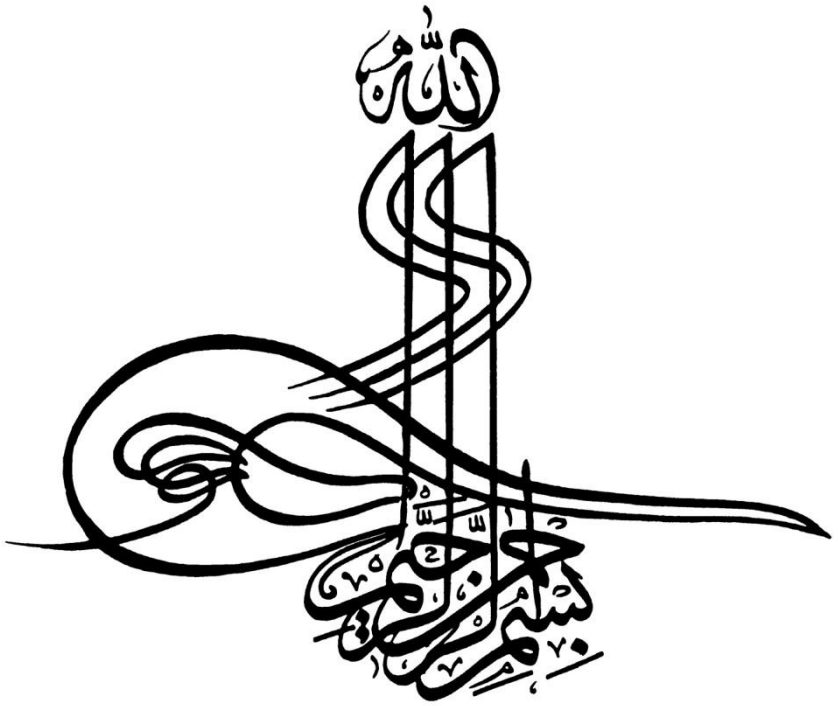

الله
بسم الله الرحمن الرحيم

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 نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا) دکتر کاظم یاوری (استاد دانشگاه یزد)، دکتر زهرا نصراللهی (دانشیار دانشگاه یزد).

اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر محمدعلی ابوترابی (عضو هیأت علمی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی)، دکتر مرضیه اسفندیاری (عضو هیات علمی دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر حبیب انصاری سامانی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر میرهادی حسینی کندلجی (عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه اراک)، دکتر پرویز رستم زاده (عضو هیأت علمی دانشگاه شیراز)، دکتر محمدحسن زارع (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، دکتر محمد سلیمانی (عضو هیأت علمی دانشگاه امام صادق علیه السلام)، دکتر مصطفی شمس الدینی (عضو هیأت علمی دانشگاه هرمزگان)، دکتر میلاد شهرازی (عضو هیأت علمی دانشگاه گلستان)، دکتر امیر منصور طهرانچیان (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، دکتر احمد گوگردچیان (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، دکتر داود محمودی نیا (عضو هیأت علمی دانشگاه ولیعصر رفسنجان (عج))، دکتر محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، دکتر یونس نادمی (عضو هیأت علمی دانشگاه آیت الله بروجردی)، دکتر حسن ولی‌بیگی (عضو هیأت علمی موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی)، دکتر کاظم یاوری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس).

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 نام خانوادگی 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 فارسی

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

عزتی، مرتضی (۱۳۸۳). *روش تحقیق در علوم اجتماعی: کاربرد در زمینه مسایل اقتصادی*، تهران، نشر نور علم.

۲- **کتاب ترجمه شده:** نام خانوادگی مؤلف، نام مؤلف (تاریخ ترجمه). *نام کتاب به فارسی*. نام و نام خانوادگی مترجم؛ محل انتشار، ناشر.

هندرسون، جیمز.م. و کوانت، ریچارد. ا. (۱۳۸۱). *تئوری اقتصاد خرد (تقرب ریاضی)*. مرتضی قره‌باغیان و جمشید پژویان؛ تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

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

ابریشمی،حمید. مهرآرا، محسن. و محسنی، رضا (۱۳۸۵). "تأثیرآزادسازیتجاریبررشدصادراتوواردات". پژوهشنامهبازرگانی ۱۰(۴۰): ۱۲۷-۹۵.

۴- **پایان نامه:** نام خانوادگی، نام (تاریخ دفاع). *عنوان پایان نامه*، مقطع، نام دانشکده، نام دانشگاه.

تشکینی، احمد (۱۳۸۲). *آیا تورم یک پدیده پولی است؟ (مورد ایران)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

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

منابع و مآخذ لاتین

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

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

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**

قاعده سیاست بهینه پولی با لحاظ ناهمگنی انتظارات کارگزاران اقتصادی در قالب مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران **۱**

رویا کانور، عباس علوی راد، بیت الله اکبری مقدم، اکبر میرزاپور باباجان

تحلیل اثر نامتقارن قیمت نفت و شکاف تورم بر نرخ ارز غیر رسمی در ایران **۳۳**

شهریار زروکی، آرمان یوسفی بارفروشی، امیرحسین فتح‌الله‌زاده

سیاست پولی بهینه با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن و اثرات آن بر فعالیت‌های حقیقی و کسب و کار در ایران **۶۳**

یزدان گودرزی فراهانی، منصور خلیلی عراقی، حسین عباسی نژاد

اثرات اقتصاد کلان بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران **۹۹**

یونس سلمانی، کاظم یاوری، حسین اصغرپور، بهرام سحابی

نقش توسعه مالی در کاهش فقر ایران با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) **۱۲۷**

سید مسیح مولانا، عباس نجفی زاده، غلامعلی حاجی، احمد سرلک

بررسی تاثیر صرفه‌های ناشی از تنوع در دارایی‌های بانکی بر معیار بازدهی بانک‌ها **۱۵۹**

محمد مهدی برقی اسکویی، رضا رنجپور، نازیلا محرم جودی

بررسی وضعیت پایای اقتصاد ایران در شرایط بانکداری ذخیره کامل **۱۹۱**

داود محمودی‌نیا، لیلا برهانی، امید ستاری

اثر محدودیت اعتباری بنگاه بر بیکاری در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی **۲۲۷**

ناصر الهی، نگار بیرجندی

تاثیر تکانه‌های صرف ریسک، سیاست پولی، نفتی، عرضه و تقاضا بر نرخ ارز و تورم در ایران: در چارچوب قواعد تیلور و مک‌کالم **۲۶۳**

الناز دهقان، هاشم زارع

مطالعه تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی ایران **۲۹۹**

تیمور محمدی، حمید آماده، عاطفه تکلیف، خلیل قدیمی دیزج

بررسی سناریوهای تخصیص بهینه درآمدهای نفتی در ایران با فرض وجود بیماری هلندی با رویکرد تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویا (DCGE) **۳۳۵**

اعظم قزلباش، احمد سیفی، مهدی خداپرست مشهدی

بازخورد درآمد دولت از محل مالیات بر ارزش افزوده در سیاست حذف مالیات بر سود بنگاه‌ها **۳۶۵**

مانی مؤتمنی، احمد جعفری صمیمی، فروزان والهی

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

قاعده سیاست بهینه پولی با لحاظ ناهمگنی انتظارات کارگزاران اقتصادی در قالب مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران

رویا کانور[۱]
عباس علوی راد[۲]
بیت الله اکبری مقدم[۳]
اکبر میرزاپور باباجان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۱

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی قاعده سیاست بهینه پولی با لحاظ ناهمگنی انتظارات کارگزاران اقتصادی در قالب مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران اقتصادی با بسط مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی می‌باشد. در این مطالعه تاثیر شکل‌دهی متفاوت انتظارات افراد بر متغیرهای کلان اقتصادی و اثرات توزیعی سیاست پولی با لحاظ رفتارهای متفاوت کارگزاران اقتصادی با اعمال تغییراتی در الگوی حل انتظارات در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی می‌شود. لحاظ کارگزاران ناهمگن در مدل کینزین‌های جدید بینش جدیدی را در ارتباط با بازتوزیع سیاست پولی نسبت به درک از سیکل‌های تجاری ارائه کرده است. ادبیات جدید بیانگر یک برداشت سیاستی متفاوت در مورد سیاست پولی بهینه تحت شرایط و فروض بسیار خاصی می‌باشد. مشکلات مربوط به تحلیل‌های سیاست پولی بهینه از این حقیقت ناشی شده است که در مدل‌های کینزین‌های جدید مبتنی بر رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی موقعیت اقتصاد بوسیله توزیع ثروت – درآمد توصیف می‌شود. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیانگر آن بود که تحت شرایط صلاحدیدی، تلاش مقام پولی برای توزیع مجدد ثروت به سمت خانوارهای بدهکاری که دارای مطلوبیت نهائی از خالص ثروت می‌باشند، منجر به تغییرات در تورش تورمی می‌شود.

واژگان کلیدی: کارگزاران ناهمگن، انتظارات، توزیع ثروت، سیاست پولی، قاعده، صلاحدید.

Keywords: Heterogeneous agents, Expectation, Wealth distribution, Monetary policy, Rule, Discretion.

JEL Classification: H32, D84, D31, E52.

[۱]. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین royakanour@yahoo.com
[۲]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه (نویسنده مسئول) alavi_rad@yahoo.com
[۳]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین akbari.beitollah@gmail.com
[۴]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین akbar.mirzapour@gmail.com

۱- مقدمه

مطالعه تحولات اخیر در ادبیات علوم اقتصادی نشان می‌دهد که لزوم سیاست‌گذاری و مداخله در اقتصاد از مباحث نظری خارج گردیده است. مداخله و سیاست‌گذاری در اقتصاد که از طریق ابزارهای پولی و مالی به منظور دستیابی به مجموعه ای از اهداف صورت می‌گیرد، ممکن است در تناقض با سایر اهداف باشد. حتی ممکن است اجرای برخی سیاست‌ها، جدای از هزینه نمودن تمام یا بخشی از اهداف دیگر، به دلیل اثرات بازخورد مداخلات، اهداف اولیه را نیز مخدوش نماید. این امر بیشتر زمانی آشکار می‌شود که ماهیت بین دوره‌ای تصمیم‌گیری مورد توجه قرار گیرد. بنابراین با توجه به امکان تقابل، کنترل، تعیین، تخصیص و هدایت، متغیرهای سیاست‌گذاری می‌بایست بهینه باشد. به همین دلیل به خصوص از اواسط دهه ۱۹۹۰، در اغلب مطالعات مربوط به هدایت سیاست‌های اقتصادی (پولی یا مالی) از مدل‌های بهینه‌سازی استفاده شده است، بنابراین تحولات انجام شده در نظریه‌های اقتصاد کلان به طور آشکار بر سه حقیقت و موضوع غیر قابل انکار اشاره می‌کنند (خلیلی عراقی و گودرزی، ۱۳۹۵: ۴):

۱- لزوم مداخله دولت و بانک مرکزی مستقل در اقتصاد به شکل سیاست‌های مالی و پولی؛

۲- هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی؛

۳- بهینه بودن سیاست‌های پولی و مالی

مطالعات اولیه صورت گرفته توسط بولی[1] (۱۹۸۳)، هاگت[2] (۱۹۹۳) و آیاگاری[3] (۱۹۹۴) با مشخصه بازارهای ناقص[4]، عدم اطمینان[5] و ناهمسانی افراد پایه‌های تحلیل سیاستی در مدل‌های اقتصاد کلان برای کارگزاران ناهمگن[6] بود. در مدل‌های طراحی شده مبتنی بر انتظارات عقلائی و همسان، نشان داده می‌شود که این نگرش به سیاست، و نیز تحقیقات اقتصادی که پیش برد آن را به عهده گرفته‌اند، ناقص است. اساس این نقص آن است که با شناخته شدن و بنابراین قابل پیش‌بینی شدن فرآیندی که تقاضای کل از طریق آن تعیین می‌گردد، افراد دارای رفتار عقلایی تغییرات در تقاضای کل را که دولت‌ها طراحی می‌کنند، پیش‌بینی خواهند کرد (نئنو و مول، ۲۰۱۷[7]: ۱۲).

---

1. Bewley (1983)
2. Huggett (1993)
3. Aiyagari (1994)
4. Imperfect Markets
5. Uncertainty
6. Heterogeneous Agents
7. Nuño and Moll (2017)

بنابر فرضیه انتظارات عقلایی تغییرات پیش‌بینی شده تقاضای کل هیچ اثری بر تولید واقعی، یا بر فعالیت واقعی اقتصادی ندارد و تنها بر روی قیمت‌ها اثر خواهد گذاشت. بدین ترتیب با سیاست اقتصادی، هنگامی که فرآیند تعیین‌کننده تقاضای کل شناخته می‌شود، جهت تغییر در سطح تولید حقیقی و یا اشتغال ناتوان است. این ناتوانی نسبت به سیاست، ذاتی است و صرفا یک ویژگی مربوط به تعبیری خاص از آن نگرش نیست زیرا ماهیت خود این دیدگاه است. از این لحاظ که تغییرات سیاست دولت را به وضع جاری با گذشته اقتصاد پیوند می‌دهد، تاثیرات دولت بر تقاضای کل را قابل پیش‌بینی می‌سازد. حتی اگر سیاست دولت، مربوط به وضع آتی اقتصاد نیز باشد به این مفهوم که تحت تاثیر پیش‌بینی‌های یک مدل اقتصادی دولتی قرار داشته باشد، می‌توان هم اینکه به این پیش‌بینی‌ها پی برد و آن‌ها را برای قابل پیش‌بینی کردن سیاست دولت مورد استفاده قرار داد و دقیقا همین قابل پیش‌بینی بودن آن است که موجب ناتوانی‌اش می‌گردد. تحلیل‌های مربوط به اثرات کل پویایی سیاست پولی و مالی با توجه به مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران در دهه‌های اخیر گسترش یافته است. در تحلیل آثار سیاستی این رویکرد باید این نکته را در نظر گرفت که افراد همیشه از یک استراتژی ثابت استفاده نمی‌کنند. آن‌ها ممکن است در زمان‌های مختلف با توجه به شرایط موجود و وضعیت بنگاه‌ها و وضعیت کل بازار، از استراتژی‌های متفاوتی استفاده کنند. با توجه به اینکه سیستم‌های اقتصادی پیچیدگی فراوانی دارند و روش‌های تحلیل سنتی، توانایی مقابله با این پیچیدگی‌ها را ندارند، با استفاده از روش مدل‌های مبتنی بر کارگزاران اقتصادی ناهمگن، سیاست‌گذاران می‌توانند رفتار افراد را تحت شرایط مختلف بررسی کرده و پیامدهای کمی آن‌ها را بررسی کنند (کاپلان و همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۲). ادبیات سیاست پولی اخیرا به اهمیت ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در انتقال سیاست پولی اشاره می‌کند. لحاظ کارگزاران ناهمگن در مدل کینزین‌های جدید بینش جدیدی را در ارتباط با بازتوزیع سیاست پولی نسبت به درک از سیکل‌های تجاری ارائه کرده است.

نوآوری مطالعه حاضر در این می‌باشد که اکثر مطالعات پیشین به منظور بررسی سیاست پولی بهینه اقدام به معرفی تابع زیان اجتماعی بر اساس شکاف تولید و تورم کرده و کارگزاران اقتصادی را همگن در نظر می‌گیرند. در مطالعه حاضر ضمن در نظر گرفتن تابع زیان اجتماعی بانک مرکزی بر اساس شکاف تولید و تورم، تابعی از مطلوبیت خانوارها بر اساس دارایی‌ها و درآمد آن‌ها می‌باشد. همچنین نوع کارگزاران مورد استفاده در این مطالعه بر اساس کارگزاران ناهمگن می‌باشد تا بر این

[1]. Kaplan (2018)

اساس به بررسی اثرات توزیعی سیاست پولی پرداخته شود. سوال اصلی تحقیق حاضر این است که سیاست بهینه پولی تحت شرایط ناهمگنی کارگزاران اقتصادی به چه صورتی می‌باشد و سیاست‌های قاعده و صلاحدیدی بهینه به لحاظ اثرات بازتوزیع ثروت چگونه عمل می‌کنند.

ساختار مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در ادامه و در بخش دوم به مروری بر ادبیات نظری و تجربی در مورد رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی پرداخته می‌شود و مروری بر مطالعات پیشین داخلی و خارجی صورت می‌گیرد. در بخش سوم مدل تحقیق تشریح می‌شود. در بخش چهارم نتایج حاصل از برآورد مدل و محاسبه پارامترهای مدل گزارش می‌شود. در نهایت در بخش انتهایی مقاله به ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی در الگوی کارگزاران ناهمگن نسبت به حالتی که در آن رفتار کارگزاران به صورت نوعی و یکسان در نظر گرفته می‌شود، نتایج متفاوتی را به همراه دارد. مطالعات اخیر در مورد این موضوع، به روشنی بیان می‌دارند که الگوهای انتظارات مختلف در اقتصاد، پاسخ متفاوتی به شوک‌های پولی می‌دهند. نتایج حاصله از این نوع بررسی‌ها، کاربردهای مهمی در مدیریت اقتصاد کلان دارد، به عنوان نمونه بانک مرکزی برای اینکه عملکرد بهتری در ارتباط با بخش‌های مختلف داشته باشد، مجبور است این نتایج مطالعات را مد نظر قرار دهد. با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران می‌توان گفت سیاست پولی باید اثرات توزیعی قوی‌تری نسبت به حالت رفتار همگن کارگزاران روی اقتصاد داشته باشد (خلیلی عراقی و گودرزی، ۱۳۹۵: ۸).

بر اساس دیدگاه کینزی در مدل‌های پایه کینزی جدید، تقاضای کل و یا مخارج برنامه‌ریزی شده دارای شیبی نزدیک به صفر می‌باشد. به عبارت دیگر مصرف حساسیت کمی به درآمد جاری دارد. سمت تقاضا در مدل‌های کینزی جدید به صورت آهسته در پی پاسخ به چالش پیش آمده در مورد تفاوت نظری و تجربی در مورد اثرگذاری سیاست پولی و اثرات توزیعی آن می‌باشد. رویکرد جدید مطرح شده تحت عنوان مدل کینزی جدید با کارگزاران ناهمگن[1] (HANK) توسط کاپلان و همکاران (۲۰۱۸) در پی پاسخ به تفاوت بوجود آمده در حوزه تجربی و نظری در مورد اثرگذاری سیاست پولی در دیدگاه کینزین‌های جدید می‌باشد. در رویکرد مبتنی بر رفتار ناهمگن کارگزاران، مصرف بخش خصوصی نسبت به درآمد جاری حساس می‌باشد. زمانی که

[1]. Heterogeneous Agent New Keynesian models

بنگاه‌ها در بهره‌وری تولید خود متفاوت می‌باشند، سرمایه‌گذاری و استخدام نیروی کار آن‌ها نیز کاملاً متفاوت خواهد بود. در مدل مبتنی بر کارگزاران ناهمگن، بردار وضعیت اقتصاد شامل بنگاه‌ها و خانوارهایی می‌باشد که به دنبال تصمیم‌گیری برای تعیین قیمت و نگهداری دارایی‌های متنوع از لحاظ نقدشوندگی هستند.

سیاست پولی بهینه تحت شرایط قاعده و صلاحدید متناسب با آثار توزیعی آن و مساله بهینه‌یابی برنامه‌ریزان دارای ابعاد مختلفی می‌باشد. در مطالعات صورت گرفته توسط دیردا و پدرونی[1] (۲۰۱۴) در سیاست پولی بهینه مبتنی بر مالیات ستانی رمزی بر اساس مدل اقتصادی آیاگاری، فرض می‌شود که مسیر مالیات بهینه پیرو مسیر پویای مبتنی بر برون‌زایی دوره‌های زمانی مختلف می‌باشد. آسیکوگز[2] (۲۰۱۴) در مطالعه خود نشان داد که بهینه‌یابی پویای مدل بر اساس شرایط مرتبه اول مدل می‌باشد. این در حالی است که بررسی پویایی‌های مدل و سیاست بهینه غیر خطی تحت شرایط قاعده و صلاحدید در بازارهای ناقص نیازمند آن است که سیاست‌گذار سراسر توزیع ثروت را بر اساس اجرای سیاست دنبال کند (لی گراند و رگوت[3]، ۲۰۱۷: ۸).

بر اساس ادبیات متداول انتظارات، انتظارات به دو دسته‌ی اصلی عقلایی و تطبیقی تقسیم شده است. انتظارت عقلایی نوعی انتظارات آینده‌نگر است که به صورت سازگار و با توجه به یک مدل برآورد می‌شود. در واقع در ابتدا عناصر لازم برای پیش‌بینی یک متغیر در یک چارچوب ساده و خلاصه شده از دنیای واقعی در قالب یک الگو طراحی و سپس انتظارات بر اساس این عناصر بیان می‌شود. اما در مورد انتظارات تطبیقی، ساز و کار شکل‌گیری انتظارات با توجه به وقایع گذشته و استفاده از تعدیل خطاهای گذشته است[4].

انتظارات تطبیقی از جمله مهمترین رویکردها به مسئله انتظارات است. این نوع از انتظارات در قالب تصحیح خطا در طی زمان تعریف می‌شود. بر این اساس، افراد در هر سال قیمت مورد انتظار خود را که امید دارند در آینده نیز تثبیت شود، بر اساس میزان خطای پیش‌بینی شده در سال‌های گذشته تعدیل و بازبینی می‌کنند. به عبارت دیگر می‌توان بیان نمود که افراد از تجربه گذشته خود در شکل‌گیری انتظارات درس و تجربه می‌گیرند تا با گذشت زمان به واقعیت نزدیک‌تر شوند. این الگو را می‌توان به صورت زیر بیان داشت:

---

1. Dyrda and Pedroni (2014)
2. Acikgoz (2014)
3. Le Grand and Ragot (2017)
4. Park (2014)

$$P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}} = P_{t-1}^{e} + \lambda(P_t - P_{t-1}^{e}) \qquad 0 < \lambda < 1 \qquad (۱)$$

که در آن P_{t-1}^{e} قیمت بازاری مورد انتظار در زمان t-1، P_t قیمت بازاری دوره t و λ ضریب تصحیح خطای پیش‌بینی می‌باشد. در سال ۱۹۶۱ جان میوت[1] مفهوم انتظارات عقلایی را به عنوان جانشین انتظارات تطبیقی ارائه کرد. الگوی انتظارات عقلایی ادعا دارد که کارگزاران اقتصادی نه تنها به تجربهٔ گذشته در شکل‌گیری انتظارات متکی می‌باشند، بلکه از اطلاعات قابل دسترس جاری به بهترین وجه استفاده خواهند کرد. بنابراین فرد در پیش‌بینی صرفاً به اطلاعات گذشته نمی‌نگرد بلکه تمامی اطلاعات موجود را برای پیش‌بینی به خدمت می‌گیرد. در واقع واحدهای اقتصادی از سیاست‌های اعلام شده دولت در تصمیم‌گیری‌های خود استفاده خواهند نمود. بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی پیش‌بینی مردم نسبت به قیمت دوره t، امید ریاضی شرطی[2] قیمت می‌باشد که مشروط به اطلاعات موجود در دوره $t-1$، یعنی قیمت‌های گذشته، وضعیت جاری اقتصاد و امثال آن می‌باشد.

$$P_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}} = E(P/I_{t-1}) \qquad (۲)$$
$$P_t - \mathrm{P}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{e}} = \varepsilon_{\mathrm{t}}$$

که ε خطای پیش‌بینی انتظارات عقلایی و یک متغیر تصادفی با میانگین صفر می‌باشد، $E(\varepsilon_t) = 0$. یعنی خطاهای پیش‌بینی دارای الگوی تغییرات زمانی نیستند و واریانس آن‌ها حداقل به کوچکی خطاهای ایجادشده از سایر روش‌های شکل‌دهی انتظارات می‌باشد. بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی، انتظارات به‌طور متوسط درست می‌باشند. فرضیه انتظارات عقلایی بدین معناست که مردم در پیش‌بینی‌های خود مرتکب اشتباهات منظم نمی‌شوند. البته مردم گاهی اشتباهاتی می‌کنند اما مرتکب خطای منظم نمی‌شوند. اشتباهات منظم به راحتی کشف گردیده و مردم چنین اشتباهاتی را تصحیح می‌کنند و روش شکل‌گیری انتظارات خود را به همان ترتیب تغییر می‌دهند. اما الگویی که در مدل‌های تعادل عمومی جدیدا مورد بررسی قرار می‌گیرد رفتار شبه عقلائی کارگزاران اقتصادی می‌باشد. انتظارات شبه عقلائی به معنی اضافه کردن خطاهای برون‌زا به انتظارات عقلائی می‌باشد. دو طبقه‌بندی کلی برای رفتار شبه عقلائی وجود دارد که شامل رفتار

[1]. John Muth
[2]. Mathematical Conditional Expectations

شبه عقلائی ضعیف و قوی می‌باشد. با در نظر گرفتن فرآیند برون‌زا $Z_{NR,t}$ با میانگین صفر و واریانس محدود، در این صورت انتظارات شبه عقلائی ضعیف عبارتست از:

$$E_{NR,t}f(X_{t+1}) = E_t f(X_t + Z_{NR,t}) \quad (۳)$$

در این حالت میانگین پیش‌بینی به عنوان معیاری برای انتظارات در نظر گرفته می‌شود.
در مطالعات پیشین صورت گرفته در این زمینه در مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه کاپلان و همکاران (۲۰۱۸)، نئنو و مول (۲۰۱۷)، نئنو و توماس[1] (۲۰۱۷)، دیردا و پدرونی[2] (۲۰۱۴) و ... اشاره کرد. نئنو و مول (۲۰۱۷) به بررسی سیاست پولی بهینه با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن پرداختند. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که تحت شرایط صلاحدیدی تورش تورمی ناشی از سیاست پولی و سیاست‌های توزیع درآمدی رخ می‌دهد. در این شرایط افرادی که بدهکار باشند و دارای مطلوبیت نهائی ناشی از مصرف بالاتری باشند بیشتر منتفع می‌شوند. تحت شرایط تعهدی، توش تورمی کمتری رخ داده و اثرات توزیعی ناشی از سیاست پولی کمتر رخ می‌دهد. ماچادو و ساوینو[3] (۲۰۱۴) ماندگاری تورم در کشور برزیل را با استفاده از یک رویکرد چند متغیره مورد بررسی قرار دادند. این مدل شامل چند جزء از قبیل، منبع اثرگذار بر ماندگاری تورم، انحراف انتظارات از مقدار سیاستی هدف‌گذاری شده، ماندگاری عوامل ایجاد کننده تورم و مقدار وقفه تورم بود. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل تولید، نرخ تورم و نرخ بهره بود که به دو بخش قابل مشاهده و بخش غیر قابل مشاهده تجزیه شده بودند. به منظور بررسی تاثیر عوامل بسیاری که بر نرخ تورم اثرگذار می‌باشد از روش برآورد بیزین استفاده شد. نتایج بدست آمده در این مطالعه نشان‌دهنده این موضوع بود که ماندگاری بر پایه انتظارات عامل بسیار مهمی در پایداری تورم در برزیل بوده است. خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی الگوی رفتاری کارگزاران ناهمگن و سیاست پولی بهینه پرداختند. نتایج این مطالعه در مورد توزیع ثروت و میل نهائی به مصرف از دو جهت قابل بررسی می‌باشد. این دو بخش شامل شوک‌های درآمدی نامطمئن و دارایی‌های متنوع با درجه نقدشوندگی متفاوت و بازدهی‌های مختلف است. در مدل طراحی شده، اثرات غیر مستقیم ناشی از سیاست پولی پیش‌بینی نشده از طریق یک رویکرد تعادل عمومی بر تقاضای نیروی کار بررسی شد. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که در رویکرد

[1]. Nuño and Tomas (2017)
[2]. Dyrda and Pedroni (2014)
[3]. MachadoI and Savino (2014)

کارگزاران نوعی کینزین جدید نسبت به مدل کارگزاران ناهمگن کینزین جدید قضیه برابری بدهی ریکاردویی برقرار نبوده و واکنش سیاست مالی به سیاست پولی نکته کلیدی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست پولی می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج بدست آمده از این مطالعه تحت شرایط صلاحدیدی، تلاش مقام پولی برای توزیع مجدد ثروت به سمت خانوارهای قرض‌گیرنده که دارای مطلوبیت نهائی بالاتری از خالص ثروت می‌باشند، منجر به تغییرات در تورش تورمی می‌شود. این در حالی است که تحت شرایط قاعده، سیاست پولی دارای اثرات توزیعی کمتری در درآمد بوده و بیشتر منجر به تورش تورمی می‌شود. خلیلی عراقی و گودرزی (۱۳۹۵) به بررسی پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. چنان‌چه متغیری در اثر وارد شدن یک شوک از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدتی طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری بادوام، پایدار و یا ماندگار است. در شرایط پایداری تورم، انتظارات تورمی عاملان اقتصادی گذشته‌نگر می‌شود لذا بانک مرکزی می‌بایست بـه منظور افزایش اعتبار و مقبولیت سیاست‌های خود، انتظارات تورمی را مطابق با فرآیند آینده‌نگر هدایت کرده و در عین حال نسبت به تعدیل تدریجی آن با احتیاط و اما پیوسته اقدام کند، زیرا در این حالت، اجرای روش هدف‌گذاری تورم به منظور کاهش تورم، بدون هزینه نیست و اعتبار سیاست ضد تورمی بلافاصله به دنبال اتخاذ هدف تورمی حاصل نمی‌شـود. در این مقاله به تحلیل و بررسی سیاست پولی در کشور پرداخته شده تا به تبع آن ماندگاری و پایداری تورم با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج نشان داد با توجه به این موضوع که انتظارات تورمی افراد در کشور عامل بسیار مهمی در ماندگاری تورم می‌باشد در صورتی که نرخ تورم کاهش یابد به دلیل ماندگاری و پایداری در تورم، کاهش نرخ تورم در بلندمدت رخ می‌دهد. همچنین بانک مرکزی می‌تواند با وجود رفتار ناهمگن کارگزارن اقتصادی و پایداری تورم با اتخاذ قاعده هدف‌گذاری تورم داخلی علاوه بر کنترل تورم، تولید داخلی را در سطح تولید طبیعی تثبیت کرده که لازمه آن این می‌باشد که مقام پولی دارای شهرت و اعتبار نزد کارگزاران اقتصادی باشد.

۳- روش شناسی تحقیق

۳-۱- خانوارها

در اقتصاد تعداد زیادی (N) خانوار وجود دارند که در صدد حداکثر نمودن تابع مطلوبیت خود با توجه به قید بودجه‌ای که با آن مواجه هستند، می‌باشند. فرض می‌شود که پول نیز در تابع مطلوبیت خانوارها وجود دارد. با فرض ناهمگن بودن خانوارها، و اینکه خانوارها در پیش‌بینی مقادیر آتی متغیرها به صورت متفاوت عمل می‌کنند، تابع مطلوبیت انتظاری به صورت زیر می‌باشد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۷: ۹):

$$\max U\left(c_t, \frac{M_t}{P_t}, l_t\right) = \varepsilon_{it} \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left(\frac{1}{1-\sigma}(c_t)^{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \frac{\kappa}{1+\psi}(l_t)^{1+\psi}\right) \quad (۴)$$

با توجه به قید بودجه‌ای که در هر دوره زمانی با آن مواجه است:

$$c_t + b_t + m_t = w_t l_t + R_{t-1} b_{t-1} + m_{t-1} + \Omega_t^T + \Omega_t^N + z_t \quad (۵)$$

در تابع مطلوبیت خانوار نمونه، ε_{it} بیانگر روند تصادفی شکل‌گیری انتظارات، β نماد نرخ تنزیل زمانی، c مصرف کل خانوار، M ذخیره اسمی پول، P سطح عمومی قیمت‌ها (قیمت سبد کالای نهایی مصرف‌کنندگان)، l عرضه نیروی کار، w_t دستمزد حقیقی، z_t بیانگر پرداخت انتقالی دولت به خانوارها، Ω_t^N و Ω_t^T بیانگر سود ناشی از بخش کالاهای مبادله‌ای و غیر قابل مبادله، σ بیانگر ریسک‌گریزی نسبی خانوار، b کشش تقاضای پول، ψ کشش عرضه نیروی کار، b_t بیانگر اوراق دولتی در دست خانوارها بوده و m_{t-1} بیانگر مانده نقدی خانوارها می‌باشد که از دوره قبل منتقل شده است و t نماد دوره زمانی است.

در این مدل فرض شده است که دو نوع خانوار وجود دارد، نوع اول (n_e) دارای عقلانیت کامل[1] بوده و نوع دوم ($1 - n_e$) دارای عقلانیت محدود[2] می‌باشند. در این حالت پیش‌بینی‌های افراد به صورت زیر می‌باشد:

[1]. Perfect Rational
[2]. Boundedly Rational

کارگزاران دارای عقلانیت کامل:

$$\varepsilon_{it}\sum_{\tau=t}^{\infty}\beta^{\tau-t}\mathrm{x}_{\tau}=E_t\sum_{\tau=t}^{\infty}\beta^{\tau-t}\mathrm{x}_{\tau}$$

کارگزاران دارای عقلانیت محدود:

$$\varepsilon_{it}\sum_{\tau=t}^{\infty}\beta^{\tau-t}\mathrm{x}_{\tau}=\frac{1}{1-\beta}\theta_{i,x,t}$$

میانگین پیش‌بینی:

$$\int_i \theta_{i,x,t}di=x_{t-1}$$

در معادله فوق $\theta_{i,x,t}$ بیانگر مجموعه اطلاعات در دسترس فرد i در دوره t برای N متغیر اقتصادی می‌باشد.

۳-۲- تولیدکنندگان

۳-۲-۱- بخش کالاهای غیر قابل مبادله

بخش کالاهای غیر قابل مبادله به صورت رقابت کامل در نظر گرفته شده است. فرآیند تولید برای بنگاه نمونه به صورت زیر در نظر گرفته شده است (زمان زاده و جلالی نائینی، ۱۳۹۲: ۱۰):

$$y_t^N=z^N(k_{t-1}^N)^{1-\alpha^N}(l_t^N)^{\alpha^N}\left(k_{t-1}^G\right)^{\alpha^G} \quad (۷)$$

به طوری که α^G بیانگر کشش تولید نسبت به سرمایه بخش عمومی، z^N پارامتر اندازه بهره‌وری، y_t^N تولید بخش غیر قابل مبادله، l_t^N نیروی کار فعال در بخش تولید کالاهای غیر قابل مبادله و k_{t-1}^N موجودی سرمایه فیزیکی در بخش تولید کالاهای غیر قابل مبادله و k_{t-1}^G موجودی سرمایه مربوط به تولید کالاهای عمومی است. سرمایه بخش خصوصی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$k_t^N=(1-\delta^N)k_{t-1}^N+\left[1-\frac{\kappa^N}{2}\left(\frac{i_t^N}{i_{t-1}^N}-1\right)^2\right]i_t^N \quad (۸)$$
$$Z_t^N=\rho_Z Z_{t-1}^N+\varepsilon_t^Z$$

به طوری که $\kappa^N>0$ پارامتر تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری می‌باشد.

بنگاه نوعی فرض شده در بخش تولید کالاهای غیر قابل مبادله حداکثرکننده سود بر اساس مطلوبیت نهائی خانوارها به صورت زیر می‌باشد:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[(1-\iota)(P_t^N y_t^N) - w_t^N l_t^N - i_t^N + \iota P_t^N Y_t^N\right] \quad (۹)$$

$\beta^t \lambda_t$، بیانگر ارزش حال مطلوبیت نهایی خانوارها در دوره t است. به طوری که ι بیانگر مشکلات و عدم تمایل بنگاه در سرمایه‌گذاری می‌باشد یا به عبارت دیگر این پارامتر را می‌توان به عنوان مالیات مقطوع اخذ شده از بنگاه در نظر گرفت، P_t^N شاخص قیمت در بخش کالاهای غیر قابل مبادله می‌باشد. بعد از معرفی بخش غیر قابل مبادله در اقتصاد در ادامه به معرفی تولیدکننده نهائی و واسطه در بخش غیر قابل مبادله پرداخته شده است.

۳-۲-۲- تولیدکنندگان کالای نهایی غیر قابل مبادله

فرض می‌شود تعداد زیادی تولیدکننده کالای نهایی غیر قابل مبادله وجود دارند که با ترکیب انواع کالاهای واسطه‌ای غیر قابل مبادله، یک سبد کالای نهایی غیر قابل مبادله را که مورد تقاضای تولیدکنندگان کالای نهایی است، تولید می‌کنند و تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند. هدف هر تولیدکننده کالای نهایی غیر قابل مبادله، حداکثر نمودن تابع سود:

$$\Pi_t^N = P_t^N y_t^N - \int_0^1 P_t^N(i) y_t^N(i) di \quad (۱۰)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت است.

$$y_t^N = \left[\int_0^1 y_t^N(i)^{\frac{\theta n-1}{\theta n}} di\right]^{\frac{\theta n}{\theta n-1}} \quad (۱۱)$$

که در تابع سود، y^N نماد عرضه کل کالای نهایی غیر قابل مبادله، $y^N(i)$ تقاضای هر یک از کالاهای واسطه غیر قابل مبادله و $p^N(i)$ قیمت هر یک از کالاهای واسطه غیر قابل مبادله می‌باشد. در تابع تولید، θn کشش جانشینی میان کالاهای واسطه غیر قابل مبادله در فرآیند تولید است. معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکنندگان نهایی پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^N(i) = \left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N \quad (۱۲)$$

$$p_t^N = \left[\int_0^1 p_t^N(i)^{1-\theta n} di\right]^{\frac{1}{1-\theta n}} \quad (۱۳)$$

معادله (۱۲) بیانگر تقاضای کالاهای واسطه i می‌باشد که تابعی مستقیم از تولید کالای نهایی غیر قابل مبادله و معکوس از قیمت نسبی کالای واسطه i به قیمت کالای نهایی غیر قابل مبادله است. معادله (۱۳) نیز بیانگر معادله تعیین قیمت کالای نهایی غیر قابل مبادله است که در واقع میانگین وزنی قیمت کالاهای واسطه غیر قابل مبادله می‌باشد.

۳-۲-۳- تولیدکنندگان کالای واسطه غیر قابل مبادله

تولیدکنندگان کالای واسطه غیر قابل مبادله، محصولات خود را به تولیدکنندگان کالای نهایی غیر قابل مبادله می‌فروشند. از آن‌جا که در فرآیند تولید کالای نهایی غیر قابل مبادله، کالاهای واسطه غیر قابل مبادله به صورت ناقص جانشین یکدیگر هستند، بنابراین هر تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله، دارای قدرت قیمت‌گذاری برای محصول خود می‌باشد. در واقع تولیدکنندگان کالای واسطه غیر قابل مبادله، نه در شرایط رقابت کامل، بلکه تحت شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌نمایند. هر تولیدکننده واسطه، محصول خود را با استخدام نیروی کار و سرمایه از سوی خانوارها تولید می‌نماید. در عین حال هر تولیدکننده واسطه با یک هزینه تعدیل قیمت اسمی محصول خود روبرو است که بر حسب تولید کالای نهایی غیر قابل مبادله اندازه‌گیری می‌شود (والش[1]، ۲۰۰۰: ۲۴۳).

$$\frac{\varphi_n}{2}\left(\frac{P_t^N(i)}{\pi^N P_{t-1}^N(i)} - 1\right)^2 y_t^N \quad (۱۴)$$

که در آن $P_t^N(i)$ بیانگر قیمت کالای واسطه i و π^N بیانگر نرخ تورم پایدار[2] می‌باشد. بنابراین تابع تولید هر تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله عبارت است از:

$$y_t^N(i) = a_t k_{t-1}^N(i)^{\alpha} L_t^N(i)^{1-\alpha}\left(y_t^{pgc}\right)^{\omega} e^{aa_t} \quad (۱۵)$$

[1]. Walsh (2000)
[2]. Steady State

که در آن $y_t^N(i)$ میزان تولید کالای واسطه i، k^N میزان سرمایه استخدامی در تولید i، L^N میزان نیروی کار استخدامی در تولید i، a نماد سطح تکنولوژی تولید و e^{aa_t} بیانگر شوک‌های موقت بهره‌وری عوامل تولید است. تکنولوژی تولید (a) دارای فرآیند خودتوضیحی با ریشه واحد است که به صورت برون‌زا تعیین می‌شود:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \qquad (۱۶)$$

با توجه به اینکه تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌نماید و از قدرت قیمت‌گذاری محصول خود برخوردار است، تولیدکننده با توجه به تقاضای محصول خود به صورت $\left(y_t^N(i) = \left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N\right)$، قیمت محصول خود را تعیین می‌نماید. بنابراین تابع سود هر تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله عبارت است از:

$$\pi_t^N(i) = P_t^N(i)\left(\left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N\right) - W_t L_t^N(i) - R_{t-1}^k P_{t-1} k_{t-1}^N(i) - \frac{\varphi_n}{2}\left(\frac{P_t^N(i)}{\pi^N P_{t-1}^N(i)} - 1\right)^2 y_t^N \qquad (۱۷)$$

به علاوه از آن‌جا که بنگاه‌های تولیدکننده واسطه تحت مالکیت خانوارها هستند و در شرایط رقابت انحصاری از سود برخوردارند، هر بنگاه تولیدکننده درصدد حداکثرسازی ارزش بنگاه خود با تعیین متغیرهای نیروی کار، سرمایه و قیمت محصول:

$$E_t \sum_t^\infty \beta^t \lambda_t \left(P_t^N(i) y_t^N(i) - W_t L_t^N(i) - R_{t-1}^k P_{t-1} k p_{t-1}^N(i) \frac{\varphi_n}{2}\left(\frac{P_t^N(i)}{\pi^N P_{t-1}^N(i)} - 1\right)^2 y_t^N \right) \qquad (۱۸)$$

با توجه به قید تولید است.

$$y_t^N(i) = \left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N = a a_t \; a_t k_{t-1}^N(i)^\alpha L_t^N(i)^{1-\alpha} \left(y_t^{pgc}\right)^\omega \qquad (۱۹)$$

که در آن $\beta^t\lambda_t$، بیانگر ارزش حال مطلوبیت نهایی خانوارها در دوره t می‌باشد.
معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله نسبت به متغیرهای نیروی کار، سرمایه و قیمت محصول پس از خلاصه نمودن عبارت است از[1]:

$$\frac{W_t L_t^N}{R_{t-1}^k \mathrm{P}_{t-1} k_{t-1}^N} = \frac{(1-\alpha)}{\alpha} \tag{۲۰}$$

$$\frac{y_t^N}{L_t^N} = \frac{1}{(1-\theta n)(1-\alpha)}\Bigg[-\theta n \frac{W_t}{P_t^N} + \varphi_n\left(\beta E_t\left(\frac{W_{t+1}}{P_{t+1}}\frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{c_t^{-\sigma}}\frac{L_{t+1}^N}{L_t^N}\frac{P_t}{P_t^N}\left(\frac{P_{t+1}^N}{\pi^N P_t^N}\right)\left(\frac{P_{t+1}^N}{\pi^N P_t^N}-1\right)\right)-\frac{W_t}{P_t^N}\left(\frac{P_t^N}{\pi^N P_{t-1}^N}\right)\left(\frac{P_t^N}{\pi^N P_{t-1}^N}-1\right)\right)\Bigg] \tag{۲۱}$$

معادله (۱۹) بیانگر نسبت بهینه هزینه نیروی کار به هزینه سرمایه و معادله (۱۷) به نحوی بیانگر منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید[2] در بخش غیر قابل مبادله است. در بلندمدت که $\frac{P_t^N}{P_{t-1}^N} = \pi^N$ است، معادله (۲۱) به معادله $\frac{y_t^N}{L_t^N} = \frac{-\theta n}{(1-\theta n)(1-\alpha)}\frac{W_t}{P_t^N}$ بدل خواهد شد که بیانگر منحنی فیلیپس عمودی است (زمان زاده و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۵).

۳-۲-۴- بخش کالاهای قابل مبادله

بخش کالاهای قابل مبادله به صورت رقابت کامل در نظر گرفته شده است. فرآیند تولید برای بنگاه نمونه به صورت زیر در نظر گرفته شده است[3]:

$$y_t^T = z_t^T (k_{t-1}^T)^{1-\alpha^T} (l_t^T)^{\alpha^T} \left(k_{t-1}^G\right)^{\alpha^G} \tag{۲۲}$$

$$z_t^T = \rho_z z_t^T + \varepsilon_t^Z$$

به طوری که z_t^T شوک بهره‌وری در بخش کالاهای قابل مبادله می‌باشد که بر اساس فرآیند یادگیری حین انجام کار بستگی به تولید کالای قابل مبادله در دوره قبل دارد:

---

1. Senbeta (2011)
2. New Keynesian Philips Curve
3. Dib & Phaneuf (2001)

$$lnz_t^T = \rho_{zT} lnz_{t-1}^T + dlny_{t-1}^T \quad (۲۳)$$

سرمایه بخش خصوصی مورد استفاده در بخش قابل مبادله به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$k_t^T = (1-\delta^T)k_{t-1}^T + \left[1 - \frac{\kappa^T}{2}\left(\frac{i_t^T}{i_{t-1}^T} - 1\right)^2\right] i_t^T \quad (۲۴)$$

به طوری که $\kappa^T > 0$ پارامتر تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری می‌باشد و هر بنگاه حداکثرکننده ارزش حال سود به صورت زیر می‌باشد:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[(1-\iota)(s_t y_t^N) - w_t^T l_t^T - i_t^T + \iota s_t Y_t^T\right] \quad (۲۵)$$

با توجه به معرفی کلی بخش قابل مبادله در اقتصادی تولیدکننده نهائی و واسطه در بخش قابل مبادله به صورت زیر تعریف شده است.

۳-۲-۵- تولیدکنندگان کالای نهایی

فرض می‌شود که تعداد زیادی تولیدکننده کالای نهایی وجود دارند که با ترکیب کالاهای نهایی قابل مبادله[1] و غیر قابل مبادله[2]، کالای نهایی را که به مصرف خانوارها می‌رسد، تولید نموده و تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند. هدف هر تولیدکننده کالای نهایی، حداکثر نمودن تابع سود:

$$\Pi_t^D = \mathrm{P_t} y_t^D - (p_t^T y_t^T + p_t^N y_t^N) \quad (۲۶)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت[3] است:

$$y_t^D = \left((1-\gamma)^{\frac{1}{\nu}} (y_t^T)^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (\gamma)^{\frac{1}{\nu}} (y_t^N)^{\frac{\nu-1}{\nu}}\right)^{\frac{\nu}{1-\nu}} \quad (۲۷)$$

که در تابع سود، y^D نماد عرضه کل کالای نهایی، y^T تقاضای کل کالای قابل مبادله، y^N تقاضای کل کالای غیر قابل مبادله، p^T قیمت کالای قابل مبادله و p^N قیمت کالای غیر قابل

[1]. Tradable
[2]. Non Tradable
[3]. Constant Elasticity of Substitution (CES)

مبادله است. در تابع تولید، γ سهم کالای غیر قابل مبادله در هزینه کل کالای نهایی و ν بیانگر کشش جانشینی میان کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله در فرآیند تولید است. معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکنندگان نهایی با فرض تشابه آن‌ها و پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^T = (1-\gamma)\left(\frac{P_t^T}{\mathrm{P_t}}\right)^{-\nu} y_t^D \qquad (۲۸)$$

$$y_t^N = \gamma\left(\frac{P_t^N}{\mathrm{P_t}}\right)^{-\nu} y_t^D \qquad (۲۹)$$

$$\mathrm{P_t} = \left((1-\gamma)(P_t^T)^{1-\nu} + \gamma(P_t^N)^{1-\nu}\right)^{\frac{1}{1-\nu}} \qquad (۳۰)$$

معادله (۲۸) بیانگر تابع تقاضای کالای قابل مبادله، معادله (۲۹) بیانگر تابع تقاضای کالای غیر قابل مبادله و معادله (۳۰)، معادله تعیین قیمت کالای نهایی است که در واقع میانگین وزنی از قیمت کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله می‌باشد.

۳-۲-۶- تولیدکنندگان کالای نهایی قابل مبادله

فرض می‌شود که تعداد زیادی تولیدکننده کالای نهایی قابل مبادله وجود دارند که با ترکیب کالاهای قابل مبادله داخلی و کالای قابل مبادله خارجی (کالای وارداتی)، کالای نهایی قابل مبادله را که مورد تقاضای تولیدکنندگان کالای نهایی است، تولید نموده و تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند. هدف هر تولیدکننده کالای نهایی قابل مبادله، حداکثر نمودن تابع سود:

$$\Pi_t^T = \mathrm{P_t} y_t^T - (p_t^{HT} y_t^{DT} + p_t^{FT} y_t^{FT}) \qquad (۳۱)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت است:

$$y_t^T = \left((1-\lambda)^{\frac{1}{\eta}}(y_t^{DT})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (\lambda)^{\frac{1}{\eta}}(y_t^{FT})^{\frac{\eta-1}{\eta}}\right)^{\frac{\eta}{1-\eta}} \qquad (۳۲)$$

که در تابع سود، y^T نماد عرضه کل کالای نهایی قابل مبادله، y^{DT} تقاضای کل کالای قابل مبادله داخلی و y^{FT} تقاضای کل کالای وارداتی، p^{HT} قیمت کالای قابل مبادله داخلی و p^{FT} قیمت کالای غیر قابل مبادله خارجی است. در تابع تولید، λ سهم کالای وارداتی در هزینه کل

کالای نهایی قابل مبادله و η کشش جانشینی میان کالای قابل مبادله داخلی و وارداتی در فرآیند تولید است.

معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکنندگان نهایی با فرض تشابه آن‌ها و پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^{DT} = (1-\lambda)\left(\frac{P_t^{HT}}{P_t^T}\right)^{-\eta} y_t^T \quad (۳۳)$$

$$y_t^{FT} = \lambda\left(\frac{P_t^{FT}}{P_t^T}\right)^{-\eta} y_t^T \quad (۳۴)$$

$$P_t^T = \left((1-\gamma)(P_t^{HT})^{1-\eta} + \gamma(P_t^{FT})^{1-\eta}\right)^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (۳۵)$$

معادله (۳۳) بیانگر تابع تقاضای کالای قابل مبادله داخلی، معادله (۳۴) بیانگر تقاضای کالای قابل مبادله خارجی و معادله (۳۵)، معادله تعیین قیمت کالای نهایی قابل مبادله است که در واقع میانگین وزنی از قیمت کالای قابل مبادله داخلی و خارجی می‌باشد.

۳-۲-۷- تولیدکنندگان کالای نهایی قابل مبادله داخلی

فرض می‌شود تعداد زیادی تولیدکننده کالای نهایی قابل مبادله داخلی وجود دارند که با ترکیب انواع کالاهای واسطه‌ای قابل مبادله داخلی، یک سبد کالای نهایی قابل مبادله داخلی را که مورد تقاضای تولیدکنندگان کالای نهایی قابل مبادله است، تولید می‌کنند و تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند. هدف هر تولیدکننده کالای نهایی قابل مبادله داخلی، حداکثر نمودن تابع سود:

$$\Pi_t^{HT} = P_t^{HT} y_t^{HT} - \int_0^1 P_t^{HT}(i) y_t^{HT}(i) di \quad (۳۶)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت است:

$$y_t^{HT} = \left[\int_0^1 y_t^{HT}(i)^{\frac{\theta h-1}{\theta h}} di\right]^{\frac{\theta h}{\theta h-1}} \quad (۳۷)$$

که در تابع سود، y^{HT} نماد عرضه کل کالای نهایی قابل مبادله داخلی، $y^{HT}(i)$ تقاضای هر یک از کالاهای واسطه قابل مبادله داخلی و $p^{HT}(i)$ قیمت هر یک از کالاهای واسطه قابل مبادله

داخلی می‌باشد. در تابع تولید، θh کشش جانشینی میان کالاهای واسطه قابل مبادله داخلی در فرآیند تولید است. معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکنندگان نهایی پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^{HT}(i) = \left(\frac{P_t^{HT}(i)}{P_t^{HT}}\right)^{-\theta h} y_t^{HT} \quad (۳۸)$$

$$p_t^{HT} = \left[\int_0^1 p_t^{HT}(i)^{1-\theta h} di\right]^{\frac{1}{1-\theta h}} \quad (۳۹)$$

معادله (۳۸) بیانگر تقاضای کالاهای واسطه i می‌باشد که تابعی مستقیم از تولید کالای نهایی قابل مبادله داخلی و معکوس از قیمت نسبی کالای واسطه i به قیمت کالای نهایی قابل مبادله داخلی است. معادله (۳۹) نیز بیانگر معادله تعیین قیمت کالای نهایی قابل مبادله داخلی است که در واقع میانگین وزنی قیمت کالاهای واسطه قابل مبادله داخلی می‌باشد.

۳-۲-۸- واردات کالاهای قابل مبادله خارجی

فرض می‌شود تعداد زیادی واردکننده داخلی وجود دارند که با ترکیب کالاهای کشورهای مختلف، یک سبد کالای وارداتی را که مورد تقاضای تولیدکنندگان کالای نهایی قابل مبادله است، تولید می‌کنند و تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند. هدف هر واردکننده، حداکثر نمودن تابع سود:

$$\Pi_t^{FT} = P_t^{FT} y_t^{FT} - \int_0^1 \lambda_t(j) P_t^{FT}(j) y_t^{FT}(j) dj \quad (۴۰)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت است:

$$y_t^{FT} = \left[\int_0^1 \lambda_t(j)^{\frac{1}{\theta f}} y_t^{FT}(j)^{\frac{\theta f-1}{\theta f}} dj\right]^{\frac{\theta f}{\theta f-1}} \quad (۴۱)$$

که در تابع سود، y^{FT} نماد عرضه کل کالای وارداتی، $y^{FT}(j)$ تقاضای کالای وارداتی از کشور jام، $p^{FT}(j)$ قیمت کالای وارداتی از کشور jام و $\lambda_t(j)$ سهم کشور j در هزینه کل واردکننده می‌باشد و فرض می‌شود یک متغیر ساختاری است. در تابع تولید، θf نماد کشش جانشینی میان

کالاهای وارداتی کشورهای مختلف در فرآیند تولید است. معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکنندگان نهایی پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^{FT}(j) = \lambda_t(j)\left(\frac{P_t^{FT}(j)}{P_t^{FT}}\right)^{-\theta f} y_t^{FT} \quad (۴۲)$$

$$p_t^{FT} = \left[\int_0^1 \lambda_t(j) p_t^{FT}(j)^{1-\theta f}\, dj\right]^{\frac{1}{1-\theta f}} \quad (۴۳)$$

معادله (۴۲) بیانگر تقاضای کالاهای وارداتی از کشور j می‌باشد که تابعی مستقیم از واردات و معکوس از قیمت نسبی کالای وارداتی کشور j نسبت به قیمت کالای وارداتی است. معادله (۴۳) نیز بیانگر معادله تعیین قیمت کالای وارداتی است که در واقع میانگین وزنی قیمت کالاهای وارداتی از کشورهای مختلف است. در عین حال قیمت کالای وارداتی به پول داخلی (P_t^{FT}) برابر قیمت کالای وارداتی به پول خارجی (P_t^F)، ضرب در نرخ اسمی ارز (ER_t) می‌باشد:

$$P_t^{FT} = ER_t * P_t^F \quad (۴۴)$$

فرض می‌شود قیمت کالای خارجی دارای یک فرآیند خودتوضیحی دارای ریشه واحد است:

$$p_t^F = {p_{t-1}^F}^{1+\rho pf} {p_{t-2}^F}^{-\rho pf} e^{GPF+epf_t} \quad (۴۵)$$

۳-۲-۹- صادرات کالای نهایی قابل مبادله داخلی

تعداد زیادی واردکننده خارجی وجود دارند که متقاضی کالای نهایی قابل مبادله داخلی هستند. واردکنندگان خارجی نیز مانند واردکنندگان داخلی با ترکیب کالاهای قابل مبادله خارجی از کشورهای مختلف، یک سبد کالای نهایی قابل مبادله را تولید نموده و در کشور خود به فروش می‌رسانند. هدف هر واردکننده خارجی در کشور نمونه k، حداکثر نمودن تابع سود (یاوری و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۴):

$$\Pi_t^F(k) = P_t^F(k) y_t^F(k) - \int_0^1 \lambda_t^*(kj) P_t^F(j) y_t^F(kj) dj \quad (۴۶)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت است:

$$y_t^F(k) = \left[\int_0^1 \lambda_t^*(kj)^{\frac{1}{\theta k}} y_t^F(kj)^{\frac{\theta k-1}{\theta k}} dj\right]^{\frac{\theta k}{\theta k-1}} \quad (۴۷)$$

که در تابع سود، $y^F(k)$ نماد عرضه کل کالای وارداتی از سوی واردکنندگان کشور k، $P_t^F(k)$ قیمت کالای وارداتی در کشور k، $y^F(kj)$ تقاضای واردکنندگان کشور k از کالاهای وارداتی کشور j، $p^F(j)$ قیمت کالای وارداتی از کشور j و $\lambda_t^*(kj)$ بیانگر سهم کشور j در هزینه‌های واردکننده کشور k می‌باشد. در تابع تولید، θk نماد کشش جانشینی میان کالاهای وارداتی کشورهای مختلف در فرآیند تولید واردکننده خارجی است. معادلات حاصل از بهینه‌یابی واردکننده خارجی کشور k پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^F(kj) = \lambda_t^*(kj)\left(\frac{P_t^F(j)}{P_t^F(k)}\right)^{-\theta k} y_t^F(k) \quad (۴۸)$$

$$p_t^F(k) = \left[\int_0^1 \lambda_t^*(kj) p_t^F(j)^{1-\theta k} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta k}} \quad (۴۹)$$

معادله (۴۸) بیانگر تقاضای کالاهای وارداتی کشور j از سوی کشور k می‌باشد. معادله (۴۹) نیز بیانگر معادله تعیین قیمت کالای نهایی وارداتی در کشور k است که در واقع میانگین وزنی قیمت کالاهای وارداتی تمام کشورها است. باید توجه داشت که تقاضای کالای وارداتی کشور j از کشور k، در واقع صادرات کشور j به کشور k محسوب می‌شود. اگر فرض کنیم صادرات کالای قابل مبادله داخلی به کشور k برابر معادله (۴۸) باشد و با فرض مشابه بودن کشورها، صادرات کالای قابل مبادله داخلی به خارج برابر است با:

$$y_t^{EXT} = \int_0^1 \lambda_t^*(k)\left(\frac{P_t^{*HT}}{P_t^F(k)}\right)^{-\theta k} y_t^F(k)dk = \lambda_t^*\left(\frac{P_t^{*HT}}{P_t^F}\right)^{-\theta k} y_t^F \quad (۵۰)$$

بنابراین صادرات کالای قابل مبادله داخلی به خارج تابعی مستقیم از حجم صادرات جهانی (y_t^F) و معکوس از قیمت نسبی کالای قابل مبادله داخلی به قیمت‌های جهانی است، که در آن قیمت کالای قابل مبادله داخلی به واحد پول خارجی (P_t^{*HT}) برابر است با:

$$P_t^{*HT} = \frac{P_t^{HT}}{ER_t} \quad (۵۱)$$

حجم صادرات جهانی در این الگو متغیری برون‌زا است:

$$y_t^F = y_t^{SF} e^{eyf_t} \quad (۵۲)$$

که در آن y^{SF} نماد روند پایدار صادرات جهانی و eyf شوک‌های صادرات جهانی است. همچنین فرض می‌شود که سهم پایدار کشور در صادرات جهانی (λ^*) با توجه به نسبت روند پایدار صاردات کشور به روند پایدار صادرات جهانی تعدیل می‌گردد:

$$\lambda_t^* = \frac{y_t^{SEXT}}{y_t^{SF}} \quad (۵۳)$$

۳-۳- سیاست‌گذار مالی (دولت)

ابتدا فرض می‌شود که قید بودجه دولت به صورت زیر می‌باشد (توکلیان، ۱۳۹۳: ۳۳۵):

$$\mathrm{T_t} + s_t(1+r^*)F_{t-1}^* = p_t^g G_t + Z_t + (R_{t-1}-1)B + s_t F_t^* \quad (۵۴)$$

به طوری که در معادله فوق T_t بیانگر مالیات است. همچنین F_t^* ارزش دارایی‌های خارجی بوده، G_t مخارج دولت با قیمت‌های نسبی p_t^g، و Z_t مجموع پرداخت‌های انتقالی به خانوارها می‌باشد. با معرفی قید بودجه دولت در ادامه به معرفی هزینه‌های دولت در بخش کالاهای عمومی پرداخته شده است. فرض می‌کنیم که میزان هزینه‌های اسمی دولت نه تحت یک فرآیند بهینه‌یابی اقتصادی، بلکه تحت فرآیندهای سیاسی بودجه‌ریزی و به صورت برون‌زا تعیین می‌گردد و در عین حال تحت تأثیر شوک‌های نفتی نیز قرار دارد:

$$G_t = {G_{t-1}}^{1+\rho g} {G_{t-2}}^{-\rho g} e^{(GG+\rho^{go} eOP_t + eG_t)} \quad (۵۵)$$

مخارج دولت در دو بخش جاری (GC_t) و عمرانی (GI_t) به صورت زیر می‌باشد:

$$G_t = GC_t + GI_t \quad (۵۶)$$

که در این رابطه فرض می‌شود سرمایه‌گذاری در سرمایه دولتی به تدریج در طول زمان شکل می‌گیرد و بنابراین سرمایه دولتی تا چندین دوره قابل بکارگیری نخواهد بود. با این تصریح زمان‌بر برای سرمایه‌گذاری دولتی می‌توان تأثیر تأخیرهای بوجود آمده در پروژه‌های عمرانی دولت بر اقتصاد را به خوبی نشان داد. برای مشخص کردن تأخیر بین زمان تصویب پروژه عمرانی دولت و

زمان به ثمر نشستن این سرمایه‌گذاری به شکل سرمایه، به‌تبعیت از لیپر و همکاران[1] (۲۰۱۰) تصویب سرمایه‌گذاری دولت در بودجه در زمان t را با A_t^I و تعداد فصل‌های لازم برای کامل کردن پروژه سرمایه‌گذاری را با N نشان می‌دهیم. بنابراین در این صورت قاعده حرکت سرمایه دولتی به صورت زیر خواهد بود:

$$KG_t = (1-\delta_g)KG_{t-1} + A_{t-N+1}^I \qquad (۵۷)$$

که در آن KG سرمایه دولتی و δ_g نرخ استهلاک سرمایه دولتی است و سرمایه‌گذاری دولتی تصویب شده در بودجه از یک فرآیند خودتوضیح مرتبه اول (به شکل لگاریتم خطی شده) تبعیت می‌کند.

۳-۴- بانک مرکزی و سیاست‌گذار پولی

در این بخش با در نظر گرفتن استقلال ابزار برای بانک مرکزی فرض می‌شود که سلطه مالی وجود نداشته و دولت نمی‌تواند کسری خود را از بانک مرکزی تامین کند. بر اساس مطالعه سارجنت زمانی که بانک مرکزی استقلال داشته باشد، دولت برای تامین مالی بدهی خود اقدام به انتشار اوراق قرضه می‌کند. با تغییر در نرخ بهره اوراق ممکن است افراد تمایلی به خرید اوراق نداشته باشند در این شرایط دولت از مقام پولی استقراض می‌کند. بر این اساس بانک مرکزی از طریق کنترل پایه پولی و تعدیل قاعده تیلور به دنبال کنترل شکاف تولید، نرخ ارز و تورم می‌باشد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۶-۱۰).

$$M_t = \rho_M(M_{t-1}) + (1-\rho_R)(\pi_t - \bar{\pi}) + \alpha_Y(Y_t - \bar{Y}) + \alpha_{rer}(RER_t - \overline{RER}) \qquad (۵۸)$$

در این مدل فرض می‌شود که بانک مرکزی از طریق کنترل رشد حجم پول در کشور در پی کنترل تورم، ارز و تولید می‌باشد. این عمل می‌تواند از طریق ابزارهای سیاستی از قبیل نرخ تسهیلات و سپرده‌ها و... صورت گیرد. با توجه به اینکه ذخایر ارزی و نرخ ارز در کشور تابعی از درآمدهای نفتی است، بانک مرکزی تنها از طریق تغییر این ضریب قادر است بر فرآیند انباشت دارایی‌های خارجی خود تأثیرگذار باشد. به عبارت بهتر در چارچوب این مدل، دولت عامل اصلی

[1]. Lipper and et al (2010)

تعیین پایه پولی از مسیر سیاست مالی است و بانک مرکزی تنها از طریق تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی (CR_t) قادر است بر پایه پولی اثرگذار باشد. فرض می‌شود که بانک مرکزی بر اساس یک ملاحظه سیاستی که در آن نرخ ارز به عنوان لنگر اسمی است به سیاست‌گذاری می‌پردازد:

$$\left(\frac{CR_t}{CR}\right) = \left(\frac{ger_t}{ger}\right)^{-\mu_{er}} \quad (۵۹)$$

با تقسیم طرفین این رابطه بر P_t پایه پول حقیقی رابطه زیر خواهد بود. فرض می‌شود که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت زیر باشد:

$$mb_t = dc_t + fr_t \quad (۶۰)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega o_t \quad (۶۱)$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت O_t به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. همچنین فرض می‌شود که درآمدهای نفتی از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به شکل زیر پیروی می‌کند:

$$o_t = \rho_o o_t + \varepsilon_t^o. \qquad \varepsilon_t^o \sim N(0.\sigma_o^2) \quad (۶۲)$$

سیاست‌گذار پولی سعی دارد تا به طور متوسط تورم هدف را در طول زمان ثابت نگه دارد اما گاهی اوقات در رسیدن به این هدف ناکام باقی می‌ماند. با توجه به این توضیحات، تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t_1} + \lambda_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda_y y_t + \nu_t \quad (۶۳)$$

که در آن $\dot{m}_t$ درصد رشد پایه پولی، π_t تورم، y_t شکاف تولید و ν_t شوک پولی است که فرض می‌شود از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (۶۴)$$

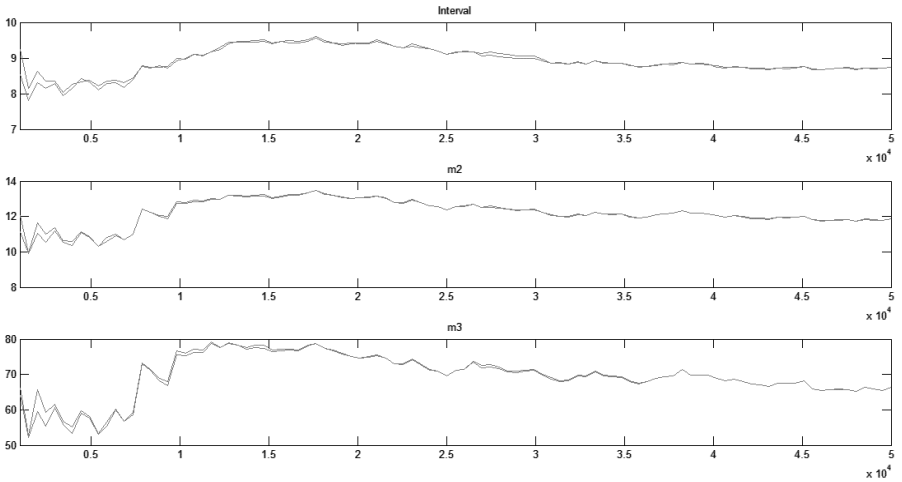
و ε_t^m شوکی است که به تورم هدف سیاست‌گذار پولی وارد می‌شود.

۴- برآورد الگوی تجربی تحقیق

در بخش قبلی سیاست‌گذاری پولی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. اما رویکردی که اخیراً برای تجزیه و تحلیل سیاست‌گذاری پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد، رویکرد مدل‌های مبتنی بر عامل ناهمگن است. سیاست‌گذاری پولی در قالب این مدل در واقع در چارچوب مکتب اقتصادی کینزی جدید تجزیه و تحلیل می‌شود. در این بخش به حل عددی مدل تعادل پویا تحت سیاست بهینه بر اساس اطلاعات دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۵ پرداخته می‌شود. اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ می‌باشد، از این رو مدل مبتنی بر زمان پیوسته با کارگزاران اقتصادی ناهمگن حل می‌شود که برای این منظور از رویکرد مطرح شده توسط آیاگاری (۱۹۹۴)، آچدو و همکاران (۲۰۱۷) و نئنو و مول (۲۰۱۷) استفاده می‌شود.

به منظور بررسی صحت و درستی برآوردهای حاصل از روش مونت کارو با زنجیره مارکوف (MCMC) در اینجا از آزمون تشخیصی بروکز و گلمن[1] (۱۹۸۸) استفاده شده است. این آزمون تشخیصی به صورت تک متغیره و چند متغیره گزارش می‌شود که در اینجا تنها آزمون چند متغیره آن در نمودار (۱) گزارش می‌گردد و آزمون‌های تک متغیره آن در پیوست آورده شده است. نتایج این آزمون تشخیصی نشان می‌دهد که واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند که بیانگر صحت مناسب برآوردهای صورت گرفته از پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین است.

[1]. Brooks & Gelman (1988)



نمودار ۱: آزمون تشخیصی چند متغیره بروکز و گلمن

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز، مصرف، مخارج دولت، حجم پول، مالیات، درآمد نفتی، عرضه نیروی کار و ... می‌باشد. در این رویکرد سرعت محاسباتی امری مهم و ضروری می‌باشد و محاسبات سیاست‌های بهینه نیاز به چندین تکرار در زمان‌های طولانی دارد. قبل از تحلیل مسیر پویای اقتصاد تحت سیاست بهینه، مقادیر تعادل پایدار متغیرها محاسبه می‌شود. در جدول (۱) برخی از مهمترین پارامترهای کالیبره شده گزارش شده است.

جدول ۱:کالیبره پارامترهای مدل پایه

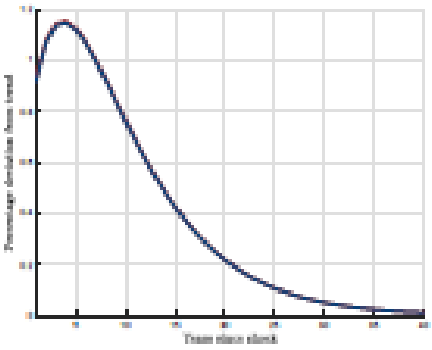
توصیف	مقدار	پارامتر	منبع
وزن فراغت در مطلوبیت	۲	ψ	برآورد محقق (۱۳۹۷)
نرخ استهلاک	۰/۱۵	δ	برآورد محقق (۱۳۹۷)
سهم کارگزاران	۰/۹۸۸	ω	برآورد محقق (۱۳۹۷)
نرخ تنزیل	۰/۰۴	ρ	برآورد محقق (۱۳۹۷)
محدودیت استقراض	-۲/۸۹	ϕ	خلیلی و گودرزی (۱۳۹۷)
نرخ ترجیحات بین زمانی	۰/۹۸۹	β	خلیلی و گودرزی (۱۳۹۷)
سهم نگهداری دارایی	۰/۳۶	α	برآورد محقق (۱۳۹۷)
ریسک‌گریزی	۰/۹۹	σ	برآورد محقق (۱۳۹۷)
کشش بهره‌ای تقاضای پول	۰/۵	η	برآورد محقق (۱۳۹۷)
عکس کشش تراز حقیقی	۱/۰۷	b	خلیلی و گودرزی (۱۳۹۷)
ضریب فرآیند خودرگرسیون شوک پولی	۰/۵۲	ρ_v	برآورد محقق (۱۳۹۷)
ضریب فرآیند خودرگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل پولی	۰/۴۴	ρ_m	برآورد محقق (۱۳۹۷)
ضریب فرآیند خودرگرسیون تورم هدف	۰/۹۵	ρ_{π^*}	برآورد محقق (۱۳۹۷)

در ادامه به تحلیل عددی سیاست بهینه بوسیله محاسبات مقادیر تعادل پایدار در هر رژیم سیاست پولی تحت شرایط قاعده و صلاحدید پرداخته می‌شود. جدول (۲) بیانگر مقادیر تعادل پایدار تحت شرایط صلاحدید و قاعده می‌باشد، در شرایط تعهد تورم بهینه بلندمدت ۰/۲۳ و این در حالی است که تورم بهینه بلندمدت تحت شرایط صلاحدید ۵/۶۵ می‌باشد.

جدول ۲: مقادیر تعادل پایدار برخی از پارامترهای مدل پایه تحت سیاست بهینه

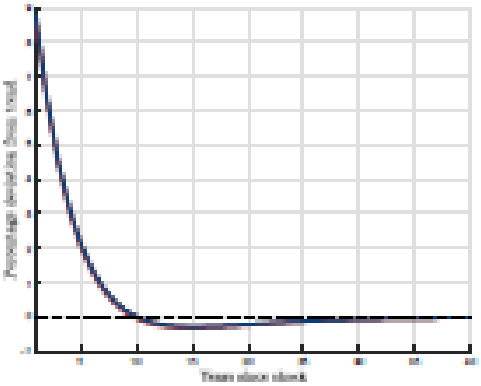
توصیف	مقدار	پارامتر	منبع
نرخ تورم	۲/۵۵	π	برآورد محقق (۱۳۹۷)
نرخ رشد پول	۳/۱۰	μ	برآورد محقق (۱۳۹۷)
رشد دارایی‌ها	۱/۲۵	χ	برآورد محقق (۱۳۹۷)
نرخ رشد دستمزد	۲/۱۴	w	برآورد محقق (۱۳۹۷)
نرخ رشد سرمایه	۸/۰۴	k	برآورد محقق (۱۳۹۷)
نرخ رشد تولید	۰/۶۷	y	برآورد محقق (۱۳۹۷)

در نمودار ۲ در بخش (الف) و (ب) واکنش خالص دارایی در شرایط سیاست پولی تعهدی و صلاحدیدی رسم شده است. بخش (ج) و (د) نمودار واکنش توزیع ثروت را نمایش می‌دهد. این نمودارها بیانگر اثرات توزیع مجدد هر دو رژیم تورمی مرتبط با سیاست تورم صفر است. نتایج بدست آمده بیانگر این موضوع می‌باشد که خالص دارایی‌های خانوارها در شرایط تعهدی عملکرد بهتری در واکنش به شوک سیاست پولی داشته است و از طرف دیگر توزیع خالص ثروت واکنش مثبتی به شوک ثروت از سمت خانوارهای قرض‌گیرنده به خانوارهای قرض‌دهنده داشته است.



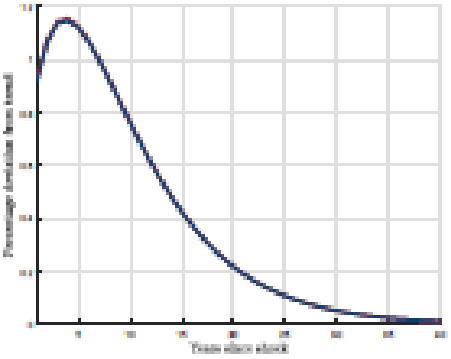
زمان

نمودار الف: تابع واکنش خالص دارایی تحت شرایط تعهدی



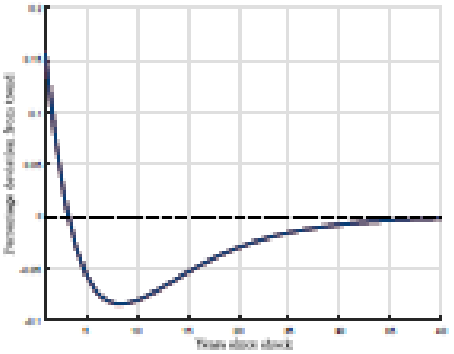
زمان

نمودار ب: تابع واکنش خالص دارایی تحت شرایط صلاحدیدی



زمان

نمودار ج: تابع واکنش توزیع ثروت تحت شرایط تعهدی

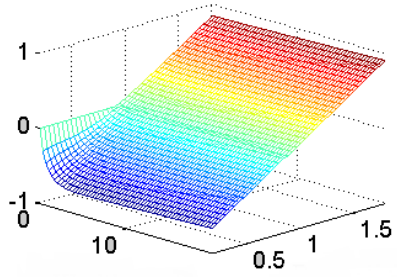


زمان

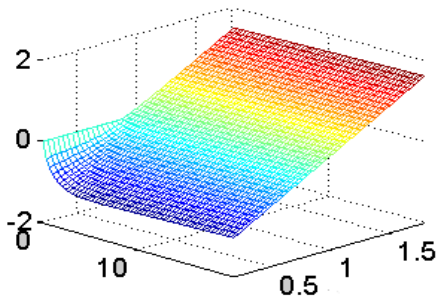
نمودار د: تابع واکنش توزیع ثروت تحت شرایط صلاحدیدی

نمودار ۲: پویایی‌های توزیع خالص ثروت بین افراد

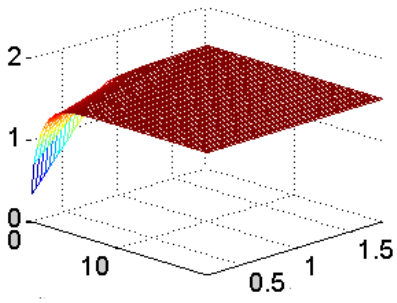
در نهایت با مقایسه نتایج می‌توان بیان کرد که خانوارهای ثروتمند به سختی تحت تاثیر تورم تحت شرایط صلاحدید قرار می‌گیرند. سیاست پولی بهینه تعهدی در توزیع ثروت به سمت خانوارهای قرض‌گیرنده به دلیل تعهد بر موقتی بودن تورم و جلوگیری از فروش اوراق با قیمت پایین توسط خانوارهای قرض‌گیرنده موفقیت بیشتری از سیاست پولی بهینه صلاحدید دارد. در نمودار ۳ به بررسی تابع چگالی خالص دارایی در اثرگذاری شوک سیاست پولی بر مصرف و ثروت در شرایط تعهد و صلاحدیدی پرداخته شده است.



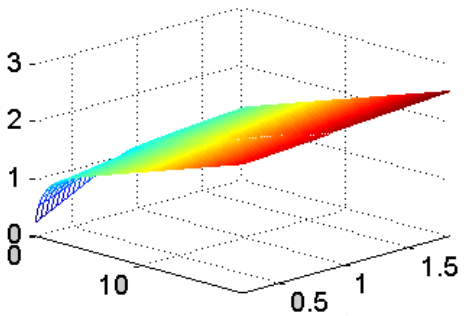
نمودار (ب): تابع چگالی خالص دارایی تحت شرایط صلاحدیدی



نمودار (الف): تابع چگالی خالص دارایی تحت شرایط تعهدی



نمودار (د): تابع چگالی مصرف تحت شرایط صلاحدیدی



نمودار (ج): تابع چگالی مصرف تحت شرایط تعهدی

نمودار ۳: پویایی‌های توزیع چگالی خالص ثروت و مصرف بین افراد بر اساس شوک حجم پول

نتایج بدست آمده بیانگر آن می‌باشد که تحت شرایط صلاحدیدی و تعهدی، مصرف برای خانوارهای قرض‌دهنده کاهش یافته و مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده افزایش یافته است. کانال اثرگذاری سیاست بهینه بر مصرف از طریق تورم انتظاری آتی می‌باشد. چنان‌چه تورم انتظاری افزایش یابد منجر به کاهش قیمت اوراق و دارایی افراد می‌شود که منجر به زیان به خانوارهای قرض‌دهنده و منفعت برای قرض‌گیرندگان می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف مطالعه حاضر بررسی سیاست بهینه پولی تحت شرایط قاعده و صلاحدیدی با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن بود. در این مطالعه به بررسی اثرات سیاست پولی بهینه در باز توزیع

ثروت در جامعه پرداخته شد. از این رو از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۸ مبتنی بر داده‌های فصلی استفاده شد. ابتدا با تقسیم‌بندی خانوارهای ناهمگن بر اساس دیدگاه آیاگاری و نئنو و مول بر اساس قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده بر اساس دسترسی به بازار دارایی اثرات شوک سیاست پولی بهینه تحت شرایط تورم صفر، صلاحدیدی و تعهدی مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که تحت شرایط سیاست بهینه صلاحدید مواجه با یک تورش بازتوزیع تورمی می‌باشیم. بر اساس نتایج بدست آمده مشخص شد که تورم بهینه تحت شرایط صلاحدیدی بستگی به متوسط خالص تعهدات و دارایی‌های بین خانوارها داشته که این موضوع بر اساس وزن متفاوت آن‌ها به میل نهائی به مصرف صورت می‌گیرد. در شرایط ناقصی بازارها و ترجیحات استاندارد خانوارهای قرض‌گیرنده مطلوبیت نهائی بالاتری نسبت به خانوارهای قرض‌دهنده داشته، بر این اساس مقام پولی می‌تواند از تورم به عنوان یک پارامتر پایه‌ای برای بازتوزیع ثروت در بین خانوارها استفاده کند. این در حالی است که تحت شرایط سیاست بهینه تعهدی سیاست‌های پولی در بازتوزیع ثروت مواجه با فشار در کاهش تورم می‌باشند. در این شرایط با تعهد مقام پولی بر کاهش مدام در تورم در آینده، بانک مرکزی قیمت اوراق بلندمدت را افزایش خواهد داد. تحت چنین شرایطی اثرات بازتوزیع سیاست پولی در شرایط تعهدی با مشکل مواجه می‌شود و وضعیت خالص دارایی‌ها و تعهدات در خانوارهای قرض‌گیرنده بدتر می‌شود.

بر اساس نتایج بدست آمده به دلیل ناهمگنی در رفتار کارگزارن اقتصادی شوک سیاست پولی اثرات کمتری بر تولید داشته است که این امر بیانگر دقت در سیاست‌گذاری و اعمال انضباط پولی بیشتر در سیاست‌گذاری‌ها می‌باشد. بنابراین بانک مرکزی می‌تواند با وجود رفتار ناهمگن کارگزارن اقتصادی با اتخاذ قاعده هدف‌گذاری تورم داخلی علاوه بر کنترل تورم، تولید داخلی را در سطح تولید طبیعی تثبیت کرده که لازمه آن این می‌باشد که مقام پولی دارای شهرت و اعتبار نزد کارگزاران اقتصادی باشد.

منابع و مآخذ

۱. آمار و اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ایران (۱۳۹۷).

۲. باستانی فر، ایمان (۱۳۹۱). *تحلیل قواعد سیاست پولی در علم اقتصاد و ارائه معیارهای قاعده پیشنهادی ایده‌آل سیاست پولی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

۳. توکلیان، حسین (۱۳۹۳). "برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه پژوهش های پولی – بانکی **۷**(۲۱): ۳۵۹-۳۲۹.

۴. خلیلی عراقی، منصور. و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۵). "پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". فصلنامه مدلسازی اقتصادی **۱۰**: ۲۳-۱.

۵. خلیلی عراقی، منصور. عباسی نژاد، حسین. و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۷). "سیاست پولی بهینه با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن و اثرات آن بر فعالیت‌های حقیقی و کسب و کار در ایران". فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی در دست چاپ.

۶. زمان‌زاده، حمید. و جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۹۲). "مکانیسم انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا". همایش سیاست‌های پولی و ارزی تهران.

۷. زمان‌زاده، حمید. جلالی نائینی، سید احمدرضا. و شادرخ، مهدیه (۱۳۹۳). "سازوکار انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران، رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا". فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی **۷**(۱۹): ۶۹-۱۰۱.

۸. مهرگان، نادر. دلیری، حسن. و کردبچه، حمید (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختار صنعت بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس مدل DSGE". فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی **٦**(۱۱): ۳۳-۱.

۹. یاوری، کاظم. ولی‌بیگی، حسن. ابراهیمی، ایلناز. و سحابی، بهرام (۱۳۹۷). "تحلیل سیاست‌های تجاری و ارزی در ایران در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۹): ۸۸-۵۳.

10. Acikgoz, O. T. (2014). "Transitional Dynamics and Long-run Optimal Taxation under Incomplete Markets". Mimeo.
11. Aiyagari, R. (1994). "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving". Quarterly Journal of Economics **109**(3): 659-84.
12. Auclert, A. (2016). "Monetary Policy and the Redistribution Channel". Mimeo.
13. Bhandari, A. Evans, D. Golosov, M. and Sargent, T. (2017). "Inequality, Business Cycles and Monetary-Fiscal- Policy". Mimeo.

14. Dyrda, S. and Pedroni, M. (2014). "Optimal Fiscal Policy in a Model with Uninsurable Idiosyncratic Shocks". Mimeo, University of Minnesota.
15. Fisher, I. (1933). "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions". Econometrica **1**(4): 337-357.
16. Gelfand, I. M. and Fomin, S. V. (1991). *Calculus of Variations*, Dover Publications, Mineola, NY.
17. Huggett, M. (1993). "The Risk-free Rate in Heterogeneous-agent Incomplete Insurance Economies". Journal of Economic Dynamics and Control **17**(5-6): 953-969.
18. Kaplan, G. Benjamin, M. and Giovanni, L. V. (2018). "Monetary Policy According to HANK Dataset". American Economic Review **108**(3): 697-743.
19. Le Grand, F. and Ragot, X. (2017). "Optimal Fiscal Policy with Heterogeneous Agents and Aggregate Shocks". Mimeo.
20. Machado, V. G. & Portugal, M. S. (2014). "Measuring Inflation Persistence in Brazil Using a Multivariate Model". Working Papers Series 331 Central Bank of Brazil, Research Department.
21. Nuño, G. and Moll, B. (2017). "Social Optima in Economies with Heterogeneous Agents". Review of Economic Dynamics **28**: 150-180.
22. Park, Y. (2014). "Optimal Taxation in a Limited Commitment Economy". Review of Economic Studies **81**(2): 884-918.
23. Senbeta, S. (2011). "How Applicable Are the New Keynesian DSGE Models to a Typical Low-Income Economy?". MPRA Paper 30931 University Library of Munich, Germany.
24. Walsh, C.E. (2010). *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.

Original Research Article

The rule of optimal monetary policy based on heterogeneity of expectations of economic agents in the form of agent based model

Roya Kanour[1]
Abbas Alavi Rad[2]*
Beitollah Akbari Moghadam[3]
Akbar Mirzapour Babajan[4]

Received: 30-05-2018 Accepted: 11-01-2019

Abstract

The aim of this paper is to examine the role of optimal monetary policies with heterogeneous agents in agent-based models. In this study, the influence of different people's expectations, on shaping the macroeconomic variables is evaluated. Also, the effects of monetary policies are investigated with regard to different behaviors in terms of distributing the brokers and the economic changes in the pattern of meeting expectations in general dynamic random equilibrium models. The new heterogeneous-agent Keynesian model provides insights into the redistribution of monetary policies and business cycles. The recent literature helps to understand optimal monetary policies under certain conditions. The problems involved in the analysis of optimal monetary policies emerge from the fact that the new Keynesian models based on the behavior of economic heterogeneous agents describe the economic status based on the distribution of wealth. The results obtained from this study indicate that, under discreet conditions, the efforts of monetary authorities can lead to variations in inflation if they redistribute the wealth in favor of families who are in debts and lie at the bottom of the list of priorities for getting a share of net wealth.

Keywords: Heterogeneous agents, Expectation, Wealth distribution, Monetary policy, Rule, Discretion.
JEL Classification: H32, D84, D31, E52.

1- Ph.D. Student, Department of Economics, Qazvin Unit, Islamic Azad University, Qazvin, Iran
2- Associate Professor, Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Abarkouh, Iran
Email: alavi_rad@yahoo.com
3- Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran
4- Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

تحلیل اثر نامتقارن قیمت نفت و شکاف تورم بر نرخ ارز غیر رسمی در ایران

شهریار زروکی[۱]
آرمان یوسفی بارفروشی [۲]
امیرحسین فتح‌اللهزاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۰۷

چکیده

در اقتصادهای نفتی نظیر ایران، نرخ ارز در بازار غیر رسمی از مهم‌ترین متغیرهایی است که تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت قرار می‌گیرد. بر این اساس و با توجه به اهمیت نفت و قیمت آن در اقتصاد ایران، در این مقاله کوشش بر آن است تا در کنار شکاف تورم بین ایران و آمریکا، اثر قیمت جهانی نفت بر نرخ ارز غیر رسمی (دلار) در قالبی نامتقارن مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور، برآورد الگو با رهیافت ARDL خطی و غیر خطی و با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۱۹۸۳:۱ تا ۲۰۱۷:۱۲ صورت گرفته است. نتایج حاکی از آن است که در رهیافت متقارن، تکانه‌های قیمت نفت تنها در بلندمدت با اثری منفی بر نرخ ارز غیر رسمی همراه است. این در صورتی است در رهیافت غیر خطی، تکانه‌های نفتی اثر نامتقارنی بر نرخ ارز غیر رسمی ایران دارند. به نحوی که تکانه‌های مثبت قیمت نفت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثری معنادار و البته منفی بر نرخ ارز داشته ولی تکانه‌های منفیِ آن، اثر معناداری بر نرخ ارز ندارد. همچنین شکاف تورمی میان ایران و آمریکا، در هر دو الگوی خطی و غیر خطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، با اثر معناداری بر نرخ ارز همراه است.

واژه‌های کلیدی: قیمت نفت، نرخ ارز غیر رسمی، نامتقارن، ARDL غیر خطی.

Keywords: Oil price, Informal exchange rate, Asymmetric, NARDL.
JEL Classification: C12, D82, E31, F31.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) Sh.zaroki@umz.ac.ir
[۲]. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران Arman.yousefi1372@gmail.com
[۳]. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه مازندران Amirhossein300@yahoo.com

۱- مقدمه

درآمد نفتی در کشورهای صادرکننده‌ی نفت نظیر ایران منبع اصلی اعتبار برای زیرساخت‌های اجتماعی و فیزیکی است. این وابستگی به نفت سبب می‌شود تکانه‌های نفتی تأثیر مهمی بر فعالیت‌های اقتصادی در اکثر کشورهای صادرکننده نفت داشته باشد (امامی و ادیپ‌پور[1]، ۲۰۱۲). در مجموع زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یابد دولت‌ها تلاش می‌کنند که کاهش درآمد خود را از طریق درآمدهای غیر نفتی همچون مالیات جبران کنند. با توجه به این‌که سیستم مالیاتی ایران از گستردگی و کیفیت لازم برخوردار نیست؛ در عمل جبران کسری بودجه‌ی ناشی از کاهش قیمت نفت از طریق درآمدهای غیر نفتی، بسیار سخت به نظر می‌رسد و در نتیجه باعث افزایش نااطمینانی در توانایی کشور در پرداخت تعهدات خود می‌شود. در سوی مقابل در اقتصاد ایران با نظام ارزی شناور مدیریت شده به هنگام افزایش قیمت نفت و به تبع آن افزایش درآمدها، توان کنترلی دولت بر نرخ ارز افزایش می‌یابد، به نحوی که به هنگام افزایش نرخ ارز دولت با تزریق ارز به بازار، قیمت آن را در سطح مورد نظر خود ثابت نگه می‌دارد. از سویی دیگر اگر نرخ ارز به طور مصنوعی و بدون توجه به تفاوت تورم بین داخل و خارج کشور به صورت سالانه تعدیل نشود؛ نتیجه‌ای جز جهش یکباره نرخ ارز بعد از گذشت چند سال ندارد. همچنین زمانی که جریانی از ارزهای خارجی، که ناشی از یک مازاد درآمد ناگهانی حاصل از افزایش قیمت نفت است، وارد اقتصاد کشور می‌شود بدلیل مدیریت ناصحیح موجب افزایش ارزش پول داخلی کشور شده که در نتیجه‌ی آن قدرت رقابتی صنایع و بخش‌های قابل تجارت تضعیف می‌شود و این نشانه‌ایی از بروز بیماری هلندی است (کوردن و نیری[2]، ۱۹۸۲). در پژوهش حاضر کوشش بر آن است تا فرضیه‌ی ارتباط بین قیمت جهانی نفت و شکاف تورم ایران و ایالات متحده با نرخ ارز بازار غیر رسمی در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از یک روش جدید در پردازش داده‌ها استفاده شده است. عموم الگوهای اقتصادسنجی، الگویی خطی است. در یک الگوی خطی، اندازه مطلق اثرگذاری متغیر توضیحی در روند افزایشی با روند کاهشی آن متفاوت نیست. به عبارتی دیگر در یک برآورد خطی از تحلیل اثر قیمت نفت بر قیمت ارز بازار غیر رسمی چنین تفسیری مرسوم است که اگر با افزایش قیمت نفت، قیمت ارز به اندازه A واحد افزایش یابد،

[1]. Emami and Adibpour (2012)
[2]. Corden and Neary (1982)

آن‌گاه به صورت همزمان با کاهش قیمت نفت نیز قیمت ارز به میزان A واحد کاهش خواهد یافت. ولی آن‌چه که در واقعیت رخ می‌دهد ممکن است این‌گونه نبوده و اثر افزایش قیمت نفت بر بازار غیر رسمی ارز، متفاوت با اثر کاهش قیمت آن باشد. به عبارتی دیگر در اقتصاد ایران انتظار بر آن است که قیمت ارز بازار غیر رسمی به هنگام افزایش و کاهش قیمت نفت، تأثیرپذیری متفاوتی از خود نشان دهد. به نحوی که حداقل با افزایش قیمت نفت، قیمت ارز بازار غیر رسمی کاهش یابد ولی پس از فروکش کردن قیمت نفت و کاهش‌های محسوس در آن، قیمت ارز بازار غیر رسمی حتی‌الامکان یا با همان ضریب و نسبتی که از افزایش قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد؛ افزایش نیابد و یا اینکه افزایشی را در مجموع تجربه نکند. این موضوع نگارندگان مقاله را بر آن داشت تا با توجه به مطالعات صورت گرفته، ضمن بررسی اثر شکاف تورم، بر تحلیل نامتقارنی اثر قیمت نفت بر قیمت ارز بازار غیر رسمی تمرکز نمایند و وجود نامتقارنی در اثرگذاری قیمت نفت بر قیمت ارز بازار غیر رسمی را آزمون کنند. برای دستیابی به چنین پردازشی می‌باید از الگوهای نامتقارن استفاده نمود. بر این اساس، با استفاده از مطالعه‌ی شین و همکاران[1](۲۰۱۴) و همچنین با وجود پیش‌شرط‌های لازم در پایایی متغیرها، از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی[2] (NARDL) در تبیین و تشریح نامتقارنی استفاده شده است. پژوهش حاضر از چند منظر نسبت به مطالعات پیشین متفاوت است. نخست، معرفی و بکارگیری رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی است که توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) طراحی شده است. دوم، در مطالعات داخلی که توسط نگارندگان بررسی شده تفکیک اثر افزایش قیمت نفت از اثر کاهش آن بر نرخ ارز صورت نگرفته است.

ادامه مقاله به این صورت سازماندهی شده است که در بخش دوم، ادبیات پژوهش با تأکید بر مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه می‌شود. بخش سوم به تصریح الگوی پژوهش در قالب الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی و همچنین توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. برآورد الگوی پژوهش در دو زیربخش الگوی متقارن و الگوی نامتقارن، در بخش چهارم انجام و نتایج تفسیر شده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادات نیز در بخش پنجم صورت گرفته است.

---

1. Shin (2014)
2. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

۲- ادبیات پژوهش

اولین کانال در اثرگذاری قیمت نفت بر نرخ ارز (دلار) بازار غیر رسمی، کانال شرایط تجاری نام دارد که توسط آمانو و نوردن[1] (۱۹۹۸) بیان شد. ایشان با در نظر گرفتن مدلی ساده که شامل دو بخش کالای تجاری و کالای غیر تجاری است (و این‌که هر دو بخش از دو نهاده تجاری (نفت) و غیر تجاری (نیروی کار) استفاده می‌کنند)؛ مطرح می‌کنند که با فرض ثابت بودن قیمت محصول تجاری در سطح بین‌المللی، نرخ ارز توسط قیمت محصول در بخش غیر تجاری تعیین می‌شود. اگر بخش تجاری تمایل به مصرف انرژی کمتری نسبت به بخش غیر تجاری داشته باشد، قیمت محصول در بخش غیر تجاری در صورت افزایش در قیمت نفت افزایش می‌یابد و در نتیجه نرخ ارز نیز افزایش می‌یابد. اگر بخش تجاری تمایل به مصرف انرژی بیش‌تری نسبت به بخش غیر تجاری داشته باشد، نتیجه معکوس حاصل می‌شود. بنابراین، تغییرات نرخ ارز که در اثر تکانه‌های قیمت نفت شکل می‌گیرند؛ به شدت مصرف انرژی در بخش‌های تجاری و غیر تجاری وابسته است. چن و چن[2] (۲۰۰۷) نیز با بیان یک مدل ساده تجاری که از جهات بسیاری به مدل آمانو و نوردن (۱۹۹۸) شباهت دارد به تحلیل کانال اثرگذاری قیمت نفت بر نرخ ارز پرداختند. در این مدل با فرض تولید دو کالای تجاری و غیر تجاری در داخل و خارج کشور، ابتدا تقریبی خطی لگاریتمی از شاخص قیمت مصرف‌کننده به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P = \theta\, P^T + (1-\theta)P^N \qquad (۱)$$

$$P^* = \theta^* P^{T^*} + (1-\theta^*)P^{N^*} \qquad (۲)$$

که در آن، P^T قیمت کالای تجاری در داخل کشور، P^{T^*} قیمت کالای تجاری در خارج کشور، P^N قیمت کالای غیر تجاری در داخل کشور و P^{N^*} قیمت کالای غیر تجاری در خارج کشور است. θ سهم مخارج کالای تجاری برای داخل کشور و θ^* سهم مخارج کالای تجاری برای خارج کشور است. سپس لگاریتم نرخ حقیقی ارز (q) که در S نرخ ارز رسمی است به صورت زیر تعریف می‌شود:

[1]. Amano and Norden (1998)
[2]. Chen and Chen (2007)

$$q = S + P^* - P \qquad (۳)$$

با جای‌گذاری روابط (۱) و(۲) در (۳)، نرخ حقیقی ارز برابر است با:

$$q = \left(S + P^{T^*} - P^T\right) + (1-\theta)(P^T - P^N) - (1-\theta^*)(P^{T^*} - P^{N^*}) \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی (۴) اگر $\theta^* = \theta$ باشد، افزایش در قیمت نسبی کالاهای تجاری داخلی ارزش نرخ حقیقی ارز را کاهش می‌دهد، در حالی که این افزایش در قیمت نسبی کالای تجاری خارجی تأثیر کمتری روی نرخ حقیقی ارز خواهد داشت. به بیان دیگر، اگر یک کشور وابستگی بیشتری به نفت وارداتی داشته باشد؛ افزایش در ارزش حقیقی نفت ممکن است قیمت کالاهای تجاری داخلی را در مقابل کالاهای تجاری خارجی بیشتر افزایش دهد و از این طریق، سبب کاهش نرخ حقیقی ارز شود. همچنین، زمانی که یک تکانه نفتی شرایط تجاری را بدتر می‌کند کشور مذکور برای بهبود بخشیدن وضعیت رقابتی خود، نرخ اسمی ارز را افزایش می‌دهد که این موضوع عاملی برای کاهش هرچه بیشتر در نرخ حقیقی ارز می‌شود.

کانال بعدی در این رابطه کانال اثر ثروت است که توسط کروگمن[1] (۱۹۸۰) و گلوپ[2] (۱۹۸۳) مطرح شد. ایشان با بیان این‌که رشد قیمت نفت منجر به تخصیص مجدد ثروت می‌شود و این موضوع از طریق تبدیل پس‌انداز کشورهای واردکننده نفت به درآمد کشورهای صادرکننده نفت صورت می‌گیرد؛ تفسیر دیگری از اثرگذاری قیمت نفت بر نرخ ارز بیان کردند. تفسیری که بر مبنای حساب جاری از تراز پرداخت‌ها است. تأثیر این انتقال ثروت بر نرخ ارز در کوتاه‌مدت به ترجیحات سبد دارایی انتخابی کشورهای صادرکننده نفت وابسته است که با انتقال ثروت به کشور خود روبرو شده‌اند. اگر چه این موضوع در بلندمدت به ترجیحات وارداتی کشورها وابسته است. از یک طرف ممکن است درآمد مازاد، کشورهای صادرکننده نفت را تحریک کند که کالاها یا تولیدات اضافی را با دلار آمریکا خریداری نمایند و از این‌رو احتمال تقویت دلار آمریکا وجود دارد. از طرف دیگر این درآمد مازاد می‌تواند باعث ترغیب این کشورها برای مصرف و سرمایه‌گذاری بیشتر در پولی غیر از دلار آمریکا شده و در نتیجه آن امکان دارد دلار آمریکا

[1]. Krugman (1980)
[2]. Golub (1983)

تضعیف شود (گریس[1]، ۲۰۱۰). کروگمن (۱۹۸۰) و گلوپ (۱۹۸۳) در ادامه دریافتند که کشورهای صادرکننده نفت (کشورهای عضو اوپک) تمایل زیادی به مبادله دارایی با دلار دارند. در نتیجه افزایش در قیمت نفت در کوتاه‌مدت منجر به افزایش ارزش دلار می‌شود. در هنگام تکانه‌های مثبت نفتی بحث بیماری هلندی مطرح می‌شود که در نتیجه افزایش شدید قیمت نفت، درآمد هنگفتی برای کشورهای صادرکننده حاصل می‌شود که موجب کاهش نرخ ارز در هر دو سیستم ثابت و شناور می‌شود. در سیستم نرخ شناور ارز، ورود ارزهای خارجی عامل کاهش نرخ ارز است اما در سیستم ثابت یا کنترل شده توسط دولت، ورود ارز خارجی به داخل کشور عامل افزایش حجم پول شده که در نهایت عاملی برای انبساط تقاضا و افزایش قیمت‌ها است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸). در اثر تکانه‌های منفی نفتی، افزایش نرخ ارز رخ می‌دهد (همان، ۱۳۸۸). منطق این موضوع مشخص است زیرا در ایران به دلیل وجود نظام ارزی شناور مدیریت شده، نرخ ارز با توجه به عرضه و تقاضا معین می‌شود و دولت (بانک مرکزی) در مقاطعی با توجه به سیاست‌های مورد نظر خود اقدام به عرضه ارز در بازار می‌کند تا نرخ دلخواه خود را در بازار حاکم کند. با توجه به این موضوع که این قدرت کنترلی دولت بر بازار نیاز به منبع ارزی مناسب دارد و از آن‌جا که منبع اصلی ارزی دولت از سمت درآمدهای نفتی تامین می‌شود، این انتظار می‌رود که در صورت تکانه‌های منفی نفتی، قدرت کنترلی دولت بر بازار کاهش یابد و در نتیجه زمانی که مازاد تقاضای ارز در بازار رخ دهد، شاهد افزایش نرخ ارز خواهیم بود.

بر اساس مدلی که اربانوسکی[2] ارائه می‌کند نظریه‌ی تفاضل تورم ارتباط تنگاتنگی با نظریه‌ی برابری قدرت خرید و مفهوم نرخ ارز حقیقی دارد. تفاضل تورم بر اساس تفاوت نرخ تورم بین دو کشور تعریف می‌شود. نرخ ارز حقیقی نیز به صورت نسبتی از سطح قیمت خارجی و سطح قیمت داخلی تعریف می‌شود. به نحوی که سطح قیمت خارجی از طریق نرخ ارز اسمی به واحد پول داخلی تبدیل می‌شود. رابطه بین نرخ ارز اسمی، نرخ ارز حقیقی، سطح قیمت داخلی و سطح قیمت خارجی برابر است با:

$$e = \varepsilon . \frac{P_d}{P_f} \qquad (۵)$$

[1]. Grisse (2010)
[2]. Urbanovský

که در آن e، ε، P_d و P_f به ترتیب بیان‌گر نرخ ارز اسمی، نرخ ارز حقیقی، سطح قیمت داخلی و سطح قیمت خارجی است. شکل مطلق نظریه‌ی برابری قدرت خرید با قاعده‌ی قیمتِ برابر با یک مرتبط است و با این فرض که نرخ ارز حقیقی برابر با ۱ بوده و در هر شرایطی در این مقدار باقی می‌ماند، عمل می‌کند. بدان معنا که ارزش کالاهای داخلی بر اساس پول داخلی همان ارزش کالاهای خارجی است. بر این اساس تغییر بالقوه در نرخ ارز اسمی باید با تغییر در سطوح قیمت‌ها ایجاد شود. با بازنویسی رابطه‌ی (۵) به صورت رابطه‌ی زیر داریم:

$$e = \frac{P_d}{P_f} \Rightarrow P_d = e.P_f \qquad (۶)$$

رابطه‌ی (۶) مرتبط با زمان T است. با حرکت از زمان T به زمان $T+1$ در رابطه‌ی مذکور داریم:

$$P_d(1+\pi_d) = e.(1+\Delta e).P_f.\left(1+\pi_f\right) \qquad (۷)$$

که در آن π_d، π_f و Δe به ترتیب نرخ تورم داخلی، نرخ تورم خارجی و تغییر در نرخ ارز اسمی است. با جایگذاری رابطه‌ی (۶) در رابطه‌ی (۷) داریم:

$$P_d(1+\pi_d) = \frac{P_d}{P_f}.(1+\Delta e).P_f.\left(1+\pi_f\right) \Rightarrow \Delta e = \frac{(\pi_d - \pi_f)}{1+\pi_f} \qquad (۸)$$

با تقریب از رابطه‌ی (۸)، شکل نسبی از نظریه برابری قدرت خرید[۱] به صورت زیر خواهد شد:

$$\Delta e = \left(\pi_d - \pi_f\right) \qquad (۹)$$

بر اساس رابطه‌ی (۹) تفاضل در تورم با تغییرات نرخ ارز اسمی برابر است. بر اساس این رابطه واضح است که بدون دخالت دولت (سیاست‌گذار پولی) در تعدیل تورم و یا نرخ ارز اسمی، پول کشوری که نرخ تورم بالاتری دارد به میزان تفاوت در نرخ تورم، ارزش خود را از دست می‌دهد. توضیح بیشتر آن‌که که اگر نرخ تورم در داخل بیش از خارج باشد، افزایش قیمت کالاها در داخل بیش از خارج خواهد بود. با افزایش تفاضل تورم بدلیل افزایش تورم داخلی، کالاهای

[۱]. برای توضیح بیشتر به بارو (۲۰۱۰) مراجعه شود.

داخلی گران‌تر از کالاهای خارجی شده و خانوارها در این شرایط کالاهای خارجی بیشتری خریداری می‌کنند. چنین رفتاری در مصرف کالاهای خارجی بدلیل تبدیل پول داخلی به پول خارجی، منجر به افزایش تقاضا برای پول خارجی و افزایش عرضه‌ی پول داخلی می‌شود. در نتیجه هر دو عامل سبب می‌شود تا ارزش پول داخلی نسبت به پول خارجی کاهش یابد.

در حوزه کاربردی و ادبیات تجربی، پژوهش‌های متعددی در زمینه اثر قیمت نفت بر نرخ ارز صورت گرفته است که می‌توان آن‌ها را به چهار قالب تقسیم کرد.

- در *قالب اول* پژوهشگران با کمک آزمون هم‌انباشتگی به بررسی رابطه بلندمدت قیمت نفت و نرخ ارز پرداختند. مطالعات در این قالب را می‌توان به سه گروه تقسیم نمود. گروه اول شامل پژوهش‌هایی می‌شود که به مطالعه بین‌کشوری درباره این ارتباط بلندمدت پرداختند. چن و چن[1] (۲۰۰۷) رابطه قیمت نفت و نرخ ارز را در کشورهای گروه هفت (G-7) با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۲ و روش هم‌انباشتگی تابلویی بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد قیمت نفت ممکن است منبع غالب تحرکات نرخ ارز باشد و همچنین بین قیمت نفت و نرخ ارز ارتباط بلندمدت وجود دارد. شکیبایی و همکاران (۱۳۸۷) رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت نفت در ۷ کشور عضو اوپک را با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۵ با روش هم‌انباشتگی تابلویی بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت نفت و نرخ ارز وجود دارد و قیمت نفت ممکن است منبع عمده نوسانات نرخ ارز باشد. نیکبخت[2] (۲۰۱۰) رابطه قیمت نفت و نرخ ارز را در ۷ کشور عضو اوپک با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۰ با روش هم‌انباشتگی بررسی نمود. نتایج تحقیق نشان می‌دهد قیمت حقیقی نفت ممکن است منبع اصلی تحرکات نرخ حقیقی ارز باشد و پیوند بلندمدت و مثبتی بین قیمت نفت و نرخ ارز وجود دارد. در گروه دوم می‌توان به پژوهش‌هایی اشاره کرد که علاوه بر بررسی رابطه بلندمدت، علّیت را نیز مورد بررسی قرار دادند. در این چارچوب، بزازان و همکاران (۱۳۸۸) رابطه بلندمدت بین قیمت نفت و دلار آمریکا در ایران را با استفاده از داده‌های فصلی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۵ با آزمون‌های هم‌جمعی و علّیت و روش خودرگرسیونی با وقفه‌هایی توزیعی بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد بین قیمت حقیقی

[1]. Chen and Chen (2007)
[2]. Nikbakht (2010)

نفت خام و نرخ واقعی دلار آمریکا در بلندمدت ارتباط ضعیفی وجود دارد و رابطه علّی از طرف نرخ دلار آمریکا به قیمت نفت مشاهده نمی‌شود. هوشمند و فهیمی دوآب (۱۳۸۹) رابطه بلندمدت بین قیمت نفت خام و ارزش دلار را در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۵ با آزمون‌های هم‌انباشتگی و علّیت و روش خودرگرسیونی برداری بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش ۱۰ درصدی در قیمت نفت خام منجر به کاهش ۱/۸ درصدی در ارزش دلار می‌شود. همچنین جهت علّیت نیز از قیمت نفت به قیمت دلار است و در صورت انحراف نرخ ارز از روند بلندمدت خود، این شکاف با نرخ ۴/۳ درصد در هر دوره ترمیم می‌شود تا این‌که دوباره به مسیر بلندمدت خود بازگردد. تیواری[1] و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی رابطه علّیت بین قیمت نفت و نرخ ارز در هند با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۳ از طریق تحلیل موجک پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد یک رابطه علّی خطی و غیر خطی بین قیمت نفت و نرخ موثر ارز در بلندمدت وجود دارد ولی در کوتاه‌مدت، رابطه علّی یافت نشد. براهماسرنه[2] و همکاران (۲۰۱۴) رابطه علّی بین قیمت نفت خام و نرخ ارز را در ۵ کشور منتخب با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۶ و روش هم‌انباشتگی تابلویی و آزمون علّیت بررسی نمودند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد رابطه علّی از طرف نرخ ارز به قیمت نفت خام در کوتاه‌مدت وجود دارد در حالی که یک رابطه علّی از قیمت نفت خام به نرخ ارز در بلندمدت وجود دارد. از طرفی در میان‌مدت و بلندمدت، تکانه‌های قیمت نفت اثری معنادار بر تغییرات نرخ ارز دارد. بال و راس[3] (۲۰۱۵) به بررسی علّیت بین قیمت نفت خام و نرخ ارز در چین و هند با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۴ و آزمون‌های هم‌انباشتگی، علّیت و روش خودرگرسیونی برداری پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد رابطه علّی به صورت خطی از طرف نرخ ارز به قیمت نفت در دو کشور چین و هند وجود ندارد. از طرفی رابطه علّی از قیمت نفت به نرخ ارز در هر دو کشور وجود دارد اما در کوتاه‌مدت به ویژه در هند این رابطه علّی وجود ندارد. گروه سوم از قالب اول، در آن دسته از پژوهش‌ها قرار می‌گیرد که با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی و روش‌های دیگر به بررسی پرداختند. برای نمونه آمانو و نوردن[4] (۱۹۹۸) رابطه قیمت

1. Tiwari (2013)
2. Brahmasrene (2014)
3. Bal and Rath (2015)
4. Amano and Norden (1998)

نفت و افزایش و کاهش نرخ دلار آمریکا را در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۲-۱۹۷۲ با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطا بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد که بین نرخ حقیقی دلار آمریکا و قیمت نفت رابطه بلندمدت وجود دارد و قیمت نفت ممکن است منبع اصلی تکانه‌های نرخ ارز باشد و قیمت انرژی ممکن است اثر مهمی بر رفتار آتی نرخ ارز داشته باشد.

- *قالب دوم* پژوهش‌هایی هستند که هم‌حرکتی را بین قیمت نفت و نرخ ارز بررسی می‌کنند. برای نمونه ربردو[1] (۲۰۱۲) به بررسی تحرکات مشترک قیمت نفت و نرخ ارز در اتحادیه اروپا و ۶ کشور دیگر با استفاده از داده‌های روزانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰- ۲۰۰۰ با روش گارچ آستانه‌ای[2] پرداخت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد افزایش در قیمت نفت رابطه ضعیفی با کاهش ارزش دلار آمریکا دارد، اگرچه شدت هم‌حرکتی در بین پول داخلی کشورهای مختلف متفاوت است. بدین شرح که در کشورهای صادرکننده نفت نظیر کانادا، نروژ و مکزیک شدت هم‌حرکتی بیش‌تر بوده و در کشورهای واردکننده نفت به ویژه ژاپن تحرکات قیمت نفت و نرخ ارز تقریبا مستقل از یکدیگر است. حسین[3] و همکاران (۲۰۱۷) هم‌حرکتی قیمت نفت و نرخ ارز را در ۱۲ کشور آسیایی با استفاده از داده‌های روزانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۶ با رویکرد همبستگی متقابل[4] بررسی نمودند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد هم‌حرکتی بین قیمت نفت و نرخ ارز وجود دارد و همبستگی متقابل منفی بین قیمت نفت و نرخ ارز در اکثر کشورهای مورد بررسی آن‌ها یافت شد.

در *قالب سوم*، پژوهشگران به صورت ساده رابطه قیمت نفت و نرخ ارز را با توجه به دیگر متغیرهای اثرگذار بر نرخ ارز مورد مطالعه قرار دادند. سلمانی و همکاران (۱۳۹۰) نقش کیفیت نهادی را در رابطه نرخ ارز با قیمت نفت در ۱۱ کشور منتخب با استفاده از داده‌های سالانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۵ با روش داده‌های تابلویی بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد با افزایش قیمت نفت، ارزش پول داخلی کشورهای مورد بررسی افزایش یافته است و به تبع آن توان رقابت‌پذیری آن‌ها در تجارت بین‌الملل کاهش می‌یابد، اما داشتن کیفیت نهادی بالاتر از جمله کنترل فساد و حاکمیت قانون باعث بهبود رقابت پذیری کشورها شده و تأثیرپذیری نرخ ارز را از

1. Robredo (2012)
2. Threshold GARCH
3. Hussain (2017)
4. DCCA

تغییرات برون‌زای قیمت نفت کنترل و خنثی می‌کند. شهرکی و مرادی (۱۳۹۳) عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز را با تأکید بر عامل قیمت نفت در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفتی با استفاده از داده‌های سالانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۳ با روش داده‌های تابلویی بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد ارتباط بین قیمت نفت و نرخ ارز در هر دو گروه از کشورها معنادار است و این ارتباط در هر دو گروه از کشورها مثبت است. همچنین متغیر نرخ بهره تفاضلی در کشورهای واردکننده‌ی نفت دارای اثر منفی بر نرخ حقیقی ارز است، در حالی که این اثرگذاری در گروه صادرکنندگان نفت وجود ندارد. همچنین بهره‌وری نیروی کار در هر دو گروه از کشورها اثری مثبت بر نرخ ارز دارد.

- در قالب چهارم می‌توان به آن دسته از پژوهش‌ها اشاره کرد که اثر تکانه‌های قیمت نفت را بر نرخ ارز بررسی نمودند. برای نمونه، هوانگ و گوا[1] (۲۰۰۷) نقش تکانه‌های قیمت نفت را روی نرخ ارز در چین با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ با روش خودرگرسیون برداری ساختاری بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تکانه‌های حقیقی قیمت نفت در مقایسه با تکانه‌های اسمی آن در ایجاد تغییرات در نرخ ارز غالب هستند. قوش[2] (۲۰۱۱) رابطه بین قیمت نفت خام و نرخ ارز را با استفاده از داده‌های روزانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ با روش‌های گارچ و گارچ نمایی بررسی نمود. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد افزایش در قیمت نفت منجر به کاهش ارزش روپیه هند در مقابل دلار آمریکا می‌شود. همچنین واکنش نرخ ارز به تکانه‌های نفتی متقارن می‌باشد و اثر تکانه‌های قیمت نفت روی نوسانات نرخ ارز پایدار است. احمد و هرناندز[3] (۲۰۱۳) رابطه نامتقارن قیمت نفت و نرخ حقیقی ارز را در ۱۲ کشور منتخب با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۰ با تکنیک خودرگرسیون آستانه‌ای[4] بررسی نمودند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در کشورهای نیجریه، برزیل و انگلستان تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی نفتی بر نرخ ارز متفاوت است پس نامتقارنی وجود دارد. اتمز[5] و همکاران (۲۰۱۵) واکنش نامتقارن نرخ ارز را به تکانه‌های بازار نفت خام در کشورهای منتخب با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۴ با مدل

1. Huang and Guo (2007)
2. Ghosh (2011)
3. Ahmad and Hernandez (2013)
4. TAR
5. Atems (2015)

خودرگرسیون برداری بررسی نمودند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد تکانه‌های عرضه جهانی نفت تأثیری بر نرخ ارز ندارد ولی تکانه‌های تقاضای کل جهانی و تقاضای جهانی نفت منجر به کاهش ارزش پول ملی می‌شود، همچنین واکنش نرخ ارز به تکانه‌های نفتی نامتقارن است. ولکو و یوهان[1] (۲۰۱۶) رابطه تکانه‌های قیمت نفت و تحرکات نرخ ارز را در ۵ کشور عمده صادرکننده‌ی نفت با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۸ با روش‌های تصحیح خطای برداری و گارچ چندمتغیره[2] بررسی نمودند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد میزان نوسانات نرخ ارز وابسته به تکانه‌های قیمت نفت در مکزیک، برزیل و روسیه قابل توجه است اما در کانادا و نروژ این میزان اندک است. رضازاده (۱۳۹۵) تأثیر تکانه‌های نفتی را بر نرخ ارز در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ با روش خودرگرسیون برداری ساختاری و مدل مارکوف سوئیچینگ بررسی نموده و نتیجه می‌گیرد که تکانه‌های قیمت نفت و تکانه‌های تقاضای جهانی تأثیر منفی بر نرخ ارز دارد. همچنین تکانه‌های عرضه جهانی نفت تأثیر معناداری بر نرخ ارز ندارد.

۳- تصریح الگوی پژوهش و توصیف داده‌ها

همان‌طورکه در مقدمه بدان اشاره شد هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی نامتقارنی اثر قیمت نفت بر نرخ ارز غیر رسمی است. از این رو تمرکز در تصریح الگوی پژوهش بر آن است تا اثر افزایش‌ها در قیمت نفت از اثر کاهش‌ها در آن تفکیک گردد. در تصریح الگو از مطالعه‌ی شین و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است. در مطالعه یاد شده بحثِ عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. ایشان با استفاده از مطالعه پسران[3] و همکاران (۲۰۰۱) الگوی جدیدی را معرفی می‌نمایند که الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) نام‌گذاری شده است. در ادامه، این الگو بر اساس متغیرهای پژوهش حاضر تبیین شده است. این متغیرها عبارت از نرخ ارز (دلار) بازار غیر رسمی (Exr) و قیمت نفت ($OilP$) می‌باشد. هر دو متغیر به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است. همچنین، با توجه به تأثیری که اختلاف تورم دو کشور ایران و آمریکا از یکدیگر بر تغییرات نرخ

[1]. Volkov and Yuhn (2016)
[2]. Multivariate-GARCH
[3]. Pesaran (2001)

ارز دارد؛ تفاوت لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده ایران از لگاریتم شاخص قیمت آمریکا و به عبارتی دیگر شکاف (اختلاف) تورم اقتصاد ایران از اقتصاد آمریکا ($CPIDiff$) نیز به عنوان متغیر توضیحی در الگو لحاظ می‌شود. مبنای الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL)، رگرسیون نامتقارن در معادله (۱۰) است که در آن Exr، $OilP$ و $CPIDiff$ متغیرهایی با درجه انباشت یک می‌باشند. متغیر $OilP$ به شکل $OilP_t = OilP_0 + OilP_t^+ + OilP_t^-$ تجزیه شده است. به نحوی که انباشت جزئی در تغییرات $OilP$ به شکل رابطه (۱۱) است.

$$ExR_t = \theta^+ OilP_t^+ + \theta^- OilP_t^- + CPIDiff_t + u_t \quad (۱۰)$$

$$\begin{cases} OilP_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta OilP_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \mathrm{Max}(\Delta OilP_j, 0) \\ OilP_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta OilP_j^- = \sum_{j=1}^{t} \mathrm{Min}(\Delta OilP_j, 0) \end{cases} \quad (۱۱)$$

در روابط فوق $OilP_t^+$ افزایش‌ها در قیمت نفت (انباشت در تغییرات مثبت لگاریتم قیمت نفت) و $OilP_t^-$ کاهش‌ها در قیمت (انباشت در تغییرات منفی لگاریتم قیمت نفت) می‌باشد. بر اساس این روابط الگوی نامتقارن $ARDL(p,q,r,s)$ به شکل رابطه (۱۲) طراحی می‌شود که در آن p، q، r و s به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌ها در متغیرهای لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم افزایش‌ها در قیمت نفت، لگاریتم کاهش‌ها در قیمت نفت و لگاریتم شکاف تورم است. در این رابطه ρ ضریب خودهمبستگی، θ ضریب نامتقارن وقفه‌های قیمت نفت و γ ضریب وقفه‌های تفاوت تورم دو کشور است.

$$ExR_t = \sum_{j=1}^{p} \rho_j ExR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \theta_j^{+\prime} OilP_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{r} \theta_j^{-\prime} OilP_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{s} \gamma_j CPIDiff_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

در ادامه، مطابق با مطالعه شین و همکاران (۲۰۱۴) رابطه ایستای (۱۲) به رابطه پویای (۱۳) تعمیم داده شده است. در رابطه (۸) یک الگوی تصحیح خطا در وضعیت تقارن اثر $OilP_t$ بر ExR_t تصریح شده است:

$$\Delta ExR_t = \rho ExR_{t-1} + \theta OilP_{t-1} + \gamma CPIDiff_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta ExR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i \Delta OilP_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta CPIDiff_{t-i} + e_t \quad (۱۳)$$

که با لحاظ اثر نامتقارن قیمت نفت بر نرخ ارز، به مانند روشی که در معادله (۱۱) تکرار شده است، رابطه (۱۴) تصریح می‌شود:

$$\Delta ExR_t = \rho ExR_{t-1} + \theta^{+} OilP^{+}_{t-1} + \theta^{-} OilP^{-}_{t-1} + \gamma CPIDiff_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta ExR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i \Delta OilP_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta CPIDiff_{t-i} + e_t \qquad (۱۴)$$

که در آن به عدم تقارن بلندمدت توجه شده است. عدم تقارن بلندمدت به معنای $\theta^{+} \neq \theta^{-}$ است. همچنین می‌توان رابطه (۹) را با فرض وجود عدم تقارن کوتاه‌مدت (یعنی $\theta_i^{+} \neq \theta_i^{-}$)، به شکل رابطه (۱۵) تغییر داد:

$$\Delta ExR_t = \rho ExR_{t-1} + \theta^{+} OilP^{+}_{t-1} + \theta^{-} OilP^{-}_{t-1} + \gamma CPIDiff_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta ExR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i^{+} \Delta OilP^{+}_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \theta_i^{-} \Delta OilP^{-}_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta CPIDiff_{t-i} + e_t \qquad (۱۵)$$

بر اساس الگوی فوق می‌توان اثر نامتقارن قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی را در اقتصاد ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون نمود. دوره‌ی زمانی پژوهش مشتمل بر داده‌های ماهانه ۱۹۸۳:۱ (۱۳۶۱:۱۰) تا ۲۰۱۷:۱۲ (۱۳۹۶:۰۹) می‌باشد. در ادامه جهت تبیین بهتر، دو متغیر اصلی پژوهش (نرخ ارز غیر رسمی و قیمت نفت) طی دوره‌ی مورد بررسی توصیف شده است. برای این منظور میانگین متغیرها طی چند زیردوره محاسبه و در جدول (۱) گزارش شده است. با بررسی قیمت جهانی نفت و نرخ ارز غیر رسمی ایران طی دهه‌های اخیر، نوسانات بسیاری قابل مشاهده است. به نحوی که در سال ۱۳۶۵ به دلیل کاهش شدید تقاضای نفت، قیمت نفت روند نزولی را طی کرد و از ۲۶٫۱۳ دلار به ۷٫۹۸ دلار در اواسط سال ۱۳۶۵ رسید. از طرفی کشور که در این سال‌ها درگیر جنگ تحمیلی بود بیش از پیش به عنوان کشوری که وابسته به درآمد نفتی بوده در مضیقه قرار گرفت و با توجه به نیاز اقتصاد به درآمد نفتی برای کنترل نرخ ارز، افزایش بیش از ۱۰۰ درصد نرخ ارز غیر رسمی کشور از سال ۱۳۶۲ تا پایان سال ۱۳۶۵ امری طبیعی بوده است.

جدول ۱: میانگین قیمت نفت و نرخ ارز غیر رسمی طی زیردوره‌ها (۱۳۹۶-۱۳۶۱)

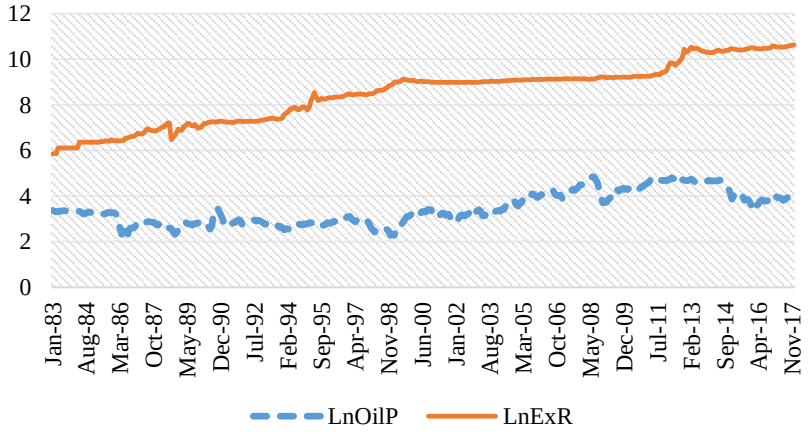
زیر دوره	قیمت نفت (دلار)	نرخ ارز غیر رسمی (ریال)
ابتدای دوره (دی ماه) تا پایان جنگ (۱۳۶۷-۱۳۶۱)	۲۰/۶	۷۱۷
برنامه اول توسعه و سال ۱۳۷۳ (۱۳۷۳-۱۳۶۸)	۱۷/۰۲	۱۶۶۶
برنامه دوم توسعه (۱۳۷۸-۱۳۷۴)	۱۶/۹۸	۵۶۷۲
برنامه سوم توسعه (۱۳۸۳-۱۳۷۹)	۲۷/۸	۸۲۵۶
برنامه چهارم توسعه (۱۳۸۸-۱۳۸۴)	۶۸/۹۳	۹۴۳۸
برنامه پنجم توسعه و سال ۱۳۹۵ (۱۳۹۵-۱۳۹۰)	۸۳/۸۴	۲۹۲۶۶
نه ماهه اول ۱۳۹۶	۵۲/۵۷	۳۸۵۹۰
میانگین کل دوره	۴۱/۱۰	۱۳۳۷۲

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های دریافتی

مطابق با جدول (۱) میانگین قیمت نفت طی دوره‌ی دی ماه ۶۱ تا انتهای سال ۶۷ برابر با ۲۰/۶ دلار در هر بشکه و میانگین نرخ ارز غیر رسمی نیز طی دوره‌ی ذکر شده برابر با ۷۱۷ ریال بوده‌اند. با شروع برنامه اول توسعه قیمت نفت همچنان در بازه ۱۰ الی ۲۰ دلاری در نوسان بود اما با شروع حمله کشور عراق به کویت در سال ۱۳۶۹ شاهد جهش افزایشی در حدود ۵۸ درصد در قیمت نفت هستیم. در این دوره‌ی ۴ ساله که با شروع کار دولت سازندگی همراه است، به منظور بازسازی ویرانه‌های حاصل از جنگ، شاهد استقراض جهت تامین مالی پروژه‌های عمرانی هستیم. همچنین سیاست باز اقتصادی دولت را می‌توان از جمله عوامل موثر در افزایش روز افزون نرخ ارز غیر رسمی در آن دوران دانست. در سال ۱۳۷۳ و به دنبال فشار بیش از پیش تورم داخلی شاهد جهش ناگهانی نرخ ارز هستیم که بیش از ۴۰ درصد بوده و این جهش ارزی در سال اول برنامه دوم توسعه ادامه داشته و نرخ ارز جهشی بالاتر از ۵۰ درصد را تجربه می‌کند. در برنامه دوم توسعه و برنامه سوم توسعه شاهد روند تکراری در قیمت جهانی و نرخ ارز غیر رسمی هستیم به طوری که تا سال ۱۳۸۰ قیمت نفت در کانال ۱۰ الی ۲۰ دلار نوسان می‌کند و تأکید دولت برای حفظ نرخ ارز رسمی نتیجه‌ای جز شکاف ۴۵۰ درصدی میان نرخ ارز غیر رسمی و رسمی ندارد که گزارشات جدول (۱) نیز این مطلب را تایید می‌کند و افزایش حدود ۳۰۰ درصدی نرخ ارز غیر رسمی در برنامه دوم توسعه را نسبت به برنامه اول توسعه و همین‌طور افزایش ۵۰ درصدی این متغیر در برنامه سوم توسعه با قیمتی حدود ۸۲۵۶ ریال نسبت به برنامه دوم توسعه با قیمتی حدود ۵۶۷۲ ریال را تایید می‌نماید. میانگین قیمت نفت در برنامه سوم توسعه با افزایش حدود ۶۰ درصدی نسبت به برنامه دوم توسعه رو به رو می‌شود و از قیمت میانگین ۱۶/۹ دلار به قیمت

میانگین ۲۷/۸ دلار می‌رسد. همچنین تنش‌های ایجاد شده ناشی از پرونده هسته‌ای ایران تشدید کننده قیمت نفت بود تا جایی که رقم بی‌سابقه ۱۲۸,۱۹ دلار برای نفت سبک ایران در سال ۱۳۸۷ ثبت شد. همان‌طور که در جدول (۱) نیز مشخص شده است میانگین قیمت نفت از قیمت ۲۷/۸ دلار در برنامه سوم به قیمت ۶۸/۹ دلار در برنامه چهارم می‌رسد. البته بهبود بی‌سابقه درآمد نفتی کشور نتیجه‌ای جز تقویت واردات به کشور نداشت و در عمل نتیجه‌ای جز تضعیف قدرت رقابتی محصولات تولید داخل نسبت به محصولات وارداتی نداشته است. البته از اواسط سال ۱۳۸۷ با شدت گرفتن بحران مالی قیمت نفت با قرار گرفتن در کانال نزولی طی ۵ ماه به ۴۰,۰۳ دلار رسید، البته در مدت کوتاهی قیمت نفت به کانال صعودی بازگشت و با افزایش نگرانی‌ها از وضعیت سیاسی مصر در سال ۱۳۹۰ که هم زمان با شروع برنامه پنجم توسعه در ایران بوده، بار دیگر قیمت نفت به بالای ۱۰۰ دلار در هر بشکه رسید. البته در این دوران به دلیل اعمال محدودیت‌های ناشی از تحریم و نگرانی‌های حاصل از آن، نرخ ارز غیر رسمی دچار جهشی دیگر شد و هر دلار ابتدا از حدود ۱۲۰۰۰ ریال در اواسط سال ۱۳۹۰ به حدود ۱۸۰۰۰ ریال در پایان ۱۳۹۰ رسید، البته باید به این موضوع توجه کرد که تحریم‌ها و محدودیت‌های ایجاد شده درآمد نفتی کشور ایران را هر سال محدودتر می‌کرد که این موضوع نشان می‌دهد که چرا دلار در پایان سال ۱۳۹۱ (اواسط برنامه پنجم توسعه) به حدود ۳۴۰۰۰ ریال رسید. میانگین نرخ ارز غیر رسمی در برنامه پنجم توسعه به عدد چشم‌گیر ۲۹۲۶۶ ریال می‌رسد که در مقایسه با عدد ۹۴۳۸ در برنامه چهارم افزایش بسیار زیادی داشته است. میانگین قیمت نفت نیز در برنامه پنجم در مقایسه با میانگین قیمت نفت در برنامه چهارم افزایش یافته است. در پاییز سال ۱۳۹۴ و با شکل‌گیری توافق برجام قیمت نفت در کانال ۴۰ دلاری قرار داشت که زمان اجرایی شدن برجام در ابتدای زمستان ۱۳۹۴ قیمت نفت سبک ایران در حدود ۲۸ دلار بوده است که در عمل اثر افزایش فروش نفت ایران پس از رفع تحریم‌ها را تضعیف می‌کرد. البته پس از این افت شدید در قیمت نفت کشورهای عضو اوپک تصمیم به کاهش عرضه نفت به بازار می‌گیرند که این موضوع تا حدودی مازاد تقاضای بازار را جبران می‌کند که روند صعودی قیمت نفت سبک ایران در سال ۱۳۹۶ تاییدکننده این موضوع است. مطابق با جدول، در ۹ ماه ابتدایی سال ۹۶ میانگین قیمت نفت با کاهش زیادی رو به رو می‌شود و به رقم ۵۲/۵۷ دلار می‌رسد اما نرخ ارز غیر رسمی در ۹ ماه ابتدایی سال ۹۶ در مقایسه با برنامه پنجم با افزایش قیمت مواجه می‌شود و به عدد ۳۸۵۹۰ ریال می‌رسد.

در ادامه روند حرکتی نرخ ارز بازار غیر رسمی و قیمت نفت در دوره‌ی مذکور به شرح نمودار (۱) بررسی خواهد شد. همان‌طور که مشخص است نرخ ارز بازار غیر رسمی روند افزایشی را از سال ۱۹۸۳ تا سال ۱۹۹۹ نشان می‌دهد. از سال ۱۹۹۹ تا سال ۲۰۱۱ روندی تقریباً غیر افزایشی و بدون نوسان را سپری نموده ولی از این سال روند حرکتی مجدد افزایشی می‌شود. مسیر حرکتی قیمت نفت نیز از روندی افزایشی ولی به نسبت کم شیب‌تر در مقایسه با نرخ ارز برخوردار است. به نحوی که طی سال‌های ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۸ و پس از سال ۲۰۱۳ در سطحی پایین‌تر نسبت به دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ در نوسان است. در مجموع و در نگاهی کلی و بلندمدت این نکته مهم قابل مشاهده است که روند حرکتی دو متغیر تقریباً پایاپای و در راستای یکدیگر می‌باشد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: روند حرکتی نرخ ارز بازار غیر رسمی و قیمت نفت

۴- برآورد الگوی پژوهش در حالت متقارن و نامتقارن

در این بخش پس از بررسی وضعیت پایایی متغیرهای پژوهش، ابتدا مطابق با روش مرسوم در تبیین اثر قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی خطی (الگوی متقارن) برآورد می‌شود. سپس جهت تحلیل نامتقارنی اثر قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (الگوی نامتقارن) برآورد خواهد شد.

۴-۱- آزمون‌های ریشه واحد

در این قسمت آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون برای کلیه متغیرهای پژوهش انجام و در جدول (۲) گزارش شده است. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد متغیرهای الگو در سطح ناپایا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. از این رو متغیرهای الگو دارای یک ریشه واحد می‌باشند. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون نیز در راستای نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته بوده و البته وجود تغییرات ساختاری را تایید نمی‌نماید. با توجه به نتیجه حاصل از آزمون‌های ریشه واحد می‌توان از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی خطی (متقارن) و غیر خطی (نا متقارن) در برآورد، بهره جست.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته				آزمون فیلیپس-پرون			
	در سطح		در تفاضل مرتبه اول		در سطح		در تفاضل مرتبه اول	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
ExR	-۲/۶۷۲	۰/۲۴۸	-۱۳/۷۴۸	۰/۰۰۰	-۲/۳۴	۰/۴۰۹	-۱۷/۸۹	۰/۰۰۰
OilP	-۳/۰۶۲	۰/۱۱۶	-۱۵/۲۵۳	۰/۰۰۰	-۲/۸۳	۰/۱۸۶	-۱۴/۷۳	۰/۰۰۰
$OilP^{+}$	-۲/۵۶	۰/۲۹۹	-۱۶/۴۹۳	۰/۰۰۰	-۲/۵۸	۰/۲۸۹	-۱۶/۵۶	۰/۰۰۰
$OilP^{-}$	-۰/۱۴۰	۰/۹۴۲	-۱۳/۲۳۸	۰/۰۰۰	-۳/۰۱	۰/۱۳۰	۱۳/۲۲	۰/۰۰۰
CPIDiff	-۲/۰۱۲	۰/۵۹۲	-۱۷/۴۹۵	۰/۰۰۰	-۱/۹۱	۰/۶۴۹	-۲۵/۰۸	۰/۰۰۰

تعریف علامت‌ها: ExR لگاریتم نرخ ارز بازار غیر رسمی، $OilP$ لگاریتم قیمت نفت، $OilP^{+}$ تجزیه مثبت قیمت نفت، $OilP^{-}$ تجزیه منفی قیمت نفت، $CPIDiff$ شکاف تورم

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲- نتایج حاصل از برآورد الگوی متقارن

در این رهیافت، برآورد الگوی پویا یا ARDL کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفه بهینه است. وقفه بهینه با اتکاء به معیار آکاییک، تعیین می‌شود. کمترین مقدار برای آماره آکاییک بیانگر وقفه بهینه ۴ در الگو بوده و بر اساس آن الگوی انتخابی به صورت ARDL (4, 0, 2) می‌باشد. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی ARDL برآورد و در جدول (۳) گزارش شده است.

مطابق با جدول (۳) ضرایب برآوردی الگوی متقارن نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت قیمت نفت اثر معناداری بر نرخ ارز بازار غیر رسمی ندارد. شکاف تورم در دوره‌ی جاری با اثری مثبت و در

وقفه دوم با اثری منفی بر نرخ ارز بازار غیر رسمی همراه است. نتایج آزمون والد برای بررسی برآیند اثرات این متغیر نشان می‌دهد که این عامل مطابق با انتظار اثری مثبت بر نرخ ارز دارد. به نحوی که هر چه شکاف تورم و به عبارتی شکاف تورم بین دو کشور ایران و آمریکا افزایش یابد؛ نرخ ارز در بازار غیر رسمی افزایش خواهد یافت. برای آن‌که به طور مشخص دریابیم که قیمت نفت و شکاف تورم بر شاخص نرخ ارز بازار غیر رسمی در ایران اثر دارد به تشخیص رابطه بلندمدت بین این متغیرها نیاز خواهیم داشت.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی متقارن با روش ARDL

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
ExR_{t-1}	۱/۰۱۷	۲۰/۷۳۹	۰/۰۰۰
ExR_{t-2}	-۰/۱۴۲	-۲/۰۲۶	۰/۰۴۳
ExR_{t-3}	-۰/۰۴۲	-۰/۶۱۳	۰/۵۴۰
ExR_{t-4}	۰/۱۱۲	۲/۴۳۳	۰/۰۱۵
$OilP_t$	-۰/۰۰۹	-۱/۳۵۰	۰/۱۷۷
$CPIDiff_t$	۰/۴۷۴	۶/۰۹۶	۰/۰۰۰
$CPIDiff_{t-1}$	-۰/۱۴۲	-۱/۴۳۶	۰/۱۵۱
$CPIDiff_{t-2}$	-۰/۲۸۱	-۳/۵۰۵	۰/۰۰۰
ضریب تصحیح خطا (ECT)	-۰/۰۵۵	-۳/۹۸	۰/۰۰۰۱
آزمون والد برای مجموع ضرایب $CPIDiff$	**مقدار آماره F**	**سطح احتمال**	**اندازه مجموع ضرایب (انحراف معیار)**
	۳/۷۷	۰/۰۵۲۹	۰/۱۹۴ (۰/۰۹۹۸)
χ^2_{Sc} = -۲/۸۳۶	χ^2_{Ac} = -۲/۹۳۳	R^2 = ۰/۹۹۸	$\bar{R}^2$ = ۰/۹۹۸

تعریف علامت‌ها: R^2 ضریب تعیین، $\bar{R}^2$ ضریب تعیین تعدیل شده، χ^2_{Sc} آماره شوارتز و χ^2_{Ac} آماره آکاییک است.
الگوی انتخابی بر اساس کمینه معیار آکاییک ARDL(4, 0, 2) می‌باشد. کلیه متغیرها در مقیاس لگاریتمی می‌باشند.
متغیر وابسته لگاریتم نرخ ارز (دلار) بازار غیر رسمی است.

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از محاسبه اثر بلندمدت متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته (بر اساس نتایج جدول ۴)، می‌باید امکان وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور می‌توان از آزمون کرانه‌ها[1] استفاده نمود. فرضیه صفر در آزمون کرانه‌ها عدم وجود رابطه بلندمدت است. نتیجه این آزمون در جدول (۴) نشان داده شده است. مقدار آماره آزمون ۳/۹۴ است که از هر دو کرانه بالا و پایین در سطح خطای ۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه امکان

[1]. Bounds Test

برقراری رابطه بلندمدت بین قیمت نفت، شکاف تورم و نرخ ارز بازار غیر رسمی وجود خواهد داشت.

جدول ۴: آزمون کرانه‌ها در برآورد متقارن

آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	سطح خطا
۳/۹۴	۴/۱۳	۵	۱درصد
	۳/۱	۳/۸۷	۵ درصد
	۲/۶۳	۳/۳۵	۱۰درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

با حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، می‌توان اثر بلندمدت متغیرهای توضیحی بر نرخ ارز بازار غیر رسمی را برآورد نمود. نتیجه این محاسبه در جدول (۵) نشان داده شده است. همان طور که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود بر اساس الگوی متقارن در بلندمدت، قیمت نفت اثر معناداری (البته به طور مرزی در سطح اطمینان ۹۰ درصد) بر نرخ ارز بازار غیر رسمی دارد. به نحوی که قدر مطلق کشش نرخ ارز نسبت به قیمت نفت کمتر از واحد بوده و با افزایش (کاهش) یک درصدی در قیمت نفت، نرخ ارز بازار غیر رسمی به میزان ۰/۱۷۳ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. اثر شکاف تورم بر نرخ ارز در بلندمدت به مانند دوره‌ی کوتاه‌مدت مثبت است. به نحوی که کشش نرخ ارز غیر رسمی نسبت به این عامل کمتر از واحد بوده و با افزایش یک درصدی در شکاف تورم دو کشور نرخ ارز بازار غیر رسمی به میزان ۰/۹۱۸ درصد افزایش می‌یابد و بالعکس.

جدول ۵: ضرایب بلندمدت در برآورد متقارن

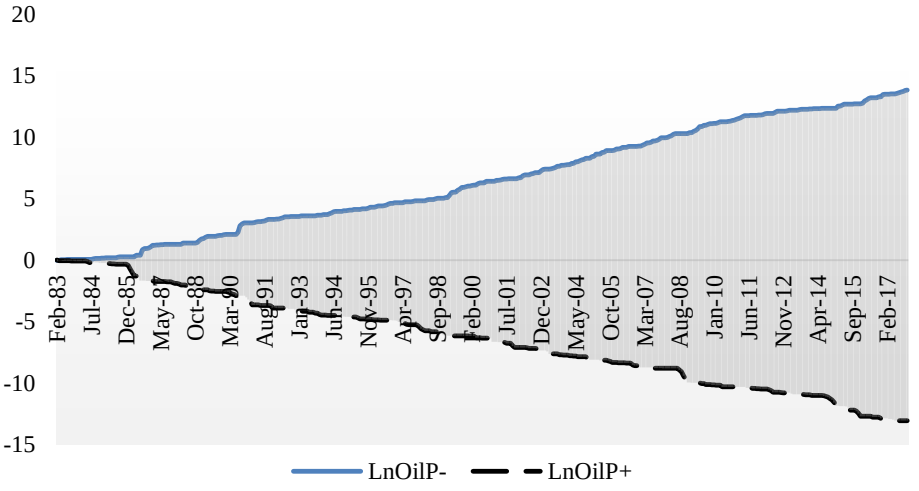
متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
L_{OilP}	-۰/۱۷۳	-۱/۶۲۱	۰/۱۰۵
$L_{CPIDiff}$	۰/۹۱۸	۱۸/۵۱۹	۰/۰۰۰
تعریف علامت‌ها: L_{OilP} نماینده اثر قیمت نفت، $L_{CPIDiff}$ لگاریتم نرخ ارز در بلندمدت می‌باشد. کلیه متغیرها در مقیاس لگاریتمی می‌باشند. متغیر وابسته لگاریتم نرخ ارز (دلار) بازار غیر رسمی است.			

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳- نتایج حاصل از برآورد الگوی نامتقارن

برآورد الگو با پیش فرض رابطه خطی نشان داد که اثر قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی تنها در بلندمدت آن هم به صورت مرزی در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. در ادامه با فرض

وجود اثری نامتقارن از قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی برآوردِ مجدد صورت می‌پذیرد. در برآورد مجدد جهت تحلیل اثر نامتقارن، قیمت نفت به دو سری $OilP^{+}$ و $OilP^{-}$ تجزیه شده است. این دو به مانند معادله (۲) حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت می‌باشد که طی یک فرآیند شرطی محاسبه شده است. با توجه به این‌که قیمت نفت به مقیاس لگاریتمی تبدیل شده بود، مقادیر تجزیه شده نیز لگاریتمی می‌باشد. حاصل این تجزیه در نمودار (۲) نمایش داده شده است.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: تجزیه سری زمانی قیمت نفت

به مانند الگوی متقارن، در این قسمت نیز برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفه بهینه بوده و از معیار آکاییک برای تعیین وقفه استفاده می‌شود. در برآورد نامتقارن نیز کمترین مقدار آماره آکاییک بیان‌گر ۴ وقفه بهینه در الگو است. الگوی انتخابی در حداکثر وقفه ۴ به صورت ARDL(4, 1, 0, 2) می‌باشد. پس از تعیین وقفه بهینه، الگوی NARDL در کوتاه‌مدت برآورد و در جدول (۶) گزارش شده است. مطابق با جدول (۶) ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن نشان می‌دهد که روند افزایشی قیمت نفت و یا همان افزایش مثبت در قیمت نفت (ضریب برآوردی متغیر $OilP^{+}$) با وقفه‌ای یک دوره‌ایی (یک ماهه) بر نرخ ارز اثرگذار است. این در حالی است که روند کاهشی قیمت نفت و یا همان کاهش در قیمت نفت (ضریب برآوردی متغیر $OilP^{-}$) با اثری معنادار همراه نیست. این نتیجه بر این نکته صحه می‌گذارد که در کوتاه‌مدت، نرخ ارز بازار

غیر رسمی در اقتصاد ایران تنها از تکانه‌های مثبت قیمت نفت بطور معکوس تأثیر می‌پذیرد و با تکانه‌های منفی در قیمت نفت، تغییری در نرخ ارز بازار غیر رسمی رخ نمی‌دهد. به عبارتی دیگر در کوتاه‌مدت، ناتقارنی در اثرگذاری تکانه‌های قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی تایید می‌شود. از این رو می‌توان اظهار داشت که در اقتصاد ایران رفتار متغیر قیمت نفت به هنگام افزایش و کاهش رفتاری هم سو نیست. این نتیجه تفاوت برآورد الگوی نامتقارن را در کوتاه‌مدت نسبت به الگوی متقارن نشان می‌دهد. نکته دیگر آن‌که به مانند الگوی متقارن در کوتاه‌مدت، در الگوی نامتقارن نیز، شکاف تورم ایران از آمریکا در دوره‌ی جاری اثری مثبت و در دوره‌ی دوم اثر منفی بر نرخ ارز بازار غیر رسمی دارد. انجام آزمون والد برای این عامل (با توجه به تفاوت در علامت اثر) نشان می‌دهد که در مجموع در کوتاه‌مدت شکاف تورم با ضریبی مثبت و برابر با ۰/۲۳۳، نرخ ارز بازار غیر رسمی را تحت تأثیر قرار می‌هد.

جدول ۶: نتایج برآورد الگوی نامتقارن با روش NARDL

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
ExR_{t-1}	۰/۹۹۹	۲۰/۵۰۱	۰/۰۰۰
ExR_{t-2}	−۰/۱۳۹	−۲/۰۱۱	۰/۰۴۵
ExR_{t-3}	−۰/۰۳۸	−۰/۵۷۸	۰/۵۶۳
ExR_{t-4}	۰/۱۰۵	۲/۳۱۶	۰/۰۲۱
$OilP_t^+$	۰/۰۷۶	۱/۵۰۲	۰/۱۳۳
$OilP_{t-1}^+$	−۰/۰۸۹	−۱/۷۶۹	۰/۰۷۷
$OilP_t^-$	−۰/۰۰۱	−۰/۱۸۸	۰/۸۵۰
$CPIDiff_t$	۰/۵۰۹	۶/۵۴۲	۰/۰۰۰
$CPIDiff_{t-1}$	−۰/۱۳۸	−۱/۴۱۶	۰/۱۵۷
$CPIDiff_{t-2}$	−۰/۲۷۶	−۳/۴۸۶	۰/۰۰۰
ضریب تصحیح خطا (ECT)	−۰/۰۷۴	−۴/۱۰	۰/۰۰۰۱
آزمون والد برای مجموع ضرایب $CPIDiff$	**مقدار آماره F**	**سطح احتمال**	**اندازه مجموع ضرایب (انحراف معیار)**
	۵/۴۴	۰/۰۲۰۲	۰/۲۳۳ (۰/۰۹۹۹)
χ^2_{Sc} = −۲/۸۲۰	χ^2_{Ac} = −۲/۹۳۷	R^2 = ۰/۹۹۸	$\bar{R}^2$ = ۰/۹۹۸

تعریف علامت‌ها: R^2 ضریب تعیین، $\bar{R}^2$ ضریب تعیین تعدیل شده، χ^2_{Sc} آماره شوارتز و χ^2_{Ac} آماره آکاییک است.
الگوی انتخابی بر اساس کمینه معیار آکاییک NARDL(4, 1, 0, 2) می‌باشد. کلیه متغیرها در مقیاس لگاریتمی می‌باشند.
متغیر وابسته لگاریتم نرخ ارز (دلار) بازار غیر رسمی است.

منبع: یافته‌های پژوهش

مشابه با زیربخش قبلی در اینجا نیز جهت حصول اطمینان از وجود رابطه‌ی بلندمدت، لازم است از آزمون کرانه‌ها استفاده شود. نتیجه این آزمون در جدول (۷) گزارش شده است. مقدار آماره‌ی آزمون **۳/۳۲۶** است که از هردو کرانه‌های بالا و پایین در سطح خطای ۱۰ درصد بزرگتر است و از این‌رو امکان برقراری رابطه بلندمدت بین روند افزایشی و کاهشی قیمت نفت، شکاف تورم و نرخ ارز بازار غیر رسمی وجود خواهد داشت. با توجه به تایید صورت گرفته در آزمون کرانه‌ها بر اساس نتایج جدول (۷)، اثر بلندمدت روندهای افزایشی و کاهشی قیمت نفت و شکاف تورم بر نرخ ارز محاسبه و در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۷: آزمون کرانه‌ها در برآورد نامتقارن

آماره آزمون	کرانه یک	کرانه دو	سطح خطا
۳/۳۲۶	۳/۶۵	۴/۶۶	۱ درصد
	۲/۷۹	۳/۶۷	۵ درصد
	۲/۳۷	۳/۲	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۸)، نتایج الگوی نامتقارن در بلندمدت در راستای نتایج حاصله از الگوی نامتقارن در کوتاه‌مدت است. به این صورت که افزایش مثبت در قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیررسمیاثری منفی دارد. این در حالی است که کاهش در قیمت نفت با اثری معنادار همراه نیست. این نتیجه بر این نکته صحه می‌گذارد که در بلندمدت به مانند کوتاه‌مدت، نرخ ارز بازار غیررسمی در اقتصاد ایران تنها از تکانه‌های مثبت قیمت نفت بطور معکوس تأثیر می‌پذیرد و با تکانه‌های منفی در قیمت نفت، تغییری در نرخ ارز بازار غیررسمی رخ نمی‌دهد. در بیان علت شاید بتوان چنین اظهار داشت با توجه به آن‌که دولت در اقتصاد ایران عرضه‌کننده عمده ارز و بطور خاص دلارهای نفتی به بازار می‌باشد نتیجه حاصل شده منطقی به نظر می‌رسد. زیرا با افزایش در قیمت نفت و عموماً افزایش دریافت دلارهای نفتی، توان دولت در کنترل نرخ ارز رسمی افزایش یافته و با تزریق میزانی بیش از نیاز بازار به کاهش در نرخ ارز بازار غیررسمی همت می‌گمارد.

جدول ۸: ضرایب بلندمدت در برآورد نامتقارن

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	سطح احتمال
L_{OilP^+}	-۰/۱۷۳	-۲/۱۹۰	۰/۰۲۹
L_{OilP^-}	-۰/۰۲۱	-۰/۱۸۹	۰/۸۴۹
$L_{CPIDiff}$	۱/۲۸۵	۷/۰۱۱	۰/۰۰۰
تعریف علامت‌ها: L_{OilP^+} نماینده اثر افزایش قیمت نفت، L_{OilP^-} نماینده اثر کاهش قیمت نفت و $L_{CPIDiff}$ نماینده اثر شکاف تورم می‌باشد. کلیه متغیرها در مقیاس لگاریتمی می‌باشند. متغیر وابسته لگاریتم نرخ ارز (دلار) بازار غیر رسمی است.			

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته دیگر آن‌که قدرمطلق کشش نرخ ارز نسبت به شوک مثبت نرخ ارز کمتر از واحد بوده و نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در قیمت نفت، نرخ ارز به میزان ۰/۱۷۳ درصد کاهش می‌یابد. به عبارتی دیگر در بلندمدت نیز، ناتقارنی در اثرگذاری تکانه‌های قیمت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی تایید می‌شود. از این رو می‌توان اظهار داشت که در اقتصاد ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت، تنها تکانه‌های مثبت نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی اثر دارد. در بلندمدت شکاف تورم نیز به مانند کوتاه‌مدت اثری مثبت بر نرخ ارز دارد و از حیث اندازه بزرگتر از واحد و در واقع بزرگتر از اندازه اثر مشابه در الگوی متقارن است. به نحوی که کشش نرخ ارز نسبت به این عامل در بلندمدت بزرگتر از واحد بوده و با افزایشی ده درصدی در شکاف نرخ تورم ایران از آمریکا، نرخ ارز بازار غیر رسمی رشدی ۱۲/۸ درصدی را تجربه می‌نماید. با مشاهدات تجربی در بازار دلار در ایران بر اساس وجود تفاضل مثبت تورم (در اقتصاد ایران نسبت به اقتصاد آمریکا) و روند تقویتی در ارزش دلار و روند تضعیفی در ارزش پول ملی، این نتیجه منطقی به نظر می‌رسد که دلار متاثر از این تفاضل بوده و کاهش مداوم ارزش پول ملی در گذر دهه‌های اخیر و البته دوره‌ی مورد بررسی، از این اختلاف تورمی رنج ببرد. بر این اساس شاید بتوان این استدلال را منطقی دانست که افزایش در نرخ دلار متاثر از تفاضل‌های مثبت در نرخ تورم باشد و کاهش‌ها در قیمت نفت تأثیر معناداری بر کاهش ارزش پول ملی نداشته باشد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در دهه‌های اخیر، نفت نقش مهمی در شکل‌دهی و سازماندهی اقتصاد، توسعه سیاسی و صنعت ایفا کرده و قیمت آن همواره جزء مهمترین مولفه‌ها در مدل‌سازی اقتصادی و سیاسی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته بوده است. ایران با دارا بودن ذخایر عظیم نفتی به عنوان تولیدکننده‌ای

تأثیرگذار در بازار جهانی نفت مد نظر است و همچنین از این بازار تأثیر می‌پذیرد. وابستگی بالای کشور به درآمد نفت باعث شده تا این منبع درآمدی به عنوان منبع اصلی تامین‌کننده بودجه عمومی کشور باشد و به تبع آن به طور مستقیم و غیر مستقیم بر فعالیت‌های اقتصادی کشور تأثیر بگذارد. نرخ ارز به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی همواره تحت تأثیر مستقیم قیمت نفت قرار گرفته و در ایران بیشترین نوسانات نرخ ارز مربوط به تکانه‌های نفتی است. این موضوع آسیب‌پذیری اقتصاد ایران در مقابل تغییرات قیمت نفت را نشان می‌دهد. بنابراین، با توجه به اهمیت درآمد نفتی و تغییرات آن بر اقتصاد ایران و بویژه در بازار ارز کشور، در این مقاله به بررسی اثر نامتقارن قیمت جهانی نفت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی ایران پرداخته شده است. به این منظور با استفاده از الگوی ARDL خطی و غیر خطی و داده‌های ماهانه در دوره‌ی زمانی ۱۹۸۳:۱ تا ۲۰۱۷:۱۲ بررسی مورد نظر انجام شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد در الگوی ARDL خطی تکانه‌های قیمت نفت تنها در بلندمدت با اثری منفی بر نرخ ارز همراه است. این در صورتی است که با تفکیک روند حرکتی قیمت نفت در قالب رهیافت ARDL غیر خطی، تکانه‌های مثبت قیمت نفت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثر معنادار و البته منفی بر نرخ ارز داشته ولی تکانه‌های منفی آن اثر معناداری بر نرخ ارز ندارد. این موضوع بیان‌گر این مطلب است که تکانه‌های نفتی اثر نامتقارنی بر نرخ ارز بازار غیر رسمی ایران دارند. نتیجه حاصل شده در مورد اثر منفی تکانه‌های مثبت نفتی بر نرخ ارز منطقی است. چرا که درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت در اختیار دولت قرار می‌گیرد و دولت در اقتصاد ایران تنها مهم‌ترین عرضه‌کننده ارز (دلار) است. از این رو به هنگام افزایش قیمت نفت و به تبع آن افزایش درآمدهای نفتی، توانایی دولت برای کنترل و جلوگیری از افزایش نرخ ارز در بازار ارز کشور افزایش می‌یابد.

عامل دیگرِ مورد بررسی یعنی شکاف تورم ایران از آمریکا، در هر دو الگوی خطی و غیر خطی در کوتاه مدت و بلندمدت، اثر معناداری بر نرخ ارز دارد. به نحوی که در الگوی نامتقارن کشش نرخ ارز بازار غیر رسمی نسبت به آن بزرگ‌تر از واحد بوده و نشان می‌دهد که در بلندمدت رشد نرخ دلار در بازار غیر رسمی ایران بیش از رشد شکاف نرخ تورم اقتصاد ایران از ایالات متحده است. این نتیجه نخست، به اهمیت تعدیل نرخ ارز با توجه به اختلاف تورم داخل و خارج در هر سال برای جلوگیری از جهش ناگهانی نرخ ارز در کشور اشاره دارد و دوم، امکان پوشش دلاری تورم را در بلندمدت تایید می‌نماید. به عبارتی دیگر دلار در بلندمدت می‌تواند به عنوان سپر در

مقابل تورم عمل نموده و البته این به سرمایه‌گذاران و سفته‌بازان ارزی در اقتصاد ایران نیز با این علامت‌دهی همراه است که برای حفظ ارزش حقیقی دارایی‌شان می‌توانند در نگاهی بلندمدت از تبدیل آن به دلار بهره‌مند شوند.

با توجه به نتیجه پژوهش حاضر مبنی بر اثر منفی تکانه‌های مثبت نفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ ارز بازار غیر رسمی در اقتصاد ایران و همچنین باتوجه به وجود نظام ارزی شناور مدیریت شده و این‌که دولت به طور مستقیم با تزریق دلار حاصل از درآمد نفت به بازار اقدام به کنترل و حفظ نرخ ارز بازار در نرخ مشخصی می‌کند؛ پیشنهاد می‌شود به طور سالانه نرخ ارز به طور منطقی تعدیل شود تا قدرت رقابتی بخش‌های صادراتی کشور کاهش نیابد و در عمل با حفظ نرخ ارز منجر به تقویت واردات کشور نشود. بدیهی است در صورت تعدیلات نرخ ارز به صورت سالانه، کشور در بلندمدت تا حد زیادی از تکانه‌های ارزی که اثرات منفی بسیاری در پیش دارد در امان می‌ماند. همچنین پیشنهاد می‌شود تعدیل سالانه نرخ ارز بایستی با توجه به تفاوت تورم داخل و خارج کشور صورت گیرد چرا که در صورت عدم تعدیل، اختلاف تورم در بلندمدت انباشت شده و نتیجه‌ای جز ایجاد تکانه و جهش یکباره در نرخ ارز ندارد.

منابع و مآخذ

۱. بزازان، فاطمه. علی‌نژاد مهربانی، فرهاد. و صیدی‌زاد، مهناز (۱۳۸۸). "بررسی رابطه بلندمدت قیمت نفت خام و نرخ ارز واقعی دلار آمریکا". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **٦**(۲۲): ۱۱۷-۹۳.

۲. رضازاده، علی (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر نرخ ارز در ایران: رهیافت غیر خطی مارکوف-سوئیچینگ". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **٢٤**(۷۹): ۱۴۴-۱۲۳.

۳. سلمانی، بهزاد. بهبودی، داود. و ممی‌پور، سیاب (۱۳۹۰). "نقش کیفیت نهادی در رابطه نرخ واقعی ارز با قیمت نفت مطالعه موردی: اقتصادهای نفتی". فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی **٤**: ۱۲۲-۱۰۳.

۴. شکیبایی، علیرضا. افلاطونی، عباس. و نیکبخت، لیلی (۱۳۸۷). "بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اوپک". مجله دانش و توسعه **۱۵**(۲۵): ۸۵-۶۷.

۵. شهرکی، جواد. و مرادی، حمید (۱۳۹۳). "عوامل تعیین‌کننده نرخ واقعی ارز: با تأکید بر قیمت نفت برای مقایسه کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی **۱۰**(۴۰): ۹۳-۶۵.

۶. صمدی، سعید. یحیی‌آبادی، ابوالفضل. و معلمی، نوشین (۱۳۸۸). "تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۱۷**(۵۲): ۲۶-۵.

۷. هوشمند، محمود. و فهیمی دوآب، رضا (۱۳۸۹). "تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا". مجله دانش و توسعه **۱۷**(۳۰): ۱۳۴-۹۸.

8. Ahmad, A. H. and Hernandez, R. M. (2013). "Asymmetric Adjustment between Oil Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from Major Oil Producers and Consumers". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **27**: 306-317.
9. Amano, R. A. and Van Norden, S. (1998). "Oil Prices and the Rise and Fall of the US Real Exchange Rate". Journal of international Money and finance **17**(2): 299-316.
10. Atems, B., Kapper, D. and Lam, E. (2015). "Do Exchange Rates Respond Asymmetrically to Shocks in the Crude Oil Market?". Energy Economics **49**: 227-238.

11. Bal, D. P. and Rath, B. N. (2015). "Nonlinear Causality between Crude Oil Price and Exchange Rate: A Comparative Study of China and India". Energy Economics **51**: 149-156.
12. Barro, R. J. (2010). *Intermediate Macro*, Mason, OH: South-Western Cengage Learning.
13. Brahmasrene, T., Huang, J. C. and Sissoko, Y. (2014). "Crude Oil Prices and Exchange Rates: Causality, Variance Decomposition and Impulse Response". Energy Economics **44**: 407-412.
14. Chen, S. S. and Chen, H. C. (2007). "Oil Prices and Real Exchange Rates". Energy Economics **29**(3): 390-404.
15. Corden, W. M. and Neary, J. P. (1982). "Booming Sector and De-industrialization in a Small Open Economy". The Economic Journal **92**(368): 825-848.
16. Emami, K. and Adibpour, M. (2012). "Oil Income Shocks and Economic Growth in Iran". Economic Modelling **29**(5): 1774-1779.
17. Ghosh, S. (2011). "Examining Crude Oil Price–Exchange Rate Nexus for India during the Period of Extreme Oil Price Volatility". Applied Energy **88**(5): 1886-1889.
18. Golub, S. S. (1983). "Oil Prices and Exchange Rates". The Economic Journal **93**(371): 576-593.
19. Grisse, C. (2010). "What Drives the Oil-Dollar Correlation". Unpublished manuscript.
20. Huang, Y. and Feng, G. U. O. (2007). "The Role of Oil Price Shocks on China's Real Exchange Rate". China Economic Review **18**(4): 403-416.
21. Hussain, M., Zebende, G. F., Bashir, U. and Donghong, D. (2017). "Oil price and Exchange Rate Co-Movements in Asian Countries: Detrended Cross-Correlation Approach". Physica A: Statistical Mechanics and its Applications **465**: 338-346.
22. Krugman, P. (1980). "Oil and the Dollar". Working Paper No. 554, Cambridge, MA.
23. Nikbakht, L. (2010). "Oil Prices and Exchange Rates: The Case of OPEC". Business Intelligence Journal **3**(1): 83-92.
24. Pesaran M.H., Shin Y. and Smith R.J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". Journal of Applied Econometrics **16**(3): 289-326.
25. Reboredo, J. C. (2012). Modelling Oil Price and Exchange Rate Co-movements". Journal of Policy Modeling **34**(3): 419-440.
26. Shin Y., Yu B. and Greenwood-Nimmo M. (2014). "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework". Springer New York 281-314.

27. Tiwari, A. K., Dar, A. B. and Bhanja, N. (2013). "Oil Price and Exchange Rates: A wavelet Based Analysis for India". Economic Modelling **31**: 414-422.
28. Urbanovsky, T. (2016). "The Effect of Inflation Differential on the Nominal Exchange Rate: The Case of USA and Canada". Faculty of Economics and Administration, Department of Finance.
29. Volkov, N. I. and Yuhn, K. H. (2016). "Oil Price Shocks and Exchange Rate Movements". Global Finance Journal **31**: 18-30.

Original Research Article

Analysis of the asymmetric effect of oil prices and inflation gap on the informal exchange rate in Iran through the Nonlinear ARDL Approach

Shahryar Zaroki [1]*
Arman Yousefi Barfurushi [2]
Amirhossein Fathollahzadeh [3]

Received: 10-06-2018 Accepted: 29-09-2018

Abstract

In oil economies such as Iran, the exchange rate in the informal market is an important variable influenced by oil price variation. Accordingly, and considering the importance of oil and its price in the Iranian economy, this study seeks to evaluate the effect of the global oil price on the unofficial exchange rate (dollar) in an asymmetric shape alongside the inflation gap between Iran and the United States. For this purpose, model estimation was done using linear and nonlinear ARDL approaches and monthly data during a period from Jan., 1983 to December, 2017. The results indicate that, in the symmetric approach, oil price shocks have negative effects on the informal exchange rate just in a long run. According to the nonlinear approach, however, oil shocks have an asymmetrical effect on the informal exchange rate of Iran. The positive impacts of oil prices on the exchange rate in both the short and the long terms are significant, but the negative impacts are not significant on the exchange rate. Also, the inflation gap between Iran and the United States proved to have a significant effect on the exchange rate with both linear and nonlinear patterns and in the short and long runs.

Keywords: Oil price, Informal exchange rate, Asymmetric, NARDL.
JEL Classification: C12, D82, E31, F31.

1- Assistant Professor in Economics, Faculty of Economic, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
Email: Sh.zaroki@umz.ac.ir
2- Master of Science in Economics Science, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
3- Master of Science in Energy Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

سیاست پولی بهینه با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن و اثرات آن بر فعالیت‌های حقیقی و کسب و کار در ایران[۱]

یزدان گودرزی فراهانی[۲]
منصور خلیلی عراقی[۳]
حسین عباسی نژاد[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۵/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۵

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی اثر گذاری سیاست پولی در شرایط رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی می‌باشد. در این مطالعه تاثیر ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در اثر گذاری سیاست پولی بر بخش اسمی و حقیقی مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور تحلیل بخش حقیقی در این مطالعه به مدل‌سازی بنگاه‌های کارآفرین بر اساس حمایت از حقوق مالکیت پرداخته شد. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیانگر آن بود که تحت شرایط صلاحدیدی، تلاش مقام پولی برای توزیع مجدد ثروت به سمت خانوارهای قرض گیرنده که دارای مطلوبیت نهائی بالاتری از خالص ثروت می‌باشند، منجر به تغییرات در تورش تورمی می‌شود. این در حالی است که تحت شرایط قاعده، این فشار تورمی با تغییر در انتظارات مربوط به تورم‌های آتی در طول زمان شکل می‌گیرد. همچنین نتایج بیانگر این است که چنانچه محیط کسب و کار بهبود داشته باشد و شاخص حمایت از حقوق مالکیت به وضعیت مناسبی در اقتصاد رسیده باشد اثرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی افزایش خواهد یافت.

واژگان کلیدی: کارگزاران ناهمگن، انتظارات، سیاست پولی، حمایت از مالکیت فکری.

Keywords: Heterogeneous agents, Expectation, Monetary policy, Intellectual property right.

JEL Classification: H32, D84, D31, E52.

---

[۱]. این مقاله مستخرج از رساله دکتری یزدان گودرزی فراهانی به راهنمایی دکتر منصور خلیلی عراقی در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران می‌باشد.

[۲]. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران yazdan.gudarzi@ut.ac.ir
[۳]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) Khalili@ut.ac.ir
[۴]. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران habasi@ut.ac.ir

۱- مقدمه

مطالعات اولیه صورت گرفته توسط بولی[1] (۱۹۸۳)، هاگت[2] (۱۹۹۳) و آیاگاری[3] (۱۹۹۴) با مشخصه بازارهای ناقص[4]، عدم اطمینان و ناهمگنی افراد پایه تحلیل سیاستی در مدل‌های اقتصاد کلان برای کارگزاران ناهمگن[5] بوده است. تحلیل‌های مربوط به اثرات پویایی سیاست پولی و مالی با توجه به مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران در دهه‌های اخیر گسترش یافته است. از آن‌جا که سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی معمولا تحت تاثیر تکامل قرار می‌گیرند، در تحلیل آثار سیاستی باید این نکته را در نظر گرفت که افراد همیشه از یک استراتژی ثابت استفاده نمی‌کنند. آن‌ها ممکن است در زمان‌های مختلف با توجه به شرایط موجود و وضعیت بنگاه‌ها و وضعیت کل بازار، از استراتژی‌های متفاوتی استفاده کنند. با توجه به اینکه سیستم‌های اقتصادی پیچیدگی فراوانی دارند و روش‌های تحلیل سنتی، توانایی مقابله با این پیچیدگی‌ها را ندارند، با استفاده از روش مدل‌های مبتنی بر کارگزاران اقتصادی ناهمگن، سیاست‌گذاران می‌توانند رفتار افراد را تحت شرایط مختلف بررسی کرده و پیامدهای کمی آن‌ها را بررسی کنند (مول[6]، ۲۰۱۸).

در مطالعات صورت گرفته توسط دیردا و پدرونی[7] (۲۰۱۴) سیاست پولی بهینه بر اساس مدل اقتصادی آیاگاری، فرض می‌شود که مسیر مالیات بهینه پیرو مسیر پویای مبتنی بر برون‌زایی دوره‌های زمانی مختلف می‌باشد. آسیکوگز[8] (۲۰۱۴) در مطالعه خود نشان داد که بهینه یابی پویای مدل بر اساس شرایط مرتبه اول مدل می‌باشد. این در حالی است که بررسی پویایی‌های مدل و سیاست بهینه غیرخطی تحت شرایط قاعده و صلاحدید در بازارهای ناقص نیازمند آن است که سیاست‌گذار سراسر توزیع ثروت را بر اساس اجرای سیاست دنبال کند (لی گراند و راگوت، ۲۰۱۷، چاله، ۲۰۱۷)[9].

در الگوهای مبتنی بر رفتار ناهمگن افراد فرض می‌شود که نحوه شکل گیری انتظارات متفاوت باشد. انتظارات از مباحث بسیار مهم در شکل گیری قواعد سیاست پولی است. بنگاه‌های اقتصادی بخشی از تصمیم‌گیری‌های زمان حال را بر اساس وقایع و اتفاقاتی که درآینده قرار است به وقوع

---

1. Bewley (1983)
2. Huggett (1993)
3. Aiyagari (1994)
4. Incomplete Markets
5. Heterogeneous Agents
6. Moll (2018)
7. Dyrda and Pedroni (2014)
8. Acikgoz (2014)
9. Le Grand and Ragot (2017) and Challe (2017)

بپیوندد اتخاذ می‌نمایند. در واقع ساز و کار پیش‌بینی‌ها بر اساس انتظارات است. بنابر این یک قاعده‌گذار سیاست پولی باید اولا از منابع یا عوامل ایجاد کننده انتظارات بنگاه‌های اقتصادی مطلع باشد. ثانیا تمایزات و تشابهات بنگاه‌های اقتصادی در برآوردهای آتی و انتظارات آن‌ها یعنی همگنی یا ناهمگنی انتظارات را بداند. ثالثا ساز و کار شکل‌گیری انتظارات از منظر انتظارات عقلایی و یا تطبیقی و رابعا از درون‌زایی و برون‌زایی انتظارات مطلع باشد. شکل‌گیری انتظارات از منظر تصمیم‌گیرندگان به دو صورت است. یکی به صورت انتظارات همگن و دیگری به صورت انتظارات ناهمگن. در انتظارات همگن، تمام خانوارها و بنگاه‌ها به طور مشابه در مورد وقایع محقق نشده و آتی، انتظارات خود را شکل می‌دهند. در صورتی که در انتظارات ناهمگن، خلاف این مساله است. یعنی در انتظارات ناهمگن فرض بر آن است که انتظارات خانوار از آینده یکسان نیست. بنابراین بر اساس فرض انتظارات همگن، تفاوتی میان پیش‌بینی‌های قیمت توسط جامعه (کل افراد) و یک فرد وجود ندارد ولی در مورد انتظارات ناهمگن میان پیش‌بینی‌های قیمت توسط جامعه (کل افراد) و یک فرد تفاوت وجود دارد.

نحوه شکل‌گیری متفاوت انتظارات و ناهمگنی افراد در تصمیم‌گیری منجر به اثرگذاری متفاوت سیاست پولی بر بخش اسمی و حقیقی می‌شود. در خصوص تأثیر سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، عموماً متغیرهای تولید و اشتغال بیش از سایر متغیرها مورد تأکید قرار می‌گیرند. در این راستا، متغیرهای تورم و نرخ بهره مهمترین عامل تغییر در متغیرهای اسمی و حقیقی ارزیابی می‌شوند. با توجه به اینکه تغییرات نرخ بهره اثرات چشمگیری بر تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی دارد، به عنوان یکی از متغیرهای سیاست‌گذاری در اقتصاد کلان مطرح و همواره مد نظر دولت‌مردان اقتصادی بوده و توجه بسیاری از کارگزاران و عاملان اقتصادی را به خود جلب نموده است. سیاست‌های پولی می‌تواند بر فضای کسب و کار اثرگذار باشد؛ چرا که وقتی نرخ بهره (نرخ سود بانکی) پایین و تورم بالا باشد، هم سپرده‌های بانکی با خروج از بانک‌ها به سمت سایر بازارهای سودآور از قبیل طلا و ارز سوق داده می‌شود. بر همین اساس؛ بانک مرکزی موظف است به طور مرتب نرخ تورم را کنترل کند. اعمال صحیح سیاست پولی می‌تواند تاثیر غیر قابل انکاری در بهبود فضای کسب و کار کشور داشته باشد. در یک بیان ساده و صریح، می‌توان اذعان داشت که بخش قابل توجهی از مقتضیات رشد اقتصادی هر کشور در گرو فضای کسب و کار مناسب در آن کشور است. سیاست پولی انبساطی منجر به افزایش درآمد و افزایش نرخ تورم و کاهش نرخ بهره حقیقی می‌شود، تحت چنین شرایطی نمی‌توان انتظار داشت که افراد به صورت

یکسانی تحت تاثیر این تغییرات قرار گیرند. انبساط پولی منجر به عایدی‌هایی از طریق کار و سود می‌شود. بعید به نظر می‌رسد که توزیع این عایدی بین افراد برابر باشد. برخی از عوامل به طور نامتناسب سود می‌برند، و برعکس، برخی از آن‌ها در شرایط نسبی دچار زیان می‌شوند. این کانال عایدی‌های ناهمگن[1] سیاست پولی است. از طرف دیگر تورم پیش‌بینی نشده منجر به تغییر ارزش اسمی مانده نقدی نگهداری شده می‌شود به طوری که قرض‌دهندگان زیان کرده و قرض‌گیرندگان در این شرایط سود می‌کنند، این رویکرد بیانگر کانال فیشر[2] می‌باشد (آیوکلرت[3]، ۲۰۱۶).

رویکرد مورد استفاده در این مطالعه نحوه شکل‌گیری انتظارات کارگزاران اقتصادی ناهمگن بوده و در چارچوب مدل هاگت (۱۹۹۳) و آیاگاری (۱۹۹۴) با لحاظ ناقصی بازارها و محدودیت در استقراض خانوارها، اثرات شوک‌های سیاستی و سیاست پولی بهینه مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نوآوری مطالعه حاضر در این می‌باشد که علاوه بر بررسی اثرات توزیعی سیاست پولی به بررسی نقش شاخص کسب و کار (حقوق مالکیت فکری) بر بخش حقیقی اقتصاد با رویکرد کارگزاران ناهمگن اقتصادی پرداخته می‌شود. زمانی که ویژگی ناهمگنی در رفتار کارگزاران اقتصادی مطرح می‌شود قضیه مربوط به بازارهای دارایی‌های ارو – دبرو موجودیت خود را از دست می‌دهد. قضیه دارایی ارو – دبرو مربوط به شرایط اطمینان کامل و بازارهای رقابتی در اقتصاد است. در این شرایط مجموعه‌ای از قیمت‌ها وجود دارد که در آن تقاضای کل و عرضه کل برای هر کالایی در اقتصاد برابر و مساوی خواهد شد. این قضیه یکی از ویژگی‌های مهم مطرح شده در مدل‌های تعادل عمومی است. ویژگی ناهمگنی در مدل‌های کلان اقتصادی منجر به این می‌شود که بازارها به صورت ناقص در تسویه قیمت عمل کنند. در این شرایط، مدل‌های اقتصاد خردی مربوط به مصرف و پس‌انداز موضوعیت بیشتری خواهند داشت.

سوال اصلی این تحقیق آن است که سیاست بهینه پولی تحت شرایط ناهمگنی کارگزاران اقتصادی به چه صورتی می‌باشد و اثرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد چگونه است.

ساختار مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در ادامه و در بخش دوم به مروری بر ادبیات نظری پرداخته می‌شود و مروری بر مطالعات پیشین داخلی و خارجی صورت می‌گیرد. در بخش سوم مدل تحقیق و نحوه حل مدل با انتظارات ناهمگن تشریح می‌شود. در بخش چهارم نتایج

[1]. Earnings Heterogeneity Channel
[2]. Fisher Channel
[3]. Auclert (2016)

حاصل از برآورد مدل و محاسبه پارامترهای مدل گزارش می‌شود. در نهایت در بخش انتهایی مقاله به ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

ادبیات سیاست پولی اخیرا به اهمیت ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در انتقال سیاست پولی اشاره می‌کند (آیوکلرت، ۲۰۱۶). لحاظ کارگزاران ناهمگن در مدل کینزین‌های جدید بینش جدیدی را در ارتباط با بازتوزیع سیاست پولی نسبت به درک از سیکل‌های تجاری ارائه کرده است. ادبیات جدید بیانگر درک سیاستی در مورد سیاست پولی بهینه تحت شرایط و فروض بسیار خاصی می‌باشد. مشکلات مربوط به تحلیل‌های سیاست پولی بهینه از این حقیقت برگرفته شده است که در مدل‌های کینزین‌های جدید مبتنی بر رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی موقعیت اقتصاد به وسیله توزیع ثروت – درآمد توصیف می‌شود (نئنو و توماس، ۲۰۱۷)[1].

بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی در الگوی کارگزاران ناهمگن نسبت به حالتی که در آن رفتار کارگزاران به صورت نوعی و یکسان در نظر گرفته می‌شود، نتایج متفاوتی را به همراه دارد. مطالعات اخیر در مورد این موضوع، به روشنی بیان می‌دارد که الگوهای انتظارات مختلف در اقتصاد، پاسخ متفاوتی به شوک‌های پولی می‌دهند. نتایج حاصل از این نوع بررسی‌ها، کاربردهای مهمی در مدیریت اقتصاد کلان دارد. به عنوان نمونه بانک مرکزی برای اینکه عملکرد بهتری در ارتباط با بخش‌های مختلف داشته باشد، مجبور است این نتایج مطالعات را مد نظر قرار دهد. با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران می‌توان گفت سیاست پولی باید اثرات توزیعی قوی‌تری نسبت به حالت رفتار همگن کارگزاران روی اقتصاد داشته باشد.

بر اساس دیدگاه کینزی در مدل‌های پایه کینزی جدید، شیب تقاضای کل و یا مخارج برنامه‌ریزی شده دارای شیبی نزدیک به صفر می‌باشد. به عبارت دیگر مصرف حساسیت کمی به درآمد جاری دارد. سمت تقاضا در مدل‌های کینزی جدید به صورت آهسته در پی پاسخ به چالش پیش آمده در مورد تفاوت نظری و تجربی در مورد اثر گذاری سیاست پولی و اثرات توزیعی آن می‌باشد. رویکرد جدید مطرح شده تحت عنوان مدل کینزی جدید با کارگزاران ناهمگن[2] (HANK)

[1]. Nuno and Thomas (2017)
[2]. Heterogeneous Agent New Keynesian Models

توسط کاپلان، مول و ویولنت[1] (۲۰۱۵) در پی پاسخ به تفاوت بوجود آمده در حوزه تجربی و نظری در مورد اثرگذاری سیاست پولی در دیدگاه کینزین‌های جدید می‌باشد.

ایده اصلی این دیدگاه در زمینه اثرگذاری سیاست پولی قابل تجزیه به دو بخش می‌باشد. بخش اول شامل اثر مستقیم بوده که بیانگر اثر جانشینی بین زمانی می‌باشد. بخش دوم شامل اثر غیر مستقیم بوده که متشکل از رشد تولید از طریق اثر تعادل عمومی است. اثر مستقیم بیانگر این می‌باشد که با کاهش در نرخ بهره خانوارها کمتر پس انداز می‌کنند و بیشتر قرض می‌گیرند که این امر منجر به افزایش در میزان مصرف آن‌ها می‌شود. اثر غیر مستقیم سیاست پولی از طریق تعادل عمومی محاسبه می‌شود. این اثر بیانگر این می‌باشد که با کاهش در نرخ بهره مصرف از طریق افزایش در تقاضای نیروی کار و به تبع آن افزایش در درآمد نیروی کار افزایش می‌یابد. کاپلان و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند که اغلب مدل‌های مبتنی بر رفتار همگن کارگزاران در توضیح‌دهندگی اثرات کلی سیاست پولی مبتنی بر جانشینی بین زمانی عمل می‌کنند. این در حالی است که توضیح‌دهندگی رفتار سیاست پولی توسط اثر تعادل عمومی در دیدگاه HANK حدود ۸۰ درصد می‌باشد (آیوکلرت، ۲۰۱۶).

ساده‌ترین رویکرد مطرح شده در مدل مبتنی بر عامل حالت دو کارگزار[2] (TANK) می‌باشد. این کارگزاران شامل گروهی با رفتار عقلائی برای بهینه‌یابی و گروهی دیگر با رفتار مبتنی بر قواعد سرانگشتی می‌باشند که بخش زیادی از درآمد قابل تصرف خود را مصرف می‌کنند. در این مدل‌ها چنانچه افرادی که به صورت قواعد سرانگشتی عمل می‌کنند تعداد قابل توجهی باشد، مخارج دولت می‌تواند اثرات تکاثری مثبتی بر مصرف بخش خصوصی داشته باشد. مطالعات اولیه صورت گرفته توسط بولی (۱۹۸۳)، هاگت (۱۹۹۳) و آیاگاری (۱۹۹۴) با مشخصه بازارهای ناقص، عدم اطمینان و ناهمگنی افراد مبنای تحلیل سیاستی در مدل‌های اقتصاد کلان برای کارگزاران ناهمگن بوده است. از آن‌جا که در این مدل‌ها رفتار و تصمیم‌گیری افراد به صورت ناهمگن صورت می‌گیرد، آثار توزیعی سیاست پولی متفاوت می‌باشد و این موضوع تحت شرایط نوع شکل‌دهی انتظارات متفاوت است. در تحلیل آثار توزیعی سیاست پولی باید این نکته را در نظر گرفت که افراد همیشه از یک استراتژی و الگوی رفتاری ثابت استفاده نمی‌کنند. آن‌ها ممکن است در زمان‌های مختلف الگوی رفتاری متفاوتی در شکل‌دهی انتظارات خود داشته باشند.

---

[1]. Kaplan, Moll and Violante (2015)

[2]. Two Agent New Keynesian (TANK)

بنابراین با استفاده از روش مدل مبتنی بر کارگزاران ناهمگن، سیاست‌گذاران می‌توانند رفتار افراد را تحت شرایط مختلف بررسی کرده و پیامدهای کمی آن‌ها را بررسی کنند (مول، ۲۰۱۸)[1].

در رویکرد مبتنی بر رفتار ناهمگن کارگزاران، مصرف بخش خصوصی نسبت به درآمد جاری حساس می‌باشد. زمانی که بنگاه‌ها در بهره‌وری تولید خود متفاوت می‌باشند، سرمایه‌گذاری و استخدام نیروی کار آن‌ها نیز کاملاً متفاوت خواهد بود. در مدل مبتنی بر کارگزاران ناهمگن، بردار وضعیت اقتصاد شامل بنگاه‌ها و خانوارهایی می‌باشد که به دنبال تصمیم‌گیری برای تعیین قیمت و نگهداری دارایی‌های متنوع از لحاظ نقدشوندگی هستند[2].

مطالعات تجربی صورت گرفته بیانگر این می‌باشد که در مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران نوعی در مدل‌های کینزین جدید مصرف حساسیت کمی به تغییرات در نرخ بهره داشته است[3]. در این مطالعات اشاره شده است که دلیل این امر الزاما نمی‌تواند پایین بودن کشش جانشینی بین زمانی باشد بلکه می‌تواند به دلیل عملکرد سایر جنبه‌های اثر سیاست پولی باشد. مطالعات صورت گرفته بر مبنای سبد دارایی خانوارها با استفاده از داده‌های خرد، نشان داد که سهم قابل توجهی از خانوارها تقریبا بخش ناچیزی (نزدیک به صفر) ثروت نقد[4] نگهداری می‌کنند و برای این خانوارها هزینه‌های قرض گرفتن بالا می‌باشد[5]. بنابراین این گروه از خانوارها در قید بودجه خود با محدودیت‌های پیچیده‌ای مواجه می‌باشند که منجر به این می‌شود که حساسیت مصرف آن‌ها نسبت به نرخ بهره اندک باشد. ویسینگ و یورگنسون[6] (۲۰۰۲) بیان می‌کنند خانوارهایی که دارایی نگهداری نمی‌کنند واکنشی هم به تغییرات در نرخ بهره نخواهند داشت. از سوی دیگر مدل‌های استاندارد مصرف بیان می‌کند که کاهش در نرخ بهره اثرات درآمدی منفی برای خانوارهای ثروتمند دارد. مطالعه صورت گرفته توسط دیاز و همکاران[7] (۲۰۱۱) بیانگر این بود که نابرابری شدیدی در نگهداری ثروت و ترکیب ثروت در بین خانوارها وجود دارد.

در مدل‌های مبتنی بر رفتار کارگزاران نوعی (RANK) و مدل‌های مبتنی بر رفتار ناهمگن کارگزاران (HANK) میزان اثرگذاری مستقیم و غیر مستقیم سیاست پولی کاملا متفاوت می‌باشد. به طوری که در مدل‌های مبتنی بر RANK اثر غیر مستقیم ناشی از کشش جانشینی بین زمانی

---

1. Moll (2018)
2. Winberry (2018)
3. Campbell and Mankiw (1989); Yogo (2004); Canzoneri, Cumby, and Diba (2007)
4. Liquid Wealth
5. Kaplan, Violante and Weidner (2018)
6. Vissing and Jorgensen
7. Díaz et al (2011)

قوی‌تر بوده و در مدل‌های مبتنی بر HANK اثر تعادل عمومی قوی‌تر است. رفتار مصرفی متفاوت افراد در این دو رویکرد مبتنی بر ریسک پوشش داده نشده، هموجودی[1] دارایی‌های نقد و غیر نقد در سبد دارایی، بازدهی متفاوت دارایی و میل نهائی به مصرف متفاوت خانوارها می‌باشد که منجر به ایجاد خانوارهای فقیر و ثروتمند "انگشت به دهن[2]" می‌شود. این در حالی است که طبقه‌بندی رفتار این گروه از خانوارها می‌تواند به صورت عقلائی و یا شبه عقلائی صورت گیرد. این گروه از خانوارها به شدت نسبت به شوک درآمدی ناشی از کار حساس می‌باشند اما حساسیت شدیدی به تغییرات در نرخ بهره ندارند.

در مدل مبتنی بر کارگزار نوعی کینزین جدید[3] (RANK) تابع مطلوبیت به صورت ریسک‌گریزی نسبی با پارامتر $\gamma > 0$ در نظر گرفته می‌شود و نرخ تنزیل آتی $\rho \geq 0$ می‌باشد. بنگاه نوعی، تولید خود را مبتنی بر نیروی کار انجام می‌دهد. قیمت کالاها و دستمزد کاملاً چسبنده می‌باشد. در این مدل خانوارها معادل T یارانه دریافت می‌کنند. هر خانوار می‌تواند در نرخ بدون ریسک r اوراق دولتی را خریداری و پس‌انداز کند. مقدار اوراق قرضه دولتی نگهداری شده در ابتدای دوره برابر با B_0 می‌باشد. در این شرایط معادله اویلر مصرف برای خانوار برابر با $\frac{\dot{C}_t}{C_t} = \frac{1}{\gamma}(r_t - \rho)$ است. دولت نیز مقادیر مخارج و درآمدهای خود را به گونه‌ای تنظیم می‌کند که قید بودجه بین دوره‌ای خود را تامین نماید. با توجه به اینکه در این مدل قیمت ثابت می‌باشد تنظیم نرخ بهره برای سیاست پولی بهینه به صورت $r_t = \rho + e^{\eta t}(r_0 - \rho)$ است. به طوری که $\eta >$ 0 بیانگر معکوس میانگین نرخ بهره می‌باشد. بنابراین اثرات کلی سیاست پولی بر مصرف از طریق معادله اویلر به این صورت می‌باشد $\frac{dlogC_0}{dr_0} = -\frac{1}{\gamma\eta}$. واکنش مصرف به سیاست پولی زمانی زیاد می‌باشد که کشش جانشینی بین زمانی مصرف بالا بوده و یا ماندگاری سیاست پولی از طریق پارامتر η کم باشد. اثر مستقیم سیاست پولی عبارتست از تاثیر تغییر در نرخ بهره بر مصرف و اثر غیر مستقیم سیاست پولی عبارتست از تاثیر درآمد بر مصرف. در این مدل بیشترین سهم اثرگذاری سیاست پولی از طریق اثر مستقیم اندازه‌گیری می‌شود. اما چنان‌چه مدل با لحاظ کارگزاران ناهمگن کینزین جدید (HANK) مورد محاسبه و برآورد قرار گیرد می‌توان اثرگذاری سیاست پولی را از طریق اثر مستقیم و غیر مستقیم محاسبه کرد و نشان داد که این شدت اثرگذاری بستگی به نرخ جانشینی بین زمانی مصرف و نرخ تنزیل ذهنی دارد. در ادامه به تجزیه اثرات شوک سیاست

[1]. Coexistence
[2]. Hand to Mouth
[3]. Representative Agent New Keynesian (RANK)

پولی بر مصرف به تفکیک اثر مستقیم و غیر مستقیم بر اساس جانشینی بین زمانی و تعادل عمومی پرداخته شده است.

$$dC_0 = \underbrace{\int_0^{\infty} \frac{\partial C_0}{\partial r_t} dr_t dt}_{direct\ response\ to\ r} + \underbrace{\int_0^{\infty} \frac{\partial C_0}{\partial Y_t} dY_t dt}_{indirect\ effects\ due\ to\ Y}$$

این معادله بیانگر این موضوع می‌باشد که مصرف خانوار به نرخ بهره و درآمد واکنش نشان می‌دهد. زمانی که مسیر زمانی نرخ بهره در نظر گرفته شود، تجزیه اثر نرخ بهره بر مصرف به صورت زیر است:

$$-\frac{dlogC_0}{dr_0} = \frac{1}{\gamma\eta}\left[\frac{\eta}{\rho+\eta} + \frac{\rho}{\rho+\eta}\right]$$

این معادله بیانگر این می‌باشد که اثر نرخ بهره بر مصرف بستگی به نرخ تنزیل و میانگین نرخ بازگشت دارد. مقادیر بالاتر نرخ تنزیل دلالت بر کم بودن اثر مستقیم و بیشتر بودن اثر تعادل عمومی می‌باشد. این موضوع بیانگر این می‌باشد که میل نهائی به مصرف ناشی از درآمد جاری برابر با نرخ تنزیل است. علاوه بر این مقادیر میل نهائی به مصرف به ازای مقادیر بالاتر η کم می‌باشد، که بیانگر این موضوع است اثر نرخ بهره بر بخش دائمی درآمد نیروی کار افزایش می‌یابد. این امر نشان می‌دهد که اثرات غیر مستقیم سیاست پولی بسیار اندک می‌باشد.

$$C_0 = \bar{C} exp\left(-\frac{1}{\gamma}\int_0^{\infty}(r_t - \rho)dt\right).\ r_t = \rho e^{-\eta t}(r_0 - \rho)$$

$$\frac{dlogC_0}{dr_t} = -\frac{1}{\gamma\eta}$$

این موضوع را می‌توان برای زمانی که بدهی دولت صفر نباشد و اوراق دولتی وجود داشته باشد تعمیم داد. در این صورت تاثیر نرخ بهره بر مصرف به صورت زیر است:

$$dC_0 = \underbrace{\int_0^{\infty} \frac{\partial C_0}{\partial r_t} dr_t dt}_{direct\ response\ to\ r} + \underbrace{\int_0^{\infty} \left(\frac{\partial C_0}{\partial Y_t} dY_t + \frac{\partial C_0}{\partial T_t} dT_t\right) dt}_{indirect\ effects}$$

در این شرایط با لحاظ مالیات/پرداخت انتقالی دولت تجزیه اثر نرخ بهره بر مصرف به صورت زیر است:

$$-\frac{dlogC_0}{dr_0}=\frac{1}{\gamma\eta}\left[\underbrace{\frac{\eta}{\rho+\eta}\left(1-\rho\gamma\frac{B_0}{\bar{Y}}\right)}_{direct\ response\ to\ r}+\underbrace{\frac{\rho}{\rho+\eta}}_{indirect\ effects\ due\ to\ Y}+\underbrace{\frac{\eta}{\rho+\eta}\rho\gamma\frac{B_0}{\bar{Y}}}_{indirect\ effects\ due\ to\ T}\right]$$

لحاظ اوراق دولتی در مدل منجر به کاهش اثر مستقیم سیاست پولی می‌شود، دلیل این امر این می‌باشد که اکنون خانوارها دارای مقداری ثروت می‌باشند و از طرفی با یک اثر درآمدی منفی مواجه شده‌اند. بالا بودن نسبت بدهی دولت به GDP در مدل مبتنی بر کارگزار نوعی منجر به کاهش در اثر مستقیم می‌شود.

در مدل مبتنی بر رفتار ناهمگن کارگزاران تاثیر سیاست پولی بر مصرف به صورت زیر تفکیک می‌شود.

$$dC_0=\underbrace{\int_0^\infty\frac{\partial C_0}{\partial r_t^b}dr_t^b dt}_{direct\ response\ to\ r}+\underbrace{\int_0^\infty\left(\frac{\partial C_0}{\partial w_t}dw_t+\frac{\partial C_0}{\partial r_t^a}dr_t^a+\frac{\partial C_0}{\partial \tau_t}d\tau_t+\frac{\partial C_0}{\partial T_t}dT_t\right)dt}_{indirect\ effects}$$

بخش اول بیانگر اثرگذاری مستقیم تغییر در بازدهی دارایی نقد می‌باشد و بخش دوم مربوط به دستمزد، بازدهی غیر نقد و سیاست مالی است. چنانچه نرخ مربوط به دارایی نقد (اوراق دولتی) وارد قید بودجه دولت شود خانوارها به تغییرات در نرخ بهره واکنش نشان می‌دهند. اثر مستقیم خود شامل دو بخش اثر جانشینی و اثر درآمدی است. زمانی که بازدهی دارایی نقد کاهش می‌یابد جانشینی بین زمانی منجر به این می‌شود که خانوارهای انگشت به دهان مصرف خود را افزایش دهند، این امر منجر به افزایش تقاضا برای کالاها شده و به تبع آن تقاضا برای نیروی کار توسط بنگاه‌های واسطه‌ای افزایش می‌یابد که به دنبال آن دستمزد افزایش می‌یابد. زمانی که بازدهی دارایی غیر نقد تغییر می‌کند، منجر به این می‌شود که خانوارها توازن سبد دارایی خود را از

دارایی‌های غیر نقد به دارایی‌های نقد تغییر دهند. در نهایت تغییر در نرخ بازپرداخت بدهی دولت از طریق اوراق دولتی و درآمدهای مالیاتی منجر به تغییر در میزان مصرف خانوارها می‌شود.

نئنو و مول (۲۰۱۷) به بررسی سیاست پولی بهینه با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن پرداختند. نتایج بدست آمده بیانگر این بود که تحت شرایط صلاحدیدی تورش تورمی ناشی از سیاست پولی و سیاست‌های توزیع درآمدی رخ می‌دهد، در این شرایط افرادی که بدهکار باشند و دارای مطلوبیت نهائی ناشی از مصرف بالاتری باشند بیشتر منتفع می‌شوند. تحت شرایط تعهدی، تورش تورمی کمتری رخ داده و اثرات توزیعی ناشی از سیاست پولی کمتر رخ می‌دهد. بارتولمئو و همکاران[1] (۲۰۱۵) سیاست پولی بهینه با وجود انتظارات ناهمگن را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه اشاره شده است که وجود رفتار عقلائی، شبه عقلائی و انتظارات تطبیقی در مدل سیاست پولی بانک مرکزی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه نشان داد که مقامات پولی به منظور کاهش نابرابری در مصرف در افرادی که دارای انتظارات متفاوتی می‌باشند باید تغییرات انتظارات در بین گروه‌های مختلف را حداقل کنند. خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی الگوی رفتاری کارگزاران ناهمگن و سیاست پولی بهینه پرداختند. نتایج مطالعه حاضر در مورد توزیع ثروت و میل نهائی به مصرف از دو جهت قابل بررسی می‌باشد. این دو بخش شامل شوک‌های درآمدی نامطمئن و دارایی‌های متنوع با درجه نقدشوندگی متفاوت و بازدهی‌های مختلف است. در مدل طراحی شده، اثرات غیر مستقیم ناشی از سیاست پولی پیش‌بینی نشده از طریق یک رویکرد تعادل عمومی بر تقاضای نیروی کار بررسی شد. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که در رویکرد کارگزاران نوعی کینزین جدید نسبت به مدل کارگزاران ناهمگن کینزین جدید قضیه برابری بدهی ریکاردویی برقرار نبوده و واکنش سیاست مالی به سیاست پولی نکته کلیدی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست پولی می‌باشد. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیانگر آن بود که تحت شرایط صلاحدیدی، تلاش مقام پولی برای توزیع مجدد ثروت به سمت خانوارهای قرض گیرنده که دارای مطلوبیت نهائی بالاتری از خالص ثروت می‌باشند، منجر به تغییرات در تورش تورمی می‌شود. این در حالی است که تحت شرایط قاعده، سیاست پولی دارای اثرات توزیعی کمتری در درآمد بوده و بیشتر منجر به تورش تورمی می‌شود. خلیلی عراقی و گودرزی (۱۳۹۵) به بررسی پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. چنانچه متغیری در اثر وارد شدن یک شوک از

[1]. Bartolomeo (2015)

روند میانگین خود منحرف شده و برای مدتی طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری بادوام، پایدار و یا ماندگار است. در شرایط پایداری تورم، انتظارات تورمی عاملان اقتصادی گذشته نگر می‌شود لذا بانک مرکزی می‌بایست به منظور افزایش اعتبار و مقبولیت سیاست‌های خود، انتظارات تورمی را مطابق با فرآیند آینده‌نگر هدایت کرده و در عین حال نسبت به تعدیل تدریجی آن با احتیاط و اما پیوسته اقدام کند، زیرا در این حالت اجرای روش هدف‌گذاری تورم به منظور کاهش تورم، بدون هزینه نیست و اعتبار سیاست ضد تورمی بلافاصله به دنبال اتخاذ هدف تورمی حاصل نمی‌شود. در این مقاله به تحلیل و بررسی سیاست پولی در کشور پرداخته شده تا به تبع آن ماندگاری و پایداری تورم با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج نشان داد با توجه به این موضوع که انتظارات تورمی افراد در کشور عامل بسیار مهمی در ماندگاری تورم می‌باشد در صورتی که نرخ تورم کاهش یابد به دلیل ماندگاری و پایداری در تورم، کاهش نرخ تورم در بلندمدت رخ می‌دهد همچنین بانک مرکزی می‌تواند با وجود رفتار ناهمگن کارگزارن اقتصادی و پایداری تورم با اتخاذ قاعده هدف‌گذاری تورم داخلی علاوه بر کنترل تورم، تولید داخلی را در سطح تولید طبیعی تثبیت کرده که لازمه آن این می‌باشد که مقام پولی دارای شهرت و اعتبار نزد کارگزاران اقتصادی باشد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

پویایی‌های سنتی در تحلیل سیاست پولی منجر به توزیع اولیه در نقطه تعادل پایدار در تورم صفر می‌شود. این در حالی است که تحت شرایط صلاحدید، تورم مثبتی وجود دارد اما اثرات معنی‌داری بر نرخ‌های حقیقی ندارد. اما تحت شرایط تعهد از طریق تورم‌های آتی منجر به کاهش اولیه در نرخ‌های حقیقی می‌شود. شرایط صلاحدیدی نسبت به شرایط قاعده‌مند هزینه‌های رفاهی مرتبه اول برای سرمایه‌گذاران و قرض‌گیرندگان ایجاد می‌کند[1]. در این مطالعه از الگوی مبتنی بر عامل مطرح شده توسط هاگت و آیاگاری استفاده می‌شود.

[1]. Meh, Ríos-Rull and Terajima (2010), Gornemann, Kuester and Nakajima (2012), McKay, Nakamura and Steinsson (2015), Challe, Matheron, Ragot and Rubio-Ramírez (2015), Luetticke (2015), Auclert (2015), and Kaplan, Moll and Violante (2016)

خانوارها

در مدل طراحی شده برای کارگزاران ناهمگن (HANK) برای بخش خانوار فرض می‌شود که آن‌ها مواجه با شوک‌های مختص[1] بهره‌وری کار (Z) بوده و از طرفی بخشی از ثروت خود را به صورت دارایی‌های نقد (b) و بخش دیگر را به صورت دارایی‌های غیر نقد (a) نگهداری می‌کنند. در این مدل خانوارها از مصرف و فراغت مطلوبیت کسب کرده، کار کردن برای آن‌ها عدم مطلوبیت داشته و از نگهداری سپرده‌های بانکی غیر نقد مطلوبیت کسب می‌کنند.

$$\max_{\{c_t.l_t.d_t\}_{t\geq 0}} E_0 \int_0^{\infty} e^{-(\rho+\lambda)}\, u(c_t.l_t.d_t)dt \qquad (۱)$$

در این مدل فرض می‌شود که خانوارها امکان قرض گرفتن دارایی‌های نقد تا میزان $\underline{b}$ در نرخ بهره $r_t^{b-} = r_t^b + \kappa$ را دارند. در این رابطه κ بیان‌گر نرخ برون‌زای بین قرض‌گیری و قرض‌دهی است. دارایی نوع a_t غیر نقد است و نیازمند پرداخت هزینه‌ای توسط خانوار برای خارج کردن این نوع از دارایی از حساب غیر نقد می‌باشد. d_t بیان‌گر نرخ سپرده خانوارها، و $\chi(d_t.a_t)$ بیان‌گر هزینه جاری مربوط به سپرده‌گذاری در نرخ d_t است. بنابراین قیدهای خانوار در این مدل به صورت زیر است.

$$\begin{aligned}
&\dot{b}_t = r_t^b(b_t)b_t + w_t z_t l_t + T_t - \tau_t(w_t z_t l_t) - d_t - \chi(d_t.a_t) - c_t \qquad (۲)\\
&\dot{a}_t = r_t^a(1-w)a_t + d_t\\
&h_t = wa_t\\
&b_t \geq -\underline{b}
\end{aligned}$$

که در آن c_t مصرف کالاهای بی‌دوام، b_t دارایی‌های نقد شونده، z_t شوک بهره‌وری، l_t ساعات کار، τ_t و T_t مالیات بر درآمد و پرداخت انتقالی نیروی کار است، d_t سپرده‌های غیر نقد، χ تابع هزینه مبادلاتی، a_t دارایی‌های غیر نقد، $h_t = wa_t$ خدمات مربوط به خانوارها و $k_t = (1-w)a_t$ سرمایه موثر است.

[1]. Idiosyncratic

درآمد و دارایی‌های خالص

در این مدل فرض می‌شود که خانوارها در بازه $k\epsilon[0,1]$ طبقه بندی شده و دارایی اولیه آن‌ها در زمان t به میزان y_{kt} واحد از کالا می‌باشد به طوری که y_{kt} یک فرآیند دو مرحله‌ای پواسن دارد $y_{kt} \in \{y_1, y_2\}$ و $y_1 < y_2$. شدت انتقال از وضعیت اول به وضعیت دوم λ_1 و بلعکس آن برابر با λ_2 می‌باشد.

$$y_{kt} = z_{kt} \qquad (۳)$$

به طوری که z_{kt} یک شوک ناشی از خصوصیات سری متغیر می‌باشد. مبادله اسمی خانوارها در فضای تصادفی و همراه با اوراق بلندمدت با یکدیگر و افراد خارجی صورت می‌گیرد. همچنین فرض می‌شود که اوراق در طول زمان دارای عایدی بهره‌ای می‌باشد. اوراق قرضه صادر شده در زمان t دارای عایدی اسمی $\{\delta e^{-\delta(s-t)}\}_{s\in(t,\infty)}$ بوده است، به طور کلی یک واحد از پول داخلی ارزشی بیش از قیمت اوراق دارد. این امر دلالت بر این دارد که سبد دارایی اوراق خانوارها به وسیله عایدی اسمی پرداختی به صورت δA_{kt} می‌باشد. به طوری که δ نرخ خسارت[1]، و A_{kt} بیانگر ارزش اسمی سبد دارایی مبتنی بر اوراق می‌باشد. فرآیند تغییرات این ارزش به صورت زیر است:

$$dA_{kt} = (A_{kt}^{new} - \delta A_{kt})dt \qquad (۴)$$

به طوری که A_{kt}^{new} بیانگر ارزش اوراق جدید خریداری شده در زمان t می‌باشد. این مقدار برای خانوارها با مقدار منفی $(-)A_{kt}$ بیانگر بدهکار بودن آن‌ها می‌باشد. چنانچه Q_t بیانگر قیمت اسمی بازار برای اوراق باشد قید بودجه خانوار k به صورت زیر است:

$$Q_t A_{kt}^{new} = P_t(y_{kt} - c_{kt}) + \delta A_{kt} \qquad (۵)$$

به طوری که c_{kt} بیانگر مصرف خانوارها می‌باشد. با ترکیب دو معادله فوق پویایی مربوط به ارزش اسمی خالص ثروت بدست می‌آید:

[1]. Amortization Rate

$$dA_{kt} = \left(\frac{\delta A_{kt} + P_t(y_{kt} - c_{kt})}{Q_t} - \delta A_{kt}\right) dt \qquad (۶)$$

ارزش حقیقی خالص ثروت برابر با $a_{kt} \equiv A_{kt}/P_t$ است. پویایی مربوط به معادله ارزش حقیقی خالص ثروت از ترکیب معادله ۴ و ۸ بدست می‌آید.

$$da_{kt} = \left[\frac{\delta a_{kt} + y_{kt} - c_{kt}}{Q_t} - (\delta + \pi_t)a_{kt}\right] dt \qquad (۷)$$

به طوری که $\frac{\delta a_{kt} + y_{kt} - c_{kt}}{Q_t} = A_{kt}^{New}/P_t \equiv a_{kt}^{new}$ ارزش حقیقی اوراق جدید بدست آمده در دوره t می‌باشد. فرض می‌شود که هر خانوار مواجه با محدودیت قرض‌گیری برون‌زایی به صورت زیر است:

$$a_{kt} \geq \phi \qquad (۸)$$

به طوری که $\emptyset \leq 0$ می‌باشد.

خانوار دارای ترجیحاتی در مسیر مصرفی c_{kt} و تورم داخلی π_{kt} با نرخ تنزیل $\rho > 0$ به صورت زیر است:

$$E_0\left\{\int_0^\infty e^{-\rho t}[u(c_{kt}) - x(\pi_t)]dt\right\} \qquad (۹)$$

تابع مطلوبیت مصرف، کراندار و پیوسته می‌باشد که در آن $u' > 0, u'' < 0$ برای مقادیر $c > 0$ برقرار است. تابع عدم مطلوبیت تورم به صورت $x' > 0$ برای $\pi > 0$ و $x' < 0$ برای $\pi < 0$ می‌باشد. خانوار، مصرفی را انتخاب می‌کند که در هر نقطه زمانی حداکثرکننده رفاه باشد. تابع ارزش[1] خانوار در زمان t به صورت زیر است:

$$v(a, y) = \max_{\{c_s\}_{t=s}^{\infty}} E_t\left[\int_0^\infty e^{-\rho(s-t)} u(c_s, \pi_s) ds\right] \qquad (۱۰)$$

[1]. Value Function

نسبت به قید معادله حرکت خالص ثروت مطرح شده در معادله (۹) و محدودیت قرض‌گرفتن (۱۰). با خلاصه نویسی $v_{it}(a) = v(a, y_i)$ تابع ارزش خانوار در مقدار درآمد پایین (i=1) و درآمد بالا (i=2) معادله همیلتون – ژاکوبی – بلمن[1] (HJB) تابع فوق به شکل زیر می‌باشد:

$$\rho v_{it}(a) = \frac{\partial v_{it}}{\partial t} + \max_c \left\{u(c) - x(\pi_t) + s_{it}(a,c)\frac{\partial v_{it}}{\partial a}\right\} + \lambda_i\left[v_{jt}(a) - v_{it}(a)\right] \quad (۱۱)$$

برای $i, j = 1,2$ و $i \neq j$ به طوری که $s_{it}(a,c)$ تابع رانش و انتقال می‌باشد که به صورت زیر تعریف شده است:

$$s_{it}(a,c) = \frac{\delta a + y_i - c}{Q_t} - (\delta + \pi_t)a \quad (۱۲)$$

شرط مرتبه اول F.O.C برای مصرف به صورت زیر می‌باشد:

$$u'\left(c_{it}(a)\right) = \frac{1}{Q_t}\frac{\partial v_{it}(a)}{\partial a} \quad (۱۳)$$

به طوری که $c_{it}(a) \equiv c(a, y_i)$ است. بنابراین با افزایش در قیمت اوراق، مصرف خانوار افزایش یافته و با افزایش در شیب تابع ارزش، مصرف کاهش می‌یابد. یک قیمت بالای اوراق (هم ارز، عایدی پایین) انگیزه افزایش در مصرف و کاهش در پس‌انداز را بوجود می‌آورد. بر اساس ویژگی‌های بیان شده می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تابع ارزش خانوار به صورت اکیدا مقعر می‌باشد ($\frac{\partial u'}{\partial a} < 0$). بر این اساس با افزایش در خالص ثروت، مطلوبیت نهائی مصرف کاهش پیدا می‌کند. بنابراین می‌توان بیان کرد که مطلوبیت نهائی مصرف خانوارها بستگی به پارامترهای نرخ جانشینی بین زمانی و عکس میانگین نرخ بهره دارد. واکنش مصرف به سیاست پولی، زمانی زیاد است که کشش جانشینی بین زمانی مصرف بالا بوده و یا ماندگاری سیاست پولی از طریق پارامتر η کم باشد. اثر مستقیم سیاست پولی عبارت است از تأثیر تغییر در نرخ بهره بر مصرف و اثر غیر مستقیم سیاست پولی عبارت است از تأثیر درآمد بر مصرف. در این مدل بیشترین سهم اثرگذاری سیاست پولی از طریق اثر مستقیم اندازه‌گیری می‌شود. چنان‌چه مدل با لحاظ کارگزاران ناهمگن کینزین جدید مورد محاسبه و برآورد قرار گیرد می‌توان اثرگذاری سیاست پولی را از طریق اثر مستقیم و

[1]. Hamilton-Jacobi-Bellman

غیر مستقیم محاسبه کرد و نشان داد که این شدت اثرگذاری بستگی به نرخ جانشینی بین زمانی مصرف و نرخ تنزیل ذهنی دارد.

در بحث خانوار متغیرهای مصرف، عرضه نیروی کار، تقاضای اوراق قرضه و پول، نگهداری ثروت درون‌زا بوده و قیمت کالاها برای این بخش برون‌زا است.

سرمایه‌گذاران خارجی و بخش خارجی اقتصاد

خانوارها اوراق را با سرمایه‌گذاران خارجی ریسک خنثی مبادله می‌کنند که این سرمایه‌گذاران خارجی می‌توانند در موقعیت‌های بدون ریسک دیگر که دارای نرخ بازدهی حقیقی $\bar{r}$ می‌باشد سرمایه‌گذاری کنند. همان‌گونه که بیان شد اوراق می‌تواند دارای نرخ زیان δ باشد. سرمایه‌گذاران خارجی می‌توانند عایدی اسمی آتی اوراق خود بین زمانی که اوراق را خریداری می‌کنند تا زمانی که عایدی برای آن رخ دهد را با تورم داخلی تنزیل نمایند (همان کاهش ارزش پول داخلی). قیمت اسمی اوراق در زمان t به صورت زیر است:

$$Q_t = \int_0^{\infty} \delta e^{-(\bar{r}+\delta)(s-t)-\int_t^s \pi_u du} ds \qquad (۱۴)$$

با مشتق‌گیری نسبت به زمان داریم:

$$Q_t(\bar{r} + \delta + \pi_t) = \delta + \dot{Q}_t \qquad (۱۵)$$

دیفرانسیل جزئی از معادله (۱۵) قیمت‌گذاری اوراق اسمی ریسک خنثی را نشان می‌دهد. همچنین در این رابطه شرط مرزی $\lim_{T\to\infty} e^{-(\bar{r}+\delta)T-\int_0^T \pi_u du} Q_T = 0$ وجود دارد که اشاره به این موضوع دارد که در پایان دوره نباید ارزشی برای اوراق وجود داشته باشد. قیمت اوراق در تعادل پایدار مدل به صورت $Q_\infty = \frac{\delta}{\bar{r}+\delta+\pi_\infty}$ می‌باشد که در آن π_∞ نرخ تورم در شرایط تعادل پایدار است.

کشور داخلی از دو راه تحت تاثیر جهان خارج قرار می‌گیرد. یکی از طریق تجارت کالای مصرفی و دیگری از طریق بازارهای مالی بین‌المللی. در این‌جا متغیر حساب سرمایه با cap_t و متغیر حساب جاری با cur_t نمایش داده شده است. طبق تعریف، حساب سرمایه نمایان‌گر سطح بدهی خالص و حساب جاری است.

$$\mathrm{cap_t} = \left(\mathrm{d^f_{t+1}} - \mathrm{d^f_t}\right)\mathrm{Q_t} \quad (۱۶)$$

$$\mathrm{cur_t} = (\mathrm{ex_t} - \mathrm{Q_t im_t}) - \mathrm{r^f_t d^f_t Q_t} \quad (۱۷)$$

در این مدل فرض شده است که تراز پرداخت‌ها $\mathrm{bp_t}$ در تعادل باشد.

$$\mathrm{bp_t} = 0$$
$$\mathrm{bp_t} = \mathrm{cap_t} + \mathrm{cur_t}$$
$$0 = \mathrm{cap_t} + \mathrm{cur_t}$$

بر این اساس معادلات مربوط به تراز پرداخت‌ها به صورت زیر است:

$$0 = (\mathrm{ex_t} - \mathrm{Q_t im_t}) - \mathrm{r^f_t d^f_t Q_t}$$
$$\left(\mathrm{d^f_{t+1}} - \mathrm{d^f_t}\right)\mathrm{Q_t} = (\mathrm{ex_t} - \mathrm{Q_t im_t}) - \mathrm{r^f_t d^f_t Q_t}$$
$$\mathrm{d^f_{t+1}} = \left(1 + \mathrm{r^f_t}\right)\mathrm{d^f_t} - \left(\frac{\mathrm{ex_t}}{\mathrm{Q_t}} - \mathrm{im_t}\right)$$

روابط فوق در برگیرنده‌ی این مفهوم هستند که کشور داخلی جهت پوشش دادن پرداخت‌های بهره‌ای سررسید شده، بر حجم بدهی خارجی خود می‌افزاید که این امر موجب نقصان در تراز پرداخت‌ها می‌شود. نرخ بهره‌ی مربوط به بدهی خارجی به صورت متغیر برون‌زایی در نظر گرفته می‌شود که به میانگین جهانی نرخ بهره $\bar{r}^w$ و بدهی خارجی d_t^f (مقدار انحراف از حالت تعادلی آن) بستگی دارد. با فرض وجود جابجایی کامل سرمایه، در بلندمدت، میانگین نرخ بهره در جهان خارج برابر است با مقدار تعادلی داخل کشور و نرخ‌های بهره‌ی بدهی خارجی.

بنابراین: $\bar{r}^f = \bar{r}^w$

که در آن $\bar{r}^f$ مقدار تعادلی r^f است. جهت ایستا کردن، کشش نرخ بهره بدهی خارجی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\mathrm{r^f_t} = \bar{\mathrm{r}}^{\mathrm{f}} + \varphi(\mathrm{e}^{(\mathrm{d^f_t} - \bar{\mathrm{d}}^{\mathrm{f}})} - 1)$$

اضافه پرداخت بدهی کشور داخلی عبارتست از:

$$\mathrm{prem_t} = \varphi(\mathrm{e}^{(\mathrm{d^f_t} - \bar{\mathrm{d}}^{\mathrm{f}})} - 1)$$

که در آن $\bar{d}^f$ مقدار تعادلی d_t^f و φ یک پارامتر است. در این بخش نرخ بهره خارجی برای سرمایه‌گذار برون‌زا است.

کارآفرین خصوصی

در این مدل دو نوع کارآفرین برای لحاظ کردن شاخص‌های کسب و کار در نظر گرفته می‌شود که در آن لحاظ کردن حقوق مالکیت منجر به انگیزه بیشتر بنگاه‌ها برای تولید می‌شود. در این رویکرد بنگاه‌های کارآفرین با نرخ R_m استقراض می‌کنند. هر کارآفرین به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود می‌باشد. تابع مطلوبیت بنگاه به صورت زیر است:

$$\max E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t} \log(C_{s,t})\right] \quad (۱۸)$$

در این معادله β^{t} بیانگر نرخ تنزیل بین دوره‌ای می‌باشد. تابع تولید مورد استفاده بنگاه به صورت یک تابع کاب-داگلاس به صورت زیر است:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \quad (۱۹)$$

در این معادله A_t بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد.

$$\log(A_t) = \rho_1 w_t^A \log(A_{t-1}) + e_t^z \quad (۲۰)$$

به طوری که w_t^A معیاری برای درجه تولید ناشی از حقوق مالکیت فکری برای بنگاه کارآفرین می‌باشد. چنان‌چه $w_t^A = 1$ بیانگر رعایت کامل شاخص حقوق مالکیت فکری باشد، ρ_1 پارامتر خودهمبستگی تکنولوژی می‌باشد، e_t^z بیانگر فرآیند شوک حمایت از حقوق مالکیت فکری است که توسط دولت به صورت برون‌زا مشخص می‌شود.

قید بودجه مقابل بنگاه برای تصمیم‌گیری کارآفرین به صورت زیر است:

$$(1-\tau)(\omega_t^Y + e_t^Y)Y_t + Loan_t + (1-\delta)K_{t-1} - w_t L_t - Loan_{t-1}\frac{1+R_t}{1+\pi_t} - C_t - K_t - \left[\varphi_t\left(\frac{L_t}{L_{t-1}} - 1\right)K_t\right]^2 = 0 \quad (۲۱)$$

به طوری که $Loan_t$ بیانگر میزان استقراض بنگاه کارآفرین برای سرمایه‌گذاری، $\left[\varphi_t\left(\frac{L_t}{L_{t-1}} - 1\right)K_t\right]^2$ بیانگر هزینه‌های تعدیل نیروی کار، φ_t شاخص مربوط به درجه نسبی

اصطکاک، ω_t^Y معیاری برای حمایت از دارایی‌های مشهود، τ نرخ مالیات، و δ نرخ استهلاک می‌باشد.

مقدار تامین مالی بنگاه از طریق بانک به صورت زیر است:

$$Loan_{t-1}\frac{1+R_{t+1}}{1+\pi_t} = (m_t + e_t^m)K_t \qquad (۲۲)$$

به طوری که e_t^m بیانگر شوک مربوط به نسبت ارزش به وام m_t می‌باشد. در این مطالعه بنگاه‌های کارآفرین بر مبنای حمایت از حقوق مالکیت فکری و کسب تسهیلات و وام بانکی اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند.

بنگاه تولیدکننده نهائی در این مدل در شرایط رقابت کامل بوده که تابع تولید جمع‌گر به صورت پیوسته و برای مجموعه‌ای از نهاده‌های واسطه‌ای به صورت زیر می‌باشد.

$$Y = \left(\int_0^1 y_j^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\, dj\right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \qquad (۲۳)$$

به طوری که $\varepsilon > 0$ کشش جانشینی بین کالاها می‌باشد. حداقل سازی هزینه‌ها منجر به دستیابی به تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای به صورت زیر می‌شود:

$$y_{j.t} = \left(\frac{p_{j.t}}{P_j}\right)^{-\varepsilon}. \qquad P_t = \left(\int_0^1 p_{j.t}^{1-\varepsilon}\, dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۲۴)$$

تولیدکننده کالاهای واسطه به صورت رقابت انحصاری عمل می‌کند که تابع تولید و هزینه نهائی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$y_j = Zk_j^{\alpha}n_j^{1-\alpha}. \quad m = \frac{1}{z}\left(\frac{r_t^k}{\alpha}\right)^{\alpha}\left(\frac{w}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \qquad (۲۵)$$

تولیدکننده واسطه‌ای سرمایه را در نرخ r_t^k اجاره کرده و برای نیروی کار دستمزد w پرداخت می‌کند. هر تولیدکننده واسطه‌ای قیمت خود را بر مبانی حداکثرسازی سود بر اساس هزینه تعدیل قیمت بر اساس روش روتمبرگ (۱۹۸۲) تعیین می‌کند. تنظیم قیمت بر اساس تابع تعدیل هزینه غیرخطی به صورت زیر می‌باشد.

$$\Phi\left(\frac{\dot{p}}{p}\right)=\frac{\theta}{2}\left(\frac{\dot{p}}{p}\right)Y \qquad (۲۶)$$

با استفاده از تابع سود بنگاه و تعیین قیمت حداکثرکننده سود می‌توان منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را بدست آورد:

$$\left(r^{\alpha}-\frac{\dot{Y}}{Y}\right)=\pi=\frac{\xi}{\theta}(m-\bar{m})+\dot{\pi}.\ \bar{m}=\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \qquad (۲۷)$$

ترکیب مربوط به دارایی‌های نقد و غیر نقد در ثروت خانوار به این صورت می‌باشد که سرمایه‌گذاری می‌تواند در دو دارایی صورت گیرد که شامل سرمایه (k_t) و سهم سهام از کل سبد دارایی بنگاه‌های واسطه (s_t) می‌باشد. بنابراین پویایی‌های مربوط به سرمایه و سهام به صورت زیر است:

$$k_t=q_t s_t=\left(r_t^k-\delta\right)k_t+\Pi_t s_t+d_t \qquad (۲۸)$$

در نهایت نرخ بازدهی ناشی از سرمایه و سهام در تعادل برابر است با:

$$\frac{\Pi_t+\dot{q}_t}{q_t}=r_t^k-\delta=:r_t^a \qquad (۲۹)$$

دولت

قید بودجه بین دوره‌ای دولت با در نظر گرفتن مخارج دولت (G)، پرداخت‌های انتقالی (T)، نرخ مالیات (τ) اوراق دولتی (B) به صورت زیر می‌باشد.

$$G+T+r^bB=\tau\int wzf(a.d.z)d\mu \qquad (۳۰)$$

تولید نفت به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\frac{y_t^o}{y^o}=\left(\frac{y_{t-1}^o}{y^o}\right)^{\rho_{yo}}e^{\varepsilon_t^{yo}} \qquad (۳۱)$$

به طوری که $\rho_{yo}<1$ و $\varepsilon_t^{yo}\sim i.i.d.N(0,\sigma_{yo}^2)$ و بیانگر شوک وارد شده از ناحیه تولید نفت می‌باشد. همچنین فرض شده که تولید ایران در مقیاس با تولید جهانی کوچک می‌باشد و قیمت کالاهای واسطه ای P_t^{O*} (نسبت به کالاهای خارجی) دارای فرآیند برون‌زای زیر است:

$$\frac{P_t^{o*}}{P^{o*}} = \left(\frac{P_{t-1}^{o*}}{P^{o*}}\right)^{\rho_{yo}} e^{\varepsilon_t^{Po}} \quad (۳۲)$$

به طوری که $\varepsilon_t^{Po} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{Po}^2)$ شوک قیمت نفت می‌باشد. همچنین فرض شده است که قیمت نفت دارای یک فرآیند تصادفی به صورت گام تصادفی با رانش می‌باشد. تولید کشور بر اساس نفت به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$Y_t^o = s_t P_t^{O*} y_t^O \quad (۳۳)$$

سیستم بانکی

بانک به عنوان قرض‌گیرنده سپرده‌ها از خانوارها با نرخ R_d و ارائه وام و تسهیلات به بنگاه‌های کارآفرین با نرخ R_{loan} و همچنین میزان ذخایر قانونی b_t عمل می‌کند. همچنین سیستم بانکی به دولت با نرخ R_d قرض می‌دهد و می‌تواند اوراق دولتی را خریداری کند.

$$(Deposit_{1t} + Deposit_{2t})(1 - b_t) = Loan_t + Bound_t \quad (۳۴)$$

با توجه به قید سودآوری مقابل بانک به تعیین نرخ سود سپرده‌ها و نرخ تسهیلات پرداخته و میزان حاشیه سود تعیین می‌شود:

$$(Deposit_{1t-1} + Deposit_{2t-1})(R_d + Premium) = Loan_{t-1}R_{loan} + Bound_{t-1}R_d \quad (۳۵)$$

بانک مرکزی

در این مدل فرض می‌شود که بانک مرکزی از طریق کنترل رشد حجم پول در کشور در پی کنترل تورم می‌باشد. این عمل می‌تواند از طریق ابزارهای سیاستی از قبیل نرخ تسهیلات و سپرده‌ها و... صورت گیرد.

وضعیت اقتصاد در زمان t با توجه به تابع چگالی مشترک ثروت خالص و درآمد به صورت زیر می‌باشد:

$$f_t(a, y) \equiv \{f_t(a, y_i)\}_{i=1}^2 \equiv \{f_{it}(a)\}_{i=1}^2 \quad (۳۶)$$

چنانچه $s_{it}(a, c_{it}(a)) \equiv s_{it}(a)$ باشد انتقال ثروت خالص حقیقی فرد در سیاست مصرف بهینه رخ می‌دهد. پویایی‌های تابع چگالی درآمد- ثروت خالص بوسیله کلوموگروف آتی (KF)[1] به صورت معادله زیر می‌باشد:

$$\frac{\partial \mathrm{f_{it}}(a)}{\partial \mathrm{t}} = -\frac{\partial}{\partial \mathrm{a}}[s_{it}(a) f_{it}(a)] - \lambda_i f_{it}(a) + \lambda_j f_{jt}(a) \qquad (۳۷)$$

در ادامه فرض می‌شود که بانک مرکزی وزن‌های پارتویی را به هر خانوار در راستای حداکثرسازی رفاه می‌دهد. چنان‌چه مقام پولی اعتبار کافی برای تعهد مسیر آتی تورم (مساله رمزی[2]) داشته باشد و مساله سازگاری زمانی در تصمیم بانک مرکزی در مورد تورم جاری بهینه در وضعیت جاری اقتصاد (تعادل مارکوف – اشتاکلبرگ[3]) وجود داشته باشد می‌توان نقش سیاست پولی مبتنی بر قاعده و صلاحدید را مورد بررسی قرار داد.

همان‌گونه که در در بحث بهینه‌یابی بیان می‌شود تورم دوره جاری منجر به کاهش ارزش حقیقی اوراق نگهداری شده توسط خانوارها می‌شود و همچنین تورم آتی قیمت اسمی اوراق بلندمدت را کاهش می‌دهد. بر این اساس خانوارهای دارای جریان پس‌انداز مثبت اقدام به خرید اوراق جدید می‌کنند. بنابراین بانک مرکزی با تعهد به مسیر آتی تورم منجر به تغییر در حساب‌های خانوارها در مصرف و خریداری اوراق می‌شود. این در حالی است که سیاست پولی صلاحدیدی و اثرات تورمی آن تنها منجر به فعال شدن اثر فیشر می‌شود. فرض می‌شود که بانک مرکزی خیراندیش بوده و به دنبال حداکثرسازی رفاه کل اجتماع باشد. تابع رفاه اجتماعی به صورت زیر می‌باشد:

$$W_0 \equiv E_{f_0(a,y)}[v_0(a,y)] \qquad (۳۸)$$

معیار رفاهی فوق را می‌توان به صورت عبارت زیر نوشت:

$$W_0 = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} E_{f_{t(a,y)}}\big[u\big(c_t(a,y)\big) - x(\pi_t)\big]dt \qquad (۳۹)$$

1. Kolmogorov Forward
2. Ramsey Problem
3. Markov Stackelberg Equilibrium

حالت اول: چنان‌چه بانک مرکزی متعهد به مسیر تورمی $\{\pi_t\}_{t\in[0,\infty)}$ در زمان صفر باشد. مسیر تورم بهینه تابعی از توزیع اولیه $f_0(a,y)$ به صورت $\pi_t \equiv \pi^R[f_0(.),t]$ می‌باشد. تابع ارزش بانک مرکزی به صورت زیر است.

$$W^R[f_0(.) = \max_{\{\pi_t,Q_t,v_t(.),c_t(0),f_t(0)\}\in[0,\infty)} \int_0^\infty e^{-\rho t} E_{f_{t(a,y)}}\big[u\big(c_t(a,y)\big) - x(\pi_t)\big]dt \quad (۴۰)$$

با توجه به بهینه‌یابی‌های صورت گرفته بر اساس رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی، مقدار بهینه W^R و سیاست بهینه π^R تابع معمولی نیست اما به صورت تابعی می‌باشد که نقشه آن‌ها توزیع اولیه نامتناهی $f_0(.)$ در فضای R است. با حل مساله رمزی در مورد تورم بهینه می‌توان مسیر تورم را به صورت زیر استخراج کرد:

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}\big[Q_t(-a)u'\big(c_t(a,y)\big)\big] + \mu_t Q_t \quad (۴۱)$$

$$\frac{d\mu_t}{dt} = (\rho - \bar{r} - \delta - \pi_t)\mu_t - E_{f_{t(a,y)}}\big[-a^{new}(a,y)u'\big(c_t(a,y)\big)\big] \quad (۴۲)$$

معادله فوق بیانگر تورم بهینه تحت شرایط تعهد می‌باشد. بر این اساس عدم مطلوبیت نهائی تورم برابر با دو جزء می‌باشد. جزء اول $E_{f_t(.)}\{Q_t(-a)u'(c_t(.))\}$ بیانگر میانگین ارزش حقیقی بازاری خالص تعهدات خانوارها می‌باشد که بوسیله مطلوبیت نهائی مصرف خانوارها وزن داده شده است. بخش دوم در معادله فوق ارزش تعهد بانک مرکزی در زمان t می‌باشد. تحت شرایط تعهدی در حالت حدی $\rho \to \bar{r}$ نرخ تورم بهینه در شرایط تعادل پایدار به سمت صفر حرکت می‌کند.

حالت دوم: تحت شرایط صلاحدیدی، بانک مرکزی نمی‌تواند تعهدی برای تورم آتی بدهد. نرخ تورم در هر نقطه زمانی بستگی به مقدار تورم در هر زمان و توزیع ثروت – درآمد $\pi_t \equiv \pi^M[f_t(.)]$ دارد. تحت چنین شرایطی تابع ارزش مربوط به بانک مرکزی در زمان t به صورت زیر است:

$$W^M[f_t(.)] = \lim_{\Delta t\to 0} W^M_{\Delta t}[f_t(.)] \quad (۴۳)$$

$$W_{\Delta t}^{M}[f_0(.)] = \max_{\{\pi_t,Q_t,\nu_t(.),c_t(0),f_t(0)\}\in[t,t+\Delta t)} \int_t^{t+\Delta t} e^{-\rho(s-t)} E_{f_{s(a,y)}}\left[u\left(c_s(a,y)\right) - x(\pi_s)\right]ds + e^{-\rho\Delta t} W_{\Delta t}^{M}[f_{t+\Delta t}(.)] \quad (۴۴)$$

با حل معادله فوق نرخ تورم تحت شرایط صلاحدید به صورت زیر می‌باشد:

$$x'(\pi_t) = E_{f_{t(a,y)}}\left[Q_t(-a)u'\left(c_t(a,y)\right)\right] \quad (۴۵)$$

تحت شرایط صلاحدید تورم منجر به بازتوزیع ثروت می‌شود. بر این اساس تحت شرایط سیاست پولی صلاحدیدی منجر به تورش تورمی می‌شود. تورم بهینه در این شرایط همواره مثبت می‌باشد.

۴- برآورد الگوی تجربی تحقیق

در این بخش به حل عددی مدل تعادل پویا تحت سیاست بهینه بر اساس اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۸ پرداخته می‌شود. اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ می‌باشد، برای این منظور مدل مبتنی بر زمان پیوسته با کارگزاران اقتصادی ناهمگن حل می‌شود که برای این منظور از رویکرد مطرح شده توسط آیاگاری (۱۹۹۴)، آچدو و همکاران[1] (۲۰۱۷) و نئنو و مول[2] (۲۰۱۷) استفاده می‌شود. در این رویکرد سرعت محاسباتی امری مهم و ضروری می‌باشد و محاسبات سیاست‌های بهینه نیاز به چندین تکرار در زمان‌های طولانی دارد. قبل از تحلیل مسیر پویای اقتصاد تحت سیاست بهینه، مقادیر تعادل پایدار متغیرها محاسبه می‌شود. در جدول ۱ برخی از مهم‌ترین پارامترهای کالیبره شده گزارش شده است.

در ادامه به تحلیل عددی سیاست بهینه بوسیله محاسبات مقادیر تعادل پایدار در هر رژیم سیاست پولی تحت شرایط قاعده و صلاحدید پرداخته می‌شود. جدول ۲ بیانگر مقادیر تعادل پایدار تحت شرایط صلاحدید و قاعده می‌باشد. در شرایط تعهد تورم بهینه بلندمدت ۰/۲۳ و این در حالی است که تورم بهینه بلندمدت تحت شرایط صلاحدید ۵/۶۵ می‌باشد.

[1]. Achdou (2017)
[2]. Nuño and Moll (2017)

جدول ۱: کالیبره پارامترهای مدل پایه

پارامتر	مقدار	توصیف
$\bar{r}$	۰٫۰۳	نرخ بهره جهانی
ψ	۸٫۹	عدم مطلوبیت تورم مقیاس‌بندی شده
δ	۰٫۱۵	نرخ زیان اوراق
λ_1	۰٫۶۷	نرخ انتقال بیکاری به اشتغال
λ_2	۰٫۱۰	نرخ انتقال اشتغال به بیکاری
y_1	۰٫۶۵	درآمد نیروی کاری در وضعیت بیکاری
y_2	۱٫۱۲	درآمد نیروی کار در وضعیت اشتغال
ρ	۰٫۰۴	نرخ تنزیل
ϕ	−۲٫۸۹	محدودیت استقراض
β	۰٫۹۶	نرخ ترجیحات بین زمانی
σ	۱٫۱۶	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای
η	۲٫۸۹	عکس کشش نیروی کار
b	۱٫۰۷	عکس کشش تراز حقیقی
ω^{Y}	۰٫۸۷	درجه حمایت از حقوق مالکیت
τ	۰٫۱۲	نرخ مالیات کسب و کارهای کوچک
ρ_v	۰٫۵۵	ضریب فرآیند خودرگرسیون شوک پولی
ρ_m	۰٫۴۱	ضریب فرآیند خودرگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل پولی
ρ_{π^*}	۰٫۹۶	ضریب فرآیند خودرگرسیون تورم هدف

منبع: نتایج حاصل از برآورد محققین

جدول ۲: مقادیر تعادل پایدار برخی از پارامترهای مدل پایه تحت سیاست بهینه

	واحد	تعهد	صلاحدید
تورم	درصد	۰٫۲۳	۵٫۶۵
بازدهی اوراق	درصد	۲٫۴۳	۹٫۷۴
خالص دارایی	%GDP	−۶٫۳۲	−۰٫۴۲
دارایی‌های ناخالص (قرض دهندگان)	%GDP	۳۴٫۲۹	۴۱٫۷۶
بدهی ناخالص (قرض گیرندگان)	%GDP	۵۴٫۴۴	۴۱٫۶۰
تسهیلات اعطایی به کسب و کارهای کوچک	%GDP	۲۳٫۵۴	۴۵٫۴۶
حجم پول	%GDP	۱٫۲۵	۳٫۴۷

منبع: نتایج حاصل از برآورد محققین

توزیع ثروت خالص در بین کارگزاران ناهمگن در نگهداری دارایی‌ها و در بین خانوارها بر اساس ترجیحات متفاوت آن‌ها صورت می‌گیرد. در واقع توزیع ثروت بین خانوارها کلید اصلی تحلیل پویایی‌های تورم بهینه می‌باشد. در این بخش به بررسی اثرات سیاست پولی بر توزیع ثروت

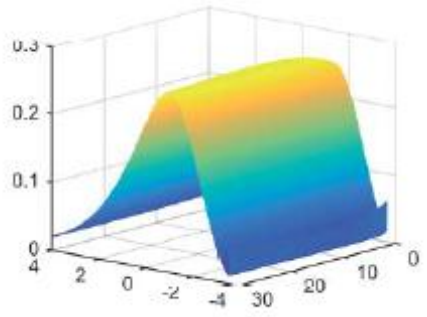
پرداخته شده است. همچنین به اثرات توزیع مجدد بر مصرف به عنوان شاخص کلیدی برای رفاه خانوارها پرداخته می‌شود.

در نمودار ۱ در بخش (الف) و (ب) توزیع ثروت در رویکرد سیاست پولی تعهدی و صلاحدیدی رسم شده است. نمودار در بخش (ج) و (د) چگالی خالص ثروت را نمایش می‌دهد. این نمودارها بیانگر اثرات توزیع مجدد هر دو رژیم تورمی مرتبط با سیاست تورم صفر می‌باشد.

در نمودار (ج) وضعیت سیاست تعهدی نمایش داده شده است. تورم موقت در حالت تعهدی منجر به باز توزیع ثروت از سمت خانوارهای قرض دهنده به سمت خانوارهای بدهکار می‌شود. در این نمودار مقدار منفی خالص دارایی با شیب نسبتا زیادی در مقایسه با خانوارهای ثروتمند در حال کاهش است. در نمودار (د) وضعیت در حالت سیاست صلاحدیدی نمایش داده شده است. در این نمودار وضعیت بازتوزیع مجدد ثروت نسبت به حالت تعهدی به سرعت کمتری رخ داده است. دلیل این امر آن است که قیمت اوراق و ارزش حقیقی دارایی‌ها نسبت به شرایط تعهدی و به دلیل افزایش در تورم انتظاری کاهش یافته است. به دلیل اینکه خانوارهای بدهکار اوراق بدهی جدید ارائه می‌کنند و مجبور می‌باشند که قیمت پایین اوراق را تحمل کنند.

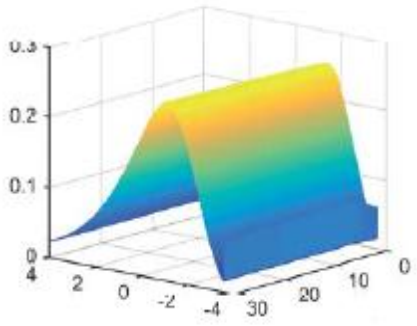
در نهایت با مقایسه نتایج می‌توان بیان کرد که خانوارهای ثروتمند به سختی تحت تاثیر تورم تحت شرایط صلاحدید قرار می‌گیرند. سیاست پولی بهینه تعهدی در توزیع ثروت به سمت خانوارهای قرض‌گیرنده بدلیل تعهد بر موقتی بودن تورم و جلوگیری از فروش اوراق با قیمت پایین توسط خانوارهای قرض‌گیرنده موفقیت بیشتری از سیاست پولی بهینه صلاحدید دارد.

در نمودار ۲ به بررسی تابع اثرگذاری شوک سیاست پولی و حقوق مالکیت بر تولید و ثروت در شرایط تعهد و صلاحدیدی پرداخته شده است.



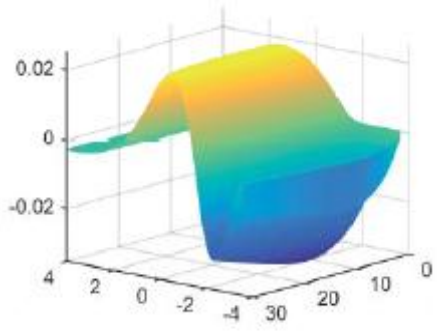
زمان دارایی

نمودار (الف): تابع چگالی خالص دارایی تحت شرایط تعهدی



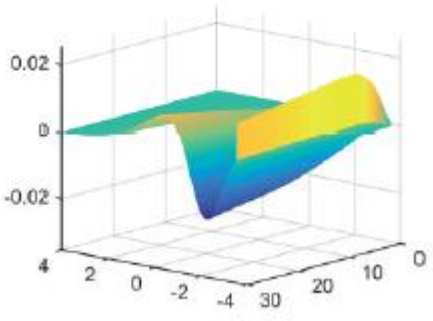
زمان دارایی

نمودار (ب): تابع چگالی خالص دارایی تحت شرایط صلاحدیدی



زمان دارایی

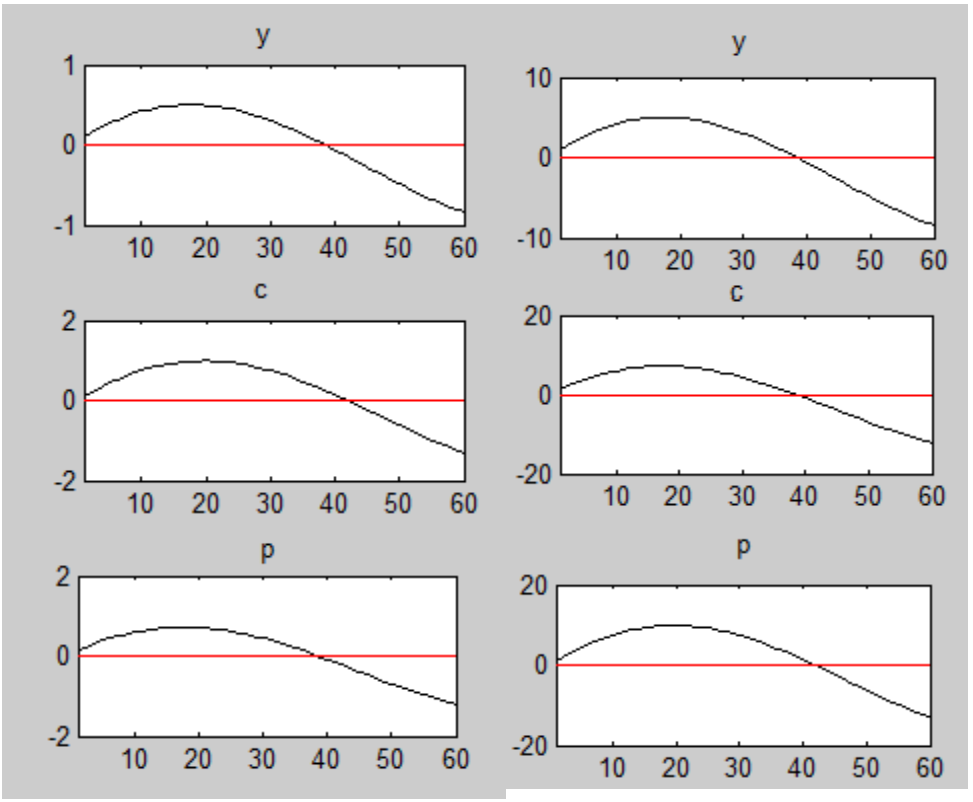
نمودار (ج): تابع چگالی توزیع ثروت تحت شرایط تعهدی



زمان دارایی

نمودار (د): تابع چگالی توزیع ثروت تحت شرایط صلاحدیدی

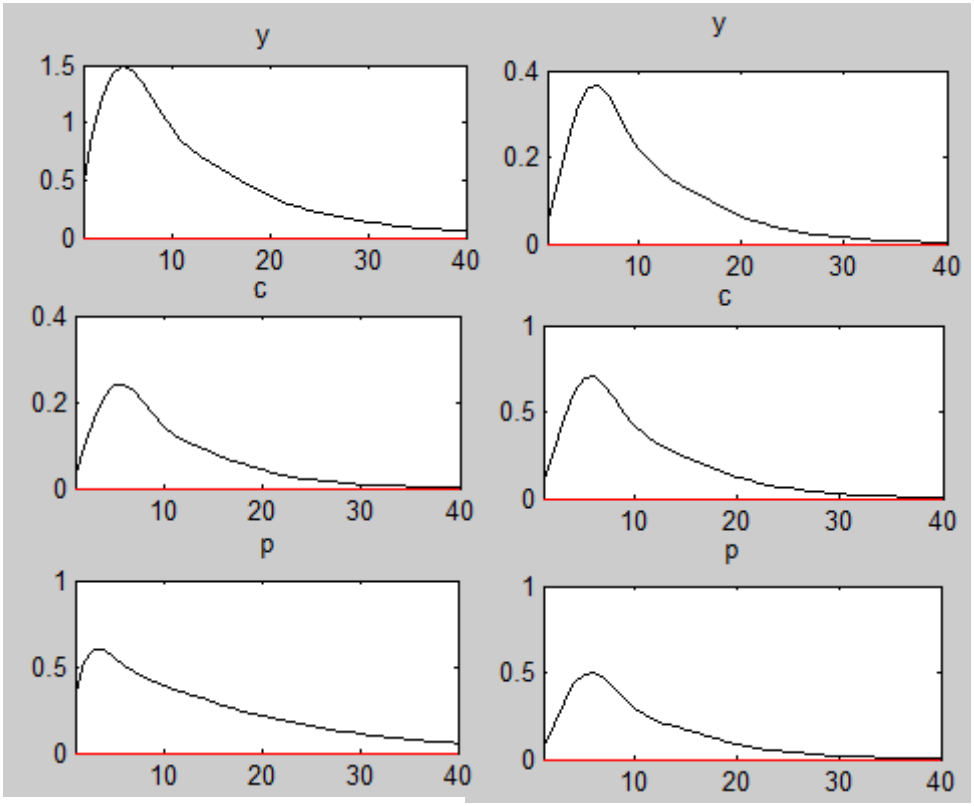
نمودار ۱: پویایی‌های توزیع خالص ثروت بین افراد



نمودار (الف): واکنش تولید، مصرف و تورم به شوک حقوق مالکیت فکری

نمودار (ب): واکنش تولید، مصرف و تورم به شوک سیاست پولی

نمودار ۲: پویایی‌های تولید، تورم و مصرف بین افراد بر اساس شوک حجم پول و حقوق مالکیت فکری تحت شرایط قاعده



نمودار (ج): واکنش تولید، مصرف و تورم به شوک حقوق مالکیت فکری

نمودار (د): واکنش تولید، مصرف و تورم به شوک سیاست پولی

نمودار ۳: پویایی‌های تولید، تورم و مصرف بین افراد بر اساس شوک حجم پول و حقوق مالکیت فکری تحت شرایط صلاحدید

نتایج بدست آمده بیانگر آن می‌باشد که تحت شرایط صلاحدیدی و تعهد، مصرف برای خانوارهای قرض‌دهنده کاهش یافته و مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده افزایش یافته است. کانال اثرگذاری سیاست بهینه بر مصرف از طریق تورم انتظاری آتی می‌باشد. چنان‌چه تورم انتظاری افزایش یابد منجر به کاهش قیمت اوراق و دارایی افراد می‌شود که منجر به زیان به خانوارهای قرض‌دهنده و منفعت برای قرض‌گیرندگان می‌شود. نتایج بیانگر این می‌باشد که در شرایط صلاحدید اثرگذاری سیاست پولی بر تولید و مصرف افزایش یافته است. در این مدل اثرگذاری شوک ناشی از حمایت از حقوق مالکیت فکری بر تولید سهم قابل توجهی در توضیح دهندگی دارد. نتایج بیانگر این بود که در شرایط صلاحدید انحراف تورم و تورش تورمی بیشتر بوده است

و به دلیل افزایش در تورم انتظاری میزان توزیع ثروت به سمت خانوارهای قرض‌دهنده بیشتر بوده که منجر به کاهش مصرف خانوارها شده است. کاهش در مصرف منجر به افزایش در نگهداری دارایی توسط افراد قرض‌دهنده شده و منجر به کاهش در نگهداری دارایی توسط افراد بدهکار می‌شود (به معنی افزایش در خالص دارایی). این امر در بلندمدت منجر به این می‌شود که مصرف با رشد آهسته‌ای به مقادیر بالاتر از تعادل پایدار خود برسد.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف مطالعه حاضر بررسی سیاست بهینه پولی با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن و اثرگذاری آن بر بخش حقیقی اقتصاد با در نظر گرفتن شاخص‌های کسب و کار بود. در این مطالعه از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۵ مبتنی بر داده‌های فصلی استفاده شد. در این مطالعه ابتدا با تقسیم‌بندی خانوارهای ناهمگن بر اساس دیدگاه آیاگاری و نئنو و مول بر اساس قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده بر اساس دسترسی به بازار دارایی اثرات شوک سیاست پولی بهینه تحت شرایط تورم صفر، صلاحدیدی و تعهدی مورد ارزیابی قرار گرفت. بر اساس نتایج بدست آمده مشخص شد که تورم بهینه تحت شرایط صلاحدیدی بستگی به متوسط خالص تعهدات ودارایی‌های بین خانوارها داشته که این موضوع بر اساس وزن متفاوت آن‌ها به میل نهائی به مصرف صورت می‌گیرد. در شرایط بازارهای ناقص و ترجیحات استاندارد خانوارهای قرض‌گیرنده مطلوبیت نهائی بالاتری نسبت به خانوارهای قرض‌دهنده داشته‌اند، بر این اساس مقام پولی می‌تواند با استفاده از تورم به عنوان یک پارامتر پایه برای باز توزیع ثروت در بین خانوارها استفاده کند. این در حالی است که تحت شرایط سیاست بهینه تعهدی سیاست‌های پولی در بازتوزیع ثروت مواجه با فشار در کاهش تورم می‌باشند. در این شرایط با تعهد مقام پولی بر کاهش مداوم در تورم در آینده، بانک مرکزی قیمت اوراق بلندمدت را افزایش خواهد داد. تحت چنین شرایطی اثرات بازتوزیع سیاست پولی در شرایط تعهدی با مشکل مواجه می‌شود و وضعیت خالص دارایی‌ها و تعهدات در خانوارهای قرض‌گیرنده بدتر می‌شود. در نهایت بر اساس نتایج بدست آمده مشخص می‌شود که سیاست‌های صلاحدیدی با لحاظ کارگزاران اقتصادی ناهمگن در بلندمدت به لحاظ بازتوزیع ثروت، عملکرد بهتری نسبت به سیاست پولی تعهدی دارند. لذا پیشنهاد می‌شود که در اجرای سیاست پولی و انتشار اوراق در مورد نرخ عایدی اوراق در بلندمدت و میزان تغییرات در نرخ تورم دقت زیادی صورت گیرد زیرا در بلندمدت افزایش در نرخ اوراق منجر به فشار تورمی و بدتر

شدن باز توزیع ثروت می‌شود. همچنین نتایج بدست آمده بیانگر این بود که شوک مربوط به شاخص حمایت از حقوق مالکیت فکری اثر معنی‌داری بر تولید داشته است. مشاهده گردید که با لحاظ شاخص‌های کسب و کار اثرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی بالاتر خواهد رفت.

منابع و مآخذ

۱. آمار و اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ایران (۱۳۹۶).

۲. باستانی فر، ایمان (۱۳۹۱). *تحلیل قواعد سیاست پولی در علم اقتصاد و ارائه معیارهای قاعده پیشنهادی ایده آل سیاست پولی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

۳. توکلیان، حسین (۱۳۹۳). "برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه پژوهش‌های پولی –بانکی (۲۱): ۳۵۹-۳۲۹.

۴. خلیلی عراقی، منصور. و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۵). "پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی ۱۰(۴): ۲۳-۱.

5. Achdou, Y. J. Han, J.-M. Lasry, P.-L. Lions and B. Moll (2017). "Income and Wealth Distribution in Macroeconomics: A Continuous-Time Approach". Mimeo. Working Paper.
6. Acikgoz, O. T. (2014). "Transitional Dynamics and Long-run Optimal Taxation under Incomplete Markets". Mimeo. Working Paper.
7. Adam, K. and Zhu, J. (2016). "Price Level Changes and the Redistribution of Nominal Wealth across the Euro Area". Journal of the European Economic Association **14**(4): 871-906.
8. Auclert, A. (2016). "Monetary Policy and the Redistribution Channel". Mimeo. Working Paper.
9. Aiyagari, R. (1994). "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving". Quarterly Journal of Economics **109**(3): 659-84.
10. Bhandari, A. Evans, D. Golosov, M. and Sargent, T. (2017). "Inequality, Business Cycles and Monetary-Fiscal- Policy". Mimeo.
11. Dávila, J. Hong, J. H. Krusell, P. and Ríos-Rull, J. V. (2012) "Constrained Efficiency in the Neoclassical Growth Model with Uninsurable Idiosyncratic Shocks". Econometrica **80**(6): 2431-2467.
12. Doepke, M. and Schneider, M. (2006a). "Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth". Journal of Political Economy **114**(6): 1069-1097.
13. Doepke, M. and Schneider, M. (2006b). "Aggregate Implications of Wealth Redistribution: The Case of Inflation". Journal of the European Economic Association **4**(2-3): 493-502.
14. Dyrda, S. and Pedroni, M. (2014). "Optimal Fiscal Policy in a Model with Uninsurable Idiosyncratic Shocks". Mimeo, University of Minnesota.
15. Fisher, I. (1933). "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions". Econometrica **1**(4): 337-357.

16. Gelfand, I. M. and Fomin, S. V. (1991). *Calculus of Variations*, Dover Publications, Mineola, NY.
17. Gornemann, N. Kuester, K. and Nakajima, M. (2012). "Monetary Policy with Heterogeneous Agents". Mimeo. Working Paper.
18. Gottardi, P. Kajii, A. and Nakajima, T. (2011). "Optimal Taxation and Constrained in Efficiency in an Infinite-Horizon Economy with Incomplete Markets". Economics Working Papers ECO2011/18, European University Institute.
19. Guerrieri, V. and Lorenzoni, G. (2017). "Credit Crises, Precautionary Savings, and the Liquidity Trap". Quarterly Journal of Economics **132**(3): 1427-1467.
20. Huggett, M. (1993). "The Risk-free Rate in Heterogeneous-agent Incomplete Insurance Economies". Journal of Economic Dynamics and Control **17**(5-6): 953-969.
21. Le Grand, F. and Ragot, X. (2017). "Optimal Fiscal Policy with Heterogeneous Agents and Aggregate Shocks". Mimeo.
22. Nuño, G. and Moll, B. (2017). "Social Optima in Economies with Heterogeneous Agents". Review of Economic Dynamics forthcoming.
23. Park, Y. (2014). "Optimal Taxation in a Limited Commitment Economy". Review of Economic Studies **81**(2): 884-918.

Original Research Article

Optimal monetary policy with heterogeneous agents and its effect on the real sectors of economy in Iran

Yazdan Gudarzi Farahani[1]
Mansour Khalili Araghi[2]*
Hossein Abbasinejad[3]

Received: 01-08-2018 Accepted: 15-01-2019

Abstract

The purpose of this study was to investigate the effect of monetary policies based on heterogeneous agents. The heterogeneity of agents was examined for its effects on nominal and real sectors. In order to analyze the real sector in this study, the modeling of entrepreneurial firms was based on the protection of property rights. The results indicated that, under discretionary circumstances, the attempts of monetary authorities to redistribute wealth to the borrowing households, which has a higher utility than net wealth, can lead to changes in the inflation fluctuation. However, under the terms of the rule, the inflation pressure will be offset by changes in expectations of the future inflation over time. Also, the results indicated that, if the business environment improves and the index of the protection of property rights becomes favorable, the effect of monetary policies on the real sector will increase. Moreover, under discretionary circumstances, the attempts of monetary authorities to redistribute wealth to the borrowing households, which has a higher utility than net wealth, lead to changes in inflationary biases. However, under commitment circumstances, inflation pressure will be offset by changes in expectations for future inflation over time.

Keywords: Heterogeneous agents, Expectation, Monetary policy, Intellectual property right.
JEL Classification: H32, D84, D31, E52.

1- Ph.D in Economics, Faculty of economics, University of Tehran
2- Professor in Economics, Faculty of economics, University of Tehran
Email: Khalili@ut.ac.ir
3- Professor in Economics, Faculty of economics, University of Tehran

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

اثرات اقتصاد کلان بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران*

یونس سلمانی[۱]
کاظم یاوری[۲]
حسین اصغرپور[۳]
بهرام سحابی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۵/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۰

چکیده

در اقتصاد ایران همواره بخشی از نیاز و تعهدات مالی دولت توسط بانک مرکزی تامین شده است. با افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی، سیاست پولی به صورت درون‌زا و هم‌جهت با سیاست مالی اعمال می‌شود. در نتیجه،کارکرد سیاست‌های پولی مختل شده و از اهداف تعریف شده برای آن منحرف می‌شود. این وضعیت پیامدهای نامطلوبی در فضای اقتصاد کلان می‌تواند بدنبال داشته باشد. از این رو مطالعه حاضر به بررسی پیامدهای اقتصاد کلان بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ با استفاده از رویکرد SVAR پرداخته است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی تاثیر معناداری بر نسبت تقاضای کل بر عرضه کل، نرخ ارز حقیقی و نسبت قیمت کالاهای غیر قابل تجارت بر قابل تجارت ندارد اما به صورت معناداری، سطح عمومی قیمت‌ها را طی سه سال متوالی افزایش و GDP را طی دو سال متوالی کاهش می‌دهد. همچنین، در بلندمدت حدود ۱۰/۸ درصد تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و حدود ۱۱/۲۵ درصد تغییرات GDP به ازای نیروی کار شاغل توسط بدهی دولت به بانک مرکزی توضیح داده می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد حاکمیت مالی و نظریه مالی سطح قیمت‌ها در مورد اقتصاد ایران صادق است.

واژگان کلیدی: اقتصاد کلان، بدهی دولت، بانک مرکزی، حاکمیت مالی، SVAR.

Keywords: Macroeconomic, Government debt, Central Bank, Fiscal dominance, SVAR.

JEL Classification: E62, E69, H63, H69.

---

* این مقاله مستخرج از رساله دکتری یونس سلمانی به راهنمایی دکتر کاظم یاوری و مشاوره دکتر بهرام سحابی و دکتر حسین اصغرپور است که در دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس نگارش شده است.

۱. دانش‌آموخته دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس Unes.Salmani@Modares.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول) Kyavari@yazd.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز Asgharpurh@Gmail.com
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس Sahabi_b@Modares.ac.ir

۱- مقدمه

سیاست‌گذاران اقتصادی با استفاده از سیاست‌های پولی و مالی همواره بدنبال دستیابی به اهداف اقتصاد کلان از جمله ثبات مالی، رشد اقتصادی و اشتغال هستند. شرط لازم برای دستیابی به این اهداف، استقلال کافی سیاست‌های پولی و مالی از یکدیگر و در عین حال هماهنگی بین آن‌ها است. با این وجود، در ادبیات نظری یا در عمل هیچ اجماعی در ارتباط با سطح مورد نیاز هماهنگی و استقلال وجود ندارد و این سطح بسته به شرایط و ساختار اقتصاد تغییر می‌کند (واسیلجیو[1]، ۲۰۱۸: ۱۴۶). عموماً شرط مذکور زمانی به قدر کفاف ارضاء نمی‌شود که بدهی‌های دولت به بانک مرکزی به صورت قابل توجهی افزایش یابد و بانک مرکزی از استقلال کافی[2] برخوردار نبوده یا در صورت وجود استقلال، تثبیت نرخ بهره مورد تاکید قرار گیرد. در این حالت، بانک مرکزی و دولت تحت یک چارچوب عملکرد هماهنگ قرار دارند که طی آن نیاز مالی دولت با انتشار پول تأمین می‌شود. به عبارت بهتر، با اتخاذ سیاست مالی انبساطی بر حجم بدهی دولت به بانک مرکزی افزوده می‌شود و به دلیل تاکید بانک مرکزی بر کنترل نرخ بهره، پایه پولی و نقدینگی افزایش می‌یابد (کوچرانی[3]، ۲۰۱۸: ۳۳۳). این موضوع به افزایش سطح قیمت‌ها و تورم منجر می‌شود. این در حالی است که یکی از اهداف بلندمدت بانک‌های مرکزی، حفظ و ارتقاء ثبات مالی سیستم‌های مالی از طریق کنترل تورم است؛ در رویارویی با مساله تأمین مالی دولت از طریق بانک مرکزی، این هدف نادیده گرفته می‌شود (صباغ کرمانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲ و شاهین[4]، ۲۰۱۸: ۵۲). البته بعد از بحران مالی ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸، تحولات مالی و رشد بدهی‌های دولت‌ها باعث شده است بانک‌های مرکزی به دولت‌های خود در تسویه بدهی‌ها کمک کنند، هر چندکه این امر به کاهش کنترل مقام پولی بر عرضه پول تفسیر می‌شود (گودفرید، ۲۰۱۲؛

---

[1]. Vasiljev (2018)

[2]. در اینجا منظور از استقلال، استقلال کامل نیست چرا که در استقلال کامل سیاست پولی و مالی هیچ تعاملی با یکدیگر ندارند که این امر مانع از هماهنگی مقام مالی و پولی می‌شود و عدم تعامل در بلندمدت ثبات و تداوم فعالیت‌های اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها را با چالش مواجه می‌کند. بلکه منظور، حدی از استقلال است که بانک مرکزی در دستیابی به اهداف سیاست پولی (ثبات مالی و کنترل تورم) ناکام نماند. چرا که نقش‌آفرینی بانک مرکزی در مدیریت بدهی‌های دولت و متاثر شدن آن از سیاست‌های مالی انکارناپذیر است. برای مطالعه بیشتر به ویلیامسون (۲۰۱۸)، بلنچتون (۲۰۱۶) و مارتین (۲۰۱۵) رجوع شود.

[3]. Cochrane (2018)

[4]. Shaheen (2018)

ایشینگ، ۲۰۱۲؛ تیلور، ۲۰۱۳ و بلنچتون، ۲۰۱۶)[1]. البته این کاهش در حدی نیست که اهداف سیاست پولی به طور کامل محقق نشود.

در ادبیات اقتصادی به پیروی سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی «حاکمیت مالی[2]» گفته می‌شود. حاکمیت مالی منجر می‌شود سیاست‌های پولی حالت انفعالی پیدا کنند و هم‌جهت با سیاست‌های مالی اتخاذ شوند. در این حالت مقام مالی به صورت مستقل با در نظر گرفتن درآمد ناشی از حق‌الضرب[3]، تراز اصلی را تعیین می‌کند و سپس بانک مرکزی به صورت منفعل نرخ رشد پول را تنظیم می‌کند (دوفرینوت و همکاران[4]، ۲۰۱۸: ۳۳۳). بر مبنای این نرخ رشد نیز تورم در جامعه تعیین می‌شود (نظریه مالی تورم[5]). همچنین بانک مرکزی باید سطح قیمت‌ها را طوری تعیین کند که دولت در بلندمدت (وضعیت تعادلی اقتصاد) قادر به بازپرداخت ارزش حقیقی بدهی‌های خود با استفاده از مازاد بودجه‌های آتی باشد (نظریه مالی سطح قیمت‌ها[6]). بر مبنای قید بودجه میان‌دوره‌ای دولت، ارزش حقیقی بدهی‌های دولت در زمان جاری معادل با ارزش تنزیل شده انتظاری مازادهای آتی بودجه دولت است. تحت برخی فروض، این امر به طور ضمنی دلالت بر این دارد که بدهی‌های اسمی دولت در زمان حال تعیین‌کننده‌ی سطح قیمت‌های جاری هستند، لذا با افزایش قابل توجه حجم بدهی‌های دولت سطح عمومی قیمت‌ها و تورم نمی‌تواند توسط بانک مرکزی کنترل شود (ویلیامسون[7]، ۲۰۱۸: ۱۵۵).

تحت تاثیر حاکمیت مالی، نظریه مالی تورم و سطح قیمت‌ها، نه تنها حسن شهرت بانک مرکزی خدشه‌دار می‌شود، بلکه اقتصاد کلان دچار بی‌ثباتی و نااطمینانی شده و در نهایت نیز رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (مونتیس[8]، ۲۰۰۹: ۶۸۵). وقتی نرخ رشد اقتصادی کمتر از نرخ بهره‌ی پرداختی به بدهی‌های دولت باشد، دولت در بازپرداخت بدهی‌های خود ناتوان خواهد بود. در نتیجه، دولت مجبور خواهد بود جهت بازپرداخت بدهی‌های سررسید شده خود به استقراض دوباره اما با نرخ بهره‌ی بالاتر روی آورد. به عبارتی تامین کسری دولت از «بازی پونزی[9]» تبعیت

1. Goodfriend (2012), Issing (2012), Taylor (2013), Blancheton (2016)
2. Fiscal Dominance
3. Seigniorage Revenue
4. Dufrénot & et al (2018)
5. Fiscal Theory of Inflation
6. Fiscal Theory of Price Level
7. Williamson (2018)
8. Montes (2009)
9. Ponzi Game

خواهد کرد[1]. استمرار چنین وضعیتی اقتصاد را می‌تواند به سمت یک بحران مالی فراگیر سوق دهد.

دولت در ایران عمدتاً سیاست‌های اقتصادی، تعهدات ارزی و ریالی خود را از محل درآمدهای نفتی تامین می‌کند اما با عدم کفاف درآمدهای نفتی، بانک مرکزی بخشی از بار مالی دولت را به دوش می‌کشد. به عنوان شواهد تجربی؛ با اتخاذ سیاست‌های ارزی جدید (سال ۱۳۷۲، ۱۳۸۱ و ۱۳۹۱-۱۳۹۲) حجم بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش یافته است، بازپرداخت بدهی‌های خارجی و اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی در دهه ۱۳۷۰ و همچنین اجرای هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹ با استقراض از بانک مرکزی صورت گرفته است. همچنین طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۱ درآمدهای نفتی روند افزایشی داشته است لذا در این دوره حجم بدهی دولت به بانک مرکزی کاهش یافته است. نمونه دیگر کاهش بدهی دولت به بانک مرکزی در سال ۱۳۹۰ بدلیل بالا بودن درآمدهای نفتی در سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ است. در کل، بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران همواره با اجرای طرح‌ها و برنامه‌های فراگیر دولتی (همچون تعدیل اقتصادی، هدفمندی یارانه‌ها) و سیاست‌های ارزی و حمایتی افزایش پیدا کرده است. این شواهد اهمیت بررسی پیامدهای اقتصادی بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران را نشان می‌دهد. بر همین اساس، مطالعه‌ی حاضر اثرات اقتصاد کلان بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران را با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری[2] (SVAR) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. در این راستا، ادامه مقاله به شکل زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم روند بدهی دولت به بانک مرکزی تحلیل می‌شود. در بخش سوم مبانی نظری و در بخش چهارم روش‌شناسی تحقیق ارائه شده است. در بخش پنجم الگوی تحقیق برآورد و نتایج تحلیل می‌شود و در بخش ششم نیز نتیجه‌گیری صورت می‌گیرد.

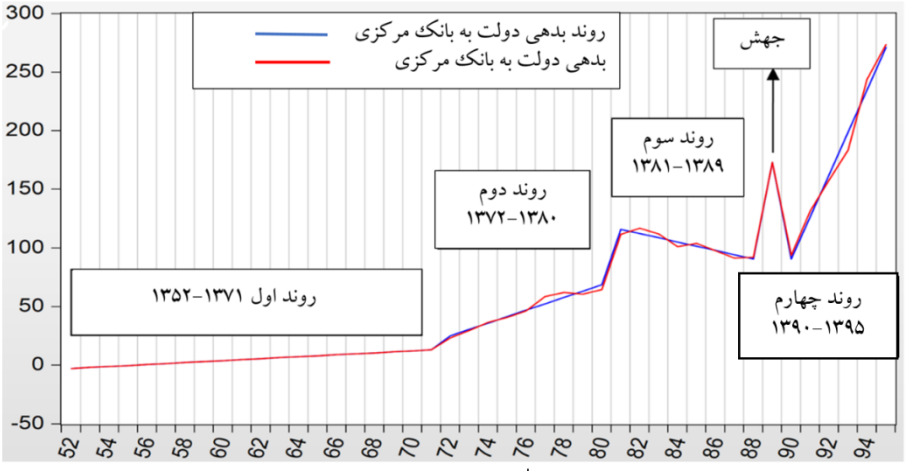
۲- مروری بر روند بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران

بدهی دولت به بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ چهار روند متفاوت و یک جهش ناگهانی را تجربه کرده است (نمودار ۱ و جدول ۱).

---

[1]. بازی پونزی به شرایطی گفته می‌شود که در آن عامل اقتصادی (دولت، خانوار و بنگاه) بدهی‌های سررسید شده خود را صرفاً با ایجاد بدهی‌های جدید با نرخ بهره‌ی بالاتر پرداخت می‌کند. تکرار این وضعیت در طول زمان، باعث رشد فزآینده بدهی‌های عامل اقتصادی شده و وی قدرت مالی لازم برای تسویه این حجم بدهی را نخواهد داشت.

[2]. Structural Vector Autoregressive Models (SVAR)



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: روند رفتاری بدهی دولت به بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ (هزار میلیارد ریال)

بدهی دولت به بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۵۲، علیرغم تحولات اقتصادی و سیاسی متنوع همچون اولین شوک نفتی، انقلاب، جنگ و ... با یک روند کاملاً قابل پیش‌بینی افزایش یافته است. طی دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۷۲ روند بدهی‌های مذکور تغییر کرده است. با یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، در مورد اعتبارات اسنادی که پیش از یکسان‌سازی نرخ ارز گشایش یافته یا منابع ارزی آن از خطوط فایناس[1] و ریفایناس[2] تامین شده بود اما بازپرداخت ارزی آن‌ها پس از زمان یکسان‌سازی نرخ ارز محقق می‌شد، مساله مابه‌التفاوت نرخ ارز مطرح شد. دولت در بند «ج» قانون بودجه سال ۱۳۷۵ پرداخت این مابه‌التفاوت برای برخی از اعتبارات اسنادی مربوط به بخش دولتی و غیر دولتی را متعهد شد. در سال‌های بعد نیز این تعهد در قانون بودجه لحاظ شد. بر اساس آیین‌نامه اجرایی بند «ج» تبصره ۲۹ قانون بودجه سال ۱۳۷۵، تامین مالی اعتبارات اسنادی که از پرداخت مابه‌التفاوت نرخ ارز معاف شده بودند، از محل «حساب ذخیره تعهدات ارزی» صورت می‌گرفت. حساب مذکور از همان ابتدا با کسری مواجه شد. کسری حساب ذخیره تعهدات ارزی، بدهی دولت به بانک مرکزی محسوب می‌شود (کشیش بانوسی، ۱۳۷۸ و میربهاری، ۱۳۹۴).

دولت طی دوره زمانی ۱۳۵۸تا ۱۳۷۷ به طور مداوم از بانک مرکزی برای پوشش کسری بودجه استقراض کرده است. این تسهیلات بدون سود و کارمزد بود و تماماً سررسیده شده و در نهایت،

[1]. Finance
[2]. Refinance

قراردادهای مربوط به اعطای تسهیلات تمدید شده است. این تسهیلات همواره به عنوان بخشی از بدهی‌های دولت در ترازنامه بانک مرکزی منعکس می‌شود (میربهاری، ۱۳۹۴). از سال ۱۳۷۹ به بعد، مطابق قانون برنامه سوم توسعه، استقراض دولت از بانک مرکزی ممنوع اعلام شد. از دیگر دلایل رشد بدهی دولت به بانک مرکزی در دهه ۱۳۷۰ استقراض دولت از بانک مرکزی جهت بازپرداخت بدهی‌های خارجی (بویژه سال ۱۳۷۲) و اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی است. در سال ۱۳۸۱، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز با رویکرد دستیابی به یک نظام ارزی انعطاف‌پذیر اجرا شد و انواع نرخ‌های حمایتی، رقابتی و ... لغو شد. پس از یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۸۱، بانک مرکزی از محل تجدید ارزیابی ترازنامه خود حدود ۳۶ هزار میلیارد ریال درآمد شناسایی کرد. این درآمد صرف کاهش بدهی دولت بابت حساب «حق‌الامتیاز خرید ارز» شد و باقیمانده حساب (حدود ۱۲ هزار میلیارد ریال) به عنوان بدهی دولت بابت یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۸۱ در ترازنامه بانک مرکزی ثبت شد. طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ بدلیل افزایش قابل توجه درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز و افزایش مداوم صادرات غیر نفتی، بازار ارز از ثبات نسبی برخوردار بود و تفاوت چندانی بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی وجود نداشت. این امر مانع از شکل‌گیری تعهدات جدید ارزی برای دولت شد. در آذرماه سال ۱۳۸۹، دولت برای اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها ۷۵ هزار میلیارد ریال از بانک مرکزی استقراض کرد (معادل ۴۳ درصد کل بدهی دولت به بانک مرکزی در سال ۱۳۸۹). این امر منجر به جهش بدهی دولت به بانک مرکزی در سال ۱۳۸۹ شده است. برخلاف سال ۱۳۸۹، در سال ۱۳۹۰حجم بدهی‌های دولت به بانک مرکزی ۴۵ درصد کاهش یافت و روند رفتاری جدیدی به خود گرفت که این روند رفتاری تا سال ۱۳۹۵ ادامه داشته است (دلیل کاهش بدهی دولت به بانک مرکزی در سال ۱۳۹۰ به رشد قابل توجه درآمدهای ارزی نفت در سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ مربوط است). بعد از ۱۳۹۰، افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی بیشتر رویکرد حسابداری داشته است. به طوری که عامل اصلی افزایش این بدهی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۱، افزایش قابل توجه «اسناد به تعهد دولت[1]» بوده است. بررسی

[1]. اسناد به تعهد دولت، اسنادی است که بابت مطالبات بانک مرکزی از دولت از طرف وزارت امور اقتصادی و دارایی به وثیقه جواهرات ملی تعهد شده و به موجب ماده ۸ قانون پولی و بانکی کشور (مصوب سال ۱۳۵۱) به عنوان پشتوانه اسکناس‌های منتشره منظور گردیده است. بخشی دیگر از اسناد به تعهد دولت مربوط به سفته‌هایی است که از سوی بانک مرکزی و به نیابت از دولت جمهوری اسلامی ایران به عنوان سهمیه دولت نزد صندوق بین‌المللی پول به امانت گذارده می‌شود. به لحاظ حسابداری، افزایش در خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی ناشی از تغییرات اسناد به

تغییرات سایر بدهی‌های دولت به بانک مرکزی نشان می‌دهد که این افزایش نیز ریشه در مابه‌التفاوت نرخ خرید مرجع و مبادله‌ای مربوط به اقلام اساسی و دارو (همچنین ارز درمانی و ارز دانشجویی) از مهرماه ۱۳۹۱ تا نیمه تیرماه ۱۳۹۲ دارد. از نیمه تیرماه ۱۳۹۲ نرخ ارز مرجع که به واردات کالاهای اساسی و دارو اختصاص یافته بود حذف و نرخ ارز شامل دو نرخ مبادله‌ای و آزاد در بازار ارز شد.

جدول ۱: روند بدهی دولت به بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲

سال	۱۳۵۲	۱۳۵۳	۱۳۵۴	۱۳۵۵	۱۳۵۶	۱۳۵۷	۱۳۵۸	۱۳۵۹	۱۳۶۰	۱۳۶۱	۱۳۶۲
بدهی (هزار میلیارد ریال)	۰/۲۰	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۲۴	۰/۶۶	۰/۹۴	۱/۸۶	۲/۶۱	۳/۴۸	۴/۱۹
رشد سالانه (درصد)	...	-۲۴/۷۶	-۲/۷۱	۳۰/۹۸	۲۳/۹۱	۱۷۶/۵۲	۴۲/۱۰	۹۷/۸۹	۴۰/۴۱	۳۳/۴۱	۲۰/۴۴
نسبت بدهی به GDP (درصد)	۱۰/۷۸	۴/۸۴	۴/۱۷	۴/۰۲	۴/۲۰	۱۲/۰۲	۱۴/۷۴	۲۷/۵۰	۳۲/۴۳	۳۲/۷۱	۳۰/۷۳
سال	**۱۳۶۳**	**۱۳۶۴**	**۱۳۶۵**	**۱۳۶۶**	**۱۳۶۷**	**۱۳۶۸**	**۱۳۶۹**	**۱۳۷۰**	**۱۳۷۱**	**۱۳۷۲**	**۱۳۷۳**
بدهی (هزار میلیارد ریال)	۵/۰۴	۵/۷۳	۷/۴۶	۸/۹۰	۱۰/۹۸	۱۲/۱۸	۱۲/۷۱	۱۳/۷۳	۱۴/۳۸	۲۳/۵۰	۲۹/۵۷
رشد سالانه (درصد)	۲۰/۲۰	۱۳/۶۵	۳۰/۲۳	۱۹/۴۲	۲۳/۲۷	۱۰/۹۷	۴/۳۳	۸/۰۵	۴/۷۲	۶۳/۴۳	۲۵/۸۵
نسبت بدهی به GDP (درصد)	۳۳/۷۸	۳۶/۲۲	۴۶/۵۸	۴۵/۸۵	۵۰/۱۲	۴۴/۷۳	۳۳/۴۵	۲۵/۵۳	۲۰/۰۱	۲۲/۱۴	۲۱/۱۶
سال	**۱۳۷۴**	**۱۳۷۵**	**۱۳۷۶**	**۱۳۷۷**	**۱۳۷۸**	**۱۳۷۹**	**۱۳۸۰**	**۱۳۸۱**	**۱۳۸۲**	**۱۳۸۳**	**۱۳۸۴**
بدهی (هزار میلیارد ریال)	۳۶/۸۴	۴۰/۹۱	۴۶/۳۸	۵۸/۵۹	۶۲/۰۶	۶۰/۸۶	۶۴/۶۴	۱۱۱/۶۲	۱۱۷/۱۴	۱۱۱/۹۳	۱۰۱/۲۵
رشد سالانه (درصد)	۲۴/۵۷	۱۱/۰۶	۱۳/۳۶	۲۶/۳۴	۵/۹۱	-۱/۹۳	۶/۲۱	۷۲/۶۹	۴/۹۵	-۴/۴۵	-۹/۵۴
نسبت بدهی به GDP (درصد)	۱۸/۶۶	۱۵/۱۳	۱۴/۶۵	۱۶/۵۷	۱۳/۰۷	۹/۶۹	۸/۷۵	۱۰/۹۰	۹/۳۱	۷/۰۷	۵/۱۴
سال	**۱۳۸۵**	**۱۳۸۶**	**۱۳۸۷**	**۱۳۸۸**	**۱۳۸۹**	**۱۳۹۰**	**۱۳۹۱**	**۱۳۹۲**	**۱۳۹۳**	**۱۳۹۴**	**۱۳۹۵**
بدهی (هزار میلیارد ریال)	۱۰۴/۰۹	۹۷/۸۴	۹۱/۴۲	۹۲/۲۳	۱۷۳/۰۳	۹۳/۸۷	۱۳۱/۶۱	۱۵۸/۲۷	۱۸۳/۵۸	۲۴۴/۱۰	۲۷۳/۸۰
رشد سالانه (درصد)	۲/۸۰	-۶/۰۱	-۶/۵۶	۰/۸۸	۸۷/۶۱	-۴۵/۷۵	۴۰/۲۱	۲۰/۲۵	۱۵/۹۹	۳۲/۹۶	۱۲/۱۷
نسبت بدهی به GDP (درصد)	۴/۳۹	۳/۱۲	۲/۴۴	۲/۳۴	۳/۶۱	۱/۴۹	۱/۸۴	۱/۶۸	۱/۶۶	۲/۲۳	۲/۱۷

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق

بر اساس تحلیل روندهای تاریخی فوق، بدهی دولت به بانک مرکزی بیشتر متاثر از درآمدهای نفتی، سیاست‌های ارزی حمایتی، رویکردهای حسابداری و تامین کسری بودجه (استقراض بابت بازپرداخت بدهی‌های خارجی، سیاست‌های عمرانی و سازندگی، پرداخت یارانه و ... در ۱۳۸۹ و سال‌های قبل از ۱۳۷۹) است. بر اساس جدول (۱)، هر چند حجم بدهی دولت به بانک مرکزی در طول زمان روند افزایشی داشته است اما روند نسبت بدهی مذکور به GDP چنین نیست. بدهی‌های دولت به بانک مرکزی برحسب GDP طی دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۵ روند کاهشی داشته است

تعهد دولت، با افزایش سایر بدهی‌های بانک مرکزی (و به تبع آن کاهش خالص سایر اقلام بانک مرکزی) خنثی شده و از این منظر پایه پولی متأثر نخواهد شد.

به طوری که از ۱۰/۵۸ درصد GDP در سال ۱۳۵۲ به۴/۰۲ درصد GDP در سال ۱۳۵۵ رسیده است اما طی دوره زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۶۷ روند مذکور افزایشی بوده و به ۵۰/۱۲ درصد GDP رسیده است. از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵ روند نسبت مذکور کاهشی بوده و به ۲/۱۷ درصد GDP در سال ۱۳۹۵ رسیده است.

۳- مبانی نظری[۱]

تمام دولت‌ها با قید بودجه بین دوره‌ای[۲] مبتنی بر «بازی غیر پونزی[۳]» یا همان «اصل تامین مالی عمومی مناسب[۴]» روبرو هستند که طی آن ارزش حقیقی فعلی خالص بدهی‌های آنان باید با ارزش فعلی مازادهای اولیه بودجه آنان در آینده برابر باشد. اگر این قید بدون تغییر در سیاست‌های پولی و یا سطح قیمت‌ها برقرار باشد، سیاست مالی فعلی پایدار[۵] است. در واقع اگر دولت کسر بودجه خود را برای مقابله با انباشت بدهی‌هایش تعدیل نماید، بانک مرکزی مجبور به کاستن از بار بدهی‌های دولت نمی‌شود. در این شرایط اقتصاد به اصطلاح تحت نظام ریکاردینی[۶] و یا سلطه پولی[۷] خواهد بود. در مقابل، سارجنت و والاس[۸] (۱۹۸۱) نظام غیر ریکاردینی[۹] و یاسلطه سیاست مالی را مطرح کردند. در این نظریه، مسیر سیاست مالی مشخص بوده و هیچ وابستگی به سیاست‌های پولی جاری و آینده ندارد، اما از آن‌جا که درآمد ناشی از حق‌الضرب[۱۰] جزئی از منابع درآمدی دولت محسوب می‌شود و مقام پولی نیز مسئول ضرب پول است؛ مقام پولی بالاجبار با مقام مالی به صورت هماهنگ عمل می‌کند. در این نظریه، هر گونه سیاست پولی سخت‌گیرانه در زمان جاری منجر به سیاست سهل‌گیرانه در آینده می‌شود. چراکه سیاست پولی سخت‌گیرانه (نرخ

---

[۱]. به طور کلی ادبیات نظری در ارتباط با تعامل سیاست‌های پولی و مالی دو دسته هستند؛ دسته اول به بررسی اثر تعامل سیاست‌های مالی و پولی بر بدهی‌های دولتی بدون استفاده از نگرش نظریه بازی‌ها می پردازد، دسته دوم با استفاده از نظریه بازی‌ها در پی توصیف استراتژی بهینه تعامل میان سیاست‌ها است. نگرش دسته دوم، در کشورهایی موضوعیت دارد که بانک مرکزی تا حدی از استقلال برخوردار است که به عنوان یک بازیگر مستقل در تعامل با دولت نقش ایفا کند (مشیری و همکاران، ۱۳۹۰: ۷۲). بررسی این نگرش با توجه به شرایط بانک مرکزی ایران در این تحقیق ضرورت ندارد و ضمن آن‌که در مطالعات دیگر این بررسی صورت گرفته است.

[2]. Government Intertemporal Budget Constraint
[3]. No Ponzi Game
[4]. Sound Public Finance
[5]. Fiscal Sustainablity
[6]. Ricardian Regime
[7]. Monetary Dominace
[8]. Sargent & Wallace (1981)
[9]. Non-Ricardian Regime
[10]. Seigniorage Revenue

بهره بیش از رشد انباره پولی) می‌تواند تعهدات بهره‌ای دولت را خیلی سریع افزایش دهد و دولت برای ایفای این تعهدات به درآمد ناشی از حق‌الضرب (و یا استقراض از بانک مرکزی) روی بیاورد؛ در نتیجه مقام پولی در آینده با انتشار پول توان پرداخت تعهدات دولت را تضمین می‌نماید. تورم ناشی از این سیاست بیشتر از حالتی است که سیاست پولی سهل‌گیرانه در ابتدا اتخاذ می‌شود. البته اگر مسیر سیاست مالی (کسری مداوم بودجه) خیلی بزرگ باشد، سیاست پولی به صورت طولانی مدت نمی‌تواند با سیاست مالی هماهنگ عمل کند (سارجنت و والاس، ۱۹۸۱). سارجنت و والاس (۱۹۸۱)، در مطالعه خود در چارچوب بازی‌های استاکلبرگ[1] نشان دادند زمانی که سیاست پولی پیرو سیاست مالی باشد (به عبارت بهتر دولت رهبر و بانک مرکزی پیرو باشد)، بانک مرکزی قادر به کنترل تورم نخواهد بود. لوی[2] (۱۹۸۱) بیان می‌کند که بانک مرکزی حتی با داشتن استقلال قانونی، به فشارهای سیاسی ناشی از سیاست مالی پاسخ می‌دهد. به نظر وی، کسری بودجه و الزامات استقراضی دولت با فشار بر نرخ بهره، مقامات پولی را مجبور به خریداری اوراق قرضه در بازار باز می‌کند. به ویژه اگر بانک مرکزی پیش‌بینی کند که افزایش نرخ بهره آثار سیاست مالیِ محرک دولت را از بین می‌برد، قسمتی از کسری یا بدهی دولت، ناشی از سیاست مالی انبساطی، را پولی می‌کند. به نظر هامبورگر و زویک[3] (۱۹۸۱، ۱۹۸۲) نیز، هنگامی که بانک مرکزی تلاش دارد تکانه‌های نرخ بهره را تعدیل و کنترل کند، مجبور به پولی کردن بدهی دولت و افزایش عرضه پول می‌شود. اما اگر بانک مرکزی به جای تثبیت نرخ بهره، اجازه افزایش نرخ بهره را دهد، نقدینگی کنترل می‌شود. دی هان و زلهارست[4] (۱۹۹۰) کانال‌های تأثیرگذاری سیاست کسری بودجه بر سیاست‌های پولی را تکمیل می‌کنند. به نظر آن‌ها، دولت از چهار روش فشار سیاسی بر سیستم بانکی، حق‌الضرب، تسلط مالی بر رشد پول و ناسازگاری زمانی بر حجم پول اثر می‌گذارد که این کانال‌ها به ویژه در کشورهای در حال توسعه مشهود هستند.

بر مبنای نظریه‌ی «سلطه مالی» دو نظریه دیگر نیز مطرح شده‌اند. اولی نظریه «مالی تورم» است. این نظریه بیان می‌کند در حالت سلطه مالی، مقام پولی قدرت کنترل تورم را از دست می‌دهد. با ایجاد تورم، هزینه‌های آتی دولت افزایش پیدا می‌کند و سیکل دوباره تکرار می‌شود (چوگ[5]، ۲۰۱۵).

---

1. Stackelberg
2. Levy (1981)
3. Hamburger & Zwick (1981, 1982)
4. De Haan & Zelhorst (1990)
5. Chugh (2015)

در طرح و توسعه نظریه مالی تورم درازن[1] (۱۹۸۵)، لیویاتان[2] (۱۹۸۴، ۱۹۸۶ و ۱۹۸۸)، آیگری و گرتلر[3] (۱۹۸۵) و برونو و فیشر[4] (۱۹۹۰) نقش برجسته‌ای داشتند. بعد از مطرح شدن بحث سارجنت و والاس، گروهی دیگر نیز «نظریه مالی سطح قیمت‌ها» را مطرح کردند (لیپر[5]، ۱۹۹۱؛ وودفورد[6]، ۱۹۹۴ و ۱۹۹۵؛ سیمز[7]، ۱۹۹۴ و ۱۹۹۸). این نظریه بیان می‌کند در صورتی که مسیر مخارج دولت مشخص باشد و قید بودجه دولت ارضاء شود، سیاست‌های مالی و پولی نمی‌توانند مستقل از یکدیگر انتخاب شوند (سارجنت[8]، ۱۹۸۷). به عبارت دیگر اگر دولت سیاست مالی ناپایدار داشته باشد مقام پولی برای پوشش بودجه دولت مجبور به چاپ پول است. آن‌چه این نظریه را از سایر نظریه‌ها متمایز می‌کند، نگاه آن به قید بودجه میان دوره‌ای دولت به صورت زیر است:

$$\frac{B_t}{P_t} = \int_t^{\infty} [T_z - G_z] e^{-\int_t^{\infty} r_{\mu} d\mu} dz \qquad (۱)$$

که در آن B؛ بدهی اسمی دولت، P؛ سطح عمومی قیمت، T؛ درآمدهای دولت، G؛ مخارج دولت و r؛ نرخ بهره‌ی بازپرداخت بدهی‌های دولت است. دیدگاه رایج، این رابطه را به عنوان قید بودجه دولت با رعایت بازی غیر پونزی در نظر می‌گیرد. در واقع سیاست‌های دولت می‌باید به گونه‌ای تنظیم شود که سمت راست و چپ این معادله با هم در هر سطح قیمتی برابر شود. طرفداران نظریه مالی سطح قیمت‌ها معتقدند هیچ تعهدی برای یک دولت وجود ندارد که این قید را حفظ نماید. از نظر آنان، این رابطه یک شرط تعادل محسوب می‌شود و هرگاه به هر دلیل این قید تهدید شد، سطح قیمت‌ها به گونه‌ای تنظیم می‌شود که این رابطه برقرار شود. این فرض که سیاست‌های دولت به نحوی تنظیم نمی‌شود تا این قید برقرار شود، فرض غیر ریکاردینی است که وودفورد آن را مطرح کرده است (کریستیانو و فیتزگرالد[9]، ۲۰۰۰). نظریه مالی سطح قیمت‌ها دو جنبه دارد. اول این‌که، قید بودجه دولت یک شرط تعادلی است و لازم است تنها در حالت تعادلی ارضاء شود. دوم آن‌که سیاست مالی مستقیماً بر ثبات قیمت‌ها تاثیر دارد نه به صورت غیر مستقیم

1. Drazen (1985)
2. Liviatan (1984, 1986, 1988)
3. Aiyagari & Gertler (1985)
4. Bruno & Fischer (1990)
5. Leeper (1991)
6. Woodford (1994, 1995)
7. Sims (1994, 1998)
8. Sargent (1987)
9. Christiano & Fitzgerald (2000)

از طریق خلق پول (هو[1]، ۲۰۰۵). بر اساس نظریه مالی سطح قیمت‌ها، سطح قیمت‌ها بر مبنای حق‌الضرب و قید بودجه بین زمانی تعیین می‌شود و هر دوی این موارد توسط مقام مالی تنظیم می‌شود (هو، ۲۰۰۵). این موضوع نشان می‌دهد بانک مرکزی کنترل سطح قیمت‌ها را از دست می‌دهد حتی برای کشورهایی که حق‌الضرب بخش کوچکی از کل درآمدهای دولت را تشکیل می‌دهد (کانزونری و همکاران[2]، ۲۰۰۱). تحت نظریه مالی سطح قیمت‌ها، دولت می‌تواند با هدف‌گذاری نرخ بهره، تورم را متاثر کند بدون آن‌که تغییری در مازاد مالی دولت ایجاد شود. چراکه در صورت وجود بدهی‌های بلندمدت، نرخ‌های بهره‌ی بالا به طور موقت منجر به نرخ‌های تورمی پایین می‌شود (کوچرانی[3]، ۲۰۱۸: ۳۵۴). البته اگر نرخ بهره‌ی پرداختی بر بدهی‌های دولت کمتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نظریه مالی سطح قیمت‌ها نقض خواهد شد. در یک دهه‌ی اخیر، نرخ بهره‌های کمتر از نرخ رشد اقتصادی در بسیاری از اقتصادهای توسعه‌یافته تجربه شده است (باستو و کیو[4]، ۲۰۱۸). یکی از علل اصلی نرخ بهره پایین بدهی‌های دولتی، صرف نقدشوندگی[5] این نوع بدهی‌ها است. با وجود صرف نقدشوندگی، بخش خصوصی تمایل خواهد داشت که بدهی‌های دولت را به عنوان یک ابزار مالی، معامله کند و یا از آن به عنوان وثیقه در اخذ تسهیلات بانکی استفاده کند (مارتین[6]، ۲۰۱۵). در چنین حالتی، پویایی سطح قیمت‌ها در نظریه مالی سطح قیمت‌ها از صرف نقدینگی نشأت خواهد گرفت و ارزش بازاری بدهی‌های دولت بیش از ارزش بنیادی آن خواهد بود. یعنی میزان بدهی‌های دولت بدون تغییر مازادهای بودجه نوسان می‌کند (برنتسن و والر[7]، ۲۰۱۸: ۱۷۳). ویلیامسون[8] (۲۰۱۸) نیز بر مبنای مدل فیشر[9] نشان داد در سطوح پایین نرخ بهره، سیاست‌های مالی می‌تواند برای بانک مرکزی بی‌اهمیت باشد و بانک مرکزی حتی زمانی که مجبور به پولی کردن بدهی‌های دولت باشد، مستقل عمل کند و به اهداف سیاستی خود دست یابد[10].

---

1. Ho (2005)
2. Canzoneri & et al (2001)
3. Cochrane (b) (2018)
4. Basseto & Cue (2018)
5. Liquidity Premium
6. Martin (2015)
7. Berentsen & Waller (2018)
8. Williamson (2018)
9. Fisherian Model

۱۰. در این‌جا به جهت رعایت اختصار از ذکر مطالعات تجربی داخلی و خارجی صرف نظر شده است. وجه تمایز مطالعه‌ی حاضر از مطالعات داخلی، در تاکید بر اثرات اقتصاد کلان بدهی دولت به بانک مرکزی در قالب یک مدل SVAR است که تابحال در مورد اقتصاد ایران با رویکرد این مطالعه بررسی نشده است.

۴- روش‌شناسی و مدل‌سازی تحقیق

در این مطالعه برای بررسی اثرات اقتصاد کلان بدهی دولت به بانک مرکزی، از رویکرد SVAR استفاده شده است. برخلاف الگوی VAR غیر مقیدکه در آن شناسایی شوک‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای SVAR به طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند بلندمدت یا کوتاه مدت باشند. پس از اعمال محدودیت‌های شناسایی، الگوهای ساختاری به دست می‌آیند. این الگوها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا بر روی متغیرهای مختلف بکار گرفته شوند (البورن[1]، ۲۰۰۸). فرم کلی برای نمایش رویکرد SVAR به صورت زیر است:

$$\Gamma Y_t = BX_t + e_t \qquad (۲)$$

به طوری که Y_t یک بردار $(n*1)$ متشکل از متغیرهای درون‌زا، X_t شامل متغیرهای برون‌زا و متغیرهای درون‌زای باوقفه و $\Sigma=E_e(ee')$ ماتریس واریانس کواریانس اجزای ساختاری است. مشکل اساسی در تخمین مدل‌های ساختاری این است که معادله (۲) را نمی‌توان مستقیماً تخمین زده و مقادیر دقیق عناصر ماتریس‌های Γ و B را به دست آورد. اطلاعات ساده در داده‌ها برای قابل شناسایی بودن عناصر Γ و B کافی نیستند و نیاز به قیدهای شناسایی بیشتری در سیستم معادلات است. برای شناسایی این عناصر، فرم کاهشی مدل که اطلاعات ساده موجود در مجموعه داده‌ها در آن خلاصه شده است، محاسبه می‌شود. فرم کاهشی، هر متغیر درون‌زا را به تنهایی به عنوان تابعی از متغیرهای از پیش تعیین شده نشان می‌دهد:

$$Y_t = B^*X_t + u_t \qquad (۳)$$

به طوری $\Gamma = B^{-1}B$ و $u_t = \Gamma^{-1} e_t$، ماتریس واریانس کواریانس فرم کاهشی نیز به صورت $\Sigma_u= E(uu')$ است.

در این مطالعه بردار Y_t شامل متغیرهای درآمدهای نفتی به دلار (Loil)، نسبت هزینه‌های عملیاتی دولت به درآمدهای غیر نفتی (Lopeb)، تملک دارایی‌های سرمایه‌ای توسط دولت (Lcapg)،

[1]. Elbourn (2008)

بدهی سرانه دولت به بانک مرکزی (Ldcbp)، نسبت تقاضای کل داخلی به عرضه کل داخلی (Ladtas)، نرخ ارز حقیقی (Lrexch)، نسبت قیمت کالاهای غیر قابل تجارت به قابل تجارت (Lpntpt)، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (Lcpi) و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ به ازای نیروی کار شاغل (LGDPl) است (کلیه متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی وارد مدل شده‌اند)[1]. این متغیرها بر مبنای مکانیسم شکل‌گیری بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و مکانیسم انتقال اثرات این بدهی‌ها به کل اقتصاد انتخاب شده‌اند. در واقع متغیرهای مذکور از کلیدی‌ترین متغیرها، در طول مکانیسم شکل‌گیری بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و تسری اثرات این بدهی‌ها به کل اقتصاد محسوب می‌شوند. u_t، اجزاء اخلال فرم تعدیل یافته معادل با ماتریس زیر است:

$$u_t = \left[u^{\mathrm{Loil}_t}, u^{\mathrm{Lopeb}_t}, u^{\mathrm{Lcapg}_t}, u^{\mathrm{Ldcbp}_t}, u^{\mathrm{Ladtas}_t}, u^{\mathrm{Lrexch}_t}, u^{\mathrm{Lpntpt}_t}, u^{\mathrm{Lcpi}_t}, u^{\mathrm{Lgdpl}_t} \right] \quad (۴)$$

در مطالعه‌ی حاضر برای مدل‌سازی مکانیسم شکل‌گیری حاکمیت مالی و تاثیرگذاری آن بر متغیرهای اقتصاد کلان از الگوی SVAR زیر استفاده شده است:

$$\begin{bmatrix} e^{\mathrm{Loil}_t} \\ e^{\mathrm{Lopeb}_t} \\ e^{\mathrm{Lcapg}_t} \\ e^{\mathrm{Ldcbp}_t} \\ e^{\mathrm{Ladtas}_t} \\ e^{\mathrm{Lrexch}_t} \\ e^{\mathrm{Lpntpt}_t} \\ \mathrm{e}^{\mathrm{Lcpi}_t} \\ e^{\mathrm{Lgdpl}_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{71} & b_{72} & b_{73} & b_{74} & b_{75} & b_{76} & 1 & 0 & 0 \\ b_{81} & b_{82} & b_{83} & b_{84} & b_{85} & b_{86} & b_{87} & 1 & 0 \\ b_{91} & b_{92} & b_{93} & b_{94} & b_{95} & b_{96} & b_{97} & b_{98} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{\mathrm{Loil}_t} \\ u^{\mathrm{Lopeb}_t} \\ u^{\mathrm{Lcapg}_t} \\ u^{\mathrm{Ldcbp}_t} \\ u^{\mathrm{Ladtas}_t} \\ u^{\mathrm{Lrexch}_t} \\ u^{\mathrm{Lpntpt}_t} \\ u^{\mathrm{Lcpi}_t} \\ u^{\mathrm{Lgdpl}_t} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

[1]. جهت محاسبه شاخص قیمت کالاهای غیر قابل تجارت از شاخص ضمنی تولیدکننده بخش ساختمان و برای محاسبه‌ی شاخص کالاهای قابل تجارت از شاخص ضمنی تولیدکننده غیر از بخش ساختمان استفاده شده است. نرخ ارز حقیقی نیز از حاصل ضرب نرخ دلار به ریال در بازار غیر رسمی بر نسبت شاخص Cpi ایالات متحده امریکا به Cpi ایران حاصل شده است.

در سیستم فوق بردار e_t شامل جملات اخلال ساختاری است که به صورت زیر تعریف شده است:

$$e_t = \left[e^{\mathrm{Loil}_t}, e^{\mathrm{Lopeb}_t}, e^{\mathrm{Lcapg}_t}, e^{\mathrm{Ldcbp}_t}, e^{\mathrm{Ladtas}_t}, e^{\mathrm{Lrexch}_t}, e^{\mathrm{Lpntpt}_t}, e^{\mathrm{Lcpi}_t}, e^{\mathrm{Lgdpl}_t} \right] \quad (۶)$$

در ادامه دلایل اعمال قیود به شکل سیستم معادلات (۵) توضیح داده می‌شود:

سطر اول) قیمت نفت تحت تاثیر تحولات و رویدادهایی است که در بازارهای جهانی نفت و خارج از اقتصاد ایران تعیین می‌شود. از این رو، عموماً در مدل‌سازی‌های اقتصاد ایران فرض می‌شود درآمدهای نفتی از یک فرآیند تصادفی محض پیروی می‌کند (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳؛ سلمانی و صادقی، ۱۳۹۴). درآمدهای ارزی نفت توسط دولت به بانک مرکزی فروخته می‌شود. همچنین مازاد این درآمدها به حساب ذخیره ارزی نزد بانک مرکزی واریز می‌شود. در نتیجه از محل این درآمدها تعهدات ارزی دولت که بدهی دولت به بانک مرکزی است می‌تواند تسویه شود.

سطر دوم) بر مبنای مطالعات تجربی، با بروز شوک‌های مثبت درآمدهای نفتی، بر حجم مخارج جاری دولت افزوده شده است، اما با بروز شوک‌های منفی هم اندازه با شوک‌های مثبت کاهش قابل ملاحظه‌ای در مخارج جاری رخ نداده است. در واقع، مخارج جاری دولت در مواجهه با شوک‌های منفی درآمدهای نفتی مقاومت نشان داده و چسبندگی رو به پایین دارد (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳؛ صمدی و زارع حقیقی، ۱۳۹۱). بر همین اساس نسبت هزینه‌های جاری دولت به درآمدهای غیر نفتی دولت متاثر از درآمدهای نفتی است.

سطر سوم) مخارج جاری دولت در ایران همواره مازاد بر درآمدهای غیر نفتی بوده است. از این رو، دولت لاجرم بخشی از درآمدهای ریالی نفت را به مخارج جاری تخصیص می‌دهد و از حجم مخارج عمرانی می‌کاهد. این کاهش در زمان شوک‌های منفی درآمدی نفت تشدید نیز می‌شود. در نتیجه، تغییرات مخارج عمرانی دولت تابعی از نسبت مخارج جاری دولت به درآمدهای غیر نفتی و مخارج عمرانی دوره‌های گذشته است.

سطر چهارم) زمانی که شکاف بین مخارج جاری و درآمدهای غیر نفتی دولت با تخصیص بخشی از درآمدهای نفتی به مخارج جاری پوشش داده نمی‌شود، دولت اقدام به استفاده از منابع بانک مرکزی می‌کند. استقراض از بانک مرکزی به عنوان یکی از معمول‌ترین رویکردها جهت جبران بخشی از کسری بودجه تا سال ۱۳۷۹ استفاده شده است. ضمن آن‌که تعهدات پیش‌بینی نشده

دولت در بودجه شامل تعهدات ارزی و یا برخی سیاست‌ها همچون هدفمندی یارانه‌ها به نوعی کسری پنهان بودجه هستند که دولت برای تامین آن‌ها از منابع بانک مرکزی استفاده کرده است. بر همین اساس بدهی دولت به بانک مرکزی تابعی از تغییرات درآمدهای نفتی، نسبت مخارج جاری به درآمدهای غیر نفتی و مخارج عمرانی دولت است.

سطر پنجم) با افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی در صورتی که این افزایش ناشی از رویکرد حسابداری نباشد، پایه‌ی پولی فزایش می‌یابد و در نتیجه عرضه‌ی پول تحت تاثیر رفتار دولت افزایش خواهد یافت. با تغییر عرضه پول، تقاضای کل اقتصاد تغییر می‌کند، اما عرضه کل به دلیل محدودیت‌های تکنولوژیکی و تولیدی در کوتاه‌مدت به تغییرات عرضه پول بی‌کشش است.

سطر ششم) با تغییر تقاضای کل اقتصاد، سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد تغییر خواهد کرد و دولت ممکن است با هدف تعدیل بخشی از تغییرات سطح قیمت‌ها به تنظیم واردات متناسب با تغییرات تقاضا اقدام کند (فرزانگان و مارکوات[1]، ۲۰۰۹). بدیهی است این اقدامات دولت تقاضای ارز و به تبع آن نرخ ارز اسمی بازار را تحت تاثیر قرار خواهد داد. بر مبنای تغییرات نرخ ارز و سطح قیمت‌ها نیز نرخ ارز حقیقی در اقتصاد تعیین می‌شود. البته در این مرحله عرضه‌ی کل اقتصاد نیز تغییر خواهد کرد، در نتیجه تقاضا و قیمت‌ها برای عوامل تولیدی نیز تغییر می‌کند. در طرف عرضه نیز بخشی از تغییرات قیمت نهاده‌ها و عوامل تولیدی از طریق تنظیم واردات خنثی می‌شود. به هر حال تحولات سمت عرضه نیز خود را در تغییر نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهد.

سطر هفتم) در فرآیند تعیین نرخ ارز حقیقی، اگر اقتصاد تحت تاثیر شوک‌های متغیرهای جاری (بودجه‌ای) و بدهی دولت به بانک مرکزی با مازاد تقاضای کل مواجه شود، با فرض نرمال بودن هر دو نوع کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت، تقاضا برای هر دو نوع کالا افزایش می‌یابد اما میزان ترقی قیمت‌های این دو نوع کالا، بستگی به واکنش عرضه دارد. در مورد کالاهای غیر قابل‌تجارت امکان کنترل قیمت‌ها از طریق واردات تقریباً غیر ممکن است، در مقابل جبران اضافه تقاضای کالاهای قابل تجارت از طریق افزایش واردات صورت می‌گیرد، لذا قیمت کالاهای غیر قابل تجارت نسبت به کالاهای قابل تجارت بیشتر افزایش پیدا می‌کند (ابراهیمی و سالاریان، ۱۳۸۸). همچنین بر اساس مطالعه‌ی مزینی و یاوری (۱۳۸۳)، افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت نسبی کالاهای غیر قابل تجارت به قابل تجارت می‌شود؛ چرا که کالاهای غیر قابل تجارت همچون مسکن کارکرد سرمایه‌ای دارند و با افزایش نرخ ارز به عنوان یک دارایی سرمایه‌گذاری

[1]. Farzanegan & Markwardt (2009)

جایگزین، بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاران برای مسکن نیز منطقی است، افزایش یابد.
سطر هشتم و نهم) تغییر قیمت کالاهای غیر قابل تجارت و قابل تجارت منجر به شکل‌گیری مقادیر جدید تعادلی سطح عمومی قیمت می‌شود (سطر هشتم SVAR). در نهایت بدهی‌های دولت از طریق تغییر شکاف تقاضا و عرضه، نرخ ارز حقیقی، قیمت‌های نسبی و سطح عمومی قیمت‌ها منجر به تغییرات عرضه کل اقتصاد و در نتیجه، تغییرات رشد اقتصادی می‌شود. ضمن آن‌که با افزایش نقدینگی ناشی از افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی، توان تسهیلات دهی شبکه بانکی افزایش می‌یابد و بخشی از این تسهیلات نیز مستقیماً به بخش تولید تخصیص می‌یابد (قید آخر SVAR).

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

مدل‌سازی سری‌های زمانی مبتنی بر فرض مانایی متغیرها است. بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد KPSS[۱]، فرض صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ریشه واحد در مورد تمام متغیرها طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی (۱۳۹۵-۱۳۵۲) پذیرفته می‌شود (جدول ۲).

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

متغیر		Loil	Lopeb	Lcapg	Ladtas	Ldcbp	Lrexch	Lpntpt	Lcpi	Lgdpl
آماره محاسباتی KPSS		۰/۴۵۲۸	۰/۱۰۳۷	۰/۱۲۴۲	۰/۱۰۵۸	۰/۱۴۵۰	۰/۱۳۳۲	۰/۱۳۶۶	۰/۱۴۰۰	۰/۲۴۹۵
مقادیر بحرانی	٪۱	۰/۷۳۹۰	۰/۲۱۶۰	۰/۲۱۶۰	۰/۷۳۹۰	۰/۲۱۶۰	۰/۲۱۶۰	۰/۲۱۶۰	۰/۲۱۶۰	۰/۷۳۹۰
آماره KPSS	٪۵	۰/۴۶۳۰	۰/۱۴۶۰	۰/۱۴۶۰	۰/۴۶۳۰	۰/۱۴۶۰	۰/۱۴۶۰	۰/۱۴۶۰	۰/۱۴۶۰	۰/۴۶۳۰
در سطح احتمال	٪۱۰	۰/۳۴۷۰	۰/۱۱۹۰	۰/۱۱۹۰	۰/۳۴۷۰	۰/۱۱۹۰	۰/۱۱۹۰	۰/۱۱۹۰	۰/۱۱۹۰	۰/۳۴۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

بعد از اطمینان از مانایی متغیرها، اولین گام در مدل‌های پویا، تعیین طول وقفه بهینه است. در این راستا به دلیل اندازه‌ی کوچک نمونه از معیار شوارتز (SC)[۲] استفاده شده است. این معیار وقفه‌ی یک را به عنوان طول وقفه بهینه تعیین می‌کند. بنابراین مدل SVAR تحقیق با طول وقفه یک برآورد می‌شود. لازم بذکر است، وجود شکست ساختاری با توجه به تحولات اقتصادی ایران طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی مطالعه حاضر امری محتمل است. بر این اساس، جهت ارتقاء الگوی تحقیق حاضر متغیر روند، متغیر مجازی برای سال‌های جنگ تحمیلی، دو متغیر مجازی دیگر برای تحولات مرتبط با نظام‌های نرخ ارز طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ تعریف و به

۱. Kwiatkowski, Philips, Schmidt & Shin (1992) Unit Root Test

۲. Schwartz Criteria

صورت برون‌زا وارد مدل شده است، شایان ذکر است هر چهار متغیر مذکور در الگوی برآورد شده از نظر آماری معنادار بودند[۱].

در مدل‌های SVAR جهت تفسیر اثرات شوک متغیرها بر یکدیگر از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس ساختاری استفاده می‌شود. توابع واکنش آنی نشان می‌دهند که به ازای یک انحراف معیار تغییر در متغیرهای الگو، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان چگونه تغییر خواهد کرد. تجزیه واریانس نیز واریانس خطای پیش‌بینی را به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را در بر دارند، تجزیه می‌کند. در ادامه با استفاده از توابع واکنش آنی ساختاری به بررسی آثار بدهی سرانه دولت به بانک مرکزی (Ldcbp) بر متغیرهای اقتصاد کلان (نسبت تقاضای کل داخلی به عرضه کل داخلی (Ladtas)، نرخ ارز حقیقی (Lrexch)، نسبت قیمت کالاهای غیر قابل تجارت به قابل تجارت (Lpntpt)، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (Lcpi) و تولید ناخالص داخلی به ازای نیروی کار شاغل (Lgdpl)) پرداخته می‌شود (جدول (۳)). نتایج تجزیه واریانس نیز در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۳: واکنش آنی متغیرهای اقتصاد کلان به یک انحراف معیار افزایش در بدهی سرانه دولت به بانک مرکزی

دوره	LADTAS	LREXCH	LPNTPT	LCPI		LGDPL	
۱	۰/۰۰۶۵	۰/۰۳۲۵	-۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۳۶		-۰/۰۱۶۴	**
	(۰/۰۰۸۰)	(۰/۰۳۰۹)	(۰/۰۱۶۲)	(۰/۰۲۳۳)		(۰/۰۰۷۵)	
۲	۰/۰۰۶۴	-۰/۰۰۷۴	۰/۰۰۳۴	۰/۰۵۶۱	**	-۰/۰۱۹۶	**
	(۰/۰۰۶۶)	(۰/۰۳۰۱)	(۰/۰۱۴۱)	(۰/۰۲۲۴)		(۰/۰۰۸۱)	
۳	۰/۰۰۷۵	-۰/۰۲۵۷	۰/۰۰۷۶	۰/۰۶۷۷	**	-۰/۰۱۴۶	
	(۰/۰۰۶۲)	(۰/۰۳۴۲)	(۰/۰۱۵۰)	(۰/۰۲۵۹)		(۰/۰۰۹۶)	
۴	۰/۰۰۸۲	-۰/۰۲۹۵	۰/۰۰۵۸	۰/۰۶۳۲	***	-۰/۰۱۱۵	
	(۰/۰۰۶۷)	(۰/۰۴۰۱)	(۰/۰۱۴۸)	(۰/۰۳۲۹)		(۰/۰۱۰۸)	
۵	۰/۰۰۸۰	-۰/۰۲۴۲	۰/۰۰۲۶	۰/۰۵۱۶		-۰/۰۰۹۷	
	(۰/۰۰۷۲)	(۰/۰۴۴۴)	(۰/۰۱۳۶)	(۰/۰۳۸۵)		(۰/۰۱۱۶)	
۱۰	۰/۰۰۲۲	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۱۱۸		-۰/۰۰۴۵	
	(۰/۰۰۶۸)	(۰/۰۳۴۶)	(۰/۰۰۵۲)	(۰/۰۴۲۳)		(۰/۰۰۸۵)	
۱۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۸		-۰/۰۰۱۴	
	(۰/۰۰۳۷)	(۰/۰۱۳۶)	(۰/۰۰۱۶)	(۰/۰۲۲۴)		(۰/۰۰۴۸)	
۲۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰		-۰/۰۰۰۳	
	(۰/۰۰۱۴)	(۰/۰۰۳۴)	(۰/۰۰۰۴)	(۰/۰۰۸۱)		(۰/۰۰۲۳)	

ملاحظات: ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح احتمال ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

[۱]. بدلیل حجم بالای مقاله جدول نتایج برآورد ماتریس B در متن مقاله ارائه نشده است در صورت درخواست خواننده در اختیار قرار خواهد گرفت.

بر اساس جدول (۳)، تقاضای کل نسبت به عرضه‌ی کل با افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی به اندازه‌ی یک انحراف معیار افزایش می‌یابد اما این افزایش از نظر آماری معنادار نیست. آن‌چه مسلم است با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی، پایه‌ی پولی افزایش می‌یابد و عرضه پول صورت می‌گیرد. انتظار بر این است پول عرضه شده که تحویل دولت می‌شود بتواند تقاضای حقیقی را افزایش دهد. همچنین بواسطه‌ی افزایش پایه پولی قدرت خلق اعتبار شبکه بانکی نیز افزایش می‌یابد. در این‌جا نیز از محل تسهیلات اعطایی عرضه و تقاضای کل اقتصاد تحریک می‌شود. بر اساس نتایج توابع واکنش آنی، با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی هر چند میزان افزایش تقاضای کل بیش از افزایش عرضه کل است اما این تفاوت بین عرضه و تقاضای کل از نظر آماری معنادار نیست. همچنین شوک بدهی دولت به بانک مرکزی در دو سال اول منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی می‌شود اما بعد از دو سال اثرات منفی می‌شود. این اثرات مثبت و منفی نیز از نظر آماری معنادار نیستند. این امر نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی به صورت معناداری تغییر نخواهد کرد. دلیل این امر این است که رشد عرضه پول از یک‌سو می‌تواند با هدف فعالیت‌های سفته‌گرانه به سمت بازار ارز هدایت شود. در نتیجه، نرخ ارز در بازار غیر رسمی (آزاد) افزایش یابد. از سوی دیگر، عرضه و تقاضا برای سایر کالاها و خدمات نیز بدلیل عرضه پول افزایش خواهد یافت و قیمت در بازار محصول نیز تغییر می‌کند. حال برآیند این اثرات تعیین کننده‌ی این امر هستند که نرخ ارز حقیقی با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش یا کاهش یابد. نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که تغییرات قیمت در بازار محصول با تغییرات نرخ ارز در بازار ارز تفاوت معناداری از نظر آماری ندارند، در نتیجه نرخ ارز حقیقی نیز با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی تغییر معناداری نمی‌کند. بر اساس توابع واکنش آنی، نسبت قیمت کالاهای غیر قابل تجارت به قابل تجارت نیز با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی شروع به افزایش می‌کند اما این افزایش نیز از نظر آماری معنادار نیست. دلیل این امر نیز این است که با افزایش پایه پولی و قدرت خلق اعتبار بانک‌ها، تقاضا هم برای کالاهای قابل تجارت و هم غیر قابل تجارت رشد کرده و قیمت هر دو نوع کالا افزایش می‌یابد. هر چند افزایش قیمت کالاهای غیر قابل تجارت نسبت به قابل تجارت در کوتاه‌مدت کمتر و در میان‌مدت و بلندمدت بیشتر است اما این تفاوت‌ها از نظر آماری معنادار نیستند. مهم‌ترین تاثیر بدهی دولت به بانک مرکزی بر متغیرهای کلان اقتصادی مربوط به سطح عمومی قیمت‌ها است. بر اساس توابع واکنش آنی، سطح عمومی قیمت‌ها با ایجاد شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در بدهی دولت به بانک مرکزی

شروع به افزایش می‌کند و این افزایش در سال دوم، سوم و چهارم از نظر آماری معنادار بوده و به ترتیب برابر با ۰/۰۵۶۱، ۰/۰۶۷۷ و ۰/۰۶۳۲ درصد است. همچنین توابع واکنش آنی نشان می‌دهند که شوک‌های بدهی دولت به بانک مرکزی با مجموع تغییرات فوق در نهایت GDP را کاهش خواهد داد و این اثرات منفی در سال اول و دوم بعد از شوک از نظر آماری معنادار و به ترتیب برابر با ۰/۰۱۶۴- و ۰/۰۱۹۶- درصد است.

جدول ۴: تجزیه واریانس متغیرهای اقتصاد کلان به شوک ساختاری بدهی سرانه دولت به بانک مرکزی

دوره	LADTAS	LREXCH	LPNTPT	LCPI	LGDPL
۱	۱/۴۰۰۶	۲/۳۵۳۵	۰/۲۳۴۰	۰/۰۵۱۵	۵/۴۴۱۰
۲	۲/۱۹۵۰	۱/۲۳۶۴	۰/۱۷۱۰	۶/۲۶۸۲	۸/۲۱۹۹
۳	۳/۱۶۳۸	۱/۳۴۶۸	۰/۳۷۴۸	۸/۹۸۵۷	۹/۰۸۰۷
۴	۳/۹۲۶۷	۱/۷۰۵۱	۰/۴۹۳۱	۱۰/۳۴۱۲	۹/۷۲۱۷
۵	۴/۶۱۱۹	۱/۹۳۸۶	۰/۵۱۱۳	۱۰/۹۲۱۵	۱۰/۲۳۰۸
۱۰	۵/۵۸۸۷	۲/۰۳۲۰	۰/۵۱۶۷	۱۰/۸۷۳۵	۱۱/۲۱۵۹
۱۵	۵/۶۰۷۲	۲/۰۳۲۵	۰/۵۱۷۸	۱۰/۸۰۸۷	۱۱/۲۶۰۷
۲۰	۵/۶۰۵۹	۲/۰۳۵۱	۰/۵۱۷۸	۱۰/۸۰۳۹	۱۱/۲۵۴۶
۲۵	۵/۶۰۵۸	۲/۰۳۵۵	۰/۵۱۷۸	۱۰/۸۰۳۹	۱۱/۲۵۳۷
۳۰	۵/۶۰۵۸	۲/۰۳۵۵	۰/۵۱۷۸	۱۰/۸۰۳۹	۱۱/۲۵۳۷

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از توابع تجزیه واریانس، شوک‌های بدهی دولت به بانک مرکزی در سال اول، تغییرات نسبت تقاضای کل به عرضه کل در اقتصاد، نرخ ارز حقیقی، نسبت قیمت کالاهای قابل مبادله به غیر قابل مبادله، سطح عمومی قیمت‌ها و GDP به ازای نیروی کار شاغل را به ترتیب ۱/۴۰۰۶، ۲/۳۵۳۵، ۰/۲۳۴۰، ۰/۰۵۱۵ و ۵/۴۴۱۰ درصد توضیح می‌دهد؛ در میان مدت (۵ سال) این ارقام به ترتیب به مقادیر ۴/۶۱۱۹، ۱/۹۳۸۶، ۰/۵۱۱۳، ۱۰/۹۲۱۵ و ۱۰/۲۳۰۸ درصد و در بلندمدت (۱۵ سال) به ترتیب برابر با ۵/۶۰۷۲، ۲/۰۳۲۵، ۰/۵۱۷۸، ۱۰/۸۰۸۷ و ۱۱/۲۶۰۷ درصد است. با توجه به اینکه توابع واکنش آنی در مورد تاثیرگذاری بدهی دولت به بانک مرکزی بر LADTAS، LREXCH و LPNTPT از نظر آماری بی‌معنا و در مورد LCPI و LGDPL از نظر آماری معنادار است، بنابراین در این‌جا نیز نتایج تجزیه واریانس در مورد LCPI و LGDPL از نظر آماری معنادار خواهد بود. بر این اساس می‌توان گفت در بلندمدت حدود ۱۰/۸ درصد تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و حدود ۱۱/۲۵ درصد تغییرات GDP به ازای نیروی کار شاغل

توسط بدهی دولت به بانک مرکزی توضیح داده می‌شود. بر اساس نتایج توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، بدهی دولت به بانک مرکزی هزینه‌های تورمی قابل توجهی را به عاملان اقتصادی تحمیل می‌کند و حجم فعالیت‌های حقیقی اقتصاد را نیز کاهش می‌دهد. این نتایج نشان می‌دهد پدیده‌ی حاکمیت مالی در اقتصاد ایران حاکم بوده و در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها نیز سیاست‌های مالی نقش قابل توجهی دارند.

۶- نتیجه‌گیری

موضوع بدهی دولت به بانک مرکزی همواره مورد توجه نظریه‌پردازان و متخصصان اقتصادی بوده است چراکه با وجود این نوع بدهی‌ها سیاست‌های پولی ممکن است حالت انفعالی پیدا کرده و کارکرد خود را نه تنها از دست بدهد بلکه برخلاف اهداف خود عمل کند. در واقع، با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی، پایه‌ی پولی افزایش و بدنبال آن نیز سیاست انبساطی پولی رخ می‌دهد. از این رو، سیاست‌های پولی از اختیار بانک مرکزی خارج شده و هم‌جهت با سیاست مالی به صورت درون‌زا رخ می‌دهد. چنین پدیده‌ای منجر می‌شود مقام پولی قادر نباشد با سیاست‌های پولی به اهداف تعریف شده خود (همچون کنترل تورم و انحرافات تولید) دست یابد. به دلیل اهمیت این مساله، مطالعه‌ی حاضر به بررسی اثرات اقتصادکلان بدهی دولت به بانک مرکزی در اقتصاد ایران با استفاده از روش SVAR طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ پرداخت.

در کشورهای در حال توسعه استفاده از منابع بانک مرکزی برای نیازهای مالی دولت امری متداول است. این امر بویژه در مورد کشورهای متکی به صادرات نفت همچون ایران که درآمدهای ارزی نفت توسط بانک مرکزی به پول داخلی تبدیل و در اختیار دولت قرار داده می‌شود شکل پیچده‌تری نیز به خود گرفته است. عمده اجزاء بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران شامل استقراض دولت از بانک مرکزی با هدف جبران کسری بودجه تا سال ۱۳۷۹، استقراض بابت اجرای هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹، کسری «حساب ذخیره تعهدات ارزی» بعد از یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، مانده حساب «حق‌الامتیاز خرید ارز» در سال ۱۳۸۱، و مابه‌التفاوت نرخ خرید ارز مرجع و ارز مبادله‌ای مربوط به اقلام اساسی و دارو (همچنین ارز درمانی و ارز دانشجویی) در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ بوده است. علاوه بر این‌ها، افزایش «اسناد به تعهد دولت» دلیل اصلی افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ است. البته این افزایش صرفاً رویکرد حسابداری بوده و منجر به تغییر پایه پولی نمی‌شود.

نتایج حاصل از توابع واکنش آنی مدل SVAR نشان داد که شوک ساختاری به اندازه یک انحراف معیار در بدهی دولت به بانک مرکزی هر چند منجر به افزایش تقاضای کل نسبت به عرضه‌ی کل می‌شود اما این افزایش از نظر آماری معنادار نیست. همچنین نرخ ارز حقیقی نیز تحت تاثیر شوک ساختاری بدهی دولت به بانک مرکزی از نظر آماری تغییر معناداری را تجربه نمی‌کند. این امر نشان می‌دهد افزایش سطح قیمت‌ها و نرخ ارز اسمی بازار تحت تاثیر افزایش نقدینگی ناشی از شوک مثبت بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش نزدیک به هم دارند. نسبت قیمت کالاهای غیر قابل تجارت به قابل تجارت نیز با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی شروع به افزایش می‌کند اما این افزایش نیز از نظر آماری معنادار نیست. مهم‌ترین اثر شوک ساختاری بدهی دولت به بانک مرکزی، افزایش معنادار سطح عمومی قیمت‌ها طی سال دوم، سوم و چهارم بعد از شوک (به ترتیب به میزان ۰/۰۵۶۱، ۰/۰۶۷۷ و ۰/۰۶۳۲ درصد) است. ضمن آن‌که در سال اول و دوم بعد از شوک بدهی دولت به بانک مرکزی، سطح GDP به ازای نیروی کار شاغل به صورت معناداری (به ترتیب برابر با ۰/۰۱۶۴- و ۰/۰۱۹۶- درصد) کاهش پیدا می‌کند. بر مبنای توابع تجزیه واریانس نیز در بلندمدت حدود ۱۰/۸ درصد تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و حدود ۱۱/۲۵ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی به ازای نیروی کار شاغل توسط بدهی دولت به بانک مرکزی توضیح داده می‌شود. بر مبنای نتایج فوق، حاکمیت مالی و نظریه مالی سطح قیمت‌ها در مورد اقتصاد ایران صادق است. جعفری لیلاب و همکاران (۱۳۹۷) و اصغرپور و همکاران (۱۳۹۴) نیز به این نتیجه دست یافته بودند.

کاهش رشد اقتصادی همزمان با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر خلاف چارچوب منحنی فیلیپس است. در چارچوب مذکور، انتظار بر این است افزایش تورم (ناشی از افزایش نقدینگی) با کاهش بیکاری و افزایش رشد اقتصادی همراه باشد. این امر نشان می‌دهد در اقتصاد ایران نقدینگی تزریق شده به اقتصاد بیشتر جذب فعالیت‌های غیر مولد و سفته‌بازانه شده است تا جذب فعالیت‌های مولد (صمصامی و همکاران، ۱۳۹۵). به همین دلیل، نه تنها برخی بررسی‌های تجربی نشان می‌دهند حجم پول در ایران بر متغیرهای واقعی اقتصاد (تولید و اشتغال) تاثیر معناداری ندارد (لشکری، ۱۳۸۹)، حتی برخی دیگر نشان می‌دهند شوک‌های مثبت پولی پس از یک دوره تاثیر منفی بر رشد تولید داشته است (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۱). البته برخی دیگر نیز بر تاثیر ناچیز رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی تاکید دارند (صمصامی و همکاران، ۱۳۹۵). از سوی دیگر، مطالعات تجربی مختلف در ارتباط با اقتصاد ایران تاثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی را نتیجه گرفته‌اند

(سلطان تویه و همکاران، ۱۳۹۱؛ پیرایی و دادور، ۱۳۹۰ و نظری و برزگردوین، ۱۳۹۳). در نتیجه تاثیر منفی شوک بدهی دولت به بانک مرکزی بر رشد اقتصادی منطقی و سازگار با واقعیت‌های اقتصادی ایران است.

تعهدات دولت به بانک مرکزی در ایران عمدتاً از محل مازاد درآمدهای نفت تسویه می‌شود. اما از آن‌جا که قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود، درآمدهای نفتی خارج از کنترل سیاست‌گذار داخلی است. در نتیجه این درآمدها ابزار مطمئن و باثباتی برای تسویه بدهی‌های دولت به بانک مرکزی محسوب نمی‌شود. ضمن آن‌که بانک مرکزی با تبدیل درآمدهای ارزی نفت به ریال و تحویل درآمدهای ریالی به دولت، عملاً مجبور است ۱) درآمدهای ارزی نفت را در بازار ارز تبدیل به ریال کند و منابع حاصله را به دولت تحویل دهد (عملیات عقیم‌سازی)، ۲) یا درآمدهای ارزی نفت را به عنوان دارایی خارجی نگهداری و به دولت پول جدید تحویل دهد(انتشار پول جدید). به دلیل عدم کشش بازار ارز عمدتاً حالت دوم رخ می‌دهد، البته حالت اول نیز پیامدهای نامطلوبی در اقتصاد بدنبال دارد. این در حالی است که در کشورهای توسعه‌یافته ارتباط مالی دولت و بانک مرکزی از طریق عملیات بازار باز صورت می‌گیرد. به دلیل حرمت شرعی ربا، نمی‌توان از اوراق قرضه دولتی در ایران استفاده کرد، همین مساله دلیل اصلی عدم اجرای عملیات بازار باز توسط بانک مرکزی است. اما این عملیات می‌تواند با استفاده از برخی اوراق بهادار اسلامی دولتی همچون سلف و منفعت صورت پذیرد. به این صورت که دولت وقتی نیاز مالی دارد اقدام به فروش اوراق سلف و منفعت به بانک مرکزی می‌کند. این اوراق به عنوان بدهی دولت به بانک مرکزی تلقی می‌شود. حال بانک مرکزی نیز می‌تواند از این اوراق در سیاست‌گذاری پولی استفاده کند. به طوری که با واگذاری اوراق مذکور به بخش غیر دولتی توسط بانک عملاً سیاست پولی انقباضی رخ می‌دهد. در کل استفاده از اوراق مذکور در تامین مالی دولت از بانک مرکزی منجر می‌شود ۱) کسری مالی دولت تامین شود، ۲) انجام عملیات بازار باز مقدور می‌شود و کنترل مقام پولی بر سیاست‌گذاری بهبود پیدا می‌کند (حاکمیت مالی کم می‌شود)، ۳) خالص بدهی‌های دولت به بانک مرکزی روند باثبات‌تری خواهد داشت. البته باید در کنار پیگیری عملیات بازار باز، اصلاح کسری ساختاری بودجه نیز در اولویت قرار گیرد. در این راستا لازم است اندازه هزینه‌های جاری دولت کنترل و پایه و تلاش مالیاتی افزایش یابد، همچنین با تقویت بخش خصوصی باید ظرفیت مالیاتی کشور نیز تقویت شود.

منابع و مآخذ

۱. ابراهیمی، محسن. و سالاریان، محمد (۱۳۸۸). "بررسی پدیده نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده نفت و تأثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن". فصلنامه اقتصاد مقداری **٦**(۱): ۱۰۰-۷۷.

۲. اصغرپور، حسین. سلمانی، بهزاد. و نیکی اسکویی، کامران (۱۳۹۴). "تحلیل تجربی سلطه مالی در اقتصاد ایران: رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری". سیاست‌گذاری اقتصادی **۷**(۱۳): ۱۶۲-۱۳۳.

۳. پیرایی، خسرو. و دادور، بهاره (۱۳۹۰). "تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تاکید بر نااطمینانی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۱**(۱): ۸۰-۶۷.

۴. جعفری لیلاب، پری. حقیقت، جعفر. اصغرپور، حسین. و سلمانی، بهزاد (۱۳۹۷). "بررسی تعاملات سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران، در چارچوب مدل تعادل عمومی تصادفی". سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۹): ۲۱۱-۱۶۷.

۵. سلطان‌تویه، محدثه. اکبری، میرعسکر. و رسائیان، امیر (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل رگرسیون خطی غلتان". پژوهش‌های پولی و بانکی **٦**(۱۴): ۶۸-۴۹.

۶. سلمانی، یونس. و صادقی، سارا (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر شوک‌های درآمدی نفت بر قیمت مسکن در ایران از طریق مکانیسم بیماری هلندی کاربردی از مدل SVAR". فصل‌نامه‌ی علمی اقتصاد مسکن **۵۲**: ۸۰-۵۷.

۷. صباغ کرمانی، مجید. موسوی نیک، سید هادی. یاوری، کاظم. و باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۳). "بررسی اثر حاکمیت مالی بر نرخ تورم اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". پژوهش‌های اقتصادی **١٤**(۱): ۲۶-۱.

۸. صمدی، علی حسین. و زارع حقیقی، نغمه (۱۳۹۱). "آزمون مجدد رابطه بین درآمد و مخارج دولت در ایران: متقارن یا نامتقارن؟". پژوهشنامه اقتصادی **۱۲**(۴۷): ۱۵۲-۱۲۳.

۹. صمصامی، حسین. داودی، پرویز. و امیری جاوید، هادی (۱۳۹۵). "مقایسه اثربخشی رشد نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال با حباب بازار دارایی‌ها". فصلنامه تحقیقات اقتصادی **۵۱**(۲): ۴۹۳-۴۵۷.

۱۰. عباسی نژاد، حسین. گودرزی فراهانی، یزدان. و مشتری دوست، شیوا (۱۳۹۱). "آیا نوسانات حجم پول دارای اثرات حقیقی بر اقتصاد می‌باشد؟". فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی **۲**(۵): ۹۴-۶۹.

۱۱. کشیش بانوسی، روبینا (۱۳۷۸). "نکاتی در مورد حساب ذخیره ارزی". مجموعه پژوهش‌های اقتصادی **۱۰**. اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی.

۱۲. مزینی، امیر حسین. و یاوری، کاظم (۱۳۸۳). "اثر تغییرات نرخ ارز بر بخش تجاری کشور: مطالعه موردی رابطه مبادله و قیمت نسبی کالاهای قابل مبادله به غیر قابل مبادله". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی **۱٤**(۱۴): ۱۰۸-۸۹.

۱۳. مهرگان، نادر. و سلمانی، یونس (۱۳۹۳). "نوسانات قیمتی نفت و رشد پایدار اقتصادی: مطالعه موردی ایران و ژاپن". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران **۳**(۱۰): ۱۲۵-۱۰۷.

۱۴. میربهاری، سید مهرزاد (۱۳۹۴). "شناسایی ساختار بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران و مقایسه آن با استانداردهای بین‌المللی". فصلنامه روند **۲۲**(۷۰): ۱۳۰-۱۰۱.

۱۵. نظری، حمیدرضا. و برزگردوین، مجتبی (۱۳۹۳). "بررسی اثر تورم بر رشد در اقتصاد ایران". پژوهشنامه بازرگانی **۱۹**(۷۳): ۱۷۰-۱۴۵.

16. Aiyagari, S.R. and Gertler, M. (1985). "The Backing of Government Bonds and Monetarism". Journal of Monetary Economics **16**: 19-44.
17. Bassetto, M. & Cui, W. (2018). "The Fiscal Theory of the Price Level in a World of Low Interest Rates". Journal of Economic Dynamics and Control **89**: 5-22.
18. Berentsen, A. & Waller, C. J. (2018). "Liquidity Premiums on Government Debt and the Fiscal Theory of the Price Level". Journal of Economic Dynamics and Control **89**: 173-182.
19. Blancheton, B. (2016). "Central Bank Independence in a Historical Perspective; Myth, Lessons and a New Model". Economic Modelling **52**: 101-107.
20. Bruno, M. and Fisher, S. (1990). "Seignorage, Operating Rules, and the High Inflation Trap". Quarterly Journal of Economics **105**(2): 353-374.
21. Canzoneri, M. B. Cumby, R. E. & Diba, B. T. (2001). "Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?". American Economic Review **91**(5): 1221-1238.
22. Christiano, L. J. & Fitzgerald, T. J. (2000). "Understanding the Fiscal Theory of the Price Level". Economic Review **36**(2): 1-39.
23. Chugh, S. K. (2015). *Modern Macroeconomics*, MIT Press.
24. Cochrane, J. H. (2018). *The Fiscal Theory of the Price Level*, Working Book, The University of Chicago Booth School of Business.
25. Cochrane, J. H. (b) (2018). "Stepping on a Rake: The Fiscal Theory of Monetary Policy". European Economic Review **101**: 354-375.

26. De Haan, J. and Zelhorst, D. (1990). "The Impact of Government Deficits on Money Growth in Developing Countries". Journal of International Money and Finance **9**(4): 455-469.
27. Drazen, A. (1985). "Tight Money and Inflation. Further Results". Journal of Monetary Economics **15**: 113-120.
28. Dufrénot, G. Jawadi, F. & Khayat, G. A. (2018). "A Model of Fiscal Dominance under the "Reinhart Conjecture'". Journal of Economic Dynamics and Control **59**: 78-102.
29. Elbourn, A. (2008). "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: an SVAR Approach". Journal of Housing Economics **17**: 65-87.
30. Farzanegan, M.R. and Markwardt, G. (2009). "The Effect of Oil Price Shocks on the Irainian Economy". Energy Economics **37**: 134-151.
31. Goodfriend, M. (2012). "The Elusive Promise of Independent Central Banking". Bank of Japan, Institute for Monetary and Economic Studies **30**: 39-54.
32. Hamburger, M.J. and Zwick, B. (1981). "Deficits, Money, and Inflation". Journal of Monetary Economics **7**: 141-150.
33. Ho, T. K. (2005). "Explaining the Fiscal Theory of Price Level Determination and Its Empirical Plausibility for Taiwan". Academia Economic Papers **33**: 241-277.
34. Issing, O. (2012). "The Mayekawa Lecture: Central Banks-Paradise Lost". Bank of Japan, Institute for Monetary and Economic Studies **30**: 55-74.
35. Kwiatkowski, D. Phillips, P. C. B. Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root". Journal of Econometrics **54**: 159-178.
36. Leeper, Eric M. (1991). "Equilibria Under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies". Journal of Monetary Economics **27**(1): 129-147.
37. Levy, M.D. (1981). "Factor Affecting Monetary Policy in an Era of Inflation". Journal of Monetary Economics **8**(3): 351-373.
38. Liviatan, N. (1984). "Tight Money and Inflation". Journal of Monetary Economics **13**: 5-15.
39. Liviatan, N. (1986). "Tight Money Paradox- an Alternative View". Journal of Macroeconomics **8**: 105-112.
40. Liviatan, N. (1988). "On Interaction between Monetary and Fiscal Policies under Perfect Foresight". Oxford Economic Papers **40**: 193-203.
41. Martin, F. M. (2015). "Debt, Inflation and Central Bank Independence". European Economic Review **79**: 129-150.

42. Montes, G. C. (2009). "Reputation, Credibility and Monetary Policy Effectiveness". Estudos Econômicos (São Paulo) **39**(3): 673-698.
43. Sargent, T.J. and Wallace, N. (1981). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic". Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review **5**: 1-17.
44. Sargent, Thomas J. (1987). *Dynamic Macroeconomic Theory*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
45. Shaheen, R. (2018). "Testing Fiscal Dominance Hypothesis in a Structural VAR Specification for Pakistan". Scientific Annals of Economics and Business **65**(1): 51-63.
46. Sims, Ch. (1994). "A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy". Economic Theory **4**(3): 381-399.
47. Sims, Ch. (1998). "Econometric Implications of the Government Budget Constraint". Journal of Econometrics **83**: 9-19.
48. Taylor, J. B. (2013). "The Effectiveness of Central Bank Independence Vs. Policy Rules". Business Economics **48**(3): 155-162.
49. Vasiljev, T. B. (2018). "Estimated DSGE Model for Monetary and Fiscal Polic Coordination Analysis–The Case of Serbia". Journal of Central Banking Theory and Practice **7**(1): 145-173.
50. Williamson, S. D. (2018). "Can the Fiscal Authority Constrain the Central Bank?". Journal of Economic Dynamics and Control **89**: 154-172.
51. Woodford, M. (1994). "Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-Advance Economy". Economic Theory **4**(3): 345-380.
52. Woodford, M. (1995). "Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy **43**:1-46.

Original Research Article

The macro-economic effects of the government debts to the Central Bank in Iran

Yunes Salmani[1]
Kazem Yavari[2]*
Hossein Asgharpour[3]
Bahram Sahabi[4]

Received: 25-07-2018 Accepted: 10-01-2019

Abstract

In the Iranian economy, a part of the financial needs and liabilities of the government is always financed by the Central Bank. With an increase in the government debts to the Central Bank, monetary policy gets passive and implemented in line with fiscal policies. Consequently, the functions of the monetary policy are disrupted, and it deviates from its goals. This can have undesirable impacts on the macro-economy. So, this study aims at the macroeconomic effects of the government debts to the Central Bank in Iran during the period of 1973-2017. To this end, a SVAR model is used. The result of the research showed that the government debt to the Central Bank has had no significant effect on the ratio of aggregate demand to aggregate supply, real exchange rate and the relative price of non-tradable goods to tradable goods, but it has significantly increased the prices over a period of three years and decreased the GDP over two years. In the long run, the government debt to the Central Bank has explained 10.8 percent of variation in the general level of prices and 11.25 percent of variation in the GDP per person. These results indicate that the Fiscal Dominance and the Fiscal Theory of Price Level can account for this situation in the Iranian economy.

Keywords: Macroeconomic, Government debt, Central Bank, Fiscal dominance, SVAR.
JEL: E62, E69, H63, H69.

1- PhD in Economics, Tarbiat Modares University
2- Professor, Economics, Yazd University
kyavari@yazd.ac.ir
3- Associate Professor, Economics, Tabriz University
4- Assistant Professor, Economics, Tarbiat Modares University

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

نقش توسعه مالی در کاهش فقر ایران با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA)

سید مسیح مولانا[۱]
عباس نجفی زاده[۲]
غلامعلی حاجی[۳]
احمد سرلک[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۵/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۵

چکیده

هدف مقاله حاضر تبیین رابطه توسعه مالی و فقر در ایران می‌باشد. با توجه به وجود شاخص‌های مختلف در حوزه توسعه مالی در ادبیات توسعه مالی و اینکه هر کدام از شاخص‌های مربوط به توسعه مالی خود به تنهایی نمی‌تواند بطور کامل و فراگیر کلیه ابعاد توسعه مالی را در برگیرد، در این تحقیق جهت رفع مشکل فوق با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) اقدام به ساخت شاخص ترکیبی شد که اکثر ابعاد مختلف توسعه مالی در نظر گرفته شود. همچنین از شاخص شدت فقر (SST) به عنوان شاخص فقر استفاده شد. در راستای آزمون رابطه بین متغیرها از مدل خود رگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL) استفاده گردید. با وارد کردن شاخص درجه دوم توسعه مالی اثرات غیر خطی رابطه بین توسعه مالی و فقر برای دوره زمانی ۱۳۹۵–۱۳۶۸ آزمون شد. نتایج بیانگر این بود که متغیر توسعه مالی اثر منفی و معنی‌داری بر فقر داشته است، به عبارتی بهبود در وضعیت توسعه مالی منجر به کاهش فقر در جامعه می‌شود. ضریب مربوط به توان دوم شاخص توسعه مالی منفی و معنی‌دار می‌باشد که بیانگر این موضوع است که رابطه U معکوس در مورد توسعه مالی و شدت فقر در ایران وجود دارد.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، فقر، نابرابری، تحلیل مولفه اصلی، روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL).

Keywords: Financial development, Poverty, Inequality, Principal Component Analysis (PCA), Autoregressive Distributed Lag model (ARDL).

JEL Classification: G21, G24, O11, O16.

[۱]. دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک (نویسنده مسئول) masihmolana@yahoo.com
[۲]. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک abbnaj@yahoo.com
[۳]. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک g-haji@iau-arak.ac.ir
[۴]. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک sarlak71813@yahoo.com

۱- مقدمه

فقر سطح درآمدی است که به انسان امکان مصرف حداقل نیازهای لازم برای زیستن را نمی‌دهد. به دلیل ماهیت چند بعدی فقر ارائه تعریف جامعی از آن مشکل می‌باشد. با این وجود تعاریف گوناگونی برای فقر ارائه شده است. برای نمونه سن (۱۹۸۱) فقر را تنها پایین بودن درآمد ندانسته بلکه آن را محرومیت از قابلیت‌های اساسی می‌داند. همچنین بانک جهانی (۱۹۹۰) فقر را ناتوانی در کسب حداقل استانداردهای زندگی تعریف می‌کند. نظریه‌های اقتصادی علت اصلی فقر را درآمدهای پایین و عدم بهره‌مندی گروه‌های فقیر از فرصت‌های لازم برای کسب درآمد و فعالیت‌های مولد می‌پندارند. بر این اساس نظریه‌های سنّتی توسعه عمدتاً با محوریت دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر و ایجاد فرصت‌های مناسب اقتصادی برای گروه‌های کم درآمد به اهداف و استراتژی‌های توسعه پرداخته‌اند. اما امروزه مطالعات تجربی و نظری نشان داده است که علی‌رغم افزایش نرخ رشد اقتصادی در طی سالیان گذشته، هنوز هم برخی کشورها درگیر فقر و مشکلات ناشی از آن می‌باشند و گروه‌های کم درآمد و فقیر از منافع ناشی از رشد بهره‌ای نبرده‌اند. به عبارت دیگر رشد اقتصادی به تنهایی ماهیت فواید توزیعی آن را تعیین نخواهد کرد و به ابزارها و سیاست‌هایی احتیاج دارد که بتواند به طور مستمر همراه با رشد اقتصادی به کاهش فقر نیز منجر شود. از جمله این ابزارها می‌توان اعتبارات، بهره‌مندی از خدمات مالی و اعتباری را به عنوان ابزار مؤثری برای کاهش فقر مطرح نمود، چرا که امکان مشارکت گسترده‌تر گروه‌های فقیر و کم درآمد جامعه را در فعالیت‌های اقتصادی فراهم می‌آورد. بخش مالی، با تسهیل مبادلات اعطای اعتبارات، کاهش ریسک و ارائه سایر خدمات مالی نقش مهم و بالقوه‌ای در افزایش متوسط سطح درآمد و همچنین کاهش آسیب‌پذیری فقیران در برابر نوسانات درآمد و نیز بسترسازی برای مشارکت بیشتر فقیران در جریان رشد اقتصادی خواهد داشت. البته باید توجه نمود که صرف توسعه مالی نمی‌تواند باعث کاهش فقر شود زیرا امکان دارد که توسعه مالی به گونه‌ای باشد که دسترسی افراد فقیر را به بازارهای مالی محدود کند و یا باعث کاهش فرصت‌های برابر اقتصادی شود که این کار می‌تواند منجر به افزایش فقر گردد. یکی از معیارهای دولت موفق، سیاست‌هایی است که منجر به کاهش فقر و نابرابری می‌شود؛ بنابراین دولت‌ها همواره تلاش می‌کنند میزان نابرابری‌ها را در مناطق مختلف به صورت اساسی کاهش دهند، چرا که نابرابری در درآمدها، اعتماد به سیستم اقتصادی را کاهش می‌دهد و ممکن است اثر هر سیاستی را خنثی نماید (محمدی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۵۴).

از عوامل تعیین‌کننده‌ی سطح توسعه مالی در کشورها می‌توان به عوامل تاریخی شامل مولفه‌های قانونی، سیاسی، فرهنگی، اخلاقی و جغرافیایی و عوامل سیاستی شامل محیط سیاسی و اقتصاد کلان، زیر ساخت‌های نهادی، قانونی و اطلاعاتی، مقررات و نظارت، رقابت و کارایی، آزادسازی مالی و تسهیل دسترسی به خدمات مالی اشاره نمود. سیستم مالی یک کشور از بازارها، ابزارها و محصولات مالی متنوعی تشکیل شده است. بر این اساس، توسعه مالی یک مفهوم چند وجهی است که علاوه بر توسعه بخش بانکی ابعاد دیگری همچون توسعه بخش مالی غیر بانکی، توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، مقررات و نظارت بانکی، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی و توسعه بورس را در بر می‌گیرد (دهمرده و شکری، ۱۳۸۹: ۱۴۹). بخش مالی و بانکی یکی از بخش‌های مهم اقتصاد هر کشور است و وقوع بحران در این بخش و تشدید آن اثرات مخربی روی سایر بخش‌های اقتصاد دارد (خشنودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۰). نظریات مختلفی در خصوص رابطه فقر و توسعه مالی وجود دارد. بک[1] و همکاران (۲۰۰۷) و راوالیون[2] (۲۰۰۱) نشان دادند توسعه مالی از دو کانال رشد اقتصادی (افزایش درآمد) و توزیع درآمد (از طریق اعطای اعتبارات) بر فقر تأثیرگذار است. لوین[3] (۱۹۹۷) بیان می‌کند که بخش مالی با انجام وظایف خود از دو طریق انباشت سرمایه و تغییرات فناوری، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. البته در این مورد اتفاق نظر وجود ندارد. پس می‌توان اذعان داشت که توسعه مالی می‌تواند با کاهش محدودیت‌های اعطای اعتبارات، موجب افزایش تخصیص آن به افراد بیشتر و به تبع آن فقیران شود. هرچه بازارهای مالی رقابتی‌تر باشند، دسترسی به اعتبارات آسان‌تر و بیشتر خواهد بود (راجان و زینگالاس، ۲۰۰۳). با توجه به مطالب ذکر شده بررسی رابطه بین توسعه مالی و فقر بسیار مهم و ضروری است. این مقاله، به بررسی اجمالی مبانی نظری توسعه مالی و فقر می‌پردازد و در پی پاسخ دادن به ارتباط بین آن‌ها در ایران می‌باشد. نوآوری مقاله‌ی حاضر نسبت به مطالعات محدود قبلی در این است که اولا، در اکثر مطالعات انجام شده جهت تبیین متغیر وابسته که همان فقر می‌باشد از ضریب جینی، درآمد سرانه و یا هزینه مصرفی سرانه استفاده شده است، اما در این تحقیق جهت نوآوری و تشریح بهتر مسائل، شاخص شدت فقر (سن، شرکس و دن[4]) که به اختصار آن را شاخص SST می‌نامیم به کار برده شده است. ثانیا، در

1. Beck (2007)
2. Ravallion (2001)
3. Levin (1997)
4. Sen, Shorrocks and Thon

بیشتر مطالعات انجام شده قبلی در خصوص رابطه فقر و توسعه مالی، برای بیان توسعه مالی از یک یا دو شاخص مربوطه استفاده شده است. حال آن‌که استفاده از هر کدام از شاخص‌های مربوط به توسعه مالی خود به تنهایی نمی‌تواند به طور کامل و فراگیر کلیه ابعاد توسعه مالی را در برگیرد و استفاده از هرکدام از شاخص‌ها به تنهایی، تنها یک وجه از توسعه مالی را در نظر می‌گیرد. در این تحقیق جهت رفع مشکل فوق و فراهم کردن امکان استفاده توامان از چندین شاخص توسعه مالی با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) اقدام به ساخت شاخص ترکیبی می‌کنیم که اکثر ابعاد مختلف توسعه مالی را در نظر بگیرد. ثالثا، به منظور بررسی موضوع مورد مطالعه از داده‌های فصلی به جای داده‌های سالیانه سری زمانی استفاده شده است و داده‌های مربوط به متغیرهایی که به صورت سالیانه موجود می‌باشد در این پژوهش به داده‌های فصلی تبدیل شده است. استفاده از داده‌های فصلی نسبت به داده‌های سالیانه منجر به برآوردهای کاراتر خواهد شد. به منظور بررسی رابطه بین شاخص‌های توسعه مالی و فقر، با وارد نمودن فرم درجه دوم شاخص توسعه مالی رابطه U معکوس بین توسعه مالی و فقر در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۸ بررسی می‌شود. در عمده مطالعات تجربی، به طور ضمنی فرض خطی بودن در بررسی رابطه میان توسعه مالی و فقر لحاظ شده است. اما ضمن اینکه بر پایه تحلیل‌های نظری امکان وجود رابطه غیر خطی در زمینه مورد مطالعه به دلایلی همچون تعادل‌های چندگانه محتمل است، با تغییر سیاست‌های اقتصادی کشورها و یا بروز بحران‌ها و شوک‌های اقتصادی نیز امکان تغییر رفتار متغیرهای کلان اقتصادی بسیار زیاد است. لذا محتمل به نظر می‌رسد که رابطه میان توسعه مالی و فقر از یک الگوی غیر خطی تبعیت کند.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه به بررسی مبانی نظری تحقیق پرداخته می‌شود و در بخش سوم مطالعات انجام شده در مورد موضوع تحقیق بررسی می‌گردد. در بخش چهارم، به برآورد مدل تجربی تحقیق و بررسی نتایج تجربی تحقیق می‌پردازیم. در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲- مبانی و چهارچوب نظری

فقر و مشکلات ناشی از آن یکی از پیچیده‌ترین مسائلی است که همواره پیش روی بشر قرار داشته و مانعی برای توسعه پایدار بوده است. شکل‌گیری این پدیده ناشی از عملکرد نظام‌های جامعه بشری بوده و در شرایط زمانی و مکانی متفاوت؛ عوامل مختلفی بر آن اثر گذاشته است. نظریه‌های

اقتصادی علت اصلی فقر را درآمدهای پایین و عدم بهره‌مندی گروه‌های فقیر از فرصت‌های لازم برای کسب درآمد و فعالیت‌های مولد می‌دانند. بررسی فقر و عوامل تاثیرگذار بر آن از جنبه‌های مختلف اهمیت دارد. اقتصاددانان معضل فقر را از جنبه‌های مختلف بررسی کرده‌اند و اکثراً به این نکته اشاره نموده‌اند که رشد اقتصادی مولفه‌ای مهم و تعیین‌کننده برای فقر است. بنابراین هرگونه ابزار یا روشی که بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد به طور غیر مستقیم بر فقر نیز تاثیر دارد. در نتیجه توسعه بخش مالی راهبردی است که می‌تواند با ایجاد فرصت‌های لازم برای کسب درآمد و فعالیت‌های مولد بر شاخص‌های فقر تاثیرگذار باشد. همچنین در سطوح کلان می‌توان با اثرگذاری بر رشد اقتصادی به طور غیر مستقیم نیز زمینه کاهش فقر را فراهم آورد (لوین[1]، ۱۹۹۷). به طور کلی در خصوص تاثیرگذاری توسعه مالی بر فقر و نابرابری درآمد دو دیدگاه کلی وجود دارد: ۱- فرضیه U معکوس متعلق به (گرین وود و جووانویچ[2]، ۱۹۹۰) و۲- فرضیه خطی متعلق به (بانرجی و نیومن[3]، ۱۹۹۳، گالور و زیرا [4]، ۱۹۹۳).

طبق مدل نظری گرینوود جووانویچ یک رابطه غیر خطی بین توسعه مالی و نابرابری و فقر وجود دارد. به طوری که در مراحل اولیه توسعه زمانی که واسطه‌های مالی کمتر توسعه یافته هستند، اقتصاد به آرامی رشد می‌کند. در مرحله میانی توسعه همراه با رشد اقتصادی سریع‌تر و توسعه مالی عمیق‌تر، نابرابری درآمد و فقر بیشتر می‌شود. در مرحله بلوغ هنگامی که ساختار مالی بسیار توسعه یافت و عوامل بیش‌تری به بخش واسطه مالی دسترسی پیدا کردند، فقر و نابرابری کاهش خواهد یافت و در نهایت ثابت و پایدار می‌شود. بنابراین گرینوود و جووانویچ، یک رابطه U شکل معکوس بین توسعه مالی و نابرابری و فقر پیش‌بینی کردند (زی چنگ[5]، ۲۰۰۶). بر خلاف فرضیه معکوس گرینوود – جووانویچ، برخی دیگر از افراد یک رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری و فقر را پیشنهاد می‌کنند (گاور و زیرا، ۱۹۹۳، بانرجی و نیومن، ۱۹۹۳).

به طور کلی توسعه مالی از طریق دو کانال باعث کاهش فقر می‌شود. یکی به طور غیر مستقیم و از طریق رشد اقتصادی (افزایش درآمد) و دیگری به صورت مستقیم و با ایجاد دسترسی به خدمات مالی برای افراد فقیر (راوالیون[6]، ۲۰۰۱ و بک[7]، ۲۰۰۷).

---

1. Levine (1997)
2. Greenwood & Jovanovich (1990)
3. Banerjee & Newman (1993)
4. Galor & Zeira (1993)
5. Zhicheng (2006)
6. Ravallion (2001)
7. Beck (2007)

کهو[1] (۲۰۱۷) و صلاح الدین و همکاران[2] (۲۰۱۴) چگونگی تاثیر توسعه مالی بر فقر را به روش‌های مختلفی توضیح می‌دهند:

۱- توسعه مالی می‌تواند با معکوس کردن علل شکست‌های بازار مالی، فرصت‌هایی را برای فقرا جهت دستیابی به منابع مالی رسمی[3] ایجاد کند، یعنی شرایطی که در آن عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌ی ثابت بالای وام دهی به وام‌گیران کوچک وجود دارد، معکوس شده و اطلاعات متقارن و هزینه‌های ثابت وام دهی به وام گیرندگان کوچک، کم می‌شود (راجان و زیتگالس[4]، ۲۰۰۱ و جلیلیان و پاتریک[5]، ۲۰۰۲، و اودهیامبو[6]، ۲۰۰۹) هر چند که برخی از عوامل از قبیل عدم توانایی فقرا در تهیه ضمانت و وثیقه و همچنین نرخ‌های بالای بهره وام‌ها و همچنین فقدان یک موسسه رسمی مالی در زمینه ارائه خدمات مالی در کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته به فقرا وجود دارد لیکن (مک کینون[7]، ۱۹۷۳) نشان می‌دهد که توسعه مالی در نهایت فرصت‌هایی را ایجاد می‌کند که می‌تواند درآمد فقرا را بهبود بخشد (اثر مستقیم).

۲- توسعه مالی، محدودیت‌های اعتباری را برای خانواده‌های فقیر کاهش می‌دهد و دسترسی آن‌ها را به امکانات و منابع مالی بهبود می‌بخشد. در نتیجه، دسترسی بهتر فقرا به اعتبارات و منابع مالی منجر به بهبود بهره‌وری از طریق دسترسی به تکنولوژی برتر و یا سرمایه‌گذاری در آموزش و بهداشت و سلامت می‌شود که هر کدام به نوبه خود منجر به افزایش درآمد افراد فقیر می‌شود و در نهایت منجر به کاهش در فقر خواهند شد (شهباز[8] ۲۰۰۹ و هاموری[9]۲۰۱۲) (اثر مستقیم).

۳- بازارهای مالی توسعه نیافته موجود در کشورهای در حال توسعه معمولا به شکلی است که در آن اعتبارات به شکلی ناعادلانه به نفع افراد ثروتمند توزیع می‌شود. وجود اطلاعات متقارن سودهای غیر اقتصادی برای افراد و بنگاه‌های صاحب قدرت را از بین می‌برد و فرصت کسب درآمد از طریق کسب اعتبارات و کاهش فقر را برای اقشار کم درآمد ایجاد می‌کند، از این رو اگرچه ممکن است توسعه‌ی مالی هدف کاهش فقر را نداشته باشد، اما توسعه‌ی مالی به تدریج سبب دسترسی افراد فقیرتر به اعتبارات و در نتیجه افزایش قدرت خرید و کاهش فقر می‌شود

---

1. Keho (2017)
2. Salah uddin (2014)
3. Formal Finance
4. Rajan & Zingales (2001)
5. Jalilian & Kirkpatrick (2002)
6. Odhiambo (2009)
7. McKinnon (1973)
8. Shahbaz (2009)
9. Hamouri (2012)

(جلیلیان و کریک پاتریک[1]، ۲۰۰۵) (اثر غیر مستقیم).

۴- تخصیص کارای منابع مالی سبب تشویق بیش‌تر سرمایه‌گذاری و تشکیل سرمایه می‌شود، که این کار از طریق فرآیند "تزریق به پایین[2]" و رشد اقتصادی، ارتباط مثبتی را می‌تواند بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی ایجاد کند، از این رو، توسعه‌ی مالی ممکن است موجب کاهش فقر شود که بر اساس این فرآیند، منافع مالی کسب شده توسط کسب و کارهای بزرگ‌تر به کسب و کارهای کوچک‌تر و مصرف‌کنندگان انتقال می‌یابد. این فرآیند را می‌توان سیستمی توصیف کرد که در آن فقیران جامعه به تدریج از افزایش ثروت ثروتمندان منفعت می‌برند. همچنین ممکن است توسعه‌ی مالی اثرات غیر مستقیمی نیز بر استانداردهای زندگی فقرا از طریق گسترش توسعه‌ی صادرات داشته باشد (بانک جهانی، ۲۰۰۱). افزایش صادرات منجر به افزایش تولیدات داخلی و اشتغال بیش‌تر و کم‌یابی نیروی کار و سپس افزایش دستمزدها و قدرت خرید اقشار کم درآمد می‌شود (اثر غیر مستقیم).

از دیگر اشکال اثرات غیر مستقیم توسعه‌ی مالی بر کاهش فقر می‌توان به دو موردی اشاره داشت که در جهت عکس هم بر کاهش فقر تاثیر می‌گذارند: نخست، انگیزه‌ی مالی تقاضای پول که توسط کینز مطرح شده و مک کینون[3] (۱۹۷۳) آن را بسط داده که به عنوان "اثر کانال[4]" مک کینون مشهور است. بنا بر این فرض، حتی اگر نهادهای مالی برای فقرا اعتباری جهت سرمایه‌گذاری مهیا نسازند، باز هم برای آن‌ها مفید خواهد بود، زیرا فرصت‌های مالی سودآور را برای پس‌انداز کردن ارایه می‌کنند. پس‌انداز مولد سبب افزایش درآمد و قدرت خرید این دسته از افراد و کاهش فقر طی سال‌های بعد می‌شود. در مقابل این نظر، اگر توسعه‌ی مالی با بحران همراه باشد، موجب از بین رفتن فواید بالقوه رشد به خصوص برای فقیرترین افراد جامعه خواهد شد، زیرا در شرایط تورمی شدید انتقال قدرت خرید از فقرا به اغنیا صورت می‌پذیرد (لویزا و رانسیره[5]، ۲۰۰۲).

مک کینون (۱۹۷۳) و شاو[6] (۱۹۷۳)، استدلال می‌کنند که تعمیق مالی، نرخ پس‌انداز داخلی را افزایش می‌دهد و هزینه‌ی استقراض و سرمایه‌گذاری را پایین می‌آورد. تمرکز این دید بر سرکوب

1. Jalilian & Kirkpatrick (2005)
2. Trickle-down
3. Mckinnon (1973)
4. Conduit Effect
5. Loayza and Ranciere (2002)
6. Show (1973)

مالی در کشورهای در حال توسعه است که سبب کاهش رشد می‌شود و بر خلاف آن آزادسازی مالی بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد تاثیر مثبت می‌گذارد. در این دیدگاه پس‌انداز رابطه‌ی مثبت و قوی‌ای با نرخ بهره‌ی واقعی دارد. به این دلیل آزادسازی و افزایش در نرخ بهره سبب افزایش در حجم پس‌انداز مالی از طریق واسطه‌های مالی و همچنین سرمایه‌ی (وجوه) مالی می‌شود که مک کینون آن را "اثر کانال" نامیده است. دلیل اصلی مک کینون برای آزادسازی سیستم مالی در کشورهای در حال توسعه "اثر کانال" تراز واقعی پول است که سبب می‌شود بر قیود اقتصادی نظیر: سقف نرخ بهره، نرخ ذخایر قانونی بالا، تخصیص اعتبارات به شکل نهادی و دیگر انحرافات ناشی از دخالت دولت، غلبه شود.

لوین[1] (۲۰۰۸)، فرضیه‌ی نظری را بیان می‌دارد که در آن نشان داده می‌شود چگونه تامین مالی سبب کاهش فقر و نابرابری از طریق تحریک بین نسلی[2] می‌شود. اگر فقرا به منابع مالی دسترسی پیدا کنند، فرصت‌های آموزشی و تجاری برای آن‌ها ایجاد می‌شود که می‌تواند آن‌ها را در طی یک نسل از فقر نجات دهد.

مدل لوین (۲۰۰۸)، خاندان i و هم نسل‌های آن در دوره‌ی t را در نظر می‌گیرد و نشان می‌دهد چگونه درآمد یک خاندان Y(i,t) از توسعه‌ی مالی تاثیر می‌پذیرد. درآمد یک خاندان از سرمایه‌ی انسانی‌اش h(i,t) در نرخ دستمزد w(i,t) و ثروتش a(i,t) در نرخ بازدهی آن r(i,t) تاثیر می‌پذیرد. یعنی:

$$Y(I,T) = h\,(i,t) * w\,(i,t) + a\,(i.t) * r\,(i,t) \qquad (۱)$$

با در نظر گرفتن انگیزه‌ی ارث در مدل، پس‌انداز از نسل t به t+1 تابع محدبی از ثروت است ($\acute{a} > 0 \;,\; \acute{a} > 0$) تفاوت ثروت در بلندمدت پایدار و توزیع بلندمدت ثروت وابسته به توزیع اولیه‌ی آن است.

معادله‌ی سرمایه‌ی انسانی را در نظر بگیرید:

$$h\,(i,t) = H\,[b\,(i,t)\;,\; s\,(i,t)] \qquad (۲)$$

[1]. Levine (2008)
[2]. Intergenerational

فرض شده سرمایه‌ی انسانی تابعی از قابلیت b (میانگین بازدهی نسل‌های مختلف یک خاندان) و مدت تحصیل S آن‌ها است که هر دو نهاده‌های مکمل در تابع سرمایه انسانی می‌باشند. بنابراین $\partial H/\partial b > 0$, $\partial H/\partial s > 0$,$\partial^2 H/\partial b \partial s > 0$ می‌باشد.

همچنین، استعداد کارآفرینی e(i,t) بین افراد و نسل‌های مختلف یک خاندان متفاوت است، و ایجاد کسب و کار تابعی مثبت از استعداد کارآفرینی می‌باشد. البته، برای تبدیل شدن به یک کارآفرین لازم است که یک هزینه‌ی ثابتی پرداخت شود.

اکنون دو مورد متقابل در نظر گرفته می‌شود: الف) فرض عدم توسعه‌ی مالی کامل ب) بازار سرمایه‌ی کامل.

الف) فرض عدم توسعه‌ی مالی کامل: با وجود h(i,t) و شکست‌های بازار مالی، انباشت سرمایه‌ی انسانی هنوز به شکل اجتماعی کارا می‌باشد. این مسئله به رشد اقتصادی لطمه می‌زند و از کاهش فقر جلوگیری می‌کند، زیرا تحصیل تابع مشترکی از قابلیت و ثروت والدین a(i,t-1) است، بنابراین:

$$S(i,t) = S[b(i,t), a(i,t-1)] \quad (۳)$$

و

$$H(i,t) = H[b(i,t), s[b(i,t), a(i,t-1)]] \quad (۴)$$

از این رو، بچه‌های مستعد فقیر آموزش خیلی کمی می‌بینند و بچه‌های ثروتمندان با هوشی کم‌تر از آنان آموزش بسیار بیش‌تری می‌بینند. برای کارآفرینان نیز، با در نظرگرفتن بازار سرمایه‌ی ناکامل، قبل از فرصت کسب وکار، قرض‌دهندگان ممکن است نیاز به وثیقه داشته باشند، از این رو دارایی‌های انباشته‌ی خانوار، نقش مهمی در تأمین مالی بازی می‌کنند. در این حالت نرخ بازدهی دارایی‌ها r(i,t) عبارت است از:

$$r(i,t) = R[e(i,t), a(i,t-1)] \quad (۵)$$

که $\partial R/\partial e > 0, \partial R/\partial a > 0$ می‌باشد. بنابراین، توزیع اولیه‌ی ثروت تعیین می‌کند که خاندان به چه میزان تامین مالی خارجی می‌شوند. افراد فقیر با ایده‌های بزرگ به وجوه مالی دست نمی‌یابند، افراد بسیار ثروتمند، با ایده‌های متوسط پروژه‌هایشان تامین مالی می‌شوند و همچنان ثروتمند باقی

می‌مانند و در مقابل تغییری در وضعیت فقرا حاصل نمی‌شود. در نتیجه، با ابداعات ناکارا، رشد لطمه می‌پذیرد و توزیع درآمد بهبود نمی‌یابد.

ب) در بازارهای مالی کامل، جمله‌ی a(i,t-1) از معادلات ۳ و ۴ حذف می‌شود، که نشان می‌دهد تحصیل به شکل خالص به هوش s (i,t) = S [b (i,t)] و فرصت‌های اقتصادی به ثروت خاندان وابسته است. نرخ بازدهی پس‌اندازها به شکل خالصی به وسیله‌ی قابلیت کارآفرینی تعیین می‌شود. از این رو، r(i,t) = R[e(i,t)] که Ŕ >0 است و منابع اجتماعی برای استعدادهای جامعه وجود دارد نه فقط برای افراد ثروتمند.

این مسئله، نابرابری و فقر را کاهش می‌دهد. همچنین فواید اجتماعی یعنی نرخ‌های رشد اقتصادی قابل دستیابی است (لوین، ۲۰۰۸). در این مدل، حتی اگر نهادهای مالی اعتبارات را به فقرا ندهند، باز هم می‌توانند وسیله‌ای سودآور برای پس‌انداز فقرا باشند.

پس از چند نسل، پس‌انداز انباشته ثروت کافی را برای فقرا مهیا می‌کند، به طوری که فقرا قادر می‌شوند کسب و کاری را که به وسیله‌ی خود آن‌ها تامین مالی شده است، ایجاد کنند، یا حتی سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی انجام دهند.

همچنین، توسعه‌ی مالی فرصت مصرف هموار در زمان بحران‌ها برای فقرا ایجاد می‌کند و از این که آن‌ها در زمان بحران، به طور موقت در فقر قرار گیرند، جلوگیری می‌کند، یعنی با وجود قابلیت برداشت پس‌انداز از نهادهای مالی، از قرار گرفتن افراد در زیر خط فقر جلوگیری می‌شود. علاوه بر آن، اگر خانوارها اعتبار داشته باشند، قادر می‌شوند که قرض بگیرند و از مشکلات اقتصادی خانوار جلوگیری کنند. واسطه‌های مالی انبار مطمئنی از پس‌انداز–دارایی به وجود می‌آورند که از سرقت محافظت می‌شوند و قدرت نقدشوندگی بالایی دارند. در غیاب واسطه‌های مالی، فقرا دارایی‌های خود را به صورت حبوبات، چارپایان، جواهرات یا دارایی‌های فیزیکی دیگر پس‌انداز می‌کنند. این دارایی‌ها بهره‌وری را افزایش نمی‌دهند و به سختی ذخیره می‌شوند و در حالت‌هایی ممکن است پس‌انداز از بین برود (یا بمیرد). در شرایط بحرانی نمی‌توان این دارایی‌ها را نقد کرد و یا آن‌ها را فروخت. پس وجود توسعه‌ی مالی علاوه بر فواید قبلی شرایط پس‌انداز مطلوب را ایجاد می‌کند که به نفع فقرا و نیز در جهت کاهش فقر است (لوین، ۲۰۰۸).

۳- سابقه انجام پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

هونوهان[1] (۲۰۰۴)، رابطه‌ی علیت بین توسعه‌ی مالی و فقر مطلق را با استفاده از داده‌های مقطعی بین سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۰ برای ۷۰ کشور در حال توسعه مورد بررسی قرار می‌دهد، او نشان می‌دهد که توسعه‌ی مالی، فقر (سهم افراد با درآمد کم‌تر از یک دلار در روز) را افزایش می‌دهد.

کوارتی[2] (۲۰۰۵) ارتباط بین توسعه‌ی بخش مالی و کاهش فقر را در غنا با استفاده از داده‌های سری زمانی بین سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۷۰ بررسی می‌کند. یافته‌های اصلی این تحقیق بیان می‌دارد که توسعه‌ی بخش مالی، علیت گرنجری تحرک پس‌انداز در غنا نیست. این مسأله نشان می‌دهد که واسطه‌های مالی در غنا، کانال‌های به اندازه‌ی کافی و مناسب برای حمایت از فقرا نیستند. علت این امر تأمین مالی کسری بودجه‌ی دولتی و فقدان پیشنهادهای تجاری مناسب می‌باشد. دیگر یافته‌ی جالب این تحقیق، وجود رابطه‌ی همگرایی بلندمدت بین توسعه‌ی بخش مالی و کاهش فقر است.

آختر و دالی[3] (۲۰۰۹) تاثیر توسعه مالی بر کاهش فقر از طریق رشد اقتصادی را برای ۵۴ کشور در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۴- ۱۹۹۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که به طور متوسط توسعه مالی منجر به کاهش فقر شده است؛ اما ناپایداری همراه با توسعه مالی برای فقر زیان‌آور بوده است.

کاپل[4] (۲۰۱۰) اثرات توسعه‌ی مالی را هم بر فقر و هم بر توزیع درآمد با استفاده از روش پانل برای ۷۸ کشور و در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۶۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. نتایج گزارش شده نشان می‌دهد که بازارهای اعتباری و بازارهای سهام توسعه‌یافته به شکل قابل ملاحظه‌ای سبب کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد می‌شوند.

صلاح الدین و همکاران[5] (۲۰۱۴) به بررسی رابطه توسعه مالی و کاهش فقر در بنگلادش با استفاده از روش ARDL همراه با شکست ساختاری پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که یک رابطه بلندمدت

---

1. Honohan (2004)
2. Quarty (2005)
3. Akhter and Daly (2009)
4. Kappel (2010)
5. Salah Uddin (2014)

بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و کاهش فقر در بنگلادش وجود دارد و توسعه مالی به کاهش فقر کمک کرده است اما اثر آن خطی نیست.

رویلاک[1] (۲۰۱۷) نقش توسعه مالی در کاهش فقر را مورد بررسی قرار داده است. این مطالعه با استفاده از اطلاعات دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۴ و روش حداقل مربعات معمولی و متغیرهای ابزاری به برآورد مدل تجربی پرداخته است. در این مطالعه توسعه مالی در چهار بخش بر اساس عمق مالی و دسترسی به منابع مالی مدل‌سازی شد. نتایج بیان‌گر این است که توسعه مالی منجر به کاهش در فقر می‌شود.

کهو[2] (۲۰۱۷) به مطالعه نقش توسعه مالی بر کاهش فقر در منتخبی از کشورهای آفریقایی پرداخت. در این مطالعه با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و اطلاعات دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۰ رابطه بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و فقر برای منتخبی از کشورهای آفریقایی بررسی شده است. نتایج بیان‌گر این است که در کشورهایی که دارای GDP بالا و عمق مالی هستند بهبود در شاخص‌های توسعه مالی منجر به کاهش در فقر در بلندمدت شده است. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد رابطه علّی دو طرفه‌ای بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و فقر وجود دارد.

یانسی[3] و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای عضو بریکس[4] طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. در این مطالعه به منظور بررسی این رابطه از روش آزمون علیت گرنجری استفاده شده است و نتایج نشان دهنده این است که بهبود توسعه مالی منجر به کاهش فقر در کشورهای مورد بررسی می‌شود.

هو و انجیندان ایکه[5] (۲۰۱۸) در کشور غنا به بررسی رابطه بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و کاهش در فقر پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و اطلاعات دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۰ رابطه بین متغیرها آزمون شد. نتایج بیان‌گر این بود که توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی و کاهش در فقر در کشور غنا شده است.

---

1. Rewilak (2017)
2. Keho (2017)
3. Younsi (2018)
4. BRICS نام گروهی به رهبری قدرت‌های اقتصادی نوظهور است که از به هم پیوستن حروف اول نام انگلیسی کشورهای عضو برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی تشکیل شده است.
5. Ho and Njindan Iyke (2018)

۳-۲- مطالعات داخلی

در ایران اکثر مطالعات انجام شده در زمینه تاثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد (و نه فقر) بوده و در ارتباط با موضوع تاثیر توسعه مالی بر فقر کلا ۷ مورد مطالعه صورت پذیرفته که از این تعداد ۵ مورد به بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر بین کشورها و تنها ۲ مورد به بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر ایران پرداخته‌اند که در ادامه به تشریح آن‌ها می‌پردازیم.

عصاری و همکاران (۱۳۸۸) رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی، کاهش فقر و نابرابری را در کشورهای عضو اوپک، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴، مورد بررسی قرار داده‌اند. این تحقیق از داده و روش پانل پویا، پانل ایستا و گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده می‌کند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که توسعه‌ی مالی از طریق رشد اقتصادی سهم به سزایی در کاهش فقر و نابرابری در این کشورها دارد.

دل انگیزان و سنجری (۱۳۹۲) رابطه‌ی بین توسعه‌ی بخش مالی و کاهش فقر ایران را بین دوره‌ی ۸۶-۱۳۵۲ تحلیل و از روش باندهای مرزی پسران، برای تحلیل رابطه‌ی بلندمدت و از روش علیت دولادو و لوتکپول برای کشف رابطه‌ی علی بین توسعه بخش مالی و کاهش فقر استفاده می‌کنند. در این تحلیل برای نشان دادن شاخص کاهش فقر از هزینه‌ی مصرفی خصوصی سرانه استفاده می‌شود. نتایج، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند، اما آزمون علیت دولادو و لوتکپول نشان می‌دهد توسعه‌ی مالی نتوانسته است بر کاهش فقر مؤثر باشد.

شاه آبادی و امیری (۱۳۹۲) تاثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای اسلامی گروه دی هشت را با استفاده از داده‌های تابلویی نامتوازن در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش برای نشان دادن شاخص فقر از لگاریتم درصد افرادی که کمتر از ۲ دلار در روز درآمد دارند استفاده شده است و نتایج حاصل از پژوهش حاکی از این است که به دلیل ساختار کشورهای مورد بررسی، توسعه مالی تاثیر معنی‌داری بر فقر ندارد.

حسینی و خزائی (۱۳۹۳) تأثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای عضو اکو را بر پایه مدل‌های داده‌های پانل طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مدل‌های مختلف تخمین زده شده، نشان می‌دهد در مدل اول توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری خانوارهای کشورهای مورد مطالعه تاثیر منفی دارد. نتایج مدل دوم نشان داد، اعتبارات تخصیصی به بخش خصوصی که به عنوان نمادی از توسعه مالی در نظر گرفته شده است بر وضعیت شاخص توسعه انسانی اثر معکوس دارد. در مدل سوم میزان سرمایه‌گذاری خانوارها و افزایش میزان باسوادی در خانوارها با

شاخص فقر در کشورها اثر مستقیم دارد. در مدل چهارم نتایج حاکی از آن است که شاخص ارزش افزوده صنایع به تولید سرانه برای کشورهای فوق مثبت است و شاخص بخش تجارت خارجی (مجموع صادرات و واردات) بر تولید سرانه منفی است.

میرباقری و شکوهی فرد (۱۳۹۵) به بررسی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی و با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ پرداختند. در این پژوهش برای نشان دادن شاخص کاهش فقر از هزینه‌ی مصرفی سرانه و برای نشان دادن شاخص توسعه مالی از نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش گویای وجود ارتباط معنی‌دار و منفی بین توسعه مالی و فقر در کشورهای مورد تحقیق می‌باشد.

آذری کیان و دیزجی (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای در حال توسعه منتخب پرداختند. در این مطالعه با استفاده از اطلاعات آماری ۲۶ کشور منتخب در حال توسعه، در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲، با استفاده از مدل داده‌های تابلویی به آزمون این رابطه پرداخته شده است. نتایج نشان داد که رابطه‌ای منفی بین توسعه مالی و فقر وجود دارد؛ به طوری که با افزایش توسعه مالی، فقر در سطح جامعه کاهش می‌یابد.

حسن‌وند و نادمی (۱۳۹۶) به بررسی اثرات توسعه‌ی مالی بر کاهش فقر مطلق در ایران برای بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۴ و با استفاده از روش سری زمانی ساختاری پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بر اساس هر دو شاخص توسعه‌ی مالی (عمق مالی و نسبت تسهیلات اعطایی سیستم بانکی به بخش غیر دولتی تقسیم بر تولید ناخالص داخلی)، توسعه‌ی مالی تاثیری غیر خطی و آستانه‌ای بر فقر مطلق دارد. بدین معنا که تا قبل از حد آستانه‌ی مشخصی، توسعه‌ی مالی موجب بدتر شدن وضعیت فقر مطلق در جامعه می‌شود اما پس از عبور از این حد آستانه و گسترش آن در کشور، تأثیری مثبت و معنی‌دار بر کاهش فقر مطلق دارد.

جمع‌بندی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که بیشتر مطالعات همانند: کوارتی (۲۰۰۵)، آختر (۲۰۰۹)، کاپل (۲۰۱۰)، صلاح‌الدین و دیگران (۲۰۱۴)، رویلاک (۲۰۱۷)، یانسی و بچتینی (۲۰۱۸) و هو و انجیدان (۲۰۱۸) و در ایران عصاری و دیگران (۱۳۸۸)، حسینی و خزائی (۱۳۹۳)، میرباقری (۱۳۹۵) و آذری کیان و دیزجی (۱۳۹۵)، با به کار بردن روش‌ها و مدل‌ها و دوره‌های زمانی متفاوت اعتقاد دارند که توسعه مالی سبب کاهش فقر می‌شود. در مقابل برخی از تحقیقات همانند: هونوهان (۲۰۰۴)، دل انگیزان و سنجری (۱۳۹۲) و شاه آبادی و امیری (۱۳۹۲) به چنین

رابطه‌ای اعتقاد ندارند. همچنین مطالعه حسن‌وند و نادمی (۱۳۹۶) در مورد ایران توسعه‌ی مالی را تا حد آستانه‌ای موجب بدتر شدن وضعیت فقر مطلق می‌داند و پس از عبور از حد آستانه، بهبود توسعه مالی تاثیری مثبت بر کاهش فقر مطلق دارد.

نوآوری تحقیق حاضر نسبت به مطالعات قبلی داخلی انجام شده سه تفاوت اساسی دارد. ۱- از داده‌های فصلی به جای داده‌های سالیانه استفاده شده است. ۲- از شاخص شدت فقر به نمایندگی از متغیر وابسته فقر استفاده شده است (در مطالعات انجام شده قبلی از ضریب جینی یا هزینه مصرفی سرانه و یا شاخص فقر مطلق استفاده شده است). ۳- از شش متغیر به نمایندگی از توسعه مالی و با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی استفاده شده است (در تمامی مطالعات قبلی انجام شده نهایتا از سه متغیر توسعه مالی استفاده شده است).

۴- مدل و روش برآورد آن

۴-۱- معرفی متغیرهای تحقیق

در این بخش از تحقیق به بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر پرداخته می‌شود. متغیرهای مستقل مطالعه حاضر شامل رشد اقتصادی، نرخ دستمزد حقیقی، نرخ تورم و بعد خانوار می‌باشند و به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل اضافه می‌شوند. متغیر مستقل دیگر مورد استفاده در این مطالعه شاخص توسعه مالی است که انتخاب متغیرهای این شاخص با استفاده از مقاله لنکا[1]، (۲۰۱۵) و همچنین مطالعات مهم داخلی و خارجی انجام شده است. طبق تعریف صندوق بین‌المللی پول توسعه مالی مفهومی است جامع که در شش بعد مختلف به شرح ذیل تعریف می‌گردد: ۱- توسعه بخش بانکی ۲- توسعه بخش غیر بانکی ۳-توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی ۴- مقررات و نظارت بانکی ۵- باز بودن بخش مالی و ۶- محیط نهادی.

به دلیل کیفی بودن مؤلفه‌های توضیح دهنده در برخی ابعاد و نیز محدود بودن و عدم دسترسی به اطلاعات در این مطالعه تنها مؤلفه‌های توضیح دهنده ابعاد توسعه بخش بانکی، توسعه مالی غیر بانکی و توسعه پولی و سیاست‌گذاری استفاده شده‌اند و هرکدام از ۶ متغیر توسعه مالی که در این تحقیق استفاده شده‌اند جزء یکی از این سه مورد مذکور می‌باشند. از طرفی هر کدام از این متغیرها در مطالعات تجربی داخلی و خارجی مهم استفاده شده‌اند. شش متغیر نماینده توسعه مالی عبارتند از: ۱- نسبت نقدینگی به GDP (کوارتی، ۲۰۰۸)، (آختر و دالی، ۲۰۰۹)، (کاپل، ۲۰۱۰)،

[1]. Lenka (2015)

(دل انگیزان و سنجری، ۱۳۹۰)، (حسن‌وند و نادمی، ۱۳۹۶)، ۲- نسبت اعتبارات داخلی مهیا شده برای بخش خصوصی به GDP (کوارتی، ۲۰۰۵)، (صلاح الدین، ۲۰۱۴)، (یانسی، ۲۰۱۷)، (هو و انجیدان، ۲۰۱۸)، (عصاری، ۱۳۸۸)، (دل انگیزان و سنجری، ۱۳۹۲)، (حسن‌وند و نادمی، ۱۳۹۶)، ۳- نسبت ارزش بازار سهام به GDP (کوارتی، ۲۰۰۵)، (کاپل، ۲۰۱۰)، (صلاح الدین، ۲۰۱۴)، (یانسی، ۲۰۱۷)، (شاه‌آبادی و امیری، ۱۳۹۲)، ۴- بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP (صلاح الدین، ۲۰۱۴: ۲)، (یانسی، ۲۰۱۷)، (میرباقری و شکوهی فرد، ۱۳۹۵)، ۵- نسبت اعتبارات داخلی مهیا شده برای بخش خصوصی به کل تسهیلات (صلاح الدین، ۲۰۱۴)، (یانسی، ۲۰۱۷)، (یارمحمدی و سالم، ۱۳۹۱)، ۶- نسبت تسهیلات قرض‌الحسنه به کل تسهیلات (ویس و مانتگومری[1]، ۲۰۰۳)، (حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۸۵). به عبارتی با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی و به نمایندگی از شش متغیر مربوط به توسعه مالی از مولفه‌هایی استفاده می‌شود که به بهترین نحو ممکن و با کم‌ترین میزان تلفات، توان توضیح دهی متغیرهای مذکور را داشته باشند و اکثر ابعاد توسعه مالی را در بر گیرند. همچنین متغیر وابسته مورد استفاده در این مطالعه شاخص شدت فقر می‌باشد. از مزایای شاخص شدت فقر تجزیه‌پذیر و جمع‌پذیر این است که می‌توان درصد تغییرات را در شدت فقر به صورت حاصل جمع تغییرات درصدی در نرخ فقر، نسبت متوسط شکاف فقر و ضریب جینی نسبت‌های شکاف فقر محاسبه کرد.

به دلیل معایب موجود در شاخص‌های نرخ فقر و شکاف فقر، سن (۱۹۷۶) دو شاخص فقر را مطرح کرده است که به صورت زیر می‌باشند:

$$S = H\,[1 - (1-1)\,(1 - G\,(Y_p))\,(^{q}/_{1+q})] \qquad (۶)$$

که در آن $G\,(Y_p)$ شاخص جینی توزیع درآمد فقر است. زمانی که جمعیت افزایش می‌یابد مقدار $^{q}/_{1+q}$ به سمت یک میل می‌کند. با اصلاحات انجام شده این شاخص به صورت زیر است.

$$S = H\,[1 - (1-1)\,(1 - G\,(Y_p))] \qquad (۷)$$

همچنین شاخص دیگر برای محاسبه شدت فقر به صورت زیر است:

$$S_{SST} = {}^{1}/_{N} \sum_{Yi<z} (2\,N - 2i + 1)\,(^{z-y_i}/_{z}) \qquad (۸)$$

[1]. Weiss & Montgomery (2003)

در این معادله $(^{z-y_i}/_z)$ نسبت شکاف فقر است که برای غیر فقرا صفر در نظر گرفته نمی‌شود. شاخص شدت فقر با این فرض پیشنهاد شد که داده‌های درآمد کل جمعیت معلوم و غیر تصادفی هستند. در معادله فوق Y بیانگر درآمد، و Z خط فقر برای فرد iام می‌باشد.

مدل کلی پژوهش با توجه به مبانی نظری موضوع تحقیق و با الهام از مطالعه‌های اودهیامبو[1] و همکاران (۲۰۱۱)، باتو[2] و همکاران (۲۰۱۲) و کهو[3] (۲۰۱۷) به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$SST = f\ (FD\ ,\ FD^2\ ,\ GDPOP,\ W\ ,\ H\ ,\ INF)$$

که در آن از شاخص STT به عنوان معیاری برای شدت فقر استفاده می‌شود، FD شاخص ترکیبی توسعه مالی (با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی)، FD^2 مجذور توسعه مالی (به منظور بررسی فرضیه U معکوس)، GDPOP تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان شاخص رشد اقتصادی، W نرخ دستمزد حقیقی، H بعد خانوار (که از تقسیم تعداد جمعیت به تعداد خانوار به دست می‌آید) و INF نرخ تورم می‌باشد. آمار این متغیرها از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی بدست می‌آید.

در این مطالعه از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۸ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. لازم به ذکر می‌باشد که تمامی متغیرهای این تحقیق به صورت داده‌های فصلی هستند و فقط متغیرهای مربوط به شاخص شدت فقر که بر اساس ضریب جینی محاسبه شده، نرخ دستمزد و جمعیت به صورت سالانه بوده که در نرم افزار Eviews به داده‌های فصلی تبدیل شده‌اند و برای تمامی متغیرها بعد از فصلی شدن، روند فصلی‌زدایی با فیلتر X-12 انجام شده است.

در ادامه به منظور تجزیه و تحلیل مدل از نرم افزارهای Eviews و Jmulti استفاده شده است. اطلاعات آماری متغیرهای تحقیق از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران، بانک جهانی و مرکز پژوهش‌های مجلس استخراج شده است.

1. Odhiambo (2011)
2. Batuo (2012)
3. Keho (2017)

۴-۲- آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

قبل از مدل‌سازی تحقیق برای جلوگیری از انجام رگرسیون‌های کاذب، ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از آزمون ریشه واحد فصلی HEGY و نرم افزار Eviews و Jmulti استفاده می‌گردد.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیرهای تحقیق

فراوانی آزمون / متغیرها	O	π	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$
	P_{11}	P_{12}	P_{13}	P_{14}	F_{34}	F_{234}	F_{1234}
STT	-۲/۱۲	-۱/۵۳	-۱/۱۲	-۱/۶۵	۲/۰۱	۲/۲۰	۳/۲۰
FD	-۳/۲۳	-۳/۲۳	-۳/۴۵	-۲/۳۴	۲/۳۵	۳/۴۳	۴/۸۹
GDPOP	-۳/۵۶	-۳/۱۰	-۲/۸۷	-۱/۱۴	۲/۱۲	۲/۸۴	۳/۶۵
H	-۳/۳۸	-۳/۶۴	-۳/۴۹	-۱/۹۶	۱/۶۱	۱/۲۲	۲/۴۹
INF	-۳/۴۰	-۲/۹۸	-۲/۶۷	-۱/۳۴	۲/۳۹	۳/۴۰	۳/۲۹
W	-۳/۸۹	-۳/۶۷	-۲/۷۹	-۱/۵۳	۳/۶۸	۴/۴۴	۴/۱۴
مقادیر بحرانی سطح ۵٪	-۲/۵۴			$F_{K,k+1}$= ۴/۶۵			

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

برای سری‌های زمانی متغیرهای جدول فوق، مقایسه آماره‌های محاسبه شده آزمون ریشه واحد فصلی با مقادیر بحرانی بیان‌گر معنی‌دار بودن آماره‌های آزمون t و F محاسبه شده در سطح احتمال ۵٪ است. بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان بیان کرد که شاخص شدت فقر بر اساس مقایسه آماره P_{11}و مقدار بحرانی دارای ریشه واحد می‌باشد. بر اساس نتایج بدست آمده بدلیل اینکه مقدار آماره P_{11} از مقدار بحرانی بزرگ‌تر است متغیرهای دیگر به جز شاخص شدت فقر دارای ریشه واحد نمی‌باشند.

۴-۳- انجام تجزیه و تحلیل مولفه‌های اصلی[1]

معمولا در اکثر تحقیقات به دلایل مختلف با حجم زیادی از متغیرها روبرو هستیم. برای تحلیل دقیق‌تر داده‌ها و رسیدن به نتایجی علمی‌تر و در عین حال عملیاتی‌تر، پژوهشگران به دنبال کاهش حجم متغیرها و تشکیل ساختار جدیدی برای آن‌ها می‌باشند. یکی از روش‌هایی که می‌توان به اهداف فوق دست یافت روش تحلیل مولفه‌های اصلی می‌باشد. تحلیل مؤلفه‌های اصلی از

[1]. Principle Components Analysis

روش‌های آماری چندمتغیره است که می‌توان از آن برای کاهش تعداد متغیرها و تفسیر بهتر اطلاعات استفاده کرد. با اعمال این روش، متغیرهای ورودی اولیه به مؤلفه‌های جدید بدون همبستگی تبدیل می‌شوند؛ به طوری که مؤلفه‌های ایجاد شده، ترکیبی خطی از متغیرهای ورودی‌اند. به علاوه چون در تشکیل مولفه‌ها از تمام متغیرها استفاده می‌گردد، در نتیجه اطلاعات متغیرهای اولیه با کمترین تلفات به وسیله مولفه‌های حاصل ارائه می‌شود و باعث از دست دادن جنبه‌های اطلاعاتی داده‌های اصلی نمی‌شود (ورمونت و مگیدسون، ۲۰۰۵[1]). به منظور انجام تحلیل مولفه‌های اصلی، ابتدا باید از این مسئله اطمینان حاصل شود که می‌توان داده‌های موجود را برای تحلیل مورد استفاده قرار داد. به عبارت دیگر، آیا تعداد داده‌های مورد نظر (اندازه نمونه و رابطه بین متغیرها) برای تحلیل مناسب هستند یا خیر؟ بدین منظور از شاخص KMO[2] استفاده می‌شود.

۴-۳-۱- نتایج آزمون کفایت نمونه و تعیین تعداد فاکتورها

با توجه به ادبیات بیان شده در مطالعات تجربی و نظری و با استفاده از مقاله لنکا (۲۰۱۵)، شاخص‌های مختلفی برای توسعه مالی در نظر گرفته شده است. در مطالعات انجام شده برای بیان توسعه مالی از شاخص‌هایی چون شاخص کارایی مالی که برابر است با بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی و یا عمق مالی که برابر است با نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و همچنین نسبت تسهیلات قرض الحسنه به کل تسهیلات استفاده شده است. حال آن‌که استفاده از هر کدام از شاخص‌های مربوط به توسعه مالی خود به تنهایی نمی‌تواند به طور کامل و فراگیر کلیه ابعاد توسعه مالی را در برگیرد و استفاده از هرکدام از شاخص‌ها به تنهایی تنها یک وجه از توسعه مالی را در نظر می‌گیرد. در این بخش جهت رفع مشکل فوق و فراهم کردن امکان استفاده توامان از چندین شاخص توسعه مالی با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) اقدام به ساخت شاخص ترکیبی می‌کنیم که اکثر ابعاد مختلف توسعه مالی را در نظر گیرد. در همین راستا جهت تشخیص مناسب بودن داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی، از آزمون KMO استفاده شده است. نتایج در این مورد در جدول (۲) ارائه شده است.

[1]. Vermunt & Magidson (2005)
[2]. Kaiser-Meyer-Olkin

جدول ۲: نتایج مربوط به آزمون KMO و آزمون بارتلت

اندازه‌گیری کفایت نمونه کیسرمایر		۰/۶۳۵
آزمون کرویت بارتلت	**آماره کای دو**	۱۳۴/۵۸
	سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

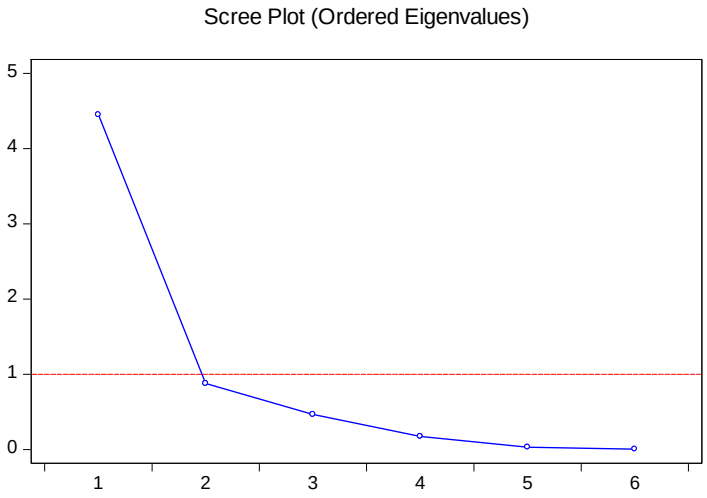
با توجه به این‌که آماره مورد نظر در مورد آزمون KMO بیشتر از ۰,۵ می‌باشد، پس می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرها برای تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین با توجه به آماره بدست آمده از آزمون بارتلت، فرضیه صفر آن، مبنی بر این‌که متغیرها مستقل هستند رد شده و لذا فرض مخالف تائید می‌شود یعنی بین متغیرها همبستگی معنی‌داری وجود دارد و متغیرها برای تحلیل عاملی مناسب هستند. جدول (۳) مقدار ویژه واریانس متناظر با ۶ عامل اول را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود و انتظار می‌رفت، عامل نخست بیشترین سهم را در خصوص توضیح‌دهندگی عوامل دارد با سهم واریانسی در حدود ۲۰ درصد.

جدول ۳: نتایج مربوط به قدرت توضیح دهندگی ۶ عامل نخست

مولفه	مقادیر ویژه	درصد واریانس	درصد واریانس تجمعی
۱	۱۶/۴۵	۲۰/۴۸	۲۰/۴۸
۲	۱۰/۵۴	۱۶/۵۹	۳۷/۰۷
۳	۸/۵۹	۱۴/۵۶	۵۱/۶۳
٤	۶/۴۸	۱۲/۳۸	۶۴/۰۱
٥	۵/۳۹	۱۰/۵۸	۷۴/۵۹
٦	۴/۱۰	۸/۷۶	۸۳/۳۵

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

در ادامه مشاهده می‌شود که از ۶ مولفه لحاظ شده در مدل، ۲ مولفه اول توانایی این امر را دارند که درون معادله جای گیرند.



شکل ۱: نمودار اسکری عاملی مدل

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

۴-۴- نتایج تجربی تحقیق

۴-۴-۱- مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

در این مطالعه از روشی که پسران و شین (۱۹۹۵) و پسران و دیگران (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی معرفی کرده‌اند استفاده شده است. آن‌ها ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌انباشتگی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی در یک الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده است به دست آید، علاوه بر این که از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر وکارایی بیشتری برخوردار است.

این رویکرد از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های قبلی برخوردار است، اول این که، این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درون‌زایی را حل می‌کند. دوم این که، اجزاء بلندمدت وکوتاه‌مدت را به طور هم‌زمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم افتاده و خود همبستگی را برطرف می‌کند. سوم این که، از جمله روش‌هایی است که در آن برخلاف روش یوهانسن – جوسیلیوس که درآن باید همه‌ی متغیرهای مانا از یک درجه باشند، لازم نیست درجه‌ی مانایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. به عبارت دیگر، مزیت بسیار مهم این روش در بین روش‌های

هم‌انباشتگی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل پایا هستند، قابل کاربرد است. به عبارت دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک و صفر نیست. چهارم، اجتناب از نواقص موجود در سایر مدل‌ها، از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، ما را به سوی روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از جمله روش ARDL سوق می‌دهد. بنابراین به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، ناارریبی و کارایی و از همه مهم‌تر به دلیل این که برخی از متغیرها مانا و برخی دیگر نامانا هستند، این روش، برای بررسی رابطه بین متغیرها مناسب می‌باشد. در گام ادامه به بررسی آزمون برون‌زایی متغیرهای مستقل با استفاده از آماره هاسمن پرداخته شده که نتایج در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون برون‌زایی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
FD	۴/۲۹	۰/۰۰۴
GDPOP	۴/۲۳	۰/۰۰۰
W	۳/۸۷	۰/۰۰۶
INF	۴/۷۶	۰/۰۰۸
H	۳/۲۰	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

با توجه به سطح معنی‌داری گزارش شده برای متغیرهای مستقل این مطالعه مشاهده می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر عدم اثرگذاری معنی‌دار متغیرها و درون‌زایی آن‌ها رد شده و این متغیرها برون‌زا می‌باشند. در ادامه به منظور بررسی رابطه تعادلی کوتاه‌مدت بین متغیرهای تحقیق از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. الگوی ARDL روشی است که پویایی کوتاه‌مدت بین متغیرها را در نظرگرفته و رابطه بلندمدت را نیز مورد برآورد قرار می‌دهد که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است.

به منظور برآورد ضرایب الگوی کوتاه‌مدت مدل از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۸ مشتمل بر ۱۱۲ مشاهده آماری تعدیل شده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. تعداد وقفه‌های بهینه لحاظ شده در این مدل برای متغیر وابسته یک وقفه و برای متغیرهای مستقل تعداد وقفه‌های بهینه بر اساس آماره شوارتز صفر بوده است.

جدول ۵: تاثیر شاخص توسعه مالی بر فقر در ایران در برآورد الگوی کوتاه مدت ARDL(1,0,0,0,0,0,0)

نام متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
وقفه شاخص شدت فقر	۰/۷۹	۰/۰۰۰
عرض از مبداء	۰/۴۶	۰/۰۰۳
FD	-۰/۵۹	۰/۰۰۹
FD2	-۰/۱۹	۰/۰۰۳
GDPOP	-۰/۴۲	۰/۰۰۰
W	-۰/۱۶	۰/۰۱۰
INF	۰/۲۸	۰/۰۰۴
H	۰/۲۳	۰/۰۰۲

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

همان‌گونه که از نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود تمامی متغیرهای تحقیق در سطح خطای ۵ درصد به دلیل این‌که مقدار Prob گزارش شده کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد معنی‌دار بوده و اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. آماره ضریب تعیین یا R^2 برابر با ۰/۹۸ می‌باشد که بیان می‌کند ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته (شاخص فقر) با توجه به مدل برآورد شده قابل توضیح دادن است. سطح معنی‌داری ضرایب مدل نشان از تصریح مناسب مدل دارد. باتوجه به این‌که در الگوی برآورد شده متغیر وابسته با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده آماره دوربین واتسون نمی‌تواند برای آزمون مشکل خود همبستگی بین پسماندها استفاده شود. در این حالت ازآماره h دوربین استفاده می‌شود. طبق آماره این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی بین پسماندها پذیرفته می‌شود. از دیگر مزیت‌های برآورد الگوی پویا این است که می‌توان به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پی برد. برای این منظور برای این‌که رابطه پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون باید عدد یک از مجموع ضرایب متغیر با وقفه وابسته کم شود و بر انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. در صورتی که قدر مطلق t محاسباتی (۳/۵۵-) از قدر مطلق مقادیر بحرانی (۲/۶۷-) ارائه شده توسط بنرجی و دولادو بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در جدول (۶) آمده است.

در جدول (۶) نتایج تخمین اثرگذاری شاخص توسعه مالی بر فقر در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گزارش شده است. ضریب متغیرهای نرخ رشد اقتصادی و دستمزد در مدل برآورد شده منفی و معنی‌دار می‌باشد. نتایج بیان‌گر آن است که افزایش یک

درصدی در رشد اقتصادی و دستمزد منجر به کاهش ۰/۳۳ و ۰/۲۱ درصدی در شاخص شدت فقر در ایران می‌شود. ضریب متغیرهای نرخ تورم و بعد خانوار مثبت و معنی‌دار می‌باشد و افزایش یک درصدی در نرخ تورم و بعد خانوار منجر به افزایش ۰/۲۹ و ۰/۱۷ درصدی در شدت فقر در ایران می‌شود.

جدول ۶: تاثیر شاخص توسعه مالی بر فقر در ایران در برآورد الگوی بلندمدت ARDL

نام متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	۰/۴۸	۰/۰۰۰
FD	-۰/۳۵	۰/۰۰۰
FD2	-۰/۲۳	۰/۰۱۲
GDPOP	-۰/۳۳	۰/۰۱۰
W	-۰/۲۱	۰/۰۰۳
INF	۰/۲۹	۰/۰۰۰
H	۰/۱۷	۰/۰۰۷

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

نتایج این برآورد وجود ارتباط منفی و معنادار شاخص توسعه مالی بر فقر را نشان می‌دهد. ضریب بدست آمده برای شاخص توسعه مالی در معادله تخمینی برابر با ۰/۳۵- است. این مقدار ضریب بدست آمده برای توسعه بازار مالی نشان می‌دهد یک درصد افزایش در شاخص توسعه مالی به طور متوسط شاخص شدت فقر در ایران را ۰/۳۵ درصد کاهش خواهد داد. ضریب مربوط به توان دوم شاخص توسعه مالی منفی و معنی‌دار می‌باشد که بیان‌گر وجود رابطه U معکوس در مورد توسعه مالی و شدت فقر در ایران است. بر این اساس می‌توان بیان کرد در مراحل ابتدایی توسعه اقتصادی، بازارهای مالی کمتر توسعه یافته‌اند و رشد اقتصادی به آرامی صورت می‌گیرد، در این مرحله نابرابری افزایش می‌یابد. در مراحل میانی توسعه اقتصادی، گسترش نابرابری درآمد با رشد سریع‌تر اقتصادی و گسترده‌تر شدن بازار مالی همراه است. با بلوغ گسترده بازار مالی نابرابری کاهش یافته و در بلندمدت به ثبات می‌رسد. بنابراین در مراحل ابتدایی توسعه بازار مالی، به علت این‌که فقط ثروتمندان توان ورود به بازار مالی را دارند، همراه با توسعه بازار مالی و مشارکت بیشتر گروه ثروتمندان در رشد اقتصادی، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد، اما وقتی بازارهای مالی از توسعه یافتگی کامل برخوردار می‌شوند، برای فقرا نیز این امکان فراهم می‌شود تا از منافع توسعه بازار مالی بهره‌مند شوند. بدین ترتیب نابرابری درآمد به تدریج کاهش خواهد یافت.

با اثبات رابطه هم‌انباشتگی و استفاده از آزمون بنرجی و دولادو برای تأیید کاذب نبودن آن امکان برآورد الگوی تصحیح خطا فراهم است. برآورد الگوی تصحیح خطا برای مدل در جدول زیر

آمده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
ECM(-1)	-۰/۵۹	-۴/۷۲	۰/۰۱

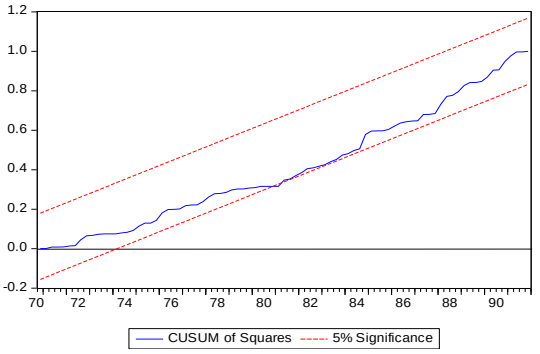
ماخذ: یافته‌های این پژوهش

نتایج نشان دهنده این می‌باشد که در مدل برآورد شده ضریب تصحیح خطا برابر با مقدار ۰/۵۹- است که نشان می‌دهد در هر دوره ۵۹ درصد شوک وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر بلندمدت تعدیل می‌یابد. این سرعت تعدیل مناسب است و تقریبا در ۱/۳ دوره اثر شوک‌های وارده تعدیل می‌شود.

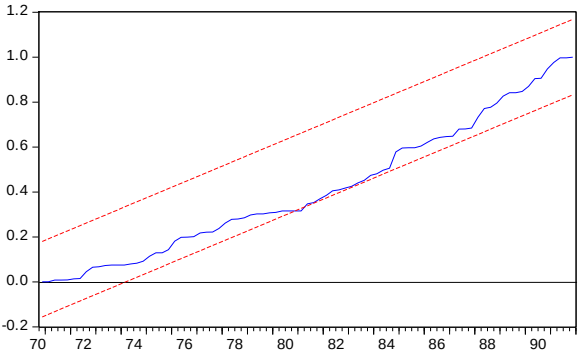
در ادامه به منظور بررسی آزمون ثبات معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان پرداخته می‌شود. روش‌های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب تخمینی وجود دارد که عبارتند از: روش گلدفلد[1] (۱۹۷۳)، آزمون چاو[2] (۱۹۶۰)، آزمون گوپتا[3] (۱۹۷۸)، روش فارلی هینچ[4] (۱۹۷۰) و آزمون‌های خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده عطفی CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی CUSUMSQ. در این تحقیق از آزمون ثبات معرفی شده توسط براون، دوربین و ایوانز[5] (۱۹۷۵) استفاده می‌شود، که مبتنی بر اجزاء باقیمانده عطفی است. در مدل‌های عطفی هم‌بستگی اجزاء اخلال در یک دوره صفر است و آزمون ثبات، مبتنی بر خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUMSQ می‌باشد. ویژگی مهم این آزمون آن است که می‌توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییرهای ساختاری نا اطمینانی داریم استفاده نمود. از سوی دیگر برای داده‌های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرضیه صفر در این آزمون، بیان می‌کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرضیه دیگر حالات دیگر را بیان می‌کند. اگر نمودار ارائه شده داخل فاصله اطمینان باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و اگر نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد (به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشد)، فرضیه صفر مبنی بر وجود شکست ساختاری رد و وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود (آماره CUSUM

1. Goldfeld (1973)
2. Chow Test (1960)
3. Gupta (1978)
4. Farli Hinchv (1970)
5. Broen, Durbin & Evansv (1975)

برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آماره CUSUM OF SQUARE زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، مفید واقع می‌شود).



نمودار ۱: آزمون CUSUM



نمودار ۲: آزمون CUSUMSQ

ماخذ: یافته‌های این پژوهش

با توجه به نمودارهای ۱ و ۲، از آن‌جا که نمودارهای پسماند تجمعی رسم شده، فاصله اطمینان ۹۵ را قطع نکرده‌اند، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ساختاری پذیرفته و عدم وجود آن رد می‌شود و وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

هدف مقاله حاضر بررسی تاثیر شاخص‌های توسعه مالی بر فقر در کشور در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۸ مبتنی بر داده‌های فصلی و روش‌های خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

می‌باشد. در این مطالعه با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) به استخراج شاخصی برای توسعه مالی پرداخته شد. در این پژوهش برای اولین بار از داده‌های فصلی به جای داده‌های سالیانه به منظور برآورد کاراتر استفاده شد. نتایج حاصل بیان‌گر این بود که در نرخ‌های بالا و پایین رشد اقتصادی اثرگذاری شاخص‌های توسعه مالی بر فقر متفاوت می‌باشد. همچنین رشد اقتصادی و توسعه مالی تاثیر منفی بر فقر داشته و نرخ تورم و بعد خانوار تاثیر مثبت بر فقر دارند. از طرفی نتایج بدست آمده بیان‌گر این می‌باشد که مدل‌های غیر خطی نسبت به مدل‌های خطی قدرت بالاتری در توضیح‌دهندگی مدل و بیان‌گری واقعیت اقتصادی ایران دارند. یافته‌های این پژوهش وجود ارتباط منفی و معنادار شاخص توسعه مالی بر فقر را نشان می‌دهد. ضریب بدست آمده برای شاخص توسعه مالی در معادله تخمینی برابر با ۰/۳۵- است. این مقدار ضریب بدست آمده نشان می‌دهد به ازای یک درصد افزایش در شاخص توسعه مالی به طور متوسط شاخص شدت فقر در ایران ۰/۳۵ درصد کاهش خواهد یافت. ضریب مربوط به توان دوم شاخص توسعه مالی منفی و معنی‌دار می‌باشد که بیان‌گر این موضوع است که رابطه U معکوس در مورد توسعه مالی و شدت فقر در ایران وجود دارد. بر این اساس می‌توان بیان کرد در مراحل ابتدایی توسعه اقتصادی، بازارهای مالی کمتر توسعه یافته‌اند و رشد اقتصادی به آرامی صورت می‌گیرد، در این مرحله نابرابری افزایش می‌یابد. در مراحل میانی توسعه اقتصادی، گسترش نابرابری درآمد با رشد سریع‌تر اقتصادی و گسترده‌تر شدن بازار مالی همراه است. با بلوغ گسترده بازار مالی نابرابری کاهش یافته و در بلندمدت به ثبات می‌رسد. بنابراین در مراحل ابتدایی توسعه بازار مالی، به علت این‌که فقط ثروتمندان توان ورود به بازار مالی را دارند، همراه با توسعه بازار مالی و مشارکت بیشتر گروه ثروتمندان در رشد اقتصادی، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد، اما وقتی بازارهای مالی از توسعه‌یافتگی کامل برخوردار می‌شوند، برای فقرا نیز این امکان فراهم می‌شود تا از منافع توسعه بازار مالی بهره‌مند شوند. بدین ترتیب نابرابری درآمد به تدریج کاهش خواهد یافت. همچنین نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده ضریب تصحیح خطا برابر با مقدار ۰/۵۹- می‌باشد که نشان‌دهنده این است که در هر دوره ۵۹ درصد شوک وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر بلندمدت تعدیل می‌یابد. این سرعت تعدیل مناسب است و تقریبا در ۱/۳ دوره اثر شوک‌های وارده تعدیل می‌شود. نتایج بدست آمده از این مطالعه گویای ادعای گرین وود و جوانویک (۱۹۹۰)، گالور و زیرا (۱۹۹۳)، صلاح الدین (۲۰۱۴)، کهو (۲۰۱۷)، یانسی (۲۰۱۸)،

آذری کیان و دیزجی (۱۳۹۵) و حسن‌وند و نادمی (۱۳۹۶) در مورد فرضیه U معکوس بودن ارتباط توسعه مالی و فقر می‌باشد.

پیشنهاد سیاستی به دست آمده از این مطالعه، توسعه مؤسسات و ابزارهای مالی و افزایش کیفیت و کارایی نهادهای مالی موجود برای کاهش فقر موجود در اقتصاد ایران می‌باشد. از طرفی، اقدام برای گسترش بازار سرمایه، به ویژه ایجاد امکان دسترسی تمامی افراد به بازار سرمایه می‌تواند از جمله اقدام‌های دیگری باشد که به بهبود توسعه مالی و به دنبال آن کاهش میزان فقر در ایران منجر خواهد شد.

منابع و مآخذ

۱. آذری کیان، حسین. و دیزجی، منیره (۱۳۹۵). "بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای در حال توسعه منتخب". فصلنامه اقتصاد کاربردی **٦**: ۶۶-۵۵.

۲. حسن زاده، علی. ازوجی، علاالدین. و قویدل، صالح (۱۳۸۵) ."بررسی آثار اعتبارات خرد در کاهش فقر و نابرابری‌های درآمدی". فصلنامه اقتصاد اسلامی **٦**(۲۱) : ۶۸-۴۵.

۳. حسن‌وند، داریوش. و نادمی، یونس (۱۳۹۶)."اثرات توسعه‌ی مالی بر کاهش فقر در ایران". فصلنامه تحقیقات اقتصادی **۵۲**(۱): ۶۰-۳۵.

۴. حسینی، سید مهدی. و خزائی، صادق (۱۳۹۳). "تأثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکو". فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی **٤**(۱۶): ۱-۲۲.

۵. خوشنودی، عبداله. صباغ کرمانی، مجید. یاوری، کاظم. و حسینی نسب، ابراهیم (۱۳۹۱). "بررسی آسیب‌پذیری مالی بخش بانکی و عوامل موثر بر آن با استفاده از شاخص z-score". نشریه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **٤**(۷): ۱۰۰-۷۹.

۶. دل انگیزان، سهراب. و سنجری، فرهاد (۱۳۹۲). "بررسی رابطه بین فقر و توسعه مالی در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) **۱۳**(۱): ۸۹- ۶۵.

۷. ده‌مرده، نظر. و شکری، زینب (۱۳۸۹). "اثرات توسعه مالی بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۱۸**(۵۴): ۱۶۴-۱۴۷.

۸. شاه آبادی، ابوالفضل. و امیری، بهزاد (۱۳۹۲). "تاثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای گروه دی هشت". برنامه‌ریزی و بودجه **۱۸**(۴): ۴۲-۲۷.

۹. عصاری آرانی، عباس. ناصری، علیرضا. و آقایی خوندابی، مجید (۱۳۸۸). "تأثیر توسعه‌ی مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اوپک". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی پایدار) **۹**(۳): ۵۱-۲۹.

۱۰. محمدی، احمد. خانزادی، نوید. و حبیبی، فاتح (۱۳۹۶). "تجزیه نابرابری درآمدی در استان کردستان بر حسب مناطق شهری و روستایی". نشریه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۸): ۱۵۶-۱۳۱.

۱۱. میرباقری هیر، میرناصر. و شکوهی‌فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی". فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۷**(۲۵): ۱۱۲-۹۷.

۱۲. نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ۱۳۹۶ https://www.cbi.ir

13. Akhter, S. & Daly, K (2009). "Finance and Poverty: Evidence from Fixed Effect Vector Decomposition". Emerging Markets Reviwe **10**(3): 191-206.
14. Ang, J. B. (2010). "Finance and Inequality: The Case of India". Southern Economic Journal **76**(3): 738-761.
15. Barro, R. (2000). "Inequality and Growth in a Panel of Countries". Journal of Economic Growth **5**(1): 5-32.
16. Batuo, M. E. Guidi, F. & Mlambo, K. (2010). "Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries". African Development Bank (44):1-27.
17. Beck, T. Levin, R. & Loayza, N. (2007)."Finance and the Source of Growth". Journal of Financial Economics **12**(1): 26-49.
18. Ho, S. Y. and Odhiambo, N. M. (2011). "Finance and Poverty Reduction in China: An Empirical Investigation". International Business & Economics Research Journal **10**(8): 103-114.
19. Ho, S. & Njindan Iyke, B. (2018). "Financial Development, Growth and Poverty Reduction: Evidence from Ghana". MPRA Paper 87121 Germany, University Library of Munich (87): 2-6.
20. Honohan, P. (2004). "Financial Development, Growth and Poverty: How Close are the Links?". World Bank Policy Research Working Paper (3203): 5-18.
21. Jalilian, H. & Kirkpatrick, C. (2002). "Financial Development and Poverty Reduction in Developing Countries". International Journal of Finance & Economics **7**(2): 97-108.
22. Kappel, V. (2010). "The Effects of Financial Development on Income Inequality and Poverty". CER-ETH -Center of Economic Research at ETH Zurich, Working Paper (10/127).
23. Keho, Y. (2017). "Financial Development and Poverty Reduction: Evidence from Selected African Countries". International Journal of Financial Research **4**: 12-28.
24. Levine, R. (1997). "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda". Journal of Economic Literature **35**(2): 672 - 688.
25. Levine, R. (2003). "Financ and Growth: Theory, Evidence and Mechanisms". Journal of Economic Growth 12(1): 1-107.
26. Levine, R. (2008). "Finance and the Poor". The Manchester School **76**: 1-13.
27. McKinnon, R. I. (ed.) (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: Brookings Institution Press.
28. Quartey, P. (2005). "Financial Sector Development, Savings Mobilization and Poverty Reduction in Ghana". (No. 2005/71). Research Paper, UNUWIDER, United Nations University (UNU).

29. Rajan, R. and Zingales, L. (2003). *Saving Capitalism from the Capitalists: Unleashing the Power of Financial Markets to Create Wealth and Spread Opportunity*, Random House Business Books, New York, 8.6.
30. Ravallion, M. (2001). "Growth, Inequality and Poverty: Looking beyond Average". World Development **29**(11): 1803-1815.
31. Salah Uddin, G. Shahbazi, M. Arouri, M. & Teulon, F. (2014). "Financial Development and Poverty Reduction Nexus: A Conintegration and Causality Analysis in Bangladesh". Economic Modeling (36): 405-412.
32. Sanjaya Kumar Lenka, K. S. (2015). "Measuring Financial Development in India: A PCA Approach". Theoretical and Applied Economics **1**(602): 187-198.
33. Shaw, E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, New York, Oxford.
34. Vermunt, J. K. & Magidson, J. (2005). *Factor Analysis with Categorical Indicators: A Comparison between Traditional and Latent Class Approaches*, In A. Van der Ark, M.A. Croon and K.Sijtsma (eds), New Developments in Categorical Data Analysis for the Social and Behavioral Sciences 41-62. Mahwah: Erlbaum.
35. Weiss, J. Montgomery, H. and Kurmanalieva. E. (2003). "Micro Finance and Poverty Reduction in Asia: What is the Evidence?". ADB Institute Research Paper Series No. 53.
36. Younsi, M. & Bechtini, M. (2018). "Economic Growth, Financial Development and Income Inequality in BRICS Countries: Evidence from Panel Granger Causality Tests". MPRA Paper 85182 University Library of Munich, Germany.

Original Research Article

The role of financial development in poverty reduction in Iran using the Principal Component Analysis Method (PCA)

Seyyed Masih Molana[1*]
Seyyed Abbas Najafizadeh [2]
Gholamali Haji [3]
Ahmad Sarlak [4]

Received: 31-07-2018 Accepted: 15-01-2019

Abstract

The purpose of this paper is to explain the relationship between financial development and poverty in Iran. Considering the existence of different indicators in the financial development literature, in order to introduce a combination of the variables for financial development, the Principal component analysis (PCA) method was used. This method takes into account most of the dimensions of financial development to construct a composite index. The Poverty Index (SST) was also used as a poverty indicator. In order to test the relationship between the variables, the Autoregressive Distributed Lag model (ARDL) was used. After the second-rate financial development index was introduced, the non-linear effects of the relationship between financial development and poverty were evaluated for the period of 1395-1368. The results indicated that the financial development variable had a negative and significant effect on poverty. In other words, improving the financial situation would lead to poverty reduction in the society. The coefficient of the second power index was negative and significant, indicating that there is a reverse U relation in the case of the financial development and poverty in Iran.

Keywords: Financial development, Poverty, Inequality, Principal Component Analysis (PCA), Autoregressive Distributed Lag model (ARDL).
JEL classification: G21, G24, O11, O16.

1- Ph.D. of Economics, Islamic Azad University
Email: masihmolana@yahoo.com
2- Assistant Professor of Arak Azad University
3- Assistant Professor of Arak Azad University
4- Assistant Professor of Arak Azad University

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

بررسی تاثیر صرفه‌های ناشی از تنوع در دارایی‌های بانکی بر معیار بازدهی بانک‌ها[1]

محمد مهدی برقی اسکویی[2]
رضا رنجپور[3]
نازیلا محرم جودی[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۶/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۹

چکیده

با توجه به نقش بانک‌ها در اقتصاد کشورها، مطالعه عملکرد آن‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. یکی از عواملی که عملکرد بانک را تحت تاثیر قرار می‌دهد، تصمیم‌هایی است که در رابطه با متنوع‌سازی خدمات و دارایی‌های بانکی صورت می‌گیرد. متنوع‌سازی می‌تواند از طریق سرشکن کردن هزینه‌های ثابت، حداقل کردن هزینه‌های انتظاری ورشکستگی و بهبود در تخصیص منابع، صرفه‌هایی را برای بانک‌ها به وجود آورد. صرفه‌های به وجود آمده از طریق متنوع‌سازی دارایی‌ها را صرفه‌های تنوع گویند. این صرفه‌های تنوع تاثیر چشمگیری بر بازدهی و ریسک بانکی دارند. در مقاله حاضر به منظور بررسی اثرات صرفه‌های ناشی از تنوع در دارایی‌های بانکی بر معیار بازدهی بانک، تابع هزینه غیر خطی مربوط به بانک‌های منتخب ایران و نیز صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌های بانکی در قالب چهار سناریو مختلف، طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفته است. به عبارت دیگر، در ابتدا، روش اندازه‌گیری صرفه‌های ناشی از تنوع معرفی شده و سپس با استفاده از این روش و بسط آن، صرفه‌های شبه تنوع بیان شده است. همچنین با استفاده از الگوهای رگرسیونی سانسور شده (الگوی توبیت) تاثیر صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها روی معیارهای بازدهی بانک ارزیابی شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد در سناریوهای مختلف، صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌های بانکی تاثیر متفاوتی بر معیار بازدهی بانک دارند.

واژه‌های کلیدی: رگرسیون توبیت، بازدهی بانک، صرفه‌های شبه تنوع، دارایی‌ها.

Keywords: Bank efficiency, Quasi-diversification profits, Assets, Tobit regression.

JEL Classification: E42, H82, L25, L32.

---

[1]. این مقاله از رساله دکتری استخراج شده است.

[2]. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
Mahdi_Oskooee@yahoo.com

[3]. دانشیار گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز
rranjpour@yahoo.com

[4]. دانشجوی مقطع دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز
moharamjoudi@yahoo.com

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر، اکثر بنگاه‌های غیر مالی[1] در سراسر جهان در یک فعالیت خاص تمرکز نموده‌اند. این در حالی است که بسیاری از موسسات مالی، به ویژه بانک‌ها، به ارائه خدمات متنوع گرایش پیدا کرده‌اند. این تمایل بنگاه‌های غیر مالی به تمرکز در یک فعالیت خاص، حاکی از آن است که در بخش غیر مالی، هزینه‌های ناشی از تنوع بیشتر از فواید آن می‌باشد. سرمایه‌گذاری‌های ناکارا در بازارهای سرمایه داخلی، افزایش در پیچیدگی فعالیت و بروکراسی از جمله دلایل افزایش در هزینه‌ها هستند (السلس و همکاران[2]، ۲۰۰۶).

در بین محققان مختلف، هیچ اتفاق نظری مبنی بر فواید و هزینه‌های متنوع‌سازی وجود ندارد. از جمله فواید متنوع‌سازی شامل صرفه‌های مقیاس، بهبود در تخصیص منابع از طریق بازارهای سرمایه داخلی، کاهش در بار مالیاتی به دلیل بالا بودن اهرم مالی و توانایی استفاده از منابع مختص بنگاه جهت ایجاد مزیت‌های رقابتی است. در مقابل، متنوع‌سازی باعث ایجاد هزینه‌هایی نیز برای بنگاه می‌شود. این هزینه‌ها ناشی از مشکلات کارگزار[3] (که سرمایه‌گذاری برای ایجاد تنوع را تحت تاثیر قرار می‌دهد)، تخصیص ناکارآمد منابع داخلی به دلیل عدم کارکرد صحیح بازارهای سرمایه داخلی، عدم تقارن اطلاعات بین اداره مرکزی و مدیران بخش‌ها و افزایش انگیزه برای رفتار رانت‌جویانه[4] توسط مدیران می‌باشد. با توجه به نتایج متفاوتی که محققان متعدد در کشورهای مختلف در مورد فواید و هزینه‌های متنوع‌سازی به دست آورده‌اند، این سوال مطرح می‌شود که آیا با متنوع‌سازی فعالیت و دارایی، در بانک‌ها و موسسات مالی ایران، فواید متنوع‌سازی بر هزینه‌های آن غلبه می‌کند یا خیر؟ به عبارت دیگر، متنوع‌سازی چه تاثیری بر بازدهی بانک‌های منتخب در ایران دارد؟

به منظور پاسخ‌گویی به سوالات و نیل به اهداف تحقیق، در این مطالعه در ابتدا به معرفی یک روش جدید برای اندازه‌گیری صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌های بانکی پرداخته می‌شود. سپس تاثیر صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌های بانکی در قالب چهار سناریو مختلف بر معیارهای بازدهی بانک مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

---

1. Non-financial Firms
2. Elsas (2006)
3. Agency Problems
4. Rent-Seeking Behavior

این مطالعه در پنج بخش سامان‌دهی شده است. در بخش اول، مقدمه‌ای از موضوع، اهمیت موضوع و بیان مسئله مطرح شده است. پیشینه پژوهش که شامل پیشینه نظری و پیشینه تجربی می‌باشد در قسمت دوم مطرح گردیده است. در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش لحاظ گردیده و در بخش چهارم به یافته‌های پژوهش پرداخته می‌شود. در نهایت در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌گردد.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

محققان مختلف، دلایل و انگیزه‌های متفاوتی را برای متنوع‌سازی فعالیت مطرح کرده‌اند. معمولا چند دلیل کلیدی برای ایجاد تنوع در بنگاه‌ها مطرح است. تثبیت درآمد ناخالص صاحبان سهام از طریق کاهش ریسک و ارائه محصولات جدید و ورود به بازارهای بیشتر (دپامفیلی[1]، ۲۰۱۰) از مهم‌ترین دلایل متنوع‌سازی فعالیت محسوب می‌شوند. برخی مطالعات نیز رشد را به عنوان دلیل دیگر تنوع‌گرایی در بنگاه‌ها مطرح کرده‌اند (گرنت[2]، ۲۰۱۲؛ مهرگان و همکاران، ۱۳۹۳). برخی دیگر از مطالعات، همچون مطالعه شامروا[3] (۲۰۱۰)، مهم‌ترین دستاورد متنوع‌سازی را ایجاد ارزش برای بنگاه می‌دانند.

طی دهه‌های گذشته، نظریه‌های متعددی در مورد انگیزه‌های متنوع‌سازی و هزینه‌ها و منافع احتمالی آن به وجود آمده است. مهم‌ترین این نظریه‌ها عبارتند از[4]: (۱) نظریه نمایندگی[5]، (۲) نظریه بازارهای سرمایه داخلی[6]، (۳) تاثیر بیمه- بدهی[7]، و (۴) مدل‌های حداکثرکننده ارزش[8]، تمرکز مجدد شرکتی، نظریه انحصاری.

---

1. DePamphili (2010)
2. Grant (2012)
3. Shamraeva (2010)
4. سایر انگیزه‌های ایجاد تنوع شامل دستیابی به صرفه‌های مقیاس (Teece, 1980) و افزایش قدرت بازاری (Scott, 1982) می‌باشد.
5. Agency Theory
6. Theory of Internal Capital Markets
7. Debt Co-Insurance Effect
8. Value-Maximization Models

- **نظریه نمایندگی**

طبق نظریه نمایندگی، متنوع‌سازی نه تنها باعث افزایش کارایی سرمایه‌گذاری واقعی از منظر سهام‌داران می‌شود، بلکه مورد توجه مدیریت نیز می‌باشد. مدیران به دلایلی همچون (۱) افزایش قدرت، نفوذ و منافع خود، (۲) کاهش ریسک اشتغال و (۳) محافظت از موقعیت خود، انگیزه‌های بالایی برای ایجاد تنوع در محصولات و خدمات دارند (جنسن و مکلینگ[1]، ۱۹۷۶؛ جنسن و مورفی[2]، ۱۹۹۰؛ استولز[3]، ۱۹۹۰؛ آمیهود و لو[4]، ۱۹۸۱؛ اشلایفر و ویشنی[5]، ۱۹۸۹). یعنی آن‌ها تمایل دارند تا تفاوت ارزش ایجاد شده توسط خود و مدیران دیگر را افزایش دهند. بنابراین، مدیران در حالت کلی خواهان سرمایه‌گذاری بیش از حد و افزایش اندازه بنگاه بیش از اندازه بهینه هستند. لذا سطح سرمایه‌گذاری و نوع آن، لزوما افزایش‌دهنده ارزش شرکت نیست و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بدون سود، باعث کاهش ارزش شرکت خواهد شد. آگاروال و سامویک[6] (۲۰۰۳) دو انگیزه شرکت از متنوع‌سازی (یعنی منافع شخصی و کاهش ریسک) را در داخل یک مدل قرار داده‌اند. مطالعات آن‌ها هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر متنوع‌سازی به منظور کاهش ریسک نشان نمی‌دهد، بلکه آن‌ها بیان می‌کنند که مدیران به منظور افزایش منافع شخصی اقدام به متنوع‌سازی در بنگاه می‌نمایند. در نهایت این‌که، فولگیری و هودریک[7] (۲۰۰۶) به بررسی بر هم کنش بین تضادها و همکاری‌های نمایندگان پرداخته‌اند. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که همکاری بین نمایندگان منجر به کاهش انگیزه مدیران بخش‌ها می‌شود.

- **نظریه بازارهای سرمایه داخلی**

یکی از مهم‌ترین انگیزه‌های متنوع‌سازی، ایجاد بازارهای سرمایه درونی می‌باشد. در بازارهای سرمایه درونی، دارایی‌های یک بخش می‌تواند به عنوان وثیقه‌ای برای تامین مالی بخش‌های دیگر مورد استفاده قرار گیرد. همچنین، جریان نقدی ایجاد شده توسط یک بخش احتمالا به عنوان کمک هزینه‌ای برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگر به کار رود (استین[8]، ۲۰۰۳؛ جرتنر و

1. Jensen and Meckling (1976)
2. Jensen and Murphy (1990)
3. Stulz (1990)
4. Amihud and Lev (1981)
5. Shleifer and Vishny (1989)
6. Aggarwal and Samwick (2003)
7. Fulghieri and Hodrick (2006)
8. Stein (2003)

همکاران[1]، ۱۹۹۴؛ ایندرست و مولر[2]،۲۰۰۳). مدل‌های نظری از یک طرف دلالت بر این دارند که اگر این کمک‌های بین بخشی باعث حذف قسمتی از هزینه‌های محدودیت مالی شود، بنابراین می‌تواند کارا و موثر باشد. از طرف دیگر، اگر بنگاه در بخش‌هایی که امکان رشد بهتر وجود دارد سرمایه‌گذاری کمی داشته باشد و در بخش‌هایی که بازدهی ناچیزی دارند، بیش از حد سرمایه‌گذاری کند، احتمال ناکارایی در این کمک‌های بین بخشی بسیار بالا خواهد بود. به ویژه استین (۲۰۰۳) استدلال می‌کند که مدیران دارای اطلاعاتی در مورد ویژگی‌های سرمایه‌گذاری‌های بخش‌های مختلف هستند و می‌توانند از طریق بازارهای سرمایه درونی، مقدار معینی از بودجه را به صورت بهینه بین بخش‌های مختلف تخصیص دهند. اثر کلی بازارهای سرمایه داخلی بر ارزش سهام شرکت بستگی به این دارد که آیا منافع (انگیزه‌های قوی برای نظارت بهتر، بهبود در استهلاک دارایی‌ها) بازارهای سرمایه داخلی بر هزینه‌های آن (کاهش در انگیزه نوآوری) غلبه دارد. بنابراین، بازارهای سرمایه داخلی الزاما مفید نیستند. دوچین و سوسییورا[3] (۲۰۱۱) شرایطی را نشان می‌دهند که برخی مواقع بازارهای سرمایه داخلی دارای تاثیر منفی بر ارزش بنگاه‌ها هستند. از آن‌جا که مدیران بخش‌های مختلف که رابطه اجتماعی نزدیکی با مدیر عامل دارند، سرمایه بیشتری دریافت می‌کنند، در این حالت، وجود روابط اجتماعی بین برخی مدیران، باعث می‌شود سایر بخش‌هایی که این ارتباط در آن‌ها وجود ندارد، با کارایی ناچیز سرمایه و کاهش ارزش بنگاه مواجه شوند. به طور معکوس، زمانی که عدم تقارن در اطلاعات بالا باشد، ارتباط بین مدیران و مدیر عامل به صورت مثبت، کارایی در سرمایه را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

- **تاثیر بیمه – بدهی**

همان‌طور که لولن[4] (۱۹۷۱) اشاره می‌کند، یک منطق صرفاً مالی برای متنوع‌سازی وجود دارد. ترکیب فعالیت‌های مختلف که جریان‌های نقدی آن‌ها همبستگی ناقصی[5] با هم دارند، منجر به کاهش ریسک شده و در نتیجه احتمال عدم باز پرداخت اصل و فرع مطالبات را کاهش می‌دهد. این به اصطلاح بیمه اصل و فرع بدهی[6]، منجر به ظرفیت بالای بدهی شده و از طریق افزایش در

1. Gertner (1994)
2. Inderst and Müller (2003)
3. Duchin and Sosyura (2011)
4. Lewellen (1971)
5. Imperfectly Correlated
6. Debt Coinsurance

منفعت‌های مالیاتی[1]، ارزش بنگاه را افزایش می‌دهد. گاش و جین[2] (۲۰۰۰) اهرم مالی شرکت‌های متنوع را بعد از ادغام بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که اهرم مالی شرکت‌ها بعد از ادغام افزایش یافته است. آن‌ها به منظور یافتن علت افزایش اهرم مالی، دو فرضیه در نظر گرفتند. اولین فرضیه افزایش ظرفیت بدهی شرکت‌ها بعد از ادغام و دومین فرضیه، استفاده از ظرفیت بدهی استفاده نشده قبل از ادغام است. بررسی‌ها حاکی از آن بوده که فرضیه اول تایید شده است. یعنی عمل متنوع‌سازی همراه با افزایش ظرفیت بدهی است که در چنین شرایطی شرکت از منافع ناشی از تاثیر بیمه – بدهی منتفع خواهد شد (گاش و جین، ۲۰۰۰).

- **مدل‌های پویا و حداکثرکننده ارزش**

در سال‌های اخیر، مراجع علمی مدل‌هایی از متنوع‌سازی را به عنوان استراتژی‌های حداکثر کننده ارزش معرفی کرده‌اند، این در حالی است که ممکن است این مدل‌ها در واقعیت کارا و موثر نباشند. ماتسوساکا[3] (۲۰۰۱) متنوع‌سازی را به عنوان یک فرآیند تطابقی پویا برای قابلیت‌های سازمانی بنگاه توصیف می‌کند. وی استدلال می‌کند بنگاه در ابتدا نمی‌داند که یک فعالیت جدید چگونه با قابلیت‌های سازمانی آن انطباق دارد. بنابراین، فرآیند جست و جوی یک فعالیت موفق همواره با عدم اطمینان مواجه است که این مسئله از طریق متنوع‌سازی قابل حل می‌باشد (مکسیموویک و فیلیپس[4]، ۲۰۰۲؛ گومز و لیودان[5]، ۲۰۰۴؛برناردو وچادهری[6]، ۲۰۰۲).

مکسیموویک و فیلیپس[7] (۲۰۰۲) با استفاده از یک مدل نئوکلاسیکی حداکثر کننده سود در اندازه بهینه بنگاه، نشان می‌دهند که چگونه بنگاه‌های متنوع منابع خود را بین بخش‌های مختلف تخصیص می‌دهند و چگونه در مقابل شوک‌های صنعت از خود واکنش نشان می‌دهند. این مدل حاکی از آن است که تصمیم برای متنوع‌سازی بستگی به بهره‌وری آن بخش و شوک‌های بخش تقاضا در آن صنعت دارد. آن‌ها با استفاده از داده‌های سطح بنگاه و با در نظر گرفتن بهره‌وری و اندازه بهینه بنگاه، به این نتیجه دست یافتند که تخصیص منابع در بسیاری از بنگاه‌های متنوع مطابق با حداکثر کردن ارزش می‌باشد. گومز و لیودان[8] (۲۰۰۴) یک مدل پویا برای رفتار بهینه شرکت را معرفی

---

1. Tax Shield
2. Ghosh & Jain (2000)
3. Matsusaka (2001)
4. Maksimovic and Phillips (2002)
5. Gomes and Livdan (2004)
6. Bernardo and Chowdhry (2002)
7. Maksimovic and Phillips (2002)
8. Gomes and Livdan (2004)

کرده‌اند که در آن متنوع‌سازی به عنوان یک پاسخ حداکثر کننده ارزش در مقابل افزایش سن شرکت تلقی می‌شود. در مدل آن‌ها، بنگاه به دو دلیل اقدام به متنوع‌سازی می‌کند. اول این‌که، بعد از یک دوره زمانی خاص، سرمایه‌گذاری در فعالیت جاری بنگاه دیگر سودآور نخواهد بود. بنابراین، متنوع‌سازی در بنگاه‌هایی که فعالیت اصلی آن‌ها سودآوری کمتری دارد، به عنوان یک استراتژی منطقی تلقی می‌شود. دوم این‌که، بنگاه‌های متنوع به دلیل هزینه‌های ثابت کاهنده و حذف هزینه‌های اضافی در فعالیت‌های مختلف، می‌توانند از صرفه‌های ناشی از مقیاس بهره‌مند شوند.

- **تمرکز مجدد شرکتی**

نظریه تمرکز مجدد شرکت فرض می‌کند که بنگاه‌های متنوع با کاهش ارزش مواجه هستند. نظریه‌های مهم تمرکز مجدد شرکت عبارت است از (۱) عدم تقارن اطلاعات (کریشناسوآمی و سابرامانیام[۱]، ۱۹۹۹)، (۲) تحلیل‌گر متخصص[۲] (گیلسون و همکاران[۳]، ۲۰۰۱)، (۳) هزینه‌های تراکنش صندوق‌های داخلی و خارجی (ماتسوساکا و ناندا[۴]، ۲۰۰۲) و (۴) نقدینگی بازار (شلینگمان و همکاران[۵]، ۲۰۰۲).

این نظریه هیچ پیش‌بینی واضحی مبنی بر اینکه متنوع‌سازی در نهایت چه اثری بر ارزش بنگاه خواهد گذاشت، ارائه نمی‌کند. یعنی، تاثیر نهایی استراتژی تنوع بستگی به این دارد که آیا هزینه‌های احتمالی بر منافع احتمالی غلبه خواهند داشت یا خیر. بنابراین، مطالعات تجربی متعددی انجام شده‌اند تا اثر متوسط متنوع‌سازی را بر ارزش بنگاه ارزیابی نمایند.

بسیاری از مطالعات نشان می‌دهند این‌که در هنگام متنوع‌سازی فعالیت‌های بنگاه، ارزش سهام آن کاهش می‌یابد، به دلیل ناکارا بودن بازارهای سرمایه درونی است. لامونت[۶] (۱۹۹۷)، شین و استولز[۷] (۱۹۹۸)، شارف‌استین[۸] (۱۹۹۸)، راجان و همکاران[۹] (۲۰۰۰) و اوزبس و شارف‌استین[۱۰]

---

1. Krishnaswami and Subramaniam (1999)
2. Analyst Specialization
3. Gilson (2001)
4. Matsusaka and Nanda (2002)
5. Schlingemann (2002)
6. Lamont (1997)
7. Shin and Stulz (1998)
8. Scharfstein (1998)
9. Rajan (2000)
10. Ozbas and Scharfstein (2010)

(۲۰۱۰) بیان می‌کنند که بنگاه‌های متنوع هم با ناکارایی در تخصیص منابع داخلی مواجه هستند و هم به دلیل مسئله نمایندگی[1]، از تخصیص ضعیف سرمایه رنج می‌برند. این مطالعات حاکی از آن است که بنگاه‌های متنوع متمایل به سرمایه‌گذاری بیش از حد در بخش‌هایی هستند که نسبت q توبین در آن‌ها پایین‌تر است، در حالی که در بخش‌هایی که این نسبت بالا است کمتر از حد سرمایه‌گذاری می‌کنند. در بنگاه‌هایی که مالکیت نقش کمی در مدیریت دارد، این اثرات شدیدتر خواهند بود. این امر بیان می‌کند که ناکارایی در تخصیص سرمایه رابطه تنگاتنگی با مسئله نمایندگی دارد. آن و همکاران[2] (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند که تخصیص پرداخت بدهی بین بخش‌های مختلف یک بنگاه متنوع می‌تواند توضیح دهنده تخصیص ناکارای سرمایه در این بنگاه‌ها باشد. اگرچه سرمایه‌گذاری کل این بنگاه‌ها مقید به نسبت بدهی به دارایی است، اما تخصیص منابع در سطح بنگاه می‌تواند منجر به تحمیل بار اضافی و نامتناسب پرداخت بدهی در برخی بخش‌ها شود. راجان و همکاران (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که وجود فرصت‌های سرمایه‌گذاری با تنوع بالا، منجر به عدم تخصیص بهینه سرمایه داخلی شده و کاهش ارزش بنگاه را به همراه دارد. به عبارت بهتر، زمانی که تنوع فعالیت افزایش می‌یابد، بنگاه در بخش‌هایی که متوسط رشد بالایی دارند کمتر از حد سرمایه‌گذاری می‌کند در مقابل در بخش‌هایی که متوسط رشد پایینی دارند، بیش از حد سرمایه‌گذاری خواهد کرد.

- **نظریه انحصاری**

این نظریه بیان می‌کند که شرکت‌ها استراتژی تنوع را به کار می‌گیرند تا به قدرت بازار دست یابند. مفروضات این نظریه آن است که شرکت‌های متنوع با اجرای استراتژی تنوع، از کمک مالی متقابل واحدهای کسب و کار بهره می‌گیرند، رقابت در چندین بازار هم‌زمان محدود شده و مانع ورود بالقوه رقبا به بازار می‌شود. این سه مزیت نظریه انحصاری از ایده روابط متقابل رقبا حمایت می‌نماید (شین و استولز[3]، ۱۹۹۸؛ شارف‌استین[4]، ۱۹۹۸).

[1]. Agency Problems
[2]. Ahn (2006)
[3]. Shin and Stulz (1998)
[4]. Scharfstein (1998)

۲-۲- مطالعات پیشین

السا‌س و همکاران[1] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ترکیبی ۹ کشور طی دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۳، به بررسی رابطه بین تنوع در درآمدها و ارزش سهام بانک پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از معیارهای جامع اندازه‌گیری عملکرد بانک، به این نتیجه دست یافتند که برخلاف مطالعات مربوط به بنگاه‌های صنعتی، هیچ شواهدی مبنی بر کاهش ارزش سهام بانک‌ها به دلیل ایجاد تنوع وجود ندارد. بلکه تنوع در درآمدها باعث افزایش سودآوری بانک شده و ارزش سهام بانک را افرایش می‌دهد.

جایولا و همکاران[2] (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین تنوع محصولات و حاشیه سود در بانک‌های نیجریه در سال ۲۰۱۳ پرداخته‌اند. در این مطالعه، جایولا و همکاران از اطلاعات ۱۲۰ مدیر بانکی از سه بانک منتخب استفاده کرده و تحلیل‌های رگرسیونی ساده را جهت برآورد نتایج به کار برده‌اند. نتایج به دست آمده نشان دهنده یک رابطه آماری بین متنوع‌سازی محصول و حاشیه سود بانک‌های منتخب نیجریه است.

دوآن و همکاران[3] (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه بین تنوع درآمدها و کارایی بانک در ۸۳ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۳ پرداخته‌اند. آن‌ها همچنین اثرات ساختار مالکیت بانک بر کارایی هزینه‌ها را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. دوآن و همکاران با استفاده از روش مرزی تصادفی[4] جهت استخراج کارایی در هزینه‌ها، نشان دادند که افزایش تنوع منجر به بهبود کارایی بانک‌ها می‌شود. از طرفی در مطالعه ایشان، بررسی اثرات ساختار مالکیت نشان می‌دهد که بانک‌های دولتی که تغییرپذیری کمتری در منابع درآمدی دارند، کارایی کمتری خواهند داشت. همچنین بانک‌هایی با مالکیت خارجی در کشورهای توسعه یافته کارایی کمتری دارند در حالی که در کشورهای در حال توسعه کارایی بانک‌های خارجی در حال افزایش است.

ابراهیمیان و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر تنوع درآمدی بر عملکرد بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ پرداخته‌اند. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد مدل به

---

1. Elsas (2010)
2. Jayeola (2013)
3. Doan (2017)
4. Stochastic Frontier Approach

روش رگرسیون چند متغیره حاکی از آن است که تنوع درآمدی و نرخ بازده دارایی‌ها اثر مثبت و نسبت هزینه به درآمد اثر منفی بر عملکرد بانک دارند.

شاهچرا و جوزدانی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان "تنوع‌پذیری درآمدها و سودآوری در شبکه بانکی کشور" به ارزیابی چگونگی اثرگذاری درآمدهای غیر بهره‌ای بر سودآوری و ریسک در شبکه بانکی کشور پرداخته‌اند. با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی پویا و بر اساس داده‌های مربوط به ۲۵ بانک فعال در شبکه بانکی کشور طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ به بررسی این موضوع پرداخته شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، درآمدهای غیر بهره‌ای دارای تأثیر مثبت بر سودآوری بانک‌ها و تأثیر منفی بر ریسک بانکی است.

بزرگ اصل و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثر تنوع‌گرایی در بخش دارایی‌ها و ارائه تسهیلات در بخش‌های مختلف اقتصادی بر ریسک پرداخته‌اند. به این منظور از اطلاعات بانک‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ و یک مدل پنل دیتا استفاده شده است. آنان در این مطالعه از شاخص هرفیندال هیرشمن به عنوان شاخص تنوع‌گرایی استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه مذکور حاکی از آن است که یک رابطه مثبت و معنادار بین تمرکزگرایی و ریسک بانکی وجود دارد.

با توجه به این‌که اکثر مطالعات خارجی، به بررسی ساختار تنوع در نظام بانکی کشورهای توسعه‌یافته پرداخته‌اند، در تحقیق حاضر تلاش شده است ساختار تنوع بانکی در ایران بررسی شود. همچنین در داخل ایران نیز اغلب تنوع درآمدی مورد ارزیابی قرار گرفته است. در مطالعه انجام شده توسط بزرگ اصل و همکاران (۱۳۹۶) که بر متنوع‌سازی در دارایی‌ها تمرکز دارد، تنها از شاخص هرفیندال- هیرشمن برای اندازه‌گیری متنوع‌سازی استفاده شده است. در حالی که تحقیق حاضر به بررسی تنوع در دارایی‌ها با استفاده از یک روش جدید استخراج صرفه‌های شبه تنوع می‌پردازد. در شاخص هرفیندال- هیرشمن از مجموع مربعات نسبت سهم‌های مورد نظر[1] در هر طبقه به عنوان شاخصی از تمرکز استفاده می‌شود. در حالی که در روش صرفه‌های شبه تنوع، اختلاف هزینه‌های بانک متمرکز و بانک متنوع به عنوان ایجادکننده صرفه و یا عدم صرفه‌های تنوع به کار گرفته می‌شود. در مطالعاتی که از شاخص هرفیندال هیرشمن استفاده شده است (مانند مطالعه بزرگ اصل و همکاران)، تنها بر شاخص تمرکز اشاره شده و بر اساس مقدار این شاخص

[1]. Sum of Squares of the Proportions of Portfolios

تصمیم‌گیری کرده‌اند که تمرکز بالا و یا پایین است. همچنین این مطالعات تا حدودی از دنیای واقعی دور هستند چرا که مقدار سایر دارایی‌های بانکی را صفر در نظر می‌گیرند. این در حالی است که بانک‌ها همیشه حداقل‌هایی از تمامی دارایی‌ها دارند. در مطالعه حاضر، با استفاده از صرفه‌های شبه تنوع، هم هزینه‌های حالت تمرکز و هم هزینه‌های حالت تنوع در نظر گرفته می‌شود و صرفه‌های تنوع از اختلاف بین این دو هزینه به دست می‌آید. همچنین با توجه به این‌که مقدار حداقلی را برای هر دارایی در نظر می‌گیرد، لذا با واقعیت هم همخوانی دارد. تفاوت این مطالعه با سایر مطالعات انجام شده در روش استخراج صرفه‌های شبه تنوع می‌باشد. در واقع، نوآوری این مطالعه، استفاده از مدل‌های سنتی صرفه‌های مقیاس و استخراج مدل‌های جدید صرفه‌های شبه تنوع است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

این مطالعه در دو مرحله انجام می‌شود. ابتدا با استفاده از داده‌های تابلویی بانک‌های منتخب[۱] خصوصی و دولتی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵[۲]، زیان و یا منافع ناشی از تنوع دارایی‌ها، در قالب چهار سناریو استخراج شده است، سپس در مرحله دوم، تاثیر زیان یا منافع ناشی از تنوع در هر چهار سناریو، بر معیار بازدهی بانک ارزیابی می‌گردد. همچنین، در مرحله دوم، در هر سناریو، تاثیر مالکیت دولتی بر معیارهای ریسک و بازدهی بانک نیز مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. داده‌های مورد نیاز در مطالعه حاضر از گزارشات سالیانه بانک‌های منتخب (از سایت هر بانک و یا سامانه اطلاع رسانی ناشران کودال[۳]) جمع‌آوری شده‌اند. در این خصوص برای دارایی‌ها چهار نوع

---

[۱]. بانک اقتصاد نوین، بانک پارسیان، بانک تجارت، بانک رفاه، بانک سامان، بانک سرمایه، بانک صادرات، بانک صنعت و معدن، بانک کارآفرین، بانک ملت، بانک پاسارگاد، پست بانک، بانک سینا، بانک حکمت ایرانیان، بانک قوامین (دلیل انتخاب این بانک‌ها، در دسترس بودن تمام اطلاعات مالی مورد نیاز در گزارشات سالیانه این بانک‌ها بوده است). با وجود این‌که، برای تمامی بانک‌ها، در هر سال ترازنامه و صورت سود و زیان در دسترس می‌باشد، اما با توجه به این‌که جهت تخمین تابع هزینه بانک تنها اطلاعات مربوط به ترازنامه و صورت سود و زیان کافی نیست، لذا برخی از بانک‌ها همانند بانک ملی، به دلیل نبود اطلاعات جزئی در گزارشات، از نمونه حذف شده‌اند.

[۲]. دلیل انتخاب این بازه زمانی این است که تعدادی از بانک‌ها در دهه گذشته تاسیس شده‌اند و معمولا اطلاعات کاملی برای سال‌های قبل از ۱۳۸۴ وجود ندارد.

[3]. www.Codal.ir

تنوع در نظر گرفته شده است که عبارتند از: کل تسهیلات بانک، مطالبات بانک، دارایی‌های ثابت و سایر دارایی‌ها.

۳-۱- روش اندازه‌گیری صرفه‌های تنوع

در این قسمت، روش‌های اندازه‌گیری صرفه‌های مقیاس و مسائل مربوط به تخمین که شامل فرم تبعی و انتخاب متغیرها است، مورد بررسی قرار می‌گیرد. از آن‌جا که روش مطالعه حاضر در خصوص اندازه‌گیری صرفه‌های تنوع[1] براساس چارچوب صرفه‌های مقیاس است، لذا به مفهوم صرفه‌های مقیاس در نظام بانکی پرداخته می‌شود. در این راستا صرفه‌های مقیاس در هزینه[2] به صورت "تغییرات نسبی در هزینه‌های ناشی از مقدار معینی خدمات بانک متمرکز در مقابل هزینه‌های بانک متنوع" تعریف می‌گردد.

انتخاب یک فرم تبعی مناسب برای تابع هزینه بسیار مهم است، بنابراین، هزینه‌های یک بانک فرضی متمرکز را پیش‌بینی کرده، سپس جهت محاسبه صرفه‌های مقیاس، این هزینه‌ها با هزینه‌های یک بانک متنوع قابل مشاهده، مقایسه می‌شود. بعد از این‌که یک فرم تبعی خاص ایجاد شد، پارامترهای تابع هزینه بر اساس مشاهدات بانک قابل مشاهده که ارائه کننده خدمات متنوع است، تخمین زده می‌شوند. در این‌جا فرض این است که همان فرم تبعی و پارامترها برای بنگاه متمرکز نیز به کار می‌روند. این فرض مستلزم آن است که برخی مشاهدات در بنگاه متمرکز در نظر گرفته نشود، به عبارتی اندازه برخی از خدمات بانکی صفر لحاظ می‌گردد (برگر و همکاران[3]، ۲۰۱۰).

به منظور استخراج تابع هزینه برای سیستم بانکی، از تابع تبدیل باکس- کاکس[4] (۱۹۶۴) استفاده می‌گردد. فرم کلی تابع تبدیل باکس-کاکس به صورت رابطه (۱) در نظر گرفته می‌شود (لورنس و همکاران[5]، ۱۹۹۲):

$$\begin{cases} Y^{\varphi} = \frac{Y^{\varphi}-1}{\varphi} & for\ \varphi \neq 0 \\ Y^{\varphi} = LnY & for\ \varphi = 0 \end{cases} \qquad (۱)$$

[1]. Diversification Economies
[2]. Cost Scope Economies
[3]. Berger (2010)
[4]. Boc-Cox Transformation Function (1964)
[5]. Lawrence (1992)

در رابطه (۱)، Y می‌تواند هر متغیری را اختیار کند و φ پارامتر انتقال نام دارد (علامت مقطع و زمان (s و t) به منظور ساده‌تر شدن مدل، در نظر گرفته نشده‌اند). حال جهت ایجاد یک فرم تبعی عمومی تابع هزینه برای یک بنگاه متنوع به صورت زیر عمل می‌کنیم (علامت مقطع و زمان (s و t) به منظور ساده‌تر شدن مدل، در نظر گرفته نشده‌اند).

$$C^{(\phi)} = \{\exp[(\alpha_0 + \sum \alpha_i A_i^{(\pi)} + \frac{1}{2}\sum\sum \alpha_{ij} A_i^{(\pi)} A_j^{(\pi)} + \sum\sum \delta_{ik} A_i^{(\pi)} Lnr_k)^{(\tau)}]$$
$$.\exp[\beta_0 + \sum \beta_k Lnr_k + \frac{1}{2}\sum\sum \beta_{ki} Lnr_k Lnr_i + \sum\sum \mu_{ik} D_i^{(\pi)} Lnr_k]\}^{(\phi)}$$
$$= f^{(\phi)}(\mathrm{A}, Lnr) \qquad (۲)$$

یک تابع هزینه، در حالت کلی، تابع مقدار ستانده‌ها، قیمت نیروی کار و قیمت سرمایه می‌باشد. در مطالعه حاضر، انواع دارایی‌های بانک به عنوان ستانده‌های بانکی در نظر گرفته شده‌اند. نسبت مخارج پرسنل به تعداد پرسنل حاکی از قیمت نیروی کار و نسبت مخارج عملیاتی به دارایی‌های ثابت نشان دهنده قیمت سرمایه ثابت است. در رابطه (۲)، C نشان دهنده هزینه‌ها، A_i، که در آن i=1,…,m، نشان دهنده ستانده‌ها[1] (در این مطالعه منظور از ستانده‌ها، انواع دارایی‌ها هستند)، و r_k، k=1,…,n، نشان دهنده قیمت نهاده‌ها[2] می‌باشد (در مطالعه حاضر، قیمت نهاده‌ها شامل نسبت مخارج پرسنل به تعداد پرسنل و نسبت مخارج عملیاتی به دارایی‌های ثابت هستند). $\emptyset$، π و τ پارامترهای تبدیل[3] می‌باشند.

به منظور تصریح مدل هزینه به گونه‌ای که هم بتوان رفتار یک بنگاه متمرکز (که برخی از ستانده‌های آن صفر است) را بررسی کرد و هم مانع از تفکیک بین ستانده‌ها و قیمت نهاده‌ها شد، محدودیت $\pi = 0, \tau = 0$ در نظر گرفته شده و فرم تبعی مرکب[4] (۳) به دست می‌آید:

---

1. Output
2. Input Prices
3. Transformation Parameters
4. Composite Specification

$$C=[\alpha_0+\sum\alpha_i A_i+\frac{1}{2}\sum\sum\alpha_{ij}A_iA_j+\sum\sum\delta_{ik}A_iLnr_k].\exp[\beta_0+\sum\beta_k Lnr_k +\frac{1}{2}\sum\sum\beta_{ki}Lnr_kLnr_i+\sum\sum\mu_{ik}D_iLnr_k]+\varepsilon \quad (۳)$$

فرم تبعی مرکب در ابتدا توسط پولی و برونستین (۱۹۹۲)[1] توسعه یافت و مطالعات متعددی جهت اندازه‌گیری صرفه‌های مقیاس در حوزه بانکی از قبیل مطالعات پولی و هامفری (۱۹۹۳)، مک‌کیلوپ، گلس و موریکاوا (۱۹۹۶)[2] و صرفه‌های مقیاس در حوزه درآمدهای بانکی همچون مطالعه برگر و افک (۱۹۹۶)[3] از فرم تبعی ترانسلوگ تعمیم یافته استفاده کرده‌اند.

معادله (۳) با استفاده از رگرسیون‌های حداقل مربعات غیر خطی و داده‌های جمع‌آوری شده برای بانک‌های متنوع، تخمین زده می‌شود. با توجه به این‌که صرفه‌های مقیاس در هزینه بر اساس تفاوت نسبی در هزینه‌های پیش‌بینی شده چهار بانک متمرکز[4] و هزینه‌های بانک متنوع[5] مشاهده شده تعریف می‌گردد، لذا صرفه‌های به مقیاس در هزینه به صورت رابطه (۴) تصریح شده است:

$$S_C^T(1,2,3,4)=\{[C(A_1,0,0,0,r)+C(0,A_2,0,0,,r)+C(0,0,A_3,0,r)+C(0,0,,0,A_4,r)]-C(A_1,A_2,A_3,A_4,r)\}/C(A_1,A_2,A_3,A_4,r) \quad (۴)$$

به گونه‌ای که در رابطه (۴)، S_C^T صرفه‌های مقیاس در هزینه، A_1 کل تسهیلات بانک، A_2 مطالبات بانک، A_3 دارایی‌های ثابت، A_4 سایر دارایی‌های بانک و r قیمت نهاده‌ها است که به دو قسمت شامل نسبت مخارج پرسنل به تعداد پرسنل و نسبت مخارج عملیاتی به دارایی‌های ثابت تقسیم شده

---

1. Pulley & Braunstein (1992)
2. Pulley & Humphrey (1993); McKillop, Glass & Morikawa (1996)
3. Berger & Ofek (1996)

۴. با توجه به این‌که قبلا فرض کردیم دارایی‌ها در چهار طبقه دسته‌بندی می‌شوند (شامل کل تسهیلات بانک، مطالبات بانک، دارایی‌های ثابت و سایر دارایی‌ها)، بنابراین چهار بانک متمرکز فرضی وجود خواهد داشت که هر کدام از این چهار بانک متمرکز تنها یک نوع دارایی دارد.

۵. بانک متنوع بانکی است که تمامی انواع دارایی‌ها (شامل کل تسهیلات بانک، مطالبات بانک، دارایی‌های ثابت و سایر دارایی‌ها) را دارد.

است. همان‌طور که در مطالعات دیگر همچون مطالعه برگر و همکاران (۲۰۰۰ الف) نیز مطرح شده است هیچ بنگاهی در ستاده صفر قابل مشاهده نیست، بنابراین تخمین صرفه‌های مقیاس مستلزم برون‌یابی قابل ملاحظه‌ای فراتر از داده‌های نمونه است. در نتیجه، با فرض این‌که بنگاه‌ها از هر یک از ستاده‌ها حداقل به مقدار کمترین مقدار مشاهده شده از آن‌ها را تولید می‌کنند، لذا صرفه‌های شبه مقیاس[1] محاسبه می‌گردد (در این خصوص بنگاه متمرکز فرضی، بنگاه شبه متمرکز فرضی[2] نامیده می‌شود):

$$QS_C^T(1,2,3,4) = \{[C(A_1 - 3A_{1min}, A_{2min}, A_{3min}, A_{4min}, r) + C(A_{1min}, A_2 - 3A_{2min}, A_{3min}, A_{4min}, r) + C(A_{1min}, A_{2min}, A_3 - 3A_{3min}, A_{4min}, r) + C(A_{1min}, A_{2min}, A_{3min}, A_4 - 3A_{4min}, r)] - C(A_1, A_2, A_3, A_4, r)\} / C(A_1, A_2, A_3, A_4, r) \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، QS_C^T صرفه‌های شبه مقیاس را نشان می‌دهد. همانند صرفه‌های مقیاس در هزینه که در معادله (۴) و یا (۵) اندازه‌گیری شد، یک معیار دیگر را معرفی کرده و آن را صرفه‌های تنوع می‌نامیم که در معادله‌های (۶) و (۷) توضیح داده می‌شود. در این مطالعه، صرفه‌های تنوع به صورت کاهش در هزینه‌های بانک متنوع در مقابل هزینه‌های بانک متمرکز تعریف می‌شود. تفاوت بین معیاری که در مطالعه حاضر با سایر معیارهای متداول اندازه‌گیری صرفه‌های مقیاس معرفی شده است، ناشی از تفاوت در فروض است. در این مطالعه فرض بر این است که بانک متمرکز فرضی تمامی منابع را یکپارچه نموده و تنها یک نوع خدمت را ارائه می‌کند (بنابراین برای یک بانک متمرکز، هر یک از خدمات به اندازه $\sum_{i=1}^{n} A_i$ تولید می‌شود، به طوری که n تعداد کل خدمات برای یک بانک متنوع است (معادله ۶ و ۷)، در حالی که در مقیاس‌های متداول (معادله ۴ و ۵) فرض می‌شود که بانک متمرکز فرضی تنها A_i مقدار از محصول i را ارائه می‌کند. بر این اساس بانک متمرکز فرضی یک نوع دارایی دارد اما مقدار آن با مجموع دارایی‌های بانک متنوع برابر است.

[1]. Quasi-Scope Economies
[2]. Quasi-Focused Firm

حال به منظور محاسبه صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها، چهار سناریو را در نظر می‌گیریم. معادلات مربوط به محاسبه صرفه‌های شبه تنوع در هر یک از سناریوها، در معادلات (۶) تا (۹) ارائه شده است:

سناریو اول: تمرکز بانک بر تسهیلات اعطایی

$$QD_C^T(1,2,3,4) = \{C[(A_1 + A_2 + A_3 + A_4) - (A_{2\min} + A_{3\min} + A_{4\min}), A_{2\min}, , A_{3\min}, A_{4\min}, r] - C(A_1, A_2, A_3, A_{43}, r)\} / C(A_1, A_2, A_3, A_4, r) \quad (۶)$$

سناریو دوم: تمرکز بانک بر مطالبات

$$QD_C^T(1,2,3,4) = \{C[A_{1\min}, (A_1 + A_2 + A_3 + A_4) - (A_{1\min} + A_{3\min} + A_{4\min}) , A_{3\min}, A_{4\min}, r] - C(A_1, A_2, A_3, A_3, r)\} / C(A_1, A_2, A_3, A_4, r) \quad (۷)$$

سناریو سوم: تمرکز بانک بر دارایی‌های ثابت

$$QD_C^T(1,2,3,4) = \{C[A_{1\min}, A_{2\min}, (A_1 + A_2 + A_3 + A_4) - (A_{1\min} + A_{2\min} + A_{4\min}), A_{4\min}, r] - C(A_1, A_2, A_3, A_4, r)\} / C(A_1, A_2, A_3, A_4, r) \quad (۸)$$

سناریو چهارم: تمرکز بانک بر سایر دارایی‌ها

$$QD_C^T(1,2,3,4) = \{C[A_{1\min}, A_{2\min}, A_{3\min}, (A_1 + A_2 + A_3 + A_4) - (A_{1\min} + A_{2\min} + A_{3\min}), r] - C(A_1, A_2, A_3, A_4, r)\} / C(A_1, A_2, A_3, A_4, r) \quad (۹)$$

در معادلات (۷) تا (۱۰)، QD_C^T صرفه‌های شبه تنوع در هزینه را نشان می‌دهد.

۴- یافته‌های پژوهش

همان‌طور که قبلا مطرح شد، هدف از این تحقیق، پاسخ دادن به این سوال است که "تنوع دارایی‌های بانکی چه تاثیری بر بازدهی بانک‌ها دارد؟". برای این‌که بتوان به این سوال پاسخ داد، در ابتدا باید صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها را به دست آورد. همانند مطالعات برگر و همکاران

(۲۰۱۰)، به منظور محاسبه داده‌های مربوط به صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها، فرم تبعی مرکب هزینه‌های بانک در مدل (۳) به روش غیر خطی در نرم‌افزار استتا[1] تخمین زده شده و ضرایب هر یک از ستانده‌ها و قیمت نهاده‌ها و همچنین ضرایب اثرات متقاطع آن‌ها به دست آمده است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون باکس- کاکس که مدل خطی، لگاریتمی و معکوس را رد می‌کند، هزینه‌های بانک در مدل (۴) به روش غیر خطی تخمین زده شده است.

جدول ۱: نتایج حاصل از آزمون باکس- کاکس

فرضیه صفر	Restricted Log Likelihood	LR Statistic	P>Chi2
Lambda=-1	-۲۱۲/۸	۱۴۳/۱۴	۰/۰۰۰
Lambda=0	-۱۷۰/۹	۵۹/۳	۰/۰۰۰
Lambda=1	-۱۸۰/۱۱	۷۷/۶۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در این آزمون، در صورتی که لاندا برابر با ۱- باشد، مدل معکوس؛ اگر لاندا برابر صفر باشد، مدل لگاریتمی و اگر لاندا برابر ۱ باشد مدل خطی خواهد بود. با توجه به نتایج حاصل از آزمون باکس- کاکس که در جدول (۱) ارائه شده است، هر سه فرضیه مبنی بر اینکه مدل معکوس، لگاریتمی و یا خطی می‌باشد، رد می‌شوند. لذا رابطه (۴) به منظور تخمین مدل هزینه تصریح شده است. البته دلایل دیگری نیز برای تصریح مدل به صورت رابطه (۴) وجود دارد (به مقاله پولی و برونستین (۱۹۹۲)[2] مراجعه نمایید). سپس طبق معادله‌های (۶) تا (۹)، صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها، بر اساس چهار سناریو مختلف، برای هر یک از بانک‌ها در سال‌های مختلف محاسبه می‌شود.

پس از محاسبه صرفه‌های شبه تنوع در هزینه دارایی‌ها، تاثیر این صرفه‌ها بر معیارهای ریسک و بازدهی بانک بررسی می‌شوند. به منظور رسیدن به این هدف، عوامل موثر بر بازدهی بانک به صورت مدل کلی (۱۰) تصریح می‌گردد:

$$ROA = f\ (Qdc, Bank\ \text{var}, \text{Macro var}) \qquad (۱۰)$$

[1]. STATA
[2]. Pulley & Braunstein (1992)

به طوری که:

ROA: معیار بازدهی بانک که برابر است با نسبت سود خالص به دارایی کل (آچاریا و همکاران[1]، ۲۰۰۶؛ لی و همکاران[2]، ۲۰۱۴؛ تورکمن و ییجیت[3]، ۲۰۱۲؛ مسلییر و همکاران[4]، ۲۰۱۳؛ جهانگرد و عبدالشاه، ۱۳۹۶).

Qdc: معیار صرفه‌های شبه تنوع که از معادله‌های (۶) تا (۹) به دست آمده است.

Bankvar: متغیرهای مربوط به بانک که شامل موارد زیر است (دیانگ و رایس[5]، ۲۰۰۴؛ تورکمن و ییجیت، ۲۰۱۲؛ پناتور و همکاران[6]، ۲۰۱۲):

- Tctass: معیار عملکرد بانک که برابر است نسبت هزینه کل به دارایی کل
- ROE: نسبت درآمد خالص به حقوق صاحبان سهام
- Owner: نسبت سهام خریداری شده توسط دولت به کل سهام بانک

Macro: متغیرهای کلان اقتصادی که شامل موارد زیر است (پناتور و همکاران، ۲۰۱۲):

- Inf: نرخ تورم
- GovGdp: نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی حقیقی

در مدل کلی (۱۰)، متغیر وابسته برابر با نسبت سود خالص به دارایی کل می‌باشد که اعدادی بین صفر و یک را اختیار می‌کند. همچنین، با توجه به داده‌های استفاده شده، هیچ‌کدام از متغیرهای سود خالص و دارایی کل اعداد منفی اختیار نمی‌کنند. لذا، لازم است تکنیک مورد استفاده جهت تخمین با توجه به محدود بودن تغییرات متغیرهای وابسته به بازه صفر و یک، مورد توجه قرار گیرد. در چنین وضعیت‌هایی، تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی تورش‌دار و ناسازگار هستند. اما، در این خصوص با فرض این‌که جمله خطا از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت پیروی می‌کند، می‌توان از الگوهای رگرسیونی سانسور شده با روش حداکثر راست‌نمایی (ML) بهره گرفت. در الگوهای سانسور شده متغیر وابسته می‌تواند از چپ سانسور شود (یعنی نمی‌تواند مقدار زیر آستانه مشخص را شامل می‌شود و نوعاً، نه همیشه صفر است) یا ممکن است از راست

---

1. Acharya (2006)
2. Lee (2014)
3. Turkmen and Yigit (2012)
4. Meslier (2013)
5. DeYoung and Rice (2004)
6. Pennathur (2012)

سانسور شود (یعنی نمی‌تواند مقداری بالای آستانه مشخص را شامل شود) یا می‌تواند از چپ و راست سانسور شود[۱]. با توجه به جدول (۲) دارایی کل همواره بزرگ‌تر از سود خالص می‌باشد. لذا نسبت سود خالص به دارایی کل عددی کوچک‌تر از یک را اختیار خواهد کرد.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای سود خالص و دارایی کل (صد میلیارد ریال)

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
سود خالص	۱۶۸	۲۲/۸۸	۳۴/۴۵	۰/۰۰۵	۱۹۶/۷
دارایی کل	۱۶۸	۲۰۷۷/۴	۳۰۰۷/۴۶	۵/۰۸	۱۷۶۸۷/۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، با توجه به این‌که در این مطالعه، تمامی شعب بانک‌های منتخب در نظر گرفته شده است، بنابراین مجموع سود خالص شعب هر بانک همواره مثبت می‌باشد. در صورتی که شعب مختلف بانک‌های منتخب به صورت جداگانه در نظر گرفته می‌شد، منفی بودن سود خالص ممکن بود. پس می‌توان نتیجه‌گیری کرد که متغیر وابسته (نسبت سود خالص به دارایی کل) عددی بین صفر و یک می‌باشد. لذا، لازم است تکنیک مورد استفاده جهت تخمین با توجه به محدود بودن تغییرات متغیرهای وابسته به بازه صفر و یک، مورد توجه قرار گیرد. با توجه به ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی (۱۷ بانک، طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵)، در مجموع ۲۰۴ مشاهده مطرح می‌باشد. آمارهای توصیفی این مشاهدات در جدول‌های (۳) و (۴) ارائه شده است.

جدول ۳: آمار توصیفی متغیرهای مدل (۳) (اعداد بر حسب صد هزار میلیارد ریال می‌باشند)

متغیر		تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تسهیلات	A_1	۲۰۴	۱/۳۳	۱/۸	۰/۰۰۳	۱۰/۷
مطالبات	A_2	۲۰۴	۰/۰۳	۰/۵۵	صفر	۲/۷۲
دارایی‌های ثابت	A_3	۲۰۴	۰/۰۷	۰/۱۳	۰/۰۰۰۴	۰/۷۱
سایر دارایی‌ها	A_4	۲۰۳	۰/۴۶	۰/۸۶	۰/۰۰۱	۶/۳۷
نسبت مخارج پرسنل به تعداد پرسنل	R_1	۲۰۲	۳/۲۷	۲/۳۲	۰/۰۳	۱۲/۷۵
نسبت مخارج عملیاتی به دارایی ثابت	R_2	۲۰۴	۰/۶۳	۰/۶	۰/۰۱	۶/۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

[۱]. به مدل‌های رگرسیونی که در آن دامنه متغیرهای وابسته به طرق مختلف محدود شده و تنها برای قسمتی از دامنه‌اش مشاهده می‌شود، مدل توبیت گفته می‌شود که در اقتصاد، اولین بار برای داده‌های پنل توسط جمیز توبین[۱] در سال ۱۹۵۸ مطرح گردید (وولدریج، ۲۰۰۹).

جدول ۴: آمار توصیفی متغیرهای مدل توبیت (اعداد بر حسب صد هزار میلیارد ریال می‌باشند)

متغیر		تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو اول	QDCs1	۲۰۲	-۰/۸۶	۰/۴۵	-۵/۳۳	۱/۲۲
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو دوم	QDCs2	۲۰۲	-۰/۱۹	-۱/۴۷	-۲/۲۵	۹/۵۱
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو سوم	QDCs3	۱۹۲	۱/۹۷	۶/۵۴	-۱۷/۵۹	۱۹/۵
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو چهارم	QDCs4	۲۰۲	-۰/۸۷	۰/۷۶	-۸/۴۱	۰/۹۹
نسبت سود خالص به دارایی کل	ROA	۲۰۴	۰/۰۱	۰/۰۱	صفر	۰/۰۵
نسبت هزینه کل به دارایی کل (درصد)	Tctass	۲۰۱	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۳۳
درآمد خالص به حقوق صاحبان سهام	ROE	۲۰۳	۲/۱۲	۲۰/۳	-۱/۲۶	۲۸۹/۹۲
مالکیت دولتی	Owner	۱۷۵	۰/۱۹	۰/۳۶	صفر	۱
نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی	GovGDP	۲۰۴	۰/۱۴	۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۱۸
نرخ تورم	Inf	۲۰۴	۰/۱۸	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور پاسخ دادن به سوالات تحقیق، مدل (۱۰) برای متغیر وابسته بازدهی بانک تصریح شده است. سوال این است که صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها چه تاثیری بر بازدهی بانک‌های منتخب طی دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ دارند. نتایج حاصل از تخمین مدل (۱۰) به روش توبیت در جدول (۵) ارائه شده است.

با توجه به اینکه متغیر بازدهی (نسبت سود خالص به دارایی کل) به عنوان متغیر وابسته، مقادیر بین صفر و یک را اختیار می‌کند، بنابراین در تخمین مدل (۱۰) از روش توبیت استفاده می‌شود. در مدل رگرسیونی توبیت، آماره R^2 پایایی و اعتبار لازم را ندارد و نمی‌توان در مورد میزان خوبی برازش مدل از این آماره استفاده کرد. به جای آماره R^2 می‌توان از معیار Log Likelihood به منزله معیاری برای خوبی برازش مدل استفاده کرد (وولدریج، ۲۰۰۹). مقدار محاسبه شده برای این آماره، در هر چهار سناریو، حاکی از برازش مناسب مدل می‌باشد. همچنین، مقدار آماره Chi2 و احتمال مربوط به این آماره که برابر صفر است، نشان می‌دهد که ضرایب به صورت کلی و همزمان معنادار می‌باشند.

جدول ۵: تخمین مدل (۱۰) به روش توبیت بر اساس سناریو اول

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو اول	**Qdcs1**	۰/۳۳	۰/۱۸	۱/۸۲	۰/۰۷۱
مالکیت دولتی	**owner**	−۰/۹۲	۰/۲۵	−۳/۵۶	۰/۰۰۰
تورم	**Inf**	۰/۰۳	۰/۰۱	۲/۸۳	۰/۰۰۵
نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی	**GovGdp**	−۰/۰۶	۰/۰۳	−۱/۹۲	۰/۰۵۷
نسبت هزینه کل به دارایی کل	**Tctass**	−۰/۱۳	۰/۰۴	−۳/۲۶	۰/۰۰۱
نسبت درآمد خالص به حقوق صاحبان سهام	**ROE**	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۱/۸۴	۰/۰۶۸
عرض از مبدا	**C**	۰/۰۳	۰/۰۰۵	۷/۲۸	۰/۰۰۰
LR Chi2		۵۹/۳۶	.....	.....	۰/۰۰۰
Log Likelihood		۳۹۷/۶۱	.....	.....	.....

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل توبیت بر اساس سناریو اول در جدول (۵) ارائه شده است. در سناریو اول فرض بر این است که بانک در دارایی‌های خود بیشتر بر تسهیلات تمرکز دارد و سایر دارایی‌ها در حداقل مقدار خود می‌باشند. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۵)، صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها در سناریو اول دارای تاثیر مثبت بر معیار بازدهی بانک می‌باشد. به عبارت دیگر، در سناریو اول، متنوع‌تر کردن دارایی‌ها منجر به افزایش بازدهی خواهد شد. لذا می‌توان بیان کرد که در سناریو اول، فواید ناشی از متنوع‌سازی بر هزینه‌های آن غلبه دارد. در صورتی که بانکی بر تسهیلات تمرکز داشته باشد و اقدام به متنوع‌سازی دارایی‌های خود نماید، سودآوری و در نتیجه بازدهی آن بانک افزایش خواهد یافت. این نتایج به دست آمده با نتایج حاصل از مطالعات دوآن و همکاران[1] (۲۰۱۷)، الساس و همکاران[2] (۲۰۱۰)، جایولا و همکاران[3] (۲۰۱۳)، ابراهیمیان و همکاران (۱۳۹۵) و شاهچرا و جوزدانی (۱۳۹۵) مطابقت دارد. این امر می‌تواند از شرایط اقتصادی ضعیف ناشی شود. شرایط اقتصادی ضعیف می‌تواند کیفیت پرتفوی تسهیلات بانک‌ها را کاهش داده و منجر به ایجاد زیان‌های اعتباری و افزایش ذخایر بانکی شود. در چنین مواردی، سودآوری و در نتیجه بازدهی بانک کاهش می‌یابد. لذا متنوع‌سازی در دارایی‌ها و عدم تمرکز بر تسهیلات می‌تواند روش مناسبی برای افزایش سودآوری و بازدهی بانکی باشد.

[1]. Doan (2017)
[2]. Elsas (2010)
[3]. Jayeola (2013)

از متغیرهای مرتبط با شاخص‌های کلان اقتصادی، تورم تاثیر مثبت و معنادار بر بازدهی بانکی دارد. با افزایش نرخ تورم، بازدهی بانک افزایش می‌یابد. با توجه به این‌که بانک‌ها در دارایی‌هایی مانند ساختمان، زمین و ... سرمایه‌گذاری می‌کنند، با افزایش نرخ تورم، قیمت این دارایی‌ها افزایش می‌یابد. لذا افزایش در قیمت این دارایی‌ها از طریق سود (زیان) سرمایه، خود را در عایدی‌ها نشان می‌دهد و افزایش در عایدی‌ها نیز منجر به افزایش بازدهی بانک خواهد شد. همچنین تاثیر تورم بر بازدهی بانک‌ها بستگی به تاثیر آن بر هزینه حقوق پرداختی به کارکنان و سایر هزینه‌های عملیاتی بانک دارد. اثر تورم بر بازدهی بانک بستگی به قابل انتظار بودن تورم نیز دارد. اگر تورم توسط مدیریت بانک پیش‌بینی شده باشد، بانک نرخ بهره را به طور مناسبی تعدیل نموده و باعث افزایش سریع‌تر درآمدها نسبت به هزینه‌ها می‌شود. در این حالت رابطه مستقیمی بین تورم و بازدهی بانک‌ها وجود دارد. این در حالی است که نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، تاثیر منفی بر بازدهی بانکی به جای می‌گذارد. بر اساس نتایج به دست آمده، نسبت سهام خریداری شده توسط دولت به کل سهام بانک با بازدهی بانکی رابطه منفی دارد. به عبارت دیگر، با افزایش سهم دولت از بانک‌ها، سودآوری و در نتیجه بازدهی بانک کاهش پیدا می‌کند. برخی از دلایل این امر عبارت از استفاده ابزاری دولت‌ها از بانک‌ها به منظور دستیابی به اهداف خود، اولویت مسایل سیاسی به اقتصادی در بانک‌های دولتی، و دنبال کردن علایق شخصی مدیران می‌باشد. این نتیجه‌گیری موافق با مطالعات باقری و سفیداری (۱۳۹۱)، برگر و همکاران[1] (۲۰۰۹) و بر خلاف مطالعات مامونو و ورنیکوف[2] (۲۰۱۷) می‌باشد. متغیرهایی همچون نسبت هزینه کل به دارایی کل دارای تاثیر منفی و معنادار بر بازدهی بانک می‌باشند. افزایش هزینه‌های بانک، سودآوری آن را کاهش داده و بنابراین بازدهی بانک کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل از رگرسیون توبیت بر اساس سناریو دوم در جدول (۶) آورده شده است. در سناریو دوم فرض بر این است که بانک از دارایی‌های خود بر مطالبات تمرکز دارد.

[1]. Berger (2009)
[2]. Mamonov & Vernikov (2017)

جدول ۶: تخمین مدل (۱۰) به روش توبیت بر اساس سناریو دوم

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو دوم	**Qdcs2**	-۰/۲	۰/۰۶	-۲/۹۶	۰/۰۰۴
مالکیت دولتی	**owner**	-۱/۰۳	۰/۲۶	-۳/۸۶	۰/۰۰۰
تورم	**Inf**	۰/۰۳	۰/۰۱	۲/۹۵	۰/۰۰۴
نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی	**GovGdp**	-۰/۱	۰/۰۳	-۳/۲۲	۰/۰۰۲
نسبت هزینه کل به دارایی کل	**Tctass**	-۰/۱۴	۰/۰۴	-۳/۲۹	۰/۰۰۱
نسبت درآمد خالص به حقوق صاحبان سهام	**ROE**	۰/۰۰۸	۰/۰۰۴	۱/۸۶	۰/۰۶۵
عرض از مبدا	**C**	۰/۰۲	۰/۰۰۵	۵/۶۸	۰/۰۰۰
LR Chi2		۴۹/۱۶	.....	.....	۰/۰۰۰
Log Likelihood		۳۹۲/۵۱	.....	.....	.....

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج گزارش شده در جدول (۶)، در سناریو دوم بر خلاف سناریو اول، صرفه‌های شبه تنوع دارای تاثیر منفی و معنادار بر معیار بازدهی بانک می‌باشند. به عبارت دیگر، متنوع‌سازی دارایی‌ها در سناریو دوم منجر به کاهش بازدهی بانک می‌شود. در صورتی که بانک بر مطالبات خود تمرکز داشته، و تمایل به متنوع کردن دارایی‌ها داشته باشد، سودآوری آن کاهش یافته و در نتیجه بازدهی آن پایین خواهد آمد. این نتیجه با نتایج حاصل از مطالعات هایدن و همکاران[1] (۲۰۰۶)، برگر و همکاران[2] (۲۰۱۰)، تاتسو[3] (۲۰۱۵) و بزرگ اصل و همکاران (۱۳۹۶) سازگاری دارد. بازدهی و سودآوری بانک‌ها مستقیما به کیفیت دارایی‌های موجود در ترازنامه بستگی دارد. به این معنا که کیفیت اعتباری قوی تاثیر مثبت بر سودآوری بانک‌ها دارد و بالعکس. این‌که متنوع‌سازی در سناریو دوم تاثیر منفی بر بازدهی بانکی دارد، احتمالا ناشی از این امر باشد که بانک‌ها در تلاش برای افزایش کیفیت اعتباری مطالبات خود هستند.

طبق جدول (۶)، در سناریو دوم نیز همانند سناریو اول، نسبت سهام خریداری شده توسط دولت به کل سهام بانک دارای تاثیر منفی بر بازدهی بانک است. همچنین، نسبت هزینه‌ها به دارایی کل نیز رابطه معکوس با معیار بازدهی بانک دارد. تورم همچنان دارای یک رابطه مثبت با بازدهی بوده، در حالی که نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی دارای رابطه منفی با بازدهی بانک است.

1. Hayden (2006)
2. Berger (2010)
3. Tatsuo (2015)

جدول ۷: تخمین مدل (۱۰) به روش توبیت بر اساس سناریو سوم

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو سوم	Qdcs3	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۱/۸۴	۰/۰۶۷
مالکیت دولتی	owner	-۱/۳	۰/۳	-۴/۲۳	۰/۰۰۰
تورم	Inf	۰/۰۳	۰/۰۱	۲/۹۴	۰/۰۰۴
نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی	GovGdp	-۰/۱۲	۰/۰۳	-۳/۹۷	۰/۰۰۰
نسبت هزینه کل به دارایی کل	Tctass	-۰/۱۱	۰/۰۴	-۲/۶۴	۰/۰۰۹
نسبت درآمد خالص به حقوق صاحبان سهام	ROE	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۱/۷۶	۰/۰۸۰
عرض از مبدا	C	۰/۰۳	۰/۰۰۶	۵/۵۰	۰/۰۰۰
LR Chi2		۴۹/۶۸	.....	.....	۰/۰۰۰
Log Likelihood		۳۹۱/۰۰	.....	.....	.....

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از رگرسیون توبیت بر اساس سناریو سوم در جدول (۷) گزارش شده است. در سناریو سوم فرض بر این است که بانک در دارایی‌های خود تمرکز بر دارایی‌های ثابت دارد. با توجه به جدول (۷)، در سناریو سوم، صرفه‌های شبه تنوع دارای تاثیر مثبت اما بسیار کوچک بر معیار بازدهی بانک است. به عبارت دیگر، در سناریو سوم، متنوع‌سازی تاثیر چندانی بر سودآوری و بازدهی بانک نخواهد داشت.

در سناریو سوم نیز تاثیر سایر متغیرها بر بازدهی همانند سناریوهای اول و دوم می‌باشد. به این صورت که تورم تاثیر مثبت بر بازدهی داشته در حالی که نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی تاثیر منفی دارد. بر اساس نتایج جدول (۷)، ضریب مربوط به مالکیت دولتی منفی و معنادار می‌باشد. این ضریب حاکی از آن است که در سناریو سوم، همانند سناریوهای اول و دوم، افزایش سهم دولت از مالکیت بانک باعث کاهش بازدهی بانک می‌شود. از متغیرهای مرتبط با بانک، نسبت هزینه‌های کل به دارایی کل نیز دارای رابطه معکوس با بازدهی می‌باشد.

در جدول (۸)، نتایج حاصل از رگرسیون توبیت بر اساس سناریو چهارم آورده شده است. در سناریو چهارم فرض بر این است که بانک بر سایر دارایی‌های خود تمرکز دارد.

جدول ۸: تخمین مدل (۱۰) به روش توبیت بر اساس سناریو چهارم

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
صرفه‌های شبه تنوع در سناریو چهارم	Qdcs4	-۰/۲	۰/۱۲	-۱/۷۴	۰/۰۸۴
مالکیت دولتی	owner	-۱/۰۲	۰/۲۸	-۳/۶۶	۰/۰۰۰
تورم	Inf	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۷	۰/۰۹۱
نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی	GovGdp	-۰/۰۲	۰/۰۰۸	-۲/۶۶	۰/۰۰۹
نسبت هزینه کل به دارایی کل	Tctass	-۰/۰۷	۰/۰۴	-۱/۷۱	۰/۰۸۹
عرض از مبدا	C	۰/۰۲	۰/۰۰۶	۴/۰۷	۰/۰۰۰
LR Chi2		۳۲/۴۶	.....	.....	۰/۰۰۰
Log Likelihood		۳۸۴/۱۶	.....	.....	.....

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج ارائه شده در جدول (۸)، در سناریو چهارم، متنوع‌سازی دارایی‌ها دارای تاثیر منفی بر معیار بازدهی بانک است. به عبارت دیگر، در سناریو چهارم، متنوع‌سازی دارایی‌ها نه تنها صرفه‌هایی به وجود نمی‌آورد بلکه منجر به ایجاد عدم صرفه‌هایی نیز می‌شود. لذا در صورتی که بانک بر سایر دارایی‌ها تمرکز داشته باشد، و از طرف دیگر نیز اقدام به متنوع‌سازی دارایی‌ها نماید، سودآوری و در نتیجه بازدهی آن کاهش خواهد یافت. این نتیجه با نتایج حاصل از مطالعات هایدن و همکاران (۲۰۰۶)، برگر و همکاران (۲۰۱۰)، تاتسو (۲۰۱۵) و بزرگ اصل و همکاران (۱۳۹۶) سازگاری دارد.

در سناریو چهارم نیز نسبت سهام خریداری شده توسط دولت به کل سهام بانک تاثیر منفی بر بازدهی بانک به جای می‌گذارد. لذا می‌توان بیان کرد که افزایش سهم دولت از مالکیت بانک‌ها منجر به کاهش سودآوری آن‌ها می‌شود. همچنین نسبت مخارج دولتی به تولید ناخالص داخلی نیز دارای تاثیر منفی بر معیار بازدهی بانک‌ها می‌باشد.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

صنعت بانک‌داری یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی در هر کشوری است که از جنبه‌های مختلف بر عملکرد اقتصاد یک کشور تاثیر می‌گذارد. این صنعت با تجهیز منابع و انتقال آن‌ها به بخش‌های اقتصادی موجبات رونق اقتصادی را فراهم می‌سازد. همچنین، بانک‌ها در نظام پرداخت‌ها، سیاست پولی، کاهش هزینه معاملات، مدیریت و کنترل ریسک و نیز در فرآیند گذار

اقتصاد به یک اقتصاد بازار نقش بسیار مهمی ایفا می‌کنند. با توجه به اهمیت بانک‌ها در اقتصاد، توجه به عملکرد آن‌ها و بهبود بازدهی آن‌ها بسیار ضروری می‌باشد. یکی از عواملی که بازدهی بانک‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد، تصمیمات مربوط به متنوع‌سازی خدمات دارایی‌های بانک است. متنوع‌سازی از یک طرف فوایدی را برای بانک به همراه دارد و از طرف دیگر هزینه‌هایی را نیز ایجاد می‌کند. در صورتی که فواید ناشی از ایجاد تنوع در فعالیت بر هزینه‌های آن غلبه داشته باشد، متنوع‌سازی باعث افزایش بازدهی بانک خواهد شد، در غیر این صورت، متنوع‌سازی بازدهی بانک را کاهش خواهد داد. با توجه به اهمیت متنوع‌سازی فعالیت در بانک‌ها، در این مطالعه به بررسی تاثیر صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌ها بر معیار بازدهی بانک پرداخته شده است. برای این منظور، ابتدا با استفاده از روش‌های سنتی اندازه‌گیری صرفه‌های مقیاس، صرفه‌های تنوع استخراج شده و جهت انطباق نتایج با واقعیت، صرفه‌های تنوع به صرفه‌های شبه تنوع تعمیم داده شده است. سپس با به کار گیری روش رگرسیون توبیت، تاثیر صرفه‌های شبه تنوع در تسهیلات بر معیار بازدهی مورد بررسی قرار گرفته است. طبق این روش، چهار سناریو مختلف برای دارایی‌های بانکی تعریف شده و در هر چهار سناریو، صرفه‌های شبه تنوع استخراج شده است. در سناریو اول فرض بر این است که بانک در دارایی‌های خود بر تسهیلات تمرکز دارد و سایر دارایی‌ها (همچون مطالبات، دارایی‌های ثابت و ...) در حداقل هستند. در سناریو دوم، بانک بر مطالبات تمرکز دارد و سایر دارایی‌ها مقدار حداقل را اختیار می‌کنند. در سناریو سوم تمرکز بانک بر دارایی‌های ثابت است و در سناریو چهارم بانک بر سایر دارایی‌ها تمرکز دارد. بعد از استخراج صرفه‌های شبه تنوع در دارایی‌های بانکی، با استفاده از رگرسیون توبیت، تاثیر صرفه‌های شبه تنوع (در چهار سناریو مختلف) بر معیار بازدهی بانک مورد ارزیابی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از رگرسیون توبیت در سناریوهای مختلف در بانک‌های منتخب ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵، حاکی از آن است که در سناریوهای اول و سوم، متنوع‌سازی دارای تاثیر مثبت بر بازدهی بانک می‌باشد. در سناریو اول، تاثیر مثبت متنوع‌سازی بر بازدهی بیشتر از سناریو سوم است. در سناریو سوم، متنوع‌سازی تاثیر خیلی کوچکی بر بازدهی بانک دارد. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود در صورتی که بانکی در دارایی‌های خود بیشتر بر تسهیلات تمرکز دارد، اقدام به متنوع‌سازی دارایی‌های خود نماید. چرا که بر اساس نتایج به دست آمده، در چنین شرایطی، متنوع‌سازی منجر به ایجاد صرفه‌هایی برای بانک شده و سودآوری آن را افزایش می‌دهد. در نتیجه

با متنوع‌تر کردن دارایی‌ها، بانک می‌تواند بازدهی خود را افزایش دهد. چنان‌چه بانکی در دارایی‌های خود بیشتر بر دارایی‌های ثابت تمرکز داشته باشد، متنوع‌سازی دارایی‌ها در چنین شرایطی تاثیر چندانی بر سودآوری و بازدهی آن بانک نخواهد داشت. در واقع، در صورتی که بانک بر دارایی‌های ثابت تمرکز دارد، هزینه‌های ناشی از متنوع‌سازی تقریبا معادل با فواید حاصل از متنوع‌سازی می‌باشد و متنوع‌تر کردن دارایی‌ها، صرفه‌های چندانی برای بانک به بار نخواهد داشت.

بر اساس نتایج به دست آمده، متنوع‌سازی دارایی‌ها در سناریو دوم و چهارم دارای تاثیر منفی بر بازدهی بانک است. به عبارت دیگر، اگر بانکی در دارایی‌های خود بر مطالبات و یا سایر دارایی‌ها تمرکز داشته باشد و اقدام به متنوع‌تر کردن دارایی‌های خود نماید، بازدهی آن بانک کاهش خواهد یافت. می‌توان بیان کرد که در سناریوهای دوم و چهارم، هزینه‌های ناشی از متنوع‌سازی خیلی بیشتر از فواید حاصل از آن است که در نهایت منجر به ایجاد عدم صرفه‌های تنوع شده است. لذا متنوع‌سازی در بانک‌هایی که بر مطالبات و یا سایر دارایی‌ها تمرکز دارند، به هیچ عنوان توصیه نمی‌شود.

منابع و مآخذ

۱. ابراهیمیان، سید کاظم. شهریاری، مهری. و مهمان‌نوازان، سهیلا (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر تنوع درآمدی بر عملکرد بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار **۹**(۳۰): ۷۵-۶۷.

۲. بزرگ اصل، موسی. اکبری ماسوله، علیرضا. محققنیا، محمدجواد. و تقوی فرد، محمدتقی (۱۳۹۶). "بررسی اثر تنوع‌گرایی دارایی و تسهیلات بانک‌ها بر ریسک بانکی (مورد مطالعه، بانک‌های خصوصی در ایران)". فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری **۲۱**(۶): ۲۱۳-۱۹۷.

۳. جهانگرد، اسفندیار. و عبدالشاه، فاطمه (۱۳۹۶). "تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ثبات بانک‌های ایران". نشریه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۸): ۲۲۹- ۲۰۵.

۴. شاهچرا، مهشید. جوزدانی، نسیم (۱۳۹۵). "تنوع‌پذیری درآمدها و سودآوری در شبکه بانکی کشور". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **٤**(۱۴): ۵۲-۳۳.

۵. مهرگان، نادر. دلیری، حسن. و کردبچه، حمید (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختار صنعت بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس مدل DSGE". مجله علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **٦**(۱۱): ۳۳-۱.

6. Acharya, V. V. Hasan, I. & Saunders, A. (2006). "Should Banks be Diversified? Evidence from Individual Bank Loan Portfolios". The Journal of Business **79**(3): 1355-1412.
7. Amihud, Y. and Lev, B. (1981). "Risk Reduction as a Managerial Motive for Conglomerate Mergers Bell". Journal of Economics **12**(2): 605-617.
8. Aggarwal, R. K. and Samwick, A. A. (2003). "Why do Managers Diversify their Firms? Agency Reconsidered". Journal of Finance **58**(1): 71-118.
9. Berger, P. G. & Ofek, E. (1996). "Bustup Takeovers of Value Destroying Diversified Firms". The Journal of Finance **51**(4): 1175-1200.
10. Berger, A. N. Hasan, I. & Zhou, M. (2010). "Bank Ownership & Efficiency in China: What will Happen in the World's Largest Nation?". Journal of Banking & Finance **33**(1): 113-130.
11. Bernardo, A. E. and Chowdhry, B. (2002). "Resources, Real Options, and Corporate Strategy". Journal of Financial Economics **63**(2): 211-234.

12. Box, G. E. & Cox, D. R. (1964). "An Analysis of Transformations". Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 211-252.
13. DePamphilis, D. (2010). *Mergers, Acquisitions, & other Restructuring Activities*, 5th ed. San Diego: Academic Press.
14. DeYoung, R. & Rice, T. (2004). "Noninterest Income and Financial Performance at U.S. Commercial Banks". Financial Review **39**(1): 101-127.
15. Doan, A. T. Lin, K. L. & Doong, S. C. (2018). "What Drives Bank Efficiency? The Interaction of Bank Income Diversification and Ownership". International Review of Economics & Finance **55**: 203-219.
16. Duchin, R. and Sosyura, D. (2011). "Divisional Managers and Internal Capital Markets". Ross School of Business Working Paper No. 1144.
17. Fulghieri, P. and Hodrick, L. S. (2006). "Synergies and Internal Agency Conflicts: The Double Edged Sword of Mergers". Journal of Economics and Management Strategy **15**(3): 549-576.
18. Gertner, R. Powers, E. and Scharfstein, D. (2002). "Learning about Internal Capital Markets from Corporate Spin-offs". Journal of Finance **57**(6): 2479-2506.
19. Ghosh, A. and Jain, C. (2000). "Financial Leverage Changes Associated with Corporate Mergers". Journal of Corporate Finance **6**(4): 377-402.
20. Gomes, J. and Livdan, D. (2004). "Optimal Diversification: Reconciling Theory and Evidence". Journal of Finance **59**(2):507-535.
21. Grant, R. M. (2016). *Contemporary Strategy Analysis: Text and Cases Edition*. John Wiley & Sons.
22. Hayden, E. Porath, D. & Westernhagen, N. V. (2007). "Does Diversification Improve the Performance of German Banks? Evidence from Individual Bank Loan Portfolios". Journal of Financial Services Research **32**(3): 123-140.
23. Inderst, R. and Müller, H. M. (2003). "Internal Versus External Financing: An Optimal Contracting Approach". Journal of Finance **58**(3): 1033-1062.
24. Jayeola, O. Olunuga, A. O. & Sokefun, A. O. (2013). "Product Diversification in Selected Money Deposit Banks in Nigeria". European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences (59): 203-212.

25. Jensen, M. C. and Murphy, K. J. (1990). "Performance Pay and Top-Management Incentives". Journal of Political Economy **98**(2): 225-264.
26. Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976). "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure". Journal of Financial Economics **3**(4): 305-360.
27. Lamont, O. (1997). "Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets". Journal of Finance **52**(1):83-109.
28. Lawrence, B. Pulley, L. B. & Braunstein, Y. M. (1992). "A Composite Cost Function for Multiproduct Firms with an Application to Economies of Scope in Banking". The Review of Economics & Statistics **74**(2): 221-230.
29. Lee, C.-C. Hsieh, M.-F. & Yang, S.-J. (2014). "The Relationship between Revenue Diversification and Bank Performance: Do Financial Structures and Financial Reforms Matter?". Japan and the World Economy **29**: 18-35.
30. Lewellen, W. G. (1971). "A Pure Financial Rationale for the Conglomerate Merger". Journal of Finance **26**(2): 521-537.
31. Maksimovic, V. and Phillips, G. (2002). "Do Conglomerate Firms Allocate Resources Inefficiently across Industries? Theory and Evidence". Journal of Finance **57**(2): 721-767.
32. Matsusaka, J. G. (2001). "Corporate Diversification, Value Maximization, and Organizational Capabilities". Journal of Business **74**(3): 409-431.
33. Meslier, C. Tacneng, R. & Tarazi, A. (2014). "Is Bank Income Diversification Beneficial? Evidence from an Emerging Economy". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **31**: 97-126.
34. Ozbas, O. and Scharfstein, D. S. (2010). "Evidence on the Dark Side of Internal Capital Markets". Review of Financial Studies **23**(2): 581-599.
35. Pennathur, A. K. Subrahmanyam, V. & Vishwasrao, S. (2012). "Income Diversification and Risk: Does Ownership Matter? An Empirical Examination of Indian Banks". Journal of Banking & Finance **36**: 2203-2215.
36. Pulley, L. B. & Humphrey, D. B. (1993). "The Role of Fixed Costs & Cost Complementarities in Determining Scope Economies & the Cost of Narrow Banking Proposals". Journal of Business **66**(3): 437-462.
37. Pulley, L.B. and Braunstein, Y.M. (1992). "A Composite Cost Function for Multiproduct Firms with an Application to Economies

of Scope in Banking". The Review of Economics & Statistics **74**: 221-230.
38. Shamraeva, S. (2010). "Costs and Benefits of Corporate Diversification". Corporate finances **2**: 36-45.
39. Stulz, R. (1990). "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies". Journal of Financial Economics **26**(1): 3-27.
40. Shleifer, A. and Vishny, R. W. (1989). "Management Entrenchment: The Case of Manager Specific Investments". Journal of Financial Economics **25**(1): 123-139.
41. Stein, J. C. (2003). *Agency, Information and Corporate Investment*, In Constantinides, G., Harris, M., and Stulz, R. M., editors, Handbook of the Economics of Finance, volume 1, chapter 2: 111-165. Elsevier, Amsterdam.
42. Tatsuo, U. (2015). "Diversification, Organization, & Value of the Firm". RIETI Discussion Paper Series 15-E-019.
43. Turkmen, S. Y. & Yigit, I. (2012). "Diversification in Banking and its Effect on Banks' Performance: Evidence from Turkey". American International Journal of Contemporary Research **2**(12): 111-119.

Original Research Article

Evaluating the effects of profits made through asset diversity on the efficiency criterion of banks

Mohammad Mahdi Barghi Oskooee[1*]
Reza Ranjpour[2]
Nazila Moharam Joudi[3]

Received: 13-09-2018 Accepted: 19-01-2019

Abstract

According to the role of the banks in the economy of a country, it is important to study their performance and efficiency. Bank decisions about diversification have significant effects on its performance. By prorating fixed costs, minimizing expected bankruptcy costs and improving resource allocation, diversification can bring revenues for the banking sector. These revenues are called diversification profits. The profits have significant effects on bank efficiency and risks. In order to investigate the effects of diversification profits, this paper estimates a non-linear cost function for some chosen banks of Iran during the period of 2006-2017. Introducing a new method, quasi-diversification profits are extracted in the form of four scenarios. Then, using a censored regression pattern (Tobit method), the effects of those profits on the efficiency of the banks are investigated. The results indicate that the relationship between quasi-diversification profits and bank efficiency depends on the scenarios in which those profits are extracted.

Keywords: Bank efficiency, Quasi-diversification profits, Assets, Tobit regression.
JEL Classification: E42, H82, L25, L32.

1- Associated professor of economics, Faculty of Economics, management and commerce, university of Tabriz, Iran
Email: Mahdi_Oskooee@yahoo.com
2- Associated professor of economics, Faculty of Economics, management and commerce, university of Tabriz, Iran
3- Ph.D. student in economics, university of Tabriz

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

بررسی وضعیت پایای اقتصاد ایران در شرایط بانکداری ذخیره کامل

داود محمودی‌نیا[۱]
لیلا برهانی[۲]
امید ستاری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۱۱

چکیده

کارکرد بانکداری ذخیره جزئی در ایجاد پول خصوصی از گذشته دور تاکنون موجب بروز مشکلات اقتصادی چون رکود، تورم، افزایش بدهی‌های عمومی و... شده است. امروزه بانکداری ذخیره کامل به عنوان راه حل پیشنهادی برای اصلاحات، توسط بسیاری از اقتصادانان مورد حمایت قرار گرفته است. در مطالعه حاضر، بانکداری ذخیره کامل با استفاده از مدل سازگاری انباشت-جریان (SFC)، برای اقتصاد ایران، مدل‌سازی شده است. طبق نتایج به دست آمده از مدل، خلق پول از طریق هزینه‌های دولت در مواقع کسری بودجه دولت در شرایط بانکداری ذخیره کامل، منجر به تورم نزدیک به صفر می‌شود، اشتغال نیز به سمت اشتغال کامل همگرا می‌گردد. با اینکه میزان بدهی‌های دولت ثابت باقی می‌ماند اما میزان ثروت خانوارها افزایش می‌یابد. میزان سپرده‌های بانکی و وام‌ها نیز در این شرایط افزایش می‌یابد و نقدینگی بانک‌ها در سطح مطلوب خود قرار می‌گیرد. همچنین طبق نتایج به دست آمده، افزایش مخارج جاری دولت منجر به افزایش تخصیص منابع نفتی به مخارج سرمایه‌ای و کاهش منابع صندوق توسعه ملی می‌شود اما در حالت پایدار جدید، کل منابع نفتی به سمت صندوق توسعه ملی حرکت می‌کند و دولت در این حالت، مازاد بودجه کوچکی را تجربه می‌کند که به طور دائمی ادامه می‌یابد.

واژگان کلیدی: بانکداری ذخیره کامل، بانکداری ذخیره جزئی، پول دولت، مدل سازگاری انباشت-جریان پایدار.

Keywords: Full-reserve banking, Fractional reserve banking, Government money, Stock-flow consistency.
JEL Classification: E51, G21, E42, E17.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه ولیعصر (عج) رفسنجان davoud.mahmoudinia@gmail.com
[۲]. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه ولیعصر رفسنجان (نویسنده مسئول) borhanileyla@gmaile.com
[۳]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه ولیعصر (عج) رفسنجان omid.sattariii@gmail.com

۱- مقدمه

خلق پول کاغذی و نظام بانکداری ذخیره جزئی[1] از مهم‌ترین نوآوری‌های تاریخ بشر در طی قرن‌های اخیر محسوب می‌شوند. در نظام بانکی متعارف، بانک‌ها از طریق خلق پول در چارچوب الگوی بانکداری ذخیره جزیی باعث برهم زدن تعادل اقتصاد و در نتیجه بروز بحران‌های مالی و اقتصادی شده‌اند. آمار و ارقام نشان می‌دهد که پول بدهی[2] یا پول خلق شده در سیستم بانکی، تقریباً بدون هیچ محدودیت در هر کشور در نرخی بیش از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در حال رشد است و این موضوع سبب شده است تا محققین توجه زیادی بر روی موضوعات مرتبط با بانک، اصلاح و تثبیت آن داشته باشند.

شواهد نشان می‌دهد که عملکرد بانکداری ذخیره جزئی[3] حتی پس از بحران مالی ۱۹۳۰ باعث تشدید بی‌ثباتی‌های مالی در نظام اقتصادی شده است. وجود چنین اختلالی به طور گسترده مربوط به عدم توجه به نقش دوگانه بانک‌ها به عنوان سیستم پرداخت و واسطه مالی که پس‌اندازها را به سمت سرمایه‌گذاری هدایت می‌کند، می‌باشد (دیاماند[4]، ۱۹۹۳: ۵۹). در طول دهه ۱۹۸۰، شکست بانک‌ها به یک پدیده شایع پیش از بحران‌های اقتصادی تبدیل شد به طوری‌که وام‌های بانکی یک چرخه‌ای را می‌پیمودند که در نهایت منجر به شکست بانک‌ها و زیان وام‌های بزرگ می‌شد. صندوق بیمه بانک‌ها در کشورهای دارای طرح‌های تضمین شده، مقدار قابل توجهی از پول خود را از دست دادند و باعث از بین رفتن پول مالیات‌دهندگان نیز شدند (الجراحی[5]، ۲۰۰۴: ۲۳). نشانه‌هایی وجود دارد که سیستم ذخیره جزئی، ممکن است توانایی بانک مرکزی را در عرضه پول محدود کند و این در حالی است‌که قدرت و انگیزه بانک‌ها را برای خلق پول بیش از حد فراهم می‌کند (سیگورجونسون[6]، ۲۰۱۵: ۱۰). همچنین ثابت شده است بانکداری ذخیره جزئی باعث بروز مشکلات اقتصادی از جمله رکود، تورم، نرخ بهره‌های نجومی و افزایش بدهی‌های عمومی شده است.

---

1. Fractional Reserve Banking
2. Debt Money
3. Fractional Reserve Banking
4. Dimand (1993)
5. Al-Jarhi (2004)
6. Sigurjonsson (2015)

از این رو برای اصلاح و مقابله با نظام بانکداری ذخیره جزیی، بانکداری ذخیره کامل[۱] توسط اقتصاددانان پیشنهاد شد. بانکداری ذخیره کامل با تامین امنیت کامل سپرده‌های دیداری به عنوان جایگزینی مناسب برای مقابله با بی‌ثباتی‌های مالی توسط بسیاری از اقتصادانان مورد حمایت قرار گرفته است. به عبارت دیگر در این سیستم بانک مرکزی با ذخیره صد درصد سپرده‌های دیداری، کنترل عرضه پول را بر عهده می‌گیرد. اگر چه بحث درباره بانکداری ذخیره کامل با پیشنهاد دیوید ریکاردو[۲] در سال ۱۸۲۳ آغاز شد، اما بانکداری ذخیره کامل اولین بار پس از رکود بزرگ ۱۹۳۰ در قالب طرح شیکاگو (۱۹۳۳)، توسط هشت اقتصاددان برجسته از جمله کاکس[۳]، دایرکتور[۴]، داگلاس[۵]، هارت[۶]، نایت[۷]، مینتز[۸]، شولتز[۹] و سیمونز[۱۰] ارائه شد. بعدها پیشنهادهای مختلفی در این زمینه توسط اقتصادانانی نظیر آنجل[۱۱] (۱۹۳۵)، فیشر[۱۲] (۱۹۳۶)، موریس آله[۱۳] (۱۹۴۷)، فریدمن[۱۴] (۱۹۶۰) و توبین[۱۵] (۱۹۸۷) ارائه شد. وجه اشتراک این پیشنهادات برای طرح شیکاگو رویکرد آن‌ها برای پول بود. همه آن‌ها خواهان منع خلق پول توسط بانک‌ها، جدایی پول از اعتبار و تضمین سپرده‌های جاری با پول دولت بودند. اما این پیشنهادات در زمینه سیستم اعتباری با هم تفاوت داشتند. به طوری که فیشر بودجه حاصل از فروش اوراق بهادار توسط بانک‌ها، سپرده‌های مدت‌دار و سرمایه خود بانک‌ها را به عنوان بودجه‌ی وام‌دهی در نظر گرفت، اما سیمونز تنها سپرده‌های مدت‌دار و آنجل اعتبارات کاملاً دولتی را برای تامین وام‌ها در نظر گرفتند. در سال‌های اخیر بانکداری ذخیره کامل در طرح‌های مختلفی از جمله صندوق بین‌المللی پول (IMF[۱۶]) توسط بنس[۱۷] و کومهوف[۱۸] (۲۰۱۳)، پول مثبت[۱۹] و بنیاد اقتصادی جدید (NEF)[۱]

1. Full Reserve Banking
2. David Ricardo
3. Cox
4. Director
5. Douglas
6. Hart
7. Knight
8. Mints
9. Schultz
10. Simons
11. Angell (1935)
12. Fisher (1936)
13. Maurice Allais (1947)
14. Fridman (1960)
15. Tobin (1987)
16. International Monetary Fund
17. Benes
18. Kumhof (2013)
19. Positive Money

جکسون[۲] و دیسون[۳] (۲۰۱۲)، بانکداری محدود[۴] توسط کی[۵] (۲۰۰۶) و بانکداری هدف محدود[۶] توسط کوتلایکوف[۷] (۲۰۱۰) ارائه شد (دیکسورن[۸]، ۲۰۱۳: ۶). همچنین اقتصاددانانی نظیر خان[۹] (۱۹۸۶، ۱۹۸۸)، خان و میراخور[۱۰] (۱۹۸۸) و داک[۱۱] (۱۹۸۸) مباحث مهمی در ارتباط با رابطه بین بانکداری اسلامی[۱۲] و بانکداری ذخیره کامل ارائه دادند (لاینا[۱۳]، ۲۰۱۵: ۱۲).

از طرف دیگر در اقتصاد ایران عدم مدیریت خلق پول و تاکید بر بانکداری اصل ذخیره جزیی باعث بروز مشکلاتی از جمله اختصاص رانت خلق پول به بانک‌های تجاری، تخصیص وام‌ها به فعالیت‌های غیر مولد، افزایش بدهی‌های عمومی، افزایش سطح قیمت‌ها و بروز تورم طی سالیان متمادی شده است. از طرفی وابستگی هزینه‌های جاری و عمرانی دولت به درآمدهای نفتی و عدم وجود پایه مالیاتی قوی در صورت بروز شوک درآمدهای نفتی منجر به افزایش بی‌ثباتی اقتصادی شده است و شرایط رکود و تورم را مساعدتر کرده است. بر طبق آمار و ارقام بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، در طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۵، نقدینگی کشور حدود ۲۴۱۹۰ برابر شده است، اما تولید ناخالص داخلی[۱۴] تقریبا ۶۸۰۰ برابر شده است. این آمار نشان می‌دهد که رشد نقدینگی کشور در طی این دوره، بیش از سه برابر رشد تولید ناخالص داخلی کشور بوده است. نقدینگی بر حسب اجزای تشکیل دهنده آن به دو جزء پول (شامل اسکناس، مسکوکات و سپرده دیداری) و شبه پول یا همان سپرده‌های غیر دیداری بانک‌ها که نقش اعتبارات خلق شده توسط سیستم بانکی در نظام بانکداری ذخیره جزیی را بازی می‌کند، تقسیم می‌شود. در طی سال‌های اخیر، بیش از ۸۰ درصد از نقدینگی کشور را شبه پول به خود اختصاص داده است و سهم اسکناس و مسکوکات و سپرده دیداری به کمتر از ۲۰ درصد رسیده است. همچنین این افزایش در نقدینگی در سال‌های اخیر با کاهش در نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها نیز همراه بوده است، به طوری

---

1. New Economics Foundation
2. Jackson
3. Dyson (2012)
4. Narrow Banking
5. Kay (2006)
6. Limited Purpose Banking
7. Kotlikoff (2010)
8. Dixhoorn (2013)
9. Khan (1986, 1988)
10. Mirakhor (1988)
11. Doak (1988)
12. Islamic banking
13. Laina (2015)

۱۴. تولید ناخالص داخلی به قیمت سال جاری ۱۳۸۳

که نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها از میانگین ۳۰ درصد در دهه ۷۰ به کمتر از ۱۵ درصد در دهه ۹۰ کاهش یافته است.

با توجه به مباحث ارائه شده، در پژوهش حاضر سعی شده است تا الگوی بانکداری ذخیره کامل با استفاده از مدل سازگاری جریان-انباشت (SFC[1]) برای اقتصاد ایران مدل‌سازی شود. این مدل دارای حالت پایدار است و در این چارچوب فرض می‌شود که خلق پول برخلاف بانک، از طریق هزینه‌های دولت صورت می‌گیرد و از این رو با وارد کردن شوک مثبت به هزینه‌های جاری دولت و اثرگذاری آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند رکود، تورم، بدهی‌های دولت و تخصیص درآمدهای نفتی به بودجه دولت، همگرایی مدل در حالت پایدار جدید مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. مطالعه حاضر در هفت بخش سازماندهی شده است. بخش دوم سازوکار بانکداری ذخیره کامل، بخش سوم ادبیات مرتبط با بانکداری ذخیره کامل، بخش چهارم معرفی و تصریح مدل، بخش پنجم نتایج حاصل از تخمین پارامترها، بخش ششم تحلیل نتایج حاصل از بخش پنجم و در نهایت بخش هفتم نتایج و پیشنهادات را تشکیل می‌دهند.

۲- سازوکار بانکداری ذخیره کامل

صنعت بانکی موجود از دو بخش تشکیل شده است. بخش اول شامل حساب سپرده‌گذارانی است که امنیت کامل در حساب‌های آن‌ها برقرار می‌باشد. این ایمنی همانند سیستم امروزی برای نگهداری حساب‌های امن، بدون پرداخت هیچ‌گونه مالیاتی انجام می‌شود. ایمنی تحت سیستم بانکداری ذخیره کامل ناشی از این واقعیت است که منابع مربوطه حتی با وجود کمترین ریسک هم سرمایه‌گذاری نمی‌شوند و پول فقط در بانک مرکزی قرار می‌گیرد. اما همان‌طور که فریدمن اشاره می‌کند، پول در بدهی‌های کوتاه‌مدت دولت سرمایه‌گذاری می‌شود، بدین ترتیب این پول امن هیچ‌گونه سودی به آن تعلق نمی‌گیرد، اما دسترسی به آن آسان است. بخش دوم این سیستم به وام‌گیرندگان قرض می‌دهد (ماسگریو[2]، ۲۰۱۴: ۶). به طوری که کسانی که برای مدتی به پول خود نیاز ندارند، می‌توانند در سپرده‌های مدت‌دار سرمایه‌گذاری کنند و از این راه کسب درآمد نمایند. این سپرده‌ها به عنوان منبعی برای تامین وام‌ها در نظر گرفته می‌شود. امکان دسترسی به سپرده‌های مدت‌دار تا پایان سررسید آن‌ها وجود ندارد و همچنین سررسید وام‌ها کوتاه‌تر از

[1]. Stock-Flow Consistent
[2]. Musgrave (2014)

سررسید این سپرده‌ها تعیین می‌شود، به طوری که در زمان سررسید این سپرده‌ها، ذخایر کافی برای وصول آن‌ها وجود داشته باشد. در این سیستم حتی ضرر و زیان وارده نیز متوجه سپرده‌گذاران می‌شود، به عبارتی دیگر این سیستم همانند بانکداری اسلامی به تقسیم سود و زیان تاکید دارد. همچنین بانکداری ذخیره کامل، راهکاری برای انتقال منابع بانکی به سمت کاراترین فعالیت‌های تولیدی در نظر می‌گیرد، چرا که وام‌دهی به صورتی انجام می‌گیرد که تنها به شرکت‌های قابل اعتماد، بر اساس سرمایه‌شان وام داده می‌شود و از این رو وام‌های بانکی به سمت بخش‌های تولیدی حرکت می‌کنند. این تفکیک حسابداری در حساب سپرده‌های بانکی باعث می‌شود که پول از اعتبار جدا شود و بانک‌ها دیگر قادر به خلق پول از هیچ نباشند؛ زیرا بانک‌ها تنها مجاز به وام‌دهی از طریق پول موجود در حساب سپرده‌گذاران سپرده‌های پس‌انداز هستند. تخصیص دارایی‌ها بین سپرده‌های مدت‌دار و دیداری به نرخ بهره‌ای که به سپرده‌های مدت‌دار تعلق می‌گیرد بستگی دارد. درآمد بانک‌ها به کارمزدی که از طریق واسطه‌گری بین سپرده‌های مدت‌دار و وام‌ها، نقل و انتقال و بررسی حساب سپرده‌های دیداری به دست می‌آید، محدود می‌شود. بنابراین بانک‌ها هیچ وابستگی به نهادهای دولتی ندارند و به صورت خصوصی عمل می‌کنند. در این سیستم تمام ذخایر توسط پول دولت تضمین می‌شود. به طوری که جکسون و دیسون در پیشنهاد پول مثبت خود بیان می‌کنند، تصمیم به ایجاد پول جدید به یک سازمان مستقل تعلق می‌گیرد که به عنوان کمیته ایجاد پول[1] (MCC) شناخته می‌شود (جکسون و دیسون، ۲۰۱۳: ۱۵). به عقیده دیکسورن (۲۰۱۳)، از آن‌جا که کنترل مستقیم پول دولتی است، از این رو هیچ پول نزدیک (شبه پول) را توسعه نمی‌دهد؛ و این دقیقاً نقطه مورد توجه بانکداری ذخیره کامل است. در ادامه دیکسورن بیان می‌کند که مقدار پول مورد نیاز اقتصاد بر اساس نرخ تورم، فعالیت‌های اقتصادی و رشد جمعیت تعیین می‌شود و همچنین تصمیم‌گیری درباره نحوه استفاده از پول جدید نیز به دولت اختصاص می‌یابد، که دولت ممکن است پول را از طریق هزینه‌های دولتی، کاهش مالیات، کاهش بدهی‌های ملی و پرداخت مستقیم به شهروندان به اقتصاد تزریق کند. در این سیستم خلق پول از طریق هزینه‌های دولت صورت می‌گیرد و پول توسط دولت با انتشار اوراق بهادار خلق می‌شود که این اوراق توسط بانک مرکزی به منظور صدور ذخایر خریداری می‌شود. ثابت شده است که خلق پول از این طریق، کسری بودجه دولت را کاهش می‌دهد و در نهایت دولت را به دولت بدون بدهی تبدیل می‌کند.

[1]. Money Creation Committee

۳- ادبیات مرتبط با بانکداری ذخیره کامل

موریس آله (۱۹۸۷)، اصول اساسی در اصلاح نظام بانکی را تنها در خلق پول توسط دولت می‌داند و معتقد است که هیچ پولی نباید خارج از چارچوب پایه پولی منتشر و خلق شود و همچنین سپرده بانکی باید به طور صد درصدی به پایه پولی تبدیل شود (دلالی و مجاهدی موخر، ۱۳۹۱). از این رو این اقتصاددان بانکداری ذخیره جزیی را به شش دلیل مورد نقد قرار داد: ۱- خلق و انهدام پول با بانک خصوصی ۲- حساسیت مکانیسم اعتبار به نوسانات کوتاه‌مدت اقتصادی ۳- بی‌ثباتی اساسی بوجود آمده با قرض کوتاه‌مدت و وام‌دهی بلندمدت ۴- اختلال توزیع درآمد با خلق "ادعای نادرست"[1] ۵- عدم امکان کنترل روی سیستم اعتبار و ۶-کنترل ناکارای عرضه کل پول.

از این رو بانکداری ذخیره صد درصد، برای چندین دلیل پیشنهاد شده است: ۱- جلوگیری از ورشکستگی بانک‌ها و زیان وارده بر سپرده‌گذاران ۲- جلوگیری از انبساط و انقباض گسترده عرضه پول که سبب ایجاد حباب‌های قیمتی، فروپاشی، رکود عمیق و زیان در تولید و اشتغال می‌شود ۳- جلوگیری از بازتوزیع ناعادلانه ثروت از طریق اعتباری ساختگی[2] (جعلی) به نفع وام‌گیرندگان و دلالان (سفته بازان) ۴- جلوگیری از پول بدهی؛ زیرا پرداخت بهره بر روی بدهی‌های معوق، بسیار پر هزینه است. ۵- جلوگیری از قراردادهای پول بدهی. از طریق بانکداری ذخیره جزیی بسیاری از بانک‌ها ورشکست شده‌اند (عسکری و کریچن، ۲۰۱۶). مایزز[3] (۱۹۱۲) اعتقاد داشت برای جلوگیری از ایجاد پول اعتباری و حذف تاثیر انسانی بر خلق و محو پول که باعث بی‌ثباتی پولی شده است، باید به سمت سیستم بانکداری ذخیره کامل حرکت کرد. سادی[4] (۱۹۳۳) به تفاوت بین ثروت واقعی (مواد مصرفی مانند ساختمان، تجهیزات و ماشین و ...) و ثروت مجازی (پول و بدهی) اشاره نمود و اظهار داشت که ثروت واقعی در معرض آنتروپی و استهلاک است و با مصرف در طول زمان از بین می‌رود، در حالی که پول و بدهی (به عنوان دستگاه حسابداری مصنوعی) تنها به نرخ بهره بستگی دارد. سادی (۱۹۳۳) بانکداری ذخیره کامل را به عنوان راه حلی برای از بین بردن عدم تعادل بین این دو ثروت در نظر گرفت. لاینا[5] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تجربی نشان می‌دهد که در وضعیت پایا، اصل ذخیره بانکداری کامل می‌تواند اقتصاد را

1. False Claims
2. Fictitious Credit
3. Mises (1912)
4. Soddy (1933)
5. Laina (2015)

در نرخ رشد صفر نگه دارد و همچنین در این وضعیت، اشتغال کامل و نرخ تورم صفر قابل دستیابی است. خلق پول از طریق مخارج دولت، منجر به افزایش موقتی در تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم می‌شود. این فرآیند منجر به کاهش دائمی در بدهی دولت می‌شود.

فیشر در سال ۱۹۳۵ در کتاب خود تحت عنوان ۱۰۰٪ پول که همزمان با طرح شیکاگو منتشر شد، از بانکداری ذخیره کامل حمایت کرد. فیشر ادعا می‌کرد که سیستم بانکداری ذخیره کامل تمایل دارد از ایجاد پول خصوصی توسط بانک‌ها جلوگیری کند تا از این طریق بانک‌ها از شکست در مواقع هجوم سپرده‌گذاران مصون بمانند. دولت می‌تواند به جای وام‌هایی با بهره بانکی، مستقیماً پول خود را صادر کند و از آن‌جا که دیگر پول به وسیله وام‌های بانکی ایجاد نمی‌شود، باعث کاهش بدهی‌های دولت، ادوار تجاری و از بین رفتن تورم می‌شود. هیکینز[1] (۱۹۴۱) اعتقاد داشت، بانکداری ذخیره کامل بیشتر تمایل دارد که پس‌اندازها را به سمت سرمایه‌گذاری‌های موثر و داوطلبانه هدایت کند؛ از این رو، امکان تورم‌های افراطی کاهش می‌یابد.

سیمونز (۱۹۴۸)، معتقد بود اگر وام‌دهی و سرمایه‌گذاری را از سپرده‌های بانکی جدا کنیم، ممکن است بتوان از خطر واقعی که دولت را تهدید می‌کند و اجتماعی شدن این خطر در یک منطقه، جلوگیری کرد (فیلیپس[2]، ۱۹۹۲: ۸). موریس آله (۱۹۴۷) معتقد است که خلق پول باید به وسیله دولت صورت گیرد و بانک مرکزی باید عرضه پول را کنترل کند. بانک‌ها بیشتر به وام‌های کوتاه‌مدت تکیه کنند و سطح وام‌دهی بانک‌ها نباید بیشتر از سقف سرمایه آن‌ها باشد. درآمد بانک‌ها باید از طریق خدمات نقل و انتقال و نگهداری سپرده‌ها صورت گیرد. بانک‌های تجاری باید وجوه را در فعالیت‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری کنند. در ادامه بیان می‌کند چنین سیستمی پایدار است و باعث شفافیت در معاملات مالی و بانکی می‌شود. فریدمن (۱۹۴۸) بیان کرد که انتشار پول از طریق سیاست‌های پولی و مالی باید در جهت بودجه دولت باشد. از این رو، خلق پول باید در زمان کسری بودجه و محو پول در زمان مازاد بودجه دولت صورت گیرد. فریدمن با بهره‌گیری از پیشنهاد فیشر و سیمونز بیان کرد که پول اضافی ایجاد شده توسط بانک‌های خصوصی باید با الزامات صد درصدی محو گردد. ایجاد پول خصوصی و کنترل اختیاری در عرضه پول از طریق حذف دریچه تنزیل بانک مرکزی باید از بین برود. توبین (۱۹۸۷) معتقد بود که باید سیستم موسسات سپرده‌گذاری بازسازی شود؛ به طوری که منجر به کاهش خطرات

[1]. Higgins (1941)
[2]. Phillips (1992)

اخلاقی و کاهش بیمه سپرده‌ها گردد. در واقع هدف اصلی توبین کاهش بیمه سپرده‌ها بود و از این رو، توبین دو پیشنهاد برای بیمه سپرده‌ها ارائه داد: ۱- نوعی از سپرده‌ها باید به طوری تعیین شوند که نیاز به بیمه نداشته باشند. ۲- بین بدهی‌های بیمه شده و بیمه نشده تمایز قائل شویم.

۴- طرح الگو

در این بخش سعی می‌شود تا در چارچوب الگوی سازگاری انباشت- جریان (SFC) که یک مدل شبیه‌سازی شده از گروه مدل‌های اقتصاد کلان است، وضعیت پایدار اقتصاد ایران بر اساس بانکداری ذخیره کامل مورد بررسی قرار گیرد. این مدل شامل دو بخش حسابداری و معادلات است. ویژگی اصلی آن هماهنگی بخش واقعی و مالی اقتصاد است. این مدل ابتدا توسط کوپلند[1] (۱۹۴۹) با مطالعه بر روی جریان پول ارائه شد. او یک رویکرد برای ادغام بخش واقعی و مالی اقتصاد بنیان‌گذاری نمود. پس از آن کوهن[2] (۱۹۷۲) اثبات کرد که اگرچه کار کوپلند به عنوان یک منبع اطلاعات مالی تاثیر مثبتی بر اقتصاد گذاشته است، اما به دلیل فقدان تئوری کینزین‌ها، نتوانسته است بین بخش واقعی و مالی وابستگی و هماهنگی ایجاد کند. توبین در سال ۱۹۸۲ موفق شد رفتار اقتصادی را در چارچوب حسابداری دقیق بر اساس انباشت و جریان که توسط کوپلند ارائه شده بود، توسعه دهد. اما مدل SFC به شکل امروزی ابتدا توسط گودلی در سال ۱۹۹۶ طراحی شد. پس از بحران مالی سال ۲۰۰۹-۲۰۰۷، طی تلاش‌های گودلی و لاوی با ارائه کتابی تحت عنوان «اقتصاد پولی[3]» و اثبات اینکه مدل در پیش‌بینی بحران‌های اقتصادی می‌تواند موثر باشد، شهرت مدل به اوج خود رسید. مدل گودلی و لاوی (۲۰۱۲)، شامل پنج بخش خانوارها، شرکت‌ها، دولت، بانک مرکزی و بانک‌ها است. در مقاله حاضر سعی شده است تا با اضافه کردن بخش نفت به مدل گودلی و لاوی (۲۰۱۲) و شبیه‌سازی پارامترها بر اساس آمار و ارقام اقتصاد ایرن، به بسط مدل بپردازیم. وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، عاملی برای مشکلات روزافزون اقتصاد ایران است. امروزه صندوق ذخیره ثروت به عنوان راهکاری به منظور کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی، مورد استقبال بسیاری از کشورهای جهان قرار گرفته است. در ایران نیز صندوقی با نام صندوق توسعه ملی با همین منظور تاسیس شده است. اما این صندوق در برخی از ویژگی‌های خود در دستیای به اهداف ذکر شده توفیق چندانی نداشته است. در واقع هدف

1. Copeland (1949)
2. Cohen (1972)
3. Monetary Economics

اصلی از اضافه کردن بخش نفتی به مدل این است که بر اساس سازوکار بانکداری ذخیره کامل، میزان ذخایری که به سمت صندوق توسعه ملی حرکت می‌کند، مورد بررسی قرار گیرد.

۴-۱- بخش حسابداری

در بخش حسابداری به ارائه ماتریس جریان - معامله[1] خواهیم پرداخت. این ماتریس در جدول (۱) نشان داده شده است. این ماتریس به ماتریس درآمد- هزینه نیز معروف است که نقل و انتقال دارایی‌ها در بین بخش‌های مختلف اقتصاد را نشان می‌دهد. اصول حسابداری حاکم در این بخش به گونه‌ای است که جریان پولی از یک بخش تزریق شده و در اختیار بخش دیگر قرار می‌گیرد بنابراین دارایی هر بخش بدهی بخش دیگر را تشکیل می‌دهد. در این ماتریس دارایی‌ها با علامت مثبت و بدهی‌ها با علامت منفی نشان داده می‌شود. جمع همه ستون‌ها و ردیف‌ها باید برابر با صفر باشد. دارایی‌های خانوارها شامل، سپرده‌های دیداری (M1) و مدت‌دار (M2)، اوراق قرضه کوتاه‌مدت (BI) و بلندمدت (BO) می‌باشد. فرض می‌شود که بنگاه‌ها سرمایه ثابت ندارند و سرمایه‌شان را از طریق وام‌های بانکی (LO) تامین می‌کنند. وام‌دهی به بنگاه‌ها طوری انجام می‌گیرد که موجودی آن‌ها پاسخ‌گوی وام‌های تولیدی باشد. اوراق قرضه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدتی که خانوارها نگهداری می‌کنند به عنوان بدهی بخش دولتی ثبت می‌شود. اوراق قرضه بلندمدت تنها دارایی‌هایی هستند که قیمت آن‌ها تغییر می‌کند و با بازدهی همراه هستند. اما اوراق قرضه کوتاه‌مدت اوراقی هستند که با نرخ بهره همراه هستند و قیمت آن‌ها تغییر نمی‌کند. ذخایر بانک مرکزی (RE) به عنوان بدهی بانک مرکزی به بانک‌ها ثبت می‌شود. بانک مرکزی به میزان ذخایرش، اقدام به خرید اوراق قرضه کوتاه‌مدت از دولت می‌کند. در واقع با این اقدام، ذخایر را در جهت کسری بودجه دولت (خلق پول از طریق هزینه‌های دولت) عرضه می‌کند. در این جا فرض می‌شود که بانک مرکزی هیچ سودی نگهداری نمی‌کند و سود را همیشه توزیع می‌کند. بنابراین سودی را که از اوراق قرضه کوتاه‌مدت به دست می‌آورد به دولت پرداخت می‌کند. با این کار بخش دولتی دیگر بهره‌ای به بدهی‌های عمومی پرداخت نمی‌کند و پرداخت سود تنها به بدهی‌هایی که توسط خانوارها نگهداری می‌شود، صورت می‌گیرد. وام‌های بانکی و میزان ذخایر قانونی به عنوان دارایی و سپرده‌های دیداری و مدت‌دار به عنوان بدهی بانک‌ها ثبت می‌شود.

[1]. Transaction-Flow Matrix

درآمدهای نفتی ($\hat{Y}_{oil}$) به عنوان دارایی بخش نفت است و بدهی هیچ‌کدام از بخش‌ها ثبت نمی‌شود.

این ماتریس به دو بخش درآمد ملی و جریان وجوه تقسیم می‌شود. بخش درآمد ملی شامل درآمد و هزینه‌های هر بخش است. درآمد خانوارها به صورت دستمزدهای کل (WB)، بهره‌ای که به سپرده‌های مدت‌دار (i_m) و اوراق قرضه کوتاه‌مدت (i_{bi}) تعلق می‌گیرد، سود ناشی از بانک‌ها (Π_{ba}) و سود کارآفرینی (Π_f) می‌باشد. خانوارها این درآمد را صرف خرید کالاهای مصرفی خود (C) می‌نمایند. بنگاه‌ها از درآمد حاصل از فروش کالاها به خانوارها و دولت، برای پرداخت دستمزد، سود وام‌ها (i_{Lo})، مالیات (STax) و سود کارآفرینی استفاده می‌کنند و باقی‌مانده این درآمد که همان تغییرات موجودی اسمی (ΔIN) است را برای گرفتن وام‌های جدید، به سمت تولید هدایت می‌کنند. دولت پولی را که از طریق مالیات و سود بانک مرکزی (Π_{cb}) دریافت می‌کند، به منظور تامین هزینه‌های جاری خود (GE_c) (برای خرید کالا از شرکت‌ها) و پرداخت بهره به اوراق‌قرضه کوتاه‌مدت استفاده می‌کند و در هر دوره تنها با صدور اوراق قرضه، کسری بودجه خود را تامین می‌کند. بانک مرکزی از بهره دریافتی اوراق قرضه دولتی، درآمد کسب می‌کند و سود را به دولت پرداخت می‌کند. بانک‌ها از بهره وام‌ها، درآمد کسب می‌کنند و از آن برای پرداخت بهره به سپرده‌گذاران استفاده می‌کنند. قسمتی از درآمدهای نفتی ($\emptyset Y_{oil}$) صرف مخارج سرمایه‌ای دولت می‌شود و باقی‌مانده این درآمدها به سمت صندوق توسعه ملی (NDF)[1] هدایت می‌شود. همچنین در هر دوره بازدهی مخارج سرمایه‌ای (R_O) بخشی از مخارج سرمایه‌ای دوره جاری راجبران می‌کند.

بخش بعدی این ماتریس جریان وجوه است که تغییر در دارایی‌های مالی را نشان می‌دهد. تغییرات باید دقیقا با بخش درآمد ملی منطبق باشد و در مجموع منجر به تعادل در کل ماتریس شود.

[1]. National Development Fund

جدول ۱: ماتریس جریان - معامله‌ها

	خانوارها	شرکت‌ها		دولت	بانک مرکزی		بانک‌ها		نفت	مجموع
		جاری	سرمایه‌ای							
مصرف	$-C$	$+C$								0
مخارج جاری دولت		$+GE_c$		$-GE_c$						0
مخارج سرمایه‌ای‌دولت				$-GE_I$					$+\emptyset Y_{oil}$	$-R_O$
تغییر در موجودی		$+\Delta IN$	$-\Delta IN$							0
GDP		[Q]								[Q]
مالیات بر فروش		$-ST\hat{a}x$		$+Stax$						0
دستمزد	$+WB$	$_WB$								0
سودکارآفرینی	$+\Pi_f$	$-\Pi_f$								0
سود بانک‌ها	$+\Pi_{ba}$						$-\Pi_{ba}$			0
سود بانک مرکزی				$+\Pi_{cb}$	$-\Pi_{cb}$					0
بهره وام‌ها		$-i_{Lo-1} \cdot Lo_{-1}$					$+i_{LO-1} \cdot Lo_{-1}$			0
سپرده‌های مدت‌دار	$+i_{m-1} \cdot M2_{-1}$						$-i_{m-1} \cdot M2_{-1}$			0
اوراق قرضه کوتاه‌مدت	$+i_{b-1} \cdot B_{h-1}$			$-i_{ba-1} \cdot BI_{-1}$	$+i_{b-1} \cdot BI_{cb-1}$					0
اوراق قرضه بلند مدت	$+BO_{-1}$			$-BO_{-1}$						0
صندوق توسعه ملی									$+NDF$	$+NDF$
بازدهی مخارج سرمایه‌ای				$+R_O$						$+R_O$
تغییر درموجودی وام‌ها		$+\Delta LO$					$-\Delta LO$			0
ذخایر					$+\Delta RE$		$-\Delta RE$			0
سپرده‌های دیداری	$-\Delta M1$						$+\Delta M1$			0
سپرده‌های مدت‌دار	$-\Delta M2$						$+\Delta M2$			0
اوراق قرضه کوتاه‌مدت	$-\Delta BI$			$+\Delta BI$	$-\Delta BI_{cb}$					0
اوراق قرضه بلند مدت	$-\Delta BO \cdot P_{bl}$			$+\Delta BO \cdot P_{bl}$						0
درآمدهای نفتی				$+\Delta\emptyset Y_{oil}$					$-\Delta\hat{Y}_{oil}$	$-NDF$
مجموع	0	0		0	0		0		0	0

۴-۲- معادلات مرتبط با بخش‌های مختلف اقتصادی

در این قسمت معادله‌های بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بنگاه، خانوار، دولت، بانک‌های تجاری، بانک مرکزی و نفت با محدود کردن ویژگی‌های آن بخش،به طور جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۴-۲-۱- بخش مربوط به بنگاه اقتصادی

در این چارچوب فرض می‌شود که اقتصاد از مجموعه‌ای از بنگاه‌ها تشکیل شده است که به تولید کالاها می‌پردازند. این کالاها توسط خانوارها و دولت خریداری می‌شود. بنگاه‌ها به طور مداوم مجموعه‌ای از تصمیمات در ارتباط با میزان تولید واقعی، موجودی واقعی، تعیین هزینه‌ها، قیمت‌گذاری و تامین مالی خواهند گرفت. از این رو معادلات مربوط به بخش بنگاه اقتصادی در ادامه نشان داده شده است:

$$q = RS_e + (RIN_e - RIN_{-1}) \quad (۱)$$

$$RIN_{\boldsymbol{e}} = RIN_{-1} + \kappa \cdot (RIN_T - RIN_{-1}) \quad (۲)$$

$$UC = \frac{WB}{q} \quad (۳)$$

$$p = (1 + \tau) \cdot (1 + \eta) \cdot NHUC \quad (۴)$$

$$W = W_{-1} \cdot \{1 + \omega_3 \cdot (RW_{-1}^T - RW_{-1})\} \quad (۵)$$

معادله (۱)، میزان تولید بنگاه‌ها (q) را نشان می‌دهد که از مجموع فروش انتظاری بنگاه (RS^e)[۱] و شکاف بین موجودی واقعی انتظاری بنگاه (RIN)e و موجودی واقعی دوره قبل بنگاه (RIN_{-1}) استخراج می‌شود. در معادله (۲)، فرض می‌شود که اهداف کوتاه‌مدت موجودی واقعی انتظاری بنگاه، یک روند تعدیل جزئی را به سمت اهداف بلندمدت موجودی بنگاه[۲] طی می‌کنند. در

---

[۱]. فروش انتظاری به وسیله فروش دوره قبل (RS_{-1}) یا همان پیش فروش واقعی و فروش انتظاری در دوره قبل (RS_{-1}^E) به دست می‌آید. (β) در این معادله پارامتر واکنش نسبت به فروش انتظاری است.

$$RS^E = \beta \cdot RS_{-1} + (1 - \beta) \cdot RS_{-1}^E$$

[۲]. هدف بلندمدت موجودی از طریق فروش انتظاری در هدف بلندمدت واقعی نسبت موجودی به فروش (φ_T) تعیین می‌شود.

$$RIN_T = \varphi_T \cdot RS^E$$

این‌جا، (RIN_T) نشان‌دهنده هدف بلندمدت موجودی واقعی بنگاه و κ پارامتر تعدیل جزئی مربوط به موجودی بنگاه است. طبق معادله (۳)، هزینه‌های بنگاه‌ها، تنها مربوط به پرداخت دستمزدهای کل می‌شود. تقاضا برای نیروی کار[۱] تعیین‌کننده میزان صورت‌حساب دستمزدها است. در این معادله (UC) هزینه‌های هر واحد تولید است که از نسبت دستمزدهای کل به میزان تولید کل به دست می‌آید.

همان‌طور که در معادله (۴) نشان داده شده است، برای تعیین سطح قیمت‌ها به جای هزینه‌های هر واحد تولید، از هزینه‌های تاریخی هر واحد تولید استفاده می‌شود. این هزینه‌ها نه تنها به هزینه‌های هر واحد تولید در دوره فعلی بلکه به هزینه‌های هر واحد تولید در گذشته و نرخ بهره وام‌ها بستگی دارد[۲]. از طرفی قیمت‌هایی که شرکت‌ها تعیین می‌کنند، نه تنها با هزینه دستمزدها، بلکه باید با انتظارات فروش نیز هماهنگ باشد تا حاشیه سود کافی وجود داشته باشد. در این معادله (p) سطح قیمت‌ها، (τ) نرخ مالیات بر فروش، (η) حاشیه هزینه‌ها در قیمت‌گذاری و (HUC) هزینه‌های تاریخی هر واحد تولید[۳] است. همچنین دستمزدهای اسمی (W) کارگران در معادله (۵)، بر اساس یک روند تعدیل جزئی به سمت هدف بلندمدت دستمزدهای واقعی[۴] (RW_T) تعیین می‌شود. در این معادله، (RW_{-1}) دستمزدهای واقعی دوره قبل، W_{-1} دستمزدهای اسمی دوره قبل و ω_3 پارامتر واکنش نسبت به تنظیم دستمزدهای اسمی است. در ادامه، شرکت‌ها بر اساس میزان تولید، میزان فروش و موجودی خود را تعیین می‌کنند و از طرف دیگر سود شرکت‌ها نیز در این مرحله مشخص می‌شود. معاملات مربوط به میزان فروش و سود شرکت‌ها در ادامه نشان داده می‌شود:

هدف بلندمدت موجودی واقعی به فروش واقعی، از رابطه زیر به دست می‌آید. (φ_0) و (φ_1) پارامتر واکنش مربوط به هدف بلندمدت موجودی است.

$$\varphi_T = \varphi_0 - \varphi_1 \cdot i_{lo}$$

[۱]. رجوع شود به فصل یازده Godly and Lavoi (2012)

[۲]. معادله زیر مربوط به هزینه‌های تاریخی هر واحد تولید است. در این معادله، هدف بلندمدت نسبت موجودی‌واقعی به فروش واقعی، (UC_{-1}) هزینه‌های هر واحد تولید در دوره گذشته و (i_{lo}) نرخ بهره وام‌ها است.

$$HUC = (1 - \varphi_T) \cdot UC + \varphi_T \cdot (1 + i_{lo}) \cdot UC_{-1}$$

[۳]. Historic Unit Costs

[۴]. هدف بلندمدت دستمزدهای واقعی به بهره‌وری (pr) و فشار تقاضا برای کار بستگی دارد که در این معادله (N) تقاضا برای نیروی کار و (N_{fe}) بیانگر سطح اشتغال کامل است. (ω_0)، (ω_1) و (ω_2) پارامتر واکنش نسبت به هدف دستمزدهای واقعی است.

$$RW_T = \left(\frac{W}{p}\right)^T = \omega_0 + \omega_1 \cdot pr + \omega_2 \cdot \frac{N}{N_{fe}}$$

$$RS = RC + RGE_c \quad (۶)$$

$$RIN = RIN_{-1} + q - (p \cdot s) \quad (۷)$$

$$LO_d = IN \quad (۸)$$

$$\Pi_f = S - STax - WB + \Delta IN - i_{lo-1} \cdot LO_{s-1} \quad (۹)$$

$$PI = \frac{P - P_{-1}}{P_{-1}} \quad (۱۰)$$

بر طبق معادله (۶)، میزان مخارج مصرفی واقعی خانوارها (RC) و دولت (RGE_c)، تعیین‌کننده میزان فروش واقعی (RS) بنگاه‌ها است. موجودی واقعی بنگاه‌ها (RIN) در معادله (۷)، به میزانی است که می‌تواند به نوسانات غیر منتظره در هر دوره، پاسخ دهد. در معادله (۸)، (IN) نشان دهنده موجودی اسمی بنگاه‌ها است که میزان وام‌ها بر اساس آن تعیین می‌شود. موجودی اسمی نمی‌تواند نسبت به سطح قیمت‌ها تعیین شود و باید نسبت به هزینه‌های تولید خود تعیین شود[۱]. بنابراین، هر نوسانی که در موجودی شرکت‌ها رخ دهد، به همان میزان به وام‌ها انتقال می‌یابد. در این معادله (LO_d) میزان تقاضای شرکت‌ها برای وام‌ها است. طبق معادله (۹)، شرکت‌ها نمی‌توانند به طور مستقیم به سود حاصل از فروش دسترسی داشته باشند، در نتیجه تمام سود باید بین همه عوامل تولید تقسیم شود. در این معادله (S) میزان فروش اسمی، (ΔIN) تغییر در موجودی، (i_{lo-1}) نرخ بهره وام‌ها در دوره گذشته و (LO_{s-1}) میزان عرضه وام‌ها در دوره گذشته را نشان می‌دهد. تورم (PI) بر طبق معادله (۱۰) از تفاوت در سطح قیمت‌ها به دست می‌آید. (P_{-1}) در این معادله نشان‌دهنده سطح قیمت‌ها در دوره گذشته است.

۴-۲-۲- بخش مربوط به خانوارها

بخش دوم مدل مربوط به خانوارها می‌باشد. خانوارها به عنوان مصرف‌کننده بخشی از کالاهای تولیدی شرکت‌ها شناخته می‌شوند که هیچ‌گونه وامی را از بانک‌ها دریافت نمی‌کنند. معادلات مربوط به بخش خانوار در ادامه بیان می‌شود:

$$RDI = WB + \Pi + i_{m-1} \cdot M2_{h-1} + i_{b-1} \cdot BI_{-1} + BO_{h-1} \quad (۱۱)$$

$$\Pi = \Pi_f + \Pi_{ba} \quad (۱۲)$$

---

[۱]. موجودی اسمی بنگاه‌ها

$IN = RIN \cdot UC$

$$WE = WE_{-1} + RDI - C \quad (۱۳)$$

طبق معادله (۱۱)، درآمد قابل تصرف اسمی خانوارها (RDI)، شامل دستمزدهای کل، سود دریافتی (Π)، نرخ بهره سپرده‌های مدت‌دار دوره گذشته (i_{m-1}) در میزان سپرده‌های مدت‌دار نگهداری شده توسط خانوارها در دوره گذشته ($M2_{h-1}$)، نرخ بهره اوراق قرضه کوتاه‌مدت دوره گذشته (i_{bi-1}) در میزان اوراق قرضه کوتاه‌مدت نگهداری شده توسط خانوارها در دوره گذشته (BI_{-1}) و میزان اوراق قرضه بلندمدت که توسط خانوارها نگهداری (BO_{h-1}) می‌شود، است. سود خانوارها در معادله (۱۲) از مجموع سود کارآفرینی و سود بانکی (Π_{ba}) به دست می‌آید. طبق معادله (۱۳)، ثروت اسمی خانوارها در هر دوره[۱] (WE) به ثروت اسمی دوره قبل (WE_{-1})، درآمد قابل تصرف اسمی و میزان مصرف اسمی آن‌ها بستگی دارد.

همان‌طور که در کتاب «اقتصاد پولی» بحث شده است، فرض بر این است که خانوارها نسبت درآمد قابل تصرف انتظاری به ثروت انتظاری را هدف قرار می‌دهند و با توجه به انحرافات موقتی که به دلیل انتظارات اشتباه ممکن است رخ دهد و با نرخی که نیاز مصرفی‌شان را در طول دوره فعلی تامین می‌کند، به سمت این هدف حرکت می‌کنند[۲] (گودلی و لاوی، ۲۰۱۲: ۳۲۴).

$$RC = \theta_0 + \theta_1 \cdot RRDI_r^e + \theta_2 \cdot RWE_{-1} \quad (۱۴)$$

$$RRDI_r^e = \sigma \cdot RRDI_{r-1} + (1-\sigma) \cdot RRDI_{r-1}^e \quad (۱۵)$$

$$WE^e = WE_{-1} + (RDI_r^e - C) \quad (۱۶)$$

---

[۱]. ثروت اسمی خانوارها از طریق معادله زیر نیز به دست می آید:

$$WE = M1_h + M2_h + p_{bl} \cdot BO_h + BI_h$$

[۲]. طبق رابطه زیر

$$\Delta RWE = RRDI_r - RC$$

در این معادله ΔRWE تغییرات ثروت واقعی و $RRDI_r$ درآمد قابل تصرف واقعی است. با جایگزینی معادله (۲۶) در معادله بالا و با توجه به رابطه زیر

$$\theta_3 = \frac{(1-\theta_1)}{\theta_2}$$

ثروت واقعی RWE برابر است با

$$\Delta RWE = \theta_2 \cdot [\theta_3 \cdot RRDI_r^e - RWE_{-1}]$$
$$RWE = \theta_3 \cdot RRDI_r$$

که به نوبه خود نشان می‌دهد که ثروت واقعی به درآمد قابل تصرف واقعی بستگی دارد (گودلی و لاوی، ۲۰۱۲: ۳۲۴).

تصمیم‌گیری درباره مصرف واقعی خانوارها در معادله (۱۴)، به ثروت واقعی دوره گذشته (RWE_{-1}) و درآمد قابل تصرف واقعی انتظاری ($\mathrm{RRDI}_{\mathrm{r}}^{\mathrm{e}}$) بستگی دارد. در این معادله، (θ_0) پارامتر مصرف مستقل، (θ_1) پارامتر میل به مصرف درآمد واقعی، و (θ_2) میل به مصرف ثروت دوره گذشته است. خانوارها درآمد قابل تصرف واقعی انتظاری‌شان را طبق معادله (۱۵)، بر اساس مقادیر درآمد قابل تصرف واقعی[۱] و انتظاری دوره گذشته که به ترتیب با ($\mathrm{RRDI}_{\mathrm{r}-1}$) و ($\mathrm{RRDI}_{\mathrm{r}-1}^{\mathrm{e}}$) نشان داده می‌شوند، پیش‌بینی می‌کنند. (σ) در این معادله نشان دهنده پارامتر واکنش نسبت به درآمد انتظاری است. برای پیش‌بینی ثروت انتظاری در معادله (۱۶)، بعد از این که خانوارها میزان مصرف واقعی‌شان را مشخص کردند، میزان پس‌انداز انتظاری‌شان نیز مشخص می‌شود؛ در نتیجه ثروت دوره قبل به میزان پس‌انداز اضافه می‌شود و از این رو ثروت انتظاری (WE^{e}) را تشکیل می‌دهد. ($\mathrm{RDI}_{\mathrm{r}}^{\mathrm{e}}$) درآمد قابل تصرف اسمی انتظاری[۲] را نشان می‌دهد.

تقاضای خانوارها برای دارایی‌های مختلف، بر اساس اصول توبین[۳] تعیین می‌شود. از این رو خانوارها با هدف قرار دادن نسبت درآمد قابل تصرف انتظاری به ثروت انتظاری، نحوه تخصیص ثروتشان را بین سپرده‌های مدت‌دار و دیداری و اوراق قرضه به شکل معادلات زیر تعیین می‌کنند:

$$\frac{M1_d}{WE^e} = \varepsilon_{10} + \varepsilon_{12}\cdot i_m + \varepsilon_{13}\cdot i_{bi} + \varepsilon_{14}\cdot i_{bo} + \varepsilon_{15}\cdot \frac{RDI_r^e}{WE^e} \qquad (۱۷)$$

$$\frac{M2_d}{WE^e} = \varepsilon_{20} + \varepsilon_{22}\cdot i_m + \varepsilon_{23}\cdot i_{bi} + \varepsilon_{24}\cdot i_{bo} + \varepsilon_{25}\cdot \frac{RDI_r^e}{WE^e} \qquad (۱۸)$$

$$\frac{BI_d}{WE^e} = \varepsilon_{30} + \varepsilon_{32}\cdot i_m + \varepsilon_{33}\cdot i_{bi} + \varepsilon_{34}\cdot i_{bo} + \varepsilon_{35}\cdot \frac{RDI_r^e}{WE^e} \qquad (۱۹)$$

$$\frac{p_{bo}\cdot BO_d}{WE^e} = \varepsilon_{40} + \varepsilon_{42}\cdot i_m + \varepsilon_{43}\cdot i_{bi} + \varepsilon_{44}\cdot i_{bo} + \varepsilon_{55}\cdot \frac{RDI_r^e}{WE^e} \qquad (۲۰)$$

در این معادلات، ($\mathrm{M1_d}$)، ($\mathrm{M2_d}$)، ($\mathrm{BI_d}$) و ($\mathrm{BO_d}$) به ترتیب تقاضا برای سپرده‌های دیداری، مدت‌دار، اوراق قرضه کوتاه‌مدت و بلندمدت و λ پارامتر واکنش تقاضای خانوارها نسبت به دارایی‌های مختلف است.

---

[۱]. معادله زیر مربوط به درآمد قابل تصرف واقعی است. در این معادله in نشان دهنده تورم است.

$$rid_r = \frac{RID_r}{p} - in\cdot\frac{WE_{-1}}{p}$$

[۲]. معادله زیر مربوط به درآمد قابل تصرف انتظاری اسمی است.

$$RID_r^e = p\cdot rid_r^e + in\cdot\frac{WE_{-1}}{p}$$

[۳]. رجوع شود به فصل چهارم Godly and lavoi(2013)

۴-۲-۳- بخش مربوط به دولت

در این مدل فرض می‌شود که دولت به عنوان یک نهاد مستقل برای تامین کسری بودجه خود، تنها به انتشار اوراق قرضه می‌پردازد. مخارج دولت به دو بخش مخارج جاری و سرمایه‌ای تقسیم می‌شود. اکثر درآمدهای دولت از طریق درآمد مالیاتی تامین می‌شود. برای تعیین رفتار دولت طبق معادلات زیر عمل می‌شود:

$$STax = \tau \cdot (S - STax) = S \cdot \frac{\tau}{1+\tau} \quad (۲۱)$$

$$GE = GE_c + GE_I \quad (۲۲)$$

$$GBD = GE + i_{bi-1} \cdot BI_{S-1} + BO_{S-1} - (STax + \Pi_{cb} + (\hat{Y}_{oil} - NDF) + R_O)) \quad (۲۳)$$

$$p_{bo} = \frac{1}{i_{bo}} \quad (۲۴)$$

$$GGD_{EDP} = BI_h + p_{bo} \cdot BO_h \quad (۲۵)$$

طبق معادله (۲۱)، دولت مالیات را طبق مالیات بر فروش دریافت می‌کند. در این معادله τ پارامتر مالیات بر فروش است. مخارج اسمی دولت (GE) در معادله (۲۲)، از مجموع هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای اسمی حاصل می‌شود. مخارج جاری در اینجا، بخشی از تولیدات شرکت‌ها است که توسط دولت خریداری می‌شود و مخارج سرمایه‌ای دولت، مخارجی هستند که با سود در آینده همراه خواهد بود. کسری بودجه دولت[1] (GBD)، در معادله (۲۳)، از اختلاف بین هزینه‌ها و درآمدهای دولت به دست می‌آید. هزینه‌های دولت شامل کل مخارج اسمی، بهره پرداختی بر روی اوراق قرضه کوتاه‌مدت[2] و میزان اوراق قرضه بلندمدت منتشر شده توسط دولت است و درآمدهای دولت شامل مالیات، سود بانک مرکزی، درصدی از درآمدهای نفتی که به تامین مخارج سرمایه‌ای تعلق می‌گیرد و بازدهی مخارج سرمایه‌ای دولت است. در این معادله (BI_{S-1}) و (BO_{S-1})، به ترتیب میزان اوراق قرضه کوتاه‌مدت و بلندمدت منتشر شده توسط دولت در دوره گذشته است. بنابراین، دولت کسری بودجه خود را با تعیین میزان انتشار اوراق قرضه[3] در هر دوره

[1]. Public Sector Borrowing Requirement

[2]. نرخ بهره اوراق قرضه کوتاه مدت

$$i_{bi} = \frac{\frac{BI_h}{WE^e} - \varepsilon_{30} - \varepsilon_{32} \cdot i_m - \varepsilon_{34} \cdot i_{bl} - \varepsilon_{35} \cdot \frac{RDI_r^e}{WE^e}}{\varepsilon_{33}}$$

[3]. رجوع شود به Laina(2015)

تامین می‌کند. همان‌طور که در معادله (۲۴) نشان داده شده است، قیمت اوراق قرضه بلندمدت (p_{bo}) به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. بدهی‌های تثبیت شده دولت (GGD_{EDP}) در معادله (۲۵)، میزان اوراق قرضه‌ای است که توسط خانوارها نگهداری می‌شود.

۴-۲-۴- بخش مربوط به بانک مرکزی

در این مدل، بانک مرکزی از طریق تعیین نرخ بهره، سیاست‌های پولی خود را اعمال نمی‌کند، بلکه با تنظیم ذخایر بر میزان عرضه پول تاثیر می‌گذارد.

$$RE_S = BI_{cb} \quad (۲۶)$$

$$BI_{cb} = \overline{BI}_{cb} \quad (۲۷)$$

$$\Pi_{cb} = i_{bi-1} \cdot BI_{cb-1} \quad (۲۸)$$

طبق معادله (۲۶)، بانک مرکزی با خرید اوراق قرضه کوتاه‌مدت تاثیر زیادی بر عرضه پول دارد و از این طریق می‌تواند ذخایر را صادر کند. در این معادله (RE_S) میزان ذخایر بانک مرکزی و (BI_{cb}) اوراق قرضه کوتاه‌مدتی که توسط بانک مرکزی نگهداری می‌شود، است. طبق معادله (۲۷)، میزان اوراق قرضه کوتاه‌مدت نگهداری شده توسط بانک مرکزی به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. سود بانک مرکزی در معادله (۲۸) برابر است با بهره‌ای که به اوراق قرضه کوتاه‌مدت تعلق می‌گیرد. در این معادله (BI_{cb-1}) میزان اوراق قرضه کوتاه‌مدت نگهداری شده توسط بانک مرکزی در دوره گذشته است.

۴-۲-۵- بخش مربوط به بانک‌ها

بخش بانکی یکی از مهم‌ترین بخش‌های مدل است. بانک‌ها در این مدل به دنبال حداکثر کردن سود خود از طریق گسترش اعتبار نیستند. اما می‌توانند با تاثیر بر نرخ بهره، کارمزد خود را برای انتقال وام‌ها از سپرده‌گذاران به وام‌گیرندگان دریافت کنند. معادلات مربوط به بخش بانک در ادامه نشان داده می‌شود:

$$RE_{min} = \rho_{M1} \times M1_S + \rho_{M2} \times M2_S \quad (۲۹)$$

$$BAL = \frac{RE_S}{M1_S} \quad (۳۰)$$

$$M_s = M_h \quad (۳۱)$$

$$LO_s = LO_d \quad (۳۲)$$

طبق معادله (۲۹)، (RE_{min}) ذخایر قانونی، ($M1_S$) و ($M2_S$) عرضه سپرده‌های دیداری و مدت‌دار و (ρ_{M1}) و (ρ_{M2}) به ترتیب پارامتر مربوط به الزامات ذخایر برای سپرده‌های دیداری و مدت‌دار است. از آن‌جا که تحت بانکداری ذخیره کامل، سپرده‌های دیداری به طور کامل ذخیره می‌شود و وام‌دهی از طریق سپرده‌های مدت‌دار انجام می‌گیرد (یعنی ذخیره سپرده‌های مدت‌دار در این سیستم ضرورتی ندارد)، ($\rho_{M1} = 1$) و ($\rho_{M2} = 0$) است. طبق معادله (۳۰)، نسبت ذخایر بانکی[1] (RE_S) به سپرده‌های دیداری، میزان نقدینگی بانک‌ها (BAL) را تعیین می‌کند. از آن‌جا که کل سپرده‌های دیداری به عنوان ذخایر در نظر گرفته می‌شود، باید این نسبت برابر با ۱ باشد. طبق معادله (۳۱)، خانوارها به هر میزان که سپرده دیداری و مدت‌دار تقاضا کنند به همان میزان سپرده ایجاد می‌شود. در این معادله (M_S) و (M_h) به ترتیب میزان عرضه و تقاضای سپرده‌ها را نشان می‌دهد. وام‌های بانکی نیز طبق رابطه (۳۲) به سمت شرکت‌های قابل اعتماد حرکت می‌کنند؛ میزان این وام‌ها به تقاضای شرکت‌ها بستگی دارد. (LO_S) و (LO_d) به ترتیب نشان‌دهنده عرضه و تقاضای وام‌ها است.

بانک‌ها به طور غیر مستقیم به نرخ بهره سپرده‌ها و وام‌ها تاثیر می‌گذارند.

$$i_m = i_{m-1} + \Delta i_m \quad (۳۳)$$

$$BAP = \frac{\Pi_{ba} - \Pi_{ba-1}}{M1_{s-1} + M1_{s-2} + M2_{s-1} + M2_{s-2}} \quad (۳۴)$$

$$i_L = i_{l-1} + \Delta i_{lo} + \Delta i_{bi} \quad (۳۵)$$

$$\Pi_{ba} = i_{lo-1} \times LO_{s-1} - i_{m-1} \times M2_{s-1} \quad (۳۶)$$

برای تنظیم نرخ بهره سپرده‌های مدت‌دار در معادله (۳۳)، از آن‌جا که تحت شرایط بانکداری ذخیره کامل نسبت نقدینگی بانک‌ها برابر با ۱ است، با در نظر گرفتن سطح بهینه با مقادیر حداقل و حداکثری ۱/۰۱ و ۱/۲ برای این نسبت، از تخطی بانک‌ها برای افزایش نرخ بهره‌های افراطی جلوگیری می‌شود. به طوری که اگر نسبت نقدینگی کمتر از پایین‌ترین سطح نقدینگی باشد، بانک‌ها نرخ بهره بر روی سپرده‌های مدت‌دار را برای بالا بردن انگیزه خانوارها به منظور

[1]. ذخایر بانکی

$$RE_S = M1 + (M2 - LO_S)$$

سرمایه‌گذاری در سپرده‌های مدت‌دار، افزایش می‌دهند تا نسبت نقدینگی در محدوده هدف قرار گیرد. همین‌طور زمانی‌که نسبت نقدینگی بانک‌ها، بیشتر از بالاترین سطح نقدینگی باشد، بانک‌ها نرخ بهره سپرده‌های مدت‌دار را کاهش می‌دهند تا خانوارها سپرده‌های دیداری بیشتری نگهداری کنند و نقدینگی بانک‌ها تا رسیدن به نقدینگی هدف کاهش یابد[۱]. در این معادله (i_{m-1}) نرخ بهره سپرده‌های مدت‌دار در دوره گذشته و (Δi_m) تغییرات نرخ بهره را نشان می‌دهد.

طبق معادله (۳۴)، حاشیه سود بانکی (BAP) از نسبت مجموع سود بانک‌ها در دوره فعلی و سود بانک‌ها در دوره قبلی (Π_{ba-1}) به میزان سپرده‌ها در دوره‌های قبل به دست می‌آید. در این معادله ($M1_{s-2}$) و ($M2_{s-2}$) به ترتیب، میزان سپرده‌های دیداری و مدت‌دار در دو دوره گذشته را نشان می‌دهد. بانک‌ها طبق معادله (۳۵)، برای تعیین نرخ بهره وام‌ها، از روند تعدیل جزئی به سمت سطح مطلوب حاشیه سود، استفاده می‌کنند. در صورتی که سود بانک‌ها کمتر از پایین‌ترین سطح حاشیه سود بانکی باشد، بانک‌ها مجاز هستند نرخ بهره وام‌ها را تا رسیدن به حد مطلوب افزایش دهند. اما زمانی که سود بانک‌ها بیشتر از بالاترین سطح حاشیه سود بانکی باشد، بانک‌ها (به دلیل ترس از قوانین) موظف هستند نرخ بهره وام‌ها را تا رسیدن به سود مطلوب کاهش دهند[۲]. در این معادله (i_{lo-1}) نرخ بهره وام‌ها در دوره گذشته، (Δi_{lo}) تغییرات نرخ بهره وام‌ها، و (Δi_{bi}) تغییرات نرخ بهره اوراق قرضه را نشان می‌دهد. در نهایت سود بانک‌ها طبق رابطه (۳۶)، از تفاوت درآمد بهره‌ای یا بهره‌ی وام‌ها و پرداخت بهره‌ای یا بهره‌ای که به سپرده‌های مدت‌دار تعلق می‌گیرد، به دست می‌آید.

۴-۲-۶- بخش مربوط به نفت

این بخش به عنوان بخش ششمی است که در پژوهش حاضر به مدل گودلی و لاوی اضافه شده است. در واقع بخش نفت به عنوان نوآوری مدل است. از جمله فرض‌های بخش نفت این است که

---

[۱]. اگر BAL_{bot} و BAL_{top} پایین‌ترین و بالاترین سطح نقدینگی، χ_m پارامتر واکنش نسبت به تغییر در نرخ سپرده‌ها و X_1 و X_2 متغیرهای دو ارزشی مربوط به نقدینگی باشد:

$$\Delta i_m = \chi_m \cdot (X_1 - X_2)$$
$$X_1 = 1, if\ f\ BAL_{-1} < BAL_{bot}$$
$$X_2 = 1, if\ f\ BAL_{-1} > BAL_{top}$$

[۲]. اگر BAP_{bot} پایین‌ترین سطح حاشیه، BAP_{top} بالاترین سطح حاشیه سود بانکی، χ_l پارامتر واکنش نسبت به تغییر نرخ وام‌ها و X_3 و X_4 متغیر دو ارزشی مربوط به حاشیه سود بانک‌ها است داریم.

$$\Delta i_{lO} = \chi_{lO} \times (X_3 - X_4)$$
$$X_3 = 1, if\ f\ BAP < BAP_{bot}$$
$$X_4 = 1, if\ f\ BAP > BAP_{top}$$

قسمتی از درآمدهای نفتی به تامین مخارج سرمایه‌ای تعلق می‌گیرد. بنابراین بخشی از درآمدهای نفتی به سمت سرمایه‌گذاری‌های دولت انتقال می‌یابد. بازدهی این سرمایه‌گذاری‌ها می‌تواند به عنوان منبعی برای تامین مخارج سرمایه‌ای در دوره بعد باشد. مازاد مالیاتی نیز تامین‌کننده بخشی از مخارج سرمایه‌ای است اما زمانی که میزان مالیات کمتر از مخارج جاری دولت باشد، درصد درآمدهای نفتی تامین‌کننده کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد. مازاد درآمدهای نفتی در هر دوره به صندوق توسعه ملی انتقال می‌یابد. معادلات مربوط به این بخش در ادامه اعمال شده است:

$$\hat{Y}_{oil} = \rho_{oil}\hat{Y}_{oil_{t-1}} + \aleph_t \quad (۳۷)$$

$$R_O = \hat{Y}_{oil} \cdot \frac{\psi}{1+\psi} \quad (۳۸)$$

$$\phi\hat{Y}_{oil} = G_I - R_O + |dT| \cdot z_5 - |dT| \cdot z_6 \quad (۳۹)$$

$$z_5 = 1, if\ f\left(\frac{T}{g_c}\right) < \left(\frac{T}{g_c}\right)_{bot} \quad (۴۰)$$

$$z_6 = 1, if\ f\left(\frac{T}{g_c}\right) > \left(\frac{T}{g_c}\right)_{top} \quad (۴۱)$$

$$NDF = \hat{Y}_{oil} - G_I \quad (۴۲)$$

درآمدهای نفتی در معادله (۳۷)، از طریق درآمدهای نفتی دوره قبل به علاوه شوک درآمدهای نفتی ($\aleph_t$) به دست می‌آید. در این معادله (ρ_{oil}) ضریب خودهمبستگی درآمدهای نفتی است. معادله (۳۸)، بازدهی مخارج سرمایه‌ای (R_O) را نشان می‌دهد که به وسیله درصدی از درآمدهای نفتی تعیین می‌شود. در این معادله (ψ) پارامتر مربوط به نرخ بازدهی مخارج سرمایه‌ای است.

برای تعیین بخشی از درآمدهای نفتی که به تامین مخارج سرمایه‌ای تعلق می‌گیرد ($\phi\hat{Y}_{oil}$)، طبق معادله‌های (۳۹)، (۴۰) و (۴۱) عمل می‌کنیم. همان طور که بیان شد، بازدهی مخارج سرمایه‌ای در هر دوره بخشی از مخارج سرمایه‌ای را جبران می‌کند و منجر به کاهش درآمدهای نفتی اختصاص‌یافته به مخارج سرمایه‌ای می‌شود. برای تخصیص درآمدهای مالیاتی برای تامین مخارج سرمایه‌ای، نسبت مالیات به مخارج جاری دولت ($\frac{sTax}{ge_c}$)، هدف قرار می‌گیرد. ثابت شده است که در شرایط بانکداری ذخیره کامل، نسبت مالیات به مخارج جاری دولت برابر با ۱ است. پس با تعیین سطح بهینه برای این نسبت با میزان حداقل و حداکثر ۱ و ۱/۰۳ سطح مطلوب و محدوده هدف مشخص می‌شود. طبق معادله (۴۰) در هر دوره اگر نسبت مالیات به مخارج جاری دولت کمتر از پایین‌ترین سطح این نسبت باشد، به میزان قدر مطلق تغییرات مالیات به درآمدهای نفتی متعلق به تامین مخارج سرمایه‌ای افزوده می‌شود. طبق معادله (۴۱) در هر دوره اگر نسبت مالیات به

مخارج جاری، بیشتر از بالاترین سطح نسبت مالیات به مخارج جاری دولت $\left(\frac{S\mathrm{Tax}}{\mathrm{g_c}}\right)_{\mathrm{top}}$ باشد، به میزان قدر مطلق تغییرات مالیات از درصد درآمدهای نفتی متعلق به مخارج سرمایه‌ای کم می‌شود؛ به عبارتی مازاد مالیاتی برای تامین این مخارج استفاده می‌شود. پس از تعیین درآمدهای نفتی متعلق به مخارج جاری، باقی‌مانده درآمدهای نفتی طبق معادله (۴۲) به صندوق توسعه ملی اختصاص می‌یابد.

۵- نتایج حاصل از پارامترهای مدل

جدول (۲) مقادیر پارامترهای برآورد شده در مدل را نشان می‌دهد. پارامترهای رفتاری با استفاده از معادلات مدل و اطلاعات موجود در اقتصاد ایران و با روش‌های اقتصادسنجی برآورد شده است. حساسیت بالای مدل به پارامترها منجر شده است که پارامترها طوری تعیین شود که مقادیر انباشت و جریان را در ماتریس‌ها به حالت تعادل برساند و در نتیجه آن، منجر به پایداری مدل شود.

جدول ۲: تعیین پارامترهای مدل

پارامتر	نماد	مقدار محاسبه شده	منبع
مصرف مستقل	θ_0	۰	گودلی و لاوی (۲۰۱۲)
میل به مصرف درآمد قابل تصرف	θ_1	۰/۹۵	گودلی و لاوی (۲۰۱۲)
میل به مصرف ثروت گذشته	θ_2	۰/۰۵	گودلی و لاوی (۲۰۱۲)
پارامتر واکنش نسبت به فروش انتظاری	β	۰/۳۳۵۳۷۰	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر تعدیل جزئی موجودی هدف	K	۰/۵۶۶۰۸۸	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش نسبت به درآمد قابل تصرف	σ	۰/۴۱۲۱۷۷	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش نسبت به تغییر نرخ سپرده‌های مدت‌دار	χ_{m}	۰/۰۰۱۵۹۳	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش نسبت به تغییر نرخ وام‌ها	χ_{lo}	۰/۰۱۱۰۵۱	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش مربوط به نسبت هدف موجودی به فروش	φ_0	۰/۴۸۳۷۰۸	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش مربوط به نسبت هدف موجودی به فروش	φ_1	-۰/۱۹۰۶۱۳	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
نرخ مالیات بر فروش	τ	۰/۲۳۰۹۳۹	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
حاشیه هزینه‌ها در قیمت‌گذاری	H	۰/۰۸۷۸۸۴	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر مربوط به نرخ بازدهی مخارج سرمایه‌ای	Ψ	۲/۸۹۳۱۹۶	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش مربوط به هدف دستمزدهای واقعی	ω_0	-۰/۴۰۲۵۲۲	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش مربوط به هدف دستمزدهای واقعی	ω_1	۱	گودلی و لاوی (۲۰۱۲)
پارامتر واکنش مربوط به هدف دستمزدهای واقعی	ω_2	-۰/۰۹۸۱۳۸	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
پارامتر واکنش مربوط به تنظیم دستمزدهای اسمی	ω_3	۰/۰۷۸۹	محاسبات پژوهش متناسب با اقتصاد ایران

منبع: یافته‌های محققین

جدول (۳) نتایج تخمین پارامترهای تقاضای خانوارها برای دارایی‌های مختلف را با استفاده از اصول توبین نشان می‌دهد. خانوارها در هر دوره دارایی‌هایشان را بین سپرده‌های دیداری،

مدت‌دار، اوراق قرضه کوتاه‌مدت و اوراق قرضه بلندمدت تقسیم می‌کنند. این اختصاص با استفاده ار تعیین پارامترها با اصول توبین به صورتی انجام گرفته است که نه تنها اصول بیان شده توسط توبین رعایت گردیده، بلکه حاصل سمت راست معادلات برابر با درصدی شده است که به دارایی‌های خانوارها از کل ثروت بر اساس داده‌های واقعی اقتصاد ایران تعلق می‌گیرد.

جدول ۳: پارامترهای تقاضای خانوارها برای دارایی‌های مختلف

پارامتر	نماد	مقدار محاسبه شده پژوهش متناسب با اقتصاد ایران
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های دیداری	ε_{10}	۱/۰۲۰۰۲۳۰۴۱
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های دیداری	ε_{11}	۴۱/۸۲۳۴۳۲۰۷
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های دیداری	ε_{12}	۱۰
تقاضای خانوار ها برای سپرده‌های دیداری	ε_{13}	-۱۴/۴۶۴۳۵۶۳۲
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های دیداری	ε_{14}	-۳۷/۳۵۹۰۷۵۷۵
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های دیداری	ε_{15}	-۰/۰۸
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های مدت‌دار	ε_{20}	۰/۹۸
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های مدت‌دار	ε_{21}	۱۵/۸۷۳۵۵۰۹
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های مدت‌دار	ε_{22}	۱۰
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های مدت‌دار	ε_{23}	-۱۰
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های مدت‌دار	ε_{24}	-۱۵/۸۷۳۵۵۰۹
تقاضای خانوارها برای سپرده‌های مدت‌دار	ε_{25}	-۰/۳۴
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه کوتاه‌مدت	ε_{30}	-۱۰
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه کوتاه‌مدت	ε_{31}	-۱۴/۴۶۴۳۵۶۳۲
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه کوتاه‌مدت	ε_{32}	-۱۰
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه کوتاه‌مدت	ε_{33}	۴۴/۴۶۴۳۵۶۳۲
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه کوتاه‌مدت	ε_{34}	-۲۰
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه کوتاه‌مدت	ε_{35}	-۰/۰۵
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه بلندمدت	ε_{40}	۱
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه بلندمدت	ε_{41}	۳۳/۳۷۰۱۷۲۸۸
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه بلندمدت	ε_{42}	۱۵/۸۷۳۵۵۰۹
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه بلندمدت	ε_{43}	-۲۰
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه بلندمدت	ε_{44}	۲/۵۰۳۳۷۸۰۲۷
تقاضای خانوارها برای اوراق قرضه بلندمدت	ε_{45}	۰/۴۷

منبع: یافته‌های محققین

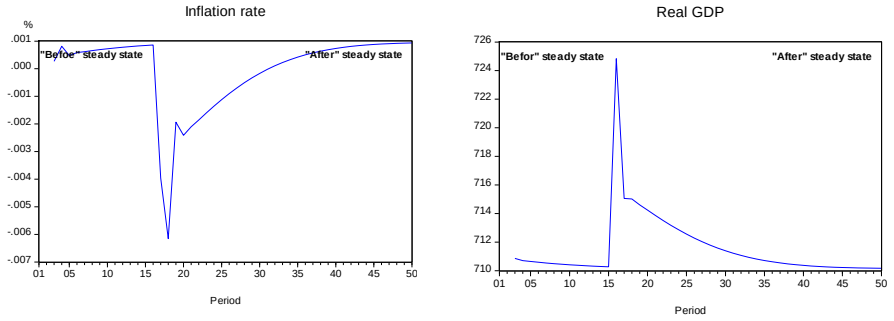
۶- نتایج حاصل از خلق پول از طریق هزینه‌های دولت

مدل دارای دو سناریو است که طی دو برنامه اجرا می‌شود. سناریو پایه، شامل پارامترها، مقادیر اولیه برای متغیرهای موجود در مدل SFC است. برای مقادیر اولیه سعی شده است، مقادیر انباشت با استفاده از داده‌های موجود در اقتصاد ایران تعیین شود. مقادیر جریان‌ها نیز بر اساس مقادیر اولیه

انباشت و معادلات مدل و انجام شبیه‌سازی عددی برآورد شده است. در مجموع سعی شده، تعادل در ماتریس‌ها برقرار شود. با قرار دادن مقادیر اولیه و پارامترها در معادلات مدل، حالت پایدار برای تمام متغیرهای انباشت و جریان به دست می‌آید. از آن‌جا که دولت پول را تنها در مواقع کسری بودجه خود خلق می‌کند، در سناریو دوم با وارد کردن شوک مثبت به هزینه‌های جاری دولت (خلق پول با استفاده از هزینه‌های دولت درشرایط بانکداری ذخیره کامل) در دوره ۱۵، دولت مقدار انتشار اوراق قرضه خود را افزایش می‌دهد. بنابراین در این دوره مدل از حالت پایدار خارج می‌شود و با بازگرداندن مخارج جاری دولت به مقدار قبل، نتایج تغییر در متغیرها از زمان ورود شوک تا رسیدن به حالت پایدار جدید مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۶-۱- تولید ناخالص داخلی

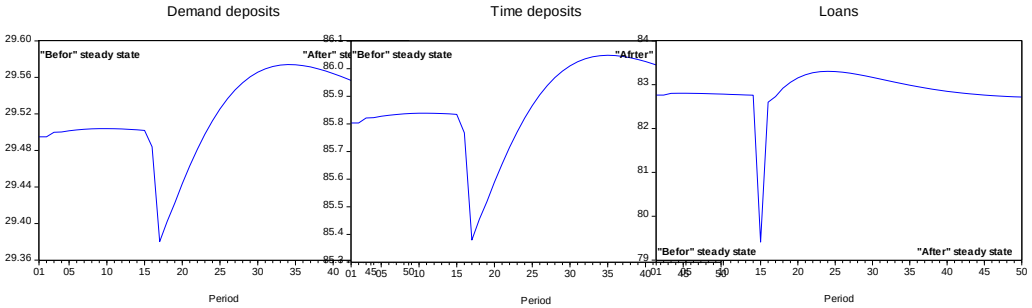
طبق نمودار (۱)، با وارد کردن شوک مثبت به هزینه‌های جاری دولت، میزان تولید ناخالص داخلی به طور موقت افزایش می‌یابد؛ دلیل این افزایش را می‌توان، افزایش در هدف بلندمدت موجودی و به دنبال آن افزایش قابل توجهی در میزان وام‌ها و موجودی شرکت‌ها دانست؛ بنابراین تولید افزایش یافته است که این افزایش در تولید، میزان نیروی کار بیشتری را می‌طلبد؛ پس سطح اشتغال هم‌راستا با تولید افزایش می‌یابد، بعد از آن که هدف بلندمدت موجودی شروع به کاهش می‌کند، منجر به کاهش تولید می‌شود و در نهایت میزان تولید ناخالص داخلی را به حالت پایدار قدیم باز می‌گرداند. لازم به توضیح است که این سطح برابر با سطح اشتغال کامل است. نرخ تورم در حالت پایدار قدیم برابر با ۰/۰۰۰۰۰۸ است که بسیار نزدیک به صفر می‌باشد. با افزایش هزینه‌های جاری دولت به دلیل کوچک بودن شوک مخارج جاری، تورم به مقدار اندکی افزایش می‌یابد و بعد از آن که در دوره ۱۶، مخارج دولت به حالت قبل باز می‌گردد، تورم شروع به کاهش می‌کند. تورم در مرحله انتقال برای چندین دوره منفی است و بعد از مرحله انتقال که سطح قیمت‌ها به سمت سطح قیمت‌های حالت پایدار قدیم همگرا می‌شوند، نرخ تورم نیز برابر با حالت پایدار قدیم می‌شود.



نمودار ۱: تولید ناخالص داخلی و تورم

۶-۲- پول و اعتبار

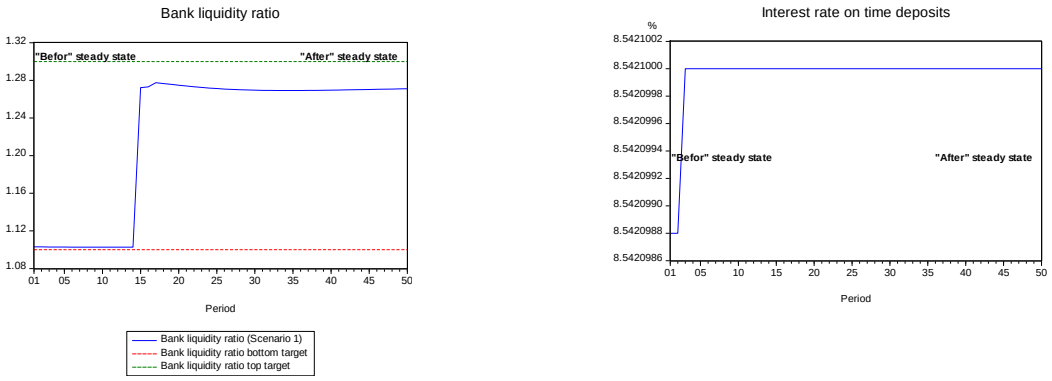
با افزایش میزان ذخایر به ۵ واحد، انتظار می‌رود که سپرده‌های دیداری به همان میزان افزایش یابد اما به دلیل آن‌که میزان ذخایر نه تنها شامل سپرده‌های دیداری، بلکه شامل آن قسمت از سپرده‌های مدت‌داری که وام داده نشده است می‌باشد، میزان سپرده‌های دیداری به همان میزان تغییر در ذخایر، تغییر نمی‌کند. از طرفی خانوارها در هر دوره، ثروتشان را بین دارایی‌های مختلف اختصاص می‌دهند و وام‌ها نیز بر اساس دارایی‌های شرکت‌ها دوباره تنظیم می‌شود. همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، در دوره ۱۵، موجودی شرکت‌ها به دلیل کاهش در میزان فروش انتظاری کاهش می‌یابد که باعث کاهش میزان وام‌ها می‌شود اما سپرده‌های مدت‌دار تغییر چندانی نمی‌کند، در مجموع می‌توان بیان کرد که در این دوره میزان سپرده‌های دیداری نیز بدون تغییر باقی می‌ماند. در دوره ۱۶ که فروش انتظاری افزایش می‌یابد، موجودی شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد که باعث افزایش در میزان وام‌ها می‌شود. اما سپرده‌های مدت‌دار در این دوره کاهش می‌یابد و چون میزان افزایش وام‌ها بیشتر از افزایش سپرده‌های دیداری است، شکاف بین آن‌ها منجر به کاهش میزان سپرده‌های دیداری می‌شود. از دوره ۱۷ به بعد، سپرده‌های مدت‌دار شروع به افزایش می‌کنند، وام‌های بانکی نیز در بیشتر دوره‌ها روند افزایشی دارد. بنابراین برآیند آن‌ها، سپرده‌های دیداری را افزایش می‌دهد و در نهایت در حالت پایدار جدید، میزان سپرده‌های دیداری، مدت‌دار و وام‌ها افزایش می‌یابد.



نمودار ۲: سپرده‌ها و وام‌ها

۶-۳- نقدینگی بانک‌ها و نرخ سپرده‌ها

همان‌طور که در نمودار (۳) مشخص شده است، نسبت نقدینگی بانک‌ها در سطح مطلوب خود باقی‌مانده است بنابراین نرخ بهره سپرده‌های مدت‌دار تغییر نمی‌کند و بانک‌ها نمی‌توانند تاثیری در سپرده‌های مدت‌دار بگذارند. اما در حالت پایدار جدید، نسبت نقدینگی بانک‌ها افزایش یافته است که دلیل آن را می توان افزایش در ذخایر دانست.

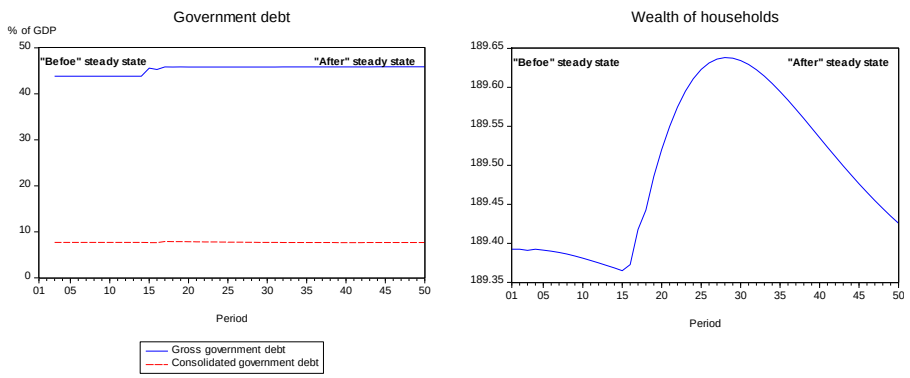


نمودار ۳: نقدینگی بانک‌ها و نرخ سپرده‌ها

۶-۴- ثروت خصوصی و بدهی‌های عمومی

طبق نمودار (۴)، بعد از شوک وارده، بدهی‌های تثبیت شده دولت برای چند دوره به مقدار اندکی افزایش می‌یابد. افزایش بدهی‌های تثبیت شده دولت می‌تواند به دلیل افزایش در اوراق قرضه

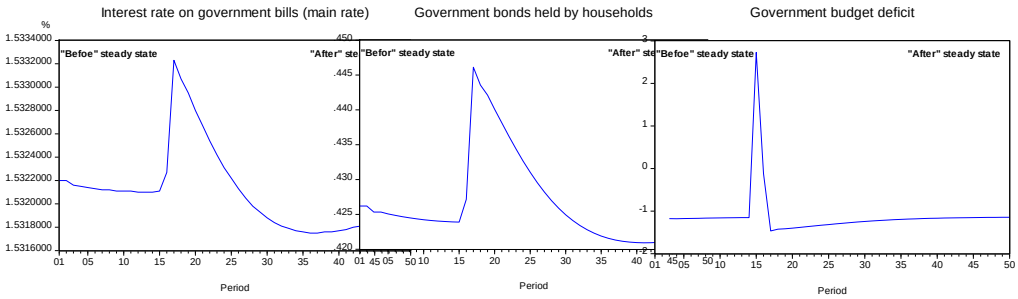
بلندمدت نگهداری شده توسط خانوارها باشد. اما پس از آن‌که نرخ بهره اوراق کوتاه‌مدت شروع به کاهش می‌کند، میزان اوراق بلندمدت نیز شروع به کاهش می‌کند و به سمت حالت پایدار گذشته همگرا می‌شود و روند کاهشی جزئی خود را در حالت پایدار جدید همچنان ادامه می‌دهد. در مجموع می‌توان گفت که اگرچه میزان بدهی‌های تثبیت شده دولت در حالت پایدار جدید به حالت پایدار قبل باز می‌گردد اما با خلق پول بیشتر در بلندمدت چون کسری بودجه دولت رو به کاهش است، دولت دیگر مجبور به صدور اوراق قرضه با همان نرخ بهره قبلی نیست. از این رو اقدام به کاهش نرخ بهره اوراق قرضه کوتاه‌مدت می‌کند. به دلیل سیر نزولی نرخ بهره اوراق کوتاه‌مدت، بدهی‌های تثبیت شده دولت نیز این روند کاهشی جزئی را طی می‌کند. کاهش نرخ بهره می‌تواند سه پیامد مهم داشته باشد. ۱- کاهش بهره پرداختی به بدهی‌های دولت می‌تواند به عنوان منبعی برای خدمات‌رسانی به عموم استفاده شود. ۲- در بلندمدت پس از ایجاد پول بیشتر و بیشتر توسط دولت، بدهی‌های دولت کاهش می‌یابد و در نهایت به دولت بدون بدهی تبدیل می‌شود و اگر چنین تصمیمی گرفته شود به این معنا نیست که هیچ بدهی به بخش خصوصی وجود ندارد. ۳- کاهش در بدهی‌های بخش خصوصی یک راه‌حل عملی برای خروج از بحران مالی جهانی است (لاینا، ۲۰۱۵: ۲۴). چرا که دلیل اصلی بحران مالی جهانی را می‌توان خلق وگسترش پول توسط بانک‌ها دانست. در سیستم بانکداری ذخیره کامل، اجازه خلق پول از بانک‌ها گرفته می‌شود و حق‌الضرب پول به عنوان وظیفه انحصاری دولت قرار می‌گیرد. خلق پول پر قدرت توسط دولت مانع از خلق پول از هیچ می‌شود بنابراین عموم مردم دیگر مجبور به پرداخت بهره پولی نیستند که از هیچ خلق می‌شود در نتیجه رفته رفته بدهی‌های بخش خصوصی کاهش می‌یابد.



نمودار ۴: ثروت خصوصی و بدهی‌های عمومی

۶-۵- اوراق قرضه و کسری بودجه دولت

با خلق پول از طریق هزینه‌های دولت در دوره ۱۵، بانک مرکزی میزان اوراق قرضه خود را ۵ واحد افزایش می‌دهد و چون اوراق قرضه کوتاه‌مدت شامل مجموع اوراق قرضه کوتاه‌مدت نگهداری شده توسط بانک مرکزی و خانوارها است، میزان اوراق قرضه کوتاه‌مدت نگهداری شده توسط خانوارها ثابت باقی می‌ماند. اما طبق نمودار (۵)، کسری بودجه دولت کمتر از ۵ واحد افزایش می‌یابد، زیرا در طرف درآمدهای دولت، درآمدهای مالیاتی افزایش می‌یابد. در دوره ۱۶ پس از آن‌که مخارج جاری به حالت قبل باز می‌گردد، دولت با مازاد بودجه همراه است زیرا با افزایش میزان اوراق قرضه کوتاه‌مدت نگهداری شده توسط بانک مرکزی در دوره گذشته، سود بانک مرکزی افزایش می‌یابد که این امر تاثیر مثبتی در روند بودجه دولت داشته است. بازدهی مخارج سرمایه‌ای نیز سیر صعودی خود را در هر دوره طی می‌کند. در نهایت در حالت پایدار جدید، اوراق بلندمدت به میزان ٪۵ و نرخ بهره اوراق قرضه بلندمدت به میزان ٪۲ نسبت به حالت پایدار قبل کاهش می‌یابد، اما میزان اوراق کوتاه‌مدت همچنان ثابت باقی می‌ماند و سرانجام دولت به مازاد بودجه کوچک اما ماندگار می‌رسد.

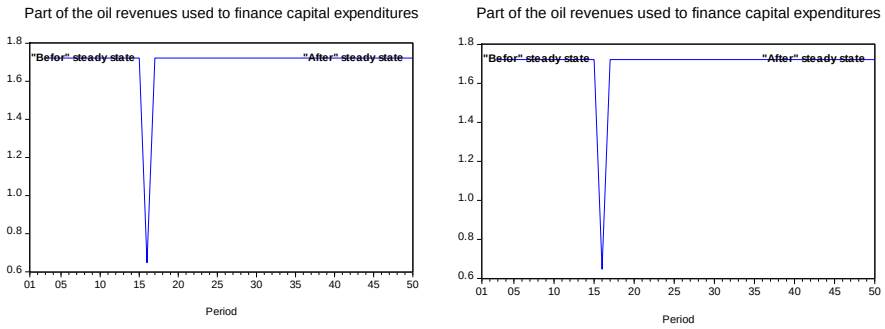


نمودار ۶: اوراق قرضه و کسری بودجه دولت

۶-۶- تخصیص درآمدهای نفتی به مخارج سرمایه‌ای و ذخایر صندوق توسعه ملی

همان‌طور که در نمودار (۷) مشاهده می‌شود، در دوره ۱۵ که مخارج جاری دولت افزایش می‌یابد با وجود این‌که میزان مالیات افزایش یافته است اما این افزایش به اندازه‌ای نیست که افزایش میزان مخارج جاری دولت را جبران کند. بنابراین در این دوره نسبت مالیات به مخارج جاری به زیر سطح مطلوب خود می‌رسد و بخش بیشتری از درآمدهای نفتی به تامین کسری بودجه دولت

اختصاص می‌یابد که باعث کاهش منابع صندوق توسعه ملی در آن دوره می‌شود. در دوره بعد که مخارج جاری به حالت قبل باز می‌گردد، منجر به بازگشت نسبت مخارج جاری به مالیات به سطح مطلوب می‌شود اما همان‌طور که در نمودار مشخص شده است، میزان منابع صندوق توسعه ملی در حال افزایش است که دلیل آن را می‌توان افزایش بازدهی مخارج سرمایه‌ای دانست. در نهایت در حالت پایدار جدید تقریبا کل درآمدهای نفتی به سمت صندوق توسعه ملی حرکت می‌کند.



نمودار ۷: تخصیص درآمدهای نفتی به مخارج سرمایه‌ای و ذخایر صندوق توسعه ملی

۷- نتایج و پیشنهادات

گسترش خلق اعتبار در بانکداری ذخیره جزئی باعث ناکارآمدی سیستم اقتصادی طی چندین دهه شده است. بانکداری ذخیره کامل با ذخیره صددرصدی سپرده‌های دیداری به عنوان یکی از این پیشنهادات جایگزین برای سیستم ذخیره جزئی، مورد استقبال گروه زیادی از اقتصاددانان قرار گرفته است. در این راستا سعی شده است که بانکداری ذخیره کامل با استفاده از مدل SFC مدل‌سازی شود. مدل دارای حالت پایدار است و چون خلق پول در این سیستم تنها در مواقع کسری بودجه دولت از طریق هزینه‌های دولت صورت می‌گیرد، با وارد کردن شوک مثبت به مخارج جاری دولت، مدل از حالت پایدار خارج می‌شود و با بازگرداندن مخارج جاری دولت به حالت قبل، همگرایی مدل در حالت پایدار جدید مورد بررسی قرار می‌گیرد. ثابت شده است در حالت پایدار، بانکداری ذخیره کامل می‌تواند تورم ۰/۰۰۰۰۰۸ که بسیار نزدیک به صفر است و اشتغال کامل را فراهم کند. در حالت پایدار جدید، ثروت خانوارها افزایش می‌یابد که باعث افزایش میزان سپرده‌های دیداری و مدت‌دار و وام‌ها می‌شود. میزان بدهی‌های خالص دولت، بدون تغییر باقی می‌ماند؛ اما خلق پول بیشتر با استفاده از مخارج جاری دولت به دلیل کاهش نرخ بهره

اوراق کوتاه‌مدت منجر به کاهش بدهی‌های دولت می‌شود و در بلندمدت می‌تواند دولت را به دولت بدون بدهی تبدیل کند. همچنین افزایش مخارج جاری دولت در یک دوره، منجر به افزایش تخصیص منابع نفتی به مخارج سرمایه‌ای و کاهش منابع صندوق توسعه ملی می‌شود اما در حالت پایدار جدید، کل منابع نفتی به سمت صندوق توسعه ملی حرکت می‌کند و دولت در این حالت، مازاد بودجه کوچکی را تجربه می‌کند که به طور دائمی ادامه می‌یابد.

از جمله پیشنهادات سیاست‌گذاری این است که سیاست‌گذاران پولی می‌توانند با افزایش ذخایر قانونی باعث تقویت سیاست پولی و افزایش تاثیرگذاری بانک مرکزی در عرضه پول شوند. بانک‌ها باید به عنوان یک نهاد اجتماعی در خدمت عموم باشند و دولت با تنظیم قوانین و مقرراتی از مشکلات ناشی از اجراهای بانکی جلوگیری کند. تغییر در ترازنامه بانک‌ها به عنوان نکته مهمی است که باید به آن توجه شود تا دارایی‌ها و بدهی‌های بانک‌ها با هم برابر شوند و این کار نیازمند جدایی سیستم پرداخت از سیستم وام‌دهی است. دولت باید بیمه سپرده‌ها را کاهش دهد تا بانک‌ها دیگر دچار خطر اخلاقی نشوند. از طرفی با حرکت به سمت بانکداری ذخیره کامل و تامین هزینه‌های جاری با اوراق قرضه و مالیات، دولت می‌تواند درآمدهای نفتی را تنها برای مخارج سرمایه‌ای استفاده کند و با ورود بازدهی مخارج سرمایه‌ای به اقتصاد و حرکت این منابع به سمت تامین مخارج سرمایه‌ای می‌تواند وابستگی بودجه خود را به درآمدهای نفتی کاهش دهد.

منابع و مآخذ

۱. دلالی اصفهانی، رحیم. و مجاهدی موخر، محمدمهدی (۱۳۹۱). "الگوی قرض‌دهی در اندیشه اسلامی و مقایسه آن با الگوهای رقیب اقتصاد متعارف". ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی **۱۲**(۱): ۸۴-۶۹.

2. Allais, M. (1947). *Economie et Interet: Exposition Nouvelle des Problemes Fondamentaux Relatifs au Role Economique du Taux de L'interet et de Leur Solutions*, Paris, Librarie Des Publication Officielles.
3. Angell, J. W. (1935). "The 100 Percent Reserve Plan". The Quarterly Journal of Economics **50**(1): 1-35.
4. AskAri, H. and kricHene, M. N. (2014). "100 Percent Reserve Banking and the Path to a Single-country Gold Standard". Quarterly Journal of Austrian Economics **19**(1): 29-64.
5. Benes, J. and Kumhof, M. (2012). "The Chicago Plan Revisited". IMF Working Paper No. 12/202, International Monetary Fund, Washington. D.C.
6. Chiarella, C. Flaschel, P. Hartmann, F. and Proaño, C. R. (2012). "Stock Market Booms, Endogenous Credit Creation and the Implications of Broad and Narrow Banking for Macroeconomic Stability". Journal of Economic Behavior & Organization **83**(3): 410-423.
7. Currie, L. (1934). *A Proposed Revision of the Monetary System of the United States*, Cambridge, Harvard University Press.
8. Dimand, R. W. (1993). "100 Percent Money: Irving Fisher and Banking Reform in the 1930s". History of Economic Ideas 59-76.
9. Dixhoorn, C. V. (2013). "Full Reserve Banking: An Analysis of four Monetary Reform Plans". The Sustainable Finance Lab, Utrecht.
10. Doak, E. J. (1988). "Islamic Interest-Free Banking and 100 Percent Money: Comment on Khan". Staff Papers **35**(3): 534-536.
11. Fisher, I. (1937). "Note Suggested by Review of 100 Percent Money". Journal of the Royal Statistical Society **100**(2): 296-298.
12. Friedman, M. (1948). "A Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability". American Economic Review 38: 245-64.
13. Godley, W. and Lavoie, M. (2012). *Monetary Economics: an Integrated Approach to Credit, Money, Income, Production and Wealth*, Second Edition [First Edition published in 2006]. Basingstoke, Palgrave Macmillan.
14. Hart, Albert G. (1935). "The "Chicago Plan" of Banking Reform: IA Proposal for Making Monetary Management Effective in the United States". The Review of Economic Studies **2**(2): 104-116.

15. Hayek, F. A. (1967). *Studies in Philosophy, Politics and Economics*, Chicago, University of Chicago Press.
16. Jackson, A. and Dyson, B. (2012). *Modernising Money: Why our Monetary System is Broken and how it can be Fixed*. London, Positive Money.
17. Kay, J. A. (2009). *Narrow Banking: The Reform of Banking Regulation*, United Kingdom, Centre for the Study of Financial Innovation (CSFI).
18. Khan, M. S. (1986). "Islamic Interest-free Banking: a Theoretical Analysis". Staff Papers **33**(1): 1-27.
19. Khan, M. S. & Mirakhor, A. (1989). "The Financial System and Monetary Policy in an Islamic Economy". Journal of King Abdulaziz University: Islamic Economics **1**(1): 39-57
20. Kotlikoff, L. J. (2010). "Jimmy Stewart is dead: Ending the World's Ongoing Financial Plague with Limited Purpose Banking". John Wiley & Sons. Articles published in the Journal of King Abdulaziz University: Islamic Economics **1**(1): 39-57.
21. Laina, P. (2015). "Proposals for Full-reserve Banking: a Historical Survey from David Ricardo to Martin Wolf". Economic Thought **4**(2): 1-19.
22. Laina, P. (2015). "Money Creation under Full-reserve Banking: A Stock-flow Consistent Model" . Working Paper (No. 851), Annandale-on-Hudson, NY: Levy Economics Institute of Bard College.
23. Lehmann, F. (1936). "100 % Money". The Johns Hopkins University Press **3**(1): 37-56.
24. Musgrave, R. S. (2014). "The Solution is Full Reserve/100% Reserve Banking". MPRA Paper Germany: University Library of Munich, Available from https://mpra.ub.unimuenchen. De/57955/1/MPRA _paper _57955.pdf
25. Nikiforos, M. and Zezza, G. (2017). "Stock-Flow Consistent Macroeconomic Models: A Survey". Journal of Economic Surveys **31**(5): 1204-1239.
26. Phillips, R. J. (1992). "Credit Markets and Narrow Banking". Economics Working Paper Archive wp_77, Levy Economics Institute.
27. Ricardo, D. (1951). *The Works and Correspondence of David Ricardo*/ed, America, Piero Sraffa, University Press.
28. Sigurjonsson, F. (2015). *Monetary Reform: A better Monetary System for Iceland*, Iceland: Report Commissioned by the Prime Minister of Iceland.

29. Simons, H. C. (1934). *A Positive Program for Laissez Faire: Some Proposals for a Liberal Economic Policy*, America, University of Chicago Press.
30. Simons, H. Cox, G. Director, A. Douglas, P. Hart, A. Knight, F. & Schultz, H. (1933). "Banking and Currency Reform". Manuscript, Printed in Warren Samuels, ed, Research in the History of Economic Thought and Methodology, Archival Supplement, 4.
31. Soddy, F. (1933). *Wealth, Virtual Wealth and Debt: the Solution of the Economic Paradox*, George Allen and Unwin Ltd, London, Britons Publishing Company.
32. Tobin, J. (1987). "A Case for Preserving Regulatory Distinctions". Challenge **30**(5): 10-17.
33. Tobin, J. (1982). "Money and Finance in the Macroeconomic Process". Journal of Money, Credit and Banking **14**(2): 171-204.
34. Yamaguchi, K. (2010). "On the Liquidation of Government Debt under A Debt-Free Money System". Modeling the American Monetary Act. Korea: Doshiha University.

Original Research Article

A survey of the steadiness of Iran's economy under full-reserve banking

Davoud Mahmoudinia[1]
Leyla Borhani[2]*
Omid Sattari[3]

Received: 01-10-2018 Accepted: 02-11-2018

Abstract

Since long, fractional reserve banking has played a role in creating private money and caused economic problems such as depression, inflation, increase of public debts, and so on. Currently, full-reserve banking proposed as a solution to make reforms is supported by many economists. This study presents a stock-flow consistent model of full-reserve banking for Iran's economy. Money creation at the time of government budget deficit under full-reserve banking can provide almost zero inflation and full employment. The amount of government debts has remained unchanged, but the wealth of households has increased. The amount of bank deposits and loans has also increased in these conditions, and the liquidity of banks has been at its optimum level. This study also included the oil sector (model innovation) to examine the process of allocating oil resources to the national development under full-reserve banking. It is found that an increase in the current expenditures will increase the allocation of oil resources to capital expenditure and reduce the resources of the development funds. However, in a new steady state, all the oil revenues move toward the national development funds and, in this case, the government experiences a small budget surplus that will persistent.

Keywords: Full-reserve banking, Fractional reserve banking, Government money, Stock-flow consistency.
JEL Classification: E51, G21, E42, E17.

1- Assistant Professor of Economics, Valiasr University of Rafsanjan
2- Master of Economics, Valiasr University of Rafsanjan
Email: borhanileyla@gmaile.com
3- Assistant Professor of Economics, Valiasr University of Rafsanjan

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

اثر محدودیت اعتباری بنگاه بر بیکاری در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[۱]

ناصر الهی[۲]
نگار بیرجندی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۱۲

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی اثر تکانه‌های 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 (DSGE) 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 می‌باشد که منجر به این می‌شود که واکنش بازار کار به تکانه 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. در هر دوره، تعداد افرادی که استخدام می‌شوند به فرصت‌های شغلی ایجاد شده توسط بنگاه‌ها و تعداد بیکاران بستگی دارد. در این صورت، اگرتعداد فرصت‌های شغلی ایجاد شده کم باشد یا تعداد بیکاران زیاد باشد، بیکاری غیر ارادی پدید می‌آید که با اقتصاد ایران تطابق بیشتری دارد. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که تکانه 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.

واژگان کلیدی: تکانه اعتباری، اشتغال، ظرفیت شغلی، اصطکاک مالی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE).

Keywords: Credit constraint, Employment, Job capacity, Financial friction, Dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE).
JEL Classification: E51, E24, P34, C61

---

[۱]. مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری نگار بیرجندی به راهنمایی دکتر ناصر الهی می‌باشد.

[۲]. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه مفید elahi@mofidu.ac.ir

[۳]. دانشجوی دکتری اقتصادی، دانشگاه مفید (نویسنده مسئول) n.birjandi@yahoo.com

۱- مقدمه

مساله بیکاری در کشور ما متاثر از انفجار جمعیتی دهه ۶۰ است که به صورت خیل عظیمی از جویندگان شغل به بازار کار کشور وارد شده‌اند و همچنین افزایش نسبت زنان دانش‌آموخته با مدرک دانشگاهی که در گذشته و حتی تا دهه قبل هم سابقه نداشته است و قرار گرفتن آن‌ها در صف بیکاران در جستجوی کار که منتج به ایجاد تقاضای وسیع در بازار کار به صورتی شده که همه امکانات و ظرفیت‌های ایجاد شغل در کشور به صورت عادی، تنها می‌تواند پاسخگوی نیمی از تقاضا باشد و برای نیمی دیگر باید برنامه‌های جدید و روش‌های مکملی بکار بسته شود تا عوارض ناشی از این هجوم بی‌رویه که طی سالیان اخیر ادامه یافته، مهار گردد. یکی از مهم‌ترین اهداف دولت‌ها در هر کشوری از جمله ایران، کاهش نرخ بیکاری می‌باشد که این مهم تنها در صورتی محقق خواهد شد که ظرفیت‌های اقتصاد برای جذب نیروی کار افزایش یابد. بررسی وضعیت اشتغال در اقتصاد ایران طی سه دهه گذشته برای ورود به بحث بحران بیکاری مفید خواهد بود. آمارها نشان دهنده این می‌باشد که نرخ بیکاری در ایران نوسانات بسیاری را تجربه نموده است و همواره نرخ‌های بیکاری دو رقمی در اقتصاد ایران تجربه شده است. اما نکته مهم در این آمار این است که تعاریف نرخ بیکاری در دوره‌های زمانی متفاوت تغییر یافته است. بر اساس نظرات اقتصادی، در وضعیت رکود شدید نرخ بیکاری کمتر از حد برآورد می‌شود.

تا قبل از بحران مالی ۲۰۰۷ مطالعه تجربی زیادی در ارتباط با بازار مالی و تاثیر آن بر اقتصاد صورت نگرفت، اما بحران مالی اخیر نشان داد که تأثیر بازارهای مالی در تحولات اقتصاد کلان بسیار زیاد است. تکانه از بازار وام مسکن آمریکا به سراسر جهان گسترش یافت و بر بازارهای بین بانکی و بازارهای مالی دراقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه تأثیر گذاشت. مؤسسات مالی این تکانه‌ها را از طریق ایجاد محدودیت در اعطای وام و افزایش هزینه‌های استقراض به وام‌گیرندگان انتقال دادند. در نتیجه، مصرف خانوارها و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها کاهش یافت و اقتصاد جهانی بزرگترین رکود را پس از جنگ جهانی دوم تجربه نمود (بوری و همکاران[1]، ۲۰۱۳: ۳).

یکی از پیامدهای مهم بحران این بود که متغیرهای مالی باید در هنگام ساخت مدل‌های کلان در نظرگرفته شوند؛ بنابراین، مطالعات بسیاری در زمینه تأثیرگذاری اجزای بازارهای مالی و اصطکاک مالی بر نوسانات اقتصاد کلان پس از این بحران صورت گرفت. یکی از بازارهای

[1]. Boeri (2013)

مهمی که از متغیرهای مالی تأثیر می‌پذیرد بازار کار است. سازوکار تأثیرگذاری اجزای بازار مالی بر نوسانات بازار کار به این صورت است که یک تکانه مالی منفی، خالص ارزش (دارائی) کارآفرینان را کاهش داده و وضعیت ترازنامه آن‌ها را بدتر می‌کند و کارآفرینان در معرض ریسک بالاتر قرار می‌گیرند. از آن‌جا که تأمین مالی بیرونی پرهزینه‌تر می‌شود، تقاضا برای سرمایه کاهش یافته و تقاضای کارآفرینان برای نیروی کار کاهش می‌یابد تا نسبت سرمایه به کار حفظ شود. به این ترتیب، احتمال یافتن شغل توسط نیروی کار کاهش یافته و بیکاری افزایش می‌یابد (کشاورز، ۱۳۹۳: ۱۵).

مدل‌های اولیه کینزی جدید نواقص بازار کالا و چسبندگی‌های اسمی را در نظر داشتند اما وجود و نواقص بازار مالی را نادیده می‌گرفتند. در اواخر دهه ۱۹۹۰، اجزای بازارهای مالی و اصطکاک مالی با مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید ترکیب شد که در آن اصطکاک مالی اساساً به عنوان هر چیزی که در تبادلات مالی تداخل ایجاد می‌کند در نظر گرفته می‌شود که می‌تواند باعث ایجاد هزینه‌هایی برای سرمایه‌گذار شود. اصطکاک مالی عمدتاً بر اساس دو رویکرد جایگزین توسعه داده شده است. رویکرد اول توسط کیوتاکی و مور[1] (۱۹۹۷) معرفی شد و توسط یاکویلو[2] (۲۰۰۵) گسترش یافت. این جریان به معرفی اصطکاک مالی از طریق محدودیت وثیقه می‌پردازد. افراد از لحاظ نرخ ترجیح زمانی ناهمگن هستند. از این رو، آن‌ها را به وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان تقسیم می‌کنند. واسطه‌های مالی این گروه‌ها را به یکدیگر مربوط می‌نمایند. درخواست وثیقه از سوی قرض‌دهندگان موجب پیدایش اصطکاک مالی می‌شود که به نوبه خود بر میزان وام تأثیر می‌گذارد. رویکرد دوم از مطالعه برنانکه و گرتلر (۱۹۸۹) سرچشمه می‌گیرد که در آن اصطکاک مالی در یک مدل تعادل عمومی گنجانده شده است. این رویکرد توسط کارلستروم و فورست[3] (۱۹۹۷) توسعه داده شد و در ادغام با چارچوب کینزین‌های جدید توسط برنانکه، گرتلر و گیلکریست[4] (۱۹۹۹) به مدل شتاب‌دهنده مالی تبدیل شد. در این مدل، اصطکاک از طریق هزینه نظارت بر متقاضی وام و ایجاد شکاف بین نرخ بهره متقاضی و نرخ بهره بدون ریسک به وجود می‌آید. این بدان معنا است که اصطکاک مالی بیشتر از طریق قیمت وام و نه از طریق مقدار آن بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

---

1. Kiyotaki and Moore (1997)
2. Iacoviello (2005)
3. Carlstrom and Fuerst (1997)
4. Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999)

در زمینه تامین مالی بنگاه‌های اقتصادی نظام بانکی می‌تواند نقش مهمی را ایفا نماید، بدین منظور تامین و تجهیز منابع مالی، چگونگی مصرف منابع جذب شده و نحوه بازگشت مجدد آن‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. مسلما بروز هرگونه مشکل در هر یک از این بخش‌ها موجب به وجود آمدن مشکلاتی در فرآیند سیستم خواهد شد. برخی از مشتریان بانک تمایل به پرداخت بدهی‌های خود دارند ولیکن قدرت پرداخت در سررسید مقرر را ندارند و در صورت همکاری بانک با این قبیل مشتریان ضمن استمرار فعالیت بنگاه، می‌توانند در فرصت مشخص به تدریج بدهی‌های خود را پرداخت نمایند (گیلچریست و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۶۹۵)[1]. در واقع مقصود وام‌گیرندگانی هستند که تحت تاثیر سیاست‌های اقتصادی دولت و شرایط اقتصادی کشور همچون تحریم، درآمدزایی سرمایه‌گذاری و تولیدشان دچار مخاطره شده است و به ناتوانی در بازپرداخت تسهیلات دریافت شده از جانب آن‌ها دامن زده است. در مورد این گروه از وام گیرندگان که تنها به دلیل تغییر شرایط اقتصادی یا مشکلات مدیریتی غیر منتظره، قادر به پرداخت بدهی‌های خود نیستند بهترین روش آن است که سررسید بدهی به زمان‌های آتی منتقل گردد. چرا که پرداخت به موقع بدهی توسط بنگاه تنها از طریق فروش سرمایه میسر است که به معنای تعطیلی بنگاه و توقف تولید و تعدیل نیروی کار می‌باشد. در واقع عدم تعامل بانک با این دسته مشتریان منجر به بروز بیکاری پایدار در سطح خرد و کلان می‌گردد (بوری و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۲)[2].

نیاز اساسی بازار به معاملات مدت‌دار و سلب اعتماد عمومی در مورد پرداخت به موقع دیون و نبود راه‌کارهای مناسب برای استیفای حقوق طلبکاران، موجب می‌شود افراد و مؤسسه‌های پولی و مالی در ایران به سمت گرفتن وثیقه‌های سنگین و ضمانت‌های متعدد و معتبر گرایش پیدا کنند و این امر گذشته از سخت و پیچیده‌شدن معاملات موجب می‌شود تسهیلات اعطایی بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری و معاملات مدت‌دار بنگاه‌های مهم اقتصادی، به طبقه ثروتمند جامعه اختصاص یابد؛ آنان که می‌توانند وثیقه‌ها و ضمانت‌های معتبر ارائه دهند، و در نتیجه قشرهای متوسط و پایین جامعه از دسترسی به تسهیلات بانکی و معاملات مدت‌دار محروم می‌مانند. این مطالعه در پی بررسی تعامل بین بازار کار و سرمایه است که با توجه به عدم وجود الزامات وثیقه‌ای به علت وجود قراردادهای مشارکتی از یک جهت و وجود راه‌کارهایی جهت استمهال مطالبات

[1]. Gilchrist (2012)
[2]. Boeri (2015)

بدهکاران در قالب قراردادهای مبادله‌ای از جهت دیگر می‌تواند چه تفاوتی با اقتصاد کشورهای دیگر داشته باشد که با مشکل تکانه اعتباری الزامات وثیقه‌ای روبه رو می‌باشند.
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 بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص یافته است.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

امروزه بیکاری به یکی از مسائل و مشکلات عمده کشور تبدیل شده است. چون با وجود بیکاری بالا از یک طرف، بخش وسیعی از نیروی فعال جامعه که می‌توانست در فعالیت‌های مختلف به کار گرفته شود و رشد و تولید ملی و شکوفایی به بار آورد به هدر رفته است و از طرف دیگر فقر، فساد، توزیع ناعادلانه درآمد و پیامدهای منفی دیگر، دامن‌گیر جامعه می‌شود. بنابراین در هر سیاست‌گذاری اقتصادی اشتغال باید به عنوان یکی از اولویت‌ها مد نظر قرار گیرد. از سوی دیگر مهار بیکاری از طریق سیاست مالی مناسب، منجر به کاهش بسیاری از عوارض نامطلوب اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی می‌شود و زمینه مناسب‌تری را برای رشد و توسعه اقتصادی و رسیدن به اهداف برنامه فراهم می‌نماید. جهت برنامه‌ریزی در زمینه اشتغال و اشتغال‌زایی نیاز به شناخت بیکاری و اشتغال می‌باشد. بیکاری به دلایل بسیاری به وجود می‌آید که یکی از آن‌ها می‌تواند شوک‌های مالی و به دنبال آن بحران‌های مالی باشد که این مهم بازار کار را متاثر می‌سازد.
اعطای اعتبارات بخش مهمی از عملیات هر بانک را تشکیل می‌دهد. بانک‌ها با عملیات اعتباری خود امکان انتقال منابع از اشخاصی که مستقیما مایل و یا قادر به مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی نیستند به افرادی که جهت انجام امور اقتصادی به منابع مالی نیازمند می‌باشند را فراهم ساخته و باعث تسهیل فعالیت‌های اقتصادی، افزایش سرمایه‌گذاری و تولید می‌شوند. بانک‌ها به کمک سیاست‌های اعتباری خود قادرند وسایل رشد و توسعه اقتصادی و یا برعکس، توقف و رکود اقتصادی را در کشور فراهم نمایند. نظام پولی و بانکی کشور که عهده‌دار بخش قابل توجهی از تامین مالی در اقتصاد است دارای پیوندهای درونی با اجزاء خود و روابط بیرونی با سایر نظام‌ها است که برای تضمین کارایی و کارآمدی آن مورد نیاز می‌باشند. مجموعه‌ای از نهادهای تسهیل‌کننده در نظام بانکی که در ادبیات اقتصادی به بانک‌داری سایه‌ای معروف می‌باشد

مجموعه‌ای از نهادهایی‌اند که فرآیند تامین مالی را تسهیل و تسریع می‌کنند. این نهادها به بانک‌ها کمک می‌کنند تا منابع ارزان را تجهیز و به نحو بهینه و اثربخش تخصیص دهند. در درون نظام پولی و بانکی مجموعه‌ای از ساختارها و روابط وجود دارد که کانال‌های اجرای سیاست پولی موثر را فراهم می‌سازند و ثبات پولی را تضمین می‌کنند. بانک مرکزی و ابزارهای سیاستی و نظارتی آن و شبکه بانکی با مجموعه نهادهای موجود در آن کانال اجرای سیاست پولی را تشکیل می‌دهند. تسهیلاتی که تولیدکنندگان، بازرگانان و فعالان اقتصادی دریافت می‌کنند شامل وام‌های میان دوره و درون دوره می‌شود. هردوی این وام‌ها نیاز به وثیقه دارند. در صورتی که بخشی از این بدهکاران به دلایل مختلف اقتصادی نتوانند وام‌های خود را در سررسید مقرر بازپرداخت نمایند وثیقه‌های آن‌ها به اجرا گذاشته می‌شود و فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها دچار اختلال می‌گردد. در صورت تعطیلی بنگاه یا راکد ماندن فعالیت بنگاه اقتصادی نیروی کار مشغول از کار برکنار می‌گردد و منجر به پدیدن آمدن بیکاری می‌شود (جوان، ۱۳۹۶).

در کشور ایران سرمایه انسانی بسیار بی نظیر است و عدم استفاده از این سرمایه می‌تواند کشور را بسیار متضرر نماید و باعث شده است افراد با وجود مهارت‌های بالا و برخورداری از ایده‌های نوین، توانایی تبدیل شدن به کارآفرین را نداشته باشند و به دلیل کمبود اعتبار و تامین مالی ضعیف در حد کارگر به فعالیت خود ادامه دهند. و یا در صورت امکان فرآیند تبدیل کارگر به کارآفرین بسیار زمان‌بر باشد و باعث به وجود آمدن شکاف‌های درآمدی عظیم و طولانی مدت شود. به نظر می‌رسد مطالعه چگونگی برون رفت از معضل معوقات بانکی با استفاده از ابزار مالی اسلامی، بتواند در تحلیل پویایی‌های بازار کار اثرگذار باشد.

ادبیات اولیه اقتصاد کلان با اصطکاک مالی که توسط برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۸۹) وکارلستروم و فورست[2] (۱۹۹۷) ارائه شد، بر این واقعیت متمرکز شده است که یک تکانه موقتی می‌تواند اثرات ماندگار طولانی مدت داشته باشد. در حالی که در یک مدل چرخه‌های تجاری حقیقی استاندارد، تکانه‌های موقت می‌تواند اثرات پایداری داشته باشد، در مدل‌های با اصطکاک مالی، تکانه موقت تداوم بیشتری به دلیل بازخورد اصطکاک مالی دارد. در این مدل‌ها تکانه‌های منفی به دارایی خالص بنگاه با وجود اصطکاک‌های مالی تقویت شده و بنگاه‌ها را مجبور به کاهش سرمایه‌گذاری می‌کند. این نتایج در دوره‌های بعد منجر به یک سطح پایین‌تر از سرمایه و دارایی خالص بنگاه

[1]. Bernanke & Gertler (1989)
[2]. Carlstrom & Fuerst (1997)

می‌شود. مدل‌های اولیه در چارچوب یک مدل استاندارد رشد سولو تنظیم شد که در آن تولید به وسیله تابع تولید $Y_t = f(K_t, L_t)$ انجام می‌شود. با این حال، عوامل همگن نیستند و در آن کسری از جمعیت بنگاه η و کسری خانوارها $1 - \eta$ هستند. تفاوت بین این دو این است که تنها بنگاه‌ها می‌توانند سرمایه جدید را از کالای نهایی ایجاد کنند. برای تولید سرمایه، بنگاه‌ها با استفاده از ثروت خود و قرض گرفتن از خانوارها سرمایه‌گذاری می‌نمایند اما این قرض گرفتن بدون اصطکاک نیست. اصطکاک مالی عمدتاً بر اساس دو رویکرد جایگزین توسعه داده شد.

در این مدل بنگاه‌ها می‌توانند کالاهای مصرفی را به سرمایه با نرخ ثابت یک به یک تبدیل نمایند. بازده سرمایه‌گذاری برای هر بنگاه ω_t^i خواهد بود که در آن i_t سرمایه‌گذاری و ω شوک خاص سرمایه‌گذاری است. با توجه به فرض هزینه‌بر بودن ارزیابی مشاهده بازده شخصی یک بنگاه ω_t^i تنها با پرداخت هزینه μ_t^i ممکن است.

یک بنگاه خالص دارایی N_t را در اختیار دارد و $i_t - N_t$ قرض گرفته و بازپرداخت $i_t\omega$ برای بازده تشخیصی $\omega \geq \varpi$ را تعهد می‌نماید در حالی که برای بازده $\omega < \varpi$ ارزیابی خواهد شد و طلبکاران خالص بازده سرمایه‌گذاری $i_t\omega$ و هزینه ارزیابی μ_t^i را دریافت خواهند کرد. برای اندازه معین سرمایه‌گذاری i_t سطح آستانه هزینه ارزیابی ϖ سطحی است که وام دهندگان ورشکست می‌شوند. بنابراین قرارداد وام باید شرط معادله (۱) را برآورده کند:

$$\left[\int_0^{\varpi_t}(\omega - \mu)dG(\omega) + (1 - G(\varpi))\varpi\right]i_t q_t = i_t - N_t \qquad (۱)$$

که در آن q_t قیمت سرمایه است. سمت چپ معادله بازده انتظاری ناخالص وام برای کارآفرینان است و سمت راست معادله مقدار وام خواهد بود. در این مدل فرض می‌شود که ایجاد سرمایه جدید و در نتیجه استقراض لازم در یک دوره اتفاق می‌افتد، در نتیجه خانواده‌ها نیاز به نرخ بهره مثبت از وام خود ندارند. علاوه بر این، خانواده‌ها می‌توانند وام خود را تنوع بخشند بنابراین آن‌ها نیاز به پاداش ریسک ندارند. بنگاه نوعی با استفاده از خالص دارایی خود i_t را در سطحی انتخاب می‌کند که بازدهی‌اش حداکثر شود:

$$\max \int_0^{\varpi_t}(\omega - \varpi_t)dG(\omega)i_t q_t \qquad (۲)$$

از حداکثرسازی تابع (۲) نسبت به قید مطرح شده، شرط مرتبه اول به صورت زیر بدست می‌آید.

$$i_t = \varphi(q_t)N_t \quad (۳)$$

جایی که اهرم مالی φ نسبت به قیمت سرمایه فزاینده است. سرمایه‌گذاری بنگاه نسبت به قیمت سرمایه و دارایی خالص آن‌ها فزاینده است N_t و q_t بالاتر مستلزم یک سطح آستانه ارزیابی پایین‌تر است که باعث کاهش هزینه‌های وام و منجر به افزایش در سرمایه‌گذاری می‌شود. از تقسیم دریافتی بنگاه بر دارایی خالص آن و با استفاده از قاعده سرمایه‌گذاری بهینه، بازده بنگاه به دست می‌آید:

$$\rho(q_t) = \int_0^{\varpi_t}(\omega - \varpi_t)dG(\omega)\varphi(q_t)q_t > 1 \quad (۴)$$

برای بستن مدل نیاز به تقاضا برای دارایی‌های سرمایه از خانواده و بنگاه است. بازده نگهداری یک واحد سرمایه از دوره t به دوره $t+1$ برابر است با:

$$R_{t+1}^k = \frac{A_{t+1}f'(K_{t+1}) + q_{t+1}(1-\delta)}{q_t} \quad (۵)$$

که در آن $A_{t+1}f'(K_{t+1})$ بهره‌وری نهائی سرمایه و δ نرخ استهلاک است. خانواده‌ها ریسک‌گریز هستند و دارای عامل تنزیل $\underline{\beta}$ می‌باشند. تصمیم‌گیری خانوارها برای مصرف – پس‌انداز توسط معادله اویلر معین می‌شود.

$$u'(c_t) = \underline{\beta}E_t[R_{t+1}^k u'(c_{t+1})] \quad (۶)$$

بنگاه‌ها ریسک خنثی هستند و دارای نرخ تنزیل پایین‌تر نسبت به خانوار (کم‌طاقت‌تر) $\beta < \underline{\beta}$ می‌باشند. بنابراین تصمیم آن‌ها برای مصرف و پس‌انداز دلالت به معادله اویلر به شکل زیر دارد.

$$1 = \beta E_t[R_{t+1}^k \rho(q_{t+1})] \quad (۷)$$

در این مدل تکانه به دارایی خالص بنگاه‌ها پایدار است: یک تکانه منفی در دوره t خالص دارایی بنگاه را کاهش می‌دهد که منجر به افزایش اصطکاک مالی و کاهش سطح سرمایه‌گذاری می‌شود؛ بنابراین عرضه سرمایه را به سمت چپ تغییر و منجر به سطح پایین‌تر سرمایه K_{t+1} و Y_{t+1} و خالص دارایی بنگاه در دوره $t+1$ می‌شود. این کاهش دوباره منجر به کاهش

سرمایه‌گذاری و دارایی خالص کمتر در دوره‌های بعد می‌شود. با این حال، تغییر در عرضه سرمایه ناشی از دارایی خالص پایین‌تر نیز به قیمت بالاتر سرمایه منجر می‌شود. این افزایش در قیمت، یک اثر تعدیل‌کننده در انتشار تکانه دارایی خالص دارد که بسیار متفاوت از اثر تقویت در رویکرد برنانکه، گرتلر و گیلکریست (۱۹۹۹) و کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) است.

با توجه به محدویت اعتباری برای بنگاه‌ها این امر بر سرمایه‌گذاری و اشتغال اثرگذار می‌باشد. بازار کار ناهمگن، دارای نواقص اطلاعات و اصطکاک است. نمونه‌هایی از آن‌ها عبارتند از مهارت‌های متنوع، شغل‌های مختلف، عدم اطمینان نسبت به محل و زمان ایجاد شغل و در دسترس بودن کارگران مناسب. این امر برخلاف نظریه بازار کار کلاسیک مانع از تسویه بازار کار به طور خودکار می‌شود. نیروی کار و بنگاه‌ها با عملکرد تطبیق آشنا هستند. هیچ هماهنگی بین کارگران و یا بنگاه‌ها وجود ندارد. کارگران که دارای شغل هستند هرگز به دنبال کار نخواهند گشت (بدون جستجو در حین کار). به طورمشابه، یک شرکت با یک فرصت شغلی پر شده هرگز به دنبال کارگر جدید برای آن فرصت شغلی نخواهد بود. در بازار کار L کارگر وجود دارد و نرخ بیکاری U است. در مقابل V نرخ فرصت‌های شغلی یعنی تعداد فرصت‌های شغلی به عنوان کسری از نیروی کار است. به این ترتیب UL کارگران بیکار و VL فرصت‌های شغلی خواهد بود. تابع تطبیق نشان می‌دهد که تعداد افراد استخدام شده (تطبیق یافته با فرصت‌های شغلی) در هر لحظه از زمان به عنوان تابعی از تعداد جویندگان شغل و تعداد بنگاه‌های جوینده نیروی کار تشکیل شده است. به این ترتیب، تعداد شغل‌های ایجاد شده در هر واحد زمان به تعداد کارگران بیکار و تعداد فرصت‌های شغلی بستگی دارد.

$$mL = m(UL, VL) \qquad (۸)$$

از نظر ریاضی، تابع تطبیق یکنواخت صعودی برای VL و U مقعر و همگن از درجه یک است. نرخ پر شدن فرصت شغلی خالی برابر است با:

$$q(\theta) = \frac{m(UL,VL)}{vL} = m(\frac{u}{v}, 1) \qquad (۹)$$

که در آن $\theta = v/u$ تعداد فرصت‌های شغلی به ازای هر نیروی کار بیکار است. در طول یک بازه زمانی کوچک Δt احتمال این‌که یک فرصت شغلی با یک نیروی کار بیکار تطبیق شود برابر

با $q(\theta)\Delta t$ است. از این رو میانگین طول مدت یک شغل $1/q(\theta)$ و میانگین مدت بیکاری $1/\theta q(\theta)$ است.

زمانی که θ کوچک است بنگاه می‌تواند سریع‌تر برای یک فرصت شغلی نیروی کار پیدا کند، زیرا فرصت‌های شغلی نسبت به تعداد کارگران کمتر است؛ بنابراین θ سختی یا فشار بازار کار برای بنگاه را اندازه‌گیری می‌کند. در θ بالاتر، فشار بازار کار برای شرکت زیاد است. به بیان دیگر در θ بالاتر تعداد نسبتا کمی از جویندگان کار وجود دارند که می‌توانند تعداد زیادی از فرصت‌های شغلی خالی را انتخاب کنند. هر جوینده کار و هر فرصت شغلی دارای پیامد خارجی جستجو است. بدین ترتیب که جوینده کار باعث پیآمد خارجی مثبت برای بنگاه و پیآمد خارجی منفی برای دیگر جویندگان کار است. هر جوینده کار اضافی، احتمال این‌که جوینده کار دیگری نتواند کار پیدا کند را افزایش می‌دهد $(1-\theta q(\theta)\Delta t)$. در همان زمان، احتمال این‌که فرصت شغلی خالی پر شود را نیز افزایش می‌دهد $(q(\theta)\Delta t)$. فرصت‌های شغلی اضافی نیز اثر مشابه دارند.

عجم اوغلو[1] (۲۰۰۱) به بررسی ارتباط بین ناکارایی بازارهای مالی و بیکاری‌های بالا اشاره می‌کند و بیان می‌دارد که یکی از عوامل مهم بیکاری در سطوح بالا وجود نواقص بازار مالی می‌باشد. عجم اوغلو اقتصادهای با نواقص بازار مالی و بدون نواقص بازار مالی را جداسازی می‌کند و تاثیر تغییرات تکنولوژی را بر آن‌ها مقایسه می‌نماید. وی معتقد است اقتصادی که بازار مالی با عملکرد خوب ندارد یک دوره طولانی مدت از بیکاری را تجربه می‌نماید. برای این منظور از کشورهای اروپایی و کشور امریکا برای مقایسه استفاده می‌نماید. برای این منظور صنایع را به دو دسته تقسیم می‌نماید. یکی صنعت‌هایی که وابستگی مالی بالایی دارند و دیگری صنعت‌هایی که نیاز چندان به بخش مالی ندارند. بخش‌های خدماتی در این مطالعه کنار گذاشته می‌شوند و تنها به بخش‌های تولیدی اشاره می‌شود. پس از تعریف توابع مطلوبیت دو واحد اقتصادی مصرف‌کنندگان و کارآفرینان توازن و تعادل را برای بازارهای بدون اصطکاک‌های مالی و با اصطکاک‌های مالی تعریف می‌نماید و تابع توزیع ثروت را بیان می‌کند تا بتواند نشان دهد که در بازارهای با اصطکاک مالی عوامل نمی‌توانند ثروت کافی برای کارآفرینی را به دست آورند و اقتصاد تنها با بخش کوچکی از کارآفرینان اداره می‌شود. همچنین با وجود اصطکاک‌های بازار مالی تعادل‌های پایدار دیگری به وجود می‌آید که دستمزدهای پایین‌تر و بیکاری بالاتر را نشان می‌دهد. در

[1]. Acemoglu

حقیقت در تعادل‌های پایدار دیگر تعداد کمی از کارآفرینان ثروت کافی دارند در نتیجه تقاضای کمی برای نیروی کار وجود دارد.

دویگان و همکاران[1] (۲۰۱۴) نقش محدودیت‌های تامین مالی و بیکاری، نیازهای تامین مالی متفاوت در بخش‌های صنعتی را بررسی کردند. آن‌ها فرضیه خود را با بررسی تغییر در اندازه شرکت و وابستگی به تامین مالی خارجی با پیروی از کار راجان و زینگالس آزمایش می‌کنند. اطلاعات درباره اندازه شرکت کارگران و وضعیت بیکاری از ارزیابی جمعیت فعلی را با اطلاعات مالی شرکت از کامپیوستات[2] ترکیب کرده‌اند و معیارهایی از وابستگی مالی خارجی برای بخش‌های صنعتی ساخته‌اند. سپس تغییرات در بیکاری در طی بحران مالی اخیر را با اندازه شرکت و در بخش‌های صنعتی با درجات متفاوت نیاز مالی برآورد کردند. آن‌ها نشان می‌دهند که کارگران در شرکت‌های کوچک طی بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ بیکار می‌شوند اگر در صنایع با نیازهای تامین مالی خارجی بیرون کار کنند. مطابق با برآوردها، حذف محدودیت‌های تامین مالی شرکت‌های کوچک می‌تواند تا ۸۵۰۰۰۰ شغل به اقتصاد اضافه کند و در آخر نتیجه می‌گیرند که سیاست‌ها با هدف در دسترس قرار دادن اعتبار برای کسب و کارهای کوچک به تثبیت بازارهای کار و فعالیت اقتصادی در آمریکا کمک می‌کند.

بوری و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی اصطکاک‌های مالی، تکانه‌های مالی و نوسان بیکاری پرداخته و اشاره دارند که تکانه‌ها و نقص‌های بازار مالی، همراه با تکانه‌های بهره‌وری، مکانیزم انتشار و انگیزه نوسانات را تشکیل می‌دهد. وقتی نیروی کار و بازارهای مالی ناقص باشند، تامین منابع مالی شرکت‌ها و اهرم‌ها به تغییرات در بهره‌وری واکنش نشان می‌دهد. آن‌ها از این‌که مدل‌های چرخه تجاری با تعادل بیکاری، نقایص مالی را نادیده می‌گیرند، به نقد آن‌ها می‌پردازند و در نتیجه مدل تعادل بیکاری قابل ردیابی با نقایص در هر دو بازار را پیشنهاد و حل می‌کنند. اصطکاک بازار نیروی کار با استفاده از اصول دیاموند، مورتنسون و پیساریدیس (DMP[3]) با موقعیت‌یابی دستمزد مدل‌سازی شده است. نقص‌های بازار مالی از نظر قابلیت وثیقه‌گذاری مطابق با کار هولمستروم و تیرول[4] مدل‌سازی شده‌اند. ایشان به صورت تحلیلی نشان می‌دهند که محدودیت‌های وام‌گیری باعث افزایش نوسان بیکاری بعد از تکانه‌های بهره‌وری می‌شود. برای حل مدل، ابتدا مدل را

1. Duygan
2. Compustat
3. Diamond, Mortensen and Pissarides
4. Holmstrom & Tirole

کالیبره کرده تا اجزای مهم نیروی کار و مالی بازارهای نیروی کار آمریکا را مدل‌سازی کنند و سپس طی دو اقدام به کمی‌سازی و اجرای آن پرداخته‌اند. در اولین اقدام این مساله بررسی شده است که آیا تعامل بین تکانه بهره‌وری و محدودیت‌های وام‌گیری باعث افزایش نوسان بیکاری نسبت به مدل‌هایی می‌شود که فقط بر نقص‌های بازار کار تمرکز می‌کنند یا خیر. در مشخصات کلی مدل، اهرم و درآمد غیر قابل وثیقه‌گذاری همگام با چرخه حرکت می‌کنند. کالیبراسیون آن‌ها نشان می‌دهد که نوسان بیکاری در واکنش به تکانه بهره‌وری به میزان ۵۰ درصد نسبت به مدل DMP با موقعیت دستمزد افزایش می‌یابد. اقدام کمی دوم به بررسی نقش تکانه‌های مالی خاص بر مجموع موازنه (تعادل) می‌پردازد. ایشان مشکلات مالی را به صورت موقعیتی تعریف کرده‌اند که در آن، نقدینگی داخلی به صورت کامل به پایان می‌رسد. اقدام دوم نشان می‌دهد که تمام شدن کامل نقدینگی داخلی نشان دهنده افزایش بیکاری تا ۶۰ درصد است. این نتایج، پرتو جدیدی به تاثیر مجموع بحران‌های مالی می‌افکند.

گارین[1] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان محدودیت‌های قرض، نوسانات وثیقه و بازار کار اثرات تغییرات در الزامات وثیقه در ویژگی‌های دوره‌ای بیکاری و ایجاد شغل را بررسی می‌کند. وی مدل تعادل عمومی (DSGE) را گسترش داده است که در آن، اصطکاکات بازار کار از تعدیل بدون هزینه استخدام، جلوگیری می‌کند. به اعتقاد وی اصطکاک مالی از اجرای ناقص قرارداد ایجاد می‌شود. محیطی که در آن محدودیت‌های قرض به سرمایه فیزیکی شرکت مرتبط هستند، می‌توانند باعث کسادی متغیرهای بازار کار در پاسخ به تکانه‌های بهره‌وری شوند. گارین بیان می‌کند که نوسانات در این متغیرها با تغییرات در شرایط مالی ایجاد می‌شوند. مدل او می‌تواند ۷۵ درصد تغییرات در ایجاد شغل مشاهده شده در داده‌ها را توضیح دهد و می‌تواند کاهش پایداری در بازده (تولید) و اهرم (نیرو) را در نظر بگیرد که از انقباض در دسترسی به اعتبار پیروی می‌کند. در آخر نتیجه می‌گیرد که شرکت‌های با محدودیت در توانایی قرض‌گرفتن چطور تحت تاثیر نوسان در شرایط مالی هستند و این محدودیت‌ها چطور بر ظرفیت و مشوق‌های آن‌ها برای ایجاد جای خالی و شغل‌های جدید تاثیر می‌گذارند. وی بیان می‌دارد که نوسان در الزامات وثیقه، حرکات مهمی در متغیرهای بازار کار ایجاد می‌کند. اگرچه تکانه‌های تولید برای ایجاد نوسان در مجموعه‌هایی مانند بازده و سرمایه مهم هستند ولی تکانه‌های اعتباری اثرات مهمی بر متغیرهایی مانند بیکاری، ایجاد جای خالی و سختی بازار کار دارند. چون تغییر در الزامات وثیقه کاملا به

[1]. Garin (2015)

تغییر در دستمزد تبدیل نمی‌شود، این اختلالات تاثیر بسیاری بر توانایی شرکت در ایجاد شغل دارند. در تضاد با اثرات تکانه‌های تولید، تعدیلی که از تغییر در شرایط اعتباری پیروی می‌کند با مقدار است نه با قیمت. بنابراین نوسان در الزامات وثیقه برای توضیح حرکت چرخه کسب و کار در متغیرهای بازار کار مفید است.

موسویان و غلامی (۱۳۹۲) در مقاله بررسی راه‌کارهای استمهال مطالبات غیر جاری در بانکداری بدون ربا ضمن نقد و بررسی روش‌های استمهال فعلی، با استفاده از روش توصیفی- تحلیلی، راه‌کار جدیدی را برای عملیاتی کردن استمهال مطالبات غیر جاری نظام بانکی ارائه می‌دهند. اساس کار در این راه‌کار بهره‌گیری از عقد مشارکت مدنی کاهنده است. مشتری در قالب عقد مشارکت مدنی کاهنده یکی از دارایی‌های سرمایه‌ای خود را با بانک به مشارکت گذاشته با این شرط که اولا در دوران مشارکت در مقابل استفاده از سهم الشرکه بانک اجاره بهای دارایی را پرداخت کند ثانیا به صورت تدریجی سهم بانک را خریداری نماید.

فرزین وش و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای تحت عنوان اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار به تاثیر بازارهای مالی در تحولات اقتصاد کلان می‌پردازند، که یکی از بازارهای مهمی که از متغیرهای مالی تاثیر می‌پذیرد بازار کار است. این پژوهش گسترش 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 را مورد بررسی قرار می‌دهد. در این پژوهش از روش کالیبراسیون به وسیله نرم‌افزار داینر[1] استفاده می‌شود. بدین صورت که از پارامترهای برآورد شده در مطالعات قبلی استفاده و مدل شبیه‌سازی و حل می‌شود. سپس گشتاورهای متغیرهای درون‌زای الگو با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی مقایسه و موفقیت الگو در شبیه‌سازی واقعیت‌های اقتصادی متغیرهای مورد نظر ارزیابی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که اصطکاک مالی در اثرگذاری این تکانه‌ها بر نوسانات بازار کار تاثیر مهمی دارد. به صورتی که یک تکانه منفی باعث افزایش بیکاری می‌شود. علاوه بر این اصطکاک مالی باعث تقویت تکانه‌های مالی و نوسانات بزرگتر در بیکاری می‌شود. همچنین تکانه نرخ بهره باعث کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه افزایش بیکاری می‌شود و در آخر یک تکانه مثبت سرمایه‌گذاری باعث افزایش اشتغال می‌گردد.

[1]. Dynare

نظرپور و کشاورزیان (۱۳۹۵) در مقاله نقش منابع تملیکی در تامین مالی و وصول مطالبات غیر جاری نظام بانکی به بررسی تحلیلی توصیفی و مطالعات اسنادی موضوع منابع تملیکی پرداخته و در صدد بررسی این فرضیه هستند که برای وصول مطالبات غیر جاری بانک‌ها و کاهش صوری شدن معاملات می‌توان از قراردادهایی که منابع تملیکی ایجاد می‌کنند استفاده نمود. نتایج بررسی انجام شده نشان می‌دهد که قراردادهای مبادله‌ای بهترین راه‌کار برای ایجاد منابع تملیکی هستند. نتایج بررسی نشان می‌دهد که قراردادهای خرید دین، اجاره به شرط تملیک، سلف، مشارکت کاهنده، مشارکت حقوقی، قرض‌الحسنه، مرابحه، جعاله و استصناع به ترتیب بهترین قراردادها در ایجاد منابع تملیکی هستند.

۳- معرفی مدل‌های پژوهش

برای این‌که تجزیه و تحلیل اثر تکانه محدویت اعتباری بر بیکاری با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی امکان‌پذیر باشد باید ابتدا به صورت مبانی خرد رفتار عوامل اقتصادی را مدل‌سازی نمود. در این مدل، فرض می‌شود که اقتصاد دارای بخش‌های خانوار و کارفرمای اقتصادی (تولیدکننده کالای واسطه)، تولیدکننده کالای نهایی، بانک‌های تجاری، دولت و/یا بانک مرکزی است. در ادامه فرآیند تصمیم‌گیری هرکدام از بخش‌ها را توضیح خواهیم داد.

۳-۱- خانوارها

در اقتصاد تعداد زیادی (N) خانوار وجود دارند که در صدد حداکثر نمودن تابع مطلوبیت خود با توجه به قید بودجه‌ای که با آن مواجه هستند، می‌باشند. فرض می‌شود که پول نیز در تابع مطلوبیت خانوارها وجود دارد (گارین، ۲۰۱۲: ۸). با فرض مشابه بودن تمامی خانوارها، یک خانوار نمونه به عنوان نماینده خانوارها، در صدد حداکثر نمودن تابع مطلوبیت انتظاری خود می‌باشد که این تابع به صورت زیر است:

$$E_t U\left(c_t, \frac{M_t}{P_t}, l_t\right) = E_t \sum_t^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma}(c_t)^{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \frac{\kappa}{1+\psi}(l_t)^{1+\psi}\right) \quad (۱۰)$$

با توجه به قید بودجه‌ای که در هر دوره زمانی با آن مواجه است:

$$c_t + b_t + m_t = w_t l_t + R_{t-1} b_{t-1} + m_{t-1} + \Omega_t^T + \Omega_t^N + s_t rm^* + z_t \qquad (۱۱)$$

در تابع مطلوبیت خانوار نمونه، β نماد نرخ تنزیل زمانی، c مصرف کل خانوار، M ذخیره اسمی پول، P سطح عمومی قیمت‌ها (قیمت سبد کالای نهایی مصرف‌کنندگان)، l عرضه نیروی کار و t نماد دوره زمانی است.

در قید بودجه خانوار نمونه σ و ψ بیانگر عکس کشش‌های جانشینی بین دوره‌ای برای مصرف و فراغت، κ عدم مطلوبیت خانوار از کار کردن، w_t دستمزد حقیقی، rm^* بیانگر مصرف کالاهای خارجی، z_t بیانگر پرداخت انتقالی دولت به خانوارها، s_t نشان دهنده نرخ ارز، Ω_t^N و Ω_t^T بیانگر سود ناشی از بخش کالاهای مبادله‌ای و غیر قابل مبادله، b_t بیانگر اوراق دولتی در دست خانوارها و m_{t-1} بیانگر مانده نقدی خانوارها می‌باشد که از دوره قبل منتقل شده است. مصرف خانوارها متشکل از مصرف کالاهای قابل مبادله (C_t^T) و غیر قابل مبادله (C_t^N) می‌باشد که در قالب یک تابع CES نمایش داده شده است:

$$c_t = \left[\varphi^{\frac{1}{\chi}} (C_t^N)^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-\varphi)^{\frac{1}{\chi}} (C_t^T)^{\frac{\chi-1}{\chi}}\right]^{\frac{\chi}{\chi-1}} \qquad (۱۲)$$

به طوری که در معادله فوق χ بیانگر کشش جانشینی بین زمانی و φ بیانگر درجه تمایل مصرف کالاهای داخلی می‌باشد. معادلات حاصل از بهینه‌یابی خانوارها نسبت به متغیرهای مصرف، ذخیره اسمی پول، عرضه نیروی کار و سرمایه با فرض مشابه بودن خانوارها $\left(c_t = \frac{c_t}{N_t}, l_t = \frac{L_t}{N_t}, M_t = \frac{M_t}{N_t}\right)$ پس از خلاصه نمودن عبارتند از:

$$\frac{M_t}{N_t P_t} = \gamma \left(\frac{c_t}{N_t}\right)\left(\frac{1+R_t}{R_t}\right) \qquad (۱۳)$$

$$\varphi \left(\frac{L_t}{N_t}\right) = \frac{W_t}{P_t}\left(\frac{c_t}{N_t}\right)^{-1} \qquad (۱۴)$$

$$\beta E_t \left(\frac{P_t c_t N_{t+1}}{P_{t+1} c_{t+1} N_t}\right) = \frac{1}{1+R_t} \qquad (۱۵)$$

معادلات (۱۳) تا (۱۵)، در بر دارنده تفاسیر اقتصادی روشنی هستند. معادله (۱۳)، تابع تقاضای حقیقی پول است که بر اساس آن تقاضای حقیقی پول تابعی مستقیم نسبت به مصرف و معکوس نسبت به نرخ بهره می‌باشد. معادله (۱۴)، تابع عرضه نیروی کار است که تابعی مستقیم نسبت به

دستمزد و معکوس نسبت به مصرف است. معادله (۱۵) معادله اویلر می‌باشد که در واقع بیانگر رابطه بین زمانی مصرف می‌باشد.

با توجه به این‌که خانوارها عرضه‌کننده نیروی کار در بخش کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله برای بخش غیر نفتی می‌باشند در این صورت داریم:

$$l_t = \left[\delta^{-\frac{1}{\rho}}(l_t^N)^{\frac{1+\rho}{\rho}} + (1-\delta)^{-\frac{1}{\rho}}(l_t^T)^{\frac{1+\rho}{\rho}}\right]^{\frac{\rho}{1+\rho}} \quad (۱۶)$$

$$w_t = [\delta(w_t^N)^{1+\rho} + (1-\delta)(w_t^T)^{1+\rho}]^{\frac{1}{1+\rho}} \quad (۱۷)$$

معادلات فوق بیانگر عرضه نیروی کار و معادله دستمزد می‌باشد که به صورت تابعی با کشش جانشینی ثابت بیان شده است. این معادلات بیانگر این است که عرضه نیروی کار بر اساس دو بخش قابل مبادله و غیر قابل مبادله بوده و دستمزدها نیز بر اساس این دو بخش تعیین می‌شود. به طوری که در معادلات فوق δ سهم نیروی کار از بخش غیر قابل مبادله در تعادل پایدار و $\rho > 0$ می‌باشد.

۳-۲- تولیدکنندگان

در این مدل بنگاه‌ها ریسک خنثی هستند. فرض افق محدود برای بنگاه‌ها تضمین می‌کند که اولا صاحبان بنگاه‌ها با احتمال ورشکستگی روبه‌رو هستند و ثانیا به دلیل عمر محدود، قادر به جمع کردن ثروت به اندازه کافی نخواهند بود و بنابراین نیاز به قرض گرفتن از خارج بنگاه خواهند داشت. در هر دوره، صاحبان بنگاه با استفاده از خدمات سرمایه و کار به تولید کالاهای عمده‌فروشی با استفاده از یک تابع تولید کاب-داگلاس می‌پردازند.

$$y(j) = f\big(k_t(j), l_t(j)\big) = z_t\big(k_t(j)\big)^{\alpha}\big(l_t(j)\big)^{1-\alpha} \quad (۱۸)$$

در این معادله z_t تکانه تکنولوژی است که برون‌زا بوده و همه کارآفرینان از آن بهره‌مند می‌شوند. این متغیر از یک فرآیند خودهمبسته به شرح زیر پیروی می‌کند:

$$\log z_t = \rho_t \log z_{t-1} + \varepsilon_t^z, \quad \varepsilon_t^z \sim iid\ N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (۱۹)$$

در پایان دوره $t-1$ صاحبان بنگاه سرمایه را در قیمت p_t^k از تولیدکنندگان سرمایه با استفاده از دارایی خالص خود $N_{t+1}(j)$ و وام دریافتی از خانوار خریداری می‌کنند و در دوره t از آن برای تولید کالاهای عمده فروشی استفاده می‌کنند.

$$p^k k_{t+1}(j) = N_{t+1}(j) + \frac{B_t(j)}{p_t} \qquad (۲۰)$$

صاحبان بنگاه تولید خود را که مقدار آن در هر دوره تصادفی است بدون هزینه مشاهده می‌کنند، اما وام‌دهندگان برای ارزیابی تولید باید هزینه‌ای صرف کنند. صاحبان بنگاه در هر دوره برای پرداخت بدهی یا نکول خود تصمیم‌گیری می‌کنند. اگر صاحبان بنگاه نکول کنند، وام‌دهندگان رسیدگی کرده و بازده تشخیصی (خالص هزینه مشاهده) را دریافت می‌کنند. صاحبان بنگاه ریسک وام را با پرداخت پاداش در یک قرارداد بهینه جبران می‌کنند. این مدل قرارداد مالی میان صاحبان بنگاه و قرض دهندگان را جهت حداکثر کردن بازده صاحبان بنگاه به صورت زیر نشان می‌دهد که در آن بازده انتظاری سرمایه برابر با پاداش تأمین مالی بیرونی و هزینه فرصت منابع داخلی خواهد بود.

$$E_t r_{t+1}^k = E_t\left[S(.) r_t^n \frac{p_t}{p_{t+1}}\right] \qquad (۲۱)$$

در این معادله $E_t r_{t+1}^k$ نرخ بازده انتظاری سرمایه و $E_t\left[r_t^n \frac{p_t}{p_{t+1}}\right]$ هزینه فرصت منابع داخلی است. پاداش ریسک وجوه بیرونی $S(.)$ به صورت تابعی از نسبت هزینه‌های وجوه بیرونی به هزینه‌های وجوه داخلی تعریف می‌شود.

بخش کالاهای غیر قابل مبادله به صورت رقابت کامل در نظر گرفته شده است. فرآیند تولید برای بنگاه نمونه به صورت زیر در نظر گرفته شده است (زمان زاده و جلالی نائینی، ۱۳۹۲):

$$y_t^N = z^N (k_{t-1}^N)^{1-\alpha^N} (l_t^N)^{\alpha^N} \left(k_{t-1}^G\right)^{\alpha^G} \qquad (۲۲)$$

به طوری که α^G بیانگر کشش تولید نسبت به سرمایه بخش عمومی، و z^N پارامتر اندازه بهره‌وری می‌باشد. سرمایه بخش خصوصی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$k_t^N = (1-\delta^N) k_{t-1}^N + \left[1 - \frac{\kappa^N}{2}\left(\frac{i_t^N}{i_{t-1}^N} - 1\right)^2\right] i_t^N \qquad (۲۳)$$

به طوری که $\kappa^N > 0$ پارامتر تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری می‌باشد. بنگاه نوعی فرض شده در بخش تولید کالاهای غیر قابل مبادله حداکثرکننده سود بر اساس مطلوبیت نهائی خانوارها به صورت زیر می‌باشد:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[(1-\iota)(P_t^N y_t^N) - w_t^N l_t^N - i_t^N + \iota P_t^N Y_t^N\right] \qquad (۲۴)$$

به طوری که ι بیانگر مشکلات و عدم تمایل بنگاه در سرمایه‌گذاری می‌باشد یا به عبارت دیگر این پارامتر را می‌توان همچون مالیات مقطوع اخذ شده از بنگاه در نظر گرفت، Y_t^N تولید در بخش کالاهای غیر قابل مبادله می‌باشد. بعد از معرفی بخش غیر قابل مبادله در اقتصاد در ادامه به معرفی تولیدکننده نهائی و واسطه در بخش غیر قابل مبادله پرداخته شده است.

فرض می‌شود تعداد زیادی تولیدکننده کالای نهایی غیر قابل مبادله وجود دارند که با ترکیب انواع کالاهای واسطه‌ای غیر قابل مبادله، یک سبد کالای نهایی غیر قابل مبادله را که مورد تقاضای تولیدکنندگان کالای نهایی است، تولید می‌کنند و تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند (آیرلند، ۲۰۰۳). هدف هر تولیدکننده کالای نهایی غیر قابل مبادله، حداکثر نمودن تابع سود:

$$\Pi_t^N = P_t^N y_t^N - \int_0^1 P_t^N(i) y_t^N(i) di \qquad (۲۵)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت است.

$$y_t^N = \left[\int_0^1 y_t^N(i)^{\frac{\theta n-1}{\theta n}} di\right]^{\frac{\theta n}{\theta n-1}} \qquad (۲۶)$$

که در تابع سود، y^N نماد عرضه کل کالای نهایی غیر قابل مبادله، $y^N(i)$ تقاضای هر یک از کالاهای واسطه غیر قابل مبادله و $p^N(i)$ قیمت هر یک از کالاهای واسطه غیر قابل مبادله می‌باشد. در تابع تولید، θn کشش جانشینی میان کالاهای واسطه غیر قابل مبادله در فرآیند تولید است. معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکنندگان نهایی پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^N(i) = \left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N \qquad (۲۷)$$

$$p_t^N = \left[\int_0^1 p_t^N(i)^{1-\theta n} di\right]^{\frac{1}{1-\theta n}} \quad (۲۸)$$

معادله (۲۷) بیانگر تقاضای کالاهای واسطه i می‌باشد که تابعی مستقیم از تولید کالای نهایی غیر قابل مبادله و معکوس از قیمت نسبی کالای واسطه i به قیمت کالای نهایی غیر قابل مبادله است. معادله (۲۸) نیز بیانگر معادله تعیین قیمت کالای نهایی غیر قابل مبادله است که در واقع میانگین وزنی قیمت کالاهای واسطه غیر قابل مبادله می‌باشد.

تولیدکنندگان کالای واسطه غیر قابل مبادله، محصولات خود را به تولیدکنندگان کالای نهایی غیر قابل مبادله می‌فروشند. از آن‌جا که در فرآیند تولید کالای نهایی غیر قابل مبادله، کالاهای واسطه غیرقابل مبادله به صورت ناقص جانشین یکدیگر هستند، بنابراین هر تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله، دارای قدرت قیمت‌گذاری برای محصول خود می‌باشد. در واقع تولیدکنندگان کالای واسطه غیرقابل مبادله، نه در شرایط رقابت کامل، بلکه تحت شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌نمایند. هر تولیدکننده واسطه، محصول خود را با استخدام نیروی کار و سرمایه از سوی خانوارها تولید می‌نماید. در عین حال هر تولیدکننده واسطه با یک هزینه تعدیل قیمت اسمی محصول خود روبرو است که بر حسب تولید کالای نهایی غیر قابل مبادله اندازه‌گیری می‌شود[۱] (آیرلند: ۲۰۰۰).

$$\frac{\varphi_n}{2}\left(\frac{P_t^N(i)}{\pi^N P_{t-1}^N(i)} - 1\right)^2 y_t^N \quad (۲۹)$$

که در آن $P_t^N(i)$ بیانگر قیمت کالای واسطه i و π^N بیانگر نرخ تورم پایدار[۲] می‌باشد. بنابراین تابع تولید هر تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله عبارت است از:

$$y_t^N(i) = a_t k_{t-1}^N(i)^{\alpha} L_t^N(i)^{1-\alpha}\left(y_t^{pgc}\right)^{\omega} e^{aa_t} \quad (۳۰)$$

که در آن $y_t^N(i)$ میزان تولید کالای واسطه i، k^N میزان سرمایه استخدامی در تولید i، L^N میزان نیروی کار استخدامی در تولید i، a نماد سطح تکنولوژی تولید و aa بیانگر شوک‌های موقت

[۱]. آیرلند هزینه تعدیل قیمت را برای یک مدل یک بخشی ارائه نموده است، در این مطالعه از همین رویکرد برای هر دو بخش قابل تجارت و غیر قابل تجارت استفاده شده است.

[2]. Steady State

بهره‌وری عوامل تولید است. تکنولوژی تولید (a) دارای فرآیند خودتوضیحی با ریشه واحد است که به صورت برون‌زا تعیین می‌شود:

$$a_t = {a_{t-1}}^{1+\rho a} {a_{t-2}}^{-\rho a} e^{Ga+eo_t+ea_t} \quad (۳۱)$$

به طوری که Ga بیانگر بخش عرض از مبدأ متغیر سطح تکنولوژی تولید و ea_t جملات اخلال مدل مربوط به سطح تکنولوژی تولید می‌باشد. eo_t بیانگر اثرگذاری شوک درآمدهای نفتی بر تکنولوژی می‌باشد.

با توجه به این‌که تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌نماید و از قدرت قیمت‌گذاری محصول خود برخوردار است، تولیدکننده با توجه به تقاضای محصول خود به صورت $\left(y_t^N(i) = \left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N\right)$، قیمت محصول خود را تعیین می‌نماید. بنابراین تابع سود هر تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله عبارت است از[1]:

$$\pi_t^N(i) = P_t^N(i)\left(\left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N\right) - W_t L_t^N(i) - R_{t-1}^k P_{t-1} k_{t-1}^N(i) - \frac{\varphi_n}{2}\left(\frac{P_t^N(i)}{\pi^N P_{t-1}^N(i)} - 1\right)^2 y_t^N \quad (۳۲)$$

به علاوه از آن‌جا که بنگاه‌های تولیدکننده واسطه تحت مالکیت خانوارها هستند و در شرایط رقابت انحصاری از سود برخوردارند، هر بنگاه تولیدکننده درصدد حداکثرسازی ارزش بنگاه خود با تعیین متغیرهای نیروی کار، سرمایه و قیمت محصول:

$$E_t \sum_t^\infty \beta^t \lambda_t \left(P_t^N(i) y_t^N(i) - W_t L_t^N(i) - R_{t-1}^k P_{t-1} k p_{t-1}^N(i) \frac{\varphi_n}{2}\left(\frac{P_t^N(i)}{\pi^N P_{t-1}^N(i)} - 1\right)^2 y_t^N\right) \quad (۳۳)$$

با توجه به قید تولید است:

$$y_t^N(i) = \left(\frac{P_t^N(i)}{P_t^N}\right)^{-\theta n} y_t^N = a a_t \, a_t k_{t-1}^N(i)^\alpha L_t^N(i)^{1-\alpha}\left(y_t^{pgc}\right)^\omega \quad (۳۴)$$

[1]. Dib and Phaneuf

که در آن $\beta^t\lambda_t$، بیانگر ارزش حال مطلوبیت نهایی خانوارها در دوره t می‌باشد.
معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکننده کالای واسطه غیر قابل مبادله نسبت به متغیرهای نیروی کار، سرمایه و قیمت محصول پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$\frac{W_t L_t^N}{R_{t-1}^k \mathrm{P}_{t-1} k_{t-1}^N} = \frac{(1-\alpha)}{\alpha} \tag{۳۵}$$

$$\begin{aligned}\frac{y_t^N}{L_t^N} = \frac{1}{(1-\theta n)(1-\alpha)}\Bigg[&-\theta n \frac{W_t}{P_t^N} \\ &+ \varphi_n\Bigg(\beta E_t\Bigg(\frac{W_{t+1}}{P_{t+1}}\frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{c_t^{-\sigma}}\frac{L_{t+1}^N}{L_t^N}\frac{P_t}{P_t^N}\Bigg(\frac{P_{t+1}^N}{\pi^N P_t^N}\Bigg)\Bigg(\frac{P_{t+1}^N}{\pi^N P_t^N} \\ &- 1\Bigg)\Bigg) - \frac{W_t}{P_t^N}\Bigg(\frac{P_t^N}{\pi^N P_{t-1}^N}\Bigg)\Bigg(\frac{P_t^N}{\pi^N P_{t-1}^N} - 1\Bigg)\Bigg)\Bigg]\end{aligned} \tag{۳۶}$$

معادله (۳۵) بیانگر نسبت بهینه هزینه نیروی کار به هزینه سرمایه و معادله (۳۶) به نحوی بیانگر منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید[1] در بخش غیر قابل مبادله است. در بلندمدت که $\frac{P_t^N}{P_{t-1}^N} = \frac{P_{t+1}^N}{P_t^N} = \pi^N$ است، معادله (۳۶) به معادله $\frac{y_t^N}{L_t^N} = \frac{-\theta n}{(1-\theta n)(1-\alpha)}\frac{W_t}{P_t^N}$ بدل خواهد شد که بیانگر منحنی فیلیپس عمودی است (توکلیان، ۱۳۹۳: ۳۴۰).
بخش کالاهای قابل مبادله به صورت رقابت کامل در نظر گرفته شده است. فرآیند تولید برای بنگاه نمونه به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$y_t^T = z_t^T (k_{t-1}^T)^{1-\alpha^T} (l_t^T)^{\alpha^T} \left(k_{t-1}^G\right)^{\alpha^G} \tag{۳۷}$$

به طوری که z_t^T شوک بهره‌وری در بخش کالاهای قابل مبادله می‌باشد که بر اساس فرآیند یادگیری حین انجام کار بستگی به تولید کالای قابل مبادله در دوره قبل دارد:

$$lnz_t^T = \rho_{zT} lnz_{t-1}^T + dlny_{t-1}^T \tag{۳۸}$$

[1]. New Keynesian Philips Curve

سرمایه بخش خصوصی مورد استفاده در بخش قابل مبادله به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$k_t^T = (1-\delta^T)k_{t-1}^T + \left[1 - \frac{\kappa^T}{2}\left(\frac{i_t^T}{i_{t-1}^T} - 1\right)^2\right] i_t^T \qquad (۳۹)$$

به طوری که $\kappa^T > 0$ پارامتر تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری می‌باشد و هر بنگاه حداکثرکننده ارزش حال سود به صورت زیر می‌باشد:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[(1-\iota)(s_t y_t^N) - w_t^T l_t^T - i_t^T + \iota s_t Y_t^T\right] \qquad (۴۰)$$

فرض می‌شود که تعداد زیادی تولیدکننده کالای نهایی وجود دارند که با ترکیب کالاهای نهایی قابل مبادله[1] و غیر قابل مبادله[2]، کالای نهایی را که به مصرف خانوارها می‌رسد، تولید نموده و تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند. هدف هر تولیدکننده کالای نهایی، حداکثر نمودن تابع سود:

$$\Pi_t^{\mathrm{D}} = \mathrm{P_t} y_t^D - (p_t^T y_t^T + p_t^N y_t^N) \qquad (۴۱)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت[3] است:

$$y_t^D = \left((1-\gamma)^{\frac{1}{\nu}} (y_t^T)^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (\gamma)^{\frac{1}{\nu}} (y_t^N)^{\frac{\nu-1}{\nu}}\right)^{\frac{\nu}{1-\nu}} \qquad (۴۲)$$

که در تابع سود، y^D نماد عرضه کل کالای نهایی، y^T تقاضای کل کالای قابل مبادله و y^N تقاضای کل کالای غیر قابل مبادله، p^T قیمت کالای قابل مبادله و p^N قیمت کالای غیر قابل مبادله است. در تابع تولید، γ سهم کالای غیر قابل مبادله در هزینه کل کالای نهایی و ν بیانگر کشش جانشینی میان کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله در فرآیند تولید است. معادلات حاصل از بهینه‌یابی تولیدکنندگان نهایی با فرض تشابه آن‌ها و پس از خلاصه نمودن عبارت است از:

$$y_t^T = (1-\gamma)\left(\frac{P_t^T}{\mathrm{P_t}}\right)^{-\nu} y_t^D \qquad (۴۳)$$

1. Tradable
2. Non Tradable
3. Constant Elasticity of Substitution (CES)

$$y_t^N = \gamma \left(\frac{P_t^N}{\mathrm{P_t}}\right)^{-\nu} y_t^D \quad (۴۴)$$

$$\mathrm{P_t} = \left((1-\gamma)(P_t^T)^{1-\nu} + \gamma(P_t^N)^{1-\nu}\right)^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (۴۵)$$

معادله (۴۳) بیانگر تابع تقاضای کالای قابل مبادله، معادله (۴۴) بیانگر تابع تقاضای کالای غیر قابل مبادله و معادله (۴۵)، معادله تعیین قیمت کالای نهایی است که در واقع میانگین وزنی از قیمت کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله می‌باشد.

با توجه به تعریف تابع پاداش تامین مالی بیرونی s_t به خالص دارایی کارآفرینان بستگی دارد. چنان‌چه یک تکانه دارایی مالی مثبت اتفاق بیافتد، خالص دارایی بنگاه‌ها افزایش یافته و اهرم مالی کاهش می‌یابد و به تبع آن تقاضا برای سرمایه افزایش می‌یابد. برای فهم این موضوع روابط زیر را داریم:

$$p_t^{\omega}(1-\alpha)\frac{y_t}{l_t} = p_t^l \quad (۴۶)$$

$$p_t^{\omega}(1-\alpha)z_t\left(\frac{k_t}{l_t}\right)^{\alpha} = p_t^l \quad (۴۷)$$

معادله (۴۷) بیانگر این می‌باشد که با فرض ثبات قیمت نسبی کالاهای عمده فروشی p_t^{ω} و قیمت خدمات نیروی کار p_t^l و در غیاب تکانه تکنولوژی، نسبت سرمایه به کار در تعادل ثابت می‌باشد. از این رو، چنان‌چه تقاضا برای سرمایه در اثر یک تکانه مالی افزایش یابد، تقاضا برای خدمات نیروی کار به همان نسبت افزایش می‌یابد. مشاغل جدید وقتی به وجود می‌آیند که کارگران بیکار با فرصت‌های شغلی به وجود آمده تطبیق یابند. تعداد کسانی که تطبیق می‌یابند با یک تابع تطبیق کاپ- داگلاس توصیف می‌شود:

$$m_t = \sigma_m v_t^{\sigma} u_t^{1-\sigma} \quad (۴۸)$$

به طوری که m_t تعداد افراد تطبیق یافته جدید، v_t تعداد فرصت‌های شغلی و u_t تعداد بیکاران و σ_m پارامتر حاکم بر کارایی تطبیق می‌باشد. در هر دوره کسری به اندازه $(1-\rho_l)$ از کارگران موجود به طور برون‌زا از بنگاه‌ها جدا می‌شوند. از این رو، کل نیروی کار شاغل، مجموع افراد باقیمانده و تعداد افراد تطبیق یافته جدید خواهد بود.

$$n_t = \rho_l n_{t-1} + m_t \quad (۴۹)$$

همچنین بیکاری برابر خواهد بود با:

$$u_t = 1 - n_{t-1} \quad (۵۰)$$

بنابراین، کارگرانی که شغل خود را از دست می‌دهند باید یک دوره منتظر بمانند تا به جستجو برای یک شغل جدید بپردازند که نشان دهنده اصطکاک بازار کار خواهد بود. همچنین، احتمال پر شدن فرصت‌های شغلی یک بنگاه در دوره t برابر با $q_t^l = \frac{m_t}{v_t}$ و احتمال پیدا کردن شغل توسط نیروی کار $S_t^l = \frac{m_t}{u_t}$ است. در این مدل فرض می‌شود که بیکاری بر اساس کارگران ماهر و غیر ماهر تفکیک می‌شود. ساختار بازار نیروی کار بر اساس اشتغال قشرهای مختلف و بیکاری بر اساس افراد ماهر و کارگران ساده تفکیک می‌شود.

$$u_t = \lambda l_{1t} + (1-\lambda) l_{2t}$$

ضریب λ بیانگر سهم بیکاری افراد ماهر و $(1-\lambda)$ نسبت بیکاری افراد غیر ماهر می‌باشد. l_{1t} بیانگر نسبت بیکاران ماهر و تحصیل کرده به کل اشتغال و l_{2t} بیانگر نسبت بیکاران ساده به کل اشتغال است.

۳-۳- بخش خارجی اقتصاد

کشور داخلی از دو راه تحت تاثیر جهان خارج قرار می‌گیرد. یکی از طریق تجارت کالای مصرفی و دیگری از طریق بازارهای مالی بین‌المللی. در این‌جا متغیر حساب سرمایه با $\mathrm{cap_t}$ و متغیر حساب جاری با $\mathrm{cur_t}$ نمایش داده شده است. طبق تعریف، حساب سرمایه نمایانگر سطح بدهی خالص و حساب جاری می‌باشد.

$$\mathrm{cap_t} = \left(\mathrm{d_{t+1}^f} - \mathrm{d_t^f}\right)\mathrm{Q_t} \quad (۵۱)$$

$$\mathrm{cur_t} = (\mathrm{ex_t} - \mathrm{Q_t im_t}) - \mathrm{r_t^f d_t^f Q_t} \quad (۵۲)$$

در این مدل فرض شده است که تراز پرداخت‌ها $\mathrm{bp_t}$ در تعادل باشد.

$$\mathrm{bp_t} = 0$$

$$bp_t = cap_t + cur_t$$
$$0 = cap_t + cur_t$$

بر این اساس معادلات مربوط به تراز پرداخت‌ها به صورت زیر است:

$$0 = (ex_t - Q_t im_t) - r_t^f d_t^f Q_t$$
$$(d_{t+1}^f - d_t^f)Q_t = (ex_t - Q_t im_t) - r_t^f d_t^f Q_t$$
$$d_{t+1}^f = (1 + r_t^f)d_t^f - \left(\frac{ex_t}{Q_t} - im_t\right)$$

روابط فوق در برگیرنده‌ی این مفهوم هستند که کشور داخلی جهت پوشش دادن پرداخت‌های بهره‌ای سررسید شده، بر حجم بدهی خارجی خود می‌افزاید که این امر موجب نقصان در تراز پرداخت‌ها می‌شود. نرخ بهره‌ی مربوط به بدهی خارجی به صورت متغیر برون‌زایی در نظر گرفته می‌شود که به میانگین جهانی نرخ بهره $\bar{r}^{w}$ و بدهی خارجی d_t^f (مقدار انحراف از حالت تعادلی آن) بستگی دارد.

۳-۴- سیاست‌گذار مالی و بانک مرکزی

در این بخش با در نظر گرفتن استقلال ابزار برای بانک مرکزی فرض می‌شود که سلطه مالی وجود نداشته و دولت نمی‌تواند کسری خود را از بانک مرکزی تامین کند. بر اساس مطالعه سارجنت زمانی که بانک مرکزی استقلال داشته باشد، دولت برای تامین مالی بدهی خود اقدام به انتشار اوراق قرضه می‌کند. با تغییر در نرخ بهره اوراق ممکن است افراد تمایلی به خرید اوراق نداشته باشند در این شرایط دولت از مقام پولی استقراض می‌کند. فرض می‌شود بانک مرکزی ایران متولی اجرای سیاست‌های پولی است و بر اساس اهداف مشخص سیاست‌های مختلف را ابلاغ و اجرا می‌نماید. بر اساس ادبیات امروز اقتصاد پولی، بانک‌های مرکزی به منظور اجرای این سیاست‌ها باید از یک متغیر سیاستی استفاده نمایند که این متغیر، ابزار سیاستی بانک نامیده می‌شود. بر این اساس، بانک مرکزی با تغییر در ابزار پولی خود، به نحوی به متغیرهای کلان اقتصادی واکنش نشان می‌دهد تا آن‌ها را به سطح هدف نزدیک نماید. به طور کلی دو متغیر به عنوان ابزار بانک مرکزی تلقی و انتخاب می‌شوند: نرخ بهره و حجم پول. بانک مرکزی جهت انجام سیاست‌های خود باید یکی از این دو متغیر را انتخاب نماید. اگر نرخ بهره به عنوان ابزار انتخاب شود آن‌گاه گوییم بانک مرکزی از یک قاعده تیلور در سیاست‌گذاری پولی استفاده

می‌کند. اما برخی بانک‌های مرکزی به جای استفاده از نرخ بهره از کنترل پایه پولی و حجم پول برای سیاست‌های اقتصادی استفاده می‌کنند که بانک مرکزی ایران نیز از جمله آن‌ها است (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۹).

در ایران بانک مرکزی با استفاده از ابزار نرخ رشد پایه پولی، نسبت به نوسان‌های کلان اقتصادی از جمله تورم، تولید، شوک ارزی و شوک نفتی واکنش نشان می‌دهد. هدف از این واکنش حفظ این متغیرها حول یک روند مشخص است به نحوی که هدف بانک مرکزی (یا دولت) برقرار باشد. بر این اساس، سیاست پولی در ایران به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} + \rho_\pi \hat{\pi}_t + \rho_y \hat{y}_t + \rho_s \hat{S}_t + \varepsilon_t^m \quad (۵۳)$$

فرض می‌شود از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (۵۴)$$

در معادله فوق ε_t^m شوکی است که به تورم هدف سیاست‌گذار پولی وارد می‌شود. در چارچوب این مدل، بانک مرکزی از استقلال و ابزارهای کافی جهت تعیین حجم پول برخوردار نیست که در آن سیاست مالی دولت بر سیاست پولی بانک مرکزی جهت تعیین حجم پول مسلط است. فرض می‌کنیم که پایه پولی شامل بدهی دولت به بانک مرکزی (GD) و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (FR) است:

$$M_t = DC_t + FR_t \quad (۵۵)$$

با تقسیم طرفین این رابطه بر P_t پایه پولی حقیقی به صورت $x_t = \frac{X_t}{P_t}$ خواهد بود که x_t در آن به معنی مقادیر حقیقی متغیر $X_t = M_t, DC_t, FR_t$ است. فرض می‌شود انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی از قاعده رابطه زیر تبعیت نماید.

$$m_t = dc_t + fr_t \quad (۵۶)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + o_t \quad (۵۷)$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به نحوی است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت O_t به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. هدف دولت از اجرای سیاست مالی تامین شرایط لازم برای طرح‌های عمرانی و تامین هزینه‌های جاری خود می‌باشد. بنابراین دولت جهت انجام این اهداف باید دارای یک سری منابع درآمدی مشخص باشد. به طور معمول سیاست مالی دولت از طریق بررسی بودجه دولت و نحوه تاثیرگذاری آن بر اقتصادکلان از تحلیل اجزای تشکیل دهنده منابع درآمدی آن مشخص می‌شود. درآمد دولت از منابع مختلفی از قبیل قرض از بخش خصوصی (در قالب اوراق مشارکت و یا قرض از سیستم بانکی)، درآمدهای حاصل از فروش نفت و گاز و درآمد حاصل از مالیات‌ها تامین می‌شود. با این توصیف می‌توان قید بودجه دولت را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$(1+i_{t-1})B_{t-1}+G_t=T_t+Se_t+B_t+O_t \qquad (۵۸)$$

که در این رابطه G مخارج دولت، T درآمدهای مالیاتی، Se بیانگر درآمد ناشی از فروش گاز و O درآمد حاصل از فروش نفت می‌باشد. قید بودجه فوق باید در تمامی زمان‌ها برقرار باشد؛ بنابراین قید بودجه بین دوره‌ای دولت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\int_0^{\infty}[(1+i_{t-1})B_{t-1}+G_t]\exp(-it)dt=\int_0^{\infty}[T_t+Se_t+O_t]\exp(-it)dt+\int_0^{\infty}[B_t]\exp(-it)dt \qquad (۵۹)$$

بر اساس شرط بازی غیر پونزی، آخرین عبارت سمت راست باید برابر صفر باشد. با این شرط، ارزش زمان حال بدهی دولت برابر است با[1]:

$$B_{t-1}=(1+i_{t-1})^{-1}[T_t+Se_t+O_t-G_t] \qquad (۶۰)$$

و با خطی‌سازی این عبارت حول نقطه ایستا، داریم:

$$\hat{B}_{t-1}=\theta_1\hat{T}_t+\theta_2\hat{Se}_t+\theta_3\hat{O}_t-\theta_4\hat{G}_t \qquad (۶۱)$$

معادله فوق نشان می‌دهد که قرض دولت باید برابر مازاد بودجه زمان بعد باشد. منابع مازاد بودجه شامل سه عامل درآمد مالیاتی، درآمد گاز و درآمد نفتی است. با معرفی قید بودجه دولت در ادامه

[1]. Blanchard and Fischer (1989)

به معرفی هزینه‌های دولت در بخش کالاهای عمومی پرداخته شده است. فرض می‌کنیم که میزان هزینه‌های اسمی دولت نه تحت یک فرآیند بهینه‌یابی اقتصادی، بلکه تحت فرآیندهای سیاسی بودجه‌ریزی و به صورت برون‌زا تعیین می‌گردد و در عین حال تحت تأثیر شوک‌های نفتی نیز قرار دارد:

$$G_t = {G_{t-1}}^{1+\rho g} {G_{t-2}}^{-\rho g} e^{(GG+\rho^{go} eOP_t + eG_t)} \quad (۶۲)$$

در عین حال فرض می‌کنیم بودجه دولت صرف استخدام نیروی کار از سوی دولت (L^g) برای تولید خدمات عمومی می‌شود:

$$L_t^g = \frac{G_t}{W_t} \quad (۶۳)$$

و فرآیند تولید خدمات عمومی (y^{pc}) عبارت است از:

$$y_t^{pc} = \frac{W_t}{P_t} L_t^g \quad (۶۴)$$

همچنین فرض می‌شود که درآمدهای نفتی از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به شکل زیر پیروی می‌کند:

$$o_t = \rho_o o_t + \varepsilon_t^o. \qquad \varepsilon_t^o \sim N(0.\sigma_o^2) \quad (۶۵)$$

با این حال باید توجه نمود که کماکان تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی نوعی قاعده سیاست‌گذاری خواهد بود. از آن‌جا که رفتار سیاست‌گذار پولی در اقتصاد ایران به صورت صلاحدیدی است، نمی‌توان انتظار داشت که به صورت کامل واقعیات را نشان دهد.

۴- مقدار دهی الگو و نتایج تحقیق

پس از معرفی الگو، ضرایب از روش مقدار دهی (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 کاملا 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 (یاوری و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۴).

برای محاسبه مقادیر لگاریتم خطی شده متغیرها (انحراف از وضعیت پایدار متغیرها) با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات (HP) با $\lambda = 677$ اجزای سیکلی لگاریتم داده‌ها استخراج گردیده است. قبل از تخمین پارامترهای مدل لازم است پارامترها و شاخص‌هایی که به صورت سهمی بوده یا نیازی به برآورد ندارند را کالیبره کرد. این پارامترها از طریق مقادیر وضعیت متغیرها در حالت با ثبات بدست می‌آیند و میانگین داده‌های این نسبت‌ها به عنوان مقادیر وضعیت پایدار آن‌ها در نظر گرفته می‌شود و نیازی به برآورد آن‌ها وجود ندارد. نتایج متغیرها در حالت با ثبات در جدول ۱ نشان داده شده است:

جدول ۱: متغیرها در حالت با ثبات

متغیر	تعریف	مقدار
$(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}})$	نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی	۰/۵۳۱
$(\frac{\overline{IM}}{\bar{Y}})$	نسبت کل واردات به تولید ناخالص داخلی	۰/۲۳۳
$(\frac{\overline{YN}}{\bar{Y}})$	نسبت تولید قابل تجارت به تولید ناخالص داخلی	۰/۵۷۵

برای برآورد بیزی پارامترهای مدل ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین پارامترها تعیین گردد سپس با استفاده از نرم افزار 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 (۲) 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.

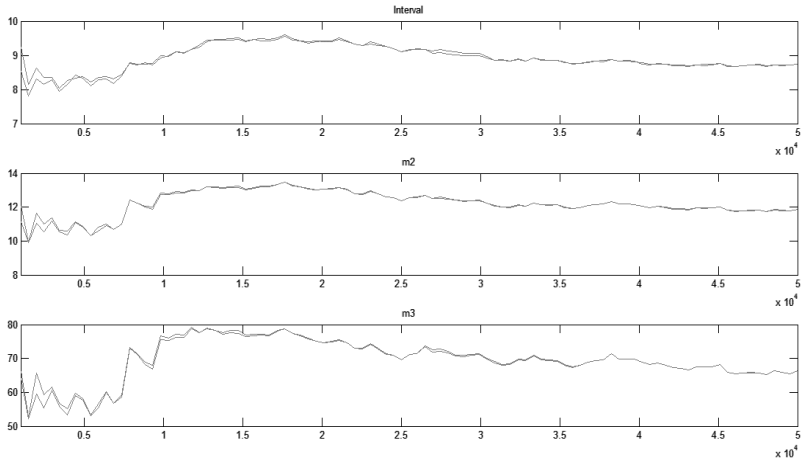
[1]. Metropolis-Hastings Algorithm

جدول ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل			
		توزیع پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	منبع
β	نرخ تنزیل بین دوره‌ای ذهنی خانوار	بتا	۰/۹۶۸	۰/۹۶۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ϑ	نرخ ترجیحات زمانی کارفرمای اقتصادی	بتا	۰/۹۱	۰/۹۱	محاسبات محقق
χ	اصطکاک بازار مالی	بتا	۰/۰۹	۰/۰۹	محاسبات محقق
Φ	ضریب محدودیت دریافت وام	گاما	۰/۸۵	۰/۷۹	آندرس و آرس (۲۰۱۲)
ξ	تعدیل سرمایه	نرمال	۰/۲۴۸	۰/۲۴۹	محاسبات محقق
δ	نرخ استهلاک	بتا	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	کمیجانی (۱۳۹۱)
σc	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۵۲	۱/۵۸	کمیجانی (۱۳۹۱)
bm	عکس کشش تراز حقیقی	گامای معکوس	۲/۲۴	۲/۲۵	کمیجانی (۱۳۹۱)
κ	نرخ هزینه ایجاد ظرفیت شغلی	گاما	۰/۱۸	۰/۱۷	گارفرین (۲۰۱۵)
ρ_η	ضریب خودتوضیح تکانه اعتباری	گاما	۰/۸۷	۰/۹۳۸	محاسبات محقق
σ_η	انحراف معیار تکانه اعتباری	گامای معکوس	۰/۰۱۳	۰/۰۱۵	محاسبات محقق

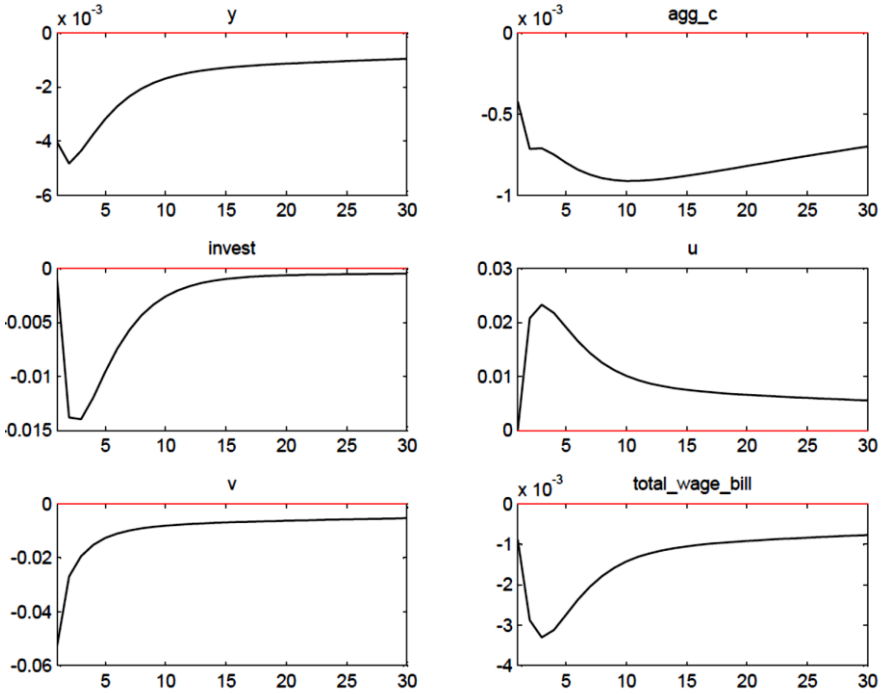
به منظور بررسی صحت و درستی برآوردهای حاصل از روش مونت کارلو با زنجیره مارکوف[1] (MCMC) در این‌جا از آزمون تشخیصی بروکز و گلمن[2] (۱۹۸۸) استفاده شده است. این آزمون تشخیصی به صورت تک متغیره و چند متغیره گزارش می‌شود که در این‌جا تنها آزمون چند متغیره آن در شکل (۱) گزارش می‌گردد و آزمون‌های تک متغیره آن در پیوست آورده شده است. نتایج این آزمون تشخیصی نشان می‌دهد که واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند که بیانگر صحت مناسب برآوردهای صورت گرفته از پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین می‌باشد.

1. Markov Chain Mont Carlo
2. Brooks and Gelman (1988)



شکل ۱: آزمون تشخیصی چند متغیره بروکز و گلمن

در این قسمت با قرار دادن نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل تأثیر شوک اعتباری بنگاه بر روی شاخص‌های اقتصاد کلان مورد بررسی قرار می‌گیرد. نمودارهای زیر بیانگر تاثیر محدودیت اعتباری بنگاه بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد.



شکل ۲: مقایسه واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه محدویت اعتباری بنگاه

بر اساس نمودارهای استخراج شده در می‌یابیم تکانه وارد شده از ناحیه محدودیت اعتباری بنگاه منجر به این می‌شود که بنگاه‌ها مجبور به کاهش تقاضا برای سرمایه و از این رو کاهش سرمایه‌گذاری شوند. کاهش تقاضا برای سرمایه با کاهش تقاضا برای نیروی کار همراه است که در نتیجه فرصت‌های شغلی کمتری ارائه داده و بیکاری افزایش می‌یابد. قیمت دارایی با کاهش تقاضا برای سرمایه کاهش یافته و این باعث کاهش بیشتر در دارایی خالص بنگاه‌ها می‌شود. با توجه به کاهش تقاضای کل برای کار، فرصت‌های شغلی کمتری در بازار ارائه می‌شود. در نتیجه احتمال پیدا کردن کار برای یک کارگر کاهش یافته و منجر به نرخ بیکاری بالاتری می‌شود. با این حال، عکس‌العمل نرخ بیکاری به طور معناداری بیشتر است، به این دلیل که در صورت وجود محدودیت اعتباری بنگاه اصطکاک بالاتر پاداش ریسک بیرونی بیشتر افزایش یافته و تقاضا برای سرمایه بیشتر کاهش می‌یابد. اثر تشدید شتاب‌دهنده‌های مالی منجر به عکس‌العمل‌های قوی‌تر در متغیرهای دیگر به تکانه خالص دارایی بنگاه شده است. بر اساس شکل (۲)، نتایج حاصل از تکانه منفی بازار اعتبارات و محدودیت در قرض گرفتن و قرض دادن منجر به کاهش در توانایی بنگاه در دستیابی به منابع مالی و این امر منجر به کاهش در سرمایه‌گذاری شده است. کاهش در سرمایه‌گذاری بنگاه منجر به کاهش در موجودی سرمایه می‌شود که این امر نیز کاهش در توانایی بنگاه در قرض گرفتن را شدیدتر می‌کند. کاهش ماندگار در سرمایه‌گذاری بنگاه متعاقب قید اعتباری صورت می‌گیرد. نتایج بیانگر این می‌باشد که تکانه اعتباری منجر به کاهش تولید، کاهش سرمایه‌گذاری، کاهش در نرخ اشتغال‌یابی، افزایش در بیکاری، کاهش در ظرفیت اشتغال، کاهش دستمزد و ... شده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی اثر تکانه‌های 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 (DSGE) 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 می‌باشد که منجر به این می‌شود که واکنش بازار کار به تکانه 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. دستمزد اسمی پرداخت شده به نیروی کار در این الگو از

طریق فرآیند چانه‌زنی تعیین می‌شود. بنگاه‌ها برای استخدام نیروی کار بر اساس ارزش نهایی خدمات نیروی کار تصمیم می‌گیرند. آن‌ها سرمایه را از تولیدکنندگان سرمایه تأمین می‌کنند. ازآن‌جا که بنگاه‌ها برای خرید سرمایه به وجوه مالی بیرونی نیازمندند، در معرض اصطکاک‌های بازار مالی قرار می‌گیرند. از آن‌جا که نرخ بهره تسهیلات بر نرخ بیکاری در ایران موثر است، بنابراین برای اصطکاک بازار از مدل شتاب دهنده مالی استفاده شده که در آن اصطکاک مالی از طریق قیمت وام بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. بانک مرکزی در هر دوره نرخ سود سپرده را تعیین می‌کند. البته تلاش شده است نوع معادله انتخاب شده در اقتصاد ایران به گونه‌ای در نظر گرفته شود که با واقعیات اقتصاد بیشترین هماهنگی را داشته باشد. فرض شده است که هزینه‌های دولت از محل خلق پول، افزایش پایه پولی، اخذ مالیات یک‌جا و تغییر در ارزش ذخایر خارجی تأمین می‌گردد. نتایج بیانگر این می‌باشد که یک تکانه مالی منفی به خالص دارایی بنگاه باعث افزایش در نرخ بیکاری و کاهش در ارائه فرصت‌های شغلی توسط بنگاه می‌شود. علاوه بر این اصطکاک مالی باعث تقویت تکانه‌های مالی و نوسانات بزرگتر در بیکاری و فرصت‌های شغلی می‌گردد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که دولت از طریق شفافیت بیشتر در بازار مالی، اصطکاک مالی را کاهش دهد تا در صورت بروز تکانه‌های مالی اثرات آن تخفیف یابد.

منابع و مآخذ

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۷). فصلنامه‌های آماری.

۲. توکلیان، حسین (۱۳۹۳). "برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه پژوهش‌های پولی –بانکی **۲۱**: ۳۵۹-۳۲۹.

۳. خلیلی عراقی، منصور. و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۵). "پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی **۱۰**(۴): ۲۳-۱.

۴. خیابانی، ناصر. و امیری، حسین (۱۳۹۱). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی". فصلنامه اقتصاد مقداری **۹**(۳): ۵۹-۲۵.

۵. شعبانی، احمد. و جلالی، عبدالحسین (۱۳۹۰). "دلایل گسترش مطالبات معوق در نظام بانکی ایران و بیان راهکارهایی برای اصلاح آن". فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه **۱۶**(۴): ۱۵۵-۱۸۱.

۶. فرزین وش، اسدالله. احسانی، محمدعلی. و کشاورز، هادی (۱۳۹۴). "اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار (مطالعه موردی اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک)". فصلنامه تحقیقات اقتصادی **۵۰**(۲): ۴۴۷-۴۱۵.

۷. کشاورز، هادی (۱۳۹۳). *اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (مطالعه موردی: ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک)*، رساله دکتری دانشکده علوم اقتصادی و اداری (وابسته به وزارت اقتصاد و دارایی).

۸. کمیجانی، اکبر. و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطهٔ مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی **۸**(۲): ۱۱۷-۸۷.

۹. موسویان، سید عباس. و غلامی، روح الله (۱۳۹۲). "بررسی راهکارهای استمهال مطالبات غیر جاری در بانکداری بدون ربا". فصلنامه روند **۲۰**: ۱۳۹-۱۰۹.

۱۰. مهرگان، نادر. دلیری، حسن. و کردبچه، حمید (۱۳۹۳). "اثر تغییرات ساختار صنعت بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس مدل DSGE". فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی **۶**(۱۱): ۳۳-۱.

۱۱. نظرپور، محمدنقی. و کشاورزیان، اکبر (۱۳۹۵). "نقش منابع تملیکی در تامین مالی و وصول مطالبات غیر جاری نظام بانکی". فصلنامه اقتصاد اسلامی **۶۴**: ۱۱۶-۸۷.

۱۲. یاوری، کاظم. ولی‌بیگی، حسن. ابراهیمی، ایلناز. و سحابی، بهرام (۱۳۹۷). "تحلیل سیاست‌های تجاری و ارزی در ایران در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی ۱۰(۱۹): ۸۸-۵۳.

13. Abo-Zaid, S. (2015). "Optimal Long Run Inflation with Occasionally Binding Financial Constraints". European Economic Review **75**: 18-42.
14. Acemoglu, D. (2001). "Credit Market Imperfections and Persistent Unemployment". European Economic Review **45**(4-6): 665-679.
15. Boeri, T. Garibaldi, P. and Moen, E. (2013). "Financial Shocks and Labor: Facts and Theories". IMF Economic Review **61**: 631-663.
16. Boeri, T. Garibaldi, P. and Moen, E. (2015). "Financial Frictions, Financial Shocks and Unemployment Volatility". Centre of Economic Policy Research, London EC1V 3PZ, UK.
17. Diamond, P. A. (1982). "Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium". Review of Economic Studies **49**: 217–227.
18. Duygan-Bump, B. Levkov, A. and Montoriol-Garriga, J. (2015). "Financial Constraints and Unemployment: Evidence from the Great Recession". Journal of Monetary Economics 75: 89-105.
19. Garín, J. (2015). "Borrowing Constraints, Collateral Fluctuations, and the Labor Market". Journal of Economic Dynamics and Control **57**(C): 112-130.
20. Gilchrist, S. and Zakrajšek, E. (2012). "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations". The American Economic Review **102**(4): 1692-1720.
21. Hagedorn, M. and Manovskii, I. (2008). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Revisited". American Economic Review **98**: 1692-1706.
22. Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997). "Credit Cycles". Journal of Political Economy **105**: 211-248.
23. Petrosky-Nadeau, N. (2014). "Credit, Vacancies and Unemployment Fluctuations". Review of Economic Dynamics **17**: 191-205.
24. Ravenna, F. and Walsh, C.E. (2008). "Vacancies, Unemployment, and the Phillips Curve". Eur.Econ.Rev **52**: 1494-1521.
25. Shimer, R. (2005). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies". Am.Econ.Rev **95**: 25-49.
26. Zanetti, F. (2015). "Financial Shocks and Labor Market Fluctuations". Mimeo.

Original Research Article

Effect of firm credit constraint on unemployment in a dynamic stochastic general equilibrium model

Naser Elahi[1]
Negar Birjandi[2]*

Received: 25-10-2018 Accepted: 02-01-2019

Abstract

The purpose of this paper is to investigate the effect of firm credit constraint on unemployment in a dynamic stochastic general equilibrium model within the 1996-2017 period. In this study, the financial friction occurs through the existence of incomplete contracts in the market. In this model, the limitation of borrowing for the firm is in relation to the stock of capital, which leads to a very slow response of the labor market to productivity momentum. A characteristic of this pattern is that, in every period, employment (or unemployment) comes from the conditions that prevail the labor market. In each period, the number of people recruited depends on job opportunities created by businesses and the number of the unemployed. In this case, if the number of job opportunities is low or the number of the unemployment is high, voluntary unemployment emerges, which is more compatible with the Iranian economy. The results show that the credit impulse caused by the firm's limitation in the financing of investment in the country increases unemployment. The results also indicate that the limitation of firm credit in the borrowing process leads to a decrease in job capacities and the probability of finding jobs in the market.

Keywords: Credit constraint, Employment, Job capacity, Financial friction, Dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE).
JEL Classification: E51, E24, P34, C61.

1- Associate Professor, Department of Economics, Mofid University
2-Ph.D. Student, Department of Economics, Mofid University
Email: n.birjandi@yahoo.com

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

تاثیر تکانه‌های صرف ریسک، سیاست پولی، نفتی، عرضه و تقاضا بر نرخ ارز و تورم در ایران: در چارچوب قواعد تیلور و مک‌کالم

الناز دهقان[۱]
هاشم زارع[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۲۰

چکیده

بررسی منابع نوسانات نرخ ارز برای مقامات پولی هر کشور از اهمیت زیادی برخوردار است. در مطالعه حاضر از دو قاعده تیلور و مک‌کالم دردوره زمانی ۱:۱۳۷۰- ۱۳۹۶:۴ با احتساب تکانه نفت، تکانه صرف ریسک، تکانه عرضه، تکانه تقاضا و تکانه سیاست‌های پولی در چارچوب یک مدل خودهمبسته برداری ساختاری برای بررسی نوسانات نرخ ارز استفاده شده است. نتایج حاصل از واکنش ضربه 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. در این تحقیق با مقایسه دو مدل تیلور و مک‌کالم این نتیجه حاصل شد که قاعده مک‌کالم نسبت به قاعده تیلور، در اقتصاد ایران، قدرت بیشتری در مهار تکانه‌های مذکور دارد، در حقیقت در اقتصاد ایران به دلیل سیستم ثبات نرخ بهره مکانیزم نرخ بهره کارآمدی لازم را ندارد اما سیاست کنترل نقدینگی یک سیاست منطقی می‌باشد.

واژگان کلیدی: نوسانات نرخ ارز، قاعده تیلور، قاعده مک‌کالم، خود رگرسیون برداری ساختاری.

Keywords: Exchange rate fluctuation, Taylor Rule, Mccallum Rule, SVAR.

JEL Classification: F31, F41, E5.

[۱]. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز
dehghan.elnaz71@yahoo.com
[۲]. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز (نویسنده مسئول)
Hashem.zare@gmail.com

۱- مقدمه

نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آن یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است، که از جنبه‌های گوناگون بخش‌های مختلف اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این رو کنترل نوسانات و بررسی متغیرهای مؤثر بر این نوسانات دارای اهمیت بسیاری برای هر کشور می‌باشد. تنظیم نامناسب نرخ ارز منجر به کاهش کارایی، تخصیص نامناسب منابع اقتصادی، از دست دادن ذخایر بین‌المللی، تضعیف انگیزه‌های تولید در بخش‌های مختلف و عدم تعادل کلان اقتصادی می‌شود (ادواردز[1]، ۱۹۸۸). از طرف دیگر، انحراف نرخ ارز از سطح تعادلی باعث عدم اطمینان می‌شود و این عدم اطمینان از دو طریق می‌تواند آثار منفی بر اقتصاد بر جای گذارد. اول این‌که موجب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی شده و بر انباشت سرمایه اثر منفی می‌گذارد (رازین و کالینز[2]، ۱۹۹۹). دوم، عدم اطمینان نرخ ارز باعث افزایش هزینه‌های تجارت می‌شود و بر قدرت رقابت تجاری تأثیر منفی خواهد داشت. این وضعیت به ویژه در اقتصادهایی بیشتر ظاهر می‌شود که امکان انجام مبادلات تأمینی در آن‌ها کمتر است (کریلجنکو[3] و همکاران، ۲۰۰۳). انحراف نرخ ارز از سطح تعادلی آن، باعث ایجاد هزینه‌هایی برای اقتصاد می‌شود. در همین راستا، اگر ارزش‌گذاری پول ملی در برابر پول خارجی بیش از سطح تعادلی باشد، ممکن است موجب کاهش رقابت در سطح بین‌الملل برای یک کشور شده و اگر ارزش‌گذاری پول ملی در برابر پول خارجی کمتر از سطح تعادلی باشد، از طریق افزایش قیمت کالاهای وارداتی واسطه‌ای و افزایش تقاضای کل منجر به ایجاد فشار تورمی می‌شود. امکان بروز این وضعیت در کشورهایی با نرخ بالا و ماندگار تورم قوی‌تر است. بر این اساس، اگر منبع اصلی تورم خارجی باشد انتظار می‌رود تورم در دوره‌هایی که نرخ ارز به مقدار زیاد بیش از سطح تعادلی است، پایدار بوده و با تعدیل نرخ ارز این وضعیت برطرف شود (جیانلیس و کوکورتاکیس[4]، ۲۰۱۳). با توجه به این موضوع، پژوهش حاضر می‌کوشد تا به سئوالاتی همچون «تأثیر شوک نفت بر روی نوسانات بازار ارز در اقتصاد ایران به چه صورت می‌باشد؟»، «تأثیر شوک صرف ریسک بر روی نوسانات بازار ارز در اقتصاد ایران به چه صورت می‌باشد؟»، «تأثیر شوک عرضه بر روی نوسانات بازار ارز در اقتصاد ایران به چه صورت می‌باشد؟»، «تأثیر شوک تقاضا بر روی نوسانات بازار ارز در اقتصاد ایران به چه

1. Edwards (1988)
2. Razin and Collins (1999)
3. Kriljenko (2003)
4. Giannellis and Koukouritakis (2013)

صورت می‌باشد؟»، و «تأثیر شوک سیاست‌های پولی بر روی نوسانات بازار ارز در اقتصاد ایران به چه صورت می‌باشد؟» پاسخ دهد.

روش‌های زیادی برای شناسایی منبع نوسانات نرخ ارز وجود دارد که یکی از این روش‌ها استفاده از قواعد تیلور می‌باشد. جان تیلور[1] (۲۰۰۰) با بررسی قواعد سیاست‌های پولی در بازارهای نوظهور شباهت‌هایی بین آن‌ها و اقتصادهای توسعه‌یافته مشاهده نمود که در صورت عدم تثبیت دائمی نرخ ارز، سیاست سه‌گانه نرخ ارز شناور، هدف‌گذاری تورم و قاعده سیاست پولی قابل اتکاترین سیاست خواهد بود. یکی دیگر از قواعد شناسایی منبع نوسان نرخ ارز قاعده مک‌کالم می‌باشد. قاعده مک‌کالم قاعده‌ای است برای تبیین سیاست پولی که بر نرخ رشد پایه پولی به عنوان ابزاری مناسب برای وصول به رشد پایدار تولید داخلی اسمی و کنترل تورم اصرار دارد (مک‌کالم[2]، ۱۹۸۸). بنابراین این تحقیق بر آن است که با استفاده از روش تیلور و قاعده مک‌کالم منبع نوسانات نرخ ارز را در ایران شناسایی کرده و در پی راه‌حلی برای این مسئله باشد، در بخش بعدی تحقیق به مرور مطالعات پیشین حول محور نوسانات ارز پرداخته شده است، پس از آن مبانی نظری و ساختار الگو شرح داده شده است، سپس تجزیه و تحلیل داده‌ها، آزمون‌های تشخیصی و برآورد مدل بیان شده و در بخش پایانی به تجزیه و تحلیل، نتیجه‌گیری و پیشنهاد پرداخته شده است.

۲- مروری بر مطالعات پیشین

۲-۱- مطالعات خارجی

چن، یا و او[3] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با موضوع "پویایی نرخ ارز در چهارچوب قوانین تیلور" با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[4] برای سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۸۵ به بررسی یک مدل تعیین نرخ ارز پویا که شامل کنترل سرمایه و مداخلات ارز خارجی در چارچوب قانون حقوقی تیلور است پرداخته‌اند. این تحقیق نشان می‌دهد که شوک تقاضا به جای شوک عرضه نقش مهمی در تعیین ارزش واقعی ارز دارد. سیاست پولی تأثیر کمی دارد، اما مداخله بانک مرکزی در حفظ نرخ پایداری نرخ ارز برای ین و یورو نقش دارد. نتایج برآورد شده نشان می‌دهد که در مقایسه با شوک عرضه، شوک تقاضا به نظر می‌رسد برای پویایی نرخ ارز مهم‌تر است.

---

1. John Taylor (2000)
2. MacCallum (1988)
3. Chen, Yao and Ou (2016)
4. SVAR

علاوه بر این، شوک پولی نرخ بهره را افزایش می‌دهد و نرخ ارز واقعی را از طریق اصلاح نرخ بهره در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد.

کمپا و وایلد[1] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با موضوع "شناسایی منبع نوسانات نرخ ارز با استفاده از قواعد تیلور" به منبع نوسانات نرخ ارز با استفاده از داده‌های سه ماهه از سال ۲۰۰۷-۱۹۸۰ و تمرکز بر کشورهای اروپایی، انگلستان، ژاپن، آمریکا و کانادا پرداخته‌اند. در این تحقیق از روش خودرگرسیون برداری[2] استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اعمال قاعدهٔ تیلور در مقایسه با تحقیقات قدیمی‌تر تأثیرگذاری بیشتری دارد. به عنوان مثال پیرزمن و فارانت[3] (۲۰۰۶) تحقیقی مشابه در کشورها و مدت زمان مشابه انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که شوک تقاضا باعث بروز تغییر ۷۴ تا ۹۵ درصدی در نرخ ارز می‌شود. از طرفی، در مدل خود با تغییر ۵۴ تا ۷۱ درصدی مواجه شده‌اند و بقیه تغییرات نرخ ارز را متأثر از شوک عرضه و شوک ریسک سرمایه در نظر گرفتند.

۲-۲- مطالعات داخلی

مروت، شاه حسینی و فریدزاد (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با موضوع "بررسی آثار تغییرات نرخ ارز بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران" به بررسی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی در قالب مدل سیستم معادلات هم‌زمان[4] (مدل رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط) برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰ پرداخته‌اند. در این تحقیق از رهیافت نئوکلاسیک و توابع تولید بخشی استفاده شده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز حقیقی اثر معناداری بر واردات کالاهای واسطه‌ای نداشته و بنابراین بخش کشاورزی و خدمات کمترین تأثیر را از تغییرات نرخ ارز حقیقی می‌پذیرند. اما تغییرات نرخ ارز حقیقی اثر معناداری بر واردات کالاهای واسطه‌ای بخش صنعت و معدن و لذا بر ارزش افزوده و اشتغال این بخش دارد.

بیات و بهرامی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با موضوع "قواعد پولی تیلور و نرخ رشد حجم پول برای اقتصاد ایران" در قالب مدل تعادل عمومی تصادفی پویا به بررسی قاعده تیلور در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. این تحقیق با استفاده از الگوی سیستم معادلات هم‌زمان برای سری زمانی فصلی

---

1. Kempa and Wilde (2011)
2. VAR
3. Peersman and Farrant (2006)
4. Seemingly Unrelated Regression

۱۳۹۰- ۱۳۶۷ به تجزیه و تحلیل پرداخته است و نتایج نشان می‌دهد که در مواجهه با شوک‌های نفتی، مخارج دولت و بهره‌وری، نوع قاعده مورد استفاده تأثیر چندانی در نحوه‌ی واکنش متغیرهای واقعی بخش اقتصاد در مقابل شوک‌ها ندارد اما در مقابله با متغیر پولی تورم، قاعده نرخ رشد حجم پول باثبات‌تر از قاعده تیلور در مواجهه با شوک‌های مذکور عمل می‌کند.

نعمتی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با موضوع "نقش متغیرهای اقتصاد کلان بر وقوع تورم رکودی در اقتصاد ایران" به بررسی اثر متغیرهای کسری بودجه دولت، قیمت نفت، درآمدهای نفتی، حجم پول، نرخ سود بانکی، بهره‌وری نیروی کار، نرخ دستمزد، نرخ ارز، تحریم و آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی بر تورم رکودی ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۳ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای حجم پول، نرخ ارز، نرخ دستمزد و تحریم و اثر منفی و معنی‌دار قیمت نفت، درآمدهای نفتی، نرخ سود بانکی و بهره‌وری نیروی کار بر تورم رکودی است. در نتیجه بهتر است به دلیل اثر منفی بهره‌وری نیروی کار و نقش مهم سیاست‌های سمت عرضه در بهبود فضای کسب و کار و رفع تورم رکودی، به این سیاست‌ها توجه جدی‌تری صورت گیرد.

۳- مبانی نظری

در رابطه با به کارگیری قواعد سیاست پولی دو روش وجود دارد. در روش اول، قاعده سیاستی بهینه از تحلیل رفتار بانک مرکزی در چارچوب توابع هدف استخراج می‌شود، در حالی که در روش دوم، قاعده پولی به طور برون‌زا به کار گرفته می‌شود و متغیرهای سیاستی نسبت به متغیرهایی از جمله تورم، شکاف تولید و نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند. قواعد تیلور و مک‌کالم دو قاعده‌ای هستند که به روش دوم به کار گرفته می‌شوند. به کارگیری قواعد پولی به شکل برون‌زا شباهت بسیار زیادی به تصمیم و عملکرد سیاست‌گذاران در دنیای واقعی دارد و به همین دلیل این روش بیشتر از روش اول مورد استقبال سیاست‌گذاران و محققان قرار گرفته است. امروزه قواعد تیلور و مک‌کالم به عنوان قواعد راهبردی و معیار برای سیاست‌گذاری‌های پولی به کار می‌روند. بررسی سیاست‌های پولی ایران نشان می‌دهد که در رابطه با هدایت سیاست پولی، بانک مرکزی ایران قاعده مشخصی را دنبال نکرده و سیاست‌گذاری در ایران بیشتر جنبه صلاحدیدی دارد. هم‌چنین، عملکرد بانک مرکزی حاکی از این امر است که سیاست‌گذاران در برخی موارد برای ارتقای تولید و اشتغال دست به ایجاد تورش‌های انبساطی زده‌اند که به دلیل ضعف کانال

انتقال پولی به جای افزایش تولید، به استمرار و در برخی موارد تشدید تورم ختم شده است. حال آن‌که بر اساس مطالعات، قاعده‌مندی سیاست‌های پولی، زیان کمتری برای رفاه اجتماع در پی دارد. هم‌چنین، پیش‌بینی فعالان اقتصادی درباره سیاست‌های آتی بانک مرکزی در صورت قاعده‌مندی سیاست‌ها بر اساس سیاست‌گذاری‌های فعلی آن صورت می‌گیرد که در صورت صلاحدیدی بودن سیاست‌ها می‌تواند به تورش‌های تورمی ختم گردد. بنابراین، به نظر می‌رسد بانک مرکزی ایران نیز برای افزایش کارایی و مؤثرتر بودن سیاست‌های پولی رویکرد خود را به سمت سیاست‌های قاعده‌مند متمایل کند (بیات و بهرامی، ۱۳۹۶). به همین جهت، تحقیق حاضر کوشیده است با مدل‌سازی اقتصاد کلان ایران در چارچوب قواعد تیلور و مک‌کالم به ارزیابی آن‌ها بپردازد.

۳-۱- قاعده تیلور[1]

تیلور (۱۹۹۳) بدون بیان پایه‌های خرد تنها با توجه به تجربه سیاست پولی ایالات متحده قاعده‌ی ساده‌ای برای هدایت سیاست پولی مطرح کرد. در قاعده‌ی پولی تیلور، نرخ بهره اسمی بانک مرکزی به عنوان یک متغیر سیاستی، نسبت به انحراف تولید و انحراف تورم از مقادیر هدف، واکنش نشان می‌دهد. تیلور قاعده‌ی ساده‌ای را برای نرخ بهره ارائه داد. قاعده تیلور بر حجم پول به‌عنوان یک متغیر اثرگذار بر تولید تأکید کرده و بر اساس آن بانک مرکزی ملزم به رعایت آن برای رسیدن به هدف‌های اقتصاد کلان از جمله ثبات نرخ تورم و نرخ رشد است (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲). اما قاعده تیلور با محدودیت‌هایی رو به رو بود که می‌توان این‌گونه برشمرد: قاعده تیلور وابستگی فراوانی به متغیرهای برآورد شده (شکاف تولید و نرخ بهره طبیعی) دارد. گرچه این امر باعث قوت این قاعده می‌شود؛ اما به علت تغییر آن‌ها در طی زمان، برآورد و اندازه‌گیری آن‌ها مشکل است (مک کالم[2]، ۱۹۹۳). قاعده تیلور اولیه از یک طرف بر اساس داده‌های گذشته و به وقوع پیوسته و از طرف دیگر با داده‌های شکاف تولیدی در چند سال آینده مشخص خواهد شد که این نیز مورد انتقاد قرار گرفته است (می‌یر[3]، ۲۰۰۲). تعیین بهترین معیار برای تولید بالقوه که در محاسبه شکاف تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد نیز مشکل دیگری است؛

1. Taylor
2. Maccalum (1993)
3. Meyer (2002)

زیرا به علت بازنگری در داده‌های مربوطه به وسیله مراکز آماری در طی زمان با تغییر رو به رو خواهیم بود.

۳-۲- قاعده مک‌کالم[1]

قاعده مک‌کالم قاعده‌ای است برای تبیین سیاست پولی که بر نرخ رشد پایه پولی به عنوان ابزاری مناسب برای وصول به رشد پایدار تولید داخلی اسمی و کنترل تورم اصرار دارد. قاعده مک‌کالم در بسیاری از مطالعه‌های مربوط به اقتصادهای نوظهور کاربرد دارد. در قاعده تیلور، متغیرهای غیر قابل مشاهده مانند نرخ بهره حقیقی و شکاف تولید وجود دارند که خود عامل محدودکننده آن بوده و باعث کاهش دقت آن می‌شود. در نقطه مقابل، قاعده مک‌کالم به علت استفاده از متغیرهای قابل مشاهده، در این باره نسبت به قاعده تیلور برتری دارد؛ اما از آن‌جا که بازارهای مالی و پولی در کشورهای پیشرفته فعال بوده و بانک‌های مرکزی این کشورها از نرخ بهره اسمی در طراحی سیاست پولی به جای نرخ رشد پایه پولی استفاده می‌کنند؛ بنابراین قاعده مک‌کالم در این کشورها کمتر مورد توجه قرار گرفته است (مک کالم، ۲۰۰۲). چنان‌که خود تیلور نیز عنوان می‌کند که پایه پولی، حجم پول و حجم نقدینگی می‌تواند برای اقتصادهای نوظهور یا کشورهایی با بازارهای مالی توسعه‌نیافته، ابزارهای سیاستی مناسبی باشد (تیلور، ۲۰۰۰).

۳-۳- بررسی روابط متغیرهای مدل

۳-۳-۱- رابطه نوسان نرخ ارز و تولید

برابر رویکرد کششی در مدل کینزی‌ها فرض می‌شود که طرف تقاضا، محصول را تعیین می‌کند و بر طبق آن اثر کاهش اسمی ارزش پول بر محصول و اشتغال مثبت خواهد بود (خیابانی، ۱۳۸۰: ۴۷). کاهش ارزش پول داخلی از یک طرف به دلیل ارزان‌نمایی صادرات و گران‌نمایی واردات سبب افزایش خالص صادرات گشته، از طرف دیگر، از طریق افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی، عرضه کل را کاهش می‌دهد. لذا، تأثیر خالص کاهش ارزش پول داخلی بر تولید، بستگی به میزان تغییر تقاضا و عرضه کل دارد. به عبارت دیگر، چنان‌چه افزایش در تقاضای کل بیش از کاهش عرضه کل باشد، باعث اثر انبساطی بر تولید می‌شود. اما اگر میزان کاهش عرضه کل بر افزایش تقاضای کل پیشی بگیرد، اثر انقباضی بر تولید خواهد داشت. خنثی بودن اثر تغییر نرخ ارز بر

[1]. McCallum

تولید، زمانی به وجود می‌آید که تغییرات تقاضای کل و عرضه کل برابر شده و اثر یکدیگر را بر تولید خنثی نمایند (بهمنی اسکویی، ۱۳۷۲).

میان نرخ ارز حقیقی و تولیدات کشور رابطه منفی ولی ضعیفی برقرار است؛ به‌طوری‌که با کاهش ارزش خارجی پول ملی (افزایش نرخ ارز حقیقی) تولیدات کشور افزایش نمی‌یابد. به همین ترتیب، افزایش نرخ ارز اسمی نیز تأثیر چندانی در افزایش تولیدات ندارد. در اقتصاد ایران، رشد نقدینگی اثر نامطلوبی بر تولید دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود به منظور رشد تولید، از به کارگیری سیاست‌های پولی انبساطی بدون فراهم آمدن سایر عوامل مؤثر بر تولید اجتناب شود (ختائی و غربالی، ۱۳۸۳). در کشورهای صنعتی واردکننده نفت به علت پایین بودن کشش در قیمت واردات و صادرات، کاهش ارزش پول ملی احتمالاً آثار حقیقی منفی بر تولید خواهد داشت (دورنبوش[1]، ۱۹۸۲).

کروگمن و تیلور[2] (۱۹۸۷) با استفاده از چارچوب ارائه شده کینز، و نیز مطالب طرفداران مکتب پولی و مفروضات مربوط به آن، نشان دادند که کاهش ارزش پول داخلی اثر انقباضی بر تولید و اشتغال دارد. به اعتقاد آنان تمام این شرایط در همه کشورها بخصوص کشورهای کمتر توسعه‌یافته صدق می‌کند و در این کشورها رکود ناشی از کاهش ارزش پول داخلی بیشتر از احتمال رونق آن است.

در یک کشور در حال توسعه، با کاهش ارزش پول داخلی، هزینه داده‌های مورد نیاز صنعت، چون وارداتی هستند و به راحتی قابل جایگزینی توسط داده‌های داخلی نیستند، بالا می‌رود. هم‌چنین، کاهش ارزش پول، نیاز بنگاه‌ها به سرمایه در گردش را، که وابسته به بانک‌ها و سهمیه‌بندی اعتبارات آن‌هاست، افزایش خواهد داد. این امر نرخ‌های بهره و تقاضای وجوه را افزایش می‌دهد که ممکن است منجر به کاهش تولید بنگاه‌ها شود. از این رو، اثر مثبت تولید افزایش‌یافته به وسیله قیمت‌های نسبی بالاتر خنثی می‌شود. اگر قیمت‌های نسبی با تأخیر عمل کنند، در کوتاه‌مدت، امکان اثر منفی بر عرضه کل وجود دارد (برونو[3]، ۱۹۷۹).

---

1. Dornbush (1982)
2. Krugman and Taylor (1987)
3. Bruno (1979)

۳-۳-۲- رابطه نوسان نرخ ارز و تورم

اگر تورم در کشوری کمتر از کشورهای دیگر باشد صادرات در آن کشور رقابتی‌تر می‌شود و باعث افزایش نرخ ارز آن کشور می‌گردد، هم‌چنین کالاهای خارجی کمتر رقابتی می‌شوند و در این صورت شهروندان آن کشور کمتر ارز خود را برای خرید کالاهای خارجی هزینه می‌کنند. بنابراین نرخ ارز کشور یاد شده تمایل به افزایش خواهد داشت و ارزش پول ملی بالاتر می‌رود و قدرت خرید بیشتری را ایجاد می‌نماید (ولیان، عبدلی و کابوسی، ۱۳۹۲).

تضعیف ارزش پول داخلی باعث ارزان‌تر شدن کالاهای داخلی برای خریداران خارجی شده که منجر به افزایش صادرات در تقاضای کل می‌شود و با وجود مازاد تقاضا در بازار داخلی، سطح قیمت‌های داخلی نیز افزایش می‌یابد (جایارمن و چونگ[1]، ۲۰۱۱). نوسانات نرخ ارز بر شاخص‌های قیمت‌های داخلی اثر مثبت و معناداری دارد و اثر نرخ ارز بر شاخص عمده‌فروشی بیشتر از شاخص مصرف‌کننده است (راتقی، ۱۳۸۴). مازاد عرضه پول، نرخ ارز در بازار آزاد و شاخص قیمت کالاهای خارجی (تورم وارداتی) از عوامل مؤثر بر تورم بلندمدت می‌باشند. هم‌چنین تغییرات قیمت نفت صادراتی از عوامل مؤثر بر تورم در کوتاه‌مدت است. از سوی دیگر ارتباط دوطرفه بین نرخ ارز و قیمت وجود دارد، به این مفهوم که با افزایش نرخ ارز، قیمت‌ها افزایش می‌یابد و افزایش قیمت‌ها، منجر به افزایش نرخ ارز می‌شود (لیو و آدجی[2]، ۲۰۰۰). انحراف نرخ ارز، مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر تورم اقتصادهای نوظهور می‌باشد و مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر تورم کشورهای توسعه‌یافته، میزان تورم اولیه در این کشورهاست. اثر انتقال تغییرات نرخ ارز به طور فراوانی در کشورهای توسعه‌یافته در مقایسه با اقتصادهای نوظهور کمتر است (گلدفجان و ورلنگ[3]، ۲۰۰۰). رابطه معنادار و شبه مقعری میان نرخ ارز و نوسانات تورم می‌باشد. به این معنی که وقتی نرخ ارز دارای نوسانات زیادی باشد، چون کاهش ارزش پول در این شرایط دائمی نیست، بنابراین هر بار تعدیل قیمت‌ها با شرایط جدید و تعدیل دوباره قیمت‌ها در صورت بازگشت نرخ ارز به وضعیت اولیه همراه با هزینه است. لذا، به علت افزایش نااطمینانی، کارگزاران با شدتی مشابه با دوره ثبات نرخ ارز به شرایط واکنش نشان نمی‌دهند. در نتیجه دامنه نوسانات تورم محدودتر خواهد بود. در مقابل، هنگام اندک بودن نوسانات نرخ ارز، تغییر نرخ تورم به سرعت اتفاق می‌افتد زیرا کارگزاران تغییر نرخ ارز را دائمی تلقی کرده و قیمت‌های خود را با نرخ

[1]. Jayaraman and Choong (2011)
[2]. Liu and Adedegi (2000)
[3]. Goldfjan and Werlang (2000)

ارز جدید تعدیل می‌کنند (آلبوکرک و پرتاگل[1]، ۲۰۰۶). در دوره‌هایی که ارزش پول کشورهای مورد بررسی با کاهش شدید مواجه باشد، تورم داخلی پایدار و در دوره‌هایی که ارزش پول با کاهش کمتر و یا ثبات نسبی همراه باشد، تورم زودگذر می‌باشد (گیانیلز و کاکوریتاکیس[2]، ۲۰۱۳). بخش قابل توجهی از تولیدات صنایع کشور نیاز به وارادت کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مواد اولیه دارد که افزایش نرخ ارز منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود که همچون یک تورم فشار هزینه عمل می‌کند و موجبات تورم رکودی را فراهم می‌نماید (زبیری، ۱۳۹۵).

۳-۳-۳- رابطه نوسان نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده

این شاخص در مقام یک نماگر مهم برای سنجش نرخ تورم و قدرت خرید پول داخلی کشور، یکی از ابزارهای مهم برای برنامه‌ریزان اقتصادی کشور می‌باشد. تهیه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در ایران دارای سابقه طولانی است. شاخص مزبور از سال ۱۳۱۵ محاسبه شده و چندین بار در تهیه ضرایب اهمیت و میزان پوشش‌دهی آن تجدید نظر صورت گرفته است. این شاخص تغییرات قیمت تعداد ثابت و معینی از کالاها و خدماتی که توسط خانوارهای شهرنشین به مصرف می‌رسد را در دوره‌های زمانی معین نسبت به یک سال پایه نشان می‌دهد. اثر مستقیم تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده از طریق تغییر در هزینه مواد اولیه وارداتی و کالاهای نهایی وارداتی است. این تأثیر فوری اما موقتی است. اثر دیگر اثر ثانویه و غیر مستقیم است که از طریق تغییر در ترکیب یا سطح تقاضا و یا از طریق تأثیر بر انتظارات تورمی تنظیم‌کنندگان قیمت و دستمزد اتفاق می‌افتد. افزایش نرخ ارز می‌تواند مستقیماً قیمت کالاهای وارداتی را تحت تأثیر قرار دهد و هزینه‌های تولید را به‌ویژه برای صنایعی که تولیداتشان به مواد اولیه خارجی وابستگی زیادی دارد بالا ببرد. در بازارهایی که سرعت تعدیل قیمت بالا است مانند بازار کالاهای تجاری، قیمت‌های واردات سریعاً به تغییرات ارزش پول رایج واکنش نشان می‌دهد. یعنی ممکن است تغییرات نرخ ارز به طور کامل و یا سریعاً در قیمت‌های واردات منعکس شود. دومین اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده در بلندمدت اتفاق می‌افتد. در ابتدا کاهش ارزش پول ملی قیمت کالاهای وارداتی را نسبت به محصولات داخلی بالا برده و سبب تغییر ترکیب تقاضا به صورت تقاضای بیشتر کالاهای داخلی جهت جانشین‌سازی کالاهای وارداتی شده و هم‌چنین

[1]. Albuqurque and Portugal (2006)
[2]. Giannellis and Koukouritakis (2013)

تقاضا برای صادرات محصولات داخلی از سوی خارج بیشتر می‌شود. با در نظر گرفتن ظرفیت محدود تولید، افزایش تقاضا برای محصولات داخلی باعث فشار تورمی داخلی می‌شود. از این گذشته وقتی بنگاه‌ها به سمت تولید کالاهای تجاری حرکت می‌کنند، تقاضا برای نیروی کار و به دنبال آن دستمزدها افزایش می‌یابد که این امر افزایش قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت. هم‌چنین کارگران با افزایش انتظارات تورمی‌شان درخواست دستمزد بالاتری می‌کنند. البته در صورتی که به وسیله اهداف تورمی سیاست پولی، انتظارات تثبیت شود، این اتفاق رخ نخواهد داد. افزایش در قیمت‌ها قدرت خرید مصرف‌کننده را با کاهش درآمد حقیقی آن‌ها کاهش داده و مصرف را کاهش می‌دهد. به طور کلی میزان اثرگذاری بخش دوم (آثار غیر مستقیم) کاملاً به انتظارات تورمی و واکنش سیاست پولی به شوک‌های طرف تقاضای کل بستگی دارد. توجه به تفاوت بین نفوذ کامل و غیر کامل نرخ ارز نیز مهم است. وقتی نفوذ کامل است بنگاهی که با افزایش هزینه مواجه شده است این افزایش را به طور کامل با افزایش قیمت‌های فروش به مصرف‌کننده منتقل می‌کند، اما در صورتی که به دلایل رقابتی یا تعیین دستوری قیمت‌ها، بنگاه همه افزایش هزینه را خود متحمل شود، نفوذی وجود ندارد و در صورتی که حتی در بلندمدت تغییر قیمت‌ها متناسب با تغییرات نرخ ارز نباشد نفوذ تغییرات نرخ ارز به قیمت مصرف‌کننده غیر کامل است. ایجاد یک شوک مثبت در قیمت نفت در کوتاه‌مدت بر شاخص قیمت‌ها اثر منفی می‌گذارد اما در بلندمدت باعث افزایش مداوم شاخص قیمت‌ها در ایران می‌شود (صمدی، یحیی‌آبادی و محمدی، ۱۳۸۸).

۳-۳-۴- رابطه نوسان نرخ ارز و تراز تجاری

تغییر نرخ ارز از طریق تغییر صادرات و واردات، بر تراز تجاری کشور تأثیرگذار است. تغییر نرخ واقعی ارز، قدرت رقابتی صادرکنندگان در برابر رقبای خارجی در بازارهای بین‌المللی را تغییر می‌دهد. افزایش نرخ واقعی ارز، قیمت کالاها و خدمات صادراتی تولیدکنندگان داخلی را نسبت به قیمت‌های جهانی کاهش داده و در نتیجه بر قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در بازارهای جهانی می‌افزاید و در نهایت منجر به افزایش صادرات کشور خواهد شد. بنابراین در مجموع، افزایش نرخ واقعی ارز از طریق افزایش صادرات و کاهش واردات، به بهبود تراز تجاری کشور می‌انجامد و در مقابل، کاهش نرخ واقعی ارز به تضعیف تراز تجاری منجر خواهد شد. برای نمونه، گسترش سریع واردات در مقابل صادرات (غیر نفتی) و تضعیف تراز تجاری (غیر نفتی) در دهه هشتاد، نشانه آشکاری از اثر کاهش نرخ واقعی ارز بر تراز تجاری کشور در این دهه می‌باشد.

شرط مارشال - لرنر[1] بیان می‌کند که اگر مجموع کشش‌های صادرات و واردات برای کشوری بزرگ‌تر از واحد باشد، افزایش نرخ ارز سبب بهبود تراز تجاری خواهد شد. پس اگر شرط مارشال – لرنر وجود داشته باشد، کاهش ارزش پول ملی موجب بهبود تراز پرداخت‌ها و رونق اقتصادی می‌شود در حالی که در صورت عدم وجود این شرط، کاهش ارزش پول ملی اثرات نامطلوبی بر اقتصاد خواهد گذاشت و صرفاً به افزایش سطح قیمت‌ها دامن خواهد زد (زارع نقده، ۱۳۹۰). سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند تا حدودی محرکی برای صادرات غیر نفتی باشد لیکن تغییرات جدی در این حوزه را نباید انتظار داشت؛ در صورتی که سیاست‌گذاران به دنبال تحریک صادرات غیر نفتی هستند، سیاست‌های غیر قیمتی در کنار این سیاست نیز باید مورد توجه قرار گیرد. این سیاست‌ها عبارت‌اند از: بهبود فضای کسب و کار کشور، بهبود زیرساخت‌های تجاری، توسعه خطوط اعتباری، اعطای تسهیلات با نرخ ترجیحی و هدفمند، دیپلماسی اقتصادی و تجاری قوی در بازارهای صادراتی، حمایت‌های گزینشی از صادرات کالا / بازار در قالب مشوق‌های صادراتی و ... (یاوری و همکاران، ۱۳۹۷).

۳-۳-۵- رابطه نوسان نرخ ارز و قیمت نفت

آمانو و ون[2] (۱۹۹۸) طی مطالعه‌ای به بررسی تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت پرداخته‌اند و نشان دادند که قیمت نفت مؤثر بر نرخ ارز در کشورهای صنعتی می‌باشد. سادورسکی[3] (۲۰۰۰) با بررسی رابطه تجربی بین قیمت‌های آتی انرژی و نرخ ارز و بررسی رابطه علیت به این نتیجه رسیده است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه علیت از نرخ ارز به سمت قیمت‌های آتی حامل‌های انرژی مانند نفت است. اکرم[4] (۲۰۰۰) با بررسی رابطه قیمت نفت و ارزش پول کشور نروژ نشان داده است که رابطه غیر خطی منفی بین ارزش نرخ ارز و قیمت نفت خام وجود دارد. ملهم[5] (۲۰۰۷) به بررسی رابطه قیمت نفت و ارزش دلار در سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۰ پرداخته است و به این نتیجه دست یافته است که بین این دو متغیر رابطه منفی وجود دارد و رابطه علیت از سمت نرخ ارز به قیمت نفت بوده است. کورو، میگنون و پنوت[6] (۲۰۰۷) از طریق روش علیت گرنجر نشان دادند

1. Marshall Lerner Condition
2. Amano and Van (1998)
3. Sadorsky (2000)
4. Akram (2000)
5. Melhem
6. Quere, Mignon and Penot

که در سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۴ رابطه مثبت بین قیمت نفت و بازار نرخ ارز وجود داشته است و رابطه علیت از سمت بازار نفت به بازار ارز بوده است اما این موضوع در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۲ معکوس شده است و رابطه این دو متغیر منفی و رابطه علیت از سمت نرخ ارز به سمت قیمت نفت بوده است. آن‌ها یکی از علل اصلی این موضوع را کشور چین معرفی نمودند که افزایش مصرف روز افزون نفت و ثابت نگه داشتن نرخ یوان در مقابل دلار آمریکا موجب این تغییر شده است. در بلندمدت به ازای ۱۰ درصد افزایش در قیمت واقعی نفت، نرخ واقعی ارز ۶/۵ درصد افزایش می‌یابد و تغییرات نرخ مبادله ارز نسبت به قیمت نفت بی‌کشش است و هم‌چنین، آن‌ها عنوان می‌کنند که بیماری هلندی در اقتصاد ایران معنایی ندارد (رضایی و مولایی، ۱۳۸۴). ایجاد یک واحد شوک مثبت در قیمت نفت باعث می‌شود در کوتاه‌مدت نرخ واقعی ارز به تدریج کاهش یابد و در بلندمدت نیز بر نرخ واقعی ارز اثر منفی داشته باشد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸).

۳-۳-۶- رابطه قیمت نفت و تورم

اثر افزایش قیمت نفت اوپک (که ایران یکی از اعضای مؤثر آن است) بر تورم کشورهای واردکننده نفتی یکسان نبوده است. در تمام کشورهای مورد بررسی افزایش قیمت نفت و تورم رابطه مثبتی با یکدیگر داشته‌اند؛ اما اثرات افزایش قیمت نفت در طی زمان بر تورم این کشورها کاهش یافته است و در مورد کاهش قیمت نفت به جز چند کشور اثرات قابل توجهی مشاهده نمی‌شود؛ به عبارت دیگر نوسانات قیمت نفت اثر نامتقارن بر تورم دارد. افزایش قیمت نفت برای کشورهای وارد کننده نفت، موجب افزایش هزینه‌های تولید، افزایش قیمت تمام شده کالاها و خدمات و نهایتاً کاهش تقاضا، کاهش اشتغال و بروز رکود همراه تورم شده است (پاشایی فام و همکاران، ۱۳۹۲). این موضوع را می‌توان از جنبه‌های متفاوتی مورد بررسی قرار داد. از یک سو، افزایش قیمت باعث کمیابی انرژی به عنوان مواد اولیه برای تولید بنگاه‌ها شده که این مطلب عامل افزایش هزینه‌های بنگاه‌ها و کاهش سود آن‌ها می‌باشد؛ بنابراین، کاهش تمایل بنگاه‌ها برای خرید کالاهای سرمایه‌ای جدید را در پی خواهد داشت که این امر در بلندمدت منجر به کاهش در ظرفیت تولیدی بنگاه‌های اقتصادی در کشورهای صنعتی می‌شود. این موضوع بیان‌گر کاهش عرضه کل و افزایش سطح قیمت‌ها است. از سوی دیگر اگر مصرف‌کنندگان انتظار افزایش موقتی در قیمت انرژی را داشته باشند، ممکن است تصمیم بگیرند پس‌انداز کمتری داشته باشند که این موضوع کاهش در تعادل حقیقی و افزایش بیشتر قیمت‌ها را موجب می‌شود.

۳-۳-۷- رابطه قیمت نفت و تولیدات صنعتی

با توجه به نقش نفت و وابستگی کشورهای مختلف به این ماده ارزشمند، طبعاً تحولات قیمت آن تأثیر فراوانی بر متغیرهای کلان اقتصادی و رشد اقتصادی کشورهای مصرف‌کننده نفت دارد. به دلیل این‌که کشورهای صنعتی عمده‌ترین مصرف‌کنندگان نفت خام می‌باشند، میزان کاهش GNP کشورهای واردکننده‌ی نفت (صنعتی) هنگام افزایش قیمت آن، بستگی به سهم هزینه‌های نفت مصرفی در کل هزینه‌ها دارد و چنان‌چه این سهم رقم قابل‌توجهی باشد کاهش GNP زیاد خواهد بود و اگر سهم هزینه‌های مصرفی نفت درصد کوچکی از کل هزینه‌ها باشد، آنگاه افزایش قیمت آن تأثیر کمتری بر روی GNP این کشورها خواهد داشت. حال آن‌که سهم هزینه‌های نفت مصرفی درصد کمی از کل GNP را در کشورهای صنعتی به خود اختصاص می‌دهد (پاشایی فام، پازوکی و امیرخانی، ۱۳۹۲). افزایش قیمت نفت به هر حال اثرات منفی بر روی اقتصاد کشورهای واردکننده نفت دارد و باعث کاهش تولید آن‌ها می‌گردد. برای اولین بار در سال ۱۹۸۶، قیمت‌های جهانی نفت به شدت کاهش یافت. لذا با توجه به ارتباط قیمت نفت و رشد اقتصادی کشورهای واردکننده نفت، انتظار می‌رفت که در وضع اقتصادی این کشورها، بهبود حاصل گردد و این کاهش قیمت باعث افزایش سرعت رشد تولید گردد؛ اما به هر حال به جز چند نشانه ضعیف از تأثیر مثبت بر روی GDP برخی از کشورهای OECD[1]، اثر دیگری مشاهده نشد (همیلتون[2]، ۱۹۹۶). کارشناسان اقتصادی نه تنها شوک‌های منفی قیمت نفت بلکه شوک‌های مثبت را نیز به سود کشورهای صادرکننده نفت نمی‌دانند. غالباً دولت‌ها تحت تأثیر شوک‌های منفی قیمت نفت، مجبور می‌شوند تا بر واردات کالا و خدمات محدودیت بیشتری را اعمال نمایند تا از طریق صرفه‌جویی‌های ارزی امکان تأمین نیازهای ضروری کشور و بازپرداخت به موقع تعهدات خارجی فراهم گردد. با توجه به این‌که در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، بخش عمده‌ای از واردات آن‌ها را کالاهای سرمایه‌ای و مواد اولیه مورد نیاز بخش تولیدی تشکیل می‌دهد، محدودیت اعمال شده بر واردات می‌تواند آثار نامساعدی بر بخش تولیدی کشور بر جای گذارد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸). شوک‌های قیمت نفت بر تولید در کشورهای الجزایر، ایران، عراق، اردن، کویت، عمان، قطر، سوریه، تونس و امارات متحده عربی دارای اثر مثبت و معنی‌داری

---

[1]. Organisation for Economic Co-operation and Development
این سازمان در سال ۱۹۴۸ میلادی تحت عنوان سازمان همکاری اقتصادی اروپا تأسیس شد.

[2]. Hamilton (1996)

می‌باشد اما در کشورهای بحرین، جیبوتی، مصر، لبنان، مغرب و یمن نتایج معناداری به دست نیامده است (برامنت و سیلان[1]، ۲۰۱۰).

۳-۳-۸- رابطه قیمت نفت و نقدینگی

به دلیل متکی بودن بودجه دولتی ایران به درآمدهای نفتی، تغییرات در قیمت نفت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر اقتصاد ایران دارد. در ایران ۸۰ تا ۹۰ درصد درآمدهای صادراتی و ۴۰ تا ۵۰ درصد بودجه سالانه دولت را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهد. منبع اصلی کمک‌های مالی و یارانه‌ها، درآمدهای نفتی است. پس درآمد حاصل از صدور نفت خام به طور غیر مستقیم بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است. افزایش شدید در قیمت نفت باعث کسب درآمدهای هنگفت برای کشورهای صادرکننده آن می‌شود که از جمله پیامدهای آن، تقویت پول کشور مورد نظر یا کاهش نرخ ارز می‌باشد که می‌توان این موضوع را در هر دو سیستم نرخ ارز ثابت و شناور مشاهده کرد. در سیستم نرخ ارز شناور، ورود ارزهای خارجی باعث بالا رفتن ارزش پول ملی می‌شود اما اگر سیستم نرخ ارز ثابت باشد یا توسط دولت کنترل شود، ورود ارز خارجی به داخل کشور باعث افزایش حجم پول شده که این موضوع افزایش نقدینگی و در نهایت انبساط تقاضا و افزایش قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. هم‌چنین، افزایش ارزش پول داخلی باعث افزایش قیمت کالاهای قابل واردات شده که در نهایت، لطمه دیدن تولیدکنندگانی که در این شاخه فعالیت می‌کنند را به دنبال دارد، زیرا افزایش تورم داخلی باعث افزایش هزینه تولیدکنندگان می‌شود و از سوی دیگر کالایی را تولید می‌کنند که رقیب خارجی ارزان‌تر تولید می‌کند، در نتیجه در صحنه بین‌المللی توان رقابتی خود را از دست داده و دچار رکود می‌شوند که این موضوع خود رکود اقتصادی، بیکاری و تورم بالا را در این کشورها در پی خواهد داشت (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸).

۳-۳-۹- رابطه نرخ بهره و قیمت نفت

افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده آن به منزله درآمد بیشتر برای آن کشورهاست. افزایش تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی می‌تواند به عنوان یک فرض عقلایی در به کارگیری درآمد بیشتر حاصل شده باشد که انتظار می‌رود در بردارنده آثار تورمی در بعد پولی و

[1]. Berument and Ceylan (2010)

مالی باشد. حال ممکن است که این امر بانک مرکزی را به عنوان متولی اجرای سیاست‌های پولی، وادار کند تا نرخ بهره را افزایش دهد (بهار و نیکولوا[1]، ۲۰۰۹).

۳-۳-۱۰- رابطه نرخ بهره و نرخ ارز

نرخ بهره عبارت است از مبلغی که قرض‌کننده جهت استفاده موقت از سرمایه پرداخت می‌کند. از طرف دیگر نرخ بهره اشاره به این دارد که قرض دهنده با به تعویق انداختن استفاده از نقدینگی خود انتظار دریافت سود بیشتری را دارد (باندزبانک[2]، ۲۰۰۱). تئوری تأثیر بین‌المللی فیشر، ارتباط میان تغییرات نرخ بهره و تغییرات مورد انتظار در نرخ ارز را توضیح می‌دهد. بر اساس این تئوری، بازده واقعی سرمایه‌گذارانی که در بازار سهام کشور خود سرمایه‌گذاری کرده‌اند همان نرخ بهره خارجی و ایجاد تغییر در ارزش پول رایج خارجی است. به عنوان یک نتیجه‌گیری می‌توان بیان نمود که زمانی که نرخ بهره داخلی پایین‌تر از نرخ بهره خارجی باشد، ارزش پول رایج خارجی کاسته خواهد شد زیرا با فراتر رفتن میزان نرخ بهره خارجی از نرخ بهره داخلی، پول رایج خارجی با افت بها روبرو خواهد شد. اگر نرخ بهره کشوری افزایش یابد سپرده‌گذاری در آن کشور جذاب‌تر خواهد شد بنابراین تقاضا برای نرخ ارز آن کشور افزایش می‌یابد که به آن جریان پول داغ می‌گویند (ولیان و همکاران، ۱۳۹۱). نوسان نرخ بهره یک ماهه و سه ماهه در مکزیک اثر معکوس بر نرخ ارز دارد (اوگاکی و اسانتالا[3]، ۲۰۰۳).

۳-۳-۱۱- رابطه نرخ تورم و نرخ بهره

بررسی‌ها نشان می‌دهد که در بسیاری از کشورها در بلندمدت رابطه مثبتی میان نرخ سود اسمی و تورم وجود دارد تا جایی که میزان نرخ سود اسمی تقریباً بازتابی از روند تورمی است. رابطه مثبت میان نرخ بهره و تورم مورد انتظار یک نظریه کلاسیک منسوب به ایروینگ فیشر[4] است که در ادبیات اقتصادی معروف به اثر فیشر[5] می‌باشد. زمانی که نرخ بهره افزایش یابد مردم ترجیح می‌دهند که نقدینگی نزد خود را به بانک‌ها منتقل کنند زیرا نقدینگی سرگردان به سمت سفته‌بازی می‌رود و در نهایت به بخش‌های مختلف اقتصادی صنایع و کشاورزی هدایت می‌گردد و با رشد

1. Bhar and Nikolova (2009)
2. Bundesbank (2001)
3. Ogaki and Santaella (2003)
4. Irving Fisher
5. Fisher Effect

تورمی مواجه نخواهیم بود زیرا از افزایش تقاضای بدون افزایش عرضه جلوگیری می‌کند (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲).

۳-۴- ساختار الگو

ساختار الگوی این تحقیق با اقتباس از مقاله کمپا و وایلد[1] (۲۰۱۱) تحت عنوان "منابع تغییرات نرخ ارز با استفاده از قواعد تیلور" به شرح زیر می‌باشد:

$$i_t^h = \overline{i_t^h} + \gamma_q q_t + \gamma_\pi \pi_t^h + \gamma_y y_t^h + u_{mt}^h \quad (۱)$$

$$i_t^* = \overline{i_t^*} + \gamma_\pi \pi_t^* + \gamma_y y_t^* + u_{mt}^* \quad (۲)$$

که در آن h نشان‌دهنده داخلی بودن متغیر و * خارجی، i_t نرخ بهره، $\overline{i_t}$ نرخ بهره حقیقی (که عبارت است از حاصل ضرب نرخ بهره در سطح قیمت داخلی به سطح قیمت خارجی)، π_t نرخ تورم، y_t شکاف تولید، u_{mt} شوک سیاست پولی و q_t نرخ ارز حقیقی $q_t = s_t - p_t$ (s_t نرخ ارز اسمی و p_t سطح قیمت داخلی) می‌باشد. حاصل تفریق معادله (۱) (داخلی) و معادله (۲) (خارجی) معادله شماره (۳) می‌شود:

$$i_t = \overline{i_t} + \gamma_q q_t + \gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t + u_{mt} \quad (۳)$$

تفاوت نرخ بهره اسمی و واقعی با استفاده از قانون زوجیت فیشر[2]:

$$\overline{r_t} = \overline{i_t} - E_t \pi_{t+1} \quad (۴)$$

که در آن E_t بیانگر انتظارات شرایطی است. با جایگزین کردن معادله (۴) در معادله (۳):

$$i_t = \overline{r_t} + E_t \pi_{t+1} + \gamma_q q_t + \gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t + u_{mt} \quad (۵)$$

[1]. Kempa and Wilde (2011)
[2]. Fisher Parity Condition

قاعده تیلور زمانی صدق می‌کند که $\gamma_\pi > 0$ باشد. با استفاده از قانون فیشر نرخ ارز مورد انتظار وارد مدل شد اما چون نرخ بهره فیشر ضعیف است، شوک پاداش ریسک زمانی (u_{st}) آن را تقویت می‌کند.

$$i_t = E_t\pi_{t+1} + E_t q_{t+1} - q_t + u_{st} \qquad (۶)$$

معادله تقاضای کل (منحنی مربوط به IS) که بیانگر دیفرانسیل شکاف تولید داخل تا خارج است:

$$y_t = \theta q_t - (i_t - E_t\pi_{t+1}) + u_{yt} \qquad (۷)$$

از معادله عرضه مرکب که توسط کلاریدا و والدمن[1] (۲۰۰۷) استخراج شده معادله شماره (۸) نتیجه می‌شود:

$$E_t\pi_{t+1} = \pi_t + \kappa y_t \qquad (۸)$$

با قرار دادن معادلات (۴) و (۷) در معادله (۳) (با استفاده از معادله (۶)) نتیجه می‌شود:

$$\rightarrow E_t q_{t+1} - q_t = \frac{1}{1+\gamma_y}[\bar{r_t} + i_t + q_t[\gamma_y\theta + \gamma_q] - u_{st}[1+\gamma_y] + \gamma_\pi\pi_t + \gamma_y u_{yt} + u_{mt}] \qquad (۹)$$

با جایگزین کردن معادلهٔ (۶) و (۷) در معادله (۸) و استفاده از معادلهٔ (۹) معادله حرکت پویایی تورم به دست می‌آید:

$$E_t\pi_{t+1} - \pi_t = \kappa\theta q_t - \kappa\left(\frac{1}{1+\gamma_y}[\bar{r_t} + i_t + q_t[\gamma_y\theta + \gamma_q] - u_{st}[1+\gamma_y] + \gamma_\pi\pi_t + \gamma_y u_{yt} + u_{mt}]\right) + \kappa(u_{st} + u_{yt}) \qquad (۱۰)$$

شوک نفتی اضافه شده به مدل مطابق معادله (۱۱) می‌باشد:

$$O_t = O_{t-1} + U_{ot} \qquad (۱۱)$$

[1]. Clarida and Waldman (2007)

که در آن O_t قیمت نفت و U_{ot} شوک نفتی می‌باشد.

در نتیجه با توجه به اضافه شدن شوک نفتی ماتریس مدل به ماتریس زیر تبدیل خواهد شد:

$$\begin{bmatrix} dOil \\ d\bar{y}i \\ dli \\ dlq \\ dinf \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & 1 & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} duOil \\ du_{\bar{y}} \\ du_s \\ du_x \\ du_m \end{bmatrix} \quad (۱۲)$$

قیمت نفت در ایران یک متغیر برون‌زا می‌باشد. در آخر با اضافه شدن قاعده مک‌کالم به مدل، شکاف پایه پولی (hg) جایگزین نرخ بهره مدل تیلور می‌شود و ماتریس زیر استخراج می‌شود:

$$\begin{bmatrix} dOil \\ d\bar{y}i \\ dhg \\ dlq \\ dinf \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & 1 & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} duOil \\ du_{\bar{y}} \\ du_s \\ du_x \\ du_m \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

۴- تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور بررسی معمای منبع نوسان نرخ ارز در ایران از الگوی خودهمبسته برداری ساختاری و داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۶:۴ برگرفته از داده‌های سری زمانی سایت بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استفاده شده است. متغیرهای مستقل مدل عبارتند از: شکاف قیمت نفت (تکانه نفت)، شکاف تولیدات صنعتی (تکانه عرضه)، نرخ تورم (سیاست پولی)، نرخ رشد پایه پولی (صرف ریسک قاعده مک‌کالم)، نرخ بهره (تکانه صرف ریسک قاعده تیلور) و نرخ ارز (تکانه تقاضا).

۴-۱- آزمون ایستایی

با توجه به این‌که درجه انباشتگی متغیرهای سری زمانی در تجزیه و تحلیل اهمیت زیادی دارند، قبل از برآورد الگو، آزمون ایستایی متغیرها انجام می‌گیرد (لوتکیپول و کرتزیگ[1]، ۲۰۰۴).

[1]. Lutkepohl & Kratzig (2004)

جدول ۱: آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرها

متغیر	با عرض از مبدأ	
	احتمال تایید فرضیه صفر	مرتبه انباشتگی
شکاف قیمت نفت	۰/۰۰۰۰	I_0
شکاف تولیدات صنعتی	۰/۰۰۷۱	I_0
تورم	۰/۰۳۷۶	I_0
نرخ رشد پایه پولی	۰/۰۰۰۴	I_0
نرخ بهره	۰/۰۰۰۰	I_0
نرخ ارز	۰/۰۰۰۰	I_0

منبع: محاسبات محقق

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] متغیرها در جدول نشان می‌دهد که قدر مطلق آماره دیکی فولر محاسبه شده در سطح کمتر از ۰/۰۵ بوده بنابراین فرضیه صفر مبتنی بر ساکن نبودن سری زمانی رد می‌شود و تمام متغیرها در سطح ایستا هستند.

۴-۲- آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه

وقفه بهینه در الگوی ساختاری خودهمبسته برداری باید به گونه‌ای انتخاب شود که آزمون‌های تشخیصی در آن برقرار باشد، بنابراین تعداد وقفه بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان کوئین برای دو مدل تیلور و مک‌کالم تعیین شده که با توجه به آزمون‌های تشخیصی برای هر دو مدل وقفه ۴ به عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته شده است.

۴-۳- آزمون‌های تشخیصی

برای بررسی فروض کلاسیک از آزمون‌های تشخیصی استفاده می‌شود. با توجه به نتایج به دست آمده در جدول ۲ در هر دو مدل، فروض کلاسیک (عدم خودهمبستگی، عدم وجود واریانس ناهمسانی و نرمال بودن) صدق می‌کند.

[1]. ADF

جدول ۲:آزمون‌های تشخیصی

فرضیه صفر	احتمال تایید فرضیه صفر
عدم وجود خودهمبستگی مدل تیلور	۰/۱۸
عدم وجود خودهمبستگی مدل مک‌کالم	۰/۶۷
عدم وجود واریانس ناهمسانی مدل تیلور	۰/۲۷۵
عدم وجود واریانس ناهمسانی مدل مک‌کالم	۰/۴۷
نرمال بودن جملات اخلال مدل تیلور	۰/۶۰۲
نرمال بودن جملات اخلال مدل مک‌کالم	۰/۲۷۵

منبع: محاسبات محقق

۴-۴- برآورد تجربی الگوی ساختاری مدل تیلور و مک‌کالم

الگوی ساختاری خودهمبسته برداری فرم تعمیم‌یافته الگوی خودهمبسته برداری می‌باشد. این الگو با توجه به تئوری‌های اقتصادی و نتایج تجربی به دست آمده، به شرایط متفاوت اقتصادی کشورهای مختلف می‌پردازد. شکل ساختاری الگوی چند متغیره به صورت زیر است:

$$X_t = C(L)U_t \qquad (۱۴)$$

فرم شماره (۱۴) را می‌توان به صورت ماتریسی نشان داد:

$$x = \begin{bmatrix} dOil \\ dgyi \\ dlr \\ dle \\ d\inf \end{bmatrix} \quad U = \begin{bmatrix} dU_{oil} \\ dU_y \\ dU_s \\ dU_x \\ dU_m \end{bmatrix} \quad C(1) = \begin{bmatrix} C_{11}C_{12}C_{13}C_{14}C_{15} \\ C_{21}C_{22}C_{23}C_{24}C_{25} \\ C_{31}C_{32}C_{33}C_{34}C_{35} \\ C_{41}C_{42}C_{43}C_{44}C_{45} \\ C_{51}C_{52}C_{53}C_{54}C_{55} \end{bmatrix} \qquad (۱۵)$$

عناصر بردار X شامل متغیرهای مورد نظر می‌باشد. عناصر بردار C نیز ضرایب تکانه‌های مورد بررسی است. بردار U نیز شامل بردار تکانه‌های ساختاری است. اگر از طریق تجزیه چولسکی تعداد قیدها را برای سیستم فوق محاسبه کنیم، تعداد ۸ قید بر ماتریس C اعمال کرده که همه عناصر بالای قطر اصلی صفر می‌باشند.

در مدل تیلور تأثیر شوک نفت، شوک عرضه، صرف ریسک، شوک تقاضا و شوک سیاست پولی بر متغیرهای شکاف قیمت نفت، شکاف تولیدات صنعتی، نرخ بهره، نرخ ارز و تورم بررسی می‌گردد که ماتریس ضرایب آن مطابق زیر می‌باشد.

$$\begin{bmatrix} dOil \\ d\bar{y}\imath \\ dlr \\ dle \\ dinf \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ C_1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ C_2 & C_4 & C_6 & 1 & 0 \\ C_3 & C_5 & C_7 & C_8 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} duOil \\ du_{\bar{y}} \\ du_s \\ du_x \\ du_m \end{bmatrix} \quad (۱۶)$$

در مدل مک‌کالم تأثیر شوک نفت، شوک عرضه، صرف ریسک، شوک تقاضا و شوک سیاست پولی بر متغیرهای شکاف قیمت نفت، شکاف تولیدات صنعتی، رشد پایه پولی، نرخ ارز و تورم بررسی می‌گردد که ماتریس ضرایب آن مطابق زیر می‌باشد.

$$\begin{bmatrix} dOil \\ d\bar{y}\imath \\ dgh \\ dle \\ dinf \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ C_1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ C_2 & C_4 & C_6 & 1 & 0 \\ C_3 & C_5 & C_7 & C_8 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} duOil \\ du_{\bar{y}} \\ du_s \\ du_x \\ du_m \end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

جدول **۳**، اثرات بلندمدت هر یک از تکانه‌های وارده بر مدل را نشان می‌دهد. تحلیل نحوه اثرگذاری این تکانه‌ها در قسمت بعد، همراه با توابع واکنش به ضربه انجام شده است.

جدول ۳:برآورد ضرایب الگوی خودهمبسته برداری

مؤلفه ماتریس	نام تکانه	ضریب در مدل تیلور	ضریب در مدل مک‌کالم
C1	تکانه نفت بر معادله تغییرات نرخ بهره	۰/۰۰۴	–
C1	تکانه نفت بر معادله تغییرات رشد پایه پولی	–	۰/۰۰۷
C2	تکانه نفت بر معادله تغییرات نرخ ارز	-۰/۰۵	-۰/۰۱۴
C3	تکانه عرضه بر معادله تغییرات نرخ ارز	-۰/۰۵	۰/۱۴
C4	صرف ریسک بر معادله تغییرات نرخ ارز	۰/۰۱	۰/۰۲۹
C5	تکانه نفت بر معادله تغییرات نرخ تورم	۰/۷۰	۰/۳۱
C6	تکانه عرضه بر معادله تغییرات نرخ تورم	۰/۲۹	۰/۴۰
C7	صرف ریسک بر معادله تغییرات نرخ تورم	-۰/۵۵	-۰/۱۱
C8	تکانه تقاضا بر معادله تغییرات نرخ تورم	-۱۶/۶۸	-۱۳/۶۰

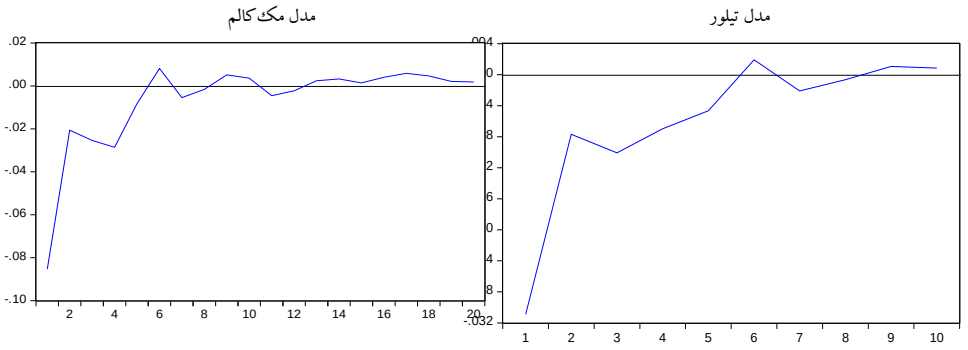
منبع: محاسبات محقق

۴-۵-توابع واکنش به ضربه

تأثیر پویای تکانه‌های نفت، عرضه، تقاضا، سیاست پولی و صرف ریسک بر تغییرات نرخ ارز طبق دو مدل تیلور و مک‌کالم ارائه می‌گردد.

۴-۵-۱- اثر تکانه نفت بر تغییرات نرخ ارز

اثر تکانه نفت بر تغییرات نرخ ارز برای ۲۰ دوره در نمودار (۱) نشان داده شده است. با بروز یک تکانه نفتی، نرخ ارز به شدت کاهش می‌یابد اما پس از یک دوره، روند افزایشی به خود گرفته تا این که از دوره ۶ به بعد به سمت از بین رفتن اثر تکانه میل می‌کند.



نمودار ۱: اثر تکانه نفت بر تغییرات نرخ ارز

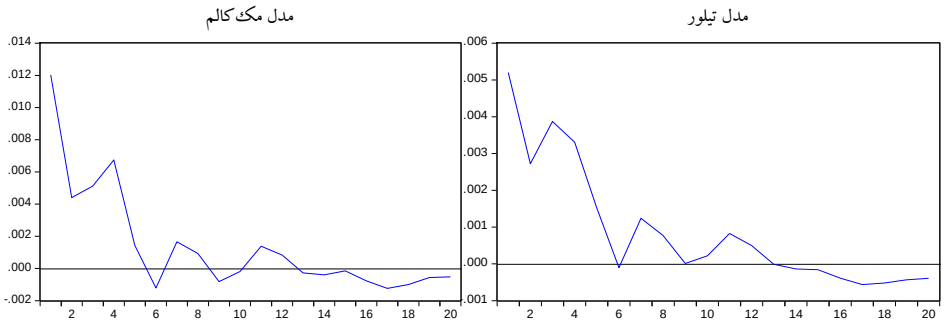
منبع: محاسبات محقق

بر اساس جدول ۳، اثر بلندمدت تکانه نفتی بر نرخ ارز منفی است. با توجه به این که سیستم ارزی در اقتصاد ایران شناور مدیریت شده است، بنابراین، بانک مرکزی پس از بروز تکانه نفتی، ارز بیشتری در دست دارد و با تزریق آن به بازار، باعث کاهش نرخ ارز شده و تأثیر منفی (هر چند کوچک) بر آن می‌گذارد. اثر بلندمدت تکانه نفتی بر نرخ ارز در مدل مک‌کالم بر اساس جدول ۳، تقریباً یک سوم ضریب تأثیر تکانه نفتی بر نرخ ارز در مدل تیلور است. به نظر می‌رسد علت این است که در مدل تیلور، واکنش نرخ بهره نسبت به تکانه نفتی کمتر از واکنش پایه پولی به تکانه نفتی در مدل مک‌کالم است. بنابراین، سیاست بانک مرکزی در مدل تیلور، قدرت کمتری در مهار تکانه نفتی داشته لذا ضریب تأثیر تکانه نفتی بر نرخ ارز در این مدل بیشتر است.

۴-۵-۲- اثر تکانه عرضه بر تغییرات نرخ ارز

اثر تکانه عرضه بر نرخ ارز برای ۲۰ دوره در نمودار ۲ نشان داده شده است. تکانه عرضه در ابتدا باعث افزایش نرخ ارز شده سپس، تا دوره ۲ روند کاهشی داشته، سپس یک دوره افزایش، پس از

آن تا دوره ۶ روند آن کاهشی بوده است و پس از دوره ۶ به سمت از بین رفتن اثر تکانه میل می‌کند.



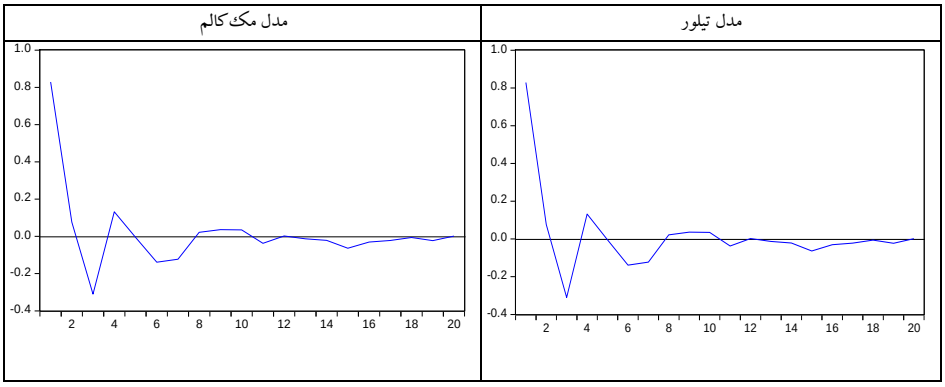
نمودار ۲: اثر تکانه عرضه بر تغییرات نرخ ارز

منبع: محاسبات محقق

اثر بلندمدت تکانه عرضه بر نرخ ارز در مدل تیلور بر اساس جدول ۳، منفی است. تکانه عرضه منجر به افزایش تولید شده در نتیجه با فرض ثابت بودن تقاضا، قیمت کالا و خدمات کم می‌شود با کاهش قیمت کالای داخلی، قدرت خرید مردم زیاد شده و تقاضای آن‌ها برای کالا و سفرهای خارجی زیاد می‌شود. لذا در ابتدا، افزایشی ناگهانی در نرخ ارز مشاهده می‌شود. با توجه به این‌که در مدل تیلور، نرخ ارز نیز وجود دارد، سیاست‌گذار در واکنش به افزایش نرخ ارز و هم‌چنین تورم، نرخ بهره را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ بهره، سپرده‌گذاری را به عنوان یک دارایی جانشین ارز برای افراد، جذاب‌تر نموده و خروج سوداگران از بازار ارز، باعث کاهش نرخ ارز می‌شود. اثر بلندمدت تکانه عرضه بر نرخ ارز در مدل مک‌کالم بر اساس جدول (۳)، مثبت است. با وجود رفتار مشابه نرخ ارز در پاسخ به شوک عرضه، تأثیر کلی تکانه عرضه در مدل مک‌کالم بیش از دو برابر تأثیر تکانه عرضه در مدل تیلور و با علامت مخالف است. علت این است که در مدل مک‌کالم، پس از بروز تکانه عرضه و کاهش نرخ ارز، سیاست‌گذار برای مهار تورم و کاهش نرخ ارز، اقدام به کاهش نرخ رشد پایه پولی خواهد کرد. در همین راستا، بانک مرکزی شروع به کاهش ذخایر ارزی کرده و به بازار، ارز تزریق خواهدکرد. در نتیجه نرخ ارز را در بازار کاهش می‌دهد.

۴-۵-۳- اثر تکانه صرف ریسک بر تغییرات نرخ ارز

اثر صرف ریسک بر نرخ ارز برای ۲۰ دوره در نمودار ۳ نشان داده شده است. اثر صرف ریسک بر تغییرات نرخ ارز ابتدا باعث افزایش نرخ ارز شده است. سپس ۳ دوره کاهش، پس از آن یک دوره افزایش و از دوره ۴ تا دوره ۶ دارای روند کاهشی بوده است و پس از دوره ۶ به سمت از بین رفتن اثر تکانه میل می‌کند.



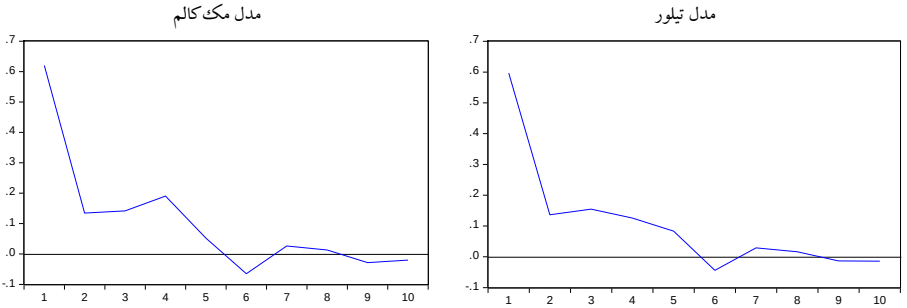
نمودار ۳: اثر صرف ریسک بر تغییرات نرخ ارز در مدل تیلور

منبع: محاسبات محقق

اثر بلندمدت تکانه صرف ریسک بر نرخ ارز بر اساس جدول (۳) مثبت است. با بروز تکانه صرف ریسک، نرخ بهره افزایش می‌یابد. با افزایش نرخ بهره، هزینه‌های تولید بالا می‌رود. با افزایش هزینه‌های تولید، تولید کاهش یافته و با فرض ثابت بودن تقاضا برای کالا و خدمات، تورم زیاد می‌شود. با افزایش تورم داخلی، واردات کالا افزایش یافته در نتیجه تقاضای ارز نیز بالا می‌رود و نرخ ارز، دچار افزایشی ناگهانی خواهد شد. اما به تدریج به دلیل حاکم شدن پدیده تورم رکودی در اقتصاد، درآمد مردم کاهش یافته و تقاضا برای کالا و خدمات داخلی و خارجی کم می‌شود. لذا تقاضای ارز نیز کاهش یافته و نرخ ارز به تدریج کم می‌شود تا به تعادل باز گردد.

۴-۵-۴- اثر تکانه سیاست پولی بر تغییرات نرخ ارز

اثر تکانه سیاست پولی بر نرخ ارز برای ۲۰ دوره در نمودار ۴ نشان داده شده است. اثر تکانه سیاست پولی بر تغییرات نرخ ارز، ابتدا حالت افزایشی داشته و پس از ۱ دوره شروع به کاهش می‌کند و پس از ۶ دوره کاهش یافته تا به تعادل باز گردد.



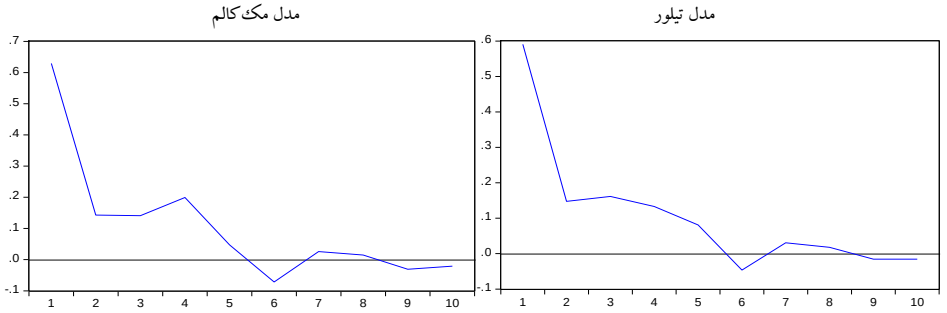
نمودار ۴: اثر تکانه سیاست پولی بر تغییرات نرخ ارز در مدل تیلور

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نمودار ۴ مشاهده می‌شود که اثر تکانه سیاست پولی بر نرخ ارز، مثبت است. علت این است که با بروز تکانه سیاست پولی، حجم نقدینگی در اقتصاد زیاد می‌شود و در صورت ثابت بودن تولید، طبق نظریه مقداری پول، تقاضا در اقتصاد زیاد می‌شود و در نتیجه تورم افزایش یافته، کالای داخلی گران شده، صادرات کمتر شده، عرضه ارز کاهش می‌یابد در نتیجه نرخ ارز، زیاد خواهد شد. در مدل تیلور، با افزایش نرخ تورم و نرخ ارز، سیاست‌گذار نرخ بهره را افزایش می‌دهد لذا نرخ ارز نیز کاهش خواهد یافت. شیب بسیار ملایم کاهشی در نمودار به دلیل کندی واکنش نرخ بهره است. در مدل مک‌کالم، با افزایش نرخ تورم و نرخ ارز، سیاست‌گذار، نرخ رشد پایه پولی را کاهش می‌دهد. با کاهش نرخ رشد پایه پولی، حجم نقدینگی و به دنبال آن، تقاضا کاهش می‌یابد. سپس تورم کم شده و صادرات زیاد می‌شود. پس افزایش عرضه ارز باعث کاهش نرخ ارز می‌شود. شیب کاهشی تند نمودار حاکی از واکنش به نسبت سریع‌تر سیاست نرخ رشد پایه پولی است.

۴-۵-۵- اثر تکانه تقاضا بر تغییرات نرخ ارز

اثر تکانه تقاضا بر نرخ ارز برای ۲۰ دوره در نمودار ۵ نشان داده شده است. اثر تکانه تقاضا بر تغییرات نرخ ارز، ابتدا حالت افزایشی داشته و پس از ۱ دوره شروع به کاهش می‌کند. سپس تا دوره ۶، با شیب ملایمی کاهش یافته تا به تعادل باز گردد.



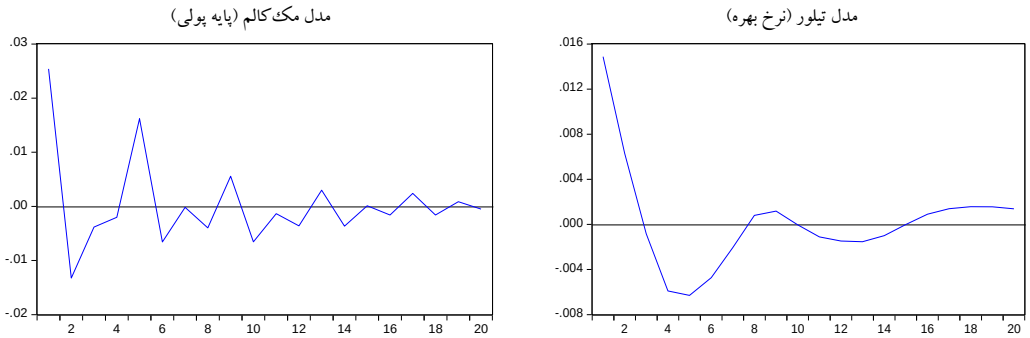
نمودار ۵: اثر تکانه تقاضا بر تغییرات نرخ ارز در مدل تیلور

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نمودار ۵ مشاهده می‌شود که اثر تکانه تقاضا بر نرخ ارز، مثبت است. علت این است که با بروز تکانه تقاضا، ابتدا تقاضا (در صورت ثبات عرضه) و سپس تورم زیاد می‌شود و مطابق با آن‌چه قبلاً بیان شد، نرخ ارز زیاد می‌شود. در مدل تیلور، واکنش سیاست‌گذار به افزایش تورم، افزایش نرخ بهره است که به دلیل کندی واکنش نرخ بهره، نرخ ارز با شیبی ملایم کاهش یافته تا به تعادل برسد. سیاست‌گذار نیز بر اساس قاعده مک‌کالم، در واکنش به افزایش نرخ ارز و تورم، نرخ رشد پایه پولی را کاهش می‌دهد. شیب کاهشی تند نمودار حاکی از واکنش به نسبت سریع‌تر سیاست نرخ رشد پایه پولی است.

۴-۵-۶- اثر تکانه نفت بر تغییرات نرخ بهره و پایه پولی

اثر تکانه نفت بر تغییرات نرخ بهره و پایه پولی برای ۲۰ دوره در نمودار ۶ نشان داده شده است که بیان می‌دارد نرخ بهره در پاسخ به تکانه نفتی ابتدا، نسبت به حالت پایدار، یک جهش مثبت داشته و سپس با شیب تند کاهش می‌یابد. این روند کاهشی تا دوره ۵ ادامه داشته و بعد از کمی ثبات، دوباره با شیب تند، زیاد می‌شود و بعد از دوره ۱۰ دارای یک روند سینوسی تا از بین رفتن اثر تکانه می‌باشد، هم‌چنین نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به تکانه نفتی، ابتدا افزایش و سپس تا دوره ۲ روند کاهشی داشته، از دوره ۲ تا دوره ۵ روند افزایشی و پس از آن تا دوره ۲۰ روند سینوسی دارد.



نمودار ۶: اثر تکانه نفت بر تغییرات نرخ بهره و پایه پولی

منبع: محاسبات محقق

بر اساس جدول ۳ در مدل تیلور تأثیر تکانه نفت بر نرخ بهره، در مجموع، مثبت است. هرچند این ضریب نسبت به سایر ضرایب مدل، بسیار کوچک است. در حقیقت، با بروز یک تکانه نفتی، در ابتدا به دلیل افزایش ذخایر خارجی، پایه پولی زیاد شده و در نتیجه حجم نقدینگی زیاد می‌شود. با افزایش حجم نقدینگی و در صورت عدم هماهنگی تولید با آن، طبق نظریه مقداری پول، تورم زیاد می‌شود. در قاعده تیلور، با افزایش شکاف تورمی، قاعدتاً باید نرخ بهره زیاد شود. پس تأثیر شوک نفتی بر نرخ بهره مثبت است اما چون واکنش نرخ بهره، در اقتصاد ایران بسیار کند و با تأخیر است، ضریب تأثیر، بسیار کوچک به دست آمده است.

بر اساس جدول ۳ در مدل مک‌کالم تأثیر بلندمدت تکانه نفت بر نرخ رشد پایه پولی مثبت و نسبت به سایر ضرایب، بسیار کوچک‌تر است. مانند آن‌چه در تخمین مدل با قاعده تیلور، توضیح داده شد، تکانه نفتی می‌تواند منجر به تورم شود و پاسخ نرخ رشد پایه پولی بر اساس قاعده مک‌کالم باید کاهشی باشد. در واقع باید سیاست پولی انقباضی اعمال شود. اما آن‌چه مشاهده می‌شود این است که جهش مثبت پایه پولی در ابتدای وقوع تکانه نفتی به حدی است که حتی کاهش ثانویه آن نیز نتوانسته است علامت ضریب تأثیر تکانه نفتی بر پایه پولی را عوض کند. بنابراین تأثیر کلی تکانه نفتی بر نرخ رشد پایه پولی مثبت است.

۴-۶- تجزیه واریانس

در این روش سهم تکانه‌های وارد شده بر متغیر مورد نظر، در واریانس خطای پیش‌بینی بر اساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. در این مطالعه با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

شده، سهم نوسان نرخ ارز در واکنش به تکانه‌های نفت، عرضه، صرف ریسک، تقاضا و سیاست پولی محاسبه می‌شود. نتایج در جداول ۴ و ۵ نمایش داده شده است.

جدول ۴: تجزیه واریانس نرخ ارز در مدل تیلور

فصل	شوک سیاست پولی	شوک تقاضا	صرف ریسک	شوک عرضه	شوک نفت	انحراف از معیار
۱	۵۰/۴۰	۴۴/۴۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۱۳	۴۱/۶۰
۵	۴۷/۹۳	۴۸/۴۵	۴/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۳	۵۶/۰۰
۱۰	۴۷/۵۲	۴۷/۵۶	۴/۷۷	۰/۰۰	۰/۱۳	۷۶/۵۷
۱۵	۴۷/۴۹	۴۷/۵۴	۴/۸۱	۰/۰۰	۰/۱۳	۸۰/۸۰
۲۰	۴۷/۴۷	۴۷/۵۵	۴/۸۲	۰/۰۰	۰/۱۳	۸۴/۴۲

منبع: محاسبات محقق

جدول ۵: تجزیه واریانس نرخ ارز در مدل مک‌کالم

فصل	شوک سیاست پولی	شوک تقاضا	صرف ریسک	شوک عرضه	شوک نفت	انحراف از معیار
۱	۲۶/۰۷	۲۶/۸۴	۴۶/۵۷	۰/۰۰	۰/۴۹	۹۴/۰۳
۵	۲۶/۲۹	۲۷/۲۳	۴۵/۹۲	۰/۰۱	۰/۵۱	۱۰۵/۹۶
۱۰	۲۵/۹۰	۲۶/۸۷	۴۶/۶۸	۰/۰۱	۰/۵۱	۱۳۲/۱۷
۱۵	۲۵/۸۶	۲۶/۸۳	۴۶/۷۶	۰/۰۱	۰/۵۱	۱۳۵/۸۲
۲۰	۲۵/۹۲	۲۶/۹۱	۴۶/۶۳	۰/۰۱	۰/۵۲	۱۳۷/۹۸

منبع: محاسبات محقق

تکانه تقاضا و سیاست پولی در هر دو مدل، سهم زیادی از نوسانات نرخ ارز را به خود اختصاص داده‌اند. البته سهم این تکانه‌ها در مدل تیلور بیش از مدل مک‌کالم است. تکانه نفت و عرضه در هر دو مدل، نقش بسیار کوچکی در نوسانات نرخ ارز داشته‌اند که البته سهم این تکانه‌ها در مدل مک‌کالم بیش از مدل تیلور است. تکانه صرف ریسک در مدل تیلور، سهم ناچیزی در نوسانات نرخ ارز دارد اما در مدل مک‌کالم، بیشترین سهم در بین سایر تکانه‌ها را به خود اختصاص داده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در تحقیق حاضر سعی شده است که تأثیر شوک‌های نفتی، عرضه، صرف ریسک، تقاضا و سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز با استفاده از قواعد تیلور و مک‌کالم در چهارچوب یک مدل الگوی خودهمبسته برداری ساختاری با اعمال محدودیت بر ماتریس ضرایب جملات پسماند در

ایران مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا از داده‌های فصلی سری زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۰ استفاده شده است. برآورد ضرایب مدل خودهمبسته برداری ساختاری با اعمال محدودیت و نتایج حاصل از تجزیه واریانس مدل تیلور بیان‌گر این حقیقت است که تغییرات نرخ ارز در ایران بیشتر، متأثر از شوک طرف تقاضا و سیاست‌های پولی می‌باشد. در مدل تیلور، نرخ بهره در پاسخ به تغییرات شکاف تورم، شکاف تولید، نرخ بهره حقیقی، تکانه سیاست پولی و نرخ ارز تغییر می‌کند. تکانه نفت، عرضه و صرف ریسک، سهم کوچکی در نوسانات نرخ ارز با استفاده از این مدل، ایفا می‌کنند. این مسئله نشان می‌دهد که نرخ بهره (هرچند به کندی و با وقفه) می‌تواند نوسانات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های نفت، عرضه و صرف ریسک را مهار کند. این در حالی است که بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور، قادر به کنترل نوسانات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های تقاضا و سیاست پولی، نخواهد بود. البته این نکته نیز قابل ذکر است تکانه صرف ریسک، منجر به افزایش نرخ بهره شده و چون نرخ بهره (نرخ بهره تعریف شده در قاعده تیلور که میانگین نرخ سود تسهیلات بانکی است) قابلیت تغییر آزادانه ندارد، پس قاعدتاً تکانه صرف ریسک در این مدل، نباید تأثیر زیادی بر نوسانات نرخ ارز داشته باشد. تکانه نفتی نیز چون تکانه‌های ناشی از قیمت نفت در نظر گرفته شده است، هر چند بر نوسانات نرخ ارز، بی‌تأثیر نیست اما سهم زیادی نیز ندارد. زیرا آن‌چه در بازار ارز ایران منجر به نوسانات می‌شود، تکانه‌های ناشی از درآمد نفتی است. به طوری که در مواقعی چون تحریم‌های اقتصادی، محدودیت درآمد نفتی به شدت بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد. در مورد تکانه عرضه که ناشی از شکاف تولید است، می‌توان با ابزار نرخ بهره (میانگین نرخ سود تسهیلات بانکی) به خوبی نوسانات ایجاد شده را مهار کرد. اما تکانه‌های تقاضا و سیاست پولی که منشأ نرخ ارز و تورم دارند، توسط نرخ بهره در قاعده تیلور، قابل‌کنترل نیستند و سهم زیادی در نوسانات نرخ ارز ایفا می‌کنند.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس مدل مک‌کالم بیان‌گر این حقیقت است که نرخ ارز در ایران از ریسک بسیار بالایی برخوردار است و تحت تأثیر تقاضا و سیاست‌های پولی مثل تورم می‌باشد. کم‌ترین سهم در نوسانات نرخ ارز، به تکانه‌های نفت و عرضه اختصاص دارد. انتظار تأثیر زیادی بر نوسانات نرخ ارز نیست زیرا نوسانات نرخ ارز بیشتر تحت تأثیر حجم درآمد نفتی است. در مورد تکانه عرضه نیز، هرچند سهم بیشتری نسبت به مدل تیلور، مشاهده می‌شود اما بانک مرکزی با سیاست‌های مبتنی بر نرخ رشد پایه پولی به‌خوبی از تأثیر آن بر نوسانات نرخ ارز، کاسته است. تکانه صرف ریسک، که بیشترین سهم را در نوسانات نرخ ارز به خود اختصاص داده است

می‌توان گفت که مستقیماً نرخ بهره را تحت تأثیر قرار می‌دهد این در حالی است که در تخمین مدل مک‌کالم، نرخ بهره وارد مدل نمی‌شود. از طرفی در اقتصاد ایران، انتقال سرمایه با محدودیت‌های زیادی مواجه است و تکانه صرف ریسک، قاعدتاً نباید در نوسانات نرخ ارز، سهمی به این بزرگی داشته باشد. به نظر می‌رسد که تکانه صرف ریسک جهت تقویت رابطه فیشر اضافه شده است. لذا با توجه به این‌که در تعدیل مدل از تیلور به مک‌کالم، به‌جای نرخ بهره از نرخ رشد پایه پولی استفاده شده است، در این رابطه نیز، تکانه پایه پولی جایگزین تکانه صرف ریسک خواهد شد. لذا آن‌چه در مدل مک‌کالم، بیشترین سهم از نوسانات را به خود اختصاص داده است، تکانه پایه پولی است نه تکانه صرف ریسک. این در حالی است که سهم بسیار کمتر (هرچند زیاد) تکانه‌های تقاضا و سیاست پولی در نوسانات نرخ ارز نسبت به مدل تیلور، حاکی از آن است که قاعده مک‌کالم نسبت به قاعده تیلور، در اقتصاد ایران قدرت بیشتری در مهار تکانه‌های مذکور داشته است.

تکانه تقاضا و سیاست پولی در هر دو مدل، سهم زیادی از نوسانات نرخ ارز را به خود اختصاص داده‌اند. اما سهم بسیار کمتر تکانه‌های تقاضا و سیاست پولی در نوسانات نرخ ارز در مدل مک‌کالم، حاکی از آن است که قاعده مک‌کالم نسبت به قاعده تیلور، در اقتصاد ایران قدرت بیشتری در مهار تکانه‌های مذکور داشته است. حقیقت این است که در اقتصاد ایران به دلیل سیستم ثبات نرخ بهره مکانیزم نرخ بهره کارآمدی لازم را ندارد اما سیاست کنترل نقدینگی یک سیاست منطقی می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران زمینه لازم برای حرکت در چارچوب قواعد پولی سازگار با اقتصاد ایران را فراهم کنند زیرا قاعده مک‌کالم تحولات ارزی را بهتر توضیح می‌دهد. در غیر این صورت اگر بخواهند بازار را بر اساس قاعده تیلور کنترل کنند باید نرخ بهره در حد امکان نزدیک به نرخ بازار باشد.

فهرست منابع و مآخذ

۱. ابونوری، عباس علی. سجادی، سمیه. و محمدی، تیمور (۱۳۹۲). "رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکداری ایران". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **۳**: ۵۲-۲۳.

۲. بهمنی اسکویی، محسن (۱۳۷۲). "اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش خارجی ریال". سومین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی تهران. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

۳. بیات، ندا. و بهرامی، جاوید (۱۳۹۶). "ارزیابی قواعد پولی تیلور و نرخ رشد حجم پول برای اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی تصادفی پویا". پژوهشنامه بازرگانی **۲۱**: ۱۰۲-۶۷.

۴. پاشایی فام، رامین. پازوکی، محمدرضا. و امیرخانی، پاتریس (۱۳۹۲). "تبیین و تحلیل تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تورم کشورهای منتخب واردکننده نفت OPEC". فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی **۹**: ۱۱۶-۸۹.

۵. حالفی، حمیدرضا. اقبالی، علیرضا. و گسکری، ریحانه (۱۳۸۲). "انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران". پژوهشنامه اقتصادی **۳**: ۹۳۳ -۹۱۱.

۶. ختائی، یونس. و غربالی مقدم، محمود (۱۳۸۳). "بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران". فصلنامه برنامه ریزی و بودجه **۹**(۱): ۲۵-۳.

۷. خزیمه، امیرمحسن. امینی‌فرد، عباس. زارع، هاشم. و ابراهیمی، مهرزاد (۱۳۹۷). "سازوکار اثرگذاری سیاست‌های پولی در چارچوب نظریه ساختار زمانی نرخ بهره در اقتصاد ایران". اقتصاد و الگوسازی **۹**(۳): ۳۴-۱.

۸. خیابانی، ناصر (۱۳۸۰). "یکسان‌سازی ارز و آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصادی". مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی تهران.

۹. راتقی، مریم (۱۳۸۴). *اثر نوسانات نرخ ارز در قیمت*، پایان نامه کارشناسی ارشد بخش اقتصادی، دانشگاه تهران.

۱۰. رضایی، حسین. و مولایی، محمدعلی (۱۳۸۴). "ارزیابی نوسانات قیمت نفت بر نرخ ارز". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۱۳**(۳۳): ۷۲-۵۹.

۱۱. زارع نقده، رضا (۱۳۹۰). *بررسی شرط مارشال - لرنر در اقتصاد ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه.

۱۲. زارع، هاشم. نورانی آزاد، سمانه. و نورانی‌آزاد، مریم (۱۳۹۶). "بررسی تکانه‌های پولی و معمای تراز تجاری در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی". مجله علمی پژوهشی اقتصاد مقداری **۱٤**(۳): ۴۷-۲۷.

۱۳. زیبری، هدی (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر شکاف نرخ ارز رسمی و بازار آزاد بر تورم اقتصاد ایران (رهیافت سری زمانی ساختاری)". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی **۷**(۲۶): ۱۹۲-۱۶۷.

۱۴. شاکری، عباس (۱۳۹۱). *اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌ها*، تهران، انتشارات رافع.

۱۵. صمدی، سعید. یحیی آبادی، امین. و معلمی، نوشین (۱۳۸۸). "تحلیل تاثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۱۷**(۵۲): ۲۶-۵.

۱۶. کمیجانی، اکبر. و نقدی، یزدان (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی)". پژوهشنامه اقتصاد کلان **۹**(۳۲): ۱۲۴-۹۹.

۱۷. کمیجانی، اکبر. فرزین وش، اسدالله. و کیاالحسینی، ضیاالدین (۱۳۹۲). "قاعده سیاست پولی مطلوب در محیط بانکداری بدون ربا". فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی **۱۳**(۵۰): ۵۸-۳۱.

۱۸. گرجی، ابراهیم. و فولادی، مهدی (۱۳۸۸). "مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید با منحنی‌های فیلیپس متعارف برای اقتصاد ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **٤٤**(۲).

۱۹. مروت، حبیب. شاه‌حسینی، سمیه. و فرید زاد، علی (۱۳۹۶). "بررسی آثار تغییرات نرخ ارز بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران". فصلنامه مجلس و راهبرد **۲٤**(۹۱): ۲۳۲-۲۰۳.

۲۰. نعمتی، مرتضی. نظیری، محمدکاظم. و شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۹۷). "نقش متغیرهای اقتصاد کلان بر وقوع تورم رکودی در اقتصاد ایران". سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۲۰): ۷۰-۳۵.

۲۱. ولیان، حسن. عبدلی، محمدرضا. و کابوسی، مهدی (۱۳۹۱). "بررسی ارتباط نرخ بهره با نرخ ارز بر اساس تئوری اثر بین‌المللی فیشر در اقتصاد ایران". اقتصاد مالی **۷**(۲۲): ۱۱۴-۹۱.

۲۲. یاوری، کاظم. ولی‌بیگی، حسن. ابراهیمی، ایلناز. و سحابی، بهرام (۱۳۹۷). "تحلیل سیاست‌های تجاری و ارزی در ایران در چهارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۹): ۸۸-۵۳.

23. Akram, F. (2000). "Oil Prices and Exchange Rates: Norwegian Evidence". Econometrics Journal **7**(2): 476–504.
24. Albuqurque, C. & Portugal, M. (2006). "Testing Nonlinearities between Brazilian Exchange Rate and Inflation Volitilities". Banco Central Brazil Working Paper **60**(4): 325-351.
25. Amano, R. & Van N. (1998). "Oil Prices and the Rise and fall of the US Real Exchange Rate". Journal of International Money and Finance **17**(2): 299-316.
26. Ball, L. & Mankiw, G. (1995). "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks". The Quarterly Journal of Economics **110**(1): 161-193.

27. Berument, H. Ceylan, N. & Dogan, N. (2010). "The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries". The Energy Journal: 149-176.
28. Bhar, R. & Nikolova, B. (2009). "Oil Prices and Equity Returns in the BRIC Countries". World Economy **32**(7): 1036-1054.
29. Bruno, M. (1979). *Stabilization and Stagfiation in a Semi-industrialized Economy in Dornbusch, International Economic Policy. Theory and Evidence*, Baltimore.
30. Bundesbank, D. (2001). *The Monetary Transmission Process: Recent Developments and Lessons for Europe*, Springer, Palgrave Macmillan UK.
31. Chen, C. Yao, S. & Ou, J. (2016). "Exchange Rate Dynamics in a Taylor Rule Framework". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **46**: 158-173 .
32. Clarida, R. & Waldman, D. (2007). "Is Bad News About Inflation Good News for the Exchange Rate? And, if So, Can that tell us anything about the Conduct of Monetary Policy? ". University of Chicago Press, In Asset Prices and Monetary Policy: 371-396.
33. Dornbush, R. (1982). *Open Economy Macroeconomics*, New York, Basic Book.
34. Edwards, S. (1986). "Are Devaluation Contractionary? ". The Review of Economics and Statistics **68**: 501-508.
35. Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". American Economic Review **58**(1): 1-17.
36. Giannellis, N. & Koukouritakis, M. (2013). "Exchange Rate Misalignment and Inflation Rate Persistence: Evidence from Latin American Countries". International Review of Economics and Finance **25**: 202-218.
37. Goldfajan, I. & Sergio, W. (2000). "The Pass-Through from Depreciation to Inflation; a Panel Study". Department of Economics PUC-Rio Brazi, Series Texts Para Discussion 423.
38. Hamilton, J. (1983). "Oil and Macroeconomy since World War". Journal of Political Economy **19**: 228- 63.
39. Helpman, E. Hans-Werner, S. Ofair Razin, S. Collins, C. Guttorm, S. and Lars, S. (1999). *The Economics of Globalization: Policy Perspectives from Public Economics*, Cambridge University Press.
40. Kempa, B. & Wilde, W. (2011). "Sources of Exchange Rate Fluctuations with Taylor Rule Fundamentals". Economic Modelling **28**(6): 2622-2627.
41. Kriljenko, J. Iván, C. Karacadag, C. and Guimarães, R. (2003). "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Elements of Best Practice". International Monetary Fund Working Paper No. 03/152.

42. Krugman, P. and Taylor, L. (1978). "Contractionary Effects of Devaluation". Journal of International Economics 8: 445-458.
43. Liu, O. & Adedegi, O. (2000). "Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran; a Macro Economic Analysis". IMF Working Paper.
44. Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, NewYork, Springer Science & Business Media.
45. McCallum, B. (1988). "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy **29**: 173-203.
46. Melhem, S. & Terraza, M. (2007). "The Oil Single Price and the Dollar". Agricultural and Resource Economics West Virginia University. Energy Studies Review **15**: 2.
47. Meyer, L. (2002). *Rules and Discretion, Remarks at the Owen Graduate School of Management*, Nashville, Tennessee Vanderbilt University.
48. Ogaki, M. & Santaella, J. (2005). "The Exchange Rate and the Term Structure of Interest Rates in Mexico". Ohio State University. Journal of Department of Economics **63**(1): 99-21.
49. Peersman, G. & Farrant, K. (2006). "Is the Exchange Rate a Shock Absorber or a Source of Shocks? New Empirical Evidence". Journal of Money, Credit and Banking **38**(4): 939-961.
50. Quere, B. Mignon, V. & Penot, A. (2007). "China and the Relationship between the Oil Price and the Dollar". Energy Policy **35**: 5795-5805.
51. Sadorsky, P. (2000). "The Empirical Relationship between Energy Futures Prices and Exchange Rates". Energy Economics **22**(2): 253-266.
52. Taylor, J. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy **39**: 195-214.
53. Taylor, J. (2000). "Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies". 75th Anniversary Conference Stabilization and Monetary Policy: The International Experience. Bank of Mexico: 14-15.
54. Woglom, G. (2003). "How Has Inflation Targeting Affected Monetary Policy In South Africa? ". South African Journal of Economics **71**(2): 198-210.

Original Research Article

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

Elnaz Dehghan[1]
Hashem Zare[2]*

Received: 14-11-2018 Accepted: 11-03-2019

Abstract

The study of the sources of exchange rate fluctuation is of great importance to the monetary authorities of a country. In the present study, Taylor and Mccallum rules are used to examine exchange rate fluctuations, including the impulses of oil, the impulses of risk premium, the impulses of supply, the impulses of demand, and the impulse of monetary policy in a structural vector auto-regressive framework in the period 1991:1-2017:4. The results of the shock reaction indicate that the exchange rate reaction to the impulses of risk, demand and monetary policy is positive but negative to the impulse of oil. This result is the same according to both Taylor and Mccallum rules, although there are differences in the size of the reaction. The exchange rate reaction to the impulses of supply is negative in the Taylor model and positive in the Mccallum model. The results of variance decomposition also show that, in the Taylor model, the demand and monetary policy shocks, and, in the Mccallum model, the risk premium shock have the largest share in the exchange rate fluctuation. In this study, Taylor and Mccallum models are compared, and it is concluded that the Mccallum rule is more powerful than the Taylor rule in Iran's economy to control the impulses. Indeed, due to the fixed interest rate system, the interest rate mechanism is not effective in the Iranian economy, but the liquidity control policy is a rational policy.

Keywords: Exchange rate fluctuation, Taylor Rule, Mccallum Rule, SVAR.
JEL Classification: F31, F41, E5.

1- Master of Science in Economics Department of Economic, Faculty of Economic and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University
2- Department of Economic, Faculty of Economic and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University
Email: Hashem.zare@gmail.com

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

مطالعه تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی ایران[۱]

تیمور محمدی[۲]
حمید آماده[۳]
عاطفه تکلیف[۴]
خلیل قدیمی دیزج[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۱۰

چکیده

جایگزینی مصرف گاز طبیعی با سایر سوخت‌های فسیلی طی سال‌های گذشته، موجب افزایش چشمگیر آن، در سبد مصرف انرژی ایران شده است؛ لذا بررسی تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی در ایران هدف اصلی پژوهش می‌باشد. در روزهای سرد سال تا ۸۵ درصد گاز طبیعی در بخش خانگی به مصرف می‌رسد؛ بنابراین جهت سنجش تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی، نمای لیاپانوف، بر اساس مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی، در اثر نوسانات دما، محاسبه می‌شود. برای محاسبه بزرگترین نمای لیاپانوف نیاز به محاسبه وقفه زمانی و بعد محاط است. برای محاسبه وقفه زمانی از تابع میانگین اطلاعات متقابل و برای محاسبه بعد محاط از روش کائو و در نهایت برای محاسبه بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف از روش روزن اشتاین استفاده گردید. به طوری که نتایج نشان می‌دهد؛ مصرف گاز طبیعی دارای فرآیند آشوبی بوده و به تبع آن، سیستم توزیع گاز طبیعی ایران، تاب‌آوری لازم را ندارد. همچنین محاسبات مربوط به نمای لیاپانوف، حاکی از بهبود تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی ایران، بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها است.

واژگان کلیدی: آزاد سازی قیمت گاز طبیعی، نمای لیاپانوف، تاب‌آوری، مصرف گاز طبیعی، سیستم توزیع گاز طبیعی.

Keywords: Liberalization of gas price, Lyapanof exponent, Resiliency, Natural gas consumption, Natural gas distribution.
JEL Classification: Q41, Q48.

---

[۱]. این مقاله مستخرج از رساله دکتری با عنوان "اثر آزادسازی قیمت گاز طبیعی بر تاب‌آوری سیستم توزیع گاز ایران" می‌باشد و با حمایت "شرکت مهندسی و توسعه گاز ایران" انجام شده است.

[۲]. دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول) Atmahmadi@gmail.com
[۳]. استادیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی Amadeh@gmail.com
[۴]. استادیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی At.taklif@gmail.com
[۵]. دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز، دانشگاه علامه طباطبایی Khghadimi7@gmail.com

۱- مقدمه

از آن‌جا که تاب‌آوری، یک موضوع بین رشته‌ای است؛ در علوم مختلف نظیر روانشناسی، فیزیک، مهندسی، مدیریت و اقتصاد تعاریف متفاوتی ازآن، ارائه شده است. در لغت‌نامه وبستر[1] تاب‌آوری به معنای "توانایی برای بازیابی بعد از وقوع فاجعه یا تغییر" تعریف شده است. تاب‌آوری در مهندسی سازه‌ها به مفهوم "بازگشت سریع پس از تنش، تحمل تنش بیشتر و کاهش تخریب در اثر مقدار معینی از تنش" ارائه شده است (بیوجونز[2] و همکاران، ۲۰۱۳). تاب‌آوری در روانشناسی یعنی "تمایل افراد، جهت حل و فصل مشکلات و استرس‌ها، توان فرد جهت مقابله با مشکلات و استرس‌ها و یا توان فرد جهت جلوگیری از بروز مشکلات و استرس‌ها" می‌باشد. یک سیستم اجتماعی در شرایطی تاب‌آور محسوب می‌شود که بتواند؛ شوک‌های موقت یا دائم را جذب کرده و خود را با شرایط به سرعت در حال تغییر وفق دهد، یا تاب‌آوری می‌تواند کارکرد سیستم در هنگامه آشفتگی باشد (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵).

اتفاقات و حوادث پیش‌بینی نشده، همواره حیات بشری را تحت‌الشعاع قرار داده‌اند؛ لیکن بازگشت به مسیر و احیاء و بازپروری خود، فرآیندی است که سرعت و کیفیت آن از فردی به فردی دیگر و از جامعه‌ای به جامعه‌ای دیگر متفاوت است. اقتصاددانان با معرفی مفهوم تاب‌آوری و به دنبال آن شاخص تاب‌آوری اقتصادی، به دنبال توضیح و توصیف تفاوت مذکور هستند. آن‌ها معتقدند آسیب‌پذیری و سرعت بازگشت و احیای جوامع بشری را می‌توانند با شاخص تاب‌آوری اقتصادی توضیح دهند. به باور اقتصاددانان، اقتصادهایی که به دنبال حوادث پیش‌بینی نشده (ناگوار)، کمتر آسیب می‌بینند و یا سریع‌تر به شرایط باثبات باز می‌گردند؛ تاب‌آوری اقتصادی بالاتری دارند (آماده و همکاران، ۱۳۹۵).

یکی از اتفاقات مهم مربوط به نوسانات دما به ویژه در ماه‌های سرد سال است؛ که منجر به افزایش چشمگیر سهم مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی (۸۵ درصد تولید روزانه) می‌گردد؛ به طوری که به دنبال آن، قطعی گاز صنایع عمده و نیروگاه‌ها و حتی کاهش گاز صادراتی رخ می‌دهد. تا جائی که تداوم مصرف بالای گاز طبیعی در بخش خانگی در اثر سرمای شدید، می‌تواند منجر به قطعی گاز خانوارها در برخی مناطق کشور شده و مشکلات اقتصادی- اجتماعی گوناگونی را به

---

[1]. Webster
[2]. Bujones (2013)

وجود آورد. در واقع شوک ناشی از نوسانات دما در ماه‌های سرد سال، منجر به افزایش چشمگیر مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و به تبع آن، محدودیت مصرف در سایر بخش‌ها از جمله نیروگاه‌ها و صنایع می‌گردد.

پژوهش حاضر، یکی از اولین مطالعات مربوط به تاب‌آوری، با استفاده از نمای لیاپانوف، در حوزه انرژی ایران می‌باشد و در سطح بین‌المللی نیز مطالعات اندکی در حوزه تاب‌آوری با این شیوه انجام شده است؛ به طوری که سنجش میزان تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی در ایران از یک‌سو و مطالعه فرآیند آشوبی مصرف گاز طبیعی بر مبنای نظریه آشوب از سوی دیگر، از دلایل اصلی جدید بودن و نوآوری پژوهش، محسوب می‌گردد.

هدف اصلی از تحقیق حاضر، سنجش میزان تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۴ می‌باشد. همچنین بررسی وضعیت مصرف گاز طبیعی از دیدگاه نظریه آشوب، از دیگر اهداف تحقیق محسوب می‌گردد. به همین منظور، برای سنجش تاب‌آوری سیستم گازرسانی و نیز بررسی فرآیند آشوبی مصرف گاز طبیعی، از متغیر مصرف روزانه گاز طبیعی در بخش خانگی، با بکارگیری نمای لیاپانوف، در دوره‌های زمانی قبل و بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها (واقعی شدن قیمت گاز طبیعی) و کل دوره زمانی (۱۳۹۶-۱۳۸۴) استفاده شده است.

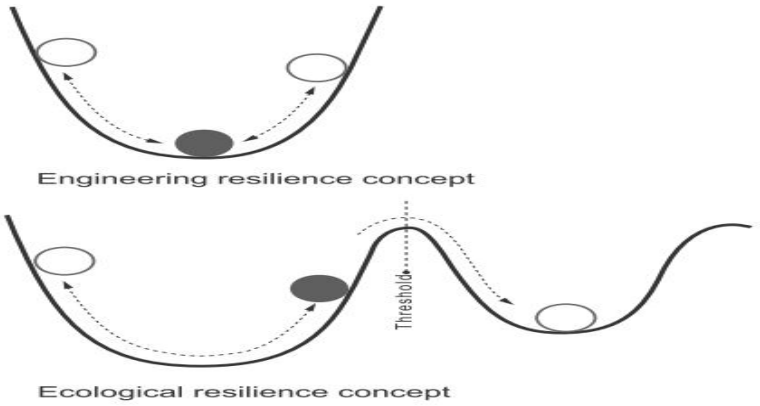
ساختار مقاله به این شکل است که پس از مقدمه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق مرتبط با "تاب‌آوری" و همچنین" نظریه آشوب" ارائه می‌شود و سپس روش پژوهش و بعد ازآن، یافته‌های تحقیق تبیین شده است و در نهایت نتایج و پیشنهادهای تحقیق، بیان می‌گردد.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

مفهوم تاب‌آوری بطور عمده بر این فرضیه که حالات مختلف سیستم شامل نقاط تعادل گوناگون می‌باشد، بنا شده است. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که تکامل سیستم‌ها (اقتصادی، زیست‌محیطی و غیره) با جابجایی این سیستم‌ها از یک حالت تعادل (یا دامنه پایداری) به حالت

تعادل دیگر انجام می‌شود. در این زمینه دو راه مختلف برای تعریف تاب‌آوری در پیش گرفته می‌شود (رجیانی، گراف و نیجکامپ[1]، ۲۰۰۲).

الف) تعریف هولینگ[2] (۱۹۹۲): این تعریف به اختلالی که سیستم می‌تواند؛ قبل از جابجایی از یک حالت به حالت دیگر جذب نماید؛ برمی‌گردد. این تعریف بستگی به حضور سیستم در یک نقطه تعادل و یا نزدیکی آن ندارد و فرض می‌کند که سیستم‌های زیست‌محیطی بوسیله تعادل پایدار موضعی چندگانه، مشخص می‌شوند و اندازه‌گیری تاب‌آوری سیستم در هر دامنه پایدار موضعی عبارتست از میزان شوکی که سیستم می‌تواند قبل از تغییر وضعیت و جابجایی به دامنه پایدار موضعی دیگر جذب نماید. "اختلال" ممکن است به جابجایی سیستم از یک دامنه پایدار به دامنه پایدار دیگر منجر شود. اگر این "اختلال" باعث جابجایی سیستم به دامنه پایدار دیگر نگردد؛ در این صورت سیستم در برابر آن "اختلال" تاب‌آور است.



نمودار ۱: تاب‌آوری مهندسی و زیست‌محیطی

منبع: لیائو[3] و همکاران، ۲۰۱۲

همان‌طور که در نمودار ۱ ملاحظه می‌گردد؛ سیستم بعد از وارد آمدن شوک، در صورت تاب‌آور نبودن، به وضعیتی جدید منتقل می‌شود.

---

1. Reggiani, Graaff & Nijkamp (2002)
2. Holling
3. Liao

ب) تعریف پرینگز[1] (۱۹۹٤): این تعریف به خواص سیستم حول تعادل پایدار برمی‌گردد که برگرفته از تعریف پیم[2] (۱۹۸۴) است که تاب‌آوری سیستم را اندازه‌گیری سرعت بازگشت سیستم به حالت تعادل می‌داند (پیم، ۱۹۸۴ و پرینگز، ۱۹۹۴).

روشن است که از نقطه نظر تجربی، در بکارگیری روش هولینگ برای اندازه‌گیری تاب‌آوری، مشکلاتی ظاهر می‌گردد. به طور مثال، اینکه چگونه می‌توان اندازه مخروط جاذب را اندازه‌گیری کرد؟ پرینگز برای این کار، نمای لیاپانوف[3] را مطرح کرده است.

اخیراً نویسندگان بسیاری[4] اذعان کرده‌اند که مفهوم تاب‌آوری نه تنها در سیستم‌های زیست‌محیطی، بلکه بطور کاملا" موثری، می‌تواند؛ در توضیح، تشریح و مطالعه سیستم‌های اقتصادی – اجتماعی به کار رود؛ زیرا اصول حاکم، بر کلیه این سیستم‌ها، یکسان است (رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).

پترسون[5] (۱۹۹۸) تعریف دیگری از تاب‌آوری ارائه می‌دهد:

الف) تاب‌آوری مهندسی: عبارتست از نرخ بازگشت سیستم به حالت یگانه پایدار یا حالت سیکلی پایدار، بعد از یک اختلال (هولینگ، ۱۹۸۶) که این تفسیر کاملا بر اساس نظر پیم می‌باشد (رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).

ب) تاب‌آوری زیست محیطی: میزان اختلالی که سیستم قبل از تغییر ساختار، به علت تغییر در متغیرها و روندی که رفتار را کنترل می‌نماید، می‌تواند جذب کند (گوندرسون و هولینگ، ۲۰۰۱، رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).

اگر با توجه به دو تعریف بالا تاب‌آوری مورد توجه قرار گیرد؛ می‌توان یک تصویر روشن از مفهوم تاب‌آوری و اندازه‌گیری‌های مربوط به آن، در سیستم معین به دست آورد (رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).

به عنوان مثال؛ معادله شناخته شده لجستیک ورهولست[6] در فضای گسسته مورد توجه قرار می‌گیرد:

---

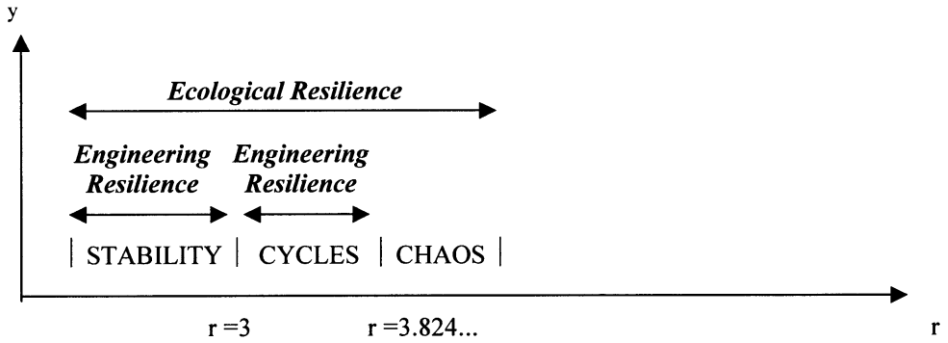
1. Perrings (1994)
2. Pimm (1984)
3. Lyapunov Exponent

۴. به باتابیال ۱۹۹۸؛ ۱۹۹۹ و لوین ۱۹۹۸ رجوع شود.

5. Patterson (1998)
6. Varhoulst

$$y(t+1) = ry(t)(1-y(t))$$

با تحلیل فازی- فضایی مربوطه؛ (y نسبت به r) کاملا واضح است که برای مقادیر $3 < r < 3.824$ معادله لجستیک قبل از رسیدن به زمان شوک در $r = 3.824$ شروع به نوسان می‌کند (رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).



نمودار ۲: تاب‌آوری زیست محیطی و مهندسی برای معادله لجستیک

منبع: رجیانی و همکاران، ۲۰۰۲

تاب‌آوری مهندسی که در بالا تعریف شد را می‌توان با دوره پایداری و دوره نوسانات، برای تابع لجستیک، مورد تجزیه و تحلیل قرار داد؛ اما علاوه بر دو دوره مذکور، برای سیستم زیست‌محیطی، می‌توان در دوره آشوب نیز، خواص سیستم برای پافشاری؛ یعنی ظرفیت آن برای جذب امواج سهمگین نوسانات را منعکس نمود.

از ملاحظات پیشین روشن می‌گردد؛ هر دو مفهوم تاب‌آوری مهندسی و زیست‌محیطی؛ به شدت برای تحلیل سیستم‌های اقتصادی و تعیین مشخصه‌های مراحل تکاملی آن‌ها، مفید خواهد بود (رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).

لوین[1] (۱۹۹۸) در مقاله‌ای نشان داد؛ سیستم‌های اقتصادی – اجتماعی و چند بعدی (فضایی) باید به اندازه کافی در برابر چالش‌ها و تغییرات ناگهانی، مجهز باشند؛ در حالی که معمولا تشخیص سیگنال‌های قوی، برای فهمیدن به موقع تغییرات، تحرک‌ها و انجام راه حل‌های موثر، مشکل خواهد بود. در برخورد با چنین مسایلی، به یک سیستم واکنشی که انعطاف‌پذیر و سازگار باشد،

[1]. Levin (1998)

نیاز است. در سیستم‌های زیست‌محیطی و اقتصادی- اجتماعی به طور مشابه، فعالیت‌های بشر می‌تواند منجر به جابجایی کیفی ساختار و عملکرد شود. واضح است که سیستم در معرض از دست دادن تاب‌آوری است؛ یعنی، دیگر در برابر تنش‌ها و شوک‌های ناشی از فعالیت‌های بشر، ظرفیت جذب شوک و تنش را ندارد؛ به طوری که منجر به تغییرات اساسی و از دست دادن عملکرد و غالباً از دست دادن بهره‌وری می‌گردد. تاب‌آوری؛ توانایی تجربه تغییر و اختلالات بدون تغییرات کمّی فاجعه‌آمیز، در ساختار اساسی عملکرد سیستم و ابزاری برای اندازه‌گیری همبستگی سیستم می‌باشد (لوین، ۱۹۹۸).

پرینگز (۱۹۹۸) اهمیت تاب‌آوری در سیستم‌های محیطی- اقتصادی را با تاکید بر لزوم تحقیق در حوزه نظریه تکاملی تصادفی با اتخاذ نظریه نوسازی و با نظریه مارکوف[1] بیان می‌دارد. بدون شک این یک گام به جلو است؛ چون در این راه، یک تمرکز نیز بر روی پویایی گذرای سیستم‌های چند تعادلی تصادفی، با غلبه بر اشکالات ضمنی تعاریف پیم و هولینگ، صورت گرفته است. در این زمینه پرینگز نیز بین حالت‌های جذب و حالت‌های گذار، تمایز قایل شده است (رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).

در کل لازم است که تحقیقات تئوریک (نظری) و روش‌شناختی بیشتری درباره تاب‌آوری و همچنین ترکیب آن با مفاهیم ذکر شده در بالا که در فضای اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرد، انجام شود. بطور تجربی؛ هنوز دانش ما در بکارگیری اندازه‌گیری تاب‌آوری در موارد عملی واقعی مطالعاتی در علوم (شامل تمامی رشته‌ها و زمینه‌ها) جای کار زیادی دارد. در این زمینه امکان بکارگیری روش‌های اندازه‌گیری تاب‌آوری مهندسی در موارد تجربی، گام اول است (رجیانی، گراف و نیجکامپ، ۲۰۰۲).

در تعریفی که توسط لینو بریگوگلیو[2] (۲۰۰۹) ارائه شده؛ برای تعریف تاب‌آوری از نحوه تعامل انسان با ویروس آنفولانزا کمک گرفته شده است. در چنین رویکردی، سه مفهوم از تاب‌آوری قابل استنباط است: الف) بیمار می‌شود؛ اما سریع بهبود می‌یابد. ب) در مقابل اثرات منفی ویروس مقاومت می‌کند؛ حتی شده با روش‌های درمانی و تقویتی ث) ویروس را پس می‌زند؛ چه در داخل بدن و چه با دوری از منابع پر خطر. در قیاس این وضعیت با اقتصاد برای

---

1. Markov
2. Lino Briguglio (2009)

تاب‌آوری اقتصادی، در حالت الف، این تعریف، یعنی "توانایی اقتصاد برای ترمیم سریع پس از شوک‌های خسارت بار" می‌تواند استخراج شود. در حالت ب، تاب‌آوری اقتصادی به شکل "عدم تاثیرپذیری از شوک‌های اقتصادی" می‌تواند تعریف شود و در حالت ث نیز "توانایی اقتصاد در پس زدن شوک‌های مخرب" قابل تعمیم است.

جدول ۱: تعاریف رشته‌ای ـ تخصصی از تاب‌آوری

نویسندهٔ اول	حوزه	تعریف
گوردون[1]، ۱۹۷۸	فیزیک	توانایی دوام آوردن در برابر انرژی فشار آورنده و به طور ارتجاعی منحرف شدن، بدون شکستن یا تغییر شکل دادن.
کافیناس[2]، ۲۰۰۳	اجتماعی	دو نوع تاب‌آوری اجتماعی: الف) ظرفیت یک سیستم اجتماعی در تسهیل تلاش‌های انسانی در جهت ردیابی روندهای تغییر، کاهش آسیب‌پذیری‌ها و تسهیل سازگاری ب) ظرفیت یک سیستم (اجتماعی-بوم‌شناختی) در حفظ حالت‌های مرجّح یک فعالیت اقتصادی
برانیو، ۲۰۰۳	جامعه	توانایی واحدهای اجتماعی در آرام کردن مخاطرات، شامل اثرهای فجایع و انجام فعالیت‌های بازیابی در روش‌هایی که گسست اجتماعی را حداقل کند و اثرات بحران‌های آتی را کاهش دهد.
لانگستَف[3]، ۲۰۰۵	سیستم بوم‌شناختی	توانایی فرد، گروه یا سازمان در استمرار موجودیت خود (یا حفظ کم و بیش ثبات) در مواجهه با انواع متعدد شوک‌های ناگهانی[4]. تاب‌آوری در سیستم‌هایی که در سطح بالایی قابل سازگاری هستند (به استراتژی‌های خاص محدود نمی‌شود) و منابع متنوعی دارند، یافت می‌شود.
روز[5]، ۲۰۰۷	اقتصادی (نهاد یا سیستم)	تاب‌آوری (پویا): سرعت بازیابی از شوک شدید، جهت تحقق یک حالت مطلوب. تاب‌آوری اقتصادی ایستا: توانایی حفظ عملکرد (مثل؛ استمرار تولید) هنگام وارد شدن شوک. تاب‌آوری ذاتی[6]: توانایی رتخ و فتخ بحران‌ها تاب‌آوری سازگار شونده: توانایی در وضعیت‌های بحرانی در جهت حفظ عملکرد بر مبنای نبوغ یا تلاش فوق‌العاده.
باتلر[7]، ۲۰۰۷	فرد	سازگاری مناسب تحت شرایط کم توان شدن[8]

منبع: وایت[9] و همکاران، ۲۰۱۵

1. Gordon (1978)
2. Kofinas (2003)
3. Longstaff (2005)
4. Surprise
5. Rose (2007)
6. Inheren
7. Butler (2007)
8. Extenuating Circumstances
9. White (2015)

در ادبیات تاب‌آوری، به سطوح سه‌گانه‌ای از تاب‌آوری اشاره شده است: تاب‌آوری فرد، اجتماع[1] و ملی. در برخی مطالعات، دو سطح آخر به عنوان تاب‌آوری اجتماعی[2] در نظر گرفته شده‌اند (کیم‌هی[3]، ۲۰۱۴).

برخی از پژوهش‌ها نیز تاب‌آوری را دارای سطوح چندگانه‌ای مثل؛ فردی، اجتماعی، نهادی، ملی، منطقه‌ای و جهانی دانسته‌اند.

پژوهش دیگری تاب‌آوری را با سطوح و اجزای متفاوت‌تری بررسی کرده است. این پژوهش، تاب‌آوری ملی را دارای زیرسیستم‌های زیر می‌داند:

۱. زیرسیستم اقتصادی: مشتمل بر جنبه‌هایی از قبیل محیط اقتصاد کلان، بازار کالا و خدمات، بازار مالی، بازار کار، پایدارپذیری و بهره‌وری و مانند آن‌ها.

۲. زیرسیستم زیست‌محیطی: مشتمل بر جنبه‌هایی مانند منابع طبیعی، شهرسازی و سیستم زیست‌بوم شناختی.

۳. زیرسیستم حکمرانی: مشتمل بر جنبه‌هایی همچون نهادها، دولت، رهبری، سیاست‌ها و قوانین.

۴. زیرسیستم زیرساخت‌ها: مشتمل بر جنبه‌هایی همچون زیرساخت‌های حساس (مخابرات، انرژی، سلامت، حمل و نقل و آب).

۵. زیرسیستم اجتماعی: مشتمل بر جنبه‌هایی همچون سرمایهٔ انسانی، سلامت، اجتماع و افراد (غیاثوند و همکاران، ۱۳۹۳).

با توجه به مطالب مذکور، در این مقاله تاب‌آوری زیرساخت سیستم توزیع گاز طبیعی ایران به عنوان مهمترین زیرساخت انرژی (به دلیل دارا بودن بیشترین سهم در سبد انرژی ایران) بر مبنای مفهوم تاب‌آوری مهندسی و با استفاده از نمای لیاپانوف مورد بررسی قرار می‌گیرد.

لازم به توضیح است؛ مفهوم نمای لیاپانوف، قبل از ظهور نظریه آشوب، جهت مشخص نمودن پایداری سیستم‌های غیر خطی به کار می‌رفت (معینی و همکاران، ۱۳۸۵). همچنین در مطالعات تجربی از جمله؛ رجیانی، گراف و نیجکامپ (۲۰۰۲) برای بررسی تاب‌آوری آلمان غربی در

---

[1]. Community
[2]. Social Resilience
[3]. Kimhi (2014)

حوزه بازار کار و نیز اسپینوسا و گوریگویتا[1] (۲۰۱۲) در بررسی پایداری کشورهای حوزه یورو، در مقابل بحران مالی سال ۲۰۰۷، از نمای لیاپانوف استفاده کردند.

مفهوم ساده آشوب، ریشه در برداشت‌های اولیه انسان در مورد جهان دارد. کلمه یونانی Chaos که به آشوب و هرج و مرج یا بی‌نظمی ترجمه شده است؛ تلقی یونانیان باستان را نسبت به هستی، می‌رساند. طبق این دیدگاه، هرچند که امور جهان بی‌نظم، تصادفی و در نتیجه غیر قابل پیش‌بینی به نظر می‌رسد؛ در عین حال از یک نظم و قطعیت برخوردار است (مشیری، ۱۳۸۱).

هیلز[2] (۱۹۹۰) آشوب یا بی‌نظمی را این‌گونه تعریف می‌کند؛ بی‌نظمی و آشوب، نوعی بی‌نظمی منظم یا نظم در بی‌نظمی است. بی‌نظم، از آن رو که نتایج آن غیر قابل پیش‌بینی است و منظم، بدان جهت که از نوعی قطعیت برخوردار است. بی‌نظمی در مفهوم علمی، یک مفهوم ریاضی محسوب می‌شود؛ شاید نتوان خیلی دقیق آن را تعریف کرد. اما می‌توان، آن را نوعی اتفاقی بودن، همراه با قطعیت دانست. قطعیت آن، به خاطر آن است که بی‌نظمی دلایل درونی دارد و به علت اختلالات خارجی رخ نمی‌دهد. اتفاقی بودن، به دلیل آن‌که رفتار بی‌نظمی، بی‌قاعده و غیر قابل پیش‌بینی دقیق است (هیلز، ۱۹۹۰).

انگاره اصلی و کلیدی تئوری آشوب این است که در هر بی‌نظمی، نظمی نهفته است؛ به این معنا که نباید نظم را تنها در یک مقیاس جستجو کرد، پدیده‌ای که در مقیاس محلی، کاملا تصادفی و غیر قابل پیش‌بینی به نظر می‌رسد، چه بسا در مقیاس بزرگتر، کاملا پایا (Stationary) و قابل پیش‌بینی باشد. نظریه آشوب، بخشی از سیستم‌های پویا محسوب می‌شود. سیستم پویا؛ شامل مجموعه حالات ممکن، همراه با یک ضابطه می‌باشد؛ به گونه‌ای که حالت حاضر را با حالاتی از دوره‌های گذشته تعیین می‌کند (علی‌گود[3]،۱۹۹۶).

تئوری آشفتگی یا آشوب[4] برای اولین بار در سال ۱۹۶۵ توسط دانشمندی بنام ادوارد لورنز[5] در هواشناسی به کار برده شده و آن را به یک علم تبدیل نموده و سپس در حیطه تمام علوم و مباحث تجربی، ریاضی، رفتاری، مدیریتی و اجتماعی وارد شده و اساس تغییرات بنیادی در علوم بویژه؛

---

1. Espinosa and Gorigitia (2012)
2. Hills (1990)
3. Alligood (1996)
4. Chaos Theory
5. Edward Lorenz

هواشناسی، نجوم، مکانیک، فیزیک، ریاضی، زیست شناسی، اقتصاد و مدیریت را فراهم آورده است.

تئوری آشوب به شاخه‌ای از ریاضیات گفته می‌شود که در ارتباط با سیستم‌هایی است که دینامیک آن‌ها در برابر مقادیر اولیه رفتار بسیار حساسی نشان می‌دهد؛ به گونه‌ای که رفتارهای آینده آن قابل پیش‌بینی نیست. به این سیستم‌ها، سیستم‌های آشوبی گفته می‌شود که از نوع سیستم‌های غیر خطی دینامیک هستند و بهترین مثال برای آن‌ها اثر پروانه‌ای، جریانات هوایی و دوره اقتصادی می‌باشد.

در دیدگاه نظریه آشوب، سیستم‌های پیچیده صرفاً ظاهری پر آشوب دارند و در نتیجه، نامنظم و تصادفی به نظر می‌رسند، در حالی که در واقعیت تابع یک جریان معین با یک فرمول ریاضی مشخص هستند؛ از همین رو، موضوع آشوب در ریاضیات، معمولاً با عنوان آشوب معین، مطرح می‌شود؛ که بر پایه نظریه رشد غیر خطی با بازخورد[1] شکل گرفته است (مشیری، ۱۳۸۱). به عنوان نمونه؛ ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی از یک فرآیند خطی تبعیت ننموده و تحت شرایط مختلف، تغییر جهت می‌دهد. بنابراین استفاده از مدل‌های غیر خطی، جهت تخمین رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی، می‌تواند نتایج دقیق و قابل اعتمادی ایجاد نماید (هاتفی مجومرد و همکاران، ۱۳۹۷).

آزمون‌های متفاوتی برای وجود آشوب در سری‌های زمانی وجود دارد که از جمله این آزمون‌ها؛ بعد همبستگی و حداکثر نمای لیاپانوف است. یکی از مشخصه‌های سیستم‌های پویا "خاصیت حساسیت نسبت به شرایط اولیه" می‌باشد. مهمترین وسیله برای تشخیص وجود حساسیت نسبت به شرایط اولیه در یک سیستم پویا، استفاده از نمای لیاپانوف است. میزان آشوبناکی سیستم و نرخ واگرایی مسیرهای همسایه در فضای فاز را نمای لیاپانوف، مشخص می‌کند. در واقع در این روش، میانگین نمایی واگرایی یا همگرایی نقاط نزدیک به هم اما نه با شرایط اولیه یکسان، اندازه‌گیری می‌شود؛ یعنی نمای لیاپانوف مثبت، میانگین نمایی واگرایی نقاط نزدیک به هم، اما نه با شرایط اولیه یکسان و نمای لیاپانوف منفی، میانگین نمایی همگرایی نقاط نزدیک به هم، اما نه با شرایط اولیه یکسان را اندازه‌گیری می‌کند. بنابراین با توجه به ویژگی "حساسیت نسبت به شرایط اولیه"، نمای لیاپانوف مثبت می‌تواند به عنوان تعریفی برای آشوب معین سیستم بیان شود؛ که به طور

[1]. Nonlinear Growth with Feedback

خاص‌تر در تعریف حداکثر نمای لیاپانوف مطرح می‌شود. همچنین این آزمون می‌تواند پایداری یک سیستم پویا را اندازه‌گیری کند (باسک[1]، ۱۹۹۷).

نظریه "پایداری" نقشی اساسی در نظریه و مهندسی سیستم‌ها دارد. معمولا پایداری نقاط تعادل را از دید لیاپانوف (ریاضیدان روسی) بررسی می‌کنند. یک نقطه تعادل را پایدار می‌گوئیم اگر همه پاسخ‌هایی که از نقاط نزدیک به آن آغاز می‌شود در همان نزدیکی باقی بماند؛ در غیر این صورت، آن نقطه تعادل ناپایدار است. این نقطه را پایدار مجانبی می‌گوئیم؛ اگر تمامی پاسخ‌هایی که از نقاط نزدیک به آن آغاز شود؛ نه تنها در همان نزدیکی باقی بماند؛ بلکه با افزایش زمان، به سوی نقطه تعادل، سوق یابد[2].

۲-۱- مطالعات پیشین

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۱) وجود آشوب در سری زمانی قیمت‌های آتی نفت (۹۹-۱۹۹۶) را بررسی کردند. بدین منظور از دو روش؛ تخمین بعد همبستگی (CD) و بزرگترین نمای لیاپانوف (LLE) برای اثبات وجود آشوب و از تحلیل R/S یا نمای هرست (HE) برای تشخیص غیر تصادفی بودن سری استفاده شد. به این ترتیب فرضیه غیر تصادفی و غیر خطی بودن ساختار سری زمانی قیمت‌های آتی نفت مورد آزمون قرار گرفت. به عبارت دیگر بررسی گردید که آیا می‌توان یک مدل غیر خطی دینامیکی برای سری زمانی قیمت‌های آتی نفت پیشنهاد کرد؟ تا به تبع آن بتوان یک پیش‌بینی دقیق و صحیح را برآورد نمود.

مشیری و فروتن (۱۳۸۳) وجود آشوب در ساختار سیستم مولد قیمت نفت خام شاخص WTI را در بازه زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها بدین منظور از نمای لیاپانوف و بعد همبستگی به عنوان آزمون‌های مستقیم آشوب و آزمون‌های BDS و شبکه عصبی به منظور مطالعه غیر خطی بودن این ساختار استفاده کرده‌اند. نمای لیاپانوف مثبت، مقدار بعد همبستگی حاصله نیز حدود ۰,۵ بوده است که این دو نشان‌گر آشوب در این سری زمانی می‌باشند.

[1]. Bask (1997)

[2]. خلیل، حسن، کتاب سیستم‌های غیر خطی، ترجمه منتظر غلامعلی، انتشارات دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۸۰.

مشیری و مروت (۱۳۸۴) در مقاله‌ای به بررسی وجود آشوب در شاخص‌های بازدهی روزانه و هفتگی قیمت سهام بازار بورس تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۷ پرداختند. نتایج آزمون بزرگترین نماهای لیاپانوف که آزمون مستقیمی برای فرآیندهای غیر خطی معین است دلالت بر وجود آشوب در شاخص‌های بازدهی قیمت کل سهام بازار بورس تهران دارد. این نتیجه دلالت بر ناکارایی بازار سهام و در نتیجه، قابلیت پیش‌بینی کوتاه‌مدت آن دارد که می‌تواند یک رهنمود سیاستی مبنی بر شناخت عوامل ناکارایی بازار مانند شفاف نبودن جریان اطلاعات و اقدام در جهت رفع آن‌ها داشته باشد. همچنین برای مدل‌سازی و به ویژه پیش‌بینی شاخص قیمت‌های سهام، استفاده از مدل‌های غیر خطی به جای مدل‌های معمول خطی مناسب‌تر است.

معینی و همکاران (۱۳۸۵) در مقاله‌ای به بررسی آشوبناکی سری زمانی قیمت نفت در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۸ پرداخته‌اند و پس از آن برای پیش‌بینی قیمت نفت ازترکیب نمای لیاپانوف با تابع لجستیک بهره برده‌اند و مقدار نمای لیاپانوف را ۱,۲۵ بدست آورده‌اند.

بابازاده و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از تئوری آشوب و ماکزیمم نمای لیاپانوف، حساسیت نرخ ارز ایران نسبت به شرایط اولیه را در برابر دلار آمریکا، کانادا، پوند انگلیس، یورو اروپا و درهم امارات، در بازه زمانی ۱۳۷۱/۱/۵ تا ۱۳۸۶/۳/۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج، حاکی از آن است که نرخ ارز ایران در برابر دلار آمریکا از حساسیت کمتری نسبت به شرایط اولیه برخوردار است و نیز از یک فرایند آشوبی تبعیت می‌کند. بنابراین، استفاده از روش‌های خطی برای پیش‌بینی این متغیر مناسب نمی‌باشد. لذا با استفاده از مدل غیر خطی شبکه عصبی، به پیش‌بینی نرخ ارز ایران در برابر دلار آمریکا پرداخته و نتایج حاصل از الگوریتم شبکه عصبی، نشان می‌دهد که قیمت‌های روزانه ارز انتخابی، در یک بازه کوتاه‌مدت بر اساس قیمت‌های گذشته، با دقت بالایی قابل پیش‌بینی است.

رستمی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی رفتار قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران با تئوری آشوب پرداختند. آن‌ها اطلاعات ۳۱ شرکت برای بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۰ را مورد مطالعه قرار دادند و نمای لیاپانوف را با دو روش روزن اشتاین و تیلور تخمین زدند که هر دو روش تایید کننده وجود آشوب بوده است.

پریور و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی چارچوب ارزیابی راهبردی محیط زیستی طرح‌های توسعه شهری بر اساس تفکر تاب‌آوری پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که

چارچوب‌هایی که تاکنون به کار گرفته شده از کارآیی لازم برای تحلیل سیستم‌های پیچیده اجتماعی- اکولوژیکی به ویژه شهرها برخوردار نیست. از این رو ضرورت دارد از رویکردهای نوین مانند تفکر تاب‌آوری و اکولوژی شهری در ارزیابی راهبردی محیط زیستی جهت برآورد اهداف توسعه پایدار و کاهش عدم قطعیت استفاده شود. در نهایت آن‌ها یک چارچوب سه مرحله‌ای پیشنهاد می‌کنند که در مرحله اول این چارچوب، تاب‌آوری عمومی بستر محیط زیست شهری به صورت کلی از طریق معیارهای سنجش تاب‌آوری عمومی ارزیابی می‌شود. مرحله دوم سنجش تاب‌آوری بستر نسبت به طرح توسعه پیشنهادی است و مرحله سوم عبارت است از بسط مدیریت تطبیقی برای فراهم آوردن سیستمی انعطاف‌پذیر جهت مشارکت افراد ذی‌نفع و ذی‌نفوذ و نیز پایش اثرات.

قاهری و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی آشوبناکی جریان آب رودخانه اهر چای (بازه زمانی ۱۹ ساله) پرداخته‌اند. زمان تاخیر و بعد محاط به ترتیب ۶۵ و ۱۳ و بعد فراکتالی نیز ۴ بوده است. نتایج مطالعه حاکی از دقت مناسب نظریه آشوب در پیش‌بینی جریان آب این رودخانه می‌باشد.

ابونوری و لاجوردی (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به برآورد شاخص‌های آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی پرداخته‌اند. آسیب‌پذیری از ویژگی‌های ساختاری است که منجر به افزایش نقاط ضعف اقتصاد در برابر شوک‌های برون‌زا می‌شود. تاب‌آوری اقتصادی نیز به توانایی سیاستی یک اقتصاد برای مقاومت در برابر شوک و میزان بازیابی پس از شوک اطلاق می‌شود. در این مقاله با استفاده از روش حداکثر راستنمائی، شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی کشورهای عضو اوپک برای ۱۳۹۲-۱۳۷۴ برآورد شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که کشورهای عراق، آنگولا، لیبی و نیجریه دارای آسیب‌پذیری بالا و امارات، قطر، کویت و عربستان سعودی دارای آسیب‌پذیری پایین‌تری هستند. رتبه ایران در شاخص خالص تاب‌آوری و در میان ۱۴ کشور عضو اوپک برابر ۶ برآورد شده است.

شاکری و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی سری زمانی روزانه قیمت سکه تمام بهار آزادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵/۸/۱۰ تا ۱۳۹۲/۱۱/۹ بر اساس نظریه آشوب پرداخته‌اند. برای وجود روند معین یا تصادفی بودن سری زمانی از آزمون BDS، در سه مرحله استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سری زمانی قیمت سکه، قابل پیش‌بینی است و فرض عدم وجود

توابع غیر خطی در پسماند الگوهای ARIMA و GARCH با استفاده از آزمون مذکور رد می‌شود. همچنین برای بررسی روند آشوبی در این سری زمانی، از آزمون حداکثر نمای لیاپانوف استفاده شده است که نتیجه این آزمون نشان می‌دهد؛ داده‌ها دارای روند آشوبی می‌باشند؛ از این رو امکان وجود توابع غیر خطی در سری زمانی قیمت سکه پذیرفته شده و قابلیت پیش‌بینی قیمت آن تأیید می‌شود.

آماده و همکاران (۱۳۹۵) به مطالعهٔ تاب‌آوری اکوسیستم شهر تهران در برابر آلاینده‌های هوا با استفاده از بزرگترین نمای لیاپانوف پرداخته‌اند. به طوری که بزرگترین نمای لیاپانوف مثبت به معنی وجود آشوب و به تبع آن کاهش میزان تاب‌آوری سیستم می‌باشد. اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش مربوط به شاخص کیفیت هوا (AQI) برای بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۰ می‌باشد که به صورت میانگین روزانه و شامل ۱۸۲۶ داده است. نتایج نشان‌گر وجود آشوب در سری زمانی شاخص کیفیت هوا (AQI) می‌باشد. از نظر تاب‌آوری نیز اکوسیستم شهر تهران در برابر آلاینده‌های وارد شده از تاب‌آوری بالایی برخوردار نیست و توان کافی برای مقابله با شوک‌های وارده را ندارد؛ از این رو توجه به تاب‌آوری در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و مدیریت شهری، بسیار مهم است.

مغاری و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای اثر آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب عضو اوپک را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد کشورهای ایران، الجزایر، اکوادور، نیجریه و ونزوئلا در وضعیت پسر ولخرج قرار داشته؛ اما پتانسیل افزایش تاب‌آوری را در سال‌های آینده خواهند داشت و کویت در بهترین وضعیت و امارات در وضعیت خودساخته قرار دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد آسیب‌پذیری اقتصادی رابطه‌ای عکس و تاب‌آوری اقتصادی رابطه‌ای مستقیم با تولید ناخالص داخلی دارد.

میرجلیلی و بزرگی (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی شاخص ترکیبی تاب‌آوری اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۴ پرداخته‌اند. به همین منظور یک شاخص ترکیبی بومی متشکل از متغیرهای نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ ارز، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، سهم نفت در بودجه، نسبت صادرات غیر نفتی به واردات، نسبت واردات کالاهای واسطه‌ای و اولیه به کل واردات، نسبت بودجه کل کشور به تولید ناخالص داخلی، نسبت مصرف دولت به مصرف کل اقتصاد، نسبت صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی، اقتصاد زیرزمینی، نسبت شاغلان با

تحصیلات عالی به کل شاغلان دولت، ضریب جینی، نرخ باسوادی، تعداد بیمه‌شدگان اصلی تأمین اجتماعی، تاب‌آوری اقتصادی متناسب با شرایط اقتصاد ایران، محاسبه شده و تفسیر می‌شود. نتایج نشان‌دهندهٔ روند افزایشی شاخص مقاومت اقتصاد ایران با شیب ملایم است. بیشترین میزان شاخص در سال ۱۳۹۳ و کمترین آن در سال ۱۳۸۴ می‌باشد. بررسی ارتباط میان شاخص تاب‌آوری و تولید ناخالص داخلی سرانه، بیان‌گر وجود رابطه مثبت در دورهٔ مورد بررسی است؛ به این صورت که با افزایش تاب‌آوری اقتصادی، تولید ناخالص داخلی سرانه کشور نیز افزایش می‌یابد.

رجبانی و همکاران (۲۰۰۲) در مقاله خود به بررسی تاب‌آوری آلمان غربی در حوزه بازار کار پرداختند. آن‌ها برای این منظور از نمای لیاپانوف بهره بردند. نتایج مطالعه نشان‌گر پایداری کم صنایع تولیدی (مصرفی) و ساختمان‌سازی نسبت به سایر بخش‌ها بود.

روز (۲۰۰۴) در مقاله خود تاب‌آوری اقتصادی آب منطقه‌ای پورتلند در ایالت اورگان آمریکا در برابر زمین لرزه را با پیش فرض ۶/۴ ریشتر و با قطعی آب برای مدت ۳ تا۹ هفته قبل و بعد از بازسازی، با بکارگیری مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، شبیه‌سازی و برآورد کرده است. نتایج حاکی از آن است که وجود یک مکانیزم قیمتی در شرایط بحرانی می‌تواند در افزایش تاب‌آوری اقتصادی موثر باشد.

لی و لین[1] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای به بررسی آشوبناک بودن سری‌های زمانی انتشار آلاینده‌های هوا پرداختند. آن‌ها در مقاله خود هر ۵ آلاینده $(NO, NO_2, SO_2, PM_{10}, CO)$ را بررسی کردند و پارامترهای نمای لیاپانوف، بعد همبستگی و آنتروپی کولموگروف را برای این آلاینده‌ها محاسبه کردند؛ که نتایج نشان‌گر آشوبناکی این سری‌های زمانی برای هر ۵ آلاینده؛ از منظر هر سه پارامتر مورد محاسبه بوده است.

یو و لیو[2] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به بررسی روند ۱۰ ساله شاخص آلودگی هوا برای شهر لانژو چین پرداختند. آن‌ها برای بازسازی فضای فاز، پارامترهای بعد محاط و زمان تاخیر را به ترتیب با روش‌های کائو و تابع اطلاعات متقابل، به دست آوردند. بزرگترین نمای لیاپانوف حاصله، مثبت بوده و این یعنی شاخص آلودگی هوا روندی آشوبناک داشته است. همچنین مقدار بعد همبستگی

[1]. Lee and Lin (2008)
[2]. Yu and Liu (2011)

(بعد محاط) برابر ۳/۴۹ بوده است و این یعنی عوامل اصلی دخیل در روند انتشار آلاینده‌های شهر لانژو ۴ مورد بوده است.

اسپینوسا و گوریگویتا (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی پایداری کشورهای حوزه یورو در مقابل بحران مالی ۲۰۰۷ پرداختند. آن‌ها این پایداری را با محاسبه بزرگترین نمای لیاپانوف، در طول چند سال محاسبه کردند؛ نتایج مطالعه نشان‌گر اقدامات مناسب و به موقع آلمان در مقابل این بحران‌ها بود. کوچکترین نماهای لیاپانوف برای آلمان و به تبع آن پایدارترین اقتصاد هم، برای آن کشور بوده است.

بورمن[1] و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از شاخص ترکیبی و با بکارگیری ۱۰ مولفه و ۵۲ متغیر، تاب‌آوری ۵ گروه از کشورهای توسعه یافته، اروپای مرکزی و شرقی، مستقل مشترک المنافع، در حال توسعه آسیایی، شمال و شرق میانه آفریقا، جنوب صحرای آفریقا و نیم کره غربی را در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۷ برآورد نمودند.

سالینی و پرز[2] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی آشوبناکی آلاینده ذرات کمتر از ۲/۵ میکرون (PM_{25}) در شهر سانتیاگو شیلی پرداختند. بازه زمانی مورد مطالعه آن‌ها سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۰ بود. نتایج مطالعه نشان‌گر وجود آشوب و مقدار بزرگترین نمای لیاپانوف بین ۰/۳ و ۰/۵ بوده است.

آنگیون و باتیس[3] (۲۰۱۵) با استفاده از روش شاخص ترکیبی و با بکارگیری ۴۲ متغیر خالص تاب‌آوری آسیب‌پذیری ۹۵ کشور را برای دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۰ محاسبه کردند. نتایج نشان می‌دهد کشورهای توسعه‌یافته تاب‌آوری بالا و کشورهای کمتر توسعه‌یافته آسیب‌پذیری بالایی دارند.

۳- روش پژوهش

در این پژوهش، با استفاده از نمای لیاپانوف، بر اساس مصارف روزانه گاز طبیعی در بخش خانگی، طی دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی در ایران محاسبه می‌گردد. بدیهی است در صورت مثبت بودن نمای لیاپانوف، علاوه بر سنجش میزان تاب‌آوری سیستم گازرسانی، وضعیت مصرف گاز طبیعی، از دیدگاه نظریه آشوب نیز مشخص می‌گردد.

---

1. Boormanl (2013)
2. Salini & Pérez (2015)
3. Angeon & Bates (2015)

آزمون نمای لیاپانوف بر اساس این ویژگی سری‌های آشوبی است که نقاط مجاور در این سری‌ها به مرور زمان، از هم جدا شده و نسبت به هم، واگرا می‌شوند. توان لیاپانوف، این واگرایی را به وسیله یک تابع نمایی، اندازه‌گیری می‌کند. محاسبه توان لیاپانوف از طریق اندازه‌گیری مقدار کشیدگی یا خمیدگی که در حرکت سیستم رخ می‌دهد؛ انجام می‌شود. در واقع، در این روش سرعت متوسطی که مسیرهای انتقالی دو نقطه‌ای که در ابتدا به هم نزدیک بوده‌اند؛ به طور نمایی از یکدیگر منحرف می‌شوند؛ محاسبه می‌شود. اگر بزرگترین توان محاسبه شده لیاپانوف، مقدار مثبتی داشته باشد؛ سیستم دارای رفتار آشوبی است و بالعکس (مشیری، ۱۳۸۱). بنابراین مثبت بودن نمای لیاپانوف، هم نشان‌گر آشوبناکی و هم بیانگر عدم تاب‌آوری (ناپایداری) سیستم است.

برای محاسبه بزرگترین نمای لیاپانوف نیاز به محاسبه وقفه زمانی و بعد محاط است. برای محاسبه وقفه زمانی از دو روش تابع خودهمبستگی و تابع میانگین اطلاعات متقابل استفاده می‌شود. در روش میانگین اطلاعات متقابل علاوه بر همبستگی خطی، همبستگی و ساختار غیر خطی نیز محاسبه می‌گردد. ولی در روش خودهمبستگی، فقط همبستگی خطی داده‌ها بررسی می‌شود. بنابراین در بررسی سری‌های زمانی غیر خطی، استفاده از میانگین اطلاعات متقابل، مناسب‌تر است و این روش در سال ۱۹۸۶ توسط فریزر و سوینی[1] برای انتخاب زمان تاخیر مناسب، در تجزیه و تحلیل‌های غیر خطی معرفی شد.

در روش میانگین اطلاعات متقابل، از تابع میانگین اطلاعات متقابل به عنوان یک تابع همبستگی غیر خطی برای تعیین زمان تأخیر مناسب استفاده می‌شود؛ به نحوی که $x(t)$ و $x(t+\tau)$ به میزان کافی از هم مستقل بوده؛ اما حداقل همبستگی ممکن را دارا باشند. بنابراین در روش میانگین اطلاعات متقابل زمان رخ دادن اولین مینیمم در تابع میانگین اطلاعات متقابل به عنوان زمان تأخیر مناسب انتخاب می‌گردد. میانگین اطلاعات متقابل، برگرفته از تئوری اطلاعات یا آنتروپی شانون[2] است؛ بدین ترتیب که با در اختیار داشتن سری مشاهدات $x(t)$ تابع چگالی احتمال $P(x(t))$ قابل محاسبه است. در نتیجه تابع آنتروپی یا تابع اطلاعات $H(x(t))$ به شکل زیر تعریف می‌شود:

---

1. Fraser and Swinney
2. Shannon Entropy

$$H(X(t)) = (\sum_{t=1}^{N} P(x(t)).\log_2 P(x(t)) \quad (۱)$$

مفهوم آنتروپی عبارت است از میزان عدم حتمیتی که اندازه‌گیری‌های x(t) به همراه دارد. به بیان دیگر، نشان‌دهنده مقدار اطلاعاتی است که از اندازه‌گیری‌ها کسب می‌شود؛ به طوری که اندازه‌گیری‌های با احتمال پایین (دور از انتظار) به نسبت اندازه‌گیری‌های محتمل‌تر، اطلاعات بیش‌تری را در اختیار قرار می‌دهند. حال برای محاسبه وابستگی بین x(t) و x(t+τ) و به عبارتی میزان اطلاعاتی که به طور متقابل از مشاهدات x(t) و x(t+τ) (که با τ به هم مرتبط می‌شوند) به دست می‌آید، تابع میانگین اطلاعات متقابل بین x(t) و x(t+τ) بدین صورت تعریف می‌گردد (کاور و توماس[1]، ۱۹۹۱).

$$AMI = \sum_{t=1}^{N} P(x(t)), x(t+\tau).\log_2 \frac{P(x(t), x(t+\tau)}{P(x(t))P(x(t+\tau))} \quad (۲)$$

اندازه‌گیری اطلاعات متقابل دو متغیر، نیازمند دانستن تابع چگالی احتمال توأم است. از روش‌های متداول برای تخمین این مقدار می‌توان به روش‌های مبتنی بر هیستوگرام اشاره کرد (اسکات[2]، ۱۹۹۲). در نهایت پس از به دست آوردن میانگین اطلاعات متقابل، با رسم نمودار تابع میانگین اطلاعات متقابل به ازای زمان تأخیرهای مختلف، اولین کمینه نسبی (حداقل نسبت به نقاط همسایه) نمودار به عنوان زمان تأخیر مناسب انتخاب می‌گردد[3] (قره باغ و همکاران، ۱۳۹۳).

برای محاسبه بعد محاط نیز از دو روش شمارش نزدیک‌ترین همسایگی کاذب و روش کائو[4] استفاده می‌شود که روش کائو به دلیل حساسیت کمتر به نویز داده‌ها و امکان استفاده با داده‌های کم، مناسب‌تر است.

---

1. Cover and Thomas (1991)
2. Scott (1992)
3. برای بخش AMI بیشتر از مقاله قره باغ، رضایی و محمد نژاد با عنوان "مقایسه فضای حالت بازسازی شده و آشوبناکی جریان رودخانه نازلوچای در مقیاس‌های زمانی مختلف" استفاده شد.
4. Cao

اساس این روش، بر پایه محاسبه میانگین فواصل بردارهای تاخیر E1(d) است. نقطه‌ای که در آن E1(d) به اشباع برسد؛ به عنوان بعد محاط در نظر گرفته می‌شود. اما بررسی E1(d) برای داده‌های تصادفی[1] مناسب نیست و در این داده‌ها E1(d) به سطح اشباع نخواهد رسید و با افزایش d سیر صعودی خواهد داشت. یکی دیگر از مشکلات، دشوار بودن تشخیص نقطه‌ای است که E1(d) با افزایش d در آن به حد اشباع می‌رسد. در داده‌های تصادفی هم (بیشتر در صورت کم بودن حجم نمونه و داده‌ها) ممکن است E1(d) با وجود تصادفی بودن داده‌ها، باز هم، به حد اشباع برسد. برای رفع این مشکل کائو E2(d) را ارائه کرد. برای هر نقطه بازسازی شده $x_i(d)$ در فضای d بعدی، تعریف می‌شود (کائو، ۱۹۹۷):

$$\alpha_{(i,d)} = \frac{R_i(d+1)}{R_i(d)} \qquad (۳)$$

که در آن $R_i(d)$، فاصله بین $x_i(d)$ و نزدیک‌ترین همسایگی آن $x_{n(i,d)}(d)$ می‌باشد؛ و $R_i(d)$ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_i(d) = \left\| x_i(d) - x_{n(i,d)}(d) \right\| = \max_{0 \le k \le -1} \left| x_{i+k\tau} - x_{n(i,d)+k\tau} \right| \qquad (۴)$$

و بدین ترتیب E(d) به عنوان میانگین تغییرات نسبی فواصل بین دو جفت نقطه همسایه، به صورت زیر تعریف می‌شود و مقدار آن، فقط به τ و d بستگی دارد:

$$E(d) = \frac{1}{N - d\tau} \sum_{i=1}^{n-d\tau} \alpha(i,d) \qquad (۵)$$

و داریم

$$E_1(d) = \frac{E(d+1)}{E(d)} \qquad (۶)$$

[1]. Stochastic

$$E^*(d) = \frac{1}{N - d\tau} \sum_{i=1}^{N-d\tau} \left| x_{i+d\tau} - x_{n(i,d)+d\tau} \right| \quad (۷)$$

و $E^*(d)$ به عنوان میانگین تغییرات مطلق فواصل بین دو جفت نقطه همسایه را اندازه‌گیری می‌کند و E2(d) به قرار زیر تعریف می‌شود:

$$E_2(d) = \frac{E^*(d+1)}{E^*(d)} \quad (۸)$$

با توجه به اینکه در داده‌های تصادفی مقادیر آتی و گذشته رابطه‌ای با هم ندارند، پس مقدار E2(d) برای آن‌ها به ازای اکثر مقادیر d مساوی با یک خواهد بود و برای سری‌های زمانی معین مقدار E2(d) به مقدار d مربوط خواهد بود و برای همه مقادیر یکسان و برابر نخواهد بود و مقادیری از d وجود خواهند داشت که در آن‌ها E2(d) مخالف یک می‌شود. نقطه‌ای که از آن به بعد E2(d) و E1(d) به سطح اشباع برسند و بر هم منطبق شوند؛ به عنوان بعد محاط مناسب، انتخاب می‌شود.

برای محاسبه بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف نیز از روش روزن اشتاین[1] استفاده می‌گردد که نسبت به روش ولف[2]، معتبرتر است.

اگر $\{x_1, x_2, \ldots x_N\}$ یک سری زمانی مورد بررسی با حجم N باشد و X_i به صورت $X_i = [x_i, x_{i+j}, \ldots, x_{i+(m-1)j}]$ تعریف شود، آن‌گاه $X = [X_1, X_2, \ldots X_M]^T$ یک ماتریس $M \times m$ است که در آن $M = N - (m-1)j$. اگر کوچک‌ترین فاصله بین نقطه X_J و نزدیک‌ترین همسایگی این نقطه یعنی برابر $d_j(0)$ باشد، در این صورت: $d_j(0) = \min_{x_{\hat{j}}} \left\| x_j - x_{\hat{j}} \right\|$ که در آن $\|\ldots\|$ نرم اقلیدسی است. در این صورت بزرگترین نمای لیاپانوف به صورت زیر تعریف می‌شود (مشیری، ۱۳۸۱):

[1]. Rosenstein
[2]. Wolfe

$$\lambda_{\max}(i) = \frac{1}{i\Delta t}\frac{1}{(M-i)}\sum_{j=1}^{M-i}\ln(\frac{d_j(i)}{d_j(0)} \qquad (۹)$$

که در آن Δt فاصله زمانی نمونه مورد مطالعه و $d_j(i)$ بیانگر کوچکترین فاصله بین X_j و نزدیک‌ترین همسایگی این نقطه بعد از i مرحله زمانی می‌باشد، یعنی $i\Delta t$.

λ می‌تواند مقادیر مثبت، منفی و صفر را به شرح ذیل اختیار کند:

۱- اگر $\lambda < 0$ آن‌گاه یک نقطه ثابت یا یک چرخه متناوب پایدار خواهیم داشت؛ به‌عبارت دیگر، تمام نقاط اولیه انتخابی، به سمت یک نقطهٔ ثابت یا چرخهٔ متناوب، همگرا خواهند شد. به این سیستم‌ها، پایدار مجانب[1] اطلاق می‌شود. با افزایش منفی ($\lambda \to -\infty$)، پایداری سیستم می‌یابد؛ به طوری‌که برای $\lambda = -\infty$، یک نقطهٔ ثابت یا یک چرخهٔ متناوب فوق پایدار[2] وجود دارد.

۲- اگر $\lambda = 0$ باشد؛ سیستم فقط حول یک نقطهٔ ثابت نوسان می‌کند. در این حالت، هر نقطهٔ اولیهٔ انتخابی، حول یک چرخهٔ حدی پایدار نوسان می‌کند. این نوع سیستم موسوم به پایدار لیاپانوف[3] است.

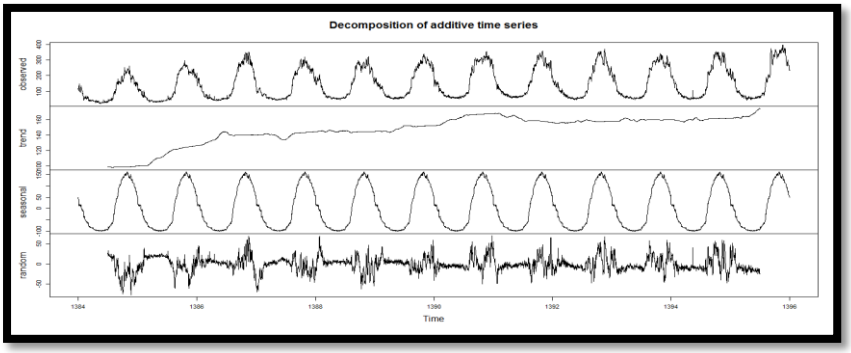
۳- اگر $\lambda > 0$ هیچ نقطهٔ ثابت و یا چرخهٔ متناوب پایداری وجود ندارد؛ در حقیقت، نقاط ناپایدار[4] ولی سیستم کران‌دار و آشوبناک است. در این حالت، به دلیل حساسیت بالا به شرایط اولیه، مسیرهای نزدیک به هم به سرعت واگرا می‌شوند (معینی و همکاران، ۱۳۸۵).

۴- یافته‌های پژوهش

بر اساس اطلاعات موجود، از اول فروردین ماه ۱۳۸۴ تا آخر اسفند ماه ۱۳۹۶ مصارف روزانه گاز طبیعی در نمودار ۳ ملاحظه می‌گردد؛ به طوری که مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی طی دوره مذکور، دارای روند صعودی می‌باشد. همچنین در طول روزهای مختلف سال، مصرف گاز طبیعی

1. Asymptotic Stability
2. Super Stable
3. Lyapunov Stability
4. Unstable

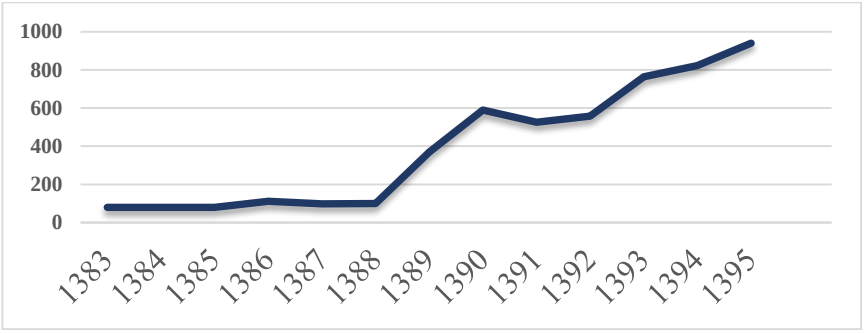
در بخش خانگی، دارای نوسان شدیدی است؛ به طوری که مصرف گاز خانگی در روزهای سرد سال، حدود ۵ برابر مصرف، در روزهای گرم سال می‌باشد.



نمودار ۳: مصرف روزانه گاز طبیعی در بخش خانگی

منبع: گزارش مدیریت گازرسانی شرکت ملی گاز ایران و محاسبات محقق

بر اساس قانون هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹، قیمت گاز طبیعی افزایش چشمگیری یافت؛ بعد از این سال انتظار می‌رفت تا حدی از مصارف خارج از الگوی مصرف، در مناطق مختلف جغرافیایی، به ویژه در ماه‌های سرد سال، کم شود.



نمودار ۴: قیمت گاز طبیعی در بخش خانگی (ریال)

منبع: گزارش مدیریت گازرسانی شرکت ملی گاز ایران

آزادسازی قیمت گاز طبیعی در اثر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها از جمله سیاست‌های دولت در راستای بهینه سازی مصرف انرژی می‌باشد؛ لیکن در کنار اعمال سیاست قیمتی مناسب، توجه به

فرهنگ‌سازی، افزایش راندمان وسایل گاز سوز از راهکارهای کاهش مصرف بی‌رویه گاز طبیعی در راستای گازرسانی پایدار و مطمئن، محسوب می‌گردد (قدیمی دیزج و دهقانی، ۱۳۹۴). به طوری که افزایش مصرف از طریق افزایش شدت استفاده از منابع تجدیدناپذیر انرژی، باعث افزایش ضایعات و انتشار گازهای گلخانه‌ای و نابودی محیط زیست می‌گردد (نصراللهی و سعیدی، ۱۳۹۶).

به منظور بررسی تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی ایران، نمای لیاپانوف، برای دوره‌های زمانی به شرح ذیل، محاسبه شده است:

الف) قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها (۱۳۸۴/۱/۱ تا ۱۳۸۹/۹/۲۸)

ب) دوره بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها (۱۳۸۹/۹/۲۹ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹)

ج) کل دوره مورد مطالعه (۱۳۸۴/۱/۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹)

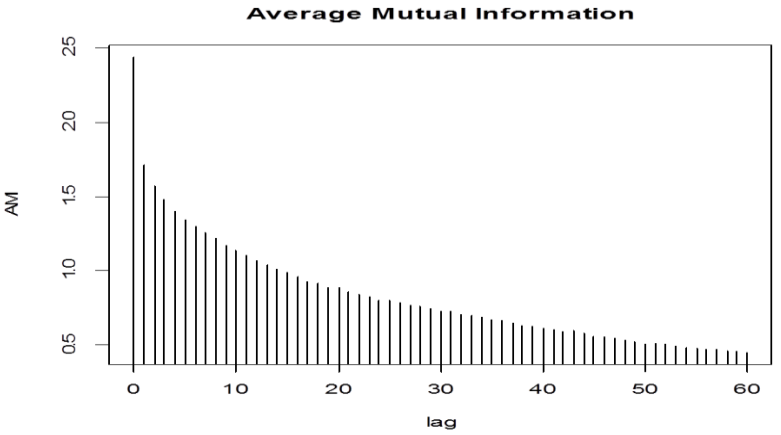
د) فصول سرد سال (۱۳۹۶-۱۳۸۴)

الف) محاسبه نمای لیاپانوف قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها: بر اساس آمار موجود، مصارف روزانه گاز طبیعی در بخش خانگی از ۱۳۸۴/۱/۱ تا ۱۳۸۹/۹/۲۸ (۲۱۰۰ داده) جهت محاسبه نمای لیاپانوف، انتخاب گردید. به منظور محاسبه بزرگترین نمای لیاپانوف، باید وقفه زمانی[1] و بعد محاط[2] را محاسبه کرد. برای محاسبه وقفه زمانی، از روش میانگین اطلاعات متقابل و برای محاسبه بعد محاط، از روش کائو استفاده می‌گردد.

در روش میانگین اطلاعات متقابل، زمان رخ دادن اولین مینیمم در تابع میانگین اطلاعات متقابل، به عنوان وقفه زمانی مناسب، انتخاب می‌گردد. همان‌گونه که در نمودار ۵ ملاحظه می‌شود؛ مقدار وقفه زمانی با استفاده از روش میانگین اطلاعات متقابل، در این دوره (قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) ۴۲ تعیین می‌گردد.

---

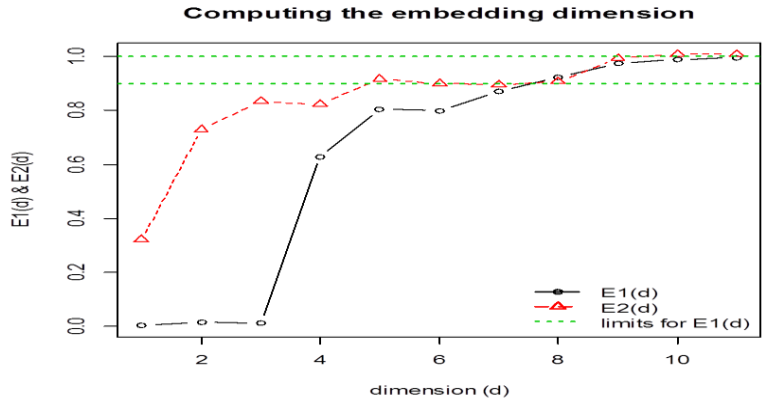
1. Time Lag
2. Embedded Dimension



نمودار ۵: وقفه زمانی محاسبه شده با روش AMI

منبع: محاسبات محقق

یکی از پارامترهای مهم در بازسازی فضای فاز، بعد محاط می‌باشد. اساس این روش بر پایه محاسبه میانگین فواصل بردارهای تاخیر $E_1(d)$ است. نقطه‌ای که در آن $E_1(d)$ به اشباع برسد به عنوان بعد محاط در نظر گرفته می‌شود. همان‌گونه که در نمودار ۶ ملاحظه می‌شود؛ بعد محاط با استفاده از روش کائو در این دوره (قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) مقدار ۸ تعیین گردید؛ یعنی ۸ عامل اصلی در فرآیند آشوبی مصرف گاز طبیعی دخالت دارند.

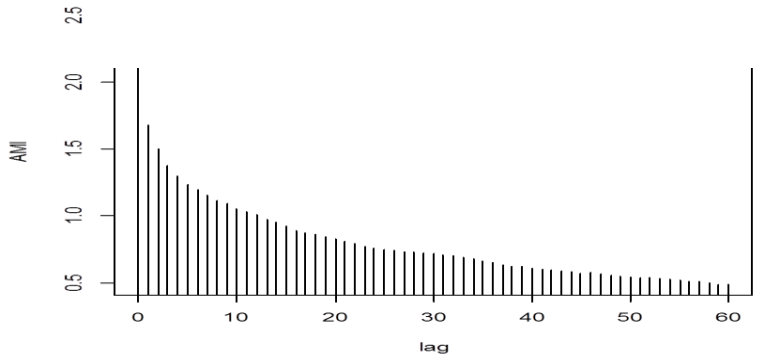


نمودار ۶: بعد محاط محاسبه شده با روش Cao

منبع: محاسبات محقق

بنابراین در این دوره بر اساس وقفه زمانی m=۴۲ و بعد محاط ۸ = τ بزرگترین نمای لیاپانوف با استفاده از روش روزن اشتاین ۰/۰۰۰۴۸۵ محاسبه گردید؛ مقدار مثبت نمای لیاپانوف نشان می‌دهد در این دوره مصرف گاز طبیعی دارای فرآیند آشوبی است و همچنین سیستم گازرسانی، تاب‌آور نیست.

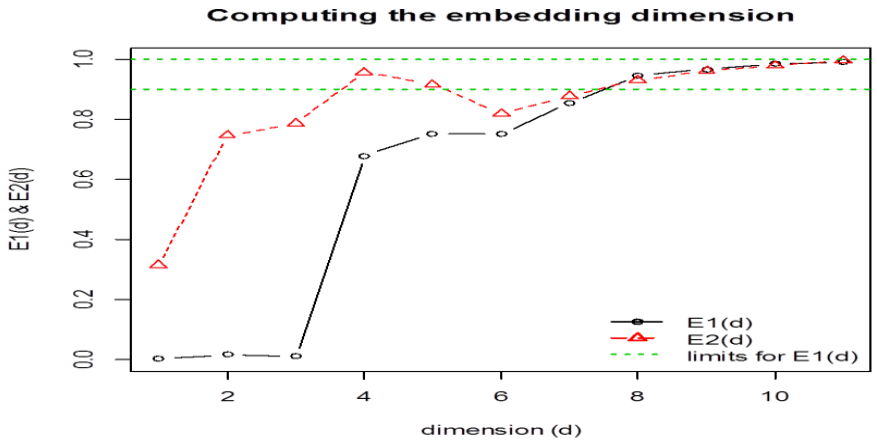
ب) محاسبه نمای لیاپانوف بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها: به منظور محاسبه نمای لیاپانوف بعد از اجرایی شدن قانون هدفمندی یارانه‌ها، مصارف روزانه گاز طبیعی از تاریخ ۱۳۸۹/۹/۲۹ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ (تعداد داده: ۲۶۴۸) مد نظر قرار گرفت. همان‌گونه که در نمودار ۷ ملاحظه می‌گردد؛ مقدار وقفه زمانی، با استفاده از روش میانگین اطلاعات متقابل در این دوره (بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) ۴۵ تعیین گردید.



نمودار ۷: وقفه زمانی محاسبه شده با روش AMI

منبع: محاسبات محقق

همان‌گونه که در نمودار ۸ ملاحظه می‌گردد؛ بعد محاط با استفاده از روش کائو، در این دوره (بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) مقدار ۸ تعیین شد؛ لذا در این دوره نیز تعداد متغیر اصلی در فرآیند آشوبی مصرف گاز طبیعی ۸ متغیر می‌باشد.

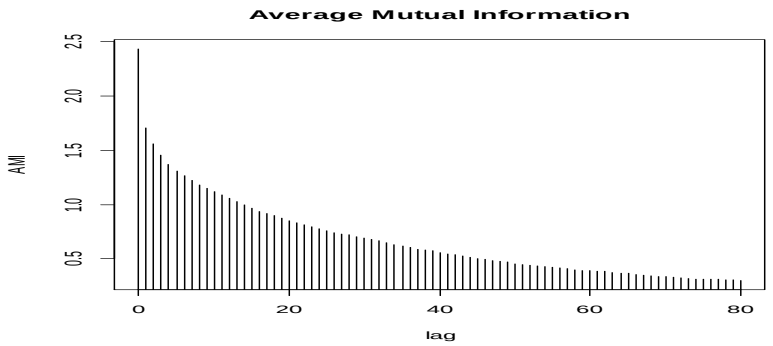


نمودار ۸: بعد محاط محاسبه شده با روش Cao

منبع: محاسبات محقق

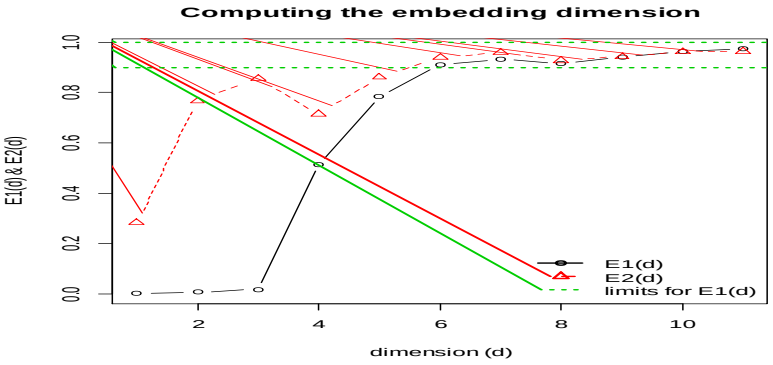
بر اساس مقادیر مذکور، بزرگترین نمای لیاپانوف با استفاده از روش روزن اشتاین در این دوره (بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) ۰/۰۰۰۴۵۶ محاسبه گردید. لذا می‌توان نتیجه گرفت؛ سیستم توزیع گاز طبیعی تاب‌آوری لازم را ندارد و نیز مصرف گاز طبیعی دارای فرآیند آشوبی است.

ج) محاسبه نمای لیاپانوف برای کل دوره مورد مطالعه: بر اساس آمار موجود از ۱۳۸۴/۱/۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ بزرگترین نمای لیاپانوف، با استفاده از روش روزن اشتاین معادل ۰/۰۰۲۷۶۱ تعیین گردید؛ به طوری که در کل دوره مورد مطالعه، وقفه زمانی با استفاده از روش میانگین اطلاعات متقابل، ۶۹ و بعد محاط نیز با استفاده از روش کائو، مقدار ۶ بدست آمد؛ که به ترتیب در نمودارهای ۹ و ۱۰ نمایش داده شده است.



نمودار ۹: وقفه زمانی محاسبه شده با روش AMI

منبع: محاسبات محقق



نمودار ۱۰: بعد محاط محاسبه شده با روش Cao

منبع: محاسبات محقق

همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌گردد؛ در سه دوره مورد نظر حداکثر نمای لیاپانوف بر اساس مقادیر وقفه زمانی و بعد محاط محاسبه شده است؛ به طوری که در تمام دوره‌های زمانی مورد نظر مقدار مثبت نمای لیاپانوف، بیانگر دو نتیجه مهم و اساسی است؛

اول اینکه؛ مقدار مثبت نمای لیاپانوف به معنای عدم تاب‌آوری (پایداری) سیستم گازرسانی است؛ به طوری که در تمام دوره‌ها این نتیجه تائید می‌شود. به عبارت دیگر، در صورت وارد شدن هر

گونه شوک به سیستم گازرسانی، نمی‌توان اطمینان داشت که سیستم توزیع گاز طبیعی ایران بتواند تاب‌آوری لازم را داشته باشد.

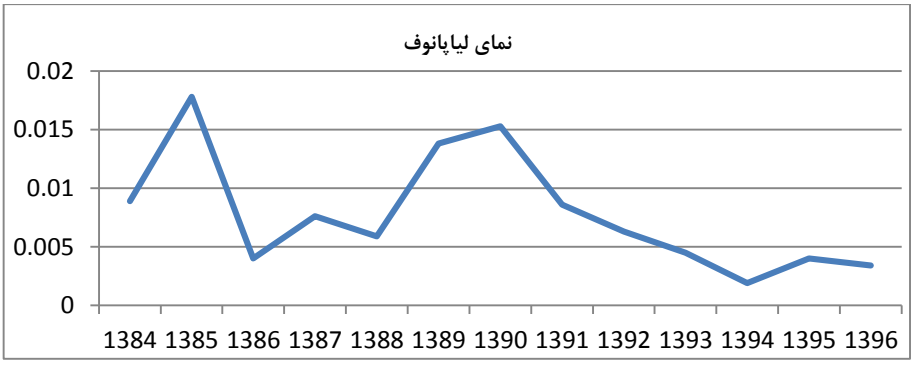
دوم اینکه؛ نمای لیاپانوف مثبت یعنی مصرف گاز طبیعی، دارای فرایند آشوبی است. لذا مصرف گاز طبیعی، دارای روند تصادفی نبوده و با استفاده از سیستم‌های غیر خطی، قابلیت پیش‌بینی دارد.

جدول ۲: محاسبه بزرگترین نمای لیاپانوف با روش روزن اشتاین

مصرف گاز طبیعی دوره مصرف	بعد محاط بهینه m	وقفه زمانی τ	حداکثر نمای لیاپانوف λ_{max}
قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها	۴۲	۸	۰/۰۰۰۴۸۵
بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها	۴۵	۸	۰/۰۰۰۴۵۶
کل دوره (از اول سال ۱۳۸٤ تا پایان سال ۱۳۹٦)	۶۹	۶	۰/۰۰۲۷۶۱

منبع: محاسبات محقق

د) محاسبه نمای لیاپانوف برای فصول سرد سال (۱۳۹۶-۱۳۸۴): براساس روش مذکور، حداکثر نمای لیاپانوف، برای ماه‌های سرد سال (۱۳۹۶-۱۳۸۴) نیز محاسبه شد؛ نتایج آن در نمودار ۱۱ نشان داده شده است؛ به طوری که در تمام فصول سرد سال، حداکثر نمای لیاپانوف، هم مثبت بوده و هم دارای نوسان است.



نمودار ۱۱: نمای لیاپانوف در فصول سرد سال طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۴

منبع: محاسبات محقق

از مثبت بودن نمای لیاپانوف در ماه‌های سرد سال می‌توان نتیجه گرفت؛ سیستم توزیع گاز طبیعی تاب‌آوری لازم را ندارد. همچنین مصرف گاز طبیعی، به دلیل مثبت بودن نمای لیاپانوف، دارای

فرآیند آشوبی است. لذا مصرف گاز طبیعی بر اساس سیستم‌های غیر خطی قابل پیش‌بینی است. در ضمن، همان گونه که در نمودار ۱۱ ملاحظه می‌گردد؛ مقدار مثبت نمای لیاپانوف، در فصول سرد سال، بعد از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، روند نزولی داشته است. لذا آزادسازی قیمت گاز طبیعی، منجر به بهبود تاب‌آوری سیستم گازرسانی شده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به این‌که فرآیند تامین گاز طبیعی از استخراج، پالایش، انتقال و توزیع تشکیل می‌گردد؛ به طوری که تامین گاز مطمئن و پایدار اصلی‌ترین وظیفه و رسالت شرکت ملی گاز ایران است؛ این در حالی است که در روزهای سرد سال تا ۸۵ درصد مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی به مصرف می‌رسد؛ به طوری که این بخش، بیشترین سهم را از مصرف، به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین از متغیر مصرف روزانه گاز طبیعی در بخش خانگی، به عنوان شاخصی جهت سنجش تاب‌آوری سیستم گازرسانی با بکارگیری نمای لیاپانوف، استفاده شد.

نتایج حاصل از محاسبات انجام شده، به شرح ذیل می‌باشد:

۱- سیستم توزیع گاز طبیعی از تاب‌آوری لازم (به دلیل مثبت بودن نمای لیاپانوف) در تمام دوره‌های زمانی مورد مطالعه، برخوردار نیست. بنابراین در صورت وارد شدن هر گونه شوک به سیستم گازرسانی، نمی‌توان اطمینان داشت که سیستم توزیع گاز طبیعی ایران بتواند تاب‌آوری لازم را داشته باشد.

۲- مثبت بودن نمای لیاپانوف؛ یعنی مصرف گاز طبیعی دارای فرآیند آشوبی است؛ لذا مصرف گاز طبیعی دارای روند تصادفی نبوده و بر اساس سیستم‌های غیر خطی قابل پیش‌بینی است.

۳- تفاوت مقادیر نمای لیاپانوف، در دوره‌های زمانی مختلف، حاکی از نوسان میزان تاب‌آوری سیستم گازرسانی است؛ به طوری که در برخی سال‌ها سیستم گازرسانی به سمت تاب‌آوری بیشتر (به دلیل کاهش مقدار نمای لیاپانوف) حرکت کرده است.

۴- بعد از اجرایی شدن قانون هدفمندی یارانه‌ها، میزان تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی نسبت به سال‌های قبل بهبود یافته است؛ به طوری که نمای لیاپانوف دارای مقادیر

کمتری است. لذا اعمال سیاست قیمتی مناسب، می‌تواند باعث ارتقای تاب‌آوری سیستم گازرسانی گردد.

بنابراین عدم تاب‌آوری سیستم گازرسانی؛ به دلیل توسعه گازرسانی و افزایش سهم گاز طبیعی در سبد انرژی، از مهم‌ترین چالش‌های صنعت گاز ایران، محسوب می‌گردد؛ به طوری که در صورت بروز هرگونه اختلال و یا شوک ناشی از عوامل طبیعی، حوادث غیر مترقبه و یا اشکالات فنی در سیستم گازرسانی ممکن است پیامدهای ناگواری در اثر قطعی در سیستم گاز طبیعی حتی به صورت بحران، در ابعاد اجتماعی و امنیتی، در پی داشته باشد؛ لذا اتخاذ تدابیر لازم، برای افزایش تاب‌آوری سیستم گازرسانی ایران، از ضرورت‌های اجتناب‌ناپذیر به شمار می‌آید.

به منظور ارتقای تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی، توصیه‌های سیاستی به شرح ذیل پیشنهاد می‌گردد:

۱- تعیین سهم بهینه گاز طبیعی در سبد انرژی ایران با افزایش سهم انرژی‌های نو، هسته‌ای و غیره.

۲- ارتقای توان تولیدی و پالایشی گاز طبیعی، تقویت طول خطوط لوله گاز سراسری و شبکه‌های انتقال، توزیع و افزایش ظرفیت ذخیره‌سازی گاز طبیعی.

۳- ضرورت اعمال سیاست‌های مناسب جهت قیمت‌گذاری گاز طبیعی با رویکرد بهینه‌سازی مصرف آن در تمام بخش‌های مصرف‌کننده.

۴- فرهنگ‌سازی به منظور رعایت الگوی مصرف در تمام بخش‌های مصرف گاز طبیعی و جلوگیری از مصارف غیر ضروری به ویژه در ماه‌های سرد سال.

۵- پیش‌بینی مصرف گاز طبیعی با استفاده از سیستم‌های غیر خطی به منظور مدیریت مصرف بهینه در راستای ارتقای تاب‌آوری سیستم گازرسانی.

۶- افزایش راندمان وسائل گازسوز در تمام بخش‌های مصرف.

۷- جلوگیری از واردات وسائل گاز سوز با راندمان پائین.

در اعمال سیاست‌ها و تدابیر پیشنهادی، نکته حائز اهمیت آن است که همه موارد، بایستی به صورت هماهنگ و منسجم، در قالب برنامه‌ریزی کلان و با همکاری دستگاه‌های اجرایی مرتبط و هم‌یاری مردم، در راستای افزایش تاب‌آوری سیستم توزیع گاز طبیعی، صورت پذیرد.

منابع و مآخذ

۱. آماده، حمید. احراری، مهدی. و قدسی ماب، محمدعلی (۱۳۹۵). "مطالعهٔ تاب‌آوری اکوسیستم شهر تهران در برابر آلاینده‌های هوا". اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی **۱۱**(۳): ۵۴-۲۳.

۲. ابریشمی، حمید. معینی، علی. و احراری، مهدی (۱۳۸۱). "آزمون ناخطی معین برای قیمت‌های آتی نفت". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی (۱۰): ۱۲۳-۱۰۵.

۳. ابونوری، اسمعیل. و لاجوردی، حسن (۱۳۹۵). "برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی: بررسی موردی کشورهای عضو اوپک". فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد **۳**(۳): ۴۴-۲۵.

۴. بابازاده، محمد. معمارنژاد، عباس. و علمی، سیامک (۱۳۸۹). "بررسی ماکزیمم نمای لیاپانوف در نرخ ارز ایران با استفاده از تئوری آشوب". فصلنامه پول و اقتصاد (۲): ۷۷-۵۴.

۵. بابازاده، محمد. قدیمی دیزج، خلیل. و قربانی، وحید (۱۳۹۳). "برآورد تابع تقاضای کوتاه مدت و بلندمدت گاز طبیعی در بخش خانگی". فصلنامه مدلسازی اقتصادی (۲۵): ۱۱۳-۱۰۱.

۶. پریور، پرستو. فریادی، شهرزاد. صالحی، اسماعیل. یاوری، احمدرضا. و ستوده، احد (۱۳۹۱). "بسط چارچوب ارزیابی راهبردی محیط زیستی طرح‌های توسعه شهری بر اساس تفکر تاب‌آوری". فصلنامه معماری و شهرسازی (۱۱): ۱۶۷-۱۵۵.

۷. شاکری، زهرا. همایونفر، مسعود. فلاحی، محمدعلی. و شعرباف تبریزی، سعید (۱۳۹۴). "بررسی نظریه آشوب در قیمت سکه تمام بهار آزادی در ایران". دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی (۱۰): ۸۴-۱۰۳.

۸. شرکت ملی گاز ایران (۱۳۹۶). گزارش آماری مدیریت گازرسانی.

۹. خلیل، حسن (۱۳۸۰). *کتاب سیستم‌های غیرخطی*؛ غلامعلی منتظر، تهران، انتشارات دانشگاه تربیت مدرس.

۱۰. قدیمی دیزج، خلیل. و دهقانی، ابوالفضل (۱۳۹۴). "نقش گاز طبیعی در مدل اقتصاد مقاومتی". مجموعه مقالات همایش اقتصاد مقاومتی، پژوهشگاه صنعت نفت.

۱۱. قاهری، عباس. قربانی، محمد علی. دل افروز، هادی. و ملکانی، لیلا (۱۳۹۱). "ارزیابی جریان رودخانه با استفاده از نظریه آشوب". مجله پژوهش آب ایران (۱۰): ۱۸۶-۱۷۷.

۱۲. غیاثوند، ابوالفضل. صداقت‌پرست، الدار. غلامرضا، سمیرا. و ثنائی اقدم، محسن (۱۳۹۳). *دربارهٔ سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی ـ مروری بر ادبیات جهانی دربارهٔ تاب‌آوری ملی*، گزارش دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی [نسخهٔ الکترونیکی]. قابل دسترس در: http://rc.majlis.ir/fa/report/show/881024 [15/10/1396].

۱۳. مشیری، سعید (۱۳۸۱). "مروری بر نظریه‌های آشوب و کاربردهای آن در اقتصاد". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران (۱۲): ۲۹-۲۶.

۱۴. مشیری، سعید. و فروتن، فایزه (۱۳۸۳). "آزمون آشوب و پیش‌بینی قیمت آتی نفت خام". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران **٤**(۲۱): ۹۰-۶۷.

۱۵. مشیری، سعید. و مروت، حبیب (۱۳۸۴). "بررسی وجود فرایند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام بازار بورس تهران". پژوهش‌های اقتصادی ایران **۷**(۲۵): ۶۴-۴۷.

۱۶. معینی، علی. ابریشمی، حمید. و احراری، مهدی (۱۳۸۵). "به کارگیری نمای لیاپانوف برای مدل‌سازی سری زمانی قیمت آتی نفت بر پایه توابع پویا". فصلنامه تحقیقات اقتصادی دانشکده اقتصاد تهران (۷۶): ۱۰۰-۸۴.

۱۷. مغاری، مریم. فریدزاد، علی. و خورسندی، مرتضی (۱۳۹۵). "اثر آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب عضو اوپک". فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهراء (س) **٤**(۱۱): ۱۰۴-۷۷.

۱۸. میرجلیلی، سید حسین. و بزرگی، روشنک (۱۳۹۷). "بررسی شاخص ترکیبی تاب‌آوری اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۴ - ۱۳۹۴". فصلنامه علمی پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران **۱۵**(۲۹): ۹۴-۶۹.

۱۹. نصراللهی، زهرا. و سعیدی، فائزه (۱۳۹۶). "بررسی تعامل بین مصرف و انتشار گاز گلخانه‌ای با استفاده از کالیبراسیون یک الگوی بهینه‌یابی پویا". نشریه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۷): ۲۹۶-۲۶۹.

۲۰. هاتفی مجومرد، مجید. جلالی، ام‌البنین. و اشرف گجویی، رضا (۱۳۹۷). "بررسی تاثیر غیر خطی مصرف انواع انرژی بر تولید ناخالص داخلی در ایران". نشریه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی **۱۰**(۱۹): ۱۶۵-۱۴۱.

21. Alligood, K.T. Sauer, T.D. and Yorke, J.A. (1996). *Chaos: An Introduction to Dynamical Systems*, Springer, Berlin.

22. Angeon,V. and Bates, S. (2015). "Reviewing Composite Vunerability and Resilience Indexes: A Sustainable Approach and Application". World Development **72**: 140-162.
23. Bask, M. (1998). *Essays on Exchange Rates: Deterministic Chaos and Technical Analysis*, UES 465, PhD Thesis.
24. Batabyal, A.A. (1999). "The Stability of Stochastic Systems: The Case of Persistence and Resilience". Mathematical and Computer Modelling 30: 27-34.
25. Boorman, J. Faajgenbaum, J. Ferhani, H. Bhaskaran, M. Arnold, D. and Kohli, H. A. (2013). "The Centennial Resilience Index:Measuring Counties Resilience to Shok". Global Journal of Emerging Markey Economies 5(2): 57-98.
26. Briguglio, L. Cordina, G. Farrugia, N. & Vella, S. (2009). "Economic Vulnerability and Resilience: Concepts and Measurements". Oxford Development Studies **37**(3): 229-247.
27. Espinosia,C. and Gorigoitia, J. (2012). "Stability of Sovereign Risk in the Eurozone through the Lyapunov Exponent". Working Papers 36, Facultad de Economía y Empresa, Universidad Diego Portales
28. Lee, C. K. and Lin, C. S. (2008). "Chaos in Air Pollutant Concentration (APC) Time Series". Aerosol and Air Quality Research **8**(4): 381-391.
29. Holling, C. S. (1992). "Cross-scale Morphology, Geometry, and Dynamics of Ecosystems". Ecological Monographs **62**(4): 447-502.
30. Jen, E. (Ed.) (2005). *Robust Design: A Repertoire of Biological, Ecological, and Engineering Case Studies*, Oxford University Press.
31. Kimhi, S. (2016). "Levels of Resilience: Associations among Individual, Community, and National Resilience". Journal of Health Psychology **21**(2): 164-170.
32. Liao, K. H. (2012). "A Theory on Urban Resilience to Floods-a Basis for Alternative Planning Practices". Ecology and society **17**(4).
33. Longstaff, P.H. Armstrong, N.J. Perrin, K. Parker, W.M. & Hidek, A.M. (2010). "Building Resilient Communities: A Preliminary Framework for Assessment". Home land Security Affairs **6**(3).
34. Parlitz, U. (2016). *Estimating Lyapunov Exponents from Time Series. In Chaos Detection and Predictability* (pp. 1-34). Springer, Berlin, Heidelberg.
35. Patterson, E. L. Smith, R. E. Everett, J. J. & Ptacek, J. T. (1998). "Psychosocial Factors as Predictors of Ballet Injuries: Interactive Effects of Life Stress and Social Support". Journal of Sport Behavior 21(1): 101.

36. Perrings, C. (1994). "Ecological Resilience in the Sustainability of Economic Development. In Models of Sustainable Development: Exclusive or Complementary Approaches of Sustainability?". International Symposium (pp. 27-41).
37. Perrings, C. (1998). "Resilience in the Dynamics of Economy-Environment Systems". Environmental and Resource Economics **11**(3-4): 503-520.
38. Perrings, C. (2006). "Resilience and Sustainable Development". Environment and Development Economics **11**(4): 417-427.
39. Pimm, S. L. (1984). "The Complexity and Stability of Ecosystems". Nature 307(5949), 321.
40. Walker, B. Holling, C. S. Carpenter, S. & Kinzig, A. (2004). "Resilience, Adaptability and Transformability in Social–Ecological Systems". Ecology and society **9**(2).
41. Reggiani, A. De Graaff, T. & Nijkamp, P. (2002). "Resilience: an Evolutionary approach to Spatial Economic Systems". Networks and Spatial Economics **2**(2): 211-229.
42. Ren, W. Tian, H. Chen, G. Liu, M. Zhang, C. Chappelka, A. H. & Pan, S. (2007). "Influence of Ozone Pollution and Climate Variability on Net Primary Productivity and Carbon Storage in China's Grassland Ecosystems from 1961 to 2000". Environmental Pollution **149**(3): 327-335.
43. Rose, A. & Liao, S. Y. (2002). "Modeling Regional Economic Resiliency to Earthquakes: A Computable General Equilibrium Analysis of Lifeline Disruptions". Nist Special Publication SP 91-106.
44. Salini, G. A. & Pérez, P. (2015). "A Study of the Dynamic Behaviour of Fine Particulate Matter in Santiago, Chile". Aerosol and Air Quality Research **15**(1): 154-165.
45. White, R. K. Edwards, W. C. Farrar, A. & Plodinec, M. J. (2015). "A Practical approach to Bulding Resilience in America's Communities". American Behavioral Scientist **59**(2): 200-219.
46. Yu, B. Huang, C. Liu, Z. Wang, H. & Wang, L. (2011). "A Chaotic Analysis on Air Pollution Index Change over Past 10 Years in Lanzhou, Northwest China". Stochastic Environmental Research and Risk Assessment **25**(5): 643-653.

Original Research Article

The study of the resilience of the gas distribution system in Iran

Teimour Mohammadi[1]
Hamid Amadeh[2]*
Atefeh Taklif[3]
Khalil Ghadimidizaj[4]

Received: 17-11-2018 Accepted: 31-12-2018

Abstract

The substitution of the natural gas for other fossil fuels during last few years has led to a siginificant increase in its share in the energy mix. The main goal of this research is to investgate the resiliency of the Iranian gas distribution system using Lyapunov exponent. On cold days of the year, up to 85% of natural gas is consumed in the household sector. Therefore, temperature fluctuation, as a shock to the consumption of natural gas in the household sector, was considered as an indicator for measuring the resilience of the natural gas distribution system. In order to calculate the biggest Lyapunov power, the time delay and the encompassing dimension need to be calculated. To calculate the time delay, mutual information average function was used. Kao method was also used to calculate the encompassing dimension. Finally, Rosenstein method was used to calculate the biggest Lyapunov power. The results showed that the consumption of natural gas occurs in a chaotic process. Therefore, the gas distribution system is not resilent enough. Morevoer, regarding Lyapunov power before and after the subsidies reform, an improvement was observed in the resilence of the Iranian gas distribution system after the implementation of the law of subsidies reform in Iran.

Keywords: Liberalization of gas price, Lyapanof exponent, Resiliency, Natural gas consumption, Natural gas distribution.
JEL Classification: Q41, Q48.

1- Associate Professor, Faculity of Economics, Allameh Tabatabai University
Email: Atmahmadi@gmail.com
2- Assistant Professor, Faculity of Economics, Allameh Tabatabai University
3- Assistant Professor, Faculity of Economics, Allameh Tabatabai University
4- PhD student in Oil and Gas Economics, Allameh Tabataba'i University

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

بررسی سناریوهای تخصیص بهینه درآمدهای نفتی در ایران با فرض وجود بیماری هلندی با رویکرد تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویا (DCGE)

اعظم قزلباش[۱]
احمد سیفی[۲]
مهدی خداپرست مشهدی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۱۰

چکیده

نحوه استفاده از عواید حاصل از منابع طبیعی، از جمله نفت، همواره مورد توجه سیاست‌مداران، متخصصان اقتصادی و سیاسی و نیز گروه‌های مختلف اجتماعی بوده است. این تحقیق، با فرض وجود بیماری هلندی در ایران، به بررسی مدیریت و تخصیص بهینه درآمدهای نفتی پرداخته است. سناریوهای مختلف در خصوص تخصیص درآمدهای نفتی با حضور صندوق توسعه ملی بررسی شده است. در سناریوی اول، فرض شده همه درآمدهای نفتی در هر سال مصرف شوند. در سناریوی دوم، همه درآمدهای نفتی در هر سال به صندوق توسعه ملی وارد شدند. در سناریوی سوم،تخصیص درآمدهای نفتی به صندوق توسعه ملی، معادل ۵ درصد تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است و در سناریوی چهارم، ۱۰ درصد درآمدهای نفتی در هر سال وارد صندوق توسعه ملی و مابقی صرف مخارج دولت شدند. نتایج تحقیق نشان داد طبق سناریوی اول، رشد اقتصادی افزایش یافته، بیماری هلندی شدت می‌یابد و خانوارها متضررترین افراد جامعه می‌شوند. در سناریوی دوم، شاهد اثرات رشد بسیار محدود خواهیم بود. سناریوی سوم منجر به بدتر شدن شرایط تجارت در کوتاه‌مدت می‌شود. در سناریوی چهارم اگرچه میزان تولید ناخالص داخلی کمتر از سناریوی اول است اما به نظر می‌رسد بهترین حالت برای رشد و انعطاف‌پذیری در بلندمدت باشد چرا که با وجود صندوق توسعه ملی، کشور حتی در زمانی که قیمت نفت پایین باشد انگیزه‌ای برای استفاده از درآمدهای نفتی دارد.

واژگان کلیدی: بیماری هلندی، تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویا، صندوق توسعه ملی.

Keywords: Dutch disease, General dynamic computational balance, National development fund.

JEL Classification: D5, Q3, I31.

[۱]. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد (این مقاله مستخرج از رساله دکتری در دانشگاه فردوسی مشهد می‌باشد) a.ghezelbash@mail.um.ac.ir

[۲]. دانشیار اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول) spring05@um.ac.ir

[۳]. دانشیار اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد m_khodaparast@um.ac.ir

۱- مقدمه

اقتصاد ایران از جمله کشورهایی است که به درآمد نفت وابستگی زیادی دارد. طبق برآورد بانک مرکزی، وابستگی بودجه ایران به درآمدهای نفتی در حدود ۵۰ درصد و در برخی سال‌ها نیز بیشتر بوده است. از طرف دیگر، بیش از ۳۰ درصد درآمد نفتی صرف صندوق توسعه ملی در سال ۱۳۹۵ شده است، این میزان در بودجه سال ۹۷ نیز ۳۲ درصد برآورد شده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۶).

از این رو مدیریت صحیح موهبت ارزی حاصل از درآمد نفت نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد ایران دارد. صندوق توسعه ملی می‌تواند ضمن کمک به مدیریت نوسانات اقتصادی، درآمدهای ناشی از صادرات نفت را به منابع و سرمایه‌های زاینده‌ی اقتصادی تبدیل کند. چراکه کاهش اتکا به درآمدهای نفتی و اعطای تسهیلات به بخش خصوصی، تعاونی و عمومی غیر دولتی در داخل و خارج از کشور با در نظر گرفتن شرایط رقابتی و بازدهی مناسب و سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی و نیز انتقال آن به نسل‌های بعد، می‌تواند تضمین‌کننده‌ی عدم بروز پیامدهای منفی ناشی از شوک‌های نفتی بر قدرت رقابت بخش‌های تولیدی، سطح قیمت‌ها، میزان صادرات و واردات در کشور باشد. لذا بررسی مدیریت و تخصیص صحیح و بهینه درآمدهای نفتی ضروری می‌باشد.

بدین منظور در این تحقیق، با فرض وجود بیماری هلندی در کشور، به بررسی مدیریت و تخصیص بهینه درآمدهای نفتی پرداخته شده است. ساختار مقاله بدین‌گونه است که بعد از مقدمه، مروری بر کارهای انجام شده در بخش ۲، اجزای تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی در بخش ۳، معادلات ریاضی استفاده شده در تحقیق در بخش ۴، سناریوهای تحقیق در بخش ۵ و نتیجه‌گیری در بخش ۶ بیان شده است.

۲- مروری بر کارهای انجام شده

نوسانات ایجاد شده در درآمدهای نفتی که بر اثر شوک‌های وارد شده بر بازار نفت پیرو مسائل گوناگونی ایجاد می‌شود، از سال‌های پیش و پس از شوک‌های نفتی در دهه ۶۰ کشورها را به طراحی راه‌های گوناگونی در جهت مدیریت درآمدهای نفتی واداشت. پایه کلیه این سیاست‌ها ایجاد فضایی برای ذخیره درآمدهای نفتی بوده است تا به این وسیله درآمدها در دوران افزایش درآمدهای نفتی برای زمانی که این درآمدها کاهش می‌یابد و یا به اتمام برسد نگهداری شود. طبق دیدگاه‌های محققان، صندوق توسعه ملی می‌تواند نقشی مؤثر در کاهش اثرات بیماری هلندی

ایفا نماید. این امر به دلیل آن است که در نتیجه تزریق منابع نفتی به اقتصاد و افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی، نقدینگی اقتصاد افزایش یافته و بنابراین اثرات بیماری هلندی بروز می‌نماید؛ اما در صورت وجود یک عاملی تحت عنوان صندوق توسعه ملی که باعث شود مازاد درآمدهای ارزی کشور به آن واریز شود می‌تواند یک عامل بازدارنده و یا حداقل کاهش‌دهنده اثرات ناشی از رشد درآمدهای نفتی باشد. به عبارتی انتظار داریم با وجود یک چنین صندوقی، رشد درآمدهای نفتی اثر کمتری بر ذخایر ارزی بانک مرکزی و بنابراین پایه پولی داشته و در نتیجه شاهد کاهش اثرات بیماری هلندی باشیم (رهبر و سلیمی، ۱۳۹۴). در برخی مطالعات داخلی نیز به این موضوع اشاره شده است؛ ناظمان و بکی حسکوئی (۱۳۸۸) در مقاله خود با عنوان "تخصیص بهینه درآمدهای نفتی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویا" با استفاده از سیاست‌های اقتصادی نرخ پس‌انداز اجتماعی، میزان بهره‌برداری از ذخایر نفت و گاز را به نحوی تعیین کرده که تابع رفاه اجتماعی بین زمانی حداکثر شود. سپس در قالب یک مدل فنی- مهندسی نفت میزان سرمایه‌گذاری در بخش نفت و گاز را تعیین می‌کند. آن‌چه در این تحقیق مورد تاکید قرار گرفته است، تعیین مسیر بهینه برداشت ذخایر هیدروکربوری، سرمایه‌گذاری بخش نفت وگاز و تشکیل سرمایه در سایر بخش‌ها می‌باشد. مهرآرا و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود، استفاده از سبد ارزی و همچنین مبادله با یورو در مبادلات تجاری نفتی را بهترین راهکار برای جلوگیری از ضررهای ناشی از افت ارزش دلار درخصوص درآمدهای نفتی دانسته‌اند. زمان‌زاده و جلالی نائینی (۱۳۹۲) مکانسیم انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران را بر اساس یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه وقوع بیماری هلندی بر اثر شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران را مورد تأیید قرار می‌دهد. اکابری تفتی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه خود به این نتیجه رسیده‌اند که چنانچه اهداف زیست‌محیطی در اولویت سیاست‌های اقتصاد ایران باشد، وضع قیمت‌های غیر متوازن در مناطق مختلف کشور بر انرژی‌های فسیلی سیاستی توجیه‌پذیر خواهد بود. بهزادان و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی این فرضیه پرداخته‌اند که بیماری هلندی تنها می‌تواند از نابرابری در توزیع اجاره منابع طبیعی حاصل شود. نویسندگان با استفاده از روش GMM در یک تابع پانل پویا نشان داده‌اند آن‌چه باعث ایجاد برکت یا بلای حاصل از منابع طبیعی فراوان می‌شود، توزیع نابرابر درآمدهای حاصل از منابع طبیعی حتی در شرایط بیماری هلندی می‌باشد. آن‌ها به نتایج این تحقیق حتی در کشورهای با منابع طبیعی کم نیز اشاره کرده‌اند.

۳- اجزای مدل تعادل عمومی قابل محاسبه‌ی پویای بازگشتی

به منظور دستیابی به هم‌افزایی، معامله و ارتباط بین تعادل اقتصاد کلان و سطوح خانوار و بخشی، مدل‌های تعادل عمومی بوجود آمدند تا اثرات انفجار منابع طبیعی را تحلیل کنند. بنابراین یک مدل تعادل عمومی پویا (DCGE) در این تحقیق توسعه داده شده است تا اثرات ثروت باد آورده منابع نفتی و چگونگی تاثیر بر برخی از ویژگی‌های اقتصاد ایران از جمله مصرف کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله طی دوره ۳۰ ساله مورد بررسی قرار گیرد. همچنین این مدل معامله بین انتخاب‌های جایگزین پس‌انداز و خرج درآمدهای نفتی را بررسی می‌کند.

مدل DCGE طبق تئوری تعادل عمومی نئوکلاسیک ساخته شده است. چارچوب تحلیلی و نظری مدل‌های CGE در مقاله ملو و رابینسون[1] (۱۹۸۲) آورده شده است، در حالی که جزئیات ریاضی مدل ایستای CGE در مقاله لوفگرن و همکاران[2] (۲۰۰۲) بیان شده است. مدل DCGE یک مدل کلان چند بخشی است که به طور درون‌زا هم مقادیر و هم قیمت‌ها را از مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی حل می‌کند.

در سمت عرضه، مدل برای توابع تولید خاص برای هر فعالیت اقتصادی تعریف می‌شود. بازگشت ثابت نسبت به مقیاس (CES) بین نهاده‌های اولیه وجود دارد. این یک فرض ضروری برای مدل به منظور رسیدن به راه حل تعادل عمومی می‌باشد. برای جایگزینی بین نهاده‌های اولیه و واسطه در توابع تولید، تابع تکنولوژی لئونتیف را در نظر می‌گیریم.

سمت تقاضای مدل CGE بوسیله یک مجموعه از توابع تقاضای مصرف‌کنندگان مشخص شده است. این سیستم تقاضا از توابع مطلوبیت تعریف شده است. در مدل مطالعه حاضر، توابع تقاضای مصرف‌کننده از یک تابع استون-گری[3] بدست آمده که کشش درآمدی برابر یک دارد، از این رو سهم بودجه نهایی از هر کالای مصرف شده متفاوت از سهم بودجه متوسط آن می‌باشد. مشابه سایر مدل‌های تعادل عمومی، درآمد مصرف‌کنندگان که به سیستم تقاضا وارد می‌شود یک متغیر درون‌زا در مدل مطالعه حاضر می‌باشد. مجموع درآمد از عوامل اولیه به کار گرفته شده در تولید، منبع درآمدی مصرف‌کنندگان را مشخص می‌کند در حالی که مدل همچنین، درآمدهای بدست آمده از خارج یا دولت (مانند انتقالات مستقیم) را در نظر می‌گیرد.

---

[1]. Melo and Robinson (1982)
[2]. Lofgren (2002)
[3]. Stone- Geary

مدل DCGE با آشکارسازی رابطه بین عرضه و تقاضا، قیمت‌های تعادلی در بازارهای داخلی را تعیین می‌کند. به منظور رسیدن به رابطه بین بازارهای داخلی و بین‌المللی، مدل جایگزینی ناقص بین کالاهای خارجی و تولید داخلی را در نظر می‌گیرد. در حالی که رابطه بین عرضه و تقاضا از طریق تغییر در درآمد (متغیر درون‌زا) و بهره‌وری (متغیر برون‌زا) مهمترین تقابل تعادل عمومی در یک مدل اقتصاد کلان می‌باشد، ارتباطات تولید همچنین در بین بخش‌ها از طریق تقاضای واسطه‌ای و رقابت برای عوامل اولیه به کار گرفته شده در بخش‌های تولیدی اتفاق می‌افتد.

مدل یک بستار نئوکلاسیکی در بخش سرمایه‌گذاری کل داخلی دارد که توسط مجموع پس‌انداز خارجیِ عمومی و خصوصی، پس‌انداز خالص عمومی در صندوق توسعه ملی تعیین می‌شود. در خصوص سرمایه‌گذاری عمومی نیز فرض می‌شود یک سهم ثابت از سرمایه‌گذاری کل داخلی باشد در حالی که سرمایه‌گذاری خصوصی توسط مجموع پس‌انداز خالص کل سرمایه‌گذاری عمومی تشکیل شده است، کل پس‌انداز خانوار نیز برون‌زا می‌باشد.

بنابراین مدل تحقیق شامل یک منبع پایان‌پذیر، بخش خدمات دولتی و بخش تولیدی است. خانوارها از محل عرضه کار و سرمایه، درآمد دارند و از مصرف کالاها و خدمات مطلوبیت کسب می‌کنند. دولت مالک منبع پایان‌پذیر (نفت) بوده و از محل صادرات آن درآمد دارد. درآمد حاصل، صرف سرمایه‌گذاری برای تولید کالای عمومی و همچنین تامین هزینه خدمات عمومی می‌شود. اقتصاد با دنیای خارج مرتبط بوده و کالاهای وارداتی جانشین ناقص کالاهای داخلی هستند و همچنین فرض شده است تولیدکنندگان به دنبال حداقل هزینه تولید در هر دوره هستند. همچنین فرض بر این است که هدف خانوارها حداکثرسازی مطلوبیت در هر دوره باشد. مدل به صورت غیر تصادفی و با رویکرد بازگشتی تنظیم شده است. توجه به این نکته لازم است که تصمیمات فعالیت‌های تولیدی و همچنین گروه نفت و گاز در هر دوره اتخاذ می‌شود و لذا بهینه‌یابی بین دوره‌ای تنها برای مصرف و پس‌انداز خانوارها لحاظ شده است. تصمیمات بین دوره‌ای خانوارها در قالب یک مدل رشد رمزی تعدیل‌یافته صورت گرفته است.

پس‌انداز خانوارها به سرمایه‌گذاری اختصاص می‌یابد که پس از کسر استهلاک، موجودی سرمایه دوره بعد اقتصاد را تعیین می‌کند. به این ترتیب در دوره آتی در بازار سرمایه، بر اساس روابط عرضه (موجودی سرمایه) و تقاضا، میزان تشکیل سرمایه در هر بخش تعیین می‌شود. تقاضای هر بخش از سرمایه به قیمت سرمایه، قیمت محصول، قیمت سایر نهاده‌های تولید و سطح فعالیت بخش بستگی دارد که همه این متغیرها به صورت درون‌زا در مدل تعیین می‌شوند. همچنین زمان

به عنوان یک متغیر دورن‌زا در مدل در نظر گرفته شده است.
همچنین یکی از فروض تحقیق این است که بیماری هلندی در ایران وجود دارد. برنامه‌ریز اجتماعی به دنبال حداکثرکردن مطلوبیت اجتماعی می‌باشد. بنابراین داریم:

$$U = \sum_{t=1}^{M} \left(\frac{1}{1+\delta}\right) t - 1[\gamma logCTt + (1-\gamma) logCNt],$$

متغیرهای به کار گرفته شده در این روابط عبارتند از:
δ: نرخ تنزیل زمانی اجتماعی[۱]
CTt: مقدار مصرف کالاهای قابل مبادله در دوره t
CNt: مقدار مصرف کالاهای غیر قابل مبادله در دوره t
از آن‌جا که تابع تقاضای ایستا حاصل جمع درآمد (میزان کاری که نیروی کار انجام می‌دهد) و میزان انتقالات به نسل بعدی است داریم: Y= H+ R
مصرف کل دوره t عبارتست از:

$$C_t = C_{Tt} + C_{Nt} = \gamma Y_t + (1-\gamma) Y_t = R_t + H_t.$$

γ وزن کالای قابل مبادله از تولید و $(1-\gamma)$ وزن کالای غیر قابل مبادله از تولید می‌باشد.
تابع هدف برنامه‌ریز اجتماعی مجددا بازنویسی می‌شود؛

$$\gamma \log C_{Tt} + (1-\gamma)\log C_{Nt} = \log C_t + \gamma \log\gamma + (1-\gamma)\log(1-\gamma).$$

بدین صورت تابع رفاه اجتماعی که حداکثرسازی می‌شود عبارتست از:

$$Max\ U = \sum_{t=1}^{M} \left(\frac{1}{1+\delta}\right) logCt.$$

$$S.t \qquad \begin{aligned} Ht+1 &= Ht\,(1+\alpha\gamma) - \alpha(1-\gamma)Rt \\ CAt &= rWt - Rt \end{aligned}$$

[۱]. مقدار عددی آن ۰/۰۵ می‌باشد (کاوند، ۱۳۸۸).

قیود تابع هدف نیز شامل؛ میزان بهره‌وری در زمان t+1 (بیماری هلندی ایستا) و قید بودجه (حساب جاری اقتصاد: پس‌انداز منهای سرمایه‌گذاری) است. R ابزار سیاستی مدل مد نظر تحقیق می‌باشد که در واقع همان مصرف بین دوره‌ای در شرایط بیماری هلندی می‌باشد. پارامترهای الگو در مدل تعادل عمومی قابل محاسبه و در محیط GAMS تخمین زده خواهد شد. ابتدا میزان مصرف بهینه تعیین خواهد شد و سپس سناریوهای مختلف جهت تخصیص درآمدهای نفتی کشور ارائه خواهد شد و در نهایت سناریوهای مناسب صندوق تعیین می‌شود.

۴- معادلات ریاضی استفاده شده در تحقیق

مهم‌ترین روابط ریاضی مورد استفاده در مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویا معرفی شده است. این روابط بر اساس کلمز[1] (۲۰۰۹) تنظیم شده است.

۴-۱- معادلات قیمت

معادلات قیمت به شرح زیر است:

در رابطه (۱)، PMi نشان‌گر قیمت داخلی واردات، pwmi قیمت‌های جهانی واردات، Pcmji قیمت حاشیه بازار در واردات، tmi نرخ تعرفه و ER نرخ ارز را نشان می‌دهد که اندیس i به کالاها و j به بخش‌ها اشاره می‌کند.

$$PM_{it} = ER_t\,(1+tm_i)\,pwm_i + \sum_j Pjt cm_{ji} \quad (۱)$$

$$PE_{it} = ER_t\,(1-te_i)\,pwe_i + \sum_j Pjt ce_{ji} \quad (۲)$$

$$(1-tc_i)\;\; P_{it}Q_{it} = PD_{it}D_{it} + PM_{it}M_{it} \quad (۳)$$

$$PD_{it} = PS_{it} + \sum_j Pjt cd_{ji} \quad (۴)$$

در رابطه (۲)، PEi نشان‌گر قیمت داخلی صادرات، pwei قیمت‌های جهانی صادرات، Pceji قیمت حاشیه بازار در صادرات است و tei نرخ یارانه را نشان می‌دهد.

در ارتباط با دنیای خارج، کشور ایران نسبتا کوچک فرض شده است. بر اساس این فرض تقاضای کشور برای واردات دارای کشش بی‌نهایت بوده به عبارتی بر قیمت‌های جهانی کالاهای وادراتی نمی‌توانیم اثرگذار باشیم. لذا قیمت واردات در مدل ارائه شده به صورت برون‌زا در نظر گرفته

[1]. Clemes (2009)

شده است. اما قیمت صادرات در الگو، درون‌زا می‌باشد. در رابطه (۳)، Pi نشان‌گر قیمت کالاهای عرضه شده در بازار، Di مقدار کالاهای تولید شده در داخل، tci نرخ مالیات بر فروش کالاها (مالیات غیر مستقیم)، PDi قیمت کالاهای تولید شده در داخل، PMi قیمت کالاهای وارداتی، Mi مقدار کالاهای وارد شده و Qi مجموع کالاهای عرضه شده در بازار است. در رابطه (۴)، PDi نشان‌گر قیمت کالاهای تولیدی داخلی است. این کالاها یا صادر شده یا در داخل به فروش می‌رسند. همچنین PSi قیمت کالاهای صادراتی و cdji حاشیه بازار در محصولات داخلی و Pj قیمت در هر بخش است.

$$PT_{it}T_{it}= PSit\ Dit + PE_i\ E_{it} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، PTi نشان‌گر قیمت عرضه کالاهای داخلی، Ti مقدار کل عرضه داخلی، PEi قیمت صادرات و Ei مقدار صادرات می‌باشد. مقدار و قیمت صادرات به صورت درون‌زا در نظر گرفته شده است.

$$PP_{irt}= PV_{irt}+ \sum_j Pjt\ o_{jir} \qquad (۶)$$

$$CPI= \sum_i Pit\ xi \qquad (۷)$$

در رابطه (۶)، PP نشان‌گر قیمت تولیدکننده، PV قیمت ارزش افزوده و io ضرایب ثابت داده-ستانده است. در رابطه (۷) نیز شاخص CPI قاعده نرمال‌سازی الگو را به صورت ترکیبی از قیمت کالاهای مرکب نشان می‌دهد.

۴-۲- معادلات تولید

تولیدکنندگان درآمدشان را از فروش در بازار داخل و خارج کسب می‌کنند. درآمد به دست آمده برای پرداخت به نهاده‌های تولید، یعنی برای خرید نهاده‌های واسطه و پرداخت به عوامل تولید به کار برده می‌شود. تولیدکنندگان سودشان را با توجه به قید تابع تولید خود به حداکثر می‌رسانند. رابطه (۸) بیان‌گر تابع تولیدی است که در آن Λi پارامترکارایی در تابع تولید فعالیت r، Xr سطح تولید فعالیت r، Vrf مقدار تقاضای عامل f در فعالیت r و ρir انتقالات کشش جانشینی عامل f در فعالیت r می‌باشد.

$$X_{irt}= \Lambda_{irt}(\sum_t airt V_{irt}^{-\rho_{ir}})^{-1/\rho_{ir}} \quad (۸)$$

در رابطه (۹) Ti مقدار کل تولید داخلی کالای i را نشان می‌دهد که یا در داخل کشور به فروش می‌رسد (Di) و یا به خارج صادر می‌شود (Ei). چگونگی این تخصیص در معادلات تجارت خارجی بیان شده است.

$$L_{it}=\sum_j(cdjiDjt + cejiDjt + cejiEjt + cmjiMjt) \quad (۹)$$

۴-۳- رفتار مصرف‌کننده

خانوارها مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه خود بهینه می‌کنند. با استفاده از تابع مطلوبیت استون-گری[1]، مساله مصرف‌کننده به صورت ریاضی طبق روابط زیر نشان داده شده است:

$$Max\prod j(C_{bj}- C_{hj})^{\beta_{bj}}$$

$$\text{Subject to } \sum j(P_j.C_{hj})=(1-s_h-ty_h)Y_h$$

که j و h به ترتیب مجموعه کالاها و خانوارها می‌باشند. C سطح مصرف کالای j توسط خانوار h، γ حداقل سطح جانشینی مصرف برای کالای j و β سهم نهایی بودجه (بر حسب دلار) می‌باشد. تابع مطلوبیت داده شده با توجه به قید بودجه حداکثر شده، P قیمت بازاری برای مصرف‌کنندگان، s نرخ پس‌انداز، ty نرخ درآمد مالیاتی و Y درآمد کل است.

پس‌انداز خانوار h نیز برابر با s_hY_h می‌باشد. در یک مدل پویای بازگشتی، تصمیم پس‌انداز این خانوار را نمی‌توان با سایر تصمیمات‌شان در نظر گرفت، زیرا آن‌ها با مساله حداکثرسازی بین دوره‌ای مواجه هستند. نرخ‌های پس‌انداز در مدل‌های بازگشتی معمولا متغیرهای برون‌زا هستند، در حالی که در مدل‌های رشد سولو، مقدار کل پس‌اندازها طی زمان نسبت به سطوح درآمد تعدیل می‌شوند. این انتخاب پویایی مدل را در مدل‌های بازگشتی ساده‌تر می‌کند زیرا پس‌اندازها نمی‌تواند به منظور مصرف طی زمان به کارگرفته شود، همان‌طور که در مدل‌های پویای بین دوره‌ای رمزی نیز این‌گونه عمل می‌شود. هر چند در ابتدای تحقیق، مساله بهینه‌یابی پویا مد نظر قرار گرفته است، در این بخش مدل به منظور ارزیابی مسیر رشد اقتصادی در دوره ۳۰ ساله که مساله بین دوره‌ای را نیز در بر می‌گیرد، بررسی خواهد شد. علاوه بر این، انباشت سرمایه و تغییرات

[1]. Stone-Geary Utility

فنی، نسبت به پس‌انداز، منابع رشد اقتصادی در مدل مورد بررسی هستند. این فرض کاملا منطقی است زیرا میزان پس‌اندازهای خصوصی معمولا در ایران بسیار پایین است.
حداکثرسازی تابع مطلوبیت خانوار شامل مجموعه‌ای از توابع تقاضا است که عبارتست از:

$$C_{hj}=\gamma_{hj}+\beta_{hj}[(1-s_h-ty_h)Y_h-\sum i(P_{i.}\gamma_{hi})P_j^{-1} \quad (۱۱)$$

در این معادله، عدد یک سیستم مخارج خطی (LES) برای تقاضا را نشان می‌دهد. اجازه تغییر در الگوی مصرف طی زمان داده شده است زیرا سطح جانشینی مصرف γ می‌تواند در بین محصولات متنوع بوده و بنابراین دلیلی بر تنوع مخارج اضافی نسبت به مخارج گذشته باشد. به عبارت دیگر برخلاف تابع تقاضای کاب-داگلاس، LES کشش درآمدی تقاضا را نیز در بر می‌گیرد. همچنین بین کالاهای ضروری (کشش کمتر از یک) و لوکس (کشش بزرگتر از یک) تمایز قائل می‌شود. برای مثال وقتی درآمد خانوار افزایش می‌یابد، خانوارهای فقیر ممکن است سهم بیشتری از درآمدشان را صرف غذا (کشش درآمدی بزرگتر از یک) کنند در حالی که خانوارهای ثروتمند ممکن است سهم مخارج غذا را کاهش دهند (کشش کوچکتر از یک). این تفاوت در عکس‌العمل خانوارها دلیلی است بر این‌که چرا مدل‌های CGE انواع مختلفی از مصرف‌کنندگان (گروه‌های خانوار) را در نظر می‌گیرند که اغلب از طرق مختلف مانند محل جغرافیایی، مناطق شهری و روستایی، منابع درآمدی یا وضعیت درآمدی (فقیر و ثروتمند) در نظر گرفته می‌شوند. بنابراین، کشش‌های درآمدی معمولا از طریق مخارج خانوار بدست می‌آید.

۴-۴- رفتار تولیدکننده

تولیدکننده به دنبال حداکثرسازی سود با توجه به مجموعه‌ای از نهاده‌ها و قیمت محصول است. مطابق با تئوری تعادل عمومی نئوکلاسیک، فرض بازگشت به مقیاس فنی در نظر گرفته شده است. تولید در هر دوره با کمک نیروی کار و سرمایه صورت می‌پذیرد. تابع تولید به صورت یک تابع با کشش جانشینی ثابت یا CES در نظر گرفته شده است. پس از محاسبه مساله بهینه‌یابی تولیدکننده، می‌توان توابع عرضه و تقاضا را تعیین نمود.

$$X_i=\Lambda_i(\sum f a_{if}.V_{if}^{-\rho_i})^{-1/\rho i},\ f\in F \quad (۱۲)$$

جایی که X مقدار محصول بخش i، Λ پارامتر تغییر بهره‌وری کل (TFP)، V مقدار تقاضای

عامل f (زمین، نیروی کار و سرمایه)، F مجموعه عوامل، و α سهم عامل تقاضا شده f در تولید کالای i می‌باشد. سطح مشخصی از محصول با توجه به عوامل تولید توسط تولیدکننده تولید می‌شود. همچنین σ کشش جانشینی عوامل می‌باشد. بنابراین، بر خلاف تابع کاب-داگلاس، در حالتی که کشش جانشینی همیشه یک است، تابع تولید CES یک طیفی از امکانات جانشینی بین عوامل مختلف در پاسخ به تغییرات نسبی قیمت را بیان می‌کند.

سود Π در بخش i به عنوان تفاوت بین درآمدها و پرداختی به عوامل تعریف شده است:

$$\pi_i = PV_i.X_i - \sum f(W_f.V_{if}) \qquad (۱۳)$$

که در آن PVi اجزای ارزش افزوده قیمت تولیدکننده و Wf قیمت عامل (دستمزد نیروی کار و اجاره زمین و سرمایه) است. شرط مرتبه اول نیز به منظور حداکثرسازی سود عبارتست از:

$$V_{if} = \Lambda_i^{-\rho/1+\rho_i}.\ X_i(\alpha_{if}.\frac{PVi}{Wf})^{1/(1+\rho_i)} \qquad (۱۴)$$

معادله (۱۴) نشان می‌دهد چگونه تقاضا برای یک عامل فردی V کاهش می‌یابد وقتی هزینه آن W نسبت به قیمت سایر عوامل PV افزایش می‌یابد. در مدل‌های CGE قیمت نسبی مد نظر می‌باشد به جای این‌که قیمت کل عوامل در نظر گرفته شود. اگر PV و W با نرخ یکسانی کاهش یا افزایش یابند، سپس تقاضای عوامل تحت تاثیر قرار نخواهد گرفت (تقاضای عامل با تغییر در محصول X به طور نسبی افزایش خواهد یافت).

نهاده‌های واسطه نیز معمولا در فرایند تولید استفاده می‌شوند. به منظور روابط بین استفاده نهاده واسطه و ستانده از تابع لئونتیف استفاده شده است. تقاضا برای نهاده‌ها توسط ضرائب داده-ستانده تعیین شده است ioi/i. قیمت تولیدکننده PP نیز عبارتست از:

$$PP_i = PV_i + \sum j P_j io_{ji} \qquad (۱۵)$$

معادله (۱۵) نشان می‌دهد قیمت تولیدکننده فقط بوسیله PV تعیین نمی‌شود بلکه ترکیبی از قیمت عوامل در نظر گرفته می‌شود. همچنین قیمت نهاده‌های واسطه‌ای و شدت استفاده‌شان نیز مهم می‌باشد.

۴-۵- تجارت خارجی

در بیشتر مدل‌های تعادل جزئی و تعادل عمومی، تجارت خارجی وقتی بوجود می‌آید که تقاضای داخلی برابر با عرضه داخلی نیست. واردات بوسیله تقاضای اضافی برای یک کالای به خصوص تعریف می‌شود در حالی که صادرات، مازاد عرضه به حساب می‌آید. در این چارچوب، اگر بخواهیم هم واردات و هم صادرات را برای کالای یکسان در نظر بگیریم، با مشکل روبرو خواهیم شد زیرا در این حالت فرض می‌شود که کالاهای داخلی و خارجی جانشین کامل برای هم می‌باشند. از این رو آرمینگتون[1] (۱۹۶۹) یک مدل ساختاری را توسعه داده است برای این‌که نشان دهد تولید داخل و کالای مصرفی یک جانشین ناقص برای کالاهای وارداتی مشابه هستند. در این تحقیق نیز فرض شده است جانشینی ناقص بین کالاهای داخلی و کالاهای عرضه شده به خارج و یا از خارج وجود دارد. توابع CES به منظور تعریف روابط بین کالاهای وارداتی و تولیدات داخلی استفاده شده است که در روابط زیر نشان داده شده است:

$$Q_i= \Omega_i[\mu i.\ D_i^{-\theta} + (1+\mu_i)M_i^{-\theta}{}_i]^{-1/\theta i} \qquad (۱۶)$$

$$(1-tc_i)P_iQ_i=PD_i.D_i+PM_i.M_i \qquad PM_i=(1+tm_i)p \qquad (۱۷)$$

در این معادله‌ها، Ω میزان انتقال در تابع و μi سهم کالای تولید شده داخلی Di در ستانده Qi، Mi مقدار واردات، θi کشش جانشینی واردات، PDi قیمت Di، tc مالیات غیر مستقیم، tm نرخ تعرفه واردات، و pwm قیمت جهانی واردات است. جانشینی زمانی اتفاق می‌افتد که قیمت‌های نسبی از یک کالای داخلی و وارد شده تغییر یابد. برای مثال، اگر قیمت واردات غیر قابل تغییر باقی بماند، کالاهای داخلی جایگزین واردات شده در این صورت قیمت داخل کاهش می‌یابد. قیمت‌های داخلی نیز ممکن است کاهش یابد، اگر بهره‌وری افزایش یابد. به طور مشابه، کاهش تعرفه‌ها از طریق آزادسازی تجاری منجر به کاهش نسبی قیمت‌های وارداتی نسبت به قیمت‌های داخلی می‌شود. قیمت واردات PM در این تحقیق به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است که pwm قیمت واردات و tm نرخ تعرفه وارداتی می‌باشد. وقتی قیمت واردات کاهش می‌یابد، کالاهای وارداتی جانشین کالاهای داخلی شده، که منجر به کاهش تولیدات داخلی می‌شود. بنابراین، یک مزیت مدل‌های CGE این است که آن‌ها هم اثرات جانشینی مستقیم و هم غیر مستقیم را در نظر

[1]. Armington (1969)

می‌گیرند.

جانشینی ناقص همچنین برای صادرات نیز در نظر گرفته شده است. تابع کشش جایگزینی ثابت (CET) روابط بین مقدار کالاهای تولید شده برای داخل و یا بازار صادرات را نشان می‌دهد.

$$X_i=\square_I[\tau_i.D_i^{\varphi i}+(1+\tau_i)E_i^{\varphi i}]^{1/} \quad (۱۸)$$

$$PP_IX_I=PDi_iD_i+ PE_i.E_i \qquad PE_I=(1-te_i)pwe_i \quad (۱۹)$$

در این روابط Γ پارامتر جایگزینی در تابع را نشان می‌دهد و r_i سهم کالای Di تولید شده داخلی در ستاده کل Xi، E مقدار صادر شده Xi، φi کشش جانشینی صادرات، te نرخ مالیات صادراتی، و pwe قیمت برون‌زای جهانی صادرات می‌باشد. اگر قیمت‌های داخلی نسبت به قیمت‌های صادرات افزایش یابد، تولیدکنندگان عرضه کالا را به بازار داخلی افزایش داده و به منظور حداکثرسازی درآمد، صادرات کاهش می‌یابد. به طور مشابه، وقتی قیمت‌های جهانی افزایش می‌یابد، تولیدکنندگان صادرات را افزایش داده و عرضه کالا به داخل کاهش می‌یابد. این تصمیم ممکن است از طریق افزایش قیمت‌های داخلی جبران شده که منجر به کاهش عرضه داخلی می‌شود.

سطح صادرات و واردات برای یک کالای به خصوص از طریق روابط (۲۰) و (۲۱) حل می‌شود. حداکثرسازی سود به همراه قید و شرایط مرتبه اول نسبت D به M را نشان می‌دهد:

$$\frac{Di}{Mi}=\left(\frac{\mu i}{1-\mu i}.\frac{PMi}{PDi}\right)^{1/(1+\theta)} \quad (۲۰)$$

به طور مشابه، نسبت D به E نیز عبارتست از:

$$\frac{Di}{Ei}=\left(\frac{\tau i}{1-\tau i}.\frac{PDi}{PEi}\right)^{1/(\varphi)} \quad (۲۱)$$

دو معادله (۲۰) و (۲۱) کشش جانشینی را نشان می‌دهد. θ و φ مقدار کشش را نشان می‌دهند. این کشش‌ها می‌تواند بر اساس روابط گذشته قیمت- مقدار تخمین زده شوند.

۴-۶- شرایط تعادل

یک تفاوت کلیدی بین مدل‌های تعادل جزئی و عمومی، تعیین قیمت‌ها است. در بیشتر مدل‌های

تعادل جزئی، قیمت‌ها یا برون‌زا هستند یا توسط توابع از پیش تعیین‌شده، مشخص شده‌اند. در تئوری تعادل عمومی، همه عوامل و قیمت کالاها درون‌زا بوده که از طریق شرایط تعادلی بازار تعیین می‌شوند. بدون تحرک بین‌المللی عوامل، قیمت عوامل W کاملا درون‌زا هستند. به منظور ساده‌سازی، فرض می‌شود همه عوامل کاملا به کار گرفته شده و بین بخش‌ها تحرک دارند. در این صورت شرط تعادلی بازار عوامل عبارتست از:

$$\sum i V_{if} = \overline{VS} \qquad (۲۲)$$

جایی که $\overline{VS}$ عرضه کل عامل و Vif تقاضای عامل در هر بخش را نشان می‌دهد. عرضه کل عامل در هر سال ثابت در نظر گرفته شده است. هر تغییری در $f\overline{VS}$ باید به طور برون‌زا یا مستقل از عوامل اثرگذار بر Vif تعیین شود. معادله (۲۳) بازگشت عوامل Wf را تعیین می‌کند، که توسط سطح تقاضا و عرضه کل هر عامل تحت تاثیر قرار می‌گیرد.

در مدل‌های تعادل عمومی، درآمد از دریافتی عوامل (یا پرداخت‌های انتقالی) بدست می‌آید. برای ساده‌سازی، فرض می‌شود همه عوامل متعلق به خانوار است در حالی که درآمد خانوار Y توسط رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$Y_h = \sum if \delta_{hf}(1-tf_f) W_f . V_{if,} \qquad (۲۳)$$

عامل δ ضریب ماتریس حسابداری اجتماعی که برابر با یک می‌باشد، توزیع عامل در بین خانوارها را تعیین می‌کند. مالیات‌های مستقیم tf_f در کل دریافتی‌های عوامل $f\overline{VS}$ در نظر گرفته شده است. قیمت‌های داخلی توسط شرایط تعادل در بازار کالا تعیین می‌شود. حال با استفاده از روابط بالا و نیز تقاضای خارجی و صادرات که در معادله‌های ۱۶و ۱۷ تعیین شده بودند، تعادل بازار عبارتست از:

$$Q_i = \sum h C_{ih} + N_i + G_i + \sum j(io_{ji} . X_i) \qquad (۲۴)$$

N تقاضای سرمایه‌گذاری و G مخارج مصرفی دولت است. تغییرات در متغیرهای سمت راست در معادله (۲۴) انتقال تقاضا را نشان می‌دهد، جایی که تغییرات در Q تغییرات در عرضه را نشان می‌دهد. وقتی تغییرات در عرضه و تقاضای کل برابر نباشند، قیمت‌های داخلی PD و سپس P تغییر کرده تا تعادل جدید بازار را بوجود آورند.

رابطه بین پس‌انداز و تقاضای سرمایه‌گذاری N، مالیات‌ها و مخارج دولت G در معادلات (۲۳) و (۲۴) بیان شد. هر چند در غیاب مالیات‌ها یا پس‌انداز (زمانی که ty، tf،s، N و G همه صفر باشند) معادله (۲۴) به طور مشابه به منظور بدست آوردن مقدار ۱۳ متغیر برون‌زا (Y، C، X، V، Q، M، D، E، P، PV، PP، PD و W) به کار رفته است. راه حل تعادل عمومی فقط از طریق معادلات بدست می‌آید اگر هیچ پرداخت انتقالی وجود نداشته و تعادل خارجی صفر باشد. این فرض اغلب در مدل‌های تعادل عمومی ساده به کار می‌رود اما به ندرت در مدل‌های CGE استفاده می‌شود زیرا نیاز به کالیبره کردن داده‌ها برای کشور دارد. در بخش بعد مخارج دولت G و تقاضای سرمایه‌گذاری N معرفی می‌شوند.

۴-۷- دولت و مخارج سرمایه‌گذاری

دولت در مدل CGE به عنوان یک واحد مجزا با درآمدها و مخارج جدا ظاهر شده است. به عبارت دیگر، تصمیم دولت به منظور مصرف یا سرمایه‌گذاری درآمد به عنوان یک مساله بهینه‌سازی حل می‌شود. درآمد کل داخلی R مجموع کل مالیات‌ها می‌باشد.
نرخ‌های مالیات در مدل‌های CGE برون‌زا هستند. دولت ممکن است درآمدی را از خارج دریافت کند از قبیل هدایای خارجی یا قرض و دارایی‌های نگهداری شده. درآمد دولت صرف خرید کالاها و خدمات عمومی و یا پس‌انداز می‌شود:

$$R=\sum_i(tc_i.P_i.\ Q_i + tm_i.pwm_i.M_i + te_i.pwe_i.E_i) + \sum_h(ty_h.Y_h) + \sum_f(tf_f.W_f.\overline{VSf}) \qquad (۲۵)$$

G مخارج مصرف کننده و FB تعادل بازگشتی مالی را نشان می‌دهد که در صورت مثبت بودن، مازاد و در صورت منفی، کمبود را نشان می‌دهد. حساب‌های جاری دولت درون‌زا نبوده زیرا تابع رفتاری که حداکثرکننده درآمدها و هزینه‌ها باشد را نداریم. از این رو، فرض می‌کنیم G برون‌زا بوده، افزایش در درآمدهای دولت منجر به مازاد مالی (یا پس‌انداز و سرمایه‌گذاری عمومی) می‌شود. تعادل مالی FB صرفا یک تعادل باقیمانده است. در حقیقت، دولت معمولا انتقالات را به خانوارها و بنگاه‌ها دارد.

$$R=\sum_i(P_i.G_i) \qquad (۲۶)$$

همچنین هیچ گونه تابع رفتاری برای تعیین سطح تقاضای سرمایه‌گذاری برای کالاها و خدمات (N

در معادله ۲۴) وجود ندارد. مقدار کل مخارج سرمایه‌گذاری باید با مقدار کل I برابر باشد. بنابراین فرض می‌کنیم که مقدار N برای کالای i نسبت به مقدار کل سرمایه‌گذاری ثابت است:

$$I.\varepsilon_i = P_i.N_i \qquad (۲۷)$$

ε سهم هر کالای i و P قیمت بازاری تعیین شده در شرایط تعادل طبق معادله (۱۴) می‌باشند.

۴-۸- حساب جاری و بستارهای اقتصاد کلان

تعادل اقتصاد کلان در یک مدل CGE توسط مجموعه‌ای از قوانین بستار[1] تعیین می‌شود. اهمیت این بستارها به دلیل تعادل حساب جاری است. تئوری تعادل عمومی نئوکلاسیک، عدم تعادل حساب جاری را جایز نمی‌داند. هر چند، مدل‌های CGE اغلب به منظور مشاهده داده‌ها برای یک کشور، کالیبره می‌شوند، با وجود این‌که تعادل حساب جاری هرگز برقرار نمی‌شود. بنابراین، مدل ما به تعادل نخواهد رسید مگر این‌که جریان مالی برون‌زا را در نظر بگیریم، از قبیل درآمدهایی از دارایی خارجی نگهداری شده یا قرض برون‌زای دولت یا دریافتی‌های خارجی. عدم تعادل حساب جاری باید به حساب آورده شود زیرا از طریق روابط بین صادرات و واردات و بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر سطح اقتصاد تاثیر می‌گذارد. به منظور تشریح مدل، از روابط تعادل حساب جاری CA و پس‌انداز ملی S و سرمایه‌گذاری I استفاده می‌شود:

$$CA=TE-TM-NFI= S-I= \Delta NFA,$$
$$\text{Where } TE=\sum_i(pwe_i.E_i) \text{ and } TM=\sum_i(pwm_i.M_i) \qquad (۲۸)$$

سمت چپ رابطه نشان می دهد که تعادل حساب جاری کشور برابر با تعادل تجاری آن است (TE-TM) که کمتر از درآمد خالص خارجی NFI است. بنابراین تراز حساب جاری کشور مازاد خواهد بود اگر مجموع تراز تجاری‌اش و NFI مثبت باشد، در صورتی که میزان پس‌انداز ملی بیشتر از سرمایه‌گذاری ملی باشد و انباشته‌ای از دارایی‌های خالص خارجی NFA وجود دارد. پس‌انداز کل در اقتصاد مجموعی از همه پس‌اندازهای خانوار و تعادل مالی بازگشت کننده دولت می‌باشد:

[1]. Closure

$$S=\sum_h(s_h.Y_h) +FB \quad (۲۹)$$

قبل از تشریح قوانین بستار، ابتدا باید دو معادله قبلی توضیح داده شوند تا مشخص شود که انتقالات خارجی توسط خانوارها و دولت دریافت می‌شود (اجزای NPI). معادلات مربوطه مجدد بازنویسی می‌شوند:

$$NFI=\sum_i bw_h +rw \quad (۳۰)$$

hw انتقالات خارجی دریافت شده توسط خانوار (برای مثال، پول نقد) و rw درآمد بدست آورده شده توسط دولت (برای مثال، هدایای خارجی) می‌باشد. اگر میزان انتقالات منفی باشد، پرداختی‌های خالص خارجی را نشان می‌دهد (از قبیل پرداختی بدهی خارجی). از این رو با در نظر گرفتن معادلات ۲۳/ و ۲۶/، ارزش NFI در معادله ۳۰ به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$Y_h= \sum_{if}(1\text{-}tf_f)W_f. V_{if}) + hw_h \quad (۲۳/)$$
$$R+rw=\sum_i(P_i . G_i) + FB \quad (۲۶/)$$

نمی‌توانیم hw و rw را درون‌زا در نظر بگیریم، زیرا آن‌ها توسط اقتصاد جهانی تعیین شده و مدل ما فقط برای یک کشور در نظر گرفته شده است. این دو متغیر در مدل ما برون‌زا هستند. تعادل حساب جاری CA ممکن است با NFI برابر نباشد حتی اگر مازاد تجاری یا کمبود داده‌های کشور وجود داشته باشد. وقتی CA بزرگتر (یا کمتر) از NFI باشد، کشور با مازاد تجاری (یا کمبود) مواجه شده و صادرات کل بزرگتر (یا کمتر) از واردات کل به علاوه NFI می‌باشد. برای حساب خارجی، اولین بستار این است که تعادل حساب جاری CA به عنوان یک متغیر برون‌زا بوده، پس اثرش بر رفتار اقتصاد کلان مدل کنترل شده است. برای یک سطح داده شده از CA، سطح کل صادرات و واردات می‌تواند تغییر کند، اما تغییر آن‌ها به ترتیب صورت می‌گیرد. برای مثال، مدل‌های CGE اغلب برای محاسبه آزادسازی تجاری استفاده می‌شود. کاهش تعرفه‌های وارداتی بر قیمت‌های نسبی کالاهای مختلف تاثیر می‌گذارد، در حالی که صادرات و واردات بر سطوح بخشی و ملی تاثیر می‌گذارد. در این مورد، واردات کل معمولا در یک سطح مشخص CA افزایش می‌یابد، صادرات کل باید در پاسخ به افزایش واردات افزایش یافته تا CA تعیین شود.

انتخاب بستار حساب جاری بر چگونگی انتخاب دومین بستار تاثیر می‌گذارد، که در سمت راست معادله ۲۹ تعیین می‌شود. با ثابت نگه داشتن CA، مقدار NFA نیز ثابت می‌ماند، به این معنی که هم مقدار پس‌انداز کل S و هم سرمایه‌گذاری کل (اما نه هر دو) باید به صورت برون‌زا تعیین شود. بنابراین بستار پس‌انداز- سرمایه‌گذاری انتخاب شد که یک اصطلاح اقتصاد کلان است. اگر در مدل CGE میزان پس‌انداز تعیین شده باشد، سپس I به صورت خودکار توسط سطح پس‌انداز کل قابل دسترس (I= S- NFA) تعیین می‌شود. در نهایت رفتار ما در خصوص تعادل دولت در معادله ۲۶ سومین بستار را تعیین می‌کند. ما انتخاب می‌کنیم که مخارج مصرفی خودبازگشتی G برون‌زا باشد و تعادل مالی FB به تغییر در درآمد R تنظیم شود.

پس از تشریح دولت، تقاضای سرمایه‌گذاری و بستارهای اقتصادکلان، ۵ معادله جدید و ۵ متغیر برون‌زا (R,FB,N,I,S) به مدل اضافه می‌شود. بستار حساب جاری، تراز تجاری ملی را ثابت نگه می‌دارد، بستار دولت بر تغییر در درآمد در نتیجه تغییر در تراز مالی (و از این رو سرمایه‌گذاری عمومی) تاکید می‌کند. در بستار پس‌انداز، سرمایه‌گذاری کل به میزان پس‌انداز کل مطابقت می‌یابد. به منظور تعیین نتایج تغییرات در سطح پس‌انداز کل، پویایی مدل معرفی می‌شود.

۴-۹- پویایی مدل

بیشتر مدل‌های CGE به ضرورت، ماهیت استاتیک دارند. تقاضای مصرف کنندگان از یک تابع مطلوبیت یک دوره‌ای مشتق شده است. نرخ‌های پس‌انداز، درون‌زا نبوده بلکه توسط یک تابع مطلوبیت بین دوره‌ای تعیین می‌شود، این نرخ‌ها به منظور هموارسازی مصرف طی زمان استفاده نمی‌شود. سرمایه‌گذاری و نرخ‌های جریان سرمایه موقتا تعیین نمی‌شود. حتی پویایی در مدل CGE این تحقیق، به عنوان فرآیند خودبازگشتی تعریف شده است. بنابراین کاملا مدل یک دوره‌ای و بین دوره‌ای از هم مجزا در نظر گرفته می‌شود، جایی که مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، مطلوبیت خود و سود خود را بر پایه عامل غالب و قیمت‌های محصول حداکثر می‌کنند. سپس، متغیرهای برون‌زا در مدل استاتیک بین دوره‌ها به روز شده که بر پایه یا روند تعیین شده و یا نتایج دوره‌های قبلی است. دو نوع از فرآیند به روز شده در ذیل بیان می‌شود.

فرآیندهای متنوع خارجی بر مدل تاثیرگذار هستند. هر متغیر در مدل یک زیرمجموعه زمانی به همراه خود دارد. دو تا از مهمترین فرآیندها، تغییرات در عرضه عوامل و بهره‌وری می‌باشد که توسط $\overline{VSft+1}$ و Λ_{it+1} نشان داده شده است. در ابتدا دو معادله پویا، متغیرهای برون‌زا را نشان

می‌دهد:

$$\overline{VS}_{ft+1} = \overline{VS}_{ft}(1+gv_{ft}), \text{ where } f \neq k \quad (۳۰)$$

$$\Lambda_{it+1} = \Lambda_{it}(1+gp_{it}) \quad (۳۱)$$

$$G_{it+1} = G_{it}(1+gg_{it}) \quad (۳۲)$$

t زیر مجموعه بین زمانی (برای مثال، سال)، k یک زیر مجموعه از f است که شامل عامل سرمایه می‌باشد، gv تغییر در عرضه برای عامل f در دوره t، gg نرخ تغییر در مخارج بازگشتی دولت و gp تغییر در بخش iام تابع تولید (TFP) در دوره t را نشان می‌دهد. عرضه سرمایه از معادله ۲۷ به دست می‌آید زیرا بر پایه نتایج دوره قبلی است. هر چند، با کشش درآمدی غیر ضروری (که با سهم متوسط و نهایی بودجه برابر نیست)، تقاضای مصرف کننده در معادله باید در هر عامل سرمایه تشخیص داده شود. معادله ۳۱ نشان می‌دهد چگونه مخارج مصرفی دولت G در هر دوره بر پایه فرآیندهای برون‌زا به روز شده که نرخ تغییر در مخارج خودبازگشتی دولت برابر با gg است. همه پارامترهای دیگر در مدل ثابت در نظر گرفته شده‌اند. برای مثال، نرخ‌های پس‌انداز یا مالیات (ty، s)، سهم پارامترها (β) و انتقالات خارجی (bw و rw) شامل این پارامترها هستند.

نرخ‌های جریان سرمایه بین بخشی بر اساس سطوح سرمایه‌گذاری در دوره قبل به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند. مقدار سرمایه جدید نیز توسط سرمایه‌گذاری کل مشتق شده I بوسیله قیمت کالاهای سرمایه‌ای تعیین می‌شود. این مقدار به سهام سرمایه بعد از تطبیق برای کاهش، اضافه می‌شود و با فرض داشتن تنها یک نوع سرمایه، که بین بخش‌ها در حرکت است، فرآیند جریان سرمایه عبارتست از:

$$VS_{t+1} = (1-d)VS_{kt} + \frac{It}{PKt}, \text{ where } PK_t = \sum_i P_{it}\varepsilon_i \quad (۳۳)$$

جایی که d نرخ تنزیل ملی، PK قیمت کالاهای سرمایه‌ای و ε سهم مقدار کالای i در سبد سرمایه‌گذاری کل طبق معادله ۲۶ می‌باشد. زیرا k در حرکت است، سرمایه جدید به طور درون‌زا تخصیص داده شده تا بازگشت سرمایه به بخش‌ها را به تعادل برساند.

در حقیقت، سرمایه مانند نیروی کار قابلیت تحرک بین بخشی را ندارد، بنابراین ما بین بخش‌ها بعد از این‌که سرمایه‌گذاری صورت گرفت،آن را بی‌تحرک در نظر می‌گیریم. این فرض تاکید می‌کند که بازگشت سرمایه در هر بخشی باید برابر یک شود. بنابراین یک توزیع خاصی از Z در

مقابل بازگشت متغیر W در معادلات حکمفرماست. اکنون معادله ۱۴ توسط رابطه زیر جایگزین می‌شود:

$$V_{if}= \Lambda_i^{-\rho/(1+\rho i)} .X_i(\alpha_{if}. \frac{PVi}{Zif.Wf})^{1/(1+\rho i)} \text{ , for f=k} \quad (۳۴)$$

Z عامل تطبیق شده و برابر یک است. یک افزایش در تقاضای سرمایه در یک بخش منجر به افزایش Z به بالاتر از یک می‌شود و بر عکس. به طور مشابه معادله ۲۲ را به یک سهم سرمایه تعریف شده در سطح بخشی جایگزین می‌کنیم:

$$V_{ikt+1}= (1-d)V_{ikt}+SK_{ikt}. \frac{I}{PKt} \quad (۳۵)$$

واژه SK در این معادله همان پارامتر تخصیص سرمایه جدید است که مشخص می‌کند چگونه سرمایه‌گذاری در هر بخشی تخصیص داده می‌شود. مجموع عوامل SK برابر یک است.
به طور خلاصه، مدل CGE تداخلات عناصر مختلف را نشان می‌دهد از قبیل خانوار، تولیدکنندگان و دولت در یک اقتصاد بازاری.

۴-۱۰- کالیبره کردن مدل با داده‌های ایران

یکی از مزیت‌های مدل‌های CGE نسبت به مدل‌های تئوری، کالیبره‌کردن آن‌ها با داده‌های تجربی است. کالیبراسیون به فرآیند ارزیابی ارزش پارامترها و متغیرهای مدل به خصوص با داده‌های مشاهده شده کشورها اشاره دارد. ممکن است برخی از مدل‌های CGE در کشورهای در حال توسعه مورد استفاده قرار نگیرد به این دلیل که داده‌های مورد نیاز برای تشکیل توابع پیچیده وجود نداشته باشد در این صورت وجود فروض در این کشورها الزامی می‌باشد.
بعد از بررسی SAM پایه و متغیرهای مدل، SAM تحقیق بدین صورت طراحی شده است:

جدول ۱: ماتریس حسابداری اجتماعی بر پایه ماتریس ۱۳۹۰

حساب‌ها	بخش‌ها	کالاها	عوامل	خانوار	دولت	سرمایه‌گذاری	دنیای خارج	کل
بخش‌ها	--------	عرضه بازار	------	------	-----	--------	تقاضای صادرات	----
کالاها	تقاضای واسطه‌ای	-------	----	مصرف خصوصی	مصرف عمومی	تقاضای سرمایه‌گذاری	------	تقاضای کل
عوامل	ارزش افزوده	-------	----	------	----	-------	------	درآمد عوامل
خانوار	------	-------	درآمد توزیعی	----	----	-------	انتقالات	درآمد خانوار
دولت	مالیات غیر مستقیم	مالیات غیر مستقیم	مالیات بر عوامل	مالیات بر درآمد	----	-------	انتقالات	درآمد کل
پس‌انداز	--------	----------	------	پس‌انداز خصوصی	پس‌انداز عمومی	------	پس‌انداز خارجی	پس‌انداز کل
دنیای خارج	-------	عرضه واردات	------	-------	------	------	------	پرداختی‌های خارجی کل
کل	تولید کل	عرضه کل	پرداختی به عوامل	مخارج کل خانوار	مخارج بازگشتی	سرمایه‌گذاری کل	دریافتی‌های خارجی کل	

ماخذ: محاسبات تحقیق

از آن‌جا که نمی‌توان تمامی پارامترهای مدل را با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی برآورد نمود. در جدول (۲) مقادیر مورد استفاده به عنوان پارامترهای مورد نظر مدل درج شده است.

جدول ۲: پارمترهای مدل

متغیر	مقدار	منبع
نرخ رجحان زمانی	۰/۰۵	کاکاوند (۱۳۸۸)
نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	امینی (۱۳۸۴)
نرخ رشد جمعیت	۰/۰۲	مرکزآمار ایران (۱۳۹۱)
کشش جانشینی تخصیص سرمایه‌گذاری	۱	صادقی (۱۳۹۰)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۵- سناریوهای تحقیق

به منظور بررسی اثرات میان‌مدت و بلندمدت مدل، چهار سناریو تخصیص درآمد نفتی جایگزین در نظر گرفته می‌شود. در این بخش ابتدا سناریوها به تفصیل توضیح داده شده سپس نتایج و تحلیل حساسیت ارائه خواهد شد.

مدل DCGE را در ابتدا با یک سناریو (مدل پایه) که در آن نرخ رشد بخشی مطابق با روند رشد مشاهده شده در سال‌های اخیر (بین ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷) است در نظر می‌گیریم. در ابتدا صندوق نفتی در این سناریو مورد بررسی نمی‌باشد. فرض می‌شود افزایشی در درآمدهای ارزی خارجی برای دولت اتفاق افتد، سپس ۴ سناریو در خصوص درآمد نفت به عنوان یک آورده خارجی در نظر گرفته می‌شود. این ترکیب از مقاله اوسی و دومج[1] (۲۰۰۸) گرفته شده که خلاصه شده است.

جدول ۳: پیش‌بینی تولید نفت و درآمد وابسته به آن

شرح	۱۳۹۷	۱٤۰۵	۱٤۱۰	۱٤۲۱
تعداد بشکه نفت تولیدی در روز (میلیون)	۳/۸	۴	۴	۴
تعداد بشکه نفت در سال (۳۶۵ روز)	۱۳۸۷	۱۴۶۰	۱۴۶۰	۱۴۶۰
درآمد دولت در هر روز (میلیون)				
قیمت ۶۰ دلار در هر بشکه	۲۲۸	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰
قیمت ۸۰ دلار در هر بشکه	۳۰۴	۳۲۰	۳۲۰	۳۲۰
درآمد نفت (سالانه)				
قیمت ۶۰ دلار در هر بشکه	۸۳۲۲۰	۸۷۶۰۰	۸۷۶۰۰	۸۷۶۰۰
قیمت ۸۰ دلار در هر بشکه	۱۱۰۹۶۰	۱۱۶۸۰۰	۱۱۶۸۰۰	۱۱۶۸۰۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

طراحی ۴ سناریو طبق مطالعات سایر کشورها در نظر گرفته شده است. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه آدام و همکاران[2] (۲۰۰۸) اشاره کرد که بدین صورت در تحقیق خود بیان کرده است:

$$SPEND_t = (1-a_1)((1-a_2)\ OIL_t + FUND_{t-1}) + a_2\ OIL_t \quad (۳۷)$$

$$SAVE_t = a_1(1-a_2)\ OIL_t - (1-a_1)\ FUND_{t-1}, \quad (۳۸)$$

$$OIL_t = SPEND_t + SAVE_t, \quad (۳۹)$$

SPEND= مخارج تخصیصی درآمدهای نفتی به دوره حاضر

SAVE= تخصیص درآمدهای نفتی به صندوق توسعه ملی

OIL= درآمدهای نفتی

FUND= صندوق توسعه ملی

[1]. Osei and Domge (2008)

[2]. Adam (2008)

و مقادیر a_1 و a_2 بین صفر و یک می‌باشد که نشان‌دهنده تصمیم‌گیری برنامه‌ریز اجتماعی جهت تخصیص درآمدهای نفتی است. پارامتر a_2 تخصیص بخشی از درآمدهای نفتی را مستقیما به بودجه دولت نشان می‌دهد. همچنین در هر دوره، میزان OIL $(1-a_2)$ به صندوق توسعه ملی اختصاص داده می‌شود که میزان دارایی صندوق توسعه ملی جهت مصرف این درآمدها در دوره‌های بعدی می‌باشد. بنابراین با این الگوی تخصیصی درآمدهای نفتی، برنامه‌ریز اجتماعی (دولت) ممکن است مسیر مصرف درآمدهای نفتی را در طی زمان تغییر دهد. از طرفی در هر دوره همچنین $FUND_t$ $(1-a_1)$ مصرف می‌شود. از این رو پارامتر a_1 تعیین می‌کند که با چه سرعتی صندوق توسعه ملی خالی می‌شود. حال سناریوهای این تحقیق بدین صورت تعریف می‌شوند:

سناریوی اول: همه درآمدهای نفتی در هر سال مصرف شوند به عبارت دیگر؛ $a_1=0$ و $a_2=1$.

سناریوی دوم: همه درآمدهای نفتی در هر سال به صندوق توسعه ملی وارد شوند به عبارت دیگر؛ $a_1=1$ و $a_2=0$.

سناریوی سوم: معادل ۵ درصد تولید ناخالص داخلی، تخصیص درآمدهای نفتی صورت پذیرفته است به عبارت دیگر؛ $a_1=1$ و $a_2= 0/05 \times GDP/OIL$.

سناریوی چهارم: ۱۰ درصد درآمدهای نفتی در هر سال وارد صندوق توسعه ملی و مابقی صرف مخارج دولت شوند. به عبارت دیگر؛ $a_1=0$ و $a_2=$ ٪۱۰.

با این چهار سناریوی طراحی شده، می‌توان اثرات مستقیم و غیر مستقیم تخصیص درآمدهای نفتی را طی زمان مشاهده کرد. برای هر سناریو، تغییرات سالانه تنها برخی از مهمترین متغیرها طی سه دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۹۹، ۱۳۹۷- ۱۴۰۴ و ۱۳۹۷-۱۴۲۱) ارائه شده است. برخی از این متغیرها عبارتند از: مصرف خانوارها، سرمایه‌گذاری ثابت دولت، تولید ناخالص داخلی، میزان صادرات.

در این بخش به بررسی اثرات هر سناریو پرداخته می‌شود.

- **سناریوی اول؛ همه درآمدهای دولت در هر سال مصرف شود.**

در این سناریو، اثر اولیه تخصیص درآمدهای نفتی به مصرف همان سال منجر به افزایش سرمایه‌گذاری عمومی توسط دولت می‌شود. همچنین سطح بالاتری از GDP نسبت به سال پایه (سال ۱۳۹۰) هم در کوتاه‌مدت و هم در میان‌مدت اتفاق می‌افتد. افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری

موجب تغییرات چشمگیر در شرایط تجارت و همچنین کاهش قابل ملاحظه در صادرات و به نفع تولید بیشتر کالاهای داخلی می‌شود.

در این سناریو اثرات بیماری هلندی در طی زمان ابتدا کاهش یافته اما به دلیل اثرات تغییر قیمت‌های نسبی، در نهایت افزایش می‌یابد. همچنین اگرچه درآمدها نسبت به سال پایه افزایش یافته اما این درآمدها به طور یکسانی بین خانوارها توزیع نمی‌شود. در حالی که سطوح درآمدی خانوارهای شهری افزایش می‌یابد اما در کوتاه‌مدت افزایش یافته و در بلندمدت بدون تغییر می‌ماند. دلیل تغییر در توزیع درآمدها در بین خانوارهای شهری و روستایی، وجود اثرات تقاضا از سمت خانوارها می‌باشد. همچنین تقاضای سرمایه‌گذاری به سمت کالاهای سرمایه‌ای رفته و قیمت‌ها برای خانوارهای شهری افزایش می‌یابد. طبق این سناریو، رشد اقتصادی افزایش یافته، بیماری هلندی شدت می‌یابد و خانوارها متضررترین افراد جامعه می‌شوند.

- **سناریوی دوم: همه درآمدهای نفتی پس‌انداز شود.**

در سناریوی ۲ تا ۴ همه یا بخشی از درآمدهای نفتی به صندوق توسعه ملی وارد می‌شود. با اعمال سناریوی دوم، درآمد بهره در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب به میزان ۱/۴ و ۱/۷ درصد می‌رسد. تغییر در قیمت نسبی در کوتاه‌مدت کاهش یافته اما در طی زمان همراه با افزایش درآمد بهره، افزایش می‌یابد. صادرات کل در کوتاه‌مدت کاهش یافته اما در بلندمدت نسبت به مقدار سال پایه افزایش می‌یابد. با این وجود، تغییرات نسبت به سناریوی اول کمتر است. طبق سناریوی دوم شاهد اثرات رشد بسیار محدود خواهیم بود.

جدول ۴: تاثیرات جریان درآمد نفت بر متغیرهای اقتصادی در تخمین مدل (درصد)

شرح		سال	پایه	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی سوم	سناریوی چهارم
صادرات	نفت	۱۳۹۰	۵/۴				
		۱۴۱۰	۵/۹	-۴/۷	- ۰/۹	-۳/۹	-۲/۷
		۱۴۲۱	۷/۹	۳/۱	۱/۳	۱/۷	۲
	کشاورزی	۱۳۹۰	۴/۶				
		۱۴۱۰	۱/۳	-۷/۳	-۱/۷	-۴/۵	-۲/۹
		۱۴۲۱	۵/۳	-۵/۳	-۲/۱	-۳/۴	-۴/۱
	صنعت	۱۳۹۰	۵/۳				
		۱۴۱۰	۸/۹	-۶/۳	-۱/۹	-۲/۷	-۳/۵
		۱۴۲۱	۴/۲	۲/۵	۲/۷	۳/۵	۸/۳
GDP		۱۳۹۰	۲/۹				
		۱۴۱۰	۳/۹	-۲	-۰/۵	-۳/۴	-۰/۲
		۱۴۲۱	۶/۴	-۱/۳	-۴/۷	-۹/۱	-۴/۲
سرمایه‌گذاری		۱۳۹۰	۵/۸				
		۱۴۱۰	۵/۹	۱/۶	۳/۱	۲/۳	۵/۴
		۱۴۲۱	۲/۱	۹/۷	۲/۴	۰/۶	۰/۳
درآمد	شهری	۱۳۹۰	۲/۲				
		۱۴۱۰	۲/۸	۶	۲/۷	۱/۴	۹/۱
		۱۴۲۱	۰/۹	۲/۱	۱/۴	۳	۲/۱
	روستایی	۱۳۹۰	۳/۹				
		۱۴۱۰	۴/۵	-۰/۳	۰/۴	-۰/۲	-۰/۱
		۱۴۲۱	۵/۵	۰	۰	۰	۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

- **سناریوی سوم: حمایت بودجه دولت از درآمدهای نفتی**

در این سناریو، معادل ۵ درصد تولید ناخالص داخلی صرف صندوق توسعه ملی می‌شود. در مقایسه با سناریوی دوم، میزان سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. انتظار می‌رود افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری منجر به بدترشدن شرایط تجارت در کوتاه‌مدت شود. هزینه تقبل این سناریو برای خانوارهای روستایی کمتر خواهد بود.

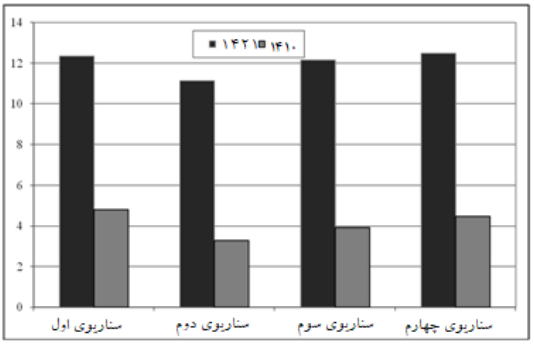
-سناریوی چهارم: برقراری تعادل

در این سناریو همزمان با افزایش درآمدهای نفتی، میزان پس‌انداز در صندوق توسعه ملی نیز افزایش می‌یابد. در ابتدا میزان پس‌انداز صندوق افزایش یافته و سپس کاهش می‌یابد. تمام متغیرهای اقتصادی نیز افزایش می‌یابند. اثرات بهره‌وری ناشی از سرمایه‌گذاری عمومی منجر به

افزایش درآمد واقعی می‌شود. با این حال، درآمد حاصل در بین گروه‌های خانوار تقریبا متفاوت است، خانواده‌های روستایی به نسبتی کمتر از خانواده‌های شهری بهره‌مند می‌شوند. شکل ۱، تفاوت درآمد مربوط به نفت را در دو حالت وجود و عدم وجود صندوق توسعه ملی نشان می‌دهد. ما نتایج شبیه‌سازی را با اجرای پایه مقایسه می‌کنیم و نشان می‌دهیم. انحراف از نظر تولید ناخالص داخلی واقعی، برای درآمد سود از صندوق نفت با توجه به ثابت نرخ بهره در ۵ درصد، تنظیم می‌شود. این مقایسه نشان می‌دهد که از دست دادن درآمد بین سناریو ۱ و سناریوهای ۲ یا ۳ کم است. برای سناریو ۲، تولید ناخالص داخلی به همراه سود مورد انتظار است. برای سناریو ۳، که در آن درآمد نفتی حدود ۵ درصد از تولید ناخالص داخلی به بودجه مالی هر سال اختصاص داده می‌شود، شکاف حتی کوچکتر است و تنها در سال ۱۴۲۱، ۰,۲ درصد است. برای سناریو ۴، که درآمد نفت در طول زمان با توجه به دو پارامتر تعدیل شده است، صندوق نفت این اجازه را می‌دهد تا کشور همچنان از درآمد حاصل از نفت حتی پس از پایان دوره نفت لذت ببرد، به نظر می‌رسد این سناریو نشان می‌دهد که می‌تواند گزینه ممکن باشد که در بلندمدت برای رشد و ثبات لازم است.

۵-۱- مقایسه سناریوها

شکل ۱ به طور خلاصه تفاوت در درآمدهای نفتی اختصاص داده شده بین حالتی که صندوق توسعه ملی وجود داشته باشد یا خیر، را نشان می‌دهد. مقایسه سناریوهای مختلف با حالت پایه در نرخ بهره ۵ درصد نشان داده شده است که از دست دادن درآمد بین سناریوهای ۱، ۲ یا ۳ نسبتا کم است. در سناریوی دوم، حاصل جمع تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حدود ۱,۵ درصد کمتر از سال ۱۴۱۰ یا ۱۴۲۱ است و پیش‌بینی می‌شود طی زمان شکاف کمتر شود. در مورد سناریوی سوم، یعنی در حالتی که ارزش درآمد نفتی حدود ۵ درصد تولید ناخالص داخلی به بودجه مالی هر سال اضافه شده است، شکاف خیلی کمتر و تنها به حدود ۰/۲ درصد در سال ۱۴۲۱ می‌رسد. در مورد سناریوی چهارم، میزان GDP کمتر از سناریوی اول خواهد بود. به نظر می‌رسد این سناریو بهترین حالت برای رشد و انعطاف‌پذیری در بلندمدت باشد چرا که با وجود صندوق توسعه ملی، کشور حتی در زمانی که قیمت نفت پایین باشد انگیزه‌ای برای استفاده از درآمدهای نفتی را دارد.



شکل ۱: مقایسه GDP در حالت وجود صندوق توسعه ملی و عدم وجود آن

ماخذ: محاسبات تحقیق

۶- نتیجه‌گیری

در این تحقیق، با فرض وجود بیماری هلندی در ایران، به بررسی مدیریت و تخصیص بهینه درآمدهای نفتی پرداخته شده است. سناریوهای مختلف در خصوص تخصیص درآمدهای نفتی با حضور صندوق توسعه ملی بررسی شده است. در سناریوی اول، فرض شد همه درآمدهای نفتی در هر سال مصرف شوند. در سناریوی دوم، همه درآمدهای نفتی در هر سال به صندوق توسعه ملی وارد شدند. در سناریوی سوم، معادل ۵ درصد رشد تولید ناخالص داخلی، تخصیص درآمدهای نفتی صورت گرفت و در سناریوی چهارم، ۵ درصد درآمدهای نفتی در هر سال وارد صندوق توسعه ملی و مابقی صرف مخارج دولت شدند. سپس اثرات تخصیص درآمدهای نفتی در چهار سناریوی طراحی شده، طی زمان مقایسه شدند. نتایج تحقیق نشان داد طبق سناریوی اول، رشد اقتصادی افزایش یافته، بیماری هلندی شدت می‌یابد و خانوارها متضررترین افراد جامعه می‌شوند. در سناریوی دوم، شاهد اثرات رشد بسیار محدود خواهیم بود. سناریوی سوم منجر به بدترشدن شرایط تجارت در کوتاه‌مدت می‌شود. در سناریوی چهارم اگرچه میزان تولید ناخالص داخلی کمتر از سناریوی اول است اما به نظر می‌رسد بهترین حالت برای رشد و انعطاف‌پذیری در بلندمدت باشد چرا که با وجود صندوق توسعه ملی، کشور حتی در زمانی که قیمت نفت پایین باشد انگیزه‌ای برای استفاده از درآمدهای نفتی را دارد.

منابع و مآخذ

۱. اکابری تفتی، مهدی. خدادادکاشی، فرهاد. موسوی جهرمی، یگانه. و خسروی‌نژاد، علی اکبر (۱۳۹۵). "بررسی آثار رفاهی و زیست‌محیطی سیاست قیمت‌گذاری غیر متوازن بر سوخت‌های فسیلی به تفکیک مناطق مختلف در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای منطقه‌ای". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی (۱۶): ۸۴-۶۵.

۲. بانک مرکزی (۱۳۹۵). گزارش اقتصادی و ترازنامه سال‌های مختلف، اداره بررسی‌های اقتصادی بانک مرکزی. www.cbi.ir/simplelist/1589.asp

۳. بهرامی، جاوید. و نصیری، سمیرا (۱۳۹۰). "شوک نفتی و بیماری هلندی؛ بررسی موردی ایران". پژوهشهای اقتصادی ایران (۱۶):۶۹-۴۸.

۴. رهبر، فرهاد. و سلیمی، احسان (۱۳۹۴). "نقش انضباط مالی دولت و صندوق توسعه ملی در کاهش بیماری هلندی در اقتصاد ایران". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (۱۴): ۲۴۳-۲۱۹.

۵. زمان‌زاده، حمید. جلالی نائینی، سید احمدرضا. و شاهرخ، مهدیه (۱۳۹۲). "ساز و کار انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران، رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا". پژوهش‌های پولی-بانکی (۱۹): ۱۰۱-۶۹.

۶. ناظمان، حمید. و بکی حسکوئی، مرتضی (۱۳۸۸). "تخصیص بهینه درآمدهای نفتی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویا". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) (۴): ۲۸-۱.

۷. مرکز آمار ایران (۱۳۹۶)، سامانه سالنامه آماری www.amar.org

۸. مهرآرا، محسن. جبل عاملی، فرخنده. و براتی، مهدی (۱۳۸۹). "شبیه‌سازی آثار به کارگیری یورو به جای دلار در مبادلات نفتی". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی (۲): ۱۳۳-۱۰۵.

9. Armington, P.A. (1969). "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production". IMF Staff Papers **16**(1): 159-178.
10. Behzadan, N. Chisik, R. Onder, H. and Battaile, B. (2017). "Does Inequality Drive the Dutch Disease? Theory and Evidence". Journal of International Economics **16**(2): 230-242.
11. Benkhodja, M.T. (2014). "Monetary Policy and the Dutch Disease Effect in an Oil Exporting Economy". Inernational Economics **16**(2): 140-150.
12. Clemens, B. Xinshen, D. Rainer, S. and Manfred, W. (2009). "Managing Future Oil Revenues in Ghana an Assessment of Alternative Allocation Options". International Food Policy Research Institute **1**(2): 70-130.
13. Egert, B. and Leonard. C. (2008). "Dutch Disease Scare in Kazahkstan: Is It Real?". Open Economics Review **19**(2): 147-165.

14. Frederick. V. D. and Venables, A. (2013). "Absorbing a Windfall of Foreign Exchange: Dutch Disease Dynamics". Journal of Development Economics **103**(1): 229-243.
15. Gylfason, T. Hebertsson, T.T. and Zoega, G. (1999). "A Mixed Blessing: Natural Resources and Economic Growth". Macroeconomic Dynamics **3**(1): 204-225.
16. Krugman, P. (1987). "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competetive Consequences of Mrs, Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economics". Journal of Development Economics **37**(2): 41-55.
17. Karingi, S.N. and Siriwardana, M. (2007). "Sensitivity to Key Parameters of Short Run Simulation Results of Terms of Trade Shocks in a Kenyan CGE Model". Journal of Applied Economics, Icfai Press **13**(6): 43-68.
18. Lofgren, H. Harris, R. and Robinson, S. (2001). "A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS". Microcomputers in Polict Research 5. Washington, DC: International Food Policy Research Institute, Research Paper.
19. Matsuyama, K. (1992). "Agriculture Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth". Journal of Economic Theory **58**(3): 317-334.
20. Melo, D. and Robinson, K.A. (2002). *Social Accounting Matrices, in Applied Methods for Trade Policy Analysis*, A Handbook, edited by J.F. Francois and K.A. Reinert, New York: Cambridge University Press.
21. Van Wijnbergen, S. (1984). "The Dutch Disease: a Disease after all?". Economic Journal **94**(13): 41-55.

Original Research Article

Investigating the scenarios for the optimal allocation of oil revenues in Iran with the assumption of the existence of a Dutch disease: The dynamic computable general equilibrium (DCGE) approach

Azam Ghezelbash[1]
Ahmad Seifi [2*]
Mahdi Khodaparast Mashhadi [3]

Received: 20-11-2018 Accepted: 31-12-2018

Abstract

The use of revenues from natural resources, including oil, has always been of interest to politicians, economics professionals as well as various social groups. With the assumption of the Dutch disease in Iran's economy, this study seeks to explore the management and optimal allocation of oil revenues. Various scenarios on the allocation of oil revenues have been reviewed by the National Development Fund. In the first scenario, it is assumed that all the oil revenues are consumed in every corresponding year. In the second scenario, all oil revenues come into the National Development Fund every year. In the third scenario, oil revenues are allocated for 5 percent of the GDP. Finally, in the fourth scenario, 10 percent of the oil revenues enter the National Development Fund each year and the rest is spent on government costs. According to the results of the first scenario, i.e. increased economic growth, Dutch disease is increasing and households are the most affluent in the community. In the second scenario, there are very limited growth effects. The third scenario leads to worse trading conditions in the short term. In the fourth scenario, although gross domestic product is less than that in the first scenario, it seems to be the best mode for growth and flexibility in the long run. This is because, with the National Development Fund, the country has an incentive to use oil revenues even at low oil prices.

Keywords: Dutch disease, General dynamic computational balance, National development fund.
JEL Classification: D5, Q3, I31.

1- Ph.D student of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
2- Associate Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Email: spring05@um.ac.ir
3 - Associate Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال یازدهم، شماره بیست و دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۸

مقاله پژوهشی

بازخورد درآمد دولت از محل مالیات بر ارزش افزوده در سیاست حذف مالیات بر سود بنگاه‌ها

مانی مؤتمنی[۱]
احمد جعفری صمیمی[۲]
فروزان والهی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۱۳

چکیده

این پژوهش می‌کوشد تا اثر حذف مالیات بر سود بنگاه‌ها را مورد بررسی قرار دهد. این امکان وجود دارد که با حذف مالیات بر سود بنگاه، درآمد مالیاتی دولت افزایش یابد. فرض تحقیق این است که با حذف مالیات بر سود، بنگاه انگیزه‌ای برای ایجاد دفتر مالی کاذب و فروش غیر رسمی نخواهد داشت. هدف اصلی بنگاه از ایجاد دفتر مالی کاذب، کاهش مالیات بر سود است. هرچند بار مالیاتی مربوط به مالیات بر ارزش افزوده بر عهده تولیدکنندگان نیست، اما کم‌اظهاری فروش می‌تواند موجب کاهش درآمد دولت از محل مالیات بر ارزش افزوده گردد. به این ترتیب در صورتی که بنگاه تولیدی انگیزه‌ای برای پنهان کردن سهمی از فروش محصولات نداشته باشد، درآمد دولت می‌تواند افزایش یابد. در این پژوهش کوشش شده است تا درآمد مالیاتی دولت در این دو وضعیت مقایسه گردد. به این منظور طی فرایندی تصادفی با ۱۲ هزار حالت مختلف از ساختار بهای تمام شده بنگاه‌های تولیدی، درآمد مالیاتی دولت پس از حذف مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی با درآمد کنونی دولت مقایسه شده است. نتیجه تجربی حاصل شده، نشان می‌دهد که با حذف مالیات بر سود، مجموع درآمد مالیاتی دولت از محل فعالیت بنگاه‌های تولیدی افزایش خواهد یافت.

واژگان کلیدی: درآمد مالیاتی، مالیات بر سود، مالیات بر ارزش افزوده، فرار مالیاتی.

Keywords: Tax revenue, Corporate tax, VAT, Tax evasion.
JEL Classification: H26, C15, L25.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) m.motameni@umz.ac.ir
[۲]. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران jafarisa@umz.ac.ir
[۳]. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران valehif@gmail.com

۱- مقدمه

فرار مالیاتی از جمله متغیرهایی است که قابل اندازه‌گیری نیست. مقدار این متغیر بر اساس روابطی که بین سایر متغیرها وجود دارد برآورد می‌گردد. تخمین فرار مالیاتی بر مبنای فروضی انجام می‌شود که حاصل از الگوسازی رفتار مؤدی مالیاتی است. اما شیوه‌ی فرار مالیاتی در هر منطقه وابسته به نوع نظام مالیاتی و میزان حاکمیت قانون است. از این رو نحوه این اقدام در هر کشوری می‌تواند متفاوت باشد و نمی‌توان الگوی فرار مالیاتی در یک کشور پیشرفته را سرمشق مدل‌سازی برای سایر کشورها قرار داد (ریچاردسون[۱]، ۲۰۰۶: ۱۵۰).

در ایران، ایجاد دفتر مالی کاذب با هدف فرار مالیاتی پدیده‌ای شناخته شده به‌شمار می‌آید. در دفتر کاذب، عموم هزینه‌های بنگاه ثبت می‌شود ولی بخشی از درآمد بنگاه منظور نمی‌گردد؛ به این ترتیب، سود بنگاه کاهش یافته و مالیات مرتبط با آن ناچیز می‌شود. این اقدام در صورتی قابل انجام است که بنگاه بتواند بخشی از محصولات خود را به‌صورت غیر رسمی (بدون فاکتور) به فروش برساند. هدف اصلی بنگاه از چنین اقدامی کاهش مالیات بر سود است اما در این فرآیند، درآمد دولت از محل مالیات بر ارزش افزوده نیز کاهش می‌یابد. هرچند مالیات بر ارزش افزوده توسط مصرف‌کننده‌ی نهایی پرداخت می‌شود و بنگاه انگیزه‌ای در فرار از این نوع مالیات ندارد اما به‌دلیل پنهان نمودن بخشی از فروش محصولات، مبلغ مالیات پرداختی در حوزه ارزش افزوده را نیز کاهش می‌دهد.

چنان‌چه مبلغ مربوط به مالیات بر سود دریافتی کمتر از مالیات بر ارزش افزوده‌ای باشد که در فرآیند فوق از میان می‌رود، حذف مالیات بر سود بنگاه‌ها می‌تواند موجب افزایش درآمد مالیاتی دولت شود. اگر مالیاتی برای سود بنگاه وجود نداشته باشد، انگیزه‌ای برای ایجاد دفتر کاذب هم وجود نخواهد داشت و در نتیجه تمامی محصولات به‌صورت رسمی (با فاکتور) به فروش خواهند رسید. در این حالت کل ظرفیت مالیات بر ارزش افزوده جذب خواهد شد.

از این رو، انجام پژوهشی ضرورت می‌یابد که در آن میزان درآمد مالیاتی دولت پس از حذف مالیات بر سود مورد بررسی قرار گیرد. اما به‌دلیل وجود دفاتر مالی کاذب، امکان راست‌آزمایی اطلاعات مربوط به فروش و سود گزارش شده بنگاه‌ها وجود ندارد. در نتیجه بر اساس مشاهدات آماری شاید نتوان برآورد قابل اعتمادی ارائه داد. در این پژوهش، برای غلبه بر چالش فوق، دو

۱. Richardson (2006)

راه‌کار در نظر گرفته شده است. نخست این‌که در الگوی پژوهش تمامی مقادیر به‌صورت «نسبتی از فروش» ارائه شده‌اند. در این حالت، متغیرهای مالیاتی مربوط به بنگاه‌های مختلف با هر سطح درآمدی، همسان خواهد شد. راه‌کار دوم، استفاده از فرآیند تصادفی برای ساختار بهای تمام شده بنگاه‌ها است به این نحو که به‌جای استفاده از یک مقدار ثابت برای میانگینِ سود بنگاه‌ها، ۱۲ هزار حالت مختلف برای این متغیر در نظر گرفته شده است.

هدف اصلی این پژوهش مقایسه‌ای بین دو حالت «الف: مجموع درآمد دولت از محل مالیات بر سود و مالیات بر ارزش افزوده در شرایطی که فرار مالیاتی وجود دارد» و «ب: درآمد دولت از محل مالیات بر ارزش افزوده در حالتی که نرخ مالیات بر سود صفر است» می‌باشد. فرضیه تحقیق این است که میزان مالیات دریافتی در وضعیت (ب) بیشتر از (الف) است. در ادامه‌ی این پژوهش کوشش شده است تا فرار مالیاتی الگوسازی شود و در فرآیندی تصادفی مقایسه‌ای بین وضعیت (الف) و (ب) صورت گیرد. در پایان، نتیجه‌ی آزمون فرضیه تحقیق به همراه پیشنهادات سیاستی گزارش شده است.

۲- مرور ادبیات

در بین مطالعاتی که رابطه نرخ مالیات و فرار مالیاتی را مورد بررسی قرار داده‌اند، این نتیجه تا حدودی عمومیت دارد که بین این دو متغیر رابطه مستقیمی برقرار است. از جمله این مطالعات می‌توان به فیگه و سبولا[۱] (۲۰۱۰)، جوانکف و همکاران[۲] (۲۰۱۰) و سانز[۳] (۲۰۱۶) اشاره نمود. فیگه و سبولا (۲۰۱۰) به بررسی فرار مالیاتی طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۰، در کشور آمریکا با در نظر گرفتن درآمد مشمول مالیات افراد ساکن آمریکا پرداختند. نتیجه مطالعه آن‌ها نشان داد که فرار مالیاتی تابعی صعودی از نرخ مالیات، نرخ بیکاری، نارضایتی عمومی از دولت و درآمد سرانه افراد است. همچنین جوانکف و همکاران (۲۰۱۰) با بررسی نرخ‌های مالیات بر سود شرکت‌ها در ۸۵ کشور، به این نتیجه رسیدند که بین مالیات بر سود شرکت و سرمایه‌گذاری، رابطه‌ی معکوس برقرار است. نرخ‌های بالای مالیات بر شرکت‌ها، باعث کاهش سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری در تولید)، به‌خصوص سرمایه‌گذاری خارجی می‌گردد و مانعی در جهت تولید و کارآفرینی است و

۱. Feige and Cebula (2010)

۲. Djankov (2010)

۳. Sanz (2016)

درنتیجه از دریافت نرخ‌های بالای مالیاتی می‌بایست خودداری شود. سانز (۲۰۱۶) رابطه‌ی بین درآمدهای مالیاتی و نرخ نهایی مالیات بر درآمد افراد را مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش کشش درآمد مالیاتی به نرخ مالیات به وسیله منحنی لافر بیان شده است. او معتقد است که سیاست‌مداران و سیاست‌گذاران تصور می‌نمایند که تغییر نرخ بر رفتار مالیات‌دهندگان بی‌تأثیر است در حالی که یک رابطه درونی بین درآمدهای مالیاتی و نرخ مالیات وجود دارد.

در مطالعه لواجی و منونسین[۱] (۲۰۱۶) نرخ فرار مالیاتی به صورت پویا مورد بررسی قرار گرفته است. آن‌ها مالیات‌دهنده‌ای را در نظر می‌گیرند که باید انتخابی بین یک سرمایه‌گذاری با مالیات صفر که سود اندکی دارد و سرمایه‌گذاری دیگری که مالیات دارد ولی سود آن بیشتر است انجام دهد. این روش، یک نوع بهینه‌یابی سبد سرمایه‌گذاری بین دو انتخاب «ریسکی – سودآور» و «بدون ریسک – کم سود» است. یافته‌ی این مطالعه نشان می‌دهد که در انگلستان و اتحادیه اروپا، کاهش نرخ مالیات می‌تواند نرخ فرار مالیاتی را به شکل معناداری کاهش دهد در حالی که این موضوع در مورد کشور ایتالیا صادق نیست.

گروه دیگری از مطالعات به نقش نهادها، قوانین مالیاتی، سرمایه اجتماعی و رشوه متمرکز شده‌اند. برای نمونه فوتچمن و همکاران[۲] (۲۰۱۶) معتقدند که بین نرخ‌های مالیاتی و فرار مالیاتی ممکن است رابطه معناداری وجود نداشته باشد. چنین رابطه‌ای می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. طبق تحقیقات ایشان سطح فرار مالیاتی با مشارکت مالیات‌دهندگان در فرآیند تصمیم‌گیری و یا درک سیستم مالیاتی کاهش می‌یابد. همین‌طور اگر افراد مشاهده کنند که دیگران در پرداخت مالیات صادق‌اند، سعی می‌کنند مشارکت بیشتری با قوانین داشته باشند. در مطالعه دیگری، آلم و همکاران[۳] (۲۰۱۶) با استفاده از روش متغیرهای ابزاری و روش‌های تطبیق، فساد مالیاتی را عامل فرار مالیاتی مطرح کردند و بیان می‌کنند که برای کاهش فرار مالیاتی و افزایش درآمدهای مالیاتی دولت، می‌باید بر روی رشوه‌خواری مأموران مالیاتی متمرکز شد. لیتینا و همکاران[۴] (۲۰۱۶) نیز به اثر فساد بر فرار مالیاتی تأکید دارند. فساد و فرار مالیاتی اغلب همبستگی بالایی دارند. تغییرات سیاسی بازدارنده و تغییر در جریمه‌ها می‌تواند نرخ فرار مالیاتی و اختلاس را کاهش دهد.

---

[۱]. Levaggi and Menoncin (2016)

[۲]. Fochmann (2016)

[۳]. Alm (2016)

[۴]. Litina (2016)

آنتلو[1] (۲۰۱۶) با مدل‌سازی فرار مالیاتی نشان می‌دهد که اگر مالیات بر سود طی دو دوره‌ی شش ماهه در یک سال انجام شود، فرار مالیاتی کاهش خواهد یافت. شرکت‌ها دارای اطلاعات خصوصی هستند و دولت با برآورد احتمالی دوره‌ی قبل از سود شرکت، می‌تواند در دوره دوم میزان سود را بهتر ارزیابی نماید و از این طریق فرار مالیاتی کاهش می‌یابد.

در مطالعه گوماگیاس و همکاران[2] (۲۰۱۸) رفتار فرارکنندگان از مالیات - با روش Q-Learning که از زیرمجموعه روش‌های پیشرفته داده‌کاوی است- بر اساس شرایط گوناگون مورد بررسی قرار گرفته است. مبنای این الگو رفتار مالیات‌دهندگانی است که به دنبال بیشینه کردن منافع شخصی هستند و سعی می‌کنند تا با فرار مالیاتی مطلوبیت خود را حداکثر سازند. ویژگی روش پردازش داده‌های این پژوهش آن است که می‌تواند بسیاری از قیود نظیر شیوه ممیزی مالیاتی را به شکل تصادفی در نظر گرفته و نحوه مدل‌سازی تصمیم فرد را به دنیای واقعی نزدیک‌تر سازد. آن‌ها در پژوهش خود، روش بهینه فرار مالیاتی در یونان را مورد بررسی قرار داده‌اند.

در پاکستان با افزایش نرخ مالیات، شرکت‌های کم‌درآمد فروش غیر رسمی خود را افزایش دادند و در نهایت به دلیل افزایش فرار مالیاتی، درآمد مالیاتی دولت کاهش یافته است. این یافته در مطالعه واسیم[3] (۲۰۱۸) بر اساس اطلاعات مالیاتی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۱ به‌دست آمده است. در این مطالعه، به نقش بخش‌های غیر رسمی در اقتصاد کشورهای در حال توسعه توجه شده است. او معتقد است که بخش قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی کشورهای در حال توسعه به بخش غیر رسمی تعلق دارد. وجود این بخش به دو شکل بر عملکرد مالیاتی اثر خواهد داشت. نخست این‌که پایه مالیاتی دولت محدود به بنگاه‌های خاصی می‌گردد که به صورت رسمی اقدام به فاکتور نمودن محصولاتشان می‌نمایند. دوم این‌که، دولت همواره سعی می‌نماید تا نرخ مالیات را پایین نگه دارد زیرا بیم دارد که با افزایش نرخ مالیات، همین بخش اندک از مالیات‌دهندگان بخش رسمی را نیز از دست بدهد. واسیم (۲۰۱۸) در مرور ادبیات خود نشان می‌دهد که عموم مطالعات انجام شده در زمینه رابطه نرخ مالیات و پایه مالیاتی به کشورهای ثروتمند و توسعه‌یافته تعلق دارد و مطالعات اندکی این موضوع را در کشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار داده‌اند. او معتقد است ناکارآمدی نظام مالیاتی در چنین کشورهایی موجب شکل‌گیری انواع مختلفی از فرار مالیاتی می‌شود که در کشورهای پیشرفته ناممکن به نظر می‌رسد. وی ضمن برشمردن انواع

[1]. Antelo (2016)
[2]. Goumagias (2018)
[3]. Waseem (2018)

ساختارهای شرکتی در پاکستان، تفاوت ساز و کار مالیاتی در آن‌ها را مورد بررسی قرار داده است. یافته پژوهش در نهایت حاکی از آن است که با افزایش نرخ مالیات بر سود، بنگاه‌ها متمایل به نوعی از ساختار شرکتی خواهند شد که امکان فرار مالیاتی در آن بیش از پیش فراهم می‌گردد. یافته‌ی دیگر این پژوهش آن است که افزایش نرخ مالیات بر سود، می‌تواند بر درآمد مالیاتی دولت از محل مالیات بر ارزش افزوده اثر منفی بگذارد. در همین رابطه آساتریان و پیچل[1] (۲۰۱۷) معتقدند که کسب و کارهای کوچک در کشور ارمنستان انگیزه کافی برای ثبت نام در سیستم مالیات بر ارزش افزوده ندارند. این در حالی است که با عدم ثبت نام، بنگاه ناچار خواهد بود تا بخشی از مالیات بر ارزش افزوده مواد خریداری شده را از محل درآمد خود بپردازد.

در برخی از مطالعات داخلی به تقابل مالیات بر ارزش افزوده و نظام مالیات مستقیم اشاره شده است. در این راستا پژویان و درویشی (۱۳۸۹) بیان می‌کنند که نظام مالیاتی ایران دارای اشکالاتی است که یکی از آن‌ها فشار بیش از اندازه مالیاتی بر بعضی از پایه‌های مالیاتی به علت معافیت‌ها و عدم دریافت از پایه‌های دیگر است. عمده درآمد مالیاتی دولت از محل مالیات بر سود شرکت، دستمزد و حقوق است که این فشار مالیاتی، فرار مالیاتی و از بین رفتن انگیزه تولید را در پی دارد که در نهایت به کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می‌انجامد. اقدامی که در این زمینه دولت می‌تواند انجام دهد، افزایش مالیات بر مصرف و هزینه است که می‌تواند به شکل مالیات بر فروش و مالیات بر ارزش‌افزوده باشد. در مطالعه دیگری امیدی‌پور و پژویان (۱۳۹۶) ضمن بررسی اثر منفی نرخ ۲۵ درصدی مالیات بر سود شرکت‌ها، نرخ بالای مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی را به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر کسری بودجه دولت معرفی می‌نماید. آن‌ها نشان می‌دهند که مالیات بر سود شرکت‌ها تأثیری در سطح تولید ندارد اما درآمد بنگاه را کاهش داده و بازده خالص از این طریق کاهش می‌یابد. در نهایت موجب از بین رفتن انگیزه سرمایه‌گذاری و کاهش رشد اقتصادی می‌گردد.

سعیدی و نهتانی (۱۳۸۸) با «بررسی و مقایسه جایگزینی مالیات بر ارزش افزوده به جای مالیات بر شرکت‌ها در شرکت‌های غیر تولیدی»، با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری ویلکاکسون[2] به این نتایج دست یافتند که جایگزینی مالیات بر ارزش افزوده با نرخ‌های ۳ درصد، باعث کاهش درآمدهای مالیاتی می‌شود؛ اما جایگزینی مالیات بر ارزش افزوده با نرخ‌های ۷ و ۱۰ درصد، به

[1]. Asatryan and Peichl (2017)
[2]. Wilcoxon

جای مالیات بر سود بنگاه‌ها، موجب می‌شود تا درآمدهای مالیاتی دولت افزایش یابد.
دادگر و همکاران (۱۳۹۲) نیز نشان می‌دهند که فاصله قابل توجهی بین ظرفیت مالیاتی دولت و درآمد تحقق یافته یک دولت بهینه در ایران وجود دارد. فیل‌سرایی و مجردی (۱۳۹۶) با استفاده از روش توصیفی و گردآوری اطلاعات به شیوه پیمایشی، عوامل نرخ بالای مالیات، قوانین پیچیده و متعدد مالیاتی و محدودیت‌های تجاری، سرمایه اجتماعی و تورم را عامل مؤثر بر فرار مالیاتی می‌دانند. افزایش بار مالیاتی منجر به اختلال در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، توزیع ناعادلانه ثروت، تأثیر منفی بر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌گردد. در نهایت با بزرگ‌تر نمودن اقتصاد زیرزمینی منابع را به سمت فعالیت‌های غیر تولیدی سوق می‌دهد.
جنبه‌های دیگر عملکرد مالیاتی دولت نیز مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. برای نمونه سلمانی بی‌شک و همکاران (۱۳۹۳) رابطه علی کوتاه‌مدت بین درآمدهای مالیاتی و امنیت اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۹۰- ۱۳۵۵ را مورد بررسی قرار داده‌اند. وجود نظام مالیاتی کارآمد منجر به افزایش درآمد مالیاتی نسبت به تولید ناخالص داخلی و کاهش اقتصاد پنهان خواهد شد. میزان مالیات وصولی بستگی به امنیت اجتماعی دارد. مهم‌ترین پیش‌شرط امنیت اقتصادی که فعالان اقتصادی انتظار دارند، وجود قوانین جامع در کشور است تا بتوانند در محیط امن اقتصادی به سرمایه‌گذاری مبادرت ورزند، بنابراین سیاست‌گذاران باید توجه خود را به عوامل مؤثر بر امنیت اقتصادی در کشور معطوف دارند تا از طریق آن درآمدهای مالیاتی در کشور افزایش یابد.
خادم علیزاده (۱۳۹۵) با استفاده از روش تحلیلی- فقهی، فرار مالیاتی را ناشی از ناسازگاری نظام مالیاتی با اقتصاد مقاومتی می‌داند. شفافیت در تمام بخش‌های اقتصادی از جمله نظام مالیاتی و گسترش پایه مالیاتی منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی و کاهش فشار بر پایه‌های مالیاتی موجود می‌گردد که به نوبه خود باعث تقویت تولید و افزایش آستانه اقتصاد مقاومتی می‌شود. در مطالعه شمس‌الدینی و شهرکی (۱۳۹۵) کشش درآمدهای مالیاتی دولت ایران مورد بررسی قرار گرفته است. آن‌ها نشان دادند که کشش مالیات بر سود شرکت‌ها نسبت به پایه‌اش کوچکتر از یک می‌باشد. این نتیجه با تحلیل داده‌های سال ۱۳۵۱ تا ۱۳۹۱ به دست آمده است. از سوی دیگر در پژوهش غفاری و همکاران (۱۳۹۶) نرخ بهینه مالیات با استفاده از سری زمانی داده‌های اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۳ و بهره‌گیری از الگوی رشد درون‌زا مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌ی این مطالعه میانگینِ ۲۰ درصدی را به عنوان نرخ بهینه انواع ابزارهای مالیاتی دولت معرفی می‌نماید.

پناهی و همکاران (۱۳۹۶) نشان داده‌اند که حکمرانی خوب تنها در کشورهای توسعه‌یافته اثر مثبت و معناداری بر درآمدهای مالیاتی دارد و این شاخص در کشورهای در حال توسعه موجب افت درآمدهای مالیاتی می‌گردد. مطلبی و همکاران (۱۳۹۷) ناعادلانه بودن سیستم مالیاتی را عامل اصلی عدم تبعیت مالیاتی معرفی می‌نمایند. آن‌ها نشان می‌دهند که روحیه‌ی مالیاتی و بار مالیات بر واردات از علل اصلی پیدایش اقتصاد سایه می‌باشد.

در مطالعه رحمانی و همکاران (۱۳۹۷) نشان داده شده است که در صورت وجود تورم بالا، نرخ مالیات مستقیم اثر منفی و معناداری بر تولید دارد به نحوی که با افزایش یک درصدی مالیات، ۰/۴۴ درصد افت تولید رخ خواهد داد. البته این یافته را می‌توان به صورت عکس نیز تفسیر نمود که کاهش نرخ مالیات مستقیم ممکن است موجب افزایش تولید در محیط‌های با تورم بالا شود.

طبق مرور ادبیات انجام شده، عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی، تبعات وجود فرار مالیاتی و رابطه نرخ مالیات با متغیرهای کلان اقتصادی موضوعات اصلی مورد بررسی در مطالعات مرتبط با اقتصاد ایران است. تمایز پژوهش حاضر با مطالعات قبلی در این است که فرار مالیاتی را از منظر ساختار بهای تمام شده بنگاه مورد بررسی قرار می‌دهد. همچنین در این پژوهش فرض می‌شود که در صورتی که فروش غیر رسمی و فرار مالیاتی سودآور باشد؛ به‌طور حتم فرار مالیاتی رخ خواهد داد و ساختار ممیزی مالیاتی و متغیرهای سیاسی-اجتماعی در حال حاضر امکان تغییر این انگیزه را ندارند. در پژوهش حاضر سناریوی حذف یکی از ابزارهای مالیاتی و ثابت بودن نرخ سایر مالیات‌ها مورد بررسی قرار گرفته است.

۳- الگوی پژوهش

هدف اصلی الگوی پژوهش مقایسه دو سناریوی درآمد مالیاتی دولت از محل فعالیت بنگاه‌ها است. در سناریوی نخست، دولت دو ابزار مالیاتی را اعمال می‌نماید. ابزار نخست، اخذ مالیات β درصدی از سود خالص بنگاه است و ابزار دوم دریافت مالیات بر ارزش افزوده α درصدی از فروش محصولات است که البته بار این مالیات در نهایت به مصرف‌کننده منتقل می‌شود. سناریوی دوم حالتی است که مالیات بر سود خالص بنگاه حذف شود. در این سناریو فرض می‌شود که بنگاه دیگر انگیزه‌ای برای فرار مالیاتی و ایجاد فروش غیر رسمی ندارد و از این رو ممکن است درآمد مالیاتی دولت از محل مالیات بر ارزش افزوده افزایش یابد.

در برخی مطالعات برای بررسی چنین موضوعی میزان فرار مالیاتی برآورد می‌شود. از بین این

مطالعات می‌توان به (بسلی و پرسن[۱]، ۲۰۱۴: ۹۹) اشاره نمود. اما در گروه دیگری از مطالعات مانند (گوماگیاس و همکاران، ۲۰۱۸: ۲۵۸) نرخ فرار مالیاتی به عنوان یک متغیر تصادفی در نظر گرفته می‌شود. در این پژوهش از روش دوم استفاده شده است. همچنین مانند مطالعه (آستریان و همکاران، ۲۰۱۷) نظام ممیزی مالیاتی ناکارآمد در نظر گرفته می‌شود به نحوی‌که بنگاه می‌تواند با توجه به شرایط موجود، فروش غیر رسمی داشته باشد و صورت‌های مالی کاذب ارائه نماید. در کشورهای در حال توسعه، بنا به دلایلی که (واسیم، ۲۰۱۸: ۷۲) اشاره نموده است، دولت از ایجاد فشار مالیاتی به بنگاه‌ها و موشکافی صورت‌های مالی رسمی پرهیز می‌نماید.

در الگوی این تحقیق، فروش شرکت i با S_i نشان داده می‌شود. M_i هزینه مواد اولیه، W_i هزینه حقوق و دستمزد و سربار پرداختی است[۲]. π_i سود خالص شرکت قبل از وضع مالیات و a ارزش افزوده واقعی (در صورت مالی واقعی شرکت) می‌باشد. نحوه‌ی محاسبه سود خالص و ارزش افزوده شرکت در معادلات (۱) و (۲) نشان داده شده است. مالیات بر سود خالص شرکت وضع می‌شود اما برای سادگی فرض شده است که نرخ بهره و استهلاک در هزینه مواد اولیه و سربار مستتر هستند.

$$S_i = M_i + W_i + \pi_i \quad (۱)$$

$$a = W_i + \pi_i \quad (۲)$$

با توجه به اینکه اظهار هزینه‌های واقعی انجام شده موجب کاهش مالیات بر سود می‌شود، فرض شده است که بنگاه کلیه‌ی مقادیر M و W را به درستی اظهار می‌نماید. در این صورت، بنگاه کلیه مقادیر مالیات بر ارزش افزوده پرداختی را بستانکار خواهد شد. در مورد صنایعی که دارای پیچیدگی تولید و تنوع مواد اولیه هستند امکان تناظر یک‌به‌یک بین مواد اولیه و فروش وجود ندارد. به همین دلیل ممیزین مالیاتی نمی‌توانند به‌سادگی مصرف مواد اولیه، موجودی انبار و تولید محصول را مترادف سازند. از این رو عدم اظهار یا فاکتور نکردن بخشی از فروش نمی‌تواند اشکال واضحی را در صورت مالی کاذب ایجاد نماید. به این ترتیب شرکت x درصد از فروش خود را اظهار نخواهد کرد و در صورت مالی کاذب مقدار فروش به شکل معادله (۳) محاسبه خواهد شد:

---

۱. Besely and Prsson

۲. هزینه دستمزد مستقیم، سربار و حقوق دارای سرفصل‌های جداگانه‌ای می‌باشند ولی در این تحقیق فرض شده است که این سه هزینه به درستی اظهار می‌شوند و هر سه در متغیر w تجمیع شده‌اند.

$$S'_i = (1 - x_i)S_i \quad (۳)$$

$$(1 - x_i)S_i = M_i + W_i + \pi'_i \quad (۴)$$

با توجه به اینکه مقدار M_i و W_i صحیح اظهار شده‌اند، سود شرکت در صورت مالی دوم به شکل π'_i در خواهد آمد که در معادله (۴) نشان داده شده است. چنانچه معادله (۱) و (۴) بر فروش واقعی تقسیم شود، معادلات (۵) و (۶) به دست خواهد آمد:

$$\frac{S_i}{S_i} = \frac{M_i}{S_i} + \frac{W_i}{S_i} + \frac{\pi_i}{S_i} \Longrightarrow 1 = \mathfrak{m}_i + \omega_i + f_i \quad (۵)$$

در معادله بالا $\mathfrak{m}_i$ برابر است با نسبت مواد اولیه به فروش، ω_i برابر است با نسبت دستمزد و حقوق و سربار به فروش واقعی و f_i برابر است با نسبت سود خالص به فروش واقعی.

$$\frac{(1-x_i)S_i}{S} = \frac{M_i}{S} + \frac{W_i}{S} + \frac{\pi'_i}{S} \Longrightarrow (1 - x_i) = \mathfrak{m}_i + \omega_i + {f'}_i \quad (۶)$$

میزان سود در صورت فرار مالیاتی با ${f'}_i$ نشان داده شده است. چون شرکت نمی‌خواهد خود را زیان‌ده نشان دهد، مقدار این متغیر همواره بزرگتر از صفر خواهد بود اما تمایل دارد میزان آن را کاهش دهد تا از این طریق مالیات کمتری بپردازد. البته کوچکتر از صفر بودن این متغیر اثری در نتیجه الگو نخواهد داشت چون شرکت‌های زیان‌ده از پرداخت مالیات بر سود معاف می‌شوند. نکته حائز اهمیت این است که محدوده‌ی ${f'}_i$ مقید به x_i است. با توجه به این قید که اخذ مالیات بر سود منوط به سودآوری شرکت است، محدوده $\mathrm{x_i}$ به شکل $0 \leq x_i \leq f_i$ تعیین خواهد شد. یعنی با توجه به محدوده‌ای که برای ${f'}_i$ در نظر گرفته شده است، مقدار x_i همواره بین صفر و f_i خواهد بود.

اگر نرخ مالیات بر ارزش افزوده α و نرخ مالیات بر سود بنگاه β باشد، مالیات دریافتی در شرایطی که فرار مالیاتی وجود دارد برابر با (θ) خواهد شد. درآمد مالیاتی در سناریوی دوم که در آن β حذف شده است برابر با (φ) می‌شود:

$$\theta = \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i) + \alpha\left({f'}_i\right) + \beta\left({f'}_i\right) \quad (۷)$$

$$\theta = \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i) + (\alpha + \beta){f'}_i \Rightarrow \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i) + (\alpha + \beta)(1 - x_i - \mathfrak{m}_i - \omega_i) \quad (۸)$$

$$\Rightarrow \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i) + (\alpha + \beta)(1 - x_i) - (\alpha + \beta)(\mathfrak{m}_i + \omega_i) \quad (۹)$$

$$\Rightarrow \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i) + \alpha(1 - x_i) + \beta(1 - x_i) - \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i) - \beta(\mathfrak{m}_i + \omega_i) \quad (۱۰)$$

$$\Rightarrow (\alpha + \beta)(1 - x_i) - \beta(\mathfrak{m}_i + \omega_i) \quad (۱۱)$$

حال اگر مالیات بر سود بنگاه حذف شود، انگیزه عدم اظهار بخشی از فروش صفر می‌گردد که در این صورت مالیات دریافتی معادل (φ) خواهد شد.

$$\varphi = \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i + f_i) + \beta(f_i) \quad (۱۲)$$

$$if\ \beta = 0 \Longrightarrow \varphi = \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i + f_i) \quad (۱۳)$$

هدف این پژوهش مقایسه بین دو مقدار θ و φ است. بنابراین در معادله (۱۴) اختلاف این دو عبارت محاسبه شده است:

$$\theta - \varphi = (\alpha + \beta)(1 - x_i) - \beta(\mathfrak{m}_i + \omega_i) - \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i + f_i) \quad (۱۴)$$

$$\Rightarrow \alpha(1 - x_i) + \beta(1 - x_i) - \beta(\mathfrak{m}_i + \omega_i) - \alpha(\mathfrak{m}_i + \omega_i) \quad (۱۵)$$

$$\Rightarrow \alpha(1 - x_i - \mathfrak{m}_i - \omega_i - f_i) + \beta(1 - x_i - \mathfrak{m}_i - \omega_i) \quad (۱۶)$$

با در نظر گرفتن قید $1 - x_i - \mathfrak{m}_i - \omega_i = {f'}_i$ معادلات (۱۷) تا (۲۰) حاصل خواهد شد:

$$\alpha({f'}_i - f_i) + \beta({f'}_i) \quad (۱۷)$$

$${f'}_i - f_i = -x_i \Rightarrow {f'}_i = f_i - x_i \quad (۱۸)$$

$$\Rightarrow -\alpha x_i - \beta x_i + \beta f_i \quad (۱۹)$$

$$\Rightarrow \varphi - \theta = (\alpha + \beta)x_i - \beta f_i \quad (۲۰)$$

در نهایت با فروض و قیود اعمال شده در این الگو، اختلاف بین دو شیوه مالیات‌ستانی به شکل معادله (۲۰) در خواهد آمد. اگر مقدار این عبارت منفی باشد، حذف مالیات بر سود موجب کاهش درآمد دولت خواهد شد و در صورتی که حاصل معادله (۲۰) مثبت باشد، حذف مالیات بر سود بنگاه‌ها به افزایش درآمد مالیاتی دولت منجر خواهد شد. نحوه برآورد تجربی عبارت $\varphi - \theta$ در بخش بعد توضیح داده شده است.

۴- برآورد تجربی الگوی تحقیق

هدف اصلی در این بخش از پژوهش، برآورد عبارت $\varphi - \theta$ است که در معادله (۲۰) بسط یافته

است. به این منظور مقادیر چهار متغیر می‌باید مشخص شود. مقدار دو متغیر α و β را می‌توان بر اساس قوانین مالیاتی کشور به شکل عدد ثابت در الگو وارد نمود. مقدار α برابر با ۹ درصد و مقدار β برابر با ۲۵ درصد در نظر گرفته می‌شود. اما اطلاعی از مقادیر x_i و f_i وجود ندارد. طبق تصریح انجام شده در الگوی تحقیق، متغیر x_i نسبت به f_i مقید است. اما اندازه‌ی f_i نیز نامعلوم است. این متغیر نرخ سود بنگاه را نشان می‌دهد. از یک سو در صورت وجود فرار مالیاتی، مقدار گزارش شده‌ی این متغیر بی‌اعتبار است و از سوی دیگر اندازه متغیر در بنگاه‌های مختلف متفاوت است. راهکار پژوهش در تعیین f_i استفاده از فرآیندی تصادفی است به این نحو که متغیر ۱۲ هزار حالت مختلف را اختیار نماید تا در نهایت بر اساس آزمون فرضیه علامت $\varphi - \theta$ تعیین شود. جهت بهبود دقت استنتاج آماری، پارامترهای مربوط به شکل تقریبی توزیع f_i برای شبیه‌سازی تعیین شده است.

با مراجعه به اطلاعات منتشر شده در سایت کدال[۱]، میانگین سود خالص شرکت‌های تولیدی عضو بورس و فرابورس تهران، حدود ۸ درصد است. انحراف معیار این متغیر نیز حدود ۹ درصد می‌باشد. با قید شرط بالا، یعنی حذف شرکت‌های زیان‌ده از نمونه، میانگین سود شرکت‌ها در نمونه مورد بررسی ۱۸ درصد با انحراف معیار ۱۵ درصد می‌باشد. دلیل حذف این شرکت‌ها آن است که شرکتی که دارای زیان خالص باشد در عمل هیچ انگیزه‌ای برای فرار مالیاتی نخواهد داشت. در انتخاب شرکت‌ها تنها صنایعی انتخاب شده‌اند که مواد اولیه را به محصول تبدیل می‌نماید. یعنی شرکت‌های بانکی، بیمه یا سرمایه‌گذاری در نمونه قرار ندارند. در بین توزیع‌های مختلف، توزیع پرت[۲] با مقدار آماره ۰/۰۶ کمینه آماره کلمگرف اسمیرنف[۳] را به‌دست آورده است و بنابراین نزدیک‌ترین توزیع برای تصریح متغیر f_i است.

جدول ۱: نسبت سود شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران سال ۱۳۹۷

تعداد داده‌ها	۷۰
میانگین	۰/۱۸۲۶
واریانس داده‌ها	۰/۰۲۳۵
انحراف معیار داده‌ها	۰/۱۵۳۱
ضریب تغییرات	۰/۸۴۳۸

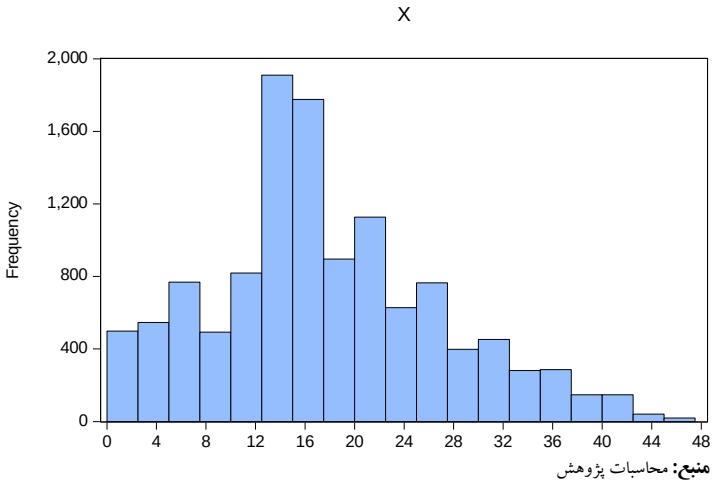
منبع: کدال

۱. www.codal.ir

۲. Pert

۳. Kolmogorov Smirnov

پس از تولید ۱۲ هزار متغیر f_i به وسیله چگالی توزیع پرت، متغیر x_i نیز محاسبه شده است. همان‌طور که در الگوی تحقیق اشاره شده بود، این متغیر نمی‌تواند از f_i بزرگتر باشد چرا که در صورت مالی کاذب، بنگاه زیان‌ده می‌گردد. اگر این متغیر برابر با صفر باشد، فرار مالیاتی بنگاه صفر است و اگر برابر با f_i باشد، فرار مالیاتی بنگاه کامل است. مقدار این متغیر بر مبنای اعداد تصادفی مونت-کارلو[۱] تعیین شده است. توزیع فراوانی x در نمودار (۱) نشان داده شده است.



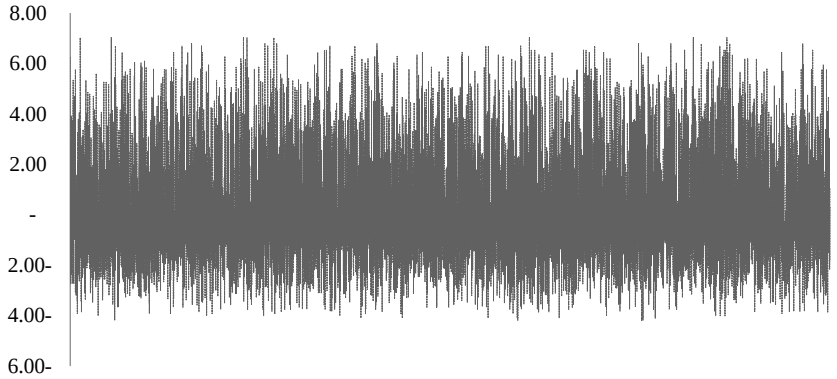
منبع: محاسبات پژوهش

نمودار ۱: توزیع نسبت پنهان‌سازی فروش محصولات بنگاه‌های تولیدی

با در اختیار داشتن هر چهار متغیر موجود در معادله (۲۰) می‌توان اختلاف بین دو سناریو مالیاتی θ و φ را محاسبه نمود. با توجه به دفعات زیادی که عبارت تکرار شده است (۱۲۰۰۰ مرتبه) توزیع عبارت $\varphi - \theta$ طبق قضیه حد مرکزی نرمال در نظر گرفته می‌شود. بنابراین از آماره تی-استودنت برای آزمون فرضیه تحقیق استفاده می‌شود. فرضیه صفر تحقیق منفی نبودن $\varphi - \theta$ است که بر مبنای آن حذف مالیات بر سود بنگاه‌ها موجب افزایش درآمد مالیاتی دولت می‌گردد. مقدار آماره‌ی آزمون ۴/۲۱- می‌باشد و بنابراین در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد، فرض صفر که بزرگتر یا مساوی بودن عبارت است، رد می‌گردد. بنابراین برآورد تجربی الگوی تحقیق حاکی از آن است که حذف مالیات بر سود بنگاه‌ها (سناریوی دوم مالیاتی) موجب افزایش درآمد مالیاتی دولت خواهد شد.

---

۱. Monte-Carlo



نمودار ۲: نتیجه شبیه‌سازی معادله (۲۰)

منبع: محاسبات پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد برای سیاست‌گذاری

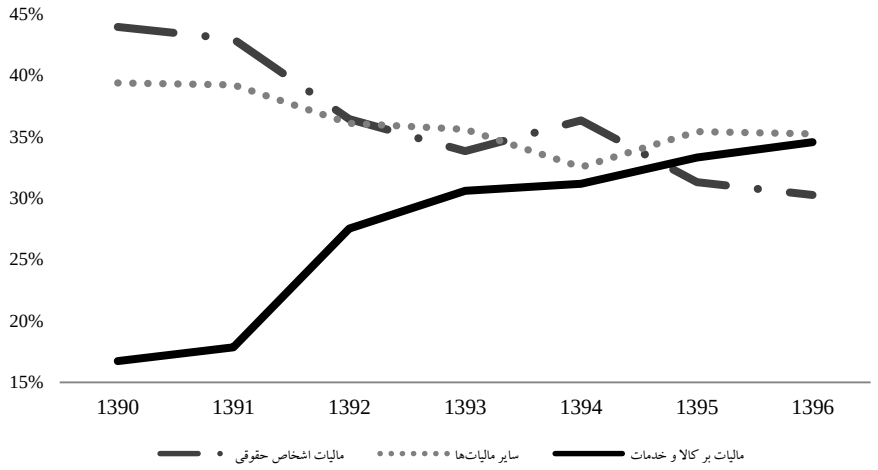
مطابق با بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی[۱]، درآمد مالیاتی دولت در سال ۱۳۹۶ حدود ۱۱۶ هزار میلیارد تومان بوده است. همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، سهم مالیات بر کالا و خدمات روندی صعودی دارد و اندازه آن در سال ۱۳۹۶ نزدیک به ۳۵ درصد بوده است. مجموع مالیات مربوط به اشخاص حقوقی که سهم آن روندی نزولی دارد، در سال ۱۳۹۶ حدود ۳۵ هزار میلیارد تومان بوده است و سهمی ۳۰ درصدی از مجموع درآمد مالیاتی دولت داشته است. این در حالی است که طبق اعلام معاون سازمان امور مالیاتی کشور، برآورد رسمی از فرار مالیاتی سال ۱۳۹۶ بین ۳۵ تا ۴۰ هزار میلیارد تومان است[۲] که از کل مالیات اشخاص حقوقی بیشتر است.

منشأ اصلی شکل‌گیری فرار مالیاتی وجود درآمد غیر رسمی است که توسط اشخاص حقوقی ایجاد می‌شود. این در حالی است که بخش قابل توجهی از اشخاص حقوقی در اساس امکان فرار مالیاتی ندارند. برای نمونه بانک‌ها، مؤسسات بیمه‌ای و دفاتر اسناد رسمی نمی‌توانند درآمد خود را پنهان نمایند. اما بنگاه‌هایی که فرآیند تولید پیچیده دارند، بر مبنای روشی که در الگوی این پژوهش تصریح شده است قادر خواهند بود تا بخشی از درآمد خود را مخفی سازند و به‌این طریق مالیات بر سود کمتری بپردازند. در این فرآیند بخشی از کالاها وخدمات تولید شده به شکل غیر

۱. www.cbi.ir

۲. خبرگذاری ایسنا، ۳۱ تیر ۱۳۹۷، کد خبر ۹۷۰۴۲۱۱۱۴۸۷

رسمی وارد بازار می‌شود و دولت قادر نخواهد بود تا به صورت کامل مالیات مربوط به آن را دریافت نماید. اگر بنگاه تولیدی تمامی محصولات خود را «فاکتور» ننماید، فروشگاه‌ها و سایر زنجیره‌های توزیع هم قادر می‌شوند تا بخشی از درآمد خود را پنهان کنند و مالیات بر سود کمتری بپردازند. بنابراین، امکان فروش غیر رسمی توسط بنگاه‌های تولیدی رشته‌ای طولانی از فرار مالیاتی را در کشور پدید می‌آورد که شاید ممیزی و برخورد با آن در حال حاضر امکان‌پذیر نباشد.



نمودار ۳: سهم انواع درآمدهای مالیاتی دولت در ایران

منبع: بانک مرکزی

بنابراین بنگاه‌های تولیدی به عنوان بخشی از اشخاص حقوقی، به منظور فرار از مالیات مستقیم، رشته‌ای طولانی از فرار مالیاتی را در بخش‌های دیگر مهیا می‌سازند که هر دو بخشِ مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم را در بر می‌گیرد. این امکان وجود دارد که با حذف مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی و از بین رفتن انگیزه ایجاد فروش غیر رسمی، مجموع درآمد مالیاتی دولت افزایش یابد. چرا که دولت خواهد توانست از محل مالیات بر کالا و خدمات درآمد بیشتری کسب نماید.

فرضیه‌ی پژوهش این است که با حذف مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی، مجموع درآمد مالیاتی دولت افزایش می‌یابد. برای بررسی این مسئله الگویی طراحی شده است که در آن می‌توان تغییر درآمد مالیاتی دولت پس از حذف مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی را با شرایط کنونی مقایسه نمود. به منظور آزمون فرضیه از فرآیند تصادفی و ایجاد ۱۲ هزار مشاهده استفاده شد. نتیجه‌ی آزمون حاکی از افزایش درآمد مالیاتی دولت پس از حذف مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی است. به مانند دیگر الگوها، نتایج به‌دست آمده با فرض ثابت بودن سایر شرایط حاصل شده است

و پیش‌فرض آن عدم انگیزه بنگاه تولیدی برای فرار از مالیات بر ارزش افزوده است چرا که بار این مالیات بر عهده مصرف‌کننده نهایی است. یعنی اگر بنگاه تولیدی نسبت به پرداخت مالیات بر سود نگران نباشد؛ انگیزه‌ای برای ایجاد صورت مالی کاذب و درآمد غیر رسمی نخواهد داشت. به این ترتیب، دولت می‌تواند از مالیات بر ارزش افزوده تمامی کالاهای تولید شده برخوردار شود.

حذف مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی که پیشنهاد اصلی این تحقیق است موجب شکل‌گیری صورت‌های مالی واقعی در بنگاه‌ها می‌گردد. این امر به نوبه خود موجب اصلاح و واقعی‌سازی داده‌های اقتصادی کشور می‌شود. در حال حاضر اطلاعات موجود از بنگاه‌های خصوصی یا فعالین بخش توزیع در بازار تا حدود زیادی تخمینی و شاید کاذب باشد. از این رو برخی از سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی در زمینه تقاضای پول، تقاضای ارز، اشتغال یا درآمد فعالین اقتصادی با تورش زیادی همراه است. حذف مالیات بر سود بنگاه‌های تولیدی علاوه بر افزودن به درآمد مالیاتی دولت موجب شفافیت اطلاعات در اقتصاد نیز خواهد شد. مزیت دیگر اتخاذ چنین سیاستی، افزایش تولید و اشتغال در کشور است. بر مبنای یافته سایر پژوهشگران که در بخش (۲) به آن اشاره شد؛ کاهش نرخ مالیات مستقیم به افزایش سرمایه‌گذاری و رشد تولید کمک می‌نماید.

منابع و ماخذ

۱. امیدی‌پور، رضا. و پژویان، جمشید (۱۳۹۶). "فرار مالیاتی بر پایه درآمد اشخاص حقوقی در ایران". فصلنامه اقتصاد مالی **۱۱**(۳۹): ۵۶-۲۷.

۲. پژویان، جمشید. و درویشی، باقر (۱۳۸۹). "اصلاح ساختاری در نظام مالیاتی ایران". فصلنامه پژوهشنامه مالیات **۱۸**(۸): ۴۸-۹.

۳. پناهی، حسین. فلاحی، فیروز. و مردم‌دار، سجاد (۱۳۹۶). "مقایسه اثر حکمرانی خوب در درآمدهای مالیاتی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته". فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی **۵**(۱۴): ۹۹-۸۱.

۴. دادگر، یداله. نظری، روح اله. و صیامی‌عراقی، ابراهیم (۱۳۹۲). "دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران". مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۲**(۵): ۲۷-۱.

۵. خادم علیزاده، امیر (۱۳۹۵). "نظام مالیاتی سازگار با اقتصاد مقاومتی در ایران". فصلنامه پژوهشنامه مالیات **۲٤**(۳۲): ۱۷۶-۱۴۵.

۶. رحمانی، تیمور. مهرآرا، محسن. و مهاجرانی‌راد، یوسف (۱۳۹۷). "واکاوی تاثیر مالیات‌های مستقیم بر تغییرات تولید در محیط‌های تورمی گوناگون". پژوهشنامه اقتصاد کلان **۱۳**(۲۵): ۹۳-۱۰۵.

۷. سعیدی، پرویز. و نهتانی، حسین علی (۱۳۸۸). "بررسی و مقایسه جایگزینی مالیات بر ارزش افزوده بجای مالیات بر شرکت‌های غیر تولیدی". فصلنامه پژوهشنامه مالیات **۱۷**(۵): ۱۳۵-۱۱۵.

۸. سلمانی بی شک، محمدرضا. شاهویردی دولت‌آباد، امیر. و باستان، فرانک (۱۳۹۳). "بررسی اثرات درآمد مالیاتی و امنیت اقتصادی در ایران: رهیافت متقابل علیت در داده‌های سری زمانی". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **۲**(۷): ۹۰-۷۳.

۹. شمس الدینی، مصطفی. و شهرکی، جواد (۱۳۹۵). "بررسی عوامل مؤثر بر میزان درآمدهای مالیاتی در ایران". سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۵): ۱۱۶-۷۷.

۱۰. غفاری، هادی. پورکاظمی، محمد حسن. خداداد کاشی، فرهاد. و یونسی، علی (۱۳۹۶). "تعیین مقادیر بهینه ابزارهای سیاست مالی با استفاده از رهیافت تئوری کنترل بهینه پویا". سیاست‌گذاری اقتصادی **۹**(۱۱۷): ۱۱۸-۸۱.

۱۱. فیل سرایی، مهدی. و مجردی، سحر (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی بر عدالت اجتماعی از دیدگاه کارکنان اداره‌ی کل امور مالیاتی استان خراسان شمالی". مجله علمی تخصصی مدیریت، اقتصاد و حسابداری **۱**(۲۳): ۲۰-۱.

۱۲. مطلبی، معصومه. علیزاده، محمد. و فرجی دیزجی، سجاد (۱۳۹۷). "برآورد اقتصاد سایه و فرار مالیاتی با در نظر گرفتن عوامل رفتاری". مطالعات اقتصادی کاربردی ایران **۷**(۲۷): ۱۶۷-۱۴۱.

13. Alm, J. Martinez, J. and Mccllan, V. (2016). "Corruption and Firm Tax Evasion" . Journal of Economic Behavior and Organization **124**: 146-163.
14. Antelo, M. (2016). "Corporate Taxes with Unobservable Profits". Cuadernos de Economia **110**: 65-126.
15. Asatryan, Z. and Peichl, A. (2017). "Responses of Firms to Tax, Administrative and Accounting Rules: Evidence from Armenia". CESifo Working Paper Series No.**6754**, CESifo Group Munich.
16. Besley, T. and Prsson, T. (2014). "Why do Developing Countries Tax So Little?" . The Journal of Economic Perspectives **28**: 99-120.
17. Djankov, S. Ganser, T. Mcliesh, C. Lamalho, R. and Shleifert, T. (2010). "The Effect of Corporate Taxes on Investment and Entrepreneurship". American Economic Journal: Macroeconomics **2**(3): 31-64.
18. Feige, E. and Cebula, R. (2012). "America's Underground Economy: Measuring the Size, Growth and Determinants of Income Tax Evasion in the US". Crime, Law and Social Change **57**: 265-285.
19. Fochmann, M. and Kroll, E. (2016). "The Effects of Rewards on Tax Compliance Decisions". Journal of Economic Psychology **52**: 38-55.
20. Gokalp, O. Lee, S. and Peng, M. (2016). "Competition and Corporate Tax Evasion: An Institution-based View". Journal of World Business **52**: 258-269.
21. Goumagias, N. Varsakelis, D. and Assael, Y. (2018). "Using Deep Q-Learning to Understand the Tax Evasion Behavior of Risk Averse Firms". Expert System with Applications **101**: 258-270.
22. Levaggi, R. and Menoncin, F. (2016). "Optimal Dynamic Tax Evasion: a Portfolio Approach". Journal of Economic and Behavior **124**: 115-129.
23. Litina, A. and Palivos, T. (2016). "Corruption, Tax Evasion and Social Values". Journal of Economic Behavior & Organization **124**: 164-177.
24. Richardson, G. (2006). "Determinants of Tax Evasion: A Cross Country Investigation". Journal of International Accounting, Auditing and Taxation **15**: 150-169.
25. Sanz-Sanz, J. (2016). "The Laffer Curve in Scheduler Multi-rate Income Taxes with Non-genuine Allow: An Application to Spain". Economic Modeling **55**: 42-56.
26. Waseem, M. (2018). "Taxes, Informality and Income Shifting: Evidence from a Recent Pakistan Tax Reform". Journal of Public Economics **157**: 41-77.

27. www.cbi.ir
28. www.codal.ir

Original Research Article

Government VAT revenue feedback to corporate tax elimination

Mani Motameni[1]
Ahmad Jafari Samimi[2]*
Froozan Valehi[3]

Received: 07-12-2018 Accepted: 03-01-2019

Abstract

This study seeks to investigate the effect of corporate tax elimination on the government income. The assumption of the research is that, by eliminating the corporate tax, firms will not have the incentive to create informal sales. The main goal of companies may be creating a false financial statement to reduce taxes on profits. However, the VAT burden is not on those firms; they unwittingly pay less money to the government with low sales announcement. So, government revenues may increase if firms do not have the incentive to conceal their taxable product sales. In this research we try to compare the tax revenues of the government in these two situations. To do this, in a stochastic process with 12,000 different modes of finished cost structure of firms, the current situation of the government's tax revenues is compared to situation where the corporate tax is eliminated. The empirical results show that, in Iran, the total tax revenues of the government will increase if corporate taxes are eliminated.

Keywords: Tax revenue, Corporate tax, VAT, Tax evasion.
JEL Classification :H26, C15, L25.

1- Assistant Professor of Economics, University of Mazandaran
Email: m.motameni@umz.ac.ir
2- Professor of Economics, University of Mazandaran
3- MA Student of Economics, University of Mazandaran