دانشگاه سمنان

فصلنامه

مدلسازی اقتصادسنجی

شاپا چاپی: ۲۳۴۵-۶۵۴X
شاپا الکترونیکی: ۲۸۲۱-۲۱۵۰

- **بررسی اثر بحران کووید-۱۹ بر اقتصاد بخش عمومی: شواهدی ازکشورهای توسعه یافته و در حال توسعه** ۹-۳۶
  جلال ویسی، حسین جعفری، احمد جعفری صمیمی و سعید کریمی پتانلار
- **اثر نامتقارن سیاست پولی بر تولید بخش خدمات در ایران: رهیافت هم انباشتگی پنهان** ۳۷-۶۵
  زهرا طهماسبی، کامبیز هژبرکیانی ، محسن مهرآرا و بیژن صفوی
- **بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک** ۶۷-۱۰۱
  مرضیه اسفندیاری، علی سرگلزایی و سجاد سرگلزایی
- **طراحی مکانیزمی اعتمادساز برای توسعه اقتصاد اشتراکی در ایران (مطالعه موردی: پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت)** ۱۰۳-۱۲۷
  میثم کوچک زاده، زهرا نصراللهی و نظام‌الدین مکیان
- **بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران** ۱۲۹-۱۵۷
  وحید امیدی، یزدان گودرزی فراهانی و سهیل رودری
- **بررسی اثرات اجزای بدهی دولت به بانکهای تجاری بر روی اجزای نقدینگی در اقتصاد ایران** ۱۵۹-۲۰۰
  دلنیا یادگاری، سهراب دل انگیزان و آزاد خانزادی

سال هشتم، شماره یکم (پیاپی۲۹)، بهار۱۴۰۲

دارای رتبه علمی- پژوهشی

دانشگاه سمنان
فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی
سال هشتم، شماره یکم (پیاپی ۲۹)، بهار ۱۴۰۲

Semnan University

Econometric Modelling

Print ISSN: 2345-654X
Online ISSN: 2821-2150

- **Investigating the Effect of Covid-19 Crisis on Public sector economies: Some Evidences from Developed and Developing Countries**
  J. Vaisi, H. Jafari, A. Jafari Samimi & S. Karimi Petanlar
- **The asymmetric effect of monetary policy on the production of Services sector in Iran: hidden cointegration approach**
  Z. Tahmasbi, K. Hojabr Kiani, M. Mehrara & B. Safavi
- **Investigating the effect of oil price uncertainty on the consumer price index in Iran: a quantile regression approach based on wavelet transformation**
  M. Esfandiari, A. Sargolzaie & S. Sargolzaie
- **Designing a Trust-Building Mechanism for the Development of the Sharing Economy in Iran (A Case Study of Online Accommodation Sharing Platforms)**
  M. Kouchakzade, Z. Nasrollahi & N. Makiyan
- **Investigating the quantile time-varying relationship between exchange rate, current account deficit, government budget deficit, and inflation in the Iranian economy**
  V. Omidi, Y. Goudarzi Farahani & S. Roudari
- **Investigating the effects of government debt components to commercial banks on liquidity components in Iran**
  D. Yadegari, S. Delangizan & A. Khanzadi

Vol. 8, No. 1, Spring 2023

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی

دانشگاه سمنان

سال هشتم، شماره اول (پیاپی ۲۹)، بهار ۱۴۰۲

مدلسازی اقتصادسنجی

دانشگاه سمنان

عنوان: فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی
سال هشتم، شماره اول (پیاپی ۲۹)، بهار ۱۴۰۲
صاحب امتیاز: دانشگاه سمنان

اهداف مجله:

نشر یافته‌ها و پژوهش‌های تجربی در حوزه مدلسازی اقتصادسنجی
فراهم کردن زمینه‌های لازم برای کاربرد یافته‌ها در ارتقای رفاه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی
کمک به توسعه مدل‌های بومی برای ترویج فعالیت‌های بین‌رشته‌ای در اقتصاد

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی به استناد نامه شماره ۳/۳/۴۶۰۷۲۰ مورخ ۹۲/۹/۴ دفتر سیاستگذاری و برنامه‌ریزی امور پژوهشی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری چاپ می‌شود.
پروانه انتشار فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی به استناد نامه شماره ۹۲/۳۲۱۵۸ مورخ۹۲/۱۱/۱۵ دفتر هیات نظارت بر مطبوعات، وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی می‌باشد.
فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی به استناد نامه شماره ۳/۱۸/۲۹۰۱۳۱
تاریخ ۱۳۹۵/۱۲/۱۶ دفتر سیاستگذاری و برنامه‌ریزی امور پژوهشی (وزارت علوم، تحقیقات و فناوری) دارای درجه علمی-پژوهشی است.

ارکان فصلنامه

عنوان	نام و نام خانوادگی	شغل	محل کار	رشته	رتبه	تخصص
مدیر مسؤل	مجید مداح	عضو هیأت علمی	دانشگاه سمنان	اقتصاد	دانشیار	اقتصادسنجی اقتصاد بخش عمومی
سردبیر	اسمعیل ابونوری	عضو هیأت علمی	دانشگاه سمنان	اقتصادسنجی و آماراجتماعی	استاد	اقتصادسنجی و آماراجتماعی کاربردی توزیع درآمد و فقر اقتصادمالی اقتصادصنعتی

اعضای هیأت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

نام و نام خانوادگی	شغل	محل کار	رشته	رتبه	تخصص
اسمعیل ابونوری	عضو هیأت علمی	دانشگاه سمنان	اقتصادسنجی و آماراجتماعی	استاد	**اقتصادسنجی** و آماراجتماعی، توزیع درآمد و فقر، اقتصادمالی و اقتصادصنعتی
e.abounoori@profs.semnan.ac.ir					
مجید اسحاقی گرجی	عضو هیأت علمی	دانشگاه سمنان	ریاضی	استاد	فضای فازی و آنالیز ریاضی
MEshaghi@semnan.ac.ir					
مصیب پهلوانی	عضو هیأت علمی	دانشگاه سیستان و بلوچستان	اقتصاد	دانشیار	**اقتصادسنجی** تجارت بین الملل
Pahlavani@eco.usb.ac.ir					
احمد جعفری صمیمی	عضو هیأت علمی	دانشگاه مازندران	اقتصاد	استاد	اقتصاد کلان، **اقتصادسنجی** اقتصاد پولی
Jafarisa@umz.ac.ir					
ناصر خیابانی	عضو هیأت علمی	دانشگاه علامه طباطبایی	اقتصاد	دانشیار	**اقتصادسنجی** اقتصاد کلان
naser.khiabani@atu.ac.ir					
سعید راسخی	عضو هیأت علمی	دانشگاه مازندران	اقتصاد	استاد	اقتصاد بین‌الملل، اقتصاد ریاضی اقتصاد انرژی
Sa.rasekhi@gmail.Com					
علی حسین صمدی		دانشگاه شیراز	اقتصاد	استاد	اقتصاد بخش عمومی **اقتصادسنجی**
asamadi@rose.shirazu.ac.ir					
علیرضا عرفانی	عضو هیأت علمی	دانشگاه سمنان	اقتصاد	استاد	**اقتصادسنجی** اقتصاد پولی
aerfani@semnan.ac.ir					
شهرام فتاحی		دانشگاه رازی کرمانشاه	اقتصادسنجی	دانشیار	**اقتصادسنجی**
sfattahi@razi.ac.ir					
غلامعلی فرجادی	عضو هیأت علمی	مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی	اقتصاد	دانشیار	اقتصادتوسعه، اقتصاد کار اقتصاد کلان
g_farjadi@yahoo.Com					
غلامرضا کشاورز حداد	عضو هیأت علمی	دانشگاه صنعتی شریف	اقتصاد	دانشیار	**اقتصادسنجی** اقتصاد خرد
g.k.haddad@sharif.edu					
مجید مداح	عضو هیأت علمی	دانشگاه سمنان	اقتصاد	استاد	**اقتصادسنجی** اقتصاد بخش عمومی
majid.maddah@semnan.ac.ir					
کامبیز هژبر کیانی	عضو هیأت علمی	دانشگاه شهید بهشتی	اقتصاد	استاد	**اقتصادسنجی** اقتصاد کلان
kianikh@gmail.com					

مدیر داخلی: محبوبه فراهتی

طرح جلد و صفحه آرایی: وحید شجاعی شمارگان: ۵۰۰ جلد قیمت: ۱۵۰۰۰۰ ریال

ردیف	فهرست داوران این شماره	
۱	دکتر باقر ادبی فیروزجایی	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه گنبد کاووس
۲	دکتر زهرا افشاری	استاد گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا
۳	دکتر سیدصالح اکبرموسوی	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه تبریز
۴	دکتر محمد امری اسرمی	استادیار گروه حسابداری دانشگاه سمنان
۵	دکتر فرشاد پرویزیان	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۶	دکتر احمد جعفری صمیمی	استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران
۷	دکتر فوزیه جیحون تبار	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
۸	دکتر مریم دولو	دانشیار گروه مدیریت مالی و بیمه دانشگاه شهیدبهشتی
۹	دکتر سعید راسخی	استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران
۱۰	دکتر یوسف ربانی	استادیار گروه مهندسی صنایع دانشگاه سمنان
۱۱	دکتر سید علی رضوانی	استادیار موسسه آموزش عالی غیردولتی فضیلت
۱۲	دکتر علی سایه‌میری	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه ایلام
۱۳	دکتر رحمان سعادت	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۱۴	دکتر فرزانه صادقی	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۱۵	دکتر علی حسین صمدی	استاد گروه اقتصاد دانشگاه شیراز
۱۶	دکتر آزاده طالب بیدختی	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
	دکتر علیرضا عرفانی	استاد گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۱۷	دکتر امیرحسین غفاری نژاد	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۱۸	دکتر محبوبه فراهتی	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۱۹	دکتر سید علیرضا کازرونی	استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز
	دکتر علیرضا کاشفی	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۲۰	دکتر رضا محسنی	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهیدبهشتی
۲۱	دکتر مجید مداح	استاد گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۲۲	دکتر علی مفتخری	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه لرستان
۲۳	دکتر مهدی یزدانی	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهیدبهشتی

به نام خـــــــــــــداوند جان و خـــــــــــرد کـــــــزاین برتر ندیشـــــــــــــه برنگذرد

دشمن هر کس جهل و دوست هر کس علـــــــــــــــم اوست

در این شماره شش مقاله بر اساس مدلسازی اقتصادسنجی در زمینه های مورد نیاز جامعه و تصمیمگیران اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی با عنوانهای زیر به چاپ خواهد رسید:

بررسی اثر بحران کووید-۱۹ بر اقتصاد بخش عمومی: شواهدی ازکشورهای توسعه یافته و در حال توسعه

اثر نامتقارن سیاست پولی بر تولید بخش خدمات در ایران: رهیافت هم انباشتگی پنهان

بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک

طراحی مکانیزمی اعتمادساز برای توسعه اقتصاد اشتراکی در ایران (مطالعه موردی: پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت)

بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران

بررسی اثرات اجزای بدهی دولت به بانکهای تجاری بر روی اجزای نقدینگی در اقتصاد ایران

اسمعیل ابونوری

سردبیر فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی

تاریخ: ۱۴۰۲/۰۴/ ۲۱

شرایط تدوین و ارسال مقاله:

مقالات ارسالی باید در چارچوب اهداف نشریه تهیه و تنظیم شود و با رعایت موارد زیر به نشانی الکترونیکی نشریه ارسال شود.

ساختار مقاله:

صفحه اول: **عنوان مقاله صریح و در یک سطر همراه با نام و مشخصات کامل نویسنده(گان) ارائه شود و در صورتی که مقاله مستخرج از پایان‌نامه و یا طرح پژوهشی است به صورت پانویس توضیح داده شود.**

در چکیده **هدف، روش تحقیق و نتایج مطالعه حداکثر در ۱۵۰ کلمه توضیح داده شود. طبقه‌بندی JEL و حداکثر ۵ واژه کلیدی در سطرهای جداگانه ارائه شوند.**

متن مقاله شامل:

۱. مقدمه: شامل بیان مسأله، هدف، پرسش‌ها ویا فرضیه‌ها و معرفی بخش‌های مقاله

۲. پیشینه تحقیق: شامل مرور ادبیات از دیدگاه نظری و سپس تجربی

۳. روش تحقیق: شامل تصریح مدل و معرفی داده‌ها

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نحوه ارجاع: **ارجاع به منابع در متن و در فهرست منابع طبق روش متداول در اقتصاد (APA) باشد.**

نشانی فصلنامه:

نشانی پستی: **سمنان – دانشگاه سمنان – دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری – دفتر فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی**

نشانی الکترونیکی: **jem@semnan.ac.ir**

تلفن: ۰۲۳۳۱۵۳۲۵۸۳

فهرست مقالات

عنوان مقاله	صفحه
بررسی اثر بحران کووید-۱۹ بر اقتصاد بخش عمومی: شواهدی ازکشورهای توسعه یافته و در حال توسعه *جلال ویسی، حسین جعفری، احمد جعفری صمیمی و سعید کریمی پتانلار*	۹-۳۶
اثر نامتقارن سیاست پولی بر تولید بخش خدمات در ایران: رهیافت هم انباشتگی پنهان *زهرا طهماسبی، کامبیز هژبرکیانی ، محسن مهرآرا و بیژن صفوی*	۳۷-۶۵
بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک *مرضیه اسفندیاری، علی سرگل‌زایی و سجاد سرگلزایی*	۶۷-۱۰۱
طراحی مکانیزمی اعتمادساز برای توسعه اقتصاد اشتراکی در ایران (مطالعه موردی: پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت) *میثم کوچک زاده، زهرا نصراللهی و نظام‌الدین مکیان*	۱۰۳-۱۲۷
بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران *وحید امیدی، یزدان گودرزی فراهانی و سهیل رودری*	۱۲۹-۱۵۷
بررسی اثرات اجزای بدهی دولت به بانکهای تجاری بر روی اجزای نقدینگی در اقتصاد ایران *دلنیا یادگاری، سهراب دل انگیزان و آزاد خانزادی*	۱۵۹-۲۰۰

بررسی اثر بحران کووید-۱۹ بر اقتصاد بخش عمومی: شواهدی ازکشورهای توسعه یافته و در حال توسعه

جلال ویسی (نویسنده مسئول)
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
J.vaisi02@umz.ac.ir

حسین جعفری
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
H.jafari01@umz.av.ir

احمد جعفری صمیمی
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
Jafarisa@umz.ac.ir

سعید کریمی پتانلار
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
S.karimi@umz.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۱۹

چکیده

بحران کووید-۱۹ ابتدا یک تهدید جدی برای سلامت عمومی شناخته شد. اما با همه‌گیری آن در سراسر جهان، اثرات منفی بزرگی بر اقتصاد بسیاری از کشورها داشته است. اثرگذاری این بحران بر اقتصاد کشورها متفاوت بوده است. نقش دولت‌ها در مواجه با این بحران بسیار حائز اهمیت می‌باشد؛ لذا هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر شوک ناشی از بحران کووید-۱۹، بر اقتصاد بخش عمومی برای (۱۹) کشور توسعه یافته و (۲۴) کشور در حال توسعه طی سال‌های (۲۰۲۰ تا ۲۰۲۲ میلادی) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری پنلی (PVAR) به صورت فصلی است. نتایج حاکی از آن است که بحران کووید-۱۹، هم در کشورهای توسعه یافته و هم در کشورهای درحال توسعه باعث افزایش مخارج بهداشتی، کسری بودجه دولت، اندازه دولت و کاهش درآمدهای مالیاتی شده است. آنچه موجب تفاوت میان این دو گروه ازکشورها شده است؛ میزان اثرگذاری این بحران بر متغیرهای مورد نظر است. به صورت کلی نتایج نشان می‌دهد که کشورهای در حال توسعه بیشتر تحت تاثیر این بحران قرار گرفته‌اند.

طبقه بندی JEL: H51،H20 ،H12

کلید واژه‌ها: کووید-۱۹، بخش عمومی، کسری بودجه، خود رگرسیون برداری (PVAR)

۱. مقدمه

ماهیت زندگی بشر همواره با بحران همراه بوده است. مهم‌ترین بحران‌ها شامل مواردی است؛که بقای انسان‌ها را در معرض خطر قرار می‌دهد. بحران کووید-۱۹[1] یکی از مهم‌ترین بحران‌های تاریخ بشر محسوب می‌شود. شیوع کرونا ویروس جدید از دسامبر ۲۰۱۹ در ووهان چین، چالش‌های زیادی را برای کشورها در سراسر جهان به وجود آورد. این بحران قبل از هر چیز یک تهدید جدی برای سلامت عمومی شناخته شد؛ اما به تدریج با همه‌گیری آن در بیش از ۱۷۵ کشور جهان، به یک بحران برای اقتصاد جهانی تبدیل شد (کریون وهمکاران[2]،۲۰۲۰). درهم تنیدگی و ادغام اقتصادی کشورها موجب شده است؛ که آثار شوک ناشی از تکانه‌های بین‌المللی به سایر کشورها هم سرایت کند (سخائی و همکاران،۱۳۹۹). با همه‌گیری این بحران سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی[3] (۲۰۲۱)، اعلام کرد که اقتصادهای بزرگ دنیا هم وارد رکود شدند (هات[4]،۲۰۲۰). مطابق پیش‌بینی‌های صندوق بین‌المللی پول[5] (۲۰۲۱) بیش از ۱۷۰ کشور جهان با کاهش درآمد سرانه مواجه شده‌اند (رودری و همایونی فر،۱۴۰۰). بر طبق گزارش‌های منتشر شده صندوق بین‌المللی پول، میانگین تولید ناخالص جهان از سال ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۰، به میزان ۳/۹ درصد کاهش یافته است؛ که این بدترین رکود اقتصادی از زمان رکود بزرگ (۱۹۲۹) تا کنون بوده است (گزارش سازمان همکاری و توسعه اقتصادی،۲۰۲۰). هم‌چنین طبق پیش‌بینی صندوق بین‌المللی پول، رشد اقتصادی جهان حداقل تا پایان سال ۲۰۲۴ میلادی، کمتر از پیش‌بینی‌های قبل از بحران همه‌گیری کووید-۱۹ است (صندوق بین المللی پول،۲۰۲۱). به اعتقاد برخی اقتصاددانان، اثرات منفی ناشی از این بحران بیش از بحران مالی ۲۰۰۸ بوده و حتی اقتصادهایی که وارد رکود عمیق نشده‌اند، رشد مثبتی را تجربه نخواهند کرد و سال‌ها طول خواهد کشید تا اثرات منفی این بحران جبران شود (منتی،۱۳۹۹). اگرچه میزان اثرگذاری این بحران بر اقتصادهای مختلف یکسان نبوده است؛ اما تعطیلی بسیاری از کسب و کارها و به دنبال آن افزایش بیکاری در جهان، کاهش درآمد سرانه و مصرف، لطمه سنگین به تجارت خارجی کشورها و... از جمله خسارت‌های ناشی از شیوع بحران

---

1. Corona virus
2. Craven et al.
3. Economic Development and Cooperation Organization
4. Hutt
5. International Monetary Fund

مذکور بوده است (بون[1]،۲۰۲۰). باتوجه به این شرایط کشورها به دنبال این بودند؛ که در کوتاه‌ترین زمان ممکن با اتخاذ سیاست‌های لازم اثر این بحران را بر اقتصاد کاهش دهند. تاکنون مطالعات صورت گرفته بر تاثیرات اقتصادی کووید-۱۹ در سه حوزه، کاهش تولید ناخالص داخلی (مانند مطالعات، مک کیبین و فرناندو[2] (۲۰۲۰)، اندرسون[3] (۲۰۲۰)، بارو[4] و همکاران (۲۰۲۰)، کیلان و اوزکان[5] (۲۰۲۰)، رحیمی (۱۴۰۱) و امام قلیپور و عاقلی (۱۳۹۹))، کاهش تجارت بین‌الملل (مانند مطالعات جعفری و همکاران (۱۳۹۹) و وقفی و همکاران (۱۳۹۹)) و تضعیف بازار های مالی (مانند مطالعات لیو[6] و همکاران (۲۰۲۰)، هی[7] و همکاران (۲۰۲۰)، فان و نارایان[8] (۲۰۲۰)، اشرف[9] (۲۰۲۰)، راملی و واگنر[10] (۲۰۲۰) و رودری و همایونی فر (۱۴۰۰)) صورت گرفته است. حلقه مفقوده مطالعات صورت گرفته در این زمینه بررسی عملکرد اقتصادی دولت در مواجهه با این بحران بوده است؛ که سه حوزه یاد شده نیز متاثر از عملکرد اقتصادی دولت خواهند بود. بنابراین مطالعه آثار بحران کووید -۱۹ بر عملکرد اقتصادی دولت بسیار حائز اهمیت می‌باشد. برای سنجش عملکرد اقتصادی دولت، عمده‌ترین شاخص‌های اندازه‌گیری شامل شاخص‌های درآمدهای دولت، هزینه‌ها و کسری بودجه دولت می‌باشد.کسری بودجه می‌تواند ثبات اقتصادی کشورها را متاثر سازد. زیرا ثبات اقتصاد کلان مستلزم رشد و سرمایه‌گذاری در اقتصاد است و کسری بودجه دولت می‌تواند اثر منفی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی داشته باشد(فاروجی و همکاران، ۱۳۹۹). از آغاز شروع بحران فوق، شواهد آماری نشان می‌دهند؛ که مخارج کل دولت‌ها در مواجهه با کووید-۱۹ افزایش پیدا کرده است؛ به طوری که برای سال ۲۰۲۰ میلادی، کسری بودجه دولت آمریکا به ۳/۱ تریلیون دلار رسیده است (سرویس تحقیقاتی کنگره[11]،۲۰۲۱). هم‌چنین از آنجایی که بحران کووید-۱۹ به عنوان یک بیماری همه‌گیر در جهان شناخته شده است؛ انتظار می‌رود مخارج بهداشتی دولت‌ها هم

---

1. Boon
2. McKibbin & Fernando
3. Anderson
4. Barro
5. Ceylan & Ozkan
6. Liu
7. He
8. Phan & Narayan
9. Ashraf
10. Ramelli & Wagner
11. Congressional Research Service

افزایش پیدا کرده باشد؛ که شواهد آماری نیز این موضوع را تایید می‌کند. بر این اساس شاخص اندازه دولت که نسبتی از مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد نیز افزایش پیدا خواهد کرد. دولت‌ها به واسطه نقش و وظایفی که در اقتصاد دارند؛ به ناچار متحمل هزینه‌هایی می‌شوند. چگونگی تاثیرگذاری افزایش مخارج دولت و در نتیجه اندازه دولت بر اقتصاد یک کشور چندان روشن نیست، و به ساختار اقتصادی آن کشور بستگی دارد؛ اما از آنجایی که همه‌گیری کووید-۱۹ به یک بحران عمیق اقتصادی برای کشورها تبدیل شد؛ نقش دولت برای کنترل و برون‌رفت از این شرایط، غیرقابل انکار و حیاتی است. براساس موارد مطرح شده، در این پژوهش اثرات بحران کووید-۱۹ بر متغیرهای بخش عمومی در طول شیوع کووید-۱۹ (سال‌های ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۲ میلادی)، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری پنلی (PVAR[1]) به صورت فصلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. از آنجایی که میزان اثرگذاری این بحران با توجه به ساختار اقتصادی کشورها متفاوت خواهد بود؛ دراین پژوهش سعی شده است با دسته بندی کشورها به کشورهای توسعه یافته[2] و در حال توسعه[3]، تفاوت در ساختار اقتصادی، سیستم‌های مالیاتی، وضعیت کسری بودجه دولت‌ها و نگرش به نقش دولت در میان این دو گروه از کشورها در نظر گرفته شود. بنابراین در این پژوهش مقایسه بین کشوری اثرات اقتصادی ناشی از بحران کووید-۱۹ لحاظ می‌شود.

مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به بررسی ادبیات نظری تحقیق و مروری بر مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. بخش سوم اختصاص به مدلسازی پژوهش دارد. در بخش چهارم مدل تجربی برآورد گردیده و در نهایت در بخش انتهایی نتیجه گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

---

[1]. Panel var

۱.آلمان، آمریکا، ژاپن، کانادا، چین، دانمارک، نیوزلند، استرالیا، انگلستان، فرانسه، ایتالیا، اسپانیا، سوئیس، سنگاپور، کره‌جنوبی، فنلاند، مکزیک، نروژ، هلند

۲. ایران، هند، برزیل، ارمنستان، آلبانی، شیلی، آذربایجان، یونان، بلاروس، روسیه، ترکیه، قبرس، سالوادور، ایسلند، اندونزی، پرتغال، رومانی، قرقیزستان، قزاقستان، اسلواکی، آفریقای‌جنوبی، مصر، الجزایر، آنگولا

-تقسیم بندی کشورها بر اساس اطلاعات موجود در صندوق بین‌المللی پول(IMF) و هم‌چنین انتخاب کشورها بر اساس وجود داده‌های مربوط به متغیرهای الگوی مدل در سایت‌های مورد استفاده است.

۲. پیشینه تحقیق

بیماری‌های همه‌گیر علاوه بر ماهیت پزشکی آنها پیامدهای منفی گسترده‌ای بر اقتصاد دارند. یکی از مهم‌ترین اثرات بیماری‌های همه‌گیر بر اقتصاد، کاهش نیروی کار به عنوان یکی از عوامل تولید است؛ که منجر به کاهش تولید می‌شود. شولتز[۱] (۱۹۶۴)، رومر[۲] (۱۹۸۹)، لی و وارنر[۳] (۲۰۰۷)، مهم‌ترین تاثیر منفی همه‌گیری بیماری را کاهش نیروی کار و نابودی سرمایه انسانی می‌دانند؛ که بر رشد بلند مدت اقتصاد تاثیر منفی می‌گذارد. هم‌چنین بارو و مارتین[۴] (۱۹۹۵) بیان می‌کنند که با کاهش برون‌زای نیروی کار نسبت سرمایه به کار افزایش خواهد یافت و بنابراین بازدهی سرمایه کاهش می‌یابد و در نهایت منجر به کاهش رشد تولید می‌شود. شولتز (۱۹۶۴) با بررسی اثر همه‌گیری بیماری آنفولانزای اسپانیایی در اقتصاد هند نشان داد که نیروی کار فعال در بخش کشاورزی و تولید به ترتیب ۸ و ۳/۳ درصد کاهش یافته است. یکی دیگر از پیامدهای منفی بیماری‌های همه‌گیر ایجاد فضای نااطمینانی در اقتصاد است. فضای نااطمینانی رفتار عاملان اقتصادی را تحت تاثیر قرار می دهد. فان[۵] (۲۰۰۳)، هانا و هانگ[۶] (۲۰۰۴)، سیو و وانگ[۷] (۲۰۰۴)، کوگ برون و اسمیت[۸] (۲۰۰۸) نشان دادند که در پی همه‌گیری ویروس سارس در سال ۲۰۰۳، نااطمینانی و ترس از ابتلا به بیماری منجر به کاهش تقاضا و درنتیجه کاهش تولید ناخالص داخلی جهان شده است. آنها هم‌چنین بیان می‌کنند که همه‌گیری بیماری سارس باعث کاهش صادرات خدمات، به ویژه صادرات مرتبط با گردشگری و افزایش مخارج دولتی شده‌است. مطابق یافته‌های مک‌کی[۹] و همکاران (۲۰۰۶) همه‌گیری بیماری منجر به افزایش مخارج سلامت خانوارها می‌شود. هم‌چنین از نظر بلوم[۱۰] و همکاران (۲۰۰۴) بیماری از طریق افزایش مخارج سلامت، کاهش عرضه نیروی کار، بهره‌وری و کاهش سرمایه‌گذاری، بر عملکرد اقتصاد اثر منفی می‌گذارد.

---

1. Schultz
2. Romer
3. Lee & Warner
4. Barro & Martin
5. Fan
6. Hanna & Huang
7. Siu & Wang
8. Keogh-Brown & Smith
9. McKay
10. Bloom

همه‌گیری ویروس-کووید ۱۹، علاوه بر ایمنی انسان‌ها و بهداشت عمومی، اثرات بسیار اساسی را بر کشورهای جهان گذاشت. اقتصاد بسیاری ازکشورها، چه کشورهای توسعه یافته و چه کشورهای در حال توسعه به صورت مستقیم و غیرمستقیم تحت تاثیر شیوع این ویروس قرار گرفته است. بخش‌های مختلف اقتصادی مثل اشتغال، گردشگری، صنعت هواپیمایی، خودروسازی، صادرات و واردات و بسیاری از بخش‌های موثر اقتصاد تحت تاثیر این بحران قرار گرفته‌اند. بحران کووید-۱۹، رشد اقتصادی چین را معکوس کرد و در اغلب کشورهای اروپا مانند، آلمان، فرانسه، ایتالیا و اسپانیا، روند تولید با مشکل مواجه شد(گزارشات سایت TRT2020). مک کیبین و فرناندو (۲۰۲۰)، اندرسون (۲۰۲۰)، بارو و همکاران (۲۰۲۰)، کیلان و اوزکان (۲۰۲۰)، رحیمی (۱۴۰۱) و امام قلیپور و عاقلی (۱۳۹۹) به این نتیجه رسیدند که همه‌گیری کووید۱۹، باعث کاهش تولید ناخالص داخلی شده است. در شرایط همه‌گیری عملکرد اقتصادی دولت بسیار حائز اهمیت است. زیرا کشورها می‌توانند با اجرای سیاست‌های مناسب و بهنگام، اثرات منفی این بحران را به حداقل برسانند. نقش دولت در اقتصاد (اقتصاد بخش عمومی) شامل دو بخش درآمدها و هزینه های دولت است (پژویان، ۱۳۸۱). در پی همه‌گیری کووید-۱۹، به دلیل افزایش مخارج سلامت، کاهش عرضه نیروی کار، بهره‌وری، کاهش سرمایه‌گذاری، افزایش کسری بودجه دولت و... هم بخش درآمدها و هم بخش هزینه های دولت به شدت تحت تاثیر قرار گرفت. گرین و لوالیچه[1] (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که دولت‌های محلی به دلیل بحران کووید-۱۹، با کاهش زیادی در درآمدها و افزایش هزینه‌ها مواجه شده‌اند. همچنین دهک‌های پایین درآمدی در شرایط بحران، نسبت به سایر دهک‌های درآمدی آسیب بیشتری را متحمل می‌شوند، از این رو می‌بایست توسط دولت‌ها حمایت شوند. با شیوع کووید-۱۹، در کشورهای با اقتصادهای پیشرفته، دولت‌ها برای جبران هزینه‌هایی که کارگران و مصرف‌کنندگان در مدت قرنطینه متحمل شدند؛ کمک‌های از جمله پرداخت‌های مستقیم و غیرمستقیم به خانوارها پرداخت کردند. در کشورهای سراسر جهان ۸ تریلیون دلار در سال ۲۰۲۰ به بسته‌های کمکی با حمایت مالی یا تزریق اعتبار و سهام اختصاص داده شد (گاسپار[2] و همکاران، ۲۰۲۰). هم‌چنین دولت به عنوان کارگزار خدمات اجتماعی همواره دارای مطالباتی از مردم و اقشار مختلف است. در شرایط بحران اقتصادی بسیاری از افراد به

[1]. Green and Loualiche
[2]. Gaspar

ویژه در طبقات آسیب‌پذیر اقتصادی، درآمد اقتصادی و توانایی پرداخت مطالبات را ندارند. بنابراین یکی از مهم‌ترین کمک‌های دولت در شرایط بحرانی، تعلیق یا تخفیف در مطالبات مالی از مردم است. زیرا بحران کووید-۱۹، بسیاری از مشاغل را بخصوص در بخش خدمات تحت تاثیر قرار داد. به همین دلیل دولت‌ها طیفی از مشاغل متاثر از پیامدهای بیماری کووید-۱۹ را شناسایی کرده و مورد حمایت قرار دادند. هاروتونیان[1] و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که همه‌گیری ویروس کووید-۱۹ بار بی‌سابقه‌ای را بر اقتصاد و منابع مالی دولت کشورهای منطقه یورو وارد کرده است؛ که علاوه بر اقدام در سطح ملی، نیازمند واکنش فوری اتحادیه اروپا است. در پاسخ به شوک کووید-۱۹ همه کشورهای منطقه یورو بسته‌هایی از اقدامات مالی را اجرا کردند. این بسته‌ها شامل اقدامات محرک مالی اختیاری، تضمین‌های دولتی برای اعطای وام به شرکت‌ها و سایر اقدامات حمایتی است. یک جزء مهم از اقدامات اختیاری مربوط به حمایت از شرکت‌ها به ویژه برای حفظ اشتغال است. کشورها هم‌چنین بر هزینه‌های بهداشتی و اقداماتی با هدف حمایت از بیکاران و سایر گروه‌های آسیب‌پذیر متمرکز شده‌اند. در بخش درآمد، تعویق مالیات و سهم تامین اجتماعی عمدتاً با هدف تأمین نقدینگی خانوارها و شرکت‌ها صورت گرفته است. بنابراین می‌توان بیان نمود که دولت‌ها از یک طرف به دلیل تخفیف و تعلیق در مالیات‌ها با کاهش درآمدها، و از طرف دیگر به دلیل حمایت‌های مالی با افزایش در هزینه‌ها رو به رو هستند.

به طور کلی اثر این بحران بر وضعیت اقتصادی کشورها متفاوت بوده است؛ اما ویژگی مشترک در تمام کشورها افزایش نقش اقتصاد بخش عمومی بوده است؛ هم‌چنین بهبود اقتصاد و نحوه برون‌رفت از این بحران به سیاست‌های مناسب اقتصادی این کشورها بستگی دارد (آریکیا[2] و همکاران،۲۰۲۰). به بیان استیگلیتز[3] (۲۰۲۱)، شیوع کووید-۱۹، بیش از گذشته اهمیت شوک را آشکار کرده است. هم‌چنین او معتقد است که اقتصاد درکوتاه‌مدت به شرایط پیش از شیوع باز نمی‌گردد. در چنین شرایطی، درچسلر و کاتل[4] (۲۰۲۰)، بیان می‌کنند که دولت‌ها باید با سازماندهی‌های لازم و بکارگیری منابع به شرایط اضطراری پاسخ دهند.

---

1. Harutonian
2. Arricia
3. Stieglitz
4. Drechsler and Cuttle

۲-۱. مروری بر مطالعات پیشین

۲-۱-۱. مطالعات تجربی خارج از کشور

در سراسر جهان ، مطالعاتی به منظور بررسی ابعاد مختلف پیامدهای اقتصادی همه‌گیری کووید-۱۹، انجام شده است؛ که در ادامه به تشریح برخی از آن‌ها پرداخته شده است.

ماریوکوچیا [1](۲۰۲۱) به بررسی میزان هزینه‌های بهداشتی و نرخ مرگ و میر ناشی از کووید-۱۹، برای ۱۶۰ کشور جهان پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که کشورهایی با میانگین کم نرخ مرگ و میر ناشی از کووید-۱۹ هزینه‌های بالایی در بخش بهداشت و درمان دارند. به طوری که مخارج بخش بهداشت بیش از ۷/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی و هم‌چنین هزینه‌های بهداشتی سرانه بیش از ۲۳۰۰ دلار می تواند مرگ و میر ناشی ازکووید-۱۹را بین کشورها کاهش دهد.

لوانا لورا [2](۲۰۲۱) در پژوهشی تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر درآمدهای مالیاتی را برای ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا بررسی کرد. هدف از مطالعه مذکور ارائه پیش‌بینی‌های دقیق و بروز درآمدهای مالیاتی برای کشورهای منتخب اروپا در دوره ۲۰۲۰-۲۰۲۲ میلادی بود. نتایج نشان دهنده‌ی کاهش درآمدهای مالیاتی در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ و به دنبال آن بهبودی جزئی در سال ۲۰۲۲ برای اکثر کشورهای عضو اتحادیه اروپا است. این مطالعه هم‌چنین توصیه‌های در زمینه اجرای سیاست مالی برای اتحادیه اروپا با هدف بهبود و تثبیت جمع آوری درآمد مالیاتی در آینده ارائه می دهد.

گرین و لوالیچه [3](۲۰۲۱) به بررسی اثر بحران کووید-۱۹، بر اشتغال ایالتی و دولت‌های محلی پرداختند. طبق استدلال آن‌ها، دولت‌های محلی به دلیل بحران کووید-۱۹، با کاهش زیادی در درآمدها و افزایش هزینه‌ها مواجه شده‌اند و یک رابطه علّی بین فشارهای مالی ناشی از بحران کووید-۱۹ و اخراج کارکنان ایالتی و دولت محلی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که ایالت‌هایی که بیشتر به مالیات بر فروش به عنوان منبع درآمد وابسته هستند؛ نسبت به سایر ایالت‌ها کارگران بیشتری را اخراج کردند. ارائه کمک ۱۵۰ میلیارد دلاری به دولت‌های ایالتی و محلی، فشارهای مالی را کاهش داده است. همچنین آن‌ها با بهره‌گیری از پیچیدگی در فرمول تخصیص بودجه در بین ایالت‌ها، تخمین زدند که بدون این بودجه، دولت‌های ایالتی و محلی ۴۰۱ هزار

---

1. Mario Coccia
2. loana Laura
3. Green and Loualiche

کارگر دیگر را در آوریل ۲۰۲۰ اخراج می‌کردند، یعنی ۴۰ درصد بیشتر از آنچه تصور می‌شد.

فریا ای کاسترو[1] (۲۰۲۰) به بررسی آثار شیوع ویروس کووید-۱۹ در ایالات متحده و متعاقب آن سیاست‌های مالی مناسب در چارچوب یک الگوی غیرخطی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته است. نتایج نشان داد مؤثرترین ابزار برای تثبیت درآمد خانوار و مصرف وام گیرنده در طول بحران، افزایش مزایای بیمه بیکاری است. چنانچه هدف تثبیت بیکاری در بخش آسیب دیده باشد، کمک‌های نقدی، بیشترین تأثیر را خواهند داشت.

کیلان و اوزکان[2] (۲۰۲۰) با شیوع ویروس کووید-۱۹ به تحلیل مجدد پیامدهای اقتصادی شیوع ویروس سارس پرداخته‌اند. محققان نشان می‌دهند شیوع ویروس سارس در ابتدا تأثیر چندانی بر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مورد بررسی نداشته است؛ اما بعد از گذشت یک سال رشد اقتصادی تحت تاثیر شیوع ویروس کاهش یافته است. اما در خصوص شیوع ویروس کووید-۱۹ پیامدهای اقتصادی بسیار وسیع‌تر خواهد بود.

۲-۱-۲. مطالعات تجربی داخلی

کشاورزی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود نقش دولت در شرایط مواجهه با بیماری پاندمیک را بررسی کردند. به این منظور، با استفاده از سناریو سازی و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، واکنش‌های مالی دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ مورد تحلیل قرار گرفت. در پیش‌فرض سناریوی بنیادی، دولت، وضع انفعال مالی را دنبال کرده و هیچ واکنش مالی نسبت به تغییر متغیرهای درون‌زا پس از شیوع بیماری نشان نمی‌دهد. در سناریوهای دیگر با توجه به شرایط مختلف تولید و بدهی عمومی، دولت نسبت به بحران، عکس‌العمل مالی از خود نشان می‌دهد. مقایسه نتایج سناریوهای فعال مالی با حالت انفعالی نشان می‌دهد؛ که اثر تکانه مخارج دولت به اندازه یک انحراف معیار بر متغیرهای کلان اقتصادی در شرایط بیماری پاندمیک، بازخورد کمتری به دنبال داشته است.

جهانگرد و کاکایی (۱۴۰۰) به بررسی اثرات شیوع ویروس کووید- ۱۹ بر تولید و اشتغال اقتصاد ایران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که ستانده و ارزش افزوده کل اقتصاد به

[1]. Freya E. Castro
[2]. Kilan and Ozkan

ترتیب، حدود ۴/۳ و ۴ درصد کاهش پیدا کرده است. از بین اجزای ارزش افزوده، «درآمد مختلط و مازاد عملیاتی(خالص)» با بیش‌ترین رشد نزولی مواجه شده است. هم‌چنین حدود ۶/۵ درصد شاغلان کشور به طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تاثیر بیماری همه‌گیر کووید-۱۹ قرار گرفته‌اند.

امام قلیپور و عاقلی (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان تحلیلی بر پیامدهای اقتصادی کووید-۱۹ و کارکرد بسته‌های مالی دولت‌ها در مدیریت آن، به این نتیجه رسیدند که، ضریب موفقیت نظام سلامت (نسبت خالص تعداد بهبودیافتگان به تعداد مبتلایان کووید-۱۹) و سهم حمایت دولت در کشورهای متأثر از ویروس کووید-۱۹، ضریب همبستگی مثبت ۰/۲۴ را نشان می دهد.

طاهرپور و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثرات شیوع کرونا بر وضعیت بودجه دولت در سال ۱۳۹۹ پرداختند. در این مطالعه محققان بر مبنای وضعیت دو متغیر کلیدی قیمت نفت و میزان شیوع بیماری و استفاده از روش شوارتز و تحلیل ساختاری، چهار سناریو طراحی کرده‌اند و فرض شده است؛ که میزان شیوع بیماری می‌تواند کسری بودجه را از دو مسیر کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش هزینه‌های حمایتی تحت تأثیر قرار دهد. در نهایت‌کسری بودجه سال ۱۳۹۹ در سناریوهای مختلف تخمین زده شده که در بازه ۶۴ تا ۸۳ هزار میلیارد تومان قرار گرفته است.

باقری و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله خود نقش حمایت‌های دولت در شکل گیری راهبردهای فرصت جویانه‌ی شرکت‌های دانش‌بنیان در مواجهه با بیماری کووید-۱۹ را بررسی کردند. در این مطالعه از رویکرد کیفی و روش مطالعه چند موردی استفاده شده است. شواهد نشان می‌دهند که دولت با طیف وسیعی از ابزارهای حمایتی مالی و غیر مالی به این شرکت‌ها کمک کرده است. با وجود این نمی‌توان حمایت دولتی را جایگزین فرصت‌های بازار در شکل گیری راهبردهای فرصت جویانه شرکت‌ها دانست؛ هرچند اغلب این شرکت‌ها بدون حمایت‌های دولتی نمی‌توانستند راهبردهای خود را اجرا کنند. در نتیجه باید حمایت‌های دولتی را در کنار فرصت‌های بازار، مکملی حیاتی برای شکل‌گیری راهبردهای فرصت‌جویانه شرکت‌های دانش بنیان در دوران شیوع بیماری کوید-۱۹ دانست.

۳. روش تحقیق

این پژوهش به دنبال بررسی اثر شوک ناشی از بحران کووید-۱۹، بر اقتصاد بخش عمومی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه است. متغیرهای اقتصادی تحت تاثیر عوامل برون‌زا مانند جنگ، بلایای طبیعی و سایر بحران‌های دیگر تغییر می‌کنند. این نوع نوسانات، ناشی از عوامل تصادفی بوده؛ و دارای الگوی مشخصی نیستند. هم‌چنین تغییرات آن‌ها نامنظم و غیرسیستماتیک است (سخائی و همکاران،۱۳۹۹). بحران کووید-۱۹ را می‌توان یکی از این عوامل تصادفی درنظر گرفت. بنابراین در پژوهش حاضر از الگوی خود رگرسیون برداری پنلی (PVAR) برای بررسی اثرات این شوک، استفاده می‌شود. هدف الگوی خودرگرسیون برداری آماده کردن یک ساختار انعطاف‌پذیر برای کاربردهای مختلف در بررسی شوک‌های اقتصادی است (پسران،شرمن،وینر[1]،۲۰۰۴). در این پژوهش، الگوی برآوردی شامل ۱۹ کشور توسعه یافته و ۲۴ کشور درحال توسعه در مدت زمان همه‌گیری کووید-۱۹ (سال‌های ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۲ میلادی) به صورت فصلی می‌باشد. اطلاعات متغیرهای مورد استفاده در مدل در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱): معرفی متغیرهای الگو

متغیر	توضیحات متغیر	مرجع جمع آوری داده
$Lnewc_{it}$	لگاریتم تعداد افراد ابتلای جدید به کووید- ۱۹ (به ازای هرمیلیون نفر)	۱. https://ourworldindata.org
Leh_{it}	لگاریتم مخارج بهداشتی در کشور i در زمان t	https://data.imf.org
$Lsize_{it}$	لگاریتم اندازه دولت در کشور i در زمان t (کل مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی)	https://data.worldbank.org
$Ldef_{it}$	لگاریتم کسری بودجه دولت در کشور i در زمان t	https://data.worldbank.org
Lit_{it}	لگاریتم درآمدهای مالیاتی دولت در کشور i در زمان t	https://data.imf.org

منبع: یافته‌های پژوهش.

[1]. Pesaran, Sherman, Weiner

هم‌چنین آماره توصیفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲): آماره توصیفی متغیرهای الگو

نام شاخص	$Lnewc_{it}$	Leh_{it}	$Lsize_{it}$	$Ldef_{it}$	Lit_{it}
		کشورهای در حال توسعه			
میانگین	۳/۸۷	۱۱/۲۴	۶/۷۱	۹/۲۳	۱۲/۴۴
میانه	۴/۳۴	۱۱/۰۳	۶/۴۴	۸/۲۲	۱۲/۵۳
حداکثر	۷/۸۱	۱۹/۶۲	۱۴/۹۲	۱۷/۹۳	۲۱/۵۶
حداقل	-۴/۱۴	۶/۵۲	-۲/۸۸	۳/۶۵	۴/۹۲
انحراف معیار	۲/۰۱	۲/۸۰	۳/۵۸	۴/۹۹	۳/۳۸
چولگی	-۰/۸۶	۰/۹۵	۰/۱۵	۰/۳۹	۰/۴۷
کشیدگی	۳/۹۳	۴/۶۴	۳/۰۵	۱/۶۰	۳/۹۵
آزمون-جارک برا	۳۹/۱۱ (۰/۰۰۰۰)	۶۴/۰۰ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۲ (۰/۶۲۱۸)	۲۵/۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۸/۰۹ (۰/۰۰۰۰)
نتیجه	غیرنرمال	غیرنرمال	نرمال	غیرنرمال	غیرنرمال
		کشورهای توسعه یافته			
میانگین	۵/۱۷	۱۰/۰۱	۸/۱۳	۱۱/۰۷	۸/۲۱
میانه	۴/۳۴	۹/۱۱	۷/۹۱	۹/۷۱	۷/۴۴
حداکثر	۶/۹۱	۱۴/۸۲	۱۵/۸۳	۱۸/۰۸	۱۶/۸۳
حداقل	-۳/۷۶	۵/۰۹	۳/۱۸	۳/۶۷	۲/۷۴
انحراف معیار	۳/۱۱	۲/۱۶	۴/۷۱	۳/۸۱	۲/۶۶
چولگی	-۰/۷۷	۰/۶۵	۰/۴۵	۰/۴۲	۰/۵۲
کشیدگی	۳/۹۹	۳/۸۲	۳/۵۶	۲/۵۲	۳/۹۰
آزمون-جارک برا	۲۵/۹۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۸۸ (۰/۶۳۹۵)	۰/۸۵ (۰/۰۰۰۰)	۲۶/۳۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۳/۴۱ (۰/۰۰۰۰)
نتیجه	غیرنرمال	نرمال	غیرنرمال	غیرنرمال	غیرنرمال

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

۴-۱. تعیین وقفه بهینه

در مدل‌های خود رگرسیون برداری ابتدا باید تعداد وقفه بهینه مدل انتخاب کرد. به دلیل وجود محدودیت در داده‌ها و با توجه به اینکه معیار شوارتز در تعیین طول وقفه صرفه‌جویی می‌کند، در این مطالعه از معیار اطلاعاتی شوارتز برای انتخاب تعداد وقفه بهینه مدل استفاده می‌شود. مطابق جدول (۳) براساس معیار اطلاعاتی شوارتز هم برای

مدل کشورهای توسعه یافته و مدل کشورهای در حال‌توسعه، وقفه بهینه ۱ در مدل انتخاب می‌شود.

جدول (۳): تعیین وقفه بهینه

کشور	وقفه	HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL
	۰	۲۶/۶۶	۲۶/۷۳	۲۶/۶۱	۱۴۶۵	NA	-۲۰۴۳
	۱	-۷/۰۷۳*	-۶/۵۸۱*	-۷/۴۱۰*	۲/۴۴e	۷۱۵۰	۶۱۲/۵
توسعه	۲	-۱۳/۴۹	-۱۲/۵۷	-۱۴/۱۱	۲/۹۹ e*	۱۰۱۱*	۱۱۶۴
یافته	۳	-۲۴/۴۰	-۲۳/۰۶	-۲۵/۳۱	۴/۱۱e	۱۵۵۷	۲۰۶۳
	۴	-۲۷/۲۲	-۲۵/۴۷	-۲۸/۴۲	۱/۸۵e	۴۶۱/۷	۲۳۳۸
	۰	۲۸/۴۹	۲۸/۶۰	۲۸/۴۲	۸۹۳۸	۷۶۴/۵	-۱۱۸۷
	۱	۱۹/۶۱*	۲۰/۳۳*	۱۹/۱۲*	۸/۱۴۲*	۷۸۲/۵	-۷۶۱/۱
درحال	۲	۲۰/۲۴	۲۱/۵۹	۱۹/۳۳	۱۰/۲۳	۴۵/۵۲*	-۷۳۴/۱
توسعه	۳	۲۰/۵۱	۲۲/۴۸	۱۹/۱۹	۱۰/۱۲۶	۶۵/۲۹	-۶۹۲
	۴	۲۱/۳۱	۲۳/۹۰	۱۹/۵۶	۱۴/۱۶	۲۸/۳۹	-۶۷۱/۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

علامت * نشان‌دهنده‌ی وقفه‌ی بهینه پیشنهادی توسط معیارهای اطلاعاتی مختلف است.

۴-۲. آزمون وابستگی بین مقاطع

بعد از به دست آوردن وقفه‌های بهینه برای هر گروه از کشورهای منتخب، حال به بررسی آزمون وابستگی مقاطع می پردازیم؛ چراکه پیش از انجام آزمون پایایی پانل، باید برای انتخاب آزمون مناسب ریشه واحد، آزمون وابستگی بین مقاطع انجام شود (بالتاجی[1]،۲۰۰۵). باتوجه به اینکه آزمون‌های مختلفی مانند آزمون ریشه واحد، فیلیپس - پرون - فیشر[2] (FPF)، لوین، لین و چو[3] (LIC)، ایم و پسران[4] (IPS)، دیکی فولر تعمیم‌یافته[5] (ADF)، دیکی فولر تعمیم یافته فیشر[6] (ADFF)، بریتانگ و هادری و پسران[7] (۲۰۰۴) و آزمون ریشه واحد پسران، به منظور بررسی پایایی متغیرهای پانلی وجود دارد؛ برای انتخاب آزمون مناسب از بین آزمون‌های نامبرده در مرحله اول وجود وابستگی مقطعی را بررسی می‌کنیم. برای بررسی وابستگی بین مقاطع از آزمون

1. Baltaji
2. Phillips-Perron-Fisher
3. Levin, Lin and Chu
4. Aym and Pesaran
5. Generalized Dickie Fuller
6. Fisher's generalized Dickey Fuller
7. Britang and Hadry and Sons

وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۱۵) که نسخه تکمیل شده آزمون پسران (۲۰۰۴) می‌باشد، مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای داده‌های مورد مطالعه در جدول (۴) آورده شده است:

جدول (۴): نتایج آزمون وابستگی بین مقاطع پسران

نتیجه آزمون	p-value	CD-test	متغیرها	کشور
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۱۸/۸۳	$Lsize$	
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۳۰/۴۰	$Lnewc$	
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۱۹/۲۹	Lit	توسعه یافته
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۴۲/۰۷	Leh	
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۱۴/۷۷	$Ldef$	
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۷/۸۷۶	$Lsize$	
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۸/۰۴۷	$Lnewc$	
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۲۳/۸۳	Lit	درحال توسعه
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۱۲/۴۴	Leh	
وابستگی بین مقاطع	۰/۰۰۰	۱۵/۱۸	$Ldef$	

منبع: یافته های پژوهش.

طبق جدول (۴)، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین مقاطع در همه متغیرهای مورد بررسی رد می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به طور کلی در بین مقاطع مختلف موجود در داده‌های ترکیبی مورد بررسی، همبستگی مقطعی وجود دارد.

۴-۳. آزمون پایایی متغیرها

در صورت تأیید وابستگی مقطعی در داده های پانل، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی نظیر آزمون لوین، لین و چو (LIC)، ایم، پسران وشین (IPS) و ... احتمال وقوع نتایج ریشه‌ی واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که یکی از آزمون‌های متداول در این زمینه، آزمون ریشه واحد پسران (CIPS) است.

از آنجایی که در تمامی متغیرها وابستگی مقطعی تأیید می‌شود، آزمون ریشه واحد مناسب در این پژوهش، آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) که در آن وجود وابستگی مقطعی لحاظ شده است. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد آزمون پسران (CIPS) در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول(۵): نتایج آزمون ریشه واحد پسران در صورت وابستگی بین مقاطع

کشور	متغیرها	CIPS	نتیجه
توسعه یافته	$Lsize$	-۶۵/۲۳	I(۰)
	$Lnewc$	-۳/۱۷۱	I(۰)
	Lit	۵/۶۳۵	I(۱)
	Leh	-۵۶/۲۲	I(۰)
	$Ldef$	-۲۰/۵۶	I(۰)
درحال توسعه	$Lsize$	-۹/۹۳۹	I(۱)
	$Lnewc$	۳۳/۰۵	I(۰)
	Lit	-۴/۴۳۲	I(۰)
	Leh	-۹/۳۹۴	I(۰)
	$Ldef$	-۵/۱۵۴	I(۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

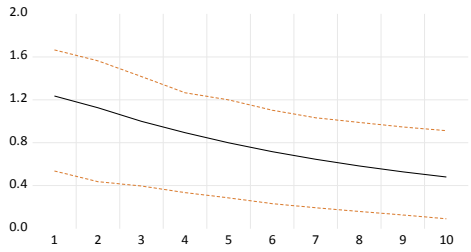
نتایج آزمون ریشه واحد پسران در صورت وابستگی بین مقاطع نشان می‌دهد؛ که برای کشورهای توسعه یافته تمامی متغیرها در سطح پایا هستند و تنها متغیر Litبا یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده است. هم‌چنین تمام متغیرها در کشورهای در حال‌توسعه به جز متغیر $Lsize$ که با یک بار تفاضل‌گیری پایا شده است؛ در سطح پایا هستند.

۴-۴. برآورد توابع واکنش به ضربه

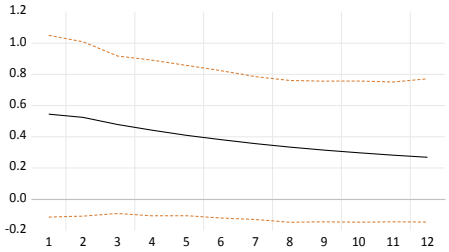
۴-۴-۱. توابع واکنش به ضربه در کشورهای در حال‌توسعه

برآورد توابع واکنش به ضربه متغیرهای پژوهش به شوک کووید-۱۹ برای کشورهای در حال‌توسعه در نمودار های (۱) تا (۴) آورده شده است.

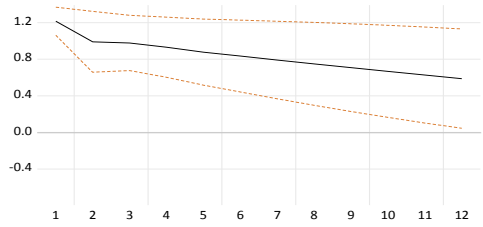
نمودار(۱): واکنش مخارج بهداشتی به شوک کووید-۱۹



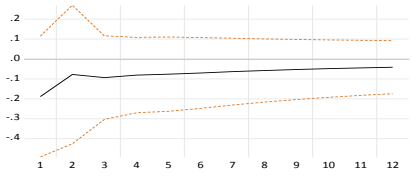
نمودار (۲): واکنش اندازه‌ی دولت به شوک کووید-۱۹



نمودار (۳): واکنش کسری بودجه دولت به شوک کووید-۱۹



نمودار (۴): واکنش درآمدهای مالیاتی دولت به شوک کووید-۱۹



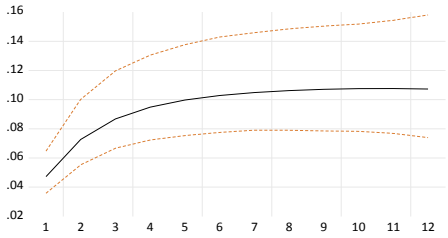
منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۱) واکنش مخارج بهداشتی به شوک کووید-۱۹ در ۱۲ دوره آورده شده است. همانطور که در نمودار مربوطه نیز مشخص است؛ مخارج بهداشتی واکنش مثبتی به شوک کووید-۱۹ داشته و در دوره‌ی اول این شوک باعث افزایش بیش از ۱/۲ درصد مخارج بهداشتی گردیده است. در طول دوره‌های بعد اثر شوک بر مخارج بهداشتی شروع به کاهش نموده است و در دوره‌ی دوازدهم به حدود ۰/۴۲ درصد رسیده است. نمودار (۲) واکنش اندازه دولت به شوک کووید-۱۹ نشان می‌دهد؛ که در دوره‌ی اول شوک، اندازه دولت ۰/۵۸ درصد افزایش یافته است و در طول زمان اثر این شوک به تدریج کاهش یافته و در دوره‌ی دوازدهم به حدود ۰/۳۵ درصد رسیده است. نمودار (۳) نیز مربوط به واکنش کسری بودجه دولت به شوک کووید-۱۹ می باشد. در دوره‌ی اول شوک موجب افزایش کسری بودجه دولت در حدود ۱/۲ درصد شده است. در طول دوره‌های آتی به مرور از اثر شوک کاسته شده و در دوره‌ی انتهایی به ۰/۵ درصد رسیده است. واکنش درآمدهای مالیاتی به شوک کووید-۱۹ در نمودار (۴) نشان می دهد؛ که شوک مربوطه در دوره‌ی اول بیش از ۰/۲۰ درصد درآمد مالیاتی را کاهش داده است. ولی از همان دوره‌ی اول اثر منفی شوک شروع به کاهش نموده است و در دوره‌ی دوازدهم به ۰/۰۵ درصد رسیده است.

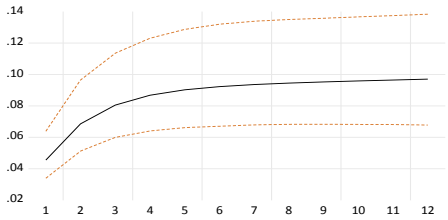
۴-۴-۲. توابع واکنش به ضربه در کشورهای توسعه یافته

برآورد توابع واکنش به ضربه متغیرهای پژوهش به شوک کووید-۱۹ برای کشورهای توسعه یافته در نمودارهای (۵) تا (۸) آورده شده است.

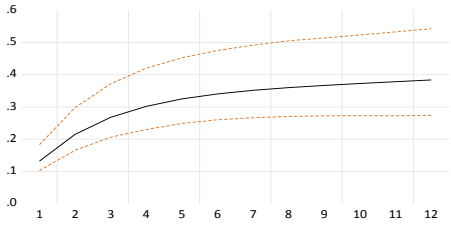
نمودار(۵): واکنش مخارج بهداشتی به شوک کووید-۱۹



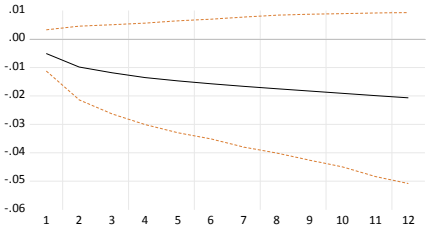
نمودار (۶): واکنش اندازه‌ی دولت به شوک کووید-۱۹



نمودار (۷): واکنش کسری بودجه دولت به شوک کووید-۱۹



نمودار (۸): واکنش درآمدهای مالیاتی به شوک کووید-۱۹



منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۵) واکنش مخارج بهداشتی کشورهای توسعه یافته به شوک کووید-۱۹ در ۱۲ دوره آورده شده است. همانطور که در نمودار مربوطه نیز مشخص است مخارج بهداشتی واکنش مثبتی به شوک کووید-۱۹ داشته است و در دوره‌ی اول شوک کووید-۱۹ بیش از ۰/۰۴ درصد باعث افزایش در مخارج بهداشتی گردیده است. اثر شوک وارده در دوره‌های آتی با نرخی کاهنده، افزایشی بوده و در دوره ۱۲ به ۰/۱۱ درصد رسیده است. نمودار (۶) واکنش اندازه دولت به این شوک را نشان می‌دهد؛ که در دوره‌ی اول شوک کووید-۱۹ تقریبا باعث افزایش ۰/۰۴ درصدی در اندازه دولت گردیده که اثر این شوک نیز در طول زمان افزایش پیدا کرده است به طوری که در دوره ۱۲ این رقم به بیش از دو برابر خود یعنی ۰/۱۰ درصد رسیده است. نمودار (۷) مربوط به واکنش کسری بودجه دولت به شوک کووید-۱۹ است. در دوره‌ی اول شوک مربوطه، افزایش کسری بودجه دولت آن‌چنان قابل ملاحظه نیست؛ اما به تدریج در دوره‌های بعدی کسری بودجه دولت افزایش یافته است و در دوره دوازدهم به ۰/۳۸ درصد رسیده است. واکنش درآمد مالیاتی به شوک کووید-۱۹ در نمودار (۸) نشان می‌دهد؛ که در دوره‌ی

اول اثر شوک وارده آن‌چنان قابل ملاحظه نبوده؛ ولی اثر منفی این شوک در طول زمان افزایش پیدا کرده است و در نهایت به حدود ۰/۰۲ درصد رسیده است.

۴-۵. تجزیه واریانس خطای پیش بینی

۴-۵-۱. تجزیه واریانس خطای پیش بینی برای کشورهای در حال توسعه

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای کشورهای در حال توسعه برای ۱۲ دوره در جدول (۶) آورده شده است.

جدول (۶): نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای کشور های در حال توسعه

متغیر	دوره	$Lnewc$	Leh	$dlit$	$Ldef$	$Lsize$
Leh	۱	۳۰/۱۱	۹۶/۳۳	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱
	۲	۳۱/۶۴	۵۸/۱۶	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۳
	۳	۳۲/۲۱	۵۸/۵۷	۰/۲۵	۰/۰۱	۰/۰۵
	۱۲	۲۸/۷۱	۵۷/۱۸	۰/۹۷	۰/۰۸	۳/۲۴
$dlit$	۱	۲/۲۱	۱۷/۱۷	۷۷/۱۶	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۱/۷۸	۱۶/۵۴	۷۱/۵۹	۰/۰۶	۰/۴۴
	۳	۱/۶۲	۱۶/۸۶	۶۸/۷۳	۲/۴۶	۱/۵۰
	۱۲	۳/۰۹	۲۰/۲۰	۶۲/۰۳	۴/۳۳	۱/۵۳
$Ldef$	۱	۱/۷۹	۳/۳۹	۱/۶۸	۷۵/۴۱	۰/۰۰
	۲	۱/۶۷	۳/۴۳	۳/۳۱	۸۶/۳۴	۰/۰۳
	۳	۱/۶۵	۲/۸۹	۲/۶۳	۸۵/۶۲	۰/۰۹
	۱۲	۲/۵۴	۲/۷۵	۱/۵۱	۸۴/۷۰	۰/۲۳
$Lsize$	۱	۴۶/۰۴	۰/۱۴	۰/۲۵	۰/۲۶	۱۱/۶۱
	۲	۴۹/۸۱	۰/۰۸	۱/۶۲	۰/۳۷	۸/۳۵
	۳	۴۴/۲۱	۰/۷۰	۱/۱۸	۱/۲۹	۷/۳۳
	۱۲	۳۸/۰۵	۰/۸۴	۰/۵۹	۱/۵۱	۷/۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

بخش نخست جدول (۶) مربوط به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مخارج بهداشتی است. در دوره‌ی اول، بیش از ۹۶ درصد از تغییرات را تکانه‌ی مربوط به مخارج بهداشتی توضیح داده است. مطابق انتظار درصد پاسخ‌گویی مربوط به تکانه‌ی مخارج بهداشتی در طول دوره نزولی بوده و در دوره‌ی ۱۲، به ۵۷ درصد کاهش یافته است. در ارتباط با مخارج بهداشتی نیز تکانه‌ی کووید-۱۹ همواره عامل اصلی در تغییرات مربوط به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مخارج بهداشتی بوده و در دوره‌ی آخر ۲۸ درصد از تغییرات را شرح داده است. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی در بخش دوم جدول (۶) نشان می‌دهد؛ که تکانه‌ی مربوط به درآمدهای مالیاتی در دوره‌ی اول ۷۷

درصد از تغییرات را توضیح می‌دهد. در پایان دوره، تکانه‌ی کووید-۱۹ پس از تکانه‌ی مخارج بهداشتی عامل دوم در توضیح تغییرات تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی است. بخش سوم جدول (۶) به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی کسری بودجه دولت اختصاص دارد. تکانه‌ی مربوط به کسری بودجه دولت در دوره‌ی اول بیش از ۷۵ درصد از تغییرات را شرح داده است. همانند تکانه‌ی درآمدهای مالیاتی، تکانه‌ی کووید-۱۹ پس از تکانه‌ی مخارج بهداشتی عامل دوم در تغییرات تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی کسری بودجه دولت بوده و در دوره‌ی ۱۲، بیش از ۲ درصد از تغییرات را شرح داده است. در نهایت بخش پایانی جدول (۶) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی اندازه دولت را نشان می‌دهد. در دوره‌ی اول تکانه‌ی مربوط به اندازه‌ی دولت در حدود ۱۲ درصد از تغییرات را شرح داده است. تکانه‌ی مربوط به کووید-۱۹ عامل اصلی در توضیح تغییرات تکانه‌ی اندازه‌ی دولت بوده و در دوره‌ی آخر ، بیش از ۳۸ درصد از تغییرات را بیان می‌کند. نکته‌ی مهمی که در ارتباط با کشورهای در حال توسعه وجود دارد؛ این است که عامل مسلط در توضیح تکانه‌ی کسری بودجه دولت به ترتیب مخارج بهداشتی و درآمد مالیاتی بوده است اما عامل اصلی در توضیح تکانه اندازه‌ی دولت، تکانه مربوط به کووید-۱۹ است. از آنجا که در توضیح تغییرات مخارج بهداشتی، عامل مسلط کووید-۱۹ بوده است، می‌توان عنوان نمود که کووید-۱۹، علاوه بر توضیح مستقیم تغییرات تکانه‌های درآمدهای مالیاتی، کسری بودجه دولت و اندازه‌ی دولت، به صورت غیرمستقیم از طریق تکانه‌ی مخارج بهداشتی در توضیح تغییرات تکانه‌ی درآمدهای مالیاتی، کسری بودجه دولت و اندازه‌ی دولت نقش داشته است.

در این پژوهش کشور ایران بر اساس اطلاعات موجود در صندوق بین‌المللی پول (IMF) در زمره‌ی کشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار گرفته است. در میان کشورهای در حال توسعه ایران از جمله کشورهایی است که در حوزه بودجه دولت با همه‌گیری کووید-۱۹ به شدت آسیب دیده است. زیرا با شروع همه‌گیری مطابق با نتایج گرفته شده در کشورهای در حال توسعه، اندازه‌ی دولت در ایران با افزایش ۵۳ درصدی مواجه بوده است. هم‌چنین در ارتباط با مخارج بهداشتی و درآمد مالیاتی دولت، به ترتیب با افزایش ۱۱ درصدی و کاهش ۱۹ درصدی در طول این همه‌گیری در نهایت موجب شد که کسری بودجه دولت در طول دوره بررسی ۶۷ درصد افزایش یابد.

۴-۵-۲. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای کشورهای توسعه یافته

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای کشورهای توسعه یافته برای ۱۲ دوره در جدول (۷) آورده شده است.

جدول (۷): نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای کشورهای توسعه یافته

متغیر	دوره	*Lnewc*	*Leh*	*Lit*	*Ldef*	*dLsize*
Leh	۱	۳/۱۲	۹۴/۷۶	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰
	۲	۲/۸۶	۹۴/۲۲	۰/۰۱	۸/۳۶	۰/۰۲
	۳	۳/۷۵	۹۱/۳۵	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۳
	۱۲	۷/۰۱	۸۰/۱۵	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴
Lit	۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۹۵/۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰
	۲	۱/۴۹	۰/۰۲	۹۴/۳۴	۰/۰۰	۲/۸۹
	۳	۳/۶۵	۲/۰۵	۹۰/۱۶	۰/۰۰	۰/۰۴
	۱۲	۱۵/۸۱	۰/۴۰	۸۰/۵۹	۰/۰۱	۰/۰۰
Ldef	۱	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۲۲	۹۹/۱۴	۰/۰۰
	۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۲۳	۹۷/۷۴	۰/۰۰
	۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۲۴	۹۸/۷۲	۰/۰۰
	۱۲	۰/۱۹	۰/۰۱	۰/۳۲	۹۹/۳۷	۰/۰۷
dLsize	۱	۰/۶۱	۰/۰۰	۰/۴۷	۰/۰۱	۸۶/۹۴
	۲	۰/۵۹	۰/۰۵	۰/۴۶	۰/۰۱	۸۴/۲۴
	۳	۱/۳۷	۰/۱۵	۰/۴۲	۰/۰۰	۸۵/۷۲
	۱۲	۱۲/۱۶	۳/۴۶	۰/۲۲	۰/۰۰	۸۱/۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش

بخش اول جدول (۷) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مخارج بهداشتی را نشان می‌دهد؛ که در دوره‌ی اول، بیش از ۹۴ درصد تغییرات مربوط به تکانه‌ی مخارج بهداشتی است. مطابق انتظار درصد پاسخ‌گویی مربوط به تکانه‌ی مخارج بهداشتی در طول دوره به ۸۰ درصد کاهش پیدا کرده است. تکانه‌ی کووید-۱۹ همواره عامل اصلی در تغییرات مربوط به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مخارج بهداشتی بوده و در دوره‌ی پایانی ۷/۰۱ درصد از تغییرات را شرح داده است. هم‌چنین تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی در بخش دوم جدول (۷) آورده شده است. تکانه‌ی مربوط به درآمدهای مالیاتی در دوره‌ی اول بیش از ۹۵ درصد از تغییرات را توضیح

می‌دهد؛ که در نهایت به ۸۸ درصد کاهش یافته است. در دوره ۱۲، تکانه‌ی کووید-۱۹ عامل اصلی در توضیح تغییرات تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی درآمد مالیاتی بوده و در دوره‌ی آخر حدود ۱۵ درصد از تغییرات را توضیح می‌دهد. بخش سوم جدول (۷) به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی کسری بودجه دولت اختصاص دارد. تکانه‌ی مربوط به کسری بودجه دولت در دوره‌ی اول بیش از ۹۹ درصد از تغییرات را بیان کرده است. تکانه‌ی کووید-۱۹ با اختلاف کمی پس از تکانه‌ی درآمد مالیاتی عامل مسلط در تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی کسری بودجه دولت بوده و در پایان دوره ، در حدود ۰/۱۹ درصد از تغییرات را نشان داده است. در بخش پایانی جدول (۷) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی اندازه دولت نشان می‌دهد؛ که در دوره‌ی اول تکانه‌ی مربوط به اندازه‌ی دولت در حدود ۸۶ درصد از تغییرات را شرح داده است. در طول دوره‌ی بررسی تکانه‌ی مربوط به کووید-۱۹ همواره عامل مسلط در توضیح تغییرات مربوط به تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی اندازه دولت بوده و در دوره ۱۲، حدود ۱۲ درصد از این تغییرات را توضیح می‌دهد.

۴-۶. مقایسه نتایج کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته

یکی از ابزارهای لازم به جهت تجزیه و تحلیل مدل‌های (VAR)، توابع واکنش به ضربه می‌باشد. نتایج توابع واکنش به ضربه چه درکشورهای در حال توسعه و چه در کشورهای توسعه یافته نشان می دهد؛ که بحران کووید-۱۹ مطابق انتظار موجب افزایش مخارج بهداشتی، کسری بودجه دولت و اندازه دولت و موجب کاهش درآمدهای مالیاتی شده است. اما آنچه که در نتایج توابع واکنش به ضربه موجب تفاوت در بین کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته شده است؛ مربوط به میزان اثر گذاری بحران کووید-۱۹ بر متغیرهای یاد شده می باشد. بحران کووید-۱۹در هنگام شروع همه‌گیری خود در کشورهای در حال توسعه موجب افزایش ۰/۵۰ درصدی در مخارج بهداشتی شده، اما متغیر عنوان شده در کشورهای توسعه یافته با شروع همه‌گیری کووید-۱۹، ۰/۰۴ درصد افزایش یافته‌است؛ که نسبت به کشورهای در حال توسعه به مراتب کمتر می‌باشد. در ارتباط با درآمد مالیاتی نتایج نشان می‌دهد؛ که در کشورهای در حال توسعه با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ درآمد مالیاتی به میزان ۰/۲۰ درصد کاهش یافته و در دوره‌های بعدی این مقدار به مراتب کمتر شده است؛ ولی درکشورهای توسعه یافته نتایج نشان می‌دهد که با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ کاهش درآمد مالیاتی به صورت قابل ملاحظه نبوده و سپس در طول دوره بررسی میزان کاهش در درآمد مالیاتی

افزایش داشته است. در نهایت در دوره ۱۲ موجب کاهش ۰/۰۲ درصدی در درآمد مالیاتی کشورهای توسعه یافته شده است. همچنین مطابق انتظار هنگام شروع بحران کووید-۱۹ افزایش در کسری بودجه دولت در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته به مراتب بیشتر بوده است. افزایش در کسری بودجه دولت با شروع همه‌گیری بحران کووید-۱۹ در کشورهای در حال توسعه به میزان ۱/۲ درصد بوده است و سپس در طول دوره بررسی کاهش یافته است. این در حالی است که کسری بودجه دولت در کشورهای توسعه یافته در ابتدا قابل ملاحظه نبوده ولی در طول زمان به ۰/۰۴ درصد افزایش یافته است. هم‌چنین مطابق انتظار وقوع این بحران باعث شده است که در کشورهای در حال توسعه، اندازه دولت به میزان ۵ درصد افزایش یابد ؛ اما در کشورهای توسعه یافته با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ اثر این شوک، قابل ملاحظه نیست؛ ولی در طول زمان موجب افزایش ۰/۰۴ درصدی در اندازه‌ی دولت در این کشورها شده است. به صورت کلی آنچه که از نتایج توابع واکنش به ضربه در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته قابل استنباط می‌باشد؛ این است که با شروع همه‌گیری کووید-۱۹، کشورهای در حال توسعه به دلیل ساختار اقتصادی ضعیفی که نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند؛ بیشتر تحت تاثیر بحران کووید-۱۹ قرار گرفته‌اند. هم‌چنین نمودار های مربوط به توابع واکنش به ضربه در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته نشان می‌دهند؛ که آثار شوک وارده بر متغیرهای بخش عمومی به دلیل بحران کووید-۱۹، از بین نرفته و هم‌چنان وجود دارد.

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی ابزار دیگری است که در تجزیه و تحلیل مدل‌های (VAR)، مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد؛ که هم در کشورهای در حال توسعه و هم در کشورهای توسعه یافته، مخارج بهداشتی در بلندمدت تحت تاثیر بحران کووید-۱۹ بوده است. در ارتباط با درآمد مالیاتی نتایج نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه، درآمد مالیاتی در بلندمدت پس از مخارج بهداشتی تحت تاثیر این بحران بوده است. این در حالی است که در کشورهای توسعه یافته، درآمد مالیاتی در بلندمدت تحت تاثیر بحران فوق بوده است. کسری بودجه دولت نیز درکشورهای در حال توسعه در بلندمدت پس از مخارج بهداشتی تحت تاثیر بحران کووید-۱۹ بوده است؛ ولی در کشورهای توسعه یافته کسری بودجه دولت در بلندمدت ابتدا تحت تاثیر درآمدهای مالیاتی و سپس بحران کووید-۱۹ بوده است. از آنجا که کشورهای توسعه یافته نسبت به کشورهای در حال توسعه دارای

سیستم‌های مالیاتی با عملکرد بهتری هستند؛ می‌توان عنوان نمود که در کشورهای توسعه یافته هنگام همه‌گیری بحران کووید-۱۹ وضع معافیت‌های مالیاتی، موجب افزایش کسری بودجه دولت شده است. به عبارت دیگر کشورهای توسعه یافته، با یک وضعیت ارادی کسری بودجه مواجه بوده‌اند. این در حالی است که در کشورهای در حال توسعه به هنگام همه‌گیری بحران کووید-۱۹ و به دلیل نبود سیستم‌های مالیاتی کارآمد، عامل مسلط در افزایش کسری بودجه دولت ناشی از مخارج بهداشتی بوده است. هم‌چنین تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی اندازه دولت نشان می‌دهد؛ که در کشورهای در حال توسعه در بلندمدت بحران کووید-۱۹ در حدود ۳۸ درصد از تغییرات اندازه‌ی دولت را توضیح می‌دهد ولی در کشورهای توسعه یافته در حدود ۱۲ درصد از این تغییرات را تشریح کرده است. این تفاوت در مقدار توضیح دهندگی تغییرات اندازه دولت در این کشورها، علاوه بر ساختارهای اقتصادی می‌تواند ناشی از چسبندگی مخارج دولت، سیستم مالیاتی ضعیف و رشد پایین اقتصادی در کشورهای در حال توسعه باشد که باعث شده است این بحران، کشورهای در حال توسعه را بیشتر تحت تاثیر خود قرار دهد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

شوک ناشی از بحران کووید-۱۹ بدون شک یکی از بزرگ‌ترین بحران‌های اقتصادی تاریخ بشر را به وجود آورده است. اگرچه اثر گذاری این بحران بر اقتصاد کشورها و برون‌رفت از آن به درجه توسعه یافتگی، سیستم بهداشتی، ساختار جمعیت و مواردی دیگر بستگی دارد؛ اما افزایش مخارج بهداشتی، افزایش کسری بودجه،افزایش اندازه دولت ناشی از افزایش مخارج دولت و کاهش درآمدهای مالیاتی مشخصه‌های اصلی اثرگذاری این بحران بر اقتصاد کشورهای مورد بررسی بوده است. به صورت کلی آنچه که از نتایج توابع واکنش به ضربه در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه قابل استنباط می باشد؛ این است که با شروع همه‌گیری این بحران کشورهای در حال توسعه به دلیل داشتن ساختار اقتصادی ضعیف نسبت به کشورهای توسعه یافته، بیشتر تحت تاثیر بحران قرار گرفته‌اند. هم‌چنین نمودارهای مربوط به توابع واکنش به ضربه در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته نشان می‌دهند؛ که اثرات شوک وارده بر متغیرهای بخش عمومی از جانب بحران کووید-۱۹ از بین نرفته و هم‌چنان وجود دارد. هم‌چنین از نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان بیان نمود؛که همه‌گیری

بحران ، در توضیح تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی اندازه‌ی دولت بهتر عمل کرده است. این تفاوت در مقدار توضیح دهندگی تغییرات اندازه دولت در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه علاوه بر ساختارهای اقتصادی؛ می‌تواند ناشی از مخارج بالای دولت و سیستم مالیاتی ضعیف در کشورهای در حال توسعه باشد، که این مسئله باعث شده است؛ بحران کووید-۱۹کشورهای در حال توسعه را بیشتر تحت تاثیر خود قرار دهد. هم‌چنین بر اساس نتایج می توان بیان نمود که این بحران باعث افزایش کسری بودجه دولت‌ها شده است؛ چرا که این بحران از یک طرف منجر به افزایش مخارج دولت‌ها و از طرف دیگر منجر به کاهش درآمد مالیاتی آن‌ها شده است. بنابراین از آنجایی که این بحران عامل تشدید کننده‌ی کسری بودجه دولت بوده است؛ می‌توان پیشنهاد نمود برای جلوگیری از کسری‌های آتی، با کنترل بیماری و رسیدن به ظرفیت مالیاتی جامعه، از نقش تشدید کنندگی کسری بودجه دولت جلوگیری کرد.

منابع

امام‌قلی‌پور، سارا و عاقلی، لطفعلی (۲۰۲۰)، تحلیلی بر پیامدهای اقتصادی کووید-۱۹ و کارکرد بسته‌های مالی دولت‌ها در مدیریت آن، نشریه فرهنگ و ارتقاء سلامت، ۴(۱): ۷۱-۷۸.

باقری، ابوالفضل، بوشهری، علی‌رضا و نصری، ابوالفضل (۲۰۲۰)، نقش حمایت‌های دولت در شکل‌گیری راهبردهای فرصت جویانهٔ شرکت‌های دانش بنیان در مواجهه با پیامدهای پاندمی کرونا، سیاست نامه علم و فناوری، ۱۰(۲): ۲۱-۴۲.

بدی اچ.بالتاجی،اقتصاد سنجی، مترجم ها: شعله باقری پرمهر, رضا طالبلو،نشر نی،چاپ دوم،۱۳۹۴.

پژویان، جمشید (۱۳۸۱)، اقتصاد بخش عمومی(هزینه های دولت)، تهران، انتشارات جنگل، چاپ دوازدهم.

جعفری، رضا، کوهستانی، امیر، نژادزارع، شبنم (۱۳۹۹)، تاثیر کرونا بر اقتصاد ایران و جهان، اولین کنفرانس مهندسی صنایع، اقتصاد و مدیریت.

جهانگرد، اسفندیار، کاکایی, جمال (۲۰۲۱)، سنجش آثار شیوع ویروس کووید-۱۹ بر تولید و اشتغال اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۲۱(۸۰): ۴۷-۷۷.

دشتبان فاروجی، مجید، خوشنودی، عبدالله و نیکو قدم, مسعود (۱۳۹۹)، اثر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر توسعه اجتماعی در ایران، بررسی مسائل اقتصاد ایران, ۷(۱۳): ۵۵-۸۹.

رجبی، فاطمه، طاهرپور، جواد، میرزائی، حجت‌الله و سهیلی، حبیب (۲۰۲۱)، اثر همه‌گیری ویروس کرونا بر بخش‌های اقتصاد ایران، بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۲۴(۸): ۱۶۱-۱۸۷.

رحیمی، فرشته (۱۴۰۱)، بررسی تأثیر ویروس کرونا (covid 19) بر توسعه اقتصادی و صنعت گردشگری، اقتصاد کاربردی، ۱۲(۴۰): ۵۳-۶۵.

رودری، سهیل و همایونی فر، مسعود (۱۴۰۰)، بررسی تاثیر شیوع ویروس کرونا بر بازار سهام ایران با لحاظ تغییرات رژیم، پژوهش های اقتصادی ایران، ۲۶(۸۷): ۱۹۶-۲۲۷.

سخائی، عمادالدین و خورسندی محمّدی، ارباب (۲۰۲۰)، بررسی آثار شوک ناشی از ویروس کرونا بر اقتصاد ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیون برداری جهانی، اقتصاد و الگو سازی، ۱۱(۲): ۱۲۵-۱۵۳.

طاهرپور، جواد، میرزائی، حجت الله، خداپرست، یونس و رضایی، صادق (۱۳۹۹)، اثرات شیوع ویروس کرونا بر بودجه دولت در سال ۱۳۹۹، بررسی مسائل اقتصاد ایران, ۷(۱۴): ۱۸۱-۲۲۱.

طاهری نیا، مسعود و حسنوند، علی (۲۰۲۰)، پیامدهای اقتصادی ناشی از بیماری کووید-۱۹ بر اقتصاد ایران؛ با تأکید بر اشتغال، فصلنامه مدیریت پرستاری, ۹(۳): ۴۳-۵۸.

کشاورزی، حرّی، جلایی اسفندآبادی، سید عبدالمجید و رافعی، نجاتی (۲۰۲۱)، نقش دولت در شرایط مواجهه با بیماری پاندمیک، فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی، ۱۴(۵۲): ۲۵-۵۲.

منتی حسین (۱۳۹۹)، بررسی اثرات ویروس کرونا کووید ۱۹ بر اقتصاد جهانی، ارزیابی تاثیرات اجتماعی، ۱(۲): ۱۸۱-۱۶۳.

وقفی، حسام، شهبازبگیان، امیر، نوربخش حسینی، زینب (۱۳۹۹)، تحلیل تاثیر بحران کرونا برنرخ ارز و طلا در بازار ایران، مجله اقتصادی، ۲۰(۵و۶): ۳۹-۶۱.

Ashraf, B. N. (2020), Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities?, *Research in International Business and Finance*, *54*: 101249.

Barro, R. J. & Sala-I-Martin, X. (1995), Economic Growth. New York, NY: McGraw-Hill.

Barro, R. J., Ursúa, J. F. & Weng, J. (2020), The coronavirus and the great influenza pandemic: Lessons from the "spanish flu" for the coronavirus's potential effects on mortality and economic activity (No. w26866), National Bureau of Economic Research.

Bloom, D. E., Canning, D. & Sevilla, J. (2004), The effect of health on economic growth: a production function approach, *World development*, *32*(1): 1-13.

Boone, L., Haugh, D., Pain, N. & Salins, V. (2020), Tackling the fallout from COVID-19, *Economics in the Time of COVID-19*, *37*, 44.

Ceylan, R. F., Ozkan, B. & Mulazimogullari, E. (2020), Historical evidence for economic effects of COVID-19, *The European Journal of Health Economics*, *21*(6): 817-823.

Ceylan, R. F., Ozkan, B. & Mulazimogullari, E. (2020), Historical evidence for economic effects of COVID-19, *The European Journal of Health Economics*, *21*(6): 817-823.

Coccia, M. (2021), High health expenditures and low exposure of population to air pollution as critical factors that can reduce fatality rate in COVID-19 pandemic crisis: a global analysis, *Environmental Research*, *199*: 111339.

Dell'Ariccia, G., Mauro, P., Spilimbergo, A. & Zettelmeyer, J. (2020), Economic Policies for the COVID-19 War, Retrieved from.

Fan, E. X. (2003), SARS: economic impacts and implications. Asian Development Bank.

Faria-e-Castro, M. (2021), Fiscal policy during a pandemic, *Journal of Economic Dynamics and Control*, *125*: 104088.

Gaspar, V. (2020), How Governments Can Soften the Economic Blow of Coronavirus, World Economic Forum.

Green, D. & Loualiche, E. (2021),State and local government employment in the COVID-19 crisis, *Journal of Public Economics*, *193*: 104321.

Hanna, D. & Huang, Y. (2004), The impact of SARS on Asian economies, Asian Economic Papers, 3(1): 102-112.

Haroutunian, S., Hauptmeier, S. & Leiner-Killinger, N. (2020), The COVID-19 crisis and its implications for fiscal policies, *Economic Bulletin Boxes*, *4*.

He, Q., Liu, J., Wang, S. & Yu, J. (2020), The impact of COVID-19 on stock markets, *Economic and Political Studies*, *8*(3): 275-288.

https://blogs.imf.org/2020/04/01/economic-policies-for-the-covid-19-War.

Hutt, R. (2020, March), The economic effects of COVID-19 around the world. In World Economic Forum. Accessed (Vol. 22

IMF (2020), World Economic Outlook Database, April 2020.

Keogh-Brown, M. R. & Smith, R. D. (2008), The economic impact of SARS: how does the reality match the predictions?, Health policy, 88(1): 110-120.

Lee, G. & Warner, M. (2007), The political economy of the SARS epidemic: the impact on human resources in East Asia, Routledge.

Lee, J. W. & McKibbin, W. J. (2004), Estimating the global economic costs of SARS, In *Learning from SARS: preparing for the next disease outbreak: workshop summary* (pp. 92-109), Washington, DC: National Academies Press.

Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L. & Manzoor, Z. (2020), The COVID-19 outbreak and affected countries stock markets response,

International Journal of Environmental Research and Public Health, *17*(8): 2800

Lusk, J. & Anderson, J. D. (2020), Economic impacts of COVID-19 on food and agricultural markets & consumer behavior during the pandemic, *CAST Commentary*.

Mazzucato, M. & Kattel, R. (2020), COVID-19 and public-sector capacity. *Oxford Review of Economic Policy*, *36*(Supplement_1): S256-S269.

McKibbin, W. & Fernando, R. (2021), The global macroeconomic impacts of COVID-19: Seven scenarios, *Asian Economic Papers*, *20*(2): 1-30.

Mirahmadi, M., Shirmohammadi, Y. & Jalali, S. M. (2022), Designing a Media Viral Campaign Model with an Emphasis on Augmented Reality Platform in the Coronavirus Era, *Journal of Interdisciplinary Studies in Communication and Media*, *5*(15): 144-119.

Pesaran, H. M., (2004), General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, (Vol. 435). Working Paper.

Pesaran, M. H. (2007), A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of applied econometrics*, *22*(2): 265-312.

Pesaran, M. H., Schuermann, T. & Weiner, S. M. (2004), Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model, *Journal of Business & Economic Statistics*, *22*(2): 129-162.

Phan, D. H. B. & Narayan, P. K. (2020), Country responses and the reaction of the stock market to COVID-19—A preliminary exposition, *Emerging Markets Finance and Trade*, *56*(10): 2138-2150.

Ramelli, S. & Wagner, A. F. (2020), Feverish stock price reactions to COVID-19, *The Review of Corporate Finance Studies*, *9*(3): 622-655.

Report of the Organization for Economic Cooperation and Development (2020).

Romer, P. M. (1989), Human capital and growth: theory and evidence (No.w3173), National Bureau of Economic Research.

Schultz, T. W. (1964), Changing relevance of agricultural economics, Journal of Farm Economics, 46(5): 1004-1014.

Siu, A. & Wong, Y. R. (2004), Economic impact of SARS: the case of Hong Kong, Asian Economic Papers, 3(1): 62-83.

Stiglitz, J. (2021), Lessons from COVID-19 and Trump for Theory and Policy, *Journal of Policy Modeling*, *43*(4): 749-760.

Țibulcă, I. L. (2021), The impact of the COVID-19 pandemic on tax revenues in the EU, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 1-18.

TRT (March 19, 2020), https://www.trt.net.tr/persian/thlyl-w-gzrsh/2020/03/19/.

www.weforum.org/agenda/2020/03/how-governments-can-soften-the economic - blow-of-coronav irus.

اثر نامتقارن سیاست پولی بر تولید بخش خدمات در ایران: رهیافت هم انباشتگی پنهان[1]

زهرا طهماسبی

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاداسلامی، تهران، ایران

za.tahmasebi97@gmail.com

کامبیز هژبرکیانی (نویسنده مسئول)

استادتمام، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاداسلامی، تهران، ایران

kianikh@yahoo.com

محسن مهرآرا

استادتمام، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

mmehrara@ut.ac.ir

بیژن صفوی

استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاداسلامی، تهران، ایران

bijan.safavi@gmail.com

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۲۲

چکیده

هدف اصلی در این پژوهش بررسی و آزمون آثار نامتقارن حجم نقدینگی بر تولید بخش خدمات می-باشد. برای‌این‌منظور از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پنهان و الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) در اقتصاد ایران در دوره زمانی۱۳۵۳ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. برای استخراج تکانه‌های مثبت و منفی متغیر حجم نقدینگی از فیلتر هودریک پرسکات استفاده شده است. سپس آثارتکانه‌های مثبت و منفی متغیرها به‌صورت جداگانه بر تکانه‌های مثبت‌ومنفی تولید این بخش با تحلیل هم‌انباشتگی پنهان بررسی گردید. در مرحله آخر با استفاده از رهیافت مدل خودتوضیحی باوقفه-های توزیعی گسترده و آزمون کرانه‌ها رابطه بلندمدت بین تکانه‌های مثبت و رابطه بلندمدت بین تکانه-های منفی متغیرها بررسی شده و ضرایب بلندمدت محاسبه می‌شود. به‌طوری که اجزای مثبت حجم نقدینگی و تولید در این بخش با یکدیگر و همچنین اجزای منفی آنها نیز باهم رابطهٔ بلندمدت دارند. همچنین اثرگذاری تکانه‌های مثبت حجم نقدینگی بزرگتر از تکانه‌های منفی این متغیر می‌باشد. بنابراین وجود عدم تقارن در سیاست پولی مورد تأیید قرار گرفت.

طبقه‌بندی JEL: C2، L8، E52، E24، E23، E22

کلید واژه‌ها: تولید، سیاست پولی، سری زمانی، خدمات، موجودی سرمایه، نیروی کار

---

[1] مقاله مستخرج از رساله دکترای زهرا طهماسبی به راهنمایی دکترکامبیز هژبرکیانی می‌باشد.

۱. مقدمه

تداوم آثار بحران مالی سال ۲۰۰۸ در اقتصادهای پیشرفته جهان با وجود به‌کارگیری سیاست‌های انبساطی پولی، گروهی از اقتصادانان را به این فرضیه سوق داد که تأثیرتکانه‌های پولی در دوره‌های رونق و رکود نامتقارن بوده و به تعبیری سازوکار انتقال سیاست پولی وابسته به وضعیت اقتصادی است. این موضوع که پیشتر نیز ریشه در بحران‌های مالی دهه ۸۰ و ۹۰ میلادی داشته، ادبیات گسترده‌ای را در سال‌های اخیر ایجاد کرده که در بسیاری از کشورهای پیشرفته و نوظهور مورد آزمون قرار گرفته است. اقتصاددانان مجموعه‌ای از دلایل را برای بروز این عدم تقارن در سیاست‌های پولی مطرح کرده‌اند که بیشتر مربوط به کشورهای پیشرفته است؛ اگرچه اکثر آنها در مورد اقتصادهای درحال‌توسعه نیز مصداق دارد.

در دوره‌های رکود اقتصادی افزایش درجه ریسک‌گریزی کارگزاران اقتصادی همراه با شکل‌گیری انتظارات بدبینانه از یک سو موجب بی‌میلی برای استخدام و سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذارانی می‌شود که نسبت به جریان درآمدی خود در آینده، عدم اطمینان بالایی دارند و از سوی دیگر، تقویت تقاضای احتیاطی پول توسط مصرف‌کنندگان و یا بنگاه‌های اقتصادی را به دنبال دارد. این وضعیت در شرایطی که بازارهای مالی کارا و ابزارهای مالی متنوع در اقتصاد وجود نداشته باشد، شدت بیشتری خواهد داشت.

نامتقارن بودن تقاضای پول در دوره‌های رونق و رکود به‌دلیل تغییر در درجه ریسک-گریزی و نااطمینانی باعث می‌شود تأثیر تکانه‌های پولی در دوره‌های رکود با دوره‌های رونق متفاوت باشد(بارنیچون[1]، ۲۰۱۷ و چنگ[2] و همکاران، ۲۰۱۵).

افزایش چسبندگی قیمت‌ها به پایین در دوره‌های رکود دومین استدلال نظری برای عدم تقارن سیاست پولی است. با توجه به اینکه سطح قیمت‌ها در جهت افزایشی نسبت به سمت کاهشی از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردارند، بنگاه‌های اقتصادی در دوره‌های رکود تمایل دارند سطح قیمت‌های قبلی خود را حفظ کنند. حال آنکه در دوره‌های رونق، بنگاه‌ها با آزادی بیشتری قیمت خود را افزایش می‌دهند. این فرآیند علاوه‌بر تأثیر بر میزان مصرف کالاها و خدمات، منجر به عدم تقارن سیاست پولی در دوره‌های رونق و رکود می‌شود(آلوارز[3] و همکاران، ۲۰۰۵ و شنکلبرگ[4]، ۲۰۱۲).

[1] Barnichon
[2] Cheng
[3] Alvarez
[4] Schenkelberg

بخش خدمات حجم قابل ملاحظه‌ای از کل فعالیت‌های اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را به خود اختصاص داده است و با عنایت به ارتباط تنگاتنگ بین بخش-های تولیدی و خدماتی، لزوم توجه به بخش خدمات بعنوان یک بخش مولد، بیش از پیش احساس می‌گردد. زیرا آنچنان که شایسته و لازم است این بخش مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان کشور قرار نگرفته است و فاقد هر استراتژی و چشم‌اندازی است. از مشخصه‌های این فصل زود بازده بودن، اشتغال‌زایی برای فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، امکان تشکیل بنگاه‌های کوچک و متوسط و سایر موارد می‌باشد. که توجه بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه را به‌خود جلب نموده و نقش مهمی را در جریان توسعه کشورها عهده‌دار است و بررسی ابعاد آن و عملکرد دولت می‌تواند راهگشای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان باشد (وزارت امور اقتصاد و دارایی[1]، ۲۰۱۰)

در ایران نیز چند سالی است به تناوب دیگر کشورها بخش خدمات در رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی نقش مهمی پیدا کرده است اما سرعت رشد آن بسیار کندتر و ناهمگن‌تر از دیگر کشورهای دنیاست.

ضروری است پیش از به‌کارگیری سیاست‌های پولی، واکنش تولید در شرایط تورمی و رکودی نسبت به تکانه‌های مثبت و منفی در هریک از بخش‌ها (در اینجا بخش خدمات) بررسی شود تا علت نقصان، اجرایی نشدن و عدم اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید هر یک از بخش‌ها به‌درستی تشخیص داده شود. بدین‌صورت باید سیاست مناسب با چرخه‌های اقتصادی اجرا گردد.

این مطالعه به دنبال ارائه رویکردی نوین در رابطه با بررسی عدم تقارن سیاست پولی می‌باشد. به‌همین‌منظور از هم‌انباشتگی پنهان استفاده شده است. تا جایی‌که نویسندگان بررسی کرده‌اند در زمینه اثرگذاری عدم تقارن سیاست پولی با استفاده از این رویکرد در ایران تا کنون مطالعه‌ای صورت گرفته نشده است که در این راستا تکانه‌های مثبت و منفی کاملاً از هم جدا می‌شود و هر کدام از سری‌های مثبت و منفی در مدل‌های جداگانه با استفاده از روش ARDL مورد آزمون قرار می‌گیرد با اینکه سال‌هاست از مطرح شدن مدل هم‌انباشتگی پنهان می‌گذرد، در ایران به اندازهٔ کافی به آن توجه نشده است.

[1]. Ministry of Economic and Assets Affairs

در این پژوهش آثار نامتقارن حجم‌نقدینگی (بر حسب تکانه‌های مثبت و منفی) بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۹ با تحلیل‌هم‌انباشتگی پنهان مورد بررسی قرار گرفته است.

از این‌رو باتوجه به اهمیت ارزیابی آثار نامتقارن سیاست پولی، پرسش اساسی این مطالعه این است که آیا تکانه‌های مثبت و منفی حجم نقدینگی در بلندمدت و کوتاه-مدت بر تکانه‌های مثبت و منفی تولید بخش خدمات در ایران تأثیرگذار است؟

با توجه به این سوال، فرضیه زیر تدوین شده است که:

تکانه‌های مثبت و منفی حجم نقدینگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر معنی‌داری بر تکانه‌های مثبت و منفی تولید بخش خدمات در ایران دارد. برای آزمون این فرضیه از آزمون هم‌انباشتگی پنهان و آزمون خودتوضیحی باوقفه‌های توزیعی گسترده دردوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۹ استفاده شده‌است.

مقاله حاضر مشتمل بر شش بخش است. بعد از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه تحقیق، در بخش چهارم، تصریح مدل و معرفی متغیرها، در بخش پنجم، برآورد مدل و ارائه نتایج و در نهایت بخش ششم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲.مبانی نظری

۲-۱. دلایل عدم تقارن آثار سیاست پولی

اقتصاددانان در نحوه تأثیرگذاری شوک‌های پولی(در حالت کلی پول) بر تولید، دارای تضاد فکری هستند، از طرفی دیگر، در مورد کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی نیز دارای عدم توافق هستند، به‌نحوی‌که، این رویکردها به دو دسته اصلی قابل تفکیک‌اند، دیدگاه پولی یا طرف تقاضا که از طریق کانال نرخ بهره و کانال نرخ ارز کار می‌کند و دیدگاه اعتباری یا طرف عرضه که از طریق کانال وام‌دهی بانک و کانال ترازنامه کار می‌کند. به‌نحوی‌که، دیدگاه نخست به کانال‌های نئوکلاسیکی انتقال سیاست پولی مشهور بوده است که مبتنی بر کامل بودن بازارهای مالی است. دیدگاه دوم به دیدگاه غیرنئوکلاسیکی (اعتباری) معروف است که قائل به وجود ناکامل بودن در بازارهای مالی است.

۲-۱-۱. کانال‌های نئوکلاسیکی انتقال‌دهنده سیاست پولی

الف- کانال‌های مبتنی بر مصرف: اثر ثروت و جانشینی

کانال اثر ثروت بر مبنای فرضیه پیگو[1](۱۹۶۳)، استوار است، بدین‌مفهوم که یک سیاست پولی انقباضی که باعث کاهش حجم پول در گردش می‌شود درنتیجه بازدهی دارایی‌های مالی به علت افزایش نرخ بهره با افزایش مواجه می‌شوند. افزایش بازدهی دارایی‌های مالی نیز منجر به افزایش ثروت صاحب این دارائی‌ها می‌شود، درنتیجه همین عامل نیز منجر به افزایش مصرف شده و به دنبال آن، رشد تولید را در پی خواهد داشت.

دومین کانالی که مبتنی بر مصرف عمل می‌کند، اثر جایگزینی بین زمانی[2] است، بدین‌صورت‌که با اعمال سیاست انبساطی پولی، نرخ بهره افزایش یافته و درنتیجه، فرد، مصرف فعلی را نسبت به مصرف آینده ترجیح می‌دهد، بنابراین مصرف فرد افزایش یافته و منجر به افزایش تولید می‌شود(پیگو، ۱۹۶۳).

ب- کانال‌های مبتنی بر سرمایه‌گذاری: نرخ بهره و q توبین

معروفترین کانال انتقال سیاست پولی که در مدل‌های نئوکلاسیک، کانال اثرگذاری نرخ‌های بهره بر هزینه دارایی و در پی آن فعالیت‌های تجاری و مخارج سرمایه‌گذاری است. به‌نحوی‌که با اجرای یک سیاست پولی انبساطی، نرخ‌های بهره واقعی کاهش می‌یابند، درنتیجه هزینه سرمایه کاهش می‌یابد و باعث افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود که این نیز منجر به افزایش تقاضای کل و افزایش تولید می‌شود (ساراک و یوسن[3]، ۲۰۱۳).

کانال بعدی در این حوزه، کانال q توبین است. سازوکار اثرگذاری به‌این‌ترتیب است که وقتی سیاست پولی انبساطی رخ می‌دهد، مردم متوجه می‌شوند که نسبت به نیاز خود پول بیشتری دارند؛ بنابراین با مصرف کردن، آن را تمام می‌کنند. تصمیم‌های سرمایه-گذاری بنگاه‌ها و خانوارها را می‌توان تحت ساختار مدل جیمز توبین[4] (۱۹۶۹) بررسی کرد. در تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها توبین q را حاصل تقسیم ارزش بازاری بنگاه‌ها بر هزینه جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند (توبین، ۱۹۶۹)

---

1. Pigou
2. Inter-temporal Substitution Effects
3. Sarac & Ucan
4. Jemes Tobin

ج- کانال مبتنی بر تراز تجاری (نرخ ارز)

طبق این کانال، در یک اقتصاد باز و دارای ارتباط با دنیای خارج، اعمال سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ‌های بهره واقعی داخلی، جذابیت دارایی‌های پول داخلی نسبت به دارایی‌هایی که به ارز هستند، کمتر می‌شود؛ درنتیجه ارزش دارایی‌های پول ملی نسبت به دیگر دارایی‌های پولی کاهش می‌یابد و دلار افزایش بها پیدا می‌کند. کاهش ارزش پول داخلی باعث ارزان‌تر شدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی می‌شود و به‌این‌ترتیب باعث افزایش خالص صادرات و به‌تبع آن، افزایش تولید کل می‌شود(بردون و وبر[1]، ۲۰۱۰).

۲-۱-۲. کانال‌های غیرنئوکلاسیکی انتقال‌دهنده سیاست پولی

دو دلیل اصلی برای آثار نامتقارن سیاست‌های پولی در وضعیت‌های متفاوت اقتصادی وجود دارد:

الف- وجود کانال اعتباری انتقال پولی[2]

ب-تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و دستمزدها[3] (منکیو[4] و بال[5]، ۱۹۹۴ و کازین[6] و توبر[7]، ۲۰۰۴).

الف-کانال اعتباری انتقال پولی

کانال اعتباری از فرض عدم تقارن اطلاعات نشأت گرفته و موجب تحمیل هزینه اضافی به بنگاه در صورت تأمین مالی بیرونی می‌شود. در وضعیت رونق اقتصادی جریان نقدی و دارایی خالص بنگاه‌ها زیاد است، در نتیجه بنگاه‌ها کمتر به تسهیلات بانکی وابسته هستند و هزینه اضافی تأمین مالی بیرون از بنگاه ناچیز است. در وضعیت رکود اقتصادی و وخیم شدن تراز بنگاه‌ها جریان نقدی کمتر بوده و هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی افزایش می‌یابد. در چنین موقعیتی سیاست‌های پولی می‌تواند اثر قوی‌تری بر اقتصاد واقعی داشته باشد. با استناد به ادعای طرفداران کانال اعتباری، سیاست‌های

---

1. Bordon and Weber
2. Credit Channel of Monetary Transmission
3. Asymmetric Adjustment of Prices and Wages
4. Mankiw
5. Ball
6. Kazin
7. Tober

پولی نه‌تنها بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد، بلکه می‌تواند بر میزان هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی مؤثر باشد(برنانکی [۱] و گرتلر [۲]، ۱۹۹۵ و برنانکی و بلایندر [۳]، ۱۹۸۸).
دو مکانیزم برای تبیین ارتباط بین تأثیر سیاست‌های پولی و هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی بیان شده است :
۱-کانال ترازنامه [۴]
۲-کانال وام‌دهی بانک [۵]
چگونگی تأثیر این دو عامل به رفتار بنگاه بستگی دارد(فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۱).

۱-کانال ترازنامه

کانال ترازنامه نقش شرکت‌ها در انتقال اثرات سیاست پولی را مطرح می‌کند. کانال ترازنامه که کانال "تسریع‌کننده مالی [۶]" و یا "کانال اعتباری وسیع [۷]" نیز نامیده می‌شود، خود شامل دو کانال ارزش خالص و جریان نقدی می‌باشد. در کانال ترازنامه تمرکز بر اثرات تغییرات در سیاست پولی بر ترازنامه و حساب‌های درآمدی قرض‌گیرنده‌ها می‌باشد. از جمله این متغیرها می‌توان به ارزش خالص و جریان نقدی شرکت‌ها اشاره نمود (برنانکی و دیگران، ۱۹۹۵). در این دیدگاه وضعیت مالی شرکت‌ها نقش مهمی در انتقال اثرات سیاست پولی ایفا می‌کند. تغییرات نرخ بهره بر ارزش خالص شرکت‌ها اثر می‌گذارد. این امر موجب تغییر وضعیت مالی و اعتباری شرکت می‌شود؛ بنابراین توانایی شرکت‌ها در دریافت تسهیلات و در نتیجه سرمایه‌گذاری تغییر می‌کند.
توانایی شرکت‌ها در دریافت تسهیلات مستقیماً با "نرخ تأمین مالی خارجی [۸]" مرتبط است. با کاهش ارزش خالص شرکت دو مسئله "مخاطره اخلاقی [۹]" و"گزینش نامناسب [۱۰]" پررنگ می‌گردد. به‌این صورت‌که سیاست پولی (افزایش نرخ بهره) موجب کاهش ارزش خالص (ارزش اعتباری) شرکت و افزایش نرخ تأمین مالی خارجی می‌شود؛ بنابراین شرکت مجبور به کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. این مسئله گزینش نامناسب

---

1. Bernanke
2. Gertler
3. Blinder
4. The Balance Sheet Channel
5. The Bank Lending Channel
6. Financial accelerator
7. Broad (credit) channel
8. External finance premium
9. Moral hazard
10. Adverse selection

نامیده می‌شود. از طرفی کاهش ارزش شرکت موجب تشویق آن برای انجام سرمایه-گذاری با ریسک بالاتر می‌گردد. این مسئله مخاطره اخلاقی نامیده می‌شود. دو مسئله گزینش نامناسب و مخاطره اخلاقی مطرح شده در کانال اعتباری و شرایط اطلاعات نامتقارن باعث افزایش نرخ تأمین مالی خارجی و کاهش سرمایه‌گذاری شرکت‌ها خواهد شد(برنانکی، ۱۹۹۵)

کانال ترازنامه مبتنی بر این فرضیه است که مقدار هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی در دسترس یک قرض‌گیرنده به وضعیت مالی او وابسته است(برنانکی و گرتلر، ۱۹۹۵ و برنانکی و بلایندر، ۱۹۸۸).

بنابراین، هرچه مقدار ارزش خالص دارایی قرض‌گیرنده (مجموع مقدار دارایی‌های نقدی و دارایی‌های قابل فروش بیشتر باشد، مقدار هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی کمتر خواهد بود. در این حالت، بنگاه می‌تواند تأمین مالی بخش بیشتری از سرمایه‌گذاری را از محل وجوه داخلی خود انجام دهد.

از آنجا که وضعیت مالی قرض‌گیرنده مقدار هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی را تحت-تأثیر قرار می‌دهد، مقدار کل اعتبار آنها و تغییرات کیفیت ترازنامه قرض‌گیرنده در میزان سرمایه‌گذاری بنگاه پس‌اندازکننده تأثیر دارد. بنابراین، کاهش در ارزش دارایی یک بنگاه سبب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، افزایش قیمت سهام یک بنگاه موجب افزایش میزان سرمایه‌گذاری خواهد شد(فرزین‌وش و همکاران،۱۳۹۱).

براین‌مبنا، سیاست پولی انقباضی باعث تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان می‌شود. همچنین، کاهش ارزش خالص بنگاه‌ها آنها را متمایل به این می‌کند که خود را متعهد به طرح-های سرمایه‌گذاری ریسک‌دار بنمایند و این امر، خود موجب افزایش مسئله مخاطرات اخلاقی[1] می‌شود. بدیهی است که نتیجه اعمال سیاست پولی انبساطی، عکس نتیجه اعمال سیاست پولی انقباضی خواهد بود(کریلوا[2]، ۲۰۰۲).

۲- کانال وام‌دهی بانک

سیاست پولی می‌تواند به‌وسیله تغییر عرضه اعتبار توسط واسطه‌های مالی[3] به‌ویژه وام-های بانک‌های تجاری بر هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی تأثیر داشته باشد. این پدیده را کانال وام‌دهی بانک می‌گویند. بانک‌ها که منبع مهم اعتبارات واسطه‌ای در بیشتر کشورها هستند تلاش می‌کنند تا با مشکلات عدم تقارن اطلاعات و دیگر مشکلات

---

1. Moral - Hazard
2. Krylova
3. Shifting the Supply of Intermediated Credit

بازارهای مالی مقابله نمایند. اگر عرضه وام‌های بانک در این راستا قطع شود و یا کاهش یابد قرض‌گیرنده‌های وابسته به بانک مانند بنگاه‌های کوچک و متوسط، وابستگی خود را به اعتبار، بطور کامل قطع نمی‌کنند. آنها مطمئناً هزینه‌هایی متقبل می‌شوند تا قرض‌دهنده‌های جدیدی بیابند. بنابراین، کاهش عرضه اعتبار بانک در مقایسه با دیگر اشکال اعتبار به ناچار هزینه تأمین مالی بیرونی را برای بنگاه افزایش داده و فعالیت‌های واقعی بنگاه را کاهش می‌دهد. حال‌آنکه بنگاه‌های بزرگ می‌توانند به‌طور مستقیم از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه، به بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند.

ب-تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و دستمزدها

آثار واقعی نامتقارن تکانه‌های سیاست‌های پولی می‌تواند به علل چسبندگی اسمی رو به پایین و محدودیت ظرفیت‌های تولید باشد. منکیو و بال[1] (۱۹۹۴) چسبندگی قیمت را به سمت پایین در وضعیت رقابت انحصاری با فرض وجود روند مثبت تورم و هزینه-های فهرست بها نشان داده‌اند. بنگاه‌ها نسبت به تکانه قیمتی منفی در مقایسه با تکانه قیمتی یکسان اما مثبت به علت روند افزایشی تورم واکنش کمتری نشان می‌دهند.

به‌طورکلی مطابق ادبیات اقتصاد کلان نئوکینزی‌ها، اقتصاددانان این مکتب ضمن پذیرش اثرات سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی معتقدند که اثرات سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی بر تولید حقیقی و سطح قیمت‌ها یکسان نبوده و ممکن است اثرات غیرخطی یا نامتقارن بر متغیرهای حقیقی و اسمی داشته باشد. به‌بیان‌دیگر، از دیدگاه اقتصاددانان این مکتب، در الگوهایی که به نوعی از نقض بازارهای کار، محصول و اعتبار برخوردارند یا در آنها محدودیت‌هایی حاکم است، می‌توان آثار نامتقارن تکانه-های پولی را ملاحظه کرد طوری‌که شوک‌های منفی و مثبت پولی آثار متفاوتی بر تولید و قیمت به وجود می‌آورند.

به نظر می‌رسد در اقتصادهای در حال توسعه و صادرکننده نفت مانند ایران دو عامل محدودیت دسترسی به بازارهای مالی داخلی و بین‌المللی و نحوه تأمین مالی کسری بودجه توسط دولت در محیط سلطه بودجه‌ای در چارچوب فوق نیز باعث نامتقارن شدن اثر تکانه‌های سیاست پولی می‌شود. وجود و در دسترس بودن منابع مالی حاصل از صادرات کالاهای خام مانند نفت معمولاً باعث می شود تا فشارهای عمومی مردم و لابی های سیاسی برای خرج کردن آن‌ها توسط دولت افزایش یابد و در نهایت، همسویی

[1]. Mankiw & Ball

با سیاست مالی و کسری بودجه در کشورهای در حال توسعه از صادرات نفت تغییر می-کند و درکنار تفوق سیاست مالی بر پولی (سلطه بودجه‌ای) باعث می‌شود تا سیاست پولی در دوره‌های فراوانی و کمبود درآمدهای نفتی در اقتصادهای درحال‌توسعه و صادرکننده نفت تأثیر نامتقارنی بر تولید و تورم داشته باشند. تغییر در سازوکار انتقال سیاست پولی در دوره‌های فراوانی و کمبود درآمدهای صادرات نفت، مهم‌ترین عامل به وجود آمدن این عدم تقارن است. علاوه‌براین، عدم دسترسی به بازارهای مالی بین‌المللی برای کنترل ریسک های ارزی در دوره‌های رکودی که غالباً همزمان با تکانه‌های منفی رابطه مبادله یا تکانه‌های توقف ناگهانی همراه است، باعث می‌شود جهش‌های نرخ ارز از طریق مکانیزم‌هایی مانند اثر ترازنامه‌ای منجر به شکل‌گیری رکود تورمی در این اقتصادها شود و با ایجاد عدم تقارن میان مکانیزم‌های انتقال سیاست‌های پولی در دوره-های رکود و رونق منجر به عدم تقارن تأثیر تکانه‌های پولی بر تورم و تولید شود. در این شرایط اقدام سیاست‌گذار پولی در دوره‌های رکودی برای کنترل تورم از طریق افزایش نرخ بهره (اعمال سیاست‌های انقباضی) باعث خواهد شد تا عمق رکود ایجاد شده بیشتر شود، اما در دوران رونق سیاست انقباضی به کنترل تورم بینجامد(جلالی نایینی، ۱۳۷۸).

فریدمن[1] و همفکران وی معتقدند که تغییرات حجم پول از یک کانال مستقیم یعنی رابطه مبادله فیشر تأثیر مطمئنی بر درآمدهای پولی دارد، درنتیجه سیاست پولی بیشترین اثر را بر تولید اسمی خواهد داشت. یکی از ابزارهای تزریق نقدینگی به بنگاه-های تولیدی و گردش چرخه اقتصاد، اعطای تسهیلات به واحدهای تولیدی وخدماتی است. نظر به اینکه نرخ تسهیلات بانکی می‌تواند بر انگیزه سرمایه‌گذاری و توسعه واحدهای تولیدی و خدماتی تأثیرگذار باشد، لذا انتخاب نرخ سود بانکی مناسب، در بخش‌های مختلف اقتصادی از اهمیت بسزائی برخوردار است(فریدمن، ۱۹۶۴).

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی حاکی از آن است که اولاً سیاست‌های پولی بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد مؤثر بوده و بخش خدمات و زیربخش‌های آن نسبت به سایر بخش‌ها، عکس‌العمل بیشتر دارد و ثانیاً سیاست‌های مذکور در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر ارزش افزوده و سایر متغیرها اثرات مختلفی دارد.

[1]. Fridman

مطالعات متعددی با روش‌های مختلف، به بررسی اثر سیاست پولی بر تولید و خروجی بخش خدمات پرداخته‌اند که موارد معدودی از آنها بحث عدم تقارن سیاست پولی را بررسی کرده‌اند و که در اینجا تنها مطالعات سال‌های اخیر آورده شده است.

-مطالعات داخلی

هاله و همکاران(۱۴۰۰) به بررسی و تحلیل تأثیرگذاری ارزش‌افزوده بخش خدمات از تغییرات حجم نقدینگی با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ پرداخته است. در این راستا از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و رهیافت آزمون کرانه‌ها استفاده شده است نتایج حاصل از تحقیق بیانگر تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌باشد. همچنین نتیجه می‌شود که تکانه‌های حجم نقدینگی دارای اثر نامتقارن بوده و در بلندمدت اثرات بیشتری بر ارزش افزوده بخش خدمات دارند.

نصیری‌فر و همکاران(۱۳۹۸) به بررسی میزان و جهت اثرات تکانه‌های مثبت و منفی پولی بر تولید و اشتغال بخش صنعت خودروسازی با استفاده از داده‌های سری‌زمانی طی دوره زمانی ۱۳۷۶تا ۱۳۹۷ پرداخته است. در این راستا از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و رهیافت آزمون کرانه‌ها استفاده شده است نتایج حاصل از تحقیق بیانگر تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌باشد. همچنین تکانه‌های پولی دربلندمدت اثرات بیشتری برروی تولید صنعت خودرو تا اشتغال آن دارند.

اکبریان و همکاران (۱۳۹۷) برای بررسی خنثایی پول (پایه پولی، نقدینگی، و حجم پول) در بخش خدمات، از رهیافت فیشر و سیتر[1] برای داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۷) استفاده کردند. نتایج تحقیق حاکی از این است که پول در بخش خدمات خنثی نیست و تغییرات دائمی در متغیر حجم پول بر تولید حقیقی بخش خدمات بی-تأثیر نیست.

محمدقلی پورتپه و آزاد (۱۳۹۵) برای بررسی تأثیرگذاری سیاست پولی (حجم نقدینگی) و سیاست مالی (مخارج دولت) بر تولید بخش خدمات، از رهیافت مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ARDL برای داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۷) استفاده کردند. نتایج تحقیق حاکی از این است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت هر

[1]. Fisher & Siter

دو سیاست پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش خدمات تاثیرگذارند و تأثیر آن‌ها در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

-مطالعات خارجی

گاشیت[1] و همکاران (۲۰۲۰) اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست پولی بر رشد تولید در نیجریه با استفاده از داده‌های فصلی از ۱۹۸۱ $Q1$ تا ۲۰۱۸ $Q4$ پرداخته‌اند. این مطالعه از آزمون ریشه واحد لی و استرازیچیچ[2] با شکست‌های ساختاری، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعیARDL و آزمون‌های علیت حاتمی–جی[3] استفاده می‌کند. نتیجه نشان‌دهنده وجود عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت در اثر شوک‌های سیاست پولی بر رشد تولید در نیجریه است. نتایج حاصل از اثر بلندمدت نشان می‌دهد که شوک‌های پولی مثبت و منفی بر رشد تولید اثر مثبت و معنادار دارند.

یولاه[4] و همکاران (۲۰۲۰) اثرات نامتقارن ابزارهای پولی را بر آلودگی محیط‌زیست در پاکستان طی دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۹ با استفاده از چارچوب مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در پاکستان، شوک منفی و مثبت در ابزارهای سیاست پولی باعث افزایش انتشار کربن در کوتاه مدت می‌شود، در حالی که شوک مثبت در ابزارهای سیاست پولی باعث کاهش انتشار کربن در بلندمدت می‌شود. بنابراین، سیاستگذاران ممکن است استفاده از ابزارهای پولی را برای حفظ رشد اقتصادی در کنار کاهش آلودگی محیط زیست مدنظر قرار دهند.

عبدالسلام[5] (۲۰۱۹) اثر نامتقارن سیاست‌های پولی را بر میزان تولید و نرخ تورم کشور مصر طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۷ بررسی نمود که با استفاده از مدل ARDL غیرخطی نشان داد آثار تکانه‌های پولی نامتقارن بوده و تنها تکانه‌های مثبت بر هر دو متغیر تأثیر قابل توجهی دارند.

با توجه به مطالعات محدود انجام شده در رابطه با هم‌انباشتگی پنهان در ایران و خارج هنوز این روش در مورد حجم نقدینگی استفاده نشده است. زیرا وجود تکانه‌های مثبت و منفی در مدل‌های عدم تقارن در کنار هم باعث بروز خودهمبستگی بین تکانه‌ها می‌شود. بنابراین نوآوری کار با توجه به مطالعات داخلی و خارجی در روش برآورد می‌باشد.

---

1. Goshit
2. Lee and Strazicich
3. Hatemi-J
4. Sana Ullah
5. Abdolsalam

با توجه به مطالعات انجام شده در پیشینه تحقیق، نوآوری این مطالعه در روش برآورد است. زیرا به دلیل وجود همبستگی بالای تکانه‌های مثبت و منفی در یک مدل، در این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین، تکانه‌های مثبت و منفی از هم جدا شده است و مجموع سری‌های مثبت و مجموع سری‌های منفی در مدل‌های جداگانه بررسی شده‌اند. همچنین الگوی هم‌انباشتگی پنهان برای بررسی رابطه بلندمدت پنهان در این مطالعه بررسی گردیده‌است که در مطالعات پیشین این کار انجام نشده است. و تنها نقطه اشتراک این مطالعات در استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی گسترده می‌باشد.

۴. تصریح مدل و معرفی داده‌ها

در این پژوهش، به‌منظور تبیین چگونگی اثرپذیری ارزش افزوده بخش خدمات از متغیرهای کلان اقتصادی یعنی نیروی‌کار ماهر، سرمایه و حجم نقدینگی است. که در این بین، حجم نقدینگی متغیر مورد نظر نویسنده است.از چارچوبی مبتنی بر الگوهای رشد و تابع تولید $Y=F(L,K)$ استفاده شده است.

پول در نظریات تولید[۱] به‌عنوان نهاده تولید در تابع تولید نئوکلاسیکی مورد بررسی قرارمی‌گیرد. در حقیقت اجازه داده شده است تقاضای حاصل شده برای پول همانند تقاضا برای نیروی کار و سرمایه درنظر گرفته شود(ندیری[۲]،۱۹۶۹). بحث اصلی این اقتصاددانان برای گنجاندن پول در عملکرد تولید این است که "یک اقتصاد بدون پول باید تلاش کند تا بتواند با" مبادلات مضاعف[۳] " به خریداران برسد که دقیقاً همان چیزی را که فروشنده می‌خواهد ارائه دهد (پاتینکین و لوهاری[۴]،۱۹۶۹). سینای و استاکس[۵] (۱۹۷۲)، اولین کسانی بودند که نتایج تجربی خود را در رابطه با بهروری پول به‌عنوان نهاده تولید ارائه نمودند. آنان تعاریف مختلفی از پول را به‌عنوان نهاده تولید درکنار نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی در تابع تولید کاب‌داگلاس[۶] در ایالات متحده امریکا مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که تراز حقیقی پول با تولید حقیقی

---

1. Production theory
2. Nadiri
3. 'double coincidence
4. Levhari, David L., and Don Patinkin
5. Sinai and Stokes
6. Cobb - Douglas

همبستگی مثبت و معنی‌داری دارد(انجیان[1]،۱۹۸۶). با عنایت به ارتباط قوی بین بخش پولی و حقیقی اقتصاد، حجم نقدینگی به‌عنوان یک نهاده در تابع تولید مطرح گردید چرا که باعث تسهیل در معاملات می‌گردد. همچنین در این تحقیق از مدل سولوی نئوکلاسیک استفاده شده است. در مدل سولو با لحاظ سرمایه انسانی، تمرکز بحث بر متغیر سرمایه انسانی است. یعنی، سرمایه انسانی به‌جای نیروی کار ساده در مدل سولو گنجانده می‌شود.

روش‌شناسی مطالعه حاضر با توسعه مدل پایه‌ای سینای و استاکس (۱۹۷۲) ذیل و با لحاظ سرمایه انسانی صورت خواهد پذیرفت.

در این میان، از روش‌شناسی هم‌انباشتگی پنهان به منظور مدلسازی عدم تقارن آثار سیاست پولی بر بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۹ استفاده خواهد شد.

فرض شده است که ارزش افزوده بخش خدمات تابعی از حجم نقدینگی کشور، موجودی سرمایه، سرمایه انسانی در این بخش می‌باشد. بنابراین با مدل زیر شروع می‌کنیم:

$$Y = F(HL, K, M_2 \qquad (۱)$$

ارزش افزوده(Y) و موجودی سرمایه(K) بخش خدمات و حجم نقدینگی (M_2) که داده-های مورد نظر، از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.

نیروی انسانی (HL) عبارتند از نیروی کار* متوسط سال‌های تحصیل می‌باشد. داده‌های مربوط به نیروی کار از وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی و متوسط سال‌های تحصیل از World10 Penn جمع‌آوری شده است.

با استفاده از روش هم‌انباشتگی پنهان و ARDL توسط نرم‌افزار Eviews12 روابط بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بحث هم‌انباشتگی پنهان نخستین بار توسط گرنجر و یون[2] (2002) مطرح گردید. آن‌ها در مقاله خود بیان می‌کنند زمانی‌که اجزای سری‌های زمانی نامانا، هم‌انباشته باشند، سری‌های مذکور هم‌انباشتگی پنهان دارند. دراین‌صورت بررسی وجود رابطه بلندمدت بین سری‌های زمانی نامانای غیرهم‌انباشته امکان‌پذیر می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، این امکان وجود دارد یک رابطه بلندمدت میان دو سری‌زمانی، بعداز تجزیه به اجزای منفی و

[1]. Enjian
[2]. Granger & Yoon

مثبت وجود داشته باشد. براین اساس هر سری I(1) از یک فرایند ARIMA(p,1,q) تشکیل شده‌است که شامل یک گام تصادفی[1] است(گرنجر و یون، ۲۰۰۲).
سری‌های I(1) بصورت زیر نوشته می‌شود(جی حاتمی،۲۰۱۸).

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum \varepsilon_t \quad (۲)$$
$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t = Y_0 + \sum \eta_t$$

X_0 و Y_0 مقادیر اولیه و η_i و ε_i نوفه سفید[2] با میانگین صفر هستند.
سپس تکانه‌های مثبت و منفی هر متغیر را جدا گردیده و روابط زیر با استفاده از روش OLS تخمین زده شده است.

$$X^+_t = X^+_{t-1} + \varepsilon^+_t = X^+_0 + \sum \varepsilon^+_t$$
$$Y^+_t = Y^+_{t-1} + \varepsilon^+_t = Y^+_0 + \sum \eta^+_t$$
$$X^-_t = X^-_{t-1} + \varepsilon^-_t = X^-_0 + \sum \varepsilon^-_t \quad (۳)$$
$$Y^-_t = Y^-_{t-1} + \varepsilon^-_t = Y^-_0 + \sum \eta^-_t$$

سپس جز اخلال سری مثبت و منفی را از هر معادله استخراج گردیده و برای هر کدام آزمون ریشه واحدADF انجام شده است اگر در سطح مانا شدند هم‌انباشتگی پنهان و رابطه بلندمدت بین سری‌ها وجود دارد. درآخر از آزمون ARDL برای بررسی ضرایب بلندمدت استفاده شده است.
جهت محاسبه تکانه‌های حجم نقدینگی، از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده شده است. که با حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف متغیر سری‌زمانی X_t از روند آن ($\tau_{x,t}$) بدست می‌آید. در واقع مقادیر روند فیلتر هودریک- پرسکات، مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$min \sum_{t=1}^{T} (X_t + \tau_{x,t})^2 + \alpha \sum_{t-2}^{T-1} [(\tau_{x,t+1} - \tau_{x,t}) - (\tau_{x,t} - \tau_{x,t-1})]^2 \quad (۵)$$

که در آن T تعداد مشاهدات و α پارامتری است که درجه هموار بودن روند $\tau_{x,t}$ را تعیین می‌کند. مقدار آن برای داده‌های سالانه برابر با ۱۰۰ است.
بدین‌ترتیب تکانه‌های مثبت و منفی به صورت زیر بدست می‌آیند:

$$Pos_t = MAX(0, e_t)$$
$$neg_t = -MIN(0, e_t)$$

جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی با استفاده از نرم‌افزار Eviews صورت گرفته است.

---
[1]. Random Walk
[2]. White Noise

مدل‌ها با تکانه‌های مثبت و منفی به‌صورت مجزا به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$Y_s^+ = F(HL_s^+, K_s^+, M_2^+) \quad (۶)$$

$$Y_s^- = F(HL_s^-, K_s^-, M_2^-) \quad (۷)$$

که با لگاریتم‌گیری از دو طرف تابع، به الگوی خطی زیر تبدیل می‌شود:

$$LY_{t,s}{}^+ = \alpha + \beta_1 LM_{2_t}{}^+ + \beta_2 LHL_{t,s}{}^+ + \beta_3 LK_{t,s}{}^+ + Dum + \varepsilon_t \quad (۸)$$

$$LY_{t,s}{}^- = \alpha + \beta_1 LM_{2_{t,s}}{}^- + \beta_2 LHL_{t,s}{}^- + \beta_3 LK_{t,s}{}^- + Dum + \varepsilon_t \quad (۹)$$

LY_s^+ (LY_s^-) (لگاریتم تکانه مثبت(منفی) ارزش افزوده بخش خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ بر حسب میلیارد ریال) – متغیر وابسته

LHL_s^+ (LHL_s^-) (لگاریتم تکانه مثبت(منفی) نیروی کار متخصص و ماهر بخش خدمات(نیروی کار*متوسط سال های تحصیل)) – متغیر مستقل

LK_s^+ (LK_s^-) (لگاریتم تکانه مثبت(منفی) موجودی سرمایه بخش خدمات به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ بر حسب میلیارد ریال) – متغیر مستقل

LM_2^+ (LM_2^-) (لگاریتم تکانه مثبت(منفی) حجم نقدینگی بر حسب میلیارد ریال) – متغیر مستقل

(Dum)همچنین استقبال از برنامه‌های تعدیل در ایران با اتمام جنگ و آغاز اجرای برنامه‌های توسعه در کشور مطرح گردید. با وقوع انقلاب و سپس جنگ، عدم تعادل‌های موجود در اقتصاد نظیر تورم، کسری بودجه، کسری تراز پرداخت‌ها و رکود به شدت افزایش یافت به‌نحوی که مجموعه فشارهای ناشی از مشکلات اقتصادی و اجتماعی موجود، سیاستگذاران اقتصادی کشور را وادار نمود تا پس از اتمام جنگ اقدام به اصلاح ساختارهای موجود نمایند

از آنجایی که سیاست‌های تعدیل اقتصادی می‌تواند با تأثیر بر کارائی عوامل تولید و افزایش بهره‌وری و انتقال منابع از بخش غیرکارا به کارا بر عملکرد اقتصاد خصوصاً رشد، تأثیر مثبت داشته باشد لذا متغیر دامی در دو مدل با سری‌های زمانی منفی و مثبت قرار داده شده است. که این متغیر مربوط به تعدیل اقتصادی دهه۷۰ شمسی و تعدیل نرخ ارز دهه ۸۰ شمسی است. یعنی برای این دو دهه ۱ و برای مابقی سال‌ها عدد صفر درنظرگرفته‌شده‌است.

۵. برآورد مدل

۵-۱. آزمون ریشه واحد

با توجه به روش پژوهش و بر مبنای روش‌های هم‌انباشتگی، ابتدا باید مانایی متغیرها آزموده شود. به منظور بررسی این موضوع، در جدول (۱) از آزمون‌های ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است (دیکی و فولر[1]،۱۹۷۹). در این آزمون فرض صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد است. بر اساس آزمون ریشهٔ واحد، متغیری ماناست که آماره t محاسباتی آن از مقدار بحرانی منفی‌تر یا Prob آن کمتر از ۰/۰۵ باشد (بروکز[2]، ۲۰۰۸).

اگر همه متغیرها I(1) شدند آنگاه می‌توان از هم‌انباشتگی پنهان استفاده کرد. به این دلیل که قبل از تفکیک متغیرها به مثبت و منفی، هم‌انباشتگی وجود نداشته است. بعد از تفکیک، هم‌انباشتگی ظاهر شده است. به عبارت دیگر هم‌انباشتگی پنهان بوده است. از آنجایی که اغلب متغیرهای کلان اقتصادی نامانا هستند، مدل‌های هم انباشتگی ابزار مناسبی برای تحلیل روابط بین این متغیرها به شمار می روند.

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته در بخش خدمات (ADF)

آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول		آماره آزمون در سطح داده‌ها		نام متغیر		آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول		آماره آزمون در سطح داده‌ها		نام متغیر
مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی	تکانه منفی	مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی	مقدار محاسبا تی	تکانه مثبت
-۲/۹۲۹	*-۵/۱۴۳	-۲/۹۲۸	-۱/۵۵۸	LY_s^-	*-۳/۷۹۳	-۲/۹۳۱	-۰/۰۷۶	-۲/۹۲۹	LY_s^+	
-۲/۹۳۱	*-۳/۴۵۰	-۲/۹۲۸	-۱/۱۹۴	LK_s^-	*-۲/۹۴۸	-۱/۹۴۸	-۱/۸۷۳	-۱/۹۴۸	LK_s^+	
-۲/۹۲۹	*-۶/۷۰۳	-۲/۹۲۸	-۱/۵۱۱	LHL_s^-	*-۸/۰۲۲	-۲/۹۲۹	-۱/۹۰۷	-۲/۹۲۸	LHL_s^+	
-۲/۹۳۱	*-۷/۲۵۶	-۲/۹۲۹	-۰/۵۲۴	LM_2^-	*-۸/۶۴۲	-۲/۹۳۱	-۰/۱۷۱	-۲/۹۲۹	LM_2^+	

* معنادار در سطح ۵ ٪، **درسطح ۱۰٪ ، ***در سطح ۱٪

مأخذ: نتایج تحقیق

همانطور که در جدول (۱) قابل مشاهده است همه متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا شدند.

[1]. Dickey & Fuller
[2]. Brooks

۵-۲. آزمون هم انباشتگی نامتقارن

بعد از تجزیه‌ی متغیرهای ارزش افزوده بخش خدمات (LY_S)، لگاریتم نیروی کار متخصص و ماهر(LHL_S)، لگاریتم موجودی سرمایه(LK_S) و لگاریتم حجم پول(LM_2) به‌منظور بررسی هم‌انباشتگی نامتقارن، روابط زیر تخمین زده می‌شود. به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن (افزایش و کاهش متغیرها)، مقدار حد آستانه d=0 درنظرگرفته شده است.

$$\varepsilon_{1t} = LY_{t,s}^{+} - \alpha - LHL_{t,s}^{+} - LnK_{t,s}^{+} - LM_{2_t}^{+} - Dum \qquad (۱۰)$$

$$\varepsilon_{2t} = LY_{t,s}^{-} - \alpha - LHL_{t,s}^{-} - LnK_{t,s}^{-} - LM_{2_t}^{-} - Dum \qquad (۱۱)$$

به‌منظور بررسی وجود رابطه نامتقارن و بلندمدت میان سری‌های تجزیه شده، می‌بایست آزمون نماییم که دو سری ε_{1t} و ε_{2t} دو سری مانا هستند یا خیر؟ نتایج آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنهان در بخش خدمات (آزمون ریشه واحد e_t)

مدل	ADF Test: H_0:I(1) , H_1:I(0)	
	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی
$LY_i^+, LK_i^+, LHL_i^+, LM_2^+$	-۳/۸۳۱* (۰/۰۰۵۲)	-۲/۹۲۹
$LY_i^-, LK_i^-, LHL_i^-, LM_2^-$	-۳/۶۹۶* (۰/۰۳۳۳)	-۳/۵۲۹
$LY_i^-, LK_i^+, LHL_i^+, LM_2^+$	-۲/۸۸۲ (۰/۱۷۷۹)	-۳/۵۱۸
$LY_i^+, LK_i^-, LHL_i^-, LM_2^-$	-۲/۱۸۴ (۰/۲۱۴۵)	-۲/۹۲۹

*اعداد، نشان‌دهنده آماره آزمون و مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معناداریست

* معنادار در سطح ۵ ٪، **درسطح۱۰٪ ، ***در سطح ۱٪

مأخذ: نتایج تحقیق

باتوجه به نتایج به‌دست آمده در جدول (۲) می‌توان بیان داشت که یک هم‌انباشتگی نامتقارن بین سری‌های مثبت در معادله اول و سری‌های منفی در معادله دوم وجود دارد که گویای رابطه بلندمدت بین این سری‌ها می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، دو سری هم-انباشته هستند. بعبارتی با کاهش(افزایش) متغیرهای مستقل، کاهش (افزایش) تولید تشدید می‌شود. اما هم‌انباشتگی بین سری‌های مثبت(منفی) و منفی (مثبت) وجود ندارد بعبارتی دیگر رابطه‌ی بلندمدت بین این سری‌ها برقرار نیست پس هم‌انباشته نیستند بعبارتی با افزایش(کاهش) متغیرهای مستقل کاهش (افزایش) تولید اتفاق نمی-

افتد. بطور مثال در شرایط رونق تولید با اعمال سیاست پولی انبساطی، رونق و شرایط تورمی تشدید می‌شود، عکس این حالت نیز صادق است. ولی در شرایطی که سیاست پولی انبساطی اعمال شود در ایران شرایط رکودی وخیم‌تر نمی شود و بلعکس

۵-۳. برآورد مدل ARDL

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت و اثرات متقابل پویا بین متغیرهای مورد نظر، از رهیافت آزمون کرانه‌ها[1] در هم‌انباشتگی و ARDL که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده، استفاده شده است. مقادیر بحرانی آمارهF مربوطه در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و۱٪ در جدول (۳) ارائه شده است. وقفه‌های بهینه متغیرها در مدل اول با متغیر وابسته LY_i^+ ARDL(1,1,1,1) و در مدل دوم با متغیر وابسته LY_i^- ARDL(2,2,3,3) می‌باشد که برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز استفاده‌شده‌است.

فرض صفر در آزمون کرانه‌ها عدم وجود رابطه بلندمدت است. اگرآماره F محاسباتی بالاتر از حد بالای کرانه‌های تعیین شده در سه سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ جدول (۳) و (۴) باشد، وجود هم‌انباشتگی تأیید می‌گردد. اگر آماره F محاسباتی کمتر از حد پایین کرانه‌هاباشد، هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود ندارد و اگر بین این دو حد باشد، نمی‌توان تصمیم قاطعی در مورد آن گرفت. همچنین K تعداد متغیرهای توضیحی به غیر از عرض از مبدأ می‌باشد.

جدول(۳): نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در بخش خدمات

نام متغیر	LY_i^+		LY_i^-	
	ضریب	آماره T	ضریب	آماره T
LK_s^+	*۰/۳۳۳۵	۲/۷۷۸۱ (۰/۰۰۸۶)	–	–
LHL_s^+	*۰/۶۰۶۷	۵/۳۹۷۲ (۰/۰۰۰۰)	–	–
LM_2^+	**۰/۶۳۶۳	۱/۷۳۸۵ (۰/۰۹۱۴)	–	–
LK_s^-	–	–	۱/۴۷۶*	۲/۴۳۸ (۰/۰۲۱۹)
LHL_s^-	–	–	۰/۴۷۷*	۴/۷۳۵ (۰/۰۰۰۱)
LM_2^-	–	–	۰/۴۵۹*	۳/۱۷۶ (۰/۰۰۳۸)

[1]. F-Bound

Models	F-Bound Test	Significance level	Lower Bond	Upper Bond
$LY_s^-, LK_s^-, LHL_s^-, LM_2^-$	۳۵/۵۹۷ K=3	%۱۰	۳/۷۴	۴/۷۸
		%۵	۴/۴۵	۵/۵۶
		%۱	۶/۰۵۳	۷/۴۵۸
$LY_s^+, LK_s^+, LHL_s^+, LM_2^+$	۱۱/۵۸۹۳ K=3	%۱۰	۲/۹۳۳	۴/۰۲
		%۵	۳/۵۴۸	۴/۸۰۳
		%۱	۵/۰۱۸	۶/۶۱

*اعداد، نشان‌دهنده آماره آزمون و مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معناداریست

* معنادار در سطح ۵ ٪، **درسطح۱۰٪ ، ***در سطح ۱٪

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول(۴): نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت و ضریب تصحیح خطا در بخش خدمات

نام متغیر	LY_i^+		نام متغیر	LY_i^-	
	ضریب	آماره T		ضریب	آماره T
$D(LK_i^+)$	*۲/۰۰۸۲	۶/۷۳۶۰ (۰/۰۰۰۰)	$D(LK_i^-)$	۱/۴۱۷۵*	۳/۷۸۱۶ (۰/۰۰۰۸)
$D(LHL_i^+)$	*۰/۴۵۷۱	۳/۴۸۸۳ (۰/۰۰۱۳)	$D(LHL_i^-)$	*۰/۱۶۶۹	۲/۷۰۵۵ (۰/۰۱۱۹)
$D(LM_2^+)$	*۰/۱۲۱۰	۱/۴۵۳۰ (۰/۱۵۵۱)	$D(LM_2^-)$	*۰/۱۸۷۷	۳/۰۲۸۱ (۰/۰۰۵۵)
DUM	**۰/۰۶۴۴۶	۴/۰۷۲۵۰ (۰/۰۰۰۲)	DUM	*۰/۰۱۵۸	۲/۴۶۶ (۲/۰۲۰۶)
CointEq(-1)*	* -. /۵۱۲۹	-۷/۴۷۳ (۰/۰۰۰۰)	**CointEq(-1)***	*- ۰/۷۳۷۶	-۱۲/۶۰۲ (۰/۰۰۰۰)
آزمون فروض					
آزمون	**آماره آزمون**	**نتیجه آزمون**	**آزمون**	**آماره آزمون**	**نتیجه آزمون**
Functinal form F-Statestic	۰/۰۹۶۰ (۰/۹۲۴)	شکل تبعی صحیح	*Functinal form F-Statestic*	۱/۳۴۱۶ (۰/۲۵۷۷)	شکل تبعی صحیح
Normality Jarque-Bera	۳/۳۴۳ (۰/۱۴۷)	نرمال بود	Normality Jarque-Bera	۱/۳۱۵۱ (۰/۵۱۸۱)	نرمال بود
Serial correlation F-statistic Lag(1)	۰/۱۴۰۰ (۰/۷۱۰۵)	عدم همبستگی	Serial correlation F-statistic Lag(1)	۰/۸۳ (۰/۳۶)	عدم همبستگی
Serial correlation F-statistic	۰/۵۱۳۴	عدم	Serial correlation F-statistic	۰/۳۵۵۵	عدم

Lag(2)	(۰/۶۰۳)	همبستگی	Lag(2)	(۰/۷۰۴۵)	همبستگی
Heteroskedasticity F-statistic	۱/۳۵۳۹ (۰/۲۵۸)	همسانی واریانس	Heteroskedasticity F-statistic	۰/۷۱۶۲ (۰/۷۴۷۱)	همسانی واریانس

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج آزمون کرانه‌ها در بخش خدمات که در جدول (۳) گزارش شده است مقدار آماره آزمون در مدل سری‌های منفی۳۵/۵۹ و مثبت ۱۱/۵۸ است که از حد بالای کرانه‌ها در همه سطوح بیشتر می‌باشد. بنابراین فرض وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها برقرار است.

با توجه به نتایج بدست‌آمده درجدول (۳) تمام ضرایب درسری‌های منفی و مثبت در سطح 5درصد (به‌جز LM_2^+ که در سطح ۱۰ درصد معنادار شد)، معنادارند همانطورکه در ضرایب بلندمدت قابل‌مشاهده است وجود عدم‌تقارن در سیاست پولی مورد تأیید قرار گرفت و بدلیل تأثیرگذاری بیشتر سیاست پولی انبساطی این در حقیقت نشان‌دهنده نیاز بخش‌های مذکور برای تأمین مالی هزینه‌های تولید می‌باشد. که منجر به جذب نقدینگی از طریق تسهیلات و اعتبارات بانکی و غیره می‌گردد در نتیجه تولید در این بخش را افزایش می‌دهد. همچنین تکانه منفی موجودی سرمایه، تأثیرگذاری زیادی بر تعمق رکود تولید در بخش خدمات دارد. ضریب نیروی کار در بلندمدت نشان‌دهنده این است که در مرحله دوم تولید و در شرایط بهینه تولید در بخش خدمات قرار داریم و اثر تکانه مثبت نیروی کار در بلندمدت بر رونق تولید بیشتر است و آن هم به این دلیل است که در بخش خدمات نیروی کار ماهر اهمیت زیادی دارد. همچنین ضریب متغیر دامی مربوط به تعدیل اقتصادی دهه۷۰ شمسی و تعدیل نرخ ارز دهه ۸۰ شمسی است تأثیر ناچیزی بر رونق و رکود تولید این بخش داشته است.

تکانه مثبت و منفی حجم نقدینگی در کوتاه مدت به دلیل نااطمینانی در افزایش(کاهش) تسهیلات بانکی اثر کمی بر رونق(رکود) تولید دارد همچنین تکانه منفی در موجودی سرمایه در کوتاه مدت به شدت رکود را عمیق‌تر می‌کند و آن هم بدلیل نیاز زیاد سرمایه در کوتاه مدت در این بخش است.

CointEq(-1) پسماند حاصل از آزمون بلندمدت است که در آزمون ECM با یک وقفه در جدول (۴) نشان داده‌شده است. در واقع همان سرعت حرکت به سمت تعادل می-باشد

که در محاسبات خروجی حاصل از نرم‌افزار مقدار آن برای مدل اول با متغیر وابسته LY_i^+، ۰/۵۱ و در مدل دوم با متغیر وابسته LY_i^- ، ۰/۷۳می‌باشد. نشان می‌دهد در هر دوره ۵۱٪ و ۷۳٪ از عدم تعادل‌های ناشی از تکانه‌های اقتصادی به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. اگر عدد یک را بر ۰/۵۱ و ۰/۷۳تقسیم کنیم $(1/0/51)$ و $(1/0/73)$، به‌طور تقریبی ۱/۹۶- و ۱/۳۶- خواهد بود. بدین‌معناست که حدوداً در مدل اول ۲ سال و در مدل دوم یک سال زمان لازم است تا به تعادل بلندمدت برگردد.

۵-۴. نتایج آزمون تشخیصی

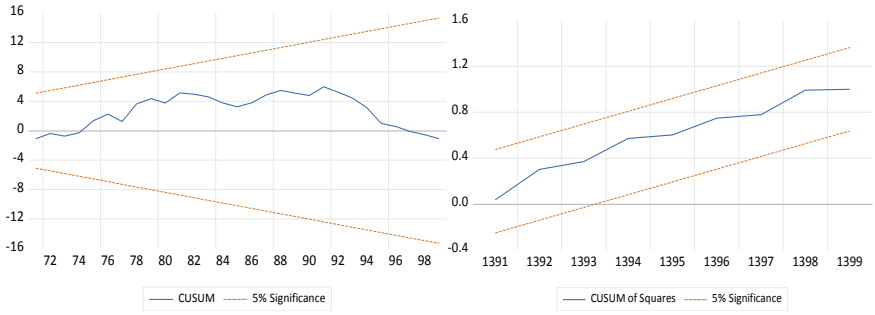
آزمون‌های مربوط به فروض استاندارد کلاسیک نیز برای اطمینان از کارایی برآورد معادلات انجام شده است. این نتایج حاکی از آن است که در هر دو مدل با سری مثبت و سری منفی هیچ مشکلی از لحاظ فروض کلاسیک ندارد. یعنی فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و خودهمبستگی سریالی بین اجزاء اخلال در آزمون بیریوش‌گادفری(مرتبه اول و مرتبه دوم) و مشکل ناهمسانی در آزمون واریانس بیریوش پاگان وجود ندارد. فرم تابعی مدل در آزمون رمزی به‌خوبی تصریح شده و توزیع اجزاء باقیمانده در آزمون نرمالیتی، نرمال است که برصحت نتایج الگوی برآورد شده دلالت می‌کند.

۵-۵. آزمون ثبات و پایداری

بعداز اطمینان از اینکه مدل تصریح شده از نظر فرضیات اساسی رگرسیون مشکل خاصی ندارد، نوبت به آزمون ثبات و پایداری می‌رسد. برای بررسی وجود یا عدم وجود شکست ساختاری در پسماندهای مدل تخمین زده شده از آزمون CUSUM وCUSUMQ استفاده شده است.

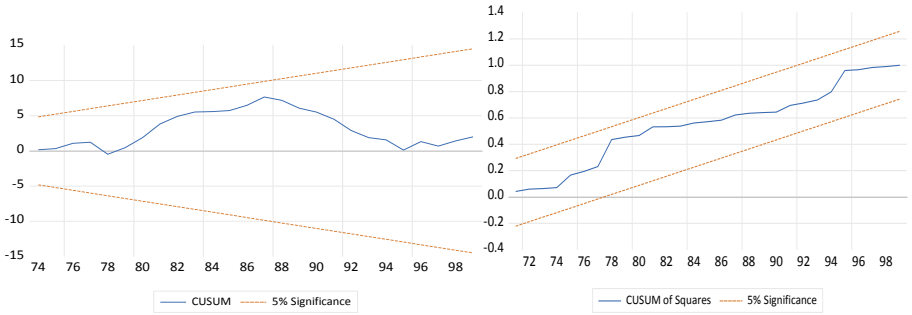
نمودارها نشان‌دهنده آزمون پایداری مربوط به جملات پسماند تخمینARDL است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، به‌دلیل اینکه مقدار آماره آزمون ازمحدوده دو مقدار بحرانی خارج نشده، می‌توان ادعا نمود که پسماندهای مدل تخمین زده شده پایدار می-باشند. بنابراین، مدل از ثبات لازم برای تحلیل در بلندمدت برخوردار است و نتایج به دست آمده از تحقیق معتبر است.

نمودار(۱): آزمون پایداری ضرایب در مدل سری‌های مثبت



مأخذ: نتایج‌تحقیق

نمودار(۲): آزمون پایداری ضرایب در مدل سری‌های منفی



مأخذ: نتایج‌تحقیق

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

عدم‌تقارن تکانه‌های پولی برحسب تکانه‌های منفی و مثبت، بطور سنتی بر اساس الگوی کینزین‌ها مبتنی بر چسبندگی دستمزدها به طرف پایین و انعطاف‌پذیری آن به طرف بالا توضیح داده شده است. عدم تقارن تکانه‌های پولی بر اساس الگوهای دیگری نیز تبیین شده است. بطور مثال کینزین‌های جدید تلاش کرده‌اند که مبانی نظری عدم تقارن مذکور را مبتنی بر اصول اقتصاد خرد و بهینه‌یابی رفتار آحاد اقتصادی توضیح دهند.

در این پژوهش آثار نامتقارن حجم‌نقدینگی (بر حسب تکانه‌های مثبت و منفی) بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۹ با تحلیل‌هم‌انباشتگی پنهان مورد بررسی قرار گرفت.

علاوه‌بر تکانه‌های پولی، تکانه‌های موجودی سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی نیز بر ارزش افزوده این بخش مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج نشان داد که اثرگذاری تکانه‌های مثبت حجم نقدینگی در بخش خدمات بزرگتر از تکانه‌های منفی این متغیر می‌باشد. بنابراین وجود عدم‌تقارن در سیاست پولی مورد تأیید قرار گرفت و با اعمال تکانه مثبت پولی در بلندمدت در پی کاهش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید این بخش افزایش خواهد یافت. این در حقیقت نشان-دهنده نیاز بخش‌های مذکور برای تأمین مالی هزینه‌های تولید می‌باشد. که منجر به جذب نقدینگی از طریق تسهیلات و اعتبارات بانکی و غیره می‌گردد در نتیجه تولید در این بخش‌ها را افزایش می‌دهد.

با اعمال تکانه منفی پولی در اقتصاد و کاهش نقدینگی، نرخ بهره افزایش خواهد یافت، در پی افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری در هر دو بخش کاهش و در نتیجه تولید و ارزش افزوده آن‌ها کاهش خواهد یافت. زمانی که تکانه منفی پولی بر اقتصاد وارد می‌شود و به-دنبال آن ناگهان عرضه‌ی پول کاهش می‌یابد، ازآنجا که در کوتاه‌مدت قیمت‌ها چسبنده و سریع نسبت به تغییرات عرضه‌ی پول واکنش نشان نمی‌دهند، پس در کوتاه‌مدت، تولید و اشتغال این بار را به دوش کشیده و در برابر تغییرات عرضه‌ی پول واکنش نشان می‌دهند. پس میزان تولید تغییر کرده و بنابراین کاهش عرضه پول باعث جابه‌جایی تقاضای کل به سمت چپ شده و تولید و اشتغال در اقتصاد کاهش می‌یابد.

در کوتاه‌مدت تأثیر شوک‌های پولی منفی بر تولید منفی است، اما زمانی که شوک منفی پولی بر اقتصاد وارد می‌شود و به دنبال آن ناگهان عرضه‌ی پول کاهش می‌یابد، ازآنجا که در کوتاه‌مدت قیمت‌ها چسبنده و سریع نسبت به تغییرات عرضه‌ی پول واکنش نشان نمی‌دهند، پس در کوتاه‌مدت، تولید و اشتغال این بار را به دوش کشیده و در برابر تغییرات عرضه‌ی پول واکنش نشان می‌دهند. پس میزان تولید تغییر کرده و بنابراین کاهش عرضه پول باعث جابه‌جایی تقاضای کل به سمت چپ شده و تولید و اشتغال در اقتصاد کاهش می‌یابد. بنابراین می‌توان گفت در کوتاه‌مدت شوک منفی بیشتر از آنکه قیمت‌ها را تحت‌تأثیر قرار دهد، تولید در اقتصاد و به‌عنوان یک زیربخش، تولید خدمات را کاهش خواهد داد. تأثیر شوک‌های مثبت پولی بر رشد تولید در کوتاه‌مدت مثبت است چرا که در دوره کوتاه‌مدت، به‌خاطر چسبندگی قیمت‌ها، سطح تولید بیشترین واکنش را نسبت به تغییرات عرضه پول نشان می‌دهد و با افزایش نقدینگی در اقتصاد، سطح تولید افزایش می‌یابد.

متغیر موجودی سرمایه اثر مستقیم بر ارزش افزوده‌ی بخش خدمات دارد. بر اساس مدل رشد سولوکه موجودی سرمایه یکی از نهاده‌های اصلی تولید است، بنابراین هرچه موجودی سرمایه در بخش خدمات افزایش یابد، در نتیجه با بهره‌گیری از امکانات و نهاده‌های تولید بیشتر، ظرفیت تولید محصولات افزایش خواهد یافت، چرا که یکی از موانع رشد وتوسعه‌ی اقتصادی هر بخش تولیدی، کمبود سرمایه و عدم به‌کارگیری درست و اصولی منابع سرمایه‌ای موجود است. همانطور که نتایج مشخص است وجود تکانه‌های منفی در سرمایه‌های فیزیکی در بخش خدمات به‌دلیل اهمیت و ضرورت این نهاده در کوتاه‌مدت اثرگذاری مثبتی بر تولید بخش خدمات دارد و در بلندمدت نیز همچنان این ارتباط مثبت بین تکانه منفی سرمایه فیزیکی و تکانه منفی تولید بخش خدمات پابرجاست. در واقع کمبود سرمایه در این بخش به شدت منجر به کاهش تولید می‌شود. ولی تکانه مثبت این عامل تولید در کوتاه‌مدت نسبت به تکانه منفی اثرگذاری بیشتری دارد آن هم به این دلیل است که با افزایش تسهیلات بخش خدمات می‌تواند سرمایه‌های لازم جهت بهبود در تولید را فراهم کند و تولید و سود اقتصادی خود را افزایش دهد.

ضریب متغیر نیروی کار شاغل متخصص علامت‌های مورد انتظار را دارد و معنی‌دار می-باشد، که نشانگر افزایش مهارت‌های نیروی‌کار و تولیدات صنعتی است و موجب ارتقاء کیفیت تولید و بالارفتن کارایی استفاده از سرمایه‌های مادی و بکارگیری بهینه آنها شده است. اثرگذاری تکانه مثبت نیروی‌کار متخصص بسیار بیشتر از اثرگذاری تکانه منفی بر تولید این بخش می‌باشد که در واقع نشان می‌دهد اهمیت نیروی کار متخصص در بخش خدمات بسیار بالاست. به این دلیل که رشد فناوری در این بخش بیش از پیش به نیروهای متخصص نیازمند می‌باشد.

نتایج این مقاله با وجود جدید بودن روش برآورد نتایج حاصل از مطالعات قبلی خارجی و داخلی را تأئید می‌کند. همانند مطالعات قبلی سیاست پولی بر تولید اثر نامتقارن دارد و اثر بلندمدت سیاست پولی از اثر کوتاه‌مدت آن بیشتر است. اما در هیچ یک از این مطالعات اثر نامتقارن سیاست پولی بر تولید با تجزیه اجزا مثبت و منفی و آثار آن بر چرخه‌های اقتصادی رونق و رکود و مقایسه آنها با هم بصورت دو مدل مجزا صورت نگرفته بود که در مقاله حاضر این کار صورت گرفت و نتایج حاکی از این موضوع بود که اثر سیاست پولی انبساطی بر رونق تولید نسبت به اثر سیاست پولی انقباضی بر رکود بیشتر است.

بنگاه‌های خدماتی در ایران در کوتاه‌مدت نسبت به سیاست پولی، بدلیل عدم اطمینان از وضعیت، واکنش کمی نشان می‌دهند ولی در بلندمدت واکنش تولید خدمات نسبت به سیاست پولی انبساطی بیشتر از سیاست انقباضی است که در واقع اهمیت و نیاز بخش خدمات به تأمین مالی و نقدینگی بیشتر را ثابت می‌کند. در این بخش بدلیل افزایش نوآوری‌ها و تأسیس شرکت‌های استارتاپی و دانش‌بنیان و احتیاج به تأمین مالی، سیاست انبساطی اهمیت بیشتری دارد. بنابراین اعطای تسهیلات و اعتبارات در این بخش می‌تواند مشکل کمبود نقدینگی در این بخش را برطرف سازد.

همچنین بخش خدمات سهم زیادی از تولید ناخالص ملی را به خود اختصاص داده است و می‌تواند نقش موثری در رشد اقتصادی کشور داشته باشد. بنابراین برای بهبود روند رشد اقتصادی کشور توجه به این بخش حائز اهمیت می‌باشد. علاوه‌برآن ورود تکنولوژی به این بخش و ارتقا سطح کیفیت محصولات فیزیکی و غیرفیزیکی می‌تواند باعث ارتقا سطح رفاه مردم گردد و با گسترش بخش خدمات تاحدودی مسأله بیکاری نیروی کار برطرف شود.

فهرست منابع:

اکبریان، حجت، حکیمی‌پور، نادر و نجفی، بنفشه (۱۳۹۷)، خنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران، ۱۸(۳): ۷۸-۵۷.

حاله، مهناز، هژبرکیانی، کامبیز، عسگری، فرید و علی‌پور، محمدصادق (۱۴۰۰)، بررسی اثرات نامتقارن تغییرات حجم نقدینگی بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران، فصلنامـه اقتصاد مالی، ۷۱(۴): ۱۸۷-۲۰۶.

جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۷۸)، گزینه‌های سیاست پولی و ارزی و کنترل تورم، مجموعه مقالات ارائه شده در دومین همایش اقتصاد ایران، تهران.

فرزین‌وش، اسدالله، احسانی، محمدعلی، جعفری‌صمیمی، احمد و غلامی، ذبیح‌الله (۱۳۹۱)، بررسی آثار نامتقارن سیاست های پولی بر تولید در اقتصاد ایران، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰(۶۱): ۵-۲۸.

قلی‌پورتپه، محمدامید، متفکرآزاد، محمدعلی و محسنی زنوری، سید جمال‌الدین (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش خدمات در اقتصاد ایران، فصلنامه اقتصاد پولی و مالی، ۲۳(۱۲): ۱-۱۸.

نصیری‌فر، ابراهیم، کامبیز، هژبرکیانی، حسینی، سیدشمس‌الدین و غفاری، فرهاد (۱۳۹۸)، بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و اشتغال صنعت خودرو: رویکرد ARDL غیرخطی، فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، ۴(۴): ۹-۲۹.

Abdelsal, M. (2018), Asymmetric Effect of Monetary Policy in Emerging Countries: The Case of Egypt, Applied Economics and Finance,5(4): 1-11.

Álvarez, L. J., Burriel, P. & Hernando, I. (2005), Do decreasing hazard functions for price changes make any sense?, Available at SSRN 683151.

Ball, L. & Mankiw, G. (1995), Relative-price changes as aggregate supply shocks, The Quarterly Journal of Economics, 110(1): 161-193.

Barnichon, R. & Matthes, C. (2017), Understanding the Size of the Government Spending Multiplier: it's in the Sign, Available at SSRN 3000623.

Bernake, B. & Blinder, A. (1988), Credit, Money and Aggregate Demand, American Economic Review, 78(2).

Bernanke, B. & Blinder, A. (1992), The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transition, American Economic Review, 82(4): 901-21.

Bernanke, B. S. & Gertler, M. (1995), Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission, Journal of Economic perspectives, 9(4): 27-48.

Bordon, A. R. & Weber, A. (2010), The transmission mechanism in Armenia: new evidence from a regime switching VAR analysis, IMF Working Papers, 1-31.

Brooks, C. (2008), Introductory Econometrics for finance (Second Edition), Cambridge university press, Cambridge England.

Cheng, K. C. (2007), A VAR analysis of Kenya's monetary policy transmission mechanism: How does the Central Bank's repo rate affect the economy?, (No. 6-300). International Monetary Fund.

Cobb, C. W. & Douglas, P. H. (1928), A Theory of Production, American Economic Review. 18 (Supplement): 139–165.

Dickey, D. A. & W.A. Fuller.(1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, 74: 427-431.

Fridman, M. (1964), The Optimum Quantity of Money, The Economic Journal. 80(319): 669-672.

Goshit, G., Jelilov, G., Iorember, P.T. & Celik, B. (2020), Asymmetric effects of monetary policy shocks on output growth in Nigeria: Evidence from nonlinear ARDL and Hatemi-J causality tests, Journal of PUBLIC AFFAIRS an international journal, 22(2): e2449.

Granger, C. & G. Yoon. (2002), Hidden Cointegration, University of Economics, Discussion Paper, Retrieved November, 2009.

Hatemi-J, A. (2020), Hidden panel cointegration",UAE University, United Arab Emirates, Journal of King Saud University – Science 32: 507–510.

Krylova, E. (2002), The Credit Channel of Monetary Policy, Case of Austria, Economics Series 111, Institute for Advanced Studies.

Levhari, D. & Patinkin, D. (1968), The role of money in a simple growth model, The American Economic Review, 58(4): 713-753.

Ministry of Economic and Assets Affairs. Economic Deputy. (2010), Looking at Structure of Service Sector in Iran and World's Economy, www.econo.ir/pdf/khadamat.pdf. (In Persian).

Mishkin, F. S. (1982), Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation, Journal of political economy, 90(1): 22-51.

Nadiri, M. I. (1969), The determinants of real cash balances in the US total manufacturing sector, The Quarterly Journal of Economics, 83(2): 173-196.

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

Pigou, A. C. (1949). The Veil of Money (London).

Sarac B, T. & Ucan, O. (2013), The Interest Rate Channel in Turkey: An Investigation with Kalman Filter Approach, International Journal of Economics and Financial Issues, 3(4): 874-884.

Schenkelberg, H. (2012), Three essays on price setting and monetary policy (Doctoral dissertation, lmu).

Sinai, Al. & Stokes, H. H. (1972), Real Money Balances: An Omitted Variable from the Production Function?, Review of Economics and Statistics, 54: 290-96

Tobin, J. (1995), Inflation and unemployment, Essential readings in economics, 232-254.

Ullah, S., Ozturk, I. & Sohail, S.(2021), The asymmetric effects of fiscal and monetary policy instruments on Pakistan's environmental pollution, Environmental Science and Pollution Research, 28: 7450–7461.

پیوست(۱):

	تکانه مثبت تولید بخش خدمات	تکانه منفی تولید بخش خدمات	تکانه مثبت موجودی سرمایه	تکانه منفی موجودی سرمایه	تکانه مثبت سرمایه انسانی	تکانه منفی سرمایه انسانی	تکانه مثبت حجم نقدینگی	تکانه منفی حجم نقدینگی
میانگین	۰/۹۸۹۹۷۱	-۰/۴۰۰۴۰۲	۱/۱۷۰۲۱۴	-۰/۴۰۰۴۰۲	۱/۶۴۷۹۵۱	-۰/۲۱۱۱۵۳	۰/۵۴۲۲۳۸	-۰/۶۰۷۷۵۰
میانه	۰/۹۴۱۴۸۶	-۰/۵۰۱۵۵۲	۱/۱۱۶۰۶۱	-۰/۵۰۱۵۲۲	۱/۷۳۸۵۰۷	-۰/۲۷۱۰۳۷	۰/۵۲۲۶۵۸	-۰/۶۸۵۲۴
بیشترین	۱/۹۳۹۲۵۱	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۱/۸۳۹۸۲۸	۰/۰۰۰۰۰۰۰	۲/۸۸۴۴۵۲	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۱۰۵۲۴۱	-۰/۰۶۹۹۴۵
کمترین	۰/۱۶۶۹۸۵	-۰/۵۴۵۲۷۷	۰/۱۵۵۳۳۲	-۰/۵۴۲۲۷۷	۰/۰۹۸۴۰۶	-۰/۳۳۳۲۵۶	۰/۰۰۰۰۰۰	-۱/۱۲۹۳۶۵
انحراف معیار	۰/۵۲۵۰۱۴	۰/۱۹۲۰۷۳	۰/۴۲۱۸۱۹	۰/۱۹۲۰۷۳	۰/۸۲۷۰۲۹	۰/۱۲۸۸۸۸	۰/۳۱۶۳۷۵	۰/۳۱۵۲۱۴
چولگی	۰/۰۹۹۴۷۸	۱/۲۶۵۹۱۴	-۰/۱۸۲۴۷۹	۱/۲۶۵۹۱۴	-۰/۳۰۶۷۶۰	۰/۹۷۴۰۶۸	۰/۰۲۲۳۲۸	-۰/۰۴۶۹۱۹
کشیدگی	۱/۵۱۰۶۳۲	۲/۸۶۹۴۵۶	۲/۴۰۸۲۲۲	۲/۸۶۹۴۵۶	۱/۸۹۴۷۵۳	۲/۱۳۷۵۲۲	۲/۰۳۶۰۴۵	۲/۰۱۱۴۷۲
آماره جارک برا	۴/۳۲۷۴۴۹	۱۲/۳۱۸۷۹	۰/۹۲۶۴۸۳	۱۲/۳۱۸۷۹	۳/۰۶۲۷۹۱	۸/۶۹۹۹۴۲	۱/۷۴۶۰۰۶	۱/۸۴۸۷۳۶
احتمال	۰/۱۱۴۸۹۶	۰/۰۰۲۱۱۴	۰/۶۲۹۲۴۱	۰/۰۰۲۱۱۴	۰/۲۱۶۲۳۴	۰/۰۱۲۹۰۷	۰/۴۱۷۶۹۵	۰/۳۹۶۷۸۲
مجموع	۵۴/۵۳۸۶۷	-۱۸/۴۱۸۴۹	۵۳/۸۲۹۸۳	-۱۸/۴۱۸۴۹	۷۵/۸۰۶۲۲	-۹/۷۱۳۰۲۰	۲۴/۴۰۰۷۲	-۲۷/۳۴۸۷۶
مجموع مجذور مربعات	۱۲/۴۰۳۷۹	۱/۶۶۰۱۴۱	۸/۰۰۶۹۲۱	۱/۶۶۰۴۴۱	۳۰/۷۷۸۹۷	۰/۷۴۷۵۴۰	۴/۴۰۴۰۹۷	۴/۳۷۱۸۲۱
مشاهدات	۴۶	۴۶	۴۶	۴۶	۴۶	۴۶	۴۶	۴۶

بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک

مرضیه اسفندیاری (نویسند مسئول)

دانشیار گروه علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

علی سرگل‌زایی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

ali.sargolzaie@pgs.usb.ac.ir

سجاد سرگلزایی

دانشجوی کارشناسی علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان

Sajjad.sargolzaee@gmail.com

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۱۹

چکیده

بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی، از اهمیت بالایی برخوردار است. درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت از جمله موارد مهم و تأثیرگذار در متغیرهای کلان اقتصادی است. پژوهش حاضر به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک طی بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی فروردین ۱۴۰۰ در ایران می‌پردازد. نتایج حاصل از تخمین مدل تجربی نشان داد که ارتباط بین نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده معکوس است. به عبارتی با افزایش نااطمینانی در قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده کاهش خواهد یافت که این اثر در چندک‌های انتهایی بیشتر از چندک‌های ابتدایی است. همچنین مطابق با نتایج تخمین الگوی تبدیل موجک، اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت است.

طبقه بندی JEL: C21،C22 ،E31

کلیدواژه‌ها: نااطمینانی قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، رگرسیون کوانتایل، تبدیل موجک

۱. مقدمه

بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای وابسته به نفت از جمله موارد بسیار مهم و مورد توجه محققین است. معمولاً کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی در اثر افزایش یا کاهش قیمت نفت دچار بی‌انضباطی مالی می‌شوند.

پیامدهای کلان اقتصادی نوسانات قیمت نفت از اوایل دهه ۱۹۷۰ به طور گسترده مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. یافته‌های تجربی در ادبیات موجود نشان می‌دهد که رابطه نفت و اقتصاد کلان در طی گذشت زمان، متغیر و نامتقارن است. به طور مثال، اثر رکودی افزایش قیمت نفت (معمولاً از نظر بزرگی و تداوم) در مقایسه با اثر انبساطی کاهش قیمت نفت بیشتر است (همیلتون[۱]، ۱۹۸۳، ۲۰۰۳؛ همیلتون و لین، ۱۹۹۶؛ همیلتون و هررا[۲]، ۲۰۰۴؛ کیلیان، ۲۰۰۹؛ کیلیان و ویگفسون[۳]، ۲۰۱۱، ۲۰۱۳، ۲۰۱۷؛ روتمبرگ و وودفورد[۴]، ۱۹۹۶).

ازاین‌رو، فاف و بریلزفورد[۵] (۱۹۹۹) نشان دادند که افزایش قیمت نفت باعث افزایش قیمت کالاها و خدمات برای مصرف‌کنندگان می‌شود. در مقابل، کاهش تقاضا برای کالاها و خدمات به دلیل اثر تورمی ناشی از افزایش قیمت نفت، باعث کاهش سود و کاهش حجم محصولات تولیدکنندگان می‌شود. جلیل[۶] و همکاران (۲۰۰۹) استدلال کردند که از طرف تولیدکننده، قیمت نفت بالاتر با قیمت نهاده بالاتر مرتبط است. آنها افزودند که افزایش هزینه‌های تولید باعث کاهش مقدار تولید می‌شود و قیمت محصول فروخته شده در بازار را نیز بالاتر می‌برد. در واقع، افزایش هزینه تولید و توزیع به دلیل افزایش قیمت نفت، درآمد واقعی کمتری را برای تولیدکنندگان به همراه خواهد داشت. تولیدکنندگان برای محافظت از درآمد واقعی خود هزینه را به مصرف‌کنندگان منتقل می‌کنند. در نتیجه به نظر می‌رسد سطح عمومی قیمت در یک اقتصاد به روشی مشابه افزایش می‌یابد.

بااین‌وجود، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده متغیر است. مطالعات مختلفی در ادبیات وجود دارد که بیان‌کننده رابطه منفی نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده است (عرفانی و چرم گر، ۱۳۹۳؛ اوگه گونی، ۲۰۲۰).

---

[1]. Hamilton
[2]. Hamilton and Herrera
[3]. Kilian and Vigfusson
[4]. Rotemberg and Woodford
[5]. Faff and Brailsford
[6]. Jalil

مطابق با این مطالعات، اثر افزایش نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی است.

باتوجه‌به مطالب گفته شده، بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران حائز اهمیت است. بدین منظور، پژوهش حاضر باتوجه‌به رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده پرداخته است. اگرچه مطالعات مختلفی به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند؛ اما در هیچ کدام از مطالعات قبلی از مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک استفاده نشده است که پژوهش حاضر این خلا مطالعاتی را پر می کند. رگرسیون کوانتایل نسبت به داده‌های پرت و دورافتاده مقاوم است و امکان تخمین دقیق‌تر، در کل توزیع را فراهم می‌کند. همچنین استفاده از تبدیل موجک‌ها این امکان را فراهم می‌کند که بررسی‌ها در بلندمدت و کوتاه‌مدت انجام شود.

پژوهش حاضر، درصدد است فرضیه " با افزایش نااطمینانی قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف کننده کاهش یابد." را بررسی و آزمون نماید.

در ادامه مقاله، در بخش دوم، مروری بر ادبیات مرتبط ارائه شده و در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش تشریح می‌شود. بخش چهارم، به یافته‌های تجربی و بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری می پردازد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده

سهام‌داران در بازارهای نفت به‌طورکلی علاقه‌مند می باشند بدانندکه چگونه نوسانات و شوک‌های قیمت نفت به قیمت‌های بازار سهام منتقل می‌شود. نااطمینانی (عدم قطعیت) به‌عنوان یک کانال اساسی ارائه می‌شود که از طریق آن می‌توان تغییرات در قیمت نفت را به بخش‌های کلیدی یک اقتصاد، از جمله بخش واقعی و بخش مالی منتقل کرد (باسکایا[1] و همکاران، ۲۰۱۳؛ آی[2]، ۲۰۱۵؛ کاپوراله[3] و همکاران، ۲۰۱۵؛ کونادو[4] و همکاران، ۲۰۱۵). در این راستا، قیمت‌های بازار سهام به جریان‌های نقدی

[1]. Başkaya
[2]. Aye
[3]. Caporale
[4]. Cũnado

مورد انتظار تنزیل شده با نرخ بازده موردنیاز[۱] بستگی دارد (ویلیامز[۲]، ۱۹۳۸) که به طور قابل‌توجهی به هر عاملی که می‌تواند جریان‌های نقدی مورد انتظار یا نرخ بازده موردنیاز را تغییر دهد، حساس است (فیلیس[۳] و همکاران، ۲۰۱۱). علاوه بر این، افزایش قیمت نفت می‌تواند مستقیماً هزینه تولید را افزایش دهد و در نتیجه ارزش جریان‌های نقدی را که در مدل‌های ارزیابی سهام در نظر گرفته می‌شود، کاهش دهد (جونز[۴] و همکاران، ۲۰۰۴). این اثرات را می‌توان به بخش‌هایی غیر از صنعت و تولید نیز تعمیم داد. در واقع، به دلیل کاهش درآمد اختیاری یا افزایش پس‌انداز احتیاطی، افزایش قیمت نفت ممکن است منجر به کاهش هزینه‌های مصرف‌کنندگان شود که مستقیماً به صنعت نفت مرتبط نیست (گوگینی[۵]، ۲۰۱۰). بااین‌حال، نوسانات قیمت نفت می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، و نرخ ارز را تحت‌تأثیر قرار دهد (همیلتون و هرارا، ۲۰۰۴)؛ بنابراین، نوسانات قیمت نفت منجر به افزایش حق بیمه ریسک سهام می‌شود که به نوبه خود می‌تواند بر نرخ‌های تنزیل اعمال شده بر جریان‌های نقدی در مدل‌های ارزیابی سهام تأثیر بگذارد. با همین همسویی، سیاست‌گذاران و بانک‌های مرکزی افزایش قیمت نفت را تورمی می‌دانند.

به طور کلی تغییرات قیمت نفت ممکن است عمدتاً از دو منبع ناشی شود: ۱. رشد سریع تقاضا به دلیل رشد بالای اقتصاد جهانی یا ۲. کاهش عرضه در نتیجه کمبود تولید (ژیوکوف و همکاران، ۲۰۱۹). در این رابطه، کیلیان (۲۰۰۹) اظهار داشت که افزایش قیمت نفت عمدتاً ناشی از ترکیبی از شوک‌های تقاضای کل جهانی و شوک‌های پیشگیرانه تقاضا است، نه شوک‌های عرضه نفت، همانطور که معمولاً فرض می‌شود.

از منظر نظری، هر دو کانال مستقیم و غیرمستقیم این دو متغیر را به هم مرتبط می‌کنند (آلوارز و همکاران، ۲۰۱۱). اثر مستقیم زمانی رخ می دهد که افزایش قیمت نفت به قیمت فرآورده های نفتی تصفیه شده، مانند سوخت یا نفت گرمایشی که توسط خانوارها مصرف می شود، منتقل شود. این اثر سرریز تقریباً بلافاصله اتفاق می‌افتد و تأثیر آن بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به سهم مخارج خانوارها برای فرآورده‌های نفتی تصفیه‌شده در کل مخارج بستگی دارد. از سوی دیگر، اثر غیرمستقیم در تغییرات قیمت

---

[1]. the required rate of returns
[2]. Williams
[3]. Filis
[4]. Jones
[5]. Gogineni

کالاها و خدماتی که از نفت یا فرآورده های نفتی در فرآیند تولید به عنوان ورودی استفاده می کنند، منعکس می شود.

به گفته آلوارز و همکاران (۲۰۱۱)، این انتقال دارای سرعت عبور قابل توجهی کمتر از تأثیر مستقیم است، در حالی که میزان این تأثیر به عوامل مختلفی مانند رقابت بازار یا تحولات چرخه‌ای در اقتصاد بستگی دارد. علاوه بر این، آن باید در مورد اثر به اصطلاح دور دوم نیز آگاه باشد. این کانال با این واقعیت توضیح داده می‌شود که تغییرات اولیه قیمت مصرف‌کننده، که ناشی از افزایش قیمت نفت است، ممکن است واکنش‌های رفتاری شرکت‌ها و کارگران را تحریک کند که منعکس‌کننده تغییرات در انتظارات تورمی آن‌ها است.

کلنی و مانرا (۲۰۰۸) استدلال کردند که شرکت ها ممکن است با انتقال هزینه های افزایش تولید کلی خود به قیمت های مصرف کننده، که چندان وابسته به نفت نیستند، خود را با افزایش قیمت نفت سازگار کنند. از سوی دیگر، کارگران ممکن است با تقاضای دستمزد بالاتر پاسخ دهند. در هر دو مورد، شاخص قیمت مصرف کننده افزایش می یابد.

علاوه بر این، باومیستر و کیلیان (۲۰۱۶)، اظهار داشتند که شوک‌های قیمت نفت می‌توانند بر انتظارات قیمت نفت در آینده تأثیر بگذارند و چنین انتظاراتی در محاسبات ارزش خالص فعلی پروژه‌های سرمایه‌گذاری آتی، به ویژه جریان نقدی که به قیمت نفت بستگی دارد، وارد می‌شود.

اثر انتقالی قیمت نفت به قیمت مصرف‌کننده در سطح قیمت کل در مطالعات متعدد برجسته شده است (هوکر[1]، ۲۰۰۲). هوکر (۲۰۰۲)، تأثیرات تغییرات قیمت نفت بر تورم ایالات متحده را بررسی کرد. یافته‌های مربوط به گسست ساختاری به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که اثر مشاهده شده برای دو دوره زمانی متضاد بود. علاوه بر این، چن[2] (۲۰۰۹) اذعان داشت که کاهش در انتقال قیمت نفت را می‌توان با افزایش ارزش پول داخلی، یک سیاست پولی مؤثرتر در پاسخ به تورم و همچنین درجه بالاتر باز بودن تجاری برای ۱۹ کشور صنعتی مورد بررسی قرار داد. علاوه بر این، دی گرگوریو[3] و همکاران (۲۰۰۷)، همچنین روند کاهشی انتقال را برای مجموع ۳۳ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه موردمطالعه پیشنهاد می‌کنند.

---

1. Hooker
2. Chen
3. De Gregorio

بدین ترتیب، ترکیبی از نتایج که اساساً شامل کشورهای درحال‌توسعه بود، مستند شد. لبلانک و چین[1] (۲۰۰۴)، رابطه بین تغییرات قیمت نفت بر تورم را برای ایالات متحده، بریتانیا، فرانسه، آلمان و ژاپن با استفاده از رویکرد منحنی فیلیپس تقویت شده ارزیابی می‌کنند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت در مورد ایالات متحده، ژاپن و اروپا تنها تأثیر اندکی بر تورم دارد. علاوه بر این، آلوارز[2] و همکاران (۲۰۱۱)، تأثیر تغییر قیمت نفت را بر تورم قیمت مصرف‌کننده برای اسپانیا و منطقه یورو که شامل فرانسه، آلمان و همچنین ایتالیا می‌شود، تحلیل می‌کند. به نظر می‌رسد اثر تغییرات قیمت نفت بر تورم اسپانیا در مقایسه با سایر منطقه یورو کمی بیشتر باشد.

علاوه بر این، کونادو و د گراسیا[3] (۲۰۰۵)، تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تورم و رشد اقتصادی را برای شش کشور آسیایی (ژاپن، سنگاپور، کره جنوبی، مالزی، تایلند و فیلیپین) مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهند که رابطه نفت - CPI، به تأثیر کوتاه‌مدت محدود می‌شود. به‌ویژه در مورد مالزی، شواهد عدم تقارن برای تغییرات قیمت نفت و رابطه تورم ثبت شده است، درحالی‌که به نظر می‌رسد قیمت نفت و رابطه اقتصاد کلان در مقایسه با سایر کشورها اهمیت کمتری دارد؛ زیرا مالزی یک کشور صادرکننده نفت است. علاوه بر این، چو و تسنگ[4] (۲۰۱۱)، تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت نفت بر تورم را در مورد تایوان بررسی کردند. یافته‌های مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که قیمت جهانی نفت تأثیر قابل‌توجه و بلندمدتی بر تورم دارد.

۲-۲. پیشینه تحقیق

در زمینه ارتباط نااطمینانی قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی همچون شاخص قیمت مصرف‌کننده مطالعات مختلفی در داخل و خارج صورت گرفته است که در ادامه به تعدادی از مطالعات خارجی و سپس مطالعات داخلی اشاره شده است.

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

سک و لیم (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تورم داخلی در دو گروه از کشورها، یعنی کشورهای واردکننده نفت در مقابل کشورهای صادرکننده نفت طی دوره ۱۹۷۳:۱ الی ۲۰۱۵:۱ با استفاده از مدل اقتصادسنجی SVAR پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که شوک عرضه نفت در توضیح CPI در مقایسه

---

1. LeBlanc and Chin
2. Alvarez
3. Cũnado and Perez de Gracia
4. Chou and Tseng

با شوک‌های تقاضای نفت مؤثرتر است. شوک عرضه نفت می‌تواند یک عامل تعیین‌کننده برای تورم در کشورهای واردکننده نفت باشد، اما تقاضای نفت قدرت توضیحی بسیار محدودی در توضیح تورم در بیشتر کشورها دارد. تورم در کشورهای اصلی صادرکننده نفت نه به شوک عرضه نفت و نه به شوک تقاضای نفت پاسخ نمی‌دهد.

جیرانیاکول (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر نرخ تورم داخلی تایلند با استفاده از داده‌های ماهانه در سال‌های ۱۹۹۳ الی ۲۰۱۷ و مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری و Garch پرداخت. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت، سطح قیمت‌ها تحت تأثیر مثبت قیمت واقعی نفت و شاخص تولید صنعتی است. تحلیل کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که بین شوک قیمت نفت و تورم داخلی رابطه مثبت وجود دارد. نتایج برآورد شده از رویکرد دومرحله‌ای نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت باعث افزایش تورم می‌شود درحالی‌که عدم اطمینان قیمت نفت باعث تورم نمی‌شود. علاوه بر این، رابطه کوتاه‌مدت بین تورم و شوک‌های قیمت نفت از نظر آماری معنادار است. بااین‌حال، اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر تورم آشکار نیست.

بزما و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی روابط بین رشد اقتصادی، تورم و قیمت نفت با استفاده از داده‌های ماهانه از دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ برای ترکیه بررسی کردند. آن‌ها به‌منظور روشن شدن روابط بین متغیرها از VARMA چندمتغیره، GARCH-in-Mean، مدل BEKK نامتقارن استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که عدم اطمینان قیمت نفت، عدم اطمینان رشد اقتصادی و عدم اطمینان تورم را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، کاهش متوسط رشد اقتصادی با تورم بالا و عدم اطمینان قیمت نفت همراه است. این پژوهش همچنین نشان داد که عدم قطعیت رشد اقتصادی عمدتاً تحت تأثیر عدم اطمینان تورمی است.

کوزه و اونال (۲۰۲۱) به اثرات قیمت نفت و نوسان قیمت نفت بر تورم در ترکیه با استفاده از مدل خود رگرسیون بردار ساختاری (SVAR) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره بین مارس ۱۹۸۸ و اوت ۲۰۱۹ پرداختند. در این مطالعه، نتیجه تجزیه واریانس نشان داد که اثرات قیمت نفت و نوسان قیمت نفت بر تورم در ماه‌های اولیه محدود است؛ اما در ماه‌های بعدی افزایش یافته است. هزینه نیروی کار نیز همین را نشان داد به‌طوری‌که اثر آن بر تورم در ماه‌های اولیه محدود بود، اما بعداً بیشتر شد. نرخ ارز بزرگ‌ترین منبع تغییرات تورم را تشکیل می‌دهد و تأثیر آن در اواخر دوره فقط اندکی

کاهش یافته است. باتوجه‌به نتایج توابع واکنش ضربه‌ای، واکنش قیمت نفت و نرخ ارز به تورم در ماه‌های ابتدایی معنی‌دار است. واکنش تورم به هزینه نیروی کار پس از چند ماه قابل‌توجه شد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که پیروی از سیاست‌های اقتصادی باثبات با درنظرگرفتن سیاست‌های پولی و مالی، پویایی‌های مهمی را برای کنترل تورم فراهم می‌کند. بااین‌وجود، قیمت نفت یک عامل خارجی است که باید راه‌های جایگزینی برای کاهش اثر تورمی آن یافت.

احمد و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی اثرات کلان اقتصادی شوک‌های نفت خام در کشورهای جنوب آسیا طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۰ و بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری پرداختند. نتیجه این مطالعه نشان داد که تابع واکنش به ضربه، واریانس قابل‌توجهی را در بین شاخص‌های اقتصاد کلان در پاسخ به شوک‌های قیمت نفت خام توضیح داد. شاخص‌های کلان اقتصادی به‌شدت مستعد نوسانات جزئی قیمت نفت بوده که تأثیر قابل‌توجهی بر وضعیت اجتماعی - اقتصادی منطقه می‌گذارد. نتیجه تجزیه واریانس نشان می‌دهد که هر کشور در منطقه واکنش متفاوتی به نوسانات قیمت نفت خام نشان می‌دهد که منعکس‌کننده مبانی اقتصاد کلان، سیاست مستقل، ساختار بخش و تفاوت‌های کشور است.

رافعی و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی مسیر پویای شوک‌های قیمت نفت به سمت تورم در ایران با استفاده از کاربرد مدل‌های سوئیچینگ مارکوف و TVP-VAR طی دوره زمانی ۱۹۹۳:۲ الی ۲۰۱۸:۲ پرداختند. تایج این مطالعه نشان می‌دهد که گذر تکانه‌های قیمت نفت به تورم ایران متغیر بوده و در دوره تحریم با سایر افق‌های زمانی تفاوت معناداری دارد. افزایش قیمت نفت بر تورم تاثیر مثبت دارد و تاثیرات آن در دوره تحریم شدیدتر است. همچنین مشاهده می شود که شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به شاخص قیمت مصرف کننده نسبت به تغییرات قیمت نفت حساس تر است.

باباجانی و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تاثیر شوک های قیمت نفت و نرخ ارز بر تورم در ایران با توجه به کاربرد رویکرد VAR طی دوره زمانی ۱۹۹۱ الی ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که وابستگی شدید نرخ ارز به درآمدهای ارزی قیمت نفت باعث رشد سریع قیمت‌ها در ایران می‌شود و اثر شوک در طول زمان افزایش می‌یابد. همچنین تحریم‌ها در سال ۲۰۱۲ قیمت نفت را کاهش نداد، اما بر نرخ ارز و تورم تأثیر بسزایی گذاشت.

کان سک و لیم (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر شوک های قیمت نفت بر تورم داخلی کشورهای صادر کننده نفت و کشورهای وارد کننده نفت طی دوره زمانی ۱۹۷۳:۱ الی ۲۰۱۵:۱ با توجه به رویکرد SVAR پرداختند. نتایج این مطالعه اثرات متقابل بین متغیرها را نشان می دهد. همچنین مشاهده می شود که شوک عرضه نفت در توضیح تورم CPI در مقایسه با شوک‌های تقاضای نفت مؤثرتر است. شوک عرضه نفت می تواند یک عامل تعیین کننده برای تورم در کشورهای واردکننده نفت باشد، اما تقاضای نفت قدرت توضیحی بسیار محدودی در توضیح تورم در بیشتر کشورها دارد. تورم در کشورهای اصلی صادرکننده نفت نه به شوک عرضه نفت و نه شوک تقاضای نفت پاسخ نمی دهد. نتایج نشان می‌دهد که وابستگی به نفت ممکن است تأثیر بزرگی شوک‌های عرضه و تقاضای نفت را بر تورم تعیین کند.

اومیساکین (۲۰۰۸) به بررسی اثر شوک های قیمت نفت بر هفت متغیر کلیدی اقتصاد کلان نیجریه یعنی تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، درآمد واقعی نفت، عرضه پول واقعی، هزینه‌های جاری دولت، هزینه سرمایه واقعی دولت و قیمت واقعی نفت با توجه به رویکرد خودرگرسیون برداری طی دوره زمانی ۱۹۷۰ الی ۲۰۰۵ پرداختند. در این پژوهش، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برآورد شده از مدل VARنشان می‌دهد که شوک‌های قیمت نفت به طور قابل‌توجهی به تغییرپذیری درآمد و تولید نفت کمک می‌کند. از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت تأثیر قابل‌توجهی بر عرضه پول، سطح قیمت و مخارج دولت در نیجریه در طول دوره تحت مطالعه ندارد. این امر مشهود است، زیرا سهم آن در تغییرپذیری این متغیرها بسیار ناچیز است. این مطالعه مجدداً نشان می‌دهد که تغییر در سطح قیمت، جدا از شوک خود، به طور قابل‌توجهی با شوک‌های تولید و عرضه پول توضیح داده می‌شود. همچنین، جدا از شوک خود، تغییر در عرضه پول با سطح قیمت و تولید نیز توضیح داده می شود. بنابراین، این یافته تأیید می‌کند که شوک قیمت نفت ممکن است لزوماً تورم زا نباشد، به ویژه در مورد اقتصاد در حال توسعه مانند نیجریه.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

عرفانی و چرم گر (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران با استفاده از روش گارچ چندمتغیره با تصریح BEKK طی بازه زمانی ۱۳۶۸:۱ الی ۱۳۸۸:۴ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که نااطمینانی قیمت نفت به طور هم‌زمان با چهار متغیر کلان اقتصادی رابطه منفی دارد به‌طوری‌که افزایش

نااطمینانی قیمت نفت سبب کاهش تولید ناخالص ملی، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار و نرخ ارز می‌شود.

اثنی‌عشری و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و حجم پول در ایران طی بازه زمانی فروردین ۱۳۴۰ الی اسفند ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که پنج تکانه ساختاری در شهریور ۵۲، مرداد ۵۸، خرداد ۶۹، مرداد ۷۳ و خرداد ۸۵ شناسایی شد. همچنین بیشترین ضریب تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به ترتیب در رژیم اول، اول و پنجم بوده است. بعلاوه بیشترین دوره تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به ترتیب در رژیم چهارم، دوم و پنجم بوده است.

محنت فر و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به اثر تکانه‌های قیمت نفت بر وضعیت تورم در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۰-۱۳۹۳ باتوجه‌به رویکرد رگرسیون کوانتایل پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که در دهک‌های مختلف یک رابطه مثبت بین تورم و نوسانات قیمت نفت وجود دارد. همچنین اثر تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و نقدینگی بر تورم به ترتیب منفی، منفی و مثبت بوده است که منفی بودن تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن تجاری حاکی از این است که این دو متغیر به کاهش تورم کشور طی دوره مورد بررسی کمک کرده‌اند.

مهاجری و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی و تورم کشورهای منتخب با تأکید بر تکانه‌های ناشی از ریسک سیاسی اوپک طی سال‌های ۲۰۰۸:۱ الی ۲۰۱۶:۴ با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری پانلی پرداختند. بر اساس نتایج این تحقیق، در میان شوک‌های نفتی، آن دسته از شوک‌های قیمت نفت که ناشی از تکانه‌های امنیت ملی کشورهای اوپک می باشند، قابل‌توجه‌ترین تأثیر را بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک دارند؛ درحالی‌که همین شوک‌ها منجر به تورم معناداری در کشورهای موردمطالعه نمی‌گردند. همچنین شوک‌های عرضه نفت می‌توانند موجب افزایش اندک رشد اقتصادی و تورم کشورهای اوپک شوند؛ اگرچه این افزایش‌ها چندان معنادار نمی‌باشد. سایر شوک‌های قیمتی نفت هم بدون این که تأثیری بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک داشته باشند، تنها به افزایش تورم در این کشورها منجر می‌شوند.

اگرچه مطالعات گذشته به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر تورم یا شاخص قیمت مصرف کننده پرداختند اما در مطالعات قبلی از مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر

تبدیل موجک استفاده نشده است. مطالعات گذشته از مدل گارچ استفاده کردند که امکان برآورد به صورت چندکی را فراهم نمی کند. از طرفی تبدیل موجک می تواند امکان برازش مدل با جزییات بیشتر از سری را فراهم کند.

۳. روش پژوهش

۳-۱. تجزیه و تحلیل موجک

موجک شبیه به لنزهای یک دوربین است. لنز دوربین امکان ثبت عکس‌هایی با زاویه باز را فراهم می‌کند از طرفی این قابلیت را داراست که جزئیات بسیار ریز که معمولاً با چشم غیرمسلح قابل‌مشاهده نیستند را ثبت نماید. در ریاضیات، موجک‌ها پایه‌های متعامد موضعی[1] متشکل از امواج بوده که یک تابع را به لایه‌هایی با مقیاس‌های مختلف تجزیه می‌کنند. نظریه موجک، ریشه در تحلیل فوریه[2] دارد، اگرچه تمایزات قابل‌توجهی بین این دو وجود دارد. تبدیل فوریه مجموعه‌ای از توابع سینوسی و کسینوسی را در طول موج‌های مختلف در جهت ایجاد یک تابع خاص استفاده می‌کند. اما، توابع سینوس و کسینوس توابع تناوبی بوده که اساساً غیر موضعی[3] می باشند. یعنی بی‌انتها در دو سر خط واقعی جمع و تفریق می‌کنند. در نتیجه، هر تغییری در یک قسمت از دامنه زمانی، کل خط واقعی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این بدان معناست که فرض می‌شود که ظرفیت فرکانس تابع در طول محور زمان ثابت است. محققان تبدیل پنجره فوریه[4] را برای حل این مشکل ابداع کردند. در امتداد محور زمان، داده‌ها به بازه‌های متعددی تقسیم می‌شوند و تبدیل فوریه به طور مستقل برای هر بازه اعمال می‌شود. اما موجک‌ها در یک دامنه محدود تعریف می‌شوند. موجک‌ها، برخلاف تبدیل‌های فوریه، هم از نظر زمان و هم در مقیاس موضعی هستند و آن‌ها را به یک رویکرد سریع و کارا برای ایجاد سیگنال‌های پیچیده تبدیل می‌کند. علاوه بر این، موجک‌ها می‌توانند داده‌ها را به اجزایی با فرکانس‌های مختلف برای تجزیه‌وتحلیل تقسیم کنند. این تفکیک مقیاس یک روش جدید برای پردازش داده‌ها معرفی می‌کند (مشیری و همکاران، ۱۳۸۹). طبق

---

1. Local orthonormal bases
2. Fourier analysis
3. Non-local
4. Windowed Fourier transform

گفته گرپس[1] (۱۹۹۵)، موجک‌ها این امکان را فراهم می‌کنند که هم جنگل و هم درختان را مشاهده کنیم.

به عقیده دابشیز[2] (۱۹۹۰) یک ابزار بسیار مناسب برای آنالیز سری‌های زمانی که در بسامدهای مختلف نا ایستا هستند تبدیل موجک است. خوچیانی و نادمی (۱۳۹۷) یکی از ویژگی‌های مهم رویکرد موجک را تجزیه‌وتحلیل چندگانه داده‌ها به‌وسیله تقسیم‌بندی آن‌ها به اجزایی با بسامدهای متفاوت بیان می‌کنند. به‌طوری‌که در مقیاس‌های بالا، موجک توانایی تبیین پدیده‌های کوتاه‌مدت را دارد و در مقیاس‌های پایین قادر به بیان پدیده‌های بلندمدت است.

از جمله مهم‌ترین کاربردهای تبدیل موجک در مراحل بررسی سیگنال می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

۱) حذف نویز از سیگنال؛

۲) آشکارسازی نقاط منفرد سیگنال؛

۳) فشرده‌سازی سیگنال؛

۴) بانک فیلتر؛

۵) مهندسی پزشکی (حیدریه و افشاری، ۱۳۹۴).

تبدیل موجک به دو نوع پیوسته و گسسته تقسیم‌بندی می‌شود. در این مطالعه از تبدیل موجک گسسته چند مقیاسی[3] برای تجزیه یک موجک سری زمانی به افق‌های زمانی متفاوت به نام مقیاس‌های موجک[4] در جهت درک بهتر از تغییرات متغیرها استفاده شده است (داس[5] و همکاران، ۲۰۱۸؛ حمدی[6] و همکاران، ۲۰۱۹؛ بالک و برون[7]، ۲۰۱۸). به‌طورکلی، دو نوع موجک وجود دارند که عبارت‌اند از فیلتر با عبور دهندگی بالا (پدر) که با Ω نشان داده می‌شود و فیلتر با عبور دهندگی پایین (مادر) که با Θ نشان داده می‌شود (رمزی[8]، ۱۹۹۹؛ بوری[9] و همکاران، ۲۰۱۷). موجک پدر به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

---

1. Graps
2. Daubechies
3. Multi-scale discrete wavelet transformation
4. Wavelet scales
5. Das
6. Hamdi
7. Balke and Brown
8. Ramsey
9. Bouri

$$\Omega_{s,a} = 2^{-s/2}\Omega\left[\frac{p-2^s a}{2^s}\right] with \int \Omega(p)dp = 1 \quad (۱)$$

به طور مشابه موجک مادر به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$\Theta_{s,a} = 2^{-s/2}\Theta\left[\frac{p-2^s a}{2^s}\right] with \int \Theta(p)dp = 0 \quad (۲)$$

در معادلات (۱) و (۲)، $\Omega_{s,a}$ فیلتر با عبوردهندگی بالا (پدر)، $\Theta_{s,a}$ فیلتر با عبور دهندگی پایین (مادر)، p بازه زمانی، a مقیاس و s ضریب است. در موجک‌های پدر و مادر فقط یکی نقش تعیین‌کننده دارد که به کمک آن می‌توان ضرایب دیگر را توضیح داد. ضریب موجک پدر هموارتر بوده و بصورت زیر است:

$$M_{s,a} = \int f(p)\,\Omega_{s,a} \quad (۳)$$

ضریب موجک مادر پیچیده‌تر است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$F_{s,a} = \int f(p)\Theta_{s,a} \quad s = 1,2,\dots S \quad (۴)$$

در معادلات (۳) و (۴)، مقیاس بیشینه برای موجک برابر 2^S است. جزئیات موجک‌ها برای همه مقیاس‌ها از ۱ تا S هستند به‌طوری‌که تابع f(p) به‌صورت

$$f(p) = \sum_a M_{s,a}\Omega_{s,a}(p) + \sum_a f_{s,a}\,\Theta_{s,a}(p) + \cdots + \sum_a f_{1,a}\,\Theta_{1,a}(p) \quad (۵)$$

تعریف می‌شود که می‌توان آن را به‌صورت ساده‌تر زیر نوشت:

$$f(p) = M_A + F_A + F_{A-1} + \cdots + F_a + F_1 \quad (۶)$$

در اینجا M_A و F_A عناصر متعامد (قائم) هستند که برابر با $M_A = \sum_a M_{s,a}\Omega_{s,a}(p)$ و $f_a = \sum_a f_{s,a}\,\Theta_{s,a}(p)$ به‌طوری‌که a=1,2,…,A.

نتیجه تجزیه چند افقی f(p) برابر است با:

$$f(p) = f_A, D_A - 1, D_1 \quad (۷)$$

که در اینجا D_a به سطح aام موجک تشریح شده اشاره دارد که به میزان تغییر در سری‌ها وابسته است. علاوه بر این، $\lambda_a M_a$ تغییر کلی در هر مقیاس جزئی از موجک

مادر است که رابطه‌ای مثبت با همواری ناشی از هر افزایش دارد (رمزی، ۱۹۹۹؛ گنکی[1] و همکاران، ۲۰۰۱؛ خان و همکاران، ۲۰۲۰).

۲-۳. رگرسیون کوانتایل[2]

روش‌های رگرسیونی معمولی ارتباط بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را بر اساس تابع میانگین شرطی ارائه می‌کنند. رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی در مواقعی که خطاهای رگرسیونی توزیع غیرنرمال داشته باشند، غیرکارا هستند. درحالی‌که رگرسیون کوانتایل در مواردی که خطاها توزیع نرمال نداشته و یا داده‌های پرت داشته باشیم، قوی‌تر عمل می‌کنند (شکوهی فرد و همکاران، ۱۳۹۸).

رگرسیون کوانتایل از یک تابع زیان متقارن و نامتقارن استفاده می‌کند و مشابه با برآورد پارامترها در رگرسیون حداقل مربعات محاسبه می‌شود. کونکر و باست[3] (۱۹۷۸)، این مدل را معرفی کردند و از آن زمان تابه‌حال به طور گسترده‌ای برای تجزیه‌وتحلیل آماری مدل‌های خطی و غیرخطی متغیر پاسخ، در حوزه‌های مختلف استفاده می‌شود. انگیزه اصلی استفاده از رگرسیون کوانتایل، ارائه مدلی با نگاه دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ است تا امکان گنجاندن متغیرهای مستقل نه‌تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمامی بخش‌های توزیع، به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم شود. نقطه قوت این مدل در این است که با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی همچون ناهمسانی واریانس و حضور مؤثر داده‌های دورافتاده در تخمین ضرایب روبه‌رو نیست. در رگرسیون کوانتایل، بر خلاف رگرسیون معمولی، پارامتر الگو با به‌حداقل‌رساندن مجموع قدر مطلق باقی‌مانده‌های موزون تخمین زده می‌شود که به‌عنوان حداقل قدر مطلق انحرافات یا LAD شناخته می‌شود (کونکر و باست، ۱۹۷۸).

رگرسیون کوانتایل بدین شکل تعریف می‌شود. اگر فرض شود که رگرسیون خطی به‌صورت معادله ۸ باشد:

$$Y_i = \beta_\theta x_i + \varepsilon_{\theta i} \quad i = 1,2,\dots,n \qquad (۸)$$

که در آن $\beta_\theta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$ و $x_i = (1, x_{i1}, \dots, x_{ik})$ به ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و $\varepsilon_{\theta i}$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشده است؛ آن‌گاه به معادله ۸، مدل رگرسیون خطی چندک θام می‌گویند. همان طور که

---

[1]. Gencay
[2]. Quantile Regression
[3]. Koenker & Bassett

بیان شد در رگرسیون کوانتایل از حداقل قدر مطلق انحرافات، با هدف برآورد پارامتر رگرسیونی چندک θام استفاده می‌شود. بدین منظور تابع زیان (قدرمطلق باقی‌مانده‌ها یا انحرافات موزون) نسبت به β_θ کمینه می‌شود:

$$\varphi_\theta(\beta_\theta) = \sum w(\theta)|y_i - X_i\beta_\theta| \quad (۹)$$

$$w(\theta) = \begin{cases} \theta \leq \beta_\theta \\ 1-\theta > \beta_\theta \end{cases} \quad (۱۰)$$

توجه هم‌زمان به مجموع توابع چندکی برآورد شده، نظر جامع‌تری درباره اثر متغیرهای کمکی بر روی مکان، مقیاس و شکل توزیع متغیر پاسخ ارائه می‌دهد. متغیرهای کمکی ممکن است از راه‌های بی‌شماری همچون پهن شدن پراکندگی (ناهمسانی واریانس)، کشیدگی یکی از دم‌های توزیع و متراکم شدن دم دیگر، بر روی توزیع شرطی متغیر پاسخ اثر بگذارند. بررسی روشن این اثرات از طریق رگرسیون کوانتایل می‌تواند دیدگاه دقیق‌تری از رابطه تصادفی بین متغیرها فراهم آورد و بنابراین تحلیل تجربی آگاهی‌بخشی قابل‌ارائه خواهد بود (داوینو و همکاران، ۲۰۱۴).

۳-۳. تصریح مدل

به‌منظور بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره زمانی ۱۳۹۰:۱ الی ۱۴۰۰:۱ از مدل زیر استفاده شده است. این مدل بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین است.

$$Q_{CPI\ i,t}(\tau_k|\alpha_i X_t) = \beta_0 + \beta_1 H_t + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

در اینجا CPI بیانگر شاخص قیمتی مصرف‌کننده است که به‌عنوان متغیر وابسته و در چندک‌های مختلف مورد برازش قرار می‌گیرد. همچنین متغیر H بیانگر نااطمینانی در قیمت نفت اوپک است.

متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش حاضر شامل قیمت نفت اوپک و شاخص قیمتی مصرف‌کننده، طی بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی فروردین ۱۴۰۰ می‌باشد. منبع استخراج داده‌ها، پایگاه بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصادی و دارایی است. لازم به ذکر است که جهت استخراج نااطمینانی قیمت نفت از مدل GARCH(1,1) استفاده شده است و در نهایت برآورد مدل به‌وسیله نرم‌افزار EVIEWS 12 انجام شده است.

اگرچه مطالعات گذشته به بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر تورم یا شاخص قیمت مصرف کننده پرداختند اما در مطالعات قبلی از مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک استفاده نشده است. مطالعات گذشته از مدل گارچ استفاده کردند که امکان برآورد به صورت چندکی را فراهم نمی کند. از طرفی تبدیل موجک می تواند امکان برازش مدل با جزییات بیشتر از سری را فراهم کند.

در این پژوهش از روش تبدیل موجک ناپیوسته با حداکثر هم‌پوشانی چندبعدی نمایشی جهت تجزیه هر یک از سری‌های زمانی موردمطالعه به مؤلفه‌ها با مقیاس‌های مختلف زمانی استفاده شده است. جهت تبدیل سری‌های زمانی به مؤلفه‌هایی با مقیاس‌های مختلف از موجک دابچیز ۸ استفاده شده و باتوجه‌به تعداد مشاهدات (۱۲۱ نمونه) کار تجزیه اطلاعات در ۶ سطح انجام شده است.

$2^6 = 64 \quad 64 < 121 < 128 \quad 2^7 = 128$

A=S6+D6+D5+D4+D3+D2+D1

A: سری زمانی اصلی S6: مؤلفه تخمین سطح ۶

D6, D5, D4, D3, D2, D1: مؤلفه‌های جزئیات سطوح ۱ تا ۶

در سطح j مقدار مقیاس 2^j و قدرت تفکیک یا دقت با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌گردد (پازوکی و همکاران، ۱۳۹۲):

$$j, a = 2^j, resolution = \left(\frac{1}{a}\right) * N \qquad (۱۲)$$

باتوجه‌به این فرمول بازه زمانی در سطوح مختلف بدین شرح است:

سطح ۱= ۷۲۶ روز سطح ۲= ۳۶۳ روز سطح ۳= ۱۸۱/۵ روز سطح ۴= ۹۰/۷۵ روز

سطح ۵= ۴۵/۳۷ روز سطح ۶= ۲۲/۶۸ روز

۴. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۴-۱. آمار توصیفی

در این بخش به معرفی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش پرداخته شده است. آمار توصیفی هر یک از متغیرها به تفکیک در جدول ۱ تشریح شده است:

جدول (۱): آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	چولگی	کشیدگی	ارزش احتمال آزمون جارک - برا	وضعیت نرمالتی
CPI	۱۱۴/۸۵	۹۶/۷۲	۳۰۶/۱۰	۳۸/۴۴	۱/۲۶	۳/۹۶	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال
H	۹۲۲/۱۲	۳۴۸/۲۹	۳۶۱۶/۲۴	۱۷/۵۸	۰/۷۳	۲/۱۴	۰/۰۰	توزیع غیرنرمال

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱ نشان می‌دهد که همه متغیرهای این پژوهش دارای توزیع غیرنرمال می باشند.

با توجه به این که قصد داریم تخمین مدل را براساس رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک برازش کنیم لذا باید آزمون نرمال بودن متغیرهای مورد پژوهش انجام شود. به منظور بررسی نرمال بودن توزیع سری زمانی از آزمون جارک–برا استفاده شده است. مطابق با نتایج پژوهش مقدار ارزش احتمال آزمون جارک – برا کمتر از ۰/۰۵ است که نشان دهنده غیرنرمال بودن توزیع سری زمانی است. بنابراین امکان تخمین مدل به روش رگرسیون کوانتایل فراهم می شود. فرمول محاسبه آزمون جارک-برا در ذیل تشریح شده است:

$$JB = \frac{n}{6}(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2)$$

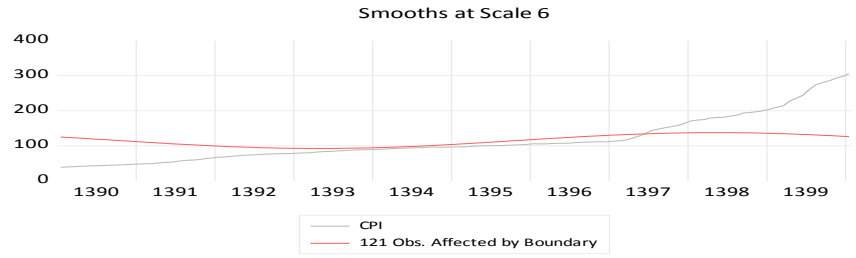
در فرمول فوق S چولگی نمونه ای و K کشیدگی نمونه ای است.

همچنین سایر ویژگی‌های آماری همچون میانگین، میانه، ماکزیمم، مینیمم، چولگی و کشیدگی در جدول ۱ گزارش شده است.

در ادامه به بررسی روند تجزیه سری‌های زمانی شاخص قیمتی مصرف‌کننده و نااطمینانی در قیمت نفت در مقیاس شش جزء پرداخته شده است.

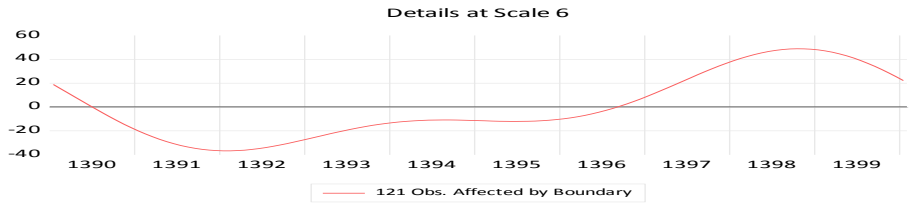
۲-۴. روند تجزیه سری زمانی شاخص قیمتی مصرف‌کننده

شکل (۱): همواری در ۶ مقیاس متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده



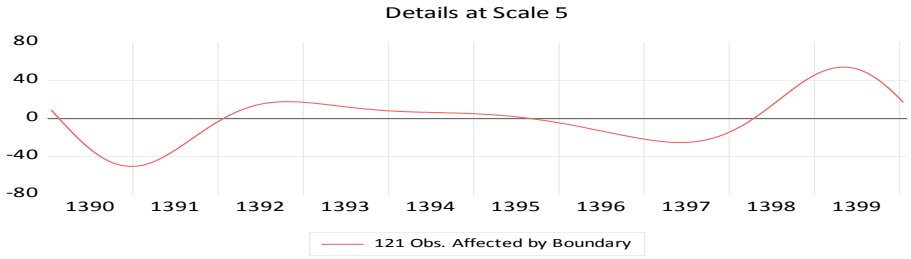
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۲): جزئیات مقیاس ۶



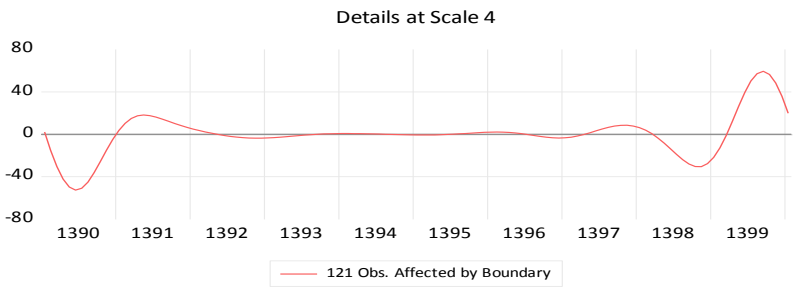
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۳): جزئیات مقیاس ۵



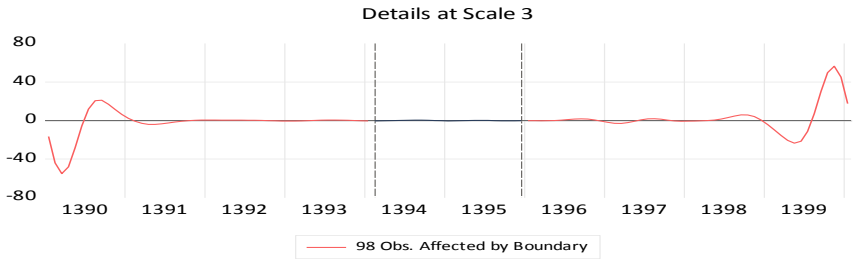
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۴): جزئیات مقیاس ۴



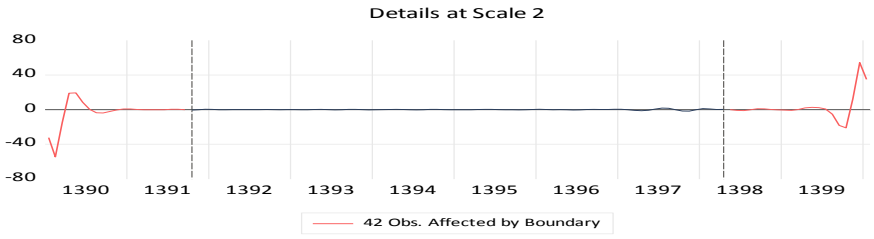
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۵): جزئیات مقیاس ۳



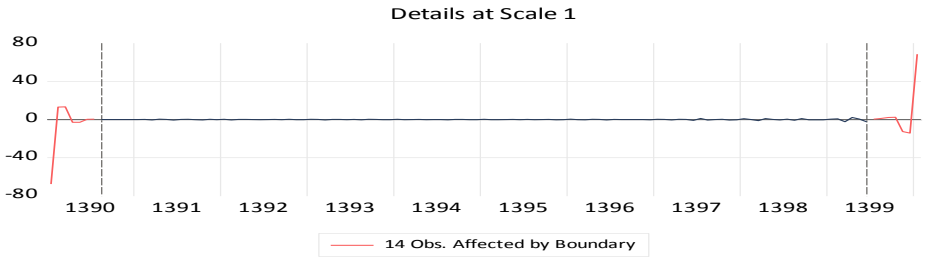
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۶) جزئیات مقیاس ۲



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۷): جزئیات مقیاس ۱



منبع: یافته‌های پژوهش

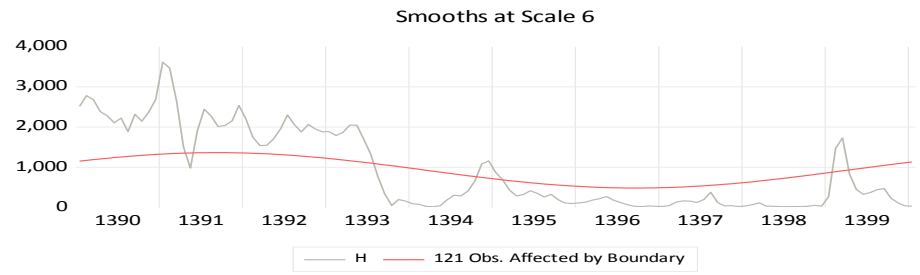
شکل‌های ۱ تا ۷ روند تجزیه متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده را نشان می‌دهند. بر اساس شکل‌های ۱ تا ۷ سری زمانی شاخص قیمتی مصرف‌کننده از مقیاس ۶ تا ۱ تجزیه شده است که شکل ۷ بیانگر جزئیات بیشتری نسبت به شکل ۲ است. به عبارتی در تجزیه سری شاخص قیمتی مصرف‌کننده، شکل ۷ بیانگر اثرات بلندمدت و شکل ۲ بیانگر اثرات کوتاه‌مدت است.

داده های پژوهش حاضر دارای تواتر ماهانه و شامل ۱۲۱ مشاهده است که با استفاده از تبدیل موجک، داده ها با تواتر روزانه حاصل می شود. مطابق با فرمول (۱۲)، سطح یک

برابر با ۷۲۶ روز خواهد بود و سطح ۶ برابر با ۲۲/۶۸ روز است. بنابراین سطح ۱ بلندمدت و سطح ۶ کوتاه مدت در نظر گرفته شده است.

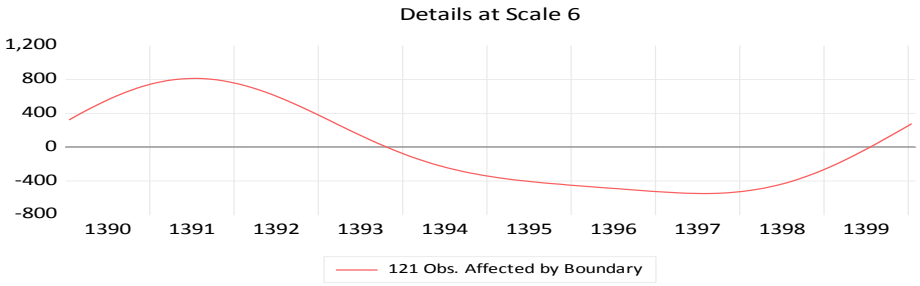
۳-۴. روند تجزیه سری زمانی نااطمینانی قیمت نفت

شکل (۸): همواری در ۶ مقیاس متغیر نااطمینانی قیمت نفت



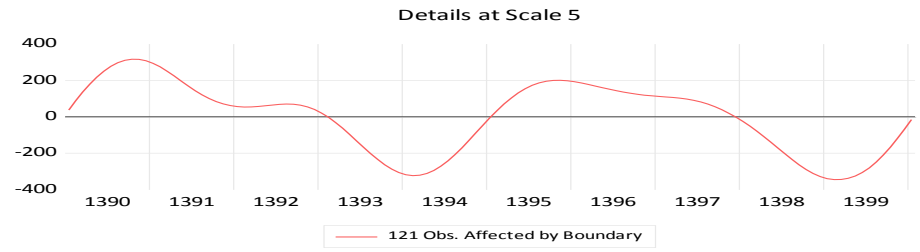
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۹): جزئیات مقیاس ۶



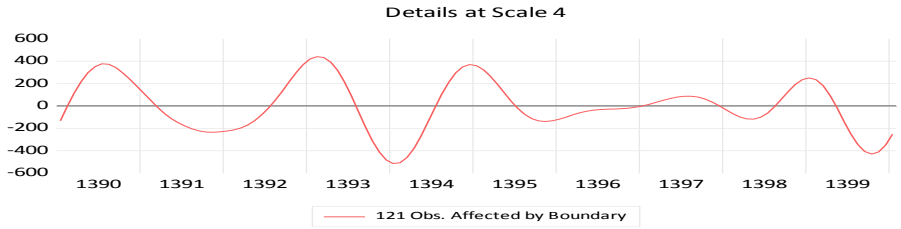
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۰): جزئیات مقیاس ۵



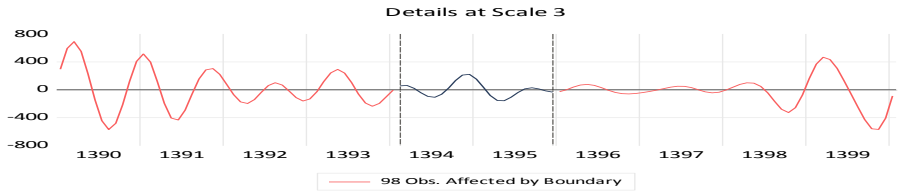
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۱): جزئیات مقیاس ۴



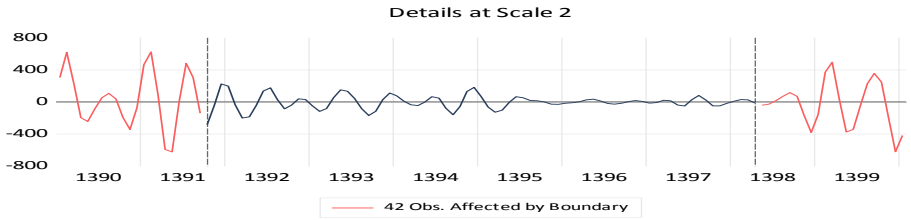
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۲): جزئیات مقیاس ۳



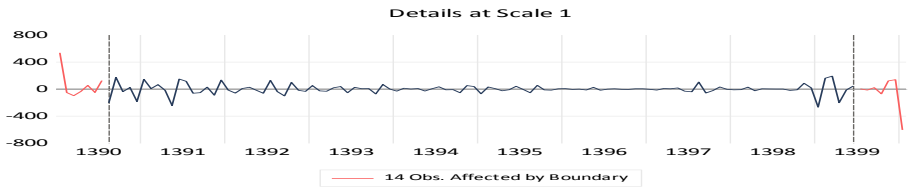
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۳) جزئیات مقیاس ۲



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۱۴): جزئیات مقیاس ۱



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل‌های ۸ تا ۱۴ روند تجزیه متغیر نااطمینانی قیمت نفت را نشان می‌دهند. بر اساس شکل‌های ۸ تا ۱۴ سری زمانی نااطمینانی قیمت نفت از مقیاس ۶ تا ۱ تجزیه شده است که شکل ۱۴ بیانگر جزئیات بیشتری نسبت به شکل ۸ است. به عبارتی در تجزیه سری نااطمینانی قیمت نفت، شکل ۱۴ بیانگر اثرات بلندمدت و شکل ۸ بیانگر اثرات کوتاه‌مدت است.

داده های پژوهش حاضر دارای توتر ماهانه و شامل ۱۲۱ مشاهده است. با استفاده از تبدیل موجک، داده ها با تواتر روزانه حاصل می شود. مطابق با فرمول (۱۲)، سطح یک برابر با ۷۲۶ روز و سطح ۶ برابر با ۲۲/۶۸ روز می باشد. بنابراین سطح ۱ بلندمدت و سطح ۶ کوتاه مدت در نظر گرفته شده است. .

۴-۴. آزمون مانایی

آزمون مانایی بیش از هر آزمونی برای تخمین یک مدل سری زمانی حائز اهمیت است. زیرا عدم مانایی متغیرها می‌تواند منجر به فاقد اعتبار بودن ضرایب رگرسیون و اریبی گردد. باتوجه‌به این که داده‌ها به‌صورت ماهانه است؛ لذا از آزمون هگی[1] جهت تعیین مانایی استفاده شده است.

به منظور بررسی مانایی داده های فصلی (فصلی، ماهانه، هفتگی) از آزمون هگی استفاده می شود. در این آزمون مقدار آماره آزمون با آماره در سطح معناداری یک درصد، پنج درصد و ده درصد مقایسه می شود. در صورتی که مقدار آماره آزمون از مقدار آماره در سطح معناداری یک درصد، پنج درصد و ده درصد بیشتر باشد نمایانگر مانایی آن متغیر در آن سطح از معناداری خواهد بود.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد هگی

متغیر	چرخه		Significance Level		
		Test Stat	٪۱	٪۵	٪۱۰
CPI	All Seasonal frequencies	۶۹۴/۹۸	۲۹/۰۲	۷/۶۶	۳/۴۸
	All frequencies	۳۳۰۸/۴۳	۲۶/۸۷	۷/۱۵	۳/۲۸
H	All Seasonal frequencies	۱۳/۷۶	۲۷/۹۶	۷/۷۵	۳/۴۸
	All frequencies	۱۳/۸۴	۲۵/۸۷	۷/۲۳	۳/۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۲)، متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده در همه فرکانس‌های فصلی و غیر فصلی در سطح آماری یک درصد مانا، همچنین متغیر نااطمینانی در قیمت نفت در همه فرکانس‌های فصلی و غیر فصلی در سطح آماری پنج درصد مانا می باشد.

[1]. Hegy

۵-۴. نتایج تخمین مدل

جدول (۳): نتایج تخمین مدل بر اساس متغیر وابسته CPI

متغیر	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۳
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰,۱۳	۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۲۳
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده در همه چندک‌ها منفی و معنادار است. مطابق با جدول ۳، اگر یک واحد نااطمینانی در قیمت نفت افزایش یابد آن‌گاه با فرض ثبات سایر شرایط، شاخص قیمتی مصرف‌کننده می‌تواند بین ۰/۰۱ الی ۰/۰۳ واحد کاهش یابد. مقدار این اثر در چندک‌های انتهایی بیشتر از چندک‌های ابتدایی است. به عبارتی اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده، طی زمان افزایش یافته است. همچنین مقدار ارزش احتمال آزمون برابر بودن شیب و آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها زیر ۰/۰۵ است که به منزله عدم برابری ضرایب شیب و همچنین عدم تقارن کوانتایل‌ها است.

۴-۶. نتایج تخمین مدل مبتنی بر تبدیل موجک MODWT-MRA

جدول (۴): نتایج تخمین مدل بر اساس متغیر وابسته CPI در مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تجزیه‌وتحلیل تبدیل موجک MODWT-MRA

مقیاس D1	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۸	-۰/۰۹	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۱	-۰/۱۰	-۰/۰۹	-۰/۰۹	-۰/۰۸
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۶۳	۰/۳۸	۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۳۵	۰/۵۳	۰/۷۴
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D2	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۳	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۰۷	-۰۶ -۵/۲۵e	۰/۰۰۰۲	-۰۵ ۶/۸۲e	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۳
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۸۵	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۲۶	۰/۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۲	۰/۳۰
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

مقیاس D3	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۵
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۴۳
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D4	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۷
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۳۳	۰/۱۷	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۲۲	۰/۴۲
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D5	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۹	-۰/۰۹	-۰/۱۰	-۰/۱۱	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۱	-۰/۱۰
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۵۸	۰/۵۴	۰/۴۹	۰/۴۴	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۴۴	۰/۵۱	۰/۵۳

P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقیاس D6	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
H	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۵
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Pseudo R^2	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۳۷	۰/۳۱	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۳۳
P-Value آزمون برابر بودن شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
P-Value آزمون متقارن بودن کوانتایل‌ها	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D1

در جدول (۴)، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده طی بازه زمانی مورد مطالعه، با استفاده از تبدیل موجک گسسته حداکثر همپوشانی (MODWT) برآورد شده است. بدین منظور سری های زمانی نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمتی مصرف‌کننده به ۶ جزء تجزیه شده اند که درآن جزء اول بیشترین جزییات را نشان می دهد و جزء ششم کمترین جزییات از سری را نشان می دهد. مطابق با این الگو، سری زمانی، نویز زدایی شده و به وسیله مدل رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک در چندک های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفته است. مطابق با نتایج گزارش

شده در جدول (۴) و در مقیاس D1 اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با استفاده از رگرسیون کوانتایل، در چندک های اول تا نهم در سطح ۱ درصد منفی و معنادار است. به طوری که در چندک های سوم، چهارم و پنجم دارای ضریب ۰/۱۱- و بیشترین تاثیر را بر شاخص قیمت مصرف کننده و در چندک های اول و نهم دارای ضریب ۰/۰۸- و کمترین تاثیر را بر شاخص قیمت مصرف کننده دارد. به عبارتی نااطمینانی قیمت نفت از اردیبهشت سال ۱۳۹۲ تا اردیبهشت سال ۱۳۹۴ با فرض ثبات سایر شرایط منجر به رکودی شدن شاخص قیمت مصرف کننده شده است که مقدار این ضریب برابر ۰/۱۱-است. در این بازه زمانی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده دارای بیشترین مقدار است اما در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی فروردین ۱۳۹۱ و فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین ۱۴۰۰ دارای کمترین تاثیر بر شاخص قیمت مصرف کننده می باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D1، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D2

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D2، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D2، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها به جز چندک چهارم منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک سوم دارای کوچکترین ضریب معنادار و برابر ۰/۰۰۰۷- است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴)، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک پنجم، بیشترین مقدار معنادار با ضریبی برابر ۰/۰۰۰۲ است. به عبارتی در جزء دوم تجزیه شده توسط موجک گسسته با حداکثر همپوشانی، نااطمینانی قیمت نفت با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک های اول، دوم، سوم، هفتم، هشتم و نهم منجر به تضعیف شاخص قیمت مصرف کننده به اندازه ۰/۰۰۰۷- الی ۰/۰۳- گشته است و در چندک های پنجم و ششم منجر به تقویت این شاخص به اندازه ۰/۰۰۰۰۶۸۲ الی ۰/۰۰۰۲ شده است. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D2، با توجه به این که مقدار Prob آزمون برابری ضرایب شیب، در

کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D3

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D3، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D3، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک های چهارم، پنجم، ششم و هفتم دارای کوچکترین ضریب معنادار با مقدار ۰/۰۳- است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴)، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک های اول، دوم، سوم و نهم دارای بیشترین مقدار و برابر با ۰/۰۵ است. به عبارتی در جزء سوم تجزیه شده توسط موجک گسسته با حداکثر همپوشانی، نااطمینانی قیمت نفت با فرض ثبات سایر شرایط، در چندک های اول تا نهم منجر به تضعیف شاخص قیمت مصرف کننده شده است که این ضریب می تواند بین ۰/۰۳- الی ۰/۰۵- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D3، با توجه به این که مقدار Prob آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D4

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D4، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D4، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک های سوم و چهارم دارای کوچکترین ضریب معنادار است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴)، مقدار اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط، می تواند بین ۰/۰۰۶- الی ۰/۰۱- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴)

درمقیاس D3، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D5

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D5، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D5، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک های پنجم، ششم و هفتم دارای کوچکترین ضریب معنادار با مقداری برابر ۰/۱۲- است. به عبارتی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط می تواند بین ۰/۰۹- الی ۰/۱۲- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D5، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمتی مصرف‌کننده ایران در مقیاس D6

بر طبق نتایج جدول (۴) درمقیاس D6، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده گزارش شده است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) و در مقیاس D6، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده، در تمامی چندک ها منفی و از لحاظ آماری در سطح پنج درصد معنادار است. به طوری که در چندک نهم دارای کوچکترین ضریب معنادار است که مقدار این ضریب ۰/۰۵- است. به عبارتی اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده با فرض ثبات سایر شرایط می تواند بین ۰/۰۲- الی ۰/۰۵- باشد. مطابق با نتایج جدول (۴) درمقیاس D6، با توجه به این که مقدار PROB آزمون برابری ضرایب شیب، در کوانتایل‌های مختلف کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین می‌توان در سطح یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن

ضرایب شیب در بین کوانتایل‌ها را رد کرد. همچنین با استدلال مشابه برای آزمون تقارن، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن ضرایب در رگرسیون کوانتایل را رد کرد.

در مجموع با توجه به نتایج به دست آمده در پژوهش حاضر، اثرنااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده منفی و معنادار است که این تاثیر منفی در مقیاس D1 تا D6 برقرار است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مواردی که همواره موردتوجه سیاست‌گذاران و دولت مردان است، شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد. پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. نتایج حاصل از مدل تجربی موید آن است که با افزایش در نااطمینانی قیمت نفت دلیلی بر کاهش نیافتن شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز یافت نشد که این با نتایج مطالعه علی احمد و همکاران (۲۰۱۱) مطابقت دارد. بااین‌وجود نقطه تمایز پژوهش حاضر با سایر مطالعات، به‌کاربردن رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک است. مطابق با نتایج پژوهش حاضر، اثر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی است و دلیلی برای رد منفی بودن یافت نشد. همچنین به کمک نتایج رگرسیون کوانتایل، اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت و در چندک‌های انتهایی بیشتر از چندک‌های ابتدایی است؛ اما در مقدار این اثر در بلندمدت در چندک‌های میانی به نسبت چندک‌های ابتدایی و انتهایی مقادیر بیشتری دارد؛ لذا رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک دقت عمل را بالا برده و امکان به‌دست‌آوردن نتایجی دقیق را برای محقق فراهم می‌کند که این کمک شایانی به تصمیم‌گیری درست و دقیق قانون‌گذاران خواهد کرد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده توصیه می‌شود سیاست گذاران با ایجاد مشوق‌های مالیاتی برای صنایع، باعث ارزآوری صنعت شوند. با افزایش ارزآوری صنایع کشور، وابستگی به درآمدهای نفتی کاهش خواهد یافت. همچنین پیشنهاد می‌شود با تسهیلگری در زمینه ایجاد شرکت‌های دانش‌بنیان، فروش محصولات مبتنی بر دانش و تکنولوژی، جایگزین خام فروشی نفت گردد.

منابع

اثنی عشری، ابوالقاسم، ندری، کامران، ابوالحسنی، اصغر، مهرگان، نادر و بابایی سمیرمی، محمدرضا (۱۳۹۵)، تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران، فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶(۲۲): ۸۵-۱۰۲.

پازوکی، نیما، حمیدیان، اکرم، محمدی، شاپور و محمودی، وحید (۱۳۹۲)، استفاده از تبدیل موجک جهت بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس‌های زمانی مختلف، دانش سرمایه‌گذاری، ۲(۷): ۱۳۱-۱۴۸.

تک روستا، علی، مهاجری، پریسا، محمدی، تیمور و شاکری، عباس (۱۳۹۸)، تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی و تورم کشورهای منتخب با تأکید بر تکانه‌های ناشی از ریسک سیاسی اوپک، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۸(۳۰):۲۳-۶۰.

حیدریه، عبدالعلی و افشاری، محمود (۱۳۹۴)، کاربرد موجک‌ها در تحلیل سری های زمانی – مالی. پایان نامه کارشناسی ارشد رشته آمار اجتماعی – اقتصادی، دانشگاه خلیج فارس.

خوچیانی، رامین و نادمی، یونس (۱۳۹۷). بازنگری در رابطه شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تبدیل موجک، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۸(۶۹): ۳۰۷-۳۳۴.

شکوهی فرد، سیامک، آل عمران، رویا، مهرگان، نادر و رحیم‌زاده، فرزاد (۱۳۹۸)، اثر فساد بر توسعه انسانی (مدل رگرسیون کوانتایل)، فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، ۵(۱۶): ۶۶-۳۷.

عرفانی، علیرضا، و چرم گر، اکرم. (۱۳۹۳)، بررسی تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیر های اقتصاد کلان ایران: روش گارچ چندمتغیره با تصریح BEKK، مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۰(۴۰): ۱۲۹-۱۴۷.

محنت فر، یوسف، برادران خانیان، زینب و آذری، زهرا (۱۳۹۷)، اثر تکانه‌های قیمت نفت بر وضعیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل، پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی، ۴(۱۰): ۱۷۱-۱۹۱.

مشیری، سعید.، پاکیزه، کامران، دبیریان، منوچهر و جعفری، ابوالفضل (۱۳۸۹)، بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه‌وتحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳(۴۲): ۵۵-۷۴.

Ahmad, I., Iqbal, S., Khan, S., Vega, A. & Ariza-Montes, A. (2022), Macroeconomic effects of crude oil shocks: Evidence from South Asian Countries, Frontiers in Psychology, 13.

Ali Ahmed, H. J. & Wadud, I. K. M. M. (2011), Role of oil price shocks on macroeconomic activities: An SVAR approach to the Malaysian economy and monetary responses, Energy Policy, 39(12): 8062-8069.

Álvarez, L. J., Hurtado, S., Sánchez, I. & Thomas, C. (2011), The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation, Economic Modelling, 28(1): 422-431.

Alvarez, L., Hurtado, S., Sánchez, I. & Thomas, C. (2011), The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation, Economic Modelling, 28(1): 422-431.

Aye, G. C. (2015), Does oil price uncertainty matter for stock returns in South Africa? Investment Management and Financial Innovations, 12(1).

Babajani Baboli, M., Jalaei Esfandabadi, S. A. M., & Zayandeh Roody, M. (2018), The Impact of Shocks in Oil price and Exchange Rate on Inflation in Iran: The Application of the VAR Approach, Environmental Energy and Economic Research, 2(1): 51-61.

Balke, N.S. & Brown, S.P.A. (2018), Oil supply shocks and the US economy: an estimated DSGE model, Energy Policy, 116: 357–372.

BaŞKaya, Y. S., HÜLagÜ, T. & KÜÇÜK, H. (2013), Oil Price Uncertainty in a Small Open Economy, IMF Economic Review, 61(1): 168-198.

Baumeister, C. & Kilian, L. (2016), Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us, Journal of Economic Perspectives, 30(1): 139-160.

Bouri, E., Gupta, R., Tiwari, A. K. & Roubaud, D. (2017), Does Bitcoin hedge global uncertainty? Evidence from wavelet-based quantile-in-quantile regressions, Finance Research Letters, 23: 87-95.

Bozma, G. r; Akadg, M. & Aydin, R. (2021), Dynamic Relationships between Oil Price, Inflation and Economic Growth: A VARMA, GARCH-in-mean, asymmetric BEKK Model for Turkey, Economics Bulletin, 41(3): 1266-1281.

Caporale, G. M., Menla Ali, F., & Spagnolo, N. (2015), Oil price uncertainty and sectoral stock returns in China: A time-varying approach, China Economic Review, 34: 311-321.

Chen, S.-S. (2009), Oil price pass-through into inflation, Energy Economics, 31(1): 126-133.

Chou, K.-W. & Tseng, Y.-H. (2011), Pass-through of oil prices to CPI inflation in Taiwan, International Research Journal of Finance and Economics, 69(69): 73-83.

Cologni, A. & Manera, M. (2008), Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries, Energy Economics, 30(3): 856-888.

Cunado, J. & Perez de Gracia, F. (2005), Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries, The Quarterly Review of Economics and Finance, 45(1): 65-83.

Cuñado, J., Jo, S. & Pérez de Gracia, F. (2015), Revisiting the Macroeconomic Impact of Oil Shocks in Asian Economies.

Das, D., Bhatia, V., Pillai, J. & Tiwari, A.K. (2018), The relationship between oil prices and US economy revisited, Energy Sources, 13: 37–45.

Daubechies, I. (1990), The wavelet transform, time-frequency localization and signal analysis, IEEE Transactions on Information Theory, 36(5): 961-1005. https://doi.org/10.1109/18.57199

Davino, C., Furno, M. & Vistocco, D. (2014), Quantile regression: theory and applications. John Wiley & Sons.

De Gregorio, J., Landerretche, O., Neilson, C., Broda, C. & Rigobon, R. (2007), Another Pass-through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation [with Comments], Economía, 7(2): 155-208.

Faff, R. W. & Brailsford, T. J. (1999), Oil price risk and the Australian stock market, Journal of Energy Finance & Development, 4(1): 69-87.

Filis, G., Degiannakis, S. & Floros, C. (2011), Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries, International Review of Financial Analysis, 20(3): 152-164. Gençay, R., Selçuk, F. & Whitcher, B. J. (2001), An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics. Elsevier.

Gogineni, S. (2010), Oil and the stock market: An industry level analysis, Financial Review, 45(4): 995-1010.

Graps, A. (1995), An Introduction to Wavelets, IEEE Computational Science and Engineering, 2(2): 50-61.

Hamdi, B., Aloui, M. & Alqahtani, F. (2019), Tiwari, Relationship between the oil price volatility and sectoral stock markets in oil-exporting economies: evidence from wavelet nonlinear denoised based quantile and Granger-causality analysis, Energy Econ, 80: 536–552.

Hamilton, J. D. (1983), Oil and the Macroeconomy since World War II, Journal of Political Economy, 91(2): 228-248.

Hamilton, J. D. (2003), What is an oil shock?, Journal of Econometrics, 113(2): 363-398.

Hamilton, J. D. & Herrera, A. M. (2004), Comment: Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy, Journal of Money, Credit and Banking, 36(2): 265-286.

Hamilton, J. D. & Lin, G. (1996), Stock Market Volatility and the Business Cycle, Journal of Applied Econometrics, 11(5): 573-593.

Hooker, M. A. (2002), Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime, Journal of Money, Credit and Banking, 34(2): 540-561.

Jalil, N. A., Ghani, G. M. & Duasa, J. (2009), Oil Price and the Malaysia Economy, International Review of Business Research Papers, 5(4): 232-256.

Jiranyakul, K. (2019), Oil price shocks and domestic inflation in Thailand, Available at SSRN 2578836.

Jones, D. W., Leiby, P. N. & Paik, I. K. (2004), Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What Has Been Learned Since 1996, The Energy Journal, 25(2): 1-32.

Khan, A., Khan, M. Y. & Khan, A. Q. (2020), How Do Oil and Natural Gas Prices affect U.S. industrial production? Utilizing wavelet nonlinear denoised based quantile analysis, Energy Strategy Reviews, 32: 100550.

Kilian, L. (2009), Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market, The American Economic Review, 99(3): 1053-1069.

Kilian, L. (2009), Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market, The American Economic Review, 99(3): 1053-1069.

Kilian, L. & Vigfusson, R. J. (2011), Nonlinearities in the oil price–output relationship, Macroeconomic Dynamics, 15(S3): 337-363.

Kilian, L. & Vigfusson, R. J. (2013), Do Oil Prices Help Forecast U.S. Real GDP? The Role of Nonlinearities and Asymmetries, Journal of Business & Economic Statistics, 31(1): 78-93.

Kilian, L. & Vigfusson, R. J. (2017), The Role of Oil Price Shocks in Causing U.S. Recessions. Journal of Money, Credit and Banking, 49(8): 1747-1776.

Koenker, R. W. & Bassett, G. (1978), Regression quantiles. Econometrica, 46: 33–50.

Köse, N. & Ünal, E. (2021), The effects of the oil price and oil price volatility on inflation in Turkey, Energy, 226, 120392.

LeBlanc, M. & Chinn, M. D. (2004), Do high oil prices presage inflation? The evidence from G-5 countries, UC Santa Cruz Economics Working Paper(561), 04-04.

Öge Güney, P. (2020), Oil price uncertainty and macroeconomic variables in Turkey. OPEC Energy Review, 44(4): 351-368.

Omisakin, O. (2008), Oil Price Shocks and the Nigerian Economy: A Forecast Error Variance Decomposition Analysis, Journal of Economics Theory, 2.

Rafei, M., Mamipour, S. and Bahari, N. (2022), Dynamic path through of oil price shocks into inflation in Iran: application of Markov switching and TVP-VAR models, International Journal of Energy Sector Management, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/IJESM-05-2022-0016

Ramsey, J. B. (1999), The contribution of wavelets to the analysis of economic and financial data, Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Series A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences, 357(1760): 2593-2606.

Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1996), Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity, Journal of Money, Credit and Banking, 28(4): 549-577. https://doi.org/10.2307/2078071.

Sek, S. K. & Lim, H. S. M. (2016), An investigation on the impacts of oil price shocks on domestic inflation: A SVAR approach, AIP Conference Proceedings, 1750(1), 060002.

Williams, B. J. (1938), The Theory of Investment Value, Cambridge: Harvard University Press.

Živkov, D., Đurašković, J. & Manic, S. (2019), How do oil price changes affect inflation in Central and Eastern European countries? A wavelet-based Markov switching approach, Baltic Journal of Economics, 19: 84-104.

طراحی مکانیزمی اعتمادساز برای توسعه اقتصاد اشتراکی در ایران (مطالعه موردی: پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت)[1]

میثم کوچک زاده

دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی گرایش توسعه اقتصادی، دانشگاه یزد، یزد، ایران

maisam2005@gmail.com

زهرا نصراللهی (نویسنده مسئول)

استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، یزد، ایران

nasr@yazd.ac.ir

نظام‌الدین مکیان

دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد، یزد، ایران

nmakiyan@yazd.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۱۹

چکیده

یکی از ایده‌های نوین برای کاهش نابرابری و تعدیل فاصله طبقاتی، مدل «اقتصاد اشتراکی» است که در حال تبدیل شدن به یک جریان قوی و تأثیرگذار می‌باشد. مدل اقتصاد اشتراکی با ایجاد «دسترسی به‌جای مالکیت»، شرایط استفاده دهک‌های پایین درآمدی از برخی امکانات زندگی (که شکاف طبقاتی در آن زیاد است) را تسهیل می‌نماید و بخشی از کم‌برخورداری‌های موجود در دهک‌های پایین جامعه (ناشی از عدم مالکیت) را کاهش می‌دهد. در این پژوهش ضمن معرفی مدل «اقتصاد اشتراکی» به‌منظور بهبود وضعیت نابرابری در کشور، تلاش می‌شود با طراحی مکانیزمی برای افزایش سطح اعتماد در اقتصاد اشتراکی، زمینه رشد فراگیر و پایدار این مدل اقتصادی در کشور فراهم شود. بدین‌منظور با بهره‌گیری از نظریه بازی و نظریه طراحی مکانیزم، مکانیزمی اعتمادساز با هدف افزایش سطح اعتماد در پلتفرم‌های‌آنلاین اشتراک‌گذاری محل‌اقامت، طراحی و سپس مکانیزم پیشنهادی، ارزیابی می‌شود. نتایج ارزیابی نشان‌می‌دهد مکانیزم پیشنهادی در این پژوهش، «سازگار باانگیزه»، «بصورت فردی عقلایی»، «کارا» و «دارای بودجه متوازن پیش‌بینی‌شده از قبل» است

.

طبقه‌بندی JEL: A12, B21، C72، D47، D82، Z39

کلید واژه‌ها: نابرابری، اقتصاد اشتراکی، نظریه‌بازی، نظریه طراحی مکانیزم، مکانیزم اعتمادساز

---

[1]. مقاله مستخرج از رساله دکتری میثم کوچک‌زاده به راهنمایی دکتر زهرا نصراللهی می‌باشد.

۱. مقدمه

تامین رفاه و تعدیل فاصله طبقاتی از جمله اهداف کلان اقتصادی هر جامعه است. به‌منظور نیل به این اهداف کلان؛ اندیشمندان، نظریه‌پردازان و سیاست‌گذاران؛ ابزارها، سیاست‌ها و مدل‌های مختلفی را مورد بهره‌برداری قرار داده‌اند. یکی از مدل‌های جدیدی که در این راستا معرفی و استفاده شده است، مدل «اقتصاد اشتراکی[1]» است.

«اقتصاد اشتراکی» به‌عنوان یکی از راه‌حل‌های نوین برای ایجاد «دسترسی» به کالاها و خدمات به‌جای «مالکیت» آن‌ها، امکان مصرف فراگیرتر و باکیفیت بالاتر و در نتیجه دستیابی به استاندارد بالاتر زندگی و رفاه را برای اقشار بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. اقتصاد اشتراکی از طریق به‌هم‌رسانی «ظرفیت‌های خالی و بلا استفاده» به «نیازهای جامعه» می‌تواند کم‌برخورداری‌های ناشی از عدم مالکیت را برای دهک‌های پایین درآمدی مرتفع سازد. بررسی مطالعات صورت‌گرفته نشان می‌دهد مهم‌ترین پیش‌نیاز در رشد و پایداری اقتصاد اشتراکی، «اعتماد» طرفین شرکت‌کننده در این مدل اقتصادی است. عدم اعتماد، بدلیل وجود اطلاعات نامتقارن و احتمال عدم صداقت طرفین معامله در اعلام نوع خود (اعم از درستکار یا متقلب)، رخ می‌دهد و می‌تواند مانعی برای فراگیری استفاده از مدل اقتصاد اشتراکی باشد. براین اساس به نظر می‌رسد اعتمادسازی بین طرفین معامله، مهم‌ترین گام برای رشد فراگیر اقتصاد اشتراکی و فراهم نمودن شرایط بهره‌گیری از مزایای این الگوی اقتصادی برای بهبود وضعیت نابرابری است.

هدف از این پژوهش، طراحی مکانیزمی برای ارتقاء سطح اعتماد در اقتصاد اشتراکی و پلتفرم‌های آنلاین ارائه دهنده خدمات و کالاهای قابل اشتراک‌گذاری است تا بتوان بستر لازم برای توسعه اقتصاد اشتراکی در کشور را فراهم نمود. در این پژوهش ابتدا وضعیت برخی از شاخص‌های عمده مرتبط با نابرابری، مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس با طرح ایده اقتصاد اشتراکی (به عنوان الگویی که مورد توجه علاقه‌مندان به مباحث عدالت و برابری قرار گرفته است) به معرفی مدل اقتصاد اشتراکی پرداخته می‌شود.

در ادامه نقش «اعتماد» به عنوان یک عنصر اساسی در پلتفرم‌های آنلاین اقتصاد اشتراکی مورد بررسی قرار گرفته و با معرفی نظریه طراحی مکانیزم[2]، مکانیزمی برای ارتقاء سطح اعتماد بین طرفین شرکت‌کننده در اقتصاد اشتراکی (پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت) طراحی و سپس مکانیزم پیشنهادی، توسط معیارهای

---

1. Sharing Economy
2. Mechanism Design Theory

«سازگاری‌باانگیزه[1]»، «عقلانیت‌فردی[2]»، «کارایی[3]» و «بودجه متوازن پیش‌بینی‌شده از قبل[4]» ارزیابی می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. بررسی وضعیت نابرابری در ایران

بررسی شاخص‌های کمی مرتبط با نابرابری در ایران با رویکرد کاهش شکاف طبقاتی (چنان‌که در ادامه تشریح می‌شود)، نشان‌دهنده بهبود وضعیت نابرابری در ایران طی چهار دهه اخیر است. در گزارش «توزیع درآمد در ایران طی دوره ۹۸-۱۳۶۳» منتشر شده توسط مرکز آمار ایران، به بررسی شاخص‌های توزیع درآمد در دوره مذکور پرداخته‌شده است. در این گزارش، شاخص‌های سنجش نابرابری از جمله: ضریب جینی، نسبت نابرابری و شاخص‌های تیل[5]، اتکینسون[6] و پالما[7]؛ مورد بررسی قرار گرفته و نتیجه‌گیری شده است که تمامی شاخص‌های محاسبه شده، بیانگر بهبود نسبی توزیع درآمد در دوره مورد بررسی است (قصوری، ۱۳۹۹).

اطلاعات منتشر شده توسط مرکز آمار ایران نشان می‌دهد ضریب جینی از ۰/۴۲۹۱ در سال ۱۳۶۳ به ۰/۳۹۳۸ در سال ۱۴۰۰ کاهش یافته است، همچنین نسبت هزینه بیست درصد ثروتمند به بیست درصد فقیر جامعه از ۹/۴۶ در سال ۱۳۶۳ به ۷/۹۴ در سال ۱۴۰۰ کاهش و سهم مصرف بیست درصد فقیرترین (دهک اول و دوم) از مصرف کل جمعیت کشور از ۵/۲۹ درصد در سال ۱۳۶۳ به ۵/۸۸ درصد در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است که تغییرات هر سه شاخص فوق، بهبود نسبی وضعیت توزیع درآمد در دوره ۱۴۰۰-۱۳۶۳ را نشان می‌دهد.

از طرف دیگر بررسی آخرین اطلاعات منتشره توسط مرکز آمار ایران نشان می‌دهد با اقدامات صورت گرفته طی چند دهه اخیر، رشد شاخص‌هایی چون خانوارهای شهری و روستایی دارای آب لوله‌کشی، برق و گاز لوله‌کشی در طی چهار دهه اخیر چشمگیر بوده

---

1. Incentive Compatibility
2. Individual Rationality
3. Efficiency
4. Ex Ante Budget-Balanced
5. Theil Index
6. Atkinson Index
7. Palma Index

و با تلاش‌های صورت گرفته تاکنون، حتی دهک‌های اول درآمدی (کم درآمدترین) خانوارهای کشور نیز به میزان قابل توجهی از این امکانات برخوردار می‌باشند.

جدول (۱): درصد خانوارهای شهری و روستایی استفاده کننده از برخی تسهیلات عمده مسکن در دهک‌های درآمدی کشور در سال ۱۳۹۹

شرح	خانوارهای شهری			خانوارهای روستایی		
	کل	دهک اول	دهک دهم	کل	دهک اول	دهک دهم
آب لوله‌کشی	۹۹/۷	۹۹/۷	۱۰۰	۹۵/۵	۹۱/۲	۹۵/۷
برق	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۹	۹۹/۶	۹۹/۹
گاز لوله‌کشی	۹۵/۱	۸۴/۹	۹۸/۷	۷۵/۸	۴۷/۷	۸۸/۳
مسکن ملکی	۶۸/۴	۵۹/۴	۸۱/۵	۸۶/۴	۸۱/۹	۹۰/۵

منبع: طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۹

همچنین بررسی آخرین اطلاعات مرکز آمار ایران نشان می‌دهد درصد خانوارهای شهری دارای لوازم عمده زندگی مانند تلویزیون رنگی، جاروبرقی، ماشین لباسشویی، تلفن همراه، اتومبیل شخصی و رایانه در مناطق شهری کشور قابل توجه بوده و در سال ۱۳۹۹ شاخص نسبت خانوارهای دارای این لوازم (به‌استثناء اتومبیل شخصی و رایانه) در دهک دهم به دهک اول درآمدی خانوارهای شهری کشور، پایین است.

جدول (۲): درصد خانوارهای شهری استفاده‌کننده از برخی لوازم عمده زندگی در دهک‌های درآمدی کشور در سال ۱۳۹۹

شرح	خانوارهای شهری			
	کل	دهک اول	دهک دهم	نسبت دهک دهم به اول
تلویزیون رنگی	۹۸/۱	۹۵/۶	۹۸/۳	۱/۰۳
جارو برقی	۹۱/۵	۶۷/۳	۹۸/۹	۱/۴۷
ماشین لباسشویی	۸۷/۳	۵۸/۸	۹۸/۴	۱/۶۷
تلفن همراه	۹۶/۵	۸۷/۵	۹۸/۶	۱/۱۳
اتومبیل شخصی	۵۳/۱	۱۴/۳	۸۶/۴	۶/۰۳
رایانه	۲۸/۳	۴/۶	۶۴/۳	۱۳/۹۵

منبع: طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹ و محاسبات تحقیق

بررسی اطلاعات مستخرج از طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای کشور در سال ۱۳۹۹ نشان می‌دهد نسبت متوسط هزینه‌های یک نفر در ثروتمندترین دهک درآمدی به فقیرترین دهک درآمدی خانوارهای شهری کشور در گروه خوراکی؛ ۲/۸ برابر و در

گروه غیرخوراکی ۶/۶ برابر و در زیرگروه غیرخوراکی؛ در دسته‌هایی چون هزینه‌های «هتل، مسافرخانه و مسافرت‌های دسته‌جمعی»؛ ۱۳/۳ برابر، «تفریحات و سرگرمی‌ها»؛ ۱۳/۲ برابر و «حمل‌ونقل»؛ ۷/۴ برابر است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۱).

جدول (۳): متوسط انواع هزینه‌های خوراکی و دخانی ماهیانه یک نفر در خانوار شهری در دهک‌های فقیر و غنی در سال ۱۳۹۹ (هزار تومان)

شرح	کل	دهک اول	دهک دهم	نسبت دهک دهم به اول
جمع	۴۰۵/۶	۲۴۳	۶۶۹/۸	۲/۸
آرد، رشته، غلات، نان و فراورده‌های آن	۸۳/۸	۶۱/۸	۱۱۲/۸	۱/۸
گوشت	۸۶/۶	۴۲/۸	۱۶۱/۱	۳/۸
شیر و فراورده‌های آن و تخم پرندگان	۴۴/۲	۲۶/۲	۶۸/۹	۲/۶
روغن‌ها و چربی‌ها	۱۳/۳	۱۱/۵	۱۷/۳	۱/۵
میوه‌ها و سبزی‌ها	۷۶/۴	۴۳/۵	۱۲۴	۲/۹
خشکبار و حبوبات	۲۶/۴	۱۱/۵	۵۳/۷	۴/۷
قند، شکر، شیرینی‌ها، چای، قهوه و کاکائو	۳۴/۲	۲۱/۳	۵۴/۱	۲/۵
ادویه‌ها، چاشنی‌ها و سایر ترکیب‌های خوراکی	۱۴/۵	۸/۹	۲۱/۷	۲/۴
نوشابه‌ها، غذاهای آماده و دخانی‌ها	۲۶/۲	۱۵/۴	۵۶/۴	۳/۷

منبع: طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹ و محاسبات تحقیق

جدول (۴): متوسط انواع هزینه‌های غیر خوراکی ماهیانه یک نفر در خانوار شهری در دهک‌های فقیر و غنی در سال ۱۳۹۹ (هزار تومان)

شرح	کل	دهک اول	دهک دهم	نسبت دهک دهم به اول
جمع	۱۱۵۸/۹	۴۲۹/۳	۲۸۱۸/۶	۶/۶
پوشاک و کفش	۵۲	۱۸/۹	۱۱۲/۴	۵/۹
مسکن	۵۷۸/۹	۲۴۸/۳	۱۵۳۴/۱	۶/۲
لوازم، اثاث و خدمات خانوار	۶۷/۷	۳۲/۹	۱۱۷/۳	۳/۶
مبلمان، اثاث، فرش و کفپوش و تعمیرات آن‌ها	۸/۳	۱/۴	۲۳/۸	۱۶/۶
بهداشت و درمان	۱۵۲/۶	۵۱/۴	۳۱۸/۴	۶/۲
حمل و نقل	۱۱۶/۷	۳۳/۸	۲۴۹/۸	۷/۴
تفریحات و سرگرمی‌ها	۵/۴	۱/۳	۱۶/۶	۱۳/۲
تحصیل و آموزش	۲۰/۵	۶	۵۵/۵	۹/۳
هزینه‌های هتل، مسافرخانه و مسافرت‌های دسته‌جمعی	۱/۴	۰/۳	۳/۸	۱۳/۳

منبع: طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹ و محاسبات تحقیق

نتایج بررسی اجمالی صورت گرفته از وضعیت برخی از شاخص‌های نابرابری در ایران، نشان‌دهنده بهبود نسبی وضعیت زندگی دهک‌های کم‌درآمد (نسبت به متوسط جامعه) و کاهش شکاف طبقاتی طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۶۳ می‌باشد، لیکن برخی از حوزه‌های مصرف در خانوارهای ثروتمند و فقیر همچنان دارای اختلاف سطح زیادی هستند.

به عنوان مثال نسبت خانوارهای دارای اتومبیل شخصی در دهک‌های پایین درآمدی بسیار کمتر از دهک‌های بالای درآمدی است. همچنین با وجود اختلاف کم نسبت متوسط هزینه‌های سرانه خوراکی در ثروتمندترین دهک درآمدی به فقیرترین دهک درآمدی، این اختلاف برای برخی از دسته‌های هزینه در گروه غیرخوراکی بالا است (مانند هزینه‌های «هتل، مسافرخانه و مسافرت‌های دسته‌جمعی»؛ «تفریحات و سرگرمی‌ها» و «حمل‌ونقل»).

بنابراین به نظر می‌رسد درصورت فراهم نمودن شرایط استفاده دهک‌های پایین درآمدی از برخی امکانات و وسایل زندگی که شکاف بین فقیر و غنی در آن قابل توجه و زیاد است (مانند اتومبیل شخصی، محل اقامت برای مسافرت، تجهیزات رفاهی و تفریحی و ..)؛ می‌توان بخشی از عدم برخورداری‌های موجود در دهک‌های پایین درآمدی را برطرف نمود و وضعیت نابرابری را در جامعه تا اندازه‌ای بهبود بخشید.

۲-۲. اقتصاد اشتراکی؛ مدل اقتصادی جدیدی برای کاهش نابرابری

در دهه‌های گذشته، همواره اقدامات و برنامه‌های متنوع و گسترده‌ای به‌منظور کاهش شکاف طبقاتی و بهبود ضعیت نابرابری در کشور توسط دولت، نهادهای حمایتی دولتی و غیر دولتی، موسسات خیریه و افراد خیّر اجرا شده است.

بدیهی است در راستای بهبود شاخص‌های نابرابری، اقدامات فوق تاکنون تاثیرات قابل توجهی داشته‌اند. لیکن علاوه بر اقدامات متداول فوق، رشد فناوری‌های نوین برپایه اینترنت، تلفن همراه و پلتفرم‌های ارتباطی، زمینه استفاده از مدل‌های اقتصادی جدیدی را برای کاهش نابرابری و ایجاد بستر استفاده اقشار بیشتری از جامعه از برخی لوازم و امکانات مورد نیاز زندگی، فراهم نموده است.

امروزه ادبیات مربوط به این مدل‌های اقتصادی جدید و نوظهور، حول مفهومی به‌نام مدل «اقتصاد اشتراکی» در حال توسعه است. اقتصاد اشتراکی در دنیا و اخیراً نیز در ایران مورد توجه سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و علاقه‌مندان به حوزه‌هایی چون توسعه پایدار، محیط زیست، بهره‌وری و نیز حوزه عدالت و برابری، قرار گرفته است.

«اقتصاد اشتراکی» یک الگوی اقتصادی است که «دسترسی» به‌جای «مالکیت»، نقطه شروع آن است. اقتصاد اشتراکی از طریق به اشتراک‌گذاردن برخی از کالاها و خدمات، باعث افزایش دسترسی افراد به آن کالاها و خدمات می‌شود. در اقتصاد اشتراکی افراد می‌توانند دارایی‌های مادی و معنوی خود را در اختیار یکدیگر بگذارند. مبادلات مبتنی بر اشتراک‌گذاری، انواع متنوعی از جمله اشتراک‌گذاری اتومبیل شخصی، دوچرخه، محل کار و اقامت، نیروی کار، کسب‌وکارهای فردی، زمان، مهارت و تخصص و حتی برخی از لوازم منزل، کتاب و .. را شامل می‌شود. اشتراک‌گذاری منابع، پدیده‌ای است که قدمت آن به اندازه عمر بشر است، ولی در عصر اینترنت و فناوری اطلاعات، راه‌های نوین تعاملات، معنای جدیدی را پیش‌روی مخاطبین قرار داده است.

ایده اصلی اقتصاد اشتراکی، استفاده از ظرفیت بلااستفاده دارایی‌ها است. الکس استفانی[۱] (۲۰۱۵) بنیانگذار اپلیکیشن جاست‌پارک[۲] (پلتفرمی که برای برقراری ارتباط بین مالکین پارکینگ که به آن نیاز ندارند و افراد متقاضی محل پارک خودرو، طراحی شده است) معتقد است: «اقتصاد اشتراکی، ارزش ایجاد شده در نتیجه استفاده از دارایی‌های مصرف نشده و در دسترس قراردادن آن‌ها برای جامعه به صورت آنلاین است که منجر به کاهش نیاز به مالکیت آن دارایی‌ها می‌شود.». فردیک مازلا[۳] موسس پلتفرم بلابلاکار[۴]، انگیزه راه‌اندازی این پلتفرم را مشاهده اتلاف غیرقابل تحملی می‌داند که در ماشین‌های خالی در حال حرکت در جاده‌ها وجود دارد. این پلتفرم، از طریق ایجاد ارتباط بین رانندگانی که در ماشین خود صندلی خالی دارند و در مسیر در حال حرکتند و مسافرانی که می‌خواهند این صندلی خالی را اجاره کنند، فعالیت می‌کند (باتزمن و راجرز، ۲۰۱۰).

رشد انفجاری اقتصاد اشتراکی، حتی تحلیلگران خوشبین بازار را هم شگفت‌زده کرده است. تا قبل از سال ۲۰۰۹، تنها تعداد انگشت‌شماری از کسب‌وکارهای اقتصاد اشتراکی وجود داشت، لیکن اکنون هزاران پلتفرم اقتصاد اشتراکی در سراسر جهان وجود دارد. مجله تایمز در سال ۲۰۱۱ مفهوم «اقتصاد اشتراکی» را جزء ۱۰ ایده‌ای خواند که جهان را متحول خواهند کرد. از نمونه‌های موفق اقتصاد اشتراکی می‌توان به ایربی‌ان‌بی[۵] (پلتفرمی برای کرایه مکان‌های اقامتی در اکثر مناطق جهان) اشاره کرد. از دیگر

[1]. Alex Stephany
[2]. JustPark
[3]. Frédéric Mazzella
[4]. BlaBlaCar
[5]. Airbnb

استارت‌آپ‌های موفق در حوزه اقتصاد اشتراکی می‌توان به اوبر[1] اشاره کرد که در داخل ایران؛ اسنپ، تاپسی و چند تاکسی آنلاین دیگر با مدل کسب‌وکاری مشابه، درحال شکل‌دهی به شیوه‌ای راحت‌تر، سریع‌تر، امن‌تر و به‌صرفه‌تر برای حمل‌ونقل مسافرها از جمله فاقدین خودرو شخصی هستند.

در برخی از پلتفرم‌ها فرصت جدیدی برای اجاره همتابه‌همتا در بخش پوشاک و لوازم زینتی گران قیمت ایجاد شده است. مانند پلتفرمی که از سال ۲۰۱۵ راه‌اندازی شده است و به مردم این امکان را می‌دهد تا لباس گران قیمت مورد نیاز خود را بصورت موقت از یکدیگر یا از ارائه‌دهندگان حرفه‌ای آن، به قیمت پایینی اجاره کنند و پس از شستشو، به مالک آن بازگردانند. همچنین پلتفرم‌های غذاخوری اشتراکی جدید، جایگزینی همتابه‌همتا را برای رستوران‌های گران قیمت فراهم نموده‌اند. به‌عنوان نمونه در ایتالیا پلتفرمی راه‌اندازی شده است که از طریق آن افراد می‌توانند در خانه‌ی یکدیگر آشپزی کنند و در کنار هم شام را میل نمایند.

در میان اکثر پلتفرم‌های برجسته و پر استفاده همتابه‌همتا، پلتفرم اقامت کوتاه‌مدتی به‌نام کوچ‌سرفینگ[2] تحول شگرفی در مسافرت و هزینه‌های آن ایجاد نموده است. در این پلتفرم، بعد از عضویت و تایید هویت، به‌عنوان یکی از اعضاء می‌توانید در محل سکونت سایر اعضاء در شهر یا کشور دیگر، جایی برای خواب بگیرید و اگر آن‌ها نیز به شهر شما مسافرت کنند یا نیازمند محلی برای استراحت باشند، می‌توانید به آن‌ها اجازه دهید که در محل سکونت شما اقامت داشته باشند. این پلتفرم طراحی شده تا بین انسان‌ها در سراسر جهان ارتباط برقرار کند. افرادی که از ملاقات با غریبه‌ها و میزبانی یا مهمان‌شدن در منزل انسان‌هایی از ملیت‌ها، نژادها و فرهنگ‌های دیگر لذت می‌برند.

کوچ‌سرفینگ از زمان راه‌اندازی در سال ۲۰۰۳ به یک پدیده بین‌المللی تبدیل شده است. این پلتفرم اکنون ۱۴ میلیون عضو دارد که در بیش از ۲۰۰ هزار شهر در کشورهای مختلف محلی برای اقامت رایگان را در اختیار مسافران و جهانگردان قرار می‌دهند. در ایران نیز تاکنون بیش از ۳۱۸ هزار نفر در این پلتفرم عضو شده و برای میزبانی مسافرانی از کشورهای دیگر اعلام آمادگی نموده‌اند (کوچ‌سرفینگ[3]، ۲۰۲۱).

---

1. Uber
2. CouchSurfing
3. www.CouchSurfing.com

۲-۳. نقش «اعتماد» در اقتصاد اشتراکی

اقتصاد اشتراکی موجب شده تا مردم در سطوح کاملاً حیرت‌انگیزی به یکدیگر اعتماد کنند. جیسون تنز[۱] (۲۰۱۴)، در مقاله‌ای با عنوان «چگونه ایربی‌ان‌بی و لیفت[۲] در نهایت مسبب اعتماد آمریکاییان به یکدیگر شده‌اند» یکی از نتایج اقتصاد اشتراکی را فراهم نمودن شرایطی می‌داند که باعث شده مردم رفتارهایی از خود بروز دهند که تا پنج سال پیش، بی‌باکانه تلقی می‌شد. مردم سریع سوار اتومبیل‌های افراد غریبه می‌شوند (با پلتفرم‌هایی چون لیفت و اوبر)، غریبه‌ها را به اتاق پذیرایی خود یا روی کاناپه‌اشان دعوت می‌کنند (با پلتفرم‌هایی مانند ایربی‌ان‌بی و کوچ‌سرفینگ) و در اتاق نهارخوری غریبه‌ها غذا می‌خورند (از طریق پلتفرم فیست لی[۳]) (سندراراجان[۴]، ۲۰۱۵).

بطور متقابل نیز «اعتماد»، پیش نیاز اساسی در رشد و پایداری پلتفرم‌های اقتصاد اشتراکی است. بسیاری از این پلتفرم‌ها به اقداماتی متکی هستند که نیاز به اعتماد دارند، مانند ورود به اتومبیل شخصی افراد ناشناس یا خوابیدن در محل اقامت متعلق به غریبه‌ها. به همین دلیل، درک صحیح از اعتماد می‌تواند برای چنین پلتفرم‌هایی مفید باشد (باربوسا[۵]و همکاران، ۲۰۲۰).

وجود اعتماد، نقش عمده‌ای در پیاده‌سازی موفق اقتصاد اشتراکی دارد (خلج و همکاران، ۱۳۹۹). ریچل باتزمن[۶] (۲۰۱۲) اعتماد را به‌عنوان «پول رایج[۷]» اقتصاد اشتراکی تعریف کرده است.

باربوسا[۸] و همکاران، اعتماد را باور فرد به این موضوع می‌دانند که شخص مقابل به او صدمه‌ای نخواهد زد، حتی اگر احتمالاً در موقعیت انجام این کار باشد. یعنی یک راننده اوبر یا لیفت باید به مسافر خود، یک مهمان ایربی‌ان‌بی به میزبان خود و یک صاحب ماشین ثبت‌نام شده در پلتفرم اجاره اتومبیل تورو[۹] باید به غریبه‌ای که اتومبیل او را به طور موقت به مکان‌های ناشناخته می‌برد، اعتماد کند (باربوسا و همکاران، ۲۰۲۰)

---

1. Jason Tanz
2. Lyft
3. Feastly
4. Arun Sundararajan
5. Barbosa
6. Rachel Botsman
7. Currency
8. Nata M. Barbosa
9. Turo

اعتماد، یک عنصر اساسی در پلتفرم‌های اقتصاد اشتراکی است. لیکن مکانیزم‌های توسعه اعتماد در اقتصاد اشتراکی تا حد زیادی کشف نشده است. درحالی‌که مردم، منابع و دارایی‌های خود را به اشتراک می‌گذارند، این امر عمدتاً در تعامل با غریبه‌ها در اقتصاد اشتراکی اتفاق می‌افتد. این تعاملات با طرف‌های ناشناخته می‌تواند ریسک بالا داشته باشد و به‌طور بالقوه منجر به خسارات مالی و خسارات دیگر شود. اعتماد به اقتصاد اشتراکی یک موضوع تحقیقاتی جدید است و بیشتر تحقیقات در سال‌های اخیر انجام شده است، ضمن اینکه این یک موضوع تحقیقاتی ضروری است و باید بیشتر مورد مطالعه قرار گیرد (رایسانن و همکاران ، ۲۰۲۰).

در این پژوهش تلاش می‌شود برای ارتقاء سطح اعتماد در پلتفرم‌های آنلاین ارائه دهنده خدمات و کالاهای قابل اشتراک‌گذاری، از نظریه طراحی مکانیزم برای طراحی مکانیزم-های اعتمادساز استفاده شود.

۲-۴. نظریه طراحی مکانیزم

نظریه طراحی مکانیزم، زیرمجموعه نظریه بازی و موضوع اقتصاد خرد است که چگونگی ابداع مکانیزم‌هایی را مطالعه می‌کند که تعاملات بین بازیکنان، منجر به نتایجی می‌شود که دارای ویژگی‌های عمومی مطلوب از نظر اجتماعی هستند (داش[1] و همکاران، ۲۰۰۴).

طراحی مکانیزم، بخش «مهندسی» علم اقتصاد است که با یک هدف عینی یا هدف خاص شروع می‌شود و سپس سؤال می‌کند که آیا و چگونه می‌توان یک مکانیزم را طراحی کرد که بتوان به آن هدف در تعادل دست یافت (ماسکین ، ۲۰۰۸). به‌طور مفهومی، طراحی مکانیزم را معکوس نظریه بازی می‌نامند. طراح مکانیزم تلاش می‌کند به کمک اصول نظریه بازی و در شرایطی که بازیکنان شرکت‌کننده در مکانیزم بصورت عقلایی رفتار می‌کنند، انتخاب‌های مطلوب را پیاده‌سازی کند.

کارل مارکس[2] (۱۸۴۵) معتقد است: «فیلسوفان تاکنون تنها از طرق مختلف، جهان را تفسیر کرده‌اند؛ اما هدف، تغییر آن است». این همان رویکردی است که طراحی مکانیزم قبول دارد. در چارچوب طراحی مکانیزم، نظریه بازی از بعد تشخیص به عرصه تجویز وارد می‌شود. بنابراین ابزارهای این تئوری برای تجویز در حوزه سیاست‌گذاری عمومی قابل استفاده هستند (مک‌کین[3]، ۲۰۰۹).

---

1. Dash
2. Karl Heinrich Marx
3. McCain, Roger A

الوین راث[1] برنده جایزه نوبل اقتصاد در سال ۲۰۱۲ معتقد است: در کتاب‌های درسی موارد موفقیت و شکست بازار را توضیح می‌دهیم ولی نمی‌توانیم از دانش خود برای رفع نواقص بازار استفاده کنیم. راث در کارهای خود به بازارهای واقعی رجوع می‌کند، نوع شکست بازار را تشخیص می‌دهد و با استفاده از نظریه بازی‌ها، مکانیزم‌هایی را طراحی می‌کند تا بازار به طور کارا عمل کرده و تخصیص‌هایی به‌دست دهد که پایدار باشد.

۲-۵. طراحی مکانیزم‌های اعتماد (اعتمادساز)[2]

مکانیزم‌های اعتماد را می‌توان به عنوان راه‌حلی از نظریه طراحی مکانیزم برای پلتفرم-های آنلاین در نظرگرفت، به‌این معنا که مجموعه‌ای از اقدامات احتمالی کاربران پلتفرم را شامل می‌شود (داش و همکاران، ۲۰۰۴)

مکانیزم‌های اعتماد (اعتمادساز)، ابزاری هستند که توسط یک پلتفرم آنلاین برای غلبه بر عدم تقارن اطلاعاتی بین بازیکنان و فعالان بازار برای تسهیل معاملات استفاده می-شود. پلتفرم‌های آنلاین اقتصاد اشتراکی، برای غلبه بر مشکلات اعتماد و عدم تقارن اطلاعات ذاتی مبادله، راه‌حل‌های جدیدی را ارائه داده‌اند که به‌عنوان مکانیزم‌های اعتماد شناخته می‌شوند (وات و وو[3]، ۲۰۱۸).

مکانیزم‌های اعتماد، رویکردهای قدیمی تنظیم مقررات[4] را به چالش می‌کشند و بسیاری از مقررات موجود را غیرضروری یا نامناسب می‌نمایند. به‌عنوان مثال صدور مجوزهای شغلی و مکانیزم‌های اعتماد در پلتفرم‌های آنلاین دارای هدف مشترک کاهش عدم تقارن اطلاعات و ایجاد حداقل سطح ایمنی و کیفیت برای مصرف‌کنندگان در بازارها هستند. بنابراین ممکن است در اقتصاد مدرن زمینه جایگزینی این دو وجود داشته باشد. تخمین زده می‌شود استفاده از مکانیزم‌های اعتماد به‌جای مجوزهای شغلی، به-تنهایی بار نظارتی را بیش از ۷۹۰ میلیون دلار در آمریکا کاهش دهد. مکانیزم‌های اعتماد این پتانسیل را دارند که منافع اقتصادی و اجتماعی قابل توجهی را برای مشاغل و مصرف‌کنندگان به‌همراه داشته باشند (وات و وو، ۲۰۱۸).

---

1. Alvin Elliot Roth
2. Trust Mechanisms (Trust-Building Mechanisms)
3. Watt & Wu
4. Regulation

رویکردهای سیاست‌گذاران و قانون‌گذاران نسبت به مکانیزم‌های اعتمادساز همچنان در-حال توسعه است. برخی از محققین معتقدند اهمیت اعتماد در اقتصاد اشتراکی تا حد زیادی کشف نشده باقی مانده است (کوهن و مانز[1]، ۲۰۱۶).

۳. پیشینه تحقیق

ویتکوزاکی[2] و همکاران (۲۰۱۱) در مقاله‌ای برای ایجاد اعتماد بین خریداران و فروشندگان در سایت های حراج آنلاین، مکانیزم‌های سپرده‌گذاری[3] را معرفی می‌کنند. نویسندگان با پرداختن به مسایل انگیزشی، مکانیزمی را طراحی می‌کنند که سازگار با انگیزه، کارا، عقلایی فردی موقت و دارای بودجه متعادل پیش‌بینی شده از قبل است. راه‌حلی که در این مقاله ارائه می‌شود، طراحی مکانیزم سپرده‌گذاری برای پاداش‌دادن به خریداران برای بازخورد صادقانه در مورد رفتار فروشنده است.

توماس ای وبر[4] (۲۰۱۴) در مقاله خود به بررسی نقش واسطه‌های الکترونیکی در اقتصاد اشتراکی پرداخته است. این مقاله نشان می‌دهد که چگونه یک واسطه می‌تواند مشکل خطر اخلاقی را در بازار اقامت اشتراکی از بین ببرد. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد به اشتراک‌گذاری کالاها و خدمات با استفاده از مکانیزم واسطه، یک مدل اقتصادی پایدار و قوی است.

وات و وو[5] (۲۰۱۸) در مقاله «مکانیزم‌های اعتماد و پلتفرم‌های آنلاین: یک پاسخ از نگاه قانون‌گذاری»، برخی از مزایا و هزینه‌های مکانیزم‌های اعتماد در اقتصاد دیجیتال را بررسی می‌کنند و توصیه‌هایی را به قانون‌گذاران پیشنهاد می‌کنند تا رویکرد خود را در پاسخ به این مدل‌های جدید تجاری تطبیق دهند. در این پژوهش تخمین زده می‌شود تأثیر مکانیزم‌های اعتماد بر صدور مجوز شغلی، به تنهایی بار نظارتی را بیش از ۷۹۰ میلیون دلار در ایالات متحده کاهش دهد.

چیکا[6] و همکاران (۲۰۱۹) در مقاله‌ای یک بازی اعتماد را برای بررسی شکل‌گیری اعتماد در اقتصاد اشتراکی ارائه می‌دهند. مجازات در قالب جریمه برای تامین‌کنندگان غیرقابل اعتماد و حمایت در قالب بیمه برای مشتریان آسیب‌دیده، مکانیزم‌هایی است

---

1. Cohen & Munoz
2. Witkowski
3. Escrow Mechanisms
4. Thomas A. Weber
5. Watt and Wu
6. Chica

که برای جلوگیری از رفتار غیرقابل اعتماد پیشنهاد می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اعمال جریمه سنگین‌تر یا داشتن بیمه برای همه انواع مشتریان می‌تواند برای ارتقاء قابلیت اطمینان در جامعه و افزایش ثروت خالص کل، زیان‌بخش باشد.

رایسانن[1] و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله‌ای اعتماد در اقتصاد اشتراکی از دیدگاه‌های مختلف را مطالعه نموده‌اند. در این مقاله مطالعات مورد بررسی به چهار دسته تقسیم می‌شوند: ۱) نحوه حمایت و پشتیبانی پلتفرم‌های اقتصاد اشتراکی از اعتمادسازی، ۲) تأثیر اعتماد بین کاربران بر استفاده از پلتفرم، ۳) اعتماد کاربران به اقتصاد اشتراکی و ۴) اعتماد به‌عنوان هسته اصلی اقتصاد اشتراکی. محققین در این مقاله، عوامل ایجادکننده اعتماد در پلتفرم‌های اقتصاد اشتراکی را شناسایی و یک مدل اولیه برای ارزیابی اعتماد کاربران به این پلتفرم‌ها را طراحی نموده‌اند.

راهیت لامبا[2] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای، نسخه تکراری مدل تجارت دوجانبه را با درنظرگرفتن کارایی در شرایط وجود بودجه متوازن و محدودیت‌های مشارکت تحلیل می‌کند. نویسنده در این مقاله تعامل سه محدودیت نهادی (سازگاری انگیزه، عقلانیت فردی و تعادل بودجه) را در یک بازی پویا بررسی می‌کند. این مقاله تمام مکانیزم‌های ممکن را که می‌تواند تخصیص کارامد را (با) و (بدون) واسطه پیاده‌سازی کند، مشخص می‌کند.

در مطالعات داخلی، عبدلی و موحدی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با استفاده از تئوری طراحی سازوکار (مکانیزم)، چگونگی وابستگی رفتار تعادلی و بهینگی به قواعد بازی و دستیابی به یک نتیجه مطلوب و بهینه از طریق هدایت رفتارهای استراتژیک افراد در شرایط اطلاعات ناقص را در بازار کالاهای اعتباری بررسی می‌کنند. پژوهشگران در این مقاله با تبیین و تحلیل نظری بازار کالاهای اعتباری در قالب یک بازی ایستا؛ با طراحی، تغییر و تنظیم قواعد بازی؛ به آشکارسازی انگیزه‌ها و ترجیحات پرداخته و به برطرف کردن مشکلات اطلاعات نامتقارن و تخصیص بهینه کمک می‌کنند.

اصغرپور ماسوله و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی تجربی اعتماد در تعاملات اجتماعی پرداخته‌اند. برای این منظور نسخه‌ای از بازی سرمایه‌گذاری مبنا قرار گرفته و تعدادی از دانشجویان با استفاده از رایانه و شبکه در محیط آزمایشگاه، آن‌را اجرا کردند. براساس دیدگاه صرفاً اقتصادی انتظار می‌رفت کنشگران تصمیمی بگیرند که بیشترین

---

1. Raisanen
2. Rohit Lamba

بازده را دارد، یعنی به دنبال سود بیشتر بروند و به طرف‌های تعامل خود اعتماد نکنند؛ اما نتایج نشان‌داد کنشگران به‌شکل معنی‌داری به طرف‌های خود اعتماد کردند.

جامی‌پور و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با توجه به اهمیت کیفیت وب‌سایت در حوزه تجارت الکترونیک و تجارت اجتماعی، تأثیر آن بر اعتماد را مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف از این پژوهش، ارائه‌ی مدل اعتماد در تجارت اجتماعی با بررسی تأثیر کیفیت وب‌سایت‌های اجتماعی بر شکل‌گیری اعتماد در صنعت گردشگری است.

پارسا و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای، با بررسی یکی از آسیب‌ها و نقاط ضعف عدم توفیق برنامه‌های توسعه که فقدان شدید ساختارها، نهادها و سازوکارهای انگیزه-سازگار (سازوکارهای انگیزشی کارا و اثربخش) است، از نظریه طراحی سازوکار برای حل این مسئله استفاده نموده‌است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سیاست‌ها و اهداف کلان و قوانین و مقررات متعالی مورد نظر سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان مرکزی، مادامی‌که با طراحی و استقرار سازوکارهای کارا و اثربخش برانگیزاننده و بازدارنده عوامل اجرایی غیرمتمرکز پشتیبانی نشوند، در عمل تضمینی برای اجرای شایسته آن‌ها وجود ندارد.

بررسی مطالعات خارجی و داخلی مرتبط با موضوع پژوهش نشان می‌دهد هر سه حوزه طراحی مکانیزم، مکانیزم‌های اعتمادساز و اقتصاد اشتراکی، از حوزه‌های جدید در ادبیات اقتصادی محسوب شده و بصورت مشخص درخصوص کاربرد نظریه طراحی مکانیزم برای طراحی مکانیزم‌های اعتمادساز در پلتفرم‌های آنلاین اقتصاد اشتراکی تاکنون مطالعات محدودی انجام شده است.

۴. روش تحقیق

۴-۱. طراحی بازی اعتماد در اقتصاد اشتراکی و تحلیل آن

رویکرد برخی از پژوهشگران در ادبیات اعتماد در اقتصاد اشتراکی، مبتنی بر بازی مشهور اعتماد است. بازی اعتماد یکی از گسترده‌ترین آزمایش‌های استاندارد است که می‌تواند به‌عنوان پایه‌ای برای مدل‌سازی انواع زیادی از معاملات در دنیای واقعی مورد استفاده قرار گیرد. بازی اعتماد که در سال ۱۹۹۵ توسط جویس برگ[1] و همکارانش منتشر شده است، در زمینه‌های مختلفی در تحقیقات اخیر به‌کار گرفته شده است (هالسچک[2] و همکاران، ۲۰۱۶).

[1]. Joyce Berg
[2]. Hawlitschek

در برخی از منابع و مقالات، بازی اعتماد در اقتصاد اشتراکی با چهار نوع بازیکن طراحی می‌شود: تامین‌کننده قابل اعتماد، تامین‌کننده غیرقابل اعتماد، مشتری قابل اعتماد و مشتری غیرقابل اعتماد (چیکا و همکاران، ۲۰۱۹). در این بازی هر یک از بازیکنان می-تواند استراتژی قابل اعتماد بودن یا غیرقابل اعتماد بودن را انتخاب کند:

TS: استراتژی قابل اعتماد بودن تامین‌کننده (خدمت را طبق تعهد قبلی به مشتری ارائه می‌دهد)

US: استراتژی غیرقابل اعتماد بودن تامین‌کننده (خدمت را با سطح پایین‌تری از کیفیت تعهد شده به مشتری ارائه می‌دهد)

TB: استراتژی قابل اعتماد بودن مشتری (قیمت توافق شده را پرداخت کرده و از خدمت ارائه شده توسط تامین‌کننده به‌روشی مناسب استفاده می‌کند)

UB: استراتژی غیرقابل اعتماد بودن مشتری (از خدمت ارائه شده توسط تامین‌کننده به‌روشی نامناسب استفاده می‌کند (به‌عنوان مثال با آسیب رساندن یا سرقت) یا قیمت توافق شده را پرداخت نمی‌کند)

درصورت انتخاب هریک از استراتژی‌های فوق توسط بازیکنان در اقتصاد اشتراکی، عایدی‌های بازی (با توجه به غیرهمکارانه و ایستا بودن بازی[1]) به‌شرح جدول ذیل است:

جدول (۵): عایدی‌های بازی ایستای اعتماد در اقتصاد اشتراکی

شرح		مشتری (مصرف کننده)	
		TB (قابل اعتماد)	UB (غیرقابل اعتماد)
تامین کننده (ارائه دهنده خدمت)	TS (قابل اعتماد)	P – C , V - P	P’ – C , V – P’
	US (غیرقابل اعتماد)	P – C’ , V’ - P	P’ – C’ , V’ – P’

منبع: یافته‌های پژوهش

P = قیمت توافقی ارائه خدمت با کیفیت توافق شده

P’ < P مبلغ پرداختی توسط مشتری غیر قابل اعتماد (پرداخت مبلغی کمتر از مبلغ توافق شده یا وارد کردن خسارت)

C = هزینه ارائه خدمت با کیفیت توافق شده

C’ < C هزینه ارائه خدمت توسط تامین‌کننده غیرقابل اعتماد (با کیفیت پایین‌تر از کیفیت توافق شده)

V = ارزش خدمت با کیفیت توافق شده برای مشتری

[1]. Noncooperative and Static game

$V' < V$ ارزش خدمت با کیفیت پایین‌تر از کیفیت توافق شده برای مشتری (ناشی از صرف هزینه کمتر توسط تامین‌کننده غیرقابل اعتماد)

$U^S = P - C$ عایدی تامین‌کننده قابل اعتماد (وقتی مشتری هم قابل اعتماد است)

$U^B = V - P$ عایدی مشتری قابل اعتماد (وقتی تامین‌کننده هم قابل اعتماد است)

در این بازی که بصورت ایستا طراحی شده، استراتژی غالب برای تامین‌کننده، غیرقابل اعتماد بودن (US) است (زیرا $P - C < P-C'$ و $P' - C < P' - C'$). استراتژی غالب برای مشتری نیز غیرقابل اعتماد بودن (UB) است (زیرا $V - P < V - P'$ و $V' - P' < V' - P$). براین اساس تعادل نش خالص و منحصر به‌فرد بازی: (US , UB) خواهد بود که نشان می‌دهد در این بازی، چون طرفین انتظار غیرقابل اعتماد بودن برای بازیکن مقابل را دارند، به بازی وارد نمی‌شوند (با فرض $V' < P' < C'$)[1] . در این شرایط با شکست بازار مواجه هستیم که براساس نظریه طراحی مکانیزم، می‌توان با طراحی مکانیزمی برای مقابله با شکست بازار، تعادل بازی را به‌سمت وضعیت مطلوب (TS,TB) هدایت نمود.

با استفاده از استنتاج برگشت به‌عقب[2] (معکوس) برای بازی پویای اعتماد نیز می‌توان شکست بازار را تحلیل کرد. همانگونه که در نمودار ۱ نشان داده شده است، در ابتدا مشتری از شرایط تامین‌کننده (کیفیت و قیمت ارائه خدمات) آگاهی پیدا می‌کند. سپس تصمیم می‌گیرد آیا معامله را انجام دهد یا خیر؟ درصورت توافق با شرایط و شروع معامله، تامین‌کننده تصمیم خواهد گرفت که آیا خدمات خود را براساس کیفیت توافق شده ارائه دهد یا خیر؟ سپس نوبت مشتری است که تصمیم بگیرد قیمت خدمات را براساس توافق اولیه پرداخت کند یا خیر؟ تحلیل مبتنی بر استنتاج معکوس این بازی پویا نشان می‌دهد عایدی‌های مشتری در مرحله آخر، درصورت پرداخت قیمت P' (قیمت پایین‌تر از قیمت توافقی) بیشتر خواهد بود (زیرا $V - P < V - P'$ و $V' - P' < V' - P$). لذا مشتری تصمیم به پرداخت قیمت کمتر خواهد گرفت. تامین‌کننده نیز با پیش‌بینی این وضعیت، بین دو استراتژی پیش‌روی خود، ارائه خدمت با هزینه کمتر (C') را انتخاب خواهد کرد (زیرا عایدی او در این استراتژی بیشتر از استراتژی دیگر است. به‌عبارت دیگر $P' - C < P' - C'$). لذا مشتری در ابتدای ورود به بازی با دو

---

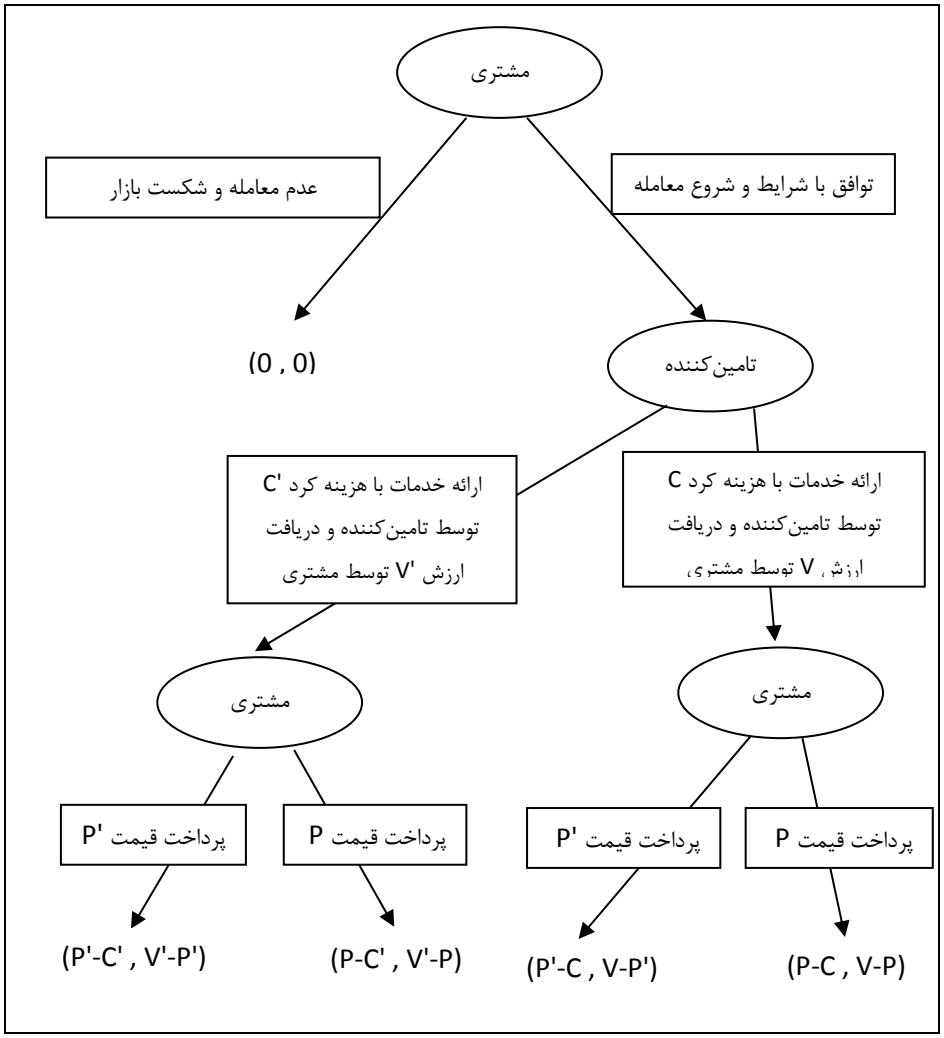
[1]. درصورتی‌که $P' < C'$ و $V' < P'$ باشد، عایدی تامین‌کننده و مشتری در شرایطی که هر دو غیرقابل اعتماد باشند، کوچک‌تر از صفر خواهد بود ($P' - C' < 0$ و $V' - P' < 0$) و درنتیجه ورود به بازی با زیان همراه خواهد شد.

[2]. Backward Induction

عایدی انتظاری (V'-P') و صفر روبرو است که با فرض (V' < P')، وی عایدی صفر را ترجیح خواهد داد و در نتیجه وارد بازی نخواهد شد (شکست بازار).

نمودار (۱): نمودار درختی بازی پویای اعتماد در اقتصاد اشتراکی

نمودار (۱): نمودار درختی بازی پویای اعتماد در اقتصاد اشتراکی



منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. طراحی مکانیزمی اعتمادساز در اقتصاد اشتراکی

مکانیزم اعتمادساز طراحی شده در این پژوهش برای افزایش سطح اعتماد در اقتصاد اشتراکی (به‌طور مشخص، پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت) با استفاده از سه رکن اصلی: واسطه (پلتفرم)، وثیقه (سپرده) و جریمه تعریف می‌شود. مکانیزم پیشنهادی به‌این‌شکل است که درصورت توافق مشتری و متقاضی محل اقامت با شرایط، ویژگی‌ها، کیفیت و قیمت خدمات اقامتی که توسط میزبان (تامین‌کننده محل اقامت) اعلام شده است، ابتدا مشتری مبلغ توافق شده (بعلاوه کارمزد استفاده از خدمات پلتفرم برای مشتری) و مبلغ وثیقه (سپرده) تعیین شده توسط پلتفرم را به حساب بانکی متعلق به پلتفرم واریز می‌کند. سپس پلتفرم، وصول مبلغ توافق شده را به میزبان اعلام می‌نماید. میزبان با صرف هزینه از پیش برآورد شده، خدمات توافق شده را به مشتری ارائه نموده و در نتیجه، میزان ارزش مورد انتظار مشتری، عاید وی می‌گردد. سپس با تایید مشتری، مبلغ توافق شده (بعد از کسر کارمزد پلتفرم برای میزبان) به حساب میزبان واریز می‌شود. درصورت کاهش در کیفیت خدمات اقامتی توافق شده با مشتری، معادل پولی آن (با ضریب تعیین شده توسط پلتفرم) از مبلغ توافقی کسر و مابه‌التفاوت آن توسط پلتفرم به حساب میزبان واریز می‌شود. همچنین درصورت وارد شدن خسارت از طرف مشتری به میزبان، معادل پولی مبلغ خسارت توسط پلتفرم به میزبان پرداخت می‌شود. در پایان، مبلغ خسارت وارده توسط مشتری به میزبان (با ضریب تعیین شده توسط پلتفرم) از وثیقه مشتری نزد پلتفرم کسر شده و مابه‌التفاوت آن توسط پلتفرم به حساب مشتری برگشت داده می‌شود. معادل پولی کاهش در کیفیت خدمات اقامتی توافق شده با مشتری نیز توسط پلتفرم به حساب مشتری واریز می‌شود. نمودار ۲ مکانیزم طراحی شده را نشان می‌دهد.

همانگونه که از تحلیل عایدی‌های بازی در مکانیزم واسطه (پلتفرم)، وثیقه (سپرده) و جریمه (مطابق جدول ۷) استخراج می‌شود، استراتژی غالب برای تامین‌کننده (میزبان)، قابل اعتماد بودن است (زیرا $(1+z)Y > I$ [1]). استراتژی غالب برای مشتری نیز قابل اعتماد بودن است (زیرا $(1+s)X > 0$ [2]). بنابراین تعادل نش خالص و منحصر به‌فرد در این بازی، (TS , TB) است که نشان می‌دهد در ابتدای ورود به بازی، طرفین انتظار قابل اعتماد بودن برای بازیکن مقابل را دارند و از ورود به بازی نگرانی ندارند.

---

1. $(1+z)Y > I \quad \rightarrow \quad (1-h)P - C > (1-h)P - (1+z)Y - (C - I)$
2. $(1+s)X > 0 \quad \rightarrow \quad V - (1+r)P > V - (1+r)P - (1+s)X$

جدول (۶): عایدی‌های بازی در مکانیزم واسطه، وثیقه و جریمه

شرح		مشتری	
		TB (قابل اعتماد)	UB (غیرقابل اعتماد)
تامین کننده (میزبان)	TS (قابل اعتماد)	(1-h)P – C , V – (1+r)P	(1-h)P – C , V – (1+r)P – (1+s)X
	US (غیرقابل اعتماد)	(1-h)P – (1+z)Y – (C – I) , V – (1+r)P	(1-h)P – (1+z)Y – (C – I) , V – (1+r)P – (1+s)X

منبع: یافته‌های پژوهش

P = قیمت توافقی اجاره مکان اقامت اشتراکی با کیفیت توافق شده

r = کارمزد تعیین شده توسط پلتفرم برای مشتری (درصدی که به مبلغ اجاره توافق - شده اضافه می‌شود)

(1+r)P = مبلغ اجاره پرداختی از طرف مشتری به پلتفرم

h = کارمزد تعیین شده توسط پلتفرم برای میزبان (درصدی که از مبلغ اجاره توافق - شده کسر می شود)

(1-h)P = مبلغ اجاره پرداختی از طرف پلتفرم به میزبان

F = وثیقه (سپرده) مستاجر نزد پلتفرم

X = خسارت وارد شده توسط مستاجر به میزبان

s = نرخ جریمه مستاجر (درصدی که به مبلغ خسارت اضافه می شود)

(1+s)X = جریمه دریافتی از مشتری توسط پلتفرم بابت خسارت وارده به میزبان

C = هزینه ارائه خدمت توسط میزبان به مشتری با کیفیت توافق شده

I = کاهش در هزینه ارائه خدمت توسط میزبان به مشتری با کیفیت توافق شده

V = ارزش خدمت با کیفیت توافق شده برای مشتری

Y = کاهش در کیفیت توافقی ارائه خدمت به مشتری

z = نرخ جریمه میزبان (درصدی که به مبلغ کاهش در کیفیت خدمات اقامتی توافقی اضافه می‌شود)

(1+z)Y = جریمه دریافتی از میزبان توسط پلتفرم بابت کاهش در کیفیت خدمات توافق شده

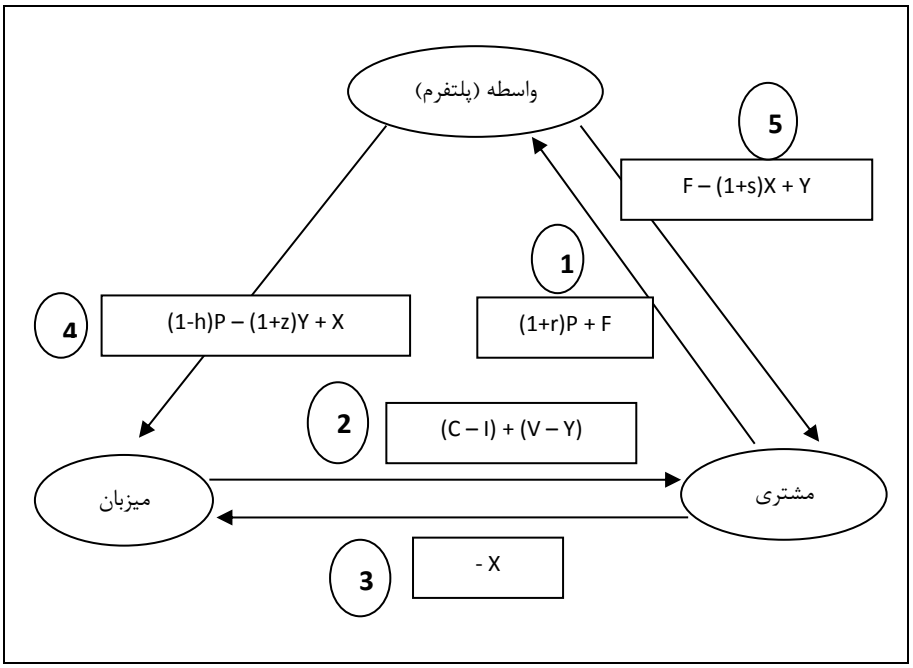
$U^S = (1-h)P – (1+z)Y – (C – I)$ عایدی تامین‌کننده (میزبان)[1]

$U^B = V – (1+r)P – (1+s)X$ عایدی مشتری

[1]. $U^S = (1-h)P – (1+z)Y + X – (C – I) - X = (1-h)P – (1+z)Y – (C – I)$

$U^M = (r+h)P + sX + zY$[۲] عایدی واسطه (پلتفرم) بابت اجرای مکانیزم اعتمادساز فروض مدل: $P \geq C$ و $V \geq P$ و $X > 0$ و $I > 0$ و $Y > 0$ و $F > 0$ و $1 > r > 0$ و $1 > h > 0$ و $1 > s > 0$ و $1 > z > 0$ و $I \leq C$ و $Y \leq V$ و $F \geq (1+s)X > 0$ (کفایت وثیقه برای پوشش جریمه مشتری بابت خسارت وارده به میزبان) و $(1-h)P \geq (1+z)Y$ (کفایت اجاره پرداختی به میزبان برای پوشش جریمه میزبان بابت کاهش کیفیت خدمات ارائه شده) و $(1+z)Y > I$ (لزوم بیشتربودن جریمه میزبان بابت کاهش کیفیت خدمات از میزان کاهش در هزینه‌های میزبان) و $(1-h)P \geq C$ (لزوم بالاتر بودن مبلغ پرداختی به میزبان از هزینه ارائه خدمت توسط میزبان) و $V \geq (1+r)P$ (لزوم بالاتربودن ارزش خدمت برای مشتری از مبلغ دریافتی از مشتری)

نمودار (۲): مکانیزم پیشنهادی واسطه (پلتفرم)، وثیقه (سپرده) و جریمه



منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. $U^B = V - Y - (1+r)P - F + F - (1+s)X + Y = V - (1+r)P - (1+s)X$
[2]. $U^M = -(1-h)P + (1+z)Y - X + (1+r)P + F - F + (1+s)X - Y = (r+h)P + sX + zY$

۴-۳. ارزیابی مکانیزم واسطه (پلتفرم)، وثیقه (سپرده) و جریمه

به منظور ارزیابی مکانیزم پیشنهادی، از چهار معیار «سازگاری با انگیزه»، «عقلانیت فردی»، «کارایی» و «بودجه متوازن پیش‌بینی شده از قبل» استفاده می‌شود.

۴-۳-۱. معیار سازگاری با انگیزه[1]: برای هر بازیکن i و تابع ارزش v_i برای او (بدون توجه به v_{-i} یعنی تابع ارزش سایر افراد)، مکانیزمی سازگار با انگیزه است که منفعت ناشی از درستکاری و قابل اعتماد بودن فرد i برای وی بیشتر از منفعت حاصله در حالت تقلب، تخلف و غیرقابل اعتماد بودن باشد. دراین شرایط استراتژی غالب برای هر فرد، درستکاری و قابل اعتماد بودن است.

در مکانیزم طراحی شده در این پژوهش، منفعت مشتری درصورت قابل اعتماد بودن وی $(V - (1+r)P)$ بیشتر از غیرقایل اعتماد بودن $(V - (1+r)P - (1+s)X)$ و منفعت میزبان درصورت قابل اعتماد بودن وی $((1-h)P - C)$ بیشتر از غیرقایل اعتماد بودن $((1-h)P-(1+z)Y-(C - I))$ است (با فرض $(1+z)Y > I$ و $(1+s)X > 0$). به‌عبارت دیگر استراتژی غالب برای بازیکنان، درستکاری و قابل اعتماد بودن است (TS , TB) که این انتخاب استراتژی توسط بازیکنان، سازگار با انگیزه اقتصادی حداکثرسازی نفع شخصی می‌باشد.

۴-۳-۲. معیار عقلانیت فردی[2]: در شرایطی یک مکانیزم، عقلایی فردی است که منفعت همه بازیکنان، غیرمنفی باشد. یعنی $U_i \geq 0$. معمولاً فرض بر این است که منفعت عاملی که انصراف از یک بازی (مکانیزم) را انتخاب می‌کند منفی است. از این‌رو، کافی است اطمینان حاصل شود که عوامل با شرکت در مکانیزم (بازی)، منفعت غیرمنفی به‌دست می‌آورند. در مکانیزم پیشنهادی در این پژوهش، منفعت میزبان و مشتری قابل اعتماد، همواره غیرمنفی است زیرا $(1-h)P \geq C$ و $V \geq (1+r)P$ از مفروضات اولیه مدل بوده و در نتیجه: $(1-h)P - C \geq 0$ و $V - (1+r)P \geq 0$.

۴-۳-۳. معیار کارایی[3]: مکانیزمی کارا است که منفعت کل عوامل در سیستم را به‌حداکثر برساند. همانگونه که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، جمع عایدی بازیکنان در تعادل (TS , TB) بیشتر از سه گزینه دیگر می‌باشد:

---

[1]. Incentive Compatibility
[2]. Individual Rationality
[3]. Efficiency

$((1-h)P - C) + V - (1+r)P) > ((1-h)P - C + V - (1+r)P - (1+s)X) > ((1-h)P - (1+z)Y - (C - I) + V - (1+r)P) > ((1-h)P - (1+z)Y - (C - I) + V - (1+r)P - (1+s)X)$

۴-۳-۴. معیار بودجه متوازن پیش بینی‌شده از قبل[1]: مکانیزم، نباید کسری بودجه داشته باشد و هزینه‌های اجرای مکانیزم باید در داخل مدل دیده شود. در مکانیزم واسطه (پلتفرم)، وثیقه (سپرده) و جریمه پیشنهادی، هیچ‌گونه هزینه‌ای خارج از مدل به مدل تزریق نمی‌شود. هزینه‌های اجرای مکانیزم توسط واسطه (پلتفرم) از دو طرف عرضه و تقاضا (میزبان و مشتری) اخذ می‌گردد و این دو برای کسب منفعت مثبت (که بالاتر از منفعت انتظاری در بازی بدون حضور واسطه است) حاضر به پرداخت این هزینه می‌باشند. هزینه‌های اجرای مکانیزم که عاید واسطه (پلتفرم) می‌شود، برابر است با $U^M = (r+h)P + sX + zY$ که حاصل جمع کارمزد دریافتی از میزبان و مشتری و خالص جریمه دریافتی از مشتری به خاطر آسیب وارده به میزبان (بعد از پرداخت خسارت به میزبان) و خالص جریمه دریافتی از میزبان به خاطر کاهش در کیفیت ارائه خدمات (بعد از پرداخت خسارت به مشتری) است. واسطه (پلتفرم) برای جلب مشتری بیشتر و کسب سود بالاتر، می‌بایست بخشی از عایدی خود را صرف مواردی چون راه‌اندازی و پشتیبانی از پلتفرم (سایت اینترنتی)، اعتبارسنجی از مشتری و میزبان، واسطه‌گری مالی در دریافت مبلغ اجاره و وثیقه از مشتری و سپس پرداخت اجاره به میزبان و بازگرداندن مبلغ وثیقه به مشتری، نظارت و بررسی ادعای میزبان و مشتری درخصوص خسارت وارده و کسر خسارت تایید شده از خسارت زننده و ... نماید. ضمن اینکه از محل‌هایی چون تبلیغات میزبانان نیز می‌تواند درآمد داشته باشد.

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش شده است برای ارتقاء سطح اعتماد در پلتفرم‌های آنلاین ارائه دهنده خدمات و کالاهای قابل اشتراک‌گذاری، از نظریه بازی و نظریه طراحی مکانیزم که از زیرشاخه‌های علم اقتصاد خرد هستند، استفاده شود. براین‌اساس با استفاده از نظریه طراحی مکانیزم، مکانیزمی اعتمادساز برای پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت، طراحی شده است.

[1]. Ex Ante Budget-Balanced

بررسی صورت گرفته در این مطالعه نشان می‌دهد در تحلیل بازی اقتصاد اشتراکی (به‌طور مشخص، پلتفرم‌های آنلاین اشتراک‌گذاری محل اقامت)، استراتژی غالب برای بازیکنان، غیرقابل اعتماد بودن است و چون طرفین انتظار غیرقابل اعتماد بودن برای بازیکن مقابل را دارند، به بازی وارد نمی‌شوند. در این شرایط با شکست بازار مواجه هستیم که براساس نظریه طراحی مکانیزم، می‌توان با طراحی مکانیزمی برای مقابله با شکست بازار، تعادل بازی را به‌سمت وضعیت مطلوب هدایت نمود.

مکانیزم اعتمادساز طراحی شده در این پژوهش برای افزایش سطح اعتماد با استفاده از سه رکن اصلی: واسطه (پلتفرم)، وثیقه (سپرده) و جریمه تعریف می‌شود. همانگونه که تحلیل عایدی‌های بازیکنان در مکانیزم واسطه (پلتفرم)، وثیقه (سپرده) و جریمه نشان می‌دهد، استراتژی غالب برای تامین‌کننده (میزبان) و مشتری، قابل اعتماد بودن است. بنابراین تعادل نش خالص و منحصر به‌فرد در این بازی، جایی است که طرفین بازی انتظار قابل اعتماد بودن برای بازیکن مقابل را دارند و از ورود به بازی نگرانی ندارند.

نتایج ارزیابی مکانیزم پیشنهادی با استفاده از چهار معیار «سازگاری با انگیزه»، «عقلانیت فردی»، «کارایی» و «بودجه متوازن پیش‌بینی شده از قبل» نشان می‌دهد: ۱) مکانیزم طراحی شده؛ سازگار با انگیزه است (زیرا انتخاب استراتژی در وضعیت تعادل توسط دو بازیکن، سازگار با انگیزه اقتصادی حداکثرسازی نفع شخصی آن‌ها می‌باشد)، ۲) عقلایی فردی است (زیرا منفعت میزبان و مشتری قابل اعتماد برای ورود به بازی، غیر منفی است)، ۳) کارا است (زیرا منفعت کل عوامل در تعادل، حداکثر است) و ۴) دارای بودجه متوازن پیش‌بینی‌شده از قبل می‌باشد (چون مکانیزم، کسری بودجه نداشته و منبع خارجی برای تأمین مالی جبران خسارت در آن وجود ندارد).

براین اساس مکانیزم اعتمادساز پیشنهادی در این پژوهش، توسط معیارهای ارزیابی موجود در ادبیات نوپای تئوری طراحی مکانیزم، تایید می‌شود. بنابراین می‌توان امیدوار بود با پیاده‌سازی مکانیزم طراحی شده در پلتفرم‌های موجود اقامت اشتراکی، سطح اعتماد طرفین عرضه و تقاضا در این بازار افزایش پیدا کرده و با توسعه مدل اقامت اشتراکی در کنار مدل‌های سنتی اقامت در هتل‌ها و مهمانسراها، رونق چشمگیری در بخش گردشگری کشور و نیز امکان ورود دهک‌های پایین درآمدی به این بخش (هم از بعد عرضه و امکان ایجاد درآمد و هم از بعد تقاضا و استفاده از مواهب سفر ارزان) فراهم گردد.

منابع:

اصغرپور ماسوله، احمدرضا، امیری، سمانه و صدیق اورعی، غلامرضا (۱۳۹۶)، اعتماد در تعاملات اجتماعی، یک مطالعهٔ تجربی آزمایشگاهی، نشریه جامعه‌شناسی کاربردی، ۲۸(۶۸): ۱۲۳-۱۳۸.

باتزمن، ریچل و رو راجرز (۲۰۱۰)؛ آنچه مال من است مال شماست، ترجمه ارکان‌زاده یزدی، تهران، انتشارات امین الضرب، چاپ ۱۳۹۶.

پارسا، امیدعلی، عسکری، غلامرضا و پازکی نژاد، ابراهیم (۱۴۰۱)، کاربرد نظریه طراحی سازوکارهای انگیزه- سازگار (سازوکارهای خودتنظیم کارا و اثربخش) در برنامه هفتم توسعه کشور، فصل‌نامه برنامه و بودجه، ۲۷(۳): ۱۴۱-۱۷۳.

جامی‌پور، مونا، طاهری، غزاله و ابراهیمی دلاور، فاطمه (۱۳۹۸)، ارائه مدل اعتماد در تجارت اجتماعی با بررسی تاثیر کیفیت وب‌سایت‌های اجتماعی در صنعت گردشگری، نشریه علمی کاوش‌های مدیریت بازرگانی، ۱۱(۲۲): ۲۵-۵۴.

خداپرست، مهدی و کاوسی، شراره (۱۳۹۴)، مقدمه‌ای بر تئوری انگیزش: مفهوم، روش‌شناسی و روند شکل‌گیری نگرش‌های اصلی، فصل‌نامه اقتصاد تطبیقی، ۲(۱): ۷۱-۹۷.

خلج، محسن، شفیعی رودپشتی، میثم، آذر، عادل و شهبازی، میثم (۱۳۹۹)، شناسایی ابعاد و مؤلفه‌های اقتصاد اشتراکی در سیستم‌های تولیدی (مورد مطالعه: شرکت‌های قطعه‌سازی استان قم)، فصل‌نامه مدیریت تولید و عملیات، ۱۱(۲): ۴۵-۶۷.

سنداراجان، آرون (۲۰۱۵)، اقتصاد اشتراکی،ترجمه رادفر و دریایی، تهران، نشر راه پرداخت، چاپ ۱۳۹۸.

عبدلی، قهرمان و موحدی بکنظر، مهدی (۱۳۹۲)، طراحی سازوکار و نقش آن در بازار کالاهای اعتباری؛ با تاکید بر دیدگاه اسلامی؛ مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۸(۱): ۱۲۱-۱۳۸.

قصوری، شکوفه (۱۳۹۹)، توزیع درآمد در ایران (۹۸-۱۳۶۳)، سایت مرکز آمار ایران.

مرکز آمار ایران (۱۴۰۱)، طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۹، سایت مرکز آمار ایران.

مک‌کین، راجر ای (۲۰۰۹)، نظریه بازی‌ها و سیاست‌گذاری عمومی، ترجمه علی بغیری، تهران، انتشارات دانشگاه امام صادق، چاپ ۱۳۹۲.

Barbosa, N. M., Sun, E., Antin, J. & Parigi, P. (2020, April), Designing for Trust: A Behavioral Framework for Sharing Economy Platforms, In *Proceedings of The Web Conference 2020* (pp. 2133-2143).

Chica, M., Chiong, R., Adam, M. T., & Teubner, T. (2019), An evolutionary game model with punishment and protection to promote trust in the sharing economy, *Scientific Reports*, *9*(1): 1-12.

Cohen, B. & Munoz, P. (2016), Sharing cities and sustainable consumption and production: towards an integrated framework, *Journal of cleaner production*, *134*: 87-97.

Dash, R. K., Ramchurn, S. D. & Jennings, N. R. (2004), Trust-based mechanism design. In *Proceedings of the Third International Joint Conference on Autonomous Agents and Multiagent Systems, 2004. AAMAS 2004.* (pp. 748-755). IEEE.

Hawlitschek, F., Teubner, T., Adam, Marc T., Borchers, N., Möhlmann, M. and Weinhardt, C. (2016), Trust-related Behavior: An Experimental Framework; Proceedings of International Conference on Information Systems With the Title "Trust in the Sharing Economy: An Experimental Framework".

Lamba, R. (2022), Efficiency with (out) intermediation in repeated bilateral trade. *arXiv preprint arXiv:2202.04201*.

Maskin, E. S. (2008), Mechanism design: How to implement social goals, American Economic Review, 98(3): 567-576.

Maskin, E. S. (2008), Nash Equilibrium and Mechanism Design; Conference at Princeton University in Celebration of John Nash's 80th birthday.

Räisänen, J., Ojala, A. & Tuovinen, T. (2021), Building trust in the sharing economy: Current approaches and future considerations, *Journal of cleaner production*, *279*: 123724.

Raisanen, Jaana and Ojala, Arto and Tuovinen, Tero (2020); Building Trust in the Sharing Economy: Current Approaches and Future Considerations; Journal of Cleaner Production, Vol. 279.

Watt, M. & Wu, H. (2018), *Trust mechanisms and online platforms: A regulatory response* (Doctoral dissertation, Harvard University).

Watt, Mitchell and Wu Hubert (2018); Trust Mechanisms and Online Platforms: A Regulatory Response; Mossavar-Rahmani Center for Business & Government of Harvard University, Harvard Kennedy School, M-RCBG Associate Working Paper No. 97.

Weber, T. A. (2014), Intermediation in a sharing economy: insurance, moral hazard, and rent extraction, *Journal of Management Information Systems*, *31*(3), 35-71.

Witkowski, J., Seuken, S. & Parkes, D. (2011), Incentive-compatible escrow mechanisms, In *Proceedings of the AAAI Conference on Artificial Intelligence* (Vol. 25, No. 1, pp. 751-757).

https://www.amar.org.ir

https://www.couchsurfing.com

بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران

وحید امیدی
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه قم
v.omidi@qom.ac.ir

یزدان گودرزی فراهانی
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه قم
yazdan.gudarzi@qom.ac.ir

سهیل رودری (نویسنده مسئول)
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه قم
s.roudari@qom.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۰۲

چکیده

از نشانه‌های یک اقتصاد سالم داشتن ثبات مولفه‌های اقتصاد کلان از جمله، نرخ ارز، تورم، کسری بودجه و بخش تجارت خارجی می‌باشد. در پژوهش حاضر با استفاده از الگوی TVP-QVAR در دوره زمانی ۱۳۹۷:۱۲-۱۳۸۵:۰۱ با تواتر ماهانه به بررسی نحوه انتقال، دریافت و همچنین علیّت انتقال نوسانات میان نرخ ارز، تورم، کسری بودجه و حساب جاری پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان داد چنانچه رشد متغیرها در سطح پایین، میانگین و بالا قرار داشته باشد، نوع ارتباطات بین آن‌ها نیز متفاوت خواهد بود. به طور مشخص در دو سطح نرخ رشد پایین و بالا ارتباط بیشتری میان نوسانات متغیرهای پژوهش وجود داشته است. همچنین در حالت نرخ رشد بالا تنها نوسانات نرخ ارز است که علّت تورم، کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت است. از سوی دیگر، تنها در حالت نرخ رشد پایین است که کسری بودجه دولت بر کسری حساب جاری در دوره مورد بررسی اثرگذار بوده است.

طبقه‌بندی JEL: B23 ،E51 ،E31

کلید واژه‌ها: نرخ ارز، اثر پاتینکین، کسری دوگانه، TVP-QVAR

۱. مقدمه

نرخ ارز و تورم همواره دو متغیر کلیدی در اقتصاد ایران بوده‌اند که توانسته‌اند اثرات مهمی بر سایر بخش‌های اقتصادی داشته باشند. همچنین بار روانی ناشی از انتظارات تورمی و نرخ ارز نیز می‌تواند تبعات مهمی از جمله کاهش قدرت خرید، افزایش بی-اعتمادی، کاهش پس انداز و سرمایه‌گذاری و افزایش فساد مالی و اداری را در جامعه در پی داشته باشد (زروکی و همکاران، ۱۳۹۹). با توجه به نظریه دور باطل تورم-نرخ ارز، ارتباط بین این دو متغیر می‌تواند اثرات یاد شده را در طول زمان تشدید کند. اگر این ارتباط مثبت باشد انتظار بر آن است که افزایش یکی منجر به تقویت دیگری شود. در این صورت کنترل این دو متغیر می‌تواند بر کنترل نوسانات سایر متغیرهای اقتصاد کلان، همانند کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری، اثرات قابل توجهی داشته باشد. در خصوص ارتباط میان کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری نیز تورم و نرخ ارز اثرگذار می‌باشند. اما این ارتباط می‌تواند در طی زمان و همچنین سطوح مختلف رشد کسری بودجه، تورم، نرخ ارز و کسری حساب جاری متفاوت باشد که بر این اساس می‌توان پیشنهادات سیاستی مختلفی ارائه کرد. در این صورت مسئله مهمی که بایستی بررسی شود این است که اثرگذاری و اثر پذیری نوسانات متغیرها در طول زمان چگونه تغییر می‌کند و کدام متغیر در چه بازه زمانی متغیر مسلط و اثرگذار بر سایر متغیرها بوده است. بررسی این موضوع می‌تواند در ارائه سیاست‌های مناسب به سیاست‌گذار در راستای اولویت‌بندی کنترل نرخ ارز، تورم، کسری بودجه دولت و همچنین توازن حساب جاری بسیار با اهمیت باشد. به عبارت دیگر، بایستی مشخص گردد که کدام متغیر/متغیرها در چه دوره زمانی بیشترین اثرگذاری و یا اثر پذیری را داشته‌اند، و همچنین نحوه ارتباط علّی نوسان آن‌ها در سطوح مختلف نرخ رشد چگونه بوده است. که این موارد مهم تاکنون در پژوهش‌های صورت گرفته مورد بحث نبوده است. ارتباط بین کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت به کسری دوگانه[1] معروف است. ارتباط بین این دو نوع کسری با دو رویکرد نظری قابل توضیح است: اولین رویکرد با در نظر گرفتن چارچوب ماندل-فلمینگ[2] و با فرض تحرک کامل سرمایه و انعطاف نرخ ارز بیان می‌کند که با افزایش کسری بودجه دولت، نرخ ارز واقعی افزایش می‌یابد. این موضوع با جذب سرمایه خارجی و در نتیجه افزایش ارزش پول داخلی، حساب

[1] Twin Deficit Hypothesis
[2]. Mundell-Fleming

جاری را از طریق افزایش واردات دچار کسری می‌کند. رویکرد دیگر تئوری جذب کینزی است. بنابر این تئوری، افزایش کسری بودجه دولت موجب جذب داخلی شده که در نتیجه آن واردات افزایش می‌یابد، که به نوبه خود موجب کسری حساب جاری می‌شود (بیلمن و کاراوگلان[1]، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، اثر پاتینکین[2] به کاهش مخارج حقیقی دولت به دلیل تورم اشاره دارد. با توجه به این دیدگاه، مصالح سیاسی می‌تواند با فشار به دولت برای تأمین کسری بودجه از طریق افزایش نقدینگی، منجر به افزایش تورم شود. به عبارت دیگر، اثر پاتینکین بیانگر آن است که با تأمین مالی کسری بودجه دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی، دولت نقش مهمی در افزایش تورم ایفا می‌نماید. بر این اساس در پژوهش حاضر نحوه انتقال، دریافت و همچنین علیت انتقال نوسانات میان نرخ ارز، کسری بودجه دولت، تورم و کسری حساب جاری در سه حالت نرخ رشد بالا، متوسط و پایین با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان چندکی[3] در دوره زمانی ۱۳۹۷:۱۲-۱۳۸۵:۰۱ با تواتر ماهانه بررسی شده است.[4] نحوه انتقال و دریافت نوسانات میان نرخ ارز، تورم، کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری می‌تواند در چندک‌های مختلف و همچنین در طی زمان متغیر باشد. در واقع چنانچه نحوه اثرگذاری و اثرپذیری نوسانات میان این متغیرها در حالت‌های نرخ رشد بالا، متوسط و پایین در طی زمان متفاوت باشد می‌تواند توصیه‌های سیاستی متفاوتی بسته به شرایط ارائه دهد که این مهم در مطالعات صورت گرفته مغفول مانده است.

در ادامه مبانی نظری و پیشینه پژوهش و همچنین در بخش‌های سوم، چهارم و پنجم پژوهش به ترتیب روش‌شناسی، تجزیه و تحلیل یافته‌ها و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. اثر پاتینکین

[1]. Bilman and Karaoglan
[2]. Patinkin
[3]. TVP-Quantile VAR
[4]. علت انتخاب بازه زمانی مذکور موجود نبودن اطلاعات مربوط به کسری بودجه دولت از ابتدای سال ۱۳۹۸ بوده است.

ارتباط بین کسری بودجه دولت و نرخ تورم بحث‌های بسیاری را بین طیف‌های گوناگون اقتصاددانان در پی داشته است. از سویی پول‌گرایان و نئوکلاسیک‌ها همچون پاتینکین (۱۹۶۵)، سارجنت و والاس[1] (۱۹۸۱) و میلر[2] (۱۹۸۳) معتقدند که رابطه علّی بین این دو متغیر از سمت کسری بودجه به تورم است. از این رو، افزایش کسری بودجه دولت منجر به استقراض از بانک مرکزی شده که نتیجه آن افزایش تورم خواهد بود. این مسئله به پولی کردن کسری بودجه معروف است. سارجنت و والاس (۱۹۸۱) ارتباط بین مقامات پولی و مالی را عامل مهمی در ارتباط بین کسری بودجه و تورم می‌دانند. طبق دیدگاه آنان هرگاه مقامات مالی بر مقامات پولی تسلط بیشتری داشته باشند، احتمال پولی کردن کسری بودجه نیز بیشتر خواهد شد. اما در حالت عکس، و به ویژه استقلال بانک مرکزی، این امر بسیار نامحتمل خواهد بود. در همین راستا میلر (۱۹۸۳) بیان می‌دارد که کسری بودجه دولت در هر صورت تورم‌زا است. طبق استدلال میلر، اثر ازدحام ناشی از کسری بودجه بدون اینکه سیاست پولی سازی اعمال شود نیز می‌تواند با کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی منجر به افزایش تورم شود. این موضوع را می‌توان توسط معادله مقداری پول بهتر درک کرد. در معادله $MV = PY$ با ثابت فرض کردن V، اگر y توسط کاهش در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش یابد، برای برقراری مجدد تساوی افزایش P گریز ناپذیر خواهد بود. از سوی دیگر، اقتصاددانان کینزی برای از بین رفتن رکود اقتصادی بر آن هستند که دولت بایستی با اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی به تسریع این روند کمک کند. این موضوع برخاسته از این دیدگاه است که کسری بودجه می‌تواند به تعادل اقتصاد کلان بیانجامد (یوررحمان و همکاران[3]، ۲۰۰۸). این دیدگاه کینزین‌ها به ویژه در زمان رکود اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بنابر این دیدگاه، در زمان رکود اقتصادی کسری بودجه دولت می‌تواند عامل مهمی در تحریک تقاضا و در نتیجه خروج اقتصاد از شرایط رکودی باشد (اولالکان[4]، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، برخی مطالعات رابطه علّی طرح شده را از سمت تورم به کسری بودجه دانسته‌اند. بنابر نظر بارو (۱۹۷۹) کسری بودجه دولت ناشی از تورم بوده و این رابطه علّی یک طرفه است. بنابر این دیدگاه، افزایش کسری بودجه دولت موجب افزایش ارزش اسمی اوراق قرضه معوقه دولتی می‌شود. در

1. Sargent and Wallace
2. Miller
3. Ur Rehman
4. Olalekan

اینصورت با افزایش نرخ تورم انتظاری، ارزش اسمی اوراق قرضه دولتی نیز تا جایی که ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه معوق دولتی در مقدار اولیه ثابت باقی بماند، افزایش می‌یابد. در اینصورت دولت به منظور نگاه داشتن ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه در سطح اولیه، کسری بودجه را افزایش خواهد داد. از این رو، کسری بودجه دولت ناشی از تورم خواهد بود.

۲-۲. فرضیه کسری دوگانه

بنابر دیدگاه حلمی (۲۰۱۸) افزایش در اعتبار داخلی می‌تواند اثر منفی پایداری بر حساب جاری داشته باشد. در نتیجه، کنترل اعتبار داخلی اهمیت زیادی برای تضمین تعادل حساب جاری دارد. با توجه به اینکه اعتبار داخلی شامل اعتبار به دولت و بخش خصوصی است، پرهیز از کسری بودجه به منظور دستیابی به تعادل حساب جاری و رشد اقتصادی، ضروری است. برای درک مفهوم کسری دوگانه مدل ساده کینزی توضیح مناسبی ارائه می‌کند. با تنظیم مجدد معادله $Y = C + G + I + X - M$ می‌توان به عبارت $(X - M) = (S - I) + (T - G)$ دست یافت. با توجه به این معادله مشاهده می‌شود کسری حساب جاری برابر است با تفاوت در پس‌انداز ملی چه در بخش خصوصی و چه در بخش عمومی. با این حال رابطه علّی در معادله فوق قابل تشخیص نیست. فرضیه کسری دوگانه فرض می‌کند که اگر کشوری از کسری بودجه رنج می‌برد، می‌باید در وضعیت کسری حساب جاری نیز قرار داشته باشد (حلمی[1]، ۲۰۱۸).

در همین ارتباط مکتب جدید کمبریج[2]، به خلاف تحلیل حلمی که بر اعتبار داخلی تأکید می‌کند، بر نقش تمایل به مصرف بخش خصوصی تأکید دارد. با توجه به دیدگاه این مکتب، رابطه فوق به صورت $(M - X) = (A_p - Y_d) + (G - T)$ بازسازی می‌شود که در آن A_p مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و Y_d درآمد قابل تصرف است. مکتب جدید کمبریج فرض می‌کند که بخش خصوصی نسبتی از دارایی‌های مالی خود در ارتباط با درآمد قابل تصرف را ثابت نگه می‌دارد. در نتیجه می‌توان نوشت $V_p = \alpha Y_d$ که در آن V بیانگر دارایی مالی بخش خصوصی و α ضریب است. طبق تعریف خالص دارائی مالی به نسبت تفاوت بین درآمد و هزینه بخش خصوصی تغییر می‌کند. لذا $\Delta V_p = Y_d - A_p$. بعلاوه، اگر فرض شود که $\Delta V_p = \alpha \Delta Y_d$ و $\Delta Y_d = gY_d$، که g نرخ رشد درآمد قابل تصرف است، می‌توان معادله $\Delta V_p = \alpha g Y_d$ را بدست

[1]. Helmy
[2]. New Cambridge School

آورد. لذا، مخارج بخش خصوصی با عبارت $A_p = (1 - \alpha g)Y_d$ قابل توضیح است. در این عبارت ارتباط بین مخارج و درآمد بخش خصوصی از نسبت بین خالص دارایی مالی و درآمد قابل تصرف به دست می‌آید. حال اگر در عبارت $(1 - \alpha g)$، که بیانگر میل نهایی به خرج کردن است، ضریب α کوچک باشد، این عبارت به سمت یک میل می-کند. که در نتیجه $X - M = G - T$ خواهد بود. به عبارت دیگر، مطابق حالت پیش، کسری بودجه برابر کسری حساب جاری خواهد بود (گانچو[1]، ۲۰۱۰).

با توجه به آنچه در دو بخش قبل به آنها اشاره شد، می‌توان بیان کرد که بین نرخ ارز، تورم، کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری ارتباط مهمی وجود دارد. افزایش کسری بودجه دولت می‌تواند منجر به افزایش تمایل به پولی‌سازی آن شده و از این طریق نرخ تورم را افزایش دهد. از سوی دیگر، افزایش نرخ تورم با افزایش نرخ ارز منجر به کسری حساب جاری می‌شود که در نتیجه می‌تواند به افزایش کسری بودجه دولت بیانجامد. در حقیقت ارتباط بین این چهار متغیر در دوری باطل به طور مداوم این فرایند را تشدید می‌کند.

پیشینه پژوهش

مطالعات داخلی

مهرآرا و همکاران (۱۴۰۱) ارتباط بین کسری بودجه دولت، کسری تجاری و شکاف پس‌انداز در ایران را در بازه ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه انجام شده بیانگر آن بوده است که بین این سه نوع کسری رابطه بلند مدتی در دو مدل نفتی و غیر نفتی وجود دارد.

شورکچالی و همکاران (۱۴۰۰) رابطه تورم و کسری بودجه دولت را با رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ در ایران را بررسی کرده‌اند. بنابر یافته‌های این مطالعه در هر دو رژیم شناسایی شده رابطه علّی یک طرفه از کسری بودجه دولت به تورم وجود داشته است. البته شدّت اثرگذاری کسری بودجه بر تورم در رژیم ۱۳۷۰-۱۳۷۴ و ۱۳۹۰-۱۳۹۲ با رژیم ۱۳۷۴-۱۳۹۰ و ۱۳۹۲-۱۳۹۷ یکسان نبوده است. اما مسئله تنها در شدّت اثرگذاری و نه سمت اثر گذاری بوده است.

صبوری دیلمی و همکاران (۱۴۰۰) با بررسی چرخه نرخ ارز-تورم در بازه ۱۳۸۱:۰۱-۱۳۹۶:۰۶ در ایران با استفاده از مدل MSBVAR شان داده‌اند که بین این دو متغیر رابطه دو طرفه‌ای میان متغیرها در رژیم تورمی سطح پایین و رابطه انفجاری در رژیم

[1]. Ganchev

تورمی سطح بالا وجود دارد. بنابر این مطالعه در رژیم تورمی سطح پایین، واکنش تورم به شوکی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز مثبت و کمتر از یک است. در حالیکه واکنش نرخ ارز به شوکی معادل یک انحراف معیار در تورم مثبت و از حالت قبل بیشتر است. همچنین، در رژیم تورمی سطح بالا چرخه‌ای تشدید شونده است.

زروکی و همکاران (۱۳۹۹) ارتباط بین کسری بودجه و تورم در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۷:۲ را مورد بررسی قرار داده‌اند. مطالعه صورت گرفته با هدف بررسی اثر تانزی و پاتینکین انجام شده است. نتایج حاصل شده بیانگر آن است در بلند مدت افزایش و کاهش تورم بر کسری بودجه کل و عملیاتی به صورت معکوس اثر می‌گذارد. از سوی دیگر، یافته‌های این مطالعه بیانگر اثر غیر خطی تورم بر کسری بودجه کل و عملیاتی است.

کاظم‌زاده و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از مدل موجک گسسته و الگوی TVAR به بررسی اثر متقابل تورم و کسری بودجه دولت در ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۶:۳-۱۳۶۹:۱ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مدل موجک بیانگر آن است که در افق‌های بیش از هشت سال رابطه علّی بین تورم و کسری بودجه دوطرفه است. همچنین، نتایج مدل TVAR بیانگر آن است که در تورم‌های فصلی کمتر از ۲۸/۶٪، کسری بودجه با تکانه تورم افزایش می‌یابد.

نصیرپور و همکاران (۱۳۹۸) اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادر کننده نفت در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ را با استفاده از مدل P-VAR مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهد با افزایش کسری بودجه، کسری حساب جاری نیز افزایش می‌یابد.

حسینی پور (۱۳۹۷) ارتباط بین کسری بودجه، عرضه پول و تورم در ایران را با استفاده از الگوی VAR و VECM در بازه ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار داده است. نتایج بلند مدت بیانگر اثر مثبت حجم پول و کسری بودجه بر تورم بوده است. همچنین، نتایج بیانگر رابطه علّی از حجم پول به تورم و کسری بودجه بوده است. با این حال رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم دوطرفه برآورد شده است.

برادران خانیان و همکاران (۱۳۹۶) اثر تورم بر کسری بودجه دولت طی دوره ۱۳۹۳:۴-۱۳۷۰:۱ را با استفاده از رگرسیون کوانتایل مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که کسری بودجه دولت با افزایش تورم کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، افزایش تورم اثر نامتقارنی بر میزان کاهش هزینه‌ها و درآمدهای دولت داشته است. به

اینصورت که افزایش تورم موجب شده است که کاهش درآمد کمتر از کاهش هزینه‌های دولت با افزایش تورم بوده است.

مطالعات خارجی

آفونسو[1] و همکاران (۲۰۲۲) ارتباط بین توازن مالی دولت و توازن حساب جاری را برای ۱۸ کشور عضو OECD در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۸ با استفاده از داده‌های فصلی و مدل Panel-VAR بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه بر ارتباط بلند مدت بین توازن بودجه و توازن حساب جاری تأکید دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تقویت تراز بودجه به میزان یک درصد از GDP توازن حساب جاری را به میزان ۰/۱ تا ۰/۳ درصد بهبود GDP می‌بخشد. از سوی دیگر، افزایش مخارج مصرفی دولت به طور عمومی تراز حساب جاری را تضعیف می‌کند.

راجاکارونا و سواردی[2] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری پنلی برای کشورهای کنوب آسیا ارتباط کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری را بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که این دو نوع کسری بر یکدیگر اثر متقابل داشته این رابطه علّی دو طرفه بر خلاف دیدگاه‌هایی است که پیشتر بر رابطه علّی یک طرفه از کسری بودجه به سمت کسری حساب جاری تأکید داشتند. همچنین این مطالعه نشان می‌دهد که کسری بودجه به شوک یک انحراف معیار کسری حساب جاری پاسخ مثبتی می‌دهد. همین رابطه برای حالت عکس نیز برقرار است.

آفونسو و همکاران (۲۰۲۱) با بررسی ۶۵ کشور ارتباط بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری را در بازه ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری با افزایش نقش سیاست‌های مالی افزایش می‌یابد. همچنین این مطالعه بر نقش عوامل مالی در توضیح عدم تعادل حساب جاری تأکید دارد.

فرارا[3] و همکاران (۲۰۲۱) ارتباط بین کری بودجه دولت و نرخ تورم را با استفاده از داده‌های مربوط به ایالات متحده آمریکا و با استفاده از مدل SVAR مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌ها آنها نشان می‌دهد که افزایش مخارج دولت با افزایش نرخ بهره حقیقی می‌تواند فشار تورمی ایجاد کند.

---

1. Afonso
2. Rajakaruna and Suardi
3. Ferrara

بیلمن و کارائولان (۲۰۲۰) فرضیه کسری دوگانه را برای ۲۵ کشور عضو OECD در بازه زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ را با در نظر گرفتن تفاوت در رژیم‌های نرخ بهره حقیقی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه که توسط مدل پنل آستانه غیر پویا[1] به دست آمده است نشان می‌دهد که بین این دو متغیر ارتباطی غیر خطی وجود دارد و این فرضیه تنها در شرایط رژیم نرخ بهره پائین برقرار است. در این حالت با افزایش کسری بودجه تراز تجاری بدتر می‌شود. در صورتی که در رژیم نرخ بهره بالا افزایش کسری بودجه دولت منجر به بهبود تراز تجاری می‌شود.

کاراس[2] (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های مربوط به هفده کشور بین سال‌های ۱۸۷۰ تا ۲۰۱۳ به بررسی ارتباط بین کسری بودجه و کسری حساب جاری پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با فرض تقارن پاسخ به شوکها نشان می‌دهد که تغییر در کسری بودجه به اندازه یک درصد GDP منجر به حرکت خلاف جهت کسری حساب جاری به اندازه ۰/۲۵ درصد از GDP می‌شود. نتایج در حالتی که فرض تقارن کنار گذاشته شده‌اند تغییری نکرده است.

احمد و آورینده[3] (۲۰۱۹) ارتباط بین کسری بودجه و تورم را در نمونه مشتمل بر دوازده کشور آفریقایی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که بین کسری بودجه و تورم رابطه بلند مدتی وجود داشته و کسری بودجه تورم‌زا بوده است. بنابر این مطالعه کنترل مالی دولت و کاهش کسری بودجه عامل مهمی در کنترل تورم محسوب می‌شود.

حلمی[4] (۲۰۱۸) فرضیه کسری دوگانه را برای کشور مصر آزمون کرده است. در این مطالعه نتایج حاصل از مدل VAR نشان می‌دهد که در کوتاه مدت ارتباطی معکوس از سمت کسری حساب جاری به کسری بودجه وجود داشته است. با این حال نتایج مدل VECM فرضیه کسری دوگانه را به نفع فرضیه هدفمندی حساب جاری رد می‌کند. به عبارت دیگر، بهبود تراز تجاری مصر منجر به بهبود کسری بودجه دولت شده است.

جلیل[5] و همکاران (۲۰۱۴) ارتباط بین کسری بودجه دولت و نرخ تورم در پاکستان را طی بازه زمانی ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه انجام شده نشان می‌دهد که کسری بودجه عامل اصلی در تعیین سطح قیمت‌ها در بازه زمانی مورد

---

1. Non-dynamic panel threshold
2. Karras
3. Ahmad and Aworinde
4. Helmy
5. Jalil

بررسی بوده است. به عبارت دیگر، با افزایش کسری بودجه، دولت تمایل به پولی سازی آن و در نتیجه افزایش تورم خواهد داشت.

گانچو[1] (۲۰۱۰) فرضیه کسری دوگانه را برای بلغارستان آزمون کرده است. بنابر نتایج این مطالعه علیّت گرنجری نشان می‌دهد علیّت دوطرفه‌ای بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری وجود دارد. همچنین، مدل‌های VAR [2]و VEC [3] بیانگر بی-اعتباری این فرضیه در کوتاه‌مدت در اقتصاد بلغارستان بوده‌اند. هرچند احتمال وجود رابطه معتبر در بلند مدت را رد نمی‌کنند.

وجه تمییز پژوهش حاضر با مطالعات انجام شده در این است که در گام نخست نحوه انتقال و دریافت نوسانات میان نرخ ارز، تورم، کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت در طی زمان و در چندک‌های مختلف بررسی نشده است و در گام دوم رابطه علی میان متغیرهای مورد بررسی در چندک‌های مختلف تاکنون بررسی نگردیده است که این موارد برای سیاست‌گذار از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشند.

۳. روش شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر از رویکرد ارتباط متغیر در زمان چندکی که توسط آندو[4] و همکاران (۲۰۱۸) معرفی شده، استفاده شده است. در راستای مطالعه آندو و همکاران (۲۰۱۸) برای محاسبه دقیق ارتباط چندکی در طی زمان، بایستی یک بردار میانگین متحرک با درجه نامحدود به عنوان نماینده الگوی خودرگرسیون برداری چندکی (QVAR) توصیف شود. برای یک QVAR(p) داریم:

$$y_t = \mu(q) + \sum_{j}^{p} \phi_j(q) y_{t-j} + u_t(q) = \mu(q) + \sum_{i=0}^{\infty} \Omega_i(q) u_{t-i} \quad (۱)$$

که در آن چندک q بین صفر و یک می‌باشد. بر اساس مطالعه کوپ و همکاران[5] (۱۹۹۶) و همچنین پسران و شین[6] (۱۹۹۸) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته[7] با افق پیش‌بینی H به‌صورت ذیل خواهد بود:

---

1. Ganchev
2. vector autoregressive
3. vector error correction
4. Ando
5. Koop et al
6. Pesaran & Shin
7. Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD)

$$\Theta_{ij}^{g}(H)=\frac{\sum(q)_{jj}^{-1}\sum_{h=0}^{H-1}(e_i^{'}\Omega_h(q)\sum(q)e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1}(e_i^{'}\Omega_h(q)\sum(t)\Omega_h(q)^{'}e_i)} \quad (۲)$$

e_i نماینده یک بردار صفر یکه در موقعیت i ام می‌باشد. نرمال‌سازی اجزاء ماتریس تجزیه به‌صورت ذیل می‌باشد:

$$\tilde{\Theta}_{ij}^{g}(H)=\frac{\Theta_{ij}^{g}(H)}{\sum_{j=1}^{k}\Theta_{ij}^{g}(H)},\quad \sum_{j=1}^{k}\tilde{\Theta}_{ij}^{g}(H)=1,\ \sum_{i,j=1}^{k}\tilde{\Theta}_{ij}^{g}(H)=1 \quad (۳)$$

براساس الگوی دیابولد و ایلماز[1] (۲۰۱۴) ، سرریز ریسک و ارتباط بر پایه چندک به‌صورت ذیل بیان می‌شود:

$$TO_{j,t}=\sum_{i=1,i\neq j}^{k}\tilde{\Theta}_{ij,t}^{g}(H) \quad (۴)$$

$$FROM_{j,t}=\sum_{i=1,i\neq j}^{k}\tilde{\Theta}_{ji,t}^{g}(H) \quad (۵)$$

$$NET_{j,t}=TO_{j,t}-FROM_{j,t} \quad (۶)$$

$$TCI_t=\frac{\sum_{i=1,i\neq j}^{k}\tilde{\Theta}_{ij,t}^{g}(H)}{k-1} \quad (۷)$$

$$NPDC_{ij,t}=\tilde{\Theta}_{ij,t}(H)-\tilde{\Theta}_{ji,t}(H) \quad (۸)$$

معادله (۴) تاثیر نوسانات متغیر j بر روی سایر متغیرها را نشان می‌دهد. معادله (۵) تاثیر سایر متغیرهای سیستم بر متغیر j را نشان می‌دهد. در معادله (۶) چنانچه یک متغیر منتقل کننده خالص نوسان به سایر متغیرها باشد دارای مقدار مثبت و چنانچه دریافت کننده خالص نوسان از سایر متغیرها باشد، دارای مقدار منفی خواهد بود. معادله (۷) میزان ارتباط میان متغیرها را نشان می‌دهد و هم‌چنین معادله (۸) ارتباط مستقیم دو به دو متغیرها را بیان می‌دارد و نشان می‌دهد که چه میزان متغیر i بر متغیر j و بر عکس تاثیر می‌گذارد (تیواری[2] و همکاران، ۲۰۲۲).

1. Diebold & Yılmaz
2. Tiwari

۴. تجزیه و تحلیل نتایج

در این بخش نتایج حاصل از برآورد الگوی خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان چندکی در سه حالت نرخ رشد پایین، میانگین و بالا مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. پیش از آن در جدول ۱ آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی در الگو نمایش داده شده است:

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای الگو

	Exchange. Rate (نرخ ارز)	Inflation (تورم)	BD (کسری بودجه دولت)	CAD (کسری حساب جاری)
میانگین	۱/۷۱۳	۱/۴۹۲	۱/۸۷۰	۱/۱۱۶
واریانس	۳۳/۶۵۶	۱/۵۸۳	۱۰۰۱۵/۲۳	۳/۲۷۶
چولگی	۱/۷۶۵	۱/۳۴۴	۰/۰۵۵	۲/۷۶۰
کشیدگی	۸/۵۳۴	۳/۰۹۰	۲/۲۹۲	۱۸/۲۵۸
توزیع نرمال	۲۵/۴۲۰	۱۹	۳۴/۲۲۸	۲۳/۸
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آزمون ریشه واحد ERS	-۴/۵۰۷	-۲/۸۹۱	-۷/۷۸۱	-۲/۵۴۹
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطورکه در جدول ۱ مشاهده می‌شود، میانگین متغیرهای مورد بررسی تقربا یکسان است، اما بیشترین نوسان به کسری بودجه دولت مربوط می‌شود. پس از کسری بودجه، نرخ ارز دارای بیشترین نوسان در بازه زمانی مورد بررسی بوده است. آماره جارک-برا[1] بیانگر عدم توزیع نرمال متغیرهای مورد استفاده در مدل است. همچنین، آزمون ریشه واحد ERS[2] نیز نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح مانا هستند.

۴-۱. صدک بیست و پنجم (نرخ رشد پایین)

جدول ۲ سرریز نوسانات متغیرهای مورد بررسی بر یکدیگر را نشان می‌دهد. همانطورکه مشاهده می‌شود، هنگامیکه متغیرها نرخ رشد پائینی دارند، کسری حساب جاری ۱۱/۸۲ درصد نوسانات کسری بودجه دولت را توضیح می‌دهد. در مقابل کسری بودجه دولت تنها ۹/۸۵ درصد از کسری حساب جاری را توضیح می‌دهد. در نتیجه در حالت

1. Jarque-Bera
2. Elliot, Rothenberg and Stock

نرخ رشد پایین، کسری دوگانه در اقتصاد ایران در حدود ۱۰ درصد است. از سوی دیگر انتقال نوسانات کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری به تورم به ترتیب ۱۱ و ۶/۸۲ درصد بوده است. همچنین، انتقال نوسانات نرخ ارز به تورم ۱۶/۹۲ درصد است. به طور کلی نیز تورم در صدک بیست و پنجم (نرخ رشد پایین) پذیرنده خالص نوسانات سایر متغیرها بوده است و نرخ ارز و کسری حساب جاری به ترتیب بیشترین متغیرهای اثرگذار بوده‌اند. این موضوع نشان می‌دهد در شرایطی که نرخ رشد متغیرهای پژوهش پایین است، متغیر نرخ ارز بیشترین انتقال نوسانات به سایرین را دارا بوده است. شاخص مجموع ارتباطات نیز بیانگر آن است که متغیرهای مورد بررسی در صدک بیست و پنجم به میزان ۴۸/۵۹ درصد با یکدیگر ارتباط داشته‌اند. روند این ارتباط در طول بازه مورد بررسی در نمودار ۱ ارائه شده است.

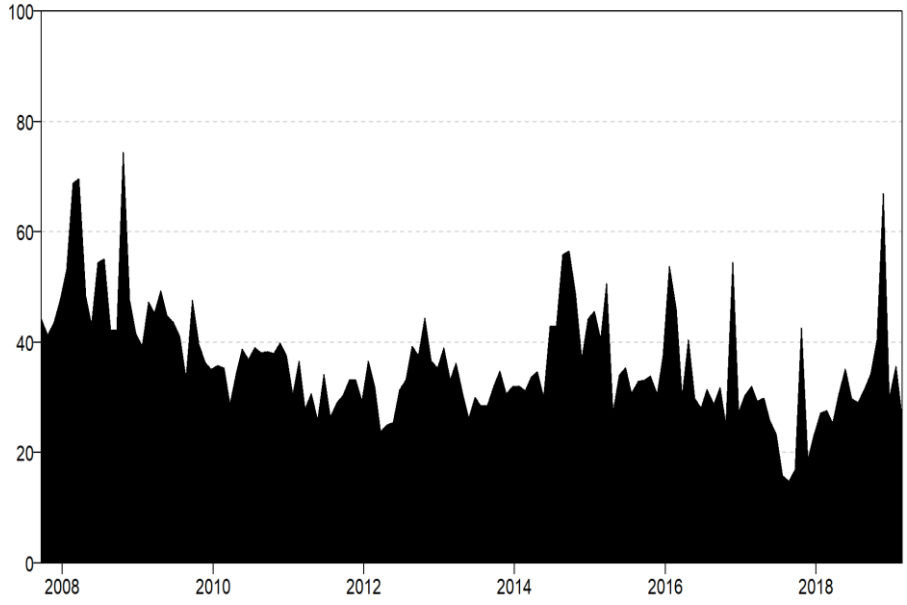
جدول (۲): برآورد سرریز نوسانات متغیرهای مورد بررسی در صدک بیست و پنجم

از:	کسری حساب جاری	کسری بودجه دولت	تورم	نرخ ارز	
۳۸/۳۰	۹/۹۴	۱۱/۴۳	۱۶/۹۲	۶۱/۷۰	نرخ ارز
۴۶/۲۵	۱۳/۸۹	۹/۹۹	۵۳/۷۵	۲۲/۳۸	تورم
۳۲/۲۴	۹/۸۵	۶۷/۷۶	۱۱	۱۱/۳۹	کسری بودجه دولت
۲۸/۹۸	۷۱/۰۲	۱۱/۸۲	۶/۸۲	۱۰/۳۴	کسری حساب جاری
	۳۳/۶۸	۳۳/۲۴	۳۴/۷۳	۴۴/۱۰	به:
شاخص مجموع = ارتباطات ۴۸/۵۹	۴/۷۱	۱/۰۱	-۱۱/۵۲	۵/۸۰	خالص

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطورکه در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، روند ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه در بازه زمانی مورد مطالعه نوسانات زیادی را تجربه کرده است. این ارتباط در برخی از دوره‌ها از ۷۰ درصد نیز گذشته است و در برخی دوره‌ها به ۲۰ درصد نزول کرده است.

نمودار (۱): شاخص مجموع ارتباطات متغیرهای مورد مطالعه در نرخ رشد پائین

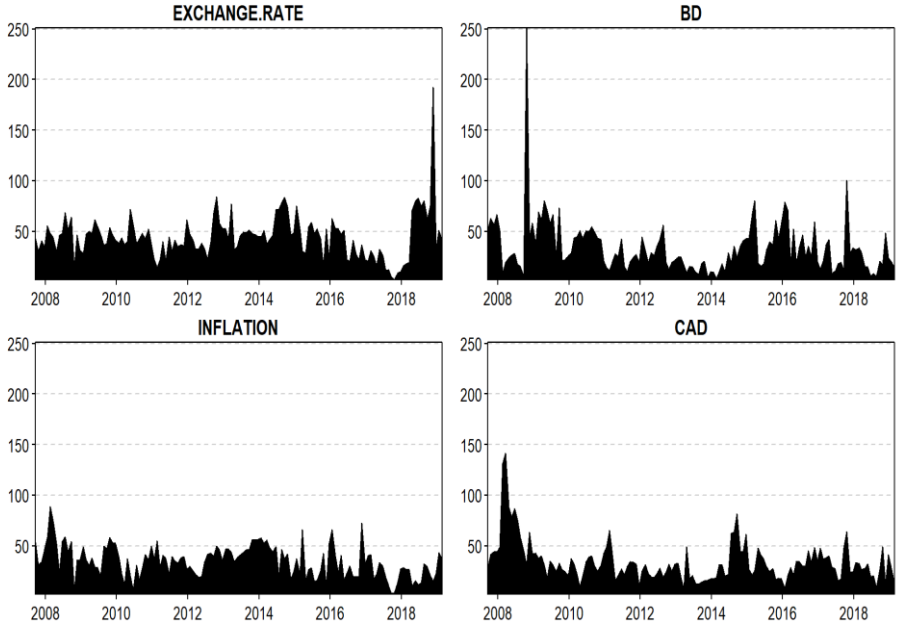


منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار ۱ میزان ارتباط میان نوسانات متغیرهای پژوهش در طی زمان متفاوت بوده است و این ارتباط در دوره دوم تشدید تحریم (۲۰۱۹(۱۳۹۸)) به بعد به یکباره رشد چشمگیری داشته است.

نمودار ۲ روند اثرگذاری هریک از متغیرها بر سایرین را نشان می‌دهد. همانطورکه مشاهده می‌شود، کمترین اثرگذاری در طی دوره مربوط به نرخ تورم بوده است. از سوی دیگر نوسانات نرخ ارز بیشترین اثرگذاری را در دوره مورد بررسی داشته است و این مهم بعد از خروج آمریکا از برجام بیشتر شده است. نکته جالب توجه اینکه دقیقا در همین دوره اثرگذاری تورم و کسری بودجه دولت کمتر شده است و نشان از نقش مسلط نرخ ارز در انتقال نوسانات دارد. کسری حساب جاری در ابتدای دوره اثرگذاری بالایی را تجربه کرده و سپس این اثرگذاری با کاهش محسوسی مواجه شده است.

نمودار (۲). روند اثرگذاری هریک از متغیرها بر دیگران در طی بازه مورد مطالعه در حد پائین[۱]



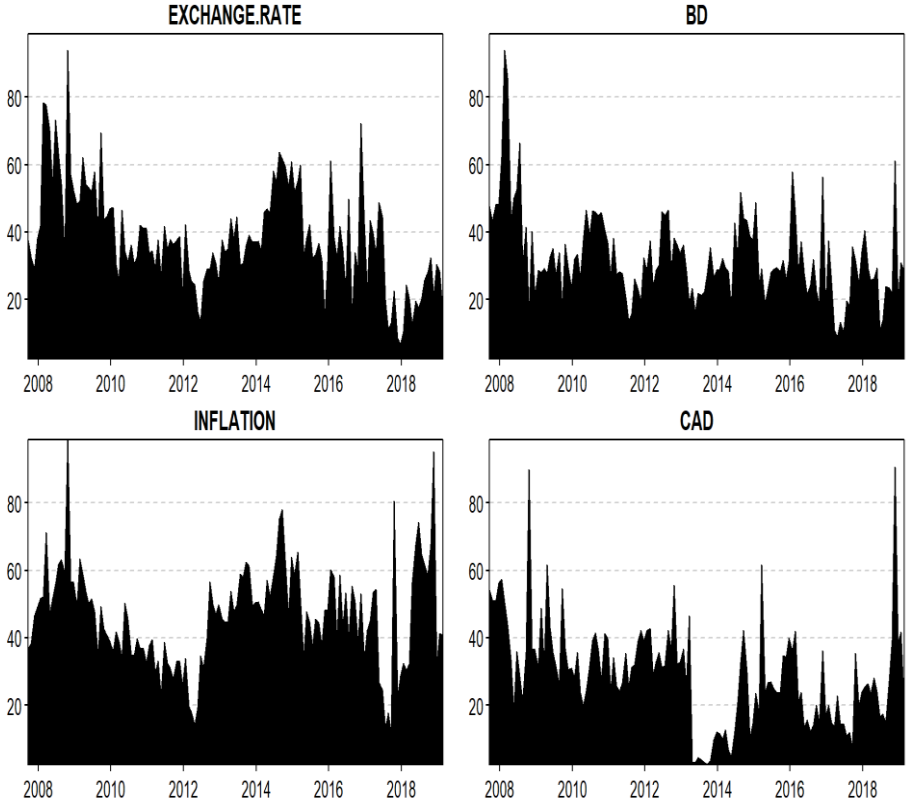
ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳ روند اثرپذیری هریک از متغیرها را نشان می‌دهد. همانطورکه مشاهده می‌شود نرخ ارز تا اوایل سال ۲۰۱۳ روند نزولی در اثر پذیری را طی کرده و پس از آن برای چند سال اثر پذیری آن افزایش یافته است و مجددا بعد از خروج آمریکا از برجام اثرپذیری نرخ ارز در مجموع کاهش یافته است. همچنین، کسری حساب جاری نیز تا سال ۲۰۱۳ اثر پذیری تقریبا بالایی داشته و از سال ۲۰۱۴ به یکباره اثرپذیری آن تا تشدید تحریم (۲۰۱۸) به شدت کاهش یافته است اما با تشدید تحریم، حساب جاری بشدت دریافت کننده نوسانات سایر متغیرها بوده است. با این حال، همانطورکه مشاهده می‌شود بیشترین میزان اثرپذیری در طول زمان مربوط به نرخ تورم بوده است. این موضوع نشان می‌دهد نرخ تورم در حالت نرخ رشد پایین، منفعل بوده و در بسیاری از دوره‌ها دریافت‌کننده نوسانات بوده است.

---

[۱]. در این نمودار Inflation تورم، Exchange rate نرخ ارز، BD کسری بودجه دولت و CAD کسری حساب جاری است.

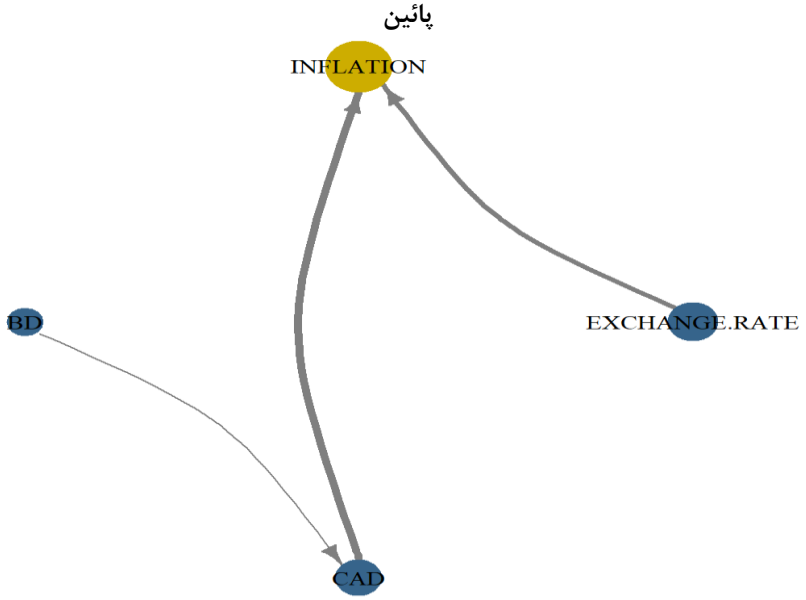
نمودار (۳): روند اثرپذیری هریک از متغیرها بر دیگران در طی بازه مورد مطالعه در صدک بیست و پنجم



ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطورکه در نمودار ۴ مشاهده می‌شود در شرایط نرخ رشد پائین کسری حساب جاری و نرخ ارز به ترتیب بیشترین اثرگذاری را بر تورم داشته‌اند. از سوی دیگر کسری بودجه دولت نیز بر کسری حساب جاری اثرگذار بوده است. نکته مهم آنکه در شرایط نرخ رشد پایین، ارتباط علّی بین کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت به صورت ضعیف از کسری حساب جاری به کسری بودجه دولت است و تورم نیز به‌صورت قوی معلول نوسانات کسری حساب جاری و نرخ ارز بوده است.

نمودار (۴): بررسی ارتباط علی شبکه‌ای میان متغیرهای مورد بررسی در شرایط نرخ رشد پائین



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲. صدک پنجاهم (حد میانگین رشد)

جدول ۳ سرریز نوسانات متغیرهای مورد مطالعه در صدک پنجاهم (حد میانگین) را نشان می‌دهد. همانطورکه در این جدول قابل مشاهده است، اثر کسری بودجه دولت بر کسری حساب جاری ۷/۶۱ و اثر بالعکس ۸/۳۵ بوده است. در مقایسه با حالت پیشین می‌توان گفت در سطح میانگین اثرگذاری این دو نوع کسری در اقتصاد ایران کاهش یافته است. از سوی دیگر، با توجه به اینکه در حالت میانگین اثر نرخ ارز بر تورم ۱۲/۴۸ درصد بوده نشان می‌دهد که اثر گذاری آن بر تورم کاهش یافته است. در ارتباط با اثر خالص متغیرها آنچه قابل توجه است به تداوم اثر پذیری تورم با شدت بیشتر باز می-گردد. همچنین، کسری بودجه نیز با تغییر جهت به متغیری اثر پذیر تبدیل شده است. همزمان شدّت خالص اثر گذاری نرخ ارز و کسری حساب جاری نیز افزایش داشته است. با این حال، شاخص مجموع ارتباطات به ۲۹/۰۵ کاهش یافته است که بیانگر کاسته شدن ارتباط بین متغیرهای الگو در حد میانگین رشد است.

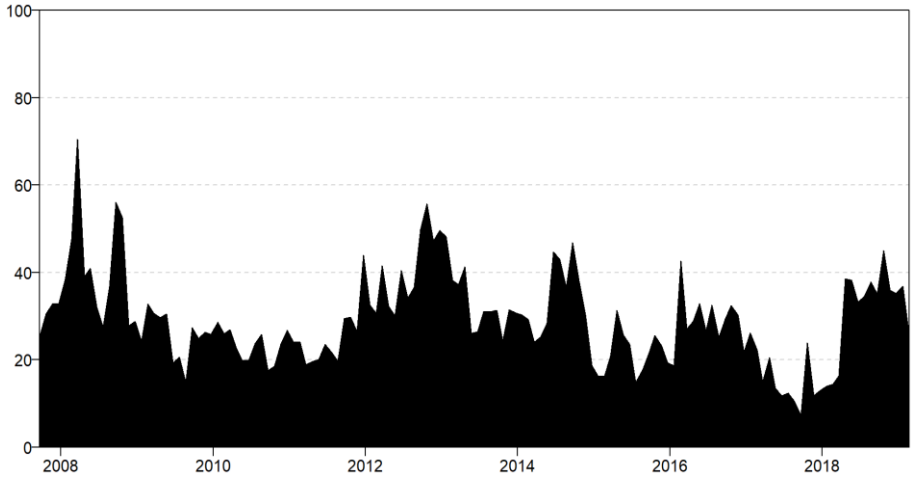
جدول (۳): برآورد سرریز نوسانات متغیرهای مورد بررسی در صدک پنجاهم (حد میانگین)

از:	کسری حساب جاری	کسری بودجه دولت	تورم	نرخ ارز	
۳۰/۲۰	۱۰/۴۷	۷/۲۵	۱۲/۴۸	۶۹/۸۰	نرخ ارز
۳۹/۹۴	۱۲/۹۶	۶/۱۹	۶۰/۰۶	۲۰/۷۹	تورم
۲۲/۷۹	۷/۶۱	۷۷/۲۱	۵/۳۴	۹/۸۳	کسری بودجه دولت
۲۳/۲۹	۷۶/۷۱	۸/۳۵	۴/۸۱	۱۰/۱۳	کسری حساب جاری
	۳۱/۰۴	۲۱/۷۹	۲۲/۶۳	۴۰/۷۵	به:
شاخص مجموع = ارتباطات ۲۹/۰۵	۷/۷۵	-۱	-۱۷/۳۱	۱۰/۵۵	خالص

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۵ مجموع ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه در صدک پنجاهم را نشان می‌دهد. همانصورکه قابل مشاهده است نوسان فراوانی در ارتباط بین متغیرها وجود داشته است. اما در مجموع نسبت به نمودار ۱ ارتباط متغیرها کاهش یافته است. همچنین، در این نمودار نیز مشخص است که با خروج آمریکا از برجام و آغاز مجدد تحریم‌ها از سال ۲۰۱۹ (۱۳۹۸) به بعد ارتباط بین متغیرها افزایش یافته و در برهه‌ای از ۴۰ درصد نیز گذشته است.

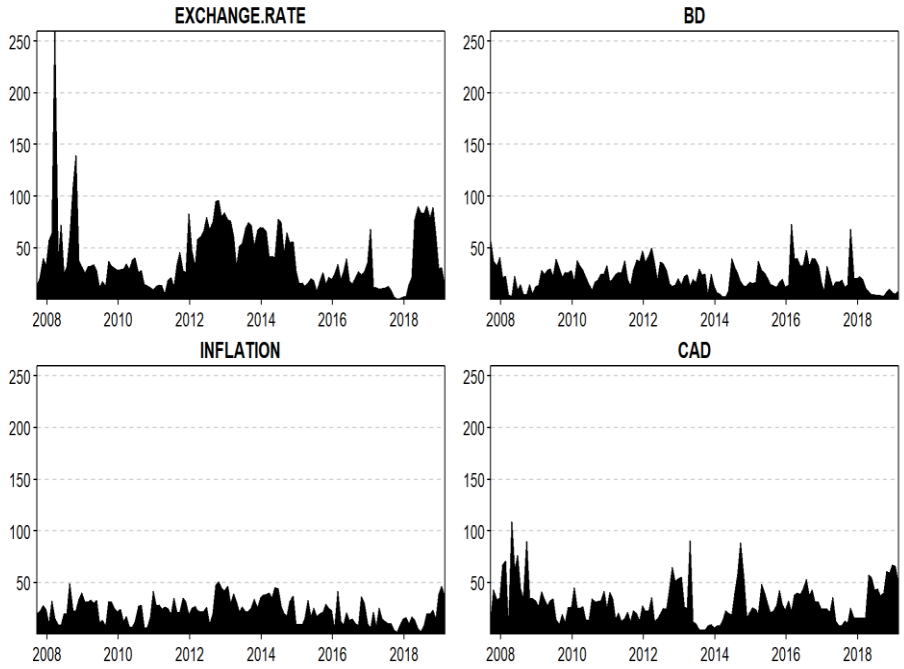
نمودار (۵): شاخص مجموع ارتباطات متغیرهای مورد مطالعه در حد میانگین



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۶ روند اثرگذاری هریک از متغیرها بر سایرین را طی بازه مورد بررسی نشان می-دهد. همانطورکه مشاهده می‌شود نرخ ارز نسبت به سایر متغیر در طی بازه مورد مطالعه اثرگذاری بیشتری بر سایر متغیرها داشته است. همچنین، اثرگذاری این متغیر بر سایرین، که در سال ۲۰۱۸ تقریبا به مقدار ناچیزی رسیده، پس از خروج آمریکا از برجام رشد قابل توجه‌ای را تجربه کرده است. نکته قابل توجه در این نمودار آن است که در مقایسه با نمودار مشابه در حد رشد پایین، اثرگذاری کسری حساب جاری پس از تشدید تحریم‌ها افزایش چشمگیری داشته و این روند تا پایان دوره مورد بررسی ادامه داشته است.

نمودار (۶): روند اثرگذاری هریک از متغیرها بر دیگران در طی بازه مورد مطالعه در صدک پنجاهم

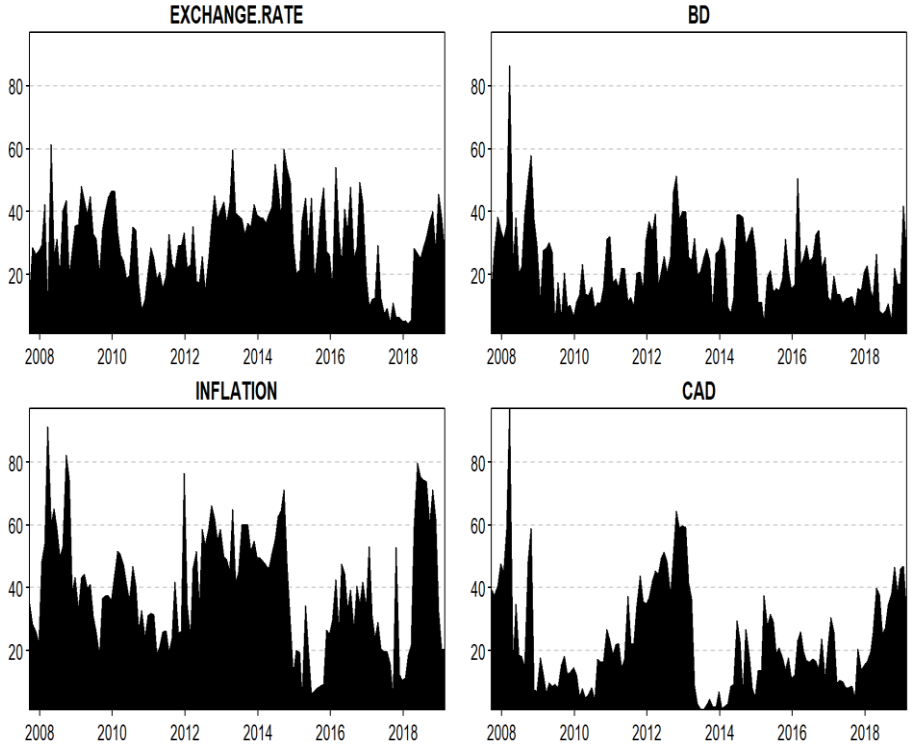


ماخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۷ روند اثر پذیری هریک از متغیرها نمایش داده شده است. در این نمودار مشاهده می‌شود که تورم تا سال ۲۰۱۵ به شدّت تحت تأثیر سایر متغیرها قرار داشته است. اما از سال ۲۰۱۵ تا پایان دوره اثر پذیری آن با نوسانات زیادی مواجه بوده است. اما با خروج آمریکا از برجام روند اثرپذیری این متغیر نیز با رشد چشمگیری همراه بوده است. نکته جالب توجه در این نمودار آن است که روند اثر پذیری کسری حساب جاری

از سایر متغیرها از سال ۲۰۱۱ روند صعودی داشته و از اوایل سال ۲۰۱۴ این روند به شدّت کاهش یافته است. اما با تشدید تحریم‌ها اثرپذیری این متغیر نیز همچون تورم افزایش یافته است. با نگاهی کلی به نمودار ۷ آنچه مشخص است آن است که به طور کلی روند اثرپذیری متغیرها با خروج آمریکا از برجام تشدید شده است.

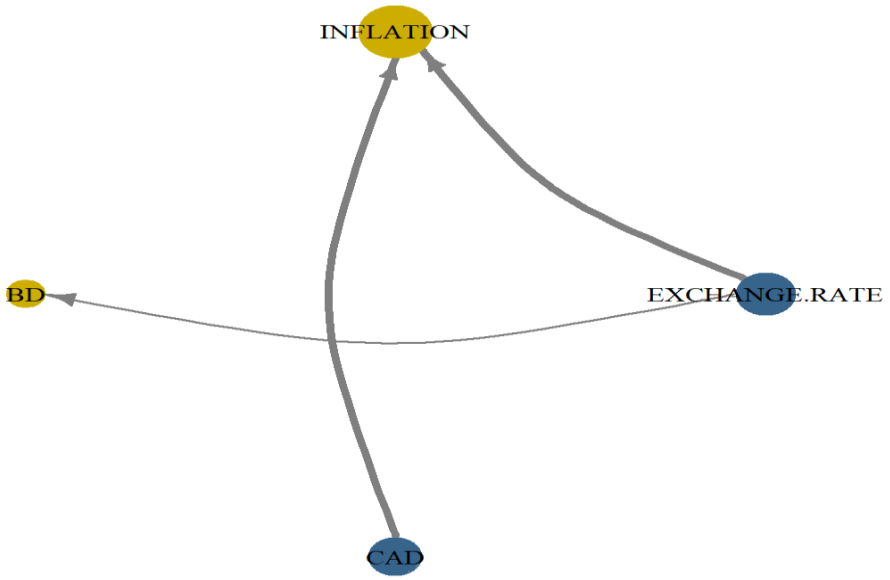
نمودار (۷): روند اثر پذیری هریک از متغیرها بر دیگران در طی بازه مورد مطالعه در صدک بیست و پنجم



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۸ ارتباط علّی بین متغیرهای موجود در الگو در صدک پنجاهم را نشان می‌دهد. همانطورکه مشاهده می‌شود نرخ ارز و کسری حساب جاری اثرات نیرومندی بر تورم داشته‌اند. با مقایسه دو نمودار ۴ و ۸ مشاهده می‌شود که اثر نرخ ارز بر تورم در حد میانگین افزایش یافته است. در نمودار ۴ مشاهده شد که نرخ ارز تنها توضیح دهنده نرخ تورم است. در نمودار ۸ مشاهده می‌شود که علاوه بر افزایش شدّت اثر نرخ ارز بر تورم، این متغیر در صدک پنجاهم علّت نوسانات کسری بودجه دولت نیز بوده است. همچنین، دیگر ارتباط علّی بین کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت قابل مشاهده نیست.

نمودار (۸): بررسی ارتباط علی شبکه‌ای میان متغیرهای مورد بررسی در شرایط حد میانگین



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۳. صدک هفتاد و پنجم (حد رشد بالا)

جدول ۴ سرریز نوسانات متغیرها بر یکدیگر در حد رشد بالا را نشان می‌دهد. همانطورکه در این جدول مشاهده می‌شود اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و بالعکس افزایش یافته است. به عبارت دیگر، در مقایسه با دو حالت پیشین میزان اثر گذاری هر دو متغیر بر یکدیگر افزایش داشته است. از سوی دیگر، اثر نرخ ارز بر تورم در این حالت نسبت به حالت قبل نیز افزایش داشته است. اگر روند اثرگذاری نرخ ارز بر تورم در سه حالت حد پائین، میانگین و بالای رشد پیگیری شود مشاهده می‌شود که به ترتیب ۱۶/۹۲، ۱۲/۴۸ و ۱۶/۳۶ بوده است. این بدان معناست که اثر پذیری تورم از نرخ ارز تنها در حد میانگین کاهش یافته و در دو حد پائین و بالا حول ۱۶ درصد بوده است. نکته حائز اهمیت در این جدول آن است که در صدک هفتاد و پنجم شاخص مجموع ارتباطات ۴۱/۲۸ درصد بوده که تقریباً معادل میزان شاخص ارتباطات در حد پائین است.

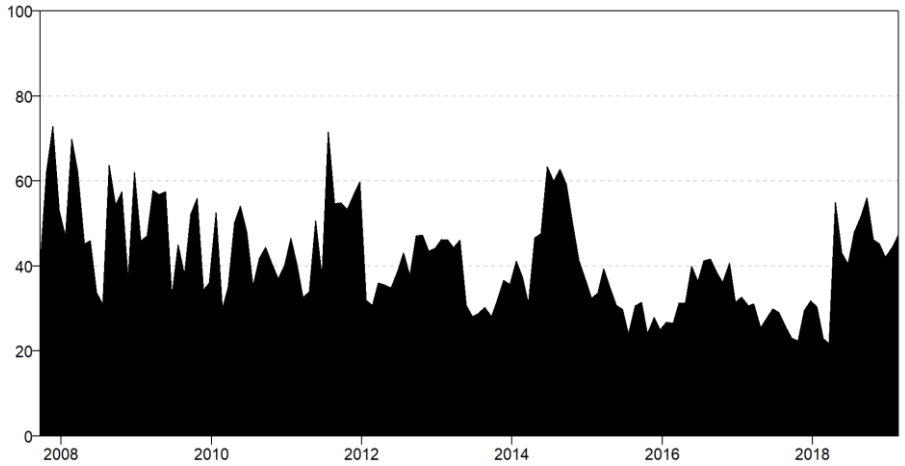
جدول (۴): برآورد سرریز نوسانات متغیرهای مورد بررسی در صدک هفتاد و پنجم (حد بالا)

از:	کسری حساب جاری	کسری بودجه دولت	تورم	نرخ ارز	
۳۷/۳۹	۱۱/۲۹	۹/۷۴	۱۶/۳۶	۶۲/۶۱	نرخ ارز
۴۸/۷۶	۱۰/۱۴	۱۰/۰۴	۵۱/۲۴	۲۸/۵۸	تورم
۳۶/۷۷	۱۲/۵۱	۶۳/۲۳	۱۰/۰۲	۱۴/۲۳	کسری بودجه دولت
۴۲/۲۱	۵۷/۷۹	۱۲/۲۰	۱۲/۷۹	۱۷/۲۲	کسری حساب جاری
	۳۳/۹۴	۳۱/۹۸	۳۹/۱۸	۶۰/۰۴	به:
شاخص مجموع = ارتباطات ۴۱/۲۸	-۸/۲۸	-۴/۷۹	-۹/۵۸	۲۲/۶۵	خالص

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۹ مجموع ارتباطات متغیرهای مورد مطالعه در حد بالا را نمایش می‌دهد. در مقایسه با حالت حد میانگین، افزایش مجموع ارتباطات و نزدیک شدن به حالت حد پائین در این نمودار به وضوح مشهود است. اما آنچه به طور کلی از این نمودار مشاهده می‌شود آن است که روند مجموع ارتباطات به طور کلی تا پیش از خروج آمریکا از برجام روند نزولی داشته است. اما با تشدید تحریم‌ها این روند به شدت افزایش یافته است.

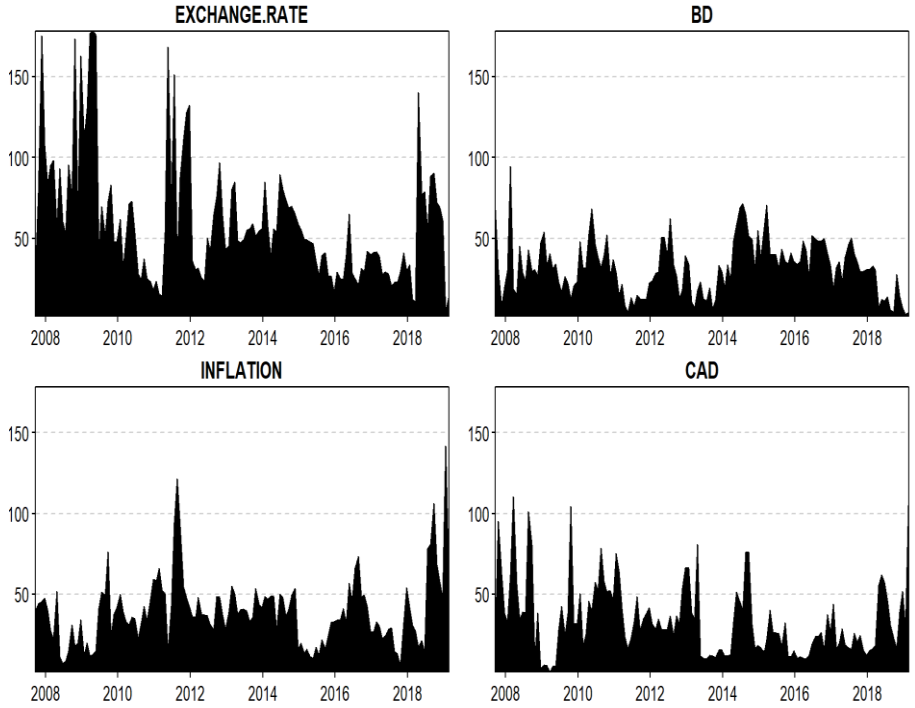
نمودار (۹): شاخص مجموع ارتباطات متغیرهای مورد مطالعه در حد بالا



ماخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۱۰ روند اثرگذاری متغیرها بر یکدیگر نشان داده شده است. همانطورکه قابل مشاهده است نرخ ارز بیشترین اثرگذاری را در بازه زمانی مورد بررسی داشته است. نکته قابل تأمل آنکه از سال ۲۰۱۸ و به ویژه پس از خروج آمریکا از برجام تا پایان دوره اثر گذاری نرخ تورم بر سایر متغیرها جهشی را تجربه کرده است. اما اثرگذاری کسری بودجه دولت نسبت به سایر متغیرها کاهش داشته است. کسری حساب جاری نیز از سال ۲۰۱۸ به بعد اثرگذاری بیشتری بر سایر متغیرها داشته است که این موضوع می-تواند ناشی از خروج آمریکا از برجام و تشدید تحریم‌ها باشد.

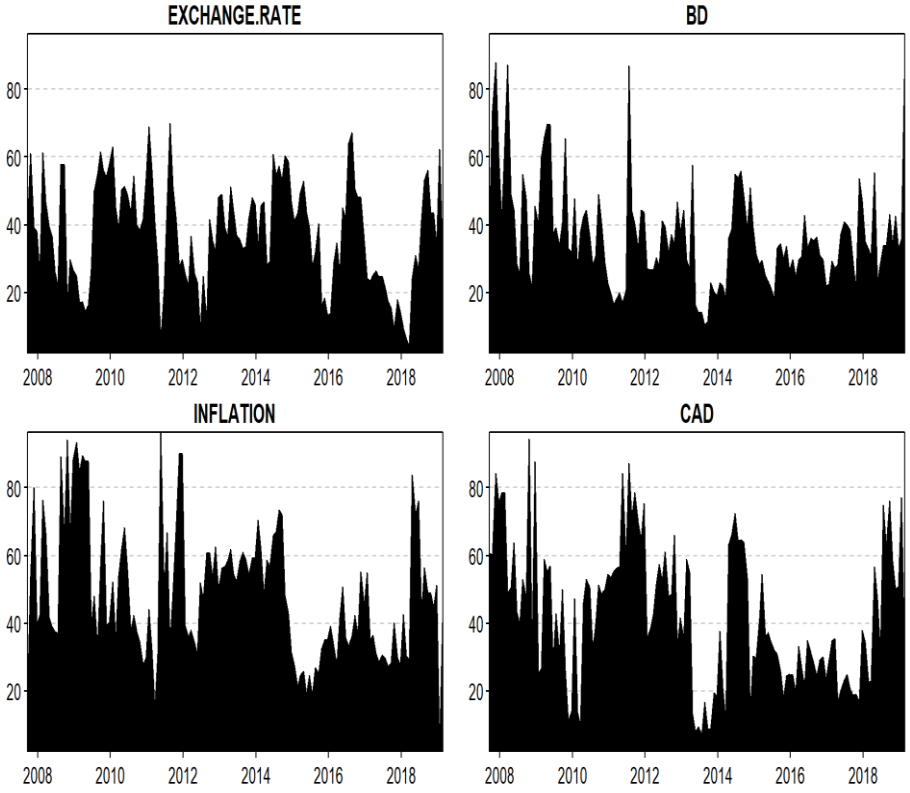
نمودار (۱۰): روند اثرگذاری هریک از متغیرها بر دیگران در طی بازه مورد مطالعه در صدک هفتاد و پنجم



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۱ اثر پذیری متغیرها در الگو را نشان می‌دهد. در این نمودار مشاهده می‌شود که اثر پذیری تورم از ابتدای دوره تا سال ۲۰۱۵ بالا بوده و از سال ۲۰۱۸ تا پایان دوره نیز بر شدّت اثر پذیری آن افزوده شده است. این روند برای سایر متغیرها نیز به طور مشابه تکرار شده است. برای مثال اثر پذیری نرخ ارز با تشدید تحریم‌ها افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته است.

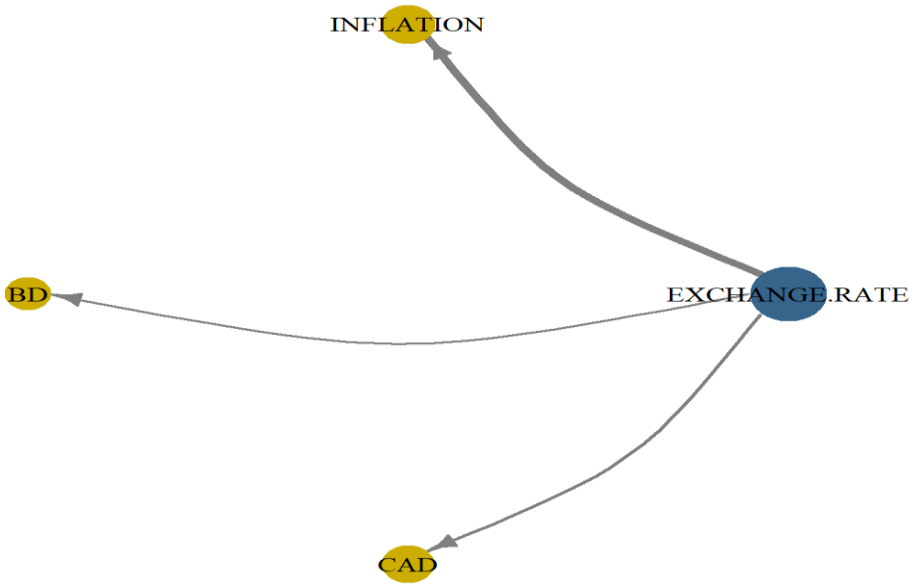
نمودار (۱۱): روند اثر پذیری هریک از متغیرها بر دیگران در طی بازه مورد مطالعه در صدک هفتاد و پنجم



ماخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۱۲ ارتباط علّی بین متغیرهای الگو نشان داده شده است. همانطورکه مشاهده می‌شود در صدک هفتاد و پنجم نرخ ارز متغیر مسلط در الگو بوده و نوسان تورم، کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری را توضیح می‌دهد. نکته مهمی که در این نمودار قابل توجه است آن است که اثر نرخ ارز بر تورم در این حالت بسیار نیرومند است. از سوی دیگر، ارتباط بین سایر متغیرهایی که در حد پائین و میانگین وجود داشت، در حد بالا از بین رفته است.

نمودار (۱۲): بررسی ارتباط علی شبکه‌ای میان متغیرهای مورد بررسی در شرایط حد بالا



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

از جمله ارکان سلامت اقتصادی سالم نگاه داشتن توازن بودجه، توازن حساب جاری، تورم پائین و ثبات نرخ ارز است. در مورد شیوه ارتباط بین این متغیرها دیدگاه‌های مختلفی ارائه شده است. پاتینکین (۱۹۶۵) تورم و کسری بودجه دولت را با یکدیگر مرتبط می‌داند. از سوی دیگر، فرضیه کسری دوگانه نیز بر اهمیت ارتباط بین کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت تأکید دارد. مطالعات متعددی نیز برای بررسی این دو دیدگاه در اقتصاد ایران و سایر کشورها انجام شده است. اما تاکنون مطالعه‌ای که در چندک‌های مختلف به بررسی ارتباط بین این متغیرها پرداخته باشد انجام نشده است. این مطالعه در پی پر کردن این خلأ با استفاده از روش الگوی خودرگرسیون برداری چندکی است تا به این پرسش پاسخ داده شود که آیا دولت در همه شرایط باید سیاست یکسانی را اعمال کند یا خیر. نتایج به دست آمده از مطالعه پیش روی بیانگر آن است که در چندک‌ها مختلف سیاست دولت در ارتباط با این متغیرها نیز باید متفاوت باشد. اگر اقتصاد در صدک بیست و پنجم و هفتاد و پنجم قرار داشته باشد ارتباط بین نرخ ارز و تورم قوی‌تری از حالتی است که در صدک پنجاهم قرار دارد. همچنین، ارتباط بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری نیز به ترتیب در حد بالا و پائین بیشترین

ارتباط را با یکدیگر داشته‌اند. لذا سیاست اعمالی دولت باید به این شدّت و ضعف‌ها توجه داشته باشد. همانطورکه از مقایسه نمودارهای ۴، ۸ و ۱۲ مشاهده شد، در صدک بیست و پنجم کسری حساب جاری و نرخ ارز بر تورم اثرگذار بوده‌اند و البته اثرگذاری کسری حساب جاری بیشتر بوده است. اما در صدک پنجاهم اثر نرخ ارز بر تورم تقویت شده و در صدک هفتاد و پنجم به تنها توضیح دهنده تورم بدل شده است. از سوی دیگر در حد پائین کسری بودجه دولت علّت کسری حساب جاری است، در حد میانگین و بالا این ارتباط قطع می‌شود. به عبارت دیگر، در اقتصاد ایران تنها در صدک بیست و پنجم کسری بودجه دولت بر کسری حساب جاری اثرگذار است. این موارد نکات سیاستی مهمی در بر دارد که در ادامه به آنها اشاره خواهد شد:

- برای کنترل تورم دولت باید در نظر داشته باشد که در چندک‌های مختلف اثر پذیری این متغیر از سایر متغیرها با تغییراتی همراه است. اگر اقتصاد در حالت حد پائین قرار داشته باشد کنترل کسری حساب جاری اهمیت بیشتری داشته و پس از آن نرخ ارز واجد اهمیت است. اما اگر اقتصاد در حد میانگین و بالا قرار داشته باشد، با توجه به ارتباط علّی قوی از نرخ ارز بر نرخ تورم، کنترل نرخ ارز تورم را کاهش خواهد داد.
- ارتباط بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری تنها در حد پائین بر قرار است و در حد میانگین و بالا این ارتباط وجود ندارد. از سوی دیگر، در حد میانگین نرخ ارز اثر ضعیفی بر کسری بودجه دولت داشته است. این در حالی است که در حد بالا نرخ ارز اثر علّی قوی بر کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت داشته است. لذا، دولت در سیاست‌گذاری خود برای کنترل این دو نوع کسری باید شرایط اقتصادی را در نظر داشته باشد و متناسب با آن اقدامات لازم را انجام دهد.

منابع

برادران خانیان، زینب، اصغرپور، حسین، پناهی، حسین و کازرونی، علیرضا (۱۳۹۶)، اثرات نامتقارن تورم بر کسری بودجه در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۳): ۱۹۴-۱۶۹.

حسینی پور، سیدمحمدرضا (۱۳۹۷)، بررسی روابط علت و معلولی کسری بودجه، عرضه پول و نرخ تورم در ایران، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۶(۲۱): ۱۰۹-۹۳.

زروکی، شهریار، یوسفی بارفروشی و مقدسی سدهی، اکرم (۱۳۹۹)، آزمون اثر تانزی و پاتینکین در اقتصاد ایران، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۵(۲): ۳۷۲-۳۴۷.

صبوری دیلمی، محمدحسن، الهی، ناصر، کیاالحسینی، سیدضیاالدین و یوسفی شیخ رباط، محمدرضا (۱۴۰۰)، فرضیه وجود چرخه تشدیدشونده نرخ ارز-تورم در ایران: رویکرد MSBVAR، *دوفصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۸(۱): ۲۶-۳.

کاظم زاده، اعظم، کریمی پتانلار و جعفری صمیمی، احمد (۱۳۹۹)، تحلیلی از اثر تنزی و اثر ضد تنزی در اقتصاد ایران: رویکرد مبدل موجک گسسته و الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۵(۲۹): ۳۷-۱۳.

منتظری شورکچالی، جلال، زاهدغروی، مهدی و احسانی، مجتبی (۱۴۰۰)، تورم و کسری بودجه در اقتصاد ایران: رهیافت علیت گرنجر مارکوف سویچینگ، *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۱۱(۳۸): ۶۹-۵۳.

مهرآرا، مریم، غلامی، امیر و احمدی، محمد مهدی (۱۴۰۱)، نقش پویا و محوری پس‌انداز بخش خصوصی در اثبات وجود شواهدی از کسری سه گانه در ایران، *دوفصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۹(۲): ۹۵-۷۳.

نصیرپور، آرزو، شریفی رنانی، حسین، دائی کریم زاده، سعید و بصیرت، مهدی (۱۳۹۸)، تحلیل اثرهای سیاست‌های پولی و مالی بر کسری حساب جاری در کشورهای منتخب صادرکننده نفت: رهیافت خودرگرسیون برداری تابلویی، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۴(۲): ۱۱۲-۸۱.

Afonso, A. & Opoku, P. K. (2022), The nexus between fiscal and current account imbalances in OECD economies, *Applied Economics*, 1-18.

Afonso, A., Huart, F., Jalles, J. T. & Stanek, P. (2022), Twin Deficits Revisited: a role for fiscal institutions?, *Journal of International Money and Finance*, *121:* 102506.

Ahmad, A. H. & Aworinde, O. B. (2019), Are fiscal deficits inflationary in African countries? New evidence from an asymmetric cointegration analysis, *The North American Journal of Economics and Finance*, *50*: 100999.

Ando, T., Greenwood-Nimmo, M. & Shin, Y. (2018), Quantile Connectedness: modelling tail behaviour in the topology of financial networks, Available at SSRN 3164772.

Barro, R. J. (1979), On the determination of the public debt, *Journal of political Economy*, *87*(5, Part 1): 940-971.

Bilman, M. E. & Karaoğlan, S. (2020), Does the twin deficit hypothesis hold in the OECD countries under different real interest rate regimes?, *Journal of Policy Modeling*, *42*(1): 205-215.

Diebold, F. X. & Yılmaz, K. (2014), On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms, *Journal of econometrics*, 182(1): 119-134.

Ferrara, L., Metelli, L., Natoli, F. & Siena, D. (2021), Questioning the puzzle: fiscal policy, real exchange rate and inflation, *Journal of International Economics*, *133*: 103524.

Ganchev, G. T. (2010), The twin deficit hypothesis: the case of Bulgaria, *Financial theory and Practice*, *34*(4): 357-377.

Helmy, H. E. (2018), The twin deficit hypothesis in Egypt, *Journal of Policy Modeling*, *40*(2): 328-349.

Jalil, A., Tariq, R. & Bibi, N. (2014), Fiscal deficit and inflation: new evidences from Pakistan using a bound testing approach, *Economic Modelling*, *37*: 120-126.

Karras, G. (2019), Are "twin deficits" asymmetric? Evidence on government budget and current account balances, 1870–2013, *International Economics*, *158*: 12-24.

Koop, G., Pesaran, M. H. & Potter, S. M. (1996), Impulse response analysis in nonlinear multivariate models, *Journal of econometrics*, 74(1): 119-147.

Miller, P. J. (1983), Higher deficit policies lead to higher inflation, Quarterly Review, 7(Win).

Olalekan Olaniyi, C. (2020), Application of bootstrap simulation and asymmetric causal approach to fiscal deficit-inflation nexus, *Global Journal of Emerging Market Economies*, *12*(2): 123-140.

Patinkin, D. (1969), The Chicago tradition, the quantity theory, and Friedman, *Journal of Money, Credit and Banking*, *1*(1): 46-70.

Pesaran, H. H. & Shin, Y. (1998), Generalized impulse response analysis in linear multivariate models, *Economics letters*, 58(1): 17-29.

Rajakaruna, I. & Suardi, S. (2021), The dynamic linkages between current account deficit and budget balance deficit in the South Asian region, *Journal of Asian Economics*, *77*: 101393.

Sargent, T. J. & Wallace, N. (1981), Some unpleasant monetarist arithmetic, *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, *5*(3):1-17.

Tiwari, A. K., Abakah, E. J. A., Adewuyi, A. O. & Lee, C. C. (2022), Quantile risk spillovers between energy and agricultural commodity markets: Evidence from pre and during COVID-19 outbreak, *Energy Economics*, 106235.

ur Rehman, F., Ahmed, K. A. & Ali, S. (2008), The impact of budget deficit on inflation in Pakistan:(1970-2004), *European Journal of Scientific Research*, *20*(3): 715-720.

Xie, Z. & Chen, S. W. (2014), Untangling the causal relationship between government budget and current account deficits in OECD countries: Evidence from bootstrap panel Granger causality, *International Review of Economics & Finance*, *31*: 95-104.

بررسی اثرات اجزای بدهی دولت به بانکهای تجاری بر روی اجزای نقدینگی در اقتصاد ایران

دلنیا یادگاری

کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی

delnia_76@yahoo.com

سهراب دل انگیزان (نویسنده مسئول)

دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی

sohrabdelangizan@gmail.com

آزاد خانزادی

استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی

A.khanzadi@razi.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۰۲

چکیده

بدهی دولت به بانک‌های تجاری می‌تواند از طریق تأثیر بر ترازنامه بانک‌های تجاری و از آن طریق ترازنامه بانک مرکزی، روی پایه پولی و نقدینگی اثرگذار باشد. در اقتصاد ایران با وجود رشد ۳۲/۶ و ۱۹/۹ درصدی بدهی بخش دولتی به بانک‌های تجاری در سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ که با ۲۲/۱ و ۲۳/۱ درصدی رشد نقدینگی همراه بوده است با بررسی اجزا این فرضیه شکل می‌گیرد که اجزای بدهی دولت به بانک‌های تجاری می‌تواند روی نقدینگی و اجزای آن اثرگذار باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از آمارهای رسمی بانک مرکزی ایران برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۷ به صورت فصلی اخذ شده‌اند. در این پژوهش سعی شده با استفاده از روش الگوی غیرخطی رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) به بررسی اثرات اجزای بدهی دولت به بانکهای تجاری روی اجزای نقدینگی ایران به تفکیک مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های بدهی دولت به بانک‌های تجاری در بلند مدت و کوتاه مدت اثر متقارنی بر پایه پول، پول، نقدینگی و شبه پول دارند؛ علاوه بر این شوک‌های بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری اثر نامتقارنی بر پایه پول، پول، نقدینگی و شبه پول دارند.

طبقه‌بندی JEL: C21، G21، H63

کلیدواژه‌ها: بدهی دولت، نقدینگی، ایران، الگوی غیرخطی رگرسیون با وقفه‌های توزیعی NARDL

۱. مقدمه

بدهی‌های دولت از اواخر دهه ۱۳۸۰ تاکنون روند فزاینده‌ای را بـه خود گرفته است و بر همین اساس، در سال‌های اخیر مدیریت بدهی‌های دولت به یکی از دستورِ کارهای مهم اقتصادی کشور تبدیل شده است (احسانی و همکاران، ۱۳۹۸). یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان برای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه بدهی دولت می‌باشد. بیشتر بحران‌های اقتصادی گذشته و حال به وسیله بحران بدهی‌ها تشدید شده است (داس[1] و همکاران، ۲۰۱۰).

بدهی دولت به بانک‌های تجاری از طریق تأثیر بر ترازنامه بانک‌های تجاری، ترازنامه بانک مرکزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ترازنامه‌ی بانک مرکزی مبنای پایه‌ی پولی است و چون نقدینگی ضریبی از پایه‌ی پولی است؛ بنابراین بدهی دولت به بانک‌های تجاری می‌تواند از طریق تغییر اجزا روی نقدینگی اثرگذار باشد. ترازنامه بانک مرکزی نشان می‌دهد در سال ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ در اقتصاد ایران با وجود رشد ۳۲/۶ و ۱۹/۹درصدی بدهی بخش دولتی به بانک‌های تجاری؛ که شامل بدهی دولت به بانک‌های تجاری و بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری می‌باشد؛ رشد آن‌ها به ترتیب ۳۱/۸، ۱۶/۵و ۴۶/۵، ۱۲۳/۱ بوده است که همراه با ۲۲/۱ و ۲۳/۱ درصدی رشد نقدینگی بوده؛ اجزای نقدینگی پول و شبه پول است؛ پول رشدی معادل ۱۹/۴ و ۴۶/۵ درصد و شبه پول نیز رشدی معادل ۲۲/۵ و ۱۹/۶ داشته اند. رشد پایه پولی نیز به ترتیب ۱۹ و ۲۴/۱ درصد در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ بوده است. این شواهد به خوبی تأثیر معنی‌دار بدهی دولت به نظام بانکی را بر نقدینگی نشان می‌دهد لذا با بررسی اجزا، این فرضیه شکل می‌گیرد که اجزای بدهی دولت به بانک‌های تجاری می‌تواند بر روی اجزای نقدینگی مؤثر باشد.

بدهی‌های دولت دلیل بحث در مورد تأثیرات اقتصادی به خصوص در ریسک‌های مرتبط با بازارهای پولی و مالی در چند سال گذشته در بعضی از کشورهای پیشرفته شده است (پوپسکو و تورکو[2]، ۲۰۱۷، آریل[3]، ۲۰۱۷، لیو[4]، ۲۰۱۶). بدهی‌های دولت به بحران‌های مالی در بسیاری ازموارد تبدیل شده است که منجر به تهدید رفاه شهروندان می‌شود.

---

1. Das
2. Popescu, & Turcu
3. Ari
4. Liu

قاعدتاً در لوایج بودجه سنواتی، بازپرداخت بخش‌هایی از این بدهی‌های دولت به بانک-های تجاری وجود دارد؛ در مواقعی دولت توان بازپرداخت این بدهی‌ها را ندارد؛ لذا مطالبات جاری بانک‌ها از دولت به مطالبات معوق تبدیل می‌گردد، فرآیند پرداخت این وجوه چه هنگام پرداخت و چه هنگام عدم بازپرداخت، می‌تواند نقش خلق نقدینگی ایفا نماید نظر به اینکه بررسی اثرات اجزای بدهی دولت به بانکهای تجاری روی اجزای نقدینگی ایران تاکنون آزمون نشده است، این مطالعه سعی دارد تا این خلأ پژوهشی را پوشش دهد. بنابراین و با هدف تدوین یک چارچوب مشخص برای واکنش دولت به انباشت بدهی نزد بانک‌های تجاری و تأثیر این بدهی بر اجزای نقدینگی، مطالعه حاضر تلاش خواهد کرد تا این رابطه را به طور تجربی در نظام بانکی ایران بررسی کند. به این منظور پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به ادبیات موضوع و مبانی نظری و پس از آن به مرور پیشینه تحقیق می‌پردازد. در بخش سوم، مدل و روش تحقیق آمده است. بخش چهارم به برآورد مدل و تفسیر نتایج اختصاص دارد و در بخش پنجم، نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. بدهی دولت

فعالیت‌های حاکمیتی و تصدی گری دولت در ایران به دلیل رانت اقتصادی ناشی از منابع طبیعی در طی زمان به صورت نامطلوب گسترش یافته و در اقتصاد سهم بخش خصوصی کوچک شده است. در نتیجه‌ی این امر، پایه‌های مالیاتی کفاف هزینه‌های فزاینده عملیاتی دولت را نداده و تراز عملیاتی بودجه در طول چهار دهه‌ی اخیر منفی شده است. دولت در طی این سال‌ها (به جز سال‌های ۱۳۶۵، ۱۳۶۷، ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸) مقداری از این کسری را با تخصیص درآمدهای نفتی به هزینه‌های جاری و مقداری دیگر را از محل ایجاد بدهی جبران کرده است. بر همین اساس، اقتصاد ایران دچار کسری بودجه ساختاری است و تا زمان اصلاح ساختار اقتصاد و حاکمیت مالیه عمومی مناسب، برای دولت بکارگیری شیوه‌های استقراض با حداقل پیامدهای نامطلوب اقتصادی ضروری است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۷).

تأمین مالی کسری بودجه از طریق استقراض را به دو دسته؛ تامین مالی از طریق بدهی خارجی و از طریق بدهی داخلی می‌توان تقسیم کرد. استقراض خارجی، قرض از بانک-های خارجی، قرض از مردم و قرض از دولت‌های خارجی را شامل می‌شود. اگر کسری

بودجه از طریق استقراض خارجی تأمین شود، ممکن است به کسری حساب جاری و حتی بحران بدهی‌های خارجی منجر شود (قدمیاری، ۱۳۹۹). استقراض داخلی قرض از مردم، قرض از بانک مرکزی و قرض از بانک‌ها را شامل می‌شود. قرضه‌ی واقعی عبارت است از استقراض دولت از مردم، که در اثر آن قدرت خرید دولت جایگزین قدرت خرید افراد می‌شود. به بیان دیگر افراد با خرید اوراق قرضه دولتی، قدرت خرید جاری خود را به امید دریافت عایدی در آینده، کاهش می‌دهند بنابراین، قدرت خرید دولت افزایش پیدا می‌کند. به طور کلی، پس قدرت خرید کل جامعه در زمان جاری تغییر نمی‌کند (جعفری صمیمی، ۱۳۷۱). تأمین کسری بودجه اگر از طریق استقراض داخلی (انتشار اوراق قرضه) صورت گیرد، نرخ بهره را افزایش می‌دهد و در پی آن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (قدمیاری، ۱۳۹۹). استقراض از منابع بانک مرکزی یکی دیگر از راه‌های تأمین کسری بودجه دولت است که پایه پولی را به دلیل افزایش بدهی دولت به سیستم بانکی افزایش می‌دهد که در جامعه افزایش نقدینگی و تورم عوارض آن می‌باشد و نوعی مالیات تورمی را به دنبال دارد (گای و کوادیو[1]، ۲۰۱۸). کسری بودجه اگر از طریق استقراض از نظام بانکی تأمین شود، این موضوع به دلیل افزایش نقدینگی و در پی آن افزایش تقاضای کل، آثار نامناسب اقتصادی مانند تورم، نوسان در نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و در کل ریسک‌هایی را ممکن است به همراه داشته باشد. بدهی دولت به بانک‌ها از این رو نگرانی‌هایی را ایجاد و به دنبال آن انواع ریسک‌ها را به بخش‌های مختلف اقتصادی تحمیل می‌کند (قدمیاری، ۱۳۹۹).

پولیون معتقد است که کسری بودجه دولت منجر به تورم می‌شود؛ زیرا افزایش بودجه دولت باعث انتقال منحنی IS به سمت راست می‌گردد و به تبع آن نرخ بهره افزایش می‌یابد. بانک مرکزی به منظور در اختیار گرفتن نرخ بهره بخشی از بدهی دولت را به پول تبدیل میکند و در نتیجه عرضه پول افزایش و تورم بالا می‌رود (آل عمران، رویا و آل عمران، سیدعلی، ۱۳۹۳).

در مسائل اقتصادی، سیاست گذاری و بازارهای مالی بدهی دولت اهمیت زیادی دارد و نیز نقش بسیار مهمی در مقادیر اقتصاد کلان۲ و ثبات بازار پولی و مالی دارد (باربریس۳ و همکاران، ۲۰۱۵). دولت‌های زیادی با مدیریت مؤثر تعهدات بدهی در طول تاریخ، مواجه بوده‌اند؛ مدیریت غیراصولی بدهی‌ها در بسیاری از موارد بحران‌های مالی ایجاد

[1]. Guy & Koudio
[2]. Macroeconomic quantities
[3]. Barberis

می‌کنند و سبب تهدید رفاه شهروندان می‌شود (قدمیاری، ۱۳۹۹). کارکرد مفید هم بدهی‌ها می‌توانند داشته باشند مثلا در رکود دسامبر ۲۰۰۷ و جولای ۲۰۰۹ ایالت متحده؛ دولت فدرال از طریق افزایش انباره‌ی بدهی به حمایت از اقتصاد اقدام کرد و از عمیق‌تر شدن رکود مانع شد. عموماً به دلیل اتخاذ سیاست‌های انبساطی مالی همراه سیاست‌های انبساطی پولی با هدف ثبات اقتصادی، حجم بالای بدهی‌ها ایجاد می‌شود. در تجزیه و تحلیل مورد مکزیک براتسیوتیس و رابینسون[1] (۲۰۰۴)؛ در سال ۱۹۹۴ نشان دادند، بدهی‌های دولت که از کسری ناشی می‌شوند، به بحران مالی می‌توانند منتهی شوند (جیمز[2]، ۲۰۱۱). به عنوان مثال سطوح بالای بدهی‌ها، تسویه‌ی آن را از طریق تورم وسوسه می‌کند، به نظر می‌رسد اما تأثیر چنین سیاستی محدود باشد و در دراز مدت ممکن است هزینه داشته باشد. به علاوه، مدیریت بدهی نیاز به توسعه‌ی ابزارهای اطمینان یافتن از نقدینگی مناسب و عملکرد بازارهای اوراق قرضه دولتی دارد (راوداناویز[3] و همکاران، ۲۰۱۱).

رابطه‌ی بدهی دولت و بخش واقعی اقتصاد، شامل اصل برابری ریکاردویی[4] و نظریه‌ی کینزی است. فرضیه برابری ریکاردویی اساساً به وسیله‌ی بارو[5] بسط و توسعه داده شد. اولین بار به وسیله‌ی دیوید ریکاردو مطرح شد. این نظریه بر اساس دو فرض، شکل گرفته است، این دو فرض عبارتند از: انتظارات عقلایی مبنی بر این‌که خانوارها آینده نگر هستند و فرض افق دید خانوارها که تا زمان وضع مالیات می‌باشد.

گروه دیگری از اقتصاددانان با نفوذ، طرفدار برابری ریکاردویی هستند این باور را دارند که کسری بودجه بر مصرف، پس‌انداز و انباشت سرمایه بدون تأثیر است. بحث درباره اثرات بدهی دولت بر متغیرهای اقتصاد کلان سرانجام به بحث درباره مصرف کننده تبدیل می‌شود. زیرا دولت‌ها با کاهش مالیات‌ها و تأمین کسری بودجه از طریق استقراض در آینده مجبور می‌شوند مالیات‌ها را برای بازپرداخت بدهی‌های خود و بهره آن‌ها افزایش دهند. ریکاردو اعتقاد دارد که مردم دریافته‌اند در زمان حال افزایش در قرضه دولت در نتیجه کاهش مالیات‌ها درآمد موقت نصیب فرد می‌کند و برای فراهم کردن پرداخت مالیات بیشتر در آینده مصرف کنندگان به دنبال افزایش قرضه دولت، پس‌انداز بیشتری می‌کنند و افزایش در پس‌اندازهای مردم، در اختیار خانواده‌ها و بنگاه-

---

1. Bratsiotis & Robinson
2. Jimenez
3. Rawdanowicz
4. Ricardian Equivalence
5. Barro

های اقتصادی وام و اعتبارهای بیشتری را قرار می‌دهد و بنابراین افزایش تقاضای وام توسط دولت، به وسیله‌ی افزایش پس‌انداز خنثی می‌شود در نتیجه نرخ بهره تغییری نمی‌کند و کاهش در مالیات‌ها درآمد دائمی ایجاد نمی‌کند و درآمد موقت را خانوارها پس‌انداز می‌کنند و تغییری در مصرف خود نمی‌دهند تا از بابت پس‌انداز، بدهی‌های مالیاتی آینده را که کاهش مالیات‌های جاری دلیل به وجود آمدن آن‌ها شده است، بپردازند. پس کاهش در مالیات فعلی باید با افزایش مالیات‌های آینده تطابق داشته باشد و افزایش پس‌انداز خصوصی، کاهش پس‌انداز بخش عمومی را جبران خواهد کرد. پس-انداز ملی و بنابراین نرخ بهره تغییر نمی‌کند. در نتیجه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تغییری نمی‌کند.

مسأله نسل‌های آینده نکته‌ی آخری می‌باشد که طرفداران نظریه ریکاردو در خصوص کسری بودجه به آن اشاره می‌کنند. رابرت بارو با تأیید دیدگاه ریکاردو، چنین استدلال می‌کند که چون نسل‌های آینده فرزندان نوه‌های نسل کنونی می‌باشند، آن‌ها را بازیگران مستقل صحنه اقتصادی به حساب نباید آورد؛ فرض حتمی این می‌باشد که نسل اکنون به نسل آینده اهیمت می‌دهد و توجه به آن‌ها می‌کند. علت این بشردوستی در روابط متقابل بین نسل‌ها هدیه‌هایی است که مردم به شکل ارث برای فرزندان خود می‌گذارند. کاهش در مالیات فعلی پس با افزایش مالیات‌های آینده باید تطابق داشته باشد و به این ترتیب تغییر نمی‌کند. دیدگاه ریکاردو به معنی این نیست که همه تغییرات مالی بر متغیرهای اقتصادی اثری ندارند؛ اگر سیاست مالی بر خریدهای حال و آینده دولت اثر داشته باشد، بر مقدار مصرف مصرف‌کنندگان تأثیر مثبت، به طور حتم نیز بر سایر متغیرهای اقتصادی از این راه تأثیر خواهد گذاشت. توجه باید کرد که کاهش در خریدهای دولت (نه کاهش در مالیات‌ها) مصرف را افزایش می‌دهد. دولت اگر اعلام کند که خریدهای خود را در آینده کاهش می‌دهد، باعث افزایش مصرف امروز می‌شود؛ اگر حتی در مالیات‌های کنونی تغییری داده نشود؛ چون این به آن مفهوم است که مالیات‌ها در آینده کاهش می‌یابد.

بارو نشان داد اگر حتی طول زندگی افراد محدود باشد خانوارها به آینده نامعلوم ممکن است نگاه کنند، خانوارها چون با نسل آینده از راه بخشش، هدیه‌ها و میراث رابطه برقرار می‌کنند. هنگامی که دولت مالیات را بر دوش نسل آینده قرار می‌دهد، با پس‌انداز نسل-های جاری واکنش نشان می‌دهند، تا ارثی برای نسل آینده باقی گذارند. به تعبیر دیگر

بر این اساس، افزایش درآمد قابل تصرف نسل کنونی، که از کسری بودجه ناشی شده به مصرف نمی‌رسد.

بارو به این نتیجه رسید که هیچ حالت نظری متقاعد کننده‌ای را نمی‌توان برای رویارویی با بدهی‌های عمومی به عنوان یک جزء از ثروت خالص خانوارها یافت. بر این اصل، تغییر در موجودی اوراق قرضه دولتی نمی‌تواند از راه اثر ثروت، متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. در سال‌های اخیر به جهت اهمیت استقراض، دیدگاه-های جدید تأمین مالی از راه اوراق مشارکت و استقراض از مردم مورد توجه قرار گرفته است که این گرایشات تا اندازه‌ای به دیدگاه ریکاردویی نزدیک شده است (گریکوری[1]، ۱۳۸۳).

طبق فرضیه برابری ریکاردو کسری بودجه اهمیتی ندارد و هنگامی که مخارج دولت ثابت باشد و در قرض گرفتن هیچ محدودیتی وجود نداشته باشد، پس‌انداز ملی از کاهش در مالیات جاری متأثر نمی‌شود. بارو در این مورد چنین استدلال می‌کند که تخفیف مالیاتی با یک افزایش مالیاتی معادل در آینده همراه می‌شود و کسری بودجه به وجود آمده، تأثیری در اقتصاد نخواهد داشت. طبق فرضیه ریکاردو، زمانی که دولت برای تأمین مالی کسری بودجه اوراق قرضه منتشر می‌کند، این اوراق به منزله یک دارایی برای دارنده‌ی آن می‌باشد. این اوراق قرضه از طرف دیگر نشان‌دهنده یک بدهی برای خانوارهایی می‌باشد که توسط دولت به خود آن‌ها برای رهایی از این بدهی مالیات می-بندد. این دارائی‌ها و بدهی‌ها اگر یکدیگر را به صورت نسبی خنثی کنند دیگر خانوارها با انتشار اوراق قرضه دولتی و نگه‌داری به وسیله آن‌ها، خود را ثروتمندتر نمی‌دانند. پس مصرف تحت تأثیر کسری بودجه قرار نمی‌گیرد. تخفیف مالیاتی که مخارج کل را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد بر روی پس‌انداز ملی تأثیری نخواهد داشت. از آنجایی که کسری بودجه روی مصرف و پس‌انداز اثری نمی‌گذارد نرخ بهره ثابت می‌ماند و تابع تقاضای پول انتقال نمی‌یابد. در چارچوب IS-LM، فرضیه برابری ریکاردو دلالت بر این دارد که افزایش کسری بودجه نقطه تعادلی منحنی‌های IS و LM را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. به این ترتیب، کسری بودجه روی سطح تعادلی تقاضای پول، نرخ بهره، مصرف و پس-انداز و سرمایه‌گذاری هیچ اثری ندارد (محمد زاده، ۱۳۸۷).

اصل برابری ریکاردویی بیان می‌کند برای یک سطح مشخص از مصرف دولت، انتقال بین دوره‌ای مالیات‌ها (انباشت بدهی‌ها یا کاهش بدهی‌های دولت) بر مصرف بخش

[1]. Gregory

خصوصی هیچ اثری ندارد. در نتیجه نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و تولید در یک اقتصاد بسته نیز تغییری نخواهند کرد. این اصل اگر در اقتصاد صادق باشد، کارکرد سیاست‌های مالی در این صورت به عنوان یک ابزار در راستای ثبات اقتصادی به شدت محدود خواهد شد (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۷).

بر پایه دو فرض کینزین‌ها استدلالات خود را بیان کردند، این دو فرض عبارت است از: عدم بکارگیری منابع تولید در سطح اشتغال کامل و کوتاه نگر بودن مصرف کنندگانی که دچار محدودیت نقدینگی می‌باشند. این نکته را فرض دوم کینزین‌ها بیان می‌کند که مصرف نسبت به تغییرات درآمد قابل تصرف حساسیت زیادی دارد. در افراد کوتاه‌نگر میل نهایی به مصرف زیاد و سیاست کسری بودجه موجب افزایش مصرف می‌شود، چون افراد کسری بودجه را مانند ثروت خالص، که می‌تواند تقاضای کل را افزایش دهد، در نظر می‌گیرند. پس کسری‌های بودجه از دیدگاه کینزین‌ها علی‌رغم این حقیقت که باعث بالارفتن نرخ بهره می‌شود ممکن است سبب رونق و رشد کلی اقتصاد شود. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری دولتی بالاتر می‌تواند سبب افزایش بهره‌وری کل، سرمایه-گذاری خصوصی شده و درنتیجه زمینه افزایش در سرمایه‌گذاری خصوصی را فراهم سازد.

استفاده از سیاست کسری بودجه می‌تواند در صورتی به افزایش تولید و رشد اقتصادی کشور کمک کند و دولت را در اجرای برنامه‌هایش یاری دهد که دولت در زیربناهای اقتصادی در نتیجه افزایش مخارج خود، مانند سرمایه‌گذاری دولتی به خصوص سرمایه-گذاری در بخش‌های زیربنایی مانند بزرگراه‌ها، حمل و نقل، سیستم‌های آب و فاضلاب، نیرو و به سیاست کسری بودجه متوسل شود. در دراز مدت می‌تواند سرمایه‌گذاری این گونه مخارج دولت به افزایش تولید و رشد اقتصادی کمک کند و با توسعه صرفه‌جویی-های خارجی مشوق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شود. آثار اقتصادی تأمین مالی کسری بودجه در دراز مدت به بازدهی مخارج سرمایه‌گذاری دولت و موفقیت این سرمایه‌گذاری‌ها بستگی دارد. قسمت مهمی از مخارج دولت اگر در طرح‌هایی اختصاص یابد که بازدهی سریع داشته باشند، فشارهای نامساعد اقتصادی تا اندازه‌ای از جمله تورم را کاهش می‌توان داد؛ اما ایجاد چنین موقعیت‌هایی در کشورهای جهان سوم امکان پذیر نیست و با سیاست کسری بودجه، شاهد به وجود آمدن آثار نامطلوب اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی خواهیم بود (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۵).

رویکرد کینزی از وجود یک رابطه مثبت بین کسری بودجه و تقاضای واقعی[۱] پشتیبانی می‌کند. بر این اصل، افزایش کسری بودجه (به واسطه‌ی تخفیف مالیاتی یا افزایش مخارج دولت یا هر دو) دلیل افزایش تقاضای کل خواهد شد. تأمین کسری بودجه از راه چاپ اوراق قرضه، با توجه به مکانیسم اثر ثروت، دلیل بر تحریک مصرف می‌شود. به تعبیر دیگر، درآمد حاصل از عایدی بهره سبب افزایش مخارج مصرفی آن‌ها و بنابراین تقاضای کل می‌شود. افزایش تقاضای کل بواسطه‌ی ضریب تکاثر درآمد ملی را افزایش می‌دهد و افزایش درآمد ملی به جای خود تقاضای معاملاتی پول را افزایش می‌دهد. پس بر طبق قضیه کینزی، کسری بودجه موجب تحریک و افزایش تقاضای معاملاتی پول و درنتیجه افزایش تقاضای پول می‌شود. کینزین‌ها در حقیقت نزدیک بین بوده یا محدودیت نقدینگی داشته و بدهی دولت را به عنوان ثروت خالص می‌بینند (محمدزاده، ۱۳۸۷).

از نظر کینزی‌ها کاهش مالیات‌ها با حفظ سطح مخارج مصرفی دولتی دلیل انباشت بدهی دولت شده که این امر در یک دوره افزایش مصرف بخش خصوصی را موجب می‌شود. بنابراین متغیرهای اقتصادی هم‌چون تولید و اشتغال را تحت تأثیر قرار می‌دهد. (آپیر[۲]، ۲۰۱۴) دولت‌ها برای تأمین مالی کسری بودجه افزون بر برداشت از محل مانده‌های پولی خود نزد نهاد بانک مرکزی و سایر نهادهای سپرده‌پذیر (سایر بانک‌ها و مؤسسات اعتباری)، می‌توانند به استقراض از نهادهای مذکور و نهادهای غیرسپرده پذیر و دنیای خارج اقدام کنند (برانسون[۳]، ۱۹۸۶). با در نظر گرفتن عمق و توسعه کم بازار سرمایه در اقتصاد ایران، مشکلات در تأمین منابع مالی خارجی و کاهش منابع مالی قابل دسترس دولت برای اجرای طرح‌های تملک دارایی سرمایه‌ای، وظیفه تأمین مالی واحدهای اقتصادی عمداً بر عهده شبکه بانکی قرار گرفته است (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۶).

بر پایه بخشنامه بانک مرکزی مطالبات نظام بانکهای تجاری از دولت عبارت است از تسهیلاتی که بازپرداخت آن به موجب قانون توسط دولت تضمین شده و یا اجازه تضمین آن توسط دولت در قانون پیش‌بینی شده و تضمین مربوطه توسط سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی صادر شده است. تسهیلات تکلیفی و تبصره‌ای تسهیلاتی است که

---

[۱]. تقاضای واقعی پول را از تقسیم کردن مانده اسمی پول به شاخص قیمت می‌توان به دست آورد.

[2]. Apere

[3]. Branson

به موجب تبصره‌های قوانین بودجه و سایر قوانین و مصوبات مجلس شورای اسلامی به نظام بانکی تحمیل می‌شود. به عبارت دیگر، بانک‌ها بر اساس مصوبات مقاماتی خارج از سیستم بانکی، مسئول اعطای تسهیلات تکلیفی هستند. این تسهیلات در واقع به عنوان ابزاری در دست دولت است، تا با آن برای رسیدن به هدف‌هایی که به دلیل ناکافی بودن درآمدی امکان دستیابی به آنها از راه بودجه وجود ندارد، اقدام کند. تسهیلات تکلیفی در لوایح بودجه سنواتی با هدف تخصیص منابع مالی به بخش‌ها و حوزه‌های خاص و اولویت‌دار، همواره یکی از بخش‌های مهم بودجه تلقی می‌شود.

علاوه بر این حوزه تعهدات دولت به بانکهای تجاری به عنوان مطالبات بانکها از دولت، خود دولت و شرکتهای دولتی نیز برای تامین مالی پروژه‌های خود، از بانکهای تجاری به شیوه های مختلف استقراض می‌کنند. قاعدتاً در لوایح بودجه سنواتی، بازپرداخت بخش-هایی از این بدهی‌های دولت به بانک‌های تجاری در نظر گرفته می‌شود. ولی در مواقعی نیز دولت توان بازپرداخت این بدهی‌ها را ندارد و لذا مطالبات جاری بانک‌ها از دولت به مطالبات معوق تبدیل می‌گردد. چه این بدهی های دولت به بانک‌های تجاری از طریق تسهیلات پرداختی، تسهیلات تکلیفی، تسهیلات تبصره ای باشد و چه خرید اوراق قرضه، اوراق مشارکت و یا اوراق خزانه و سایر اوراق تامین مالی دولت باشد، فرایند پرداخت این وجوه چه هنگام پرداخت و چه هنگام عدم بازپرداخت، می‌تواند نقش خلق نقدینگی ایفا نماید.

عدم توان دولت در بازپرداخت این وجوه در سررسید سبب می‌شود که دولت به نظام بانکی بدهکار شده و این مطالبات معوق شوند. این اتفاق به علت فرآیندهای ارتباطی که بین بانک‌های تجاری و بانک مرکزی وجود دارد در بعضی مواقع مشاهده شده که به رابطه‌ی بین بانک مرکزی و بانک‌های تجاری تبدیل می‌شود و در اینجا بانک مرکزی جایگزین دولت شده، به این معنی که بانک مرکزی بدهی دولت را به عهده می‌گیرد. از آنجا که رابطه‌ی بانک مرکزی با بانک‌های تجاری در ترازنامه‌ی بانک مرکزی تأثیر به جا می‌گذارد، این رفتار ترازنامه‌ی بانک مرکزی را تغییر میدهد. ترازنامه‌ی بانک مرکزی مبنای پایه‌ی پولی است و لذا پایه‌ی پولی تغییر کرده و چون نقدینگی در اقتصاد ضریبی از پایه‌ی پولی است که توسط بانک مرکزی خلق شده است؛ بنابرین بدهی دولت به بانک‌های تجاری می‌تواند بر روی نقدینگی از طریق تغییر اجزا، اثرگذار باشد.

۲-۲. نقدینگی

نقدینگی[۱] (M_2) دربردارنده پول[۲] (M_1) به علاوه‌ی شبه پول[۳] (QM) می‌باشد. پول حاوی سکه، اسکناس و سپرده‌های دیداری است. شبه پول عبارت است از: سپرده‌های پس‌انداز و مدت دار (و اوراق قرضه یا مشارکت کوتاه مدت) (میشکین، ۱۳۸۹، ص ۷۷۵). پول آن چیزی است که در دادو ستد و مبادله مورد قبول عموم افراد جامعه باشد. پول اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده‌های دیداری (سپرده‌های بانکی است که با صدور چک قابل برداشت یا قابل انتقال به دیگران باشد.) است. در دادوستد معمولا یا از چک استفاده می‌شود یا اسکناس بکار برده می‌شود، رایج ترین تعریف پول این تعریف می‌باشد. برای پول سه وظیفه سنتی ذکر شده است: پول چیزی است که مورد قبول همه در دادوستد باشد، پول واحد شمارش یا سنجش است، پول وسیله ذخیره یا حفظ ارزش است، وظیفه‌ی چهارم گاهی اوقات برای پول ذکر می‌گردد آن وسیله تسویه پرداخت‌های معوق است (رحمانی، ۱۳۷۸).

تابع عرضه‌ی پول و نقدینگی دو جزء دارد. ضریب تکاثری و پایه‌ی پولی.

هر پولی (سکه و اسکناس و اعتبار) که از بانک مرکزی به بیرون منتشر شود و درجریان فعالیت‌های بانکی و خلق اعتبار قرار گیرد، پایه‌ی پولی[۴] یا پول پر قدرت گفته می‌شود. پایه‌ی پولی از راه ضریب فزاینده به چند برابر خود (پول یا نقدینگی) تبدیل می‌شود از این سو به آن پول پر قدرت گفته می‌شود. پایه‌ی پولی یک متغیر انباره می‌باشد که با توجه به تغییرات اقلام طرف دارایی‌ها و بدهی‌های ترازنامه بانک مرکزی مقدار آن تغییر می‌یابد. انباره پایه پولی معادل مانده ترازنامه بانک مرکزی است. مانده ترازنامه در طرف دارایی‌ها معادل مقدار منبع پایه پولی است و مانده حساب مذکور در طرف بدهی‌ها مقادیر مصارف پایه پولی است (شاکری، ۱۳۸۹).

ترازنامه‌ی بانک مرکزی را برای روشن شدن پایه‌ی پولی در نظر می‌گیریم، چون بانک مرکزی بیش از سایر بازیگران بر خلق پول اثر دارد.

---

1. Broad Money
2. Money or Narrow Money
3. Quasi Money or Near Money
4. Monetary Base or High Powered Money- B

جدول (۱): ترازنامه‌ی بانک مرکزی بر اساس پایه پولی

خالص دارایی‌های خارجی	۱-ذخائر(R) شامل اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها (VC)
خالص بدهی دولت به بانک مرکزی	۲-اسکناس و مسکوک در گردش یا C^P
بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	
خالص سایر	

مأخذ: میشکین، ۱۳۸۹

پایه‌ی پولی یا پول پر قدرت ستون بدهی‌های بانک مرکزی است. ستون دارایی‌ها با ستون بدهی‌ها، مطابق تعریف ترازنامه برابر است. بنابراین هم می‌توان از بعد منابع (دارایی‌های بانک مرکزی) و هم از بعد مصارف (بدهی‌های بانک مرکزی) پایه‌ی پولی را تعریف کرد (میشکین، ۱۳۸۹).

تغییر هر کدام از اقلام مندرج در جدول فوق موجب تغییر پایه پولی می‌گردد.

برای روشن شدن ارتباط متقابل پایه‌ی پولی با دیگر بخش‌های اقتصاد ابتدا مفهوم ترازپرداخت‌های خارجی را توضیح می‌دهیم. حساب انواع ارزهای وارده به کشور وخارج شده از کشور طی یکسال در ترازپرداخت‌های خارجی کشور[1]، منعکس می‌شود. رابطه‌ی مستقیم بین ترازپرداخت‌های خارجی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی وجود دارد. بدین معنا که افزایش مازاد (کاهش کسری) ترازپرداخت‌های خارجی به افزایش دارایی-های خارجی بانک مرکزی منجر می‌شود. مشروط بر آنکه بانک مرکزی خود را ملزم به حفظ ثبات در نرخ ارز بداند. تضعیف[2] یا تقویت ارزش پول ملی[3] عامل دیگری است که در تغییر ارزش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی موثر است. روشن است اگر برابری قانونی (نرخ ارز رسمی) را دولتی افزایش دهد (تضعیف ارزش پول ملی)، بانک مرکزی در این صورت در ازاء هریک واحد ارزی که از بخش صادرات، خریداری می‌کند باید پول ملی بیشتری دهد. این امر از یک طرف به افزایش پای‌ی پولی (وحجم پول) می‌انجامد معنای دیگر آن است که ارزش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به پول ملی افزایش می‌یابد.

جزء دوم منابع پایه‌ی پولی نیز با بودجه دولت ارتباط دارد. اگر دولت کسری بودجه داشته باشد، برای تامین آن راه‌های مختلفی وجود دارد (استقراض عمومی و فروش اوراق قرضه به مردم، استقراض از بانک‌های تجاری، استقراض خارجی، استقراض از بانک

[1]. Balance of payment- BOP
[2]. Devaluation
[3]. Evaluation

مرکزی). در صورتی که دولت کسری بودجه داشته باشد و آن را از طریق استقراض از بانک مرکزی تامین کند، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی یا جزءدوم منابع پایه‌ی پولی افزایش می‌یابد و به تبع آن پول‌هایی که در دست دولت قرار می‌گیرد در جامعه به گردش در می‌آید و حجم پول در جامعه بدین ترتیب افزایش پیدا می‌کند. در نتیجه کسری بودجه مشروط بر استقراض از بانک مرکزی بر پایه‌ی پولی اثر فزاینده دارد، چنانچه مازاد بودجه (یا کاهش کسری بودجه) مشروط بر آنکه مصروف بازپرداخت بدهی‌های دولت به بانک مرکزی بشود پایه‌ی پولی و حجم پول را کاهش خواهد داد. درنهایت، رابطه‌ی مشابهی بین کسری منابع آزاد بانک‌های تجاری و پایه‌ی پولی وجود دارد. به بیان دیگر اگر بانک‌های تجاری کسری منابع آزاد داشته باشند یعنی پس از سپردن ذخایر قانونی، وجوه آزادشان کفاف مصارفشان را نکند، کسری خود را از طرق گوناگون (همانند دولت) می‌توانند تامین کنند. اگر کسری مزبور را از طریق بانک مرکزی تامین کنند، به افزایش پایه‌ی پولی و حجم پول منجر می‌شود. اگر مازاد منابع هم داشته باشند مشروط بر آنکه آن را صرف بازپرداخت بدهی‌هایشان به بانک مرکزی کنند،بر پایه‌ی پولی اثر کاهنده خواهد داشت (میشکین، ۱۳۸۹).

افزایش در اسکناس و مسکوک در گردش و ذخایر، عرضه‌ی پول را افزایش می‌دهد (با فرض ثبات سایر موارد) و هرگونه افزایش در ذخایر به افزایشی معادل در سطح سپرده‌ها و در نتیجه به عرضه‌ی پول منتهی می‌شود. عرضه‌ی پول با قرار گرفتن واسطه‌های مبادله در جریان مبادلات و فعالیت‌های اقتصادی مترادف است. عرضه‌ی پول و نقدینگی عمدتاً از سپرده‌های مردم نزد بانک‌ها تشکیل شده است (شاکری، ۱۳۸۹).

حلقه‌ی واسط میان پایه‌ی پولی و پول، ضریب فزاینده‌ی پولی است و به تعداد واحد پولی که به وسیله‌ی یک واحد پولی از طریق مکانیسم خلق اعتبار به وجود می آید، گفته می‌شود. به بیان دیگر ضریب فزاینده‌ی پولی از تقسیم انباره‌ی پول در جریان به انباره‌ی پایه‌ی پولی به دست می‌آید.

۲-۳. بدهی دولت و نقدینگی

دولت و شرکتهای دولتی برای تامین مالی پروژه های خود، از بانکهای تجاری به طریقه-های مختلف استقراض می‌کنند. خزانه‌داری می‌تواند در این استقراض به دو صورت وارد عمل شود. در روش اول؛ خزانه داری اوراق قرضه را به بانک‌های تجاری می‌فروشد.

در دومین روش از خزانه‌داری سپرده‌های دیداری (مانده‌های حساب جاری بانکی) خود را از بانک‌های تجاری بیرون بکشد و پول در جریان از این راه را به طور مستقیم افزایش می‌دهد (برانسون، ۱۹۸۶).

قاعدتا در لوایح بودجه سنواتی، بازپرداخت بخش‌هایی از این بدهی‌های دولت به بانک-های تجاری در نظر گرفته می‌شود. ولی در مواقعی نیز دولت توان بازپرداخت این بدهی‌ها را ندارد و لذا مطالبات جاری بانک‌ها از دولت به مطالبات معوق تبدیل می‌گردد. چه این بدهی های دولت به بانک‌های تجاری از طریق تسهیلات پرداختی، تسهیلات تکلیفی، تسهیلات تبصره ای باشد و چه خرید اوراق قرضه، اوراق مشارکت و یا اوراق خزانه و سایر اوراق تامین مالی دولت باشد، فرایند پرداخت این وجوه چه هنگام پرداخت و چه هنگام عدم بازپرداخت، می‌تواند نقش خلق نقدینگی ایفا نماید.

عدم توان دولت در بازپرداخت این وجوه در سررسید سبب می‌شود که دولت به نظام بانکی بدهکار شده و این مطالبات معوق شوند. این اتفاق به علت فرآیندهای ارتباطی که بین بانک‌های تجاری و بانک مرکزی وجود دارد در بعضی مواقع مشاهده شده که به رابطه‌ی بین بانک مرکزی و بانک‌های تجاری تبدیل می‌شود و در اینجا بانک مرکزی جایگزین دولت شده، به این معنی که بانک مرکزی بدهی دولت را به عهده می‌گیرد. از آنجا که رابطه‌ی بانک مرکزی با بانک‌های تجاری در ترازنامه‌ی بانک مرکزی تاثیر به جا می‌گذارد، این رفتار ترازنامه‌ی بانک مرکزی را تغییر میدهد. ترازنامه‌ی بانک مرکزی مبنای پایه‌ی پولی است و لذا پایه‌ی پولی تغییر کرده و چون نقدینگی در اقتصاد ضریبی از پایه‌ی پولی است که توسط بانک مرکزی خلق شده است؛ بنابرین بدهی دولت به بانک‌های تجاری می‌تواند بر روی نقدینگی از طریق تغییر اجزا، اثرگذار باشد.

۳. بررسی پیشینه تحقیق

۳-۱. بررسی مطالعات داخلی

هادیان (۱۳۷۰)، به بررسی راه‌های تأمین کسری بودجه و تأثیر آن‌ها بر تورم پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فزونی پرداختی‌های دولت بر دریافتی‌های او کسری بودجه است که از راه استقراض و گرفتن وام اغلب تأمین می‌شود به این دلیل در شرایطی می‌توان، خالص وام‌گیری دولت را برآوردی از مقدار کسری بودجه دانست. کسری بودجه اندک و غیر مستمر فارغ از نحوه تأمین آن می‌تواند وسیله‌ای برای مقابله

با رکود و دیگر تنش‌های اقتصادی به حساب آید؛ اما کسری بودجه کلان و مستمر با درنظر گرفتن روش تأمین آن بر اقتصاد آثار مخربی خواهد داشت.

جعفری صمیمی (۱۳۷۱)، رابطه بین کسری بودجه دولت، رشد حجم پول و تورم در اقتصاد ایران را در دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۷۴ بررسی نمود. برای این منظور یک الگوی کوچک اقتصاد کلان با استفاده از داده‌های فصلی و منظور نمودن فرضیه انتظارات منطقی تخمین زد. نتایج تجربی نشان می‌دهد، نظریه کینزینها مینی بر اینکه کسری بودجه دولت افزون بر تأثیر از طریق حجم پول به طور مستقیم بر نرخ تورم تأثیر مثبت می‌گذارد را تأیید می‌نماید. این نتایج اما با نظریه طرفداران مکتب پولی مبنی بر تأثیر گذاری کسری بودجه دولت بر نرخ تورم تنها از طریق حجم پول، سازگار نمی‌باشد. همچنین یک الگوی کوچک خودهمبسته برداری برای تجزیه و تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کسری بودجه دولت بر رشد حجم پول و نرخ تورم برآورد شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که کسری بودجه دولت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت با نرخ تورم و رشد حجم پول رابطه مستقیم دارد.

کمیجانی (۱۳۷۳)، در مطالعه خود به بررسی خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی پرداخته است. بر اساس این پژوهش، خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی در پیش از انقلاب سهم چندانی در رشد پایه پولی نداشته و مهم‌ترین عامل خالص دارایی‌های خارجی بوده است. در واقع، با افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی که به سبب سرازیر شدن ارزهای حاصل از فروش نفت به کشور بوده است، از سهم خالص بدهی‌های بخش دولتی به بانک مرکزی در پایه پولی کاسته شده است. مهم‌ترین عوامل رشد خالص بدهی‌های بخش دولتی به بانک مرکزی در سال‌های پس از انقلاب عبارتند از: ۱- ملی کردن بسیاری از صنایع خصوصی، ۲- اعلام غیر قانونی بودن وام‌گیری از خارج در قانون اساسی، ۳- شروع جنگ تحمیلی و پیدایش اثرهای آن، ۴- اعمال تحریم اقتصادی علیه کشور.

تقی‌پور و نوفرستی (۱۳۷۸)، در مطالعه خود به بررسی الگوهای مختلف عکس‌العمل سیاست پولی در ایران پرداختند نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در طی این دوره، مقامات پولی به طور خواسته یا ناخواسته سیاست پولی هماهنگ را اعمال نموده‌اند. علت آن تأمین کسری بودجه دولت از طریق استقراض از نظام بانکی و تا حدودی وابسته بودن درآمدهای دولت به نفت است. چون تغییر ناگهانی درآمد نفت، پایه پولی را بدون توجه به سطح عمومی قیمت‌ها تغییر می‌دهد که تحت شرایط فوق سیاست پولی

پیرو سیاست مالی می‌شود و سیاست مالی سطح قیمت‌ها را در اقتصاد نمی‌تواند مهار کند.

احمدی (۱۳۷۸)، در مطالعه خود به بررسی رابطه تأمین کسری بودجه دولت با حجم نقدینگی پرداخته است نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین افزایش در خالص بدهی دولت به بانک مرکزی (تأمین کسری بودجه دولت توسط بانک مرکزی) رابطه مستقیم قابل مشاهده است. با افزایش نقدینگی، تورم نیز افزایش نشان می‌دهد که تأیید کننده این مطلب است که تأمین کسری بودجه دولت به وسیله بانک مرکزی، موجب افزایش تورم می‌شود.

براتی (۱۳۷۹)، در رساله‌ی کارشناسی ارشد خود به بررسی "اثر کسری بودجه بر تقاضای پول " در ایران می‌پردازد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی مثبت بین بدهی دولتی و تقاضای پول وجود دارد و دیدگاه کینزین‌ها تأیید می‌شود. رابطه‌ی بین درآمد و مخارج دولتی با تقاضای پول با انتظاراتمان تطابق داشته و مثبت می‌باشد.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۵)، در مطالعه خود به بررسی رابطه‌ی بین کسری بودجه‌ی دولت، رشد حجم پول و تورم در اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی ۱۳۷۴- ۱۳۶۰ پرداخته است. نتایج تجربی، نظریه‌ی کینزین‌ها را مبنی بر اینکه کسری بودجه‌ی دولت، افزون بر تأثیر ازطریق حجم پول به‌طور مستقیم بر نرخ تورم تأثیر مثبت می‌گذارد، تأیید می‌کند. این نتایج اما با نظریه‌ی طرفداران مکتب پولی، مبنی بر تأثیرگذاری کسری بودجه‌ی دولت بر نرخ تورم، تنها از طریق حجم پول، سازگار نیست.

اندستا (۱۳۸۶)، در مطالعه خود نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی را با ارائه بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی در دوره ۱۳۵۰- ۱۳۸۳ محاسبه کرده است. او بیان می‌کند که این شاخص با توجه به این که ارتباط بین استقراض و مهم‌ترین شاخص ظرفیت اقتصادی در سطح کلان را مورد توجه قرار می‌دهد، به نحوی ظرفیت تحمل بدهی را می‌تواند نشان دهد؛ به‌طوری که هر چه این نسبت کمتر باشد بر کاهش اهمیت نسبی استقراض در اقتصاد کلان دلالت دارد و دولت در بازپرداخت استقراض ملی با مشکلات کمتری روبه‌رو است.

شاکری (۱۳۸۷)، در پژوهش خود ضمن بررسی تمام عوامل مؤثر بر رشد نقدینگی، به بررسی روند بدهی دولت به بانک مرکزی و دلایل آن پرداخته است. در این مطالعه اشاره شده که؛ بدهی دولت به بانک مرکزی در پیش از انقلاب از سال ۱۳۴۶ شروع به

رشد نمود و در سال‌های پیش از پیروزی انقلاب اسلامی، این رشد تشدید یافت و در سال ۱۳۵۷ به ۹۱ درصد رسید. در سال‌های پیش از انقلاب اسلامی دلایل این رشد ناشی از سوء مدیریت دستگاه‌های پولی بوده است. پس از پیروزی انقلاب اسلامی و با شروع جنگ تحمیلی، برای تأمین کسری بودجه دولت از منبع پولی کردن آن استفاده می‌کند. از سال ۱۳۶۵ تا ۱۳۶۸ به علت کاهش قیمت نفت، کسری بودجه دولت و بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش می‌یابد. از سال ۱۳۷۲ با بازپرداخت بدهی‌های خارجی، بدهی‌های دولت به شدت رو به افزایش می‌گذارد. در سال ۱۳۸۲ بعد از سیاست تک نرخی کردن، با رشد ۳ درصدی بدهی‌های دولت همراه است؛ از سال ۱۳۸۳ به بعد رشد بدهی دولت روند نزولی می‌گیرد. بدهی دولت در سال ۱۳۸۵ بار دیگر روند صعودی به خود می‌گیرد. طبق نتیجه به‌دست آمده، اگر چه قرار بود از طریق اجرای برنامه‌های تعدیل از سال ۱۳۶۸ کسر بودجه دولت کاهش یابد، ولی این امر رخ نداد و این نشانه‌ای از عدم موفقیت برنامه‌های تعدیل اقتصادی در ایران است.

قبادی و کمیجانی (۱۳۸۹)، در مطالعه خود به تبیین رابطه میان سیاست پولی- ارزی و بدهی دولت در ایران و تأثیر آن‌ها بر تورم و رشد اقتصادی با اعمال قیود همزمانی بلندمدت طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۸ پرداخته‌اند. روابط بلندمدت نشان می‌دهد میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی به عنوان یک ابزار تأثیرگذار بر افزایش حجم پول و افزایش قیمت‌ها است.

خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)،در پژوهش خود با روش هم‌جمعی ناپایداری مالی دولت ایران را طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۷ مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می-دهد که در مقیاس، بودجه عمومی دولت در وضعیت پایداری مالی قرار ندارد. شرایط پایداری مالی تأمین خواهد شد؛ اگر حق‌الضرب به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست مالی ایران، فقط با اتکاء به تورم، به بازپرداخت بدهی دولت قادر خواهد بود.

فتاحی و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه خود به بررسی پایداری بدهی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۷- ۱۳۹۰ پرداخته‌اند نتایج این مطالعه نشان داد پایداری بدهی به صورت ضعیف در اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت وجود دارد، اما بدهی در بلندمدت پایدار نیست.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهش خود به بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۴- ۱۳۹۲ با استفاده

از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که نسبت بدهی دولت به GDP تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارد. این تأثیر در الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر درآمدهای نفتی نسبت به الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی و همچنین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است.

محمودی نیا و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه خود به بررسی تقابل استراتژی بین دولت و بانک مرکزی در اقتصاد ایران با استفاده از روش بازی‌های پویای دیفرانسیلی و تعادل نش در چارچوب بازی‌های همکارانه و غیر همکارانه پرداخته‌اند. شبیه‌سازی مدل‌های تعادلی نشان می‌دهد که در بازی‌های همکارانه نسبت به بازی‌های غیرهمکارانه، بدهی تعادلی در سطح پایین‌تر و سرعت همگرایی به سمت تعادل در سطح بالاتری قرار دارد. در بازی همکارانه نسبت به بازی غیرهمکارانه، انتشار پول کمتر و کسری بودجه کمتری در بلندمدت برای تثبیت بدهی موردنیاز است.

کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهش خود به بررسی پایداری بدهی دولت در قالب تابع واکنش مالی با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسیلیوس و داده-های دوره زمانی ۲۰۱۴- ۱۹۷۱ اقتصاد ایران پرداخته‌اند. بر اساس تابع واکنش مالی برآورد شده، واکنش دولت به هر سه نوع بدهی (بدهی دولت به بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی و بدهی خارجی دولت) به صورت قابل اغماض و ضعیف پایدار بوده است نتایج همچنین نشان داد، که سیاست‌های مالی دولت در واکنش به نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی رویکرد موافق چرخه‌ای داشته است؛ درنتیجه توصیه می‌شود که با هدف تدوین یک چارچوب مشخص و با ثبات برای سیاست‌های مالی دولت، چرخه‌های تجاری و انباشت بدهی به عنوان دو مؤلفه اصلی در تابع هدف سیاست‌های مالی دولت لحاظ شوند.

آقایی و رضاقلی‌زاده (۱۳۹۶)، در مقاله خود تحت عنوان بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل بانکی و اقتصادی مؤثر بر حجم مطالبات غیر جاری در بانکی‌های دولتی به این نتیجه رسیدند که متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ رشد اقتصادی، نرخ واقعی، سود تسهیلات، نرخ تورم و بدهی بخش دولتی تأثیر چشمگیری بر حجم مطالبات بانکی داشته است. و متغیرهای درون بانکی از جمله کارایی و مدیریت تأثیر مهمی در عدم بازپرداخت تسهیلات داشته است.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۷)، طی دوره ۱۳۵۲- ۱۳۹۳ در پژوهش خود پیامدهای اقتصاد کلان انواع بدهی‌های دولت ایران را با رویکرد SVAR بررسی نموده است.

یافته‌های تجربی نشان می‌دهد بدهی دولت به نهادهای خارج از نظام بانکی به مازاد تقاضای کل، افزایش نسبت قیمت کالاهای غیرقابل تجارت به قابل تجارت و کاهش GDP منجر می‌شود. بدهی دولت به بانک مرکزی نیز تورم‌زا بوده و GDP را کاهش می‌دهد. بر اساس نتایج تجزیه واریانس همچنین، دولت می‌تواند با مدیریت بدهی‌های خود بخش قابل توجهی از تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان را در کوتاه‌مدت و بلندمدت کنترل کند.

موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان "ساخت سری زمانی بدهی دولت و برآورد نسبت بهینه بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و فضای مالی در اقتصاد ایران" ، به چهار روش، سری زمانی بدهی دولت را محاسبه کردند و علاوه بر این، با دو روش متفاوت به محاسبه‌ی نسبت بهینه‌ی بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی پرداختند و سپس فضای مالی برای خلق بدهی دولتی را استخراج کردند. برآوردهای انجام شده با دو روش حداکثر نسبت بدهی تجربه شده و نسبت بدهی منفی کننده‌ی رشد اقتصادی، نشان می‌دهد که فضای مالی دولت برای ایجاد بدهی تا نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی حدود ۳۰ تا ۳۲ درصد خواهد بود.

۳-۲. بررسی مطالعات خارجی

دایموند[1] (۱۹۶۵)، مدلی را طراحی کرد که به تعادل رقابتی بلندمدت در مدلهای رشد می‌پرداخت و در این مدل اثر بدهیهای دولت بر این تعادل را بررسی کرد. دایاموند نتیجه گرفت که در تعادل بلندمدت، مالیات همان تأثیری را بر زندگی افراد میگذارد که بدهیهای خارجی یا داخلی میگذارند.

هامبرگر و زویک[2] (۱۹۸۱)، در مطالعه خود تأثیر کسری بودجه بر رشد پول در آمریکا را آزمون نمودند و دریافتند که کسری بودجه از سال ۱۹۶۱ تا ۱۹۷۴ و مجددا از سال ۱۹۷۷ تا ۱۹۷۸ بر رشد پول تأثیر داشته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهدکه ترکیبی از سیاست انبساطی مالی و تلاش بانک مرکزی در تعدیل نوسانات نرخ بهره از اواسط دهه ۱۹۶۰ شروع و سبب افزایش نرخ تورم در آمریکا شده است.

لوی[3] (۱۹۸۱)، در مطالعه خود برای بررسی نقش کسری بودجه دولت بر رشد پول از یک مدل اقتصادسنجی در چارچوب IS-LM با بخش درون‌زا استفاده نمود. نتایج

---

1. Diamond
2. Hamburger & Zwick
3. Levy

تخمین برای اقتصاد آمریکا مدل لوی طی دوره ۱۹۵۲- ۱۹۷۸ نشان می‌دهد که پایه پولی، ارتباط مثبت و معنی‌داری با کسری بودجه دولت و نرخ تورم مورد انتظار دارد.

گالی[۱] (۱۹۹۴)، در مقاله‌ی خود با عنوان " آزمون تجربی اثرات کسری بودجه دولت بر تقاضای پول" به بررسی اثر کسری بودجه بر روی نرخ بهره می‌پردازد و از چندین تابع تقاضای پول برای این کار استفاده می‌کند. نتایج مطالعه گالی نشان می‌دهد که تقاضای پول به طور مثبت تحت تأثیر تغییرات مقدار بازاری بدهی دولت قرار نمی‌گیرد. پس، بدهی دولت نمی‌تواند متغیر حذف شده‌ی معادله‌ی تقاضای پول باشد. گالی بیان می-کند که نتایج مطالعه‌اش با بدنه‌ی اصلی ادبیاتی که از فرضیه‌ی برابری ریکاردویی حمایت می‌کند، سازگارمی‌باشد؛ چرا که هیچ شاهدی مبنی بر تأثیرگذاری مثبت بدهی دولت بر نرخ بهره از طریق تابع تقاضا وجود ندارد. هر چند اگر کسری بودجه موقتی در نظر گرفته شود، نتایج با مدل نئوکلاسیک‌ها هم سازگار است.

یلدان[۲] (۱۹۹۷)، با شبیه سازی CGE در مطالعه خود نشان داد که تأمین مالی کسری بودجه از طریق بدهی (اوراق قرضه) و پولی کردن آن بر روی اقتصاد کلان ترکیه اثرات منفی قابل توجهی دارد. پیگیری این سیاست سبب فشار بر نرخ بهره می‌شود و موجب کوچک شدن بازارهای مالی و بخش خصوصی می‌شود و در نهایت اقتصاد واقعی منقبض خواهد شد.

واموکاس[۳] (۱۹۹۸)، در مطالعه‌ای با عنوان "رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول: مشاهده‌ای از یک اقتصاد کوچک" به بررسی اعتبار قضیه‌ی کینز و فرضیه‌ی برابری ریکاردویی می‌پردازد. نتایج مطالعه واموکاس نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی معنی‌دار و مثبتی بین کسری بودجه و تقاضای پول با توجه به داده‌های سالانه وجود دارد. در این مقاله واموکاس از تحلیل هم انباشتگی[۴]، روش تصحیح خطا ECM [۵] و چندین آزمون تشخیص و تصریح[۶] استفاده کرده است.

نلر[۷] و همکاران (۱۹۹۹)، در پژوهش خود با عنوان "سیاست مالی و رشد اقتصادی: شواهدی از کشورهای OECD"، با استفاده از داده‌های ۲۲ کشور OECD و با بهره-

---

1. Gulley
2. Eldan
3. Vamvoukas
4. Co-integration
5. Error Correction Model
6. Diagnostic and Specification Tests
7. Kneller

گیری از تکنیک داده‌های تلفیقی و لحاظ محدودیت بودجه ، به بررسی تأثیر ساختار مالیاتی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها بیان می‌کند که مخارج تولیدی و سایر مخارج دارای اثر مثبت و معنی دار و مالیات‌های ایجاد کننده انحراف در رفتار، دارای اثر منفی و معنی دار و سایر درآمدها دارای اثر منفی و بی‌معنی، بر رشد اقتصادی هستند. از طرفی متغیر GDP اولیه که وارد مدل می‌شود، دارای اثر منفی و معنی‌دار و متغیرهای سرمایه‌گذاری و رشد نیروی کار دارای اثر منفی، ولی بی‌معنی، بر رشد اقتصادی هستند.

بارو[1] (۱۹۹۹)، اشاره می‌کند که دولت‌ها بارها و بارها باید با کسری بودجه کار کنند. به علاوه، باید کسری بودجه موقتی باشد. برای پوشش دادن کسری بودجه دولت باید به دنبال منابع مالی به جز درآمد مالیاتی باشد که می‌توان به کمک‌های مالی و بدهی‌های عمومی از داخل و خارج اشاره کرد.

کوشتپلی و یوشیم[2] (۲۰۰۲)، در مطالعه خود با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۵۰ با استفاده از مدل ECM، تأثیر کسری بودجه بر رشد پایه پولی، تأثیر رشد پایه پولی بر تورم و تأثیر تورم بر رشد اقتصادی ارزیابی شده است. در واقع این مطالعه به کسری بودجه و تأمین مالی آن از طریق پولی کردن بدهی به عنوان یک سیاست پولی نگاه می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که کسری بودجه منجر به افزایش در پایه پولی در کوتاه‌مدت می‌شود و در نهایت این افزایش در پایه پولی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، منجر به تورم می‌شود و اثر تورم بر رشد تولید ناخالص ملی حقیقی در جهت عکس و ضعیف است.

آدام و بیوان[3] (۲۰۰۵)، در مطالعه خود با عنوان "کسری مالی و رشد اقتصادی"، با لحاظ محدودیت بودجه، به بررسی اثر سهم عناصر مالی بودجه دولت در تولید ناخالص داخلی بر رشد پرداخته‌اند. در این مقاله حد آستانه‌ای برای اثر گذاری کسری بودجه دولت و هر یک از راه‌های تأمین مالی آن، بر رشد اقتصادی تعیین شد.

چیچریتا و روتر[4] (۲۰۱۲)، در پژوهش خود با بررسی تأثیر غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی دوازده کشور منطقه یورو طی یک دوره‌ی چهل ساله (از سال ۱۹۷۰ شروع) نشان دادند که نسبت بدهی به GDP بیشتر از ۹۰- ۱۰۰ درصد، بر رشد

---

1. Barro
2. Kuştepeli Yeşim
3. Adam & Bevan
4. Checherita & Rother

بلندمدت اثرات مخربی خواهد داشت، البته اثرات منفی بدهی بالاتر دولت بر رشد اقتصادی ممکن است از سطح تقریبی ۷۰- ۸۰ درصدی GDP شروع شود..

آمارو[1] و همکاران (۲۰۱۳)، در مطالعه خود با استفاده از روش OLS رابطه بین رشد اقتصادی، بدهی خارجی و بدهی‌های داخلی کشور نیجریه را طی دوره ۱۹۷۰- ۲۰۱۰ بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که بدهی‌های خارجی اثر منفی و بدهی‌های داخلیاثر مثبت بر رشد اقتصادی در نیجریه دارند.

آپیر[2] (۲۰۱۴)، در مطالعه خود به بررسی اثرات بدهی‌های بخش عمومی بر سرمایه-گذاری بخش خصوصی در نیجریه طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۱-۲۰۱۲ به روش متغیر ابزاری و تکنیک بوت استرپ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داد که بدهی‌های داخلی اثر خطی و مثبت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند، بدهی‌های خارجی نیز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر U شکل دارند. نسبت مخارج مصرفی بخش خصوصی به GDP بر سرمایه‌گذاری این بخش اثر منفی دارد.

چن[3] و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه خود با تدوین یک مدل نظری غیرخطی به بررسی سطح بهینه سرمایه‌گذاری و بدهی دولت نسبت به GDP بر اساس داده‌های ترکیبی ۶۵ کشور توسعه‌یافته پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از رویکرد رگرسیونی انتقال ملایم[4] نشان داده‌اند که بسته به شرایط اقتصادی، هر کشوری خود سطح بهینه سرمایه‌گذاری و بدهی دولتی منحصر به فردی دارد.

بریتسون و والر[5] (۲۰۱۷)، در پژوهشی به طراحی یک مدل تعادل عمومی پویا[6] اقدام کردند که تئوری مالی سطح قیمت‌ها در آن به عنوان شرط تعادل در نظر گرفته شده است. بررسی خواص دینامیکی مدل مذکور نشان داد که ارزش بازار بدهی‌های دولتی می‌تواند نوسان کند حتی اگر هیچ تغییری در مالیات یا هزینه‌های فعلی یا آینده وجود نداشته باشند.

کوپر و نیکولو[7] (۲۰۱۸)، در پژوهشی تأثیر متقابل بدهی‌های دولتی با بازارهای مالی را بررسی می‌کنند. این تعامل، که به نام "تله شیطانی[8]" معرفی می‌کند، بیان می‌کند که

---

1. Umaru
2. Apere
3. Chen
4. Smoothing Transitional Regressing
5. Berentsen & Waller
6. Dynamic General Equilibrium Model
7. Cooper & Nikolov
8. Diabolic loop

انتخاب دولت برای حمایت بانک‌هایی که در حال ورشکستگی هستند انگیزه‌هایی را برای بانک‌ها به وجود می آورد که به نگه‌داری بدهی‌های دولتی به جای تأمین سرمایه از طریق فروش سهام منجر می‌شود. وی نقش نقدینگی سهام بانک را در تعیین اینکه آیا "تله شیطانی" نتیجه یک تعادل نش بین بانک‌ها و دولت است را در مدل نظری‌اش اثبات می‌کند. وقتی بانک‌ها تأمین مالی خود را از طریق انتشار سهام انجام دهند، "تله شیطانی" از بین می‌رود. اما در تعادل نش، انتظارات عقلایی بانک‌ها برای کمک مالی دولت، این اطمینان حاصل می‌کند که هیچ سهامی صادر نشده و حلقه بدهی بانکی قرض دولتی حاکم است.

جنایولی[1] و همکاران (۲۰۱۸)، در پژوهشی اوراق قرضه و بدهی دولتی نگه‌داری شده به وسیله‌ی ۲۰،۰۰۰ مشاهده در بانک‌های ۱۹۱ کشور و ۲۰ مورد نکول از بدهی دولتی را در طول سال‌های ۱۹۸۸-۲۰۱۲ را بررسی می‌کند و دو واقعیت را تبیین می‌کند. نخست به طور معمول بانک‌ها اوراق قرضه دولتی زیادی نگه‌داری می‌کنند مخصوصاً بانک‌هایی که وام‌های کمتری می‌دهند و در کشورهای کمتر توسعه یافته فعالیت می‌کنند. دوم، در سال‌های بحران مالی، بانک‌هایی که اوراق قرضه دولتی بیشتری خریده‌اند، نرخ رشد وام کمتری نسبت به بانک‌های بدون اوراق قرضه دارند (حدود ۷ درصد کمتر). این نتایج نشان می‌دهد که پدیده‌ی آغوش خطرناک[2] بین بانک‌ها و دولت‌های حاکم بر آن‌ها نقش مهمی در نکول قرض‌های بانکی مستقل ایفا می‌کند و دوره و شدت آن بستگی به شرایط کشورها دارد.

بوباکر[3] و همکاران (۲۰۱۹)، تلاش نمودند تا در پژوهشی مدلی کلان- مالی برای ایالت متحده طراحی کنند که در آن اثر سیاست‌های پولی مبتنی بر بدهی دولت را بر شکنندگی بررسی کنند. آن‌ها شواهد تجربی ارائه نمودند که سیاست پولی تسهیل کننده به وسیله‌ی بانک فدرال، بازده دارایی‌های ایالت متحده را کاهش داده و نقدینگی را افزایش می‌دهد.

مابولا و ماتوسا[4] (۲۰۱۹)، به بررسی اثر بدهی عمومی بر سرمایه گذاری خصوصی در تانزانیا پرداختند آنان با بکارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های تأخیری نشان دادند

---

1. Gennaioli
2. Dangerous embrace
3. Boubaker
4. Mutasa and Kalk

که رابطه غیرخطی چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت میان بدهی‌های خارجی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد.

همان‌طور که ادبیات پژوهشی ارائه شده نشان می‌دهد تا کنون پژوهشی به بررسی این فرضیه در خارج از کشور و اقتصاد ایران نپرداخته است. از این رو پژوهش حاضر قصد دارد تا این خلأ پژوهشی را پر کند.

بوریسوف و کالک[1] (۲۰۲۰)، برای مطالعه خود یک مدل رشد AK و بدهی عمومی که با نوسانات مالیات بر درآمد تأمین مالی می‌شود را درنظر گرفتند. در این مطالعه نشان دادند که یک سطح آستانه‌ای از نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. اگر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی کمتر از این سطح باشد، اقتصاد به یک تعادل یکتا رشد متعادل و برابری (کاهش نابرابری ثروت) همگرا می‌شود. درحالی که اگر این نسبت بالای حد آستانه باشد نرخ رشد برابری تعادلی از رشد تعادلی بالاتر می‌باشد. بنابراین یک کاهش در بدهی عمومی ممکن است که اقتصاد را به سمت تعادل حرکت دهد و رشد شتاب بیشتری پیدا کند. همچنین نتایج حاکی از آن است که سیاست‌هایی که با هدف کاهش نابرابری از بدهی عمومی استفاده می‌کند ممکن است در بلندمدت نابرابری ثروت را افزایش دهد.

دل منتو و پناچیو[2] (۲۰۲۰)، به بررسی رابطه فساد و بدهی عمومی در کشورهای عضو OECD برای سالهای ۲۰۱۵-۱۹۹۵، با استفاده از روش پانل پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که فساد، بدهی عمومی را افزایش می‌دهد و این اثر بستگی به اندازه مخارج دولت دارد. همچنین، در کوتاه‌مدت اگر فساد نیمه شود، بدهی عمومی باید دو درصد کاهش پیدا کند. در واقع بدهی عمومی تابعی از سطح فساد است. در کشورهایی مانند یونان و ایتالیا که سطح بدهی عمومی و فساد بالاست اثرات مخرب فساد بر بدهی‌های عمومی نیز در بلندمدت وجود دارد. لذا، نویسندگان بیان می‌کنند که کنترل فساد ابزار مناسبی برای مهار و تعیین بدهی عمومی است.

۴. معرفی مدل و متغیرها و روش برآورد مدل

در این مطالعه، الگوی غیرخطی رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بکار می رود، که یک رویکرد واحد برای همجمعی و تصحیح خطا می‌باشد و روشی جدید برای

---

1. Andrei
2. Luca

مشخص کردن روابط نامتقارن و غیرخطی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای اقتصادی می‌باشد. مدل غیرخطی (NARDL) شکل توسعه یافته مدل (ARDL) خطی می‌باشد که به وسیله شین[1] و همکاران (۲۰۱۴) گسترش و توسعه یافت و گرنجر و یون[2] (۲۰۰۲) آن را ابداع کردند. در این شیوه نوسان متغیرها به دو گروه نوسان مثبت و منفی تقسیم می‌گردند.

۴-۱. مدل اول

جهت بررسی رابطه بین پایه پولی و بدهی بخش دولتی مدل تحقیق به صورت رابطه زیر مطرح می‌شود:

$$B_3 = F(EGR, INF, x_2, x_3) \qquad (۱)$$

به طوری که متغیرهای استفاده شده برای این مدل به شرح زیر است:

B_3 : پایه پولی، EGR: نرخ رشد اقتصادی، INF: نرخ تورم، x_2: بدهی دولت به بانک-های تجاری، x_3: بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری.

تابع لگاریتمی مدل (۱) به شکل زیر می‌باشد:

$$LnB_{3t} = \beta_0 + \beta_1 lnB_{3t-1} + \beta_2 lnEGR_t + \beta_3 lnINF_t + \beta_4 lnX_{2t} + \beta_5 lnX_{3t} + U_t \qquad (۲)$$

در روش ARDL متقارن نوسانات بر پایه پولی تاثیرگذار می‌باشند، اما تاثیر نوسان‌های مثبت و منفی به صورت مجزا بیان نمی‌گردد. به عبارتی دیگر تاثیری که نوسان‌های مثبت بر پایه پولی دارند می‌تواند از تاثیر نوسان‌های منفی متفاوت باشد لذا می‌توان تاثیرات این نوسان‌های مثبت و منفی را به صورت جداگانه برآورد نمود، که تصریح مدل اصلی این تحقیق به صورت رابطه (۳) می‌باشد:

$$LnB_{3t} = \beta_0 + \beta_1 lnB_{3t-1} + \beta_2 lnEGR_t + \beta_3 lnINF_t + \beta_4 lnX_{2t}^{+} + \beta_5 lnX_{2t}^{-} + \beta_6 lnX_{3t}^{+} + \beta_7 lnX_{3t}^{-} + U_t \qquad (۳)$$

(lnX_{2t}^{+}): لگاریتم شوک‌های مثبت بدهی دولت به بانک‌های تجاری است.

($\boldsymbol{lnX_{2t}^{-}}$): لگاریتم شوک‌های منفی بدهی دولت به بانک‌های تجاری است.

به طوری که:

($\Delta \boldsymbol{lnX_{2t}^{+}}$): جمع جزئی فرآیندهای افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری است.

---

[1]. Shin

[2]. Granger & Yoon

(ΔlnX_{2t}^{-}): جمع جزئی فرآیندهای کاهش بدهی دولت به بانک‌های تجاری است.
): لگاریتم شوک‌های مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری است.
$lnX_{3t}^{+})$
$(\boldsymbol{lnX_{3t}^{-}})$: لگاریتم شوک‌های منفی بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری است.
به طوری که:
$(\Delta \boldsymbol{lnX_{3t}^{+}})$: جمع جزئی فرآیندهای افزایش بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک-های تجاری است.
(ΔlnX_{3t}^{-}): جمع جزئی فرآیندهای کاهش بدهی شرکت‌ها و مژسسات دولتی به بانک-های تجاری است.
مدل بلندمدت به صورت معادله زیر می‌باشد و اگر به شکل مدل تصحیح خطا بازنویسی شود به اثرات کوتاه‌مدت نیز می‌توان پی برد:

$$\Delta LnB_3 = \beta_0 + \beta_1 lnB_{3t-1} + \beta_2^{+}(lnEGR_{t-1}) + \beta_3(lnINF_{t-1}) + \beta_4(lnX_{2t-1}^{+}) + \beta_5(lnX_{2t-1}^{-}) + \beta_6(lnX_{3t-1}^{+}) + \beta_7(lnX_{3t-1}^{-}) + \sum_{j=1}^{t}\delta_2^{-}\Delta lnEGR_{t-1} + \sum_{j=1}^{t}\delta_3\,\Delta lnINF_{t-1} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{+}\Delta lnX_{2t-1}^{+} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{-}\Delta lnX_{2t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{+}\Delta lnX_{3t-1}^{+} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{-}\Delta lnX_{3t-1}^{-} + U_t \quad (۴)$$

در رابطه (۴) ضرایب β نمایانگر ضرایب بلندمدت و ضرایب δ نمایانگر ضرایب کوتاه‌مدت هستند.

۴-۲. مدل دوم

جهت بررسی رابطه بین پول و بدهی بخش دولتی مدل تحقیق به صورت رابطه زیر مطرح می‌شود:

$$M_1 = f_1(EGR, INF, x_2, x_3) \quad (۵)$$

به طوری که متغیرهای استفاده شده در این مدل به شرح زیر می‌باشد:
M_1 : پول، EGR: نرخ رشد اقتصادی، INF: نرخ تورم، x_2 : بدهی دولت به بانک‌های تجاری، x_3 : بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری.
تابع لگاریتمی مدل فوق به شکل زیر می‌باشد:

$$LnM_1 = \beta_0 + \beta_1 lnM_{1t-1} + \beta_2 lnEGR_t + \beta_3 lnINF_t + \beta_4 lnX_{2t} + \beta_5 lnX_{3t} + U_t \quad (۶)$$

با توجه به توضیحات مدل اول، تصریح مدل اصلی این تحقیق به صورت رابطه (۱۰) می‌باشد:

$$LnM_1 = \beta_0 + \beta_1 lnM_{1t-1} + \beta_2 lnEGR_t + \beta_3 lnINF_t + \beta_4 lnX_{2t}^{+} + \beta_5 lnX_{2t}^{-} + \beta_6 lnX_{3t}^{+} + \beta_7 lnX_{3t}^{-} + U_t \quad (۷)$$

مدل بلندمدت به صورت معادله (۸) می‌باشد و اگر به شکل مدل تصحیح خطا بازنویسی شود به اثرات کوتاه‌مدت نیز می‌توان پی برد:

$$\Delta LnM_1 = \beta_0 + \beta_1 lnM_{1t-1} + \beta_2^{+}(lnEGR_{t-1}) + \beta_3(lnINF_{t-1}) + \beta_4(lnX_{2t-1}^{+}) + \beta_5(lnX_{2t-1}^{-}) + \beta_6(lnX_{3t-1}^{+}) + \beta_7(lnX_{3t-1}^{-}) + \sum_{j=1}^{t}\delta_2^{-}\Delta lnEGR_{t-1} + \sum_{j=1}^{t}\delta_3\,\Delta lnINF_{t-1} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{+}\Delta lnX_{2t-1}^{+} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{-}\Delta lnX_{2t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{+}\Delta lnX_{3t-1}^{+} + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^{-}\Delta lnX_{3t-1}^{-} + U_t \quad (۸)$$

۴-۳. مدل سوم

جهت بررسی رابطه بین نقدینگی و بدهی بخش دولتی مدل تحقیق به صورت رابطه زیر مطرح می‌شود:

$$M_2 = F(EGR, INF, x_2, x_3) \quad (۹)$$

به طوری که متغیرهای استفاده شده در این مدل به شرح زیر می‌باشد:

M_2 : نقدینگی، EGR: نرخ رشد اقتصادی، INF: نرخ تورم، x_2 : بدهی دولت به بانک-های تجاری، x_3 : بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری.

تابع لگاریتمی مدل فوق به شکل زیر می‌باشد:

$$LnM_2 = \beta_0 + \beta_1 lnM_{2t-1} + \beta_2 lnEGR_t + \beta_3 lnINF_t + \beta_4 lnX_{2t} + \beta_5 lnX_{3t} + U_t \quad (۱۰)$$

با اشاره به توضیحات مدل اول، تصریح مدل اصلی این تحقیق به صورت رابطه (۱۱) می‌باشد:

$$LnM_2 = \beta_0 + \beta_1 lnM_{2t-1} + \beta_2 lnEGR + \beta_4 lnINF_t + \beta_2 lnX_{2t}^{+} + \beta_3 lnX_{2t}^{-} + \beta_2 lnX_{3t}^{+} + \beta_3 lnX_{3t}^{-} + U_t \quad (۱۱)$$

مدل بلندمدت به صورت معادله (۱۲) می‌باشد و اگر به شکل مدل تصحیح خطا بازنویسی شود به اثرات کوتاه‌مدت نیز می‌توان پی برد:

$$\Delta LnM_2 = \beta_0 + \beta_1 lnM_{2t-1} + \beta_2^+(lnEGR) + \beta_4(lnINF_{t-1}) + \beta_2^+(lnX_{2t-1}^+) + \beta_3^-(lnX_{2t-1}^-) + \beta_2^+(lnX_{3t-1}^+) + \beta_3^-(lnX_{3t-1}^-) + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnEGR + \sum_{j=1}^{t}\delta_2^-\Delta lnINF + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{2t-1}^+ + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{2t-1}^- + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{3t-1}^+ + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{3t-1}^- + U_t \quad (۱۲)$$

۴-۴. مدل چهارم

جهت بررسی رابطه بین شبه پول و بدهی بخش دولتی مدل تحقیق به صورت رابطه (۱۳) مطرح می‌شود:

$$\mathrm{Q}M_2 = F(EGR, INF, x_2, x_3) \quad (۱۳)$$

به طوری که متغیرهای استفاده شده در این مدل به شرح زیر می‌باشد:

QM_2 : شبه پول، EGR: نرخ رشد اقتصادی، INF: نرخ تورم، x_2 : بدهی دولت به بانک‌های تجاری، x_3 : بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری

تابع لگاریتمی مدل فوق به شکل (۱۳) می‌باشد:

$$LnQM_2 = \beta_0 + \beta_1 lnQM_{2t-1} + \beta_2 lnEGR_t + \beta_3 lnINF_t + \beta_4 lnX_{2t} + \beta_5 lnX_{3t} + U_t \quad (۱۴)$$

تصریح مدل اصلیی به صورت رابطه (۱۵) می‌باشد:

$$LnQM_2 = \beta_0 + \beta_1 lnQM_{2t-1} + \beta_2 lnEGR + \beta_4 lnINF_t + \beta_2 lnX_{2t}^+ + \beta_3 lnX_{2t}^- + \beta_2 lnX_{3t}^+ + \beta_3 lnX_{3t}^- + U_t \quad (۱۵)$$

مدل بلندمدت به صورت معادله (۱۶) می‌باشد و اگر به شکل مدل تصحیح خطا بازنویسی شود به اثرات کوتاه‌مدت نیز می‌توان پی برد:

$$\Delta LnQM_2 = \beta_0 + \beta_1 lnM_{2t-1} + \beta_2^+(lnEGR) + \beta_4(lnINF_{t-1}) + \beta_2^+(lnX_{2t-1}^+) + \beta_3^-(lnX_{2t-1}^-) + \beta_2^+(lnX_{3t-1}^+) + \beta_3^-(lnX_{3t-1}^-) + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnEGR + \sum_{j=1}^{t}\delta_2^-\Delta lnINF + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{2t-1}^+ + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{2t-1}^- + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{3t-1}^+ + \sum_{j=1}^{t}\delta_1^+\Delta lnX_{3t-1}^- + U_t \quad (۱۶)$$

شایان ذکر است که تمام مدل ها برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۷ برآورد شده اند و داده‌های مورد نیاز از پایگاه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری شده‌اند.

۴. برآورد الگو و تحلیل نتایج

قبل از انجام آزمون هم‌جمعی باید اطمینان کسب کنیم که متغیرهای مورد بررسی،

دارای درجه انباشتگی بیشتر از I(1) نیستند. اگر متغیرهای مورد بررسی انباشته از درجه دو یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) به منظور بررسی رابطه بلند مدت قابل اعتماد نیست (آنگ[2]، ۲۰۰۷).

پس لازم است قبل از برآورد الگو، پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه از آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون استفاده شد و نتایج در جدول ۱ ارائه شده است.

۴-۱. مانایی

می توان هر سری زمانی را محصول یک فرآیند تصادفی دانست. فرآیند تصادفی یک متغیر سری زمانی وقتی ماناست که میانگین و واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد.

یکی از آزمون‌های مانایی توسط فیلیپس و پرون (PP)[3] ارائه شده است که مشابه آزمون دیکی-فولر می‌باشد. تفاوت آزمون فیلیپس-پرون با آزمون دیکی-فولر در این است که u_tها می‌توانند دارای خودهمبستگی باشند، هرچند نتایج این دو آزمون تا حدود زیادی نزدیک است (سوری، ۱۳۹۴). این کار با استفاده از نرم‌افزار Eviews و به وسیله آزمون فیلیپس- پرون برای مدل که شامل متغیرهای وابسته و مستقل می‌باشد، صورت می-گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد تمامی متغیرها به جز نرخ رشد اقتصادی در سطح ناپایا بوده و با یکبار تفاضل گیری پایا می‌شوند.

جدول (۲): نتایج آزمون فیلیپس- پرون در سطح معناداری ۵درصد

متغیرها	کمیت بحرانی	آماره ADF	وضعیت مانایی	انباشتگی متغیرها
LB_3	-۱۵/۰۸۳۰۱	-۲/۸۹۵۵۱۲	مانا	I(1)
LM_1	-۱۴/۶۶۴۹۸	-۲/۸۹۵۵۱۲	مانا	I(1)
LM_2	-۱۱/۸۱۲۲۰	-۲/۸۹۵۵۱۲	مانا	I(1)
$LEGR$	-۸/۲۱۹۶۵۵	-۲/۹۳۵۰۰۱	مانا	I(0)
$LINF$	-۳/۶۴۳۶۶۴	-۲/۸۹۵۵۱۲	مانا	I(1)
Lx_2	-۹/۷۱۰۵۴۷	-۲/۸۹۵۵۱۲	مانا	I(1)
Lx_3	-۱۰/۱۷۳۰۷	-۲/۸۹۵۵۱۲	مانا	I(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

[1]. Pesaran
[2]. Ang
[3]. Phillips- Perron test

۴-۲. هم‌جمعی

از آن‌جا که متغیرهای الگو طبق آزمون‌های ریشه واحد جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم-انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور در این پژوهش جهت بررسی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون هم‌جمعی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای تشخیص معناداری رابطه بلندمدت استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول(۳): نتایج آزمون هم‌جمعی کرانه‌های پسران و همکاران

مدل اول			مدل دوم			مدل سوم			مدل چهارم			
آماره آزمون	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)	آماره آزمون	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)	آماره آزمون	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)	آماره آزمون	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)	سطح معناداری
۶/۴۱۳۸۸۶	۳/۲۹	۴/۳۷	۴/۸۵۱۲۰۸	۳/۲۹	۴/۳۷	۹/۳۲۶۰۹۵	۳/۲۹	۴/۳۷	۶/۸۳۹۸۸۲	۳/۲۹	۴/۳۷	۱ درصد
	۲/۵۶	۳/۴۹		۲/۵۶	۳/۴۹		۲/۵۶	۳/۴۹		۲/۵۶	۳/۴۹	۵ درصد
	۲/۲	۳/۰۹		۲/۲	۳/۰۹		۲/۲	۳/۰۹		۲/۲	۳/۰۹	۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق

فرض صفر در آزمون کرانه‌ها عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۲، در مدل اول؛ مقدار آماره آزمون ۶,۴۱۳۸۸۶ است که از همه کرانه-های سطح یک و دو بزرگ‌تر است و امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت. در مدل دوم؛ مقدار آماره آزمون ۴,۸۵۱۲۰۸ است که از همه کرانه‌های سطح یک و دو بزرگ‌تر است و امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت. در مدل سوم؛ مقدار آماره آزمون ۹,۳۲۶۰۹۵ است که از همه کرانه‌های سطح یک و دو بزرگ‌تر است و امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت. در مدل چهارم؛ مقدار آماره آزمون ۶,۸۳۹۸۸۲ است که از همه کرانه‌های سطح یک و دو بزرگ‌تر است و امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت.

۴-۵. برآورد مدل‌ها

جدول (۴): نتایج تخمین کوتاه‌مدت مدل NARDL

	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم		مدل چهارم	
متغیر	ضرایب	(prob)	ضرایب	(prob)	ضرایب	(prob)	ضرایب	(prob)
lB_3(-1)	۰/۴۰۴۸۵۱	۰/۰۰۰۴	–	–	–	–	–	–
lB_3(-2)	۰/۲۸۱۴۹۸	۰/۰۱۲۴	–	–	–	–	–	–
lM_1(-1)	–	–	۰/۴۸۷۴۶۸	۰/۰۰۰۰	–	–	–	–
lM_1(-2)	–	–	۰/۵۹۱۸۹۲	۰/۰۰۰۰	–	–	–	–
lM_2(-1)	–	–	–	–	۰/۷۷۸۱۴۶	۰/۰۰۰۰	–	–
lM_2(-2)	–	–	–	–	۰/۴۷۴۱۳۲	۰/۰۰۰۲	–	–
lM_2(-3)	–	–	–	–	-۰/۲۵۲۵۶۱	۰/۰۱۴۶	–	–
lQM_2(-1)	–	–	–	–	–	–	۱/۰۵۱۵۷۱	۰/۰۰۰۰
$lEGR$_POS	۰/۰۰۰۳۸۳	۰/۹۶۸۱	۰/۰۱۶۲۱۰	۰/۰۷۶۸	۰/۰۰۲۹۹۳	۰/۲۹۱۸	۰/۰۰۱۱۵۸	۰/۶۷۴۵
$lEGR$_NEG	۰/۰۰۳۵۰۳	۰/۷۰۷۵	-۰/۰۰۴۲۴۹	۰/۶۱۲۶	۰/۰۰۳۱۰۴	۰/۳۹۳۳	۰/۰۰۴۵۸۲	۰/۱۸۸۱
$lEGR$_NEG(-1)	-۰/۰۱۲۵۹۱	۰/۳۷۴۶	۰/۰۲۲۸۸۳	۰/۰۹۵۴	–	–	–	–
$lEGR$ _NEG(-2)	-۰/۰۰۶۳۸۶	۰/۵۶۰۱	–	–	–	–	–	–
$lEGR$ _NEG(-3)	-۰/۰۲۶۷۸۶	۰/۰۰۳۳	–	–	–	–	–	–
$lINF$ _POS	۰/۱۳۰۴۷۶	۰/۲۷۷۱	۰/۲۸۷۴۰۹	۰/۰۱۲۲	-۰/۰۶۵۰۱۵	۰/۰۲۹۶	-۰/۰۹۰۹۱۳	۰/۰۰۲۱
$lINF$ _POS(-1)	-۰/۲۱۷۶۹۸	۰/۲۷۶۹	-۰/۶۳۶۶۹۵	۰/۰۰۳۷	۰/۰۵۶۴۹۷	۰/۰۶۱۸	۰/۰۷۹۹۲۰	۰/۰۰۸۷
$lINF$ _POS(-2)	۰/۱۸۷۴۸۱	۰/۱۲۷۵	۰/۴۶۴۹۳۷	۰/۰۳۳۳	–	–	–	–
$lINF$ _POS(-3)	–	–	-۰/۲۱۸۹۲۹	۰/۰۶۷۸	–	–	–	–
$lINF$ _NEG	۰/۱۲۱۳۰۳	۰/۲۳۷۱	-۰/۱۴۰۴۹۰	۰/۱۷۴۱	۰/۰۳۱۳۸۱	۰/۱۸۱۷	۰/۰۵۸۵۶۸	۰/۰۱۰۴
$lINF$ _NEG(-1)	-۰/۱۸۸۵۰۹	۰/۰۵۷۹	۰/۱۷۹۴۶۴	۰/۰۹۷۹	–	-	–	–
lx_2_POS	۰/۱۲۴۶۷۵	۰/۰۷۲۳	۰/۱۳۷۵۴۸	۰/۰۲۲۴	۰/۰۴۳۵۸۰	۰/۱۱۰۶	۰/۰۰۱۵۷۰	۰/۹۵۰۴
lx_2_POS(-1)	-۰/۳۴۰۵۹۲	۰/۰۰۰۲	-۰/۲۵۲۸۶۴	۰/۰۰۲۱	-۰/۰۷۲۴۴۰	۰/۰۱۴۱	-۰/۰۲۹۷۱۶	۰/۲۳۰۰
lx_2_POS(-2)	۰/۱۱۸۸۸۰	۰/۲۰۹۴	۰/۰۸۷۴۴۸	۰/۱۶۳۴	۰/۰۱۲۷۰۷	۰/۴۱۱۳	–	–
lx_2_POS(-3)	۰/۱۱۸۹۳۰	۰/۰۸۸۳	–	–	–	–	–	–
lx_2_NEG	-۰/۰۸۵۱۱۰	۰/۴۷۸۵	-۰/۰۴۲۸۵۴	۰/۶۰۷۲	-۰/۰۴۷۹۴۱	۰/۱۴۵۴	-۰/۰۷۰۹۳۸	*0.0227*
lx_2_NEG(-1)	۰/۴۰۴۳۰۳	۰/۰۰۰۳	–	–	–	-	–	–
lx_3_POS	-۰/۰۳۷۵۷۱	۰/۴۷۴۵	۰/۰۴۹۳۵۹	۰/۳۶۰۹	-۰/۰۱۵۱۲۴	۰/۴۷۹۸	-۰/۰۲۶۱۹۳	۰/۲۱۳۷
lx_3_POS(-1)	-۰/۱۰۸۶۸۷	۰/۱۰۷۷	-۰/۱۶۸۳۱۲	۰/۰۱۲۴	-۰/۰۲۵۲۹۹	۰/۳۵۲۵	۰/۰۱۴۹۷۷	۰/۵۷۴۹
lx_3_POS(-2)	۰/۱۲۷۰۸۴	۰/۰۲۹۳	۰/۱۶۴۶۴۳	۰/۰۰۲۴	۰/۰۶۶۳۱۵	۰/۰۰۴۲	۰/۰۳۴۱۳۸	۰/۱۲۷۱
lx_3_NEG	-۰/۰۲۹۶۳۳	۰/۲۷۵۳	-۰/۱۴۸۰۰۵	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۱۳۱۳۱	۰/۱۶۹۹	-۰/۰۰۷۲۰۴	۰/۴۴۶۹
lx_3_NEG(-1)	–	–	۰/۰۹۷۴۷۸	۰/۰۱۱۳	–	–	–	–
C	۱/۲۵۸۸۰۱	۰/۰۰۳۹	-۰/۲۳۹۴۶۰	۰/۶۲۱۰	۰/۰۷۱۰۶۳	۰/۷۷۵۶	-۰/۱۳۱۳۸۷	۰/۴۵۲۳
R-squared	۰/۹۹۸۸۰۸		۰/۹۹۸۵۵۲		۰/۹۹۹۸۴۸		۰/۹۹۹۸۷۱	
Adjusted R-squared	۰/۹۹۸۳۵۶		۰/۹۹۸۰۸۵		۰/۹۹۹۸۱۲		۰/۹۹۹۸۴۸	
F-statistic	۲۲۰۹/۸۷۲		۲۱۳۷/۹۵۳		۲۷۵۶۷/۳۹		۴۱۸۹۲/۵۵	
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews

جدول(۴) نتایج کوتاه‌مدت اثرات اجزای بدهی دولت به بانک‌های تجاری بر روی اجزای نقدینگی در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

در کوتاه‌مدت، در سطح اطمینان ۰/۰۱ در مدل اول؛ با ثابت بودن سایر عوامل نتایج تخمین نشان هنده اثرگذاری معنی‌دار کوتاه‌مدت بدهی دولت به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل بر پایه‌ی پولی است. آماره احتمال شوک منفی بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری و یک دوره قبل نشان‌دهنده اثرگذاری معنی‌دار تغییرات کوتاه-مدت بدهی دولت به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل بر پایه پولی است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره قبل می‌تواند موجب افزایش پایه پولی به میزان ۰/۴۰ درصد شود. آماره احتمال شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری نشان‌دهنده اثرگذاری معنی‌دار کوتاه-مدت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دو دوره قبل بر پایه‌ی پولی است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری در ایران در دوره قبل می‌تواند موجب افزایش پایه پولی به میزان ۰/۱۲ درصد شود. آماره احتمال شوک منفی بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره جاری برابر ۰/۲ است که بی‌معنی است. در مدل دوم؛ با ثابت بودن سایر عوامل آماره احتمال شوک مثبت بدهی دولت به بانک‌های تجاری نشان دهنده این است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار کوتاه‌مدت بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری ویک دوره قبل بر پول است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری می‌تواند موجب افزایش پول به میزان ۰/۱۳ درصد شود. همچنین یک درصد افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره قبل می‌تواند موجب کاهش معنی‌دار پول به میزان ۰/۲۵ درصد شود. آماره احتمال شوک منفی بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری و برابر ۰/۶۰ است که بی‌معنی می‌باشد. آماره احتمال شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری از دوره جاری نشان دهنده این است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار کوتاه‌مدت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل و دو دوره قبل بر پول است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره قبل در ایران می‌تواند موجب کاهش پول به میزان ۰/۱۶ درصد شود. همچنین یک درصد افزایش بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دو دوره قبل می‌تواند موجب افزایش پول به میزان ۰/۱۶ درصد شود. آماره احتمال شوک منفی بدهی

شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری به معنی اثرگذاری معنی‌دار کوتاه‌مدت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره جاری ویک دوره قبل بر پول است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره جاری می‌تواند موجب کاهش پول به میزان ۰/۱۴ درصد شود. همچنین یک درصد افزایش بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره قبل می‌تواند موجب افزایش معنی‌دار پول به میزان ۰/۰۹ درصد شود.

در مدل سوم؛ با ثابت بودن سایر عوامل آماره احتمال شوک مثبت بدهی دولت به بانک-های تجاری به معنی اثرگذاری معنی‌دار کوتاه‌مدت بدهی دولت به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل بر نقدینگی است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره قبل می‌تواند موجب کاهش نقدینگی به میزان ۰/۰۷ درصد شود. آماره احتمال شوک منفی بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری برابر ۰/۱۴ است که بی‌معنی می‌باشد. آماره احتمال شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری به معنی اثرگذاری معنی‌دار کوتاه‌مدت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دو دوره قبل بر نقدینگی است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دو دوره قبل در ایران می‌تواند موجب افزایش نقدینگی به میزان ۰/۰۶ درصد شود.

در مدل چهارم؛ با ثابت بودن سایر عوامل آماره احتمال شوک مثبت بدهی دولت به بانک‌های تجاری از دوره جاری تا یک دوره قبل به ترتیب برابر ۰/۹۵، ۰/۲۳ است که بی‌معنی است. آماره احتمال شوک منفی بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری و برابر ۰/۰۲ است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار کوتاه‌مدت بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری بر شبه پول است. در این چارچوب یک درصد افزایش بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری در ایران می‌تواند موجب کاهش شبه پول به میزان ۰/۰۷ درصد شود. آماره احتمال شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری از دوره جاری تا دو دوره قبل به ترتیب برابر ۰/۲۱، ۰/۵۷، ۰/۱۲ است که بی‌معنی است. آماره احتمال شوک منفی بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره جاری برابر ۰/۴۴ است بی‌معنی است.

جدول (۵): نتایج تخمین بلندمدت مدل NARDL

	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم		مدل چهارم	
متغیر	ضرایب	(prob)	ضرایب	(prob)	ضرایب	(prob)	ضرایب	(prob)
lB_3(-1)	۰/۳۱۳۶۵۱	۰/۰۰۵۹	–	–	–	–	–	–
lM_1(-1)	–	–	۰/۰۷۹۳۵۹	۰/۵۰۵۴	–	–	–	–
lM_2(-1)	–	–	–	-	−۰/۰۰۰۲۸۳	۰/۹۹۵۸	–	–
lQM_2(-1)	–	–	–	-	–	–	۰/۰۵۱۵۷۱	۰/۲۴۴۲
$lEGR$_POS	۰/۰۰۰۳۸۳	۰/۹۶۸۱	۰/۰۱۶۲۱۰	۰/۰۷۶۸	۰/۰۰۲۹۹۳	۰/۲۹۱۸	۰/۰۰۱۱۵۸	۰/۶۷۴۵
$lEGR$_NEG	–	–	–	–	۰/۰۰۳۱۰۴	۰/۳۹۳۳	۰/۰۰۴۵۸۲	۰/۱۸۸۱
$lEGR$_NEG(-1)	−۰/۰۴۲۲۶۰	۰/۰۰۶۰	۰/۰۱۸۶۳۳	۰/۲۰۲۲	–	–	–	–
$lINF$ _POS(-1)	۰/۱۰۰۲۶۰	۰/۰۵۲۰	−۰/۱۰۳۲۷۷	۰/۰۶۴۳	−۰/۰۰۸۵۱۸	۰/۵۳۱۲	−۰/۰۱۰۹۹۴	۰/۳۸۳۰
$lINF$ _NEG	–	–	–	–	۰/۰۳۱۳۸۱	۰/۱۸۱۷	۰/۰۵۸۵۶۸	۰/۰۱۰۴
$lINF$ _NEG(-1)	−۰/۰۶۷۲۰۶	۰/۱۶۵۷	۰/۰۳۸۹۷۴	۰/۱۵۷۱	–	–	–	–
lx_2_POS(-1)	۰/۰۲۱۸۹۲	۰/۵۵۴۶	−۰/۰۷۸۶۸	۰/۲۸۲۷	−۰/۰۱۶۱۵۳	۰/۴۰۳۰	−۰/۰۲۸۱۴۶	۰/۱۱۳۳
lx_2_NEG	–	–	−۰/۰۴۲۸۵۴	۰/۶۰۷۲	−۰/۰۴۷۹۴۱	۰/۱۴۵۴	−۰/۰۷۰۹۳۸	۰/۰۲۲۷
lx_2_NEG(-1)	۰/۳۱۹۱۹۳	۰/۰۰۲۵	–	–	–	–	–	–
lx_3_POS	–	–	–	–	–	–	–	–
lx_3_POS(-1)	−۰/۰۱۹۱۷۴	۰/۴۹۷۹	۰/۰۴۵۶۹۱	۰/۰۷۶۵	۰/۰۲۵۸۹۲	۰/۰۱۹۱	۰/۰۲۲۹۲۳	۰/۰۲۵۳
lx_3_NEG	−۰/۰۲۹۶۳۳	۰/۲۷۵۳	–		−۰/۰۱۳۱۳۱	۰/۱۶۹۹	−۰/۰۰۷۲۰۴	۰/۰۴۴۶۹
lx_3_NEG(-1)	–	–	−۰/۰۵۰۵۲۷	۰/۰۶۷۱	–	-	–	–
$D(lB_3$(-1))	−۰/۲۸۱۴۹۸	۰/۰۱۲۴	–	–	–	-	–	–
$D(lM_1$(-1))	–	–	−۰/۵۹۱۸۹۲	۰/۰۰۰۰	–	-	–	–
$D(lM_2$(-1))	–	–	–	–	−۰/۲۲۱۵۷۱	۰/۰۴۸۰	–	–
$D(lM_2$(-2))	–	–	–	–	۰/۲۵۲۵۶۱	۰/۰۱۴۶	–	–
$D(lQM_2$(-1))	–	–	–	–	–	–	–	–
$D(lEGR - NEG)$	۰/۰۰۳۵۰۳	۰/۷۰۷۵	−۰/۰۰۴۲۴۹	۰/۶۱۲۶	–	–	–	–
$D(lEGR - NEG(-1))$	۰/۰۳۳۱۷۲	۰/۰۰۲۹	–	–	–	–	–	–
$D(lEGR - NEG(-2))$	۰/۰۲۶۷۸۶	۰/۰۰۳۳	–	–	–	–	–	–
$D(lINF - POS)$	۰/۱۳۰۴۷۶	۰/۲۷۷۱	۰/۲۸۷۴۰۹	۰/۰۱۲۲	−۰/۰۶۵۰۱۵	۰/۰۲۹۶	−۰/۰۹۰۹۱۳	۰/۰۰۲۱
$D(lINF - POS(-1))$	−۰/۱۸۷۴۸۱	۰/۱۲۷۵	−۰/۲۴۶۰۰۸	۰/۰۷۱۰	–	–	–	–
$D(lINF - POS(-2))$	–	-	۰/۲۱۸۹۲۹	۰/۰۶۷۸	–	–	–	–
$D(lINF - NEG)$	۰/۱۲۱۳۰۳	۰/۲۳۷۱	−۰/۱۴۰۴۹۰	۰/۱۷۴۱	–	–	–	–
$D(lx_2$_POS)	۰/۱۲۴۶۷۵	۰/۰۷۲۳	۰/۱۳۷۵۴۸	۰/۰۲۲۴	۰/۰۴۳۵۸۰	۰/۱۱۰۶	۰/۰۰۱۵۷۰	۰/۹۵۰۴
$D(lx_2$_POS(-1))	−۰/۲۳۷۸۱۰	۰/۰۰۰۴	−۰/۰۸۷۴۴۸	۰/۱۶۳۴	−۰/۰۱۲۷۰۷	۰/۴۱۱۳	–	–
$D(lx_2$_POS(-2))	−۰/۱۱۸۹۳۰	۰/۰۸۸۳	–	–	–	–	–	–

$D(lx_2_NEG)$	-۰/۰۸۵۱۱۰	۰/۴۷۸۵	–	–	–	–	–	–
$D(lx_3_POS)$	-۰/۰۳۷۵۷۱	۰/۴۷۴۵	۰/۰۴۹۳۵۹	۰/۳۶۰۹	-۰/۰۱۵۱۲۴	۰/۴۷۹۸	-۰/۰۲۶۱۹۳	۰/۲۱۳۷
$D(lx_3_POS(-1))$	-۰/۱۲۷۰۸۴	۰/۰۲۹۳	-۰/۱۶۴۶۴۳	۰/۰۰۲۴	-۰/۰۶۶۳۱۵	۰/۰۰۴۲	۰/۰۳۴۱۳۸	۰/۱۲۷۱
$D(lx_3_NEG)$	–	ـ	-۰/۱۴۸۰۰۵	۰/۰۰۰۳	–	-	–	–
C	۱/۲۵۸۸۰۱	۰/۰۰۳۹	-۰/۲۳۹۴۶۰	۰/۶۲۱۰	۰/۰۷۱۰۶۳	۰/۷۷۵۶	-۰/۱۳۱۳۸۷	۰/۴۵۲۳

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews

جدول (۵) نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت اثرات اجزای بدهی دولت به بانک‌های تجاری بر روی اجزای نقدینگی در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد.

در بلندمدت، در سطح اطمینان ۰/۰۱ در مدل اول؛ با ثابت بودن سایر عوامل آماره احتمال تغییرات شوک مثبت بدهی دولت به بانک‌های تجاری به معنی اثرگذاری معنی دار تغییرات بلند مدت بدهی دولت به بانک‌های تجاری دریک دوره قبل بر تغییرات پایه پولی است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات در یک دوره قبل بدهی دولت به بانک‌های تجاری در ایران می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار پایه پولی به میزان ۰/۲۳ درصد شود. آماره احتمال تغییرات شوک منفی بدهی دولت به بانک‌های تجاری در دوره جاری برابر ۰/۴است که بی‌معنی است. آماره احتمال تغییرات شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری نشان دهنده اثر گذاری معنی‌دار تغییرات بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی در یک دوره قبل بر تغییرات پایه پولی است در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات پایه پولی به میزان ۰/۱۲ درصد در همان دوره شود. در مدل دوم؛ آماره احتمال تغییرات شوک مثبت بدهی دولت به بانک‌های تجاری به معنی اثرگذاری معنی دار تغییرات بلند مدت بدهی دولت به بانک‌های تجاری دردوره جاری بر تغییرات پول است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات در یک دوره جاری بدهی دولت به بانک‌های تجاری در ایران می‌تواند موجب افزایش تغییرات معنی‌دار پول به میزان ۰/۱۳ درصد شود. آماره احتمال تغییرات شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری نشان دهنده اثر گذاری معنی‌دار تغییرات بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی در یک دوره قبل بر تغییرات پول است در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات پپول به میزان ۰/۱۶ درصد در همان دوره شود.آماره احتمال تغییرات شوک منفی بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره جاری برابر ۰/۰۰ است،

که به معنی اثر گذاری معنی‌دار تغییرات بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی در دوره جاری بر تغییرات پول است در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات بدهی شرکت-ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات پول به میزان ۰/۱۴ درصد در همان دوره شود. در مدل سوم؛ آماره احتمال تغییرات شوک مثبت بدهی دولت به بانک‌های تجاری از دوره جاری تا یک دوره قبل برابر ۰/۱۱، ۰/۴۱ است، که بی‌معنی است آماره احتمال تغییرات شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری به معنی اثر گذاری معنی‌دار تغییرات بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی در یک دوره قبل بر تغییرات نقدینگی است در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در یک دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات نقدینگی به میزان ۰/۰۶ درصد در همان دوره شود. در مدل چهارم؛ آماره احتمال تغییرات شوک مثبت بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک‌های تجاری در دوره جاری و یک دوره قبل برابر ۰/۲۱، ۰/۱۲ است، که بی‌معنی است.

۵. نتیجه‌گیری و بحث

با توجه به اهمیت نقدینگی در جوامع مختلف، به ویژه جوامع در حال توسعه، بررسی عوامل مؤثر بر نقدینگی از جایگاه ویژه‌ای در ادبیات اقتصادی برخوردار است. به دلیل اهمیت این مسأله، مسأله حاضر به بررسی اثرات اجزای بدهی دولت به بانکهای تجاری بر روی اجزای نقدینگی در اقتصاد ایران با استفاده ازداده‌های سری زمانی به صورت فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۷ مورد ارزیابی قرار گرفته است. در این پژوهش سعی شده با استفاده از الگوی غیرخطی رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بکار می‌رود، که یک رویکرد واحد برای همجمعی و تصحیح خطا می‌باشد و روشی جدید برای مشخص کردن روابط نامتقارن و غیرخطی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای اقتصادی می‌باشد. مدل غیرخطی (NARDL) شکل توسعه یافته مدل (ARDL) خطی می‌باشد که به وسیله شین و همکاران (۲۰۱۴) گسترش و توسعه یافت و گرنجر و یون[1] (۲۰۰۲) آن را ابداع کردند.

وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی سبب شده است حجم فعالیتهای حاکمیتی و تصدی‌گری دولت و هزینه‌های مترتب بر آنها در طی زمان رشد کند و این رشد غیر

[1]. Granger and Yoon

بهینه منجر به ناکارایی در تخصیص منابع عمومی، اختلال در سیستم بازار و انقباض سهم بخش خصوصی در اقتصاد شده است. این شرایط تراز عملیاتی بودجه را با کسری ساختاری مواجه کرده است.

افزایش بدهی‌های دولت سبب بحث در مورد تاثیرات اقتصادی شده است. همان‌طور که می‌دانیم، در اکثر کشورهای در حال توسعه، سیستم مالیاتی فاقد کارایی لازم است و درآمدهای دولت از این ناحیه، متناسب با مخارج دولت افزایش نمی‌یابد. یکی از راه‌های تأمین مالی مخارج دولت در مواقع وقوع کسری در بودجه، استقراض از بانک‌های تجاری می‌باشد. قاعدتا در لوایج بودجه سنواتی، بازپرداخت بخش‌هایی از این بدهی‌های دولت به بانک‌های تجاری در نظر گرفته می‌شود. ولی در مواقعی نیز دولت توان بازپرداخت این بدهی‌ها را ندارد و لذا مطالبات جاری بانک‌ها از دولت به مطالبات معوق تبدیل می-گردد. چه این بدهی های دولت به بانک‌های تجاری از طریق تسهیلات پرداختی، تسهیلات تکلیفی، تسهیلات تبصره ای باشد و چه خرید اوراق قرضه، اوراق مشارکت و یا اوراق خزانه و سایر اوراق تامین مالی دولت باشد، فرایند پرداخت این وجوه چه هنگام پرداخت و چه هنگام عدم بازپرداخت، می‌تواند نقش خلق نقدینگی ایفا نماید. عدم توان دولت در بازپرداخت این وجوه در سررسید سبب می‌شود که دولت به نظام بانکی بدهکار شده و این مطالبات معوق شوند. این اتفاق به علت فرآیندهای ارتباطی که بین بانک‌های تجاری و بانک مرکزی وجود دارد در بعضی مواقع مشاهده شده که به رابطه‌ی بین بانک مرکزی و بانک‌های تجاری تبدیل می‌شود و در اینجا بانک مرکزی جایگزین دولت شده، به این معنی که بانک مرکزی بدهی دولت را به عهده می‌گیرد. از آنجا که رابطه‌ی بانک مرکزی با بانک‌های تجاری در ترازنامه‌ی بانک مرکزی تأثیر به جا می-گذارد، این رفتار ترازنامه‌ی بانک مرکزی را تغییر میدهد. ترازنامه‌ی بانک مرکزی مبنای پایه‌ی پولی است و لذا پایه‌ی پولی تغییر کرده و چون نقدینگی در اقتصاد ضریبی از پایه‌ی پولی است که توسط بانک مرکزی خلق شده است؛ بنابرین بدهی دولت به بانک-های تجاری می‌تواند بر روی نقدینگی از طریق تغییر اجزا، اثرگذار باشد. بنابراین اگر کسری بودجه از طریق استقراض از نظام بانکی تامین شود، این موضوع به علت افزایش نقدینگی و در پی آن افزایش تقاضای کل، ممکن است آثار نامناسب اقتصادی همانند تورم، نوسان در نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی را به دنبال داشته باشد.

منابع و مآخذ:

آل عمران، رویا و آل عمران، سید علی (۱۳۹۳)، بررسی تأثیر کسری بودجه دولت بر حجم نقدینگی، از کانال پایه پولی یا از کانال پایه پولی فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، (۱۵): ۲۲-۱.

آمارهای سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (www.cbi.ir).

احسانی، محمدعلی، لعل خضری، حمید، طاهری بازخانه، صالح (۱۳۹۸)، تحلیل آستانهای و طیفی رابطه‌ی میان بدهی دولت به سیستم بانکی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۹ (۳۵): ۵۲ -۳۵.

آقایی، مجید و مهدیه، رضاقلی زاده (۱۳۹۶)، بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل بانکی و اقتصادی مؤثر بر حجم مطالبات غیرجاری در بانک‌های دولتی، تحقیقات اقتصادی، ۵۲ (۳): ۴۹۹-۵۲۶.

احمدی، محمد، (۱۳۷۸)، تحلیلی از عملکرد بانک مرکزی در رابطه با بودجه دولت، شناخت مشکلات طی سال‌های ۷۷- ۱۳۶۹ و ارائه راه‌حل‌ها، تهران، پایان نامه مؤسسه عالی بانکداری ایران.

اندستا، فرهاد، (۱۳۸۶)، بررسی اثر بدهی و مخارج دولت بر نرخ بهره در ایران، تهران: پایان نامه مؤسسه عالی بانکداری ایران.

براتی، شراره، (۱۳۷۹)، اثر کسری بودجه بر تقاضای پول ۷۷-۱۳۴۷، تهران، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد.

برانسون، ویلیام، اچ، (۱۹۸۶)، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، انتشارات نشر نی، چاپ دهم.

تقی‌پور، انوشیروان و نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، ارزیابی اهداف سیاست پولی در ایران، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۷ (۱).

جعفری صمیمی، احمد، (۱۳۷۱)، اقتصاد بخش عمومی (۱)، تهران، انتشارات سمت، چاپ دوم.

جعفری صمیمی، احمد و علیزاده، محمد و عزیزی، خسرو، (۱۳۸۵)، بررسی رابطه بلندمدت کسری بودجه و عملکرد اقتصاد کلان در ایران، یک تحلیل نظری و تجربی، علمی- پژوهشی وزارت علوم.

خیابانی، ناصر، کریمی پتانلار، سعید، مؤتمنی، مانی (۱۳۹۱)، بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش هم‌جمعی چندجانبه، مؤسسه آموزش و پرورش.

رحمانی، تیمور، (۱۳۷۸)، اقتصاد کلان، جلد دوم، انتشارات برادران، چاپ پانزدهم.

سازمان برنامه و بودجه کشور، بررسی وضعیت بدهی دولت به شبکه بانکی و نحوه تسویه آن (۱۳۹۶)، امور اقتصاد کلان، ۵۹-۷.

سری زمانی بانک مرکزی.

سلمانی، یونس، یاوری، کاظم، اصغرپور، حسین، سحابی، بهرام (۱۳۹۵)، اثرات کوتاه مدت و بلندمدت بدهی های دولت بر رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه علمی – پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، (۱۸): ۱۰۷-۸۱.

سلمانی، یونس، یاوری، کاظم، اصغرپور، حسین، سحابی، بهرام (۱۳۹۷)، اثرات اقتصاد کلان انواع بدهی-های دولت در ایران، فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. ۸(۳۲): ۱۲۹-۱۷۷.

سوری، علی،(۱۳۹۴)، اقتصاد سنجی پیشرفته همراه با کاربرد Eviews & stata ، نشر فرهنگ شناسی.

شاکری، عباس، (۱۳۸۷)، تغییرات رشد نقدینگی در اقتصاد ایران (روند و علل) ، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، چاپ اول.

شاکری،عباس، (۱۳۸۹)، نظریه و سیاست‌های اقتصاد کلان، انتشارات رافع، چاپ ششم.

فتاحی، شهرام، عسکری، الناز، حیدری دیزگرانی، علی، (۱۳۹۳)، بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران، دانشگاه رازی.

قبادی، سارا، کمیجانی، اکبر، (۱۳۸۹)، تبیین رابطه میان سیاست پولی- ارزی و بدهی دولت و تاثیر آنها بر تورم و رشد اقتصادی در ایران، مطالعات اقتصاد بین‌الملل.

قدمیاری، محمد، (۱۳۹۹)، بدهی دولت به بانک‌های تجاری و شکنندگی مالی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س).

کریمی پتانلار سعید، جعفری صمیمی، احمد، منتظری شور کچالی، جلال (۱۳۹۶)، پایداری بدهی دولت در ایران، شواهد جدید از تابع واکنش مالی، ۲۴ (۱۴).

کمیجانی، اکبر و دیگران، (۱۳۷۳)، "سیاست‌های پولی مناسب در جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی"، تهران: معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.

محمدزاده، پرویز، (۱۳۸۷)، بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در ایران، پژوهش نامه اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز.

محمودی نیا، داود، انجوردا، جکوب، اصفهانی، رحیم دلالی، دستجردی، رسول بخشی، فخار، مجید، (۱۳۹۵)، تقابل استراتژِیبین دولت و بانک مرکزی در چارچوب بازی‌های همکارانه و غیرهمکارانه.

موسوی‌نیک، سید هادی، شعله باقری پرمهر، (۱۳۹۸)، ساخت سری زمانی بدهی دولت و برآورد نسبت بهینه بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و فضای مالی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۹ (۱): ۵۲-۲۹.

گریگوری، منکیو، ن، (۱۳۸۳) اقتصاد کلان، ترجمه حمیدرضا برادر آن شرکاء و علی پارسائیان، انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی، چاپ دوم.

میشکین، فردریک اس، (۱۳۸۹)، "اقتصاد پول، بانکداری و بازارهای مالی، ترجمه حسین قضاوی، ناشر بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، چاپ اول.

نوفرستی،محمد، (۱۳۸۷)، ریشه واحد وهم جمعی در اقتصاد سنجی، انتشارات رسا.

هادیان، ابراهیم، (۱۳۷۰)، راه‌های تأمین کسری بودجه و تأثیر آن‌ها بر تورم، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

Adam, Christopher S. & Bevan, David. L. (2005), Fiscal deficits and growth in developing countries, Journal of Public Economics, 89(4): 571- 597.

Ang, J. B (2007), Co2 Emissions, Energy Consumptional, and Output in France, Energy Policy, 35: 4772-4778.

Apere, O. T. (2014), The Impact of Public Debt on Private Investment in Nigeria, Evidence from a Nonlinear Model, International Journal of Reserch in Social Sciences, 4(2), 130-138.

Ari, M. A. (2017), Sovereign risk and bank risk-taking. International Monetary Fund.

Barberies, N. Greenwood, R. Jin, L. & Shleifer, A. (2015), Survey evidence suggests that many investors form beliefs about future stock market returns by extrapolating past returns Journal of Financial Economics, 115(1): 155-167.

Barro. Roobert J. (1999), Nots on Optimal Debt Management" , Journal of Applied Economics, (2): 281-289.

Borissov, Kirill & Kalk, Andrei (2020), public debt, positional concerns, and wealth inequality.

Bratsiotis, George J. and Robinson, W. (2004), Economic Fundamentals and SelfFulfilling Crises, Further Evidence from Mexico, Journal of International Money and Finance, 23 (4): 595-613.

Berentsen, A., & Waller, C. J. (2017), Liquidity Premiums on Government Debt and the Fiscal Theory of the Price Level, Journal of Economic Dynamics and Control, 89:173-182; https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.01.006.

Cooper, R. & Nikolo, K. (2018), Government debt and banking fragility, The spreading of strategic uncertainty, International Economic Review, 59(4):1905-1925.

Checherita-Westphal, C., and P. Rother. (2012), the Impact of High Government Debt on Economic Growth and Its Channels, An Empirical Investigation for the Euro Area, European Economic Review, 56(7): 1392–1405.

Chen, Ch. C, Yaob, S., Hue, P. and Linf, y. (2016), Optimal Government Investment and Public Debt in an Economic Growth Model, *China Economic Review*, Available online 17 August 2016, http://dx.doi.org/10.1016/j.chieco.2016.08.005.

Das U.S., Papapioannou M., Pedras G., Ahmed F. and J. Surti (2010), Managing Public debt and its Financial Stability Implications, Washington DC, IMF, Working paper, 280(10).

Del Monte, Alfredo & Pennacchio, Luca (2020), Corruption, Government Expenditure and Public Debt in OECD Countries.

Diamond, P. (1965), National Debt in a Neoclassical Growth Model". American Economic Review, 55:1125-1150.

Eldan, A. (1997), Financial Liberalisation and Fiscal Repression in Turkey, Policy Analysis in a CGE Model with Financial Markets, *Journal of Policy Modelling*, 19(1), 79–117.

Elmendorf, D. and Mankiw, N. G. (1999), Government Debt, in J. B. Taylor and M. Woodford (Eds.), Handbook of Macroeconomics, Vol. 1c, Amsterdam, North- Holland.

Gennaioli, N. Martin, A. & Rossi, S. (2018), Banks, government bonds, and default, What do the data say? Journal of Monetary Economics.

Granger. C. and G. Yoon (2002), Hidden co-integration. Department of Economics, Working Paper, University of California, San Diego.

Gulley, O.D. (1994), An Empirical Test of the effects of Government Deficits on Money Demand , Applied Economics.

Guy, D. B., & Koudio, Y.(2018), Oil Price, Budget Deficit, Money Supply and Inflation in WAEMU Countries. Asian Journal of Economic Modelling, 6(3), 317-326.

Hamburger, M.J. and Zwick, B. (1981), Deficits, Money, and Inflation, Journal of Monetary Economics 7: 141-150.

Jiménez, C. I. G. (2011), Economics of U.S. Government Debt Accumulation, Submitted to The Graduate Faculty of the Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College in Partial Fulfillment of the Requirements for The Degree of Doctor of Philosophy in The Department of Agricultural Economics and Agribusiness.

Kneller, R., et all, (1999), fiscal policy and growth: evidence from OECD countries, Journal of public economics, 741:71-190.

Kuştepeli Yeşim,(2002), the effect of nominal government deficits on economic growth, Deu, Isletme Fakultesi, Iktist Bolumu.

Levy, M.D. (1981), Factors Affecting Monetary Policy in an Era of Inflation, Journal of Monetary Economics, 7: 351-373.

Liu, Y. (2016). Government debt and risk premia.

Mabula, S and Felician , M. (2019), The Effect of Public Debt on Private Investment in Tanzania, Research in agriculture and applied economics.

Niskanen, W.A. (1978), Deficits, government spending, and inflation: What is the evidence?, *Journal of Monetary Economics*, 4: 591-602.

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

Popescu, A. & Turcu, C. (2017), Sovereign debt and systemic risk in the Eurozone, A macroeconomic perspective. Economic Modelling, 67: 275-284.

Rawdanowicz, Ł.; Wurzel, E. and Ollivaud, P. (2011), Current Issues in Managing Government Debt and Assets, Oecd Economics Department Working Papers, OECD, Publishing, (923).

R. J. Barro, (1989), The Ricardian Aproach to Budget Deficits, Journal of Economic Perspectives, 3 (2): 37-54.

Shin, Y.; Yu, B., & Greenwood –Nimmo, M. J. (2014), Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In W. C. Horrace & R. C. Sickles (Eds.). Festschrift in Honor of Peter Schmidt, 281-314. . New York: Springer Science & Business Media.

Umaru, A., Hamidu, A.A. and S., Musa. (2013), External Debt and Domestic Debt Impact on the Growth of the Nigerian Economy. *International Journal of Educational Research*, 1(2), 70-85.

Vamvoukas, George A.(1998), The Relationship Between Budget Deficits and Money Demand: Evidence From a Small Economy. Applied Economics, 30 (3).

Investigating the effects of government debt components to commercial banks on liquidity components in Iran

Delnia Yadegari
Master in Economics, Department of Economics, Razi University
delnia_76@yahoo.com

Sohrab Delangiza (Corresponding Author)
Associate Professor in economics, Department of Economics, Razi University
sohrabdelangizan@gmail.com

Azad Khanzadi
Assistant Professor in economics, Department of Economics, Razi University
A.khanzadi@razi.ac.ir

Received: 24/11/2022 Accepted: 23/11/2023

Abstract

The government's debt to commercial banks can have an effect on the monetary base and liquidity through the effect on the balance sheet of commercial banks and through the balance sheet of the central bank. In Iran's economy, despite the growth of 32.6 and 19.9 percent of public sector debt to commercial banks in 2017 and 2018, which was accompanied by 22.1 and 23.1 percent growth of liquidity, it is formed by examining the components of this hypothesis that the components Government debt to commercial banks can affect liquidity and its components The data used in this study were obtained from the official statistics of Central Bank of Iran for the period of 1998-2020 on a quarterly basis. In this research It has been tried to evaluate separately the effects of government debt components to commercial banks on Iran's liquidity components using the nonlinear regression model with distributional failures (NARDL). The results show that the shocks of the government's debt to commercial banks in the long and short term have a symmetrical effect on the basis of money, money, liquidity and quasi-money; In addition, the debt shocks of companies and government institutions to commercial banks have an asymmetric effect on the basis of money, money, liquidity and quasi-money.

JEL Classification: C21, G21, H63
Keywords: Government Debts, Liquidity, Non-Linear Auto-Regressive Distributed Lag (NARDL)

Investigating the quantile time-varying relationship between exchange rate, current account deficit, government budget deficit, and inflation in the Iranian economy

Vahid Omidi
Assistant Professor in Economics, Department of Economics, University of Qom
v.omidi@qom.ac.ir

Yazdan Goudarzi Farahani
Assistant Professor in Economics, Department of Economics, University of Qom
yazdan.gudarzi@qom.ac.ir

Soheil Roudari (Corresponding Author)
Assistant Professor in Economics, Department of Economics, University of Qom
s.roudari@qom.ac.ir
Received: 19/11/2022 Accepted: 23/05/2023

Abstract
One of the signs of a healthy economy is the stability of macroeconomic components such as exchange rate, inflation, budget deficit, and foreign trade sector. In the current study, using the TVP-QVAR model, in the period of 1385:01-1397:12, with a monthly frequency, the method of transfer, receive, and also the cause of transfer of volatilities between exchange rate, inflation, budget deficit, and the current account has been investigated. The research results showed that if the growth of the variables is at low, average, and high levels, the type of communication between them will also be different. Specifically, there has been more relationship between research variables' volatilities in low and high growth rates. Also, in the case of a high growth rate, only the exchange rate volatilities cause inflation, current account deficit, and government budget deficit. On the other hand, the government budget deficit has affected the current account deficit only in the case of a low growth rate.

JEL Classification: E31, E51, B23
Keywords: Exchange rate, Patinkin Effect, Twins Deficit, TVP-QVAR

Designing a Trust-Building Mechanism for the Development of the Sharing Economy in Iran (A Case Study of Online Accommodation Sharing Platforms)

Maisam Kouchakzade
Ph.D student in Economics, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
maisam2005@gmail.com

Zahra Nasrollahi (Corresponding Author)
Associate Professor, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
nasr@yazd.ac.ir

Nezamodin Makiyan
Associate Professor, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
nmakiyan@yazd.ac.ir
Received: 01/03/2023 Accepted: 09/05/2023

Abstract
One of the new ideas to reduce inequality and adjust the class gap is the "sharing economy" model. By creating "access instead of ownership", the sharing economy has provided the conditions for the low income deciles to use some life facilities in which there is a large class gap, and a part of the lack of consumption in the low deciles (caused by the lack of ownership) decreases.
In this research, while introducing the "sharing economy" model in order to improve the inequality situation in the country, focusing on the issue of "trust" as the most important challenge of this economic model, an effort is made to design a mechanism to increase the level of trust in the sharing economy. , to provide the basis for inclusive and sustainable growth of this economic model in the country.
For this purpose, by using the game theory and one of its sub-branches called mechanism design theory, a trust-building mechanism with the aim of increasing the level of trust in online accommodation sharing platforms. , the design and then the proposed mechanism is evaluated. The results of the evaluation show that the proposed mechanism in this research is "compatible with motivation", "individually rational", "efficient" and "has a balanced budget predicted in advance".

JEL Classification: A12, B21, C72, D47, D82, Z39
Keywords: inequality, sharing economy, game theory, mechanism design theory, trust building mechanism.

Investigating the effect of oil price uncertainty on the consumer price index in Iran: a quantile regression approach based on wavelet transformation

Marzieh Esfandiari (Corresponding Author)
Associate Professor, Department of Economic Sciences, University of Sistan and Baluchestan
m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

Ali Sargolzaie
Ph.D student of economic sciences, University of Sistan and Baluchestan
ali.sargolzaie@pgs.usb.ac.ir

Sajjad Sargolzaei
Bachelor student of economic sciences, University of Sistan and Baluchestan
Sajjad.sargolzaee@gmail.com

Received: 20/10/2022 Accepted: 09/05/2023

Abstract

Investigating the effect of oil price uncertainty on the consumer price index of countries dependent on oil revenues is of great importance. Oil revenues in oil exporting countries are among the most important and influential factors in macroeconomic variables. As the risk increases due to oil price uncertainty, the government budget is affected and this leads to the consumer price index being affected. The present study examines the effect of oil price uncertainty on the consumer price index using the quantile regression econometric model based on wavelet transformation during the period from April 2011 to April 2021 in Iran. The results of the empirical model estimation showed that the relationship between oil price uncertainty and consumer price index is inverse. In other words, with the increase of uncertainty in the price of oil, the consumer price index will decrease, and this effect is greater in the final digits than in the initial digits. Also, according to the estimation results of the wavelet transformation model, the negative effect of oil price uncertainty on the consumer price index is greater in the long term than in the short term.

JEL Classification: E31, C22, C21
Keywords: oil price uncertainty, consumer price index, quantile regression, wavelet transformation.

The asymmetric effect of monetary policy on the production of Services sector in Iran: hidden cointegration approach

Zahra Tahmasbi
PhD student, Department of Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
za.tahmasebi97@gmail.com

Kambiz Hojabr Kiani (corresponding author)
Full Professor, Department of Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
kianikh@yahoo.com

Mohsen Mehrara
Full Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
mmehrara@ut.ac.ir

Bijan Safavi
Assistant Professor, Department of Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
bijan.safavi@gmail.com

Received: 29/10/2022 Accepted: 13/03/2023

Abstract

The main goal of this research is to examine and test the asymmetric effects of monetary policy on the production of Services. For this purpose, hidden cointegration analysis and Autoregressive distributed lag (ARDL) approach in Iran's economy have been used in the period from 1353 to1399. Hodrick Prescott filter was used to extract the positive and negative impulses of the liquidity variable. Then, the effects of positive and negative impulses of the variables were investigated separately on the positive and negative impulses of the production of this sector with latent cointegration analysis. In the last step, the long-term relationship between the Negetive Shocks and between the Positive Shocks Shocks variables is checked and the long-term coefficients are calculated using the auto-regression model approach with non-linear distribution intervals and the bounds test. The results showed that there is a hidden co-accumulation between the time series of M_2 and production in the industrial sector. The results showed that there is a hidden cointegration between the time series of M_2 and production in the Services sector. So that the positive components of the M_2 and production in this sector have a long-term relationship with each other, as well as their negative components. Also, the effect of the positive shocks of M_2 is greater than the negative shocks of this variable. Therefore, the existence of asymmetry in monetary policy was confirmed.

JEL Classification: E22, E23, E24, E52, L8, C22
***Keywords*:** Production, monetary policy, time series, services, capital stock, labor force

Investigating the Effect of Covid-19 Crisis on Public sector economies: Some Evidences from Developed and Developing Countries

Jalal Vaisi (Corresponding Author)
PhD student in economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
J.vaisi02@umz.ac.ir

Hossein Jafari
PhD student in economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
H.jafari01@umz.av.ir

Ahmad Jafari Samimi
Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
Jafarisa@umz.ac.ir

Saeed Karimi Petanlar
Associate Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
S.karimi@umz.ac.ir
Received: 02/01/2023 Accepted: 08/04/2023

Abstract
The Covid-19 crisis was first recognized as a serious threat to public health around the world, but as it grew into a pandemic all over the globe, it inflicted enormous losses on the economies of many countries grappling with tackling its grip. The negative effect of this crisis has been different between countries and the role of governments turned to be a decisive one in dealing with it; The aim of this research has been to investigate the effect of the covid-19 shock on the public sectors of 19 developed and 24 developing countries for the period ranging from 2020 to 2022 using a panel vector autoregressive (PVAR) model run on seasonal data. The results show that the covid-19 crisis has led to an all the way down to an increase in healthcare expenditures, budget deficits, government size and a slump in tax revenues. What makes the patterns witnessed in these two groups of countries different is the degree of the effect the crisis had on aforementioned variables. The results show that overall, the developing countries have been affected the most by the crisis.

JEL Classification: H12, H20, H51
***Keywords*:** Covid-19, public sector, budget deficit, panel vector auto-regression (PVAR)

Contents

Abstracts

- **Investigating the Effect of Covid-19 Crisis on Public sector economies: Some Evidences from Developed and Developing Countries**
J. Vaisi, H. Jafari, A. Jafari Samimi & S. Karimi Petanlar
- **The asymmetric effect of monetary policy on the production of Services sector in Iran: hidden cointegration approach**
Z. Tahmasbi, K. Hojabr Kiani, M. Mehrara & B. Safavi
- **Investigating the effect of oil price uncertainty on the consumer price index in Iran: a quantile regression approach based on wavelet transformation**
M. Esfandiari, A. Sargolzaie & S. Sargolzaie
- **Designing a Trust-Building Mechanism for the Development of the Sharing Economy in Iran (A Case Study of Online Accommodation Sharing Platforms)**
M. Kouchakzade, Z. Nasrollahi & N. Makiyan
- **Investigating the quantile time-varying relationship between exchange rate, current account deficit, government budget deficit, and inflation in the Iranian economy**
V. Omidi, Y. Goudarzi Farahani & S. Roudari
- **Investigating the effects of government debt components to commercial banks on liquidity components in Iran**
D. Yadegari, S. Delangizan & A. Khanzadi

The List of Reviewers	
Dr. Bagher Adabi Firouzjaee	Assistant Professor, Department of Economics, Gonbad Kavous University
Dr. Zahra Afshari	Professor, Department of Economics, Alzahra University
Dr. Seyed Saleh Akbar Mousavi	PhD in Economics, Tabriz University
Dr. Mohammad Amri-Asrami	Assistant Professor, Department of Accounting, Semnan University
Dr. Farshad Parvizian	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Ahmad jafari samimi	Professor, Department of Economics, University of Mazandaran
Dr. Fozieh Jeyhoon Tabar	Assistant Professor, Department of Economics, Baft Higher Education Center, Shahid Bahonar University of Kerman
Dr. Maryam Davallou	Associate Professor, Department of Financial Management and Insurance, Shahid Beheshti University
Dr. Saeed Rasekhi	Professor, Department of Commercial Economics, University of Mazandaran
Dr. Yosef Rabbani	Assistant Professor, Department of Industrial Engineering, Semnan University
Dr Seyed Ali Rezvani	Assistant Professor, Fazilat Higher Education Institute
Dr. Ali Sayehmiri	Associate Professor, Department of Economic, Ilam University
Dr. Rahman Saadat	Associate Professor, Department of Economic, Semnan University
Dr. Farzaneh Sadeghi	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Ali Hossein Samadi	Professor, Department of Economics, Shiraz University
Dr. Alireza Erfani	Professor, Department of Economics, Semnan University
Dr. Azadeh Taleb-bidokhti	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Amir Hossein Ghaffari Nejad	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Mahboobeh Farahati	Assistant Professor, Department of Economic, Semnan University
Dr. Seyed Alireza Kazerooni	Professor, Department of Economics, University of Tabriz
Dr. Alireza Kashefi	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Majid Maddah	Professor, Department of Economics, Semnan University
Dr. Reza Mohseni	Associate Professor, Department of Economic, Shahid Beheshti University
Dr. Ali Moftakhari	PhD in Economics, Lorestan University
Dr. Mahdi Yazdani	Assistant Professor, Department of Economics, Shahid Beheshti University

Journal of Econometric Modelling Semnan University			
Managing Director	Majid Maddah	Associate Professor of Economics	Semnan University
Editor in Chief	Esmaiel Abounoori	Professor of Econometrics & Social Statistics	Semnan University

Board of Editors			
Esmaiel Abounoori	Professor	Econometrics and Social Statistics,	Semnan Universiy, e.abounoori@profs.semnan.ac.ir esmaiel.abounoori@gmail.Com
Majid Eshaghi Gorji	Professor	Phase Space and Mathematical Analysis	Semnan University, MEshaghi@semnan.ac.ir
Mosayyeb Pahlavani	Associate Professor	Econometrics and International Economics	University of Sistan and Baluchestan, pahlavani@eco.usb.ac.ir
Ahmad Jafari Samimi	Professor	Macroeconomics, Econometrics and Monetary Economics	Mazandaran University, Jafarisa@umz.ac.ir
Nasser Khiabani	Associate Professor	Econometrics and Macroeconomics	Allameh Tabataba'i University, naser.khiabani@atu.ac.ir
Saeed Rasekhi	Professor	International Economics, Mathematical Economics and Energy Economics	Mazandaran University, Sa.rasekhi@gmail.Com
Abbas Shakeri	Professor	Macroeconomics, Microeconomics and Monetary Economics	Allameh Tabataba'i University, shakeri.abbas@gmail.Com
Alireza Erfani	Associate Professor	Econometrics and Monetary Economics	Semnan University, aerfani@semnan.ac.ir
Ali Hussein Samadi	Professor	Public Sector Economics and Econometrics	Shiraz University, asamadi@rose.shirazu.ac.ir
Shahram Fatahi	Associate Professor	Econometrics	Razi University, sfattahi@razi.ac.ir
Gholamali Farjadi	Associate Professor	Development Economics, Labour Economics and Macroeconomics	Higher Institute of Education and Research of Management and Planning, g_farjadi@yahoo.Com
Gholamreza Keshavarz Haddad	Associate Professor	Econometrics and Microeconomics	Sanati Sharif University, g.k.haddad@sharif.edu
Majid Maddah	Associate Professor	Econometrics and Social Statistics	Semnan University, majid.maddah@semnan.ac.ir
Kambiz Hojabr-Kiani	Professor	Econometrics and Macroeconomics	Shahid Beheshti University kianikh@gmail.com

Internal Manager: Mahboobeh Farahati

Address: Office of the Journal of Econometric Modelling, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan-Iran.

Email: jem@semnan.ac.ir
Tel: (0098) 23 3153 2583