***	-۰/۳۶۳۶***
	(۰/۱۳۳۳)	(۰/۱۲۵۷)
VOL(-۲)	-۰/۰۵۷۸	-۰/۷۱۳۱***
	(۰/۰۸۶۷)	(۰/۲۲۵۳)
VOL(-۳)	۰/۰۴۰۵	-۰/۱۱۲۸
	(۰/۰۸۲۲)	(۰/۱۸۷۷)
VOL(-۴)	-۰/۰۹۰۱	۰/۲۰۶۰
	(۰/۰۶۵۳)	(۰/۱۹۱۷)
DLM2(-۱)	-۰/۱۰۸۶	-۱/۶۹۴۳
	(۰/۲۶۴۴)	(۱/۶۹۲۲)
DLM2(-۲)	۰/۱۳۵۰	۳/۶۵۵۱***
	(۰/۲۶۱۴)	(۰/۹۱۲۱)
DLM2(-۳)	-۰/۱۷۵۷	۳/۲۲۸۹***
	(۰/۲۴۷۹)	(۰/۷۸۴۰)
DLM2(-۴)	۰/۰۰۳۰	۳/۳۶۲۶***
	(۰/۲۵۸۶)	(۰/۸۶۷۷)
TOT(-۱)	-۵/۴۸۰۳***	-۱۴/۵۵۵۱*
	(۱/۹۶۹۲)	(۷/۸۱۸۰)
TOT(-۲)	۶/۲۵۲۹***	-۱۶/۴۵۰۵**
	(۲/۱۶۶۹)	(۷/۳۲۰۲)
TOT(-۳)	۲/۲۴۶۴	-۱۰/۲۲۶۱*
	(۳/۹۱۵۸)	(۵/۷۹۸۷)
TOT(-۴)	-۴/۷۶۹۸**	-۳۰/۹۷۴۲***
	(۲/۲۱۰۸)	(۶/۴۰۱۷)

منبع: محاسبات تحقیق

***، **، * به ترتیب بیان‌گر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

مقادیر داخل پرانتز بیان‌گر انحراف معیار است.

با توجه به جدول (۸)، نتایج حاصل از برآورد مدل TVAR با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه نشان می‌دهد که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی که ۷۴ درصد مشاهدات را در بر می‌گیرد، مقادیر با وقفه‌ی رشد نقدینگی اثر معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی ندارند؛ اما با عبور از حد آستانه و قرار گرفتن ۲۶ درصد مشاهدات در رژیم بالای نوسانات

نرخ ارز اسمی، وقفه‌های دوم، سوم و چهارم (DLM2(-۲)، DLM2(-۳)، DLM2(-۴)) رشد نقدینگی در سطح معنی‌داری یک درصد اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند زیرا رشد نقدینگی به عنوان یک سیاست پولی انبساطی باعث رشد سریع تقاضا برای کالاها و خدمات شده و چون در کوتاه‌مدت عرضه کالاها و خدمات محدود است این امر منجر به ایجاد تورم در اقتصاد و موجب افزایش نوسانات در نرخ ارز اسمی می‌شود.

در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی، وقفه‌های اول و چهارم رابطه مبادله تجاری (TOT(-۱)، TOT(-۴)) و با انتقال رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، تمام وقفه‌های رابطه‌ی مبادله‌ی تجاری، اثر منفی و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز اسمی دارند؛ بدین مفهوم که بهبود در تجارت باعث کاهش نوسانات نرخ ارز اسمی می‌شود. یک دلیل منطقی برای کاهش نوسانات نرخ ارز اسمی به دلیل بهبود رابطه مبادله تجاری این است که با بهبود یافتن رابطه مبادله تجاری، قدرت خرید داخلی از بازارهای خارجی افزایش و قیمت کالاهای وارداتی کاهش می‌یابد که این نتایج با یافته‌های چیپیلی[1] (۲۰۱۲) که به مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز اسمی در زامبیا به عنوان یک کشور در حال توسعه پرداخته است، مطابقت دارد.

۵-۵- مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف

به منظور بررسی رابطه علیت و پویایی‌های نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی، رفتار وابسته به وضعیت نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی در مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. بر این اساس مدل MSVAR با دو رژیم و ۴ وقفه و بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک برآورد شده و نتایج در جدول (۹) ارائه شده است:

نتایج جدول (۹) حاکی از معنادار بودن ضرایب خودرگرسیونی در هر دو معادله‌ی نوسانات نرخ ارز اسمی و رشد نقدینگی می‌باشد. نتایج آزمون‌های مختلف عارضه‌یابی مدل، در انتهای جدول (۹) حاکی از رد فرضیه صفر آزمون نرمال بودن است. همچنین، نتایج حاصل از آزمون‌های مرکب[2] (آزمون همبستگی پیاپی اجزاء اخلال) و واریانس ناهمسانی نشان می‌دهد که اجزاء اخلال مدل برآورد شده فاقد خودهمبستگی و دارای واریانس همسانی هستند.

---

1. Chipili (2012)
2. Portmanteau Test

جدول ۹: نتایج برآورد مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف

	متغیر وابسته: VOL		متغیر وابسته: DLM2	
متغیرها	رژیم یک	رژیم دو	رژیم یک	رژیم دو
عرض از مبدأ	۳۴/۷۵**	۳/۸۳	۱۳/۰۳**	۳/۳۸*
	(۱۴/۵۹)	(۳/۲۵)	(۴/۹۸)	(۱/۱۱)
VOL_{t-1}	۰/۸۲*	۰/۷*	۰/۰۱	۰/۰۷**
	(۰/۰۱)	(۰/۱)	(۰/۰۶)	(۰/۰۳)
VOL_{t-2}	-۰/۱۱*	۰/۰۷	-۰/۰۶	۰/۱۶*
	(۰/۰۱)	(۰/۱۲)	(۰/۰۵)	(۰/۰۴)
VOL_{t-3}	-۰/۳۸**	۰/۰۵	۰/۰۴	-۰/۱**
	(۰/۱۷)	(۰/۱۳)	(۰/۰۵)	(۰/۰۴)
VOL_{t-4}	-۰/۲۵	-۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۵
	(۰/۲۳)	(۰/۱)	(۰/۰۷)	(۰/۰۳)
$DLM2_{t-1}$	-۳/۴۴**	-۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۰۴
	(۱/۶۱)	(۰/۲۲)	(۰/۵۵)	(۰/۰۷)
$DLM2_{t-2}$	-۰/۱۵*	۰/۲۶	۰/۴۲*	۰/۲۱*
	(۰/۰۵)	(۰/۲۱)	(۰/۱)	(۰/۰۸)
$DLM2_{t-3}$	-۷/۶۱*	-۰/۱۵	-۱/۵۹**	-۰/۲*
	(۱/۹۱)	(۰/۲)	(۰/۶۵)	(۰/۰۶)
$DLM2_{t-4}$	-۰/۱۱*	-۰/۲۴	۰/۳۱*	۰/۵۵*
	(۰/۰۴)	(۰/۲۱)	(۰/۰۸)	(۰/۰۷)
TOT_{t-1}	-۲/۰۳	-۲/۵	۲/۱۹*	۰/۵۱
	(۴/۲۶)	(۱/۸۲)	(۰/۹۲)	(۰/۶۲)
TOT_{t-2}	۲۳/۹۷**	۲/۴۹	۰/۳۱	-۰/۰۶
	(۹/۲۵)	(۱/۷۵)	(۳/۱۷)	(۰/۶)
TOT_{t-3}	-۲۴/۹۸*	۱/۶۱	۱/۰۴	-۱/۱۹***
	(۵/۴۵)	(۱/۷۳)	(۱/۸۶)	(۰/۵۹)
TOT_{t-4}	۲۲۵/۱۳*	-۱/۶۲	-۲/۵۱	۰/۴۸
	(۵/۳۲)	(۱/۷۴)	(۱/۸۲)	(۰/۵۹)
Log likelihood	-۵۹۸/۷			
AIC	۱۲/۰۱			
Normality test	$\chi^2_6 = ۷۰/۵۵^{**}$ [۰/۰۰]			
ARCH test	$F(۹,۵۳) = ۰/۱۹$ [۰/۹۹]			
Portmanteau test	$\chi^2_{108} = ۱۱۲/۸$ [۰/۳۵]			

منبع: محاسبات تحقیق

***، **، * به ترتیب بیان‌گر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

مقادیر داخل پرانتز و کروشه به ترتیب بیان‌گر انحراف معیار و *p-value* است.

بر اساس نتایج معادلات MSVAR، نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول ۱۰: آزمون علیت گرنجر

	رژیم یک	رژیم دو
رشد نقدینگی علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی نیست.	χ^2 =۱۸/۱۷** [۰/۰۰]	χ^2 =۰/۳۵ [۰/۵۵]
رابطه مبادله تجاری علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی نیست.	χ^2 =۱۸/۷۵** [۰/۰۰]	χ^2 =۰/۰۰۱ [۰/۹۹]
معادله نوسانات نرخ ارز اسمی: $\sum \beta_{DLM2}\ in\ regime\ 1 = \sum \beta_{DLM2}\ in\ regime\ 2$ χ^2=۱۸/۵۱** [۰/۰۰] $\sum \beta_{TOT}\ in\ regime\ 1 = \sum \beta_{TOT}\ in\ regime\ 2$ χ^2=۱۸/۰۸** [۰/۰۰]		

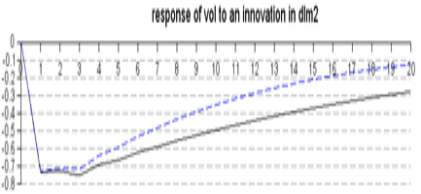
مقادیر داخل کروشه بیان‌گر *p-value* است.

منبع: محاسبات تحقیق

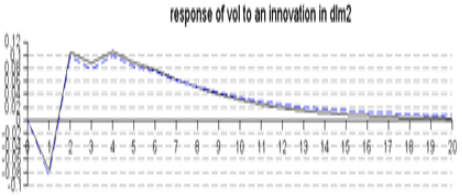
در معادله نوسانات نرخ ارز اسمی، رابطه علیت بین رشد نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم دو) وجود ندارد اما رشد نقدینگی علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم یک) می‌باشد؛ همچنین رابطه مبادله تجاری علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم یک) می‌باشد. فرضیه‌ی مساوی بودن ضرایب دو رژیم در انتهای جدول (۱۰) نشان داده شده است. فرضیه صفر مساوی بودن ضرایب رشد نقدینگی در دو رژیم در معادله نوسانات نرخ ارز اسمی رد شده و حاکی از آن است که اثرات رشد نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز اسمی وابسته به وضعیت می‌باشد. همچنین فرضیه مساوی بودن ضرایب رابطه مبادله تجاری در معادله نوسانات نرخ ارز اسمی رد شده و نشان می‌دهد که رابطه مبادله تجاری اثرات متفاوتی بر نوسانات نرخ ارز اسمی در رژیم‌های مختلف نوسانات نرخ ارز اسمی دارد.

همان‌طور که در نمودار (۳) نشان داده شده است، در رژیم یک، واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه‌ی مثبت رشد نقدینگی در تمام دوره‌ها منفی بوده است. واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه‌ی مثبت رشد نقدینگی در رژیم دو در دوره‌ی اول منفی بوده و در دوره‌ی دوم به حداکثر خود رسیده است و از دوره‌ی دوم به بعد واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی نسبت به شوک مثبت

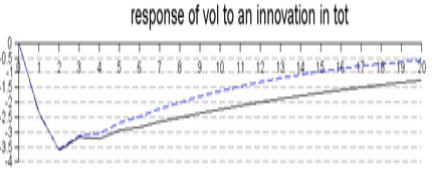
رشد نقدینگی به تدریج کاهش یافته و سرانجام در دوره شانزدهم به صفر نزدیک شده است. واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی نسبت به تکانه‌ی مثبت و یک انحراف معیاری رابطه مبادله تجاری در هر دو رژیم یک و دو منفی بوده است. در نتیجه به نظر می‌رسد که رابطه مبادله تجاری، نوسانات نرخ ارز اسمی را کاهش می‌دهد.



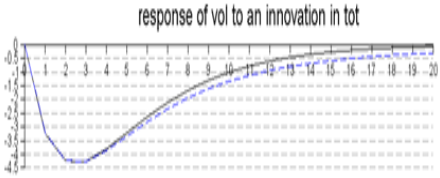
رژیم یک: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رشد نقدینگی



رژیم دو: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رشد نقدینگی



رژیم یک: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رابطه مبادله تجاری



رژیم دو: واکنش نوسانات نرخ ارز اسمی به تکانه مثبت رابطه مبادله تجاری

نمودار ۳: توابع عکس‌العمل آنی در مدل MSVAR

۶- نتیجه‌گیری

دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تراز پرداخت‌ها از مهمترین اهداف برنامه‌ریزان اقتصادی و سیاست‌گذاران است. نرخ ارز همواره به عنوان یکی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی توسط مقامات پولی در نظر گرفته شده است؛ لذا نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن می‌توانند در دستیابی به اهداف اقتصادی مهم باشند. عوامل بسیاری از جمله اقتصادی، سیاسی و روانشناختی بر نرخ ارز مؤثر می‌باشند. از عوامل سیاسی و روانشناختی می‌توان به ثبات در سیاست خارجی و انتظارات عمومی از شرایط اقتصادی اشاره کرد. درآمد ملی، سطح عمومی قیمت‌ها، صادرات، واردات و سیاست‌های پولی مانند نقدینگی و نرخ بهره، مهمترین عوامل

اقتصادی هستند که باعث تغییر نرخ ارز می‌شوند. سیاست پولی به عنوان یکی از مهمترین عوامل مؤثر در نوسانات نرخ ارز، فرآیندی است که مقامات پولی یک کشور، اغلب با هدف تنظیم نرخ بهره و برای رسیدن به اهداف اقتصادی، عرضه پول را تغییر می‌دهند. تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز از اهمیت بسزایی برخوردار است زیرا نرخ ارز به عنوان کانالی در جهت شوک‌های پولی در بخش واقعی اقتصاد شناخته شده است. در این مطالعه، نوسانات نرخ ارز اسمی از طریق مدل MS-EGARCH(1,1) با توزیع شرطی sstd که کمترین مقدار معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) را در بین سایر مدل‌های انتقال رژیم گارچ دارد، برآورد شده است. نتایج حاصل از بررسی پویایی‌های نقدینگی و نوسانات نرخ ارز اسمی در شرایط وابسته به رژیم‌های نوسانات نرخ ارز اسمی با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم مارکوف (MSVAR) حاکی از آن است که رشد نقدینگی و رابطه مبادله تجاری در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی (رژیم یک) علیت گرنجر نوسانات نرخ ارز اسمی می‌باشند. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز اسمی به عنوان متغیر آستانه و با توجه به نظام ارزی شناور مدیریت شده در ایران، حاکی از آن است که رشد نقدینگی در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز، اثری بر نوسانات نرخ ارز اسمی ندارد. لذا در این رژیم نگرانی چندانی بابت عدم کنترل نقدینگی و بروز تلاطم در بازار ارز وجود ندارد اما با عبور از حد آستانه‌ی ۱۲/۵۷ و قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی، رشد نقدینگی موجب تلاطم بیشتر در نوسانات نرخ ارز اسمی می‌شود. لذا لازم است بانک مرکزی آستانه‌های نوسانات نرخ ارز اسمی را در دوره‌های زمانی مختلف تعیین کند و از رشد نقدینگی تا سرحد آستانه‌ای مشخص شده ممانعت به عمل آورد و با بهره‌گیری از ابزارهای سیاست پولی مانع از چرخش اقتصاد به رژیم بالای نوسانات نرخ ارز اسمی شود و زمانی که رشد نقدینگی به مرز آستانه رسید، متولیان بازار ارزی و بانک مرکزی به منظور مدیریت کامل و حفظ ثبات بازار ارز، نظارت خود را بر بازار ارز تشدید نمایند زیرا مدیریت بازار ارز می‌تواند از ایجاد اثرات نامطلوب بر وضعیت اقتصادی کشور جلوگیری کند که قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز تنها ۲۴ درصد از وضعیت مورد بررسی را شامل شده است. همچنین با توجه به نتایج مطالعه که بهبود رابطه مبادله تجاری، نوسانات نرخ ارز اسمی را در هر دو رژیم کاهش می‌دهد، توجه به حفظ وضعیت انحصاری کالاهای صادراتی کشور مانند گذشته، حمایت از صادرکنندگان کالاهای مختلف و حمایت از صادرات غیر نفتی به دلیل کاهش سهم نفت از صادرات، پیشنهاد می‌گردد.

References

Adusei, M. and Gyapong, E. W. (2017). "The Impact of Macroeconomic Variables on Exchange Rate Volatility in Ghana: The Partial Least Squares Structural Equation Modelling Approach". Research in International Business and Finance **42**(C): 1428-1444.

Ajao, M. G. and Igbokoyi, O. (2013). "The Determinants of Real Exchange Rate Volatility in Nigeria". Journal of International Studies **2**(1): 459-471.

Alagidede, P. and Ibrahim, M. (2017). "On the Causes and Effects of Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Evidence from Ghana". Journal of African Business **18**(2): 169-193.

Alvarez, F. Atkeson, A. and Kehoe, P. J. (2000). "Money, Interest Rates, and Exchange Rates with Endogenously Segmented Asset Markets". Working Paper 605, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Arabmzar, A. and Golmoradi, H. (2010). "A Survey of the Sources of Real Exchange Rate and Inflation Fluctuations in a Survey of the Iran". Journal of Economics and Modelling **1**(2): 75-103.

Ardia, D. Bluteau, K. Boudt, K. and Catania, L. (2018). "Markov-Switching GARCH Models in R: The MSGARCH Package". Journal of Statistical Software **91**(4).

Banti, Ch. and Phylaktis, K. (2015). "FX Market Illiquidity and Funding Liquidity Constraints". Journal of International Money and Finance 56: 114-134.

Baumol, W. J. (1952). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach". Quarterly Journal of Economics **66**: 545-56.

Beine, M. Laurent, S. and Lecourt, Ch. (2001). "Official Central Bank Interventions and Exchange Rate Volatility: Evidence from a Regime Switching Analysis". European Economic Review **47**(5): 891-911.

Bordon, A. R. and Anke, W. (2010). "The Transmission Mechanism in Armenia: New Evidence from a Regime Switching VAR Analysis". IMF Working Paper.

Calderon, C. and Kubota, M. (2018). "Does Higher Openness Cause more Real Exchange Rate Volatility?". Journal of International Economics **110**: 176-204.

Celso, B. Celso, S. Roberto S. M. Chiara, T. and Augustine H.H. (2008). "Markov Switching GARCH Models of Currency Turmoil in Southeast Asia". Emerging Markets Review **9**: 104-128.

Cevik, S. Harris, R. and Yilmaz, F. (2015). "Soft Power and Exchange Rate Volatility". International Monetary Fund **15**(63).

Chen, J. Zhu, X. and Zhong, M. (2019). "Nonlinear Effects of Financial Factors on Fluctuations in Nonferrous Metals Prices: A Markov-switching VAR Analysis". Resources Policy **61**: 489-500.

Chipili, J. M. (2012). "Modelling Exchange Rate Volatility in Zambia". African Finance Journal **14**: 85-107.

Clarida, R. H. and Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy **41**: 1-56.

Cosslett, S. R. and Lee, L. F. (1985). "Serial Correlation in Discrete Variable Models". Journal of Econometrics **27**(1): 79-97.

Dehghan, E. and Zare, H. (2020). "The Impacts of Risk Premium Monetary and Oil Policies, Supply and Demand on the Exchange Rate and Inflation in Iran under the the Taylor and Mccallum rules". The Journal of Economic Policy **11**(22): 263-298.

Dornbusch, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics". Journal of Political Economy **84**: 1161-1176.

Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rate, Devaluation and Adjustment*, MIT Press, Cambridge.

Eichenbaum, M. and Evans, C. L. (1995). "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates". Quarterly Journal of Economics **110**: 975-1010.

Elbadawi, I. (1994). *Estimating Long-run Equilibrium Real Exchange Rates*, In: Williamson J (ed) Estimating Equilibrium Exchange Rates, Washington D. Institute for International Economics.

Esmaeili Razi, H. and Tayebi, K. (2014). "Main Determinants of Iran's Real Exchange Rate, Through Using Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Approach". Journal of Economic Development Policy **2**(1): 11-40.

Frommel, M. and Hannover, U. (2004). "Modelling Exchange Rate Volatility in the Run-up to EMU using a Markov Switching GARCH Model". Working Paper 306.

Ghorbanzadeh, M. (2015). "Investigating the Relationship between Terms of Trade and its Changes in Iran". Economic Journal **14**(5,6): 55-76.

Goldfeld, S. M. and Quandt R. E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". Journal of Econometrics **1**(1): 3-16.

Grilli, V. and Roubini, N. (1992). "Liquidity and Exchange Rates". Journal of International Economics **32**: 339-352.

Grydaki, M. and Fontas, S. (2011). "What Explains Nominal Exchange Rate Volatility? Evidence from the Latin American Countries". Discussion Paper Series 2010_10, Department of Economics, University of Macedonia.

Guidolin, M. Chincoli, F. (2017). "Linear and Nonlinear Predictability in Investment Style Factors: Multivariate Evidence". Journal of Asset Management **18**: 476–509.

Hadian, E. and Khorsandi, M. (2008). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Iran". Iranian Journal of Economic Research **11**(35): 31-50.

Hamilton, J.D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". Econometrica **57**(2): 357-384.

Hansen, B.E. (1999). "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". Journal of Econometrics **93**: 345-368.

Hassan, A. Abubakar, M. and Dantama, Y. U. (2017). "Determinants of Exchange Rate Volatility: New Estimates from Nigeria". Eastern Journal of Economics **3**(1): 1-12.

Hoshmand, M. Daneshnia, M. Shahrivar, S. Ghezelbash, A. and Eskandaripur, Z. (2012). "The Relationship between Monetary Policy and Exchange Rate in Iran". Journal of Quantitative Economics **9**(2): 109-127.

Hosseini, M. and Mirhadi, S. (2002). "Investigating the Behavior of Iran's Terms of Trade". Iranian Journal of Trade Studies **22**: 25-56.

Hosseinzadeh Yosef Abad, S.M. and Haghighat, A. (2013). "The Effect of Monetary Policy on Exchange Rate in IRAN by using the Model of Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)". Journal of Financial Economics **7**(25): 123-146.

Ichiue, H. and Koyama, K. (2007). "Regime Switches in Exchange Rate Volatility and Uncovered Interest Parity". Bank of Japan Working Paper Series.

Insah, B. and Chiaraah, A. (2013). "Sources of Real Exchange Rate Volatility in the Ghanaian Economy". Journal of Economics and Intentional Finance **5**(6): 232-238.

Kazerooni, A. and Sojoodi, S. (2010). "The Impact of Terms of Trade Volatility on Economic Growth of Iran". Journal of Economic Research (Tahghighat-e- Eghtesadi) **45**(1): 119-139.

Khalesi, M. (2001). "Causes of Relative Price Volatility and Real Exchange Rate of Rials and US Dollars, the Importance of Real and Nominal Shocks". Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank **4**(11).

Khalili Araghi, M. and Rahimzadeh Namvar, M. (2019). "The Time Inconsistency of Monetary Policies and its Effect on the Exchange Rate Fluctuation in Iran". The Journal of Economic Policy **11**(21): 217-240.

Khemiri, R. (2012). "Volume and Volatility in Foreign Exchange Market Microstructure: a Markov Switching Approach". Appl Financ Econ **22**: 1121-1133.

Khin, A. A. Yee, Ch. Y. Seng, L. S. Wan, Ch. M. and Xian, G. Q. (2017). "Exchange Rate Volatility on Macroeconomıc Determinants in Malaysia:

Vector Error Correction Method (Vecm) Model". Journal of Global Business and Social Entrepreneurship **3**(5): 36-45.

Kilicarslan, Z. (2018). "Determinants of Exchange Rate Volatility: Empirical Evidence for Turkey". Journal of Economics, Finance and Accounting **5**(2): 204-213.

Kim, S. and Roubini, N. (2000). "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach". Journal of Monetary Economics **45**: 561-586.

Klaassen, F. (2002). "Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH". Empirical Economics **27**: 363-394.

Krolzig, H.M. (1998). *Econometric Modelling of Markov-switching Vector Auto Regressions using MSVAR for Ox*, Oxford, Institute of Economics and Statistics and Nuffield College.

Lee, J. and Strazicich, M. C. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks". Review of Economics and Statistics **85**: 1082-1089.

Mahdian, S. (2014). *The Effect of Exchange Rate Volatility on Liquidity in Iran's Economy*, MA, Department of Economics, Management and Accounting, Yazd University.

Mancini, L. Ranaldo, A. and Wrampelmeyer, J. (2013). "Liquidity in the Foreign Exchange Market: Measurement, Commonality, and Risk Premiums". The Journal of Finance **68**: 1805-1841.

Melvin, M. and Taylor, M. (2009). "The Crisis in the Foreign Exchange Market". Journal of International Money and Finance **28**(8): 1317-1330.

Nonejad, M. and Roshan Ghiyas, M. (2012). "The Effect of Terms of Trade and Its Volatility on Economic Growth in Iran". Journal of Economic Research **12**(46): 183-200.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". Journal of Political Economy **103**: 624-660.

Ojede, A. and Lam, E. (2017). "The Impact of Changes in Monetary Aggregates on Exchange Rate Volatility in a Developing Country: Do Structural Breaks Matter?". Economics Letters **155**: 111-115.

Ozcelebi, O. (2018). Analysis of the Role of Exchange Rate Volatility in Monetary Policy Conduction in OECD Countries: Empirical Evidence from Panel-VAR Models, In: Vito Bobek (ed), Trade and Global Market, IntechOpen.

Ozdemir, S. and Akgul, I. (2015). "Inflationary Effects of Oil Prices and Domestic Gasoline Prices: Markov-switching-var Analysis". Pet. Sci. **12**(2): 355-365.

Pham, Th. H. H. (2018). "Liquidity and Exchange Rate Volatility". Document de Travail, Working Paper halshs-01708633.

Rogoff, K. (2002). "Dornbusch's Overshooting Model after Twenty-Five Years". IMF Working Paper **02**(39): 1-34.

Rossi, J. (2013). "Liquidity and Exchange Rates". Insper Working Papers wpe_325, Insper Working Paper, Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Salmani, B. (2011). *Investigating the Effect of Terms of Trade on Economic Growth*, MA, Tabriz University.

Salvatore, D. (2000). *International Finance: Theories and Policies of International Economics*, Tehran, Nashrney.

Stancik, J. (2007). "Determinants of Exchange Rate Volatility: The Case of the New EU Members". Czech Journal of Economics and Finance **57**(9-10): 414-432.

Tariq, M. A. Muhammad Tariq, M. and Tariq, B. (2015). "Impact of Interest Rate, Inflation and Money Supply on Exchange Rate Volatility in Pakistan". World Applied Sciences Journal **33**(4): 620-630.

Tobin, J. (1956). "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash". Review of Economics and Statistics **38**: 47-241.

Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis*, New York, Springer-Verlag.

Wang, T. (2004). "China: Sources of Real Exchange Rate Fluctuations". Asia and Pacific Department IMF Working Paper **18**.

Williamson, J. (1994). *Estimates of FEERs*, In: Williamson, J. (ed) "Estimating Equilibrium Exchange Rates", Washington DC, Institute for International Economics.

Original Research Article

State-dependent effects of liquidity growth on exchange rate volatility in Iran's economy

Elham Amrollahi Bioki[1]
Kambiz Hojabr Kiani[2]*
Abbas Memarnejad[3]
Seyed Yahya Abtahi[4]

Received: 13-10-2020 Accepted: 20-12-2020

Introduction: Monetary variables serve as the main conditions for economic stability. In the economy of Iran, liquidity has tremendously grown in recent years and, by affecting the exchange rate as an important macroeconomic variable, has led to its volatility. Therefore, identifying the relationship between liquidity and exchange rate volatility is of great importance from the perspective of economic policymakers in order to make decisions in macroplans. This study analyzes the dynamic response of nominal exchange rate volatility in different states of liquidity growth in the Iranian economy.
Methodology: At first, using the statistics of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, the quarterly data were extracted of the nominal exchange rate, liquidity, export price index, and import price index for the period of 1990-2019.Then, the liquidity growth variable was calculated through the logarithmic difference of that variable. Also, with regard to the terms of trade from the ratio of export price index to import price index, the nominal exchange rate volatility was calculated by using MS-EGARCH (1,1), MS-TGARCH (1,1) and MS-GJRGARCH (1,1) with the norms of std, ged, sstd, and sged conditional distributions. The results indicated that the MS-EGARCH (1,1) model with the sstd conditional distribution and the lowest value of Akaike Information Criterion (AIC) is the optimal model for calculating nominal exchange rate volatility; Then, the stationary of liquidity growth, terms of trade and nominal exchange rate volatility were confirmed

[1]. Ph.D. student, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[2]. Professor, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Email: Kianikh@yahoo.com
[3]. Assistant Professor, Department of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[4]. Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran

by using Lee and Strazicich test (2003) with two structural breaks. Using the linear vector autoregressive model, the optimal interval length of the model was found to be 4. According to test conducted by Hansen (1999), the number of regimes turned to be 2. As a result, the threshold vector autoregressive model (TVAR) with two regimes was used to investigate the effect of the liquidity growth and terms of trade on the nominal exchange rate volatility.

Results and Discussion: Considering the nominal exchange rate volatility as a threshold variable with the value of 12.57, the results indicate that, in the low regime of the nominal exchange rate volatility, lagged liquidity growth does not have a significant effect on the nominal exchange rate volatility. However, by exceeding the threshold and being in the high regime of nominal exchange rate volatility, the lagged liquidity growth have positive and significant effect on nominal exchange rate volatility, because the growth of liquidity as an expansionary monetary policy leads to growth in demand for goods and services. Because the supply of goods and services is limited in the short time, this leads to inflation and the exchange rate volatility increases. Also, the terms of trade reduce the nominal exchange rate volatility in the high regime, which is consistent with the findings of Chipili (2012). In addition, in order to explain the dynamics of liquidity growth and nominal exchange rate volatility, the Markov Switching Vector Autoregressive (MSVAR) model was used. The results show that, in the equations of the nominal exchange rate volatility and liquidity growth, the autoregressive coefficients are significant in both regimes. The results of Granger causality test based on MSVAR equations indicate that, in the low regime of the nominal exchange rate volatility, liquidity growth is not the Granger cause of this volatility, while liquidity growth is the Granger cause in the high regime. The terms of trade are also the Granger cause of the nominal exchange rate volatility in the high regime. According to the results of the study, in the high regime, the growth of liquidity and terms of trade are effective in the volatility.

Conclusion: If the liquidity is directed to production according to the quantity theory of money, the volume of production increases and part of the liquidity effect will be neutralized. Otherwise, speculators and traders in the market assets such as gold, currency and housing will increase the price of these assets as well as inflation and exchange rate volatility in the country; Also, if the government adjusts its budget deficit through supply-side policies instead of borrowing from the central bank, it will reduce the turbulence in the exchange market by reducing the amount of liquidity. The terms of trade can be improved by factors such as exporting goods to countries with low elasticity demand, maintaining the monopoly status of the country's exports, supporting of exporters, and decreasing share of oil in the country's exports, Therefore, if the liquidity growth is controlled and the

terms of trade are improved, the nominal exchange rate volatility decreases, which policymakers consider as a strategic point.

Keywords: Threshold vector autoregressive (TVAR) model, Markov switching vector autoregressive (MSVAR) model, Markov switching GARCH (MSGARCH) model, Liquidity, Nominal exchange rate volatility.
JEL Classification: B22, C22, E52, F41.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

بررسی اثرات تبلیغات و اجبار به رفتار صرفه‌جویانه بر مصرف آب با توجه به تعاملات اجتماعی مصرف‌کنندگان*

سید فرزاد موسوی[۱]
نرگس صالح نیا[۲]
احمد سیفی[۳]
احمدرضا اصغرپور ماسوله[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۱۷

چکیده

کمبود منابع آب تجدیدپذیر در ایران، برخی از پژوهش‌گران را به مطالعه و بررسی سیاست‌های مناسب برای کاهش مصرف آب وادار کرده است. سیاست‌های تبلیغاتی (آگاه‌سازی مصرف‌کننده در جهت اتخاذ رفتار مناسب از روی اختیار) و سیاست‌های اجبار به داشتن رفتار صرفه‌جویانه (از طریق الزامات قانونی یا فنی مانند نصب کنتورهای هوشمند) دو نمونه از این سیاست‌ها هستند. اکثر مطالعات، تعاملات اجتماعی میان مصرف‌کنندگان آب خانگی و تغییر و تحول رفتار مصرفی آنان را در مدل‌های خود لحاظ نمی‌کنند که این امر باعث ضعف اساسی مدل می‌شود. لذا این مطالعه با مدل‌سازی تعاملات اجتماعی سعی در تدوین یک چهارچوب مبتنی بر عامل به کمک فرآیند انتشار برای بررسی بهتر رفتار مصرف آب دارد. مدل مبتنی بر عامل طراحی شده، برای مصرف‌کنندگان آب خانگی شهر شیراز و با توجه به داده‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۴ کالیبره و از آن برای شبیه‌سازی هر یک از سناریوها برای سال‌های بعد استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش تبلیغات در سال شروع فرآیند شبیه‌سازی، بهبود مناسبی در نسبت افراد دارای رفتار همکارانه و مصرف در سال‌های پس از آن ایجاد خواهد شد. همچنین در مورد اجبار مصرف‌کنندگان به اتخاذ رفتار صرفه‌جویانه، نیازی به وادار کردن همه‌ی مصرف‌کنندگان (بالای یک حد مشخص مصرف) نیست بلکه بهتر است صرفا افراد با رفتار غیر همکارانه (و با مصرف بالاتر از یک حد مشخص) را مجبورکرد، زیرا پیروی از رفتار شبکه هم‌جوار باعث توزیع رفتار همکارانه در کل سیستم خواهد شد و به سبب آن صرفه‌جویی مناسبی در کل مصرف آب صورت خواهد گرفت.

واژگان کلیدی: مصرف آب، فرآیند انتشار، تعاملات اجتماعی، تبلیغات، اجبار.

Keywords: Water Consumption, Diffusion Process, Social Interactions, Advertising, Coercion.
JEL Classification: Q25, C63, D12, Q33.

۱. فارغ التحصیل دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد moosavi-farzad@mail.um.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول) n.salehnia@um.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد spring05@um.ac.ir
۴. استادیار گروه جامعه شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد asgharpour@um.ac.ir
* این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول مقاله می‌باشد.

۱- مقدمه

ایران در یکی از مناطق کم آب جهان واقع است. گزارش بانک جهانی[1](۲۰۱۷) نشان می‌دهد که در ایران حدود ۹۴ درصد مردم در مناطق دارای تنش آبی[2]زندگی می‌کنند، در صورتی که متوسط جهانی این رقم حدود ۳۶ درصد است. همچنین ۹۴ درصد تولید ناخالص داخلی ایران در مناطق دارای تنش آبی به دست می‌آید در حالی که این رقم برای متوسط جهانی ۲۲ درصد است. ایرانیان باستان از طریق زیرساخت‌های هوشمند هیدرولیکی شامل قنات‌ها، آب راهه‌ها (جوی‌ها)، لوله‌های رسی، سدهای قوسی، سدهای گرانشی بزرگ، آسیاب‌های آبی، سیل بندها و مخازن نگهداری یخ و آب، در استخراج، کنترل و استفاده از آب بسیار موفق بوده‌اند. این نوآوری‌های فنی، با توسعه‌ی قدیمی‌ترین نظام قانون‌گذاری آب، اندازه‌گیری، بازاریابی و حل و فصل منازعات آبی، شرایط را برای مدیریت مؤثر منابع آبی برای هزاران سال فراهم آورده بود (مدنی و همکاران[3]، ۲۰۱۶). پیشینه‌ی موفق در مدیریت صحیح منابع آب در ایران، زمینه‌ی زیست در مناطق خشک و ساخت تمدن‌ها را فراهم می‌نمود. به تدریج با افزایش جمعیت و مصرف، رخداد خشک‌سالی‌ها و نیز تغییر مرزهای آبی کشور، زمینه‌های بروز بحران آشکار شد. اکنون بخش‌هایی از مناطق باستانی با تمدن چندین هزار ساله با کمبود جدی آب مواجه است. همچنین با توجه به افزایش تقاضا و کاهش دسترسی به منابع آب، ارزش اقتصادی آب در طول زمان افزایش می‌یابد و باعث عدم تعادل می‌شود که می‌تواند منجر به درگیری‌های منطقه‌ای احتمالاً جدی‌تر در مقایسه با منازعات مرتبط با نفت شود (آنتونلی و گروسو[4]، ۱۳۹۸). تغییرات آب و هوایی، خشک‌سالی‌ها و افت منابع آبی علاوه بر کاهش رفاه، پیامدهای منفی سیاسی، مناقشات و منازعات را نیز در پی دارند. در حالی که شاخص‌های اقتصادی- اجتماعی به طور سنتی به عنوان عوامل شکل دهنده‌ی جوامع انسانی باستانی ملاحظه می‌شوند، نباید تأثیر تغییرات شدید آب و هوایی و خشک‌سالی‌ها را نادیده گرفت. به گونه‌ای که یک پژوهش (شریفی و همکاران[5]، ۲۰۱۵) مشترک دانشمندان علوم زمین، دیرینه اقلیم‌شناسان و مورخان با بررسی داده‌های دیرینه- اقلیمی در فلات ایران نشان می‌دهد که تحولات تمدن‌های بین‌النهرین و ایران شامل فروپاشی امپراطوری اور سوم، سقوط

---

[1]. World Bank (2017)

[2]. برداشت ۴۰ درصد یا بیشتر از آب‌های سطحی (مطابق با تعریف بانک جهانی در گزارش ۲۰۱۷).

[3]. Madani (2016)

[4]. Antonelli and Greco

[5]. Sharifi (2015)

امپراطوری ایلام و پادشاهی ماد، امپراتوری هخامنشی، پارت‌ها، امپراتوری ساسانی و حکومت صفوی با دوره‌های بزرگ خشک‌سالی و ریزگرد فراوان در منطقه همزمانی داشته‌اند. شرایط کنونی ایران نیز خشک‌سالی توأم با مصرف زیاد آب است. جهت رسیدن به توسعه و جمعیت پایدار، لزوم مدیریت مصرف فزاینده‌ی منابع آبی به صورت فعال، آشکار است. در حال حاضر مدیریت منابع آب بیشتر تحت تأثیر سیاست‌های بخش عرضه و رویکرد مهندسی قرار دارد اما مدیریت صحیح آب به طور تنگاتنگی به سامانه‌های اجتماعی، دانش فنی، همچنین به صورت عمیقی به دانش اجتماعی، آگاهی از مکان و محیط زیست منطقه، نقش‌های سیاسی و شبکه‌ها گره خورده است و مدیریت آب بدون لحاظ این موارد پدیده‌ای نامرئی و غیر قابل لمس خواهد شد.

سیاست‌گذاران حوزه آب به عنوان معماران انتخاب[1] مسئولیت دارند زمینه و بستر تصمیم‌سازی صحیح را برای مصرف‌کننده فراهم آورند. یکی از گام‌های مهم اصلاح قیمت‌هاست، یعنی انگیزه‌های اقتصادی؛ اما رویکرد اصلاح قیمت از لحاظ سیاسی دشوار است (تیلر و سانستین[2] ۲۰۰۸) و دولت به دلیل نگرانی‌های مرتبط با برابری نمی‌تواند ریسک قیمت‌گذاری بالا یا تأمین کمتر را بپذیرد. دسترسی اندک به آب آشامیدنی سالم موجب آسیب‌پذیری خانوارها نسبت به بیماری‌ها می‌شود (ساوجی‌پور و همکاران، ۱۳۹۷). لذا هم‌زمان با اصلاح قیمت، اقدامات دیگری مانند تبلیغات، تغییرات قانونی، اعمال جریمه یا محدودیت‌ها نیز لازم است. این اقدامات باید به گونه‌ای طراحی شوند که تنش و هزینه‌های کمتر و در عین حال اثرگذاری بیشتری داشته باشند.

مطالعات بسیاری جهت بررسی تقاضای آب در ایران صورت گرفته است، اما تعامل مصرف‌کنندگان با یکدیگر و با محیط و قابلیت تغییر رفتار آن‌ها جزء جامانده این مطالعات است. برای بررسی رفتار مصرفی آب، باید با کمک مدل‌سازی‌های مناسب، آثار تغییرات متغیرهای مستقل سنجیده شوند. این تغییرات در جامعه‌ای با اجزای متعامل اتفاق می‌افتد و نه در جامعه‌ای با افراد منزوی. لذا با توجه به مطالب بیان شده، این مطالعه بر بررسی عمیق‌تر تقاضای آب خانگی متمرکز خواهد شد به گونه‌ای که نقش تعاملات اجتماعی بین مصرف‌کنندگان را نیز لحاظ می‌کند و از مجرای آن، سناریوهای افزایش تبلیغات و اجبار به رفتار همکارانه در صرفه‌جویی را بررسی می‌کند. برای این کار از رویکرد شبیه‌سازی مبتنی بر عامل به عنوان یک روش محاسباتی با

---

[1]. اصطلاح Choice Architecture اولین بار توسط ریچار تیلر و کاس.آر سانستاین به عنوان ابزاری برای بهبود تصمیم‌گیری مصرف‌کننده با حداقل‌کردن سوگیری و خطاهای ناشی از عقلانیت محدود ابداع شد.

[2]. Thaler and Sunstein (2008)

رویکرد پایین به بالا، برای بررسی سناریوهای مختلف «اگر-آن‌گاه» در محیطی که اجزای آن در تعامل با یکدیگرند، استفاده می‌شود. کنش و واکنش بین مصرف‌کنندگان و اثرپذیری آن‌ها از یکدیگر در بسیاری از مطالعات لحاظ نشده است و توجه به آن‌ها منجر به بهبود مدل تبیین تقاضا می‌شود. در گام بعد با استفاده از داده‌های تجربی شهر شیراز، کالیبراسیون (واسنجی) و شبیه‌سازی رفتار مصرفی به کمک مدل انجام خواهد شد و از آن در بررسی اثرات دو سناریوی تبلیغات و اجبار افراد به رفتار همکارانه بر روند مصرف و درصد همکاری در رفتار مصرفی استفاده می‌شود. شهر شیراز علاوه بر داشتن جمعیت زیاد، هم به لحاظ توریستی و گردشگری و هم به لحاظ مهاجرپذیری مخصوصاً از استان‌های جنوبی کشور، همواره تقاضای آب رو به رشدی دارد و در ماه‌های گرم سال همواره با مشکل افت فشار و قطعی موضعی آب مواجه است.

مزیت این مطالعه در این است که به کمک الگوی انتشار اجتماعی و شبیه‌سازی مبتنی بر عامل به بررسی پویایی‌های رفتار صرفه‌جویانه و صیانتی آب در خانوارهای غیر همگن می‌پردازد و نقش شبکه اجتماع هم‌جوار را بر روی اتخاذ رفتار مصرفی خانوارها لحاظ می‌کند. مدل نظری، روش کالیبراسیون پارامترها و نتایج آن، می‌تواند برای مطالعات دیگر در حوزه‌های آب کشاورزی و صنعتی، مصرف برق و گاز خانوارها نیز به کار رود.

۲- شبیه‌سازی مبتنی بر عامل

ایده اصلی و اساس شبیه‌سازی مبتنی بر عامل بر این است که بسیاری از پدیده‌ها، قابل مدل‌سازی توسط تعدادی از عامل‌ها، محیط و توصیف تعاملِ «عامل با عامل» و «عامل با محیط» هستند. حتی از دید هایک[1] و اسمیت[2] نهادها و میراث‌های فرهنگی بشر نیز نتیجه تعاملات انسان‌ها و نه حاصل طراحی سنجیده شده‌ی آن‌ها هستند[3] (اسمیت[4]، ۲۰۰۲). تفاوت اساسی شبیه‌سازی مبتنی بر عامل با دیگر روش‌های شبیه‌سازی، توانایی آن در مدل‌سازی کنش و واکنش‌ها و تعاملات است؛ مدل‌سازی مبتنی بر عامل، بر عقلانیت محدود، ناهمگونی و نفوذ اجتماعی متمرکز است و به عنوان یک روش محاسباتی محقق را قادر می‌سازد تا با استفاده از مدل‌های محتویِ عامل‌های متعامل درون یک محیط، به خلق مدل، تحلیل و آزمایش آن اقدام کند (اسکاتزونی[5]، ۱۳۹۲).

---

1. Hayek
2. Smith (2004)
3. "Constructivist and Ecological Rationality in Economics", Prize Lecture, December 8, 2002
4. Smith
5. Squazzoni

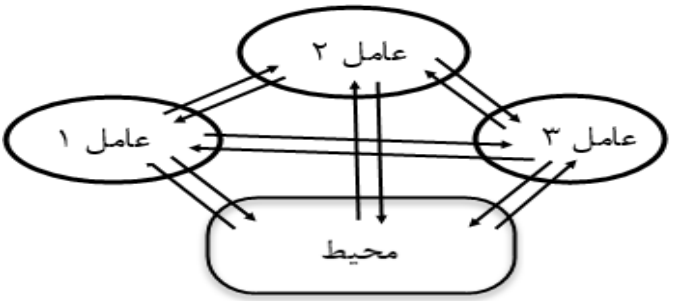
در این روش نگاه بر روی اشیاء موجود در سیستم و نحوه‌ی رفتار آن‌هاست. لذا مدل‌سازی در این روش از پایین به بالا[1]با شناسایی عامل‌ها و رفتار تک تک آن‌ها صورت می‌گیرد. در این روش برای توصیف تعامل، عوامل را به هم متصل می‌کنند و آن‌ها را در یک محیط قرار می‌دهند. در این صورت رفتار کلی سیستم، برآیند رفتار تعداد زیادی از رفتارهای فردی عامل‌هاست.

در هر مدل مبتنی بر عامل سه جزء اصلی وجود دارد (نمودار ۱) که در ادامه به اختصار بیان می‌شود.

الف- عامل: شخص، موجود، شیء یا نهادی خودمختار[2](متمایز) با ویژگی‌ها، اقدامات و اهداف خاص است. عامل‌ها تولیدکننده رفتار هستند و قادر به پذیرش، تعدیل و تغییر رفتارهایشان هستند. تصمیمات عوامل بر اساس یک مجموعه از قوانین یا اهدافی است که می‌تواند از یک عامل به عامل دیگر متفاوت باشد.

ب- محیط: محیط در شبیه‌سازی مبتنی بر عامل چشم‌اندازی است که عوامل در آن برهم‌کنش دارند. محیط به پویایی عوامل کمک می‌کند و می‌تواند واقعی یا انتزاعی باشد.

ج- کنش و واکنش‌ها یا تعاملات: شامل قواعد و روابطی است که سیستم را شکل می‌دهند. قوانینی که عوامل از آن‌ها پیروی می‌کنند می‌توانند از یک منطق ساده تا یک تئوری بازی پیچیده متغیر باشند. عوامل اغلب با یکدیگر و یا با محیطشان ارتباط دارند و از طریق این ارتباطات تعامل دارند.



منبع: نگارندگان

نمودار ۱: ساختار یک مدل ساده‌ی مبتنی بر عامل

[1]. Bottom-Up
[2]. Autonomous

گام‌های اصلی یک مدل مبتنی بر عامل به صورت زیر است (اخباری و گریگ[1] ۲۰۱۵):

۱- مشخص کردن عامل‌ها
۲- مشخص نمودن رفتارهای متمایز عامل‌ها
۳- تعریف محیطی که عامل‌ها در آن زندگی می‌کنند و با آن در تعامل هستند
۴- شناسایی ارتباطات عامل‌ها با هم و ایجاد نظریه‌ای در مورد تعاملات آن‌ها با همدیگر و محیط
۵- ایجاد داده‌های مورد نیاز مرتبط با عامل‌ها
۶- نشان دادن تعاملات عامل‌ها با یکدیگر و با محیط
۷- اعتبارسنجی مدل رفتار عامل

۳- مروری بر مطالعات پیشین

۳-۱- درک تأثیرات اجتماعی بر رفتار انسان‌ها و نیز بر رفتار مصرف آب

از نظر غالب پژوهش‌گران علوم اجتماعی، رفتار افراد بیش از آن‌که ناشی از یک ماموریت آگاهانه باشد تحت تاثیر تعاملات اجتماعی آنان است. مردم کنش می‌کنند و محصول محیط اجتماعی‌اند و در گروه‌ها یا طبقات مختلف نشانه‌های مشترکی را می‌پذیرند تا خودشان را از دیگران در سایر کلاس‌ها یا گروه‌ها متمایز کنند (اکرلاف و کرانتون[2] ۱۳۹۵).

درک تأثیرات اجتماعی به دو دلیل بسیار مهم است. دلیل اول این‌که بیشتر مردم از بقیه یاد می‌گیرند. دوم این‌که یکی از روش‌های مؤثر هدایت مردم، همین تأثیرات اجتماعی است (تیلر و سانستین[3] ۲۰۰۸). سیاست‌گذاران باید بدانند که چگونه رفتارهای اجتماعی سودمند را تشویق و از انواع مضر آن نیز جلوگیری کنند.

تأثیرات اجتماعی در دو دسته اصلی قرار می‌گیرند. اولین دسته، اطلاعات است. وقتی که بسیاری از مردم کاری را انجام می‌دهند یا به موضوعی فکر می‌کنند، اعمال و افکارشان منتقل‌کننده‌ی اطلاعاتی است که می‌تواند به نفع دیگران هم باشد. دومین دسته، فشار هم‌گروهی‌ها و عدم تمایل افراد برای مواجهه با مخالفت در گروه است. به عنوان مثال مجموعه آزمون‌های آش[4] روانشناس اجتماعی برجسته در دهه ۱۹۵۰، نشان داد که افراد تحت آزمون، به تصمیمات غریبه‌هایی که شاید

---

1. Akhbari and Grigg (2015)
2. Akerlof and Kranton
3. Thaler and Sunstein (2008)
4. Asch

هرگز دوباره آن‌ها را نمی‌دیدند و دلیل خاصی هم وجود نداشت که بخواهند دوستشان داشته باشند واکنش مثبت نشان می‌دادند.

آزمایش جالب بیتسون و همکاران[۱](۲۰۰۶) از دانشگاه نیوکسل نیز نشان می‌دهد که حتی صرف احساس زیر نظر بودن افراد (بدون این‌که واقعا زیر نظر باشند) در یک گروه یا شبکه می‌تواند رفتار مثبت و همکاری آنان در گروه را تقویت کند. مطالعه‌ی چارنس و رابین[۲](۲۰۰۲) نیز به فهم و درک ترجیحات اجتماعی پرداخته است که در زمره یکی از پر استنادترین مقالات حوزه علوم اجتماعی و اقتصاد است. انسان‌ها همزمان در دو دنیا زندگی می‌کنند؛ که در یکی از آن هنجارهای اجتماعی برپاست و در دیگری هنجارهای بازار حاکم است. هنجارهای اجتماعی ریشه در طبیعت انسان و نیاز او به اجتماع دارند و معمولاً صمیمانه و مبهم هستند در حالی که هنجارهای بازار اصولاً ابهامی ندارند و مبادلات (مانند دستمزد، قیمت و نرخ بهره) صریح هستند. در برخی مواقع، افراد بر پایه رفتار قبلی دیگران چیزی را خوب (یا بد) تصور می‌کنند و عیناً دست به همان کار می‌زنند (آریلی[۳]، ۱۳۹۰).

یک مدل اقتصادی متعارف، اجتماعی شدن را عموماً در نظر نمی‌گیرد، مگر این‌که همه به گونه‌ای یکسان اجتماعی شوند. در چنین مدلی هر تفاوتی بین مردم به عنوان تفاوت‌های شخصی دیده می‌شود. اقتصاددانان با پیروی از گری بکر[۴] مسائل اجتماعی را وارد مدل‌ها کردند. رویکرد بکر گسترش دادن تابع مطلوبیت بود (اکرلاف و کرانتون، ۱۳۹۵).

هنجارهای اجتماعی به عنوان عامل مؤثر بر رفتار مصرفی آب خانوارها، در برخی از مطالعات بررسی شده است. به طوری که در مطالعات جاگر و شولتز[۵](۲۰۱۷)، اوتاکی و همکاران[۶] (۲۰۱۷)، برنودو و همکاران[۷](۲۰۱۴) و فرارو و همکاران[۸](۲۰۱۱) مصرف‌کنندگان علاوه بر ترجیحات فردی، ترجیحات اجتماعی ناشی از مصرف آب را نیز نشان می‌دهند. همچنین با توجه به آثار تعاملات بر مصرف آب، موس و ادموندز[۹](۲۰۰۵) برای تبیین الگوهای تجربی حاصل از بررسی داده‌های تغییرات مصرف آب در بریتانیا، خانوارهایی را در نظر گرفتند که مصرف آب

1. Bateson (2006)
2. Charness and Rabin (2002)
3. Ariely
4. Gary Becker
5. Jaeger and Schultz (2017)
6. Otaki (2017)
7. Bernedo (2014)
8. Ferraro (2011)
9. Moss and Edmonds (2005)

خود را تحت تأثیر همسایگان تنظیم می‌کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند در شرایطی که صنعت آب دولتی بوده است، با توجه به حضور خانواده‌ها در داخل شبکه‌های اجتماعی، فشار همسایه کارکرد کنترل اجتماعی را داشته و مانع از مصرف افراطی آب شده است، زیرا مردم بر یکدیگر نظارت کرده و مجازات‌ها و عدم مطلوبیت‌های اجتماعی را تحمیل می‌کردند. مطالعات تجربی زیادی از جمله مطالعه‌ی تمباتا و تاکیوچی[1](۲۰۱۷) در مورد مدیریت منابع آب ژاپن نیز حاکی از آن است که وقتی یک گروه مصرف‌کننده آب در جامعه برای صرفه‌جویی در مصرف همکاری می‌کنند، دیگر گروه‌ها نیز تمایل بیشتری به صرفه‌جویی دارند، در نتیجه، سطح همکاری و صرفه‌جویی، بستگی به همکاری دیگر گروه‌های مصرف‌کننده آب دارد.

در مطالعه حاضر نیز مصرف‌کننده در یک محیط اجتماعی در قالب کنش و واکنش‌های مداوم با محیط و دیگران، رفتار خود را شکل می‌دهد. ضمن این‌که متغیرهای اقتصادی، شرایط آب و هوایی و تبلیغات نیز دخیل خواهند بود. خانوارها منزوی نیستند بلکه در یک محیط اجتماعی تعاملات زیادی با یکدیگر دارند و این امر باید در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده وارد شود.

۲-۳- مروری بر مدل های مبتنی بر عامل برای مصرف آب

در تحقیقات تقاضای آب مشخص شده است که مدل‌سازی‌های مبتنی بر عامل نسبت به مدل‌سازی رگرسیونی ساده و سری‌های زمانی توانایی بیشتری برای شمول تعداد زیاد متغیرهای اجتماعی و فیزیکی (کمی وکیفی)، مدل‌سازی دخالت‌های سیاسی، شبیه‌سازی تصمیمات فردی و عدم قطعیت دارند (بپل[2] ۲۰۱۶). از جمله می‌توان به شبیه‌سازی و ارزیابی پایداری برنامه‌های مدیریت خشک‌سالی و سناریوهای چندگانه تغییر اقلیم، بارش و تبخیر شهر رالی[3]در کارولینای شمالی (مشهدی علی و همکاران[4] ۲۰۱۷)، تخصیص بهینه منابع آبی رودخانه فرامرزی نیل (دینگ و همکاران[5] ۲۰۱۶)، مدیریت پایدار منابع آب زیرزمینی (فرهادی و همکاران[6] ۲۰۱۶)، مدیریت تعارضات منابع آب حوزه سن جواکین[7](اخباری و گریگ[8] ۲۰۱۳)، مقایسه سیستم‌های تخصیص

1. Tembata and Takeuchi (2017)
2. Bepple (2016)
3. Raleigh
4. Mashhadi Ali (2017)
5. Ding (2016)
6. Farhadi (2016)
7. San Joaquin Watershed
8. Akhbari and Grigg (2013)

آب (ژائو[1] ۲۰۱۳)، تقلید فن‌آوری و رفتار مصرف آب (ریکسون و همکاران[2] ۲۰۰۷) و شبیه‌سازی مدیریت منابع آب در حوزه دانوب[3] بالایی (ارنست و همکاران[4] ۲۰۰۵) اشاره کرد.

با توجه به این‌که پژوهش پیش رو از مطالعات مبتنی بر عامل بسیاری برای طراحی مدل رفتار مصرفی آب استفاده کرده است، لازم است به طور خاص برخی از چهارچوب‌های مبتنی بر عامل طراحی شده در مطالعات و پروژه‌های مدل‌سازی تقاضای آب خانگی به همراه ساختار کلی و مشخصه‌های آن‌ها بیان شود.

۱- ابزار شبیه‌سازی ارزیابی سیاست‌های قیمت‌گذاری آب در مناطق شهری (DAWN):

مطالعات آتاناسیادیس و همکاران[5] (۲۰۰۵) به طور خاص بر تخمین مصرف آب تحت سناریوهای مختلف قیمت‌گذاری، با در نظر گرفتن تعاملات اجتماعی، گسترش سیگنال‌های حفاظت از منابع آبی در بین مصرف‌کنندگان آب و واکنش به سیاست‌های حفاظت آب متمرکز است. مصرف آب به کمک یک مدل اقتصادسنجی تکمیل شده با یک مدل فعالیت اجتماعی، تخمین زده می‌شود. تعاملات اجتماعی، انتشار سیگنال‌های حفاظت آب در درون جامعه مصرف‌کننده را شبیه‌سازی می‌کنند.

نتایج این مطالعه برای شهر یونان به طور خلاصه نشان می‌دهد که اجرای یک سیاست آموزشی و اطلاع‌رسانی در مقیاس متوسط همراه با تعدیل قیمت آب به میزان تورم، اثرات مشابه با افزایش قیمت آب به میزان ۵٪ دارد و اثرات سیاست آموزش و اطلاع رسانی در طول زمان گسترش خواهد یافت. همچنین، یک سیاست عمده حفاظت آب می‌تواند موجب صرفه جویی بیش از ۵٪ در کل تقاضای آب شود.

۲- مدل خانوار تنها[6]

هدف مدل و مطالعه‌ی لینکولا و همکاران[7] (۲۰۱۳) پرداختن به رفتار پویای ساکنین است و فعالیت‌های ساعتی مصرف آب اعضای خانوار را در یک بافت رفتاری و فنی شبیه‌سازی می‌کند. این مدل مبتنی بر عامل، سیستم مصرف آب درون یک خانوار منفرد را شبیه‌سازی می‌کند، لذا

1. Zhao (2013)
2. Rixon (2007)
3. Danube
4. Ernst (2005)
5. Athanasiadis (2005)
6. Single Household Model
7. Linkola (2013)

عامل‌ها اعضای خانواده هستند. ویژگی‌هایی که تصور می‌شود بر فرآیند تصمیم‌گیری اعضای خانوار اثرگذار باشد، مانند اشتغال، سن، مدت زمان در خانه بودن، خصوصیات عملی مصرف آب (بهداشت شخصی، آشامیدن، پخت و پز، شستن لباس، دستشویی، ظرفشویی و ...) مد نظر قرار می‌گیرند.

این مطالعه با بررسی مصارف آب خانوارهای مختلف (مجرد، خانواده‌های دارای فرزند و زوج‌های بازنشسته) هلندی و آمریکایی نشان می‌دهد که خانوارهای بازنشسته آب بیشتری مصرف می‌کنند چون اغلب مواقع در خانه هستند. عامل‌ها عادات دوش گرفتن و استحمام خود را بر اساس وضعیت اشتغال و سن خود شکل می‌دهند. خانوارهای مجرد، تنها و شاغل بیشترین دفعات استحمام وسطح مصرف آب در دوش گرفتن را دارند. عاملی که به صورت تمام وقت در بیرون از خانه شاغل است، در مقایسه با عامل بازنشسته، بیش از ۵۰ درصد آب کمتری در آشپزخانه مصرف می‌کند. در مورد مصرف آب سرویس بهداشتی نیز همین الگو برقرار است. همچنین پویش‌های آموزش صرفه‌جویی در آب برای بخشی از جمعیت که پذیرا هستند، مؤثرند.

۳- مدل مبتنی بر عامل مصرف آب خانگی (RWUM[1])

مدل چو و همکاران[2](۲۰۰۹) بر اساس داده‌های مصرف آب خانگی در شهر پکن توسعه یافته و تنظیم شده است. این مدل با تفکیک تقاضای کل آب به مصارف دوش و حمام، توالت، لباسشویی و شیر آب، پاسخ مصرف‌کنندگان ناهمگن را با در نظر گرفتن نفوذ بازارِ فن‌آوری‌های صرفه‌جویی در مصرف آب، سیاست‌های تنظیمی، توسعه اقتصادی، آگاهی‌های عمومی و ترجیحات ارزیابی می‌کند. نتایج بررسی‌های این مطالعه نشان می‌دهد که خانوارهای پکن به راحتی ابزارهای اقتصادی‌تر و صرفه‌جویانه در مصرف آب را نمی‌پذیرند. لذا برای افزایش کارایی استفاده از آب، دولت می‌تواند از پویش‌های آگاهی عمومی برای تغییر در قواعد تصمیم‌گیری خانوارها جهت تسریع در تعویض دستگاه‌های سنتی آب بهره ببرد.

٤- مدل پروژه‌ی اروپایی آب شیرین و مدیریت منابع (FIRMA[3])

این مدل مبتنی بر عامل (داونینگ و همکاران[4] ۲۰۰۰؛ بارتلمی و همکاران[5] ۲۰۰۱)، در قالب پروژه‌ی اروپایی آب شیرین و مدیریت منابع، توسعه یافت و مربوط به منطقه جنوب انگلستان

1. Residential Water Use Model
2. Chu (2009)
3. Freshwater Integrated a Resource Management with Agents (FIRMA)
4. Downing (2000)
5. Barthelemy (2001)

است. سیاست ویژه‌ای که به آن پرداخته می‌شود، اثربخشی راهکار تشویق به وسیله‌ی مقامات در مدیریت مصرف داخلی آب در طول دوره‌های خشک‌سالی است. نتایج این مطالعات در بررسی شکاف بین مقادیر مصرفی و مصرف مورد انتظار نشان می‌دهدکه مصرف در ماه‌هایی که مقامات و مسئولین خانوارها را ترغیب به صرفه‌جویی می‌کردند کاهش یافته است و بلافاصله با پایان پافشاری‌ها به حالت عادی برگشته است.

۵- مدل تقاضای آب خانوار شهری (HWDP[1])

این مدل (یوان و همکاران[2] ۲۰۱۴) یک رویکرد مبتنی بر عامل را برای پیش‌بینی تقاضای آب خانوارهای شهر پکن تحت سناریوهای متفاوت قیمتی و توسعه‌ی اقتصادی اجتماعی به کار می‌برد، همچنین به ارزیابی منافع سیاست‌های حفاظت آب می‌پردازد. برای یک عامل خانوار ویژگی‌های مصرف کل، مصرف سرانه، بعد خانوار و تحصیلات مطرح است. این عامل‌ها در یک شبکه دوبعدی قرار دارند و تنها با عوامل همسایگی خود ارتباط دارند. تعاملات بین آن‌ها مبتنی بر ویژگی‌ها و رفتارهایشان است. بررسی‌های این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش اندک قیمت آب عامل اصلی کاهش صرفه‌جویی بوده است به گونه‌ای که در حالت رشد اندک قیمت آب تا سال ۲۰۲۰ (۶ سال پس از تحقیق) میزان تقاضای کل خانوارهای شهری پکن به ۳۱۷/۵ متر مکعب افزایش خواهد یافت اما با افزایش چشم‌گیر قیمت آب و افزایش‌های اندک درآمد قابل تصرف، به ۲۹۴/۹ متر مکعب خواهد رسید. این مطالعه سناریوهای تحصیلاتی و درآمدی بسیاری را بررسی می‌کند. به عنوان مثال میانگین اختلاف مصرف عامل‌های تحصیل کرده و غیر تحصیل کرده با درآمد بالا را ۱/۴ متر مکعب برای هر نفر در سال (سال‌های ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۰) برآورد می‌کند. همچنین نشان می‌دهد که خانوارهای با درآمد بالاتر همیشه آب بیشتری مصرف می‌کنند و سیاست‌های مؤثر بر کاهش مصرف باید بر روی طرح‌های صرفه‌جویی برای خانوارهای با درآمد بالا تمرکز کند.

به عنوان جمع‌بندی مطالعات بیان شده باید ذکر کرد که در سال‌های اخیر توجه محققین حوزه‌ی آب به تعاملات اجتماعی مصرف‌کنندگان و نقش شبکه اجتماع هم‌جوار بر رفتار مصرفی آب خانوارها بیشتر شده است، بنابراین در بررسی مدیریت آب مخصوصاً مدیریت تقاضای آب شهری، استفاده از شبیه‌سازی مبتنی بر عامل به عنوان ابزاری که متغیرها و تعاملات اجتماعی را به خوبی مدل‌سازی می‌کند رو به گسترش است.

---

[1]. Urban Household Water Demand
[2]. Yuan (2014)

۴- روش شناسی تحقیق

۴-۱- تشریح مدل پایه

دو نوع رفتار مصرفی صرفه‌جویانه یا همکارانه[1](C) و غیر صرفه‌جویانه یا غیر همکارانه[2](NC) برای مصرف‌کنندگان آب خانگی در نظر گرفته می‌شود. محیط اجتماعی فرد و متغیرهای اقتصادی و آب و هوایی (مانند دمای هوا) به کمک مدل انتشار، تعیین‌کننده میزان مطلوبیت فرد برای گرایش به یکی از این رفتارها است. برای هر فرد یک مصرف بهینه با توجه به محیط اجتماعی وی وجود دارد. فرد متناسب با نوع رفتار خود و میزان مصرف بهینه، تقاضای خود را در دوره بعد تعدیل می‌کند. نهاد قانون‌گذار (مانند شرکت آب و فاضلاب) نیز قیمت آب، مخارج تبلیغات برای صرفه‌جویی در مصرف و مقررات را تعیین می‌کند و هدفش افزایش صرفه‌جویی در مصرف آب است. لذا در این مطالعه سعی در شبیه‌سازی آثار سناریوهای مختلف بر مصرف آب و اهداف نهاد قانون‌گذار است. به این منظور ابتدا مطلوبیت فرد از انتخاب نوع رفتارش در متن مدل انتشار بحث می‌شود. در قسمت بعد روش محاسبه مصرف بهینه فرد و نحوه تعدیل تقاضای آب وی بیان می‌شود. بعد از تنظیم مدل و به دست آمدن پارامترها، اثر سناریوهای مختلف بر مصرف آب و میزان رفتار همکارانه قابل بررسی خواهد بود.

۴-۲- مدل انتشار

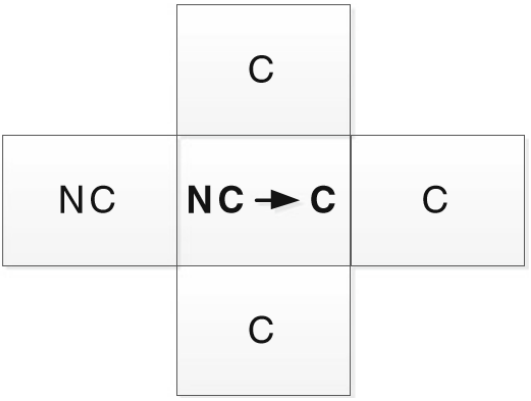
بسیاری از هنجارهای اجتماعی و الگوهای رفتاری، به طور فوری و هم‌زمان توسط همه اعضای یک جامعه اتخاذ نمی‌شوند، بلکه غالباً نتیجه فرآیند انتشار تدریجی هستند که در میان شبکه‌های اجتماع، رخ می‌دهند (نیومن[3] ۲۰۰۳). فرآیند انتشار مدل‌سازی شده در این مطالعه با استفاده از مدل انتشار اجتماعی یانگ[4](۱۹۹۹) طراحی شده است. این گونه مدل‌ها در ابتدا از جامعه شناسی توزیع نوآوری[5]الهام گرفته شده‌اند.

فرض می‌شود تعداد N خانوار وجود دارند که شانس و یا توان انتخاب دو نوع رفتار مصرفی (C و NC) آب را دارند. این دو نوع رفتار را می‌توان به اشکال مختلف همکارانه یا غیر همکارانه، صرفه‌جو یا غیر صرفه‌جو، دلسوز منابع طبیعی یا غیر دلسوز، تعبیر کرد. خانوارهای با رفتار

---

1. Cooperative, Conservative
2. Non-Cooperative, Non-Conservative
3. Newman (2003)
4. Young (1999)
5. Innovation Diffusion

همکارانه، صرفه‌جو و دلسوز منابع برعکس نوع دیگر، در مصرف آب دقت بیشتری می‌کنند و مصرف خود را کاهش می‌دهند. همچنین مطابق با نمودار ۲ فرض می‌شود هر عامل یک شبکه اجتماعی V_i دارد که وقتی از رفتار آنان پیروی می‌کند، یک مطلوبیت اجتماعی مثبت دریافت می‌دارد. این شبکه اجتماعی شامل خانوارهای همجوار فرد است. مدل فرض می‌کند که یک نوع عامل وجود دارد که خانوار است. همچنین همسایگی هر عامل به عنوان ناحیه‌ای مربعی در شبکه مشخص شده است که مرکزش آن عامل خاص است و شعاع آن با پارامتر محدوده‌ی دید[1] تعریف می‌شود. فرض می‌شود که همه عوامل مستقر در آن ناحیه همسایه‌های عامل هستند.



منبع: اخباری و گریگ، ۲۰۱۳

نمودار ۲Error! No text of specified style in document.: تأثیر شبکه اجتماعی (همسایگان) بر حفظ یا تغییر رفتار یک عامل

۳-۴- نوع رفتار مصرفی

برای تعیین نوع رفتار مصرفی، با توجه به شبکه اجتماعی که عامل در آن قرار دارد، توابع مطلوبیت زیر فرمول بندی می‌شوند. این معادلات نشان می‌دهند که یک عامل با چه درجه و شدتی تمایل دارد رفتار خودش را حفظ کند و یا آن را تغییر دهد (U نشان‌گر مطلوبیت است):

$$U_{i,n+1}\,(C \to C) = a \times V(i,C)_n + MF_{i,n+1} \quad (۱)$$

$$U_{i,n+1}\,(C \to NC) = b \times V(i,NC)_n \quad (۲)$$

$$U_{i,n+1}\,(NC \to C) = a' \times V(i,C)_n + MF_{i,n+1} \quad (۳)$$

$$U_{i,n+1}\,(NC \to NC) = b' \times V(i,NC)_n \quad (۴)$$

[1] .SightLimit

$$U^{*}_{i,n+1}(C\ or\ NC \rightarrow C) = 1 \qquad (۵)$$

معادلات ۱ تا ۴، مطلوبیت‌های ناشی از حفظ یا تغییر رفتار خانوار را نشان می‌دهد. به عنوان مثال $U_{i,n+1}\ (C \rightarrow C)$ مطلوبیت عامل i با رفتار C در دوره‌ی جاری، به سبب حفظ رفتارش در دوره بعد را نشان می‌دهد. هر عاملی که در دوره جاری رفتار C را داشته باشد برای این‌که نوع رفتار خود را حفظ کند $(C \rightarrow C)$ و یا آن را به NC تغییر دهد $(C \rightarrow NC)$ باید میزان مطلوبیت خود از حفظ یا تغییر رفتار را محاسبه کند که این کار با استفاده از معادلات ۱ و ۲ صورت می‌گیرد. همچنین اگر عاملی در دوره جاری رفتار NC را داشته باشد برای تصمیم تغییر رفتار به $C)\ NC \rightarrow$ یا حفظ آن $(NC \rightarrow NC)$ باید مطلوبیت‌های ناشی از هر اقدام را بر اساس معادلات ۳ و ۴ محاسبه کند. اگر عامل i دارای رفتار C باشد، معادله ۱ تمایل وی برای حفظ رفتارش و معادله ۲ تمایل وی برای تغییر رفتارش را نشان می‌دهد. اگر عامل i دارای رفتار NC باشد، معادله ۳ تمایل وی برای تغییر رفتار و معادله ۴ تمایل وی برای حفظ رفتارش را محاسبه می‌کند.

در این معادلات جزء اول سمت راست، بیان‌گر فشار اجتماعی است. $V(i,C)_n$ و $V(i,NC)_n$ به ترتیب نسبت همسایگان عامل i با رفتار C و NC هستند که نشان‌گر اثر رفتار همسایگان بر رفتار یک عامل است و مجموع آن‌ها برابر با ۱ است، به عنوان مثال اگر ۴۰ درصد همسایگان یک عامل دارای رفتار C باشند آنگاه ۶۰ درصد دیگر دارای رفتار NC هستند. در این معادلات a، b، a' و b' پارامترهای مدل هستند. در واقع، این ضرایب نشان می‌دهند که داشتن درصد مشخصی همسایه با رفتار C یا NC به چه میزان رفتار خانوار را به C یا NC سوق می‌دهد. وقتی یک عامل از رفتار همسایگانش پیروی می‌کند، مطلوبیت اجتماعی مثبت دریافت می‌کند. در جدول ۱ تعریف دقیق پارامترها بیان شده است.

جدول ۱: تعریف پارامترها

پارامتر	تعریف
a و b'	تمایل فرد به تقلید از همسایگان در پیروی از رفتار کنونی خود
b و a'	تمایل فرد به تقلید از همسایگان در پیروی از رفتار متضاد

منبع: دربندساری[1] و همکاران (۲۰۱۷)؛ اخباری و گریگ (۲۰۱۵)

[1]. Darbandsari (2017)

مقادیر پیشنهادی این پارامترها بر اساس مطالعات ادواردز و همکاران[1](۲۰۰۵)، اخباری و گریگ (۲۰۱۵) و دربندساری و همکاران[2]برای آب شرب شهر تهران (۲۰۱۷) به صورت زیر است:

$$a = b' = 0.7\,; \qquad b = a' = 0.3$$

در معادلات ۱ و ۳ جزء اصلاح[3] $MF_{i,n+1}$ آثار دیگر عوامل بر انتخاب رفتار خانوار است و فشار به سمت رفتار C را اندازه‌گیری می‌کند. اگر محدودیت منابع آب به هیچ عنوان وجود نداشته باشد و آب کافی برای تخصیص به حداکثر تقاضای تمام مصرف‌کنندگان موجود باشد، آن‌گاه جزء اصلاح برای معادلات ۱ تا ۴ به صورت معادله ۶ خواهد بود:

$$MF_{i,n+1} = MF^{*}_{i,n+1} = 1 - [a \times V(i,C)_n] \qquad \text{برای معادله (۱):} \quad (۶)$$

$$MF_{i,n+1} = MF^{*}_{i,n+1} = 1 - [a' \times V(i,C)_n] \qquad \text{برای معادله (۳):}$$

با جای‌گذاری $MF^{*}_{i,n+1}$ در معادلات ۱ و ۳، $U_{i=1}$ (یعنی مطلوبیت ۱۰۰٪) می‌شود. زیرا تقاضای مصرف‌کننده کاملاً تأمین می‌شود و عامل مصرف‌کننده به عنوان همکاری‌کننده ملاحظه می‌شود. همچنین معادله ۵ برای زمانی به کار می‌رود که نهاد قانون‌گذار با وضع قانون یا هر اهرم دیگری، شخص را ملزم به رفتار C کند (اخباری و گریگ[4]، ۲۰۱۵).

جزء اصلاح تابعی از تبلیغات بر روی صرفه‌جویی آب، نسبت مخارج آب خانوار به درآمد و شرایط آب و هوایی است.

$$MF_{i,n+1} = \alpha_1 * AE_{n+1} + \alpha_2 * CE_{i,n+1} + \alpha_3 * RE_{n+1} \leq 1 \qquad (۷)$$

AE_{n+1}: اثر تبلیغات بر رفتار مصرفی خانوار (مخارج تبلیغات به صورت نرمال شده[5] و در بازه ۰ تا ۱ وارد مدل می‌شود). تبلیغات شاید روشن‌ترین نمونه امکان دست‌کاری دسته‌بندی‌ها، هنجارها و ایده‌آل‌ها باشد که نه تنها از هنجارهای موجود استفاده می‌کند بلکه ایده‌آل‌های جدید نیز می‌سازد. هدف از تبلیغات واداشتن مردم به انجام کاری است تا ایده‌آلی را برآورده سازند (اکرلاف و کرانتون، ۱۳۹۵).

---

1. Edwards (2005)
2. Darbandsari (2017)
3. Modification Factor
4. Akhbari and Grigg (2015)
5. Normalized

$CE_{i,n+1}$: نسبت هزینه‌های مصرف آب به درآمد برای خانوار i در دوره n+1 است.
RE_{n+1} نیز اثر بارش بر رفتار مصرفی خانوار را نشان می‌دهد.
خانوار با رفتار C یا NC در یک دوره، با توجه به حداکثر سازی توابع مطلوبیت ۱ تا ۵ تصمیم به حفظ یا تغییر رفتار می‌گیرد.

$$\text{Max}\begin{cases} U_{i,n+1}\ (C \to C) \\ U_{i,n+1}\ (C \to NC) \end{cases} \qquad \text{Max}\begin{cases} U_{i,n+1}\ (NC \to C) \\ U_{i,n+1}\ (NC \to NC) \end{cases} \tag{۸}$$

برای هر خانوار، یک مصرف بهینه‌ی متأثر از شبکه اجتماعی D_i^* با توجه به مصرف شبکه اجتماعی‌اش وجود دارد. زمانی که تعداد v همسایه وجود داشته باشد، مصرف بهینه، با حل مسئله کمینه‌سازی زیر به دست می‌آید (یوان و همکاران[1] ۲۰۱۴):

$$\begin{aligned} &Min\ \textstyle\sum_{k=1}^{v} w(k)\sqrt{\left(D_i^* - D_k\right)^2 + (I_i - I_k)^2} \\ &s.t\ min\{D_i, D_k\} \le D_i^* \le max\{D_i, D_k\} \qquad k = 1,2,..,v \end{aligned} \tag{۹}$$

D_k: مصرف سرانه‌ی آب خانوار در همسایگی؛ I_i: درآمد خانوار؛ I_k: درآمد خانوار در همسایگی.
این حداقل‌سازی به این معنی است که هر خانوار یک مصرف بهینه‌ی سرانه آب را دنبال می‌کند که میزان آن از معادله ۲۲ تخمین زده می‌شود و در آن عامل خانوار، فاصله بین مصرف خود و همسایگانش را با توجه به تفاوت درآمدی خود و آن‌ها به حداقل می‌رساند. قید منطقی لحاظ شده در این معادله نیز شرط ریاضیاتی وجود جواب است و بیان می‌کند که میزان مصرف بهینه خانوار نمی‌تواند از حداقل مصرف خود خانوار و همسایگانش کمتر باشد و یا از حداکثر مصرف خود خانوار و همسایگانش بیشتر باشد.
$w(k)$ ضریب وزنی است. یک عامل، کمتر تحت تأثیر همسایه‌ای قرار می‌گیرد که تفاوت درآمدی زیادی با وی دارد؛ یعنی خانوار با درآمد بالاتر، آثار ضعیف‌تری بر خانوار با درآمد کمتر دارد، به عبارتی خانوارها در تقلید میزان مصرف آب از یکدیگر، از کسانی بیشتر متأثر می‌شوند که به لحاظ درآمدی نیز به آنان نزدیک‌تر باشند و این امر منطقی به نظر می‌رسد زیرا طبقات مختلف درآمدی می‌تواند سبک‌های زندگی و مصرفی متفاوتی را ایجاد کند. استفاده از

[1]. Yuan (2014)

ابزارآلات مختلف مصرف آب، کولرهای گازی و وان حمام مواردی هستند که بر مصرف آب اثرات مثبت یا منفی زیادی دارند. اما صرف داشتن همسایگانی با این وسایل منجر به تقلید فرد در خرید این تجهیزات و به تبع آن تغییر در میزان مصرف متأثر از همسایگان نخواهد شد بلکه نیازمند داشتن درآمد کافی است؛ لذا $w(k)$ را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد که در آن ضریب وزنی تابعی از شباهت‌های درآمدی است:

$$w(k) = \frac{max\{|I_j - I_i|\} - |I_k - I_i|}{max\{|I_j - I_i|\} - min\{|I_j - I_i|\}} \quad j = 1,2,\dots,v \qquad (۱۰)$$

مدل فرض می‌کند که عوامل با توجه به مطلوبیت‌های دریافتی از شبکه اجتماعی خود، در هر دوره درصدی از شکاف بین مصرف خود و مصرف بهینه را جبران می‌کنند. لذا مصرف سرانه خانوار i در هر دوره بسته به C یا NC بودن او تعدیل می‌شود. به کمک مدل‌های تعدیل موجود در مطالعات شبیه‌سازی تقاضای آب و بازطراحی آن‌ها مطابق با هدف تحقیق پیش رو، تعدیل تقاضا در هر دوره به‌صورت معادلات ۱۱ تا ۱۸ در جدول ۲ خواهد بود.

جدول ۲: معادلات تعدیل تقاضا

رفتار اتخاذی خانوار در دوره t	رفتار اتخاذی خانوار در دوره t+1	شکاف بین مصرف و مصرف بهینه	تقاضا	
C	C	if $(D_i^t - D_i^{*t} \geq 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t - U_i^{t+1}(C \to C) \times (D_i^t - D_i^{*t}) + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۱)
C	C	if $(D_i^t - D_i^{*t} < 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۲)
C	NC	if $(D_i^t - D_i^{*t} \geq 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۳)
C	NC	if $(D_i^t - D_i^{*t} < 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t - U_i^{t+1}(C \to NC) \times (D_i^t - D_i^{*t}) + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۴)
NC	C	if $(D_i^t - D_i^{*t} \geq 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t - U_i^{t+1}(NC \to C) \times (D_i^t - D_i^{*t}) + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۵)
NC	C	if $(D_i^t - D_i^{*t} < 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۶)
NC	NC	if $(D_i^t - D_i^{*t} \geq 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۷)
NC	NC	if $(D_i^t - D_i^{*t} < 0)$	$D_i^{t+1} = D_i^t - U_i^{t+1}(NC \to NC) \times (D_i^t - D_i^{*t}) + \alpha(Tem^{t+1} - Tem^t)$	(۱۸)

منبع: نگارندگان

Tem^t دمای هوا در دوره t و α نیز ضریب تعدیل دما است. معادلات ۱۱ تا ۱۸، تغییرات مصرف افراد (برای حالت‌های مختلف رفتاری و میزان مصرف بهینه) را بر اساس مطلوبیت‌های بدست آمده از تغییر یا حفظ رفتار، مصرف دوره‌ی قبل و تغییرات دما مدل‌سازی می‌کنند. در تفسیر این

معادلات، فرد دارای رفتار C در دوره t+1 همواره تمایل به حفظ یا کاهش مصرف خود نسبت به دوره t دارد و در صورتی که مصرفش بیشتر از مصرف بهینه باشد، درصدی از این فزونی را جبران خواهد کرد. این جبران متناسب با میزان مطلوبیت کسب شده از معادلات ۱ تا ۵ خواهد بود.
فردی با رفتار C در دوره‌ی قبل که بنا به معادلات ۱ تا ۴ در دوره جاری تصمیم به حفظ این رفتار گرفته و همچنین میزان مصرفش در دوره قبل بیش از مصرف بهینه‌اش بوده است، سعی در کاهش شکاف مصرف خود با مصرف بهینه دارد که این کاهش متناسب است با میزان مطلوبیتی که از اتخاذ رفتار C در دوره جاری بدست می‌آورد. همچنین فرد دارای رفتار NC همواره تمایل به حفظ یا افزایش مصرف خود دارد و در صورتی که مصرفش کمتر از بهینه باشد، درصدی از این کاهش را جبران خواهد کرد. مانند حالت قبل، این جبران نیز متناسب با میزان مطلوبیت کسب شده از معادلات ۱ تا ۵ خواهد بود.

۵- اجرای مدل و شبیه‌سازی

۵-۱- داده‌ها

این مطالعه از داده‌های قیمت آب و مصرف آب ۱۰۰۰ مشترک آب خانگی ثبت شده در شرکت آب و فاضلاب شهر شیراز استفاده می‌کند. در هر سلول مربعی ۳۰۰ در ۳۰۰ متری مسکونی از شهر یک خانوار به عنوان نماینده‌ی تمام مصرف‌کنندگان واقع در آن جغرافیا انتخاب شده است. لازم به ذکر است که مناطق متروکه و بایر، صنعتی، اداری- نظامی و فضای سبز نیز بخش‌هایی از جغرافیای شهر هستند که در برگیرنده‌ی هیچ عاملی نیستند. مطابق رویکرد رایج مدل‌سازی مبتنی بر عامل در فضای دو بعدی همسایه‌های این سلول و عامل شامل ۸ سلول مجاور وی (در صورت وجود) می‌باشند.
هم‌چنین داده‌های درآمدی خانوارها از مرکز آمار ایران و دفتر برنامه و بودجه شهرداری شیراز به دست آمده‌اند. داده‌های آب و هوایی (میزان بارش باران و دمای هوا) از اداره کل هواشناسی استان فارس[1] قابل استخراج می‌باشند.
برای انجام فرآیند واسنجی و اعتبارسنجی از داده‌های در دسترس سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۴ استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که هنوز (آبان ماه ۱۳۹۹) برخی از جزئیات داده‌های اقتصادی مورد نیاز

[1]. http://www.farsmet.ir/ReportAmar.aspx

این تحقیق برای سال ۱۳۹۸ در دسترس محققین قرار نگرفته است و لذا آخرین سال داده‌های در دسترس مربوط به سال ۱۳۹۷ است.

۲-۵- کالیبراسیون (واسنجی) و اعتبارسنجی[1] مدل

برای این‌که مدل بهترین تطابق با دنیای واقعی را داشته باشد و مقادیر پیش‌بینی شده بهترین تطابق را با مقادیر مشاهده شده داشته باشند از معیارهایی برای انتخاب پارامترهای مطلوب استفاده می‌شود. رایج‌ترین آن‌ها، مجموع مربعات خطا، ضریب تعیین (R^2)، کارایی ناش- ساتکلیف[2] (NSE)، ریشه میانگین مربعات خطا و خطای نسبی هستند (اخباری، ۲۰۱۲). مطالعه‌ی حاضر، حداقل کردن ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) بین دو سری داده‌های شبیه‌سازی و داده‌های واقعی را به عنوان معیار به کار می‌برد و متوسط مصرف سرانه‌ی آب در یک سال بر حسب متر مکعب مبنای محاسبه‌ی خطا است.

$$RMSE = \left(\frac{\sum_{t=1}^{T}(obs_t - sim_t)}{T}\right)^{0.5} \quad (۱۹)$$

sim_t: مقدار شبیه‌سازی شده در زمان t obs_t: مقدار مشاهده شده در زمان t

برای تعیین پارامترهای مجهول مشابه مطالعات مختلف مورد استناد این مطالعه، در نظر گرفتن دامنه تغییر و مقادیر ممکن برای هر پارامتری که نیاز به کالیبراسیون دارد بسیار مهم و اجتناب ناپذیر است. جدول ۳ شمای کلی از پارامترها را نشان می‌دهد که باید در فرآیند کالیبراسیون[3] با حداقل شدن معیار RMSE بدست آیند.

جدول ۳: پارامترهایی که باید در فرآیند کالیبراسیون بدست آیند

پارامتر	دامنه تغییر	مقادیر ممکن
α_1: ضریب تأثیر تبلیغات بر رفتار خانوار	۰-۱	۰، ۰.۲، ۰.۴، ۰.۶، ۰.۸، ۱
α_2: ضریب تأثیر نسبت مخارج آب به درآمد خانوار	۰-۱۰	۰، ۲، ۴، ۶، ۸، ۱۰
α_3 : ضریب تأثیر شرایط آب و هوایی بر رفتار خانوار	۰-۱	۰، ۰.۲، ۰.۴، ۰.۶، ۰.۸، ۱
α: تغییرات تقاضای آب ناشی از یک درجه افزایش دمای هوا	۰-۰.۰۵	۰، ۰.۰۱، ۰.۰۲، ۰.۰۳، ۰.۰۴، ۰.۰۵

منبع: دربندساری[4] و همکاران (۲۰۱۷)

[1]. Validation
[2]. Nash-Sutcliffe
[3]. Calibration
[4]. Darbandsari (2017)

داده‌های سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ برای فرآیند کالیبراسیون و داده‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۷ برای بررسی اعتباریابی و صحت سنجی مدل به کار می‌روند (جدول ۴).

جدول ۴: تقسیم‌بندی داده‌ها

سال‌های ۱۳۹٤-۱۳۸٤: (۱۱ سال)	**داده‌های کالیبراسیون**
سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۵: (۳ سال)	**داده‌های صحت سنجی**

منبع: نگارندگان

با توجه به جدول ۴، چیدمان‌ها و ترکیب‌های زیادی از پارامترها، طبق اصل ضرب در علم ترکیبیات وجود دارد. اجرای فرآیند کالیبراسیون و صحت سنجی به کمک کدنویسی در محیط نرم افزار متلب (MATLAB) صورت گرفته است.

الگوریتم تهیه شده به گونه ایست که ابتدا هر کدام از ترکیبات مختلف پارامترها را وارد فرآیند شبیه‌سازی می‌کند. لذا در هر دوره مجموعه‌ای از داده‌های مصارف عامل‌ها بدست می‌آید. با میانگین‌گیری از این داده‌ها، مصرف متوسط در هر دوره بدست می‌آید. پس از آن خطای RMSE بین دو سری داده‌های تولیدی مدل و داده‌های واقعی محاسبه می‌شود.

در مرحله بعد، الگوریتم یاد شده، ۵۰ مدل با کمترین خطای RMSE را از بین این مدل‌ها انتخاب می‌کند. این مدل‌های منتخب نیز هر کدام برای مجموعه داده‌های صحت سنجی اجرا می‌شوند و RMSE مربوط به این مرحله نیز با توجه به داده‌های اعتبارسنجی محاسبه می‌شود. در نهایت بهترین عملکرد، به عنوان مجموعه‌ی پارامتر منتخب نهایی و خروجی الگوریتم نمایش داده می‌شود. به این صورت فرآیند کالیبراسیون و صحت سنجی انجام می‌گیرد و مدلی با پارامترهای تعیین شده در جدول ۵ به عنوان مدلی که رفتار مصرفی آب شرب شهر شیراز را بهتر از دیگر مدل‌ها توصیف می‌کند، حاصل می‌شود.

جدول ۵: نتایج فرآیند کالیبراسیون و صحت سنجی

$\alpha = 0.03$	$\alpha_3 = 0.2$	$\alpha_2 = 6$	$\alpha_1 = 0.2$

منبع: نتایج تحقیق

مدل کالیبره شده، آماده‌ی کارکرد اصلی خود یعنی اجرای سناریوهای مختلف و پیش‌بینی مصرف متوسط خانوارها است. لذا ادامه‌ی کار با مشخص شدن سناریوهای مختلف و و پیاده‌سازی آن‌ها دنبال می‌شود.

وظیفه نهاد قانون‌گذار نظارت بر مصرف کل آب و نگه داشتن آن در محدوده معقول است. به همین جهت از ابزارهای مختلفی مانند قیمت‌گذاری استفاده می‌کند که در مطالعات دیگر مورد بررسی قرار گرفته‌اند. سیاست‌های مد نظر این مطالعه تبلیغات و نیز اعمال مقررات سخت‌گیرانه به منظور اجبار به اتخاذ رفتار همکارانه است.

۳-۵- نهاد قانون‌گذار و اهداف

نهاد قانون‌گذار (مانند شرکت آب و فاضلاب و وزارت نیرو) در هر دوره هزینه‌هایی برای تبلیغات صرفه‌جویی در مصرف آب در نظر می‌گیرد. تأثیر و انعکاس تبلیغات و نیز سناریوی اجبار به وسیله دو شاخص "نسبت تعداد خانوارهای با رفتار صرفه‌جویانه به کل" و "میزان صرفه‌جویی در میزان مصرف آب" بیان می‌شوند. نهاد قانون‌گذار ممکن است میزان دلخواهی از این نرخ‌ها را به عنوان نرخ هدف دنبال کند.

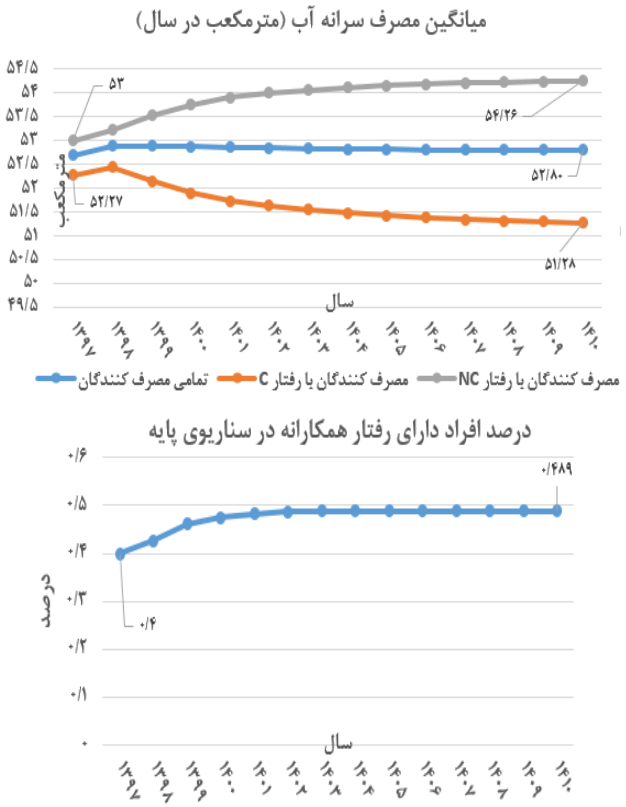
$$SP_{t+1} = SP_t + \Delta SP \qquad SR_{t+1} = SR_t + \Delta SR \qquad (۲۰)$$

که SP_t نسبت خانوارهای دارای رفتار صرفه‌جویانه (رفتار C) در دوره‌ی t و ΔSP افزایش آن در یک دوره است. SR_t نیز نرخ صرفه‌جویی در آب برای دوره t بوده و ΔSR تغییرات آن است.

۶- یافته‌های تحقیق

۶-۱- سناریوی پایه

به عنوان مبدأ برای مقایسه‌ی سناریوها، یک سناریوی پایه تعریف می‌شود. این سناریو حالتی را در نظر می‌گیرد که هیچ‌کدام از متغیرها در طی دوره شبیه‌سازی تغییر نکنند و میزان آن‌ها برابر با مقدار سال پایان کالیبراسیون و تست (سال ۱۳۹۷) تنظیم شده باشد. این سناریو میزان مصرف آب را در حالتی که مقدار متغیرها (قیمت، درآمد، مخارج ریالی تبلیغات سازمان آب و فاضلاب برای ترغیب به صرفه‌جویی در مصرف طبق آمار دفتر روابط عمومی و آموزش همگانی سازمان آب و فاضلاب، آب و هوا) برابر با میزان آن‌ها در سال ۱۳۹۷ باشد، پیش‌بینی می‌کند.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۳: پیش‌بینی بر اساس سناریوی پایه

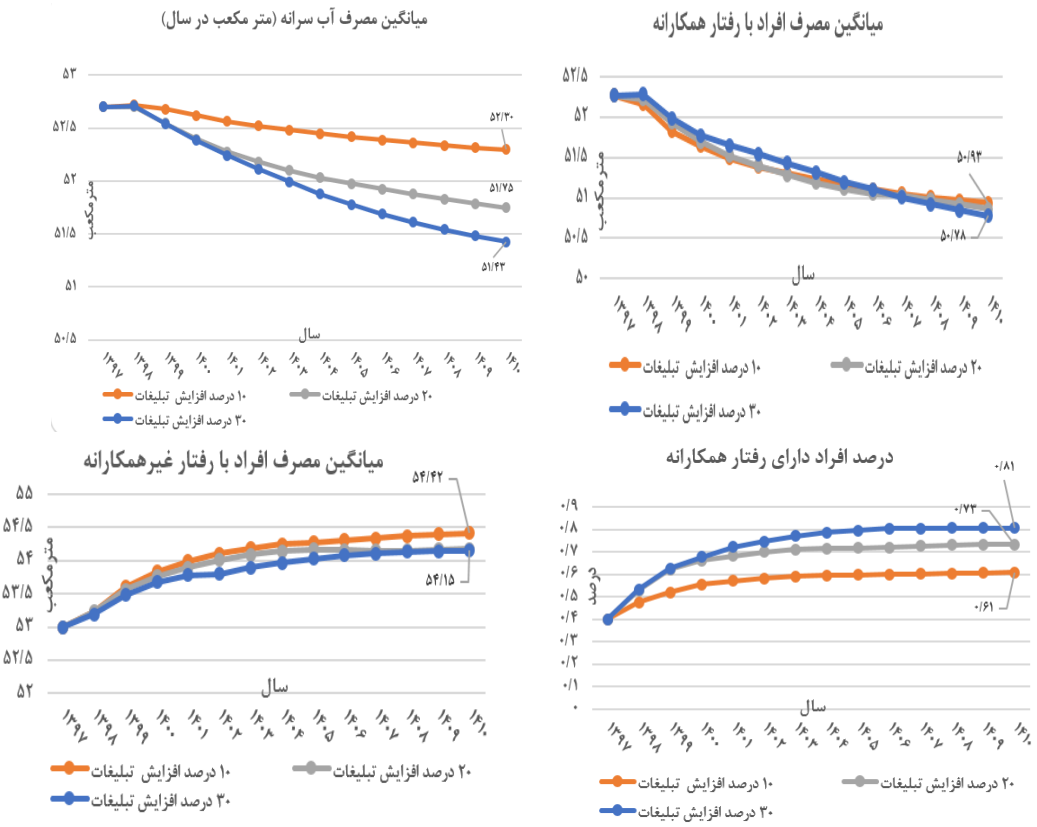
در این حالت تداوم پویایی رفتار در خلال الگوی انتشار همچنان ادامه می‌یابد و توضیح دهنده‌ی تغییرات مصرف خواهد بود. در نمودار ۳ پیش‌بینی تغییرات تعداد افراد دارای رفتار همکارانه، تغییرات سرانه‌ی مصرف آب بر حسب متر مکعب در سال برای کل افراد، گروه افراد دارای رفتار C و نیز گروه افراد دارای رفتار NC نشان داده است. در مورد همکارانه یا غیر همکارانه بودن رفتار باید توضیح داد که ممکن است شخصی به لحاظ جبری مصرف بالایی داشته باشد اما مقادیر تغییرات تقاضای وی منفی باشد، پس در آن دوره در زمره افراد با رفتار همکارانه تلقی می‌شود زیرا روند مصرف وی کاهشی بوده است. یا این‌که فرد مصرفش افزایش پیدا کرده باشد اما این افزایش ناشی از افزایش دما باشد، که در این حالت باز هم فردی با رفتار همکارانه تلقی می‌شود. بر

عکس ممکن است با وجود کاهش دما و ثابت بودن سایر شرایط، مصرف فرد تغییر نکرده باشد لذا در آن دوره فرد با وجود عدم تغییر مصرف، غیر همکارانه تلقی می‌شود.

در سناریوی پایه، مقدار میانگین مصرف کل، تغییرات زیادی ندارد.آنچنان که از مدل مشاهده شد، تغییرات مصرف کل برآیند چند عامل است: نسبت افراد با رفتار همکارانه (و به تبع آن غیر همکارانه)، تغییرات مصرف افراد دارای رفتار همکارانه و همین‌طور تغییرات مصرف افراد دارای رفتار غیر همکارانه. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در سناریوی پایه، مصرف افراد دارای رفتار همکارانه کاهش و مصرف افراد دارای رفتار غیر همکارانه افزایش خواهد داشت. از طرفی افزایش مصرف افراد غیر همکارانه بیش از کاهش مصرف افراد با رفتار همکارانه است، با این وجود چون پویایی رفتار بر اساس فرآیند انتشار در جهت بهبود نسبت افراد با رفتار همکارانه بوده است، میزان میانگین مصرف سرانه تغییرات زیادی ندارد و تا سال ۱۴۰۰ مقدار ۱۰۰ لیتر در سال برای هر نفر نسبت به سال ۱۳۹۷ افزایش خواهد یافت. در این سناریو درصد افراد با رفتار همکارانه از ۴۰ درصد در سال ۱۳۹۷ به حدود ۴۹ درصد در سال ۱۴۱۰ خواهد رسید. میانگین مصرف سرانه‌ی سالیانه برای افراد با رفتار غیر همکارانه در سال ۱۴۱۰ به میزان ۱۲۶۰ لیتر (به میزان ۲/۴ درصد) بیشتر از سال ۱۳۹۷ خواهد بود. این رقم برای افراد با رفتار همکارانه کاهش تقریبا ۱۰۰۰ لیتری (حدود ۲ درصد) مصرف خواهد بود.

۲-۶- تبلیغات

مخارج تبلیغات برای صرفه‌جویی در مصرف آب، در قالب قرارداد با صدا و سیما، تبلیغات محلی (شامل بیلبورد، تلویزیون شهری، بنر، پوستر و ...)، انتشارات (کتاب، بروشور و ...)، لوازم تبلیغاتی (لوازم کمک آموزشی جهت دانش‌آموزان و بزرگسالان و ...)، ارتباط با رسانه و موارد دیگر است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی افزایش ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصدی تبلیغات در نمودار ۴ نشان داده شده است. این نتایج شامل میانگین مصرف سرانه‌ی کل، میانگین مصرف افراد با رفتار همکارانه، میانگین مصرف افراد با رفتار غیر همکارانه و نیز روند تغییرات نسبت افراد با رفتار همکارانه در هر سناریو است.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۴: پیش‌بینی‌های سناریوی افزایش تبلیغات

۳-۶- سناریوهای اجبار به رفتار همکارانه

سناریوهای اجبار مربوط به حالتی است که قانون‌گذار با تعیین و تصویب مقررات یا برخی ابزارها و تمهیدات فنی و غیر فنی بخواهد افراد مشخصی را به رفتار همکارانه وادار کند. هر چند این مطالعه روش‌های فنی و قانون‌گذاری اجبار مصرف‌کننده را بررسی نمی‌کند بلکه آثار آن را شبیه‌سازی می‌نماید اما به لحاظ فنی نصب کنتورهای هوشمند با دبی مشخص و نیز الزامات قانونی و جریمه‌های مالی از راهکارهای اجبار مصرف‌کنندگان هستند. این کار در مورد کنترل مصرف آب در بخش کشاورزی در کشور تا حدودی اجرا شده است و از سال ۱۳۸۹ (به دنبال تصویب

قانون تعیین تکلیف چاه‌های آب کشاورزی فاقد پروانه)، نصب کنتور هوشمند برای تحویل حجمی آب بر روی چاه‌های کشاورزی، با هزینه مالکان اجباری شد.[۱]

در این مطالعه، شبیه‌سازی سناریوهای مرتبط با اجبار مصرف‌کنندگان به داشتن رفتار همکارانه به صورت تأثیر بر جزء اصلاح $MF_{i,n+1}$ در معادلات ۱ تا ۴ لحاظ می‌شوند. مشخص است که بسته به میزان و قدرت این اجبارها، سناریوهای بسیاری قابل اجرا هستند. جدول ۶ نحوه‌ی اعمال این سناریوها در فرآیندهای شبیه‌سازی در مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۶: جزء اصلاح در سناریوهای مربوط به اجبار

پارامتر		جزء اصلاح ($MF_{i,n+1}$)
تعریف		فشار به سمت رفتار C را اندازه‌گیری می‌کند
دامنه	**برای عامل با رفتار C**	از 0 تا $1-[a\times V(i,C)_n]$
	برای عامل با رفتار NC	از 0 تا $1-[a'\times V(i,C)_n]$
مقدار نهایی		بر اساس سناریوها می‌تواند تغییر کند

منبع: نتایج تحقیق

در این مطالعه به بررسی چهار سناریو (۲ سناریو برای اجبار همه افراد و دو سناریو برای اجبار افراد با رفتار غیر همکارانه) پرداخته می‌شود.

در هر کدام از این دو نوع اجبار، جزء اصلاح ($MF_{i,n+1}$) برای خانوارهای مشمول اجبار به صورت $MF^{*}_{i,n+1}$ در معادلات ۶ محاسبه می‌شود در نتیجه به جای معادلات ۴-۱ از معادله ۵ برای آن خانوارها استفاده می‌شود.

بر این اساس شبیه‌سازی روند مصرف سرانه و مصارف گروه دارای رفتار همکارانه، گروه با رفتار غیر همکارانه و نیز پویایی رفتار همکارانه برای چهار سناریوی زیر صورت می‌گیرد:

۱- در حالتی که مصرف‌کنندگان با مصرف سرانه بالای ۵۴ متر مکعب در سال وادار به رفتار همکارانه شوند.

۲- در حالتی که مصرف‌کنندگان با مصرف سرانه بالای ۵۵ متر مکعب در سال وادار به رفتار همکارانه شوند.

۳- مصرف‌کنندگان با رفتار غیر همکارانه و مصرف سرانه بالای ۵۴ متر مکعب در سال وادار به رفتار همکارانه شوند.

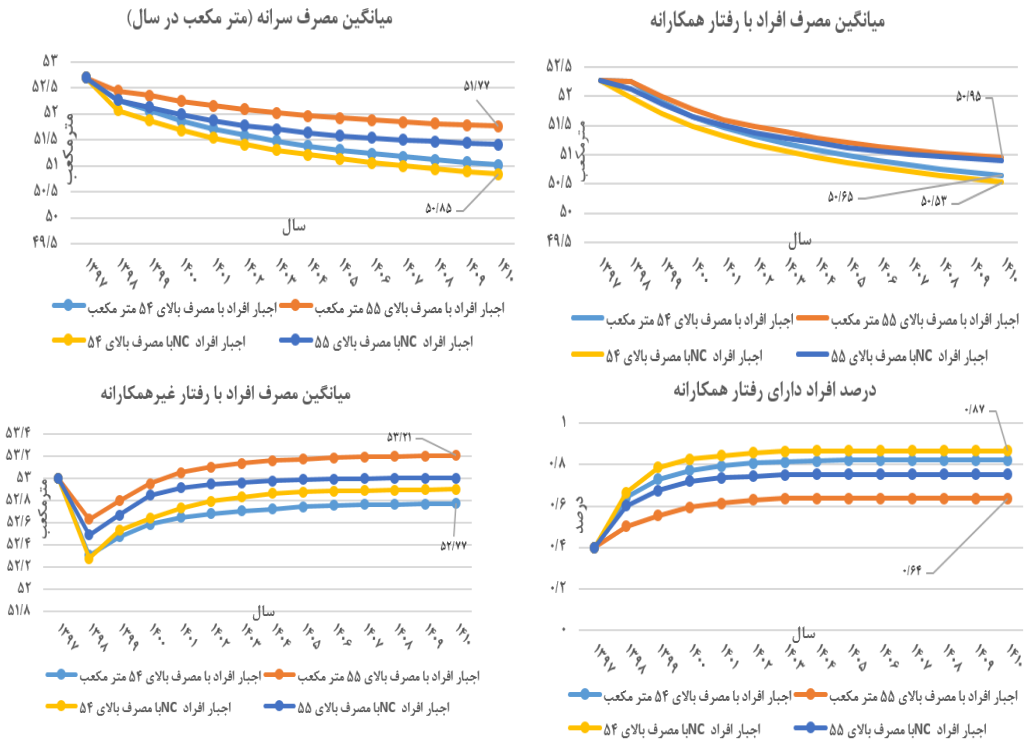
---

[۱]. مطابق با تبصره ۱ ماده واحده قانون تعیین تکلیف چاه‌های آب فاقد پروانه بهره‌برداری مصوب سال ۱۳۸۹ (https://rc.majlis.ir/fa/law/show/782294).

۴- مصرف‌کنندگان با رفتار غیر همکارانه و مصرف سرانه بالای ۵۵ متر مکعب در سال وادار به رفتار همکارانه شوند.

لازم به ذکر است که مقادیر ۵۴ و ۵۵ متر مکعب با توجه به میانگین مصرف افراد با رفتار غیر همکارانه در سناریوی پایه انتخاب شده‌اند. هر چند مدل توانایی شبیه‌سازی برای مقادیر متفاوت را نیز دارد.

نمودار ۵ نتایج حاصل از شبیه‌سازی‌های مربوط به این سناریوها را نشان می‌دهد.



منبع: نتایج تحقیق

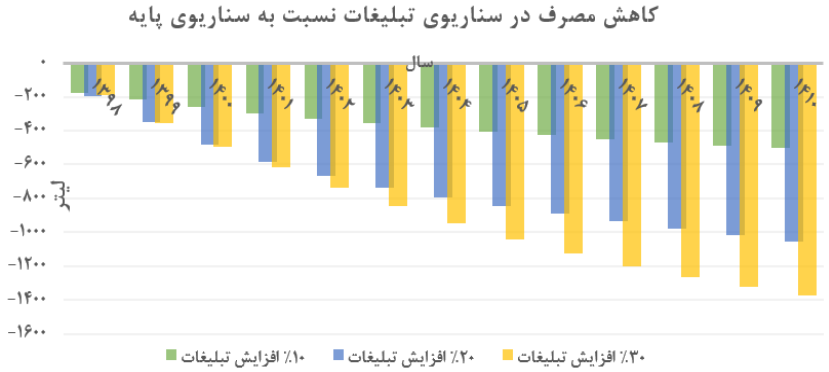
نمودار ۵: پیش‌بینی‌های سناریوهای اجبار

۷- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، با استفاده از مدل‌سازی مبتنی بر عامل و الگوی انتشار اجتماعی به بررسی پویایی‌های رفتار صرفه‌جویانه و صیانتی آب در خانوارهای غیر همگن پرداخته شده است و از آن

طریق به بررسی سناریوهای تبلیغات (به عنوان نمونه‌ای از اختیار و تلنگر زدن به مصرف‌کننده) و سناریوهای اجبار مصرف‌کنندگان به داشتن رفتار همکارانه پرداخته می‌شود.

سناریوهای شبیه‌سازی شده در بحث تبلیغات، شامل افزایش ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصدی مخارج تبلیغات جهت ترغیب مصرف‌کنندگان به رفتار صرفه‌جویانه است. در سال ۱۴۱۰ میزان کاهش مصرف سرانه نسبت به سال ۱۳۹۷ طبق هر کدام از این سناریوها به ترتیب ۴۰۰، ۹۵۰ و ۱۲۷۰ لیتر است (به ترتیب معادل ۰/۸، ۱/۸ و ۲/۴ درصد کاهش مصرف سرانه). تفاوت با سناریوی پایه بیش از این مقادیر است و در نمودار ۶ روند آن قابل مشاهده است. همچنین درصد افراد دارای رفتار همکارانه در سیستم بهبود مناسبی می‌یابد و به ترتیب به ۶۱، ۷۳ و ۸۱ درصد خواهد رسید. اهمیت این نتایج وقتی واضح‌تر است که میزان مخارج تبلیغات (هزینه‌ها) با منافع ناشی از آن مقایسه شود. میزان مصرف کل آب خانگی شهر شیراز در سال ۱۳۹۷ بالغ بر ۹۱ میلیون متر مکعب بوده است، لذا کاهش ۲/۴ درصدی در مصرف سرانه با فرض ثابت بودن جمعیت منجر به صرفه‌جویی بیش از ۲/۱۸ میلیون متر مکعب در مصرف کل سالانه می‌شود. اما مشخص است که جمعیت کلان‌شهر شیراز رو به افزایش است، بنابراین کاهش مصرف سرانه اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. این میزان صرفه‌جویی در مصرف کل در کنار هزینه‌ی ریالی تبلیغات بسیار امیدبخش است. طبق آمار دفتر روابط عمومی و آموزش همگانی سازمان آب و فاضلاب شیراز، در سال گذشته مبلغ ۷۲۶۰۰۰۰۰۰۰ ریال صرف مخارج تبلیغات در صرفه‌جویی آب شده است، پس افزایش ۳۰ درصدی مخارج تبلیغات برابر با مبلغ ۲۱۷۸۰۰۰۰ ریال است که در مقابل افزایش صرفه‌جویی بیش از ۲ میلیون متر مکعب آب تقریباً رقم ناچیزی است.

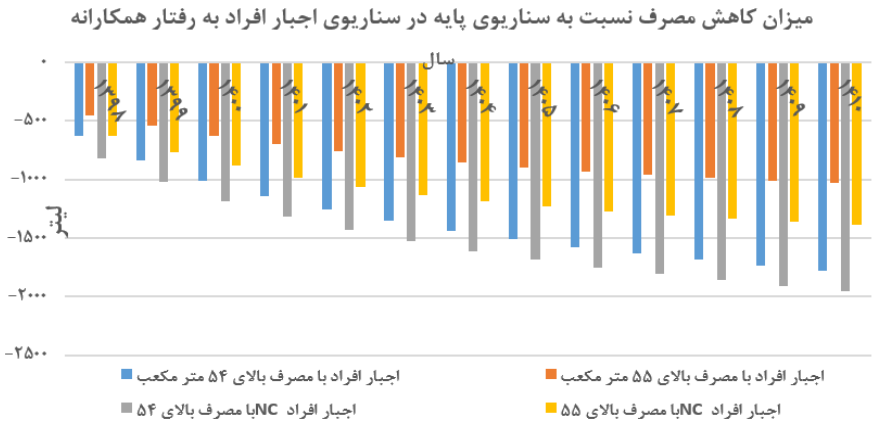


منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۶: کاهش مصرف در سناریوی تبلیغات نسبت به سناریوی پایه

با توجه به شبیه‌سازی‌های صورت گرفته، به جهت توصیه سیاستی باید بیان کرد که واکنش مصرف‌کنندگان آب خانگی نسبت به تبلیغات، بسیار قابل ملاحظه است. دلیل این امر می‌تواند از این جهت باشد که تبلیغات بیشتر مربوط به صرفه‌جویی در آب، سیگنال کمبود آب را به مصرف‌کننده ارسال می‌کند و چون خود مصرف‌کنندگان دغدغه‌های منابع آب و کمبود آن را دارند و پیامدهای مصرف بالا را به خوبی می‌دانند، لذا به سیاست‌های آگاه‌سازی و تبلیغات واکنش مثبت نشان می‌دهند. سیاست‌گذار می‌تواند با افزایش مخارج تبلیغات و تنوع بخشی آن، همچنین تشکیل پویش‌های صرفه‌جویی در آب از هدر رفت منابع آبی جلوگیری کند.

سناریوی اجبار می‌تواند حالت‌های متفاوتی را در بر گیرد اما در این مطالعه شامل حالت‌هایی است که در آن دولت بتواند با الزامات قانونی یا فنی، خانوارهای با رفتار بالای ۵۴ یا ۵۵ متر مکعب مصرف سرانه یا فقط خانوارهای با رفتار غیر همکارانه‌ی با مصارف بالای ۵۴ یا ۵۵ متر مکعب را وادار به رفتار همکارانه کند. میزان کاهش مصرف سرانه‌ی مورد انتظار بر حسب لیتر در اثر اعمال هر کدام از این سیاست‌ها، در نمودار ۷ در مقایسه با سناریوی پایه در سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۱۰ نشان داده شده است.



منبع: نتایج تحقیق

نمودار ۷: میزان کاهش مصرف نسبت به سناریوی پایه در سناریوی اجبار افراد به رفتار همکارانه

در این سناریوها، ترتیب بهترین نتایج کسب شده برای کاهش مصرف به صورت زیر است:

الف- اجبار مصرف‌کنندگان با رفتار غیر همکارانه و مصرف بالای ۵۴ متر مکعب

ب- اجبار مصرف‌کنندگان با مصرف بالای ۵۴ متر مکعب

ج- اجبار مصرف‌کنندگان با رفتار غیر همکارانه و مصرف بالای ۵۵ متر مکعب

د- اجبار مصرف‌کنندگان با مصرف بالای ۵۵ متر مکعب

مطابق محاسبات این تحقیق دولت نیازی به اجبار همه‌ی مصرف‌کنندگان بالای یک حد مشخص مصرف ندارد بلکه بهتر است که صرفا افراد با رفتار غیر همکارانه‌ی با مصرف بالاتر از یک حد مشخص را اجبار کند. چرا که این اجبار به رفتار همکارانه از خلال فرآیند انتشار و با اثرپذیری مصرف‌کنندگان به بسط رفتار همکارانه در دوره‌های بعد و افزایش روند صرفه‌جویی منجر خواهد شد. هر چند که میزان کاهش مصرف و صرفه‌جویی در این سناریوها بسیار قابل قبول است اما مشکلات سیاست اجبار در مرحله‌ی اجرای آن از لحاظ قانونی، فنی و سیاسی از نقاط ضعف این سناریو است ضمن این‌که با آزادی مصرف‌کننده منافات دارد و هزینه‌های مالی و اجتماعی زیادی را در پی دارد. لذا این مطالعه سیاست‌های اجبار را پیشنهاد نمی‌کند و سیاست‌های افزایش تبلیغات را راهکار مناسب‌تری می‌داند. اما در صورتی که نهاد تصمیم‌گیرنده بخواهد در کنار تبلیغات، سیاست اجبار را نیز دنبال کند بهتر است که (با نصب کنتورهای هوشمند) مصرف‌کنندگان با رفتار غیر همکارانه را شناسایی و وادار به داشتن رفتار همکارانه کند. نیاز به یادآوری است که بین افراد با مصرف بالا و افراد با رفتار غیر همکارانه در مدل مورد استفاده در این مطالعه تفاوت وجود دارد که این تفاوت در معادلات و توضیحات مقاله قابل مشاهده است.

References

Akerlof, G.A. & Kranton, R.E. (2010). *Identity Economics: How Our Identities Shape Our Work, Wages, and Well-Being*, (M. Feizi, Trans.). Tehran: Negaje Moaser publication.

Akhbari, M. & Grigg, N.S. (2013). "A Framework for an Agent-based Model to Manage Water Resources Conflicts". Water Resour Manage **27**(11): 4039-4052.

Akhbari, M. & Grigg, N.S. (2015). "Managing Water Resources Conflicts: Modelling Behavior in a Decision Tool". Water Resour Manage **29**(14): 5201-5216.

Akhbari, M. (2012). *Models for Management of Water Conflicts: A Case Study of the San-Juaquin Watershed*, California. Ph.D. Dissertation. Colorado State.

Alimashhadi, A. Shafiee, M.E. & Berglund, E. Z. (2017). "Agent-based Modeling to Simulate the Dynamics of Urban Water Supply: Climate, Population Growth, and Water Shortages". Sustainable Cities and Society **28**: 420-434.

Antonelli, M. & Greco, F. (2015). *The Water We Eat: Combining Virtual Water and Water Footprints*, (M.M. Farsi Aliabadi & M. Daneshvar Kakhaki, Trans.). Tehran: Etka Publication.

Ariely, D. (2008). *Predictably Irrational: The Hidden Forces That Shape Our Decisions*, (R. Rambod, Trans.). Tehran: Mazyar Publication.

Athanasiadis, I. N. Mentes, A. K. Mitkas, P. A. & Mylopoulos, Y. A. (2005). "A Hybrid Agent-Based Model for Estimating Residential Water Demand". Simulation **81**(3): 175-187.

Barthelemy, O. Moss, S. Downing, T. & Rouchier, J. (2001). Policy Modelling With ABSS: The Case of Water Demand Management. Centre for Policy Modelling. Manchester Metropolitan University. Manchester. CPM Report. 29:39

Bateson, M. Nettle, D. & Roberts, G. (2006). "Cues of Being Watched Enhance Cooperation In A Real-World Setting". Biology Letters **2**(3): 412-414.

Bepple, J. (2016). *The Application of Agent Based Modeling to Simulate Residential Water Use Responses to Urban Growth, Regulation, and Social Influence in Kelowna British Columbia*, Canada (Doctoral Dissertation, University of British Columbia).

Bernedo, M. Ferraro, P.J. & Price, M. (2014). "The Persistent Impacts of Norm-Based Messaging & Their Implications for Water Conservation". Jounal of Consum Policy **37**(3): 437-452.

Charness, G. & Rabin, M. (2002). "Understanding Social Preferences with Simple Tests". The Quarterly Journal of Economics **117**(3): 817-869.

Chu, J. Wang, C. Chen, J. & Wang, H. (2009). "Agent-Based Residential Water Use Behaviour Simulation & Policy Implications: A Case-Study in Beijing City". Water Resources Management **23**(15): 3267-3295.

Darbandsari, P. Kerachian, R. & Malakpour Estalaki, S. (2017). "An Agent-based Behavioral Simulation Model for Residential Water Dem & Management: A Case-Study of the Tehran City". Simulation Modelling Practice & Theory **78**: 51-72.

Ding, N. Erfani, R. Mokhtar, H. & Erfani, T. (2016). "Agent Based Modelling for Water Resource Allocation in the Transboundary Nile River". Water **8**(4): 139-151.

Downing, T.E. Moss, S. & Pahl-Wostl, C. (2000). "Understanding Climate Policy Using Participatory Agent-Based Social Simulation". Lect Notes Comput Sci **197**: 198-213.

Edwards, M. Ferrand, N. Goreaud, F. & Huet, S. (2005). "The Relevance of Aggregating a Water Consumption Model cannot be Disconnected from the Choice of Information Available on the Resource". Simul. Model. Pract. Theory **13**(4): 287-307.

Ernst, A. Schulz, C. Schwarz, N. & Janisch, S. (2005). "Shallow and Deep Modeling of Water Use in a Large. Spatially Explicit Coupled Simulation System". 3rd Conference of the European Social Simulation Association (ESSA), Koblenz, Germany.

Farhadi, S. Nikoo, M.R. Rakhshandehroo, Gh.R. Akhbari, M. & Alizadeh, M.R. (2016). "An Agent-Based-Nash Modeling Framework for Sustainable Groundwater Management: A Case Study". Agricultural Water Management **177**: 348-358.

Ferraro, P.J. Miranda, J.J. & Price, MK. (2011). "The Persistence of Treatment Effects with Norm-Based Policy Instruments: Evidence from a Randomized Environmental Policy Experiment". American Economic Review **101**(3): 318-22.

Jaeger, C.M. & Schultz, P.W. (2017). "Coupling Social Norms & Commitments: Testing the Under Detected Nature of Social Influence". Journal of Environmental Psychology **51**: 199-208.

Linkola, L. Andrews, C.J. & Schuetze, T. (2013). "An Agent Based Model of Household Water Use". Water **5**(3): 1082-1100.

Madani, K. AghaKouchak, A. & Mirchi, A. (2016). "Iran's Socioeconomic Drought: Challenges of a Water-Bankrupt Nation". Iranian Studies **49**(6): 997-1016.

Moss, S. & Edmonds, B. (2005). "Sociology & Simulation: Statistical & Qualitative cross validation". American Journal of Sociology **110**(4): 1095-1131.

Newman, M. E. J. (2003). "The Structure and Function of Complex Networks". SIAM Rev **45**: 167-256.

Otaki, Y. Ueda, K. & Sakura, O. (2017). "Effects of Feedback about Community Water Consumption on Residential Water Conservation". Journal of Cleaner Production **143**: 719-730.

Rixon, A. Moglia, M. & Burn, S. (2007). "Exploring Water Conservation Behaviour through Participatory Agent-based Modelling". Topics on System Analysis and Integrated Water Resources Management 73-96.

Savojipour, S. Assari Arani, A. Agheli, L. and Hassanzadeh, A. (2018). "The Determinants of Urban Families' Health Expenditure". The Journal of Economic Policy **10**(19): 25-52. doi: 10.29252/jep.10.18.25.

Sharifi, A. Pourmand, A. Canuel, E. A. Ferer-Tyler, E. Peterson, L. C. Aichner, B. ... & Swart, P. K. (2015). "Abrupt Climate Variability since the Last Deglaciation based on a High-resolution, Multi-proxy Peat Record from NW Iran: The Hand that Rocked the Cradle of Civilization? ". Quaternary Science Reviews **123**: 215-230.

Smith, V.L. (December 8, 2002). "Constructivist & Ecological Rationality in Economics". Prize Lecture.

Squazzoni, F. (2012). *Agent-Based Computational Sociology*, (A.R. Asgharpour Masouleh, Trans.). Mashhad: Sonboleh publication.

Tembata, K. & Takeuchi, K. (2018). "Collective Decision Making under Drought: An Empirical Study of Water Resource Management in Japan". Water Resources and Economics **22**: 19-31.

Thaler, R.H. & Sunstein, C.R. (2008). *Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth, and Happiness*, New Haven, Yale University Press.

World Bank (2017). *Iran Economic Monitor*, Spring 2017: Oil-Driven Recovery. Washington. DC.

Young, H.P. (1999). "Diffusion in Social Networks". Work. Pap. 2, Brookings Inst. Washington D.C.

Yuan, X.C. Wei, Y.M. Pan, S.Y. & Jin, J.L. (2014). "Urban Household Water Demand in Beijing by 2020: An Agent-based Model". Water Resour Manage **28**(10): 2967-2980.

Zhao, J. Cai, X. & Wang, Z. (2013). "Comparing Administered and Market-based Water Allocation Systems through a Consistent Agent-based Modeling Framework". Journal of Environmental Management **123**: 120-130.

Original Research Article

Investigating the effects of advertising and forcing frugal behavior on water consumption with regard to social interactions of consumers

Seyed Farzad Moosavi[1]
Narges Salehnia[2]*
Ahmad Seifi[3]
Ahmadreza AsgharpourMasouleh[4]

Received: 14-11-2020 Accepted: 07-12-2020

Introduction: In order to achieve sustainable development, it is necessary to actively manage the increasing consumption of water resources. In this regard, from the economic point of view, possible policies for water crisis management are presented in the form of increasing the supply and controlling the demand. For Iran, policy-makers have focused more on the supply side and the production of water and less on the demand management.

This study attempts to design a model for the behavioral characteristics of residential water consumers in terms of their social interactions (i.e., the effect of social networks on the consumption behavior) and to simulate the actual water demand in Shiraz City.

Theoretical framework

Description of the base model: Two types of consumption behaviors, cooperative (C) or non-cooperative (NC), have been considered for residential water consumers. Using the individual's social environment, economic and climatic variables (such as temperature) and the diffusion process model, the tendency to one of these two behaviors is determined. There is an optimal social consumption for each household according to its social environment. Depending on the type of the behavior and the optimal consumption, the household adjusts its demand in the next period. To determine the agent's water consumption behavior according to the corresponding social network, the following utility functions are formulated:

[1]. Ph.D. of Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
[2]. Assistant Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Email: n.salehnia@um.ac.ir
[3]. Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
[4]. Assistant Professor, Department of Social Sciences, Ferdowsi University of Mashhad

$$U_{i,n+1}\ (C \to C) = a \times V(i,C)_n + MF_{i,n+1} \quad (1)$$
$$U_{i,n+1}\ (C \to NC) = b \times V(i,NC)_n \quad (2)$$
$$U_{i,n+1}\ (NC \to C) = a' \times V(i,C)_n + MF_{i,n+1} \quad (3)$$
$$U_{i,n+1}\ (NC \to NC) = b' \times V(i,NC)_n \quad (4)$$
$$U^*_{i,n+1}(C\ or\ NC \to C) = 1 \quad (5)$$

These equations illustrate the utility of maintaining or changing household's behavior. In these equations, a, b, a' and b' are the parameters of the model. $V(i,C)_n$ and $V(i,NC)_n$ are the proportion of neighbors of agent i with the behavior of C and NC, respectively, indicating the effect of a neighbors' behavior on the behavior of an agent. The first right-hand part of the above equations represents the social pressure. The modification factor ($MF_{i,n+1}$) is the effect of the other factors on the household's choice of behavior and measures the pressure to have behavior C.

Optimal water consumption affected by social network: When there are V neighbors, the optimal consumption is obtained by solving the following minimization problem:

$$Min \sum_{k=1}^{v} w(k)\sqrt{\left(D_i^* - D_k\right)^2 + (I_i - I_k)^2} \quad (6)$$

$$s.t\ min\{D_i, D_k\} \le D_i^* \le max\{D_i, D_k\} \qquad k = 1,2,..,v$$

I_k: Neighbor's income I_i: Household's income D_k: Neighbor's water consumption per capita $w(k)$: Weight coefficient.

Household's water consumption adjustment: The model assumes that agents compensate for a percentage of the gap between their consumption and their optimal water consumption in each period, according to the utility that they obtain from their social network.

This study is based on the data from 1000 household water users in the residential areas of Shiraz. In each residential cell of 300 × 300 square meters in the city, a household is selected to represent all the consumers in that geography. The present study minimizes the root mean square error (RMSE) between two sets of simulation data and real data, as a criterion for calibration. The data from 2005 to 2016 are used for the calibration process, and the data from 2017 to 2019 are used to validate the model.

Results and Discussion

Advertisement scenarios: Simulated advertising scenarios show 10, 20, and 30 percent of increase in advertising expenditures to encourage consumers to behave cooperatively. In 2032, the rate of reduction in per capita consumption, compared to 2019 and according to each scenario, will be 400, 950 and 1270 liters, respectively. The difference from the baseline scenario is more than these values. Also, the percentage of the people with cooperative behavior in the system will improve and reach 61, 73 and 81%, respectively.

Scenarios of coercive behavior: The coercion scenario includes situations in which the government can, by legal or technical requirements, force households with per capita consumption more than 54 or 55 cubic meters, or only non-cooperative households with the consumption more than 54 or 55 cubic meters, to cooperate.

In these scenarios, the order of the best results obtained to reduce consumption is as follows:

A- Forcing consumers with non-cooperative behaviour and consumption above 54 cubic meters

B- Forcing consumers with consumption above 54 cubic meters

C- Forcing consumers with non-cooperative behaviour and consumption above 55 cubic meters

D- Forcing consumers with consumption above 55 cubic meters

Conclusion: The results show that an increase in advertisement can improve the percentage of people with cooperative behavior to reduce consumption. Also, in the case of forcing consumers to adopt saving behavior, it is not necessary to force all the consumers (above a certain threshold of consumption), but it is better to force only those with non-cooperative behavior (and with consumption above a certain threshold). Following the behavior of a neighborhood network will distribute the cooperative behavior throughout the system and, therefore, cause proper saving in the total water consumption.

Keywords: Water consumption, Diffusion process, Social interactions, Advertising and coercion.

JEL Classification: Q25, C63, D12, Q33.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

سنجش ردپای انرژی‌های فسیلی در بخش‌های اقتصادی استان یزد با رویکرد داده – ستانده

فرناز دهقان بنادکوکی[۱]
زهرا نصراللهی[۲]
فاطمه بزازان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۹/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۱۹

چکیده

علیرغم اهمیت ویژه ردپای انرژی، تعداد پژوهش‌های داخلی انجام شده در این حوزه بسیار ناچیز است. شاخص ردپای انرژی در سطح کلان، در مقایسه با سنجش آن در سطح بخشی، از دقت کم‌تری برخوردار است. بر این اساس در مقاله حاضر به منظور سنجش وضعیت مصرف انرژی‌های فسیلی در سطح بخش‌های اقتصادی استان یزد، شاخص ردپای انرژی به طور اجمالی معرفی و با توجه به چارچوب نظری این شاخص، محتوای انرژی‌های فسیلی در سال ۱۳۹۰ برای بخش‌های این استان محاسبه شده است. نتایج حاکی از آن است که استان یزد در سطح کلان و بخشی واردکننده خالص انرژی‌های فسیلی در سال ۱۳۹۰ بوده است. اطلاعات مربوط به کسری تراز تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی بیان‌گر آن است که در سال ۱۳۹۰ اقتصاد استان یزد دارای کسری تراز تجاری معادل ۵۸۵،۱۰۰،۳۴۲ تن بوده و فقط هفت بخش اقتصادی شامل: «نفت‌خام، گاز طبیعی و سایر معادن»، «سایر محصولات غذایی، آشامیدنی و تنباکو»، «ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک»، «ساخت محصولات کانی غیر فلزی»، «ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات و تجهیزات»، «ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، ساخت و تعمیر وسایل برقی» و «سایر خدمات» نیز دارای تراز تجاری ردپای انرژی مثبت هستند. یافته‌های مربوط به کسری تراز تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی در اغلب بخش‌های اقتصادی استان حاکی از آن است که فعالیت‌های صنعتی و تولیدی در استان در سطح نازلی قرار دارند. به بیان دیگر کسری تجاری استان مؤید این نکته است که ساختار اقتصاد استان وابسته به دنیای خارج از خود است.

واژگان کلیدی: انرژی، جدول داده- ستانده منطقه‌ای، یزد.

Keywords: Energy, Regional Input-Output Table, Yazd.
JEL Classification: R, Q4, C67.

[۱]. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد محیط زیست، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، ایران
dehghan.f73@gmail.com

[۲]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسنده مسئول)
nasr@yazd.ac.ir

[۳]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
Fatemeh.Bazzazan@alzahra.ac.ir

۱- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی مستلزم به کارگیری بیشتر سرمایه انسانی، فیزیکی و منابع طبیعی به منظور افزایش تولید و درآمد سرانه است، بهره‌برداری از منابع با افزایش جمعیت، روند جهانی‌شدن، افزایش مصرف و رشد شهرنشینی در چند دهه اخیر شدت یافته است. هر چند بشر سعی کرده در تأمین خواسته‌های خود با اتکا به پیشرفت فناوری، محدودیت منابع در دسترس را مدیریت کند، اما اهمیت نقش سرمایه‌های طبیعی در فرآیند توسعه و عدم پاسخ‌گویی ظرفیت کره زمین برای بازتولید منابع طبیعی مورد استفاده در فرآیند تولید، باعث تخریب بیشتر منابع و انباشت ضایعات و پسماندها روی کره زمین شده است. به شکلی که تداوم این فرآیند نه‌تنها زندگی موجودات زنده نسل حاضر را به مخاطره انداخته بلکه حقوق نسل‌های آتی در بهره‌مندی از مواهب طبیعی را تحت‌الشعاع خود قرار داده است. به این علت هدف دستیابی به توسعه با دستیابی به توسعه پایدار جایگزین شده است به شکلی که در فرآیند رشد و توسعه، صرفاً افزایش تولید و درآمد سرانه مهم نیست بلکه پایداری رشد و توسعه که مستلزم توجه به سلامت منابع مختلف از جمله منابع محیط زیستی یک منطقه نیز هست، مد نظر قرار گرفته است. در این راستا مناطق مختلف بهره‌برداری هوشمندانه و رعایت استانداردهایی در استفاده از منابع و به طور خاص منابع محیط زیستی را سرلوحه عمل قرار داده‌اند. از جمله این منابع انواع مختلف انرژی‌های تجدیدناپذیر است. توجه به انرژی‌های تجدیدناپذیر به عنوان یک عامل تولید در منطقه، نه‌تنها به‌واسطه پایان‌پذیری آن‌ها بلکه به علت نقش مؤثر آن در آلایندگی محیط زیست حائز اهمیت است. در حال حاضر ایران به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه در مرحله گذار توسعه صنعتی قرار دارد و انتظار می‌رود در مسیر رشد خود با افزایش روزافزون مصرف انرژی جهت افزایش تولید مواجه باشد. لذا توجه به بهبود کارایی انرژی‌های فسیلی و به تبع آن کاهش اثرات محیط زیستی از اهمیت بسزایی برخوردار است. بنابراین بررسی محتوای انرژی‌های فسیلی کالاها و خدمات صادراتی و وارداتی و تراز تجاری انرژی‌های فسیلی در سطح بخش‌های اقتصادی با استفاده از شاخص ردپای بوم‌شناختی انرژی[1] در شناسایی و برنامه‌ریزی برای بهره‌برداری از انرژی‌های فسیلی و کارکرد بخش‌های اقتصادی مؤثر است.

یکی از خلأهای اساسی در حوزه انرژی، عدم برخورداری از تحلیل‌های مبتنی بر زنجیره تولید و غفلت از بررسی محتوای انرژی در نهاده‌های واسطه‌ای در سطح ملی و منطقه‌ای است. حال آن‌که

[1]. Ecological Footprint of Energy

عدم توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان به ابعاد فضایی و منطقه‌ای می‌تواند سبب بروز ناکارآمدی اقتصادی و عدم تعادل‌های منطقه‌ای شود (ژو و همکاران[1] ۲۰۱۶). بررسی میزان مصرف انرژی و آثار محیط زیستی فعالیت‌های اقتصادی در سطح مناطق و استان‌های کشور جهت دستیابی به توسعه پایدار از اهمیت بالایی برخوردار بوده و می‌تواند تصویر روشن‌تری از وضع موجود ارائه نماید تا سیاست‌ها و راهبردهای متناسب‌تری در آینده اتخاذ شود.

استان یزد به عنوان یکی از استان‌های صنعتی کشور و با مساحت ۱۲۹،۲۸۵ کیلومتر مربع (۷/۹ درصد مساحت کل کشور) در مرکز ایران واقع شده است. این استان بر اساس حساب‌های منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ حدود ۱/۶ درصد تولید ناخالص داخلی کل کشور را به خود اختصاص داده است. مجموع مصرف چهار فرآورده استان یزد (بنزین، نفت سفید، گازوئیل و نفت کوره) در سال ۱۳۹۰، معادل ۲۲۱۷ میلیون لیتر بوده است که این میزان مصرف، ۲/۹ درصد مصرف کل کشور را شامل می‌شود و استان را در رتبه ۱۵ قرار داده است (شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران، ۱۳۹۰). بر این اساس انتظار می‌رود که با توجه به موقعیت جغرافیایی و بافت صنعتی این استان، مصرف انرژی‌های فسیلی آن نسبت به سایر استان‌های کشور بیشتر باشد. از این رو، در این پژوهش به بررسی موردی استان یزد جهت بررسی دقیق‌تر انرژی‌بری بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخته شده است. با توجه به روابط متقابل میان فعالیت‌های اقتصادی و مصرف انرژی، هدف این مقاله بررسی آثار افزایش تولید بر مصرف انرژی و محتوای انرژی کالاها و خدمات بخش‌های مختلف اقتصادی در سطح استان یزد با استفاده از الگوی داده ـ ستانده منطقه‌ای است. بدین منظور از جدول داده ـ ستانده منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ استان یزد که با به‌کارگیری جدول داده ـ ستانده سال ۱۳۹۰ مرکز آمار و حساب‌های منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ به روش سهم مکانی خاص صنعتی فلگ (SFLQ)[2] بدست آمده و نیز از آمار انرژی همان سال استفاده شده است. مقاله حاضر در پی پاسخ به این دو سؤال است؛ نخست، وضعیت بخش‌های مختلف اقتصادی استان به لحاظ محتوای انرژی‌های فسیلی واردات، صادرات به چه صورت است؟ و دوم در سال ۱۳۹۰ کدام بخش‌های استان دارای مازاد تراز تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی است؟

1. Zhao (2016)
2. Industry-Specific FLQ Method

۲- مفهوم ردپای بوم‌شناختی[1] منابع طبیعی با تأکید بر ردپای بوم‌شناختی انرژی

امروزه مدیریت منابع انرژی‌های فسیلی در طراحی سیاست‌های انرژی، به عنوان یک محدودیت بسیار مهم در رسیدن به توسعه پایدار مطرح شده است زیرا لازمه قابل اعتماد بودن شاخص‌های توسعه پایدار، وجود اطلاعات مناسب و جامع در خصوص مصرف منابع انرژی‌های فسیلی و اثرات محیط زیستی آن است. در دهه‌های اخیر بسیاری از صاحب‌نظران در عرصه اقتصادی و محیط زیستی بر آن شدند تا با یکپارچه‌سازی نظرات مختلف در خصوص اتخاذ یک رویکرد بیوفیزیکی به بررسی اصل پایداری و تطبیق نیازهای درونی اقتصاد به مسئله ظرفیت حمل کره زمین بپردازند. از این رو، بسیاری از تحلیل‌گران اقتصاد محیط زیست، شاخص بیوفیزیکی ردپای بوم‌شناختی منابع طبیعی را معرفی کردند (بانویی و کمال، ۱۳۹۳). شاخص ردپای بوم‌شناختی در دهه ۱۹۹۰ با عبارت «ظرفیت حمل»[2] توسط واکرناگل[3] مطرح و پس از کاربرد این روش توسط واکرناگل و ریس[4] در سال ۱۹۹۶ به منظور محاسبه ردپای بوم‌شناختی سیزده کشور توسعه‌یافته با استفاده از داده‌های منابع جهانی در محیط‌های علمی رایج شد.

ردپای بوم‌شناختی به عنوان یک معیار پایداری و ابزار حسابداری مناسب برای سنجش میزان استفاده انسان از سرمایه‌های طبیعی به کار می‌رود (واکرناگل و سیلوراستاین[5] ۲۰۰۰) و مشخص می‌کند برای تأمین نیازهای داخلی جامعه چه میزان از سرمایه‌های طبیعی (زمین، آب و انرژی) در مقیاس جهانی کاسته می‌شود (ریس، ۲۰۱۲). برای پایداری ردپای بوم‌شناختی مسئله ظرفیت حمل با طرح یک فرض ضمنی آغاز شد که رفاه اقتصادی درازمدت به تأمین معیارهای پایداری قوی بستگی دارد (ریس، ۱۹۹۶) و پایداری در صورت حفظ منابع طبیعی امکان‌پذیر است. ظرفیت حمل عبارت است از جمعیت یک گونه خاص که می‌تواند به طور نامحدود در یک زیستگاه مشخص بدون آسیب رساندن دائمی به اکوسیستمی که به آن وابسته است، پشتیبانی شود (بیکنل و همکاران[6] ۱۹۹۸). کاهش ظرفیت حمل، مهم‌ترین مسأله پیش روی بشر است. اگر ظرفیت حمل به صورت حداکثر فشار تحمیل شده توسط افراد بر محیط زیست تعریف شود، مصرف بیش از حد انسان از منابع، واضح‌تر می‌شود، چراکه فشار بشر نه تنها تابع جمعیت بلکه تابع مصرف نیز

---

1. Ecological Footprint
2. Ecological Concept
3. Wackernagel
4. Ress
5. Silverstein (2000)
6. Bicknell (1998)

است. از سوی دیگر مصرف به دلیل گسترش تجارت، پیشرفت تکنولوژی و افزایش درآمد با سرعتی بیش از گذشته در حال افزایش است (پنلا و ویلاسنت[1]، ۲۰۰۸).

تعریف فوق از سه جنبه قابل تأمل است (بانویی و همکاران، ۱۳۹۲): نخست آن‌که، در بین مناطق مختلف در قالب شاخص‌های کلان و بخشی قابل مقایسه است. دوم، تصویر واقع‌بینانه‌تری از نحوه تعامل انسان با سرمایه‌های طبیعی نمایان می‌سازد و سوم، از جنبه بومی و غیر بومی نیز قابل بررسی است. به عبارتی علاوه بر سنجش مقدار زمین، آب و یا انرژی مصرفی در تولید کالا و خدمات صادراتی، محتوای منابع طبیعی مصرف شده در کالا و خدمات وارداتی را هم مورد توجه قرار می‌دهد. از این رو، مبادلات تجاری منابع طبیعی، نقش به سزایی در ردپای بوم‌شناختی ایفا می‌کند (بانویی و کمال، ۱۳۹۳). منظور از منابع نیز شامل منابع فیزیکی (سرمایه)، منابع انسانی (نیروی کار) و منابع طبیعی مانند؛ آب، زمین و انرژی است.

پژوهشگران برای سنجش ردپای بوم‌شناختی از دو روش استفاده می‌کنند. روش اول که ماهیت کلان دارد و نشان‌دهنده مصرف یک جامعه از منابع طبیعی در قالب یک رقم کلی است و بر مبنای مصرف آشکار منابع به کار رفته در تولید کالاها و خدمات داخلی به علاوه منابع به کار رفته در تولید کالاها و خدمات واردات منهای منابع مورد استفاده در تولید کالاها و خدمات صادرات محاسبه می‌شود. برای محاسبه ردپای بوم‌شناختی در این روش از داده‌های ملی استفاده می‌شود (سرایی و زارعی، ۱۳۹۰). بکارگیری روش مذکور نمی‌تواند وضعیت ردپای بوم‌شناختی را در جهت مدیریت منابع در سطح بخش‌های مختلف اقتصادی آشکار نماید (واکرناگل، ۱۹۹۴). برای برون‌رفت از این مسأله، طیف وسیعی از پژوهشگران مانند هابک[2]، لنزن و موری[3]، فرنگ[4] و بیکنل[5] روش دومی را در قالب نظام حسابداری بخشی به شکل جدول داده – ستانده مبنای محاسبه این شاخص قرار داده‌اند. در این روش با استفاده از جدول داده – ستانده تصویر واقع‌بینانه‌تری نسبت به روش پیشین برای سیاست‌گذاران فراهم می‌شود، چراکه در این روش، با محاسبه ردپای بوم‌شناختی در سطح بخشی، اطلاعات بدست آمده از جامعه مطالعاتی با جزئیات بیشتری صورت گرفته و سیاست‌های درستی جهت تغییر کاربردی و توزیع منابع بین بخش‌ها اتخاذ می‌شود.

---

1. Penela and Villasante (2008)
2. Hubacek
3. Lenzen & Murray
4. Freng
5. Bicknell

در ادبیات داخلی و خارجی؛ ردپای انرژی، آب، کربن و زمین مهم‌ترین شاخص‌های ردپای بوم‌شناختی شناخته می‌شوند، زیرا شاخص‌های مذکور ارتباط نزدیکی با نگرانی‌های اصلی جامعه جهانی مانند امنیت انرژی، امنیت آب و هوایی، امنیت آب و غیره دارند (کای فنگ و همکاران[1]، ۲۰۱۴). در این راستا از شاخص ردپای بوم‌شناختی انرژی به عنوان یک شاخص قابل اعتنا که محتوای انرژی به کار رفته در کالا و خدمات را به دست می‌دهد، یاد می‌شود.

در چند دهه گذشته شاهد افزایش انتشار آلودگی ناشی از مصرف روز افزون انرژی در سطح منطقه‌ای بوده‌ایم که اثرات جبران‌ناپذیر کاهش منابع طبیعی را در مقیاس جهانی به همراه داشته است و در نتیجه استفاده از شاخص‌های کارآمد برای اندازه‌گیری اثرات فعالیت انسان را ضروری نموده است. یکی از روش‌های بررسی میزان مصرف انرژی، استفاده از ردپای انرژی است. ردپای انرژی معیاری برای تخصیص درست منابع است. محاسبه ردپای انرژی می‌تواند مبنای علمی برای مدیریت انرژی فراهم کند، همچنین ایده‌ها و چشم‌اندازها منجر به گسترش روش‌ها و مفاهیم انواع ردپا در حوزه انرژی، همانند ردپای انرژی‌های هسته‌ای، آبی، فسیلی و غیره شده است. آن‌چه که در این پژوهش مورد سنجش قرار گرفته، ردپای انرژی فسیلی است.

ردپای بوم‌شناختی انرژی‌های فسیلی مقدار جنگل لازم برای جذب دی اکسید کربن[2] ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است (واکرناگل و ریس، ۱۹۹۶). انتقادات زیادی به تعریف ردپای بوم‌شناختی انرژی شده است، زیرا امروزه جنگل‌ها تنها یکی از راه‌های جذب گازهای ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است و تمام مفاهیم ردپا در حوزه انرژی را شامل نمی‌شود (کای فنگ و همکاران، ۲۰۱۳). برای رفع مشکل در تعریف یاد شده، مفهوم ظرفیت زیستی[3] ارائه شد. ظرفیت زیستی به موجودی سرمایه بوم‌شناختی کره زمین اشاره دارد و همانند ردپای بوم‌شناختی بر حسب واحد فیزیکی (مساحت) اندازه‌گیری می‌شود. لذا از دهه ۱۹۷۰، ظرفیت زیستی، مفهوم مهم برنامه‌ریزی محیط زیست شناخته شده و به عنوان شاخصی مناسب برای الگوهای مصرفی از لحاظ الگوهای پایداری مورد استفاده قرار گرفته است (بیکنل و همکاران، ۱۹۹۸).

این مقاله در صدد است با استفاده از رویکرد داده ـ ستانده و بر اساس چارچوب نظری ردپای بوم‌شناختی، محتوای انرژی‌های فسیلی را در سطح کلان و بخش‌های اقتصادی استان یزد در سال ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دهد. بررسی این ابعاد مبتنی بر این فرضیه است که در سال ۱۳۹۰ تراز

---

1. Kai Feng (2014)
2. CO_2
3. Biocapacity

تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی استان با کسری مواجه است. از این رو، مقاله حاضر بر اساس چارچوب نظری شاخص ردپای بوم‌شناختی، با فرض یکسان بودن تکنولوژی تولید میان استان یزد و سایر استان‌های ایران و شرکای خارجی که اقتباس شده از نظریه تجارت بین‌الملل هکشر- اوهلین[1] است به سنجش محتوای انرژی‌های فسیلی در سطح کلان و بخش‌های اقتصادی استان یزد در سال ۱۳۹۰ می‌پردازد.

۳- مطالعات تجربی

سوابق مطالعات در زمینه ردپای انرژی حاکی از آن است که رویکرد داده - ستانده نقش پررنگ‌تری را در مطالعات انرژی و آثار محیط زیستی ایفا کرده است. یکی از مهم‌ترین کاربردهای داده ـ ستانده در مطالعات انرژی، تجزیه و تحلیل جامع انرژی در سطح بخشی است. بررسی سیر مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد که انرژی‌های فسیلی در کنار سایر نهاده‌های تولید (سرمایه و نیروی کار) و به ویژه بعد از بحران نفتی دهه ۱۹۷۰ به طور گسترده مورد مطالعه و الگوهای مصرف آن مورد نقد و بررسی قرار گرفت. از مهم‌ترین مطالعات این حوزه می‌توان به ژنگ و همکاران[2] اشاره نمود که در سال ۲۰۱۴ بر اساس رویکرد داده ـ ستانده، کل مصرف انرژی و شدت انرژی در ۳۰ استان واقع در کشور چین را مورد بررسی قرار داده است. استنتاج این مطالعه نشان می‌دهد که در مناطق توسعه‌یافته‌ای با شدت انرژی کم، صرفه‌جویی در انرژی باید از طریق ترویج سبک زندگی و با مصرف کم انرژی پی‌گیری شود. همچنین برای مناطق کمتر توسعه‌یافته با شدت انرژی کم، توسعه اقتصادی بیش از صرفه جویی در انرژی ضروری است. در پژوهش دیگری که توسط ژانگ و همکاران[3] (۲۰۱۵) برای کشور چین انجام گرفته است، مصرف انرژی و انتشار CO_2 ناشی از مصرف خانوار با استفاده از الگوی داده – ستانده مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ مصرف غیر مستقیم انرژی در برخی از بخش‌های اقتصادی افزایش یافته که این افزایش ناشی از مصرف سرانه خانوار و شدت انرژی است. از دیگر مطالعات موجود در این حوزه هنگ و همکاران[4] (۲۰۱۶) است که تصویری از وضعیت فعلی مصرف انرژی در صنعت ساخت و ساز استان‌های واقع در کشور چین را از منظر

1. Heckcher - Ohlin
2. Zheng
3. Zhang (2015)
4. Hong (2016)

منطقه‌ای و بخشی ارائه کردند. وو و همکاران[1](۲۰۱۷) در پژوهشی که برای کشور چین و با استفاده از مدل داده ـ ستانده انجام گرفته است به بررسی مصرف انرژی از تولید تا مصرف پرداختند. نتایج نشان می‌دهد تقریباً ۴۰ درصد از انرژی مصرف شده در کشور چین دارای منبع خارجی است. همچنین لیو و همکاران (۲۰۱۸)[2]در مطالعه خود به بررسی مصرف انرژی در صنعت ساخت و ساز و در مقیاس جهانی با استفاده از مدل داده - ستانده چند منطقه‌ای پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که حدود ۹۰ درصد از مصرف انرژی در طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۹۹ در بخش صنعت ساخت و ساز بوده است و در ادامه بیان می‌کند، صنایع ساخت و ساز بین‌المللی تحت تأثیر فعالیت‌های تولید واسطه‌ای قرار دارد که هدف آن تأمین انرژی برای نیازهای واسطه‌ای و نهایی است. جیانگ و همکاران[3](۲۰۲۰) در مطالعه خود به طبقه‌بندی ۳۹ کشور بر اساس جریان مصرف انرژی با استفاده از مدل داده - ستانده چند منطقه‌ای پرداخته‌اند. در این مطالعه از بهبود شدت انرژی و بهینه‌سازی سیستم‌های صنعتی به عنوان دو گزینه مهم برای کاهش مصرف انرژی یاد شده است.

سنجش ردپای بوم‌شناختی در ایران نظر طیف وسیعی از پژوهشگران را به خود جلب کرده است. بررسی اجمالی این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که اغلب این مطالعات در حوزه ردپای کربن و آلایندگی بوده و کمتر مطالعه‌ای به ردپای انرژی پرداخته است. به عنوان نمونه، از مطالعات مهم ردپای بوم‌شناختی انرژی (در سطح کلان) می‌توان به مطالعه تیموری و همکاران (۱۳۹۲) که به بررسی ردپای اکولوژیک گاز دی اکسید کربن سوخت‌های فسیلی شیراز پرداخته‌اند، اشاره کرد که نشان دادند میزان انتشار دی اکسید کربن بنزین و گازوئیل به تنهایی ۳/۹ برابر ظرفیت زیستی شهر شیراز است. تیموری و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه دیگری (بررسی روند تغییرات ردپای اکولوژیک سوخت‌های فسیلی استان‌های کشور طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۸) نشان دادند که ردپای بوم‌شناختی سوخت‌های فسیلی کشور ۸/۲ برابر بیشتر از ظرفیت زیستی کشور است.

در زمینه مطالعات داخلی انجام گرفته در این حوزه در سطح منطقه‌ای و بخشی می‌توان به نصراللهی و همکاران (۱۳۹۳) اشاره نمود. در این مطالعه با استفاده از روش‌های سهم مکانی الگوی اصلاح شبه لگاریتمی بخش تخصصی، جدول داده ـ ستانده استان یزد برای سال ۱۳۸۵ استخراج شده و با استفاده از میزان مصرف انرژی و ضرایب انتشار، میزان انتشار آلاینده‌های محیط زیستی

1. Wu (2017)
2. Liu (2018)
3. Jiang (2020)

توسط هر بخش اقتصادی برآورد شده است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بخش «ساخت فلزات اساسی» و «ساخت محصولات فلزی فابریکی به جز ماشین‌آلات و تجهیزات»، بیشترین سهم از میزان انتشار آلایندگی استان را داشته‌اند. از دیگر مطالعات ردپای بوم‌شناختی انرژی در سطح منطقه‌ای می‌توان به ذبیحی و همکاران (۱۳۹۶) اشاره نمود که با استفاده از رویکرد داده ـ ستانده به سنجش وضعیت مصرف انرژی‌های فسیلی در سطح بخش‌های استان کردستان پرداخته‌اند. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که در سطح کلان استان کردستان واردکننده خالص انرژی‌های فسیلی در سال ۱۳۹۰ است و همچنین سه بخش «برق»، «محصولات کانی غیر فلزی» و «حمل و نقل مواد و محصولات شیمیایی» به ترتیب بالاترین میزان انرژی‌های فسیلی را به صورت مستقیم و غیر مستقیم به ازای هر واحد تولید (میلیون ریال) مصرف کرده‌اند. همچنین کاکائی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود با استفاده از رویکرد داده ـ ستانده به سنجش محتوای انرژی‌های فسیلی و برآورد ردپای بوم‌شناختی آن در سطح بخش‌های اقتصادی پرداخته‌اند که در این مطالعه برای نخستین بار به تفاوت تکنولوژی تولید میان ایران و شرکای تجاری آن در سطح بخش‌های اقتصادی اشاره شده است.

بررسی اجمالی مطالعات خارج کشور نشان‌دهنده اهمیت سنجش ردپای بوم‌شناختی انرژی در سطح بخش‌های مختلف اقتصادی است که در ایران کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. در این پژوهش تلاش می‌شود، فصل جدیدی از کاربرد داده – ستانده در سنجش ردپای بوم‌شناختی انرژی در سطح بخش‌های مختلف اقتصادی استان یزد باز شود. در راستای مطالب فوق، مقاله به صورت زیر سازماندهی می‌شود؛ در بخش چهارم پایه‌های آماری مورد بررسی قرار می‌گیرد و در بخش پنجم روش‌شناسی سنجش ردپای بوم‌شناختی انرژی در چارچوب داده ـ ستانده بخشی ارائه می‌شود. بخش ششم و هفتم نیز به تجزیه و تحلیل نتایج، بحث و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص دارد.

۴- پایه‌های آماری

همان‌طور که در بخش‌های پیشین اشاره شد در این مقاله از چارچوب الگوی داده ـ ستانده به منظور تجزیه و تحلیل استفاده شده است. بر این اساس جدول داده ـ ستانده مورد استفاده جدول ارزشی است و میزان مصرف انرژی بخش‌های مختلف به صورت برداری برون‌زاست که مقادیر

آن برای هر بخش بر حسب بی تی یو[1] بیان شده است. در ابتدا جدول ارزشی داده – ستانده منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ استان یزد با بکارگیری روش سهم مکانی خاص فلگ (SFLQ) از جدول داده – ستانده به‌روز شده سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران و حساب‌های منطقه‌ای همان سال استخراج و متناسب با ساختار تولیدات و داده‌های مصرف انرژی استان یزد در ۲۰ بخش تجمیع شده است (جدول ۱).

جدول ۱: عناوین بخش‌های اقتصادی استان یزد

شماره بخش	نام بخش	شماره بخش	نام بخش
۱	کشاورزی	۱۱	ساخت فلزات اساسی
۲	نفت خام، گاز طبیعی و سایر معادن	۱۲	ساخت محصولات فلزی فابریکی به‌جز ماشین‌آلات و تجهیزات
۳	ساخت محصولات غذایی و آشامیدنی و تنباکو	۱۳	ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر
٤	ساخت منسوجات	١٤	ساخت، تعمیر و نصب محصولات یارانه‌ای، الکترونیکی و نوری، ساخت، تعمیر و نصب تجهیزات برقی
٥	ساخت پوشاک، عمل‌آوری و رنگ کردن خز، دباغی و پرداخت چرم و سایر محصولات چرمی	١٥	ساخت وسایل نقلیه موتوری و سایر تجهیزات حمل و نقل
٦	ساخت چوب و محصولات چوبی	١٦	ساخت مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر
۷	ساخت کاغذ، محصولات کاغذی و چاپ	۱۷	آب و برق و گاز
۸	ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای و ساخت مواد و محصولات شیمیایی	۱۸	ساختمان
۹	ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک	۱۹	حمل و نقل
۱۰	ساخت محصولات کانی غیر فلزی	۲۰	سایر خدمات

منبع: یافته‌های پژوهش

روش SFLQ برتری قاطعی در تخمین ضرایب منطقه‌ای نسبت به سایر روش‌های سهم مکانی دارد و اجازه می‌دهد تا ضرایب ملی در بخش‌های مختلف اقتصادی به نسبت‌های متفاوتی تعدیل شوند. همچنین این روش قادر است تا حد زیادی مشکل تخمین بیش از حد ضرایب منطقه‌ای را برطرف کند و بر اساس همه معیارهای ارزیابی در روش، ستانده استانی را با خطای کمتری برآورد کند. (کوالوسکی[2] ۲۰۱۵). رابطه (۱) نقطه شروع روش سهم مکانی در شرایط فقدان آمار و اطلاعات مورد نیاز است (بانوئی و همکاران، ۱۳۸۵):

[1]. BTU
[2]. Kowalewksi (2015)

$$r_{ij} = \left(LQ\right)^{*} a_{ij} \qquad (۱)$$

r_{ij} عنصری از ماتریس ضرایب واسطه‌ای درون منطقه، a_{ij} عنصری از ماتریس ضرایب ملی و LQ ضریب الگوی سهم مکانی را نشان می‌دهد. در این مقاله با توجه به استفاده از روش SFLQ می‌توان نوشت:

$$SFLQ_{ij} = \begin{cases} CILQ_{ij} \times \lambda_j & \text{for i} \neq \text{j} \\ SLQ_{ij} \times \lambda_j & \text{for i} = \text{j} \end{cases} \qquad (۲)$$

$$\lambda = \left[\log_2\left(1+\frac{X^r}{X^n}\right)\right]^{\delta} \qquad 0 \leq \delta < 1 \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \qquad (۳)$$

$$r_{ij} = \begin{cases} \left(SFLQ_{ij} a_{ij}\right) & \text{if } SFLQ_{ij} \leq 1 \\ a_{ij} & \text{if } SFLQ_{ij} > 1 \end{cases} \qquad (۴)$$

که در آن $CILQ_{ij}$ و SLQ_{ij} به ترتیب سهم مکانی متقاطع صنعتی و سهم مکانی ساده بخش عرضه‌کننده و تقاضاکننده هستند. λ ضریب تعدیل منطقه و δ ضریب تعدیل ساختار اقتصادی منطقه است. مقادیر δ برای بخش‌های مختلف در روش SFLQ متفاوت است و میزان آن بر حسب حداقل کردن ستانده واقعی هر منطقه با ستانده تخمینی حاصل می‌شود (زارعی، ۱۳۹۵). در این روش، مقدار کوچکتر δ به معنی λ بزرگ‌تر و تعدیل کمتر ضرائب ملی است.[۱] سپس بر مبنای جدول داده ـ ستانده استان یزد می‌توان به محاسبه ردپای انرژی در استان پرداخت.

آمارهای مربوط به مصرف شش حامل انرژی، «گازوئیل»، «گاز طبیعی»، «بنزین»، «نفت سفید»، «گاز مایع» و «نفت کوره» بخش‌های مختلف اقتصادی سطح ملی به صورت مقداری از ترازنامه هیدروکربنی سال ۱۳۹۰ استخراج شده است و بر اساس سرفصل‌های ترازنامه در ۸ سرفصل آورده شده است که شامل: تجاری، خدماتی و عمومی، صنعت، حمل و نقل، کشاورزی، نیروگاه، پتروشیمی، پالایشگاه و سایر معادن می‌باشد. حال برای محاسبه میزان انرژی مصرفی بخش‌های اقتصادی استان یزد از ضرایب انرژی بخش ملی که مطابق رابطه (۵) محاسبه می‌شود، استفاده شده است:

---

[۱]. در تدوین روش کار در این قسمت، از پایان‌نامه زارعی (۱۳۹۵) استفاده شده است.

$$\tau_{ij} = \frac{\omega_{ij}}{X_i} \qquad (۵)$$

τ_{ij} ضریب انرژی بخش‌های اقتصادی در سطح ملی، ω_{ij} مقدار حامل انرژی مصرفی توسط هر بخش ملی و X_i ستانده هر بخش در سطح ملی است.

سپس با استفاده از ستانده بخش‌های مختلف استان یزد که از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار استخراج شده و با پیش‌ضرب ستانده استانی هر بخش در ضرایب مصرف انرژی ملی، میزان مصرف انرژی هر بخش در سطح استان محاسبه می‌شود. نکته‌ای که در این مرحله باید مورد توجه قرار گیرد، مسئله یکسان‌سازی واحدها است. پس از جمع‌آوری داده‌ها و به علت متفاوت بودن واحد هر حامل انرژی، به یکسان‌سازی هر واحد به بی تی یو پرداخته می‌شود. در این مرحله با ضرب انرژی مصرفی هر بخش در مقادیر جدول (۲) می‌توان میزان انرژی مصرفی هر بخش را برحسب بی تی یو به دست آورد.

جدول ۲: ضرایب تبدیل انواع حامل های انرژی به واحد بی تی یو

گازوئیل	گاز طبیعی	بنزین	نفت سفید	گاز مایع	نفت کوره
۳۵/۸۲	۴۰/۹۳	۳۱/۸۹	۳۴/۱۱	۴۲/۶۹	۴۰/۹۳

منبع: معاونت امور برق و انرژی - دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی

۵- روش‌شناسی سنجش ردپای بوم‌شناختی انرژی در چارچوب داده - ستانده بخشی

الگوی داده - ستانده مانند سایر الگوهای اقتصادی دارای فروض متعددی است. کاربرد این الگو در تحلیل تجارت بین‌الملل و نیز ردپای بوم‌شناختی منابع طبیعی نیاز به دو فرض اساسی دارد که عبارتند از:

الف- در جدول داده ـ ستانده متعارف فرض می‌شود، تمام نهاده‌های واسطه‌ای بر مبنای فرض رقابتی بودن واردات[۱] توسط بخش‌های داخلی (بومی) تولید می‌شود. تحت این وضعیت امکان تفکیک سهم ارزش افزوده و اشتغال بین تولید داخلی و واسطه‌ای وجود ندارد (پی و همکاران[۲] ۲۰۱۲).

---

[۱]. واردات رقابتی (Competitive Imports)، کالاهایی هستند که گرچه وارد یک کشور می‌شوند اما به میزان زیادی در آن کشور تولید می‌شود، هرچند امکان دارد هزینه تولید آن‌ها در داخل بیش از هزینه تمام شده ورود کالاها به داخل کشور باشد.

[2]. Pei (2012)

ب- کل واردات یک متغیر برون‌زا فرض شده است به طوری که مقدار آن به اندازه تقاضای واسطه‌ای و تقاضای نهایی داخلی بستگی ندارد. در این صورت، واردات خنثی بوده و هیچ نقشی در ارزش افزوده و اشتغال ایفا نمی‌کند (وی و همکاران[1] ۲۰۱۲).

با توجه به توضیحات فوق، بررسی کمی سنجش ردپای بوم‌شناختی انرژی منوط به شناخت کافی جدول داده – ستانده بخشی است. با توجه به جایگاه واردات در داده ـ ستانده بخشی سه نوع جدول وجود دارد. در جدول داده – ستانده نوع اول و دوم، واردات واسطه‌ای و نهایی با ارقام متناظر داخلی ادغام شده است. با توجه به مطالب فوق، سنجش ردپای بوم‌شناختی انرژی با منشأ داخلی و خارجی در تأمین مصرف نهایی جامعه انسانی مشخص امکان‌پذیر نیست. بنابراین، باید جدول داده – ستانده نوع سوم را به کار برد که در آن واردات به دو نوع واسطه‌ای و نهایی تفکیک شده و به صورت سطری در جدول منظور می‌شود (وایدمن و همکاران[2] ۲۰۰۷). بنابراین ذکر این نکته ضروری که سنجش محتوای انرژی‌های فسیلی و در واقع بررسی مسائل محیط زیستی مستلزم استفاده از جدول داده ـ ستانده منطقه‌ای متعارفی است که در این پژوهش با به کارگیری روش SFLQ برآورد می‌شود و بر اساس داده‌های موجود در زمینه مصرف انرژی استان به ۲۰ بخش اقتصادی تجمیع شده است. جدول (۳)، ساختار کلی یک جدول داده ـ ستانده نوع سوم را با تفکیک واردات نشان می‌دهد. تراز این جدول بر حسب عرضه و ستانده داخلی است. ماتریس مبادلات واسطه‌ای و تقاضای نهایی در این جدول، ماهیت بومی داشته و به آسانی می‌تواند مبنای سنجش ردپای بوم‌شناختی انرژی داخلی و خارجی قرار گیرد.

ساختار کلی الگوی داده – ستانده بخشی از هفت ناحیه مشخص تشکیل شده است. ناحیه (I) و (II) جدول فوق، بیان‌گر ماتریس مصرف واسطه‌ای و نهایی است. ناحیه (III) شامل واردات واسطه‌ای و نهایی می‌باشد که با جمع ستونی واردات در این ناحیه، ماتریس کل واردات به‌صورت سطری و با علامت مثبت در بخش (IV) جدول منظور می‌شود. ناحیه (V) میزان انرژی مصرفی به کار گرفته شده در هر بخش توسط عوامل تولید را نشان می‌دهد که می‌توان آن را نمایانگر ارزش افزوده قلمداد کرد. همچنین به منظور محاسبه شاخص ردپای بوم‌شناختی، انرژی به عنوان عامل تولید و به صورت سطری در ناحیه (VII) جدول وارد شده است. بنابراین، جدول مذکور مبنای

[1]. Wei (2012)
[2]. Wiedmann (2007)

محاسبه ردپای بوم‌شناختی انرژی در سطح بخش‌های اقتصادی استان یزد است. در ادامه فرایند محاسبه محتوای انرژی‌های فسیلی در قالب یک اقتصاد ۲۰ بخشی تشریح خواهد شد.

جدول ۳: ساختار کلی داده - ستانده ردپای بوم‌شناختی

بخش j	مصرف واسطه در هر بخش اقتصادی استان (ناحیه I)				مصرف نهایی در هر بخش اقتصادی استان (ناحیه II)		ستانده
بخش i	بخش (۱)	بخش (۲)	...	بخش (۲۰)	تقاضای نهایی داخلی	صادرات	
بخش (۱)	D_{11}	D_{12}	...	D_{120}	DF_1	e_1	X_1
بخش (۲)	D_{21}	D_{22}	...	D_{220}	DF_2	e_2	X_2
...	..	..	...	..	..	..	..
بخش (۲۰)	D_{201}	D_{202}	...	D_{2020}	DF_{20}	e_{20}	X_{20}
واردات بخش (۱)	M_{11}	M_{12}	...	M_{120}	M_{f1}	۰	M_1
واردات بخش (۲)	M_{21}	M_{22}	...	M_{220}	M_{f2}	۰	M_2
...	..	..	...	..	...	۰	...
واردات بخش (۲۰) (ناحیهIII)	M_{201}	M_{202}	...	M_{2020}	M_{f20}	۰	M_{20}
واردات کل (ناحیه IV)	M_1	M_2	...	M_{20}	M_f	۰	M
ارزش افزوده (ناحیه V)	V_1	V_2	...	V_{20}			
ستانده (ناحیه VI)	X_1	X_2	...	X_{20}			
انرژی مصرف شده (ناحیه VII)	E_1	E_2	...	E_{20}			

منبع: بیکنل و همکاران (۱۹۹۸)؛ واکرناگل (۱۹۹۹)؛ فرنگ (۲۰۰۱)

رابطه (۶) ماتریس ضرایب مستقیم تولید را نشان می‌دهد که بیان‌گر نسبت به‌کارگیری نهاده‌های واسطه‌ای در تولید هر بخش است (میلر و بلیر[1] ۲۰۰۹):

$$d_{ij} = D = \begin{bmatrix} \frac{D_{11}}{X_1} & \text{L} & \frac{D_{120}}{X_{20}} \\ \text{M} & \text{O} & \text{M} \\ \frac{D_{201}}{X_1} & \text{L} & \frac{D_{2020}}{X_{20}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & \text{L} & d_{120} \\ \text{M} & \text{O} & \text{M} \\ d_{201} & \text{L} & d_{2020} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

ماتریس D در رابطه (۶)نشان‌دهنده مصرف واسطه‌ای استان یزد و X نشان‌دهنده ستانده ستونی هر بخش در ماتریس داخلی است. ماتریس فوق مبنای محاسبه ضرایب فزاینده تولید داخلی و یا

[1]. Miller & Blair (2009)

ماتریس معکوس لئونتیف $(I-D)^{-1}$ قرار می‌گیرد. ماتریس معکوس لئونتیف بر اساس فرض ثابت بودن ضرایب فنی، ثابت است و بیان‌گر تغییرات در تقاضای نهایی است که خود منجر به تغییر تولید می‌شود.

$$(I-D)^{-1}=\left[a_{ij}\right]=\left\{\begin{bmatrix}1 & \text{L} & 0\\ \text{M} & \text{O} & \text{M}\\ 0 & \text{L} & 1\end{bmatrix}-\begin{bmatrix}d_{11} & \text{L} & d_{120}\\ \text{M} & \text{O} & \text{M}\\ d_{201} & \text{L} & d_{2020}\end{bmatrix}\right\}^{-1}=\begin{bmatrix}a_{11} & \text{L} & a_{120}\\ \text{M} & \text{O} & \text{M}\\ a_{201} & \text{L} & a_{2020}\end{bmatrix} \quad (۷)$$

رابطه (۷) ضرایب فزاینده تولید داخلی را نشان می‌دهد. جمع ستونی ماتریس مذکور بیان می‌کند که افزایش یک واحد تقاضای نهایی در اقتصاد چه میزان تولید را افزایش می‌دهد.

$$\left[\varphi_j\right]=\left[E_1 \quad \text{L} \quad E_{20}\right]\begin{bmatrix}\frac{1}{X_1} & \text{L} & 0\\ \text{M} & \text{O} & \text{M}\\ 0 & \text{L} & \frac{1}{X_{20}}\end{bmatrix}=\left[\varphi_1 \quad \text{L} \quad \varphi_{20}\right] \quad (۸)$$

عناصر φ_j نشان می‌دهد، به ازای ارزش یک واحد تولید (میلیون ریال) در بخش jام، به طور مستقیم چه میزان انرژی مصرف می‌شود. عناصر E_j نشان‌دهنده میزان انرژی مصرفی در هر بخش و پارامتر X میزان ستانده استان یزد را نشان می‌دهد. سپس با ضرب ماتریس ضرایب مستقیم انرژی در ماتریس ضرایب فزاینده تولید داخلی، مصرف مستقیم و غیر مستقیم انرژی به‌دست می‌آید.

$$\beta_{ij}=\begin{bmatrix}\varphi_1 & \text{L} & 0\\ \text{M} & & \text{M}\\ 0 & \text{L} & \varphi_{20}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}a_{11} & \text{L} & a_{120}\\ \text{M} & \text{O} & \text{M}\\ a_{201} & \text{L} & a_{2020}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\beta_{11} & \text{L} & \beta_{120}\\ \text{M} & \text{O} & \text{M}\\ \beta_{201} & \text{L} & \beta_{2020}\end{bmatrix} \quad (۹)$$

B_{ij} در رابطه (۹)، ماتریس ضرایب فزاینده انرژی هر بخش را نشان می‌دهد. به عبارتی ضرایب فزاینده بیان‌گر تقاضای انرژی مستقیم و غیر مستقیم توسط هر بخش به ازای ارزش یک واحد تقاضای نهایی محصولات داخلی است. در این رابطه φ_j ماتریس قطری ضرایب مستقیم حاصل

شده در رابطه (۸) است. با پیش‌ضرب ماتریس ضرایب فزاینده انرژی در رابطه (۹) در ماتریس قطری تقاضای نهایی، ماتریس ردپای داخلی استان (η_{ij}) به دست می‌آید. جمع سطری عناصر این ماتریس، مقدار انرژی مستقیم و غیر مستقیم مصرف شده برای تأمین تقاضای نهایی داخلی جمعیت را نشان می‌دهد. همچنین جمع ستونی ماتریس مذکور نشان می‌دهد اگر تقاضای نهایی یک بخش یک واحد (میلیون ریال) افزایش یابد به‌طور مستقیم و غیر مستقیم درکل اقتصاد چه میزان انرژی مصرف می‌شود (فرنگ، ۲۰۰۱).

$$\left[\eta_{ij}\right]=\begin{bmatrix}\beta_{11} & \mathrm{L} & \beta_{120}\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ \beta_{201} & \mathrm{L} & \beta_{2020}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}DF_1 & \mathrm{L} & 0\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ 0 & \mathrm{L} & DF_{20}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\eta_{11} & \mathrm{L} & \eta_{120}\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ \eta_{201} & \mathrm{L} & \eta_{2020}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}1\\ \mathrm{M}\\ 1\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\vartheta_1\\ \mathrm{M}\\ \vartheta_{20}\end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

محاسبات بخش پیشین فقط میزان انرژی به کار رفته در تأمین تقاضای نهایی داخلی را نشان می‌دهد که حاکی از مقدار مصرف انرژی با منشأ داخلی است. در یک اقتصاد بسته الگوی مصرف با الگوی تولید یکسان است اما به محض این‌که کشوری به تجارت بین‌المللی گرایش یابد ممکن است ترکیب محصول آن به طور قابل توجهی از ترکیب تقاضای واسطه‌ای و نهایی فاصله بگیرد. در یک اقتصاد باز، تجارت بین‌الملل به شکل واردات و صادرات نقش کلیدی در انرژی‌بری تولید کالاها و خدمات صادراتی و وارداتی ایفا می‌کند (لیو و همکاران، ۲۰۱۸). بنابراین لازم است، انرژی بکار رفته در تولید کالا و خدمات صادراتی و وارداتی در ردپای بوم‌شناختی انرژی محاسبه شود.

رابطه (۱۱) بیان می‌کند که با پیش‌ضرب ماتریس ضرایب فزاینده انرژی در بردار ستونی صادرات، محتوای انرژی کالا و خدمات صادراتی در بخش‌های مختلف اقتصاد به دست می‌آید. از آن‌جا که آمار مربوط به صادرات استان در سال ۱۳۹۰ موجود نیست، صادرات استان در سال ۱۳۹۰ از پیش‌ضرب صادرات سال ۱۳۷۹استان یزد در ستانده استان حاصل می‌شود:

$$e_i=\left\{\begin{bmatrix}\beta_{11} & \mathrm{L} & \beta_{120}\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ \beta_{201} & \mathrm{L} & \beta_{2020}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}E_1 & \mathrm{L} & 0\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ 0 & \mathrm{L} & E_{20}\end{bmatrix}\right\}\begin{bmatrix}1\\ \mathrm{M}\\ 1\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}e_1\\ \mathrm{M}\\ e_{20}\end{bmatrix} \qquad (۱۱)$$

e_i در رابطه (۱۱) مشخص می‌کند که بخش iام به‌منظور تأمین کالا و خدمات صادراتی به طور مستقیم و غیر مستقیم چه میزان انرژی مصرف می‌کند. همچنین جمع ستونی ماتریس صادرات انرژی نشان می‌دهد که افزایش یک واحد تقاضای نهایی (میلیون ریال) برای صادرات در یک بخش استان به طور مستقیم و غیر مستقیم منجر به مصرف چه میزان انرژی در کل اقتصاد استان می‌شود. با پیش‌ضرب ماتریس ضرایب فزاینده انرژی در ماتریس قطری واردات نهایی، مقدار انرژی به‌کار رفته در کالاها و خدمات نهایی (واردات) به دست می‌آید. جمع سطری رابطه (۱۲) نشان می‌دهد که در یک بخش چه میزان انرژی‌های فسیلی در قالب واردات نهایی به استان وارد شده است. به بیان دیگر، اگر کالاها و خدمات وارد نمی‌شد در اثر تولید آن‌ها در استان چه میزان انرژی‌های فسیلی مصرف می‌شد.

$$\left[M_i^{\,f}\right]=\left\{\begin{bmatrix}\beta_{11} & \mathrm{L} & \beta_{120}\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ \beta_{201} & \mathrm{L} & \beta_{2020}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}m_1^{*} & \mathrm{L} & 0\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ 0 & \mathrm{L} & m_{20}^{*}\end{bmatrix}\right\}\begin{bmatrix}1\\ \mathrm{M}\\ 1\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}m_1^{\,f}\\ \mathrm{M}\\ m_3^{\,f}\end{bmatrix} \qquad (۱۲)$$

M_i^f در رابطه (۱۲)، مقدار انرژی مستقیم و غیر مستقیم مصرف شده در تولید واردات مصرفی بخش iام را نشان می‌دهد که در تأمین مصرف داخلی استفاده می‌شود. در این رابطه همانند نظریه تجارت بین‌الملل هکشر ـ اوهلین فرض بر این است که تکنولوژی تولید میان استان یزد و سایر استان‌های ایران و کشورهای خارج از ایران (شرکای تجاری) یکسان است، از این رو، با بهره بردن از فرض واردات رقابتی، محتوای انرژی‌های فسیلی واردات با تکنولوژی داخلی محاسبه می‌شود. همانند رابطه (۱۲) با پیش‌ضرب ماتریس ضرایب فزاینده انرژی در ماتریس قطری واردات واسطه‌ای، واردات واسطه‌ای تمام بخش‌های داخلی از هر بخش خارجی بدست می‌آید.

$$\left[m_i^{\,d}\right]=\left\{\begin{bmatrix}\beta_{11} & \mathrm{L} & \beta_{120}\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ \beta_{201} & \mathrm{L} & \beta_{2020}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}m_{11} & \mathrm{L} & 0\\ \mathrm{M} & \mathrm{O} & \mathrm{M}\\ 0 & \mathrm{L} & m_{2020}\end{bmatrix}\right\}\begin{bmatrix}1\\ \mathrm{M}\\ 1\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}m_1^{\,d}\\ \mathrm{M}\\ m_{20}^{\,d}\end{bmatrix} \qquad (۱۳)$$

مقادیر m_i^d شامل مقدار انرژی مصرف شده در تولید کالا و خدمات واردات واسطه‌ای است که در فرآیند تولیدی توسط بخش‌های داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

تفاوت بین میزان ردپای انرژی وارد شده (واردات واسطه‌ای و نهایی) و مقدار ردپای انرژی صادر شده، وضعیت تراز تجاری اکولوژیکی انرژی را در سطح بخش‌های مختلف استان یزد نشان می‌دهد، در صورتی که مقدار انرژی مصرفی در واردات کالا و خدمات بیشتر از مقدار انرژی ناشی از صادرات کالا و خدمات باشد؛ کسری تراز تجاری ردپای بوم‌شناختی انرژی در سطح بخش‌های اقتصادی آشکار می‌شود. رابطه (۱۴) تراز تجاری اکولوژیکی انرژی را نشان می‌دهد:

$$\left[EF_j\right]=\begin{bmatrix}e_1\\ \mathrm{M}\\ e_{20}\end{bmatrix}-\left\{\begin{bmatrix}m_1{}^f\\ \mathrm{M}\\ m_{20}{}^f\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}m_1{}^d\\ \mathrm{M}\\ m_{20}{}^d\end{bmatrix}\right\}=\begin{bmatrix}EF_1\\ \mathrm{M}\\ EF_{20}\end{bmatrix} \qquad (۱۴)$$

EF_i در رابطه (۱۴) تراز تجاری انرژی بخش iام را نشان می‌دهد، بر مبنای رابطه فوق می‌توان مازاد و کسری تجاری ردپای انرژی را در سطح بخش‌های اقتصادی محاسبه کرد. حال اگر مقدار انرژی مصرفی داخلی با انرژی منتشرشده وارداتی جمع شود، ردپای اکولوژیکی کل انرژی در سطح بخش‌های اقتصادی به دست می‌آید:

$$TFE=\begin{bmatrix}\vartheta_1\\ \mathrm{M}\\ \vartheta_{20}\end{bmatrix}+\left\{\begin{bmatrix}m_1{}^f\\ \mathrm{M}\\ m_{20}{}^f\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}m_1\\ \mathrm{M}\\ m_{20}\end{bmatrix}\right\}=\begin{bmatrix}TEF_1\\ \mathrm{M}\\ TEF_{20}\end{bmatrix} \qquad (۱۵)$$

۶- تجزیه و تحلیل نتایج

اطلاعات مربوط به ردپای انرژی داخلی در سطح بخش‌های اقتصادی استان یزد بر اساس رابطه (۱۰) نشان می‌دهد که بخش‌های «سایر خدمات»، «ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات و تجهیزات» و «سایر محصولات غذایی، آشامیدنی و تنباکو» بالاترین سهم محتوای انرژی‌های فسیلی تقاضای نهایی داخلی را در سطح استان یزد به خود اختصاص داده‌اند. به عبارت دیگر، بخش «سایر خدمات» برای تأمین تقاضای نهایی خود، انرژی فسیلی معادل ۵،۷۴۳،۹۳۵،۱۶۶ بی تی یو به صورت مستقیم و غیر مستقیم مصرف می‌کند. همچنین، بخش‌های «ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک»، «ساخت چوب و محصولات چوبی» و «ساخت پوشاک، دباغی و پرداخت چرم» به ترتیب پایین‌ترین میزان انرژی فسیلی را در جهت تأمین تقاضای نهایی خود مصرف کرده‌اند.

بررسی محتوای انرژی‌های فسیلی کالاها و خدمات صادراتی بر اساس رابطه (۱۱) حاکی از آن است که در سال ۱۳۹۰ در استان یزد، مقدار انرژی‌های فسیلی که از طریق کالاها و خدمات به خارج از استان صادر می‌شود معادل ۶۹۹،۹۷۹،۰۲۵ تن است که با توجه به ارزش صادراتی کالاها و خدمات بخش‌های اقتصادی و ضرایب فزاینده انرژی در آن بخش‌ها تعیین می‌شود. یافته‌ها حاکی از آن است که بخش «سایر خدمات» و «ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات و تجهیزات» بیشترین ردپای انرژی صادراتی را دارند. برخی از بخش‌ها مانند «ساختمان» و «حمل و نقل» به علت ارزش صادراتی و ضرایب فزاینده پایین سهم اندکی در ردپای انرژی صادراتی دارند. از جمع مقادیر هر بخش در ماتریس ردپای انرژی کالاهای وارداتی واسطه‌ای و نهایی، کل ردپای انرژی کالاها و خدمات وارداتی حاصل می‌شود. کل ردپای انرژی وارداتی در سطح بخش‌های اقتصادی استان یزد در سال ۱۳۹۰ معادل ۲،۰۵۶،۶۶۰،۴۶۶ تن بوده که ۳۹۴،۹۲۰،۲۸۶ تن (۲۰ درصد) آن مربوط به ردپای انرژی واردات نهایی و سهم باقی‌مانده متعلق به ردپای انرژی واردات واسطه‌ای است. همچنین نتایج مربوط به محتوای انرژی‌های فسیلی واردات در سطح بخش‌های اقتصادی حاکی از آن است که بخش‌های «ساختمان» و «حمل و نقل» به ترتیب بالاترین محتوای انرژی‌های فسیلی را به خود اختصاص داده‌اند و بخش «ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای و ساخت و تعمیر وسایل برقی» به دلیل ارزش وارداتی کمتر و ضرایب فزاینده انرژی کمتر در رتبه‌های آخر قرارگرفته‌اند.

تراز تجاری ردپای انرژی نشان‌دهنده مابه‌التفاوت صادرات و واردات انرژی مجازی در سطح بخش‌های اقتصادی است. اگرچه در امر صادرات و واردات باید مزیت‌های نسبی و رقابتی در نظر گرفته شود اما تا به حال در کشور اهمیت انرژی مجازی در مزیت‌های رقابتی نادیده گرفته شده است. بنابراین باید انرژی مجازی در تولید کالاها و خدمات برای تشخیص مزیت‌های رقابتی آن‌ها با دنیای خارج مد نظر قرار گیرد. در نظر گرفتن انرژی مجازی در مزیت‌های رقابتی موجب می‌شود که رتبه‌بندی مزیت‌های رقابتی کالاها و خدمات به هم بخورد و برخی از کالاهایی که قبلاً برای آن‌ها مزیت رقابتی تشخیص داده شده است در زمره کالاهای با مزیت رقابتی قرار نگیرند. بنابراین با در نظر گرفتن معیار ردپای انرژی کالاها و خدمات در شاخص مزیت رقابتی، مقدار انرژی کمتری مصرف شده و با کاستن از خطرات احتمالی، از محیط زیست محافظت بهتری صورت می‌گیرد. یافته‌های تحقیق با توجه به جدول (۴) حاکی از آن است که استان یزد در سطح کلان واردکننده خالص انرژی‌های فسیلی است. به بیان دیگر، فقط هفت بخش «نفت خام،

گاز طبیعی و سایر معادن»، «سایر محصولات غذایی، آشامیدنی و تنباکو»، «ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک»، «ساخت محصولات کانی غیر فلزی»، «ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات»، «ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای و ساخت و تعمیرات وسایل برقی» و «سایر خدمات» از مازاد تراز تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی برخوردار هستند. تراز تجاری ردپای انرژی یک بخش تحت تأثیر دو عامل زیر می‌تواند مثبت و بیشتر شود: نخست، در صورتی که ارزش صادرات کالاها و خدمات بیشتر از ارزش واردات در آن بخش باشد و دوم، ضرایب فزاینده انرژی هر بخش هرچه بالاتر باشد قدر مطلق تراز تجاری ردپای انرژی آن بخش بیشتر می‌شود. با توجه به مطالب ذکر شده اگر خالص صادرات یک بخش مثبت باشد حتماً تراز تجاری ردپای انرژی آن نیز مثبت می‌شود (اندایش، ۱۳۹۴). کسری تراز تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی در سطح برخی از بخش‌های اقتصادی استان بیان‌گر آن است که فعالیت‌های تولیدی و صنعتی در استان در سطح نازلی قرار دارد. به بیان دیگر محاسبات مؤید این نکته است که ساختار اقتصاد استان وابسته به دنیای خارج از خود است.

جدول ۴: تراز تجاری ردپای انرژی بخش‌های اقتصادی استان یزد سال ۱۳۹۰ (هزار تن)

بخش‌ها	ردپای داخلی استان یزد	ردپای انرژی صادراتی استان یزد	ردپای انرژی وارداتی استان یزد	تراز تجاری ردپای انرژی استان یزد
۱	۴،۷۶۲،۵۸۳	۲،۶۶۳،۶۹۷	۱۷۰،۷۲۶،۶۹۸	-۱۶۸،۰۶۳،۰۰۱
۲	۴،۰۱۱،۴۷۷	۵۵،۷۰۱،۲۹۶	۳۵،۵۷۰،۸۶۵	۲۰،۱۳۰،۴۳۱
۳	۹۲،۰۸۳،۱۳۵	۴۸،۰۸۰،۱۶۷	۳۵،۸۰۵،۵۰۹	۱۲،۲۷۴،۶۵۸
٤	۸۶۸،۶۷۲	۵۰۰،۸۲۱،۵۹۳	۸۲،۸۹۲،۴۹۶	-۸۲،۳۹۱،۶۷۴
۵	۲۹،۸۰۵	۱۳،۰۸۲،۸۶۷	۵،۲۰۵،۵۲۷	-۵،۱۹۲،۴۴۴
٦	۹،۷۳۶	۱۸،۴۲۳،۶۷۹	۵،۵۹۱،۴۷۵	-۵،۵۷۳،۰۵۲
۷	۳۸،۸۸۲	۱۱۹،۲۰۵،۱۸۴	۲۶،۱۴۸،۱۴۵	-۲۶،۰۲۸،۹۴۰
۸	۳۷۰،۵۹۳	۳،۲۷۳،۱۸۸	۱۱۰،۵۱۳،۷۱۲	-۱۰۷،۲۴۰،۵۲۳
۹	۵،۰۱۵	۶۵۹،۹۴۳،۵۲۳	-۶،۱۷۷،۵۴۴	۶،۸۳۷،۴۸۷
۱۰	۱۱،۵۲۵،۱۸۸	۸۷،۸۲۲،۸۰۹	۱۰،۹۱۷،۱۹۰	۷۶،۹۰۵،۶۱۸
۱۱	۱۰،۹۷۹،۳۸۹	۱۱،۵۹۸،۱۹۵	۱۸۵،۷۹۸،۶۱۳	-۱۷۴،۲۰۰،۴۱۸
۱۲	۱،۲۰۵،۲۱۷،۷۶۵	۵۵۶،۰۵۲،۶۵۲	۴۹۱،۷۵۲۴۲۱	۶۴،۳۰۰،۲۳۰
۱۳	۱۵۹،۲۹۱	۳۷۹،۵۴۹،۰۷۱	۳،۳۶۰،۶۱۲	-۲،۹۸۱،۰۶۳
۱٤	۱،۹۲۶،۰۸۹	۸۲۳،۳۱۳،۰۵۰	-۵،۶۸۴،۱۹۴،۵۳۴	۶۸۵،۰۱۷،۸۴۸
۱۵	۳۱۴،۴۲۴	۱۲۴،۹۷۴،۸۹۵	۸،۹۶۹،۱۰۶	-۸،۸۴۴،۱۳۱
۱٦	۷،۷۷۰،۶۱۱	۳۵۶،۷۵۱،۱۲۵	۶،۷۱۵،۴۶۲	-۶،۳۵۸،۷۱۱
۱۷	۷۴،۳۰۴،۷۱۹	۳،۳۹۳،۰۲۵	۲۱۵،۴۳۴،۲۷۱	-۲۱۲،۰۴۱،۲۴۶
۱۸	۳۳،۶۹۷،۸۴۳	۰	۵۷۰،۲۸۶،۱۵۴	۵۷۰،۲۸۶،۱۵۴
۱۹	۵،۸۴۶،۲۶۹	۰	۴۹۴،۱۹۴،۲۷۱	-۴۹۴،۱۹۴،۲۷۱
۲۰	۵،۷۴۳،۹۳۵،۱۶۶	۶۹۹،۹۷۹،۰۲۵	۲۸۷،۱۵۰،۰۱۱	۴۱۲،۸۲۹،۰۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در این مقاله تلاش شد تا با مرور اجمالی بر مبانی شاخص ردپای بوم‌شناختی منابع طبیعی، محتوای انرژی‌های فسیلی کالاها و خدمات تقاضای نهایی، صادراتی و وارداتی با بهره‌گیری از رویکرد داده ـ ستانده در سطح بخش‌های اقتصادی استان یزد در سال ۱۳۹۰ مورد سنجش قرار گیرد. علیرغم اهمیت ویژه ردپای بوم‌شناختی انرژی‌های فسیلی به عنوان شاخص محیط زیست، تعداد پژوهش‌های داخلی انجام شده در این حوزه ناچیز است به طوری که اغلب مطالعات انجام گرفته در حوزه ردپای بوم‌شناختی مانند اندایش (۱۳۹۴) و صادقی و همکاران (۱۳۹۵) در رابطه با ردپای کربن و آلایندگی‌های ناشی از آن است. از طرف دیگر، اغلب مطالعات انجام گرفته در زمینه ردپای بوم‌شناختی انرژی مانند تیموری و همکاران (۱۳۹۲)، و کاکائی و همکاران (۱۳۹۷) در سطح ملی صورت گرفته است. این در حالی است که شاخص ردپای بوم‌شناختی انرژی در سطح ملی در مقایسه با سنجش آن در سطح بخشی، از دقت کم‌تری برخوردار است و حتی احتمال دارد در سیاست‌گذاری‌ها به‌عنوان یک شاخص قابل اعتنا، مورد استفاده قرار نگیرد.

بر اساس نتایج بدست آمده در این پژوهش عنوان واردکننده خالص انرژی برای استان یزد، می‌تواند وابستگی ساختاری اقتصادی استان یزد به واردات محصولات را بیش از پیش نمایان کند. برای نمونه، بخش «صنعت» به دلیل واردات بیشتر صنایع، طبیعتاً رو به واردات بیشتر محصولات انرژی‌بر آورده است. کسری تراز تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی در اغلب بخش‌های اقتصادی استان حاکی از آن است که فعالیت‌های صنعتی و تولیدی در استان در سطح نازلی قرار دارد. به بیان دیگر کسری تجاری استان نشان‌دهنده این نکته است که ساختار اقتصاد استان وابسته به دنیای خارج از خود است. بر اساس نتایج این پژوهش، برای بهره‌برداری بهینه از منابع انرژی باید سیاست‌گذاری بلندمدت و متناسب با موازین توسعه پایدار از طریق شناسایی روابط متقابل فعالیت‌های اقتصادی پیشرو در اقتصاد و مطالعه ماهیت آن‌ها از منظر میزان انرژی‌بری باشد.

توجه به مسائل محیط زیستی بررسی‌ها نشان می‌دهد که مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی مناطق و کشور رو به افزایش است. پس سیاست‌گذاران در حوزه انرژی و محیط زیست باید گام‌هایی در جهت کاهش انرژی‌بری در بخش‌های مختلف اقتصاد بردارند. امروزه نظام برنامه‌ریزی اقتصادی در جهان از مسیر برنامه‌های ملی و متمرکز به سوی برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای حرکت نموده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که:

- سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در سطح ملی در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بیش از پیش به توانمندی‌ها، فرصت‌ها و ویژگی‌های مناطق مختلف توجه کرده و از برنامه‌ریزی متمرکز به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای حرکت نمایند.
- استراتژی واردات انرژی مجازی می‌تواند به‌عنوان یک راهکار امیدوارکننده برای رفع کمبود انرژی در استان یزد مورد توجه سیاست‌گذاران استانی قرار گیرد. در این راستا پیشنهاد می‌شود که بر اساس یک برنامه‌ریزی بلندمدت و با در نظر گرفتن سایر عوامل، الگوی تجارت در این منطقه بر مبنای واردات حداکثری و صادرات حداقلی انرژی مجازی قرار گیرد.
- ۷۹ درصد از تقاضای نهایی استان یزد مرتبط به بخش «سایر خدمات» است در حالی که همین بخش ۴۷ درصد از کل صادرات استان یزد را در سال ۱۳۹۰ تشکیل داده است. بنابراین، برای تأمین نیازهای داخلی جامعه در این بخش باید واردات بیشتری صورت گیرد.
- هفت بخش «نفت خام، گاز طبیعی و سایر معادن»، «سایر محصولات غذایی، آشامیدنی و تنباکو»، «ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک»، «ساخت محصولات کانی غیر فلزی»، «ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات»، «ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای و ساخت و تعمیرات وسایل برقی» و «سایر خدمات» از مازاد تراز تجاری محتوای انرژی‌های فسیلی برخوردار هستند به عبارتی ارزش صادرات در این بخش‌ها بیش از ارزش واردات در آن‌ها است. در حالی که تقاضای نهایی داخلی هر هفت بخش سهم زیادی از کل تقاضای نهایی استان را در بر می‌گیرد. بدین ترتیب لازم است در سیاست‌گذاری این بخش‌ها بازنگری صورت گیرد.
- با توجه به این‌که استان یزد در کسری تجاری انرژی به سر می‌برد، تعامل تجاری با شرکای تجاری صنعتی و واردات تکنولوژی‌های دوستدار محیط زیست می‌تواند هدف کاهش انرژی‌بری را در داخل استان تحقق بخشد.
- برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت برای صادرات بیشتر محصولات که تقاضای نهایی انرژی (ردپای داخلی انرژی) کمتری در استان یزد دارند و واردات محصولاتی که تقاضای نهایی انرژی (ردپای داخلی انرژی) بیشتری دارند.
- مالیات‌گیری و عوارض‌گیری از تولید بخش‌هایی که انرژی‌بری بیشتری نسبت به سایر بخش‌ها دارند.

References

Andayesh, Y. (2016). *Study the Environmental Impact of Household Consumption in Economic Sectors in Iran: By using Ecological FootPrint (EP) and Social Accounting Matrix (SAM)*, Thesis is Approved for the Degree of Ph.D in Environmental and Resource Economics & Financial Economics, Faculty of Economics, Management and Business Department of Economics, University of Tabriz.

Banouei, A. A. & Kamal, E. (2014). "Measurement of Direct and Indirect Co_2 Contents of Exports and Imports of Iran: Using Input-Output Approach". Journal of Economic Development Policy (2): 41-70.

Banouei, A. A. Bazzazan, F. & Karami, M. (2007). "Ralationship between Spatial Economic Dimensions and Input-Output Coefficients in Iranian Provinces". Iranian Journal of Economic Research **8**(29): 143-170.

Banouei, A. A. Momeni, F. & Aziz Mohammadi, S. (2014). "Assessing the Ecological Footprint of Land in Different Economic Sectors of Iran using the Input-Output Table Approach". Journal of Economic Development Policy **1**(1): 35-66.

Bicknell, K.B. Ball, R.J. Cullen, R. and Bigs by H.R. (1998). "New Methodology for the Ecological Footprint With an Application to the New Zeal and Economy". Journal of Ecological Economic **27**: 149-160.

Energy Yearbook. (2011). Deputy Minister of Electricity and Energy, Office Planning and Macroeconomics of Electricity and Energy.

Ferng, J. (2001). "Using Composition of Land Multiplier to Estimate Ecological Footprints Associated with Production Activity". Ecological Economics **37**: 159-172.

Hong, J. Shen, G.Q. Guo, S. Xue, F. and Zheng, W. (2016). "Energy Use Embodied in China′ s Construction Industry: a Multi-Regional Input – Output Analysis". Renewable and Sustainable Energy Review **53**: 1303-1312.

Hubacek, K. Guan, D. Barrett, J. & Wiedmann, T. (2009). "Environmental Implications of Urbanization and Lifestyle Change in China: Ecological and Water Footprints". Journal of Cleaner Production **17**: 1241-1248.

Jiang, L. He, S. Tian, X. Zhang, B. and Zhou, H. (2020). "Energy Use Embodied in International Trade of 39 Countries: Spatial Transfer Patterns and Driving Factors". Energy **195**: 116988.

Kai, F. Reinout, H. and Geert, D. (2013). "The Footprint Family Comparison and Interaction of the Ecological, Energy, Carbon and Water Footprints". Journal of Revue de Metallurgie **110**: 79-88.

Kai, F. Reinout, H. and Geert, D. (2014). "Theoretical Exploration for the Combination of the Ecological, Energy, Carbon, and Water Footprints: Overview of a Footprint Family". Journal of Ecological Indicators **36**: 508-518.

Kakaie, J. Faridzad, A. Momeni, F. & Banouei, A. A. (2019). "Measuring Ecological Footprint of Fossil Fuels in Economic Sectors of Iran: An Input-Output Approach". Journal of Economic Research **73**(19): 147-174.

Kowalewksi, J. (2015). "Regionalization of National Input – Output Tables: Empirical Evidence on the Use of the FLQ Formula" Regional Studies **2**(49): 240-250.

Lenzen, M. & Murray, S.A. (2003). "The Ecological Footprint-Issues and Trends". ISA Research Paper 01-03. The University of Sydney.

Liu, B. Wang, D. Xu, Y. Liu, C. and Luther, M. (2018). "Embodied Energy Consumption of the Construction Industry and its International Trade Using Multi-regional Input – Output Analysis". Energy and Building **173**: 489-501.

Miller, R.E. & Blair, P.D (2009). *Input – Output Analysis: Foundations and Extensions*, Cambridge University Press.

Ministry of Energy Website, Hydrocarbon Energy Balance of the Country (2011).

Nasrolahi, Z. Vasfi Esfastani, SH. & Norizadeh, S. (2014). "Environmental Assessment of Economic Activity Using Input-Output Table (Yazd)". Quarterly Economical Modeling **2**(8): 75-89.

National Iranian Oil Refining & Distribution Company (2011).

Pei, J. Oosterhaven, J. & Dietzenbacher, E. (2012). "How much Do Exports Contribute to China's Income Growth". Economic Systems Research **24**(3): 275-284.

Penela, A.C. and Villasante, C.S (2008). "Applying Physical Input-Output Tables of Energy to Estimate the Energy Ecological Footprint (EEF) of Galica (NW Spain)". Energy Policy **36**(3): 1148-1163.

Ress, W.E. (1996). "Revisiting Caring Capacity. Area-based Indicators of Sustainability". Journal of Population & Environment **17**: 195-215.

Ress, W.E. (2012). *Ecological Footprint*, Concept of Chapter in Encyclopedia of Biodiversity (2nd Ed), Published by Academic Press, San Diego.

Sadeghi, S. K. Karimi Takanloo, Z. Motafaker Azad, M. A. Asgharpour Gorchi, H. & Andayesh. Y. (2015). "Study of Carbon Footprint Trade Balance in Iran's Economic Sectors with in the Social Accounting Matrix (SAM) Approach". Quarterly Journal of Quantitative Economics **12**(4): 1-38.

Saraei, M. H. & Zareei, A. (2011). "Study of Ecological Capital with EF Index: Case Study, Iran". Geography and Environmental Planning **1**(22): 97-106.

Statistical Center of Iran. (2011). National Accounts Regional Account Statistics, Statistical Center of Iran, 2011- 2016.

Teimouri, I. & Mohammadifar, A. (2014). "The Ecological Footprint of Fossil Fuels in the Provinces of the Country in 1999-2009". Statistical Center of Iran (14): 40-45.

Teimouri, I. Salarvandian, F. & Ziarii, K. (2014). "The Ecological FootPrint of Carbon Dioxide for Fossil Fuels in the Shiraz". Geogrphical Researches **29**(1): 193-204.

Wackernagel, M. (1994). *Ecological Footprint and Appropriated Carrying Capacity: A Tool for Planning Toward Sustainability*, PhD Thesis. Vancouver, Canada: School of Community and Regional Planning. The University of British Columbia.

Wackernagel, M. and Ress, W. (1996). *Our Ecological Footprint: Reducing Human Impact on the Earth. New Society Publisher,* Gabriola Island, BC and Philadelphia, PA.

Wackernagel, M. and Silverstein, J. (2000). "Big Things First: Focusing on the Scale Imperative with the Ecological Footprint". Ecological Economics **32**: 391-394.

Wei, X.Y. & Xia, J.X. (2012). "Ecological Compensation for Large Water Projects Based on Ecological Footprint Theory Fa Case Study in China". Procedia Environmental Sciences **13**: 1338-1345.

Wiedmann, T. Barrett, J. & Lenzen, M. (2007). "Campanies on the Scale – Comparing and Benchmarking the Footprints of Businesses". International Ecological Footprint Conference, May 8-10, 2007, Cardiff, UK. http://www.brass.cf; ac.uk/uploads/Wiedmann _et_al_P36.pdf.

Wu, X.F. and Chen, G.Q. (2017). "Energy Use by Chinese Economy: A Systems Cross-Scale Input-Output Analysis". Energy Policy **108**: 81-90.

Zabihi, Z. Kakaie, J. & Banouei, A. (2017). "Measurement of Fossil Energy Content in Economic Sectors of Kordestan Province with Input-Outpu Approach". The First International Conference on Economic Planning, Sustainable and Balanced Economic Development and Applications 3 & 4 May 2017.

Zarei, M. (2017). *Measurement and Evaluation of Water Consumption in Economic Sector of Iran and Yazd Province*, Thesis Submitted for the Master Degree in Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Yazd University.

Zhang, C. & Anadon, L.D (2014). "A Multi-Regional Input–Output Analysis of Domestic Virtual Water Trade and Provincial Water Footprint in China". Ecological Economics **100**: 159-172.

Zhang, Y.J. Bian, X.J. Tan, W. and Song, J. (2015). "The Indirect Energy Consumption and CO_2 Emission Caused by Household Consumption in China: an Analysis based on the Input – Output Method". Journal of Cleaner Production **163**: 69-83.

Original Research Article

Evaluating the energy footprint of Yazd Province: A regional input–output analysis approach

Farnaz Dehghan Banadkuki[1]
Zahra Nasrollahi[2]*
Fatameh Bazzazan[3]

Received: 08-12-2020 Accepted: 07-02-2021

Introduction: Economic growth and development require greater use of human, physical, and natural resources to increase production and per-capita income. In fact, environmental degradation has been the primary product of man's efforts to secure improved standards of living for the growing number of people. The extent of environmental degradation is linked to human population size and the quantity of natural resources available per person. Rapid population growth, intensification of agriculture, uncontrolled growth of urbanization, and industrialization play important roles in resource depletion, waste production and environmental degradation. The increasing population and growing affluence have resulted in rapid growth of energy production and consumption and, thus, the environmental effects like ground water and surface water contamination, air pollution and global warming. All of them are of growing concern due to the increasing levels of consumption. The many problems that are now evident emphasize the urgent need to reassess the status of environmental resources. Based on the evidence, definitive plans must be developed to improve environmental management now and for the future.

The importance of non-renewable energy is not only because energy is an input of production and its consumption facilitates the production but also because it is a major source of carbon emission, leading to environmental degradation. In fact, the increased use of energy, especially from carbon-related sources, is associated with a rising level of carbon emission, which is harmful to environment and human health. Then, one of the major problems

[1]. M.Sc. Graduated, Environmental Economics, Faculty of Economics, Management & Accounting, Yazd University, Yazd, Iran
[2]. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran
Email: nasr@yazd.ac.ir
[3]. Associate Professor in Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

of mankind is to combine the energy consumption and to have respect for environment. The present paper is an attempt to study the effects of increased production on energy consumption and the energy content of goods and services of different economic sectors in Yazd Province. Therefore, the energy footprint index is briefly introduced and, according to the theoretical framework, the fossil energy contents of the economic sectors in the province are calculated for 2011.

Methodology: Considering that the main objective of the present study is to assess and calculate the use of energy in different economic sectors of Yazd Province and since there are interrelationships between economic activities and energy consumption, we use the energy footprint indexes for domestic and foreign trade, i.e., exports and imports, and a regional input-output model to calculate the energy contents of goods and services of various economic sectors in the province. To this end, in the present study, the Industry-Specific FLQ (SFLQ) method is used based on the national input-output table of 2011 to compute the input-output table of Yazd Province in 20 sectors defined by the Statistical Center of Iran.

Findings: Information on the domestic energy footprint at the level of economic sectors in Yazd Province shows that the sectors "Other services", "Manufacture of fabricated metal products except machinery and equipment" and "Other food, beverage and tobacco" have the highest share of the fossil energy content in the final domestic demand of the province. Also, the study of the content of fossil energy in the export of goods and services shows that, in 2011, the amount of fossil energy exported through goods and services out of the province was 699,979,025 tons. The findings indicate that the "other services" and "manufacturing of metal fabricated products except machinery and equipment" sectors have the most traces of the export energy. Also, some sectors, such as "construction" and "transportation", have a small share in the export energy footprint due to their export value and low increasing coefficients. From the sum of the values of each section in the matrix of the energy footprint for imported intermediate and final goods, 20% of the total energy footprint of the imported goods and services is related to the final import energy footprint, and the remaining share belongs to the intermediate import energy footprint. The "building" and "transportation" sectors have the highest fossil energy content, respectively. The sections "Manufacture, repair and installation of computer products and manufacture and repair of electrical appliances" are in the last ranks due to their lower import values and lower energy increasing coefficients. Finally, the trade balance of energy footprint was calculated, which showed a difference between the exports and imports of virtual energy at the level of economic sectors. Although comparative and competitive advantages should be considered in exports and imports, the importance of virtual energy in competitive advantages has been ignored in the country. Therefore, virtual energy should be considered in the

production of goods and services to get their competitive advantages known to the outside world. The findings indicate that Yazd Province is an importer of net fossil fuels. In other words, only seven sectors have a trade surplus of fossil energy content.

Results and Discussion: Despite the special importance of energy content (energy footprint), the number of national studies conducted in this field is very small. The energy footprint index at the macro level is less accurate than its measurement at the sectoral level. The results of the research indicate that Yazd Province is a net importer of net fossil fuels. In other words, only seven sections including "crude oil, natural gas and other mines", "other food, beverage and tobacco products", "manufacture of rubber and plastic products", "manufacture of non-metallic mineral products", "manufacture of fabricated metal products except machinery and equipment", "manufacture, repair and installation of subsidized products and manufacture and repair of electrical appliances", and "other services" have a positive energy footprint trade balance. The findings related to the trade deficit of fossil energy contents in most economic sectors of the province indicate that the industrial and production activities over there are at a low level. In other words, the trade deficit of the province proves that the structure of the province's economy depends on the outside world.

Keywords: Energy, Input-output table, Yazd.

JEL Classification: R, Q4, C67.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

ارائه چارچوبی برای برآورد سهم‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات از رشد بهره‌وری: شواهدی از صنایع تولیدی ایران

محمود رضائی سراجی[۱]
محمود محمودزاده[۲]
پروانه سلاطین[۳]
مهدی فتح آبادی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۲۱

چکیده

تأثیر فاوا بر توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورها طی سه دهه گذشته توسط بسیاری از محققان با استفاده از روش‌ها و داده‌های مختلف در دوره‌های زمانی متفاوت و در سطح کشور یا کشورها انجام شده است. مطالعات نشان می‌دهد فاوا در سطح کلان بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اثرگذار بوده است.

هدف مطالعه حاضر، برآورد رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، رشد بهره‌وری کوتاه مدت، سهم‌های مستقیم، غیر مستقیم و مجموع فاوا، میانگین سهم‌های فاوا و غیر فاوا از رشد بهره‌وری است. بدین منظور از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در سطح کدهای دو رقمی مرکز آمار ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ در قالب حسابداری رشد با الگوی تحقیقات اولینر و سایچل استفاده گردید.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد: سهم فاوا در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد بهره‌وری کوتاه مدت بر حسب نوع صنعت متفاوت می‌باشد. این سهم در برخی از سال‌ها و بخش‌های اقتصادی بسیار ناچیز و حتی منفی بوده است. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ۶ صنعت از ۲۳ صنعت و رشد بهره‌وری کوتاه مدت ۱۵ صنعت از ۲۳ صنعت مثبت بوده است. میانگین سهم‌های مستقیم، غیر مستقیم و مجموع فاوا ناچیز می‌باشد. همچنین سهم غیر مستقیم از سهم مستقیم کمتر می‌باشد. میانگین سهم سرمایه غیر فاوا بیشتر از میانگین سهم نیروی کار و سرمایه فاوا طی دوره مذکور بوده و این اختلاف در مورد میانگین سهم سرمایه فاوا، معنادار نیز می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)، بهره‌وری کل عوامل تولید، صنایع تولیدی ایران.
Keywords: ICT, Total Productivity of Production Factors, Iranian Manufacturing Industries.
JEL Classification: O33, O47, L60.

[۱]. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه (نویسنده مسئول) m.rezaee793@gmail.com
[۲]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه mah1355@gmail.com
[۳]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه p_salatin@iauec.ac.ir
[۴]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه mehdi_fa88@yahoo.com

۱- مقدمه

در چارچوب «روند جهانی‌سازی»[1] و «ادغام اقتصادی»[2]، هدف سیاست‌های اقتصادی هر کشور تقویت رقابت ملی است؛ از این رو، کشورها برای دست‌یابی به توسعه اقتصادی، نیازمند یافتن گزینه‌های جدید (به عنوان محرّک) هستند. از میان عوامل گوناگون، «بهره‌وری»[3] مهم‌ترین معیاری است که سطح رقابت را منعکس می‌کند (سوما و همکاران[4]، ۲۰۰۹؛ ماشیولیتی- آنیوکیانه و گایل- سارکانه[5]، ۲۰۱۴).

شواهد تجربی نشان می‌دهد به کارگیری فزاینده فاوا، به ویژه تکنولوژی‌هایی که بنیان «انقلاب نظام تولید بعدی»[6] (یعنی، هوش مصنوعی، اینترنت اشیا[7،8] و رباتیک)[9] قرار می‌گیرند و می‌توانند تغییرات سترگی در نهادها بر جای بگذارند؛ یکی از مولفه‌های اصلی رفع عقب‌ماندگی بهره‌وری در اروپاست.[10] بدین معنا، فاوا، فناوری‌ای با اهداف کلی و عمومی است که صورت‌بندی جدیدی از نظام‌های تولید و توزیع را همراه با تاثیرات گسترده بر کل اقتصاد عرضه می‌کند (دی اتکینسون، ۲۰۱۸).[11]

فاوا از طریق سه فراگرد شناخته شده می‌تواند رشد بهره‌وری را افزایش دهد؛ نخست، افزایش سریع پیشرفت فنی در صنایع تولیدکننده فاوا می‌تواند سهم قابل ملاحظه‌ای در رشد داشته باشد؛

---

1. Globalization/ Globalisation
2. Economic Integration
3. Productivity
4. Souma (2009)
5. Mačiulytė-Šniukienėa & Gaile-Sarkane (2014)
6. Next Production Revolution
7. Internet of Things

۸. اتحادیه بین‌المللی مخابرات، اینترنت چیزها را «زیرساختی جهانی برای جامعه اطلاعاتی که بر اساس فناوری‌های ارتباطی و اطلاعاتی دارای قابلیت تعامل‌پذیری از قبل موجود و رو به رشد از طریق اتصال (فیزیکی و مجازی) اشیاء خدمات پیشرفته‌ای را ممکن می‌سازد» تعریف کرده است. طبق رهنمودهای اتحادیه بین‌المللی مخابرات «چیز» در عبارت اینترنت چیزها یا به یک شی از جهان فیزیکی (اشیاء فیزیکی) یا جهان اطلاعات (اشیاء مجازی) اشاره دارد که قابلیت شناسایی شدن و یکپارچه گشتن با شبکه‌های ارتباطی را دارا است ((ITU-T Y. 2060 (06/2012)).

9 .Artificial Intelligence (AI), Robotics, and the Internet of Things (IOT)

۱۰. از زمان بحران مالی، بهره‌وری شغلی در ۲۸ کشور عضو اتحادیه اروپا سالیانه تنها ۰/۷ درصد رشد داشته است. به اعتقاد دی اتکینسون (۲۰۱۸) با این نرخ، یک قرن طول می‌کشد تا درآمد سرانه اروپا دو برابر شود. محققانی چون دی اتکینسون، بهره‌گیری فراگیر و همه‌جانبه فاوا توسط همه نهادها در سراسر اروپا را برای برون رفت از بحران‌های اخیر، به ویژه در زمینه بهره‌وری، تجویز می‌کنند.

1 . D. Atkinson (2018) 1

دوم، استفاده از فاوا در فرایند تولید می‌تواند محرک نیروی کار باشد و قیمت پایین برای کالاها و خدمات فاوا، استفاده از آن را ترغیب می‌کند که به تعمیق سرمایه منجر شده و بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد و سوم، از طریق اشاعه فناوری یا شبکه استفاده از فاوا، بهره‌وری بالاتر می‌رود. اثرات اشاعه وقتی پدیدار می‌شود که بازدهی اجتماعی سرمایه‌گذاری، بیش از بازده خصوصی آن باشد (کیانی، ۱۳۹۰ به نقل از محمودزاده و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵۷-۱۵۶ و گاسپار[1]، ۲۰۰۳).

تجربه کشورهای توسعه‌یافته بر نقش مهم و تاثیرگذار فاوا بر رشد اقتصادی تاکید دارد؛ بر این اساس، در سال‌های اخیر، مطالعات زیادی به ارزیابی سهم فاوا بر ارکان مهم بخش‌های اقتصادی کشور پرداخته‌اند. با توجه به برجستگی تاثیر فاوا، در کشور نیز سرمایه‌گذاری‌های زیادی، در زمینه زیرساخت‌های فاوا (ارتباطات، سخت‌افزار، نرم‌افزار و خدمات یارانه‌ای) انجام شده و تقاضا از سوی بنگاه‌های اقتصادی و مصرف‌کنندگان برای استفاده از محصولات فاوا رشد یافته است؛ از این منظر، ارزیابی پیامدهای فاوا بر رشد اقتصادی کشور مهم می‌باشد. از این رو، این مقاله به دنبال برآورد سهم فاوا در رشد بهره‌وری در صنایع تولیدی ایران بر اساس کدهای طبقه‌بندی دو رقمی (ISIC) می‌باشد. برای داشتن درک درست از رشد بهره‌وری کل عوامل در سطح کلان لازم است ماهیت صنایع تولیدی مورد توجه قرار گیرد. از طرفی عمده مطالعات به صورت اقتصادسنجی و صرفاً برآورد تابع تولید بوده است. در حالی که این مطالعه از طریق حسابداری رشد می‌باشد. نوآوری مقاله این است که سهم فاوا را از رشد بهره‌وری صنایع برآورد می‌کند. این سهم دارای دو جزء مستقیم و غیر مستقیم است. بخش مستقیم ناشی از پرداختی بابت هزینه ارتباطات و مخابرات، سرمایه‌گذاری، نرخ استهلاک و موجودی سرمایه سال قبل و بخش غیر مستقیم ناشی از نفوذ فاوا (β)، رشد بهره‌وری کوتاه مدت، متغیر $\theta + 1$ و نسبت موجودی سرمایه فاوا به کل موجودی سرمایه بخش می‌باشد.

برای دست‌یابی به هدف، این پژوهش به صورت زیر سازمان‌دهی می‌شود: پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موضوع (نظری و تجربی) عرضه می‌شود؛ قسمت سوم به روش پژوهش اختصاص دارد؛ در فصل چهارم، یافته‌ها ارائه شده و بخش پنجم، در نهایت به نتیجه‌گیری و پیشنهادها می‌پردازد.

[1]. Gáspár (2003)

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

سهم سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در بخش فاوا به طور چشمگیری در دهه‌های اخیر افزایش یافته است. بر اساس مطالعات انجام شده، در بین سال‌های ۱۹۴۵ تا ۲۰۰۰ سهم سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در بخش فاوا از ۰/۱ درصد به ۲/۳ درصد افزایش یافته است که سطح افزایش سهم سرمایه‌گذاری‌ها موجب ارتقای بهره‌وری نیروی کار شده است. همچنین مشخص شده است که فاوا به عنوان محرک‌های رشد بهره‌وری نیروی کار در آمریکا بین سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۵ بوده است (هایدر و همکاران، ۲۰۲۰).[1]

در نظریه نئوکلاسیک‌ها، پیش‌بینی می‌شود کاهش سریع قیمت خدمات فاوا، تاثیر مستقیم بر سرمایه‌گذاری، جایگزینی نهاده‌ها و تعمیق سرمایه دارد. این به معنای تاثیر مستقیم بر ارزش افزوده بهره‌وری نیروی کار است. صنایعی که سرمایه‌گذاری بیشتری در بخش فاوا انجام می‌دهند دارای نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بالاتری هستند زیرا موجب بهبود مدیریت اطلاعات، تسهیل تبادل داده و انتشار سریع‌تر اطلاعات می‌شوند. تحقیق و توسعه و فاوا به طور مستقیم و غیر مستقیم بر ارزش افزوده و رشد بهره‌وری تاثیر دارد. این تاثیر مستقیم با انباشت سرمایه ارتباط دارد و قابل اندازه‌گیری از طریق حسابداری رشد است که منجر به ارزیابی سهم ورودی‌های مختلف برای ارزش افزوده می‌شود. مطالعات در سطح خرد اغلب اثرات غیر مستقیم فاوا بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را شناسایی کرده است در حالی که شناسایی چنین مواردی بر صنعت یا در سطح کلان دشوارتر می‌باشد (ادکوئیست و اریکسون، ۲۰۱۷).[2]

در دهه ۱۹۸۰، بیش‌تر مطالعات، رابطه منفی بین بهره‌وری در سطح اقتصاد و نیروی کار بخش فناوری اطلاعات را گزارش کردند؛ اما، در دهه ۱۹۹۰، یافته‌های بیش‌تر مطالعات، بر اثر مثبت و معنادار فاوا بر بهره‌وری و رشد اقتصادی تاکید کرده‌اند. بنابراین، اثرات و پیامدهای فاوا، از دهه ۱۹۹۰ محل بحث و تفحص محققان قرار گرفته است.

وجود ابهام در بهره‌وری فاوا برای اولین بار توسط رابرت سولو[3] در سال ۱۹۸۷ مطرح شد. به همین دلیل به «ابهام سولو»[1] نیز معروف است. او بیان کرده است که «کامپیوترها را در همه‌جا می‌بینیم

[1]. Haider (2020)
[2]. Edquista & Henrekson (2017)
[3]. Robert Solow

بجز آمار مربوط به بهره‌وری». او هم‌چنین بیان می‌کند که ورود فناوری اطلاعات به اقتصاد قبل از این‌که موجب ارتقای بهره‌وری شود؛ به دلایلی چون هزینه‌بر بودن آموزش، زمان‌بر بودن توسعه زیرساخت‌ها و بیکاری موقت به علت سازگاری مجدد نیروی انسانی با فناوری اطلاعات جدید، می‌تواند بهره‌وری را کاهش دهد[۲](بارانی بیرانوند، ۱۳۹۱).

بر اساس نظریات سولو، بخش عمده‌ای از رشد اقتصادی کشورها ناشی از عوامل اصلی تولید (سرمایه و نیروی کار) نیست بلکه ناشی از عامل "تغییر فنی (A)" یا همان "بهره‌وری کل عوامل تولید" است که خود در بردارنده تمام عواملی است که انتقال تابع تولید را به دنبال دارند. از این رو بررسی عوامل تاثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید به واسطه نقش مهم آن در رشد اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (جعفری و همکاران، ۱۳۹۹).

با استفاده از تابع تولید گسترش یافته سولو می‌توان تولید را تابعی به شکل ذیل در نظر گرفت:

$$Y(t) = F[K(t)،L(t)،A(t)]$$

در این رابطه Y(t) تولید نهایی، K(t) انباشت سرمایه فیزیکی اقتصاد، L(t) نیروی کار (ساعت اشتغال یا تعداد کارکنان)، A(t) تکنولوژی و t نیز متغیر مستقل زمان می‌باشد. فرض می‌شود تولید نهایی پیوسته، کاهنده، مشتق‌پذیر، مثبت و نسبت به مقیاس دارای بازده ثابت و زمان نیز پیوسته باشد. تغییرات نسبی تولید را می‌توان با استفاده از تغییرات نسبی سرمایه، نیروی کار و بهره‌وری

---

[۱]. ابهام/ تضاد/پارادوکس در این اصطلاح به مغایرت میان نتایج دو دسته پژوهشی گفته می‌شود که محققان در مساعی خود به آن نائل آمده‌اند. پارادوکس بهره‌وری از ۱۹۸۰ - ۱۹۷۰ به عنوان "اختلاف بین اقدامات سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و اندازه‌گیری‌های تولید در سطح بنگاه" تعریف شده است. محمودزاده و همکاران (۱۳۹۴: ۴۳) در پژوهش خود با ذکر شواهد تجربی آورده‌اند که: برخی مطالعات تلاش کرده‌اند رابطه معنادار بین مخارج فاوا و شاخص‌های اندازه‌گیری از قبیل سودآوری برقرار کنند که به رابطه معناداری دست نیافته‌اند (برای مثال، استرسمن، ۱۹۹۰؛ بانکر و همکاران، ۱۹۹۳؛ دوس سانتوس و همکاران، ۱۹۹۳؛ پارسونس و همکاران، ۱۹۹۳). فرانک (۱۹۸۷) دریافت که استفاده از فاوا به افزایش بهره‌وری سرمایه و نیروی کار و در نتیجه رشد اقتصادی می‌انجامد. موریسن و برندت (۱۹۹۰) همچنین دریافتند که فاوا تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار داشته است و برآورد کردند که منافع نهائی سرمایه‌گذاری کمتر از هزینه نهائی آن است. آن‌چه که این مطالعات به آن دست یافته‌اند در ادبیات اقتصادی به عنوان "تضاد بهره‌وری" یاد می‌شود.

[2]. Robert Solow, "We'd Better Watch Out", New York Times Book Review, July 12, 1987, page 36. "You Can See the Computer Age Everywhere but in the Productivity Statistics".

کل عوامل تولید توضیح داد. پس از دیفرانسیل و تقسیم طرفین رابطه بر Y داریم (بهبودی و منتظری شورکچالی، ۱۳۹۰- ضمیمه ۱):

$$\dot{MFP} = \dot{y} - \alpha_k \dot{k} - \alpha_l \dot{l}$$

یکی از چارچوب‌های مفهومی در زمینه اثرات فاوا بر متغیرهای کلان اقتصادی توسط ددریک و همکاران[1] در سال ۲۰۰۳ ارائه شد. آن‌ها بیان کردند که نهاده‌های مختلف (نیروی کار، سرمایه فاوا و غیر فاوا) در کنار سایر عوامل تولید باعث بهبود فرایند تولید از طریق تعمیق سرمایه، پیشرفت فناوری و کیفیت نیروی کار می‌شوند. پیامدهای این اثر، افزایش ارزش افزوده در سطح بنگاه، بخش (صنعت)، کشور و سرانجام رشد اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار، سودآوری و رفاه مصرف‌کننده است. در قالب این الگو، سرمایه فاوا، به طور مشخص، سه بهبود را در فرایند تولید ایجاد می‌کند: تعمیق سرمایه، بهبود بهره‌وری نیروی کار و پیشرفت فناوری. پیشرفت فنی در فرایند تولید، می‌تواند سطح تولید را بدون افزایش نهاده‌ها، افزایش دهد که این پدیده به «بهره‌وری چند عاملی[2] یا «بهره‌وری کل عوامل تولید[3]» معروف است. این افزایش به این معناست که با ثابت بودن نهاده‌ها، بنگاه، صنعت و کشور به سطح بالاتری از تولید دست می‌یابند. این شکل از بهبود فناوری بسیار مهم است؛ زیرا منافع ساختاری را در پی خواهد داشت که دائمی است. ارزیابی علت و تأثیر توسعه فناوری، اقتصادی و اجتماعی کار آسانی نیست تا بتوان اثبات کرد که فاوا عامل افزایش اقتصادی کارآیی، بهره‌وری و رشد است (ماشیولیتی- آنیوکیانا و گایل- سارکانه، ۲۰۱۴).

عوامل گوناگونی می‌توانند موجب افزایش بهره‌وری شوند؛ اما، عامل اصلی، بهره‌برداری بیش‌تر و بهتر از «ابزار[4]» توسط تولیدکنندگان است. به عبارت دیگر، نکته یاد شده به معنای کاربرد بیش‌تر و بهتر از ماشین‌آلات، تجهیزات و نرم‌افزارهاست. در همین راستا، در «اقتصاد دانش‌بنیان[5]» امروزی، ابزارهای مبتنی بر فاوا، رایج‌ترین و موثرترین ابزارها برای افزایش بهره‌وری دانسته می‌شوند. در عین حال، این ابزارهای دیجیتالی چیزی بیش از اینترنت صرف هستند که این مساله به سهم خود، موجب رشد می‌شود (دی. اتکینسون و همکاران[6] ۲۰۱۰). این ابزارها شامل سخت‌افزار، نرم‌افزار و

1. Dedrick (2003)
2. Multifactor Productivity (MFP)
3. Total Factor Productivity (TFP)
4. Tools
5. Knowledge-Based Economy
6. D. Atkinson (2010)

شبکه‌های ارتباط از راه دور (مخابراتی) و نیز ابزارهایی هستند که ترکیبی از مولفه‌های گوناگون می‌باشند؛ مانند هوش مصنوعی، اینترنت اشیا و ربات‌ها.

در واقع، فاوا توانسته است انبوهی از ابزارها را برای تولید، انجام کارهای گوناگون با حفظ مهارت، سازمان‌دهی کردن، انتقال دادن، ذخیره کردن و عمل بر اطلاعات با روش‌های جدید الکترونیکی و با طراحی و سازمان‌دهی جدید امکان‌پذیر کند. این توانایی‌ها و کاربردها از دامنه گسترده کاربردی برخوردار می‌باشد؛ زیرا تقریبا در همه بخش‌ها از کشاورزی، تولیدی، خدماتی و دولتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، فاوا، عامل پیشران اصلی بهره‌وری است؛ زیرا فاوا از ماهیتی برخوردار است که به زبان اقتصاددانان «فناوری با هدف عمومی (GPT)»[1] نامیده می‌شود.

این فناوری‌ها از ویژگی‌های متنوعی برخوردار هستند. آن‌ها معمولا به صورت خام و ابتدایی تنها برای یک منظور یا اهدافی اندک به کار گرفته می‌شوند؛ اما، بعد از مدتی با پراکندگی در سراسر اقتصاد، پیچیدگی و توانایی آن‌ها برای انجام اهداف متنوع افزایش می‌یابد. آن‌ها باعث ایجاد سرریزهای گسترده در صورت و شکل ساختارهای بیرونی و پیشرفت و به تکامل رساندن فناوری و نیز انتشار در طول دهه‌ها می‌شوند. افزون بر این، این فناوری‌ها خیلی سریع، دچار کاهش قیمت و نیز بهبود عملکرد می‌شوند؛ هم‌چنین، سریع، فراگیر شده و به بخش جدایی‌ناپذیر بیش‌تر صنایع، محصولات و عملکردها تبدیل می‌شوند و جریانی از نوآوری‌ها را در محصولات، فرایندها، مدل‌های تجاری و سازمان‌های تجاری جاری می‌سازند (دی. اتکینسون، ۲۰۱۸: ۱۱).

۲-۲- پیشینه تحقیق

تحلیل کلی پژوهش‌های انجام شده در سطح جهان، به ویژه، اروپا و آمریکا، اثرات سودمند فاوا را بر بهره‌وری در سطوح و بخش‌های مختلف اقتصادی، از بنگاه‌ها گرفته تا صنایع و نیز به عبارت روشن‌تر، در کل اقتصاد و هم‌چنین، صنایع تولیدکننده کالا و خدمات تایید می‌کند (تریپلت و بورثورث[2]، ۲۰۰۳).

به طور کلی، تأثیر فاوا بر توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورها طی سه دهه گذشته توسط بسیاری از محققان با استفاده از روش‌ها و داده‌های مختلف در دوره‌های زمانی متفاوت و در سطح کشور و یا در سطح کشورها بررسی شده است. بیش‌تر نتایج مطالعات تجربی بیان کرده‌اند که افزایش

[1]. General-Purpose Technology (GPT)
[2]. Triplett & Bosworth (2003)

استفاده از فاوا می‌تواند منجر به رشد تولید ناخالص داخلی، بهره‌وری و اشتغال شود (تودر و همکاران[1] ۲۰۱۸).

طبق پژوهش کیانگ و همکاران[2](۲۰۰۳) سه کانال وجود دارد که فاوا از طریق آن‌ها می‌تواند بر بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی تأثیر بگذارد: ۱) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش فاوا؛ ۲) افزایش سرمایه و ۳) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از طریق سازماندهی مجدد و استفاده از فاوا.

نتایج تحقیق ون آرک و همکاران[3](۲۰۰۳) و لی و کاتری[4](۲۰۰۳) نشان می‌دهد که بخش تولیدکننده فاوا اثر مثبت قابل ملاحظه بر رشد بهره‌وری در کشورهای اروپایی و آسیای شرقی و ایرلند داشته و کانون پیشرفت‌های فناورانه بوده است و منافع و عواید تولید فاوا بیش‌تر از کاربری آن است.

بررسی ادبیات مرتبط نشان می‌دهد برخی از مطالعات تجربی در مورد بررسی تأثیر فاوا بر رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند و دریافته‌اند بخش فاوا یکی از عوامل اصلی رشد اقتصادی است و سایر مطالعات تأثیر بخش فاوا بر رشد اقتصادی را با کنترل سایر عوامل تعیین‌کننده رشد ارزیابی نموده‌اند و نشان داده‌اند توسعه بخش فاوا یکی از عوامل اصلی رشد اقتصادی است. دسته دیگری از مطالعات با هدف تحلیل میزان رابطه علیت بین فاوا و رشد اقتصادی انجام شده است. درباره مورد اخیر، بیش‌تر محققان نتیجه گرفته‌اند که فاوا هم علت و هم معلول رشد اقتصادی است (لین و لین[5] ۲۰۰۷؛ استویکا و همکاران[6] ۲۰۱۵ و گیتا و همکاران[7] ۲۰۱۶).

بیاتی و سائنز[8](۲۰۱۷) در پژوهش خود نتیجه گرفته‌اند که در اروپا، گسترش فاوا با سطح بهره‌وری در عمده‌فروشی وخرده‌فروشی و نیز حمل و نقل ارتباط مثبت دارد. آن‌ها بیان کرده‌اند که این سودمندی حاصل از بهره‌وری، در کشورهایی رخ داده است که به میزانی بسیار گسترده از فاوا در عرصه‌های اقتصادی خود بهره برده‌اند. بنابراین، به اعتقاد آن‌ها، میزان بهره‌برداری در کسب بهره‌وری در قسمت‌های مختلف اقتصادی می‌تواند شاخص ارزیابی باشد.

---

1. Toader (2018)
2. Qiang (2003)
3. Van Ark (2003)
4. Lee & Khatri (2003)
5. Lin & Lin (2007)
6. Stoica (2015)
7. Ghita (2016)
8. Buiatti & Sáenz (2017)

دیملیس و پاپایوانو[1](۲۰۱۷) در پژوهش خود شواهدی در تایید تاثیر مثبت فاوا بیش از هزینه‌های مرتبط با آن عرضه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد فاوا هم بر تعمیق بیش‌تر سرمایه و هم بر رشد بیش‌تر بهره‌وری نیروی کار اثر دارد.

دیرمیر و ژوئک[2](۲۰۱۷) نشان دادند که به محض این که شرکت‌ها از فاوا بهره‌برداری کنند و بهره‌وری رو به افزایش گذارد، تاثیر بر بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) حتی در سطح کلان آشکار می‌شود.

به طور کلی، مطالعات در سطح شرکت‌ها و بنگاه‌ها نیز نشان داده است که شرکت‌ها و یا بنگاه‌هایی که از سطح بالایی از فاوا بهره می‌برند، احتمال بیش‌تری دارد که راه توسعه و رشد را بپیمایند و برعکس، بنگاه‌ها و شرکت‌هایی که از سطح کمتر فاوا بهره می‌برند، محتمل‌تر است که از چرخه فعالیت خارج شوند (ون رینون و همکاران[3] ۲۰۰۶).

هوانگ‌جی و همکاران[4](۲۰۱۹) نشان دادند که سرمایه‌گذاری‌ها و نیز تحقیق و توسعه محلی نقش اصلی در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. هم‌چنین، سرریز فاوا برای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید سودمند است.

لیانگ و جی‌هنگ[5](۲۰۲۰) با مقایسه تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در صنعت فاوا میان ژاپن، کره، تایوان، چین و ایالات متحده آمریکا دریافته‌اند رشد بهره‌وری کل عوامل از صنعت فاوا در ایالات متحده در مقایسه با چهار کشور دیگر طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۱ بسیار بالاتر بوده است و نیز آمریکا و ژاپن طی دوره مورد بررسی، در صنعت فاوا، خروجی‌محور (TFP محور[6]) و کره و تایوان ورودی‌محور (INPUT محور[7]) بوده‌اند.

محمودزاده (۱۳۸۹) در تحقیق خود اثرات فاوا بر بهره‌وری کل را با استفاده از شاخص‌های ساده و ترکیبی (ابعاد زیرساخت، کاربری و سرریز) در ۳۴ کشور همگن با استفاده از روش داده‌های تلفیقی طی دوره زمانی ۲۰۰۳ – ۱۹۹۵ ارزیابی کرده است. نتایج نشان داد سرمایه فاوا، سرمایه انسانی، باز بودن اقتصاد و نرخ پس‌انداز تاثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل دارند. متوسط کشش بهره‌وری نسبت به سرمایه انسانی، نرخ پس‌انداز و باز بودن اقتصاد به ترتیب، ۰/۰۳، ۰/۰۱ و ۰/۰۳

1. Dimelis & Papaioannou (2017)
2. Diermeier & Goecke (2017)
3. Van Reenen (2006)
4. Huang J (2019)
5. Liang & Jheng (2020)
6. TFP-Driven
7. INPUT-Driven

است. هم‌چنین، یافته‌ها نشان داد انباشت سرمایه فاوا باعث افزایش بهره‌وری کل می‌شود؛ یک درصد افزایش سرمایه فاوا نسبت به کل سرمایه، بهره‌وری کل را ۱۵ درصد افزایش می‌دهد. فاوا از نظر زیرساخت، کاربری و سرریز داخلی بر بهره‌وری کل تاثیر مثبت دارد. متوسط کشش بهره‌وری کل نسبت به زیرساخت و کاربری به ترتیب، ۰/۰۶۵ و ۰/۰۲۵ بوده و معنادار است. در مجموع، یک درصد بهبود زیرساخت و کاربری می‌تواند بهره‌وری کل را بیش از ۰/۰۹ درصد افزایش دهد.

محمودزاده (۱۳۹۰) در پژوهش دیگر خود تاثیر فاوا بر ۲۳ صنعت تولیدکننده و مصرف‌کننده فاوا را در ایران طی ۱۳۸۶-۱۳۸۱ با استفاده از داده‌های تلفیقی ارزیابی می‌کند. نتایج نشان داد تاثیر فاوا بر رشد بهره‌وری در صنایع تولیدکننده و مصرف‌کننده فاوا از نظر آماری معنادار نیست؛ ولی اثرات فاوا بر بهره‌وری نیروی کار در صنایع بیش فاوابر بیش‌تر از سایر صنایع است. همچنین با لحاظ نمودن ویژگی‌های انفرادی صنایع و گذشت زمان، اثرگذاری فاوا به مقدار قابل توجهی افزایش می‌یابد. پس فاوا بر بهره‌وری صنایع تولیدی موثر و تضاد بهره‌وری مشاهده نمی‌شود.

نتیجه بررسی بزازان (۱۳۹۰) حاکی است که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران برای تامین رشد اقتصادی در اهداف برنامه‌های توسعه کافی نبوده و ایران با یک اقتصاد بهره‌ور فاصله زیادی دارد. در حالی که نتایج گواه بر هم جهت بودن رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد بهره‌وری نیروی کار است اما سرمایه جایگاه با اهمیتی در تولید و رشد بهره‌وری کل نداشته است.

محمودزاده و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی سهم سرمایه فیزیکی، سرمایه فاوا و سهم بهره‌وری کل از ارزش افزوده صنایع کارخانه‌ای ایران را مبتنی بر کدهای دو رقمی استاندارد (ISIC) مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۸۶- ۱۳۷۹ با استفاده از الگوی حسابداری رشد برآورد کردند. نتایج نشان داد سهم فناوری نسبت به سهم‌های یاد شده دیگر، بسیار اندک (۳ درصد) از رشد بوده است.

هم‌چنین، محمودزاده و فتح‌آبادی (۱۳۹۵) عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید (شامل پیشرفت تکنولوژیکی، کارایی فنی، کارایی تخصیصی و اثرات مقیاس) را در صنایع تولیدی ایران (۲۱ صنعت تولیدی) با استفاده از الگوی حسابداری رشد طی دوره زمانی۱۳۹۰-۱۳۷۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد فقط ۸ صنعت از ۲۱ صنعت، رشد بهره‌وری را تجربه کرده‌اند. به باور آن‌ها، اگرچه پیشرفت تکنولوژیکی (به عنوان عامل پیشران) سبب بهبود وضعیت بهره‌وری کل شده است؛ اما، تغییرات کارایی فنّی، اثرات مقیاس و کارایی تخصیصی اثرات آن را خنثی کرده‌اند.

هژبر کیانی و سرلک (۱۳۹۶) با مطالعه کارگاه‌های بزرگ صنعتی استان یزد نشان دادند شاخص به کارگیری فاوا تأثیر معناداری بر بهره‌وری سرمایه و بهره‌وری کل عوامل تولید دارد.
مشیری و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود نشان دادند که یک واحد افزایش در تقاضای نهایی فناوری اطلاعات منجر به افزایش تولید کل به مقدار ۱/۶۳ واحد و یک واحد افزایش در تقاضای نهایی فناوری ارتباطات منجر به افزایش تولید کل به میزان ۲/۱۸ واحد خواهد شد.

۳- روش تحقیق

این پژوهش، کاربردی و از نظر ماهیت و روش چگونگی به دست آوردن داده‌های مورد نظر، از نوع توصیفی و تحلیلی است. به بیان دیگر، این پژوهش، به دنبال یافتن کشف روابط میان فاوا با رشدهای بهره‌وری کل عوامل تولید و کوتاه‌مدت در بخش‌های اقتصادی می‌باشد.
این تحقیق با استفاده از حسابداری رشد و الگوی تحقیقات اولینر و سایچل[1](۲۰۰۲) به ارزیابی، مقایسه و تحلیل متغیرها پرداخته است. در این مقاله از داده‌های ۲۳ بخش اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۵ و از آمار و اطلاعات موجود در سایت مرکز ملی آمار و بانک مرکزی ایران استفاده شده است.
بررسی تاریخی اندازه‌گیری صحیح سهم نهاده‌ها در تولید نشان می‌دهد که ابزارها و روش‌های پیچیده‌ای در این ارتباط وجود دارد که یکی از آن‌ها حسابداری رشد است. با استفاده از حسابداری رشد می‌توان سهم تکنولوژی یا رشد فناوری در پیشرفت را که برابر با رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بوده و معروف به «پسماند سولو[2]» است، محاسبه کرد. پسماند سولو همان سهم بهره‌وری در تولید ناخالص داخلی است که از تفاضل رشد نیروی کار و سرمایه از رشد محصول بر اساس پژوهش بهبودی و منتظری شورکچالی (۱۳۹۰) به دست می‌آید.

۳-۱- تصریح مدل

به طور کلی، برآورد اثرات فاوا بر بهره‌وری کل به دو روش حسابداری رشد و مدل‌های رگرسیونی توضیح‌دهنده رشد بهره‌وری صورت می‌گیرد. بر اساس الگوی حسابداری رشد، بهره‌وری کل عبارت است از ما به‌التفاوت نرخ رشد محصول و نهاده‌ها. بهره‌وری کل از دو منبع نشات می‌گیرد: ۱) صنعت فاوا و ۲) سایر بخش‌ها.

---

1. Oliner & Sichel
2. Solo Waste

«سرمایه فاوا» یک عامل تولید است که در تولید انواع کالاها و خدمات نقش برجسته‌ای ایفا می‌کند. تفکیک کل سرمایه به فاوا و غیر فاوا از دهه ۱۹۹۰ مورد توجه قرار گرفته است. سرمایه فاوا از بازدهی بالایی برخوردار است و انتظار می‌رود با تعمیق سرمایه، به بهره‌وری کل کمک کند. پیشرفت زیرساخت‌های فاوا باعث افزایش بهره‌وری کل در این بخش و به تبع آن بهره‌وری کل می‌شود (محمودزاده، ۱۳۸۸: ۱۱۷).

۳-۲- مدل‌سازی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید

در مقاله اولینر و سایچل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تحت تاثیر انباشت سرمایه، کیفیت نیروی کار و پیشرفت‌های تکنولوژی یا رشد فناوری به شرح ذیل است.

$$\dot{Y} - \dot{H} = \propto_C^K (\dot{K_c} - \dot{H}) + \propto_{sw}^K (\dot{K_{sw}} - \dot{H}) + \propto_M^K (\dot{K_m} - \dot{H}) + \propto_O^K (\dot{K_O} - \dot{H}) + \propto^L \dot{q} + MF\dot{P} = \sum_{j=1}^{4} \propto_j^k (\dot{K_J} - \dot{H}) + \propto^L \dot{q} + MF\dot{P} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، $\dot{Y}$ تولید نهایی، $\dot{H}$ تولید ساعات کاری، $\dot{q}$ کیفیت نیروی کار، $MF\dot{P}$ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، α سهم‌های درآمدی (به طوری که حاصل جمع سهم‌ها برابر یک باشد) و $\dot{K}$ رشد سرمایه کل است.

در مقاله فوق سرمایه به دو بخش فاوا شامل سخت افزارها، نرم‌افزارها، تجهیزات ارتباطی و نیمه هادی‌ها و بخش غیر فاوا تقسیم شده است. لیکن در مقاله حاضر با توجه به دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ اطلاعات در سایت مرکز ملی آمار ایران در دو بخش فاوا شامل سخت‌افزار و نرم‌افزار به صورت یک‌جا و غیر فاوا ارائه گردید. بنابراین، داریم:

$$\dot{Y} - \dot{H} = \sum_{j=1}^{4} \propto_j^k (\dot{K_J} - \dot{H}) + \propto^L \dot{q} + MF\dot{P} \quad (۲)$$

۳-۳- رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و سهم مستقیم فاوا

در ادامه، روش محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، متغیرها، سهم‌های سرمایه فاوا، غیر فاوا و نیز مستقیم فاوا عرضه می‌شود.

$$\dot{Y} = \propto^{kn} \dot{k}_{\mathrm{n}} + \propto^{it} \dot{k}_{\mathrm{it}} + \alpha^L \dot{L} + MF\dot{P} \quad (۳)$$

$$MF\dot{P} = \dot{Y} - (\propto^{kn} \dot{k}_{\mathrm{n}} + \propto^{it} \dot{k}_{\mathrm{it}} + \alpha^L \dot{L}) \quad (۴)$$

$\dot{MFP}$ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، $\dot{Y}$ رشد ارزش افزوده، $\dot{k}_n$ رشد موجودی سرمایه غیر فاوا، $\dot{L}$ رشد شاغلان، α^L سهم نیروی کار، $\propto^{\mathrm{it}}$ سهم سرمایه فاوا، $\dot{\mathrm{K}}$ رشد سرمایه کل، $\dot{\mathrm{k}}_{\mathrm{it}}$ رشد موجودی سرمایه فاوا، $\propto^{\mathrm{kn}}$ سهم سرمایه غیر فاوا، t و t-1 زمان (سال‌های مورد نظر و قبل) و هم‌چنین، $\propto^{it}\ \dot{k}_{it}$ سهم مستقیم فاوا از بهره‌وری کل عوامل می‌باشد.

۳-۴- اندازه‌گیری رشد شاخص‌ها

برای محاسبه رشد شاخص‌ها از رابطه (۴) خواهیم داشت.

$$\dot{\mathrm{Y}} = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \qquad (۵)$$

Y_t و Y_{t-1} متغیر واقعی شاخص در زمان t و t-1 می‌باشد. برای محاسبه متغیر واقعی شاخص از رابطه (۵) داریم:

$$\mathrm{Y_t} = \frac{\mathrm{Y_s}}{\mathrm{P_t}} \qquad (۶)$$

که در آن، Y_s ارزش افزوده اسمی و P_t شاخص قیمتی کل در سال مورد نظر می‌باشد.

سهم نیروی کار

$$\alpha^l = \frac{X_{\mathrm{t}}}{Y_{\mathrm{s}}} \qquad (۷)$$

که در آن، $\mathrm{X_t}$ ارزش جبران خدمات و $\mathrm{Y_s}$ ارزش افزوده اسمی در سال مورد نظر می‌باشد.

سهم سرمایه فاوا

$$\propto^{it} = \frac{\mathrm{C_{it}}}{\mathrm{Y_s}} \qquad (۸)$$

که در آن، $\mathrm{C_{it}}$ پرداختی بابت هزینه ارتباطات و مخابرات می‌باشد.

سهم سرمایه غیر فاوا

سهم سرمایه غیر فاوا از تفاضل سهم‌های سرمایه فاوا و نیروی کار از سهم سرمایه (برابر یک) به دست می‌آید.

$$\propto^{kn}= 1 - \alpha^{L} - \propto^{it} \quad (۹)$$

موجودی سرمایه

برای محاسبه موجودی سرمایه فاوا یا غیر فاوا از صورت‌بندی (۱۰) استفاده می‌شود.

$$I_t=K_t+ (1 - \delta)\ I_{t-1} \quad (۱۰)$$

که در آن، I_t موجودی سرمایه اسمی در سال مورد نظر و K_t میزان سرمایه‌گذاری در سال مورد نظر و δ نرخ استهلاک و I_{t-1} موجودی سرمایه اسمی سال قبل می‌باشد. موجودی سرمایه اولین سال در دوره مورد محاسبه از رابطه (۱۱) به دست می‌آید.

$$I_0=\frac{k_0}{(\delta+\Gamma)} \quad (۱۱)$$

که در آن، Γ میانگین حسابی رشد سرمایه‌گذاری در دوره مورد نظر می‌باشد. موجودی سرمایه واقعی فاوا از نسبت موجودی سرمایه اسمی به شاخص قیمتی ارتباطات و مخابرات و موجودی سرمایه واقعی غیر فاوا از نسبت موجودی سرمایه اسمی به شاخص قیمتی صنعتی تولیدکننده محاسبه می‌شود.

در این پژوهش، بر اساس تحقیق محمودزاده و همکاران (۱۳۹۴) نرخ استهلاک برای سرمایه غیر فاوا ۵ درصد و برای سرمایه فاوا ۱۰ درصد لحاظ شده است.

۳-۵- محاسبات رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت و سهم غیر مستقیم و مجموع فاوا

در این بخش روابط، متغیرها و تعاریف بر اساس مقاله اولینر و سایچل (۲۰۰۲) و الگوی ارائه شده در آن می‌باشد. برای محاسبه رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت و نحوه محاسبه سهم غیر مستقیم فاوا داریم:

$$\dot{MFP} =\sum_{i=1}^{4} \mu_i\ \dot{MFP}_i +\mu_s\ MFP_S \quad (۱۲)$$

با توجه به گزارش‌های آماری در کشور، رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت ناشی از رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت در دو بخش فاوا و غیر فاوا به صورت زیر می‌باشد.

$$\dot{MFP} = \mu_{nit}\,\dot{MFP}_{nit} + \mu_{it}\,\dot{MFP}_{it} \quad (۱۳)$$

با استفاده از الگوی اولینر و سایچل، رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت از مجموع سهم‌های غیر مستقیم فاوا و غیر فاوا به صورت زیر محاسبه می‌گردد.

$$\dot{MFP} = \mu_{nit}[\,\dot{MFP}_{nit} + \beta_i^{it}(1+\theta)\,\dot{MFP}_{it}] \quad (۱۴)$$

$\mu_{nit}\,\dot{MFP}_{nit}$ سهم غیر مستقیم غیر فاوا از بهره‌وری کوتاه‌مدت (۱۵)

$\beta_i^{it}(1+\theta)\,\dot{MFP}_{it}\ (\mu_{nit})$ سهم غیر مستقیم فاوا از بهره‌وری کوتاه‌مدت (۱۶)

$$\beta = \frac{\text{سرمایه گذاری (فاوا)}}{\text{کل سرمایه گذاری}} = \frac{\text{فروش یا انتقال اموال سرمایه ای–ساخت ایجاد و تعمیرات اساسی اموال سرمایه دارتوسط کارگاه و دیگران+خرید یا تحصیل(داخلی و خارجی)}}{\text{کل سرمایه گذاری}} \quad (۱۷)$$

$$1+\theta = \frac{\text{(نرم افزار+سخت افزار) ساخت یا ایجاد وتعمیرات اساسی اموال سرمایه ای توسط کارگاه}}{\text{سرمایه گذاری فاوا}} \quad (۱۸)$$

+ خرید یا تحصیل (داخلی و خارجی)= سرمایه‌گذاری فاوا

فروش یا انتقال اموال سرمایه دار – ساخت ایجاد و تعمیرات اساسی اموال سرمایه ای کارگاه ودیگران

μ_{it} : نسبت موجودی سرمایه واقعی فاوا به کل موجودی سرمایه بخش

μ_{nit} : نسبت موجودی سرمایه واقعی غیر فاوا به کل موجودی سرمایه بخش

ارتباط بین μ_{nit} و μ_{it} از رابطه (۱۹) به دست می‌آید.

$$\mu_{nit} = 1 - \mu_{it} \quad (۱۹)$$

هم‌چنین، نسبت بهره‌وری کوتاه‌مدت غیر فاوا به بهره‌وری کوتاه‌مدت فاوا با نسبت معکوس شاخص قیمتی ارتباطات به شاخص قیمتی تولیدکننده برابر است.

$$\frac{MFP_{nit}}{MFP_{it}} = \frac{P_{it}}{P_{nit}} \quad (۲۰)$$

پس از لگاریتم و دیفرانسیل از رابطه (۲۰) داریم:

$$\dot{MFP}_{nit} = \dot{MFP}_{it} + (\dot{P_{it}} - \dot{P_{nit}}) = \dot{MFP}_{it} + \pi \quad ، \quad \pi = \text{تورم} \quad (۲۱)$$

پس از جای‌گذاری رابطه (۲۱) معادله به شکل زیر صورت‌بندی می‌شود.

$$\dot{MFP} = \mu_{nit}[\dot{MFP}_{nit} + \beta_i^{it}(1+\theta)\dot{MFP}_{it}] = \mu_{nit}[\dot{MFP}_{it} + \pi + \beta_i^{it}(1+\theta)\dot{MFP}_{it}]$$

پس از محاسبات و ساده کردن خواهیم داشت:

$$\frac{\dot{MFP}}{\mu_{nit}} - \pi = (1+\beta_i^{it}(1+\theta))\dot{MFP}_{it} \quad (۲۲)$$

$$\dot{MFP}_{it} = \frac{(\frac{\dot{MFP}}{\mu_{nit}} - \pi)}{(1+\beta_i^{it}(1+\theta))} \quad (۲۳)$$

که تورم (π) همان تفاضل رشد قیمتی تولیدکننده از رشد شاخص قیمتی ارتباطات است.
هم‌چنین، مجموع سهم فاوا برابر است با جمع سهم‌های مستقیم و غیر مستقیم فاوا.

$$\dot{k}_{it} \propto^{it} + (\beta_i^{it}(1+\theta)\dot{MFP}_{it})\ \mu_{nit} \quad (۲۴)$$

۴- یافته‌های پژوهش

ابتدا با استفاده از اطلاعات موجود در سایت مرکز ملی آمار ارزش افزوده اسمی، جبران خدمات و تعداد شاغلان و با استفاده از اطلاعات موجود در بانک مرکزی، شاخص قیمتی کل به تفکیک سال‌ها استخراج و با استفاده از رابطه (۶) ارزش افزوده واقعی و به کمک رابطه (۵) رشد ارزش افزوده واقعی و رشد شاغلان و با استفاده از رابطه (۷) سهم نیروی کار نیز محاسبه می‌شود، سپس اطلاعات پرداختی هزینه ارتباطات و مخابرات از سایت بانک مرکزی استخراج و با استفاده از رابطه (۸) سهم فاوا و رابطه (۹) سهم غیر فاوا محاسبه و با استفاده از اطلاعات موجود در سایت مرکز ملی آمار سرمایه‌گذاری کل و فاوا استخراج و با استفاده از روابط (۱۰) و (۱۱) و توضیحات بخش موجودی سرمایه، رشد موجودی سرمایه واقعی فاوا و غیر فاوا محاسبه می‌شود. اکنون رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را به تفکیک سال‌های تحقیق محاسبه می‌نماییم. از روابط (۱۴) و (۲۳-۱۷) و توضیحات بخش محاسبات رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت، رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت را به تفکیک سال‌های تحقیق محاسبه می‌نماییم. با توجه به نتایج بدست آمده، جدول میانگین رشدهای بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری کوتاه‌مدت فاوا و رتبه‌های آنان بر حسب نوع صنعت و نمودارهای مربوطه به شرح جدول ۱ آمده است:

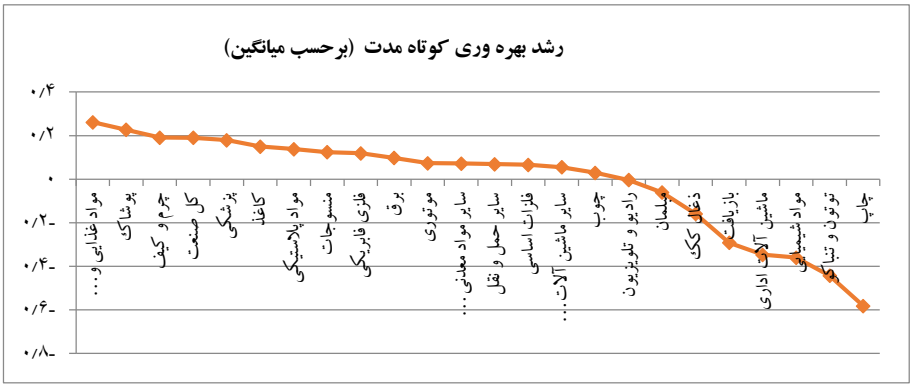
جدول ۱: مقایسه شاخص‌های مطرح شده طی دوره ۱۳۹۵- ۱۳۸۵

کد	فعالیت	رشد بهره‌وری کل عوامل تولید		رشد بهره‌وری کوتاه مدت فاوا	
		میانگین	رتبه	میانگین	رتبه
۱۵	مواد غذایی و آشامیدنی	.۰۷۳۸	۲	۰.۲۶۱۰	۱
۱۶	توتون و تنباکو	-.۵۷۲۳	۲۴	-.۴۴۳۲	۲۳
۱۷	منسوجات	.۰۰۱۷	۷	۰.۱۲۴۲	۸
۱۸	پوشاک	.۰۵۵۴	۳	۰.۲۲۷۰	۲
۱۹	چرم و کیف	.۰۵۳۱	۴	۰.۱۹۱۱	۳
۲۰	چوب	-.۰۹	۱۹	۰.۰۲۸۹	۱۶
۲۱	کاغذ	.۰۱۲۵	۶	۰.۱۴۹۷	۶
۲۲	چاپ	-.۱۲	۲۲	-۰.۵۸۱۶	۲۴
۲۳	ذغال کک	-.۱۰۴	۲۰	-۰.۱۵۹۲	۱۹
۲۴	مواد شیمیایی	-.۱۱۵	۲۱	-۰.۳۶۰۴	۲۲
۲۵	مواد پلاستیکی	-.۰۱۵۴	۱۰	۰.۱۳۸۱	۷
۲۶	سایر مواد معدنی غیر فلزی	-.۰۴۳۹	۱۳	۰.۰۷۲۰	۱۲
۲۷	فلزات اساسی	-.۰۷۵	۱۸	۰.۰۶۶۱	۱۴
۲۸	فلزی فابریکی	-.۰۰۸۴	۹	۰.۱۱۸۷	۹
۲۹	سایر ماشین‌آلات طبقه‌بندی نشده	-.۰۴۸۸	۱۵	۰.۰۵۵۲	۱۵
۳۰	ماشین‌آلات اداری	-.۰۶۸۷	۱۷	-۰.۳۴۶۷	۲۱
۳۱	برق	-.۰۴۸۷	۱۴	۰.۰۹۷۳	۱۰
۳۲	رادیو و تلویزیون	-.۰۰۴۶	۸	-۰.۰۰۴۰	۱۷
۳۳	پزشکی	.۰۸۵۷	۱	۰.۱۷۹۴	۵
۳۴	موتوری	-.۰۱۸۶	۱۲	۰.۰۷۳۶	۱۱
۳۵	سایر حمل و نقل	-.۰۵۷۷	۱۶	۰.۰۶۸۹	۱۳
۳۶	مبلمان	-.۱۹۸۲	۲۳	-۰.۰۶۱۳	۱۸
۳۷	بازیافت	-.۰۱۶۲	۱۱	-۰.۲۹۱۸	۲۰
۳۸	کل صنعت	.۰۲۸۳	۵	۰.۱۹۰۲	۴

منبع: یافته‌های محقق

منبع: یافته‌های محقق

نمودار ۱: میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بر حسب بخش‌های اقتصادی



منبع: یافته‌های محقق

نمودار۲: میانگین رشد بهره‌وری کوتاه مدت بر حسب بخش‌های اقتصادی

با استفاده از نتایج بدست آمده از مطالب، جدول و نمودارهای فوق می‌توان این‌گونه بیان کرد که: رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت در بخش‌های اقتصادی کشور ناشی از سرمایه فاوا مثبت بوده است. هرچند در برخی از سال‌ها و در بعضی از بخش‌های اقتصادی، رشد این متغیرها بسیار ناچیز و حتی منفی می‌باشد. محاسبات گویای آن است که فقط ۶ صنعت از ۲۳ صنعت، رشد بهره‌وری کل عوامل را تجربه کرده‌اند. بیشترین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع پزشکی، مواد غذایی و آشامیدنی، پوشاک، چرم و کیف، کاغذ و کمترین آن نیز مربوط به دخانیات، مبلمان، چاپ، مواد شیمیایی و ذغال کک می‌باشد.

هم‌چنین محاسبات گویای آن است که ۱۵ صنعت از ۲۳ صنعت، رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت را تجربه کرده‌اند. این امر گویای آن است که پاسخ بیشتر بخش‌های اقتصادی به فاوا در کوتاه‌مدت

مثبت می‌باشد. بیشترین رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت مربوط به صنایع مواد غذایی و آشامیدنی، پوشاک، چرم و کیف، پزشکی و کاغذ و کمترین مربوط به صنایع چاپ، توتون، تنباکو و سیگار، مواد شیمیایی، ماشین‌آلات اداری و بازیافت می‌باشد.

با استفاده از رابطه $\alpha^{it}\,\dot{k}_{it}$ سهم مستقیم فاوا، رابطه (۱۶) سهم غیر مستقیم فاوا و رابطه (۲۴) مجموع سهم‌های فاوا محاسبه می‌شود. در جدول ۲ میانگین سهم مستقیم، غیر مستقیم و مجموع فاوا به تفکیک سال‌ها و نوع صنعت مورد مقایسه قرار گرفته‌اند:

جدول ۲: مقایسه میانگین سهم‌های فاوا طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۵

کد	فعالیت	میانگین سهم فاوا از بهره‌وری کل عوامل		
		مستقیم	غیر مستقیم	جمع
۱۵	مواد غذایی و آشامیدنی	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۰۰۱۷	۰,۰۰۲۱۱۷
۱۶	توتون و تنباکو	۰.۰۳۰۳	۰.۰۰۰۰۰۰	۰,۰۳۰۳
۱۷	منسوجات	۰.۰۰۳۱	۰.۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۳۱
۱۸	پوشاک	۰.۰۰۲۳	-۰.۰۰۰۰۰۲	۰,۰۰۲۲۹۸
۱۹	چرم و کیف	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۰۰۰۱	۰,۰۰۱۵۰۱
۲۰	چوب	۰.۰۰۴۴	-۰.۰۰۰۰۶۷	۰,۰۰۴۳۳۳
۲۱	کاغذ	۰.۰۰۱۷	۰.۰۰۰۰۱	۰,۰۰۱۷۲
۲۲	چاپ	۰.۲۱۹۲	-۰.۰۰۰۰۱۲	۰,۲۱۹۱۸۸
۲۳	ذغال کک	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۰۰۳۵	۰,۰۰۰۲۳۵
۲۴	مواد شیمیایی	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰۱۷	۰.۰۰۱۴۱۷
۲۵	مواد پلاستیکی	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۰۰۴۱	۰.۰۰۱۲۴۱
۲۶	سایر مواد معدنی غیر فلزی	۰.۰۰۷۵	۰.۰۰۰۰۰۲	۰,۰۰۷۵۰۲
۲۷	فلزات اساسی	۰.۰۰۰۵	-۰.۰۰۰۰۰۳	۰,۰۰۰۴۹۷
۲۸	فلزی فابریکی	۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۰۰۳۲	۰,۰۰۰۴۳۲
۲۹	سایر ماشین‌آلات طبقه‌بندی نشده	۰.۰۰۲۳	۰۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۲۳
۳۰	ماشین‌آلات اداری	۰.۱۴۲۳	-۰.۰۰۰۷۱۱	۰.۱۴۱۵۸۹
۳۱	برق	۰.۰۰۱۰	۰.۰۰۰۰۶۲	۰.۰۰۱۰۶۲
۳۲	رادیو و تلویزیون	۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۰۰۴۱	۰.۰۰۱۷۵۹
۳۳	پزشکی	۰.۰۱۷۴	۰.۰۰۰۰۰۶	۰.۰۱۷۴۰۶
۳۴	موتوری	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰۰۲۱	۰.۰۰۰۱۲۱
۳۵	سایر حمل و نقل	۰.۰۰۰۶	۰۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۶
۳۶	مبلمان	۰.۰۰۲۱	-۰.۰۰۰۰۷۹	۰.۰۰۲۰۲۱
۳۷	بازیافت	۰.۰۰۵	.۰۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۵
۳۸	کل صنعت	۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۰۰۱	۰,۰۰۰۶۱

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۲ نشان می‌دهد که میانگین سهم‌های مستقیم، غیر مستقیم و مجموع فاوا از رشد بهره‌وری ناچیز می‌باشد. همچنین سهم غیر مستقیم از سهم مستقیم کمتر می‌باشد.

در جدول ۳ میانگین سهم‌های نیروی کار، سرمایه فاوا و سرمایه غیر فاوا بر حسب نوع صنعت مورد مقایسه قرار گرفته‌اند:

جدول ۳: مقایسه میانگین سهم‌های نیروی کار، سرمایه فاوا و سرمایه غیر فاوا طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۵

کد	فعالیت	میانگین سهم نیروی کار	میانگین سهم سرمایه فاوا	میانگین سهم سرمایه غیر فاوا
۱۵	مواد غذایی و آشامیدنی	.۲۸۳۱	.۰۰۲۱	.۷۱۴۸
۱۶	توتون و تنباکو	.۵۳۱۳	.۰۰۱۵	.۴۶۷۲
۱۷	منسوجات	.۴۰۸۶	.۰۰۲	.۵۸۹۴
۱۸	پوشاک	.۴۳۳۴	.۰۰۶۷	.۵۵۹۹
۱۹	چرم و کیف	.۳۶۹۰	.۰۰۲۷	.۶۲۸۳
۲۰	چوب	.۳۲۱۳	.۰۰۱۹	.۶۷۶۸
۲۱	کاغذ	.۳۶۹۳	.۰۰۲۸	.۶۲۷۹
۲۲	چاپ	.۴۸۱۷	.۰۰۴۳	.۵۱۴۰
۲۳	ذغال کک	.۱۰۷۷	.۰۰۰۵	.۸۹۱۸
۲۴	مواد شیمیایی	.۱۲۸۳	.۰۰۰۹	.۸۷۰۸
۲۵	مواد پلاستیکی	.۳۲۲۷	.۰۰۲۳	.۶۷۵۰
۲۶	سایر مواد معدنی غیر فلزی	.۲۷۷۴	.۰۰۲۱۷	.۷۲۰۴
۲۷	فلزات اساسی	.۱۹۱۹	.۰۰۰۸	.۸۰۷۳
۲۸	فلزی فابریکی	.۳۵۶۶	.۰۰۲۱۹	.۶۴۱۲۱
۲۹	سایر ماشین‌آلات طبقه‌بندی نشده	.۳۳۴۹	.۰۰۲۴	.۶۶۲۷
۳۰	ماشین‌آلات اداری	.۴۹۱	.۰۰۷	.۵۰۲
۳۱	برق	.۳۰۴	.۰۰۱۹	.۶۹۴۱
۳۲	رادیو و تلویزیون	.۲۷۵۵	.۰۰۲۳	.۷۲۲۲
۳۳	پزشکی	.۳۰۹۳	.۰۰۲۳	.۶۸۸۴
۳۴	موتوری	.۳۱۲۹	.۰۰۱۴	.۶۸۵۷
۳۵	سایر حمل و نقل	.۴۲۵۳	.۰۰۲۳	.۵۷۲۴
۳۶	مبلمان	.۴۹۵۴	.۰۰۳۶	.۵۰۱
۳۷	بازیافت	.۶۱۶	.۰۰۵۳	.۳۷۸۷
۳۸	کل صنعت	.۲۲۸۳	.۰۰۱۴	.۷۷۰۳

منبع: یافته‌های محقق

در جدول ۳ میانگین سهم سرمایه غیر فاوا بیشتر از میانگین سهم نیروی کار و سرمایه فاوا طی دوره مورد بررسی بوده و این اختلاف در مورد میانگین سهم سرمایه فاوا، معنادار نیز می‌باشد.

۵- بحث و نتیجه گیری

در این تحقیق، علاوه بر برآورد رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت، میانگین سهم‌های فاوا و غیر فاوا و سهم‌های مستقیم، غیر مستقیم و مجموع فاوا نیز در بخش‌های اقتصادی ایران با استفاده از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در سطح کدهای دو رقمی مرکز آمار ایران در دوره‌های زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ در قالب حسابداری رشد با استفاده از الگوی تحقیقات اولینر و سایچل (۲۰۰۲) مورد محاسبه قرار گرفت. در این راستا موارد ذیل نتیجه‌گیری و پیشنهاد می‌گردد:

۱) سهم فاوا در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت بر حسب نوع صنعت متفاوت می‌باشد. نوسانات و تغییرات زیادی در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت بوده که می‌تواند تحت تاثیر عوامل مختلف محیطی اثرگذار حاکم بر اقتصاد کشور یا عوامل دیگر باشد که مانع از یک نتیجه‌گیری کلی و یکپارچه در این خصوص می‌گردد.

۲) با این‌که میزان سرمایه‌گذاری فاوا طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۵ بسیار کم بوده لیکن پاسخ آن در رشد بهره‌وری برای کل صنعت مثبت می‌باشد.

۳) با توجه به تاثیر سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه در سهم‌های مستقیم و غیر مستقیم فاوا لزوم ایجاد زیرساخت‌های لازم شامل سخت‌افزارها، نرم‌افزارها همچون تجهیزات مخابراتی و غیر مخابراتی، اینترنت پرسرعت و کاهش هزینه‌های دسترسی به اینترنت در صنایع تولیدی ایران ضرورت دارد.

۴) یکی از عوامل موثر در بهره‌وری کل عوامل تولید، تحقیق و توسعه و آموزش نیروی انسانی می‌باشد که ارتباط بین صنایع تولیدی و دانشگاه‌ها ضروری است.

۵) با توجه به تغییرات سریع تکنولوژی در بخش فاوا، به روز رسانی و مطابقت سخت‌افزاری و نرم‌افزاری صنایع تولیدی کشور ضروری است.

۶) با توجه به تغییرات سریع تکنولوژی و تخصصی بودن بخش فاوا، استفاده بهینه از نیروهای متخصص در صنایع تولیدی کشور می‌تواند منجر به رشد بهره‌وری گردد.

۷) استفاده از فاوا به همراه عوامل مکمل سرمایه فیزیکی و نیروی انسانی مناسب ممکن است به رشد مثبت و معنادار بهره‌وری منجر گردد که آن نیز نیازمند مطالعات بیشتر می‌باشد.

۸) با توجه به رابطه (۲۳) رشد بهره‌وری کوتاه‌مدت تحت تاثیر عوامل مختلفی مثل تورم (تفاضل رشد قیمتی تولیدکننده از رشد شاخص قیمتی ارتباطات)، نسبت موجودی سرمایه فاوا به کل

موجودی سرمایه بخش، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، نفوذ فاوا (β)، متغیر $\theta + 1$ می‌باشد. که این نیازمند مطالعات بیشتر در مقالات دیگر است.

به طورکلی ارتقاء رشد اقتصادی از طریق توسعه زیرساخت‌های فاوا با تشویق افزایش سرمایه‌گذاری در بخش فاوا باید اولویت سیاست‌های دولتی قرار گیرد. با توجه به این‌که در دوران پسا کرونا می‌باشیم، لازم است سیاست‌های کشور به سمت توسعه و ارتقاء فاوا قرار گیرد. به عبارتی توسعه اقتصادی در دوران کرونا و پسا کرونا وابسته به توسعه پیشرفت‌های فاوا می‌باشد.

References

Barani Beiranvand, M. S. (2011). *The Impact of Information Technology on Productivity in Mehr Financial and Credit Institution (Case Study of Lorestan branches)*, Shahid Beheshti University.

Bazzazan, F. (2013). "Measurement of Total Factor Productivity Using anInput-Output Approach". The Journal of Economic Policy **3**(5): 143-168.

Behboudi, D. & Montazeri Shoorekchali, J. (2011). "The Investigation of TFP in Iranian Economy (1966-2007) (Growth Accounting Approach)". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research **1**(3): 70-49.

Buiatti, C. Duarte, J.B. & Sáenz, L.F. (2017). "Why Is Europe Falling Behind Structural Transformation and Services' Productivity Differences Between Europe and the U.S.". Working Paper, Cambridge Working Papers in Economics: 1708, University of Cambridge, 36.

D. Atkinson, R. (2018). "How ICT Can Restore Lagging European Productivity Growth". Journal of Information Technology and Innovation Foundation. Available at the following site: https://espas.secure.europarl.europa.eu/orbis/node/1352.

D. Atkinson, R. Ezell, S. Andes, S.M. & Castro, D. (2010). "The Internet Economy 25 Years After. Com". (Information Technology and Innovation Foundation), http://www.itif.org/publications/internet-economy-25-years-after-com; Matthieu Pélissié du Rausas et al., "Internet Matters: The Net's Sweeping Impact on Growth, Jobs, and Prosperity" (McKinsey Global Institute, May 2011).

Dedrick, J. Gurbaxani, V. & Kraemer, K. (2003). "Information Technology and Economic Performance: A Critical Review of the Empirical Evidence". ACM Computing Surveys **35**(1): 1-28.

Diermeier, M. & Goecke, H. (2017). "Productivity, Technology Diffusion and Digitization". Wirtschaftsforschung an der Universität München, München **18**: 26-32.

Dimelis, S.P. & Papaioannou. S.K. (2017). "Does Upstream Regulation Matter When Measuring the Efficiency Impact of Information Technology? Evidence across EU and US Industries". Information Economics and Policy **41**: 67-80.

Draca, M. Sadun, R. & Reenen, J. V. (2006). "Productivity and ICTs: A Review of the Evidence". CEP Discussion Paper No 749. DOI: 10.1093/oxfordhb/ 9780199548798.003.0005. Source: ePEc. https://www.researchgate.net/publication/5001176.

Edquista, H. & Henrekson. M. (2017). "Do R & D and ICT Affect Total Factor Productivity Growth Differently?". Telecommunications Policy **41**: 106-119.

Gaspar, P. (2003). "ICT and its Impact on Productivity and Economic Growth in Candidate Countries". Retrievable at the following site: www.gasparalapitvany.eu › docs › 97.

Ghita-Mitrescu, S. & Duhnea, C. (2016). "Internet Banking in Romania at a Glance". Ovidius Univ. Ann. Econ. Sci. Ser. **16**: 508-514.

Haider, F. Kunst, R. & Wirl, F. (2020). "Total Factor Productivity, Its Components and Drivers". Empirica https://doi.org.

Huang, J. Xiaochen, C. Huang, S. Tian, S. & Lei, H. (2019). "Technological Factors and Total Factor Productivity in China: Evidence based on a Panel Threshold Model". China Economic Review **54**(C): 271-285.

Jafari, S. Esfandiari, M. & Pahlavani, M. (2020). "Investigating the Role of Factors Affecting the Total Factor Productivity in Iran with an Emphasis on Human Capital and Renewable and Non-Renewable Types of Energy". The Journal of Economic Policy **12**(23): 321-344.

Kiani, K. & Sarlak, A. (2017). "Investigating the Impact of Information and Communication Technology on Capital Productivity and Total Production Factors in Iran". Journal of Financial Economics **11**(39): 83-100.

Lee, H. & Khatri, Y. (2003). "IT and Productivity Growth in Asia". IMF Working Paper WO/03/13.

Liang, C. & Hejheng, R. (2020). "An International Comparison on TFP Changes in ICT Industry among Japan, Korea, Taiwan, China and the United States". *Measuring Economic Growth and Productivity, Foundations, KLEMS Production Models, and Extensions*: 117-136.

Lin, H.J. & Lin, W.T. (2007). "International E-banking: ICT Investments and the Basel Accord". J. Comp. Int. Manag. **10**: 23-39.

Mačiulytė-Šniukienėa, A. & Gaile-Sarkane, E. (2014). "Impact of Information and Telecommunication Technologies Development on Labour Productivity". Procedia - Social and Behavioral Sciences **110**: 1271-1282.

Mahmoodzadeh, M. & Fathabadi, M. (2017). "Driving Factors of Total Factor Productivity in Iranian Manufacturing Industries". Journal of Economic Modeling Research **7**(26): 141-165.

Mahmoodzadeh, M. Ghavidel Doostkouyi, S. & Chavooshi, S. F. (2019). "Factors Affecting Expansion of E-Commerce in Iran". Economics Research **19**(74): 201-230.

Mahmoodzadeh, M. Mousavi, M. & Paknahad, F. (2016). "Accounting the Growth of in Iran Manufacturing Sector by Emphasizing on ICT". Economic Modeling **9**(32): 41-64.

Mahmoudzadeh, M. (2009). "The Effect of Information Technology on Labor Productivity in the Iranian Manufacturing Industries: 2002-2007". Journal of New Economy and Commerce **5**(17): 1-22.

Mahmoudzadeh, M. (2010). "The Effects of Information and Communication Technology (ICT) on the Total Factor Productivity (TFP) in Iran". Journal of Executive Management **1**(36): 107-130.

Mahmoudzadeh, M. (2011). "The Effects of Information and Communication Technology (ICT) on the Total Factor Productivity (TFP) in Selected Developing Countries". Iranian Journal of Trade Studies **15**(57): 29-64.

Moshiri, S. Parsa, M. & Darougar, L. (2018). "Effects of Information Technology on Production Chain in Iran: An Input-Output Approach". Economics Research **18**(68): 1-44.

Oliner, S. D. & Sichel, D. E. (2002). "Information Technology and Productivity: Where Are We Now and Where Are We Going?" Finance and Economics Discussion Series 2002-29, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), Revised 2002.

Solow. R. (1987). "We'd Better Watch Out". New York Times Book Review

Souma, W. Ikeda, Y. Iyetomi, H. & Fujiwara, Y. (2009). "Distribution of Labour Productivity in Japan over the Period 1996–2006". Economics The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, **14**(3). http://dx.doi.org/10.5018/ economics-ejournal. ja. 2009-14.

Stoica, O. Mehdian, S. & Sargu, A. (2015). "The Impact of Internet Banking on the Performance of Romanian Banks: DEA and PCA Approach". Procedia Econ. Financ 20: 610-622.

Toader, E. Firtescu, B. N. Roman, A. & Anton, S. G. (2018). "Impact of Information and Communication Technology Infrastructure on Economic Growth: An Empirical Assessment for the EU Countries". Sustainability 10: 3750.

Triplett, J. E. & Bosworth, B.P. (2003). "Productivity Measurement Issues in Services Industries: 'Baumol's Disease' has Been Cured". FRBNY Economic Policy Review **9**(3): 23-33.

Van Ark, B. Melka, J. Mulder, N. Timmer, M. & Ypma, G. (2003) "ICT Investments and Growth Accounts for the European Union, Final Report on "ICT and Growth Accounting" for the DG Economics and Finance of the European Commission". Research Memorandum GD-56, Groningen Growth and Development Centre.

www.amar.org.ir

www.cbi.ir

www.ITU.int

Zhen-Wei Qiang, Ch. Pitt, A. & Ayers, S. (2003). "Contribution of Information and Communication Technologies to Growth". Warld Bank Working Paper No. 24. http://dx.doi. org/10.1596/0-8213-5722-0.

ضمیمه ۱ حسابداری رشد

با استفاده از تابع تولید گسترش یافته سولو می‌توان تولید را تابعی به شکل زیر در نظر گرفت:

$$Y(t) = F[K(t), L(t), A(t)] \quad (۱)$$

در این رابطه $Y(t)$ تولید نهایی، $K(t)$ انباشت سرمایه فیزیکی اقتصاد، $L(t)$ نیروی کار (ساعت اشتغال یا تعداد کارکنان)، $A(t)$ تکنولوژی و t نیز متغیر مستقل زمان می‌باشد. فرض می‌شود تولید نهایی پیوسته، کاهنده، مشتق‌پذیر، مثبت و نسبت به مقیاس دارای بازده ثابت و زمان نیز پیوسته باشد. تغییرات نسبی تولید را می‌توان با استفاده از تغییرات نسبی سرمایه، نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید توضیح داد. برای محاسبه تغییرات نسبی در تولید از رابطه (۱) نسبت به t دیفرانسیل می‌گیریم:

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\partial Y}{\partial K}\frac{\partial K}{\partial t} + \frac{\partial Y}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial t} + \frac{\partial Y}{\partial A}\frac{\partial A}{\partial t} \quad (۲)$$

طرفین رابطه بر Y تقسیم و بر هر یک از متغیرهای مستقل همان جمله ضرب و تقسیم می‌شود:

$$\frac{1}{Y}\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\partial Y}{\partial K}\frac{\partial K}{\partial t}\frac{1}{Y}\frac{K}{K} + \frac{\partial Y}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial t}\frac{1}{Y}\frac{L}{L} + \frac{\partial Y}{\partial A}\frac{\partial A}{\partial t}\frac{1}{Y}\frac{A}{A} \quad (۳)$$

$$\frac{\partial Y/\partial t}{Y} = \left(\frac{\partial Y}{\partial K}\frac{K}{Y}\right)\left(\frac{\partial K/\partial t}{K}\right) + \left(\frac{\partial Y}{\partial L}\frac{L}{Y}\right)\left(\frac{\partial L/\partial t}{L}\right) + \left(\frac{\partial Y}{\partial A}\frac{A}{Y}\right)\left(\frac{\partial A/\partial t}{A}\right) \quad (۴)$$

$$\dot{y} = \frac{\partial Y/\partial t}{Y},\ \dot{k} = \left(\frac{\frac{\partial K}{\partial t}}{K}\right),\ \dot{l} = \left(\frac{\frac{\partial L}{\partial t}}{L}\right),\ M\dot{F}P = \left(\frac{\partial Y}{\partial A}\frac{A}{Y}\right)\left(\frac{\frac{\partial A}{\partial t}}{A}\right),\ \alpha_k = \frac{\partial Y}{\partial K}\frac{K}{Y},\ \alpha_l = \frac{\partial Y}{\partial L}\frac{L}{Y} \quad (۵)$$

$$\dot{y} = \alpha_k\dot{k} + \alpha_l\dot{l} + M\dot{F}P \quad (۶)$$

$$M\dot{F}P = \dot{y} - \alpha_k\dot{k} - \alpha_l\dot{l} \quad (۷)$$

Original Research Article

Providing a framework to estimate ICT contributions to the growth of productivity: Evidence from the Iranian manufacturing industry[1]

Mahmoud Rezaee Seraji[2]
Mahmoud Mahmoudzadeh[3]*
Parvaneh Salatin[4]
Mehdi Fathabadi[5]

Received: 27-12-2020 Accepted: 11-03-2021

Introduction: The impact of ICT on the economic and social development of countries has been studied over the past three decades using different methods and data in different time periods and at national or international levels. Studies show ICT, at the macro level of productivity and economic growth, has been impressive. The ambiguity of ICT productivity was first raised by Robert Solo in 1987. For this reason, it is also known as "solo ambiguity". "We see computers everywhere except in productivity statistics", he said. In the 1980s, most studies reported a negative relationship between productivity at the economy level and the IT workforce. However, in the 1990s, further research findings highlighted the positive and significant effect of ICT on productivity and economic growth. Therefore, the effects and consequences of ICT have been discussed by researchers since the 1990s. The purpose of this study is to examine the productivity growth in all production factors, short-term productivity growth, direct, indirect and total ICT shares as well as the average ICT and non-ICT shares of productivity growth.

Methodology: This research is applied in terms of purpose and descriptive-analytical in terms of data collection. The study aims to explore the relationship between ICT and the productivity growth of all the factors of production. A historical study of the correct measurement of the share of inputs in production shows that there are complex tools and methods in this

[1]. The article is extracted from a doctoral thesis.

[2]. PhD Student in Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University
Email: m.rezaee793@gmail.com
[3]. Associate Professor of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University
[4]. Assistant Professor of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University
[5]. Assistant Professor of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University

regard, one of which is growth accounting. Using it, one can calculate the share of technology or the growth of technology in progress, which is equal to the growth of productivity in all the factors of production and is known as "solo waste". Solo waste is the share of productivity in GDP obtained by the difference of the growth of labor and capital from the growth of output. This study evaluates, compares, and analyzes the variables considering growth accounting and the research model of Oliner and Seichel (2002). For this purpose, application is made of the survey results of the industrial workshops of more than ten employees at the level of two-digit codes of the Statistics Center of Iran in the period 2006-2016. The following equations are used to calculate the total productivity growth of the short-term factors of production:

$$\dot{MFP} = \dot{Y} - (\propto^{kn} \dot{k}_{n} + \propto^{it} \dot{k}_{it} + \alpha^{L}\dot{L})$$

$$\dot{MFP}_{it} = \frac{(\frac{\dot{MFP}}{\mu_{nit}} - \pi)}{(1 + \beta_i^{it}(1+\theta))}$$

Also, to calculate the direct and indirect ICT shares, the following equations is used: $\propto^{it} \dot{k}_{it}$, $\beta_i^{it}(1+\theta)\,\dot{MFP}_{it}(\mu_{nit})$

The variables and formulas are fully explained in the text of the article.

First, using the data available on the website of the National Statistics Center of Iran, the nominal value added, the compensation of services and the number of employees, the total price index is extracted by years. Also, using relation (6) the real value added is estimated, and relation (5) calculates the growth of the real value added and the employees. Equation (7) serves to calculate the share of labor force, and then the data on the payment of communications and telecommunications costs are extracted from the site of the Central Bank. Equations (8) and (9) calculate the ICT share and relationship as well as the share of non-ICT, respectively. Equation (9) also extracts the data from the website of the National Center for Total Investment and ICT Statistics. Relations (10) and (11) along with the explanations of the capital inventory section calculate the growth of real capital inventory of ICT and non-ICT. We now calculate the productivity growth of all the factors of production in the studied years. From Equations (14) and 17-13 and the explanations of the short-term productivity growth, we calculate the short-term productivity growth separately in the studied years. This paper presents the table of the average productivity growth for the total factors of production, the short-term productivity of ICT and their ranks in terms of the type of industry as well as the corresponding charts.

Results and Discussion: Calculations show that only 6 out of 23 industries have experienced total factor productivity growth. The highest productivity growth of the total production factors is in medical, food and beverage, clothing, leather and bags, and in the paper industry, while the lowest is related to tobacco, furniture, printing, chemicals and coke. Calculations also

show that 15 out of 23 industries have experienced short-term productivity growth. This shows that the response of most economic sectors to ICT is positive in the short term. The most growth of short-term productivity is related to food and beverage industries, clothing, leather and bags, medicine and paper, but the lowest occurs in the printing, tobacco, tobacco and chemical industries, chemicals, office machinery and recycling. The equation $\dot{k}_{it}\ \propto^{it}$ calculates the direct share of ICT, Equation (16) the indirect share of ICT and Equation (24) the sum of ICT shares. Then, the tables of the average direct, indirect and total ICT shares by years and types of industry are compared. At the end, the table of the average shares of labor force, ICT capital and non-ICT capital are compared according to the type of industry.

Conclusion: The share of ICT in the productivity growth of all the factors of production and short-term productivity growth varies according to the type of industry. This share has been very small and even negative in some years and in some economic sectors. The averages of the direct and indirect shares as well as the total ICT are negligible. Moreover, the indirect share is less than the direct share. The average share of the non-ICT capital is higher than that of labor and the ICT capital during the mentioned period. The difference is significant regarding the average share of the ICT capital.

Keywords: ICT, Total productivity of production factors, Economic sectors of Iran.

JEL classification: O33, O47, L60.

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۰

محدودیت وثیقه‌ای و تاثیر آن بر بانکداری کشور و متغیرهای کلان اقتصادی

یزدان گودرزی فراهانی[۱]
سید هادی عربی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۱۴

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی نقش محدودیت وثیقه‌ای در سیستم بانکی و تاثیر آن بر عملکرد سیستم بانکی کشور است. در این مطالعه از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۸ استفاده شده است. در این مطالعه محدودیت وثیقه‌ای در عملکرد بنگاه‌های تولیدی و به تبع آن واکنش سیستم بانکی به این موضوع مورد بررسی قرار گرفته است. نوآوری این مطالعه در لحاظ کردن یک فرآیند واکنشی در عملکرد سیستم بانکی به نحوه عملکرد بنگاه در استفاده از اعتبارات است. در راستای مدل‌سازی محدودیت اعتبارات وثیقه‌ای دو سناریو در نظر گرفته است. در سناریو اول فرض می‌شود که سیستم بانکی هیچ‌گونه عکس‌العملی به عملکرد بنگاه اقتصادی دریافت کننده اعتبارات از خود نشان نمی‌دهد. اما در سناریو دوم در تابع سود بانک بخشی به عنوان تاثیر مشارکت بانک در اعتبارات اعطایی سیستم بانکی و مشارکت واقعی در فعالیت اقتصادی لحاظ شده است. نتایج بدست آمده از شوک اعتبارات وارد شده در مدل و مقایسه سناریوهای مدل نشان دهنده این موضوع بوده است که اگر بانک در اعطای اعتبارات خود را به صورت واقعی در فعالیت بنگاه شریک بداند به مراتب نسبت به حالتی که درآن صرفا به عنوان واسطه مالی عمل کرده و در صورت عدم توانایی بازپرداخت بدهی توسط بنگاه اقدام به اجرای وثیقه کند، سودآوری بالاتری داشته و اثرات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون تولید، سرمایه‌گذاری و کاهش هزینه‌های عملیاتی بانکی مناسب‌تر و بهتر بوده است.

واژه‌های کلیدی: شوک اعتباری، محدودیت وثیقه‌ای، معوقات بانکی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

Keywords: Credit Shock, Collateral Credit, Bank Arrears, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.
JEL Classification: E51, P33, F56, C61.

[۱]. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه قم (نویسنده مسئول) yazdan.farahani@gmail.com
[۲]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه قم hadi.arabi@gmail.com

۱- مقدمه

یکی از مشکلاتی که کشور ایران در حال حاضر با آن روبرو است افزایش حجم معوقات بانکی نسبت به کل اعتبارات اعطایی در شبکه بانکی است که منجر به بی‌ثباتی‌های مالی احتمالی در آینده می‌شود. پرداخت نشدن دیون در سررسید توسط بدهکاران می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد که از مهمترین آن‌ها می‌توان به بی‌ثباتی و رکود بازار اشاره نمود. در سراسر جهان، صنعت بانکداری یکی ارکان بسیار مهم اقتصاد هر کشور به شمار می‌رود و به دلیل ارائه خدمات متنوع مالی و اعتباری، نقش تعیین‌کننده‌ای در توسعه و رشد اقتصادی کشورها ایفا می‌کند و می‌توان از آن به عنوان نیروی محرکه، شتاب دهنده، متعادل کننده و سامان بخش اقتصاد یاد کرد (پورمند بخشایش و پورمند بخشایش، ۱۳۹۶: ۶۸۲).

بانک به منظور اطمینان از بازگشت اعتبارات اعطایی به دریافت وثایق معتبر از مشتریان مبادرت می‌ورزد تا در صورت عدم تادیه بدهی یا ایفای تعهد در سررسید مقرر، بتواند طلب خویش را از محل وثایق استیفا نماید. اعتبارات وثیقه‌ای[1] و نوع آن به عنوان یکی از محدودیت‌های تأمین مالی برای بنگاه‌های تولیدی در اقتصاد است. توافقنامه بال ۲ به اهمیت نوع و مقدار وثیقه برای بنگاه‌هایی که دارای عملکرد ضعیف‌تر هستند تأکید دارد. برخلاف توافقنامه بال ۱ که با بنگاه‌ها در این زمینه به صورت یکسان برخورد می‌کند، در توافقنامه بال ۲ به این نکته اشاره شده است که در صورتی که بانک در یک فعالیت ریسکی‌تر وارد شود باید مقدار بیشتری از سرمایه خود را به منظور حفظ ثبات بانک درگیر کند. افزایش ریسک بنگاه قرض‌گیرنده موجب افزایش میزان مطالبات معوق بانک شده و میزان ذخیره‌گیری در سرمایه بانک را افزایش می‌دهد، در این حالت وقتی که میزان اعتبارات غیر جاری در بانک افزایش می‌یابد تنها منبعی که بانک برای برگشت منابع خود می‌تواند استفاده کند وثایق مربوطه است، بنابراین بانک ترجیح می‌دهد که گروگذاری وثیقه را اجباری کند. علاوه بر آن تنوع بخشی به نوع وثایق وام یکی از سیاست‌هایی است که بانک در هر مقطع زمان خاصی با توجه به شرایط موجود و پیش رو در نظر می‌گیرد (کشاورز حداد و حیدری، ۱۳۹۵: ۳۳۶-۳۳۴).

در شرایط رکود اقتصادی عمدتاً شرکت‌هایی که به تودیع وثایق ملکی (با قدرت نقدشوندگی پایین) می‌پردازند در صورت عملکرد بد از عدم نقدشوندگی ملک خود آگاهند، بنابراین برای افزایش ارزش اعتباری خود تلاش کمتری انجام می‌دهند و این احتمال نکول شرکت را افزایش

[1]. Collateral Credits

می‌دهد. از طرفی از آن‌جا که وثیقه با نقدشوندگی بالاتر از نظر قانونی در صورت مشکوک‌الوصول شدن اعتبارات داده شده به مشتری، برای بانک راحت‌تر وصول می‌شود، مشتری برای کاهش احتمال نکول خود تلاش بیشتری را به کار می‌گیرد. بر اساس ادبیات نظری و تئوری موجود عمده بنگاه‌هایی که دارای نوع وثیقه‌های با نقدشوندگی بالا هستند با توجه به اطمینان به فضای کسب و کار خود دارای ارزش اعتباری بالاتری نیز هستند، زیرا به طور عمده از این نوع وثایق در تأمین سرمایه در گردش خود در صورتی که نتوانند بنگاه را از طریق دریافت اعتبارات تأمین مالی کنند، استفاده می‌کنند.

مشکل جدی دیگر بنگاه‌های اقتصادی این است که نهادهای دولتی تمام هزینه‌هایشان را نقدی می‌گیرند و کوچکترین تاخیر، جریمه قابل توجهی در پیش دارد. در حالی که اغلب مبادلات بنگاه‌ها به صورت اعتباری صورت می‌گیرد در نتیجه شکاف دریافت و پرداخت جریانات نقدی وضعیت اعتباری بنگاه‌های اقتصادی را سست می‌نماید.

با توجه به وظائف تعریف شده برای سیستم بانکی، ارائه خدمات به مشتریان توسط بانک‌ها الزامی است و از جمله این خدمات پرداخت تسهیلات است که مهم‌ترین بخش فعالیت بانکی را تشکیل می‌دهد. در راستای این نوع خدمات، نقدینگی مورد نیاز مشتریان توسط بانک‌ها تأمین می‌گردد تا هم فعالیت‌های اقتصادی گیرندگان تسهیلات رونق یابد و هم چرخه بانک از محل کسب منفعت و سود متوقف نگردد. اما برگشت نقدینگی پرداخت شده تحت عنوان تسهیلات توأم با ریسک است و احتمال دارد تعدادی از گیرندگان تسهیلات نخواهند بدهی خویش را مسترد نمایند. لاجرم اعمال سیاستی برای بانک ها لازم می‌آید تا ریسک ناشی از عدم برگشت وجوه خود را به حداقل برساند. به همین منظور در مقابل پرداخت تسهیلات به مشتریان، تضمین یا وثیقه می‌گیرند که موضوع بحث این بخش از عملیات بانکداری است هر چند که یک عمل فرعی نسبت به خدمات بانکی است اما بسیار مهم بوده و توجه به این بخش مایه دوام و قوام خدمات بانکی است. مساله اصلی مورد بررسی در این مطالعه نقش محدودیت وثیقه‌ای در اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بنگاه‌های تولیدی است. برای این منظور قید وثیقه در اعتبارات دریافتی بنگاه‌ها گنجانده می‌شود و بنگاه‌های تولیدی به دو گروه تقسیم می‌شوند. گروه اول بنگاه‌هایی که فاقد محدودیت بوده و توانایی بازپرداخت منظم اعتبارات دریافتی را دارند. گروه دوم بنگاه‌هایی با عملکرد ضعیف قرار دارند که به علت معوق بودن اعتبارات پرداختی خود دارای قید محدودیت در اعتبارات هستند و برای این گروه از کل اعتبارات اعطایی سیستم بانکی آن بخشی که به گروه اول پرداخته شده کسر

شده و مابقی در صورت وجود داشتن با توجه به محدودیت وثیقه به این گروه اعتبارات پرداخت خواهد شد. در واقع الزامات وثیقه‌ای منجر به محدودیت‌های اعتباری برای بنگاه‌های اقتصادی می‌شود و این محدودیت اعتبار منجر به کاهش توانایی بنگاه برای ایجاد شغل می‌گردد. بنابراین، این موضوع در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و تاثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی خواهد شد.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه به بررسی ادبیات تحقیق و مطالعات پیشین انجام شده در مورد موضوع تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده است. در بخش چهارم مدل تجربی تحقیق برآورد گردیده است. در نهایت در بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

ادبیات اولیه اقتصاد کلان با اصطکاک مالی[1] که توسط برنانکه و گرتلر[2] (۱۹۸۹) و کارلستروم و فورست[3] (۱۹۹۷) ارائه شد، بر این واقعیت اشاره دارد که با وجود ناقصی‌های بازار (از قبیل اصطکاک‌های مالی) یک شوک موقت می‌تواند اثرات طولانی‌مدت داشته باشد. در مدل چرخه‌های تجاری حقیقی با وجود اصطکاک مالی، شوک‌های موقت تداوم بیشتری به دلیل بازخورد اصطکاک مالی دارند. در این مدل‌ها شوک‌های منفی به دارایی خالص بنگاه با وجود اصطکاک‌های مالی تقویت شده و بنگاه را مجبور به کاهش سرمایه‌گذاری می‌کند. این نتایج در دوره‌های بعد منجر به یک سطح پایین‌تر از سرمایه و دارایی خالص بنگاه می‌شود.

گارین[4] (۲۰۱۵) نشان داد که محدودیت پیش روی بنگاه‌ها به دو صورت عمل می‌کند به طوری که اگر بنگاه‌های با عملکرد خوب در بازپرداخت اعتبارات هیچ‌گونه قصوری نداشته باشند، سیستم بانکی برای این بنگاه‌ها مجدداً اقدام به تخصیص اعتبار می‌کند و این بنگاه‌ها در تامین مالی خود با مشکل مواجه نمی‌شوند. اما در مقابل بنگاه‌های بد با عملکرد ضعیف قرار دارند که در بازپرداخت اعتبارات کوتاهی کرده و در تامین مالی خود برای دوره‌های آتی دچار مشکل می‌شوند (الهی و بیرجندی، ۱۳۹۷: ۲۲۹).

---

1. Financial Friction
2. Bernanke and Gertler (1989)
3. Carlstrom and Fuerst (1997)
4. Garine (2015)

در ادبیات اقتصادی، اصطکاک مالی عمدتاً بر اساس دو رویکرد مطرح شده است. رویکرد اول از مطالعه برنانکه و گرتلر (۱۹۸۹) معرفی و توسط کارلستروم و فورست (۱۹۹۷) برگرفته شده و در ادغام با چارچوب کینزین‌های جدید توسط برنانکه و همکاران[1](۱۹۹۹) به مدل شتاب‌دهنده مالی تبدیل گردیده است (کوهل[2] ۲۰۲۰: ۳). رویکرد دوم توسط کیوتاکی و مور[3](۱۹۹۷) معرفی شد که در مدل آن‌ها اصطکاک مالی از طریق محدودیت وثیقه بر متغیرهای اقتصادی اثر می‌گذارد (عباسقلی نژاد و نوفرستی، ۱۳۹۷: ۱۸۷).

در ارتباط با اعتبارات وثیقه‌ای در سیستم بانکی و نقش آن در بروز اصطکاک در بازارهای مالی می‌توان به این موضوع اشاره کرد که قراردادهای داخلی بانک‌ها، موضوع ماده ۱۰ قانون عملیات بانکی بدون ربا است که بدون مراجعه به دفاتر اسناد رسمی و طبق ماده قانونی مذکور و تبصره‌های آن در داخل بانک منعقد می‌شود. به موجب قانون در حکم لازم الاجرا محسوب می‌گردد و به این ترتیب از امتیازات اسناد لازم الاجرا برخوردار است که از جمله آن قابلیت صدور اجرائیه بدون مراجعه به دادگستری و طبق مواد قانونی آئین نامه اجرای مفاد اسناد رسمی لازم الاجرا از طریق دوایر اجرای اسناد رسمی است (صفایی، ۱۳۸۳: ۱۸-۱۰).

نکته اساسی در اجرای اسناد لازم الاجرا این است که قراردادهای مزبور به نحو صحیح تنظیم شده باشد که در صورت عدم ایفای تعهدات از سوی مدیون نسبت به آن‌ها درخواست صدور اجرائیه صورت گیرد. البته در خصوص وصول همه قراردادها نیاز به صدور اجرائیه نیست زیرا ماهیت برخی وثیقه‌ها مانند سپرده‌های بانکی به گونه‌ای است که نیاز به این موضوع نبوده چرا که بانک‌ها با عدم ایفای تعهدات از جانب مدیون و انتقال مطالبات به سر فصل غیر جاری رأساً نسبت به برداشت از حساب مدیون و تهاتر بدهی اقدام می‌نمایند و این مهم حتماً در قراردادهای بانکی مربوطه بیش‌بینی خواهد شد تا در صورت ضبط سپرده، از اعتراض مدیون ممانعت بعمل آورد. در مواقعی نیز که مطالبات بانک به سرفصل غیر جاری منتقل گردیده لیکن مدیون یا یکی از ضامنین در یکی از شعبه آن بانک دارای حساب و موجودی باشند، بانک‌ها به استناد ماده‌ای که در قراردادهای غیر رهنی (قراردادهای داخلی) درج می‌نمایند و مدیونین نیز ذیل آن را امضاء می‌نمایند اقدام به برداشت از حساب و تهاتر بدهی می‌نمایند (قاسمی، ۱۳۹۴: ۳۸-۳۵).

---

1. Bernanke (1999)
2. Kühl (2020)
3. Kiyotaki and Moore (1997)

۲-۲- مطالعات پیشین

بوری و همکاران[1](۲۰۱۵) به بررسی اصطکاک‌های مالی و شوک‌های مالی پرداخته و اشاره می‌دارند که شوک‌ها و نقص‌های بازار مالی، همراه با شوک‌های بهره‌وری، مکانیزم انتشار و انگیزه نوسانات را تشکیل می‌دهند. وقتی نیروی کار و بازارهای مالی ناقص باشند، تامین منابع مالی شرکت‌ها و اهرم‌ها به تغییرات در بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد. نتایج این مطالعه نشان دهنده این موضوع بود که اصطکاک‌های مالی اثر شوک اعتبارات بانکی را بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت تاثیر قرار می‌دهد.

گارین[2](۲۰۱۵) به بررسی محدودیت‌های قرض، نوسانات وثیقه و عملکرد بازار نیروی کار پرداخت. در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با لحاظ اصطکاک در بازار کار استفاده شد. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان دهنده این بود که مدل می‌تواند ۷۵ درصد تغییرات در ایجاد شغل را توضیح دهد و می‌تواند کاهش پایداری در بازده (تولید) را در نظر بگیرد که از انقباض در دسترسی به اعتبار پیروی می‌کند. همچنین نتایج نشان داد که نوسان در الزامات وثیقه، حرکات مهمی در متغیرهای بازار کار ایجاد می‌کند. اگرچه شوک‌های تولید برای ایجاد نوسان در مجموعه‌هایی مانند بازده و سرمایه مهم هستند ولی شوک‌های اعتباری اثرات مهمی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند.

احمد و مالیک[3](۲۰۱۷) نقش محدودیت اعتباری و توسعه بازارهای مالی را بر ثبات بانکی و عملکرد بنگاه‌های اقتصادی مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از اطلاعات آماری ۱۶۳۵ بانک از ۸۶ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۴ استفاده شد. به منظور برآورد مدل از روش داده‌های پنلی استفاده گردید. نتایج این مطالعه نشان داد که سطح بالای توسعه مالی منجر به ثبات بانکی بالاتر در اقتصاد می‌شود. از طرف دیگر رابطه منفی بین محدودیت اعتباری و عملکرد بنگاه‌های اقتصادی وجود داشت.

تاکای[4](۲۰۱۹) به بررسی سیاست پولی و عملکرد مالی و اعتباری سیستم بانکی در قالب مدل DSGE پرداخت. در این مطالعه خانوارها به دو گروه که یکی دارای دسترسی به خدمات مالی است (بهینه‌یاب) و گروهی که به خدمات مالی دسترسی ندارند تقسیم شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد

---

1. Boeri (2015)
2. Garín (2015)
3. Ahmad and Malik (2017)
4. Takay (2019)

که سهم خانوارهایی که به خدمات مالی دسترسی ندارند در اقتصادهای مورد بررسی بین ۳۵ تا ۴۲ درصد است. همچنین تلاش‌ها در جهت بالا بردن شمول مالی منجر به کاهش هزینه‌های مشارکت در بازارهای مالی شده است. هر چند عدم شمول مالی بالاست ولی با شوک پولی انبساطی، مقامات به هدف خود یعنی کاهش تورم و ایجاد رشد دست یافته‌اند، اما سیاست پولی انقباضی نتایج متفاوتی داشته است و موجب کاهش مصرف بیشتر افرادی که عدم شمول مالی دارند نسبت به افراد دارای شمول مالی شده است. در مقایسه با خانوارهایی که به خدمات مالی دسترسی ندارند، افراد دارای دسترسی به خدمات مالی می‌توانند شوک‌ها را جذب کنند و بنابراین مصرف را هموار کنند. لذا آن‌هایی که دارای شمول مالی هستند بهتر می‌توانند با شوک‌ها مواجه شوند. همچنین این مطالعه نشان می‌دهد با شمول مالی بالاتر، اثرگذاری سیاست پولی بیشتر است.

دوجاو و کالیراجان[1] (۲۰۲۰) به بررسی اثرگذاری اصطکاک‌های مالی از قبیل محدودیت در اعتبارات وثیقه‌ای در اقتصاد کلان پرداختند. در این مطالعه از اطلاعات آماری سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۰ در قالب روش تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد کوچک باز استفاده شد. در راستای شبیه‌سازی مدل از اطلاعات کشورهای استرالیا و آمریکا استفاده گردید. نتایج بدست آمده نشان دهنده این بود که در حضور شتاب‌دهنده‌های مالی مدل بهتر برازش شده است، و همچنین شوک‌های مالی (از قبیل عرضه اعتبارات و ثروت مالی) نقش مهمی در توضیح‌دهندگی نوسانات سرمایه‌گذاری و تولید دارند.

فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار پرداختند. این مطالعه با بسط یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید (DSGE) برای اقتصاد ایران در سه زمینه اقتصاد باز، در نظر گرفتن اصطکاک بازار مالی، و بازار کار با وجود اصطکاک مالی انجام شد. نتایج نشان داد که اصطکاک مالی در اثرگذاری این شوک‌ها بر نوسانات بازار کار تاثیر مهمی دارد. به صورتی که یک شوک منفی باعث افزایش بیکاری می‌شود. علاوه بر این اصطکاک مالی باعث تقویت شوک‌های مالی و نوسانات بزرگ‌تر در بیکاری می‌شود. همچنین شوک نرخ بهره باعث کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه افزایش بیکاری می‌شود و در آخر یک شوک مثبت سرمایه‌گذاری باعث افزایش اشتغال می‌گردد.

عباسقلی‌نژاد و نوفرستی (۱۳۹۷) به تحلیل قدرت اعتباردهی سیستم بانکی ایران به هنگام وجود اصطکاک‌های مالی در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری پرداختند. در این

[1]. Doojav & Kalirajan (2020)

مطالعه به کمک ساخت یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری در دوره زمانی ۱۳۴۶-۱۳۹۴، میزان اثرگذاری اصطکاک‌های مالی بر قدرت اعتباردهی سیستم بانکی بررسی شد. در عین حال مقایسه میزان اثرگذاری کاهش اصطکاک‌های مالی با میزان اثرگذاری سیاست پولی انبساطی بر قدرت اعتباردهی سیستم بانکی و در نهایت مقایسه میزان اثرگذاری سیاست پولی در صورت کاهش اصطکاک‌های مالی با میزان اثرگذاری سیاست پولی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج شبیه‌سازی پویای الگو نشان داد که قدرت اعتباردهی سیستم بانکی در اثر کاهش اصطکاک‌های مالی سالانه به میزان یک انحراف معیار، به‌طور متوسط به میزان ۱۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین اثر کاهش اصطکاک‌های مالی در مقایسه با اثر سیاست پولی انبساطی بر قدرت اعتباردهی سیستم بانکی به‌طور متوسط به میزان ۱۰ درصد بیشتر است. به علاوه، اثرگذاری سیاست پولی انبساطی بر قدرت اعتباردهی سیستم بانکی در صورت کاهش اصطکاک‌های مالی به اندازه یک انحراف معیار، به طور متوسط به میزان ۱۷ درصد بیشتر از زمانی است که اصطکاک مالی کاهش نیابد.

اخگر و کرانی (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر اصطکاک‌های بازار بر محدودیت‌مالی با تأکید بر ارتباطات سیاسی پرداختند. در این مطالعه برای محاسبه اصطکاک‌های بازار دو معیار عدم تقارن اطلاعاتی و نرخ گردش سهام در نظر گرفته شده است. به منظور دستیابی به هدف پژوهش، تعداد ۱۵۹ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۹ به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب و در نظر گرفته شد. در این مطالعه با اجرای الگوی رگرسیون با استفاده از روش اثرات ثابت و داده‌های پنلی، به بررسی روابط بین متغیرها پرداخته شد. هم‌چنین جهت آزمون فرضیه‌ها از روش داده‌های پنلی استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که بین محدودیت مالی و اصطکاک‌های بازار رابطه معناداری وجود دارد، در واقع اصطکاک‌های بازار باعث افزایش محدودیت مالی می‌شود. وجود ارتباطات سیاسی بر رابطه بین نرخ گردش سهام و محدودیت مالی موثر است اما بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محدودیت مالی تأثیری ندارد.

الهی و بیرجندی (۱۳۹۸) به بررسی اثر محدودیت اعتباری بنگاه بر بیکاری در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. هدف این مطالعه بررسی اثر شوک‌های محدودیت اعتباری بنگاه در تامین مالی بر عملکرد بازار کار به خصوص در مورد بیکاری و ایجاد ظرفیت‌های شغلی در دوره زمانی ۱۳۹۶- ۱۳۷۵ با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی است. در این مطالعه اصطکاک مالی از طریق وجود قراردادهای ناقص در بازار رخ می‌دهد. در این مدل محدودیت

قرض‌گیری برای بنگاه در ارتباط با موجودی سرمایه است که منجر به این می‌شود که واکنش بازار کار به شوک بهره‌وری بسیار اندک و کند باشد. ویژگی الگوی مزبور این است که در هر دوره اشتغال (بیکاری) از شرایط حاکم بر بازار کار بدست می‌آید. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که شوک اعتباری ناشی از محدودیت بنگاه در تامین مالی سرمایه‌گذاری در کشور بیکاری را تشدید می‌کند. همچنین نتایج بیان‌گر این است که محدودیت اعتباری بنگاه در فرآیند استقراض منجر به کاهش ظرفیت‌های شغلی و کاهش احتمال پیدا کردن شغل در بازار کار می‌شود.

نوآوری مطالعه حاضر این است که به بررسی اثرات محدودیت وثیقه‌ای برای بنگاه‌های تولیدی می‌پردازد و تاثیر شوک‌های اعتباری در دو سناریو مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. در سناریو اول فرض می‌شود که سیستم بانکی هیچ‌گونه عکس‌العملی به عملکرد بنگاه اقتصادی دریافت‌کننده اعتبارات از خود نشان نمی‌دهد و در صورت تاخیر در بازپرداخت بدهی به اجرای وثیقه‌های اخذ شده اقدام خواهد کرد. اما در سناریو دوم سعی شده ارتباط واقعی بین سیستم بانکی و بنگاه‌های اقتصادی در قالب مشارکت تولیدی و تامین مالی بررسی شده و این موضوع از طریق یک عکس‌العمل در تابع سود بانک به تولید بنگاه لحاظ خواهد شد.

۳- ارائه مدل

ارزیابی سیاست‌های مختلف و بررسی شوک‌های وارد به اقتصاد از جمله مهم‌ترین وظایفی است که همواره در مدل‌های اقتصاد کلان پیگیری می‌شود. این ارزیابی در هر دوره‌ای تحت تاثیر پیشرفت در علم اقتصاد کلان قرار گرفته و به شیوه‌های مختلف مدل‌سازی انجام گرفته است. بر اساس مدل‌های تعادل عمومی، فرض می‌شود سه واحد مختلف اقتصادی وجود دارد که هر کدام به دنبال بهینه نمودن هدف خود هستند؛ این سه واحد عبارت‌اند از: مصرف‌کننده (خانوار)، تولیدکننده (بنگاه) و سیاست‌گذار اقتصادی (که می‌تواند دولت یا بانک مرکزی باشد). در ادامه فرآیند تصمیم‌گیری هرکدام از بخش‌ها توضیح داده شده است.

۳-۱- خانوارها

در راستای بررسی نقش محدودیت اعتبارات وثیقه‌ای و لحاظ اصطکاک‌های مالی در رفتار خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی، در بخش اول فرض شده که اقتصاد داخلی از طیف وسیعی از خانوارها تشکیل شده است که (λ) درصد خانوارهایی هستند که دسترسی به بازارهای مالی داشته و ($1-\lambda$) درصد خانوارهایی که دسترسی به بازار مالی ندارند. خانوارها از طریق حداکثرسازی

مطلوبیت خود با محدودیت بودجه بین زمانی دست به انتخاب متغیرهای تصمیم خود می‌زنند. تابع مطلوبیت برای خانوارها به صورت MIU (پول در تابع مطلوبیت) در نظر گرفته شده که تابعی از مصرف، عرضه نیروی کار و نگهداری دارایی مالی است. تابع مطلوبیت خانوارها به صورت زیر است:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_t \left[\frac{(c_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{n_t^{1+\sigma_n}}{1+\sigma_n} + \vartheta_x log\left(\frac{X_t^h}{P_t}\right) \right] \quad (۱)$$

که E_t عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$ عامل تنزیل، c_t مصرف حقیقی خانوار، n_t عرضه نیروی کار، σ_c معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، σ_n معکوس کشش جانشینی بین زمانی کار، و x شاخص ترکیبی از میانگین هندسی دارایی‌های پولی است که توسط خانوارها نگهداری می‌شود. ϑ_x کشش بهره‌ای (نرخ سود سپرده) تقاضای دارایی‌ها و h بیان‌گر کشش تقاضای دارایی‌های پولی است. شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی بر اساس رویکرد آنگینر و همکاران[1] (۲۰۱۴) به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$x_t = (m_t^c)^{\mu_1} (d_t)^{\mu_2} \quad (۲)$$

به طوری که در معادله فوق μ سهم دارایی‌ها در شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی است. در طبقه‌بندی صورت گرفته در این مطالعه گروه اول خانوارهایی هستند که در دسته خانوارهای دارای دسترسی به بازار مالی بوده و این گروه امکان انجام سپرده‌گذاری و دریافت اعتبارات بانکی را داشته و دارایی‌های خود را به صورت سپرده، پول نقد و اوراق نگهداری می‌کنند. گروه دوم خانوارهایی هستند که در دسته عدم دسترسی به بازارهای مالی قرار دارند و به لحاظ استفاده از دارایی‌های پولی و مالی تنها از مانده نقدی و پول استفاده می‌کنند چون یا به خدمات مالی دسترسی ندارند و یا به دلایلی از آن‌ها استفاده نمی‌کنند.

۱-۱-۳- گروه اول خانوارهای دارای دسترسی به بازارهای مالی

گروه اول خانوارهایی هستند که در دسته دسترسی به بازارهای مالی قرار داشته و دسترسی کامل به بازارهای مالی دارند و مالک بنگاه‌ها هستند و لذا داشتن دسترسی به بازارهای مالی انتخاب‌های

[1]. Anginer (2014)

فراتری نسبت به مصرف و نگهداری پول نقد، مانند سپرده‌گذاری، خرید اوراق مشارکت، دریافت اعتبارات و سرمایه‌گذاری برای آن‌ها به همراه دارد. در این شرایط خانوار نماینده در هر دوره منابع خود شامل درآمد حاصل از عرضه نیروی کار ($w_t n_t$)، عایدی ناشی از سپرده‌گذاری و اوراق خریداری شده در دوره‌های قبل، سودهای حقیقی تقسیم شده بنگاه‌ها (Div_t)، عایدی ناشی از اجاره موجودی سرمایه، اعتبارات دریافتی، مانده نقدی دوره قبل و یارانه را صرف مخارج خود شامل مصارف خصوصی، نگهداری مانده نقدی، سرمایه‌گذاری (i_t)، سپرده‌گذاری (d_t) در بانک‌ها، خرید اوراق مشارکت (b_t)، بازپرداخت اعتبارات قبلی و پرداخت مالیات می‌نماید.

$$c_t^r + \frac{P_t^i}{P_t} i_t + m_t^r + d_t + b_t + \left(1 + R_{t-1}^l\right)\frac{l_{t-1}}{\pi_t} = w_t n_t^r + \left(1 + R_{t-1}^d\right)\frac{d_{t-1}}{\pi_t} + \left(1 + R_{t-1}^b\right)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + l_t + \frac{m_{t-1}^r}{\pi_t} + R_t^k k_{t-1} - T_t^r + Sub_t + Div_t \quad (۳)$$

همچنین سرمایه‌گذاری i_t به موجودی سرمایه ابتدای دوره k_{t-1} اضافه می‌شود و موجودی سرمایه ابتدای دوره بعد (انتهای دوره جاری) k_t ایجاد می‌شود. مشابه بوریل و همکاران[1] (۲۰۱۰)، با لحاظ هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری به صورت $\varrho(\frac{i_t}{i_{t-1}})$، فرآیند انباشت سرمایه از طریق رابطه (۴) تعیین می‌شود (غلامی و عباسی‌نژاد، ۱۳۹۷: ۹۴).

$$k_t = (1 - \delta_k)k_{t-1} + \left(1 - \varrho\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t \quad (۴)$$

با حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه خانوارهای دارای دسترسی به بازارهای مالی، روابط اقتصادی برای مصرف، نگهداری پول، سپرده‌گذاری، اوراق قرضه، عرضه نیروی کار، اعتبارات، سرمایه‌گذاری و پویایی‌های قیمت استخراج می‌شود.

۲-۱-۳- گروه دوم خانوارهای دارای عدم دسترسی به بازارهای مالی

گروه دوم خانوارهایی هستند که در دسته عدم دسترسی به بازارهای مالی قرار دارند. در این شرایط خانوار نماینده در هر دوره منابع درآمدی خود ناشی از عرضه نیروی کار ($w_t n_t$)، یارانه (Sub_t) و مانده نقدی منتقل شده از دوره قبل را صرف مخارج مصارف خصوصی (c_t^p) و

[1]. Burriel (2010)

پرداخت مالیات (T_t^p) و نگهداری مانده نقدی خواهد کرد. قید بودجه خانوار بر حسب متغیرهای حقیقی به شکل رابطه (۵) خواهد بود.

$$c_t^p + m_t^p = w_t n_t^p + \frac{m_{t-1}^p}{\pi_t} - T_t^p + Sub_t \qquad (۵)$$

با حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه این گروه از خانوارها، میزان مصرف، نگهداری پول و عرضه نیروی کار مشخص می‌شود.

۲-۳- بنگاه‌های اقتصادی

۱-۲-۳- بنگاه واسطه‌ای

بنگاه اقتصادی با استفاده از ارزش ذخیره ثروت خود و نیروی کار بر اساس تابع کاب داگلاس زیر تولید کالاهای واسطه‌ای را در هر دوره بر عهده خواهد داشت.

$$Y_t = A_t(h_{t-1})^v(n_t)^{1-v} \qquad (۶)$$

در معادله فوق A پارامتر تکنولوژی، h نشان‌گر ارزش نهاده املاک و ساختمان، و n نهاده کار خواهد بود. در این مدل سرمایه‌دارها فقط از طریق بنگاه به بخش مالی دسترسی دارند.

بر اساس مطالعه کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) فرض می‌شود که محدودیت‌هایی بر تعهدات بنگاه اقتصادی وجود دارد که اگر گیرنده قرض در اقتصاد، بدهی خود به بانک را بازپرداخت نکند، در این صورت بانک قادر خواهد بود با وثیقه و تعهدی که از وی گرفته است بدهی‌ها را وصول نماید. به عبارت دیگر فرض بر آن است که بانک برای وصول مطالباتش هزینه مبادله $(1-\phi)E_t(q_{t+1}h_t)$ را متحمل می‌شود. با توجه به شرایط فوق بنگاه اقتصادی برای اخذ اعتبارات با محدودیت زیر (رابطه ۷) مواجه خواهد بود:

$$b_t \leq \Phi E_t\left(\frac{q_{t+1}h_t\pi_{t+1}}{R_t^e}\right) \qquad (۷)$$

فرض می‌شود که ϕ در معادله حاضر مقداری ثابت بوده و توسط سیاست‌گذاران بانکی تعیین می‌شود. b_t بیان‌گر سقف تسهیلات دریافتی بنگاه، R_t^e نرخ سود سپرده انتظاری و q_t قیمت دارایی در زمان t است. علاوه بر این بنگاه اقتصادی به دنبال آن است تا مقدار مطلوبیت خود را حداکثر

نماید. مطلوبیت بنگاه اقتصادی دو بعد مهم را در بر خواهد داشت، بنگاه از مصرف بین زمانی خود مطلوبیت کسب می‌کند اما برای اخذ اعتبارات وی باید متحمل هزینه شود که این هزینه برای وی عدم مطلوبیت به بار خواهد آورد، مطلوبیت بین دوره‌ای بنگاه را می‌توان به صورت رابطه ۸ نمایش داد (الهی و بیرجندی، ۱۳۹۸: ۲۴۰).

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t (\ln c_t - \propto d_t^{ki}) \qquad (۸)$$

در این معادله $\propto$ نشان‌گر عدم مطلوبیتی است که طی صرف زمان d برای بنگاه اقتصادی به بار خواهد آورد تا وی به بانک i رفته و اعتبار بگیرد. علاوه بر محدودیت دریافت اعتبارات، کارفرمای اقتصادی با محدودیت بودجه (رابطه ۹) نیز مواجه است.

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_t = c_t + q_t \Delta h_t + \frac{R_{t-1}^e b_{t-1}}{\pi_t} + w_t L_t \qquad (۹)$$

محدودیت بودجه بیان می‌کند که در تعادل، میزان منابع در دسترس (درآمد و تسهیلات دریافتی) باید برابر با مقادیر مصارف (مصرف، سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت، نرخ سود اعتبارات و دستمزد اعطایی به نیروی کار) باشد.

۲-۲-۳- تولید کننده کالای نهایی

بنگاه نوعی وجود دارد که کالاهای واسطه‌ای که با j نشان داده می‌شود را خریداری می‌کند و با استفاده از جمع‌گر دیکسیت استیگلیتز[1] کالای نهایی را تولید می‌کند (منظور و تقی پور، ۱۳۹۵: ۹۸۲).

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{jt}^{\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} d_j \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad \theta > 1 \qquad (۱۰)$$

Y_{jt} بیان‌گر کالای واسطه‌ای j است و θ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی سعی می‌کند خرید خود را از کالاهای واسطه با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود و در نتیجه تابع تقاضا برای محصول متمایز تولید شده توسط هر یک از بنگاه‌های واسطه به صورت رابطه ۱۱ است:

[1]. Dixit-Stiglitz

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \qquad (۱۱)$$

که تقاضا برای کالای j تابعی از قیمت نسبی $\frac{P_{jt}}{P_t}$ (نسبت قیمت آن به قیمت کالای نهایی) و تولید کالای نهایی است و با تحمیل شرط سود صفر برای تولیدکننده کالای نهایی، قیمت کالای نهایی به صورت رابطه ۱۲ خواهد بود:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۱۲)$$

۳-۳- بانک‌های تجاری

بخش بعدی فعال در این اقتصاد، بانک‌ها هستند. فرض شده که در این اقتصاد، تعداد n بانک وجود دارد که به دنبال حداکثر کردن سود خود خواهند بود. بانک‌ها، واسطه تمام جریان‌های اعتباری میان خانوار به عنوان سپرده‌گذار و کارفرمای اقتصادی به عنوان گیرنده تسهیلات، هستند. اما در اقتصاد حاضر بانک‌ها قدرتی در تعیین نرخ‌های سپرده ندارند و این نرخ توسط شورای نظارتی بانک مرکزی (همانند شورای پول و اعتبار) بر اساس قانون تدوینی، در هر دوره به بانک‌ها ابلاغ می‌شود. فرض شده نرخ سود سپرده، به گونه‌ای رفتار خواهد کرد که با مقدار دوره قبل خود تفاوت چندانی نداشته باشد. بنابراین امید ریاضی شرطی نرخ سود سپرده در دوره t بسیار نزدیک به نرخ بهره در دوره گذشته خواهد بود. با توجه به فرض حاضر، تعدیلات صورت گرفته هر دوره‌ای برای نرخ بهره تنها به شوک‌های زودگذر نرخ سود سپرده و نرخ تورم دوره گذشته مرتبط خواهد بود. البته ارتباط بهره سیاستی به نرخ تورم، تا حد امکان پایین در نظر گرفته شده تا تقریبا ثابت بودن نرخ سپرده در کشور نمایان شود.

علی‌رغم وجود قدرت انحصاری در بخش سپرده، فرض می‌شود که در بازار تسهیلات، رقابت ناقص از نوع مدل سالوپ[1] (۱۹۷۹) برقرار است و کارفرمایان اقتصادی نیز در هر دوره بر اساس فرایند تصادفی iid به هر یک از بانک‌ها جهت دریافت تسهیلات مراجعه می‌کنند. در این شرایط بانک‌ها نرخ سود تسهیلات R_t^e را به گونه‌ای تعیین می‌کنند که مقدار منافع خود را حداکثر نمایند، فرض می‌شود که تابع هدف بانک‌ها به صورت زیر باشد:

$$E_t \sum_0^\infty \beta^t \frac{c_t}{c_{t+s}} \frac{\Omega_{t+s}^i}{p_{t+s}} (1 + \rho_c y_{tc}) \qquad (۱۳)$$

[1]. Salop (1979)

فرض شده که در تابع سود بنگاه میزان تولید و فعالیت تولیدی بنگاه دریافت‌کننده در سود مستقیم بانک با توجه به مشارکت در تولید اثرگذار باشد. در این مدل بانک i به دنبال آن خواهد بود تا با حداکثرسازی سود، Ω^{i}_{t+s} ، مقدار مصرف نسبی خود را در هر دوره تعیین نماید. بانک i برای رسیدن به اهداف خود با محدودیت جریان وجوه بانکی به صورت رابطه ۱۴ مواجه خواهد بود، در این معادله R_t نشان‌گر نرخ سپرده اسمی D است.

$$\Omega^{i}_{t} + B^{i}_{t} + R_{t-1}D^{i}_{t-1} = R^{e,i}_{t-1}B^{i}_{t-1} + D^{i}_{t} \qquad (۱۴)$$

بانک باید علاوه بر محدودیت فوق در هر دوره، توازن در ترازنامه خود را نیز تامین نماید، به گونه‌ای که در هر دوره باید مقدار اسمی سپرده و تسهیلات برای هر بانک با هم برابر باشد.

$$B^{i}_{t} = D^{i}_{t} \qquad (۱۵)$$

بانک برای بهینه‌سازی باید نرخ سود تسهیلات R^{e}_{t} را به گونه‌ای تعیین نماید که بر اساس آن، تابع هدف خود را با توجه به محدودیت‌های فوق حداکثر کند. برای حل نرخ بهینه برای تسهیلات بهتر است همانند آندرس و آرس[1](۲۰۰۸، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۲) مقدار وام حقیقی به صورت رابطه ۱۶ نمایش داده شود.

$$\frac{B_t(i)}{P_T} = b_t(i)\tilde{b}_t(i) \qquad (۱۶)$$

در این معادله $b_t(i)$ نشان‌گر ضریب حاشیه تمرکز (اندازه هر تسهیلات) و مقدار $\tilde{b}_t(i)$ نشان‌گر ضریب حاشیه گسترش (تعداد مصرف‌کننده یا سهم بازار) شرایط مرتبه اول برای بانک را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\beta\lambda_{t+1}\frac{R}{\pi_{t+1}}\frac{\delta B^{i}_{t}}{\delta R^{e}_{t}} = \beta\lambda_{t+1}\left\{\frac{B^{i}_{t}}{\pi_{t+1}} + \frac{R^{e}_{t}}{\pi_{t+1}}\frac{\delta B^{i}_{t}}{\delta R^{e}_{t}}\right\} \qquad (۱۷)$$

با ساده‌سازی این معادله خواهیم داشت:

$$R^{e}_{t} - R = -\frac{\delta R^{e}_{t}}{\delta B^{i}_{t}}B_t \qquad (۱۸)$$

[1]. Andres and Aress (2008, 2009 and 2012)

در صورتی که $B_t^i = B_t^{i,e}\tilde{b}_t(i)$ بوده و این معادله نسبت به نرخ R_t^e مشتق گرفته و در مقدار $1/B_t$ ضرب گردد، خواهیم داشت:

$$\frac{\delta B_t^i}{\delta R_t^e}\frac{1}{B_t^i} = \frac{\delta B^{i,e}}{\delta R_t^e}\frac{\tilde{b}_t(i)}{B_t^i} + \frac{\delta \tilde{b}_t(i)}{\delta R_t^e}\frac{B^{i,e}}{B_t^i} \quad (۱۹)$$

اگر معادله $R_t^e - R = -\left(\frac{\delta R_t^e}{\delta B_t^i}\right)B_t$ بازنویسی شود، در این صورت خواهیم داشت:

$$R_t^{e,i} = R_t + \frac{1}{\Xi_t^i + \tilde{\Xi}_t^i} \quad (۲۰)$$

در این معادله، $\tilde{\Xi}_t^i = -(\delta\tilde{b}_t(i)/\delta R_t^e)(1/\tilde{b}_t(i))$ و مقدار $\Xi_t^i = -(\delta B_t^{i,e}/\delta R_t^e)(1/B_t^{i,e})$ است. بر اساس کار آندرس و آرس (۲۰۰۹ و ۲۰۱۲) نرخ بهینه سود مربوط به تسهیلات را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$R_t^e = R_t + \left(\frac{R_t - \Phi E_t\left(\frac{\pi_{t+1}q_{t+1}}{q_t}\right)}{\vartheta\Phi E_t\left(\frac{\pi_{t+1}q_{t+1}}{q_t}\right) - R_t}\right)R_t \quad (۲۱)$$

که در این معادله $\vartheta = 1 + (n/\alpha)(\frac{\gamma}{1} - \gamma)$ است. در این مطالعه فرض شده که اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش‌های مختلف در قالب عقود اسلامی به صورت عقود مبادله‌ای و مشارکتی شکل داده شده است.

در انتها در خصوص بازارهای مالی فرض می‌شود که علاوه بر اعتبارات درون دوره‌ای b_{t+1}، بنگاه‌ها باید به خاطر عدم تناسب جریان نقدی، منابع مالی خود را از طریق اعتبارات داخل دوره l_t تامین کنند. بنابراین فرض می‌شود که بنگاه‌ها با نیازهای سرمایه در گردش روبرو هستند که باید با گرفتن اعتبارات درون دوره‌ای آن را تامین کنند و سود تقسیمی و هزینه کلی تولید را پوشش دهند. پرداخت به کارگران $w_t n_{c,t}$، سهامداران d_t، هزینه‌های سرمایه‌گذاری i_t، هزینه‌های مرتبط با استخدام کارگر، $\omega_t\mu(\theta_t) + \psi(v_t)$ و خالص بدهی فعلی جدید $b_t - b_{t-1}/R_t$ باید قبل از محقق شدن درآمدها در نظر گرفته شوند. بنابراین، اعتبارات درون دوره را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$l_t = d_t + w_t n_{c,t} + \omega_t\mu(\theta_t) + \psi(v_t) + i_t + b_t - \frac{b_{t-1}}{R_t} \quad (۲۲)$$

به صورتی که $l_t = y_t$ باشد، به طوری که l_t، منبع مالی بنگاه است. بنگاه‌ها در معرض الزامات وثیقه‌ای هستند یعنی امکان دارد به دلیل شرایط نامناسب اقتصادی و به موجب آن عدم پرداخت به موقع بدهکاران در زمان سررسید، واسطه‌های مالی به موجب قرارداد قبل از پرداخت اعتبارات درون دوره و بعد از تولید به مصادره شرکت بپردازند اما محصولات بنگاه که توسط بنگاه‌ها تولید شده است، مصادره نمی‌شود.

۴-۳- بخش دولت و مقام پولی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی کرد؛ بلکه باید هر دو بخش در یک چارچوب در نظر گرفته شده و فرض می‌شود هدف دولت، توازن بودجه است. در این خصوص بانک مرکزی نیز به گونه‌ای عمل می‌کند که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. همچنین، به دلیل آن‌که هدف بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، همزمان با آن می‌کوشد با سیاست‌گذاری پولی خود به این دو هدف نیز دست یابد. با این توضیحات، قید بودجه دولت به صورت رابطه ۲۳ است که طرف چپ آن مخارج و طرف راست آن درآمد است:

$$g_t + (1 + i_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\pi_t} = \frac{or_t}{P_t} + T_t + b_t + \left(\frac{DC_t - DC_{t-1}}{P_t}\right) \qquad (۲۳)$$

که در آن، g_t هزینه مصرفی دولت، b_{t-1} اوراق قرضه دوره قبل، T_t مالیات خانوار، b_t میزان اوراق قرضه در این دوره، $DC_t - DC_{t-1}$ خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، و or_t درآمدهای ارزی نفتی است. هزینه‌های دولتی نیز عبارت است از مصرف و سرمایه‌گذاری دولتی که به صورت رابطه ۲۴ است:

$$g_t = c_{gt} + I_{gt} \qquad (۲۴)$$

از سوی دیگر، پایه پولی و رشد پایه پولی نیز از رابطه ۲۵ به‌دست می‌آید:

$$M_t = FR_t + DC_t \qquad (۲۵)$$

که در آن، M_t پایه پولی، DC_t خالص بدهی داخلی به بانک مرکزی، و FR_t خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است. همچنین، ذخایر بین‌المللی نیز به شکل رابطه ۲۶ تعریف می‌شود:

$$FR_t = FR_{t-1} + or_t \quad (۲۶)$$

انباشت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی شامل دارایی‌های خارجی FR_{t-1} دوره قبل به علاوه درآمدهای نفتی است. در اقتصاد ایران فرض می‌شود ابزار سیاست پولی، نرخ رشد حجم پول (پایه پولی) است؛ زیرا نرخ سود سپرده در این اقتصاد به صورت کنترلی است. در مدل‌های متداول تعادل عمومی پویای تصادفی از قاعده تیلور برای سیاست‌گذاری پولی استفاده می‌شود. بر اساس قاعده تیلور، نرخ سود سپرده اسمی داخلی نیز همراه با کاهش تورم در اقتصاد ایران کارکردی ندارد.

$$m_t = \rho_m m_t(t-1) + \lambda^{\pi i}(\pi_t - \pi^*) + \lambda^{y}(y_t - y^*) + \nu_t^m \quad (۲۷)$$

همچنین، فرض می‌شود که سیاست‌گذاری پولی به‌گونه‌ای است که بر اساس آن، سیاست‌گذار نرخ رشد پایه پولی را به صورت کاملاً صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف خود، یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم هدف، تعیین می‌کند. در رابطه ۲۷، m_t حجم پول، $(\pi_t - \pi^*)$ شکاف تورم از تورم هدف و $(y_t - y^*)$ شکاف تولید از تولید بالقوه است.

۴- ارائه نتایج تحقیق

در راستای سنجش رابطه بین متغیرها در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به صورت نرخ رشد لحاظ شده که با استفاده از لگاریتم‌گیری و فیلتر هودریک – پرسکات محاسبات اولیه بر روی آن‌ها انجام شده است. اطلاعات آماری مورد استفاده بر گرفته شده از بانک مرکزی و همچنین موسسه پولی و بانکی بوده است. یکی از اصلی‌ترین متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه اعتبارات وثیقه‌ای است. آمارهای منتشر شده توسط بانک مرکزی در سال ۱۳۹۹ نشان‌دهنده این موضوع است که ۶۱۵۳ هزار میلیارد ریال از اعتبارات اعطایی به صورت اعتبارات وثیقه‌ای بوده که ۳۸ درصد این اعتبارات مبتنی بر وثیقه منقول و ۹۲ درصد بر اساس اموال غیر منقول بوده است. در این سال نسبت تسهیلات به سپرده ۸۰ درصد و میزان رشد مطالبات غیر جاری ۱۸ درصد بوده است. علاوه بر این نماگرهای بانکی نشان‌دهنده این است که بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی ۱۴ درصد رشد داشته و ترکیب نقدینگی نیز به صورت شبه پول بوده و رشد نقدینگی معادل ۴۰ درصد بوده

که سهم پایه پولی و ضریب فزآینده در رشد نقدینگی به ترتیب برابر با ۱۰/۴ و ۱۶/۳ درصد بوده است.

در این مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی استفاده شده است که در آن مقادیر اولیه برای پارامترها به عنوان توزیع پیشین تعیین می‌شود و این مقادیر اولیه با نتایج برآورد حداکثر درستنمایی بر اساس داده‌های واقعی ترکیب می‌شود (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱: ۹۲).

برای محاسبه مقادیر لگاریتم خطی شده متغیرها (انحراف از وضعیت پایدار متغیرها) با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات (HP) با $\lambda = 677$ اجزای سیکلی، لگاریتم داده‌ها استخراج گردیده است. نتایج متغیرها در حالت با ثبات عبارت بودند از نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی برابر ۰/۵۳۱، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی برابر ۰/۲۴۱، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی برابر ۰/۲۳۲، نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی برابر ۰/۱۳۴ و نرخ استهلاک برابر ۰/۰۱۴. برای برآورد بیزی پارامترهای مدل ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین پارامترها تعیین گردد. سپس با استفاده از نرم‌افزار داینر تحت نرم‌افزار متلب بر اساس روش مونت کارلو با زنجیره مارکوف در قالب الگوریتم متروپولیس-هستینگز[1] مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین پارامترها محاسبه می‌شود. در جدول (۱) توزیع و میانگین پیشین و پسین پارامترهای مدل گزارش شده است که مقادیر میانگین پسین، برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین را نشان می‌دهد.

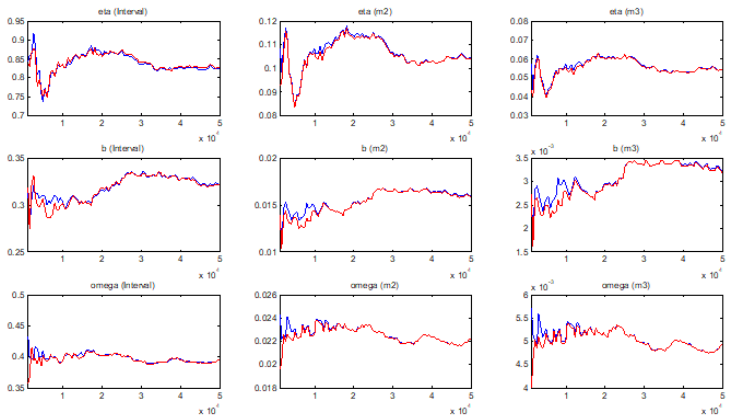
یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو (MCMC[2]) است. در نمودار (۱) و نمودار (۲) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول، دوم و سوم MCMC و آزمون بازتشخیصی چندمتغیره آورده شده است.

1. Metropolis–Hastings
2. Markov Chain Monte Carlo

جدول ۱: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

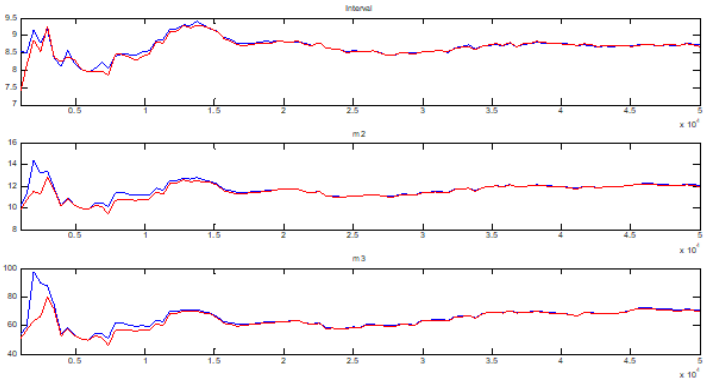
پارامتر	توضیحات	توزیع پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	منبع
β	عامل تنزیل ذهنی خانوارها	بتا	۰/۹۷۵	۰/۹۷۸	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ_c	معکوس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	گاما	۱/۷۱۵	۱/۸۹۵	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
σ_n	معکوس کشش جانشینی بین زمانی کار	گاما	۲/۸۹۱	۲/۲۵۶	قلی‌زاده و نوروزی نژاد (۱۳۹۸)
ϑ	کشش نرخ سود سپرده برای تقاضای دارایی‌ها	نرمال	۰/۷۱۰	۰/۷۲۴	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
h	کشش تقاضای دارایی‌های پولی	نرمال	۰/۶۸۵	۰/۶۹۴	قلی‌زاده و نوروزی نژاد (۱۳۹۸)
μ	سهم دارایی‌ها در شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی	بتا	۰/۵۵۲	۰/۵۶۳	قلی زاده و نوروزی نژاد (۱۳۹۸)
ϱ	هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	نرمال	۱/۱	۱/۱	امیری (۱۳۹۴)
n	سهم نهاده کار از تولید	بتا	۰/۳۲۱	۰/۳۲۰	بهرامی نیا و همکاران (۱۳۹۷)
v	سهم نهاده املاک و ساختمان از تولید	بتا	۰/۶۷۹	۰/۶۸۱	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
ϕ	نسبت ارزش آتی دارایی‌های با دوام	بتا	۰/۵۴۱	۰/۵۵۴	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
$\propto$	عدم مطلوبیتی ناشی از طی مسافت	نرمال	۱/۱۵۸	۱/۱۶۳	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
θ	کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای	نرمال	۱/۱۸۵	۱/۱۷۴	بهرامی نیا و همکاران (۱۳۹۷)
b	ضریب حاشیه تمرکز	بتا	۰/۲۵۱	۰/۲۵۶	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
$\tilde{b}$	ضریب حاشیه گسترش	بتا	۰/۱۸۶	۰/۱۸۳	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
ρ_η	ضریب خودتوضیح شوک اعتباری	گاما	۰,۸۷	۰,۹۳۸	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
ρ_d	ضریب خودتوضیح شوک معوقات بانکی	گاما	۰,۴۴	۰,۴۸	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
σ_η	انحراف معیار شوک اعتباری	گامای معکوس	۰,۰۱۳	۰,۰۱۵	محاسبات محقق (۱۳۹۹)
σ_d	انحراف معیار شوک معوقات بانکی	گامای معکوس	۰,۰۱۵	۰,۰۱۴	محاسبات محقق (۱۳۹۹)

منبع: نتایج حاصل از تحقیق



منبع: نتایج حاصل از تحقیق

نمودار ۱: گشتاورهای اول، دوم و سوم زنجیره مارکوف تجربه مونت-کارلو



منبع: نتایج حاصل از تحقیق

نمودار ۲: آزمون‌های بازتشخیصی چندمتغیره

همان‌طور که مشاهده می‌شود نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد. توابع عکس‌العمل آنی[1] رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن شوک‌هایی به اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد.

مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم متغیرهای تولید واقعی سرانه، تورم، مصرف و حجم اعتبارات وثیقه‌ای با گشتاورهای شبیه‌سازی شده این متغیرها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: مقایسه گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده

متغیرها	داده‌های واقعی (سالانه)	مدل
تولید واقعی سرانه	۰/۰۹۷	۰/۰۹۶
تورم	۰/۰۳۵	۰/۰۴۱
مصرف	۰/۰۵۸	۰/۰۷۲
حجم اعتبارات وثیقه‌ای	۰/۱۲۱	۰/۱۱۴

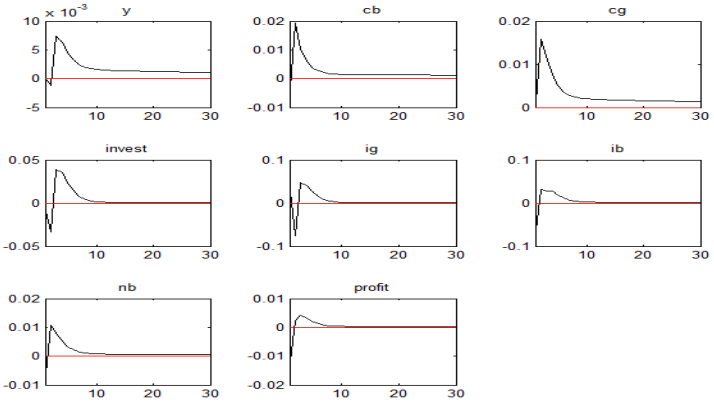
منبع: نتایج حاصل از تحقیق

همان طور که از جدول (۲) مشخص است، گشتاورهای مرتبه دوم (واریانس) متغیرهای تولید واقعی سرانه و تورم مدل تقریباً منطبق بر گشتاورهای مرتبه دوم داده‌های واقعی این متغیرها هستند و گشتاورهای مرتبه دوم مصرف و حجم اعتبارات وثیقه‌ای مدل نیز با داده‌های واقعی تفاوت قابل توجهی ندارند. این وضعیت نشان از آن دارد که مدل طراحی شده می‌تواند برای بررسی‌های اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گیرد.

در ادامه با قرار دادن نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل، اثرات شوک اعتبارات مورد بررسی

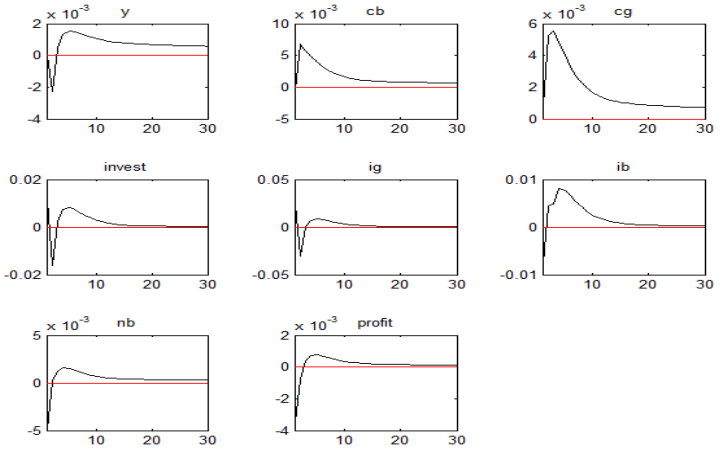
[1]. Impulse Response Function (IRF)

قرار می‌گیرد. در سناریو اول فرض می‌شود که سیستم بانکی هیچ‌گونه عکس‌العملی به عملکرد بنگاه اقتصادی دریافت کننده اعتبارات از خود نشان نمی‌دهد و در صورت تاخیر در بازپرداخت بدهی به اجرای وثیقه‌های اخذ شده اقدام خواهد کرد. اما در سناریو دوم در تابع سود بانک بخشی به منظور نشان دادن تاثیر مشارکت بانک در اعتبارات اعطایی سیستم بانکی و مشارکت واقعی در فعالیت اقتصادی لحاظ شده است و بانک به صورت واقعی در فعالیت بنگاه در سود و زیان شرکت می‌کند.



منبع: نتایج حاصل از تحقیق

نمودار ۳: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی و بانکی به شوک وارد شده از ناحیه شوک اعتبارات بانکی در سناریو اول



منبع: نتایج حاصل از تحقیق

نمودار ۴: واکنش متغیرهای کلان اقتصادی و بانکی به شوک وارد شده از ناحیه شوک اعتبارات بانکی در سناریو دوم

در مدل برآورد شده واکنش متغیرهای بانکی و کلان اقتصادی به شوک وارد شده از ناحیه اعتبارات بانکی مشاهده می‌شود. در مقایسه نتایج می‌توان بیان کرد که واکنش متغیر انحراف تولید (y) در سناریو دوم بیشتر از سناریو اول بوده و اثرات آن طولانی مدت بوده است. در واقع انتظار بر این است که با وارد شدن شوک از ناحیه اعتبارات بانکی تزریق این منابع به بخش تولیدی افزایش یافته است. این موضوع منجر به افزایش تولید شده و این انحراف از میزان میانگین در سناریو اول نسبت به سناریو دوم سریع‌تر کاهش یافته و در بلندمدت به سمت مقدار تعادلی همگرا شده است. در خصوص تاثیر محدودیت اعتبارات وثیقه‌ای بر تولید باید اشاره کرد که از آن‌جا که تسهیلات بانکی شامل عقود و قراردادهای متنوعی است و از طرفی گیرندگان نیز طیف گسترده‌ای اعم از اشخاص حقیقی و حقوقی را تشکیل می‌دهند، از این رو مطالبات معوق شرایط و دلایل گوناگونی را از منظر وصول مطالبات دارا است که با توجه به عملکرد بنگاه‌های تولیدی در تامین نقدینگی آن‌ها و فرآیند تولید بنگاه اثرگذار است.

واکنش متغیرهای انحراف مصرف بخش خصوصی (cb) و مخارج مصرفی بخش دولتی (cg) از مقدار میانگین به شوک اعتبارات در هر دو سناریو مثبت بوده و در سناریو دوم نسبت به سناریو اول این واکنش شدیدتر بوده است. مصرف خصوصی در سناریو اول پس از ۸ دوره به تعادل بلندمدت برگشته در حالی که در سناریو دوم پس از ۱۲ دوره به روند تعادلی بلندمدت همگرا شده است. همچنین متغیر انحراف مخارج مصرفی بخش دولتی از مقدار میانگین نیز در سناریو اول پس از ۸ دوره به تعادل بلندمدت برگشته در حالی که در سناریو دوم پس از ۱۳ دوره به روند تعادلی بلندمدت همگرا شده است. واکنش متغیر انحراف سرمایه‌گذاری از مقدار میانگین (invest) به شوک اعتبارات بانکی وارد شده مثبت در کوتاه‌مدت منفی بوده است اما در میان‌مدت مثبت شده است و در بلندمدت اثرات آن از بین رفته است. نتایج بیان‌گر این است که اثر شوک وارد شده بر انحراف سرمایه‌گذاری در سناریو اول پس از ۹ دوره به تعادل بلندمدت برگشته در حالی که در سناریو دوم پس از ۱۱ دوره به روند تعادلی بلندمدت همگرا شده است. وجود محدودیت در اعتبارات وثیقه‌ای برای بنگاه منجر به این شده که برنامه‌ریزی‌های مربوط به تامین مالی و سرمایه‌گذاری بنگاه دچار مشکل شده و به تبع آن تولید کاهش یافته و به واسطه جریان درآمدی بر مصرف خانوارها اثرگذار خواهد بود.

واکنش متغیر اشتغال (nb) به شوک اعتبارات بانکی وارد شده مثبت در کوتاه‌مدت منفی بوده اما در میان‌مدت مثبت شده است و در بلندمدت اثرات آن از بین رفته است. روند انحراف میزان

اشتغال از مقدار میانگین به صورتی بوده است که در سناریو اول پس از ۸ دوره به تعادل بلندمدت برگشته در حالی که در سناریو دوم پس از ۱۲ دوره به روند تعادلی بلندمدت همگرا شده است. متغیر انحراف هزینه‌های جاری بانک از متغیر میانگین (ib) نیز در واکنش به شوک وارد شده از ناحیه اعتبارات بانکی در کوتاه‌مدت منفی بوده اما پس از دو دوره در هر دو سناریو افزایش یافته است. نتایج بیان‌گر این بوده که تاثیر شوک وارد شده بر انحراف هزینه‌های جاری بانک در سناریو اول نسبت به سناریو دوم با سرعت بیشتری به روند تعادلی بلندمدت خود همگرا شده است. همچنین متغیرهای هزینه‌های عملیاتی بانکی (ig) نیز در کوتاه‌مدت به شوک وارد شده منفی بوده و اثر آن نیز کم بوده است. روند انحراف هزینه‌های عملیاتی بانکی از مقدار میانگین به صورتی بوده است که در سناریو دوم نسبت به سناریو اول اثر شوک با سرعت بیشتری از بین رفته و متغیر به روند تعادلی بلندمدت خود همگرا شده است. در نهایت متغیر انحراف سودآوری بانک از مقدار میانگین (profit) به شوک وارد شده از ناحیه اعتبارات بانکی در سناریو دوم نسبت به سناریو اول شدیدتر بوده است و این واکنش نشان‌دهنده این است که چنان‌چه بانک به صورت واقعی در فعالیت بنگاه اقتصادی مشارکت داشته باشد و خود را در سود و زیان آن سهیم بداند سود به مراتب بالاتری نسبت به زمانی که تنها در قالب عقود بانک و به صورت صوری عمل کند بدست خواهد آورد. از آن‌جا که بخش عمده فعالیت‌های بانکی در دو بخش تجهیز و تخصیص منابع پولی طبقه‌بندی می‌شود عملکرد بانکی در ارائه تسهیلات با حفظ منافع سپرده‌گذاران، سودآوری بالاتر و کاهش هزینه‌های عملیاتی بانکی است، لذا وجود تضمین اعتبارات وثیقه‌ای عاملی در راستای دستیابی به این هدف بوده است. بدین معنا که بانک‌ها و مؤسسات مالی از یک‌سو سرمایه‌های ریز و درشت اشخاص، خانوارها و مؤسسات را گردآوری می‌نمایند و از سوی دیگر با اعطای تسهیلات یا تخصیص منابع آن‌ها را در اختیار فعالان اقتصادی قرار داده و از این طریق زمینه را برای رشد و توسعه اقتصادی کشور فراهم می‌نمایند. در مقایسه نتایج مربوط به سناریوهای مختلف مشاهده می‌شود که متغیرهای بانکی از قبیل سود برای سیستم بانکی مهم بوده است و متغیرهایی همچون تولید و ثبات برای بنگاه‌ها و دولت مهم بوده است و متغیرهایی همچون مصرف و اشتغال نیز برای خانوار مهم بوده است. به همین اساس برای تصمیم‌گیری و ارائه سیاست‌های اجرایی بهتر است تمامی ابعاد اقتصاد همواره مورد توجه واقع شود.

در انتها برای بدست آوردن شبیه‌سازی و اثر شوک‌ها بر متغیرها با استفاده از رهیافت اُهلیگ با کدنویسی در محیط Matlab انجام شده است. نتایج حاصل در جدول (۳) خلاصه شده است.

جدول ۳: مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی	ضریب خود همبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده‌های واقعی			مقدار شبیه‌سازی شده			داده‌های واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
	۰	۱	۲	۰	۱	۲		
تولید واقعی سرانه	۱	۰/۶۱	۰/۲۷	۱	۰/۵۶	۰/۲۵	۰/۰۶۲	۰/۰۷۱
تورم	۱	۰/۲۷	۰/۱۷	۱	۰/۲۳	۰/۱۱	۰/۳۱	۰/۲۵
مصرف	۱	۰/۶۸	۰/۲۱	۱	۰/۷۶	۰/۲۷	۰/۰۴۵	۰/۰۳۶
اعتبارات وثیقه‌ای	۱	۰/۴۴	۰/۱۵	۱	۰/۵۵	۰/۲۴	۰/۰۳۹	۰/۰۳۵

منبع: نتایج حاصل از تحقیق

بر این اساس، ضریب خودهمبستگی متغیرها در وقفه‌های صفر، یک و دو را می‌توان با مقادیر متناظر آن‌ها از الگوی ادوار تجاری پولی شبیه‌سازی شده مقایسه نمود. در این راستا، مقایسه انحراف معیار بخش ادواری متغیرها و مقادیر متناظر شبیه‌سازی شده آن‌ها از الگوی ادوار تجاری نیز متداول است. برای این منظور از فیلتر هودریک - پرسکات (HP) استفاده می‌شود که در این راستا ابتدا از متغیرها لگاریتم گرفته و همچنین برای روند زدایی متغیرها از فیلتر X12 استفاده شده است؛ جدول (۳) این مقادیر را با مقادیر متناظر به دست آمده از شبیه‌سازی الگو، مقایسه می‌کند. بر اساس این جدول مشاهده می‌شود که الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه‌سازی نموده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف مقاله حاضر بررسی نقش محدودیت وثیقه‌ای در سیستم بانکی و تاثیر آن بر عملکرد سیستم بانکی کشور است. در این مطالعه از روش مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۶۸ استفاده شد. بررسی اثر محدودیت اعتباری ناشی از اجرای وثیقه در قالب عقود بانکی در کشور دو نتیجه در خور را به ارمغان می‌آورد: نخست این که محدودیت اعتباری ناشی از اجرای وثیقه در کشور منجر به کاهش منابع در دسترس بنگاه و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود و دوم این که نظام بانکداری موجود در ایران از نظام بانکداری اسلامی فاصله دارد و قادر به کاهش اصطکاک در بازار مالی از نقطه نظر الزامات وثیقه‌ای نشده است. به طور کلی اجرای وثیقه‌های ناشی از شوک اعتباری منجر به ایجاد اصطکاک در بازار مالی شده که منجر به کاهش در توانایی بنگاه برای استقراض شده و در نهایت به کاهش در سرمایه‌گذاری و تولید منجر شده است. با توجه به وجود تسهیلات معوق بانکی در اقتصاد ایران و سیستم بانکی تسهیلاتی که تولیدکنندگان

و فعالان اقتصادی دریافت می‌کنند شامل اعتبارات میان دوره و درون دوره نیاز به وثیقه دارند. در صورتی که بخشی از این بدهکاران به دلایل مختلف اقتصادی نتوانند اعتبارات خود را در سررسید مقرر بازپرداخت نمایند وثیقه‌های آن‌ها به اجرا گذاشته می‌شود و فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها دچار اختلال می‌گردد. در راستای مدل‌سازی محدودیت اعتبارات وثیقه‌ای دو سناریو در نظر گرفته شده است. در سناریو اول فرض می‌شود که سیستم بانکی هیچ‌گونه عکس‌العملی به عملکرد بنگاه اقتصادی دریافت‌کننده اعتبارات از خود نشان نمی‌دهد. اما در سناریو دوم در تابع سود بنگاه بخشی به منظور نشان دادن تاثیر مشارکت بانک در اعتبارات اعطایی سیستم بانکی و مشارکت واقعی در فعالیت اقتصادی لحاظ شده است. نتایج بدست آمده از شوک اعتبارات وارد شده در مدل و مقایسه سناریوهای مدل نشان‌دهنده این موضوع بوده است که اگر بانک در اعطای اعتبارات خود را به صورت واقعی در فعالیت بنگاه شریک بداند به مراتب نسبت به حالتی که درآن صرفا به عنوان واسطه مالی عمل کرده و در صورت عدم توانایی بازپرداخت بدهی توسط بنگاه اقدام به اجرای وثیقه کند، سودآوری بالاتری داشته و اثرات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون تولید، سرمایه‌گذاری و کاهش هزینه‌های عملیاتی بانکی مناسب‌تر و بهتر بوده است. با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌شود که بانک‌های کشور صرفا به دلیل بازدهی کوتاه‌مدت از اعمال قراردادهای صوری در قالب عقود بانکداری پرهیز کرده و عقود بانکی را به صورت واقعی اجرا کرده و خود را در فعالیت بانک شریک کرده تا در بلندمدت سودآوری به نسبت بالاتری داشته باشند. همچنین پیشنهاد می‌شود، توسعه نهاد ضمانت در اقتصاد از آن‌جا که می‌تواند اعتماد را به معاملات و تعاملات بازگرداند و تسهیل دسترسی بنگاه‌های کوچک و متوسط به بازار اعتبار می‌تواند منشأ تحولات دیگری شود. شاید در این صورت مساله تامین مالی بنگاه‌ها کمتر شود و تقاضای تسهیلات بانکی کاهش یابد. در این صورت سرمایه‌های خرد و کلان آحاد اقتصادی در راستای توسعه کشور به حرکت در می‌آید. در نقطه مقابل و در کنار کاستن از موانع دسترسی بنگاه‌ها به اخذ تسهیلات، با عنایت به منابع فراوان بلوکه شده بدلیل مطالبات معوق موجود، ضرورت اساسی وجود دارد که موانع و مشکلات فراوان موجود بر سر راه وصول مطالبات نیز برداشته شده و امکانات جدیدی افزوده گردد.

References

Abbasgholi Nezhad Asbaghi, R. & Noferesti, M. (2018). "An Analyzing of the Power of Providing Credit by the Iranian Banking System In the Event of Financial Frictions in the Framework of Macro Structural Econometric Model". Journal of Applied Economics Studies in Iran **7**(28): 183-213. (In Persian)

Akhgar, M. O. and Korani, F. (2019). "Study of the Effect of Market Frictions on Financial Constraints with Emphasis on Political Communication". Financial Accounting Research **11**(2): 17-38.

Amiri, H. (2015). "Modeling of Markup Shocks Using the Iranian Model (DSGE)". Quarterly Journal of Planning and Budget **20**(3): 95-123.

Bahraminia, E. Abolhassani, A. and Ebrahimi, I. (2018). "New Keynesian Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian Economy in Housing Sector". Economic Policy **10**(20): 71-102.

Bernanke, Ben S. Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework". In: Taylor, J.B., Woodford, M. (Eds.) Handbook of Macroeconomics **1**: 1341–1393.

Boeri, T. Garibaldi, P. and Espen, R. M. (2013). "Financial Shocks and Labor: Facts and Theories". IMF Economic Review **61**(4): 631-663.

Boeri, T. Garibaldi, P. and Espen, R. M. (2015). "Financial Frictions, Financial Shocks and Unemployment Volatility". Centre of Economic Policy Research London EC1V 3PZ, UK.

Doojav, G.O. and Kalirajan, K. (2020). "Financial Frictions and Shocks in an Estimated Small Open Economy DSGE Model". Journal of Quantitative Economics **18**(1): 253-291.

Duygan-Bump, B. Levkov, A. and Montoriol-Garriga, J. (2014). "Financial Constraints and Unemployment: Evidence from the Great Recession". Journal of Monetary Economics **75**(2): 89-105.

Elahi, N. and Birjandi, N. (2020). "Effect of Firm Credit Constraint on Unemployment in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model". The Journal of Economic Policy **11**(22): 227-262. (In Persian)

Farzin Vash, A. Ehsani, M. A. & Keshavarz, H. (2015). "The Impact of Financial Shocks on the Labour Market Fluctuations in a Barter Economy". Quarterly Journal of Economic Research and Polices **22**(72): 49-76. (In Persian)

Garin, J. (2015). "Borrowing Constraints, Collateral Fluctuations, and the Labor Market". Journal of Economic Dynamics & Control **57**(1): 112-130.

Gholami, A. and 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. (In Persian)

Gholizade A.A. & Norozonejad, M. (2019). "Dynamics of Housing Prices

and Economic Fluctuations in Iran with the Approach of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)". Journal of Economic Modelling **9**(36): 37-74. (In Persian)

Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997). "Credit Cycles". Journal of Political Economy **105**(2): 211-248.

Kühl, M. (2020). "The Financial Accelerator and Marketable Debt: the Prolongation Channel". The B.E. Journal of Macroeconomics **20**(1): 1-23.

Nazarpoor, M. and Keshavarzian, A. (2017). "The Role of Owned (Free) Resources in Financing and Non-performing Loans Recovery in Banking System". Islamic Economics **16**(64): 87-116. (In Persian)

Pourmand Bakhshaish, T. and Pourmand Bakhshaish, Z. (2017). "Study of Effective Factors in Deposit Absorption with Emphasis on Credit Risk and Market Risk in Iran". Monetary-Banking Research Quarterly **10**(34): 708-681.

Qasemi, H. (2015). *Economic Law*, Tehran, Drake Publications, First Edition. (In Persian)

Safaei, S. H. (2004). *Civil Rights (Persons and Property)*, Tehran, Mizan Publications.

Salop, S. (1979). "Monopolistic Competition with Outside Goods". Bell Journal of Economics **8**(1): 378-93.

Taghipour, A. & Manzoor, D. (2016). "Analysis of Monetary and Budgetary Shocks Implications in the Iranian Economy Using a DSGE Model". Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi) **51**(4): 977-1001. (In Persian)

Tavaklian, H. (2012). "Study of the New Philips-Keynesian Curve in the form of a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Iran". Economic Research **47**(3): 1-22. (In Persian)

Tavakolian, H. and Komijani, A. (2012). "Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach". Journal of Economic Modelling Research **2**(8): 87-117. (In Persian)

Original Research Article

The collateral constraint and its impacts on the banking performance and macroeconomic variables

Yazdan Gudarzi Farahani[1]*
Seyed Hadi Arabi[2]

Received: 25-05-2021 Accepted: 05-07-2021

Introduction: Collateral constraints cause an asymmetry in the relationship between the assets of firms and households and economic activities and are a central mechanism to explain the economic volatility. When housing wealth is high, collateral constraints are slack, and the sensitivity of borrowing and spending to changes in house prices is small. Conversely, when housing wealth is low, collateral constraints are tight, and borrowing and spending move with house prices in a more pronounced manner. Collateral constraint leads to a kind of friction in the financial markets and affects the behavior of households and firms as well as the performance of the banking system. The type of mortgage collateral can be one of the limitations of financing for firms in the economy. The Basel II agreement emphasizes the importance of the type and the amount of collateral for lower performing firms. Contrary to the Basel I agreement, which treats firms equally in this regard, the Basel II agreement stipulates that, if a bank engages in a riskier activity, it must invest more of its capital in order to maintain the bank's stability. Increasing the risk of the borrower customer increases the amount of overdue receivables of the bank and increases the amount of storage in the bank's capital. In this case, when the amount of non-current facilities in the bank increases, the only source that the bank can use to return its resources is the relevant documents. Therefore, the bank prefers to enforce some collateral. The purpose of this article is to investigate the role of collateral constraints in the banking system and their impacts on the performance of the banking system. Regarding collateral constraints, the trend of research in the literature following Kiyotaki and Moore (1997) has stressed the importance of the link between the value of borrowers' collateral and their access to funds in amplifying the economy's response to shocks. The core of our analysis is a standard monetary DSGE model augmented to include a housing collateral constraint along the line set by Kiyotaki and Moore (ibid),

[1]. Assistant Professor, Faculty of Economics and Management, Qom University
Email: yazdan.farahani@gmail.com
[2]. Professor, Faculty of Economics and Management, Qom University

Iacoviello (2005), and Liu et al., (2013).

Methodology: We discuss the collateral constraint effect on banking system and macroeconomic variables in two steps. First, we construct a general equilibrium model and estimate it with Bayesian likelihood methods. The estimated model implies that collateral constraints become slack during economic volatility. In this study, a dynamic stochastic general equilibrium model is used for the period of 1990-2020. Different central banks consider different combinations of pricing-based policies, collateral and quantitative restrictions to manage their credit supply. In general, the conditions that justify the use of these options are mainly based on the preferences of central banks regarding credit and systemic risk, liquidity management technologies and the cost of credit documents.

In order to model the collateral credit limit, two scenarios have been considered. In the first one, it is assumed that the banking system does not show any reaction to the performance of the credit-receiving enterprise. But, in the second scenario, the corporate profit function is included in order to show the impact of the bank participation in the loans granted by the banking system and the real participation in economic activities.

Results and Discussion: The theoretical and empirical results of this research show that changes in the prices of assets can produce asymmetries that are economically and statistically significant. We now consider whether these asymmetries are also important for gauging the effects of policies aimed at the credit market. The results obtained from the credit shock in the model and the comparison of the model scenarios have shown that, if the bank considers itself as a real partner in the credit activity, it is far from the situation in which to act only as a financial intermediary. Also, if the firm is unable to repay its debt, it will be more profitable and its effects on macroeconomic variables such as production, investment and reduction of bank operating costs will be better.

Conclusion: In this paper, we provide a theoretical framework for the analysis of banking system performances in the presence of financial frictions and in the form of collateral constraints and a monopolistically competitive banking sector. In our economy, consumers are divided into households and firms who serve respectively as savers and borrowers. The resulting credit flows are intermediated by banks, which have some monopolistic power in the loans market and set optimal lending rates accordingly. The results obtained from the credit shock in the model and the comparison of the model scenarios have shown, if the firm is unable to repay the debt, it will be more profitable and its effects on macroeconomic variables such as production, investment and reduction of banking operating costs will be better. According to the results, it is suggested that the country's banks refrain from applying formal contracts in the form of banking contracts only due to short-term returns; instead, they should implement

banking contracts in a real way and participate in the bank's activities in the long run. They will, thus, have a relatively higher profitability.
Keywords: Credit shock, Collateral credit, Bank arrears, Islamic financial instruments, Dynamic Stochastic General Equilibrium model.