دانشگاه سمنان

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی

سال هشتم، شماره یکم (پیاپی ۳۰)، تابستان ۱۴۰۲

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی

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

- تدوین شاخص پوپولیسم نفتی و ارزیابی سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم در ایران با استفاده از روش کنترل ساختگی (*SCM*) — ۹-۳۴
  سید محمد میثم میرفندرسکی، علیمراد شریفی، محسن رنانی و شهرام معینی
- پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد میانگین‌گیری پویا با پارامترهای متغیر در زمان — ۳۵-۶۷
  ساناز رحیمی کاه‌کشی، امیدعلی عادلی، محمدحسن ملکی و سهیل رودری
- مقایسه عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری گروه‌های مختلف سیستم بانکی ایران — ۶۹-۹۵
  مجید شهرامی بابکان، علیرضا سارنج، محمد ندیری و عسگر نوربخش
- بررسی تأثیر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی در اقتصاد ایران — ۹۷-۱۱۹
  مجید مداح و سلمان خسروی
- تحلیل الگوی شبکه تجارت جهانی نفت: رویکرد شبکه پیچیده — ۱۲۱-۱۶۲
  روح اله شهنازی و نجمه ساجدیان فرد
- مقایسه پیش‌بینی نوسانات شاخص سهام بورس تهران در رویکرد گارچ-میداس و رگرسیون کوانتایل — ۱۶۳-۱۹۴
  محمدرضا منجذب، فریماه جعفری و یاسین قاسمی

سال هشتم، شماره دوم (پیاپی ۳۰)، تابستان ۱۴۰۲

دارای رتبه علمی- پژوهشی

Semnan University

Econometric Modelling

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

- **Compilation of Petro-populism Index and Evaluation of Populist Policies on Inflation Rate in Iran Using Synthetic Control Method**
  S. M. Mirfendereski, A. Sharifi, M. Renani, & S. Moieeni
- **Predicting the effect of factors affecting the economic growth of Iran with the approach of time-varying parameters -dynamic model averaging**
  S. Rahimi Kahkashi, O. A. Adeli, M. H. Maleki & S. Rudari
- **Comparison of factors affecting the credit risk of different groups in the banking system of Iran**
  M. Shahrami Babakan, A. Saranj, M. Nadiri & A. Noorbakhsh
- **Investigating the Effect of Oil Rent on Agricultural Sector Employment in Iran's Economy**
  M. Maddah & S. Khosravi
- **Pattern of Global Oil Trade Network: A Network Theory Approach**
  R. Shahnazi & N. Sajedianfard
- **Comparison of predicting volatility of Tehran stock index in GARCH-MIDAS approach and quantile regression**
  M. Monjazeb, F. Jahfari & Y. Ghasemi

Vol. 8, No. 2, Summer 2023

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی

دانشگاه سمنان

سال هشتم، شماره دوم (پیاپی ۳۰)، تابستان ۱۴۰۲

مدلسازی اقتصادسنجی

عنوان: فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی
سال هشتم، شماره دوم (پیاپی ۳۰)، تابستان۱۴۰۲
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 اسمعیل ابونوری	استاد گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۲	دکتر عباسعلی ابونوری	دانشیارگروه اقتصاد نظری و صنعتی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
۳	دکتر مرضیه اسفندیاری	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
۴	دکتر باقر ادبی فیروزجایی	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه گنبد کاووس
۵	دکتر حبیب انصاری سامانی	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه یزد
۶	دکتر منصور تور	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۷	دکتر اسفندیار جهانگرد	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
۸	دکتر فوزیه جیحون تبار	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
۹	دکتر محمد حسن زارع	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه یزد
۱۰	دکتر رحمان سعادت	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۱۱	دکتر محمد مهدی شهرازی	استادیار گروه مدیریت دانشگاه گلستان
۱۲	دکتر فرزانه صادقی	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۱۳	دکتر آزاده طالب بیدختی	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۱۴	دکتر محمدرضا عبداللهی	دکترای اقتصاد مالی دانشگاه علامه طباطبایی
۱۵	دکتر علیرضا عرفانی	استاد گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۱۶	دکتر امیرحسین غفاری نژاد	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۱۷	دکتر شهرام فتاحی	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
۱۸	دکتر علی اکبر قلی‌زاده	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه بو علی سینا
۱۹	دکتر عبدالمحمد کاشیان	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۲۰	دکتر حسن لاجوردی	دکترای علوم اقتصادی دانشگاه سمنان
۲۱	دکتر مجید مداح	استاد گروه اقتصاد دانشگاه سمنان
۲۲	دکتر محسن محمدی خیاره	استادیار گروه اقتصاد دانشگاه گنبد کاووس
۲۳	دکتر محسن مهرآرا	استاد گروه اقتصاد دانشگاه تهران
۲۴	دکتر یونس نادمی	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه آیت الله بروجردی
۲۵	دکتر علیرضا نعیمی صدیق	استادیار گروه علوم کامپیوتر، دانشگاه سمنان
۲۶	دکتر کامبیز هژبر کیانی	دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی
۲۷	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:

تدوین شاخص پوپولیسم نفتی و ارزیابی سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم در ایران با استفاده از روش کنترل ساختگی (*SCM*)

پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد میانگین‌گیری پویا با پارامترهای متغیر در زمان

مقایسه عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری گروه‌های مختلف سیستم بانکی ایران

بررسی تأثیر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی در اقتصاد ایران

تحلیل الگوی شبکه تجارت جهانی نفت: رویکرد شبکه پیچیده

مقایسه پیش‌بینی نوسانات شاخص سهام بورس تهران در رویکرد گارچ-میداس و رگرسیون کوانتایل

اسمعیل ابونوری

سردبیر فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی

تاریخ: ۰۵ /۱۴۰۲/۰۷

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
تدوین شاخص پوپولیسم نفتی و ارزیابی سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم در ایران با استفاده از روش کنترل ساختگی (*SCM*) *سید محمد میثم میرفندرسکی، علیمراد شریفی، محسن رنانی و شهرام معینی*	۹-۳۴
پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد میانگین‌گیری پویا با پارامترهای متغیر در زمان *ساناز رحیمی کاه‌کشی، امیدعلی عادلی، محمدحسن ملکی و سهیل رودری*	۳۵-۶۷
مقایسه عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری گروه‌های مختلف سیستم بانکی ایران *مجید شهرامی بابکان، علیرضا سارنج، محمد ندیری و عسگر نوربخش*	۶۹-۹۵
بررسی تأثیر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی در اقتصاد ایران *مجید مداح و سلمان خسروی*	۹۷-۱۱۹
تحلیل الگوی شبکه تجارت جهانی نفت: رویکرد شبکه پیچیده *روح اله شهنازی و نجمه ساجدیان فرد*	۱۲۱-۱۶۲
مقایسه پیش‌بینی نوسانات شاخص سهام بورس تهران در رویکرد گارچ-میداس و رگرسیون کوانتایل *محمدرضا منجذب، فریماه جعفری و یاسین قاسمی*	۱۶۳-۱۹۴

تدوین شاخص پوپولیسم نفتی و ارزیابی سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم در ایران با استفاده از روش کنترل ساختگی[1] (MCS)

سید محمد میثم میرفندرسکی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه اصفهان

meisam_mir82@yahoo.com

علیمراد شریفی (نویسنده مسؤل)

دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصادی و علوم اداری، دانشگاه اصفهان

asharifi@istt.org

محسن رنانی

استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه اصفهان

renani@ase.ui.ac.ir

شهرام معینی

استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه اصفهان

Sh.moeeni@ase.ui.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۱۹

چکیده:

تورم یکی از پیامدها و هزینه‌های پوپولیسم اقتصادی است. از آن جا که در ایران طی دهه‌های اخیر نمادهایی از پوپولیسم ظاهر شده ، در این پژوهش دو هدف دنبال شده است. ابتدا بر اساس ادبیات موضوعی پوپولیسم، پوپولیسم اقتصادی و پوپولیسم نفتی، ۸ شاخص برای پوپولیسم نفتی پیشنهاد شده است. نتایج محاسبات شاخص‌های ۸ گانه برای ایران طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۷ نشان می دهد که برای دوره دولت‌های نهم و دهم، سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۲، ۶ شاخص از ۸ شاخص پیشنهادی پژوهش، بیشترین مقدار را دارند. برای محاسبه یک شاخص کل پوپولیسم نفتی، میانگین هندسی ۸ شاخص پیشنهاد شده طی دوره مذکور محاسبه گردید و مشخص شد در سال ۱۳۸۸ این شاخص بیشترین مقدار را در مقایسه با طول دوره مورد مطالعه دارد. بعد از مشخص شدن این مطلب، از روش کنترل ساختگی، برای ارزیابی سیاست‌های پوپولیستی در ایران بر روند تورم طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۲استفاده شده است. ایران به عنوان کشور تحت درمان یا سیاست و ۱۰ کشور صادرکننده نفتی به عنوان گروه کنترلی انتخاب شدند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که روند واقعی و شبیه سازی شده نرخ تورم ایران از سال ۱۳۸۴ به بعد اختلاف معناداری با هم دارند.

طبقه‌بندی JEL : *C43، C50، P26، Z81*

کلید واژه‌ها: پوپولیسم کلاسیک، پوپولیسم جدید، پوپولیسم نفتی، نرخ تورم، روش کنترل ساختگی

---

[1]. مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه اصفهان است.

۱. مقدمه

پوپولیسم در وجه سیاسی، مدیریتی و اقتصادی قابل تبیین و تعریف است. در وجه اقتصادی، پوپولیست مسایل پیچیده را ساده می‌بیند و این موضوع با ساده‌سازی و تبیین ساده مباحث پیچیده تفاوت دارد. یک پوپولیست دنیا را ساده می‌انگارد و مباحث پیچیده را به شکل ساده برای مردم توضیح می‌دهد (سرزعیم، ۱۳۹۵). این مطلب از این روی قابل فهم است که برای یک پوپولیست کثرت مردم و توده اهمیت ویژه‌ی دارد، یک پوپولیست تلاش می‌کند راه حل‌های ساده را برای موضوعات پیچیده اقتصادی پیشنهاد دهد تا از این جهت جلب حمایت و نظر کند. به طور مثال هوگو چاوز در ونزوئلا هنگامی که با افزایش افسار گسیخته قیمت‌های کالا و خدمات مواجه شد، دستور داد تا نظامی‌ها به فروشگاه‌های سرتاسر شهرها مراجعه نموده و با سرکوب، مانع افزایش قیمت‌ها شوند (مولر[1]، ۲۰۱۶). پوپولیست‌ها بر رشد و توزیع درآمد تأکید ویژه‌ای دارند. با توجه به محدودیت‌هایی مانند احتمال بروز تورم، کسری بودجه، تجارت خارجی و.... سیاست‌های محافظه‌کارانه را کنار می‌زنند و سیاست‌های انبساطی در پیش می‌گیرند. عموما ذخایر ارزی فراوان به آن‌ها کمک می‌کند بدون رویارویی با محدودیت‌های خارجی بتوانند ارز را میان بخش‌های مختلف توزیع کنند. نتایج این گونه سیاست‌ها، هزینه‌هایی را برای اقتصاد مانند کاهش رشد اقتصادی، افزایش بیکاری، تورم فزاینده، رکود و فروپاشی اقتصادی به دنبال دارد (دورنبوش و ادواردز[2]، ۱۹۹۰). یکی از بارزترین پیامدهای سیاست‌های پوپولیستی، تورم شتابان و فزاینده است. تجربه کشورهای آمریکای لاتین (مانند ونزوئلا و آرژانتین) این پیامد را در دهه‌های اخیر نشان می‌دهد. در ایران نیز نمادهایی از پوپولیسم اقتصادی در مقاطع زمانی مختلف تجربه شده است (مستن[3] و همکاران، ۲۰۱۶) و (سرزعیم، ۱۳۹۵). سیاست‌های درمانی کوتاه‌مدت، پیامدها و هزینه‌های ناشی از سیاست‌های پوپولیسم اقتصادی مانند تورم از جمله این نمادهای هستند، به ویژه این که در دهه‌های اخیر در ایران شرایط تورمی حاکم بوده است، میانگین نرخ تورم در ایران برای دوره مورد بررسی پژوهش (۱۳۵۷-۱۳۹۷) برابر با ۱۹ درصد است. بنابراین دراین پژوهش دو هدف دنبال می‌شود. ابتدا تلاش شده است براساس ادبیات موضوعی پوپولیسم[4]، پوپولیسم اقتصادی[1] و پوپولیسم نفتی[2] شاخصی

[1]. Muller
[2]. Dornbush and Edwards
[3]. Matsen
[4]. Populism

برای پوپولیسم نفتی ساخته شود. هدف دوم پژوهش این است که اثر سیاست‌های پوپولیستی در ایران بر نرخ تورم ارزیابی شود. بخش‌های مختلف این پژوهش به این صورت تنظیم شده‌اند. بخش دوم به ادبیات موضوع در خارج و داخل ایران اختصاص یافته است. در بخش سوم مبانی نظری پوپولیسم اقتصادی آورده شده است. در بخش چهارم، شاخص‌های پوپولیسم نفتی برای ایران تدوین و محاسبه شده‌اند. در در ادامه این بخش، شاخص‌های تدوین شده، برای ایران محاسبه شده‌اند. در بخش پنجم روش پژوهش ارایه شده است. برای بررسی فرضیه پژوهش، از روش کنترل ساختگی استفاده شده، این روش برای بررسی اثر سیاست‌های پوپولیستی در ایران مورد استفاده قرار

۲. پیشینه پژوهش

طی سال‌های اخیر، مطالعات متعددی در زمینه پدیده پوپولیسم انجام شده است. این مطالعات در زمینه پوپولیسم اقتصادی محدود و در زمینه پوپولیسم نفتی محدودترند. برای آشنایی با مفاهیم و اصول نظری پوپولیسم، کتاب "پوپولیسم چیست؟" از یان ورنر مولر[۳] (۲۰۱۶) و کتاب "مقدمه‌ی خیلی کوتاه بر پوپولیسم" از موود و کالت واسر[۴] (۲۰۱۷) پیشنهاد می‌شود. در زمینه پوپولیسم اقتصادی مقاله دورنبوش و ادواردز (۱۹۹۱) با عنوان "اقتصاد کلان پوپولیسم" پیشنهاد می‌شود. این مقاله از پرتکرارترین منابع مرجع برای مطالعات اقتصاد پوپولیسم است. دورنبوش و ادواردز با مطالعه بر کشورهای آمریکای لاتین در دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ الگوی نظری اقتصاد کلان پوپولیسم را طراحی کرده‌اند. آن‌ها اقتصاد کلان پوپولیسم را در چهار مرحله تحلیل نموده و نشان داده‌اند که چگونه سیاست‌های پوپولیستی در کشورهای آمریکای لاتین در نهایت منجر به فروپاشی برخی دولت‌ها شده است. پیرامون پوپولیسم نفتی به مقاله مستن و همکاران (۲۰۱۶) با عنوان "پوپولیسم نفتی" می‌توان اشاره نمود. آن‌ها الگوی نظری و ریاضی خود را برای پوپولیسم نفتی طراحی کرده‌اند. مستن و همکاران در الگوی نظری خود که برای ساختار یک اقتصاد نفتی در حال توسعه تدوین شده است، به کمک تابع رفاه اجتماعی تحلیل و ثابت کرده‌اند که هر دو سیاستمدار رانتجو و

---

[1]. Economic populism
[2]. Petro-Populism
[3]. Muller
[4]. Mudde and Kaltwasser

خیرخواه به پیروی از هم در نهایت سیاست‌های پوپولیستی نفتی را دنبال می‌کنند. ماینراد و گریر[1] (۲۰۱۶) در مقاله‌ی با عنوان "پیامدهای اقتصادی هوگو چاوز[2]" با استفاده از روش کنترل ساختگی (scm)[3] به بررسی پیامدهای اقتصادی سیاست‌های اقتصادی هوگو چاوز در ونزوئلا پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که روند شبیه سازی شده و واقعی رشد اقتصادی در ونزوئلا بعد از روی کار آمدن هوگو چاوز، اختلاف چشمگیر و معناداری داشته‌اند. اما برای حوزه سلامت و نابرابری درآمد، نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که سیاست‌های کلان هوگو چاوز برای ونزوئلا مطلوب بوده است. فانک[4] و همکاران (۲۰۲۰) گزارشی جامع با عنوان "رهبران پوپولیستی و اقتصاد" از ۷۲ کشور جهان ارایه نموده‌اند. ایشان از طریق روش کنترل ساختگی رشد اقتصادی را برای کشورهای چپ‌گرا و راست‌گرای پوپولیستی شبیه سازی کرده‌اند. نتایج آن‌ها شکاف معنادار بین رشد اقتصادی شبیه‌سازی شده و واقعی را برای هر دو سری از کشورها نشان می‌دهد.

در داخل کشور نیز مطالعات و پژوهش‌ها در زمینه پوپولیسم و اقتصاد پوپولیسم بسیار محدود است. فرزانگان (۲۰۰۹) در مقاله‌ای با عنوان " اقتصاد کلان پوپولیسم در ایران" به مطالعه و تطبیق الگوی دورنبورش و ادواردز در ایران طی سال‌های ۲۰۰۵ – ۲۰۰۹ پرداخته است. او نشان می‌دهد که طی دوره مذکور سیاست‌های دولت نهم در ایران منطبق بر الگوی پوپولیستی دورنبوش و ادواردز است و نتایج اقتصادی تقریبا یکسانی را به دنبال داشته است. علی‌زاده (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان "اقتصاد سیاسی پوپولیسم نفتی" به بررسی شاخص‌های اقتصاد کلان ایران طی سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۱۱ پرداخته است. وی به مقایسه دو دولت ایران و عمکرد اقتصادی آن‌ها طی دوره ۱۹۹۷-۲۰۰۵ و ۲۰۰۵-۲۰۱۱ پرداخته است و نشان می‌دهد که با شدت گرفتن صادرات نفتی ایران از اوایل دهه ۲۰۰۰ میلادی، شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان ایران، بهبود پیدا نکرده‌اند. اما در پژوهش فعلی تلاش می‌شود براساس ادبیات نظری موجود از پوپولیسم اقتصادی، ابتدا جدول شاخص پوپولیسم نفتی ارایه شود. سپس شاخص‌های پیشنهادی پوپولیسم نفتی ارایه و برای دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۷ در ایران محاسبه خواهند شد. وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعاتی مانند فرزانگان و علیزاده که متمرکز بر دوره خاص در ایران هستند

---

1. Maynard and Grier
2. Hugo Chavez
3. Synthetic Control Method
4. Funke

(۱۳۸۴-۱۳۹۲) در این است که متمرکز بر یک دوره ۴۱ ساله است و اثر سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم ایران ارزیابی خواهد شد.

۳. مبنای نظری پوپولیسم

۳-۱. تعریف پوپولیسم

توده‌گرایی یا مردم‌گرایی (پوپولیسم) بزرگداشت مفهوم مردم تا حد مفهومی مقدس، و باور به این که هدف‌های سیاسی را می‌بایست به خواست مردم، جدا از حزب‌ها و نهادهای موجود، پیش برد. پوپولیسم خواست مردم را عین حق و اخلاق می‌داند این خواست را برتر از همه‌ی سنجه‌ها و ساز و کارهای اجتماعی می‌شناسد و بر آن است که باید بین مردم و حکومت رابطه‌ی مستقیم وجود داشته باشد (آشوری،۱۳۸۶). پوپولیسم یک فراخوان مردمی مستقیم است که بدون تقاضای نمایندگان صورت می‌گیرد. در تعریف این واژه چند مفهوم مرکزی وجود دارد. ۱. تاکید پوپولیسم بر اصطلاح «توده مردم» به منظور نقد و شورش بر وضعیت موجود. ۲. یکی از گرایش‌های عمومی پوپولیسم حمله به «نخبگان» است. در ارزش‌هایی که در این افراد وجود دارد به منظور ارزش‌های ضد مردمی تلقی می شود. ۳. پوپولیسم مدعی تحقق خواست و اراده مردم است.

۳-۲. پوپولیسم اقتصادی

به طور عمده در مطالعات دانشگاهی و بین رشته‌ای از چندین رهیافت در زمینه پوپولیسم یاد می‌شود. یک مورد رهیافت اقتصادی-اجتماعی است که به طور ویژه در مطالعات پوپولیسم آمریکای لاتین در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ غالب بوده است. اقتصاددانانی مانند دورنبوش و ساکس در وهله نخست پوپولیسم را به مثابه گونه‌ای از سیاست اقتصادی غیر مسؤلانه تلقی می‌کنند. پوپولیسم اقتصادی به برنامه سیاسی ارجاع دارد که غیرمسؤلانه تلقی می‌شود زیرا در برگیرنده بازتوزیع بیش از اندازه ثروت و مصارف حکومتی است (موود و کالت واسر، ۲۰۱۷). اقتصاد پوپولیست رهیافتی است که در آن بهبود وضعیت توزیع درآمد، حمایت از طبقه فرودست و افزایش رفاه آن در صدر اهداف قرار گرفته و برای دستیابی به این اهداف سیاست‌گذار پوپولیست محدودیت‌های ذاتی اقتصاد را در نظر نمی‌گیرد.

دورنبوش و ادوادز (۱۹۹۱) نیز اقتصاد پوپولیسم را بدین صورت تعریف کرده‌اند: « اقتصاد پوپولیسم رهیافتی به اقتصاد است که بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد تاکید

داشته و در مقابل ریسک ناشی از تورم و کسری بودجه، محدودیت‌های خارجی و واکنش عاملان اقتصادی و سیاست‌های جمعی غیر بازاری را نادیده می‌گیرد. سیاست‌گذاری‌های پوپولیستی به طور معمول در نهایت منجر به شکست می‌شوند و همان گروهی (فرودست) که قرار بود از این سیاست‌ها سود ببرند در نهایت متضرر می‌شوند (دورنبوش و ادواردز، ۱۹۹۱).

۳-۳. اقتصاد کلان پوپولیسم

در این قسمت ابتدا شرایط و پیش شرط ظهور حکمران پوپولیست بررسی می‌شود. سپس ساختار اقتصاد کلان در اقتصاد پوپولیسم و در آخر نتایج ناشی از سیاست‌های پوپولیستی در اقتصاد کلان تشریح و تحلیل خواهد شد.

الف- شرایط ظهور اقتصاد پوپولیستی :

از جمله مواردی که می‌تواند موجب ظهور پوپولیست‌ها شود در ادبیات اقتصادی از آن به عنوان شرایط اولیه نام برده شده، گسترش و شیوع فساد در بخش‌های متنوع جامعه ، نارضایتی عمومی از وضعیت فعلی کشور است. در چنین شرایطی زمینه ظهور سیاست‌گذار پوپولیست که وعده مبارزه با فساد را می‌دهد، فراهم خواهد شد. بنابراین شرایط اولیه پیدایش سیاست‌های پوپولیستی، مواردی مانند توزیع نابرابر درآمد، افزایش فساد، نارضایتی اجتماعی و وجود باور عمومی مبنی بر این که اوضاع بهتر می‌شود، خواهد بود. در ادبیات نظری پوپولیسم اقتصادی، از دو نوع الگوی پوپولیسم اقتصادی یاد شده است. پوپولیسم کلاسیک[1] که غالبا قبل از دهه۱۹۹۰ در کشورهای آمریکای لاتین تجربه شده است. پوپولیسم جدید[2] که بعد از دهه ۱۹۹۰ تا به امروز در کشورهای آمریکای لاتین و دیگر کشورها تجربه شده است.

ب- پوپولیسم کلاسیک:

الگوی پوپولیسم کلاسیک توسط دورنبوش و ادواردز (۱۹۹۱) ارایه شده است. در مورد پوپولیسم کلاسیک یک مدل چهار مرحله‌ای از شکل‌گیری مراحل سیاست‌های پوپولیست و نتایج حاصل از آن در نظر گرفته می‌شود (دورنبوش و ادواردز، ۱۹۹۱):

۱- بعد از آن که حکمران پوپولیست بر مسند اقتصادی تکیه زد، ابتدا افزایش دستمزد در دستور کار قرار می‌گیرد و سیاست انبساطی دنبال می‌شود. در کوتاه مدت رشد

[1]. Classical Populism
[2]. New Populism

اقتصادی و کنترل قیمت کمک می‌کند تورم پایین بماند و هر گونه کمبود تقاضا با واردات جبران می‌شود. این امر اعتماد به نفس سیاست‌گذار را افزایش می‌دهد.

۲- به تدریج افزایش تقاضا برای کالا و خدمات و آغاز کمبود ارز، محدودیت‌های خود را آشکار می‌سازد. در این مرحله افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، کاهش ارزش پول ملی و در نهایت کنترل خروج ارز ضروری می‌شود. با توجه به افزایش تورم و تداوم یارانه‌ها، کسری بودجه ظاهر می‌شود. برخلاف مرحله اول که کاهش موجودی انبار خصوصیت اصلی آن مرحله بود، در مرحله دوم سطح پایین موجودی انبار و کاهش شدید ساخت و ساز کانون مشکلات است. تورم به شکل معنادری افزایش می‌یابد در حالی که دستمزدها در شرایط قبلی باقی مانده‌اند.کسری بودجه در نتیجه یارانه‌هایی که در مرحله قبل بر روی ارز و دستمزد حقیقی اعطا شده به شدت افزایش می‌یابد.

۳- کمبود شدید منابع بودجه و ارز خارجی همراه با شتاب بیش از حد تورم موجب فرار سرمایه می‌شود. کسری بودجه به علت سیستم مالیاتی ناکارآمد و یارانه‌های بالا، شتابان می‌شود. دولت تلاش می‌کند با کاهش یارانه‌ها و افزایش نرخ ارز به کسری بودجه واکنش نشان دهد. این امر کاهش شدید دستمزد اسمی را به همراه دارد و این کاهش، اعتراض‌های عمومی را به دنبال دارد.

۴- معمولا دولت عوامگرا سقوط می‌کند و دولت جدیدی سر کار می‌آید که سیاست‌های اصلاحی سختگیرانه را دوباره برقرار می‌کند. افت دستمزد حقیقی آن قدر شدید است که دستمزد به جایی پایین‌تر از نقطه‌ای که در هنگام ظهور پوپولیست‌ها بود تنزل می‌کند که معنای آن این است که پیامد منفی و بلند مدت عوام‌گرایی بدتر از منافع کوتاه مدت آن خواهد بود. کاهش شدید دستمزد حقیقی به این علت اتفاق می‌افتد که سرمایه امکان جابجایی و تحرک داشته اما نیروی کار نمی‌تواند حرکت کند، در نتیجه با اجرای سیاست‌های نامناسب اقتصادی، سرمایه فرار می‌کند اما نیروی کار در دام سیاست‌های نادرست گرفتار می‌شود. چهار مرحله‌ی که در بالا تشریح شد از زمان شروع به کار سیاست‌گذار پوپولیستی تا به انتهای آن را نشان می‌دهد. نکته جالب این است که این مراحل به شکل چرخه‌ای و سریالی در مقاطع زمانی مختلف در برخی از کشورها به ویژه آمریکای لاتین تکرار می‌شود. این پدیده تحت عنوان پوپولیسم پیاپی[1] معرفی شده است. مانند هوگو چاوز (۱۹۹۹-۲۰۱۳) و نیکلاس مادورو[2] (۲۰۱۳) در ونزوئلا (فانک و

[1]. Serial Populism
[2]. Nicolas Maduro

دیگران، ۲۰۲۰). شایان ذکر است که الگوی اقتصاد پوپولیسم کلاسیک در برخی از کشورها مانند ونزوئولا در دوران ریاست جمهوری هوگو چاوز و نیکلاس مادرو در

ج- پوپولیسم جدید

از اواسط دهه ۱۹۹۰ نوع جدیدی از پوپولیسم اقتصادی با تاکید بر چهار مرحله اقتصاد کلان پوپولیسم کلاسیک در کشورهای مختلف تجربه شده است. مراحل پوپولیسم اقتصادی جدید نسبت به کلاسیک آن تفاوت‌هایی دارد که می‌توان مهم‌ترین این تفاوت‌ها را به صورت زیر در نظر گرفت. هر چند اعتقاد بر این است که شاکله اصلی الگوی پوپولیسم جدید از الگوی کلاسیک پیروی می‌کند (ادواردز، ۲۰۱۹):

- در الگوهای جدید، از شتاب تورم کاسته شده است. در کشورهای که از الگوی پوپولیسم جدید تبعیت می‌کنند، دوره‌های تورمی با شیب ملایم‌تری تجربه می‌شود.

- در الگوهای جدید انباشت مداوم بدهی‌های دولت به سازمان‌ها و نهادهای مختلف تجربه شده است.

- تفاوت دیگر در مورد نگرش حکمرانان پوپولیسم جدید نسبت به پدیده جهانی شدن است. در نگرش جدید کشورها بسته‌تر و منزوی‌تر می‌شوند. حکمران پوپولیست با شعارهای ملی‌گرایانه و حمایت از صنایع داخلی، جهانی‌سازی را تقبیح می‌کنند. مانند دوران ریاست جمهوری آلن گارسیا[1] در پرو که مخالف حضور شرکت‌هایی چند ملیتی و سرمایه گذاری خارجی در کشور بود.

- تفاوت دیگر الگوی جدید نسبت به کلاسیک، کاهش اتکای سیاست‌گذار به سیاست‌های خلق پول است. در عوض کنترل‌ها، مداخله‌های دولتی و محدودیت‌های بر اقتصاد بازار تحمیل می‌شود.

- پوپولیست‌ها در الگوهای جدید بیشتر از الگوی کلاسیک بر افزایش حقوق و دستمزد توده‌ها برای رسیدن به اهداف‌شان تکیه می‌کنند. به طور مثال در اکوادور نرخ دستمزد تا ۷۶ درصد طی دوره ریاست جمهوری رافائل کورا[2] افزایش داشته است.

- در پوپولیسم جدید، پوپولیست‌ها از سیستم قانونی کشور یاری می‌گیرند و غالبا قانون اساسی جدید مطابق با اهداف خود تدوین می‌کنند. قوانین اساسی جدید نقش مهمی در پیامدهای اقتصادی بازی می‌کنند و کمکی در جهت اهداف سیاسی مشخص پوپولیست‌ها هستند. در دهه‌های اخیر بولیوی، اکوادور، ونزوئلا، ترکیه و روسیه از جمله

[1]. Alan Garcia
[2]. Rafael Correa

کشورهای پوپولیستی هستند که قوانین اساسی را مجددا تدوین نموده‌اند (ادواردز، ۲۰۱۹).

باید دقت داشت که پوپولیسم به غیر از وجه اقتصادی در وجه سیاسی نیز قابل توصیف است. در ادبیات پوپولیسم سیاسی، نیز از واژه پوپولیسم جدید استفاده می‌شود. به جریان‌ها و راهبردهای سیاسی پوپولیستی شکل گرفته طی سال‌های اخیر در غالب کشورهای اروپای شرقی و جنوبی (مانند ایتالیا، مجارستان و یونان) و دیگر نقاط جهان (مانند ایالات متحده) که مبتنی بر بومی‌گرایی و ملی‌گرایی است، پوپولیسم جدید در وجه سیاسی گفته می‌شود. واژگانی مانند شورش ترامپ، پوتینیسم اروپای شرقی و مرکزی، پوپولیسم جناح راست در اروپای غربی همه نمونه‌هایی از "پوپولیسم جدید یا اروپایی[1]" هستند. مطالعاتی متعددی در زمینه پوپولیسم جدید سیاسی و ارتباط آن با متغیرهای کلان اقتصادی صورت گرفته است. برای سنجش پوپولیسم در وجه سیاسی، روش‌های مبتنی بر "گفتمان سیاسی[2] " پیشنهاد شده است. اما در این پژوهش تلاش شده است وجه اقتصادی پوپولیسم و پیامدهای ناشی از آن برای سنجش پوپولیسم مد نظر قرار بگیرد.

۳-۴. پوپولیسم نفتی

پوپولیسم نفتی واژه‌ای است که در سال‌های اخیر در ادبیات اقتصاد پوپولیسم از آن یاد می‌شود. این پدیده به بررسی ویژگی کشورهای نفتی می‌پردازد و بر اساس آن ادعا می‌شود که در کشورهای نفتی، سیاست‌گذارن تمایل زیادی به اجرای سیاست‌های پوپولیستی دارند. پوپولیسم نفتی به این صورت تعریف می‌شود: استفاده بی‌رویه سیاست‌گذار از درآمدهای منابع نفتی برای جلب حمایت سیاسی (توررویک و همکاران، ۲۰۱۶). این واژه اولین بار برای توصیف حکمرانی هوگو چاوز در ونزوئلا استفاده شد. دیگر موارد ذکر شده از حکمرانان پوپولیسم نفتی، محمود احمدی نژاد در ایران و ولادیمیر پوتین[3] در روسیه است. مخارج دولت در ایران در سال اول ریاست جمهوری محمود احمدی نژاد تا ۷۲ درصد در سال اول افزایش داشته است (توررویک و همکاران، ۲۰۱۶).

---

[1]. European Populism
[2]. Discourse
[3]. Vladimir Putin

۴. تدوین جدول شاخصِ پوپولیسم نفتی

در این قسمت با توجه به ساختار چهار مرحله‌ای دورنبوش و ادواردز (۱۹۹۱) از اقتصاد کلان پوپولیستی و با توجه به تحلیل‌های فوق از اقتصاد پوپولیسم نفتی جدول شاخص پوپولیسم نفتی تدوین خواهد شد. مدل اقتصاد کلان پوپولیسم چهار مرحله‌ی به صورت جدول زیر در نظرگرفته می‌شود.

جدول (۱): مراحل شکل گیری پوپولیسم در اقتصاد کلان

شرایط اولیه ظهور پوپولیسم	۱-اوضاع به نسبت آرام	۲-آغاز محدودیت و فشار اقتصادی	۳-شروع بحران اقتصادی	۴-فروپاشی دولت
- نابرابری اجتماعی -تعدد مناطق محروم و فرودست متعدد در کشور -نارضایتی عمومی	-حمایت عمومی بالا -تامین تقاضای داخلی به وسیله واردات، یارانه و رضایتمندی کوتاه مدت -کنترل تورم	- افزایش تورم -کسری تراز پرداخت ها -افزایش بدهی عمومی و کسری بودجه	-بی ارزش شدن پول ملی -فرار سرمایه و بیکاری نیروی کار -افزایش شتابان تورم، بدهی عمومی و کسری بودجه	- افزایش نارضایتی عمومی و انحلال دولت -اجرای سیاست های گیرانه‌تثبیتی سخت -گاهی اجرای برنامه IMFهای

منبع: دورنبوش و ادواردز (۱۹۹۱). فرزانگان (۲۰۰۹)

با توجه به جدول فوق، نابرابری اقتصادی، نرخ تورم، یارانه‌های پرداختی دولت، بدهی دولت، کسری تراز پرداخت‌ها، کسری بودجه دولت، فرار سرمایه، نرخ بیکاری و تولید ملی متغیرهای کلیدی هستند که در دوران حکمرانی پوپولیست‌ها تحت تاثیر قرار می‌گیرند. در این پژوهش برای تدوین جدول شاخص پوپولیسم نفتی، دو گروه شاخص تعریف می‌شود. گروه اول شامل سه شاخص اصلی اقتصاد کلان (دورنبوش و فیشر، ۱۳۸۰)، رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری به علاوه ضریب جینی است. گروه دوم با توجه به جدول ۱ شامل متغیرهای کسری بودجه، فرار سرمایه و بدهی دولت است که پیامد پدیده پوپولیسم هستند و واردات که ابزار حمایتی پوپولیست است. بدین ترتیب برای پدیده پوپولیسم نفتی، شاخص‌های زیر پیشنهاد می‌شود.

الف: سه شاخص اصلی اقتصاد کلان و ضریب جینی:

۱- شاخص نرخ رشد اقتصادی پوپولیسم نفتی[1] ($I1$) - نسبت نرخ رشد اقتصادی منهای یک به درآمد نفتی دولت تقسیم بر کل بودجه: نرخ رشد اقتصادی یک مزیت است از این رو نرخ رشد از عدد یک کم می‌شود که به نوعی معکوس رشد را نشان دهد

[1]. Petro-populism Economic Growth Index

و برای سال‌هایی که نرخ رشد منفی است، مقدار آن برابر با صفر در نظر گرفته شده است. شاخص رشد اقتصادی پوپولیستی نشان می‌دهد که یک دولت پوپولیستی با تکیه بر منابع نفتی به چه میزان در افزایش تولید ملی موفق خواهد بود. انتظار بر این است که با توجه به مرحله سوم یک اقتصاد پوپولیستی که بحران اقتصادی شدت می‌گیرد و در مرحله چهارم که گاهی فروپاشی اقتصادی تجربه شده است، این شاخص سیر فزاینده‌ای را تجربه کند.

$$I_1 = \frac{\text{نرخ رشد اقتصادی}-1}{\frac{\text{درآمد نفتی دولت}}{\text{بودجه کل}}} \qquad (۱)$$

۲- شاخص نرخ تورم پوپولیسم نفتی[1] $(I2)$- نسبت نرخ تورم به درآمد نفتی دولت تقسیم بر کل بودجه: به غیر از مرحله اول، که درآن تورم ملایم یا مهار شده است. نرخ تورم، از مرحله دوم شروع به افزایش کرده و در مرحله سوم شتاب می‌گیرد. تورم به عنوان یکی از شاخص‌های اصلی اقتصاد کلان، اولین پیامد سیاست‌های پوپولیستی است. این شاخص نشان می‌دهد که دولت با تکیه بر درآمد نفتی به چه میزان در مهار تورم موفق عمل کرده است. با توجه به ساختار تورمی یک اقتصاد پوپولیستی، انتظار این است که یک دولت پوپولیست نفتی در مهار تورم چندان موفق عمل نخواهد کرد.

$$I_2 = \frac{\text{نرخ تورم}}{\frac{\text{درآمد نفتی دولت}}{\text{بودجه کل}}} \qquad (۲)$$

۳- شاخص نرخ بیکاری پوپولیسم نفتی[2] $(I3)$- نسبت نرخ بیکاری به درآمد نفتی دولت تقسیم بر کل بودجه: دیگر شاخص اصلی اقتصاد کلان، نرخ بیکاری است. این متغیر (نرخ بیکاری) به دلیل فرار سرمایه و بحران اقتصادی در مرحله سوم سیاستی به اوج می‌رسد. این شاخص نشان می‌دهد یک دولت با توجه به درآمد نفتی به چه میزان در ایجاد شغل و کاهش بیکاری موفق بوده است. انتظار بر این است که دولت پوپولیست نفتی در ایجاد شغل موفق عمل نخواهد کرد.

$$I_3 = \frac{\text{نرخ بیکاری}}{\frac{\text{درآمد نفتی دولت}}{\text{بودجه کل}}} \qquad (۳)$$

[1]. Petro-populism Inflation Rate Index
[2]. Petro-populism Unempolyment Rate Index

۴- شاخص توزیع درآمد پوپولیسم نفتی[۱] ($I4$)- نسبت ضریب جینی به درآمد نفتی تقسیم بر کل بودجه: در شرایط اولیه اقتصاد، پیش از ظهور پوپولیسم، نابرابری درآمد بالا بوده و نارضایتی اجتماعی وجود دارد. از این رو رهبر پوپولیستی قول افزایش رفاه و کاهش نابرابری را می‌دهد. این شاخص نشان می‌دهد که پوپولیست، به چه میزان در این امر با تکیه بر درآمد نفتی موفق بوده است. چون در مراحل سوم و چهارم اقتصاد کلان پوپولیست، بحران اقتصادی و شرایط رکود تورمی حاکم است، انتظار می‌رود نابرابری اجتماعی کماکان وجود داشته باشد و پوپولیست در بهبود این شاخص موفق نباشد.

$$I_4 = \frac{\text{ضریب جینی}}{\frac{\text{درآمد نفتی دولت}}{\text{بودجه کل}}} \qquad (۴)$$

ب- چهار شاخص دیگر مطابق با جدول :۱

۱- شاخص کسری بودجه پوپولیسم نفتی[۲] ($I5$)- نسبت کسری بودجه به درآمد نفتی دولت[۳]: کسری بودجه از مرحله دوم شکل و در مرحله سوم شتاب می‌گیرد. این شاخص نشان می‌دهد که دولت با توجه به بودجه نفتی، چقدر در مدیریت بودجه خود موفق بوده و به نوعی عدم مدیریت مطلوب دولت را در مخارج نشان می‌دهد. این شاخص ناکارآمدی دولت بر انضباط و مدیریت بودجه را نشان می‌دهد.

$$I_5 = \frac{\text{کسری بودجه دولت}}{\text{درآمد نفتی دولت}} \qquad (۵)$$

۲- شاخص بدهی عمومی پوپولیسم نفتی[۴] ($I6$)- نسبت کل بدهی‌های دولت به بانک‌ها و موسسات مالی به درآمد نفتی دولت: دولت برای راضی نگه داشتن اقشار مختلف جامعه، به ویژه قشر فرودست، مخارج خود را افزایش می‌دهد. این باعث می‌شود که دولت برای تامین مخارج خود به سازمان‌ها و نهادهای دیگر بدهکار باشد، مانند بانک‌ها و موسسات مالی. این شاخص نشان می‌دهد دولت با تکیه بر درآمد نفتی، به چه میزان خلق بدهی داشته است. چون دولت پوپولیست معمولا با کسری بودجه مواجه است، انتظار بر این است که دولت پوپولیستی در کاهش این شاخص نیز، موفق نباشد.

---

1. Petro-populism Income Distribution Index
2. Petro-populism Deficit Index
3. برای چهار شاخص اول در مخرج کسر از نسبت درآمد نفتی دولت به کل بودجه دولت استفاده شده که نسبت در صورت و مخرج رعایت شود. اما برای چهار شاخص دوم صرفا از مقدار ریالی درآمد نفتی استفاده شده است.
4. Petro-populism Puclic Debt Index

$$I_6 = \frac{\text{بدهی بخش دولتی به بانکها و مؤسسات مالی}}{\text{درآمد نفتی دولت}} \quad (۶)$$

۳- شاخص فرار سرمایه پوپولیسم نفتی[1] $(I7)$- نسبت خالص خروج سرمایه از کشور به درآمد نفتی دولت: در مرحله دوم با شروع تنگناهای اقتصادی و در مرحله سوم با شیوع نشانه‌های بحران اقتصادی، شرایط سرمایه‌گذاری در داخل مساعد نیست، فرار سرمایه شکل می‌گیرد. این شاخص نشان می‌دهد دولت پوپولیستی با تکیه بر درآمد نفتی، به چه میزان مانع خروج سرمایه شده است و شرایط اقتصادی را برای جذب سرمایه بدون ریسک، آرام نموده است.

$$I_7 = \frac{\text{خالص خروج سرمایه}}{\text{درآمد نفتی دولت}} \quad (۷)$$

۴- شاخص واردات پوپولیسم نفتی[2] $(I8)$ - نسبت کل واردات کالاهای مصرفی به درآمد نفتی دولت: از ابتدای مراحل شکل‌گیری دولت، رهبر پوپولیستی برای کاهش تقاضای کل و تامین نیازهای مصرفی جامعه از طریق کانال واردات تلاش می‌کند. این شاخص نشان می‌دهد دولت پوپولیستی با تکیه بر درآمد نفتی به چه میزان کالاهای مصرفی وارداتی را برای تامین تقاضای کل و ایجاد رضایت اجتماعی وارد نموده است. انتظار بر این است که این شاخص با ظهور دولت پوپولیستی روندی فزاینده را داشته باشد.

$$I_8 = \frac{\text{واردات کالاهای مصرفی}}{\text{درآمد نفتی دولت}} \quad (۸)$$

۴-۱. ارایه جدول شاخص برای ایران

در این قسمت شاخص های هشت گانه معرفی شده در قسمت قبل برای ایران طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۶[3] برای دولت‌های دوره‌های مختلف محاسبه خواهد شد. برای این منظور طبقه‌بندی دوره‌های ریاست جمهوری به صورت زیر انجام خواهد شد:

۱- دوره ده ساله: بعد از انقلاب اسلامی تا سال ۱۳۶۸ (دولت‌های اول تا چهارم)

۲- دوره ۱۳۶۸ – ۱۳۷۶ : دولت‌های پنجم و ششم

۳- دوره ۱۳۷۶ – ۱۳۸۴ : دولت‌های هفتم و هشتم

۴- دوره ۱۳۸۴- ۱۳۹۲ : دولت‌های نهم و دهم

۵- دوره ۱۳۹۲- ۱۳۹۷ : دولت یازدهم

---

[1]. Petro-populism- Capital Flight Index

[2]. Petro-populism Imports Index

[3]. دوره مطالعه تا سال در دسترس بودن داده‌های آماری است.

نتایج در جدول پیوست ۱ گزارش شده است[۱] و نشان می‌دهد که از ۸ شاخص پیشنهادی، ۶ شاخص رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، ضریب جینی، فرار سرمایه و واردات برای دوره مورد بررسی طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۲ (دولت‌های نهم و دهم) بیشترین مقدار را دارند و دو شاخص کسری بودجه و بدهی دولت برای دولت سوم و چهارم بیشترین مقدار را دارد. همچنین مقدار میانه ۶ شاخص فوق در دوره مورد نظر (۱۳۸۴-۱۳۹۲) نسبت به میانه کل دوره مورد بررسی (۱۳۵۷-۱۳۹۷) بیشترین مقدار را دارند و میانه شاخص بدهی دولت و کسری بودجه برای دولت سوم و چهارم بیشترین مقدار را دارد. در جدول ۲ این مطلب گزارش شده است.

جدول (۲): جدول میانه شاخص پوپولیسم نفتی

دوره	شاخص نرخ رشد	شاخص نرخ تورم	شاخص نرخ بیکاری	شاخص توزیع درآمد	شاخص کسری بودجه	شاخص بدهی عمومی	شاخص فرار سرمایه	شاخص وارداتی
کل دوره	۵/۷۲	۱/۰۵	۰/۷۵	۰/۰۲۴	۰/۳۶	۰/۷	۰/۰۳۷	۰/۱۴
۱۳۹۲-۱۳۸۴	۱۱/۰۳	۱/۹۱	۱/۲۹	۰/۰۴۶	۰/۴۴	۰/۷۳	۰/۴	۰/۲۶

منبع: محاسبات تحقیق

برای محاسبه یک شاخص کلی به عنوان معیار پوپولیسم نفتی، میانگین هندسی شاخص‌های هشت گانه برای هر سال محاسبه شده است. نتایج در جدول زیر آمده است. همان طور که مشخص است مقدار شاخص پوپولیسم نفتی در سال ۱۳۸۸ بیشترین مقدار را دارد. همچنین شاخص در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۲ بیشترین مقدار را نسبت به سال‌های دیگر دارد و میانه شاخص پوپولیسم نفتی در دوره دولت نهم و دهم نسبت به بقیه دوره‌ها و کل دوره مورد بررسی پژوهش بیشتر است. که این نشان دهنده حاکم بودن شرایط پوپولیستی در کشور طی سال‌های مذکور است:

جدول (۳): شاخص پوپولیسم نفتی در ایران

سال	۱۳۵۷	۱۳۵۸	۱۳۵۹	۱۳۶۰	۱۳۶۱	۱۳۶۲	۱۳۶۳	۱۳۶۴	۱۳۶۵	۱۳۶۶	۱۳۶۷
شاخص	۰/۱۱	۰/۲۲	۰/۳۱	۰/۱۸	۰/۲۵	۰/۱۴	۰/۳۸	۰/۱۸	۰/۷۲	۰/۳۷	۰/۴۴
سال	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸
شاخص	۰/۲۳	۰/۰۹	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۲۷
سال	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹
شاخص	۰/۲	۰/۰۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۳	۰/۶۴	۰/۸۴	۰/۸۸	۱/۱۵	۰/۴۲
سال	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷			
شاخص	۰/۴۷	۰/۶۷	۰/۶۲	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۱۸			

منبع: محاسبات تحقیق

[۱] . داده‌های پژوهش در بخش داخلی از سایت بانک مرکزی و سایت مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند.

با توجه به هدف دوم پژوهش، در ادامه اثر سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم ایران ارزیابی خواهد شد.

۵. مدل پژوهش

هدف دوم پژوهش این است که اثر سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۴ بررسی شود. با توجه به جدول شاخص پوپولیسم نفتی در قسمت قبل، مشخص شد که مقدار شاخص‌های هشت گانه پوپولیستی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ نسبت به دوره‌های دیگر بیشترین مقدار دارند. با توجه به هزینه سیاست‌های پوپولیستی بر اقتصاد، نرخ تورم که یکی از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان پوپولیستی است به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. بنابراین تلاش شده است که از روشی استفاده شود که به ارزیابی یک سیاست اقتصادی در سطح کلان پرداخته شود. برای بررسی این فرضیه از روش کنترل ساختگی[1] که روشی نسبتا جدید و نوپایی است، استفاده شده است. در ادامه مبانی روش کنترل ساختگی تشریح خواهد شد.

۵-۱. معرفی روش کنترل ساختگی

روش کنترل ساختگی به عنوان راهی برای پر کردن شکاف کمی-کیفی در سیاست‌های مقایسه‌ای است و روشی سیستماتیک برای انتخاب واحدهای قابل مقایسه در مطالعات موردی و استنباط دقیق کمی در مطالعات تطبیقی فراهم می‌کند. در این روش، واحدی که تحت تاثیر سیاست قرار می‌گیرد با واحدهای منتخبی که سیاست یا مداخله بر آن ها موثر نیست، مقایسه می‌شود و روند واحد تحت مداخله شبیه‌سازی می‌شود. در روش کنترل ساختگی امکان نتیجه گیری دقیق کمی مداخله فراهم می‌شود. این روش اولین بار توسط آبادی[2] و همکاران (۲۰۱۰) مورد استفاده قرار گرفت تا برنامه کنترل دخانیات که در سال ۱۹۸۸ در ایالت کالیفرنیا اجرا شد، ارزیابی شود. همچنین از این روش برای تحلیل سیاست‌های رهبران پوپولیستی (فانک و همکاران، ۲۰۲۰) مطالعه قوانین حمل سلاح (دونوهو[3] و همکاران، ۲۰۱۹)، بررسی پیامدهای اقتصادی سیاست های پوپولیستی هوگو چاوز (گریر و ماینارد، ۲۰۱۶) سیاست مهاجرتی (بوهن[4] و همکاران، ۲۰۱۴) و چندین مورد دیگر استفاده شده است.

---

1. Synthetic Control Method
2. Alberto Abadie
3. Donohoue
4. Bohn

در مطالعات غیر تصادفی محقق نقشی در تعیین گروه هدف کنترل ندارد. انتخاب نمونه به صورت غیر تصادفی به تورش در نتایج منجر می‌شود که در ادبیات اقتصادسنجی به تورش انتخاب معروف است. روش‌های مختلفی برای مقابله با تورش انتخاب ارایه شده است که متداول‌ترین آن‌ها روش‌های همسان‌سازی[۱] هستند. هرچند روش‌های همسان‌سازی در توازن کردن ویژگی‌های قابل مشاهده میان دو گروه هدف و کنترل موفق هستند، اما چنانچه عوامل غیرقابل مشاهده، باعث اختلاف واحدهای هدف و کنترل باشند، در این صورت استفاده از روش همسان‌سازی منجر به تورش در نتایج می‌شود (بلاندل و دیاز[۲]، ۲۰۰۹). روش کنترل ساختگی، روشی جایگزین برای مدل کردن و کنترل عوامل مختل کننده غیر قابل مشاهده و متغیر در طی زمان است. همچنین در این روش، مشکل تورش انتخاب، با انتخاب واحدهای کنترل از روش بهینه‌یابی بر طرف شده است.

۱. فرض می‌شود $J+1$ واحد (کشور، شهر، منطقه) وجود دارد که از میان این واحدها، واحد اول تحت تاثیر یک مداخله یا سیاست قرار می‌گیرد و واحدهای باقیمانده یعنی واحد دوم تا $J+1$ قابلیت آن را دارند که با واحد اول مقایسه شوند. با استفاده از ادبیات ارزیابی سیاست اقتصادی، واحدی که تحت اعمال سیاست قرار می‌گیرد را واحد تحت درمان (*Treated Unit*) و بقیه واحدها به نام واحدهای کنترلی (*Donor Pool*) نامیده می‌شوند. همچنین اصطلاحات رویداد، مداخله و درمان[۳] به جای هم به کار می‌روند که حاکی از سیاست اتخاذی است. این روش تلاش می‌کند به کمک واحدهای کنترلی تغییرات واحد تحت درمان را شبیه سازی کند بنابراین واحدهای کنترلی نباید تحت تاثیر سیاست مشابه قرار بگیرند تا یک شوک ساختاری را تجربه کنند. فرض می‌شود Y_{it}^{I} متغیر قابل مشاهده برای واحد iام در زمان t است در صورتی که تحت درمان یا سیاست قرار بگیرد و Y_{it}^{N} نتایج مربوط به واحد iام در صورتی که تحت درمان قرار نمی‌گرفت، است. α_{it} به این صورت تعریف می‌شود: $\alpha_{it} = Y_{it}^{I} - Y_{it}^{N}$.

α_{it} نشانگر اثر اجرای برنامه برای واحد iام در زمان t است. از آن جا که Y_{it}^{I} قابل مشاهده است، برای تخمین α_{it} تنها باید Y_{it}^{N} تخمین زده شود. در روش کنترل ساختگی Y_{it}^{N} توسط یک مدل عاملی[۴] وزنی برآورد می‌شود و از نتایج وزنی گروه کنترل

---

1. Matching
2. Blundell and Dias
3. Event, Intervention, Treatment
4. Factor Model

بهره گرفته می‌شود. برای این منظور برداری از وزن‌ها به صورت $(W_2,.....,W_{J+1})$ تعریف می‌شود به نحوی که هر وزن بین صفر و یک و مجموعه آن‌ها برابر با یک است. در روش کنترل ساختگی هدف آن است که اختلاف میان ویژگی‌های قبل سیاست واحد درمان و گروه کنترل $(X_1 - X_0W)$ به کمک وزن‌های بهنیه (W^*) حداقل شود. در واقع وزن‌ها به گونه‌ای انتخاب و کالیبره می‌شوند که میانگین مربع خطای تخمین زننده‌های گروه کنترلی $(MSPE)$[1] برای دوره قبل درمان، که به صورت زیر تعریف می‌شود، حداقل شود: $MSPE = (Y - Y_0W^*)'(Y - Y_0W^*)$

۵-۲. روش کنترل ساختگی برای ارزیابی سیاست‌های پوپولیستی دولت‌های نهم و دهم در ایران

برای بررسی فرضیه پژوهش (اثر مثبت سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم در ایران) از روش کنترل ساختگی استفاده شده است. سیاست‌های اقتصادی دولت‌های نهم و دهم طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۲ در ایران به عنوان درمان یا سیاست در نظر گرفته می‌شوند و همچنین کشور ایران به عنوان واحد درمان و کشورهای صادرکننده نفت به عنوان گروه کنترلی انتخاب شده‌اند. براساس گزارش‌ها و پژوهش‌های بین المللی، طی سال‌های اخیر کشورهای ونزوئلا (ماینراد و گریر، ۲۰۱۶)، اکوادور، روسیه و بولیوی (فانک و همکاران، ۲۰۲۰) به دلیل آن که در دوره مشابه سیاست‌های پوپولیستی را تجربه کرده‌اند، از گروه کنترلی حذف شده‌اند. چرا که در روش کنترل ساختگی باید، واحدهای گروه کنترلی تحت تاثیر درمان یا سیاست قرار نگرفته باشند. کشورهای عمان، سودان، عراق، قطر، امارات و کنگو به دلیل در دسترس نبودن داده‌های آماری نیز از گروه کنترلی حذف شده‌اند. ۱۰ کشور صادرکننده نفت به این نحوه انتخاب شده‌اند که صادرات نفت و فرآورده‌های آن حداقل ۱۰ درصد تولید ناخالص داخلی را تشکیل داده باشند (کارل[2]، ۱۳۹۸). کشورهای گروه کنترلی به این قرار هستند: الجزایر، عربستان سعودی، کویت، نیجریه، اندونزی، مالزی، مکزیک، گابن، نروژ و چاد. متغیر وابسته، نرخ تورم سالیانه (inflation)، شاخص مصرف کننده است. متغیرهای پیش‌بینی‌کننده عبارتند از: نرخ تورم دوره قبل (X1)، نسبت مخارج عمومی دولت به GDP (X2)، میزان کل واردات کالا و خدمات کشور به GDP (X3)، میزان کل صادرات کالا و خدمات کشور به GDP (X4)، نرخ رشد نقدینگی (X5)، نرخ ارز رسمی هر کشور (X6). کل دوره مورد

[1]. Mean Squared Prediction Error
[2]. Terry Lynn Karl

بررسی نیز ۱۹۹۰-۲۰۱۹ است. برای برآورد مدل از نرم افزار stata که بسته synth به آن ضمیمه شده، استفاده شده است. جدول زیر توصیف داده‌های نمونه پژوهش را نشان می‌دهد[۱].

جدول (۴): توصیف آماری متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
نرخ تورم	۳۳۰	۷/۳	۱۰/۲	-۱۱/۶۸	۷۲/۸۳
مخارج دولت به GDP	۳۳۰	۱۵/۵	۷/۹	۰/۹۱	۷۶/۲۲
واردات به GDP	۳۳۰	۳۳/۵	۱۷/۸	۹/۵	۱۲۵/۷
صادرات به GDP	۳۳۰	۴۰/۹	۲۱/۲	۹/۲	۱۲۱/۳۱
نرخ رشد نقدینگی	۳۳۰	۱۲/۴	۱۴/۵	-۴۳/۷۳	۱۲۵
نرخ ارز رسمی	۳۳۰	۱۸۴۳/۷۷	۵۴۴۹/۵۳	۰/۲۶	۴۲۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲-۱. تخمین مدل

۵-۲-۱. وزن های بهینه کشورهای گروه کنترلی

بعد از برآورد مدل به کمک نرم افزار مشخص گردید که کشورهای مکزیک، نیجریه و اندونزی دارای وزن بهینه در شبیه‌سازی روند نرخ تورم ایران هستند. بیشترین سهم مربوط به کشور مکزیک و کمترین سهم مربوط به عربستان سعودی است. این مطلب بدین مفهوم است که کشورهای جدول زیر (۵) دارای وزن برای ساخت نرخ تورم ساختگی ایران هستند و سایر کشورها با وزنی برابر با صفر در این شبیه‌سازی نقشی نداشته‌اند.

جدول (۵): وزن کشورهای گروه کنترل

کشور	وزن
مکزیک	۰/۴۴۶
نیجریه	۰/۳۲۳
اندونزی	۰/۲۳۱

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲-۲. شبیه‌سازی روند نرخ تورم ایران

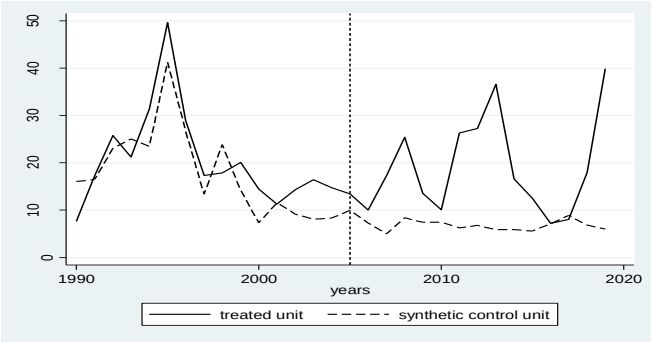
کشور ایران به عنوان واحد تحت درمان یا سیاست در نظر گرفته شده است. سال ۲۰۰۵ به عنوان سالی انتخاب می‌شود که سیاست‌های پوپولیسم نفتی در ایران شکل و شدت گرفته است (سهام عدالت، مسکن مهر، سفرهای استانی).

---

[۱]. تمامی داده‌ها از سایت بانک جهانی استخراج شده است.

شکل ۲ روند واقعی و ساختگی نرخ تورم ایران را از سال ۱۹۹۰-۲۰۱۹ نشان می‌دهد. خط ممتد تورم واقعی رخ داده و خط منقطع روند ساختگی است. مطابق با نمودار مشخص است که تا قبل از سال ۲۰۰۵، این دو خط تقریبا نزدیک به هم و روندی مشابه دارند. از سال ۲۰۰۵ به بعد و با روی کار آمدن دولت نهم، با شدت گرفتن قیمت جهانی نفت و اعمال سیاست های پوپولیستی اقتصادی و سیاسی، فاصله دو خط اختلاف فاحشی داشته است. نمودار شکل ۲ نشان می‌دهد که سیاست‌های پوپولیستی در این دوره در کنار افزایش درآمد نفتی دولت و افزایش قیمت جهانی نفت نتواسته نرخ تورم کشور را مانند روند شبیه سازی شده کاهش دهد و در واقع سیاست‌های پوپولیستی این دوران بر نرخ تورم کشور اثری مثبت داشته است.

شکل (۲): روند واقعی و ساختگی نرخ تورم ایران



منبع: محاسبات تحقیق.

جدول ۶ روند واقعی و شبیه‌سازی شده (ساختگی) نرخ تورم را در ایران برای دوره مورد بررسی (۱۹۹۰-۲۰۱۹) نشان می‌دهد. طبق جدول مشخص است که اختلاف این دو نرخ از سال ۲۰۰۵ به بعد اختلاف بیشتری دشته است و از سال ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۰۵ اعداد نزدیک به هم هستند که نشان از خوبی برآورد مدل است.

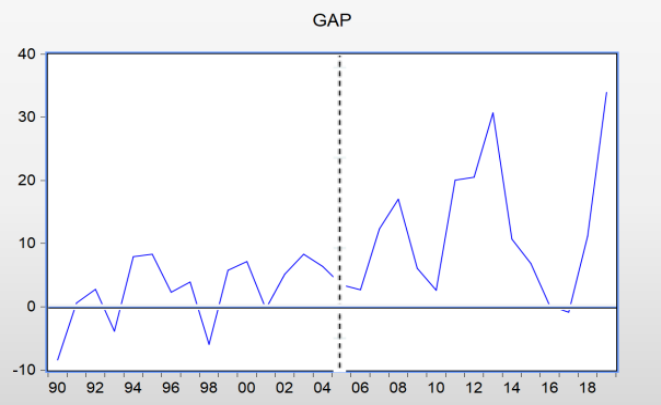
جدول (۶): نرخ تورم واقعی و ساختگی ایران

سال	۱۹۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹۴	۹۵	۹۶	۹۷	۹۸	۹۹	۲۰۰۰	۰۱	۰۲	۰۳	۰۴
نرخ واقعی	۷/۶	۱۷/۱	۲۵/۸	۲۱/۲	۳۱/۴	۴۹/۶	۲۸/۹	۱۷/۳	۱۷/۸	۲۰	۱۴/۴	۱۱/۲	۱۴/۳	۱۶/۴	۱۴/۷
نرخ شبیهسازی	۱۴	۱۶/۴	۲۳	۲۵	۲۳/۴	۴۱/۳	۲۶/۶	۱۳/۳	۲۳/۸	۱۴/۲	۷/۳	۱۱/۵	۹/۱	۹	۸/۳
سال	۲۰۰۵	۰۶	۰۷	۰۸	۰۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۲۰۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹
نرخ واقعی	۱۳/۴	۱۰	۱۷/۳	۲۵/۴	۱۳/۵	۱۰	۲۶/۲	۲۷/۲	۳۶/۶	۱۶/۶	۱۲/۴	۷/۲	۸	۱۸	۳۹/۹
نرخ شبیهسازی	۹/۹	۷/۳	۴/۹	۸/۳	۷/۴	۷/۴	۶/۲	۶/۷	۵/۹	۵/۸	۵/۵	۷/۱	۸/۹	۶/۸	۶

منبع: محاسبات تحقیق

شکل ۳ شکاف بین نرخ تورم واقعی و نرخ شبیه‌سازی شده را نشان می‌دهد. مطابق با نمودار مشخص است که قبل از سال ۲۰۰۵ نوسان روند شکاف محدود و نزدیک به صفر است. از سال ۲۰۰۵ به بعد نوسان شکاف بیشتر شده و از صفر فاصله بیشتری گرفته است. بنابراین طبق جدول ۶ و شکل‌های ۲ و ۳ مشخص است که با شدت گرفتن سیاست‌های پوپولیستی از سال ۲۰۰۵ در ایران، نرخ تورم شدت گرفته و شتابان شده است. البته در یک دهه اخیر مسله تحریم هسته‌ای ایران و پیامدهای ناشی از آن و دیگر عوامل مؤثر بر نرخ تورم ایران نیز قابل ملاحظه هستند که در چارچوب نظری این پژوهش قرار ندارند.

شکل (۳): شکاف نرخ تورم واقعی و ساختگی در ایران



منبع: محاسبات تحقیق.

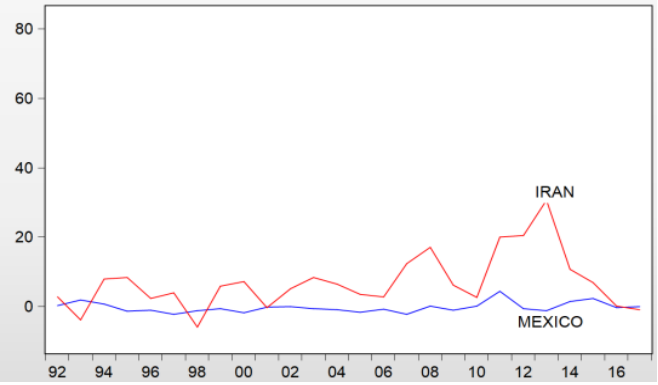
۵-۲-۳. آزمون صوری یا دارونما[1]

برای بررسی معناداری تخمین‌های صورت گرفته از آزمون صوری یا دارونما استفاده می‌شود. این آزمون که یک آزمون بصری است و به استناد روش کنترل ساختگی پیشنهاد می‌کند که اگر به جای کشور تحت درمان یا سیاست، یکی دیگر از کشورها یا واحدهای کنترل (که وزن بهینه به آن اختصاص یافته است) انتخاب شود، آیا نتیجه‌ی متفاوتی حاصل خواهد شد. اگر این تفاوت معنادار باشد، بدین مفهوم است که نتیجه اولیه برای کشور یا واحد تحت درمان یا سیاست قابل اطمینان خواهد بود (آبادی و همکاران، ۲۰۱۰). به منظور بررسی معناداری نتایج ارایه شده در قسمت قبل، کشور مکزیک به عنوان کشور تحت سیاست انتخاب شده و روند نرخ تورم شبیه سازی شده برای این کشور تخمین زده شده است. شکل ۴ روند شکاف نرخ تورم واقعی و ساختگی

[1]. Placebo Test

را برای کشور ایران و مکزیک را نشان می‌دهد. مطابق با شکل مشخص است که شکاف برای کشور مکزیک نوسان حول صفر دارد، همچنین مشخص است شکاف نرخ واقعی و ساختگی برای ایران بعد از ۲۰۰۵ نوسانی بیشتری را دارد (که حاکی از اثر مثبت سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم ایران است).

شکل (۴): توزیع شکاف نرخ تورم واقعی و ساختگی برای ایران و مکزیک



منبع: محاسبات تحقیق.

در روش کنترل ساختگی، عبارت $\hat{\alpha}= Y_{t1} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{ti}$، تخمین اثر برنامه روی واحدهای هدف را اندازه‌گیری می‌کند و فرضیه معناداری آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$H_0: \propto_{1t}= 0$ ، برای $t = T_0$

$H_0: \propto_{1t}\neq 0$

اگر فرضیه H_0 رد شود بنابراین می‌توان اثر سیاست‌های پوپولیستی بر کشورهای دیگر را مثبت دانست. جدول زیر نتایج آزمون صوری را برای سه کشور اندونزی، مکزیک و نیجریه را نشان می‌دهد.

جدول (۷): مقادیر آماره p محاسبه شده از طریق آزمون صوری

کشور	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	۲۰۱۶	۲۰۱۵	۲۰۱۴	۲۰۱۳	۲۰۱۲	۲۰۱۱	۲۰۱۰	۲۰۰۹	۲۰۰۸	۲۰۰۷	۲۰۰۶	نتیجه
مکزیک	۰/۳	۰/۲	۰/۷	۰/۱	۰/۳	۰/۳	۰/۳	۰/۳	۰/۳	۰/۲	۰/۲	۰/۳	۰/۳	۰/۳	رد H_1
نیجریه	۰/۱	۰/۳	۰/۱	۰/۲	۰/۲	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۸	۰/۱	۰/۱	۰/۶	رد H_1
اندونزی	۰/۱	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۷	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۹	رد H_1

منبع: محاسبات تحقیق

استفاده از نتایج آزمون‌های صوری، امکان محاسبه آماره p و در نتیجه آزمون فرضیه معناداری نتایج را امکانپذیر می‌کند. در جدول بالا (سه کشور دارای بالاترین وزن) و در جدول پیوست ۲ (مقادیر آماره p برای دیگر کشورها)، تمامی کشورها به صورت جداگانه، به عنوان کشور تحت درمان یا سیاست انتخاب و برآورد برای آن‌ها زده شد. مقادیر آماره p حکایت از عدم رد فرض صفر دارد، به عبارت دیگر سیاست‌های پوپولستی به عنوان درمان در کشورهای گروه کنترلی بر تورم اثری نداشته است.

۶. جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش ابتدا مفاهیم پوپولیسم، پوپولیسم اقتصادی و پوپولیسم نفتی ارایه شد. پوپولیسم بزرگداشت ظاهری مفهوم مردم است. این که نماینده مردم، ازخود مردم است و برای تامین نیازهای اقشار محروم و آسیب دیده بر مسند قدرت تکیه می زند. یکی از رهیافت‌های علمی پوپولیسم، رهیافت اقتصادی- اجتماعی آن است که به طور ویژه در مطالعات پوپولیسم آمریکای لاتین در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ غالب بوده است. مفهوم اقتصاد کلان پوپولیسم از همین رهیافت استخراج شده که معادل مفهوم پوپولیسم کلاسیک در اقتصاد است. چهار مرحله یا فاز برای پوپولیسم کلاسیک تدوین شده است که پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد سال‌های ریاست جمهوری دولت‌های نهم و دهم در ایران منطبق بر مراحل شکل‌گیری پوپولیسم کلاسیک است. همچنین یافته‌های این پژوهش این مطلب را به کمک شاخص پوپولیسم نفتی تایید کرد. مفهوم دیگر، پوپولیسم جدید است که با اندکی تفاوت نسبت به پوپولیسم کلاسیک در سال‌های بعد از دهه ۱۹۹۰ در برخی کشورها پدیده‌ای غالب بوده است. دراین پژوهش ۸ شاخص برای پوپولیسم نفتی پیشنهاد شد و برای سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۷ این ۸ شاخص محاسبه شدند. نتایج پژوهش نشان داد که طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۲ شش شاخص پوپولیسم نفتی مقادیر بالاتری نسبت به دوره‌های دیگر دارند. همچنین شاخص پوپولیسم نفتی (متوسط هندسی ۸ شاخص پیشنهاد شده) برای سال ۱۳۸۸ نسبت به بقیه سال‌ها بیشترین مقدار را دارد. بعد از مشخص شدن این مطلب که در دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۲ سیاست‌های پوپولیستی در ایران نمایان‌تر بوده‌اند به کمک روش کنترل ساختگی اثر سیاست‌های پوپولیستی بر نرخ تورم ایران طی دوره مذکور آزمون و تحلیل شد. برآوردها نشان داد که روند واقعی و شبیه سازی شده نرخ تورم ایران طی دوره مذکور، اختلاف فاحشی باهم دارند که تاییدکننده اثر مخرب سیاست‌های پوپولیستی دولت‌های

منابع:

آشوری، داریوش (۱۳۸۶)، دانشنامه سیاسی، چاپ چهاردهم، نشر مروارید.

بهرامی کمیل، نظام (۱۴۰۰)، توتالیتاریسم فرهنگی، چاپ اول، نشر کویر.

ثمودی، علیرضا (۱۴۰۰)، پوپولیسم اروپایی، چاپ اول، موسسه فرهنگی مطالعات و تحقیقات فرهنگی.

سرزعیم، علی (۱۳۹۶)، پوپولیسم ایرانی، چاپ دوم، نشر کرگدن.

سوری، علی (۱۴۰۰)، اقتصادسنجی، چاپ اول، نشر نور علم.

عادلی، عبدالحمید، غفاری، هادی و شایگانی، بیتا (۱۴۰۱)، اثر تحریم‌های اقتصادی بر صادرات ایران، مطالعات اقتصادی کاربردی، ۱۱ (۱۴): ۹۷-۱۲۷.

کاویانی، زهرا (۱۳۹۶)، مقدمه‌ای بر اقتصاد کلان پوپولیسم، مرکز پژوهش‌های مجلس.

موسوی جهرمی، یگانه، رضوی، محمدرضا، خدادکاشی، فرهاد و ایزدی، سید حسین (۱۳۹۶)، بررسی مشوق‌های توسعه‌ای منطقه‌ای با رویکرد DID، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۲۸(۳): ۳۳-۵۰.

Abadie, A., Diamond, A., Hainmueller, J. & Diamond, A. (2010), Synthetic Control Method for Comparative Case Studies, Jounal of the American Statistical Association, 105: 493-505.

Abadie, A. & Gaddeazabal, J. (2003), The Economid Costs of Conflict, The American Economic Review, 93(1): 1-12.

Alizadeh, P. (2014), Iran and the Global Economy, First Published by Routledge.

Ball, C., Freytag, A. & Kautz, M. (2019), Populism-what Next? A First Look at Populist Walking-Stick Economies, CESifo Working Paper, 7914: 23-66.

Bittencourt, M. (2009), Polarisation, Populism and Hyperinflation, University of Pretoria, Working Paper Series.

Bresser-Pereira, L. (1993), Economic Reforms and Economic Growgh, Cambridge Universitry Press.

Bresser-Pereira, L. & Acqua, F. (1991), Economic Populism Versus Keynes, Journal of Post Keynsian Economics, 14(1): 29-38.

Cortes, R. (2010), Danger of Populism, Bogota D. C, No 26.

DornBusch, R. and Edwards, S. (1990), Macroeconomic Populism, Journal of Development Economics, 32: 247-277.

DornBusch, R. and Edwards, S. (1991), Macroeconomics of Populism in Latin America, NBER Books from National Bureau of Economic Research.

Edwards, S. (2019), On Latin America Populism, and Its Echoes around the World, Journal of Economic Perspectives, 4: 76-99.

Farzanegan, M. (2009), Macroeconomic of Populism in Iran, MPRA Paper, 15546: 40-60.

Funke, M., Schularick, M. & Trebesch, C. (2020), Populist Leaders and Economy, Kiel Working Paper, 2169: 1-120.

Frisell, L. (2004), Populism, NBER Working Paper, 166:21-45.

Grier, K. & Maynard, N. (2016), The Economic Consequece of Hugo Chavez: A Synthetic Control Analysis, Journal of Economic Behaivor and Organization, 125: 1-21.

Gunning, P. (2006), Understanding Democracy: an Introduction to Public Choice, Nomad press, 130: 249-250.

Guiso, L., Herrera, H., Morelli, M. & Sonno, T. (2017), Demand and supply of populism. London, UK: Centre for Economic Policy Research.

Kalteasser, C. (2019), Populism and the Economy, International Policy Ananlsis.

Karl, T. (1997), The Paradox of Plenty, University of California Press.

Krueger, A. O. (1974), The Political Economy of Rent-seeking society, American Economic Review, 64(3): 291-303.

Matsen, E., Natvik, G. J. & Torvik, R. (2016), Petro populism, Journal of Development Economics, 118, 1-12.

McClelland, R. (2017). Synthetic Control Method, LEQS Paper, No 112.

Moeeni, S., Sharifi, A., Mozafari H. & Mohamadi, V. (2021), The Impact of Iran oil Sanctions on the Exchange Rates, Iranian Econimic Review, 25(3): 397-417.

Mudde, C. and Kaltwasser, C. (2017), Populism, New York, Oxford University Press, 131 Pages.

Muller, J. W. (2016), What is Populism?, Pennsylvania, University Pennsylvania Press, 123 Pages.

Ocampo, E. (2015), Commodity Price Booms and Populist Cycles, www.cema.edu.ar

Sachs, J. (1989), Social Conflict and Populist in Latin America, Working Paperm No. 2897.

Seghezza, E. & Pittaluga, G. B. (2018), Resource rents and populism in resource-dependent economies, European Journal of Political Economy, 54: 83-88.

Tornell, A., & Lane, P. R. (1999), The Voracity Effect, American Economic Review, 89(1): 22-46.

Ross, M. L. (2015). What Have We Learned about the Resource Curse?, Annual Review Polite, 18: 239-259.

Taggart, P. (2000), Populism, Open University Press.

پیوست‌ها:

پیوست ۱: جدول شاخص‌های هشت‌گانه پوپولیسم نفتی براساس نسبت‌های پیشنهاد شده پژوهش

شاخصکل	شاخص ۸	شاخص۷	شاخص ۶	شاخص ۵	شاخص ۴	شاخص ۳	شاخص ۲	شاخص ۱	سال
۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۰۰۰۱	۰/۲۸	۰/۶	۰/۰۱	۰/۲۵	۰/۲۳	۲/۳۱	۱۳۵۷
۰/۲۲	۰/۱۴	۰/۴	۰/۴۲	۰/۴۳	۰/۰۰۸	۰/۲	۰/۲۱	۱/۸۵	۱۳۵۸
۰/۳۱	۰/۲۲	۰/۰۷	۱	۱/۰۹	۰/۰۱	۰/۲۹	۰/۶۳	۲/۷÷	۱۳۵۹
۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۰۰۰۱	۰/۹۳	۰/۸۸	۰/۰۱	۰/۲۹	۰/۶۳	۲/۷۶	۱۳۶۰
۰/۲۵	۰/۱۲	۰/۳۶	۰/۷	۰/۳۹	۰/۰۰۹	۰/۲۲	۰/۳۹	۱/۸	۱۳۶۱
۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۰۰۰۵	۰/۷۲	۰/۵	۰/۰۱	۰/۳۵	۰/۴۸	۲/۹۲	۱۳۶۲
۰/۳۸	۰/۱۴	۰/۳۲	۰/۹۶	۰/۴۵	۰/۰۱	۰/۵۱	۰/۴۸	۴/۶	۱۳۶۳
۰/۱۸	۰/۱	۰/۰۰۰۸	۱/۰۱	۰/۵۳	۰/۰۲	۰/۶۸	۰/۳۹	۵/۷	۱۳۶۴
۰/۷۲	۰/۲۷	۰/۰۰۲	۳/۱۲	۳/۳۳	۰/۰۶	۲/۴	۴/۰۷	۱۷/۱۷	۱۳۶۵
۰/۳۷	۰/۱	۰/۰۰۱	۱/۷۴	۱/۷۲	۰/۰۳	۱/۰۴	۲/۴۱	۸/۷	۱۳۶۶
۰/۴۴	۰/۱	۰/۰۰۱	۱/۹۷	۲/۶۲	۰/۰۴	۱/۳۳	۳/۲۱	۱۱/۱۳	۱۳۶۷
۰/۲۳	۰/۱	۰/۰۰۰۶	۱/۲	۰/۷۵	۰/۰۲	۰/۷۷	۱/۱۱	۵/۷۲	۱۳۶۸
۰/۰۹	۰/۰۴	۰/۰۰۰۲	۰/۶۴	۰/۱۲	۰/۰۱	۰/۴۶	۰/۳۵	۳/۳۴	۱۳۶۹
۰/۱۵	۰/۰۵	۰/۰۰۰۲	۰/۶۴	۰/۳۲	۰/۰۲	۰/۶۲	۱/۱۷	۴/۷۲	۱۳۷۰
۰/۱۷	۰/۲۹	۰/۰۰۰۱	۰/۶۶	۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۶۴	۱/۴۲	۵/۸۴	۱۳۷۱
۰/۰۸	۰/۲۵	۰/۰۰۰۶	۰/۳۱	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۴	۰/۸۴	۳/۵۱	۱۳۷۲
۰/۰۷	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۲۹	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱	۰/۳۵	۱/۱۵	۳/۱۸	۱۳۷۳
۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۳۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱	۰/۳۵	۱/۶۱	۳/۲	۱۳۷۴
۰/۰۸	۰/۱	۰/۲۵	۰/۳۶	۰/۰۰۰۲	۰/۰۱	۰/۳۹	۰/۸۳	۳/۳۲	۱۳۷۵
۰/۳۱	۰/۰۹	۰/۲۸	۰/۵۹	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۶۷	۰/۸۹	۵/۱۷	۱۳۷۶
۰/۲۳	۰/۱۵	۰/۰۰۰۷	۱/۶۴	۰/۷۵	۰/۰۴	۱/۲۷	۱/۸۵	۹/۷۸	۱۳۷۷
۰/۲۷	۰/۰۷	۰/۲۳	۰/۹۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۸۴	۱/۲۵	۶/۱۲	۱۳۷۸
۰/۲	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۸	۰/۰۰۶	۰/۰۲	۰/۸۶	۰/۷۶	۵/۶۱	۱۳۷۹

۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۲	۰/۸۹	۰/۷۲	۵/۹۸	۱۳۸۰
۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۰۰۰۹	۰/۶۵	۰/۳۶	۰/۰۲	۰/۸۶	۱/۰۶	۶/۱۶	۱۳۸۱
۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۰۰۰۷	۰/۵۸	۰/۳۴	۰/۰۳	۰/۸۹	۱/۱۷	۶/۹۵	۱۳۸۲
۰/۱۲	۰/۲	۰/۰۰۰۶	۰/۶	۰/۳۲	۰/۰۳	۰/۸۱	۱/۱۹	۷/۳۲	۱۳۸۳
۰/۳	۰/۲۲	۰/۰۰۷	۰/۵۲	۰/۳۲	۰/۰۳	۰/۹۸	۰/۸۸	۸	۱۳۸۴
۰/۶۴	۰/۳	۰/۳۱	۰/۶۲	۰/۸۱	۰/۰۴	۱/۱۸	۱/۲۵	۹/۷۵	۱۳۸۵
۰/۸۴	۰/۳۵	۰/۷۲	۰/۷۹	۰/۵۵	۰/۰۵	۱/۴	۲/۴۵	۱۲/۳	۱۳۸۶
۰/۸۸	۰/۳۳	۰/۴۸	۰/۷	۰/۹۷	۰/۰۵	۱/۳۹	/۳/۴۱	۱۳/۳۴	۱۳۸۷
۱/۱۵	۰/۵۱	۰/۸۵	۱/۴	۱/۰۵	۰/۰۶	۲/۱۱	۱/۹۱	۱۷/۱۳	۱۳۸۸
۰/۴۶	۰/۱۹	۰/۴۲	۰/۷۴	۰/۰۹	۰/۰۳	۱/۱۴	۱/۰۵	۷/۹۴	۱۳۸۹
۰/۴۷	۰/۱۶	۰/۳۷	۰/۷۲	۰/۰۹	۰/۰۳	۱/۱	۱/۹۲	۸/۵۲	۱۳۹۰
۰/۶۷	۰/۲۲	۰/۲۸	۱/۳۸	۰/۱	۰/۰۵	۱/۶۲	۴/۰۶	۱۳/۳۱	۱۳۹۱
۰/۶۲	۰/۱۴	۰/۱۵	۱/۰۴	۰/۶۶	۰/۰۳	۱/۰۵	۳/۵	۱۰/۰۸	۱۳۹۲
۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۰۰۰۶	۰/۷	۰/۳۱	۰/۰۲	۰/۵۸	۰/۸۵	۵/۳۶	۱۳۹۳
۰/۱	۰/۲۳	۰/۰۰۰۱	۰/۱۴	۰/۶۸	۰/۰۳	۱/۰۹	۱/۱۷	۹/۸۳	۱۳۹۴
۰/۳۱	۰/۱۴	۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۳۷	۰/۰۲	۰/۷۳	۰/۵۳	۵/۲۱	۱۳۹۵
۰/۳۴	۰/۱۵	۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۳۵	۰/۰۲	۰/۶۵	۰/۵۱	۵/۱۷	۱۳۹۶
۰/۳۹	۰/۱۱	۰/۲۸	۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۰۲	۰/۶۳	۱/۶۱	۴/۹۸	۱۳۹۷

پیوست ۲: جدول آزمون صوری برای دیگر کشورهای گروه کنترلی

کشور	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	۲۰۱۶	۲۰۱۵	۲۰۱۴	۲۰۱۳	۲۰۱۲	۲۰۱۱	۲۰۱۰	۲۰۰۹	۲۰۰۸	۲۰۰۷	۲۰۰۶	نتیجه
الجزایر	۰/۶	۰/۶	۱	۱	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۰/۴	۰/۴	۰/۱	۰/۱	۰/۳	۰/۳	۰/۳	رد H_1
عربستان	۰/۴	۰/۸	۰/۱	۰/۸	۱	۰/۹	۰/۷	۰/۵	۰/۴	۰/۳	۰/۵	۰/۵	۰/۵	۱	رد H_1
کویت	۰/۹	۰/۷	۰/۵	۰/۶	۰/۵	۰/۸	۰/۹	۰/۶	۰/۸	۰/۴	۰/۳	۰/۵	۰/۷	۰/۷	رد H_1
مالزی	۱	۱	۰/۳	۰/۹	۱	۱	۰/۹	۰/۷	۰/۸	۰/۵	۰/۳	۰/۷	۰/۵	۰/۷	رد H_1
چاد	۰/۹	۰/۸	۱	۰/۴	۰/۸	۰/۷	۰/۶	۰/۹	۰/۸	۰/۶	۰/۳	۰/۶	۱	۰/۸	رد H_1
نروژ	۰/۸	۰/۷	۰/۸	۰/۵	۰/۷	۰/۸	۱	۰/۵	۰/۶	۱	۰/۹	۱	۰/۶	۰/۹	رد H_1
گابن	۰/۵	۰/۴	۰/۵	۰/۸	۰/۳	۰/۴	۰/۴	۰/۹	۰/۵	۰/۸	۰/۶	۰/۸	۰/۹	۰/۱	رد H_1

پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد میانگین‌گیری پویا با پارامترهای متغیر در زمان

ساناز رحیمی کاه‌کشی

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه قم

S.Rahimi@Stu.qom.ac.ir

امیدعلی عادلی

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه قم

Oa.adeli@qom.ac.ir

محمدحسن ملکی

دانشیار، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه قم

Mh.maleki@qom.ac.ir

سهیل رودری (نویسنده مسئول)

استادیار، 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 جمله مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران اقتصادی در هر کشور دستیابی به رشد اقتصادی بالا است. به این منظور هدف از این مطالعه، شناسایی مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۰ با استفاده از الگوی میانگین‌گیری پویا با پارامتر-های متغیر در زمان است. نتایج نشان داد که دراقتصاد ایران، متغیرهای مخارج جاری دولت، درآمدهای مالیاتی، نابرابری درآمد، مخارج مصرفی خانوار و سرمایه‌گذاری داخلی به‌ترتیب مهم-ترین متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی هستند. همچنین نتایج نشان داد که نحوه و احتمال اثرگذاری این متغیرها بر رشد اقتصادی در طی زمان ثابت نبوده و تحت تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری و تحریم‌های اقتصادی در طول زمان تغییر کرده‌اند.

کلید واژه‌ها: رشد اقتصادی، مخارج جاری دولت، درآمدهای مالیاتی، الگوی TVP-DMA

طبقه‌بندی JEL: O47 ،E31،E37

۱. مقدمه

رشد اقتصادی به‌عنوان یکی از متغیرهای اساسی اقتصاد کلان نقش مهمی در فرآیند توسعه اقتصادی دارد، به‌طوری‌که شرط لازم توسعه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه تداوم رشد اقتصادی برای مدت طولانی است (روزبهان، ۱۳۸۸). بنابراین اکثر دولت مردان تلاش می‌کنند که شرایط مناسبی را برای رسیدن به رشد اقتصادی پایدار فراهم آورند (نادمی و بهاروند، ۱۳۹۷) در این راستا بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هر کشور، برای پیش‌بینی و توسعه استراتژیک اقتصاد از اهمیت بسزائی برخوردار است (فیلیمونوا[1]، ۲۰۲۰). همچنین در نظر گرفتن تغییرات سایر متغیرهای اقتصادی و تأثیرپذیری متقابل رشد اقتصادی از متغیرهای کلان اقتصادی، موضوع مهمی است که ضروری است مسئولین نظام برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری اهتمام ویژه‌ای نسبت به آن داشته باشند (قربانی و شایان‌مهر، ۱۴۰۱).

نواقص الگوهای نظری رشد و شیوه‌های بررسی شواهد تجربی مربوطه و نیز تعدد منابع و عوامل رشد اقتصادی، منجر به نااطمینانی از صحت تصریح مدل برای شناسایی و پیش‌بینی شده است (بشارت و همکاران، ۱۳۹۷). هر چند که بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در مطالعات مختلف با روش‌های متفاوت به‌کار رفته است، اما لازم است روشی مورد استفاده قرار گیرد که مهم‌ترین عوامل پیش‌بینی‌کننده رشد اقتصادی شناسایی شوند. با توجه به تعدد و تنوع عوامل و متغیرهای مختلف تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، ضروری است مدل‌های پیش‌بینی‌کننده این متغیر اقتصادی، قابلیت تخمین با تعداد بیشتری از متغیرها را داشته باشد. از طرفی تأثیرگذاری متغیرهای اقتصادی، نهادی، فرهنگی و اجتماعی بر رشد اقتصادی ممکن است در فواصل و شرایط زمانی مختلف تغییر یابد. بر این اساس ضروری است مدل‌های به‌کار رفته برای پیش‌بینی یا برآورد این متغیر نسبت به تغییر نحوه تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی در طول دوره زمانی حساس باشند. به‌عبارت دیگر با توجه به ویژگی بیان شده، لازم است مدل‌های مورد استفاده قابلیت تخمین ضرایب متغیر در طول زمان را دارا باشند تا بتوانند تأثیر تغییرات ایجاد شده در متغیر توضیحی در گذر زمان بر رشد اقتصادی را به درستی نشان دهند (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۹). براین اساس در پژوهش حاضر جهت رفع این نقایص از مدل میانگین‌گیری پویا با پارامترهای متغیر در زمان[2] به منظور ارائه

---

[1]. Filimonova

[2]. Time –Varying Parameters- Dynamic Model Averaging

بهترین مدل برآوردی که توانایی پیش‌بینی رشد اقتصادی در ایران را دارد، استفاده شده است. این روش از رویکردهای مورد استفاده در مطالعات قبلی بسیار توانمندتر است و نتایج مستدل‌تر و قابل اعتمادتری را ارائه می‌دهد (بابائی و همکاران، ۱۳۹۷). ابتدا به‌منظور شناسایی متغیرهای پیش‌بینی‌کننده رشد اقتصادی، به بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته می‌شود و سپس در هر مقطع زمانی مشخص می‌شود، هر متغیر چه تأثیری بر رشد اقتصادی داشته است.

از آن‌جا که اقتصاد ایران همواره در معرض شوک‌های گوناگون اقتصادی و غیر اقتصادی است و این شوک‌ها بر رشد اقتصادی تأثیرگذارند، لذا شناسایی متغیرهای پیش‌بینی‌کننده رشد اقتصادی از یک‌سو به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان برای مدیریت بهتر و کارآمدتر کمک می‌کند و از سوی دیگر نتایج سیاست‌گذاری، می‌تواند بر تمایل بنگاه‌های اقتصادی برای سرمایه‌گذاری و تمایل خانوارها برای پیش‌بینی درآمدهای آتی تاثیرگذار باشد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۹) . لذا هدف از این مطالعه، پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در قالب مدل TVP- DMA در بازه‌ی زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰ در ایران است.

مقاله حاضر در شش بخش نگاشته شده است. پس از مقدمه حاضر، در بخش دوم و سوم مبانی نظری و پیشینه مطالعات تجربی در راستای موضوع حاضر مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش چهارم روش تحقیق و مدل‌های برآوردی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. در بخش پنجم یافته‌های ناشی از برآورد مدل TVP-DMA ارائه شده است. در نهایت در بخش ششم نتایج و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

از جمله مهم‌ترین شاخص‌های عملکردی اقتصاد کلان، رشد اقتصادی است (شفیعی، ۱۳۹۷). رشد اقتصادی را می‌توان به معنی افزایش تولید و درآمد در یک اقتصاد تعریف کرد. که به‌عنوان معیاری برای مقایسه وضعیت اقتصادی مردم یک کشور نسبت به گذشته به‌کار می‌رود (اثنی عشری امیری و همکاران، ۱۳۹۸). بررسی علل و عوامل رشد همواره مورد توجه خاص اقتصاددان‌ها بوده و مدل‌های رشد متعددی برای آن طراحی شده است. از نقطه نظر تاریخی، شروع نظریه‌های رشد اقتصادی به مارشال[1] (۱۸۹۰) و

[1]. Marshal

شومپیتر[1] (۱۹۴۲) بر می‌گردد. از نظر مارشال گسترش بازارها، باعث رشد تولیدات جهانی و همچنین رشد اقتصادی داخلی و خارجی شده و در نهایت منجر به افزایش درآمد برای کل اقتصاد می‌شود (جلال آبادی و بهرامی، ۱۳۸۹). در نظریه رشد اقتصادی نئوکلاسیک مدرن، رابطه بین پس‌اندازها، انباشت سرمایه و رشد اقتصادی براساس تابع تولید کل توصیف شده است. در نظریه‌های رشد درون‌زا[2]نیروهای پیش‌برنده رشد[3]، پویایی‌های ناشی از آن‌ها و همچنین نیروهایی که بر انباشت آن‌ها تأثیر می‌گذارند، بررسی شده است. ظهور نظریه‌های رشد درون‌زا توسط رومر[4] (۱۹۸۶) و لوکاس[5] (۱۹۸۸) با توسعه الگوهای رشد اقتصادی و به تبع آن تغییرات تکنولوژیکی درون‌زا همراه بوده است. نسل دوم الگوهای رشد درون‌زا نوآوری و ابداعات را پایه و اساس فرآیند رشد اقتصادی در نظر می‌گیرند. در این دیدگاه فعالیت‌های تحقیق و توسعه، تولید را از طریق افزایش تعداد، بهبود کیفیت، نهاده‌های واسطه‌ای در دسترس و ... افزایش می‌دهد (مهرآرا و رضایی، ۱۳۹۵) . بنابراین در مدل‌های نظری و تجربی، متغیر-های زیادی توضیح‌دهنده‌ی رشد اقتصادی مطرح شده است. تعدد متغیرهای توضیحی بالقوه‌ی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در ادبیات تجربی رشد، نشان‌دهنده‌ی آن است که نظریه‌های رشد اقتصادی در مورد این‌که چه متغیرهایی باید وارد مدل شود، غنی نیست. به این ترتیب، هر محقق بسته به هدف و موضوع خود، می‌تواند متغیرهای توضیحی مختلفی را وارد مدل کند.

در این تحقیق بر اساس تئوری اقتصادی در ادبیات تجربی و دسترسی به داده‌ها، متغیر-های مؤثر بر رشد اقتصادی احصا شده و در ادامه نحوه اثرگذاری آن‌ها بر رشد اقتصادی به اختصار تشریح می‌گردند:

۲-۱. درآمدهای مالیاتی و رشد اقتصادی

در سال‌های اخیر با توجه به افزایش تحریم‌های بین‌المللی و کاهش درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شده است. پس از درآمدهای نفتی، مالیات‌ها دومین منبع تأمین‌کننده درآمد دولت و از ابزارهای سیاست مالی است که اثرات متفاوتی را بر تولید، اشتغال و نهایتاً رشد اقتصادی می‌گذارد (علیزاده و همکاران،

---

1. Shumpeter
2. Endogenous Growth Models
3. Economic Growth Driving Forces
4. Romer
5. Lucas

۱۴۰۰). در خصوص تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی، ساختار مالیات‌ها دارای اهمیت فراوان است. به عنوان نمونه، در یک سطح معین از مالیات، انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات بر مصرف، انگیزه پس‌انداز را افزایش می‌دهد و انباشت سرمایه را تشویق می‌کند و بنابراین، محرک رشد اقتصادی است. به عنوان مثالی دیگر، تأکید بیش از حد بر مالیات‌های گمرکی، تهدیدی برای جذب فناوری‌های جدید از کشورهای توسعه‌یافته و در نتیجه، مانعی برای افزایش رقابت‌پذیری و ورود بخش صنعت به بازار-های جهانی خواهد بود و بنابراین، مانعی برای رشد اقتصادی است (نونژاد و قطعی، ۱۳۹۹). لذا نیاز به بررسی تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی در زمان‌های مختلف کنار سایر متغیرها است.

۲-۲. سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی

رشد و پیشرفت هر جامعه‌ای به وجود تشکیل سرمایه برای تولید و توزیع کالاها و خدمات، بین عامه مردم و بنگاه ها بستگی دارد (شیری‌پور و مهربانی، ۱۳۹۵). سرمایه-گذاری یکی از اجزای مهم تقاضای کل است که نقش بسیار تعیین‌کننده‌ای در نوسانات اقتصادی و رشد اقتصادی هر کشور ایفا می‌کند (جعفری فشارکی و همکاران، ۱۳۹۹). لذا شناخت رفتار سرمایه‌گذاری در زمان‌های مختلف در کانون توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است.

۲-۳. نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی

بحث پیرامون ارتباط میان توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ادبیات توسعه اقتصادی، با نظریه‌های کوزنتس[1] (۱۹۵۵) آغاز شد. طبق نظریه کوزنتس، نابرابری درآمدی طی اولین مراحل رشد اقتصادی رو به افزایش می‌گذارد؛ سپس هم‌تراز شده و بالاخره پس از گذشت مراحلی از توسعه، کاهش می‌یابد. در نتیجه از نظر کوزنتس، یک رابطه U معکوس بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی برقرار است. به‌طور کلی، مطالعاتی که در حیطه ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشند، همگی در قالب دو الگوی کلاسیک و یا مدرن یا تلفیقی از این دو می‌گنجد. در الگوی کلاسیک رشد و نا-برابری درآمد از طریق عامل پس‌انداز یا سرمایه فیزیکی با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند (صمدی و همکاران، ۱۳۹۴). به این صورت که هر چه نابرابری درآمد افزایش یابد ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه که میل نهایی به پس‌انداز بالاتری دارند، قرار می-گیرد. این موضوع سبب افزایش پس‌انداز کل و انباشت سرمایه بیشتر می‌گردد و در

[1]. Kuznets

نهایت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (حاج‌امینی[1]، ۲۰۲۰). برخلاف الگوی کلاسیک، در الگوی مدرن ارتباط بین رشد و نابرابری درآمدی منفی ارزیابی می‌شود و سرمایه انسانی عامل این ارتباط منفی است. به این صورت که برابری بیشتر در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش را برای افراد بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. در نتیجه هر چه نابرابری درآمد کمتری وجود داشته باشد، سرمایه انسانی بیشتری حاصل می‌گردد و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد. در مورد کشوری مانند ایران نیز طبعاً چگونگی فرآیند توسعه می‌تواند در نوع ارتباط بین رشد و توزیع درآمد مؤثر باشد(مهرآرا و رضایی، ۱۳۹۵). در این مطالعه، از ضریب جینی که به‌طور گسترده به‌منظور اندازه‌گیری شدت نابرابری درآمدی به‌کار می‌رود، استفاده شده است.

۲-۴. نرخ ارز و رشد اقتصادی

تغییرات نرخ ارز از دو کانال تقاضای کل (از طریق خالص صادرات) و عرضه کل (از طریق هزینه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی) رشد تولید را تحت تأثیر قرار داده و برآیند این دو بستگی به شرایط اولیه اقتصادی کشور خواهد داشت و می‌تواند تأثیرات متفاوتی برجا بگذارد. از سوی دیگر، مباحث تئوریکی جدید و به دنبال بررسی‌های تجربی انجام یافته حاکی از آن است که تغییرات نرخ ارز اثرات نامتقارن از خود نشان می‌دهد، بدان معنی که اثرات افزایش نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید، متفاوت از اثرات کاهش نرخ ارز می‌باشد (مهرآرا و سرخوش، ۱۳۸۹). از طرف تقاضا افزایش نرخ ارز تأثیر مثبت بر صادرات و اثر منفی بر واردات دارد. لذا براساس الگوی کلاسیک $IS-LM$ افزایش نرخ ارز رشد اقتصادی را تحریک می‌کند. اما در کشورهای در حال توسعه، بخش عمده سرمایه‌گذاری داخلی از ترکیب کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی است که پس از تلفیق با سرمایه و منابع داخلی مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد. لذا رشد نرخ ارز، رشد قیمت نهاده‌های سرمایه‌گذاری و در نهایت کاهش تقاضای داخلی برای سرمایه‌گذاری و سرمایه داخلی را در پی دارد. همچنین با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) قدرت خرید متقاضیان کالاها کاهش می‌یابد. در طرف عرضه نیز می‌توان استدلال کرد که افزایش نرخ ارز به‌دلیل سهم بالای نهاده‌های سرمایه‌ای وارداتی در ترکیب نهاده‌های تولیدی در بخش عرضه کشور، منجر به افزایش هزینه نهاده‌های تولیدی می‌شود. لذا سودآوری، رقابت‌پذیری و انگیزه گسترش تولید را کاهش می‌دهد.

[1]. Hajamini

در این شرایط افزایش نرخ ارز می‌تواند اثرات زیان‌باری بر بخش‌های تولیدی داشته باشد (مهرآرا و رضایی، ۱۳۹۵).

بنابراین شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، هم طرف تقاضا و هم طرف عرضه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. منتها برآیند اثرات متضاد این شوک‌ها بستگی به میزان انتقال عرضه و تقاضای اقتصاد از یک‌سو و شرایط اولیه‌ی اقتصاد (که عموماً در شیب منحنی عرضه و تقاضا متجلی می‌شود) از سوی دیگر دارد که تعیین‌کننده‌ی میزان تغییرات سطح تولید می‌باشد. از آن‌جا که ممکن است عرضه و تقاضا در پاسخ به‌شوک‌های دوگانه رفتارهای متفاوتی از خود نشان دهند، لذا اثر نرخ ارز بر رشد اقتصادی مبهم است.

با توجه به افزایش تحریم‌های اقتصادی در طی سال‌های اخیر، سمت عرضه ارز در اقتصاد ایران که عمدتا از محل فروش نفت و گاز بوده است، دچار مشکل شده است و این عامل در کنار عامل انتظارات نقش بسیار مهمی در افزایش نرخ ارز ایفا نموده است. همچنین با توجه به نقش بسیار مهم نرخ ارز در ایجاد تورم مصرف کننده و تولید کننده، امکان افزایش صادرات و بهبود تراز تجاری ممکن است محقق نشود. همچنین افزایش نرخ ارز، علیرغم آنکه با کاهش قیمتهای نسبی منجر به افزایش تقاضای خارجیان از محصولات ایرانی می‌شود اما تحت شرایط تحریم، امکان عرضه به آن‌ها محدود خواهد شد.

۲-۵. تراز حساب جاری و رشد اقتصادی

برای کشورهای در حال توسعه وضعیت تراز حساب جاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی و از محدودیت‌های راهبردی اقتصاد کلان به‌شمار می‌رود. تراز حساب جاری در اثر سیکل‌های تجاری و شوک‌های ناگهانی اقتصاد، دچار مازاد یا کسری می‌گردد (خدابخشی و زهره‌وند، ۱۴۰۰). تأمین کسری حساب جاری در کوتاه‌مدت از طریق استقراض از بازار سرمایه داخلی و یا از بانک مرکزی امکان‌پذیر می‌باشد. امکان استقراض از بازار سرمایه جهانی برای تأمین مالی کسری حساب جاری در بسیاری از کشورهای در حال توسعه وجود دارد، اما دسترسی به این بازار محدود و کشش عرضه سرمایه خارجی نسبتاً پایین است. از این‌رو نوسان حساب جاری بر سطح و ترکیب تولید ناخالص ملی و رشد اقتصادی تأثیر مهمی دارد. چگونگی اثرات و رابطه بین کسری حساب جاری و متغیرهای تأثیرگذار بر آن به نمونه‌های مورد بررسی، دوره زمانی و مهم‌تر از همه تکنیک آماری و اقتصادسنجی مورد استفاده در تحقیق بستگی دارد. در

واقع، ممکن است رابطه بین تراز حساب جاری و متغیرهای اقتصادی حتی برای یک کشورنوعی مثل ایران، در طول زمان تغییر کند (محمودزاده و اصغرپور، ۱۳۸۷).

۲-۶. سرمایه انسانی و رشد اقتصادی

سرمایه انسانی یکی از عوامل کلیدی برای رشد اقتصادی جوامع محسوب می‌شود و نقش مهمی در پیشرفت تکنولوژیکی کشورها دارد (تیکسیرا و کیویرس[1]، ۲۰۱۶). در الگوهای رشد اقتصادی که در دهه ۱۹۵۰ از سوی اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند سولو و سوآن[2] مطرح شد، رشد اقتصادی تنها به میزان سرمایه و نیروی کار موجود در اقتصاد مرتبط بوده و متغیرهایی مانند کیفیت سرمایه انسانی و سلامت نیروی کار در آنها نادیده گرفته شد. در این الگوها تکنولوژی به‌صورت یک متغیر برون‌زا در نظر گرفته شده است. اما با بسط و گسترش دیدگاه‌های مرتبط با نیروی انسانی دردهه ۱۹۸۰ الگو-های جدیدی از سوی اقتصاددانانی چون رومر مطرح شد که مدل‌های رشد درون‌زا نامیده می‌شوند. گری بکر[3] عامل سرمایه انسانی را مهم‌ترین پدیده مؤثر رشد اقتصادی می‌انگارد. برخی از اقتصاددانان هم‌چون آرتور لوئیس[4] که عرضه نیروی کار را نامحدود فرض می‌کنند نیز با تأکید بر توانایی علمی و فنی انسان، این عامل را به‌عنوان سرمایه تلقی می‌کنند. لیکن مطالعات تجربی تنها این عامل را موجب رشد اقتصادی تلقی نمی-کنند و بر فاکتورهای دیگر هم تأکید دارند. به عقیده آدام اسمیت انسان‌ها با آموزش به سرمایه مبدل می‌شوند و جامعه می‌تواند از توان تولیدی آن‌ها به صورت بهتر بهره‌مند شود (نادمی و بهاروند، ۱۳۹۷)

۲-۷. حجم نقدینگی و رشد اقتصادی

نقدینگی یکی از متغیرهای اساسی اقتصاد کلان محسوب می‌شود. تغییر دادن میزان نقدینگی در اقتصاد یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌گذاران است. نحوه اثرگذاری حجم نقدینگی بر فعالیت‌های اقتصادی از جمله تولید و اشتغال مباحث متعددی را در اقتصاد کلان به خود اختصاص داده است. رشد نقدینگی بسته به شرایط حاکم بر جامعه می-تواند دو اثر متضاد بر اقتصاد داشته باشد، از یک سو با توجه به این‌که سبب توسعه مالی می‌شود، می‌تواند نیاز سرمایه‌گذاران را تأمین کند و سبب رونق بخش صنعتی شود و از این طریق موجبات رشد اقتصادی را فراهم کند. از سوی دیگر در زمانی که صنعت

---

1. Teixeira and Queirós
2. Swan
3. Gary Becker
4. Arthur Lewis

شرایط جذب نقدینگی را نداشته باشد، رشد پول می‌تواند به سمت فعالیت‌های غیر مولد هدایت شده و نه تنها موجب رشد اقتصادی نشود، بلکه اثرات تورمی جبران ناپذیری نیز به‌همراه داشته باشد. از طرفی، کمبود نقدینگی خود مانع مهمی برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری می‌شود که می‌تواند آثار منفی بر رشد اقتصادی به‌همراه داشته باشد (مختاری، ۱۴۰۰) . از این رو تأثیر نقدینگی بر رشد اقتصادی با ابهام زیادی روبه‌روست و باید در شرایط مختلف اقتصادی مورد مطالعه قرار گیرد.

۲-۸. مخارج مصرفی خانوار و رشد اقتصادی

الگوی مصرف به‌عنوان مهم‌ترین رفتار اقتصادی خانوارها است که سهم بالا و ثابتی از تولید ناخالص داخلی را در هر اقتصادی تشکیل می‌دهد، به‌طوری که میل نهایی به مصرف خانوارها منعکس‌کننده میزان ضریب تکاثر در یک اقتصاد می‌باشد. این ویژگی‌ها موجب شده است که مطالعات اقتصادی درباره مخارج مصرفی خانوارها، به ویژه تاثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مهم‌ترین موضوعات در علم اقتصاد باشدکه از این طریق می‌توان سیاست‌های لازم را برای تسریع خروج اقتصاد از یک بحران یا از شرایط نامطلوب به سمت رشد اقتصادی اتخاذ نمود (مولایی و عدنی، ۱۳۹۷).

۲-۹. مخارج دولت و رشد اقتصادی

تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی یکی از مباحث مهمی است که در تجزیه و تحلیل-های اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. به‌طور کلی در خصوص تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی دو دیدگاه مطرح بوده و اهمیت موضوع از بعد نظری در این است که چگونه بخش عمومی می‌تواند شرایط باثباتی را برای رشد اقتصادی ایجاد کند. در یک دیدگاه فرض بر این است که افزایش مخارج دولتی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد وگواه این ادعا توأم بودن عملکرد دولت در غالب اوقات با عدم کارایی عنوان گردیده است. دلیل دیگر ارائه این نظریه تأمین مالی مخارج دولتی است که می تواند از طریق منابع داخلی و خارجی صورت گرفته که هزینه ها اثرات نامطلوبی را بر سیستم اقتصادی تحمیل می‌کند و این به نوبه خود می‌تواند مانع رشد اقتصادی گردد. به‌طورکلی، طرفداران این دیدگاه از تصمیم‌گیری متمرکز، فقدان انگیزه سود و عدم وجود رقابت در بخش دولتی به عنوان علل عدم کارایی دولت یاد می‌کنند و انتقال منابع از بخش خصوصی به بخش دولتی به منظور افزایش مخارج

دولت را مانع انباشت سرمایه و گسترش تحقیقات و نوآوری در بخش خصوصی و به تبع آن در کل اقتصاد قلمداد می‌کنند و نتیجه‌گیری می‌نمایند که افزایش مخارج دولت موجب کاهش تولید و رشد اقتصادی خواهد شد. دیدگاه دیگر در این زمینه درفرایند رشد اقتصادی یک نقش مهم را به دولت نسبت داده و اذعان می‌دارد که افزایش نقش دولت در اقتصاد تأثیر مثبت برتولید و رشد اقتصادی دارد. یک دلیل برای این نظریه این است که دولت دارای نقش مهم در زمینه هماهنگ کردن منافع عمومی و خصوصی است که می‌تواند امکانات را برای رشد اقتصادی فراهم نماید. همچنین، در کشورهایی که وجود انحصار از ویژگی‌های آن‌ها است و فاقد بازار توسعه یافته سرمایه و بیمه است، دولت می‌تواند با شکل دادن به بازار محصول و عوامل تولید، ایجاد زیرساخت‌های مناسب اقتصادی، توسعه سرمایه انسانی و بهبود فنّاورانه کارایی را افزایش دهد و زمینه را برای فعالیت کارای بخش خصوصی فراهم نماید(خلیل‌زاده، ۱۳۹۹).

۳. پیشینه پژوهش

مقوله رشد اقتصادی و عوامل ایجادکننده آن همواره در تحلیل‌های اقتصادی مباحث زیادی را به‌همراه داشته است. مطالعات متعددی در زمینه موضوع مورد مطالعه صورت گرفته است:

مطالعات داخلی

قربانی و شایان‌مهر (۱۴۰۱) به شناسایی عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته پرداختند. در این مطالعه، نوع ارتباطات فضایی ۲۱ کشور منتخب توسعه-یافته طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۵ با استفاده از الگوهای پانل توبیت و پانل توبیت فضایی[1] صورت گرفته است. نتایج نشان داد جمعیت، مخارج تحقیق و توسعه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و امید به زندگی اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارند.

خاوری و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی آثار تلاطم قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران از طریق برخی متغیرهای نهادی، پولی و مالی طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری[2] پرداختند. نتایج بدست آمده از این تحقیق، نشان می‌دهد که تکانه وارده بر تلاطم‌های قیمت نفت، واکنشی منفی از سوی رشد

[1]. Spatial Panel Tobit Regression
[2]. Structural Vector Autoregressive Model

تولید را در پی دارد. عکس‌العمل شاخص نهادی دموکراسی به تلاطم‌های نفتی، منفی است و با توجه به رابطه مستقیم آن با رشد تولید، مجموعاً از این طریق رشد تولید کاهش می‌یابد. در رابطه با مخارج دولت نیز به طریق مشابهی، منجر به کاهش رشد تولید می‌شود. اما رشد حجم نقدینگی عکس‌العمل مثبتی به تلاطم‌های قیمت جهانی نفت خام از خود نشان می‌دهد و همچنین در کوتاه‌مدت آثار مثبتی بر رشد تولید دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و بلندمدت مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر تغییرات رشد تولید، تکانه رشد مخارج دولت است.

پورعلی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی بر رشد اقتصادی ۱۵ کشور منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹ با استفاده از الگوی اقتصاد سنجی حداقل مربعات معمولی پویا[1] پرداختند. نتایج برآوردها حاکی از آن است که، در بین متغیرهای کلان اقتصادی، تورم و بدهی‌های خارجی دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌باشند و تجارت بین‌الملل، سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی می‌باشند. در ارتباط با متغیرهای نهادی نیز، شاخص ترکیبی عوامل نهادی دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی می‌باشد.

اثنی عشری امیری و همکاران (۱۳۹۸)، اثر حجم نقدینگی بر رشد اقتصادی ایران را با رویکرد مدل پارامتر متغیر در زمان طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۷ برآورد کردند. با مقایسه روند تغییرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد نقدینگی نتیجه گرفتند که روند تغییرات این دو متغیر با هم متناسب نیست و این نشان می‌دهد که سیاست-گذاری در بخش پولی کارا نبوده است.

نادمی و بهاروند (۱۳۹۷) به مدل‌سازی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۲ با رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ[2] پرداختند. نتایج برآورد مدل نشان داد که رشد اقتصادی دارای دو رژیم با میانگین بالا و پایین است و همچنین نوسانات رشد یا واریانس شرطی رشد نیز دارای دو رژیم بالا و پایین است. همچنین اندازه دولت تأثیری غیرخطی و آستانه‌ای بر رشد اقتصادی ایران داشته است و حد آستانه برآورد شده ۲۲/۵ درصد بوده است. علاوه بر آن متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد، رشد تشکیل سرمایه، سرمایه انسانی، شاخص توسعه مالی و نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی همگی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی کشور

---

[1]. Dynamic Ordinary Least Squares
[2]. Markov Switching GARCH Model

داشته‌اند. نهایتاً رشد جمعیت فعال تأثیری مثبت اما بی‌معنی بر رشد اقتصادی کشور داشته است.

مطالعات خارجی

نگوین و دارسونو[1](۲۰۲۲)، به بررسی تأثیر درآمدهای مالیاتی و سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی در طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ در ۹ کشور جنوب شرقی آسیا با استفاده از تخمین داده‌های تابلویی[2] پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد، درآمدهای مالیاتی کمتر ممکن است پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تشویق کند، اما همچنین منجر به افزایش کسری بودجه و سبب کاهش رشد اقتصادی از طریق بدهی‌ها، مخارج و سرمایه‌گذاری دولت می‌شود. علاوه بر این، این مطالعه شواهد ثابتی از تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه در طول دوره تحقیق ارائه می‌دهد.

شبیر[3] و همکاران (۲۰۲۱) تأثیر سرمایه‌گذاری خصوصی داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی پاکستان را از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۷ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه-های توزیعی[4] بررسی کردند. یافته‌های بلندمدت نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری خصوصی خارجی تأثیر منفی و ناچیز بر رشد اقتصادی دارد، در حالی‌که سرمایه‌گذاری داخلی از نظر آماری معنادار و تأثیر مثبت بر اقتصاد پاکستان دارد. پویایی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری خصوصی داخلی و خارجی به‌طور معنادار و مثبت با نرخ رشد مرتبط است.

سوهارجوتو [5]و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در منطقه جاوا[6] در کشور اندونزی با استفاده از رگرسیون چندگانه[7] پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص سلامت، شاخص آموزش و تولید ناخالص داخلی سال قبل، قادر به توضیح رشد اقتصادی در جاوا مرکزی است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی سال قبل تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. تأثیر شاخص آموزش و سرمایه‌گذاری داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده بر رشد اقتصادی قابل توجه نیست.

---

1. Nguyen and Darsono
2. Panel Data
3. Shabbir
4. Autoregressive with Distributed Lags
5. Soeharjoto
6. Java
7. Multiple Regression

هانگ وو[1] و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی این موضوع پرداختند که چه عواملی بر نا-برابری درآمد و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد متوسط تأثیر می‌گذارد؟. این مطالعه برای پرکردن شکاف ارتباط علی و پویا بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در یک نمونه کامل از ۱۵۸ کشور و یک نمونه از ۸۶ کشور با درآمد متوسط با استفاده از آزمون علیت گرنجر[2] و یک روش کلی گشتاور تعمیم یافته[3] صورت گرفت. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که علیت از رشد اقتصادی به نابرابری درآمد در هر دو نمونه کشور یافت می‌شود. علاوه بر این، این مطالعه نشان داد که نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط در دوره تحقیق کمک می‌کند.

نگوین[4] (۲۰۱۸) به بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در کشور ویتنام در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۷ با استفاده از مدل خطی تعمیم‌یافته[5] پرداخت. نتایج نشان داد که صادرات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، جنگل‌داری و شیلات تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است، در حالی‌که واردات بر رشد اقتصادی ویتنام تأثیر منفی داشته است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود در ادبیات پژوهش عمدتاً به شناسایی متغیرهای تأثیر-گذار بر رشد اقتصادی ایران با مدل‌های سنتی اقتصاد سنجی پرداخته‌اند. در مدل‌های سنتی اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته و معنی‌دار یا بی‌معنی بودن تأثیر آن به-صورت کلی در دوره زمانی مدنظر، مورد بررسی قرار می‌گیرد. این در حالی است که در این پژوهش از مدل‌های میانگین‌گیری پویا با پارامترهای متغیر در زمان استفاده شده است که برتری این مدل‌ها نسبت به سایر مدل‌های اقتصادسنجی این است که این مدل‌ها امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل و همچنین تغییر ضرایب متغیرها در طی زمان را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر، این مدل کمک می‌کند، اثرگذاری معنادار یا غیرمعنادار یک متغیر مستقل بر متغیر وابسته را در سال‌های مختلف مورد بررسی قرار داد.

---

1. Hong vo
2. Granger Causality
3. Generalized Method of Moments
4. Nguyen
5. Generalized Linear Model

۴. روش شناسی پژوهش

این مطالعه از نوع تحقیقات کاربردی و روش تحقیق از نظر ماهیت علمی است. با استفاده از مطالعات کتابخانه‌ای مبانی نظری جمع‌آوری شده و داده‌های مورد نیاز از نما-گرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج گردیده است. جامعه آماری این تحقیق داده‌های سالانه ایران طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰ با توجه به موجود بودن اطلاعات آماری و داده-های مربوط به متغیرهای مورد بررسی می‌باشد. همچنین الگوی مورد استفاده در پژوهش حاضر، الگوی سری زمانی بوده و در قالب تکنیک اقتصادسنجی الگوی میانگین-گیری پویا با پارامترهای متغیر در زمان است.

مدل‌های TVP- DMA با استفاده از مدل بیزی و TVP در کنار برآورد ضرایب هم‌زمان با امکان تغییر ضرایب تخمینی در طول زمان، از ویژگی‌های صرفه‌جویانه در برآورد ضرایب نسبت به سایر تکنیک‌های اقتصادسنجی برخوردارند. همان‌طور که بیان شد؛ مهم‌ترین ویژگی این نوع از مدل‌ها، امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل در طول زمان است. این ویژگی انعطاف‌پذیری مدل در شرایط رکود یا رونق و سایر تحولات ساختاری برای تخمین مناسب را میسر می‌کند. از سوی دیگر مدل‌های یاد شده با بالا رفتن تعداد متغیرها، امکان برآورد مدل‌های حجیم و بزرگ با تخمین‌زن‌های دقیق را فراهم می‌کند.

ساختار مدل‌های فضا – حالت بیزی و نوسانات تصادفی آن برای مدل‌های TVP به-صورت دو رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = z_t \theta_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \mu_t \quad (۲)$$

که در آن y_t متغیر وابسته مدل، $z_t = [1, x_{t-1}, y_{t-1}, ..., y_{t-p}]$ یک بردار $1 \times m$ از تخمین‌های عرض از مبدأ و وقفه متغیر وابسته مدل و $\theta_t = [\varphi_{t-1}, \beta_{t-1}, y_{t-1}, ..., y_{t-p}]$ یک بردار $m \times 1$ از ضرایب است. مقادیر $\mu_t \sim (0, Q_t)$ و $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و به ترتیب واریانس H_t و Q_t هستند. این مدل دارای مزایای زیادی هست که عمده‌ترین آن فراهم کردن امکان تغییر ضرایب تخمینی در هر لحظه از زمان است. اما عیب این مدل‌ها آن است که هر گاه Z_t زیاد بزرگ شود، تخمین‌ها چندان قابل اعتماد نخواهد بود. مدل تعمیم‌یافته TVP مانند TVP-VAR نیز همین مشکلات را دارد. توسعه مناسبی که در این مدل صورت پذیرفت، ورود نااطمینانی ناشی از رفتار برآوردگرها بود که مدل آن‌ها

به صورت رابطه (۳) است. در این مدل Z_{jt} و θ_{jt} ، j امین عنصر Z_t و θ_t هستند. نکته اضافه شده به مدل آن‌ها وجود متغیر $S_j \in \{0,1\}$ است که امکان تغییر در طول زمان را نداشته و تنها حکم یک متغیر دائمی را دارد که می‌تواند برای هر تخمین‌زن عدد یک یا صفر را بپذیرد(کوپ و کوروبیلیس[1]، ۲۰۱۲)

$$y_t = \sum_{j=1}^{m} s_j \theta_{jt} z_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در ادامه رافتری[2] (۲۰۱۰) روش DMA را ارائه و همه محدودیت‌های روش‌های قبلی را برطرف کرده است. در واقع این روش می‌توانست مدل‌های حجیم را در هر لحظه از زمان تخمین زده و امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل را در هر لحظه از زمان فراهم نماید (بابائی و همکاران، ۱۳۹۷). برای توصیف روش و فرآیند کاری DMA فرض می‌شود که k مدل زیرمجموعه از متغیرهای Z_t به‌عنوان تخمین‌زن وجود دارند و با $k=1,2,\ldots,K$نشان داده می‌شوند. بر این اساس با فرض وجود K مدل زیرمجموعه در هر مقطع از زمان، مدل حالت- فضا به‌صورت روابط (۴) و (۵) توصیف می‌شود.

$$y_t = z_t^{(k)} \theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \qquad (۴)$$

$$\theta_{t+1}^{(k)} = \theta_t^{(k)} + \mu_t^{(k)} \qquad (۵)$$

در این معادلات $\varepsilon_t^{(k)} \sim N(0, H_t^{(k)})$ و $\mu_t^{(k)} \sim (0, Q_t^{(k)})$ و $\theta_t = (\theta_t^{(1)}, \ldots, \theta_t^{(k)}) L_t \in \{1,2,\ldots,k\}$ بیانگر این است که در هر مدل از K مدل زیرمجموعه، در کدام مقطع زمانی کاربرد بهتر دارد. روشی که امکان تخمین یک مدل متفاوت را در هر لحظه‌ای از زمان فراهم آورد، مدل میانگین‌گیری پویا نامیده می‌شود (توتونچی ملکی و همکاران، ۱۳۹۸).

در بیان تفاوت مدل‌های پویای DMA و مدل انتخاب پویا[3] در پیش‌بینی یک متغیر در زمان t براساس اطلاعات t-1 می‌توان گفت که با $L_t \in \{1,2,\ldots,k\}$، مدل DMAشامل محاسبه $pr(L_t = k \mid y^{t-1})$ و میانگین‌گیری از پیش‌بینی مدل‌ها براساس احتمال فوق است. این در حالی است که مدل DMS شامل انتخاب یک مدل با بیشترین احتمال $pr(L_t = k \mid y^{t-1})$ و لذا پیش‌بینی مدل با حداکثر احتمال است. برای

[1]. Koop and Korobilis
[2]. Raftery
[3]. Dynamic Model Selection

شناخت ماهیت مفاهیم فوق؛ ابتدا باید نحوه ورود و خروج تخمین زن‌ها به مدل در یک زمانی مشخص، تعیین شود. یک راه ساده برای این‌کار، استفاده از ماتریس انتقالی P است که عناصر آن $p_{ij} = \Pr(L_t = i \mid L_{t-j} = j)$ با i , j=1,2,….k هستند که همیلتون[1] (۱۹۸۹) آن را پیشتر در زنجیره مارکف در قالب استنتاج بیزی[2] مورد استفاده قرار داده است (بابائی و همکاران، ۱۳۹۷). استنتاج بیزی به صورت نظری آسان است، اما محاسبه آن در مدل‌های پویا، به علت بزرگ بودن ماتریس P تقریبا غیر-ممکن است. ملاحظه می‌شود در مدلی که m متغیر برای تخمین مدل وجود دارد، هر کدام از متغیرها می‌توانند تخمین زن مناسبی برای متغیر وابسته مدل باشند. در این حالت P یک ماتریس K×K خواهد بود که در آن $K= ۲^m$ است. اگر m خیلی کوچک نباشد، تعداد پارامترهای P خیلی زیاد خواهد شد و محاسبات آن به کندی و سختی صورت خواهد پذیرفت. در این مطالعه از روش پیشنهادی رافتری و همکاران[3] (۲۰۱۰ و ۲۰۱۶) استفاده می‌شود. این روش امکان افزایش دقت پیش‌بینی مدل‌های فضا - حالت با استفاده از فیلتر کالمن را فراهم می‌کند. روش DMA ارائه شده توسط رافتری و همکاران (۲۰۱۰) شامل دو پارامتر α و β خواهد بود که آن‌ها را فاکتورهای فراموش شده[4] می‌نامند. در اقتصادسنجی، رهیافت فاکتورهای فراموش شده بعد از ارائه روش TVP-SVARو به علت توان محدود محاسباتی در برآورد آن، توسط دوآن و همکاران[5] (۱۹۸۰) مورد استفاده قرار گرفت. نام‌گذاری فاکتورهای فراموش شده به این دلیل است که مشاهدات j دوره گذشته دارای وزن β^j است. مقدار β نزدیک به یک نشان دهنده تغییرات تدریجی‌تر ضرایب است. انتخاب β بسیار حائز اهمیت است که معمولا ۹۰ تا ۹۹درصد در نظر گرفته می‌شود (توتونچی ملکی و همکاران، ۱۳۹۸).

به هر حال DMA نسبت به سایر روش‌های پیش‌بینی، دارای منافع زیادی است. بزرگترین مزیت این روش بر طرف کردن ضعف سایر روش‌ها در کم بودن تعداد معادلات و متغیرها است. به عبارت دیگر این روش می‌تواند تعداد متغیرهای زیادی را پیش‌بینی و در نتیجه تعداد مدل‌های بیشتری را برآورد نماید. مدل‌های DMA و DMS توانایی کاهش متغیرها و متعاقباً مدل‌ها را دارند، چرا که این روش‌ها با استفاده از رابطه

1. Hamilton
2. Bayesian Inference
3. Raftery A, Karny M, Ettler P
4. Forgetting Factors
5. Doan et al

(۶) می‌توانند مدل‌هایی را که وزن بیشتری در پیش‌بینی دارند را مشخص کنند. مزیتی که این روش دارد این است که برخی از زیرمجموعه‌های تخمین زن‌ها، مدل‌های صرفه-جویانه و با متغیرهای ورودی کم را ارائه می‌کنند که اگر مدل DMA وزن بیشتری را برای آن‌ها در نظر بگیرد، از مشکلات بیش برازشی[1] در تخمین خودداری شود.

$$E(size_t) = \sum_{k=1}^{k} \pi_{t|t-1,k} size_{k,t} \quad (۶)$$

متغیرهای منتخب مؤثر بر رشد اقتصادی ایران، به شرح ذیل است:
EXC: نرخ ارز غیررسمی، LIQ: حجم نقدینگی، NGE: مخارج جاری دولت،CGE: مخارج عمرانی دولت، CONS: مخارج مصرفی خانوار، GINI: ضریب جینی، HUMAN: سرمایه انسانی، TAX: درآمدهای مالیاتی، CA: تراز حساب جاری،INVEST: سرمایه‌گذاری داخلی.

۴. تجزیه و تحلیل نتایج

در این مطالعه از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰ به‌منظور تخمین مدل TVP-DMA استفاده شده است. برای تخمین الگوی TVP- DMA از افق پیش-بینی یک ساله (h=1) و پیش‌بینی درون نمونه‌ای استفاده شده است. درجدول ۱، متغیرهای تاثیرگذار در هر دوره زمانی بر رشد اقتصادی آمده است[2]براساس این جدول، مشاهده می‌شود به‌طور مثال در سال ۱۳۶۵، مخارج جاری دولت، مخارج عمرانی دولت و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی مؤثر هستند. یا در سال ۱۳۹۹ به‌ترتیب درآمد مالیاتی، مخارج جاری دولت، ضریب جینی، مخارج مصرفی خانوار و سرمایه‌گذاری داخلی بالاترین تأثیر را بر رشد اقتصادی دارند. برای سایر دوره‌ها می‌توان چنین تحلیلی را ارائه کرد. در روش TVP - DMA یک متغیر مستقل در یک دوره زمانی می‌تواند تأثیر معنی‌داری و در یک دوره تأثیر بی‌معنی داشته باشد. به‌عبارتی این مدل کمک می‌کند اثرگذاری یک متغیر مستقل بر متغیر وابسته را در سال‌های مختلف و در فضای احتمالی مورد بررسی قرار داد (بابائی و همکاران، ۱۳۹۷).

---

[1]. Over Fitting

[2]. در پژوهش حاضر از نرخ رشد کلیه متغیرها استفاده شده است و تمامی متغیرها در سطح مانا هستند. لازم بذکر است نتایج آزمون ریشه واحد و همچنین آماره‌های توصیفی در پیوست آمده است.

جدول (۱): متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی در بازه‌ی زمانی مختلف

زمان	متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی در هر دوره				
۱۳۶۰	NGE_0	-	-	-	-
۱۳۶۱	NGE_0	CGE_0	-	-	-
۱۳۶۲	CONS_0	-	-	-	-
۱۳۶۳	NGE_0	CGE_0	CONS_0	-	-
۱۳۶۴	NGE_0	CGE_0	GINI_0	-	-
۱۳۶۵	NGE_0	CGE_0	HUMAN	-	-
۱۳۶۶	NGE_0	EXC_0	GINI_0	HUMAN	-
۱۳۶۷	NGE_0	EXC_0	GINI_0	HUMAN	-
۱۳۶۸	TAX_0	-	-	-	-
۱۳۶۹	TAX_0	NGE_0	GINI_0	-	-
۱۳۷۰	TAX_0	NGE_0	GINI_0	-	-
۱۳۷۱	TAX_0	NGE_0	GINI_0	-	-
۱۳۷۲	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	-
۱۳۷۳	CA_0	CGE_0	INVEST	-	-
۱۳۷۴	LIQ_0	TAX_0	EXC_0	GINI_0	HUMAN
۱۳۷۵	TAX_0	NGE_0	GINI_0	HUMAN	CONS_0
۱۳۷۶	TAX_0	NGE_0	CGE_0	-	-
۱۳۷۷	LIQ_0	TAX_0	GINI_0	CONS_0	-
۱۳۷۸	TAX_0	NGE_0	CGE_0	-	-
۱۳۷۹	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۰	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۱	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۲	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۳	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۴	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۵	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۶	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۷	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۸	TAX_0	NGE_0	GINI_0	INVEST	-
۱۳۸۹	LIQ_0	TAX_0	GINI_0	CONS_0	INVEST
۱۳۹۰	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	INVEST
۱۳۹۱	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	INVEST
۱۳۹۲	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	INVEST
۱۳۹۳	TAX_0	NGE_0	CONS_0	INVEST	-
۱۳۹۴	TAX_0	NGE_0	CONS_0	INVEST	-

۱۳۹۵	TAX_0	NGE_0	CONS_0	INVEST	-
۱۳۹۶	TAX_0	NGE_0	CONS_0	INVEST	-
۱۳۹۷	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	INVEST
۱۳۹۸	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	INVEST
۱۳۹۹	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	INVEST
۱۴۰۰	TAX_0	NGE_0	GINI_0	CONS_0	INVEST

مأخذ: محاسبات محقق

در جدول ۲، سهم هر کدام از متغیرها در مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی در تمام مقاطع زمانی مشخص شده است. میزان مجموع اثرگذاری هر متغیر در کل دوره بیانگر تعداد دوره‌هایی است که متغیر مدنظر بر پیش‌بینی رشد اقتصادی تأثیرگذار است.

جدول(۲): اولویت‌بندی متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی

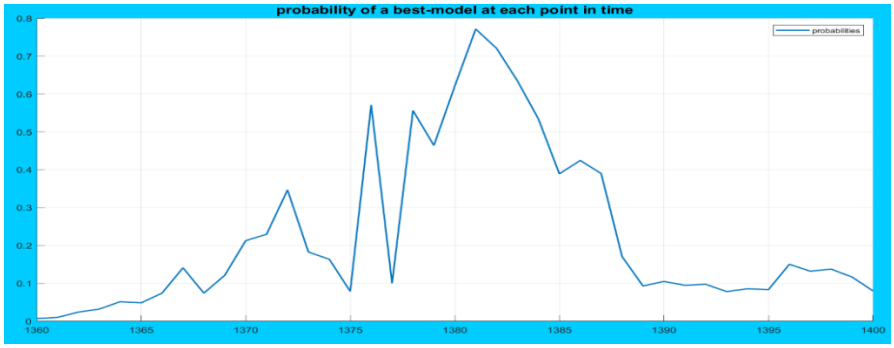
ردیف	متغیر	نماد	دوره اثرگذاری	اولویت‌بندی
۱	مخارج جاری دولت	NGE_0	۳۵	۱
۲	مخارج عمرانی دولت	CGE_0	۷	۶
۳	مخارج مصرفی خانوار	CONS_0	۱۷	۵
۴	ضریب جینی	GINI_0	۲۸	۳
۵	سرمایه انسانی	HUMAN_0	۵	۷
۶	نرخ ارز	EXC_0	۳	۸
۷	درآمد مالیاتی	TAX_0	۳۲	۲
۸	حساب جاری	CA_0	۱	۹
۹	سرمایه‌گذاری داخلی	INVEST_0	۲۳	۴
۱۰	نقدینگی	LIQ_0	۳	۸

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج تحقیق نشان داد، متغیر مخارج جاری دولت، درآمدهای مالیاتی و ضریب جینی در بسیاری از سال‌ها جزء متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی بوده‌اند و بر همین اساس مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در ایران هستند. بعد از این متغیرها، سرمایه‌گذاری داخلی، مخارج مصرفی خانوار، مخارج عمرانی دولت، سرمایه انسانی،

نقدینگی و نرخ ارز به‌ترتیب مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هستند. در ادامه بهترین مدل برآوردی و همچنین نحوه اثرگذاری هر متغیر بر رشد اقتصادی به‌همراه احتمال وقوع در طی زمان ارائه شده است.

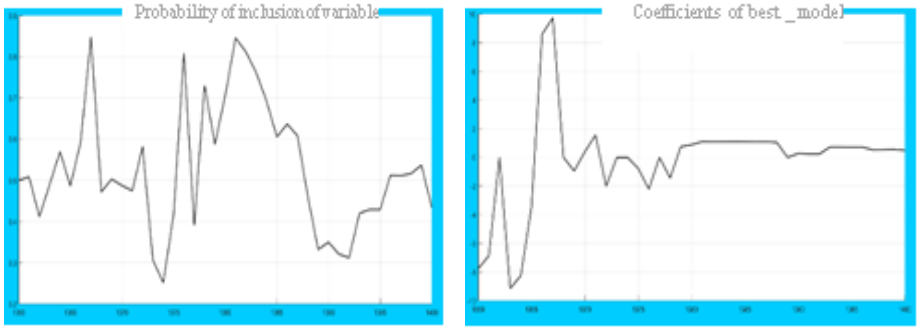
نمودار(۱): احتمال بهترین مدل پیش‌بینی رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۰



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱، احتمال بهترین مدل در پیش‌بینی رشد اقتصادی با حضور متغیرهای وارد شده در مدل و آلفا و بتای پیشنهادی، طی دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰ را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است، احتمال بهترین مدل انتخابی، در تمامی دوره‌ها در سطح بالایی قرار ندارد، بر این اساس ملاک انتخاب مدل براساس بالاترین احتمال مدل در هر مقطع زمانی منجر به نتایج دقیقی نخواهد شد، پس بهتر است سهم هر کدام از متغیرها در مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی در تمام مقاطع زمانی مشخص شود. در ادامه میزان احتمال حضور هر متغیر در پیش‌بینی رشد اقتصادی در دوره‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است.

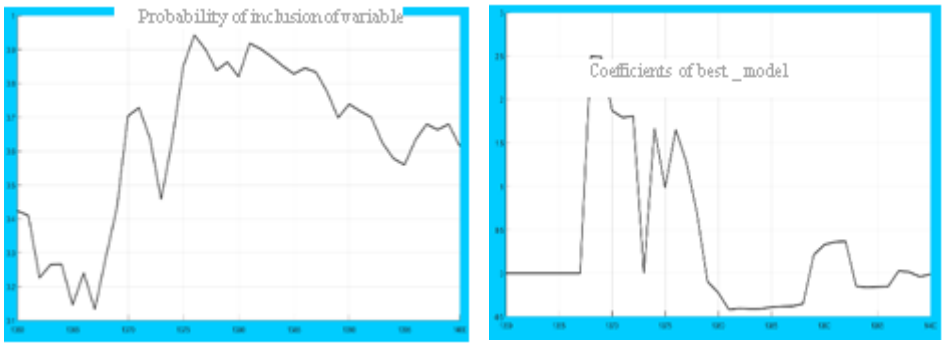
نمودار (۲): میزان احتمال و نوع اثرگذاری مخارج جاری دولت در پیش‌بینی رشد اقتصادی



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲، میزان احتمال و نوع اثرگذاری مخارج جاری دولت در پیش‌بینی رشد اقتصادی را طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰نشان می‌دهد. مخارج جاری دولت در بیشتر دوره-ها تأثیر مثبت و در برخی دوره‌ها تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است و بعد از سال ۱۳۹۰ تقریبا تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته است و میزان احتمال اثرگذاری آن در بیشتر دوره‌ها بالای ۵۰ درصد است. مخارج جاری دولت در سال‌های دوره جنگ تحمیلی و همچنین دوران سازندگی تاثیر متغیر بر رشد اقتصادی داشته است و همچنین طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۸ تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است احتمال اثرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی در این دوره به‌طور میانگین ۷۰ درصد بوده است و نشان می‌دهد در این دوره از طریق تحریک تقاضای کل تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. تأثیر منفی و یا خنثای افزایش مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی می-تواند ناشی از ایجاد آثار تورمی و متعاقباً کاهش قدرت خرید حقیقی افراد و سرکوب تقاضای کل باشد. همچنین در سمت عرضه کل نیز افزایش مخارج جاری دولت ممکن است از طریق ایجاد آثار تورمی منجر به افزایش هزینه‌های تولید و متعاقباً کاهش رشد اقتصادی شود.

نمودار(۳): میزان احتمال و نوع اثرگذاری درآمدهای مالیاتی در پیش‌بینی رشد اقتصادی

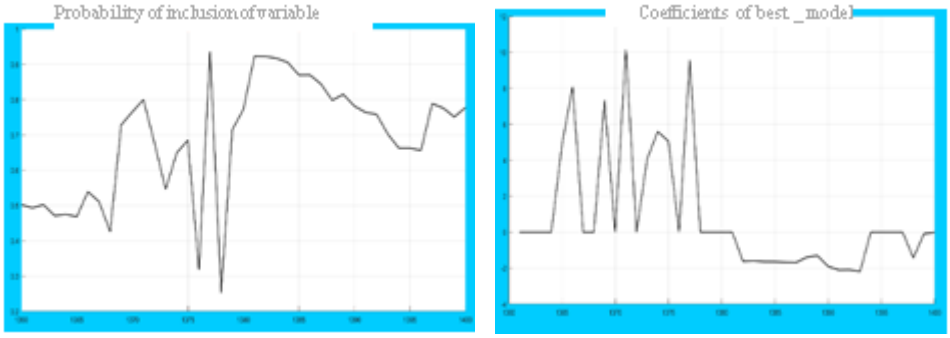


مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳، میزان احتمال و نوع اثرگذاری درآمدهای مالیاتی در پیش‌بینی رشد اقتصادی را در سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار، در سال‌های اول دوره، تقریباً تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی صفر یا نزدیک به صفر بوده است. زیرا در دوره جنگ به‌واسطه تعطیلی بسیاری از کسب و کارها و همچنین عدم توجه کافی به درآمدهای مالیاتی تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته است. بعد از جنگ تحمیلی

تا پایان دوران سازندگی افزایش درآمدهای مالیاتی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است و در این دوران به‌طور متوسط به احتمال بالای ۷۰ درصد درآمدهای مالیاتی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. در سال‌های پس از جنگ افزایش درآمدهای مالیاتی به‌عنوان یک منبع درآمدی توانسته دولت را در تأمین مخارج عمرانی جهت ایجاد و بازسازی زیرساخت‌ها کمک نماید، اما پس از دوره سازندگی درآمدهای مالیاتی رشد اقتصادی را کاهش داده است که این موضوع می‌تواند ناشی از کاهش درآمد قابل تصرف و متعاقباً کاهش مصرف باشد. همچنین در سمت عرضه اقتصاد نیز، افزایش مالیات می‌تواند منجر به افزایش بهای تمام شده و متعاقباً کاهش سودآوری بنگاه‌ها شود و از این طریق نیز منجر به کاهش تولید شده است.

نمودار (۴): میزان احتمال و نوع اثرگذاری ضریب جینی در پیش‌بینی رشد اقتصادی



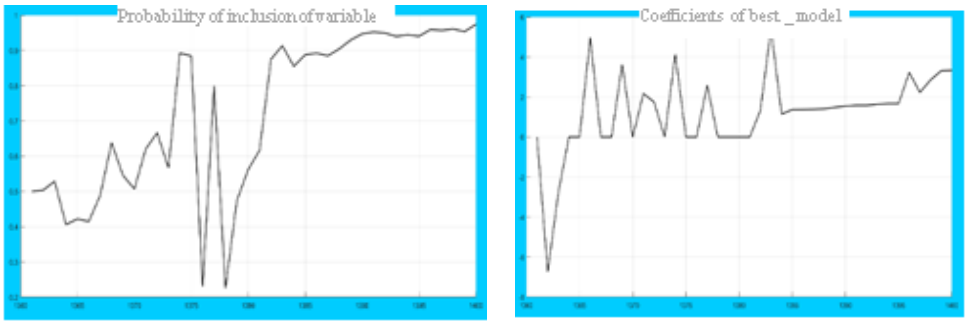
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار۴، میزان احتمال و نوع اثرگذاری ضریب جینی در پیش‌بینی رشد اقتصادی را طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰نشان می‌دهد. در دوره اواخر جنگ تحمیلی و همچنین دوران سازندگی، افزایش ضریب جینی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است اما احتمال اثرگذاری مثبت ضریب جینی در این دوره پرنوسان بوده است. در واقع در این دوره اقتصاد کشور نیاز به سرمایه جهت راه‌اندازی کسب وکارهای بزرگ داشته است. این موضوع با فرضیه کوزنتس[1] سازگار است. به‌طورکلی در تحلیل اثرگذاری مثبت نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی می‌توان گفت که نابرابری درآمدی در شرایط وجود اصطکاک در اعتبارات و همچنین غیرقابل تقسیم بودن سرمایه‌گذاری، باز هم باعث افزایش سرمایه-گذاری و انباشت سرمایه و بنابراین رشد اقتصادی می‌شود. از سویی نابرابری توزیع

[1] Kuznets

درآمد باعث ایجاد مشوق‌هایی برای انباشت سرمایه و خلق نوآوری‌های جدید شده و رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد. در اواخر دهه ۱۳۷۰ تا پایان دوره مورد بررسی نیز افزایش ضریب جینی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. در واقع پس از دوران سازندگی افزایش نابرابری درآمدی منجر به بهره‌مندی نامتناسب افراد از سرمایه شده است که امکان بهره‌مندی بخش بزرگی از جامعه از سرمایه جهت ایجاد شغل و متعاقباً ایجاد ارزش افزوده اقتصادی را محدود ساخته است. در توجیه اثرات منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی می‌توان اذعان داشت که اگر توزیع درآمد در جامعه نابرابر باشد، قشرهای متوسط و پایین درآمدی که نسبت بالایی از جمعیت کشور را نیز تشکیل می-دهند، سهم کمتری از درآمد را به خود اختصاص خواهند داد.

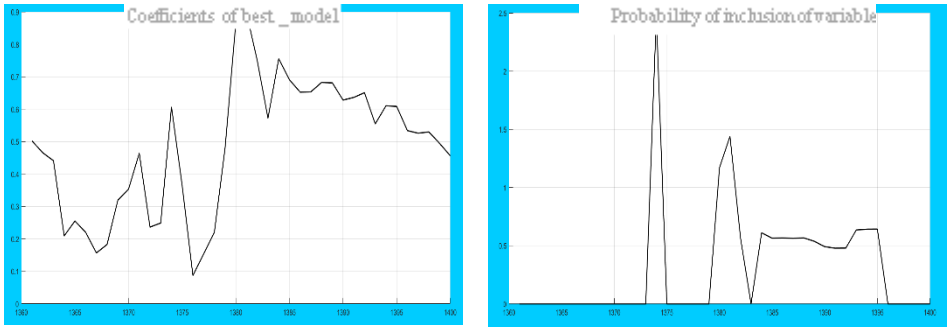
نمودار(۵): میزان احتمال و نوع اثرگذاری مخارج مصرفی خانوار در پیش‌بینی رشد اقتصادی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه نمودار ۵، مخارج مصرفی خانوار عموماً تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران داشته است و میزان احتمال اثرگذاری آن از سال ۱۳۸۶ بالای ۹۰ درصد می‌باشد. در شرایط افزایش نااطمینانی در اقتصاد، تمایل افراد به مصرف کالاهای بادوام و عموماً تولید داخل (به‌واسطه رشد زیاد قیمت کالاهای بادوام وارداتی) افزایش می‌یابد و این موضوع می‌تواند منجر به بهبود سمت عرضه و تقاضای کل اقتصاد شود. با توجه به بالا بودن سطح احتمال، این نتیجه حاصل می‌گردد که مخارج مصرفی خانوار نقش مهمی در پیش‌بینی صحیح رشد اقتصادی دارد.

نمودار (۶): میزان احتمال و نوع اثرگذاری سرمایه‌گذاری در پیش‌بینی رشد اقتصادی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نمودار۶، در ابتدای دوره به‌دلیل وجود نااطمینانی بالا ناشی از جنگ تحمیلی سرمایه‌گذاری اندک بوده است. به همین دلیل میزان و احتمال اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ناچیز بوده است. در سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ و همین‌طور نیمه اول دهه ۱۳۸۰ سرمایه‌گذاری داخلی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشور داشته است که ناشی از سازندگی پس از جنگ و همچنین وجود ثبات اقتصاد کلان در نیمه اول دهه ۱۳۸۰ بوده است. با خروج آمریکا از برجام و تشدید تحریم علیه ایران، به‌علت نوسانات نرخ ارز، انتظارات تورمی و جهت‌گیری بخشی از پس‌اندازهای محدود جامعه به‌سمت بازارهای غیرمولد، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص با مشکل مواجه شده است و این موضوع منجر به عدم اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی شده است.

به‌منظور مقایسه و نشان دادن دقت مدل در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران در جدول ۳، مقدار میانگین قدر مطلق خطای پیش‌بینی[1] (MAFE) و میانگین مجذور خطای پیش-بینی[2] (MSFE) مدل‌های جدید به‌کار گرفته شده در مطالعات تجربی به‌منظور پیش-بینی متغیرهای مختلف شامل DMA و DMS ارائه شده است.

جدول (۳): مقایسه مدل‌ها

روش پیش‌بینی	MAFE	MSFE
DMA$\alpha = \beta = 0.99$	۰/۲۵	۰/۲۱
DMS$\alpha = \beta = 0.99$	۰/۳۷	۰/۳۰
DMA$\alpha = \beta = 0.95$	۰/۲۶	۰/۲۴

1. Mean Absolute Forecast Error
2. .Mean Squared Forecast Error

DMSα = β = 0.95	۰/۴۰	۰/۳۶
DMA α = 0.99; β = 0.95	۰/۲۷	۰/۲۶
DMS α = 0.99; β = 0.95	۰/۴۲	۰/۵
DMA α = 0.95; β = 0.99	۰/۲۴	۰/۲۰
DMS α = 0.95; β = 0.99	۰/۳۸	۰/۳۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج تحقیق حاضر بیانگر دقت بیشتر مدل DMA در مدل‌سازی رشد اقتصادی ایران دارد. به‌طوری‌که مقدار MAFE و MSFE مدل DMA با حالت دینامیک ۰/۹۵ = α و ۰/۹۹ = β نسبت به مدل DMS کمتر می‌باشد.

۶. نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

یکی از الزامات دست‌یابی به توسعه اقتصادی مناسب، پیش‌بینی رشد اقتصادی است. در این تحقیق با هدف شبیه‌سازی متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی در ایران از مدل TVP- DMA به‌عنوان مدل پویای غیرخطی استفاده شده است. برتری مدل یاد شده نسبت به سایر مدل‌های اقتصادسنجی این است که این مدل‌ها امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل و همچنین تغییر ضرایب متغیرها در فضای احتمالی طی زمان را فراهم می‌کند. بنابراین در این مدل‌ها بر خلاف مدل‌های سنتی اقتصادسنجی، از تحولات روابط طی زمان که باعث تغییر ضرایب در معادلات می‌شود، غفلت نمی‌شود. براین اساس در پژوهش حاضر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران با سطوح احتمال متغیر در دوره ۱۴۰۰-۱۳۶۰ بررسی شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، متغیر مخارج جاری دولت، درآمد مالیاتی، ضریب جینی، مخارج مصرفی خانوار و سرمایه‌گذاری داخلی به‌ترتیب مؤثرترین متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی ایران می‌باشند. بالا بودن سطح احتمال اثرگذاری متغیرها بر رشد اقتصادی در دوره‌های زمانی مختلف بیانگر این واقعیت است که در هر دوره عوامل مختلفی بر رشد اقتصادی اثرگذار بوده‌اند. مخارج جاری دولت در بیشتر دوره‌ها تأثیر مثبت و در برخی دوره‌ها تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است و بعد از سال ۱۳۹۰ تقریبا تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته است و میزان احتمال اثرگذاری آن در بیشتر دوره‌ها بالای ۵۰ درصد است. مخارج جاری دولت در سال‌های دوره جنگ تحمیلی و همچنین دوران سازندگی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است و همچنین طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۸ تاثیر مثبت بر رشد

اقتصادی داشته است احتمال اثرگذاری مثبت مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی در این دوره به‌طور میانگین ۷۰ درصد بوده است و نشان می‌دهد در این دوره از طریق تحریک تقاضای کل تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. تأثیر منفی و یا خنثای افزایش مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی می‌تواند ناشی از ایجاد آثار تورمی و متعاقباً کاهش قدرت خرید حقیقی افراد و سرکوب تقاضای کل باشد. همچنین در سمت عرضه کل نیز افزایش مخارج جاری دولت ممکن است از طریق ایجاد آثار تورمی منجر به افزایش هزینه‌های تولید و متعاقباً کاهش رشد اقتصادی شود. براین اساس می‌توان دریافت که افزایش مخارج جاری دولت در شرایط ثبات اقتصاد کلان، می‌تواند از طریق تحریک سمت تقاضای اقتصاد و افزایش تقاضای مؤثر موجب بهبود رشد اقتصادی در کشور شود و در دوره‌هایی که بی‌ثباتی افزایش می‌یابد، افزایش مخارج جاری به‌واسطه رشد کمتر حقوق و دستمزد نسبت به تورم و رشد نرخ ارز نمی‌تواند موجب تحریک تقاضای کل در اقتصاد کشور شود و صرفاً می‌تواند آثار تورمی در پی داشته باشد.

در سال‌های اول دوره، تقریباً تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی صفر یا نزدیک به صفر بوده است. زیرا در دوره جنگ به‌واسطه تعطیلی بسیاری از کسب و کارها و همچنین عدم توجه کافی به درآمدهای مالیاتی تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته است. بعد از جنگ تحمیلی تا پایان دوران سازندگی افزایش درآمدهای مالیاتی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است و در این دوران به‌طور متوسط به احتمال بالای ۷۰ درصد درآمدهای مالیاتی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. در سال‌های پس از جنگ افزایش درآمدهای مالیاتی به‌عنوان یک منبع درآمدی توانسته دولت را در تأمین مخارج عمرانی جهت ایجاد و بازسازی زیرساخت‌ها کمک نماید، اما پس از دوره سازندگی درآمدهای مالیاتی رشد اقتصادی را کاهش داده است که این موضوع می‌تواند ناشی از کاهش درآمد قابل تصرف و کاهش مصرف باشد. همچنین در سمت عرضه اقتصاد نیز، افزایش مالیات می‌تواند منجر به افزایش بهای تمام شده و کاهش سودآوری بنگاه‌ها شود و از این طریق نیز منجر به کاهش تولید شده است. بنابراین افزایش فشار مالیاتی می‌تواند منجر به سرکوب سمت عرضه و تقاضای اقتصاد شده و از این طریق منجر به تعمیق رکود اقتصادی شود. بنابراین اتکای بیش از حد به درآمدهای مالیاتی می‌تواند منجر به سرکوب عرضه و تقاضا در اقتصاد ایران شود و نیل به اهداف برنامه هفتم توسعه را حداقل نماید.

در اواخر جنگ تحمیلی و همچنین دوران سازندگی، افزایش ضریب جینی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است اما احتمال اثرگذاری مثبت ضریب جینی در این دوره پرنوسان بوده است. در واقع در این دوره اقتصاد کشور نیاز به سرمایه جهت راه‌اندازی کسب وکارهای بزرگ داشته است. این موضوع با فرضیه کوزنتس سازگار است. به‌طور-کلی در تحلیل اثرگذاری مثبت نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی می‌توان گفت که نا-برابری درآمدی در شرایط وجود اصطکاک در اعتبارات و همچنین غیرقابل تقسیم بودن سرمایه‌گذاری، باعث افزایش سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه و بنابراین رشد اقتصادی می‌شود. از سویی نابرابری توزیع درآمد باعث ایجاد مشوق‌هایی برای انباشت سرمایه و خلق نوآوری‌های جدید شده و رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد. در اواخر دهه ۱۳۷۰ تا پایان دوره مورد بررسی نیز افزایش ضریب جینی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. در واقع پس از دوران سازندگی افزایش نابرابری درآمدی منجر به بهره‌مندی نا-متناسب افراد از سرمایه شده است که امکان بهره‌مندی بخش بزرگی از جامعه از سرمایه جهت ایجاد شغل و ایجاد ارزش افزوده اقتصادی را محدود ساخته است. این مهم نشان می‌دهد در شرایط خاص مانند جنگ و دوران سازندگی پس از آن، نابرابری درآمدی می‌تواند در زمینه راه‌اندازی کسب و کارهای بزرگ و بهبود رشد اقتصادی مؤثر باشد، اما در شرایط عادی، افزایش ضریب جینی از طریق محدود کردن بخش قابل توجهی از جمعیت و نیروی کار از عامل سرمایه، بهره‌وری نیروی کار را کاهش داده و منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. براین اساس عواملی که منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌شود بایستی کنترل گردند تا از این ناحیه رشد اقتصادی ایران متوجه آسیب کمتری شود. زیرا یکی از مهمترین محدودیت‌های کسب و کارها و افراد در شرایط کنونی اقتصاد ایران، کاهش سرمایه سرانه می‌باشد و چنانچه نابرابری درآمدی افزایش یابد سهم بخش قابل توجهی از نیروی کار از نهاده سرمایه کاهش خواهد یافت که می‌تواند منجر به کاهش بهره‌وری نیروی کار و متعاقبا کاهش رشد اقتصادی شود.

مخارج مصرفی خانوار عموماً تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران داشته است و میزان احتمال اثرگذاری آن از سال ۱۳۸۶ به بعد بالای ۹۰ درصد می‌باشد. در شرایط افزایش نااطمینانی در اقتصاد، تمایل افراد به مصرف کالاهای بادوام و عموماً تولید داخل (به-واسطه رشد زیاد قیمت کالاهای بادوام وارداتی) افزایش می‌یابد و این موضوع می‌تواند منجر به بهبود سمت عرضه و تقاضای کل اقتصاد شود. البته بایستی توجه داشت که افزایش مخارج مصرفی خانوارها نبایستی صرفاً ناشی از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها

باشد و چنانچه مقدار مصرف افزایش نداشته باشد نمی‌تواند در تحریک تقاضای کل و تولید مؤثر باشد. بر این اساس می‌توان بیان داشت که تا حد امکان دستمزد حقیقی افراد ثابت نگه داشته شود تا در صورت رشد قیمت‌ها مقدار مصرف و تقاضای کالاها کاهش نیابد و رشد اقتصادی بواسطه سرکوب سمت تقاضا محدود نشود.

در حوزه سرمایه‌گذاری داخلی، در ابتدای دوره به‌دلیل وجود نااطمینانی بالای ناشی از جنگ تحمیلی سرمایه‌گذاری اندک بوده است و به همین دلیل میزان و احتمال اثر-گذاری سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ناچیز بوده است. در سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ و همین‌طور نیمه اول دهه ۱۳۸۰ سرمایه‌گذاری داخلی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشور داشته است که ناشی از سازندگی پس از جنگ و همچنین ثبات اقتصاد کلان در نیمه اول دهه ۱۳۸۰ بوده است. با خروج آمریکا از برجام و تشدید تحریم علیه ایران، به‌علت نوسانات نرخ ارز، انتظارات تورمی و جهت‌گیری بخشی از پس‌اندازهای جامعه به‌سمت بازارهای غیرمولد، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص با مشکل مواجه شده است و این موضوع منجر به عدم اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی شده است. بنابراین بایستی با ایجاد ثبات اقتصاد کلان، زمینه جهت سرمایه‌گذاری در ماشین آلات و ساختمان که محرک بخش مولد اقتصاد هستند، فراهم گردد در غیر این‌صورت به‌دلیل بازدهی بیشتر فعالیت‌های غیرمولد، انگیزه افراد جهت سرمایه‌گذاری‌های مولد کاهش می‌یابد.

منابع

اثنی عشری امیری، ابوالقاسم، ابوالحسنی هستیانی، اصغر، رنجبر فلاح، محمد رضا، شایگانی بیتا، علی-زاده و کلاگر، قربان (۱۳۹۸)، اثر حجم نقدینگی بر رشد اقتصادی در ایران (با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر)، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۹(۳۵): ۱۵ – ۳۴.

بشارت، علی، رنج‌پور، رضا و صادقی، کمال (۱۳۹۷)، بررسی مؤثرترین عوامل توضیح‌دهنده رشد اقتصادی در کشورهای سازمان همکاری اسلامی: رهیافت حداکثر راست‌نمایی پانل بیزی، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۵(۳): ۲۶۳ - ۲۳۹.

بابائی مجید، توکلیان، حسین و شاکری، عباس (۱۳۹۷)، پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۸(۷۱): ۲۶۱-۳۱۱.

پورعلی، منیژه، رجائی، یدالله، و دالمن‌پور، محمد (۱۳۹۹)، اثرات متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه، فصلنامه اقتصاد کاربردی، (۳۲): ۷۹ –۹۶.

توتونچی ملکی، سعید، موسوی جهرمی، یگانه و مهرآرا، محسن (۱۳۹۸)، ارزیابی عوامل مؤثر بر درآمد-های مالیاتی در اقتصاد ایران با رویکرد مدل‌های میانگین‌گیری پویا (TVP DMA)، پژوهشنامه مالیات، ۲۷(۴۴): ۶۹ – ۹۸.

جلال آبادی، اسدالله و بهرامی، جاوید (۱۳۸۹)، عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی در گروه کشورهای مختلف (رویکردی نو به عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی)، فصلنامه اقتصاد مقداری، ۷(۱): ۲۳ – ۵۱.

جعفری فشارکی، نگار، معمارنژاد، عباس، هژبر کیانی، کامبیز و حسینی، شمس الدین (۱۳۹۹)، اثر تورم و بهبود فضای کسب و کار بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای منتخب و ایران، فصلنامه اقتصاد کاربردی، ۱۰(۳۴): ۴۷ – ۶۰.

خلیل‌زاده، جواد، حیدری، حسن و بشیری، سحر (۱۳۹۹)، تأثیر مخارج دولت و حجم اعتبارات بانکی با لحاظ سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی در قالب یک مدل DSGE (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی، ۱۰(۳۹): ۷۵ – ۹۲.

خاوری، حمید، فلاحی، محمد علی و صالح‌نیا، نرگس (۱۴۰۰)، بررسی کانال‌های اثرگذاری تلاطم قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران از طریق برخی متغیرهای نهادی، پولی و مالی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۱(۴۳): ۳۱ – ۵۰.

خدابخشی، اکبر و زهره‌وند، برزو (۱۴۰۰)، بررسی اثر نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی بر تراز حساب جاری؛ یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) با کاربردی برای ایران، پژوهشنامه بازرگانی، ۲۴(۹۵): ۴۱ – ۶۷.

روزبهان، محمود (۱۳۸۸)، مبانی توسعه اقتصادی، چاپ سیزدهم، تهران، انتشارات تابان.

شفیعی، محمد عماد (۱۳۹۷)، بررسی اثر تاب‌آوری اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی.

شیری‌پور، الهام و مهربانی، فاطمه (۱۳۹۵)، بررسی رابطه بین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص با رشد اقتصادی در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی، نمایه شده در سومین کنفرانس جهانی مدیریت، اقتصاد حسابداری و علوم انسانی در آغاز هزاره سوم، دانشگاه شیراز، ایران.

صمدی، علی حسین، دهقان شبانی، زهرا و مرادی کوچی، عاطفه (۱۳۹۴)، تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی ایران، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۵(۱۹): ۵۷ –۷۲.

علیزاده، شیوا، امیری، حسین و کاکایی، حمید (۱۴۰۰)، تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی در ادوار تجاری اقتصاد ایران: کاربردی از الگوی مارکوف سویچینگ، فصلنامه اقتصاد با ثبات، ۲(۳): ۸۶ – ۱۰۹.

قربانی، محمد، شایان‌مهر سمیرا (۱۴۰۱)، شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته: کاربرد مدل‌های پانل توبیت و پانل فضایی توبیت، فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱۴(۱): ۴۳ - ۵۸.

قلعه وندی، نرگس، زندی، فاطمه (۱۴۰۰)، تأثیر قیمت جهانی نفت بر رشد اقتصادی، تورم، بیکاری و کسری بودجه در ایران، فصلنامه اقتصاد و کسب وکار، ۱۲(۲۱): ۲۳ – ۴۱.

موسوی جهرمی، یگانه، مهرآرا، محسن و توتونچی ملکی، سعید (۱۳۹۹)، ارزیابی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر درآمد مالیات‌های مستقیم در اقتصاد ایران با رویکرد مدل‌های TVP-DMA و TVP-FAVAR، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. ۹(۳۴): ۷۵ – ۳۹.

محمدی، تیمور، خیابانی، ناصر، بهرامی، جاوید، فهیمی‌فر، فاطمه (۱۳۹۹)، مقایسه روش‌های مختلف پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با تأکید بر مدل‌های گزینشی نمودن و متوسط‌گیری الگوی پویا، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار، ۲۰(۴): ۹۳ – ۱۲۳.

مهرآرا، محسن و رضایی برگشادی، صادق (۱۳۹۵)، بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران مبتنی بر رویکرد متوسط‌گیری بیزین (BMA) و حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS)، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶(۲۳): ۸۹ – ۱۱۴.

مهینی‌زاده، منصور، یاوری، کاظم، جلایی، عبدالحمید وجعفرزاده، بهروز (۱۳۹۸)، تأثیر تغییرات ساختاری بر رفاه اقتصادی در ایران، رهیافت مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۳(۴۸): ۱۶۷- ۱۹۰.

مهرآرا، محسن و سرخوش، اکبر (۱۳۸۹)، آثار غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ ارز (مورد ایران)، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۴۵(۹۳): ۲۰۱ – ۲۲۸.

محمودزاده، محمود و اصغرپور، حسین (۱۳۸۷)، عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در ایران، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۲(۲): ۵۳ – ۷۸.

مختاری، دلنیا، محمدزاده، یوسف، محسنی زنوزی، جمال‌الدین (۱۴۰۰)، نقش کیفیت نهادها در اثر-گذاری رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی (رویکرد PSTR)، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۵۵(۱): ۱۱۱ – ۱۴۳.

مولایی، محمد و عدی، علی (۱۳۹۷)، بررسی اثر شوک‌های اقتصادی بر مصرف خانوارها در ایران: رهیافت تجزیه سری زمانی، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۵۳(۴): ۹۴۱ – ۹۷۰.

نونژاد، مسعود و قطعی، مریم (۱۳۹۹)، تأثیر بدهی دولت، سرمایه انسانی، درآمدهای مالیاتی، درآمدهای نفتی و نرخ تورم بر رشد اقتصادی در ایران، نمایه شده در سومین همایش سراسری علم و فناوری هزاره سوم اقتصاد، مدیریت و حسابداری ایران، تهران.

نیک پی پسیان، وحید، حکمتی فرید، صمد، خیل‌کردی، فاطمه، انصاری اردلی، رضا و قاسملو، مینا (۱۴۰۱)، تحلیل فضایی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب صادرکننده نفت، فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۱(۱): ۱۵۰ – ۱۹۹.

نادمی، یونس و بهاروند، ناهید (۱۳۹۷)، مدل‌سازی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد مارکف سوئیچینگ گارچ، فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی، ۶(۲۴): ۳۳ – ۵۸.

Filimonova, I. V., Cherepanova, D. M., Provornaya, I. V., Kozhevin, V. D. & Nemov, V. Y. (2020), The dependence of sustainable economic growth on the complex of faxtors in hydrocarbons – exporting countries. Journal of Energy Reports, 6(8): 68 - 73.

Hong, vo. D., Nguyen, T. C & Tran, N. P. The, vo. A. (2019), What factors Affect income inequality and Economic Growth in Middle - Income countries?. Journal of Risk and Financial Management, 12(1). https://doi.org/103390/jrfm12010040.Growthin

Hajamini, M. (2020), Analyzing the Causal Relationships between Economic Growth, Income Inequality, and Transmission Channels: New Empirical Evidences from Iran. Journal of Money and Economy, 15 (3): 313 - 342.

Koop, G. & Korobilis, D.(2012), Forecasting Inflation using Dynamic Model Averaging. Journal of International Economic Review, 53(3): 867 - 886.

Nguyen, A. T. (2018), Determinats affecting economic growth: the case of Vietnam. Journal of International, Business and Economics, 3 (1): 1 - 11.

Nguyen, H. & Darsono, S. (2022) The Impacts of Tax Revenue and Investment on the Economic Growth in Southeast Asian Countries. Journal of ACCOUNTING and INNESTMENT, 23 (1): 128 - 146.

Soeharjoto, S., Debbie, A. T., Dini, H. & Luky, N. (2020), Factors Affecting Economic Java. Journal of Commerce & Finance, 6 (1): 155 - 165.

Shabbir, M. Sh., Bashir, M., Abbasi, H. M., Ghulam, Y. & Abbasi, B. A. (2021), Effect of domestic and foreign private investment on economic growth of pakistan. Trasnational Corporations Review, 13(4): 437 - 449.

Teixeira, A. C. & Queirós, A. S. (2016), Economic growth, human capital and structural change: A dynamicpanel data analysis. Journal of Research Policy, 45 (8): 1636 - 1648.

پیوست

الف). آمارهای توصیفی

	CGE	CONS	EXC	GDP	GINI	HUMAN	LIQ	INVEST	NGE	OIL	TAX
میانگین	۱/۷۹	۰/۲۱۵	۲/۳۶۱	۲/۸۷	۰/۰۱۸	۰/۴۷	۶/۶۸	۱/۷۸	۴/۷۳	۳/۷۸	½
واریانس	۳/۱۸	۰/۴۲	۲/۴۷	۶/۳۸	۳/۹۱	۰/۹۰۴	۶/۸۷	۱/۰۹	۱/۳۳۱	۴/۷۶	۲/۲۲۴
چولگی	۰/۶۷۳	۰/۲۳۴	۰/۸۷۷	۰/۵۱۱	-۱/۴۲۱	-۱/۰۸	-۶/۰۸۹	۰/۳۸۵	۰/۸۱۱	-۰/۳۳۲	۰/۳۳
کشیدگی	۴/۲۷۳	۳/۴۹۴	۲/۸۰۹	۴/۰۶۳	۶/۱۸۳	۴/۹۴۴	۳۸/۴۱	۴/۱۶۸	۴/۵۶۲	۵/۳۰۲	۴/۰۹۶
آماره جارک-برا	۵/۸۶۸	۰/۷۹۵	۵/۴۴۳	۳/۷۱۹	۳۱/۱۱	۱۴/۴۳	۲۳۹/۶	۳/۳۴۶	۸/۶۷۱	۹/۸۱۴	۲/۸۳۴
سطح احتمال	۰/۰۵۳	۰/۶۷۱	۰/۰۶۵	۰/۱۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۸۷	۰/۰۱۳	۰/۰۰۷۳	۰/۲۴۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ب). نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته

متغیر	حالت	tآماره	سطح احتمال	نتیجه
CGE	عرض از مبدا	-۳/۳۶	۰/۰۲۳	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۳/۲۷	۰/۰۲۸	مانا در سطح
CONS	عرض از مبدا	-۴/۴۶۵	۰/۰۰۰	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۴/۴۱۴	۰/۰۰۵	مانا در سطح
EXC	عرض از مبدا	-۳/۱۵۱	۰/۰۳۲	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۳/۱۰۴	۰/۰۳۴	مانا در سطح
GDP	عرض از مبدا	-۵/۲۲۲	۰/۰۰۰	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۵/۳۱۸	۰/۰۰۰	مانا در سطح
GINI	عرض از مبدا	-۷/۶۱۷	۰/۰۰۰	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۷/۵۷۷	۰/۰۰۰	مانا در سطح
HUMAN	عرض از مبدا	-۳/۶۹۹	۰/۰۰۷	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۳/۶۴۹	۰/۰۳۸	مانا در سطح
INVEST	عرض از مبدا	-۵/۳۴۴	۰/۰۰۰	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۵/۲۷۱	۰/۰۰۰	مانا در سطح
LIQ	عرض از مبدا	-۶/۲۳۷	۰/۰۰۰	مانا در سطح
	عرض از مبدا و روند	-۶/۵۸۹	۰/۰۰۰	مانا در سطح
NGE	عرض از مبدا	-۵/۲۱۳	۰/۰۰۰	مانا در سطح

مانا در سطح	۰/۰۰۰	-۵/۳۱۸	عرض از مبدا و روند	
مانا در سطح	۰/۰۰۰	-۶/۵۶۶	عرض از مبدا	OIL
مانا در سطح	۰/۰۰۰	-۶/۴۸	عرض از مبدا و روند	
مانا در سطح	۰/۰۰۰	-۴/۸۲۷	عرض از مبدا	TAX
مانا در سطح	۰/۰۰۲	-۴/۸۱۲	عرض از مبدا و روند	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مقایسه عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری گروه‌های مختلف سیستم بانکی ایران[1]

مجید شهرامی بابکان

دانشجوی دکتری مالی گرایش بانکداری، دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران

majid_shahrami@ut.ac.ir

علیرضا سارنج (نویسنده مسئول)

استادیار گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران

alisaranj@ut.ac.ir

محمد ندیری

استادیار گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران

m.nadiri@ut.ac.ir

عسگر نوربخش

استادیار گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران

anoorbakhsh@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۰

چکیده

سهم قابل توجه وام‌ها در سبد دارایی بانک‌ها، ریسک اعتباری را به یکی از مهم‌ترین ریسک‌های صنعت بانکداری تبدیل نموده است. تفاوت در ساختار، انگیزه کسب سود و نحوه مدیریت ریسک، بانک‌ها را در معرض سطوح متفاوتی از این ریسک قرار می‌دهد. هدف این پژوهش، مقایسه عوامل مؤثر بر وام‌های غیرجاری به‌عنوان شاخص ریسک اعتباری در گروه‌های بانکی کشور ایران است. به این منظور، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های پنل پویا برای داده‌های سالیانه محدوده زمانی ۱۳۸۵-۱۴۰۰، رابطه بین مطالبات غیرجاری و متغیرهای توضیحی (عوامل کلان اقتصادی و عوامل خاص بانکی) برای گروه‌های بانکی برآورد شد. بر اساس نتایج، عوامل خاص بانکی نسبت به عوامل کلان اقتصادی، نقش مؤثرتری در افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌ها (بالاخص بانک‌های دولتی) دارند که این موضوع با مکانیزم‌های فاقد کارایی و اثربخشی در فرایندهای اعطای اعتبار و وصول مطالبات بانک‌ها مطابقت دارد؛ همچنین، میزان تأثیرگذاری این عوامل در گروه‌های مختلف بانکی متفاوت است.

طبقه‌بندی JEL: C01، C13، C58، G21.

کلیدواژه‌ها: ریسک اعتباری، احتمال نکول، نسبت مطالبات غیرجاری، گروه‌های بانکی

---

[1]. این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه تهران است.

۱. مقدمه

یک سیستم بانکی قوی و انعطاف‌پذیر پایه و اساس رشد اقتصادی پایدار است، زیرا بانک‌ها در مرکز فرایند واسطه‌گری اعتباری بین پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران قرار دارند. (دوآ و کاپور،[۱] ۲۰۱۸). بانک‌ها به‌عنوان قلب کشورهای درحال‌توسعه تعبیر شده‌اند و اختلال در سیستم بانکی می‌تواند منجر به پیامدهای نامطلوب برای بخش واقعی اقتصاد شود (هاریمورتی،[۲] ۲۰۲۲). بانک‌ها به دلیل نوع عملیاتی که انجام می‌دهند و باتوجه‌به ماهیت کسب‌وکار، با انواع ریسک مواجه هستند که بازل ۳ عمدتاً بر چهار ریسک اعتباری، نقدینگی، عملیاتی، بازار تمرکز دارد. ازآنجاکه اعطای اعتبار، از موارد اصلی استفاده از وجوه بانکی است، ریسک اعتباری را می‌توان از مهم‌ترین ریسک‌های سیستم بانکی در نظر گرفت (علی و دالی[۳]، ۲۰۱۰).

نسبت مطالبات غیرجاری[۴] به کل تسهیلات ازجمله شاخص‌های مورداستفاده در مدیریت ریسک اعتباری بانک‌ها است؛ این نسبت در نظام بانکی بین‌الملل در محدوده ۲ تا ۵ درصد بوده و در ایران معمولاً دورقمی است (سزاوار و همکاران،۱۴۰۰). بررسی عوامل بالقوه تعیین‌کننده کیفیت اعتباری، همواره یک جزء حیاتی از ثبات مالی و مدیریت بانک‌ها است (دوآ و کاپور، ۲۰۱۷). آثار منفی مطالبات غیرجاری بر بانک‌ها و اقتصاد، شناسایی عوامل دارای تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نسبت مطالبات غیرجاری را برای تحلیلگران، مؤسسات مالی و مقامات نظارتی ضروری نموده است (قائمی اصل و همکاران،۱۳۹۸). علی‌رغم تحقیقات متعدد صورت‌گرفته در حوزه عوامل تعیین‌کننده میزان مطالبات غیرجاری، توفیق چندانی در کنترل مؤثر آن حاصل نشده است؛ شاید بتوان علت اصلی این مسئله را عدم موفقیت در ریشه‌یابی صحیح آن دانست که درنتیجه باعث می‌شود راه‌حل‌های پیشنهادی سودمند نباشند (نادری و همکاران،۱۴۰۱).

ریسک اعتباری ناشی از "ناتوانی"[۵] یا "عدم تمایل"[۶] طرف مقابل به انجام کامل تعهدات قراردادی موجود در ترازنامه یا خارج از ترازنامه است (اپستلیک و دونوهو[۷]، ۲۰۱۵). در

---

1. Dua & Kapur
2. Harimurti
3. Ali, A., & Daly, K.
4. Non-Performing Loans(NPLs)
5. Inability
6. Unwillingness
7. Apostolik & Donohue.

ایران، عوامل کلان اقتصادی عمدتاً تعیین‌کننده "ناتوانی" وام‌گیرنده بوده و در مقابل "عدم تمایل" معلول عوامل متعددی نظیر مصونیت از ورشکستگی[۱] و در نتیجه ریسک-پذیری زیاد بانک‌ها، ضعف فرایند مدیریت ریسک در بانک‌ها و توجه ننمودن به چارچوب‌های وام‌دهی نظیر[۲] 5C، اعطای وام‌های تکلیفی فاقد توجیه اقتصادی و بدون طی مراحل اعتبارسنجی و مخاطرات اخلاقی[۳] ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی[۴] وام-گیرندگان و بانک‌ها است.

باتوجه‌به تفاوت‌های گروه‌های مختلف بانکی از نظر ساختار، انگیزه کسب سود و نحوه مدیریت ریسک و بسیاری عوامل دیگر، تأثیر عوامل تعیین‌کننده ریسک اعتباری در گروه‌های بانکی می‌تواند متفاوت باشد. مطالعات انجام شده در سایر کشورها (دوآ و کاپور، ۲۰۱۷؛ پاترا و پادهی، ۲۰۲۲) در راستای تایید این تفاوت‌ها بوده و منجر به توجه هم‌زمان به سیاست‌های کلان احتیاطی[۵] در سطح کل سیستم بانکی و همچنین سیاست‌های خرد احتیاطی[۶] شده است. در کشور ایران، علی‌رغم انجام مطالعات متعدد در زمینه عوامل تعیین‌کننده ریسک اعتباری در سطح کل سیستم بانکی، به دلایلی از جمله عدم دسترسی به داده‌های معتبر مورد نیاز، در سطح بانک‌ها به طور انفرادی و گروه‌های بانکی، مطالعات چندانی انجام نشده است.

هدف این تحقیق، مقایسه عوامل تأثیرگذار بر ریسک اعتباری گروه‌های مختلف در سیستم بانکی کشور ایران است؛ به‌عبارت‌دیگر، به دنبال جستجوی پاسخ به این سؤال هستیم که آیا تأثیر عوامل کلان اقتصادی و متغیرهای خاص بانکی در گروه‌های مختلف یکسان است یا خیر؟ تقسیم‌بندی بانک‌ها بر اساس معیارهایی مانند اندازه (میزان دارایی)، نوع مالکیت (دولتی و غیردولتی)، نوع فعالیت (تخصصی و تجاری) انجام گرفته و علاوه برآن، در سطح کل نمونه نیز تحلیل‌های مشابه انجام شده است. وجه تمایز این پژوهش با پژوهش‌های مشابه، انجام مطالعه در سطح گروه‌های بانکی (علاوه بر کل نمونه) و همچنین لحاظ نمودن هم‌زمان متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای خاص بانکی در مدل است.

---

1. Too Big to Fail
2. The Five Cs of Credit (Character, Capital, Conditions, Capacity, Collateral)
3. Morale Hazard
4. .Information Asymmetry
5. Macroprudential policies
6. Microprudential policies

سازماندهی این مقاله به این شرح است که بعد از ارائه این مقدمه، پیشینه تحقیق شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت‌گرفته در این زمینه ارائه می‌شود. در بخش سوم، به معرفی خصوصیات الگو و روش تحقیق و داده‌ها پرداخته می‌شود. سپس تحلیل‌های تجربی و برآوردهای مدل بیان شده و در نهایت به نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

سیستم مالی شامل مجموعه پیچیده‌ای از بازارها و نهادهای دارای روابط متقابل و درهم‌تنیده باهدف اجرای قراردادهای مالی و تبادل دارایی‌ها و ریسک‌ها است که در این میان، بانک‌ها نقش اساسی دارند. این مؤسسات مالی، نقش واسطه‌گری بین قرض-گیرندگان و قرض‌دهندگان را ایفا می‌کنند؛ آنها جریان وجوه نقد را از سرمایه‌گذاران که دارای وجوه نقد مازاد بر نیاز هستند به آنهایی که کمبود نقدینگی دارند هموار می‌کنند. بانک‌ها، نظیر سایر مؤسسات مالی، فعالیت‌های خود را در پاسخ به اصطکاک‌های بازار[۱]، نظیر هزینه‌های مبادلات[۲] و عدم تقارن اطلاعات، آغاز می‌کنند و فعالیت‌های آنها تخصیص منابع را تسهیل می‌نماید. توانایی مؤسسات در کسب و پردازش مقادیر فراوان داده[۳] و اطلاعات (موضوعی که در سطح فردی تقریباً امکان‌پذیر نیست) و درعین‌حال توانایی تجمیع و توزیع سرمایه با درنظرگرفتن ریسک‌های موجود، هزینه مبادلات و مخاطرات اخلاقی را کاهش داده و در نتیجه مبادلات را تسهیل می‌نماید (لواین[۴]،۱۹۹۷). بانک‌ها به‌واسطه اعطای اعتبار به دولت، کسب‌وکارها و خانوارها، رابطه-ای درهم‌تنیده با اقتصاد واقعی و در نتیجه تأثیرات دوسویه قابل‌توجهی بر یکدیگر دارند و ازآنجاکه میزان وام پرداختی بانک‌ها معمولاً بیش از سپرده‌های دریافتی است، این ارتباطات بیش‌ازپیش تقویت می‌شود. بانک‌ها می‌توانند نقدینگی موردنیاز را در بازار وام-دهی بین‌بانکی و در صورت نیاز از طریق پنجره تنزیل[۵] یا آخرین مرجع وام‌دهنده[۶] (بانک مرکزی) تأمین نمایند (پرینس[۷]،۲۰۱۳).

---

1. market frictions
2. transaction costs
3. Big Data
4. Levine
5. The discount window
6. The lender of last resort
7. Prince

بانک‌ها باتوجه‌به نوع فعالیت‌ها و ماهیت کسب‌وکار، با ریسک‌های متنوعی از جمله ریسک عملیاتی، ریسک شهرت، ریسک بازار، ریسک ناشی از تغییر مقررات، ریسک نقدینگی، ریسک سیستمیک و ریسک اعتباری مواجه هستند.

بسیاری از صاحب‌نظران از جمله علی و دالی (۲۰۱۰)، میلریس[۱] (۲۰۱۲) و کاسترو[۲] (۲۰۱۳) معتقدند قرارگرفتن در معرض ریسک اعتباری، فراگیرترین و مهم‌ترین منبع مشکلات بانکی در سراسر دنیا است. ریسک اعتباری، احتمال ازدست‌دادن اصل سرمایه یا عواید مالی براثر عدم بازپرداخت وام یا عدم انجام تعهدات قراردادی از سوی وام‌گیرنده تعریف شده است (جوریون[۳]،۲۰۰۶). این موضوع از این واقعیت نشئت می‌گیرد که یک قرض‌گیرنده انتظار دارد تعهدات فعلی را از طریق جریانات نقدی آتی که قطعی نیستند پوشش دهد و بنابراین ممکن است قادر یا مایل به انجام تعهدات نباشد.

اغلب ریسک اعتباری و ریسک نکول به‌جای یکدیگر استفاده می‌شوند. عوامل مهم در ارزیابی ریسک نکول عبارت‌اند از: احتمال نکول[۴]، محدوده خطر اعتباری[۵] و نرخ بازیابی[۶]. با استفاده از این پارامترها، بانک می‌تواند به اندازه‌گیری ریسک نکول دست یابد. تخمین یا اندازه‌گیری دقیق ریسک اعتباری نسبتاً دشوار است؛ زیرا تعیین کمیت برخی از عوامل تشکیل‌دهنده آن مانند همبستگی بین احتمالات نکول، بسیار دشوار است (پسران[۷] و همکاران، ۲۰۰۶). در زمینه مدل‌سازی پدیده نکول در اقتصاد و ریسک اعتباری، نظریات، الگوها و مدل‌های متفاوتی نظیر مدل‌های ساختاری شامل رویکرد مبتنی بر بازار (مدل مرتون[۸]) و رویکرد مبتنی بر عوامل کلان اقتصادی (مدل ویلسون[۹]) و همچنین مدل‌های اعتباری فرم خلاصه شده[۱۰] شامل مدل‌های در سطح خرد و در سطح پرتفوی (مدل زنجیره مارکوف[۱۱]) ارائه شده است (زمانیان و همکاران،۱۳۹۹). بر اساس مطالعات ویلسون (۱۹۹۷)، یک مدل ریسک اعتباری به‌منظور ارتباط‌دادن پارامترهای کلیدی ریسک اعتباری (که باکیفیت اعتباری یا احتمال نکول یا نرخ نکول

---

1. Mileris
2. Castro
3. Jorion
4. Probability of Default (PD)
5. Credit Exposure
6. Recovery Rate
7. Pesaran
8. Merton
9. Wilson
10. reduced form credit risk models
11. Markov chain models

شناخته تعیین می‌شود) به‌عنوان معیاری از کیفیت پرتفوی کلی بانک و متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان طراحی می‌شود. یک پارامتر کیفیت اعتباری نظیر احتمال نکول[۱] را می‌توان به‌صورت نسبتی از دارایی‌های غیرجاری به کل تسهیلات پرداختی در سیستم بانکی تعریف نمود (دوآ و کاپور،۲۰۱۷)؛ بنابراین، لازم است که مؤلفه‌های تعیین‌کننده احتمال نکول و میزان تأثیرگذاری آنها مشخص شود.

یکی از معروف‌ترین متغیرهای جایگزین احتمال نکول، نسبت وام‌های غیرجاری به کل وام‌های پرداختی است. تعریف وام‌های غیرجاری در کشورهای مختلف اندکی متفاوت است. در ایران، مطالبات غیرجاری شامل مطالبات سررسید گذشته، معوق، مشکوک‌الوصول و مطالـبات سوخت شده می‌شود. نسبت وام‌های غیرجاری در تشخیص کیفیت پرتفوی وام به بانک‌ها کمک می‌کند و به‌عنوان شاخص ریسک اعتباری مورداستفاده قرار می‌گیرد. افزایش میزان مطالبات غیرجاری، نه‌تنها به نقدینگی و سودآوری بانک‌ها آسیب می‌زند، بلکه ممکن است ثبات بانکی را به مخاطره بیندازد (کوستالووا[۲]،۲۰۱۸)؛ بنابراین، بررسی عوامل مؤثر بر نسبت مطالبات غیرجاری برای بانک‌ها و ناظران بانکی حائز اهمیت قابل‌توجهی است. در میان اقتصاددانان اتفاق‌نظر وجود دارد که احتمال نکول با تغییرات در شاخص‌های کلان اقتصادی و مالی مرتبط است (هامرل[۳] و همکاران، ۲۰۱۱؛ فستیک[۴] و همکاران، ۲۰۱۱). سه گروه از عوامل کلان شامل عوامل مرتبط با شرایط کلی اقتصاد کلان (مانند بیکاری و تورم)، عوامل مشخص‌کننده اقتصاد حقیقی (به‌عنوان‌مثال رشد GDP حقیقی و رابطه مبادله) و عوامل منعکس‌کننده شرایط بازار مالی (مانند نرخ بهره و بازده حقوق صاحبان سهام) بر اعتبار یک بنگاه (سیستم) تأثیر می‌گذارد (فیگلوفسکی[۵] و همکاران، ۲۰۱۲).

مطالعات متعدد انجام شده بر روی NPL، عوامل تعیین‌کننده را عمدتاً به دو گروه کلی یعنی عوامل خاصِ بانک و عوامل خاصِ کشور (کلان اقتصادی) تقسیم نموده‌اند. برخی مطالعات، عوامل مؤثر بر مطالبات غیرجاری را در سه دسته کلی طبقه‌بندی نموده‌اند: در دسته اول، صرفاً عوامل کلان اقتصادی به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده‌اند و افزایش مطالبات غیرجاری را معلول وخیم شدن شرایط اقتصادی می‌دانند؛ در دسته دوم که بخش عمده مطالعات آن پس از بحران اقتصادی سال ۲۰۰۸ انجام شده، علاوه

[1]. Probability of Default (PD)
[2]. Košťálová
[3]. Hamerle
[4]. Festic
[5]. Figlewski

بر عوامل کلان اقتصادی، عوامل خاص بانکی نظیر مطالبات معوق سال گذشته، شاخص سودآوری، و نسبت کفایت سرمایه (رابطه غیرمستقیم)، نیز مدنظر قرار گرفته‌اند و در دسته سوم، علاوه بر عوامل کلان اقتصادی و خاص بانکی، تأثیر نهادها و عوامل بازار نظیر نوع وام و کیفیت نهادهای حقوقی، سیاسی، اقتصادی، بانکی و جامعه‌شناختی نیز موردمطالعه قرار گرفته است (ادیب‌پور و همکاران،۱۳۹۹).

متغیرهای اقتصاد کلان نظیر نرخ رشد GDP حقیقی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، صادرات، نرخ ارز واقعی، نرخ بهره اسمی و متغیرهای بخش بانکی نظیر بازده دارایی‌ها، اندازه، نسبت وام به دارایی، تمرکز بازار و سرمایه بانک معمولاً به‌عنوان متغیر مستقل در تجزیه‌وتحلیل ریسک اعتباری استفاده شده‌اند (پسولا[1]، ۲۰۰۵؛ بابیهوگا[2]، ۲۰۰۷). مطالعاتی انجام شده است که تلاش کرده‌اند عملکرد داخلی سیستم بانکی را به‌عنوان دلیل رشد ریسک اعتباری مورد بررسی قرار دهند. آنها توضیح می‌دهند که رقابت شدید و اهداف سود بالای صنعت ممکن است منجر به تجزیه‌وتحلیل اعتباری ناکافی شود؛ زیرا بانک‌ها به دنبال رشد بیشتر هستند و اعتبار جدید بیشتری را به بازار ارائه می‌دهند (فاینستین و نوویکوف[3]، ۲۰۱۱). ریسک انباشته شده در دوره رونق، یعنی زمانی که مصرف، سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه رشد می‌کند، در دوران رکود تحقق می‌یابد؛ زیرا در بسیاری از موارد افزایش شدید اعتبارات با استانداردهای اعتباری ضعیف و ارزیابی غیرمسئولانه ریسک‌های اعتباری همراه است (فستیک و همکاران؛۲۰۱۱).

۲-۲. مرور ادبیات تجربی تحقیق

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

خلاصه نتایج برخی از مطالعات مهم خارجی انجام شده در زمینه عوامل مؤثر بر NPL در حوزه‌های جغرافیایی مختلف در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول (۱): مطالعات تجربی خارجی در زمینه عوامل مؤثر بر NPL

محقق	نمونه مورداستفاده	یافته‌های تحقیق
بابوسک و جانسر[4] (۲۰۰۵)	سیستم بانکی کشور چک در محدوده زمانی ۱۹۹۴-۲۰۰۴	بیکاری و شاخص قیمت مصرف-کننده اثر مثبت و رشد اقتصادی تأثیر منفی و معناداری بر ریسک اعتباری دارند.

[1]. Pesola
[2]. Babihuga
[3]. Fainstein & Novikov
[4]. Baboucek & Jancer

اسپینوزا و پراساد[1] (۲۰۱۰)	۸۰ بانک در شورای همکاری کشورهای عرب خلیج‌فارس از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸	GDP و نرخ‌های بهره به‌عنوان اصلی‌ترین عوامل کلان و میزان سرمایه، رشد اعتبار و کارایی، اصلی‌ترین عوامل خاص بانکی مؤثر برNPL شناسایی شدند.
لوزیس[2] و همکاران (۲۰۱۲)	۹ بانک بزرگ یونان در سه حوزه مختلف مربوط به وام‌ها، یعنی وام‌های مصرف‌کنندگان، وام‌های کسب‌وکار و وام‌های رهنی	رشد GDP حقیقی، نرخ بیکاری، بدهی دولت و نرخ تسهیلات بر NPL بانک‌ها مؤثر هستند. تأثیر این عوامل به حوزه‌های مختلف بستگی دارد؛ به طور خاص، وام‌های مصرف-کنندگان عمدتاً به تغییرات نرخ تسهیلات، وام‌های کسب‌وکار به رشد GDP حقیقی وابسته بوده و وام‌های رهنی کمترین حساسیت را به تغییرات در متغیرهای کلان اقتصادی دارند. در خصوص عوامل خاص بانکی، نتایج نشان داد که تأثیر این عوامل بر حوزه‌های مختلف وام متفاوت است.
مِسای و جوینی[3] (۲۰۱۳)	۸۵ بانک مربوط به کشورهای ایتالیا، یونان و اسپانیا در دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۸	رشد GDP و سودآوری بانک‌ها تأثیر منفی و در مقابل، نرخ بیکاری و نرخ بهره واقعی تأثیر مثبت بر NPL دارند.
مکری[4] و همکاران (۲۰۱۴)	۱۴ کشور حوزه یورو در فاصله زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸	همبستگی قوی میان NPL و دو گروه عوامل اقتصادی و خاص بانکی؛ رابطه منفی و قابل‌توجه نسبت کفایت سرمایه (معیار ریسک‌پذیری بانک‌ها) و NPL
جبوری و نیلی[5] (۲۰۱۹)	۹۸ بانک از ۱۰ کشور حوزه MENA در محدوده سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۰۳	اندازه، نسبت کفایت سرمایه، کارایی عملیاتی و سودآوری بانک، رشد GDP بیکاری، تورم

1. Espinoza & Prasad
2. Louzis
3. Messai & Jouini
4. Makri
5. Jabbouri & Naili

		و بدهی دولت مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده NPL هستند.
ماهیوب[1] و مُهد (۲۰۲۱)	۱۵ بانک تجاری مالزی	از میان عوامل خاص بانکی، نسبت کفایت سرمایه مؤثرترین عامل بر NPLاست؛ رشد اقتصادی و تورم تأثیر معنی‌داری بر NPL ندارند

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

در کشور ایران نیز مطالعات متعددی در این زمینه انجام شده که از نظر رویکرد، مدل، نمونه، متغیرها، دوره زمانی، داده‌ها و ابزارهای تحلیلی، متفاوت بوده و در نتیجه نتایج متنوعی حاصل شده است. نتایج برخی از مهم‌ترین مطالعات داخلی انجام شده در سال-های اخیر، در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول (۲): مطالعات تجربی داخلی در زمینه عوامل مؤثر بر NPL

محققین	روش تحلیل مورداستفاده	یافته‌های تحقیق
شاهچرا و ابوالفتحی (۱۳۹۵)	روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	تورم، نسبت سپرده به دارایی و مقادیر گذشته NPL تأثیر مثبت و رشد اقتصادی تأثیر منفی بر وام‌های غیرجاری دارند.
حکیمی‌پور (۱۳۹۶)	روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	وقفه گذشته مطالبات غیرجاری و نرخ ارائه تسهیلات اعطایی تأثیر مثبت و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، نسبت تسهیلات اعطایی به دارایی‌ها، نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها تأثیر منفی بر ایجاد مطالبات غیرجاری دارند.
محسنی و فتحیان (۱۳۹۶)	مدل نامتقارن واریانس ناهمسان شرطی (EGARCH) و مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	متغیرهای حائز بیشترین تأثیر به ترتیب عبارت‌اند از مقادیر گذشته خود این متغیر، نوسانات درآمدهای نفتی، شاخص نوسانات کسری بودجه دولت،

[1] .Mahyoub &Mohd

		شاخص نوسانات تولید ناخالص داخلی غیرنفتی و نوسانات نرخ بیکاری.
رقابی (۱۳۹۸)	مدل خودرگرسیون برداری و پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR)	تغییرات نرخ تورم و تغییرات نرخ بیکاری با نسبت NPL رابطه مثبت و معنادار و رشد GDP با نسبت NPL رابطه منفی و معناداری دارد. ضرایب تغییرات نرخ بهره و تغییرات نسبت وام به کل دارایی، برخلاف انتظارات نظری، منفی و از نظر آماری معنادار است.
معزز و آقابابایی (۱۳۹۸)	مدل خودرگرسیون برداری - تصحیح خطای برداری (VAR-VEC)	رابطه میان چرخه تجاری، بدهی دولت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با نسبت مطالبات غیرجاری منفی است؛ اما، رابطه میان تسهیلات اعطایی بخش بانکی با نسبت مطالبات غیرجاری مثبت است. متغیر نرخ بیکاری برخلاف سایر متغیرها، بر نسبت مطالبات غیرجاری تأثیر کوتاه‌مدتی دارد
ادیب‌پور و همکاران (۱۳۹۹)	روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM	مؤلفه‌های حکمرانی خوب، انعطاف‌پذیری بازار و توسعه انسانی باعث کاهش ریسک اعتباری و در مقابل، مطالبات غیرجاری دوره قبل، شاخص فلاکت موجب افزایش NPL می‌شوند.
زمانیان و همکاران (۱۳۹۹)	روش‌های مارکوف - سوئیچینگ و ARDL	نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری، و نرخ رشد اعتبارات در مدل خطی ویلسون اثر منفی بر نرخ نکول دارد و نرخ رشد اقتصادی اثر معناداری بر نرخ نکول ندارد.

منبع: یافته‌های تحقیق

تفاوت‌های اساسی در زمینه ساختار، نحوه استفاده از منابع، انگیزه کسب سود، مدیریت ریسک و پارامترهای متعدد دیگر، این فرضیه را مطرح می‌نماید که رابطه وام‌های غیرجاری در گروه‌های مختلف بانکی با متغیرهای تعیین‌کننده NPL متفاوت است. این مطالعه در صدد آزمون این فرضیه است. به این منظور، با تقسیم‌بندی بانک‌ها بر اساس معیارهایی مانند اندازه (میزان دارایی)، نوع مالکیت (دولتی و غیردولتی)، نوع فعالیت (تخصصی و تجاری) و همچنین در سطح کل نمونه رابطه متغیرهای مستقل و NPL مقایسه می‌شود.

افزایش اندازه بانک تا جایی که باعث بهره‌مندشدن از صرفه ناشی از مقیاس در جذب سپرده‌ها، هزینه‌های فرایند اعتبارسنجی و پرداخت تسهیلات شود، می‌تواند منجر به کاهش ریسک اعتباری شود (کمیجانی و فلاحی، ۱۳۹۵)؛ از سوی دیگر، ریسک سرایت ورشکستگی بانک‌های بزرگ به کل سیستم بانکی و اقتصاد حقیقی بالاتر بوده که این موضوع باعث مصونیت از ورشکستگی بانک‌های بزرگ و احتمال افزایش مخاطرات اخلاقی و ریسک‌پذیری زیاد شود.

باتوجه‌به مبانی نظری و ادبیات موضوع، فرضیه‌های زیر برای آزمون در این پژوهش مطرح می‌شوند:

فرضیه اول: تأثیر عوامل کلان اقتصادی و عوامل خاص بانکی بر مطالبات غیرجاری بانک‌های دولتی و غیردولتی یکسان نیست.

فرضیه دوم: تأثیر عوامل کلان اقتصادی و عوامل خاص بانکی بر مطالبات غیرجاری بانک‌های تخصصی و تجاری یکسان نیست.

فرضیه سوم: تأثیر عوامل کلان اقتصادی و عوامل خاص بانکی بر مطالبات غیرجاری بانک‌های بزرگ و کوچک یکسان نیست.

فرضیه چهارم: تأثیر عوامل کلان اقتصادی و عوامل خاص بانکی بر مطالبات غیرجاری کل نمونه و گروه‌های فرعی یکسان نیست.

۳. روش‌شناسی تحقیق

هدف این پژوهش، مقایسه عوامل مؤثر بر وام‌های غیرجاری به‌عنوان شاخص ریسک اعتباری در گروه‌های بانکی است. جامعه آماری این تحقیق دربرگیرنده کلیه بانک‌های مجاز فعال در سیستم بانکی ایران است. متغیر وابسته، نسبت وام‌های غیرجاری به کل وام‌های پرداختی بانک‌ها است. متغیرهای مستقل مورداستفاده در مدل به دو دسته کلی

متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای خاص بانکی تقسیم می‌شوند. طبقه‌بندی بانک‌ها بر اساس معیارهایی مانند اندازه (میزان دارایی)، نوع مالکیت (دولتی و غیردولتی)، نوع فعالیت (تخصصی و تجاری) انجام شد. تفاوت‌های اساسی در زمینه ساختار، نحوه استفاده از منابع، انگیزه کسب سود، مدیریت ریسک و پارامترهای متعدد دیگر، دلیل اصلی این طبقه‌بندی است. اندازه، از یک سو، باعث صرفه ناشی از مقیاس در جذب سپرده‌ها و هزینه‌های فرایند اعتبارسنجی و در نتیجه کاهش ریسک اعتباری شده و از سوی دیگر، باعث مخاطرات اخلاقی و افزایش ریسک‌پذیری ناشی از "مصونیت از ورشکستگی" و در نتیجه افزایش ریسک اعتباری می‌شود. به‌منظور تعیین "مصونیت از ورشکستگی" معیار صریحی تعریف نشده است؛ زیرا، این عبارت در مورد بانک‌هایی استفاده می‌شود که ورشکستگی آنها ممکن است به سایر بانک‌ها و ارکان اقتصاد سرایت نموده و در نتیجه نتایج احتمالی آن می‌تواند فاجعه‌بار باشد. مهم‌ترین انگیزه حمایت مالی دولت از بانک‌های بزرگ و مصون از ورشکستگی، جلوگیری از سقوط بانک‌ها و کنترل پیامدهای آن برای سایر بانک‌ها و نهادهای مالی و در مجموع، کل عملکرد اقتصاد است (استرن و فلدمن[1]،۲۰۰۴)؛ بنابراین، منظور از بانک‌های مصون از ورشکستگی صرفاً بانک‌های با اندازه بزرگ نیست، بلکه بانک‌هایی است که نقش بسیار مهمی را در سیستم مالی کشور ایفا می‌کنند. تجربیات کشور ایران نشان داده که بیشتر بانک‌ها و مؤسسات اعتباری تاکنون از این سوبسید و مصونیت ضمنی استفاده کرده و هزینه‌هایی را به جامعه تحمیل نموده‌اند. در این مطالعه، بانک‌هایی که نسبت دارایی آنها به مجموع دارایی بانک‌های موردمطالعه از پنج درصد بیشتر است، در طبقه بانک-های بزرگ قرار گرفته است.

مدل مورداستفاده به‌منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق، بر اساس مطالعات دواَ و کاپور (۲۰۱۷، ۲۰۱۸) و پاترا و پادهی[2] (۲۰۲۲) به‌صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$NPLR_{it} = \alpha_i + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 AssG_{it} + \beta_2 Unemp_{it} + \beta_3 GDPR_{it}(-1) + \beta_4 RIR_{it} + u_{it} \quad (1)$$

اندیس‌های i و t به ترتیب بیانگر بانک و سال موردنظر هستند. تعریف و نحوه محاسبه متغیرهای مدل در جدول ۳ ارائه شده است.

[1]. Stern & Feldman
[2]. Patra & Padhi

در خصوص تأثیر مورد انتظار متغیرهای مستقل بر NPL، باید به تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم، روابط متقابل متغیرها، تفاوت سیستم اقتصادی و نظام بانکداری کشور با سایر کشورها و تفاوت در فرهنگ مدیریتی حاکم بر انواع بانک‌ها، توجه ویژه نمود؛ نتایج متنوع مطالعات بررسی شده گویای این مطلب است. با عنایت به این موضوع، در یک نگاه کلی می‌توان انتظار داشت که رشد اقتصادی و بازده دارایی‌ها رابطه منفی و بیکاری رابطه مثبت با وام‌های غیرجاری داشته باشد. نرخ تورم دارای تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم (مثبت و منفی) بر NPL دارند که در تحلیل‌ها باید به برایند این تأثیرات توجه شود. افزایش نرخ بهره حقیقی و اندازه نیز از منطق مشابهی پیروی می‌نمایند. میزان رشد دارایی‌ها و بازده دارایی‌ها به‌عنوان عوامل خاص بانک در مدل وارد شده‌اند. در برخی مطالعات مشابه از میزان دارایی‌های بانک‌ها در مدل استفاده شده است؛ لکن، از یک سو، به دلیل نامانا بودن داده‌های این متغیر و از سوی دیگر، ارتباط منطقی رشد دارایی‌ها با متغیر وابسته و همچنین مانا بودن متغیر رشد دارایی‌ها، در این تحقیق از رشد دارایی‌ها استفاده شده است.

جدول (۳): متغیرهای مورداستفاده در مدل

نوع متغیر	نام متغیر	علامت اختصاری	نحوه اندازه‌گیری
وابسته	نسبت وام‌های غیرجاری (ریسک اعتباری)	NPLR	$\frac{\text{مجموع وام‌های سررسید گذشته، معوق و مشکوک الوصول}}{\text{مجموع وام‌های پرداخت شده}} * ۱۰۰$
مستقل	بازده دارایی‌ها	ROA[1]	$\frac{\text{سود خالص}}{\text{دارایی‌ها}} * ۱۰۰$
مستقل	نرخ رشد دارایی-ها	AssG	$\frac{\text{دارایی سال قبل} - \text{دارایی سال جاری}}{\text{دارایی سال قبل}} * ۱۰۰$
مستقل	نرخ بیکاری	Unemp	$\frac{\text{تعداد افراد بیکار}}{\text{نیروی کار}} * ۱۰۰$
مستقل	نرخ رشد اقتصادی	GDPR	درصد افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی
مستقل	نرخ بهره حقیقی	RIR	تورم نرخ – نرخ بهره اسمی (تقریب معادله فیشر)

منبع: یافته‌های تحقیق

[1]. Return On Assets (ROA)

مطالبات غیرجاری یک متغیر انباره[1] است؛ به این معنی که کلیه وام‌هایی که بیش از دو ماه از سررسید آنها گذشته باشد به‌صورت تجمعی به آن افزوده می‌شوند؛ بنابراین، تأثیر برخی متغیرهای مستقل بر متغیر انباره در دوره جاری نمایان می‌شود و بعضی از متغیرها با وقفه زمانی اثرات خود را نشان می‌دهند و همین‌طور امکان دارد متغیری هم در دوره جاری و هم در دوره‌های گذشته بر متغیر وابسته اثرگذار باشد. از جمله روش-های اقتصادسنجی مناسب برای حل یا کاهش مشکل درون‌زایی متغیرها، تخمین مدل با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) داده‌های تابلویی پویا[2] است (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰) که در این تحقیق، تخمین مدل با این روش انجام شده است. از جمله مزیت‌های این روش، کاهش یا رفع مشکل هم‌خطی در مدل با استفاده از متغیرهای وقفه‌دار است. سازگاری تخمین‌زننده GMM به صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری[3] و همچنین معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. به‌منظور حصول اطمینان از نتایج تخمین، دو شرط استواری مدل به ترتیب با استفاده از آزمون سارگان[4] و آزمون همبستگی سریالی پسماندها مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) آرلانو و باند[5] (۱۹۹۱) بررسی می‌شوند. با استفاده از وقفه متغیر وابسته، مدل داده‌های تابلویی دینامیک مطابق رابطه ۲ در تخمین مورداستفاده قرار می‌گیرد:

$$\begin{aligned} NPLR_{it} = {} & \beta_0 NPLR(-1) + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 AssG_{it} + \\ & \beta_2 Unemp_{it} + \beta_3 GDPR_{it}(-1) + \beta_4 RIR_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۲)$$

داده‌های سالیانه مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین داده‌های مربوط به اکثر بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در محدوده زمانی ۱۳۸۵-۱۴۰۰ از طریق بانک‌های اطلاعاتی بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران، سامانه کدال جمع‌آوری شد. به دلیل عدم کفایت داده‌ای، برخی بانک‌ها و مؤسسات حذف و در نهایت، نمونه‌ای شامل ۱۹ بانک به‌منظور انجام مطالعه انتخاب شد. این بانک‌ها عبارت‌اند از: بانک‌های دولتی تجاری (ملی، سپه، پست‌بانک)، بانک‌های دولتی تخصصی و توسعه-ای (کشاورزی، صنعت و معدن، توسعه صادرات، توسعه تعاون، مسکن) و بانک‌های

1. Stock
2. Generalized Method of Moments(GMM) / Dynamic Panel Data
3. Valid Over-Identifying restrictions
4. Sargan Test (J-statistic)
5. Arellano-Bond Serial Correlation Testing

غیردولتی تجاری (پارسیان، پاسارگاد، سامان، سرمایه، سینا، کارآفرین، رفاه، اقتصادنوین، ملت، صادرات، تجارت).

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

۴-۱. آمار توصیفی

خلاصه ویژگی‌های آماری متغیرهای پژوهش برای کل نمونه در جدول ۴ ارائه شده است. بر اساس نتایج، میانگین نسبت وام‌های غیرجاری کل سیستم بانکی کشور در دوره مورد مطالعه، ۱۸.۰۲ درصد بوده که با میانگین جهانی (محدوده ۲ تا ۵ درصد) تفاوت قابل توجهی دارد. مقادیر حداقل و حداکثر و همچنین انحراف معیار نسبت وام-های غیرجاری حاکی از نوسانات شدید و تفاوت چشمگیر این نسبت در سطح گروه‌های بانکی و همچنین تفاوت هر بانک در مقایسه با سایر بانک‌ها است.

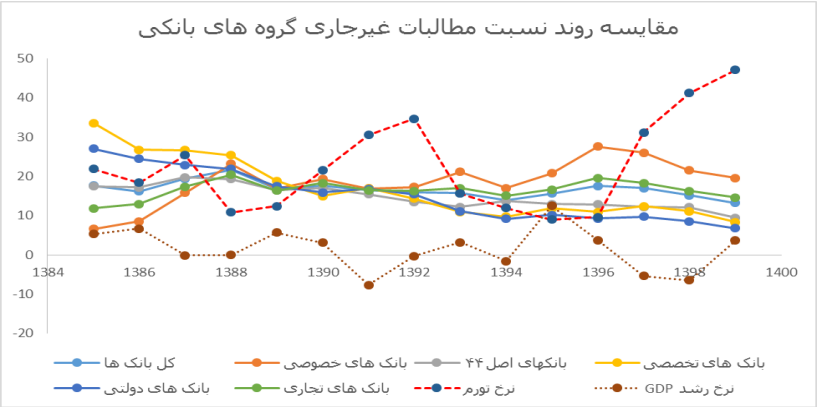
جدول (۴): نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
نسبت وام‌های غیرجاری	NPLR	۱۸،۰۲	۱۴،۹۹	۹۳،۴۹	۱،۴۸	۱۴،۹۳
بازده دارایی‌ها	ROA	-۰،۱۱	۰،۴۱	۴،۶۵	-۵۳،۸۶	۶،۰۵
نرخ رشد دارایی‌ها	AssG	۲۹،۱۱	۲۴،۱۳	۱۵۸،۰۶	-۳۷،۹۵	۲۴،۱
نرخ بیکاری	Unemp	۱۲،۱۸	۱۲،۱	۱۴،۶	۹،۷	۱،۳۷
نرخ رشد اقتصادی	GDPR	۱،۱	۱،۵۵	۱۲،۵	-۷،۷	۵،۳
نرخ بهره حقیقی	RIR	-۶،۶۸	-۷،۵	۱۱	-۲۹،۱	۱۲،۴۷

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱ تفاوت میان روند نسبت مطالبات غیرجاری درگروه‌های بانکی را نشان می-دهد. بعلاوه، در نمودار ۱، تفاوت روند نسبت مطالبات غیرجاری با روند متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ رشد GDP و نرخ تورم) حاکی از آن است که روندها تطابق چندانی با یکدیگر نداشته و بنابراین نمی‌توان عوامل تعیین‌کننده ریسک اعتباری را صرفا به عوامل کلان اقتصادی محدود نمود.

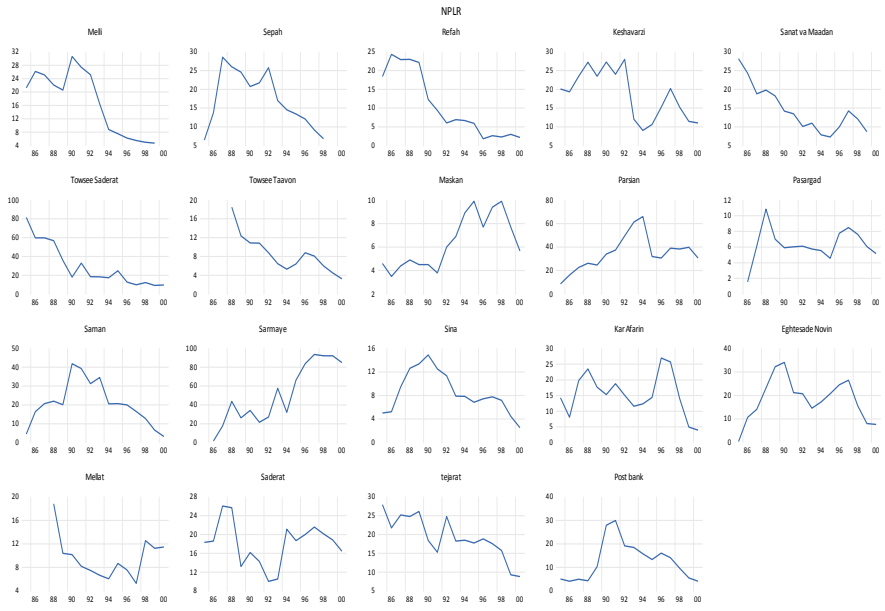
نمودار (۱): مقایسه روند نسبت NPL گروه‌های بانکی با روند شاخص‌های کلان اقتصادی



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲، تفاوت مقادیر و روند NPL بانک‌های مختلف مورد مطالعه را نمایش می‌دهد؛ همچنین، مقایسه نمودار ۲ با نمودار ۱، تفاوت مقادیر و روند NPL بانک‌های مختلف را با NPL کل نمونه و NPL گروه‌های بانکی نشان می‌دهد.

نمودار (۲): مقایسه روند نسبت NPL بانک‌های مختلف



منبع: محاسبات تحقیق

ضرایب همبستگی بین متغیرهای مدل در جدول ۵ ارائه شده است؛ بر اساس نتایج، به‌جز دو مورد که همبستگی متغیرها در حدود ۵۱ درصد قرار دارند، سایر ضرایب همبستگی به‌دست‌آمده دارای مقدار بسیار پایینی بوده و در نتیجه مدل‌های تخمینی با مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی روبرو نخواهند شد. صحت این موضوع با روش عامل تورم واریانس نیز کنترل شده است.

جدول (۵): ماتریس همبستگی

	NPLR	ROA	AssG	Unemp	GDPR	RIR
NPLR	۱					
ROA	-۰٫۳۳۶۳	۱				
AssG	-۰٫۳۴۳۸	۰٫۲۲۳۹	۱			
Unemp	۰٫۲۲۵۰	۰٫۱۲۱۸	-۰٫۲۲۵۸	۱		
GDPR	-۰٫۰۴۰۸	۰٫۰۲۷۶	-۰٫۰۵۰۳	۰٫۲۱۴۵	۱	
RIR	-۰٫۰۷۵۴	۰٫۰۲۰۵	-۰٫۳۱۹۰	۰٫۵۱۰۸	۰٫۵۰۹۵	۱

منبع: محاسبات تحقیق

لازم به ذکر است که در این پژوهش علاوه بر مدل مربوط به کل بانک‌های موردمطالعه، مدل‌های مربوط به سایر طبقه‌بندی‌های سیستم بانکی مطابق فرضیه‌های تحقیق تحلیل شده است؛ لکن باهدف رعایت اختصار، جدول آمار توصیفی و جدول همبستگی صرفاً برای مدل اصلی ارائه شده است.

۴-۲. آزمون‌های مانایی (ریشه واحد)

روش‌های معمول اقتصادسنجی مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای موردمطالعه است؛ وجود متغیرهای نامانا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های کلاسیک F و t از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین حالتی امکان ساختگی بودن برآورد (رگرسیون کاذب) با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد (بالتاجی[1]، ۲۰۰۸). ازاین‌رو قبل از استفاده از این داده‌ها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آنها اطمینان حاصل شود. بررسی مانایی متغیرها در حالت-های مختلف شامل درنظرگرفتن عرض از مبدأ، عرض از مبدأ و روند به‌صورت توام و همچنین بدون درنظرگرفتن این پارامترها در سطح انجام گرفت. نتایج ارائه شده در جدول ۶ حاکی از عدم تایید فرض صفر (وجود ریشه واحد و نامانا بودن متغیرها) و در نتیجه ایستا بودن متغیرهای مورداستفاده در سطح است.

[1]. Baltagi

جدول (۶): نتایج آزمون‌های ریشه واحد پنل

متغیر	لوی، لین و چو t*	احتمال	دیکی فولر ADF	احتمال	نتیجه
NPLR	-۲،۶۰	۰،۰۰	۵۴،۶۴	۰،۰۳	I(0)
ROA	-۱۲،۱۸	۰،۰۰	۷۶،۶۱	۰،۰۰	I(0)
AssG	-۱،۹۹	۰،۰۲	۵۹،۸۳	۰،۰۱	I(0)
Unemp	-۷،۷۲	۰،۰۰	۱۰۳،۵۳	۰،۰۰	I(0)
GDPR	-۱۲،۷۳	۰،۰۰	۱۰۷،۵۵	۰،۰۰	I(0)
RIR	-۸،۳۶	۰،۰۰	۱۰۳،۸۳	۰،۰۰	I(0)

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۳. آزمون‌های تشخیصی داده‌های ترکیبی

پس از بررسی مانایی داده‌ها، آزمون‌های تشخیصی داده‌های ترکیبی شامل آزمون F لیمر، جهت تعیین نوع مدل رگرسیون ترکیبی (مدل پنل در مقابل مدل تلفیقی[1]) و آزمون هاسمن، جهت تعیین روش تخمین مدل پنل (مدل با اثرات ثابت[2] یا مدل با اثرات تصادفی[3]) استفاده شده است. باتوجه‌به اینکه مقادیر آماره آزمون F لیمر مدل‌های رگرسیونی پژوهش در ناحیه بحرانی در سطح خطای ۵ درصد قرار می‌گیرد، فرض H_0(مدل تلفیقی) در تمامی مدل‌های رگرسیونی در سطح معنی‌داری ۵ درصد تأیید نمی‌شود؛ بنابراین از مدل پنل جهت تخمین مدل‌های رگرسیونی استفاده شده است. مدل تأثیرات ثابت، رابطه بین متغیر توضیحی و متغیر وابسته را در حالتی که هر مشارکت‌کننده در مدل تأثیر قابل‌توجهی در پیش‌بینی نتیجه دارد توضیح می‌دهد. در مدل تأثیرات تصادفی فرض می‌شود که تغییرات موجود میان مشارکت‌کنندگان در مدل به‌صورت تصادفی بوده و با متغیرهای مستقل مدل همبستگی ندارند. آماره آزمون هاسمن مدل‌های رگرسیونی پژوهش حاضر در ناحیه بحرانی در سطح خطای ۵ درصد قرار می‌گیرد؛ در نتیجه، فرض H_0 (مدل با اثرات تصادفی) در تمامی مدل‌های رگرسیونی در سطح معناداری ۵ درصد تأیید نمی‌شود؛ لذا از روش اثرات ثابت جهت تخمین مدل‌های رگرسیونی استفاده شده است؛ بنابراین مدل انتخابی پژوهش، مدل پنل با اثرات ثابت است.

[1]. Pooled
[2]. Fixed effect
[3]. Random effect

۴-۴. آزمون فرضیه‌ها و بررسی یافته‌ها

اکنون باتوجه‌به خروجی‌های مدل شامل ضرایب و معنی‌داری متغیرهای توضیحی (جدول ۷)، فرضیه‌های تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد:

جدول (۷): نتایج تخمین عوامل مؤثر بر نسبت مطالبات غیرجاری گروه‌های مختلف بانکی

مدل (گروه بانکی)	NPLR(-1)	ROA	AssG	Unemp	GDPR(-1)	RIR	آماره سارگان	AR(1)	AR(2)
نمونه کلی	۰٫۶۰۹ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۲۴ (۰٫۱۱)	-۰٫۰۰۱ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۳۴ (۰٫۱۹)	۰٫۰۱۲ [b](۰٫۰۰۳)	-۰٫۰۰۷ [b](۰٫۰۰۲)	۸٫۴۶ (۰٫۱۳)	۰٫۰۳	۰٫۸۱
دولتی+ اصل ۴۴	۰٫۶۹۱ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۳۲ (۰٫۵۵)	-۰٫۰۰۲ (۰٫۵۸)	۰٫۰۳۲ (۰٫۲۵)	۰٫۰۱ (۰٫۱۲)	-۰٫۰۰۱ (۰٫۷۲)	۶٫۴۷ (۰٫۳۷)	۰٫۰۰۷	۰٫۱۱
دولتی	۰٫۷۳۲ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۱۵ (۰٫۸۳)	-۰٫۰۰۲ (۰٫۶۴)	۰٫۰۵۵ (۰٫۱۳)	۰٫۰۲ [c](۰٫۰۰۷)	-۰٫۰۰۴ (۰٫۲۲)	۷٫۰۷ (۰٫۳۲)	۰٫۰۰۶	۰٫۴۴
غیردولتی	۰٫۳۹۶ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۰۵ (۰٫۶۲)	-۰٫۰۱۴ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۶ [c](۰٫۱۰)	۰٫۰۰۸ (۰٫۵۱)	-۰٫۰۰۱ [b](۰٫۰۰۳)	۹٫۶۸ (۰٫۱۴)	۰٫۰۴۶	۰٫۹۶
تجاری	۰٫۵۲۷ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۰۱ (۰٫۳۵)	-۰٫۰۰۲ [a](۰٫۰۰۱)	۰٫۰۰۴ (۰٫۱۷)	۰٫۰۱۱ (۰٫۱۳)	-۰٫۰۰۱ [b](۰٫۰۰۲)	۹٫۱۶ (۰٫۱۶)	۰٫۰۳۸	۰٫۹۰
تخصصی دولتی	۰٫۰۷۴ [a](۰٫۰۰۰)	-۰٫۰۰۲ (۰٫۷۹)	۰٫۰۰۲ (۰٫۷۸)	۰٫۰۴۶ (۰٫۲۹)	۰٫۰۰۴ (۰٫۶۸)	-۰٫۰۰۱ (۰٫۸۳)	۵٫۰۷ (۰٫۰۴۶)	۰٫۰۴۸	۰٫۱۷
بانک‌های بزرگ	۰٫۶۶۹ [a](۰٫۰۰۰)	۰٫۰۰۸۱ (۰٫۱۹)	-۰٫۰۰۳ (۰٫۵۸)	۰٫۰۰۸ (۰٫۷۹)	۰٫۰۱۱ (۰٫۱۴)	-۰٫۰۰۲ (۰٫۶۵)	۸٫۰۴ (۰٫۲۳)	۰٫۰۱۳	۰٫۳۳
بانک‌های کوچک	۰٫۴۸۱ [a](۰٫۰۰۰)	-۰٫۰۰۰۱ (۰٫۹۱)	-۰٫۰۰۸ [b](۰٫۰۰۵)	۰٫۰۸۱ [b](۰٫۰۰۳)	۰٫۰۱۶ [b](۰٫۰۰۴)	-۰٫۰۰۵ (۰٫۲۱)	۹٫۴۸ ۰٫۱۵	۰٫۰۱۴	۰٫۹۷

- a معنی‌دار در سطح ۰٫۰۰۱، b معنی‌دار در سطح ۰٫۰۰۵ و c معنی‌دار در سطح ۰٫۰۱
- اعداد سطر اول در هر سلول جدول ضرایب تخمینی معادله و اعداد سطر دوم سطح معنی‌داری هستند

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج آزمون سارگان، متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل معتبر بوده و آزمون همبستگی سریالی پسماندها مرتبه اول(AR(1 و مرتبه دوم AR(2) آرلانو و باند حاکی از آن است که جملات اخلال همبستگی سریالی مرتبه دوم ندارند؛ بنابراین، مدل پنل پویا، استوار و قابل‌تفسیر است.

در همه مدل‌ها، ضریب وقفه اول متغیر وابسته مثبت، معنی‌دار و قابل توجه است که مؤید پویایی مدل‌ها و تاثیر مقادیر گذشته وام‌های غیرجاری در افزایش مقادیر آتی است؛ همان‌طور که قبلا بیان شد، ریسک اعتباری ناشی از "ناتوانی" و یا "عدم تمایل"

وام‌گیرندگان در بازپرداخت بدهی است. علل ریشه‌ای[1] ناتوانی را می‌توان عمدتا در عوامل اقتصاد کلان جستجو نمود و در مقابل علل ریشه‌ای عدم تمایل، در عوامل خاص بانکی، کیفیت مدیریت ریسک، عدم تقارن اطلاعاتی و مخاطرات اخلاقی ناشی از آن نهفته است. مقایسه پارامترهای مدل‌ها (ضرایب و معنی‌داری متغیرهای مختلف) نشان می‌دهد که عدم تمایل نسبت به ناتوانی، تاثیر بیشتری در افزایش وام‌های غیرجاری دارد و وام‌گیرندگانی که نکول کرده‌اند همچنان تمایلی به پرداخت بدهی ندارند؛ این موضوع با مکانیزم‌های فاقد کارایی و اثربخشی وصول مطالبات در کشور مطابقت دارد. نکته تکمیلی در این خصوص این است که ضریب وقفه متغیر وابسته در مدل مربوط به بانک‌های دولتی نسبت به بانک‌های غیردولتی بزرگتر است و می‌توان نتیجه‌گیری نمود مشکلاتی که به طور خلاصه به آنها اشاره شد در بانک‌های دولتی شدت بیشتری دارند.

مقایسه ضرایب و معنی‌داری متغیرها، نشان می‌دهد تأثیر عوامل کلان اقتصادی و عوامل خاص بانکی بر مطالبات غیرجاری بانک‌های دولتی در مقایسه با غیردولتی، بانک‌های تخصصی در مقایسه با تجاری، بانک‌های بزرگ در مقایسه با کوچک و در نهایت، کل نمونه در مقایسه با گروه‌های فرعی یکسان نیست؛ بنابراین، فرضیه‌های تحقیق رد نمی-شوند. با یک تحلیل ساده، انتظار بر این است که تأثیر متغیرهای ROA، رشد دارایی‌ها و رشد GDP بر NPL منفی بوده و برعکس، تأثیر متغیرهای بیکاری و نرخ بهره حقیقی بر NPL مثبت باشد؛ این موضوع را در گروه‌های مختلف بررسی می‌نماییم.

در بانک‌های دولتی، مقادیر وقفه وام‌های غیرجاری و وقفه رشد GDP با تأثیر مثبت (برخلاف انتظار) متغیرهای معنی‌دار هستند. دلایل مربوط به وقفه متغیر وابسته پیش‌ازاین ذکر شد. تأثیر مثبت رشد GDP بر مطالبات غیرجاری را می‌توان با رفتار تهاجمی[2] بانک‌ها در اعطای وام در دوره‌های رونق، بدون انجام اقدامات پیش‌نیاز (سیستم اثربخش مدیریت ریسک اعتباری و اعتبارسنجی مشتریان) توجیه نمود. عواملی نظیر وام‌های تکلیفی و فاقد توجیه اقتصادی ممکن است مزید بر علت باشد. در بانک-های غیردولتی، علاوه بر وقفه متغیر وابسته، رشد دارایی‌ها (با ضریب منفی) و نرخ بهره حقیقی (با ضریب منفی) بر NPL تأثیرگذار هستند. در خصوص وقفه متغیر وابسته، دلایل مشابه بانک‌های دولتی است؛ اگرچه، تفاوت قابل‌توجه ضرایب این متغیر در دو مدل، حاکی از شرایط نسبتاً مساعدتر بانک‌های غیردولتی در این زمینه است. رشد

---

1. Root Causes
2. Aggresive

دارایی‌ها اگرچه تأثیر منفی بر NPL دارد، لکن لزوماً یک نشانه مطلوب و به معنی استفاده کارا از دارایی‌ها نیست؛ بلکه ممکن است ناشی از عواملی نظیر استمهال بدهی-ها، افزایش مخرج کسر نسبت وام‌های غیرجاری و در نتیجه کاهش این نسبت باشد. این گزاره در خصوص سایر گروه‌های بانکی نیز می‌تواند صادق باشد. نرخ بهره حقیقی در سال‌های اخیر عمدتاً منفی بوده و این موضوع انگیزه‌ای برای عدم تمایل برای بازپرداخت وام‌ها توسط بدهکاران کلان بانکی شده است.

مقایسه ضرایب مدل مربوط به بانک‌های تخصصی و توسعه‌ای با بانک‌های تجاری منجر به نتایجی مشابه مقایسه بانک‌های دولتی و غیردولتی می‌شود. این نتیجه‌گیری، باتوجه‌به اینکه بانک‌های تخصصی زیرمجموعه بانک‌های دولتی بوده و بانک‌های تجاری عمدتاً غیردولتی هستند، دور از انتظار نیست. یافته‌های مربوط به بانک‌های دولتی در بانک‌های تخصصی با شدت بیشتری نمود یافته‌اند؛ به‌عنوان‌مثال، وقفه متغیر وابسته در این گروه بیشترین تأثیر را بر NPL نسبت به سایر طبقه‌بندی‌ها دارد. ضریب متغیر رشد دارایی‌ها صرفاً در این گروه مثبت شده (البته معنی‌دار نیست) که بررسی دقیق‌تر می‌تواند منجر به این نتیجه‌گیری شود این گروه بانکی از منظر کارایی دارایی‌ها در پایین‌ترین سطح قرار دارند.

مقایسه ضرایب مدل بانک‌های بزرگ با پارامترهای متناظر در مدل بانک‌های کوچک نشان می‌دهد وقفه متغیر وابسته در هر دو مدل بیشترین تأثیر را بر NPL دارد؛ اگرچه، نقش این عامل در بانک‌های بزرگ تعیین‌کننده‌تر است. سایر متغیرها در مدل بانک‌های بزرگ معنی‌دار نیستند. در بانک‌های کوچک، رشد دارایی‌ها بر NPL تأثیر منفی و بیکاری و نرخ رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارند. تأثیر مثبت بیکاری بر NPL مخصوصاً در بانک‌های کوچک مطابق انتظار است. اندازه از دو طریق بر NPL تأثیرگذار است؛ از یک سو، باعث صرفه ناشی از مقیاس در جذب سپرده‌ها و هزینه‌های فرایند اعتبارسنجی در نتیجه کاهش ریسک اعتباری شود و از سوی دیگر، باعث مخاطرات اخلاقی و افزایش ریسک‌پذیری ناشی از " مصونیت از ورشکستگی" و در نتیجه افزایش ریسک شوند. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد تأثیر حالت دوم بیشتر بوده و برایند این دو عامل باعث افزایش ریسک اعتباری بانک‌های کشور شده است.

علاوه بر تقسیم‌بندی‌های ذکر شده، به‌منظور انجام بررسی‌های دقیق‌تر ریسک اعتباری گروه‌های بانکی، از دو منظر دیگر گروه‌بندی و تحلیل انجام شده است: در یک مدل، بانک‌های مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی (ملت، تجارت و صادرات) به همراه بانک‌های

دولتی در یک گروه مدل‌سازی شده‌اند که نتایج حاصل حاکی از تغییرات معنی‌داری در پارامترهای مدل نیست؛ بنابراین، از این دیدگاه می‌توان نتیجه‌گیری نمود که خصوصی-سازی این بانک‌ها تأثیر معنی‌داری بر بهبود فرایند مدیریت ریسک اعتباری نداشته است.

در مدل دیگر، کل نمونه بانکی مدل‌سازی شده است؛ در این مدل، وقفه متغیر وابسته، همچنان حائز بیشترین تأثیر بر NPL بوده و علاوه بر این، رشد دارایی‌ها و نرخ بهره حقیقی دارای تأثیر منفی و در مقابل، وقفه رشد اقتصادی تأثیر مثبت بر NPL دارد که تبیین این روابط در مدل‌های قبل ارائه شد. نکته حائز اهمیت در این تحلیل این است که در فرایند مدیریت ریسک اعتباری بانک‌ها، از یک سو، توجه به ریسک سیستمیک، تحلیل کل سیستم و روابط متقابل آنها و اعمال سیاست‌های کلان احتیاطی و از سوی دیگر، انجام تحلیل‌های ضروری در سطح گروه‌های بانکی و همچنین بانک‌ها به طور جداگانه و اعمال سیاست‌های خرد احتیاطی در مدیریت ریسک است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بانک‌ها به دلیل نوع عملیاتی که انجام می‌دهند و باتوجه‌به ماهیت کسب‌وکار، با انواع ریسک (اعتباری، نقدینگی، عملیاتی، بازار) مواجه هستند که ریسک اعتباری را می‌توان از مهم‌ترین ریسک‌های سیستم بانکی در نظر گرفت. تفاوت‌های اساسی در زمینه ساختار، نحوه استفاده از منابع، انگیزه کسب سود، مدیریت ریسک و پارامترهای متعدد دیگر، این سؤال را مطرح می‌نماید که آیا رابطه ریسک اعتباری در گروه‌های مختلف بانکی با عوامل تعیین‌کننده آن متفاوت است یا خیر؟ این مطالعه در صدد یافتن پاسخ این سؤال و ارائه راهکارهای متناسب است؛ بنابراین، هدف از انجام این تحقیق، مقایسه تأثیر عوامل تعیین‌کننده نسبت وام‌های غیرجاری در گروه‌های مختلف بانکی کشور ایران است. برای این منظور، با استفاده از مدل پنل برای داده‌های سالیانه محدوده زمانی ۱۳۸۵-۱۴۰۰، رابطه بین نسبت مطالبات غیرجاری به‌عنوان شاخص ریسک اعتباری و متغیرهای توضیحی (عوامل کلان اقتصادی و عوامل خاص بانکی) برای کل نمونه و همچنین گروه‌های مختلف بانکی برآورد شد. طبقه‌بندی بانک‌ها بر اساس معیارهایی مانند اندازه (میزان دارایی)، نوع مالکیت (دولتی و غیردولتی)، نوع فعالیت (تخصصی و تجاری) انجام شد. نتایج تحقیق نشان داد رابطه NPL در گروه‌های مختلف بانکی با متغیرهای مستقل یکسان نیست؛ به‌عبارت‌دیگر متغیرهای مستقل معنی‌دار در

معادله رگرسیون گروه‌های مختلف بانکی، متفاوت‌اند که این موضوع با تفاوت‌های گروه-های مختلف بانکی از نظر ساختار، انگیزه کسب سود و نحوه مدیریت ریسک همخوانی دارد. در همه مدل‌ها، ضریب وقفه اول متغیر وابسته مثبت و معنی‌دار است که مؤید پویایی مدل‌ها و تأثیر مقادیر گذشته وام‌های غیرجاری در افزایش مقادیر آتی است؛ این موضوع با مکانیزم‌های فاقد کارایی و اثربخشی وصول مطالبات در بانک‌های کشور (با شدت بیشتر در بانک‌های دولتی) مطابقت دارد. اندازه از دو طریق بر NPL تأثیرگذار است؛ از یک سو، باعث صرفه ناشی از مقیاس در جذب سپرده‌ها و هزینه‌های فرایند اعتبارسنجی در نتیجه کاهش ریسک اعتباری شود و از سوی دیگر، باعث مخاطرات اخلاقی و افزایش ریسک‌پذیری ناشی از "مصونیت از ورشکستگی" و در نتیجه افزایش ریسک شوند. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد تأثیر حالت دوم بیشتر بوده و برایند این دو عامل باعث افزایش ریسک اعتباری بانک‌های کشور شده است. مقایسه ضرایب مدل-ها نشان می‌دهد عوامل خاص بانکی نسبت به عوامل کلان اقتصادی در افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌های دولتی در مقایسه با بانک‌های غیردولتی، بانک‌های بزرگ در مقایسه با بانک‌های کوچک و همین‌طور بانک‌های تخصصی در مقایسه با بانک‌های تجاری تأثیر بیشتری دارند. وجه تمایز این پژوهش با پژوهش‌های مشابه، انجام مطالعه در سطح گروه‌های بانکی (علاوه بر کل نمونه) و همچنین لحاظ نمودن هم‌زمان متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای خاص بانکی در مدل است؛ لذا، این مقاله می‌تواند گامی در راستای شناخت دقیق‌تر عوامل تأثیرگذار بر مطالبات غیرجاری در طبقات مختلف بانکی، طراحی سناریوهای واقع‌بینانه آزمون استرس[1] و توجه هم‌زمان به سیاست‌های کلان احتیاطی در سطح کل سیستم بانکی و همچنین سیاست‌های خرد احتیاطی باشد. موضوع مهم در تخمین و پیش‌بینی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر روی مطالبات غیرجاری بانک‌ها و ارائه بسته‌های سیاستی، دقت به تمایز روابط همبستگی و روابط علت و معلولی از یک سو و همچنین اثرات متقابل[2] مطالبات غیرجاری و شرایط اقتصادی بر یکدیگر است؛ به‌عبارت‌دیگر، نه‌تنها مشکلات اقتصادی می‌توانند باعث افزایش معوقات بانکی شود، بلکه اختلال در سیستم بانکی نیز می‌تواند منجر به پیامدهای نامطلوب برای بخش واقعی اقتصاد شود.

1. Stress Testing
2. Inter-relationships

پیشنهاد می‌شود محققان این زمینه، ضمن استفاده از انواع متغیرهای متناسب فرهنگ مدیریتی حاکم بر نظام بانکداری کشور (تأثیر نهادها و عوامل بازار نظیر نوع وام و کیفیت نهادهای حقوقی، سیاسی، اقتصادی، بانکی و جامعه‌شناختی)، علاوه بر اثرات یک‌سویه مرتبه اول متغیرها با یکدیگر، اثرات متقابل و مرتبه دوم[1] را در مدل لحاظ نمایند. انتخاب متغیرهای تعیین‌کننده NPL، پیش‌نیاز انجام آزمون استرس و ارزیابی تاب‌آوری بانک‌ها است. نتایج این تحقیق می‌تواند در راستای انتخاب متغیرهای ورودی آزمون استرس در سطح گروه‌های بانکی باشد.

فهرست منابع

حکیمی‌پور، نادر (۱۳۹۶)، ارزیابی چگونگی عوامل تأثیرگذار بانکی بر مطالبات غیرجاری بانک‌های ایران (رویکرد مدل پانل پویا GMM). اقتصاد مالی، ۱۲(۴۲): ۹۹-۱۲۰.

رقابی، عاطفه (۱۳۹۸)، اثر شوک‌های شدید اقتصاد کلان بر حجم مطالبات غیرجاری سیستم بانکی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (VAR-TVP). پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.

زنگنه، احسان، زمانیان، غلامرضا، شهیکی‌تاش، محمدنبی و چشمی، علی (۱۳۹۹)، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در سیکل‌های نکول اعتباری در بازار متشکل پولی کشور. پژوهش‌های پولی-بانکی، ۴۱(۱۲):۴۴۳-۴۸۴.

سزاوار، محمدرضا، خزائی، علیرضا و اسلامیان، مجتبی (۱۴۰۰)، بررسی پدیده معوقات بانکی و مقایسه آن با برخی کشورها (با تأکید بر نقش قانون عملیات بانکی بدون ربا در ایران). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۹(۹۷): ۲۶۳-۲۸۲.

شاهچرا، مهشید و ابوالفتحی، فرزانه (۱۳۹۵)، بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت دارایی‌های بانکی در شبکه بانکی کشور ایران. سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی، ۴(۳):۱۵۱-۱۸۱.

فلاحی، سامان و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۵)، شناسایی عوامل درونی تأثیرگذار بر ریسک اعتباری بانک‌ها. مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۱ (۳): ۶۳۵-۶۵۲.

قائمی‌اصل، مهدی، برائتی، شادی و قربانی، علیرضا (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر مطالبات غیرجاری بر رفتار وام‌دهی در بانک‌ها: دلالت‌هایی جهت مقررات تنظیمی کاهش معوقات در نظام بانکی ایران در یک تحلیل بیزی. بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۶(شماره ۲ (شماره پیاپی: ۱۲)): ۱۴۱-۱۷۳.

محسنی، رضا و فتحیان، مریم (۱۳۹۶)، تأثیر نوسانات متغیرهای کلان منتخب بر مطالبات غیرجاری بانکی. فصل‌نامه مطالعاتی در مدیریت بانکی و بانکداری اسلامی، ۳(پاییز و زمستان): ۹۵-۱۳۰.

[1]. Second round effects

مدنی‌تنکابنی، سیدصهیب، ادیب‌پور، مهدی، محمودزاده، محمود و قویدل، صالح (۱۳۹۹)، اثر تاب‌آوری اقتصاد کلان بر ریسک اعتباری بانکی (مطالعه بین‌کشوری). دوفصلنامهٔ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۷(۱): ۱۲۱-۱۵۲.

معزز آغزیارت، ساراناز و آقابابایی، محمدابراهیم (۱۳۹۸)، مطالبات بانکی معوق در اقتصاد ایران و تحلیل تعادل بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری. فصل‌نامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی ۵، (پاییز و زمستان): ۲۹-۵۶.

نادری، جلال، ندیری، محمد و زارعی، فاطمه (۱۴۰۱)، بررسی مطالبات غیرجاری و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری در بانکداری ایران با استفاده از تکنیکDANP. تصمیم‌گیری و تحقیق در عملیات ۷(۳): ۴۰۳-۳۸۳.

ندیری، محمد، محمدی، تیمور (۱۳۹۰)، بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا. فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی، ۵(۱۵): ۱-۲۴.

Ali, A. & Daly, K. (2010), Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study, International Review of Financial Analysis, 3.

Apostolik, R. & Donohue, C. (2015), Foundations of Financial Risk: an overview of financial risk and risk-based financial regulation.

Arrelano, M. & Bond, S. (1991), Some tests of specification in panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, Review of Economics and Statistics, 58(2): 277-297.

Babihuga, R. (2007), Macroeconomic and financial soundness indicators: An empirical investigation, IMF Working Paper, (07)115.

Baboucek, I. & Jancar, M. (2005), Effects of Macroeconomic Shocks to the Quality of the Aggregate Loan Portfolio, Czech National Bank.

Baltagi, B. (20۰۸), Econometric Analysis of Panel Data, New York: John Wiley & Sons.

Castro, V. (2013), Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI. Economic Modeling, 31.

Dua, P. & Kapur, H. (2017), Macro stress testing of Indian Bank groups, Margin: The Journal of Applied Economic Research, 11(4): 375-403.

Dua, P. & Kapur, H. (2018), Macro stress testing and resilience assessment of Indian banking, Journal of Policy Modeling, 40(2): 452-475.

Espinoza, R. A. & Prasad, A. (2010), Nonperforming Loans in the GCC banking system and their macroeconomic effects, IMF Working Papers, 10(224): 1-24.

Fainstein, G. & Novikov, I. (2011), The Comparative Analysis of Credit Risk Determinants In the Banking Sector of the Baltic States, Review of Economics & Finance, 1.

Festic, M., Kavkler, A. & Repina, S. (2011, February), The Macroeconomic Sources of Systemic Risk in the Banking Sectors of 5 New EU Member States, Journal of Banking and Finance, 35(2): 310-322.

Figlewski, S., Frydman, H. & Liang, W. (2012, January), Modelling the Effect of Macroeconomic Factorson Corporate Default and Credit Rating Transitions, International Review of Economics and Finance, 21(1): 87-105.

Hamerle, A., Dartsch, A., Jobst, R. & Plank, K. (2011), Integrating Macroeconomic Risk Factors into Credit Portfolio Models, The Journal of Risk Model Validation, 5: 3-24.

Harimurti, C., Pandoyo, P. & Sofyan, M. (2022), FACTORS AFFECTING NON-PERFORMING LOANS IN STATE-OWNED BANKING, International Journal of Economics, Business and Accounting Research (IJEBAR), 6(2): 1292-1299.

Jabbouri, I. & Naili, M. (2019), Determinants of Nonperforming Loans in Emerging Markets: Evidence from the MENA Region, Review of Pacific Basin Financial Markets and Policie, 22(4): 1950026.

Jorion, P. (2006), Value at risk: the new benchmark for managing financial risk (3rd ed.). McGraw-Hill.

Košťálová, Z. (2018), Macroeconomic Determinants of Non-Performing Loans in the Slovak Banking Sector, edamBa@ eUBa, 247-255.

Levine, R. (1997), Financial development and economic growth: Views and agenda, Journal of Economic Literature, 35(2).

Louzis, D. P., Vouldis, A. T. & Metaxas, V. L. (2012), Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios, Journal of Banking and Finance, 36(4): 1012–1027.

Mahyoub, M. & Said, R. M. (2021), Factors Influencing Non-Performing Loans: Empirical Evidence from Commercial Banks in Malaysia, Research Journal of Business and Management, 8(3): 160-166.

Makri, V., Tsagkanos, A. & Bellas, A. (2014), Determinants of non-performing loans: The case of Eurozone, Panoeconomicus, 61(2): 193–206.

Messai, A. S. & Jouini, F. (2013). Micro and macro determinants of non-performing loans, International Journal of Economics and Financial Issues, 3(4), 852–860.

Mileris, R. (2012), Macroeconomic Determinants of Loan Portfolio Credit Risk in Banks, Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics, 23(5).

Patra, B. & Padhi, P. (2022), Resilience of Indian banks: Macroeconomic stress test modeling for credit risk, Journal of Public Affairs, 22(1), e2350.

Pesaran , H. M., Schuermann , T., Treutler, B.-J. & Weiner, S. M. (2006, August), Macroeconomic Dynamics and Credit Risk: A Global Perspective, Journal of Money, Credit and Banking, 38(5): 1211-1261.

Pesola, J. (2005), Banking, fragility and distress: An econometric study of macroeconomic determinants. Bank of Finland, Research Discussion Papers, 13.

Prince, D. (2013), Essays in Monetary Theory and Policy: On the Nature of Banking (2), New Economic Perspectives.

Stern, G. H. & Feldman, R. J. (2004), Too big to fail: The hazards of bank bailouts, Brookings Institution Press.

Wilson, T. C. (1997), portfolio credit risk (I), Risk Magazine, 111-117.

بررسی تأثیر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی در اقتصاد ایران

مجید مداح (نویسنده مسئول)

استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان

majid.maddah@semnan.ac.ir

سلمان خسروی

کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه سمنان

khosravisalman80@gmail.com

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۲۴

چکیده

اثر فراوانی منابع طبیعی بر عملکرد اقتصادی کشورهای ثروتمند در منابع نشان دهنده نحوه مدیریت منابع طبیعی در این کشورهاست. در این ارتباط نتایج برخی مطالعات، پدیده نفرین منابع در کشورهای غنی را بر مبنای پدیده بیماری هلندی و اقتصاد سیاسی فرضیه نفرین منابع توجیه می‌کند. این مقاله نقش رانت نفت بر اشتغال کشاورزی در ایران را با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۴۰۰ مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی در ایران اثر منفی و معنادار داشته و افزایش رانت منابع طبیعی به ضرر اشتغال بخش کشاورزی عمل کرده و موهبتی برای این بخش نداشته است و بدین ترتیب پدیده بیماری هلندی در این بخش اتفاق افتاده و فرضیه اقتصاد سیاسی نفرین منابع مورد حمایت قرار می گیرد.

طبقه‌بندی JEL: C40 ،P48 ،O13

کلیدواژه‌ها: رانت نفت، اشتغال بخش کشاورزی، مدل خود رگرسیون با وقفه توزیعی ، اقتصاد ایران.

۱. مقدمه

طبق تئوری های کلاسیک، ثروت طبیعی یکی از عوامل اساسی رشد اقتصادی است. با این وجود، نتایج تحقیقات وسیعی نشان می‌دهند عملکرد اقتصادی کشورهای ثروتمند در منابع نسبت به کشورهای فاقد منابع ضیف‌تر بوده است. چنین وضعیتی، پارادوکس نفرین منابع[۱] نامیده می‌شود. اولین شواهد از نفرین منابع به‌وسیله ساکس و وارنر[۲] (۱۹۹۵) ارایه شد. آن ها نشان دادند فراوانی منابع که بوسیله سهم کالاهای فرآوری نشده در صادرات اندازه‌گیری می‌شود دارای رابطه منفی با رشد درآمد سرانه در کشورهای ثروتمند است (پاپیراکیس[۳]، ۲۰۱۷). برای توجیه این رابطه استدلال‌های مختلفی ارائه شده است؛ از جمله مدل بیماری هلندی[۴] که درآن ادعا می‌شود رونق درآمدهای حاصل از منابع استخراجی مثل نفت و گاز، صادرات بخش‌های قابل مبادله مثل صنعت و کشاورزی را کاهش داده و کشور متکی بر منابع را با زیان در رقابت بین-المللی مواجه می‌کند و نهایتاً اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد (کوردن و نیری[۵]، ۱۹۸۲؛ ون در پلوگ و پولهکه[۶]، ۲۰۰۹). علاوه بر آن چنین بحث می‌شود که تزریق درآمدهای ناشی از فروش منابع طبیعی به اقتصاد، تقاضای کل شامل تقاضا برای کالای قابل مبادله و غیـر قابل مبادله را افزایش می‌دهد. مازاد تقاضای کالای قابـل مبادلـه از طریق واردات جبران می شود، در حالی که مازاد تقاضای کالای غیرقابل مبادله، به افزایش قیمت این کالا (همانند زمین و مسکن)، می انجامد و در نهایت، موجب تضعیف غیر مستقیم بخش‌های تولیدی و صنعتی خواهد شد. در این رابطه، نتایج مطالعات تجربی نشان می‌دهند بیماری هلندی در کشورهای در حال توسعه متکی به صادرات نفت، به بخش کشاورزی زیان وارد می‌کند و صادرات و تولیدات این بخش را کاهش می‌دهد؛ این در حالی است که برخی فعالیت‌ها در بخش صنعت سودآور هستند(بنجامین[۷] و همکاران، ۱۹۸۹).

---

1. Resource Curce
2. Sachs and Warner
3. Papyrakis
4. Dutch Desease
5. Corden and Neary
6. Van der Ploeg and Poelhekke
7. Benjamin

همچنین نتایج مطالعه کردن ونیری[۱] (۱۹۸۲) نیز نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز و کاهش بهره‌وری کالاهای قابل مبادله در بخش‌های صنعت و کشاورزی از نشانه‌های کلیدی بیماری هلندی هستند که در نهایت به اقتصاد کشورهای صاحب منابع آسیب می‌رسانند و پدیده نفرین منابع را به‌وجود می‌آورند.

در چارچوب فرضیه سیاسی نفرین منابع[۲] نیز اثر منفی وفور منابع بر عملکرد اقتصادی کشورهای ثروتمند توضیح داده می‌شود با این استدلال که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی از طریق مکانیزم‌های رانت جویی[۳] ظرفیت دولت برای تخصیص کارای منابع را تحت تأثیر قرار می دهد به نحوی‌که به دنبال وفور منابع، رقابت بین گروه‌های ذینفع در تصاحب منابع بادآورده بیشتر می‌شود که در نتیجه آن فعالیت‌های غیر مولد جای فعالیت‌های مولد را گرفته و بخش حقیقی اقتصاد زیان می‌بیند. در این راستا تئوری‌های اقتصاد سیاسی تأکید می‌کنند بهره برداری از منابع طبیعی فی نفسه با تمایل به رانت جویی بیشتر همراهی دارد؛ به این صورت‌که در کشورهای دارای ثروت باد آورده منابع طبیعی، نخبگان یا گروه های ذینفع معمولا سهم بالایی از این درآمدها را می‌برند و آن را به جای توسعه امکانات زیر بنایی و توسعه اقتصادی پایدار در جهت منافع کوتاه مدت شان مصرف می کنند که بدین ترتیب به رشد اقتصادی واقعی صدمه وارد می‌شود (گیلفاسن[۴]، ۲۰۰۱). نتایج تحلیل نظری بالاند و فرانسوا[۵] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد رونق منابع [۶]، بازدهی رانت جویی را نسبت به فعالیت‌های کارآفرین بیشتر می‌کند و در نهایت موجب گسترش فعالیت های رانت جویی می‌شود با این استدلال‌که هر دو گروه رانت جویان و کارآفرینان از افزایش موهبت منابع و در نتیجه بزرگ‌تر شدن بعد اقتصاد، منتفع می‌شوند اما کارآفرینان نسبت به رانت جویان نفع کمتری می برند؛ به دلیل این که هزینه نهایی برای آن‌ها مثبت است. بدین ترتیب به دنبال رونق منابع، منافع رانت جویان نسبت به کارآفرینان لزوما افزایش می یابد که در نهایت زوال کارآفرینی اتفاق می‌افتد.

---

1. Corden and Neary
2. Hypothesis of Political Resource Curse
3. Rent Seeking
4. Gylfason
5. Baland and Francois
6. Resource Boom

ایران یکی از کشورهای عمده در ذخایر منابع طبیعی است به نحوی که ۱۳ درصد از ذخایر نفت خام ثابت شده اوپک به ایران اختصاص دارد (بولتن ماری سالانه اوپک[1]، ۲۰۱۸). همچنین در ۲۰۱۷، ۶۷ درصد از کل صادرات ایران به صادرات نفت وگاز اختصاص داشته است (بانک مرکزی ایران، ۱۴۰۰) که بیانگر وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی است. از سوی دیگر طبق آمارهای رسمی از وضعیت کشاورزی در ایران، مناطق روستایی در ایران ۲۸/۶ درصد جمعیت، ۲۶/۶ درصد تولید ناخالص داخلی، ۲۹ درصد اشتغال و ۹۳/۵ درصد نیازهای غذایی را به خود اختصاص می‌دهند، این در حالی است که طی آخرین دهه گذشته نرخ بیکاری در روستاهای ایران افزایش یافته و از نسبت ۷/۱ درصد در ۲۰۰۵ به ۷/۹ در ۲۰۱۵رسیده است (فیصلی و نیکنامی[2]، ۲۰۲۱). این تغییرات در حالی اتفاق افتاده است که رشد فعالیت‌های کشاورزی نقش مهمی در کاهش فقر و بیکاری دارد و بر توسعه سایر بخش‌های اقتصادی اثر دارد. با رشد کشاورزی امکانات معیشتی لازم برای روستاییان و شاغلان در این بخش تأمین می‌شود و با توجه به خدمات زیست محیطی ارایه شده در این بخش، توسعه آن در تحقق اهداف توسعه پایدار نقش حیاتی دارد. عواملی مثل در اهمیت امنیت غذایی مردم، لزوم پرورش اکوسیستم های سالم و حمایت از پایداری زمین، آب و منابع طبیعی و اهمیت تأمین نیازهای غذایی نسل فعلی و آینده توسعه پایدار بخش کشاورزی را بیش از پیش مورد توجه سیاست‌گذاران قرار داده است (سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد[3]، ۲۰۲۲). که بر این اساس در بسیاری از کشورها رشد کشاورزی منبع مهم توسعه اقتصادی است و ده‌ها میلیون نفر از جمعیت در نواحی روستایی و مرتبط با فعالیت‌های کشاورزی زندگی می‌کنند. با توجه به آن‌که تداوم اشتغال افراد در کشاورزی تضمین کننده درآمد و کاهش فقر خانوارهاست و در تأمین نیازهای اساسی آنان نقش مهمی دارد (شاکری، ۱۳۸۳) ؛ بدیهی است که کاهش نرخ اشتغال در بخش کشاورزی موجب پایین آمدن درآمد کشاورزان در مناطق روستایی و افزایش نرخ بیکاری در این مناطق خواهد شد. امروزه، بیکاری تنها یک مسأله اقتصادی نیست بلکه همه بخش های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی یک کشور را تحت تأثیر قرار می دهد که بدین ترتیب دولت ها استفاده بهینه از منابع در جهت اشتغال زایی و تداوم فرصت های شغلی در بخش های مختلف اقتصادی را مورد توجه قرار می دهند. در این ارتباط میزان

1. OPEC Annual Statistics Bulletin
2. Feisali and Niknami
3. Food and Agriculture Organization of United Nations

بهره مندی از منابع طبیعی در یک کشور می‌تواند بر اشتغال‌زایی اثر مثبت داشته و به-طور بالقوه امکانات بیشتری را برای رشد و توسعه اقتصادی فراهم کند. با این حال شواهد تجربی نشان می‌دهند ثروت منابع طبیعی نه شرط لازم و نه کافی برای پیشرفت اقتصادی است. به‌عنوان مثال ثروت کشورهایی مثل سنگاپور، ژاپن، هنگ کنگ و سوییس وابسته به منابع طبیعی نیست و در مقابل منابع طبیعی آمریکا و انگلیس نقش اندکی در ثروت ملی این کشورها داشته است. علاوه بر این در میان کشورهای در حال توسعه، نمونه‌هایی هستند که از نظر منابع طبیعی به شدت غنی هستند اما نتوانسته‌اند به رشد اقتصادی پایدار دسترسی پیدا کنند (گیلفاسن[1]، ۲۰۰۱). چنین پدیده ای در مطالعات نظری و تجربی، نفرین منابع نامیده می‌شود.

حال در این ارتباط، با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای حاصل از نفت از یک سو و اهمیت تولید و اشتغال در بخش کشاورزی در تأمین نیازهای غذایی مردم، این فرضیه مطرح می‌شود که تأثیر پذیری بخش کشاورزی (اشتغال در کشاورزی) در ایران از درآمدهای حاصل از نفت چگونه بوده و آیا منابع نفت و گاز به افزایش اشتغال در بخش کشاورزی منجر شده است؟ این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی به دنبال آزمون این فرضیه و تحلیل تجربی اثر رانت نفت بر اشتغال کشاورزی در ایران است.

بخش‌های بعدی مقاله بدین ترتیب سازماندهی شده است. بخش دوم به مرور ادبیات تحقیق اختصاص دارد که در آن پیشینه پژوهش و مبانی نظری از اثر رانت نفت بر عملکرد اقتصادی کشورهای ثروتمند در منابع طبیعی ارائه می‌شود. در بخش سوم مدل اقتصادسنجی تحقیق معرفی می‌شود تا از طریق آن اثر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی مورد آزمون قرار گیرد. در بخش چهارم نتایج حاصل از تخمین مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی را طی سالهای ۱۳۴۵ تا ۱۴۰۰ ارائه خواهد شد . بخش پنجم به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. مروری بر پیشینه تحقیق

۲-۱. ادبیات نظری

سابقه مطالعات نظری در زمینه نفرین منابع به اوتی[2] (۱۹۹۳) بازمی‌گردد. وی برای اولین بار از واژه نفرین منابع یا بلای منابع برای پاسخ به این پرسش که چرا کشورهای

[1]. Gylfason
[2]. Auty

دارای منابع طبیعی از رشد اقتصادی پایین‌تری نسبت به سایر کشورها برخوردارند، استفاده کرد. طبق مطالعات انجام شده، نفرین منابع از طریق دو کانال بیماری هلندی و فرضیه اقتصاد سیاسی نفرین منابع توجیه می‌شود. بیماری هلندی بر علل اقتصادی پدیده نفرین منابع اشاره دارد با این تحلیل که با افزایش درآمدهای نفتی در کشورهای وابسته به منابع طبیعی، نقدینگی زیادی به جامعه تزریق می‌شود که در نتیجه آن هزینه‌های غیرضروری و بیهوده افزایش می‌یابند، تمایل به واردات بالا می‌رود که همراه با افزایش نرخ ارز و بر هم خوردن تعادل در تراز پرداخت‌هاست، همچنین بازدهی بالا در بخش منابع طبیعی تمایل به سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد صنعت و کشاورزی را کاهش می‌دهد که در نتیجه این عوامل به بخش حقیقی اقتصاد صدمه وارد می‌شود (اتاها[1]، ۲۰۱۲). در این راستا ساکس و وارنر (۱۹۹۷) در چارچوب یک مدل رشد نشان می‌دهند کشف منابع، از یک طرف سطح درآمدها را افزایش می‌دهد که این درآمد به جای بخش‌های تولیدی صرف بخش خدمات غیرقابل مبادله می‌شود. از طرف دیگر با تضعیف تولید و کاهش تراکم سرمایه انسانی، تقاضا برای کالاهای تولیدی از طریق واردات جبران می‌شود که در نتیجه آن وضع تراز پرداخت‌ها بدتر خواهد شد. در مجموع بیماری هلندی بر این فرض استوار است که با رونق بخش منابع طبیعی[2] نهاده‌های کار و سرمایه بر توسعه و بهره‌برداری از منابع طبیعی متمرکز می‌شوند و توسعه سایر بخش-های مهم قابل تجارت مانند صنعت و کشاورزی مورد غفلت واقع می‌شود (ملامبو[3]، ۲۰۲۲). در فرضیه بیماری هلندی، نفرین منابع از کانال عوامل اقتصادی مورد تحلیل قرار گرفته و به جنبه‌های سیاسی آن توجه نمی‌شود. این موضوع در مطالعات بعدی مورد توجه محققان قرار گرفت با این بحث که رونق درآمد منابع، رقابت گروههای ذینفع جهت تصاحب درآمدهای بادآورده را افزایش می‌دهد و عموماً با گسترش فساد و رانت جویی همراه است که در نتیجه آن بخش‌های مولد آسیب می‌بینند (بالاند و فرانسیس[4]، ۲۰۰۰). در این ارتباط گیلفاسن (۲۰۰۱) به سیرالئون که یک کشور ثروتمند در الماس است و در عین حال فقیرترین کشور در سال ۱۹۹۸ بوده، اشاره می-کند و این وضعیت را به درگیری‌های داخلی و گسترش رانت‌جویی به دنبال عرضه الماس ربط می‌دهد که موجب تخریب زیرساخت‌ها و نهادهای اجتماعی اثرگذار بر رشد

1. Otaha
2. Booming Natural Resource
3. Mlambo
4. Baland and Francois

در این کشورها شده است. چنین رابطه‌ای را از طریق تئوری اقتصاد نهادی[۱] می‌توان توضیح داد به این صورت که دولت‌های ضعیف و فاسد در کشورهای ثروتمند در منابع کمتر به خواسته‌های شهروندان پاسخ می‌دهند و علاقه‌ای به پیشبرد سیاست‌ها و نهادهایی که تولید کننده ثروت هستند، ندارند که چنین رویکری موجب پدیده نفرین منابع در کشورهای صاحب منابع طبیعی شده است (دمیسی[۲]، ۲۰۱۴؛ کورچیچ و سبا[۳]، ۲۰۱۶). در مطالعه دیگری دی جان[۴] (۲۰۱۱) در چارچوب تئوری دولت رانتیر[۵] اظهار می‌دارد در کشورهای وابسته به منابع نسبت به کشورهای فاقد منابع سطح بالاتری از فساد و رانت‌جویی قابل مشاهده است که میزان رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می-دهد. اثر رانتینر بیان می‌کند کشورهایی که به درآمدهای منابع طبیعی و سودهای بادآورده دسترسی دارند، کمتر به درآمدهای مالیاتی وابستگی دارند که این ویژگی موجب می‌شود تا دولت در این کشورها پاسخگویی کمتری در مقابل به خواسته های شهروندان داشته باشد که در نتیجه آن فساد و سوء مدیریت افزایش گسترش می‌یابد (دزیرتو[۶]، ۲۰۱۸).

۲-۲. ادبیات تجربی

در مطالعات تجربی اثر وفور منابع بر وضعیت بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته است از جمله آپرگیس[۷] و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های کشورهای نفت خیز خاورمیانه و شمال آفریقا (منا) نشان می‌دهد رانت نفت (رونق نفت) در این کشورها با جابجایی منابع از بخش کشاورزی به بخش منابع موجب کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی شده است که بیماری هلندی در این کشورها را تأیید می‌کند. در این ارتباط، فتاح[۸] (۲۰۱۷) رابطه بین رانت منابع طبیعی و بیکاری در کشورهای نفتی طی سال‌های (۲۰۱۶ – ۱۹۹۱) را بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد در بلندمدت رانت منابع طبیعی بر بیکاری در بخش‌های مختلف اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری داشته است. گیلیز[۹] (۲۰۲۰) با ارایه شواهدی از پرونده‌های فساد در ۱۷ کشور آفریقایی طی دوران رونق

---

1. Institutional Economics
2. Demissie
3. Kurečić and Seba
4. Di John
5. Rentier State
6. Desierto
7. Apergis
8. Fattah
9. Gillies

نفت نیز نشان می‌دهد افزایش تاریخی قیمت نفت در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ موجب افزایش انگیزه های فساد در این دوره شد و فرصتی را برای دولت های رانتی یا متحدان آن ها در آفریقا فراهم کرد تا معاملات پرسودی در بخش نفت انجام دهند و از این طریق موقعیت‌های سیاسی خود را تقویت کنند. عبدالعزیز[1] و همکاران (۲۰۲۱) نیز اثر درآمد نفت بر ارزش افزوده کشاورزی در کشورهای بزرگ و کوچک صادر کننده نفت در کوتاه مدت و بلندمدت طی سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۴ را منفی ارزیابی می‌کنند که این اثر برای کشورهای بزرگ شدیدتر است؛ این یافته تحت عنوان نفرین نفت[2] در کشورهای صادرکننده نفتی تفسیر می‌شود. در یکی دیگر از مطالعات اخیر، لوسنس[3] (۲۰۲۱) با آزمون فرضیه بیماری هلندی در بخش کشاورزی نروژ نشان می‌دهد افزایش قیمت نفت، سودآوری بخش کشاورزی را کاهش داده و امنیت غذایی در این کشور را مورد تهدید قرار داده است. علاوه بر آن، رونق نفت تعداد ساعات کار در بخش‌های کشاورزی و صنعت نفت را تحت تأثیر قرار داده است به نحوی که با افزایش درآمدهای نفتی ساعات کار در بخش کشاورزی کاهش و در صنعت نفت افزایش یافته است که این وضعیت وجود بیماری هلندی در بخش کشاورزی نروژ را تأیید می‌کند. در مقابل این نتایج، بادیپ[4] و همکاران (۲۰۲۱) با در نظر گرفتن اثرات نامتقارن رانت نفت بر رشد بخش‌های مختلف نشان می‌دهند بخش‌های کشاورزی و حمل و نقل از شوک‌های مثبت رانت نفت و دیگر بخش‌های تولیدی و عمده فروشی از شوک‌های منفی رانت نفت در مالزی طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ منتفع شده‌اند. بر این اساس در دوران رکود ، دولت از طریق مداخله در بازار و حمایت از بخش کشاورزی می‌تواند موجب رشد پایدار و توسعه سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی در فعالیت‌های کشاورزی شود. در این راستا اکویه[5]و همکاران (۲۰۲۲) نتیجه می‌گیرد رانت نفت و سوخت‌های فسیلی محرک اصلی فعالیت‌های اقتصادی در نیجریه طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ بوده که بدین-ترتیب پدیده نفرین منابع رد می‌شود. همچنین ملامبو[6] (۲۰۲۲) با استفاده از داده‌های کشورهای آفریقایی نشان می‌دهد این کشورها دارای ذخائر طبیعی دست نخورده فراوانی هستند که در صورت استفاده، توسعه پایدار آن‌ها بهبود می‌یابد. بر اساس نتایج

1. Abdlaziz
2. Oil Curse
3. Lauvsnes
4. Badeeb
5. Okoye
6. Mlambo

این مطالعه رابطه مثبت بین سیاست و کارکرد فرضیه نفرین منابع در کشورهای آفریقایی تأیید می‌شود؛ به نحوی‌که بهبود عملکرد دولت و حذف فساد موجب می‌شود تا رانت منابع دارای اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری و توسعه اقتصادی باشد. علی[1] و همکاران (۲۰۲۳) با بررسی رابطه بین سهم رانت نفت در تولید ناخالص داخلی ، تنوع صادرات و رشد اقتصادی در سوران طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۸ نتیجه می‌گیرد رابطه آماری معنی داری بین وابستگی به نفت، تنوع صادرات و رشد اقتصادی در این کشور مشاهده نمی‌شود که بر این اساس شواهدی برای فرضیه نفرین منابع نمی‌توان ارائه کرد. در نتیجه‌ای متفاوت اکوری [2] و همکاران (۲۰۲۳) اثر درآمدهای نفتی بر شاخص‌های اقتصادی نیجریه را منفی ارزیابی می‌کنند و اظهار می‌دارند با آن‌که ۹۵ درصد صادرات نیجریه را نفت تشکیل می‌دهد اما این کشور همچنان با چالش‌های بزرگ توسعه مواجه است به طوری‌که درآمدهای هنگفت نفتی به عقب‌ماندگی رشد بخش‌های کشاورزی، خدمات و صنعت و همچنین خشونت و جنگ، بیکاری و تخریب محیط زیست منجر شده است.

در حوزه مطالعات داخلی گرچه به طور مشخص اثر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی در ایران مورد بررسی قرار نگرفته است اما در مطالعات مرتبط با موضوع بیماری هلندی در ایران، پاسبان (۱۳۸۳) با تأیید اثر منفی بیماری هلندی بر رشد بخش کشاورزی نشان داد رونق درآمدهای نفتی موجب کاهش تولید در بخش‌های سنتی و کشاورزی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹ شده است. در مطالعه دیگری، پیری و همکاران (۱۳۹۰) با اشاره به اهمیت بخش کشاورزی در توسعه روستایی و افزایش رفاه خانوارهای روستایی نشان داد نفت نقش مهمی در رشد بخش کشاورزی ایران دارد بی‌ثباتی صادرات نفت بر ارزش افزوده کشاورزی در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ اثر منفی و معنی‌دار داشته است. در همین راستا یزدانی و شرافتمند (۱۳۹۰) وقوع پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران را تأیید کرده و نشان دادند ضربه‌های مثبت درآمد نفت اثر منفی بر سهم بخش کشاورزی در ایران داشته است. همچنین شاکری و همکاران (۱۳۹۲) با تأیید رخداد بیماری هلندی در اقتصاد ایران، اثر افزایش درآمدهای نفت بر رشد بخش‌های قابل مبادله (صنعت و کشاورزی) و غیر قابل مبادله (خدمات و ساختمان) را ارزیابی کردند و نتیجه گرفتند افزایش درآمدهای نفتی به خصوص در

---

1. Sabna
2. Okorie

دهه‌های ۵۰ و ۸۰ رشد اقتصادی را کاهش داده و بیماری هلندی اتفاق افتاده است. در مطالعه دیگری شیروانی سعادت آبادی (۱۳۹۵) با بررسی نقش بیماری هلندی بر تحولات بازار کار در بخش کشاورزی نتیجه گرفت بیماری هلندی بر تقاضای نیروی کار اثر نداشته و در مقابل عرضه کار در بخش کشاورزی را افزایش داده است. نتایج مطالعه قدیر زاده و همکاران (۱۴۰۰) نشان می‌دهد تکانه‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران از جمله اشتغال مؤثر بوده است. بر اساس نتایج این تحقیق، واکنش اشتغال در بخش‌های دولتی و خصوصی نسبت به تکانه درآمدهای نفتی به ترتیب مثبت و منفی است. افزایش نقش دولت در اقتصاد ایران موجب شده تا افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش موجودی سرمایه دولتی شود که این امر در نهایت اشتغال دولتی را افزایش و اشتغال خصوصی را کاهش داده است.

۳. روش تحقیق و داده‌ها

به‌منظور بررسی تجربی اثر رانت نفت بر اشتغال کشاورزی از یک مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. یکی از کاربردهای این مدل، امکان بررسی نحوه اثرگذاری متغیرهای توضیحی با تأخیر بر متغیر وابسته است. متغیر با تأخیر به این دلیل اهمیت پیدا می‌کند که اثر همه متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته به طور آنی اتفاق نمی‌افتد بلکه بخشی از آن ممکن است در همان لحظه قابل مشاهده و بخش دیگر نیازمند گذشت زمان باشد. بر این اساس امکان ارزیابی رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از مدل ARDL فراهم می‌شود. . یکی از مزایای این مدل امکان تفکیک بین اثرات کوتاه مدت و بلندمدت و چگونگی تعدیل روابط کوتاه مدت به بلند مدت است که از نتایج تخمین قابل استخراج است. با توجه به اهمیت مانایی در تخمین روابط بلند مدت بین متغیرهای اقتصادی، از این مدل در حالتی که همه متغیرها از یک درجه تجمعی[1] یکسان نیستند (برخی متغیرها در سطح و برخی در تفاضل اول مانا هستند)، استفاده می‌شود.

شکل عمومی مدل ARDL(p,q) به صورت زیر است (سوری، ۱۳۹۲):

$$Y_t = \mu + \sum_{j=1}^{p} \gamma_i Y_{t-j+} \sum_{j=0}^{q} \beta_j X_{t-j} + U_i$$

[1]. Integrated

در این معادله U_i جمله خطاست که تمام فروض کلاسیک را تأمین می‌کند. همچنین p و q به ترتیب حداکثر وقفه‌های Y و X هستند. یکی از مزیت‌های دیگر مدل این است که با استفاده از نتایج تخمین و بنا به هدف پژوهش، اثرات آنی ($\partial Y_t / \partial X_t$)، تأخیری ($\partial Y_t / \partial Y_{t-1}$) و بلندمدت قابل استخراج و تحلیل است.اثر بلندمدت مربوط به وضعیتی می‌شود که در آن متغیرها به یک وضعیت ایستا و بدون تغییر می‌رسند. از این جهت، ضریب جمله تصحیح خطا در مدل کوتاه مدت اهمیت می‌یابد به نحوی‌که مقدار کوچک‌تر از یک و منفی ان نشان می‌دهد که چه مقدار از عدم تعادل در متغیر وابسته در کوتاه‌مدت تعدیل و به سمت بلندمدت حرکت می‌کند.

طبق ادبیات تحقیق و روش پژوهش، شکل کلی مدل اقتصادی اثر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی به‌صورت زیر است که پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در چارچوب مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی برآورد می‌شود:

$$UNEM_t = (RENT_t, GDPm_t, FA_t \quad (۱)$$

که در آن UNEM: نسبت شاغلان بخش کشاورزی به کل شاغلین (به درصد) RENT : نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی (درصد) GDPm: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۲۰۱۵ (میلیارد دلار)، FA: نسبت مانده تسهیلات بانک‌ها و موسسات اعتباری در بخش کشاورزی به مجموع تسهیلات (درصد)[۱] هستند در رابطه (۱) GDPm و FA به عنوان متغیرهای کنترلی مدل در نظر گرفته شده‌اند.

متغیرهای سهم شاغلان کشاورزی از کل شاغلین و رانت نفت در چارچوب مطالعات انجام شده تحت عنوان فرضیه نفرین منابع توسط اوتی (۱۹۹۳)، ساکس و وارنر (۱۹۹۵)، گیلفاسن (۲۰۰۱)، ، لوسنس (۲۰۲۱) انتخاب شده‌اند تا بر اساس آن فرضیه اصلی تحقیق یعنی اثر رانت نفت بر اشتغال در بخش کشاورزی مورد آزمون قرار گیرد؛ فرضیه نفرین منابع شواهدی از اثر منفی درآمد حاصل از منابع طبیعی بر عملکرد اقتصادی کشورهای ثروتمند در نفت و گاز را ارایه می‌دهد. همچنین در مطالعات

[۱]. از متغیرهای کنترلی دیگر مثل کل تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در بخش کشاورزی، ارزش افزوده کشاورزی و بازبودن تجارت نیز در مرحله تخمین مدل استفاده شد که به دلیل بدترشدن معیارهای برازش از گزارش نهایی حذف شدند.

جداگانه‌ای بال دوماناسکا[1] (۲۰۲۲)، اسراور و ساکی[2] (۲۰۲۲) و جوزف و کریشنان[3] (۲۰۱۹) نشان می‌دهند تولید ملی و اعتبارات بخش کشاورزی بر اشتغال در این بخش مؤثر است که از این جهت دو متغیر تولید ناخالص داخلی و تسهیلات کشاورزی می‌توانند تغییرات اشتغال در بخش کشاورزی در ایران را توضیح دهند. داده‌های تحقیق از منابع رسمی بانک جهانی ، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند که در جدول (۱) آمارهای توصیفی متغیرها ارایه شده است.

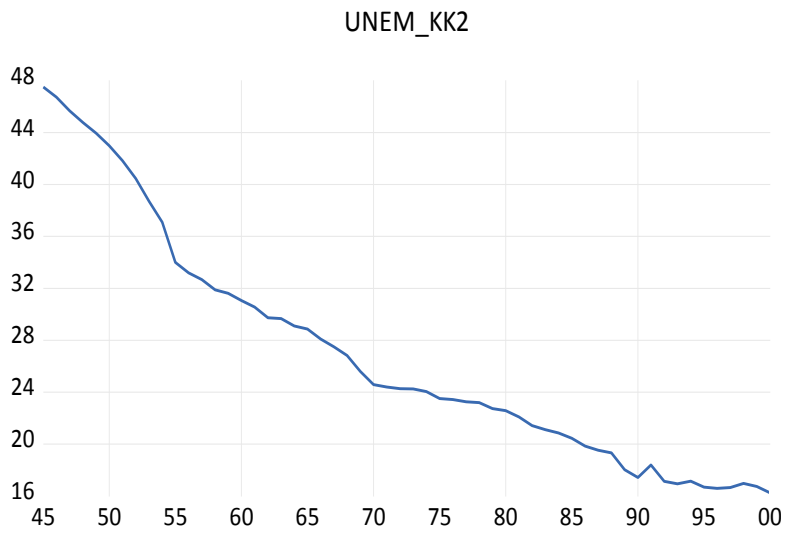
جدول (۱): آمارهای توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	تعداد
نسبت شاغلان کشاورزی به کل شاغلین	۲۶/۹۶	۴۷/۵۰	۱۶/۲۵	۹/۰۷	۵۶
رانت نفت	۲۳/۲۹	۴۷/۸۱	۵/۶۲	۸/۵۶	۵۶
تولید ناخالص داخلی	۲۶۴/۲۹	۴۶۹/۹۴	۹۰/۶۶	۱۰۸/۱۴	۵۶
نسبت تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی به کل تسهیلات	۱۳/۲۳	۲۰/۹۲	۶/۲۵	۳/۸۸	۵۶

همچنین نمودارهای (۱)، (۲) ، (۳) و (۴) روند متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در دوره تحت بررسی روند رانت نفت نوسانی است و دارای بیشترین و کمترین مقدار به ترتیب در سال‌های ۱۳۵۳ و ۱۳۶۵ است. روند نسبت شاغلان کشاورزی به کل شاغلین در دوره مورد بررسی نزولی است که با توجه به اهمیت اشتغال کشاورزی در تولید ، امنیت غذایی و درآمد کشاورزان این پرسش مطرح می‌شود که نقش عوامل مختلف در توضیح این روند چگونه بوده است. همچنین ارزش تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۴۰۰ افزایش یافته و نسبت تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی به کل تسهیلات پس از یک روند افزایشی از سال ۱۳۷۸ به بعد از روند کاهشی برخوردار بوده است.

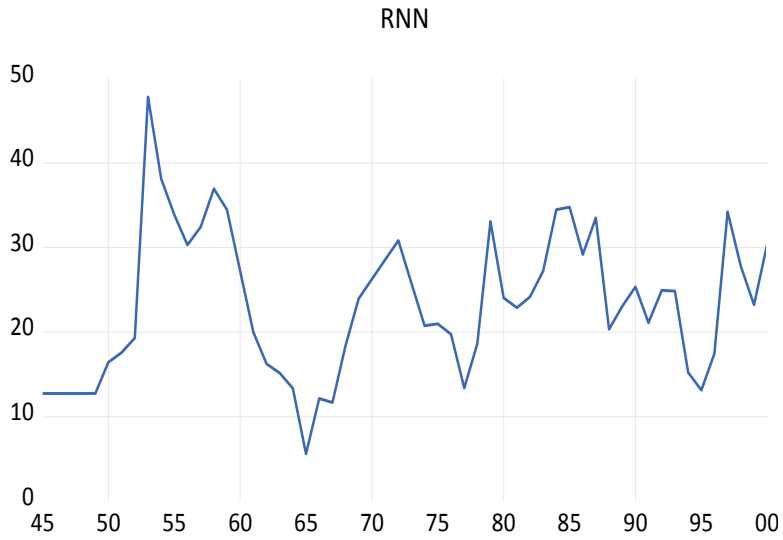
[1]. Bal-Domańska
[2]. Asravor and Sackey
[3]. Joseph and Krishnan

نمودار (۱): نسبت شاغلان کشاورزی به کل شاغلین



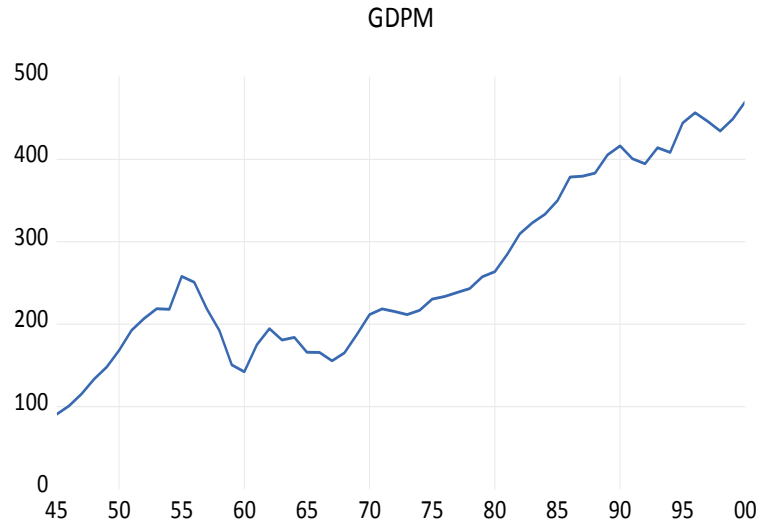
منبع: نتایج تحقیق

نمودار (۲): نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی



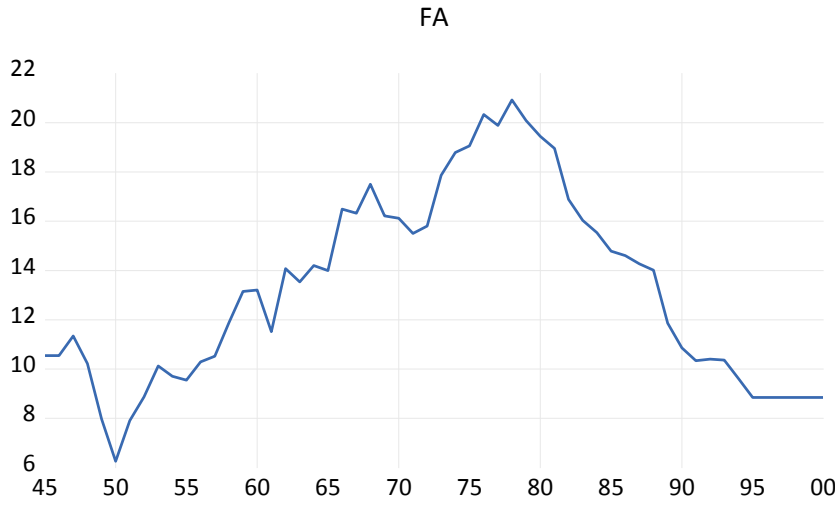
منبع: نتایج تحقیق

نمودار(۳): تولید ناخالص داخلی



منبع: نتایج تحقیق

نمودار (۴): نسبت تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی به کل تسهیلات



منبع: نتایج تحقیق

۴. نتایج تخمین مدل و تحلیل تجربی

با توجه به ماهیت داده‌ها ابتدا مانایی[1] متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد که نتایج حاصل از آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول۲: نتایج آزمون مانایی با استفاده از روش فیلیپس پرون

متغیر	آمارهPP	مقدار بحرانی مک کینون		
		۹۹ درصد	۹۵ درصد	۹۰ درصد
UNEM	-۴/۴۰	-۳/۵۵	-۲/۹۱	-۲/۵۹
RENT	-۳/۳۱	-۳/۵۵	-۲/۹۱	-۲/۵۹
GDPm	-۰/۲۴	-۳/۵۵	-۲/۹۱	-۲/۵۹
FA	-۰/۹۹	-۳/۵۵	-۲/۹۱	-۲/۵۹
	نتایج آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرها			
متغیر	مقدار آماره PP	مقدار بحرانی مک کینون		
		۹۹ درصد	**۹۵ درصد**	۹۰ درصد
RENT	-۸/۰۶	**-۳/۵۵**	**-۲/۹۱**	-۲/۵۹
GDPm	-۴/۸۵	**-۳/۵۵**	**-۲/۹۱**	-۲/۵۹
FA	-۶/۳۲	**-۳/۵۵**	**-۲/۹۱**	-۲/۵۹

منبع: نتایج تحقیق

بر اساس اطلاعات جدول (۲) نسبت رانت نفت به تولید(RENT)، تولید ناخالص داخلی (GDPm) و نسبت تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی به کل تسهیلات (FA) نامانا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، این در حالی است که متغیر نسبت شاغلان کشاورزی به کل شاغلین (UNEM) در سطح مانا است. باتوجه به آن که برخی متغیرها انباشته از درجه یک I(1) و برخی انباشته از درجه صفر I(0) هستند، از روش خودرگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL)[2] برای تخمین مدل می‌توان استفاده کرد.

در مرحله بعد، از روش پسران[3] و همکاران (۲۰۰۱) برای آزمون رابطه بلند مدت میان متغیرهای مدل استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارایه شده است. با توجه به اطلاعات این جدول مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگتر از باند (مقدار

[1] Stationary
[2]. Autoregressive Distributed Lag
[3] .Pessaran

بحرانی) بالا است که بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود و رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی

آماره آزمون (F)	سطح معنی‌داری	مقدار بحرانی	
		باند پائین	باند بالا
۲۸/۹۷	٪۱۰	۲/۰۱	۳/۱
	٪۵	۲/۴۵	۳/۶۳
	٪۲/۵	۲/۸۷	۴/۱۶
	٪۱	۳/۴۲	۴/۸۴

منبع: نتایج تحقیق

سرانجام آزمون‌های فروض کلاسیک شامل نرمال بودن داده‌ها، خود همبستگی و ناهمسانی واریانس انجام می‌شود که نتایج آن جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک

آزمون	آماره	احتمال
آزمون همسانی واریانس (ARCH)	۰/۲۶	۰/۶۰
آزمون خودهمبستگی(LM)	۱/۱۸	۰/۳۱
آزمون نرمالیتی(JB)	۰/۹۱	۰/۴۵

منبع: نتایج تحقیق

طبق این نتایج ، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی و همسانی واریانس در سطح معنی ۵ درصد پذیرفته می‌شود که بر این اساس مشکل خود همبستگی و ناهمسانی واریانس در مدل وجود ندارد. همچنین بر اساس آزمون جارک- برا (JB)[1] ، نرمال بودن توزیع پسماندها در سطح معنی ۱ درصد پذیرفته می‌شود.

حال پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت مدل بین متغیرها و انجام آزمون های تشخیصی، مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد می‌شود[2] که جدول (۵) نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت آن را نشان می‌دهد. در این جدول

[1]. Jarque-Bera

[2]. برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارتز (SC) استفاده شد. مدل انتخاب شده به صورت (1,0, 1, 0) ARDL است.

همچنین مقدار ضریب ecm_{t-1} حاصل از تخمین مدل در کوتاه مدت[1] (ECM) ارایه شده است که نشان‌دهنده همگرایی مدل برای رسیدن به حالت تعادل است.

جدول ۵ : نتایج حاصل از تخمین رابطه بلند مدت حاصل از رگرسیون اثر رانت نفت بر اشتغال بخش کشاورزی در چارچوب مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال
رانت نفت	-۱/۰۸	۰/۴۳	۰/۰۱۶
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۰۲۶
نسبت تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی به کل تسهیلات	۱/۲۷	۰/۴۰	۰/۰۰۲
ecm_{t-1}	-۰/۰۲۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰

بر اساس نتایج این جدول اثر متغیر رانت نفت با ضریب (۱/۰۸-) بر شاغلان بخش کشاورزی منفی و معنی‌دار است. به‌نحوی‌که با افزایش یک درصدی سهم رانت نفت از تولید ناخالص داخلی، نسبت شاغلان کشاورزی از مجموع اشتغال ۱/۰۸ درصد کاهش می‌یابد. رانت نفت انعکاسی از وفور منابع طبیعی است که رابطه معکوس آن با اشتغال بخش کشاورزی نشان می‌دهد درآمدهای حاصل از فروش نفت طی سال‌های مورد بررسی به ضرر اشتغال در بخش کشاورزی عمل کرده که آن را در راستای پدیده بیماری هلندی و فرضیه اقتصاد سیاسی نفرین منابع می‌توان توجیه کرد. به این صورت که در سال های رونق درآمدهای نفتی در ایران، از یک سو با افزایش واردات و بالارفتن بازدهی بخش منابع طبیعی، انگیزه سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی کاهش یافته است. از سوی دیگر رانت منابع طبیعی که همراه با افزایش فرصت‌های رانت جویی است، کارآفرینان را به فعالیت بیشتر در فعالیت های غیر مولد تشویق کرده و در نهایت تولید و اشتغال در بخش های واقعی مثل کشاورزی را مورد تهدید قرار داده است.. این مسأله می‌تواند ناشی از افزایش سرمایه‌گذاری در بخش نفت گاز و کاهش تمایل به سرمایه گذاری در بخش مولد کشاورزی همزمان با سال‌های رونق درآمدهای نفتی در ایران باشد. همچنین می‌توان گفت افزایش درآمدهای نفتی از طریق مکانیزم های رانت‌جویی نحوه تخصیص منابع را تحت تأثیر قرار داده و درآمد نفت را از بخش‌های مولد به سمت بخش‌های غیر مولد هدایت کرده که در نتیجه آن اشتغال در این بخش تحت تأثیر قرار گرفته است. این نتیجه در راستای نتایج تجربی در پژوهش های گیلفاسن (۲۰۰۱)،

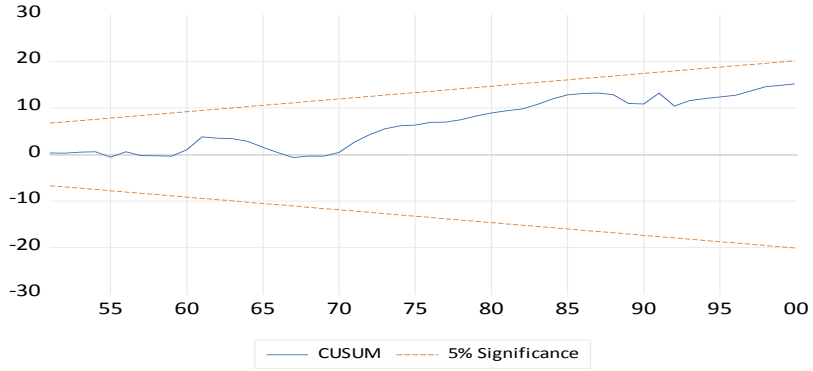
[1]. Error-Correction model

بالاند و فرانسوا (۲۰۰۰)، گیلیز (۲۰۲۰) و اکوری و همکاران (۲۰۲۳) قرار دارد و نتایج بادیب و همکاران (۲۰۱۹) و اکویه و همکاران (۲۰۲۲) را در ایران تأیید نمی کند.

نتایج حاصل از تخمین مدل همچنین اثر مثبت و معنی‌دار تولید ناخالص داخلی با ضریب (۰/۰۶) بر اشتغال کشاورزی را تأیید می‌کند که نشان می‌دهد شرایط اقتصادی در بخش‌های مختلف بر اشتغال در بخش کشاورزی اثر مثبت دارد. همچنین اثر متغیر نسبت تسهیلات اعطایی در بخش کشاورزی به کل تسهیلات بر شاغلان کشاورزی مثبت به دست آمده که بیان می‌کند رابطه مستقیم بین تسهیلات بخش کشاورزی و اشتغال در این بخش وجود دارد که چنین نتیجه‌ای می‌تواند به اثرگذاری مثبت تسهیلات بر خرید نهاده‌های کشاورزی، ماشین آلات و توسعه زیرساخت‌های اقتصادی در روستاها ربط داده شود. ضریب ecm_{-1} مطابق انتظار، منفی و معنی‌دار به‌دست آمده که مقدار آن (۰/۰۲۳-) بیانگر آن است که در هر دوره ۲/۳ درصد از عدم تعادل در نسبت شاغلان کشاورزی به کل شاغلین در هر دوره کوتاه مدت تعدیل شده و به سمت بلند مدت حرکت می‌کند.

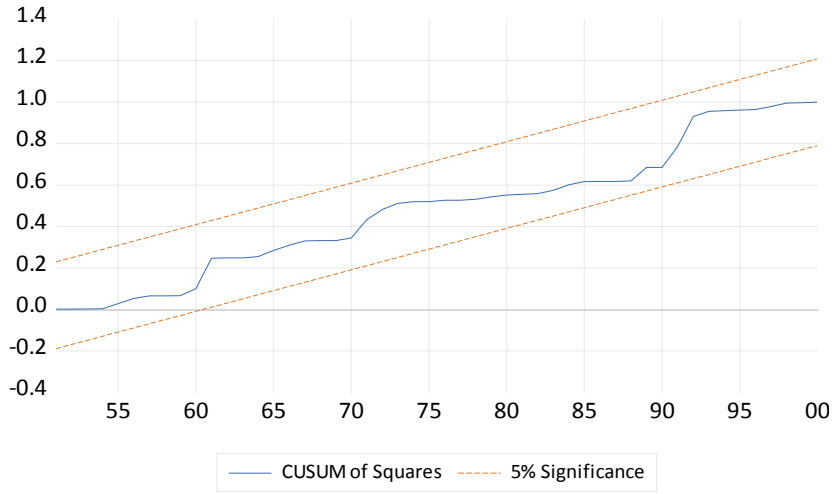
نمودارهای (۱) و (۲) نتایج حاصل از آزمون‌های پسماند تجمعی (CUSUM) [1] و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMQ) [2] را نشان می‌دهد. در این نمودارها با توجه به آن‌که مسیر حرکت آماره آزمون‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی، برای دوره‌های مختلف، پیوسته بین دو خط بحرانی قرار دارد پایداری ضرایب برآوردی تأیید می‌شود و شکست ساختاری در مدل رد می‌شود.

نمودار (۱): نتایج آزمون پسماند تجمعی



[1] Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
[2] Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

نمودار (۲): آزمون مجذور پسماند تجمعی



۶. نتیجه‌گیری

برخورداری از منابع طبیعی برای برخی کشورها مفید و برای برخی دیگر مضر بوده است. در گروه اول، مدیریت بهینه درآمد حاصل از منابع طبیعی به رشد اقتصادی منجر شده است و در گروه دوم استفاده نادرست از منابع طبیعی ، رشد اقتصادی را کاهش داده و نتایج نامطلوب اقتصادی به همراه داشته است که برای آن دو دلیل اقتصادی (بیماری هلندی) و سیاسی (فرضیه اقتصاد سیاسی نفرین منابع) بیان می‌شود. بر این اساس آزمون رابطه بین درآمد حاصل از منابع طبیعی و شاخص‌های کلان مثل اشتغال در بخش کشاورزی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی مثل ایران اهمیت می‌یابد که در این مقاله از طریق تخمین یک مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در دوره زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۴۰۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر اساس نتایج مقاله اثر منفی و معنی‌دار رانت نفت بر اشتغال در بخش کشاورزی در بلندمدت تأیید می‌شود که این یافته انعکاسی از مدیریت نادرست بر درآمدهای حاصل از درآمدهای نفتی در ایران است که بر اساس آن، وفور منابع دارای پیامد مثبتی برای وضعیت اشتغال در بخش کشاورزی نبوده است. حال با توجه به آن‌که اشتغال کشاورزی در افزایش درآمد خانوارهای روستایی و جلوگیری از مهاجرت آن‌ها به شهرها نقش اساسی دارد و انگیزه روستاییان برای کار در بخش کشاورزی و توسعه ظرفیت‌های اقتصادی آن را تحت تأثیر

قرار می‌دهد ، نتایج مقاله اهمیت مدیریت بهینه درآمدهای نفتی در نظام برنامه‌ریزی کشور و هدایت آن به سوی بخش‌های مولد مثل کشاورزی، به ویژه در مواقع رونق درآمد نفت، را نمایان می‌سازد. از دیگر نتایج مقاله می‌توان به اثر مثبت تولید و تسهیلات بخش کشاورزی بر اشتغال در بخش کشاورزی اشاره کرد که این یافته بیان‌گر اهمیت شرایط اقتصاد کلان و نحوه تخصیص اعتبارات بانکی در وضعیت شغلی در بخش کشاورزی است.

با توجه به یافته‌های تحقیق از دید اقتصاد کلان تقویت منابع صندوق توسعه ملی و نظارت دقیق بر اجرای آن جهت هدایت منابع به بخش‌های مولد به منظور خنثی کردن اثر نوسانات درآمدهای نفتی بر عملکرد اقتصادی در بخش‌های مختلف و بازار کار ، در نظر گرفتن سهم بخش‌های مولد اقتصادی مثل کشاورزی از تخصیص درآمدهای حاصل از منابع طبیعی با توجه به اهداف اشتغال‌زایی کشور ضرورت می‌یابد. از دید اقتصاد خرد، تحقق کامل اهداف صندق توسعه ملی در زمینه توسعه سرمایه‌گذاری‌ها در بخش کشاورزی و افزایش سهم آن از منابع طبیعی با توجه به نقش مهم فعالیت‌های کشاورزی در اشتغال روستاییان و امنیت غذایی دارای اهمیت است که در نهایت می‌تواند احتمال رخداد پدیده نفرین منابع در بخش کشاورزی را کاهش دهد.

منابع

بانک مرکزی ایران (۱۴۰۰)، بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی.

پاسبان، فاطمه (۱۳۸۳)، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)، پژوهشنامه اقتصادی، (۱)۴: ۱۱۷-۱۳۶.

پیری، مهدی، جاودان، ابراهیم، سجاد، فرجی دیزجی (۱۳۹۰)، بررسی تاثیر نوسانات صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در ایران، اقتصاد و توسعه کشاورزی، (۳)۲۵: ۲۸۳-۲۷۵.

سوری، علی (۱۳۹۲)، اقتصاد سنجی (جلد ۲)، نشر فرهنگ فارسی.

شاکری، عباس (۱۳۸۳)،جایگاه بخش کشاورزی در فرایند توسعه اقتصادی کشور، اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۴۸)۱۲: ۱۳۶-۱۰۵.

شاکری، عباس، محمدی، تیمور، ناظمان، حمید، طاهرپور، جواد (۱۳۹۲)، بررسی رخداد بیماری هلندی در اقتصاد ایران و اثر آن بر رشد اقتصادی، پژوهشنامه اقتصادی، (۳)۱۳: ۸۶-۶۳.

شیروانی سعادت آبادی، زینب (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر بیماری هلندی بر تقاضا و عرضه ی نیروی کار در بخش کشاورزی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

قدیرزاده، سجاد، مکیان، نظام‌الدین، بخشی دستجردی، رسول، فیض پور، محمدعلی (۱۴۰۰)، تأثیر سناریوهای متفاوت سهم درآمدهای نفتی در صندوق توسعه ملی بر متغیرهای تولید و اشتغال: مطالعه موردی ایران، نظریه‌های کاربردی اقتصاد، (۳)۸: ۱۶۶-۱۴۱.

یزدانی، سعید، شرافتمند، حبیبه. (۱۳۹۰)، بررسی تاثیر ضربه‌های درآمد نفت بر بخش کشاورزی: آزمون بیماری هلندی، اقتصاد کشاورزی، (۴)۵: ۶۸-۵۱.

Abdlaziz, R. A., Naseem, N. A. M. & Slesman, L. (2021), Oil revenue and agriculture value-added in oil-exporting countries: does the role of real exchange rate matter?, International Journal of Energy Sector Management.

Ali, S., Murshed, S.M. & Papyrakis, E. (2023), Oil, export diversification and economic growth in Sudan: evidence from a VAR model, Mineral Economics, 36: 77–96.

Apergis, N., El-Montasser, G., Sekyere, E., Ajmi, A. N. & Gupta, R. (2014), Dutch disease effect of oil rents on agriculture value added in Middle East and North African (MENA) countries, Energy Economics, 45: 485-490.

Asogwa, I. S. (2021), Contributions of the agricultural value-added output to employment creation and regional trade integration in sub-Saharan Africa, Nigeria Agricultural Journal, 52(1): 45-52.

Asravor, R. K. & Sackey, F. G. (2022), Wage Price Floors and Sectoral Employment Outcomes in Ghana, The Indian Journal of Labour Economics, 65(1): 103-122.

Auty RM. (1993), Sustaining development in the mineral economies: The resource curse thesis, London: Routledge.

Badeeb, R. A., Szulczyk, K. R. & Lean, H. H. (2021), Asymmetries in the effect of oil rent shocks on economic growth: A sectoral analysis from the perspective of the oil curse, Resources Policy, 74, 102326.

Baland, J. M., & Francois, P. (2000), Rent-seeking and resource booms, Journal of development Economics, 61(2): 527-542.

Bal-Domańska, B. (2022), The impact of macroeconomic and structural factors on the unemployment of young women and men, Economic Change and Restructuring, 55(2): 1141-1172.

Benjamin, N. C., Devarajan, S. & Weiner, R. J. (1989), The 'Dutch'disease in a developing country: Oil reserves in Cameroon, Journal of Development Economics, 30(1): 71-92.

Corden, W. M. & Neary, J. P. (1982), Booming sector and de-industrialisation in a small open economy, The economic journal, 92(368): 825-848.

Demissie, M. Z. (2014), The natural resource curse in Sub-Saharan Africa: Transparency and international initiatives, Dissertations. 6.

Desierto, D. A. (2018), Formal models of the political resource curse, Economics of Governance, 19: 225-259.

Di John, J. (2011), Is there really a resource curse-a critical survey of theory and evidence?, Global Governance, 17, 167.

Dutt, P., Mitra, D. & Ranjan, P. (2009). International trade and unemployment: Theory and cross-national evidence, Journal of International Economics, 78(1): 32-44.

Fattah, E. R. A. (2017), Natural resource rents and unemployment in oil exporting countries, Asian Economic and Financial Review, 7(10): 952-958.

Feisali, M. & Niknami, M. (2021). Towards sustainable rural employment in agricultural cooperatives: Evidence from Iran's desert area, Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences, 20(7): 425-432.

Food and Agriculture Organization of United Nations (2022), Sustainable Development Goals (Available at: https://www.fao.org/sustainable-development-goals/overview/fao-and-the-2030-agenda-for-sustainable-development/sustainable-agriculture/en). /

Gillies, A. (2020), Corruption trends during Africa's oil boom, 2005 to 2014, The Extractive Industries and Society, 7(4): 1171-1181.

Gylfason, T. (2001), Nature, power and growth, Scottish Journal of Political Economy, 48(5): 558–588.

Joseph, B. & Krishnan, C. (2019), Agricultural credit and rural economy an analysis on the impact of agricultural credit on rural development, International Journal of Research in Social Sciences, 9(10): 61-66.

Kurečić, P. & Seba, M. (2016), The resource curse in sub-saharan Africa: A reality corroborated by the empirical evidence. In 15th International Scientific Conference on Economic and Social Development-Human Resources Development Proceedings.

Lauvsnes, S. O. (2021), Dutch disease in the Norwegian agricultural sector. Review of Agricultural, Food and Environmental Studies, 102(1): 25-57.

Mlambo, C. (2022), Politics and the natural resource curse: Evidence from selected African states, Cogent Social Sciences, 8(1): 2035911.

Okoye, L. U., Adeleye, B. N., Okoro, E. E., Okoh, J. I., Ezu, G. K. & Anyanwu, F. A. (2022), Effect of gas flaring, oil rent and fossil fuel on economic performance: The case of Nigeria, Resources Policy, 77, 102677.

Okorie, C., Udoh, E. & Bassey, O. B. (2023), Mirroring the developmental challenges of oil-rich Nigeria within the context of resource curse/Dutch disease and paradox of plenty, International Research Journal, 10(4): 818-834.

Otaha, J. I. (2012), Dutch disease and Nigeria oil economy, African Research Review, 6(1): 82-90.

Papyrakis, E. (2017), The resource curse-what have we learned from two decades of intensive research: Introduction to the special issue, The Journal of Development Studies, 53(2): 175-185.

Sachs, J. D. & Warner, A. (1995), Natural resource abundance and economic growth.

Van der Ploeg, F. & Poelhekke, S. (2009), Volatility and the natural resource curse, Oxford Economic Papers, 61(4): 727–760.

Wamboye, E. F. & Seguino, S. (2015), Gender effects of trade openness in sub-Saharan Africa, Feminist Economics, 21(3): 82-113.

تحلیل الگوی شبکه تجارت جهانی نفت:
رویکرد شبکه پیچیده[1]

روح‌اله شهنازی (نویسنده مسئول)
دانشیار اقتصاد، بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز
rshahnazi@shirazu.ac.ir

نجمه ساجدیان فرد
پژوهشگر پسادکتری، بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز
s.sajedian@rose.shirazu.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۲۱

چکیده

پیچیدگی فزاینده الگوی تجارت جهانی نفت یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر راهبرد انرژی و توسعه اقتصادی هر کشور، به خصوص کشورهای صادرکننده نفت مانند ایران، است. در این مقاله، ویژگی‌های کلی، ویژگی‌های منطقه‌ای و استحکام تجارت نفت با استفاده از نظریه شبکه برای ۱۷۸ کشور در سال ۲۰۱۸ تجزیه و تحلیل شده است. نتایج حاکی از آن است که شبکه صادرات نفت توزیع مقیاس آزاد دارد بدین معنا که موقعیت تجاری کشورها ناهمگونی آشکاری را نشان می‌دهد. به علاوه، شبکه تجارت جهانی نفت ویژگی «مستحکم اما در عین حال شکننده» دارد. همچنین شبکه تجارت جهانی نفت به سه بلوک تجاری شامل بلوک مرکزی و شرقی تجاری، بلوک میانی تجاری و بلوک غربی تجاری قابل تقسیم است. در بین این سه بلوک تجاری، بلوک مرکزی و شرقی توانسته است بیشترین میزان تأمین تقاضای کشورهای حاضر در این بلوک را تأمین کند و بنابراین این کشورها از کمترین تکانه‌های عرضه نفت برخوردار می‌شوند.

طبقه‌بندی JEL: Q35، F10، D85

کلیدواژه‌ها: تجارت جهانی نفت، نظریه شبکه، پایداری، استحکام

---

[1] . این مقاله مستخرج از خروجی‌های تفاهم‌نامه طرح پسادکترا به شماره ۹۹۰۲۶۱۶۳ تحت حمایت ***صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور*** (***Iran National Science Foundation***) می‌باشد.

۱. مقدمه

نفت به عنوان کالایی با اهمیت استراتژیک، همچنان سوخت پیشرو در جهان است و یک سوم مصرف جهانی انرژی را به خود اختصاص می‌دهد (دادلی[1] و همکاران ، ۲۰۱۷). محصولات مستقیم یا غیرمستقیم نفت خام اعم از بنزین، نفت و گاز تا پلاستیک و حتی دارو به طور گسترده در جوامع مدرن در حال استفاده هستند (دونگ[2] و همکاران، ۲۰۲۰).

مسأله مهم در خصوص نفت، عدم توازن بین مناطق دارنده منابع و تولیدکننده نفت با مناطق مصرف‌کننده نفت در جهان و همچنین عدم توازن تولید و ذخایر نفتی بوده و از آن مهمتر رشد این عدم توازن است. دو نوع عدم توازن مکانی در حوزه نفت وجود دارد؛ نوع اول عدم توازن بین ذخایر نفت و تولید آن است. برای مثال در حالی که آمریکای شمالی در سال ۲۰۱۹ حدود ۱۴,۱ درصد ذخایر نفت جهان را دارد اما میزان تولید آنها ۲۵,۹ درصد است. از طرفی آمریکای مرکزی و جنوبی، با دارا بودن ۱۸,۸ ذخایر صرفاً ۶,۵ درصد تولید داشته است. خاورمیانه با ۴۸,۱ درصد ذخایر ۳۱,۹ درصد تولید جهان را در اختیار داشته و کل کشورهای اوپک در حالی که ۷۰,۱ درصد ذخایر جهان را در اختیار دارند، ۳۷,۴ درصد تولید نفت را به خود اختصاص داده‌اند و این یعنی کمی بیش از نصف ظرفیت ذخایر خود تولید کرده‌اند (بریتیش پترولیوم[3]، ۲۰۲۰). نوع دوم عدم توازن میان تولید و مصرف نفت است. برای مثال با وجودی که تولید نفت اروپا ۳,۶ درصد کل جهان است اما مصرف آن ۱۵,۲ است و در مقابل کشورهای مستقل مشترک-المنافع در حالی که ۱۵,۴ تولید نفت را به خود اختصاص داده‌اند اما میزان مصرفشان حدود ۴,۳ درصد بوده است. همچنین در حالی که خاورمیانه ۳۱,۹ درصد تولیدات را دارد ولی صرفاً ۹,۶ درصد مصرف را به خود اختصاص داده است. در مقابل آسیا-اقیانوسیه با تولید ۸ درصدی ۳۶,۸ درصد نفت جهان را مصرف می‌کند (بریتیش پترولیوم، ۲۰۲۰). این عدم توازن‌ها نشان‌دهنده اهمیت تجارت نفت بوده و بنابراین، درک ویژگی‌های تجارت جهانی نفت اهمیت زیادی دارد.

به منظور شناسایی و درک الگوهای تجارت در سطح جهانی و همچنین ارزیابی پایداری و استحکام تجارت جهانی نیاز است که ساختار شبکه تجارت بین‌الملل مطالعه شود.

---

[1]. Dudley
[2]. Dong
[3]. British Petroleum (BP)

بنابراین، شناسایی ویژگی‌های ساختاری شبکه تجارت جهانی و یا به عبارتی مشخصه‌های کلی این شبکه سهم بسزایی در شناسایی موقعیت‌های الگوی تجارت نفت دارد. علاوه بر ویژگی‌های کلی، نیاز است که ویژگی‌های منطقه‌ای نیز بررسی شود؛ زیرا محدودیت‌های توزیع منابع نفتی اشاره شده در بالا، مبین مشخصه‌های منطقه‌ای آشکارای تجارت جهانی نفت است. همچنین، همانطور که اشاره شد، از آنجایی که عرضه و تقاضای نفت خام به شدت به مواهب طبیعی وابسته است، ایجاد روابط تجاری پایدار و شرکای تجاری متنوع اهمیت پیدا می‌کند. از این رو، بررسی استحکام در سطح منطقه‌ای از نظر ایجاد روابط تجاری باثبات و شرکای تجاری متنوع اهمیت پیدا می‌کند.

در این مقاله هدف شناسایی ویژگی‌های کلی شبکه تجارت نفت خام، ویژگی‌های منطقه‌ای و استحکام آن است. از این رو، در ابتدا ساختار شبکه تجارت نفت بر اساس حجم نفت مبادله شده بین ۱۷۸ کشور مشخص شده است. بر اساس توزیع درجه و ضرب خوشه‌ای شدن، ویژگی‌های کلی شبکه تجارت نفت خام و استحکام آن بررسی می‌شود. در مرحله دوم، سطح تحلیل به سطح منطقه‌ای تغییر یافته و شبکه تجارت نفت خام به ۱۲ منطقه تقسیم می‌شود. سپس، مشخصه‌های منطقه‌ای در شبکه تجارت بررسی شده و استحکام مناطق مورد بررسی در شبکه تجارت نفت خام ارزیابی می‌شود.

دستاوردهای اصلی این مقاله عبارتند از: اول، ارزیابی استحکام و ویژگی‌های کلی شبکه تجارت نفت خام، و دوم تقسیم‌بندی شبکه تجاری به چند منطقه و ارزیابی پایداری شبکه بر این اساس. لازم به ذکر است که دستاورد اول وجه تمایز مطالعه با مطالعات داخلی بوده و دستاورد دوم هم وجه تمایز داخلی و هم وجه تمایز خارجی (از نظر منطقه‌بندی شبکه و ارائه ارزیابی‌ها) این پژوهش است.

مقاله در ادامه شامل پنج بخش دیگر است. در بخش دوم، مبانی نظری مرتبط با پایداری و استحکام ارائه می‌شود. در بخش سوم، پیشینه تحقیق بررسی، در بخش چهارم روش تحلیل و داده‌های مورد استفاده در این تحقیق ارائه شده است. بخش پنجم، به بیان نتایج پرداخته و در بخش آخر، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

پیچیدگی فزاینده الگوهای تجارت جهانی نفت امنیت و راهبردهای انرژی یک کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد (ژانگ[1] و همکاران، ۲۰۱۴). با وقوع شوک اول نفتی در ۱۹۷۳

[1]. Zhang

توجه به نفت در سیاست انرژی کشورهای صنعتی اهمیت اساسی یافت (آژانس بین-المللی انرژی[۱]، ۲۰۰۱). لاکاسه و پلورده[۲] (۱۹۹۵) ، امنیت انرژی را دسترسی بدون وقفه منابع انرژی با قیمت مقرون به صرفه تعریف می‌کنند. به علاوه، در مطالعاتی همچون هولینگ و گاندرسون[۳] (۲۰۰۲) ، مرکز تحقیقات انرژی آسیا و اقیانوسیه[۴] (۲۰۰۷) ، فولک[۵] و همکاران (۲۰۱۰)، فون هیپل و همکاران (۲۰۱۱)[۶]، هاگز[۷] (۲۰۱۲) و فتح[۸] و همکاران (۲۰۱۵) ابعاد دیگری از جمله در دسترس بودن[۹]، مقرون به صرفه بودن[۱۰]، مقبولیت[۱۱]، امکان نزدیک بودن[۱۲] و سازگاری[۱۳] به شاخص امنیت انرژی اضافه شد.

در توصیف در دسترس بودن، هاگز بیان می‌کند که منظور از در دسترس بودن، در دسترس بودن یک جریان انرژی بین فرآیندها یا در دسترس بودن یک جریان انرژی بین فرآیندها و پایانه‌ها است. مقادیر فعلی در دسترس بودن یک جریان انرژی بر حسب انرژی موجود برای یک دوره زمانی معین، مانند بشکه در روز، تن در ساعت و مگاوات ساعت در سال بیان می‌شود (هاگز، ۲۰۱۲: ۲۲۵-۲۲۴). براساس تعریف شورای انرژی جهانی از شاخص‌های پایداری، منظور از در دسترس بودن، تداوم عرضه و کیفیت و قابلیت اطمینان خدمات است. براساس تعریف مرکز تحقیقات انرژی آسیا و اقیانوسیه، منظور از در دسترس بودن، در دسترس بودن نفت (و سایر سوخت‌های فسیلی) و انرژی هسته‌ای است (هاگز، ۲۰۱۲: ۲۲۸). در خصوص شاخص مقرون به صرفه بودن، اگر هزینه‌های انرژی بالاتر به ازای هر واحد نسبت به هزینه‌های کمتر به ازای هر واحد، کمتر ایمن تلقی شود؛ افزایش هزینه انرژی باعث بدتر شدن امنیت و کاهش هزینه انرژی باعث بهبود امنیت خواهد شد (هاگز، ۲۰۱۲: ۲۲۵). آژانس بین‌المللی انرژی در تعریف امنیت انرژی بیان می‌کند مقبولیت به نیاز به انرژی که به مسائل زیست‌محیطی (مانند انتشار سالانه گازهای گلخانه‌ای) می‌پردازد، اشاره دارد (هاگز، ۲۰۱۲: ۲۲۵).

---

1. International Energy Agency (IEA)
2. LaCasse and Plourde
3. Holling and Gunderson
4. Asia Pacific Energy Research Centre (APERC)
5. Folke
6. Von Hippel
7. Hughes
8. Fath
9. Availability
10. Affordability
11. Acceptability
12. Accessibility
13. Adaptability

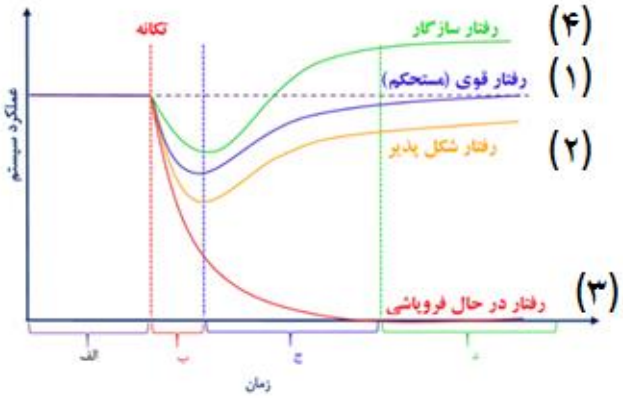
براساس تعریف شورای انرژی جهانی از شاخص‌های پایداری، منظور از مقبولیت در نظر گرفتن مسائل اجتماعی و زیست‌محیطی است (هاگز، ۲۰۱۲: ۲۲۸). همچنین، براساس تعریف مرکز تحقیقات انرژی آسیا و اقیانوسیه، شاخص قابلیت دسترسی (امکان نزدیک بودن)، موانع دسترسی به منابع انرژی را در نظر می‌گیرد (هاگز، ۲۰۱۲: ۲۲۸). شاخص سازگاری تا حدودی مفهوم استحکام را بیان می‌کند. به عبارت دیگر، سازگاری نشان-دهنده ظرفیت پاسخ (واکنش)ها به تغییر محرک‌های خارجی و فرآیندهای داخلی و در نتیجه امکان توسعه در طول مسیر فعلی (و یا به عبارتی در زمینه پایداری) است (فولک و همکاران، ۲۰۱۰). در کنار اهمیت بخش امنیت تأمین انرژی که مهمترین شاخص آن تنوع است، توجه به پایداری و استحکام شبکه تجارت نفت اهمیت دارد.

استحکام مفهومی چند بعدی است که حوزه‌های مختلف فیزیکی، اجتماعی، فرهنگی، فناوری یا اقتصادی را در بر می‌گیرد. ثوما[1] (۲۰۱۴) بیان می‌کند ارتباطات کارا و اثربخش می‌تواند یک عامل تعیین‌کننده برای رفتار مستحکم و منعطف (یا حتی «غیر مستحکم») زیرساختی باشد که در معرض تکانه باشد. در اینصورت، با در نظر گرفتن سنجه‌هایی برای عملکرد یک نظام و منحنی وابسته به زمان، می‌توان چگونگی پاسخ این سنجه‌ها به تکانه یا رویداد نامطلوب را ارزیابی کرد. از این رو، میزان استحکام یک نظام[2] را می‌توان بر اساس شکل (۱) که در آن محور افقی مبین زمان و محور عمودی مبین عملکرد است، تحلیل کرد. در این شکل، دوره (الف)، دوره عملکرد طبق برنامه بوده، دوره (ب)، دوره جذب تکانه، دوره (ج) دوره بازسازی نظام پس از تکانه و دوره (د)، دوره سازگاری نظام پس از تکانه است. بر اساس شکل (۱) اگر در ابتدای دوره B یک تکانه به نظام وارد شود بسته به میزان پایداری ۴ نوع نظام قابل تصور است که عبارتند از: (۱) مستحکم[3] (جذب بدون فروپاشی- نمودار آبی)، (۲) شکل‌پذیر[4] (بهبود ناقص- نمودار زرد)، (۳) در حال فروپاشی[5] (نمودار قرمز) یا (۴) رفتار سازگار[6] (تغییر شکل توسط تغییر ساختارها، توابع و حلقه‌های بازخورد-نمودار سبز). کلیمک[7] و همکاران (۲۰۱۹) بیان می‌کنند که انتظار می‌رود یک نظام با استحکام و انعطاف بالا (مانند

[1]. Thoma (2014)
[2]. System
[3]. Robust Behavior
[4]. Ductile Behavior
[5]. Collapsing Behavior
[6]. Adaptive Behavior
[7]. Klimek

رفتارهای قوی و سازگار در شکل (۱)) در مقایسه با نظامی با انعطاف‌پذیری پایین‌تر (مثلاً رفتار شکل‌پذیر یا حتی در حال فروپاشی در شکل (۱)) افت کمتر و بازیابی سریع‌تری را در عملکرد نظام نشان دهد.

شکل (۱): چهار الگوی اساسی تغییر در عملکرد نظام زمانیکه یک زیرساخت در معرض تکانه باشد. استحکام را می‌توان از نظر کمی با پاسخ وابسته به زمان یک سنجه برای عملکرد نظام مشخص کرد: (۱) مستحکم، (۲) شکل‌پذیر، (۳) در حال فروپاشی یا (۴) سازگار.



منبع: کلیمک و همکاران (۲۰۱۹)

علاوه بر نوع ارتباطات، میزان ارتباطات و یا به عبارتی میزان متصل‌بودن[1] یک شبکه می‌تواند بر استحکام شبکه تأثیر بگذارد. اوندر و ییلمازکودی[2] (۲۰۱۶) با ارزیابی موقعیت کلی یک کشور در شبکه تجارت جهانی، متصل بودن یک کشور را می‌سنجند. این امر نه تنها مستلزم توجه به شرکای تجاری یک کشور است، بلکه نیاز به توجه به شرکایِ شرکای آن کشور دارد زیرا میزان متصل بودن یک کشور بستگی به کمیت و همچنین کیفیت شرکای تجاری دارد. به عبارت دیگر، نکته‌ای که در زمینه شاخص‌های بازبودن تجاری وجود دارد این است که این شاخص‌ها تفاوتی بین شرکای تجاری قائل نمی‌شوند و بنابراین، دو کشور که حجم تجاری یکسان داشته ولی مجموعه شرکای تجاری متفاوتی دارند، از دید این شاخص‌ها، یکسان در نظر گرفته می‌شوند. از این رو، برای در نظر گرفتن شرکای یک کشور و ویژگی‌های آن‌ها و در نتیجه برای نشان دادن متصل‌بودن کشورها، می‌توان از شاخص‌های مرکزیت شبکه استفاده کرد که ییلمازکودی

[1]. Connectedness
[2]. Önder and Yilmazkuday

و اوندر (۲۰۱۶)، این شاخص‌ها را شاخص تنوع شریک تجاری[1] می‌خوانند. به بیان دیگر، وجود تنوع نیز می‌تواند عامل افزایش استحکام نظام باشد و نوع نظام را می‌تواند از سطح (۳) به سطوح بالاتر (۲)، (۱) یا (۴) در شکل (۱) ارتقا دهد و بطور خاص در شبکه تجارت نفت، استحکام شبکه تجارت جهانی نفت بر امنیت انرژی آن اثرگذار خواهد بود.
از طرف دیگر، ایجاد تنوع به عنوان مهمترین عامل ایجاد امنیت در تأمین نفت معرفی می‌شود. به عبارتی، تنوع در کشورهای واردکننده خطر اختلال در تقاضای نفت را برای کشورهای صادرکننده کاهش داده و تنوع در کشورهای صادرکننده نفت خطر اختلال در عرضه را برای کشورهای واردکننده کاهش می‌دهد (کیتامورا و ماناگی[2]، ۲۰۱۷).
تنوع به عنوان سنجه‌ای از استحکام نظام‌های انرژی نیز مطرح می‌شود. تنوع، درجه تغییر در نظام است که می‌تواند شامل درجه تغییر در اجزا اصلی باشد که عملکردهای مشابه دارند. به این نوع از تنوع، تنوع عملکردی[3] گفته می‌شود. تنوع عملکردی همچنین می‌تواند در شبکه‌های تجاری نقش داشته باشد، به‌ویژه در زمینه زنجیره‌های ارزش جهانی که بازیگران و مراحل متعدد تولید را درگیر می‌کند. در شبکه‌های تجاری، تنوع عملکردی می تواند به تنوع بازیگران، محصولات و خدمات درگیر در مبادله کالاها و خدمات اشاره داشته باشد. یک شبکه تجاری متنوع می تواند چندین مزیت از جمله موارد زیر را داشته باشد:
تاب آوری[4]: یک شبکه تجاری متنوع می تواند در برابر شوک های اقتصادی و سیاسی مقاوم تر باشد، زیرا می تواند منابع جایگزین عرضه و تقاضا را فراهم کند.
پایداری[5]: یک شبکه تجاری متنوع می تواند با تقویت همکاری و به اشتراک گذاری دانش پیرامون مسائل مختلف مرتبط، پایداری را ارتقا دهد.
فراگیری[6]: یک شبکه تجاری متنوع می تواند با فراهم کردن فرصت هایی برای تولیدکنندگان کوچک مقیاس و جوامع به حاشیه رانده شده برای مشارکت در تجارت و بهره مندی از فرصت های آن، فراگیری را ارتقا دهد.
همچنین، تنوع به عنوان درجه تغییر در اجزای اصلی نظام که پاسخ‌های مختلف در برابر اختلالات دارند نیز تعریف می‌شود که به آن تنوع پاسخ[1] گویند (فولک[2] و همکاران،

[1]. Trade Partner Diversification (TPD)
[2]. Kitamura and Managi
[3]. Functional Diversity
[4]. Resilience
[5]. Sustainability
[6]. inclusivity

۲۰۰۴). تنوع باعث می‌شود که یک نظام در صورت بروز اختلال در گزینه‌های خود انعطاف‌پذیرتر باشد. بنابراین تنوع می‌تواند انعطاف‌پذیری و استحکام نظام انرژی چه در تولید و چه مصرف را افزایش دهد (خرازی[۳] و همکاران، ۲۰۱۵).

۳. پیشینه تحقیق

ناپایداری بازار جهانی نفت خام در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۱۳[۴] و به خصوص افزایش مخاطرات نفت از فوریه سال ۲۰۱۳، (وانگ[۵] و همکاران، ۲۰۱۶) سبب شد از سال ۲۰۱۴ به بررسی شبکه تجارت جهانی نفت خام توجه ویژه‌ای شود. نتایج مطالعات در زمینه شبکه تجارت نفت خام به سه دسته قابل تقسیم است. دسته اول، مطالعاتی است که ساختار و ویژگی‌های شبکه تجارت نفت خام را بررسی می‌کنند. عمده این مطالعات در سال ۲۰۱۴ انجام شده‌اند. بطور خاص، این مطالعات بیان می‌کنند که شبکه تجارت نفت خام ویژگی شبکه‌های جهان کوچک[۶] و مقیاس آزاد[۷] را توأمان دارند (آن[۸] و همکاران، ۲۰۱۴؛ یانگ[۹] و همکاران، ۲۰۱۵؛ وانگ و همکاران ، ۲۰۱۶؛ لیو و همکاران ۲۰۲۰). همچنین، روند تکاملی ساختار شبکه تجارت نفت خام حاکی از روندی پایدار،

---

[1]. Response Diversity
[2]. Folke
[3]. Kharrazi

[۴]. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به:
https://www.refinitiv.com/perspectives/market-insights/the-oil-crash-explained-5-causes-that-led-to-oils-decline/

[5]. Wang
[6]. Small World Networks
شبکه‌های جهان کوچک ساختاری بینابین شبکه‌های باقاعده (شبکه‌هایی با رئوس دارای درجه یکسان (جکسون، ۲۰۱۰)) و شبکه‌های تصادفی (شبکه‌هایی با ناهمگونی زیاد در درجات رئوس و توزیع درجه پواسنی (جکسون، ۲۰۱۰)) دارند که از هر کدام خصوصیاتی را برگرفته‌اند. شبکه‌های جهان کوچک ویژگی ضریب خوشه‌ای شدن بالا را از شبکه‌های با قاعده و ویژگی طول متوسط مسیر کوتاه را از شبکه‌های تصادفی دارند (واتس و استروگتز (۱۹۹۸). یک مثال معروف این نوع شبکه‌ها در شبکه ارتباطات است و گفته می‌شود که بطور میانگین فاصله بین افراد در دنیا به اندازه شش نفر است (نیومن، ۲۰۱۰).

[7]. Free Scale Networks
شبکه‌های مقیاس آزاد توزیع درجه نمایی دارند بدین معنا که در این شبکه‌ها تعداد زیادی رئوس با درجه خیلی کم و تعداد کمی رئوس با درجه خیلی بالا وجود دارند. لازم به ذکر است که منظور از توزیع درجه یک شبکه، شرح فراوانی نسبی رئوسی است که درجات مختلف دارند (نیومن، ۲۰۰۳؛ جکسون، ۲۰۱۰).

[8]. An
[9]. Yang

یکپارچه و سلسله‌مراتبی[1] است (آن و همکاران، ۲۰۱۴؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۶) که در طول زمان تغییر نکرده است (ژانگ[2] و همکاران، ۲۰۱۹).

برخی از این مطالعات، ویژگی‌های کشورهای عمده صادرکننده و واردکننده نفت را نیز مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که عمده تجارت نفت خام بین ده کشور اصلی شبکه تجاری (آلمان، اسپانیا، ژاپن، استرالیا، کره جنوبی، عربستان سعودی، کانادا، امارات متحده عربی، مالزی و سنگاپور) خلاصه می‌شود که بیش از ۴۰٪ روابط تجاری را به خود اختصاص داده‌اند. در این میان، کشورهای عمده واردکننده شامل آلمان، اسپانیا، پرتغال، ژاپن، استرالیا، کره جنوبی، برزیل، سنگاپور و کانادا بوده که بیش از نیمی از روابط تجاری را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، شش کشور خاورمیانه که عبارتند از عربستان سعودی، عمان، امارات متحده عربی، ایران، عراق، کویت به عنوان کشورهای عمده صادرکننده شناسایی شده که ۳۲٪ از کل روابط تجاری را به خود اختصاص داده‌اند. نکته‌ای که وجود دارد این است که شش کشور عمده صادرکننده نفت یک بلوک تجاری با ساختار جهان-کوچک را شکل داده‌اند (یانگ و همکاران، ۲۰۱۵).

دونگ و همکاران (۲۰۲۰) با بهینه‌سازی شبکه تجارت نفت خام و مقایسه نحوه انتخاب شرکای تجاری کشورهای عمده صادرکننده نفت؛ اشاره می‌کنند که در شبکه بهینه تجارت نفت، کشورهای عمده صادرکننده نفت شرکای خود را نسبت به شبکه تجاری غیر بهینه، هوشمندانه‌تر انتخاب می‌کنند و روابط تجاری با ثبات‌تری دارند. دو[3] و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی مطالعات انجام شده در خصوص شبکه تجارت نفت خام

---

[1]. Stable, Integrated and Ordered

آن و همکاران (۲۰۱۴) این مفاهیم را بخوبی بیان و تفسیر کرده‌اند. منظور از «پایداری» ساختار شبکه تجارت نفت در طول زمان این است که در طول زمان ممکن است کشورهایی به شبکه ملحق شوند و در عین حال کشورهایی نیز از شبکه جدا شوند که در نهایت پایداری کل ساختار شبکه را خواهیم داشت. همچنین، منظور از «یکپارچه بودن» ساختار شبکه تجارت نفت این است که با جهانی‌شدن تجارت نفت خام و شکسته شدن موانع تجاری، هم کشورهای واردکننده و هم کشورهای صادرکننده یکپارچه‌تر می‌شوند. به علاوه، منظور از «سلسله مراتبی» بودن ساختار شبکه، چگونگی تعامل بین اهمیت/نقش (درجه رئوس) و اثرگذاری (ضریب خوشه‌ای شدن) کشورها است. هرچقدر همبستگی بین نقش و اثرگذاری کشورها بیشتر باشد، مبین آن است که ساختار شبکه سلسله مراتبی است. در خصوص شبکه تجارت نفت، مشاهده شده است که در طول زمان همبستگی بین نقش و اثرگذاری کشورها بیشتر شده و در نتیجه ساختار شبکه یک ساختار سلسله مراتبی است.

[2]. Zhang

[3]. Du

مشاهده می‌کنند که عمده مطالعات بر کشورهای عمده صادرکننده نفت معطوف هستند. این در حالی است که کشورهای عمده واردکننده نفت خام بر کشورهای عمده صادرکننده اثر می‌گذارند و بایستی توجه مطالعات به سمت کشورهای واردکننده نیز معطوف شود (دو و همکاران، ۲۰۱۷). در این خصوص، مطالعات انجام شده نشان می‌دهند که در صحنه رقابت تجاری، منطقه آسیا-اقیانوسیه نقش اصلی و پیشرو داشته است. همچنین، در طول زمان شدت رقابت افزایشی بوده و واردکنندگان نفت خام غیر از کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[1] نیروی اصلی در رشد شدت رقابت جهانی بوده‌اند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین، با توجه به ظهور انرژی‌های جدید، عرضه انرژی کشورهای وابسته به واردات نفت خام متنوع شده است. به علاوه، روابط بین کشورهای وابسته به واردات نفت خام در طول زمان تضعیف شده است. در این میان، ۱۰ کشور هلند، ایالات متحده آمریکا، ایتالیا، اسپانیا، بریتانیا، چین، بلژیک، استرالیا، لهستان و آلمان به طور مکرر با سایر کشورها تعامل دارند و نقش مهمی در حفظ پایداری واردات نفت خام ایفا می‌کنند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۶).

دسته دوم مطالعات به بررسی بحران‌ها در شبکه تجارت نفت خام پرداخته‌اند. بطور خاص، ژانگ و همکاران (۲۰۱۴) به دو نقطه عطف در تکامل شبکه تجارت نفت خام اشاره می‌کند که شامل جنگ عراق در سال ۲۰۰۵-۲۰۰۴ و بحران مالی در سال ۲۰۰۹-۲۰۰۸ هستند. این نقاط عطف منجر به ایجاد ناپایداری در جوامع شبکه تجارت نفت خام شده است. همچنین، آن و همکاران (۲۰۱۴) اشاره می‌کنند که تغییر ناگهانی در شبکه کشور تولیدکننده نفت منجر به ایجاد نوسان در عرضه نفت می‌شود و ترمیم آن برای کشور تولیدکننده زمان‌بر است. اثر این موضوع بر کشور واردکننده ضعیف‌تر بوده و زمان کوتاه‌تری برای ترمیم نیاز است. زیرا سایر کشورهای تولیدکننده نفت خام، کمبود ایجاد شده را پوشش می‌دهند و بنابراین، تغییر ایجاد شده برای سایر کشورهای تولیدکننده نفت خام به عنوان یک فرصت تلقی می‌شود. اشفق[2] و همکاران (۲۰۲۰) با اشاره به این موضوع که آسیا به عنوان بزرگترین قاره بیشترین مصرف انرژی را دارد، اهمیت بررسی تأثیر سرریز و بحران انرژی در این منطقه را بیان می‌کند. این محققان با مطالعه رابطه بین سرریز نوسان نفت خام، بورس سهام کشورهای عمده صادرکننده و واردکننده نفت آسیایی بیان می‌کنند که بین کشورهای عمده صادرکننده نفت و

[1]. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
[2]. Ashfaq

همچنین قیمت نفت رابطه سرریز قوی وجود دارد. این موضوع برای کشورهای عمده صادرکننده نفت هشدار بوده و نیاز است که وابستگی این کشورها به سایر بخش‌های اقتصادی نیز متنوع شود. به علاوه، سرریز نوسان مثبت و معنادار میان بورس‌های کشورهای عمده تجارت نفت آسیا و همچنین سرریز نوسان مثبت و معنادار با بازده قیمت نفت، پیوند قوی بین بورس، بازده قیمت نفت و سرریز نوسان را تأیید می‌کند و همچنین نشان می‌دهد که هر بحرانی در یک بازار می‌تواند تا حد زیادی بر نوسانات سایر بازارهای سهام تأثیر بگذارد. ارتباط این چنینی بین این بازارها نیز اهمیت قیمت نفت را برای همه سهام‌ها تایید می‌کند. این در حالی است که روابط بین کشورهای آسیایی عمده واردکننده نفت خام ضعیفتر بوده و بنابراین این کشورها مستقل‌تر از کشورهای عمده صادرکننده نفت عمل می‌کنند و نیاز است که برنامه‌ریزی بلندمدت برای مواجه با تکانه‌های آتی بحران انرژی داشته باشند.

در ادامه مطالعات مربوط به بحران‌ها در شبکه تجارت نفت خام، سونگ[1] و همکاران (۲۰۲۱) این موضوع را از دید کشورهای مرکزی شبکه تجارت نفت خام بررسی می‌کنند و بیان می‌دارند که کشورهای مرکزی شبکه تجاری حساسیت کمتری نسبت به حملات عمدی به شبکه تجاری را دارند. جی[2] و همکاران (۲۰۱۴) همچنین پایداری کل شبکه را در صورت اختلال تصادفی یا هدفمند عرضه صادرات توسط کشورهای صادرکننده نفت بررسی می‌کند. شاخص پایداری این محققین بر اساس کشورهای واردکننده و شاخص پایداری کلی این پژوهشگران بر اساس کشورهای صادرکننده تعریف شده است. علاوه بر این، جی و همکاران (۲۰۱۴) برای ارزیابی پایداری کشورهای واردکننده، جنبه‌های جغرافیای سیاسی کشورهای صادرکننده را در نظر گرفته‌اند. در کنار این موضوع، به منظور تحلیل منطقه‌ای، جوامع در شبکه تجارت نفت نیز کشف شده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که شبکه تجارت نفت تحت حملات تصادفی مستحکم و تحت حملات هدفمند شکننده است. همچنین، بدلیل ارتباط تنگاتنگ تجارت نفت با امنیت انرژی، بر اساس شناسایی الگوهای تجاری فعلی نفت، این پژوهشگران سیاست‌ها و پیشنهادات مربوطه برای حفظ پایداری تجارت نفت و تضمین امنیت انرژی هر کشور را ارائه می‌کنند.

---

1. Song
2. Ji

دسته سوم مطالعات مربوط به شبکه تجارت نفت خام در منطقه طرح یک کمربند یک جاده[1] و بطور خاص نقش کشور چین و ویژگی کشورهای این منطقه از نظر اقتصادی، فرهنگی و ... است. نتایج مطالعات روی شبکه تجارت نفت خام در منطقه طرح یک کمربند یک جاده مبین آن است که جغرافیای سیاسی، مقیاس اقتصادی و فرهنگ عوامل مؤثر بر تجارت قوی چین در این منطقه هستند. به عبارت دیگر، در این منطقه، چین رابطه تنگاتنگی با سایر کشورها ایجاد کرده و روابط تجاری بیشتر با تعداد کمتری از کشورها برقرار شده که مبین ارتباط تجارت با جغرافیای سیاسی است. همچنین، مقیاس اقتصادی[2] تأثیر مثبت قابل توجهی بر تجارت در این منطقه دارد بگونه‌ای که کشورهای مجاور تمایل به برقراری روابط تجاری نزدیک دارند. به علاوه، همکاری فرهنگی نیز ویژگی‌های قابل توجهی در تقویت تجارت نشان می‌دهد. همچنین، کشورهایی که منجر به استحکام شبکه تجارت نفت خام در منطقه طرح یک کمربند یک جاده شده‌اند عبارتند از: اندرونزی، مالزی، سنگاپور، تایلند و شرکای تجاری آن‌ها. جدول (۱)، نتایج این مطالعات را بطور خلاصه نشان می‌دهد.

جدول (۱): مطالعات مربوط به شبکه تجارت نفت خام در منطقه طرح یک کمربند یک جاده

نویسندگان	کشورها	دوره مورد مطالعه	داده‌ها	نتایج
ژانگ و همکاران (۲۰۱۹)	۶۵ کشور منطقه طرح یک کمربند یک جاده	۲۰۰۴-۲۰۱۶	هماهنگی سیاست، اتصال امکانات و تجارت بدون مانع، ادغام مالی، قرارداد بین مردم، انرژی جایگزین، جریان تجارت دوجانبه نفت	عوامل مؤثر بر تجارت مقاوم چین: جغرافیای سیاسی، مقیاس اقتصادی و فرهنگ.
چی[3] و همکاران (۲۰۱۹)	۶۵ کشور منطقه طرح یک کمربند یک جاده	۲۰۰۹-۲۰۱۶	جریان تجارت دو جانبه نفت خام	کشورهای سهیم در استحکام تجارت و جوامع تجاری: اندرونزی، مالزی، سنگاپور، تایلند و شرکای تجاری آن‌ها. کشورهای کنترل‌کننده منابع نفت خام: روسیه و قزاقستان.

[1]. The Belt and Road Initiative

این طرح با پشتوانه قدرت صنعتی چین، راهی برای کمک به رشد اقتصادی و رونق تجارت بین‌الملل کشورها است. در این طرح ۱۴۷ کشور عضو هستند. برای اطلاعات بیشتر به درگاه زیر مراجعه شود.

https://greenfdc.org/countries-of-the-belt-and-road-initiative-bri

[2]. Economic Scale

[3]. Xi

				کشور مرکز مالی برای بهره‌مندی بیشتر از طرح یک کمربند یک جاده: سنگاپور. کشور توسعه‌دهنده دامنه تجارت: قزاقستان.

منبع: یافته‌های تحقیق

وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات در داخل این است که بحث تحلیل الگوهای شبکه تجارت نفت خام با رویکرد نظریه شبکه انجام نشده است و بنابراین مطالعه حاضر در بین مطالعات داخلی نوآوری دارد. از نظر مطالعات خارجی، اگرچه عمده روش‌شناسی انجام شده در این مطالعه از پژوهش جی و همکاران (۲۰۱۴) برگرفته شده است؛ اما نحوه بررسی و ساخت شبکه تا حدودی متفاوت است. یکی اینکه، تحلیل منطقه‌ای براساس شبکه منطقه‌ای صورت گرفته است تا بتوان بعد فاصله، هزینه تجاری و نزدیکی ساختاری و فرهنگی را در نظر بگیریم. همچنین، در بخش خاصی از تحلیل، نه تنها بر نوع شبکه مد نظر جی و همکاران (۲۰۱۴) که شبکه‌ای جهت‌دار بدون وزن است تمرکز کرده‌ایم، بلکه به منظور تحلیل دقیق‌تر، شبکه جهت‌دار وزن‌دار را نیز بررسی کرده‌ایم تا بزرگی رابطه تجاری (و نه صرفاً وجود یا نبود رابطه تجاری) را بررسی کنیم. بنابراین، مطالعه حاضر در مقایسه با هر دو دسته مطالعات داخلی و خارجی نوآوری دارد.

۴. روش‌شناسی و داده‌ها

در این قسمت ابتدا نحوه ساخت شبکه تجارت جهانی نفت معرفی و سپس شاخص‌های مربوط به تحلیل در سطح کل و سطح منطقه‌ای ارائه می‌شوند. در بخش آخر نیز داده-های مورد استفاده در پژوهش حاضر تشریح می‌شوند.

۴-۱. ساخت شبکه مرکزی تجارت جهانی نفت

برای طراحی شبکه تجاری همانند جی و همکاران (۲۰۱۴) یک شبکه مرکزی تجارت جهانی نفت جهت‌دار بدون وزن[1] را خواهیم داشت که ماتریس الحاقی[2] آن براساس شبکه صادرات نفت خام ساخته شده است. شبکه جهت‌دار تجارت نفت با مجموعه $G = (N, E)$ نشان داده می‌شود که در آن Z کشور تجاری به عنوان رئوس شبکه ($N = \{n_1, n_2, \cdots n_Z\}$) و جریان تجاری به عنوان یال‌های شبکه (E) در نظر گرفته می-

[1]. Unweighted Directed Network
[2]. Adjacency Matrix

شوند. ساختار شبکه با ماتریس الحاقی با ابعاد Z×Z نشان داده می‌شود که در آن $e_{ij} = 1$ است اگر صادرات نفت از کشور n_i به کشور n_j وجود داشته باشد، در غیر این صورت $e_{ij} = 0$ خواهد بود. در اینجا با در نظر گرفتن تفاوت در روابط تجاری بین کشورها و در نظر گرفتن روابط تجاری مهم، شبکه مرکزی تجارت جهانی نفت با هدف برجسته‌کردن بهتر کشورها و روابط با موقعیت‌های تجاری قابل توجه ساخته شده است.
شدت صادرات[1] به عنوان شاخصی برای فیلترکردن روابط تجاری مورد استفاده است که به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$XTI(i,j) = \frac{X_{ij}/X_i}{M_j/M_w} \quad (۱)$$

که در آن $XTI(i,j)$ شدت صادرات بین کشور n_i و کشور n_j، X_{ij} حجم صادرات از کشور n_i به کشور n_j، X_i کل حجم صادرات کشور n_i، M_j کل حجم واردات کشور n_j و M_w کل حجم واردات جهانی است.
شدت صادرات به عنوان سنجه‌ای از رابطه تنگاتنگ بین دو کشور محسوب می‌شود. این شاخص نشان می‌دهد که آیا یک کشور نسبت به میانگین دنیا (به صورت درصد) بیشتر به یک مقصد معین صادرات دارد یا خیر. مقدار شدت صادرات بیشتر از ۱ به معنای صادرات به طور متوسط بیشتر کشور i به مقصد j نسبت به کل جهان است که منعکس‌کننده یک رابطه تجاری «شدید» است. این در حالی است که مقدار کمتر از ۱، یک رابطه «ضعیف» را نشان می‌دهد. از دیدگاه نظریه، شدت صادرات کشور v_i برابر است با شدت واردات کشور v_j برای همان شرکای تجاری. در اینجا، کشور v_i به کشور v_j صادرات نفت دارد. بنابراین، ساختار شبکه مرکزی تجارت نفت به صورت زیر بیان می‌شود:

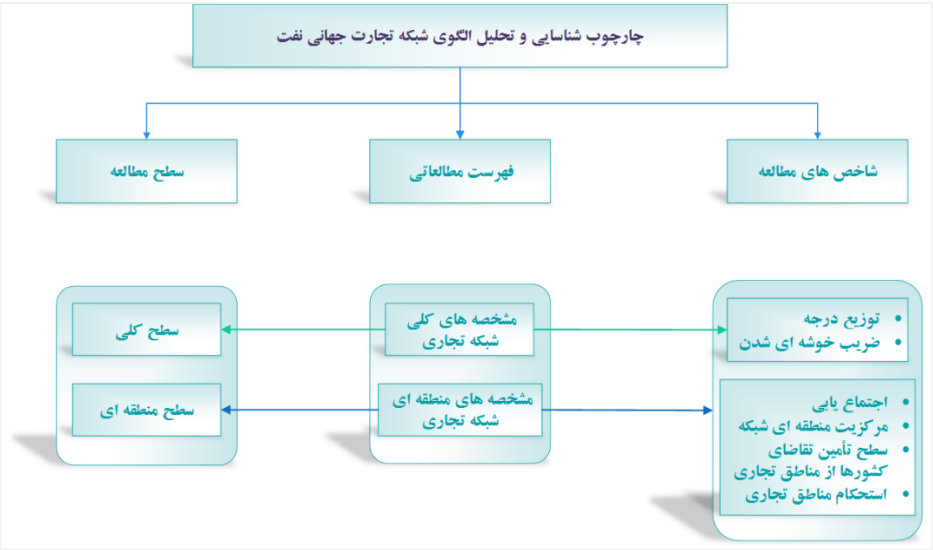
$$a_{ij} = e_{ij} \times \begin{cases} 1 & XTI(i,j) > 1 \\ 0 & XTI(i,j) < 1 \end{cases} \quad (۲)$$

[1]. Export Intensity

۴-۲. شاخص‌های شبکه مرکزی تجارت نفت

در این مقاله الگوهای تجارت نفت در دو زمینه ویژگی‌های کلی و ویژگی‌های منطقه‌ای تجارت نفت مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. چارچوب پژوهشی مطالعه حاضر به شرح شکل (۲) است.

شکل (۲): شمای کلی شناسایی و تحلیل الگوی شبکه تجارت جهانی نفت



منبع: دستاورد تحقیق

۴-۲-۱. مشخصه‌های کلی شبکه تجارت

مشخصه‌های کلی شبکه تجارت، شاخص‌هایی از الگوهای تجارت در سطح جهانی هستند. همچنین، پایداری تجارت تا حد زیادی به ساختار شبکه تجاری بستگی دارد. بنابراین، شناسایی ویژگی‌های ساختاری شبکه تجاری بخش مهمی از شناسایی موقعیت‌های الگوی تجارت نفت است. دو شاخص خاص برای شناسایی مشخصه‌های کلی شبکه استفاده می‌شوند که عبارتند از: توزیع درجه و ضریب خوشه‌ای شدن.

۴-۲-۱-۱. توزیع درجه[1]

توزیع درجه یک شبکه برای توصیف مشخصه توزیع تعداد اتصالات رئوس و مطالعه ناهمگونی رئوس استفاده می‌شود که به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$P(k) = \frac{N_k}{N} \qquad (۳)$$

[1]. Degree Distribution

که در آن N_k تعداد رئوس با درجه[1] k و N تعداد کل رئوس شبکه است.

در شبکه‌های تصادفی، توزیع درجه توزیع پواسونی دارد و نشان می‌دهد رئوس درجه یکسانی دارند و ویژگی همگن بودن را بیان می‌کند. این در حالی است که اگر توزیع درجه، توزیع نمایی بصورت $P(k) = k^{-r}$ داشته باشد بدین معناست که رئوس ناهمگونی آشکاری دارند و اهمیت رئوس از رأسی به رأس دیگر متفاوت است. به عبارت دیگر، تعداد کمی از رئوس درجه بالا دارند و تعداد کثیری از رئوس دارای درجات پایین هستند که اصطلاحاً به چنین شبکه‌هایی، شبکه‌های مقیاس آزاد گویند (جکسون، ۲۰۱۰).

۴-۲-۱-۲. ضریب خوشه‌ای شدن[2]

ضریب خوشه‌ای شدن سنجه‌ای از نزدیکی همسایگان یک رأس است. ضریب خوشه‌ای شدن یک رأس به شرح زیر تعریف می‌شود که مبین احتمال آن است که هر دو همسایه تجاری رأس انتخاب شده نیز به یکدیگر متصل باشند:

$$C_i = \frac{E_i}{k_i \times (k_i - 1)} \quad (۴)$$

$$C(k) = \frac{1}{N_k} \sum_{j=\{i|k_i=k\}} C_j \quad (۵)$$

که در آن C_i ضریب خوشه‌ای شدن رأس v_i، k_i تعداد همسایگان رأس v_i، $k_i \times (k_i - 1)$ تعداد اتصالات ممکن بین همسایگان رأس v_i، E_i تعداد واقعی اتصالات بین k_i همسایه است. همچنین، $C(k)$ میانگین ضریب خوشه‌ای شدن رئوس با درجه k است. $C_i \in [0,1]$. ضریب خوشه‌ای شدن بین صفر و یک است و یا به عبارتی، ضریب خوشه‌ای شدن بالا نشان دهنده روابط تجاری نزدیک بین همسایگان تجاری است و سطح بالایی از خوشه‌ای شدن محلی را نشان می‌دهد (جکسون، ۲۰۱۰).

---

[1]. Degree

منظور از درجه، مجموع تعداد روابط یک رأس است. درجه رأس i بصورت $d_i = \sum_{j=1}^{N} a_{ij} = \sum_{j=1}^{N} a_{ji}$ محاسبه می‌شود که در آن a_{ij} درایه ماتریس الحاقی است و مبین تعداد روابط وارد شده از رأس i به رأس j و a_{ji} مبین تعداد روابط وارد شده از رأس j به رأس i است (نیومن، ۲۰۱۰). در شبکه‌های جهت‌دار، مفهوم درجه به دو مفهوم درجه ورودی و درجه خروجی تقسیم می‌شود که به ترتیب مبین تعداد روابط وارد شده به یک رأس و تعداد روابط خارج شده از یک رأس هستند. رابطه (۱-۳) نحوه محاسبه درجه ورودی و رابطه (۲-۳) نحوه محاسبه درجه خروجی را نشان می‌دهد.

$$d_i^{in} = \sum_{j=1}^{N} a_{ij} \quad (۳-۱)$$

$$d_i^{out} = \sum_{j=1}^{N} a_{ji} \quad (۳-۲)$$

[2]. Clustering Coefficient

۴-۲-۲. ویژگی‌های منطقه‌ای شبکه تجارت نفت

با توجه به محدودیت‌های توزیع منابع نفتی، تجارت نفت مشخصه‌های منطقه‌ای آشکار دارد. هرچقدر روابط بین کشورهای منطقه نزدیک‌تر باشد، شبکه تجارت منطقه‌ای با تأثیرات دو طرفه شکل می‌گیرد بگونه‌ای که کشورهای منطقه به شدت به آن وابسته هستند. شبکه تجارت منطقه‌ای نقش بسیار مهمی در پایداری تجاری کشورهای منطقه ایفا می‌کند. بنابراین، در اینجا با استفاده از سه جنبه ساختار جوامع، مرکزیت منطقه‌ای شبکه و سطح تأمین تقاضای کشور که توسط یک منطقه تجاری برآورده می‌شود، ویژگی‌های منطقه‌ای تحلیل می‌شود.

۴-۲-۲-۱. اجتماع‌یابی[1]

اجتماع‌یابی، شبکه را به چند اجتماع تقسیم می‌کند بگونه‌ای که روابط درون جامعه‌ای حداکثر و روابط بین جامعه‌ای حداقل می‌شود (رونهود و نوسینوف[2]، ۲۰۰۹). به عبارت دیگر، رئوس درون یک جامعه به طور متراکم[3] و رئوس بین جوامع به طور پراکنده[4] به هم متصل هستند (بلاندل[5] و همکاران، ۲۰۰۸). روش‌های متفاوتی برای اجتماع‌یابی ارائه شده‌است: الگوریتم‌های تقسیم‌کننده[6]، الگوریتم‌های جمع‌بندی[7] و روش‌های بهینه-یابی[8] که روش بهینه‌یابی، براساس حداکثرکردن تابع هدف است (ریچارد و بورنهولد، ۲۰۰۶[9]؛ بلاندل و همکاران، ۲۰۰۸). در اجتماع‌یابی به روش لوین[10] که یک روش بهینه‌یابی است، اتصالات درون اجتماعی حداکثر و اتصالات بین جوامع حداقل می‌شود (روبینو و اسپورنز، ۲۰۱۰)[11]. در مقاله حاضر، «اجتماع‌یابی» برای شبکه تجاری منطقه‌ای انجام می‌شود.

۴-۲-۲-۲. مرکزیت منطقه‌ای شبکه

شاخص مرکزیت منطقه‌ای شبکه معیاری برای سنجش مرکزیت آشکار داشتن یا نداشتن شبکه است و اینکه آیا تعداد کمی رئوس روی شبکه کنترل دارند یا خیر.

---

1. Community Detection
2. Ronhovde and Nussinov
3. Densely
4. Sparsely
5. Blondel
6. Divisive Algorithms
7. Agglomerative Algorithms
8. Optimization Methods
9. Reichardt and Bornholdt
10. Louvain
11. Robinov and Sporns

مرکزیت منطقه‌ای شبکه به شرح زیر محاسبه می‌شود.

$$C_D = \frac{\sum_{i=1}^{N} k_{max} - k_i}{max(\sum_{i=1}^{N} k_{max} - k_i)} = \frac{\sum_{i=1}^{N} k_{max} - k_i}{(N-1)\times(N-1)} \quad (۶)$$

که در آن C_D مرکزیت شبکه، N تعداد رئوس شبکه، k_i درجه رأس v_i، k_{max} بیشترین درجه در بین تمام رئوس است. بازه تغییرات این شاخص مرکزیت، بین صفر و یک است؛ به عبارت دیگر $C_D \in [0,1]$ (جی و همکاران، ۲۰۱۴).

هرچه C_D بزرگتر باشد نشان دهنده آن است که توانایی کنترل بیش از حد در چند رأس متمرکز شده است و رئوس یک ویژگی ناهمگنی را نشان می‌دهند.

۴-۲-۲-۳. سطح تأمین تقاضای کشور برآورده شده توسط یک منطقه تجاری

توانایی یک منطقه تجاری برای پاسخگویی به نیازهای کشورهای متعلق به این منطقه تجاری تأثیر مهمی بر پایداری تجاری این کشورها دارد. سطح تأمین تقاضای کشور توسط یک منطقه تجاری به عنوان شاخصی از توزیع نسبی درجه تعریف می‌شود، که به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$S(j) = \frac{k_j^{incs}}{k_j^{in}} \quad (۷)$$

که در آن $S(j)$ نشان‌دهنده سطح تأمین تقاضای واردات یک کشور واردکننده نفت است که توسط منطقه تجاری که به آن تعلق دارد برآورده شده است؛ k_j^{incs} مبین میزان واردات نفت کشور v_j از منطقه تجاری است که به آن تعلق دارد و k_j^{in} نشان‌دهنده کل درجه ورودی کشور واردکننده نفت v_j است (جی و همکاران، ۲۰۱۴).

۴-۲-۲-۴. استحکام مناطق تجاری

دونگ و همکاران (۲۰۲۰) به منظور مطالعه شبکه تجارت نفت خام، یک شبکه دو-بخشی[1] را بررسی می‌کنند که در آن m صادرکننده خالص نفت خام و n واردکننده نفت خام وجود دارد. وزن رابطه بین کشورهای تجاری، x_{ij}، مبین مقدار تجارت نفت خام از طریق یک رابطه مستقیم از کشورهای صادرکننده خالص نفت خام (i) به کشورهای واردکننده خالص نفت خام (j) است. بنابراین، برای کشورهای صادرکننده خالص نفت خام و کشورهای واردکننده خالص نفت خام معادلات موازنه‌ای زیر برقرار است.

$$Q_i^{out} = \sum_{i=1}^{n} x_{ij} \quad (۸)$$

$$Q_j^{in} = \sum_{j=1}^{m} x_{ij} \quad (۹)$$

[1]. Bipartite Network

که در آن $0 < x_{ij} < min\{Q_j^{in}, Q_i^{out}\}$ است.

دونگ و همکاران (۲۰۲۰) فرض می‌کنند که در صورتی‌که سازوکار عرضه و تقاضا بتواند روابط تجاری پایداری را برقرار کند و شرکای تجاری متنوعی را بسازد، سازوکاری مستحکم خواهد بود. به منظور نشان‌دادن عملی بودن سازوکار بهینه توزیع نفت خام، این پژوهشگران شاخص استحکام را برای طرف عرضه نفت خام به شکل زیر تعریف می‌کنند.

$$RI_i = \frac{Q_{i\to MI}^{out} / Q_i^{out}}{k_{i\to MI}^{out} / k_i^{out}} \qquad (۱۰)$$

که در آن، k_i^{out} درجه خروجی کشور صادرکننده نفت خام (کشور i)؛ $k_{i\to MI}^{out}$ تعداد کشورهای بزرگ واردکننده نفت خام که از کشور i واردات دارند؛ Q_i^{out} صادرات خالص نفت خام کشور i و $Q_{i\to MI}^{out}$ واردات خالص کشورهای بزرگ واردکننده نفت خام که از کشور i واردات دارند؛ هستند. از این رو، شاخص استحکام کشور صادرکننده نفت خام i بطور مستقیم متناسب با صورت کسر و بطور معکوس متناسب با مخرج کسر RI_i است.

صورت کسر RI_i: سهم حجم صادرات کشور i به کشورهای عمده واردکننده نفت خام در کل حجم صادرات کشور i.

هرچه صورت کسر RI_i بزرگتر باشد، مبین آن است که بیشترین عرضه نفت به بازار از طریق کشور i انجام می‌شود. از آنجایی که کشورهای عمده واردکننده نفت خام کمک بسزایی به پایداری شبکه تجارت دارند؛ بنابراین، برای کشور صادرکننده نفت i هوشمندانه‌تر آن خواهد بود که کشورهای عمده واردکننده نفت خام را به عنوان بازارهای اصلی نفت خام خود در نظر بگیرد.

مخرج کسر RI_i: سهم تعداد واردکنندگان بزرگ نفت خام که با کشور i تجارت دارند به تعداد کل شرکای تجاری کشور i.

هرچه مخرج کسر RI_i کوچکتر باشد، مبین آن است که کشورهایی که با کشور صادرکننده i رابطه تجاری دارند، نه تنها در زمره کشورهای عمده واردکننده نفت خام هستند بلکه سایر کشورهای واردکننده را نیز در بر می‌گیرد. به عبارت دیگر، کشورهایی که از کشور i واردات دارند، متنوع هستند.

با این اوصاف، هر چه RI_i بزرگتر باشد، نشان‌دهنده آن است که کشور i در انتخاب شرکای تجاری هوشمند عمل کرده و روابط تجاری‌اش پایدارتر است.

در خصوص نوآوری مطالعه حاضر نسبت به مطالعه دونگ و همکاران (۲۰۲۰) باید بیان کرد که کشورهای بزرگ واردکننده نفت خام توسط نویسندگان انتخاب شده‌اند این در حالی است که برای محاسبه این شاخص و برای یافتن کشورهای بزرگ واردکننده نفت خام، مطالعه حاضر از روش آنتروپی[1] استفاده کرده‌است. وجه مثبت این روش این است که متکی بر اطلاعاتی است که از داده‌ها به دست می‌آید و بدون دخالت نظر محققان، کشورهای اصلی واردکننده نفت خام از شبکه صادرات نفت خام احصا می‌شوند.

به منظور یافتن کشورهای عمده واردکننده نفت خام، میزان درجه ورودی (واردات) کشورها در شبکه صادرات نفت خام محاسبه شده است. سپس، با استفاده از روش آنتروپی، کشورهای عمده واردکننده استخراج شده‌است. به پیروی از مطالعه ذکری و همکاران (۲۰۱۶) و با ادبیات مربوط به موضوع مورد بررسی در این گزارش، شاخص بر مبنای آنتروپی توضیح داده شده است. در این روش، درجه ورودی هر کشور با درجه ورودی کل شبکه مقایسه می‌شود. به عبارت دیگر، میزان واردات هر کشور در مقایسه با کل واردات شبکه تجاری به شکل رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود.

$$f_i = \frac{Q_i^{in^2}}{\sum_{j=1}^{n} Q_j^{in^2}} \qquad (۱۱)$$

که در آن $Q_i^{in^2}$، توان دوم درجه ورودی (واردات) کشور i در شبکه صادرات نفت خام، $\sum_{j=1}^{k} Q_j^{in^2}$ توان دوم مجموع درجه ورودی (واردات) کشورها در شبکه صادرات نفت خام و n تعداد کشورهای موجود در شبکه صادراتی هستند. با استفاده از رابطه (۱۱)، آنتروپی درجه ورودی (واردات) کشورها به شکل رابطه (۱۲) محاسبه می‌شود.

$$0 < \text{آنتروپی} = \frac{-1}{\log k} \sum_{i=1}^{n} f_i log f_i < 1 \qquad (۱۲)$$

مقدار آنتروپی بدست آمده مبین پیچیدگی درجات ورودی است. درصورتیکه مقدار آنتروپی نزدیک به صفر باشد، بدین معناست که بیشتر تغییرات داده‌ها (واریانس واردات)، در چند بعد (کشور) ابتدایی خلاصه شده است. اما اگر مقدار آنتروپی به یک نزدیک باشد، بدین معناست که داده‌ها حالت تصادفی داشته و نمی‌توان گفت که بیشتر تغییرات داده‌ها (واریانس واردات) در چند بعد اول جمع شده است (ذکری و همکاران،

[1]. Entropy

۲۰۱۶). از آنجایی که تمرکز مطالعه حاضر بر تحلیل شبکه تجاری ۱۲ منطقه‌ای است، استحکام مناطق تجاری مطالعه شده است.

۴-۳. داده‌ها

به پیروی از این مطالعات پیشین (دو و همکاران، ۲۰۱۶؛ شیرازی و همکاران، ۲۰۲۰؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۱۹) در این مطالعه از داده‌های واردات و صادرات نفت خام (HS با کد ۲۷۰۹۰۰) استفاده شده است که از پایگاه داده تجارت کالایی سازمان ملل متحد گردآوری شده‌اند. از آنجایی که ساختار شبکه تجارت بین‌الملل نفت خام تغییر نداشته است (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۹)، داده‌های مربوط به سال ۲۰۱۸ برای ۱۷۸ کشور و قلمرو اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. لازم به ذکر است که در تحلیل تجارت در سطح منطقه‌ای، ۱۲ منطقه تجاری در نظر گرفته شده‌اند که به شرح جدول (۲) هستند.

جدول (۲): منطقه‌های مورد بررسی در شبکه صادرات نفت خام

کشور/ منطقه تجاری	تعداد کشورهای منطقه تجاری*	منطقه معیار برای سنجش طول و عرض جغرافیایی	منبع
کشورهای آفریقایی صادرکننده نفت	۵	گابن	https://www.worldatlas.com/articles/top-10-oil-producing-countries-in-africa.html
سایر کشورهای آفریقا	۴۱	جمهوری آفریقای مرکزی	https://www.worldometers.info/geography/how-many-countries-in-africa/
کشورهای اروپایی صادرکننده نفت	۲	دریای شمالی	https://www.worldatlas.com/articles/the-top-oil-producing-nations-in-europe.html
کشورهای اروپایی	۳۱	اروپا	https://www.worldometers.info/geography/how-many-countries-in-europe/
روسیه	۱	روسیه	-
چین و هند	۲	گواتی[1]؛ شهری در شمال شرقی هند و هم مرز با چین	https://www.mapsofindia.com/neighbouring-countries-maps/india-china-map.html
آمریکای شمالی	۲۰	آمریکای شمالی	https://www.worldometers.info/geography/7-

[1] . Guwahati

کشور / منطقه تجاری	تعداد کشورهای منطقه تجاری*	منطقه معیار برای سنجش طول و عرض جغرافیایی	منبع
آمریکای جنوبی	۱۳	آمریکای جنوبی	continents/north-america/ https://www.worldometers.info/population/countries-in-south-america-by-population/
آمریکا	۱	آمریکا	-
خاورمیانه	۱۶	خاورمیانه	https://www.worldatlas.com/articles/which-are-the-middle-eastern-countries.html
سایر کشورهای آسیا و اقیانوسیه	۳۳	اندونزی (کشوری در بین دو قاره)	https://www.worldometers.info/geography/how-many-countries-in-asia/
کشورهای شوروی سابق بجز روسیه	۱۳	اورالسک[1]؛ شهری در قزاقستان	https://worldpopulationreview.com/country-rankings/soviet-union-countries

منبع: یافته‌های تحقیق

*: بنا به در خواست خواننده، لیست کشورها در هر منطقه در اختیار ایشان قرار خواهد گرفت.

فاصله بین مناطق بر حسب فاصله دایره بزرگ[2] محاسبه شوند که این کار به کمک طول و عرض جغرافیایی مناطق محاسبه می‌شود. در مطالعه حاضر، محاسبه فاصله بین مناطق برحسب دایره بزرگ به کمک نرم‌افزار متلب انجام شده است. جدول (۳)، خلاصه داده‌های مورد استفاده و مرجع را بیان می‌کند.

جدول (۳): اطلاعات مربوط به پایگاه‌های داده‌ای

داده	منبع	درگاه
تجارت دوجانبه (واردات و صادرات) نفت خام و نفت خام پتروشیمی	پایگاه داده تجارت کالایی سازمان ملل متحد (HS با کد ۲۷۰۹۰۰)	https://comtrade.un.org/data/
طول و عرض جغرافیایی	جوینده طول و عرض جغرافیایی	https://www.latlong.net/

منبع: یافته‌های تحقیق

وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعه جی و همکاران (۲۰۱۴) از نظر داده‌های تجاری این است که این پژوهشگران داده‌های واردات و صادرات نفت خام در سال ۲۰۱۰ که شامل

[1]. Uralsk
[2]. Great Circle Distance

۷۹ کشور اصلی تجارت نفت است در نظر گرفته‌اند. این ۷۹ کشور بـه طـور گسـترده در هفت منطقه توزیع شده‌اند: شمال آفریقا (۴)، آمریکا (۱۲)، اروپـا (۲۰)، اتحـاد جمـاهیر شوروی سابق (۸)، غرب آفریقا (۱۳)، آسیا و اقیانوسیه (۱۴) و خاورمیانه (۸).

۵. نتایج و یافته‌های تحقیق

در این مقاله شبکه تجارت جهانی نفت بصورت جهت‌دار بـدون وزن تشـکیل و مـاتریس الحاقی براساس شبکه صادرات نفت خام ساخته شده است. شاخص «شدت صادرات» بـه منظور فیلترکردن روابط تجاری تعریف شد. بر این اسـاس، بیشـترین و کمتـرین شـدت صادرات بین کشورها براساس داده‌های سال ۲۰۱۸ به شرح جدول (۴) است.

جدول (۴): بیشترین و کمترین شدت صادرات بین کشورها براساس داده‌های سال ۲۰۱۸ در تجارت نفت خام

روابط تجاری با شدت بالا			روابط تجاری با شدت پایین		
کشور صادرکننده	کشور واردکننده	شدت رابطه	کشور صادرکننده	کشور واردکننده	شدت رابطه
ساموآ	توکلائو	۴۲۴۷۴۰۶۴۷	برزیل	جمهوری کره	۷/۹E-۱۰
بریتانیا	سیشل	۸۰۵۰۹۲۵۴	ایران	تایلند	۱/۳E-۰۸
اسواتینی	موزامبیک	۳۱۵۱۹۳۴۲	امارات متحده عربی	اسپانیا	۱/۳E-۰۸
فیجی	کریباتی	۳۰۶۸۱۵۵۳	کنگو	هلند	۱/۴E-۰۸
فیجی	جزایر مارشال	۳۰۶۸۱۵۵۳	لیبی	صربستان	۱/۵E-۰۸
فیجی	وانواتو	۳۰۶۸۱۵۵۳	برونئی دارالسلام	آلمان	۱/۶E-۰۸
فیجی	تونگا	۳۰۶۸۱۵۵۳	امارات متحده عربی	ایالات متحده آمریکا	۲/۲E-۰۸
کنیا	اوگاندا	۲۸۸۴۱۱۳۰	اکوادور	اسپانیا	۲/۶E-۰۸
سوئد	ایسلند	۴۱۰۰۸۵۰	نروژ	سنگاپور	۲/۸E-۰۸
صربستان	مونته نگرو	۳۸۳۴۹۹۲	ایالات متحده آمریکا	بلژیک	۴/۸E-۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج بدست آمده مشاهده می‌شود که اغلب روابط شدید تجاری بین کشورهای اقیانوسیه و جنوب و شـرق آفریقـا بـوده اسـت. همچنـین، روابـط تجـاری بـین برخـی کشورهای اروپایی نیز در زمره روابط تجاری شدید قرار گرفته‌اند. این در حالی است کـه

از بررسی روابط ضعیف تجاری می‌توان استدلال کرد کـه روابـط بـین کشـورهای عمـده صادرکننده نفت و مقصدهای تجاری که از نظر جغرافیایی فاصله به نسبت زیادی بـا آن-ها داشته‌اند، رابطه ضعیف تجاری برقرار بوده است. بنابراین، می‌توان اسـتدلال کـرد کـه عوامل غیر اقتصادی مؤثر بر تجارت از جمله فاصله، منابع و موهبت‌ها و همچنین اقتصاد سیاسی در شکل‌گیری تجارت نقش دارند. به عنـوان مثـال، کشـورهای جنـوب و شـرق آفریقا اگرچه از نظر شاخص‌های ساختار اقتصادی آنچنان قـوی نیسـتند؛ امـا بـه دلیـل داشتن موهبت منابع نفتی و فاصله کمتر با مقاصد صادراتی نسبت بـه سـایر کشـورهای صادرکننده نفت و همچنین سایر شاخص‌های غیر اقتصادی به عنوان طرف تجاری سـایر کشورها شناخته شده‌اند.

در صورتیکه شبکه تجارت مرکزی نفت خام تشکیل داده شـود، تعـداد روابـط تجـاری از ۱۴۳۱ رابطه در شبکه تجارت نفت خام به ۷۳۰ رابطه تجاری در شبکه مرکـزی تجـارت نفت خام کاهش می‌یابد. بطور دقیق‌تر، روابط تجاری در شبکه مرکزی تجارت نفت خـام بین ۱۲۹ کشور و منطقه صادرکننده نفت خام و ۱۶۵ کشور و منطقـه واردکننـده نفـت خام برقرار بوده است.

در تبیین مشخصه‌های کلی شبکه تجارت نفـت خـام، دو معیـار توزیـع درجـه و درجـه خوشه‌ای شدن در نظر گرفته می‌شود. پیش از ورود به نتایج مربوط به توزیـع درجـه، دو شاخص محلی در شبکه‌های جهت‌دار تفسیر و تبیین می‌شود: شاخص‌های درجه ورودی و درجه خروجی. در ادبیات نظریه شبکه به تفصیل این شاخص‌ها معرفـی شـده‌انـد و در اینجا از توضیح بیشتر در خصوص محاسبه این شاخص‌ها چشـم‌پوشـی مـی‌شـود. بطـور خلاصه درجه ورودی در شبکه بدون وزن مبین تعداد روابط واردشده به یک کشور بـوده و درجه خروجی در این شبکه‌ها بر حسب تعداد روابط خارج‌شده از یک کشـور محاسـبه می‌شود. جدول (۵) کشورهای با بیشترین درجه ورودی (و یـا بـه عبـارت خیلـی سـاده، کشورهای با بیشترین روابط وارداتی) و کشورهای با بیشترین درجـه خروجـی (و یـا بـه عبارتی، کشورهای با بیشترین روابط صادراتی) را معرفی می‌کند.

جدول (۵): کشورهای صادرکننده نفت خام با بیشترین درجه ورودی و درجه خروجی

بیشترین درجه ورودی		بیشترین درجه خروجی	
کشور	درجه ورودی	کشور	درجه خروجی
هلند	۲۸	ایالات متحده آمریکا	۳۱
چین	۲۴	روسیه	۲۹
مالزی	۲۴	قزاقستان	۲۵
سنگاپور	۲۲	امارات متحده عربی	۲۱

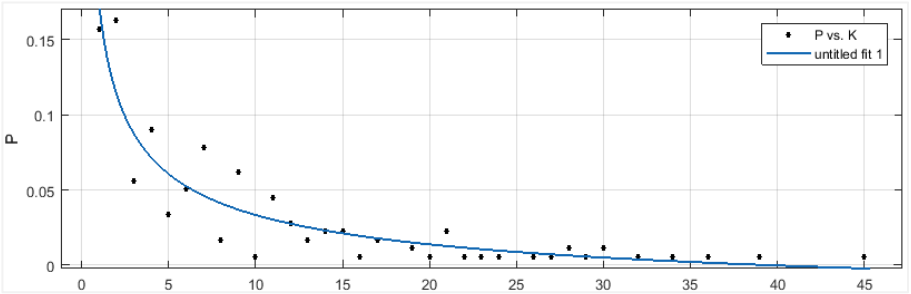
بیشترین درجه ورودی		بیشترین درجه خروجی	
کشور	درجه ورودی	کشور	درجه خروجی
ایتالیا	۲۰	آذربایجان	۱۹
هند	۱۸	نیجریه	۱۹
اسپانیا	۱۸	الجزیره	۱۵
فرانسه	۱۶	چین	۱۵
جمهوری کره	۱۵	بریتانیا	۱۵
استرالیا	۱۴	لیبی	۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود، از نظر تعداد روابط (و نه شدت رابطه تجاری)، کشورهای عمده صادرکننده نفت دارای بیشترین درجه خروجی و کشورهای وابسته به نفت و فرآورده‌های نفتی در زمره کشورهای با درجه ورودی بالا لحاظ شده‌اند.

همانطور که اشاره شد، به منظور مطالعه وجود ناهمگونی یا همگونی بین کشورها در شبکه تجارت نفت خام، از توزیع درجه استفاده می‌شود. شکل (۳)، توزیع درجه شبکه صادرات نفت خام را نشان می‌دهد.

شکل (۳): توزیع درجه در شبکه صادران نفت خام



منبع: دستاورد تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود، توزیع درجه شمایی از توزیع نمایی دارد که بدین معناست رئوس ناهمگونی آشکاری دارند و اهمیت رئوس از رأسی به رأس دیگر متفاوت است. به عبارت دیگر، تعداد کمی از رئوس درجه بالا دارند و تعداد کثیری از رئوس دارای درجات پایین هستند که اصطلاحاً به چنین شبکه‌هایی، شبکه‌های مقیاس آزاد گویند. بنابراین، می‌توان استدلال کرد که شبکه صادرات نفت خام از نوع شبکه مقیاس آزاد است. با بررسی توزیع درجه می‌توان تحلیل مرتبط با استحکام کل شبکه را داشت.

زمانیکه به شبکه‌های مقیاس آزاد تکانه‌ای وارد شود، بسته به اینکه آن تکانه تصادفی یا عمدی باشد، شبکه می‌تواند به ترتیب مستحکم یا شکننده باشد (باراباسی، ۲۰۱۶). بنابراین می‌توان چنین استدلال کرد که شبکه تجارت نفت خام نسبت به تکانه‌های عمدی شکننده و در عین حال نسبت به تکانه‌های تصادفی مستحکم است. به عبارت مختصر، شبکه تجارت نفت خام «مستحکم و در عین حال شکننده» است.

به منظور مطالعه نزدیک بودن روابط بین همسایگان یک کشور، از ضریب خوشه‌ای شدن استفاده می‌شود و ضریب خوشه‌ای شدن بالا نشان دهنده روابط تجاری نزدیک بین همسایگان تجاری و سطح بالایی از خوشه‌ای‌شدن محلی است. جدول (۶)، کشورها با بیشترین و کمترین ضریب خوشه‌ای‌شدن (بزرگتر از صفر) در شبکه صادرات نفت خام را نشان می‌دهد.

جدول (۶): کشورهای با بیشترین و کمترین ضریب خوشه‌ای‌شدن در شبکه تجارت نفت خام

بیشترین ضریب خوشه‌ای‌شدن		کمترین ضریب خوشه‌ای‌شدن	
کشور	ضریب خوشه‌ای‌شدن	کشور	ضریب خوشه‌ای-شدن
گیبرالتار	۱/۰۰	گینه	۰/۰۸
گویانا	۱/۰۰	ایالات متحده آمریکا	۰/۱۳
میانمار	۰/۷۹	سنگال	۰/۱۴
باهاماس	۰/۷۵	صربستان	۰/۱۵
بلاروس	۰/۷۵	چین	۰/۱۵
لائوس	۰/۷۵	توگو	۰/۱۵
پاپوآ گینه نو	۰/۷۵	هلند	۰/۱۵
لوگزامبورگ	۰/۷۴	مراکش	۰/۱۷
برونئی دارالسلام	۰/۶۸	هند	۰/۱۷
بحرین	۰/۶۷	روسیه	۰/۱۷

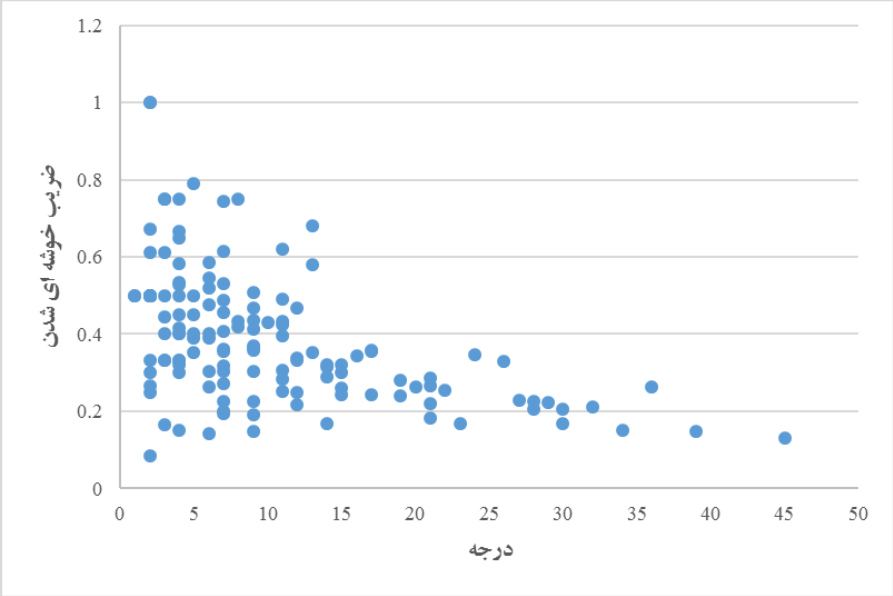
منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که پیش‌تر نیز اشاره شد، درجه کشورها در شبکه تجاری مبین تأثیر مستقیم آن‌ها در شبکه تجاری است. به عبارت دیگر، از آنجایی که کشورهای با درجه بالا بر تعداد بیشتری از کشورها بطور مستقیم اثر می‌گذارند، نقش مهمی در شبکه تجاری ایفا می‌کنند. از طرف دیگر، بنا به تعریف ضریب خوشه‌ای شدن، این شاخص مبین نزدیک بودن شرکای تجاری یک کشور است. به عبارت دیگر، در صورتیکه ضریب خوشه‌ای شدن یک کشور بالا باشد بدین معناست که شرکای تجاری آن کشور با یکدیگر ارتباط

نزدیکی دارند. به علاوه، کشورهای با ضریب خوشه‌ای شدن بالا، نفوذ بیشتری در شبکه دارند؛ زیرا هرچه ارتباطات بهتری بین کشورها برقرار شود، تأثیرات سریع‌تر گسترش می‌یابد (آن و همکاران، ۲۰۱۴).

بنابراین، به منظور تحلیل نقش کشورها (درجه) و تأثیرگذاری آن‌ها (ضریب خوشه‌ای شدن) در شبکه تجارت نفت خام رابطه بین درجه (جمع درجه ورودی و خروجی) و همچنین ضریب خوشه‌ای شدن (مقادیر بزرگتر از صفر) در شکل شکل (۴) رسم شده است.

شکل (۴): ارتباط بین درجه و ضریب خوشه‌ای شدن کشورها در شبکه تجارت نفت خام



منبع: دستاورد تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود، کشورهای با روابط تجاری بالا در شبکه تجارت نفت از نظر شاخص خوشه‌ای‌شدن، مقدار پایینی دارند و این بدین معناست که اگرچه این کشورها نقش مهمی در شبکه تجارت نفت خام بطور مستقیم ایفا می‌کنند اما اثرگذاری چندانی در شبکه تجارت نفت خام ندارند و تأثیرات آن‌ها به سهولت در بین کشورها منتشر نمی‌شود. مقدار ضریب خوشه‌ای شدن ایران معادل ۰,۲۲ و درجه آن معادل ۱۲ است. در مقایسه با کشورهای با درجه بالا (از جمله آمریکا و چین) ایران نقش ضعیف‌تری در شبکه تجارت نفت خام ایفا می‌کند. از طرف دیگر، ضریب خوشه‌ای شدن به

نسبت پایین ایران مبین آن است که روابط تجاری نزدیک بین همسایگان تجاری ایـران وجود ندارد و در نتیجه تأثیرگذاری ایران در شبکه تجارت نفت خام کـم اسـت. ایـن در حالی است که ضریب خوشه‌ای شدن ایران به نسبت آمریکا و چین بالاتر است. بنابراین، در شبکه تجارت نفت خام اگرچه ایران نتوانسته نقش مهمـی ایفـا کنـد امـا بـه نسـبت کشورهای مهم این شبکه تجاری، تأثیرگذاری بیشتری داشته است.

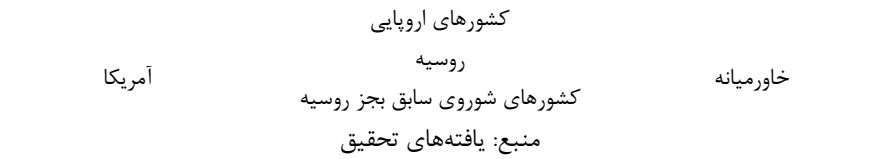
حال از سطح بررسی کلی، به سطح بررسی منطقه‌ای وارد می‌شویم. همانطور که پیشـتر اشاره شد، با توجه به محدودیت‌های توزیع منابع نفتی، تجارت نفت دارای مشخصه‌هـای منطقه‌ای آشکار است. همچنین، شبکه تجارت منطقه‌ای نقش بسیار مهمـی در پایـداری تجاری کشورهای منطقه ایفا مـی‌کنـد. بنـابراین، در اینجـا بـا اسـتفاده از چهـار جنبـه اجتماع‌یابی، مرکزیت منطقه‌ای شبکه، سطح تأمین تقاضای کشـور توسـط یـک منطقـه تجاری و همچنین استحکام مناطق تجاری ویژگی‌های منطقه‌ای تحلیل می‌شود. لازم به ذکر است که بر خلاف مطالعه جی و همکاران (۲۰۱۴)، شبکه تجاری به ۱۲ منطقه مهم تفکیک و سپس تحلیل این بخش بر حسب این ۱۲ منطقه انجام شده است.

ساختار جوامع منعکس‌کننده ویژگی‌های سـاختار منطقـه‌ای آن اسـت. کشـورها/مناطق متعلق به یک جامعه، یک شبکه منطقه‌ای با روابط تجاری بسیار نزدیـک تشـکیل مـی-دهند و وابستگی‌های تجاری قوی بین آنها وجود دارد. نتایج حاصل از تحقیق مبـین آن است که در بررسی تجارت منطقه‌ای، به طور کلی سه جامعه شـبکه تجـارت نفـت خـام شناسایی می‌شود که به شرح جدول (۷) است. همانطور که جدول (۷) گویا اسـت، بعـد فاصله، هزینه‌های تجاری و ... نیز در ساختار جوامع بدست آمده قابل مشاهده است[۱].

جدول (۷): ساختار جوامع در تجارت منطقه‌ای

کشور/ منطقه تجاری در جامعه (۱)	کشور/ منطقه تجاری در جامعه (۲)	کشور/ منطقه تجاری در جامعه (۳)
بلوک تجاری مرکز و شرق دنیا	**بلوک تجاری میانه دنیا**	**بلوک تجاری غرب دنیا**
	کشورهای آفریقایی صادرکننده	
چین و هند	نفت	آمریکای شمالی
	سایر کشورهای آفریقا	
سایر کشورهای آسیا و اقیانوسیه	کشورهای اروپایی صادرکننده نفت	آمریکای جنوبی

[۱] . در این مقاله، جوامع برای شبکه غیر منطقه‌ای (شبکه ۱۷۸ کشوری) نیز احصا شده است. بدلیل تمرکز بیشتر مقاله بر تحلیل شبکه منطقه‌بندی شده، از آوردن نتایج مربوط به جوامع در شبکه ۱۷۸ کشوری در متن مقاله چشم‌پوشی و در پیوست شماره (۱) ارائه شده است.



منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین می‌توان گفت که کشورها و مناطق تجاری که در یک جامعه قرار گرفته‌اند روابط تجاری بسیار نزدیک با یکدیگر دارند و وابستگی‌های تجاری قوی بین آنها وجود دارد. از این رو می‌توان گفت که روابط تجاری در جهان به سه دسته کلی تقسیم می‌شود و می‌توان یک جهان سه منطقه‌ای به شرح زیر بر حسب تجارت نفت خام متصور شد: مرکز و شرق جهان (کشورهای آسیا و اقیانوسیه، خاورمیانه و چین و هند)؛ میانه جهان (کشورهای اروپایی، آفریقایی و کشورهای شوروی سابق)؛ و غرب جهان (قاره آمریکای شمالی و آمریکای جنوبی).

پیش‌تر اشاره شد معیار دیگری که به ارزیابی مرکزیت آشکار شبکه می‌پردازد، مرکزیت منطقه‌ای شبکه است. هرچه این شاخص بزرگتر باشد نشان‌دهنده آن است که توانایی کنترل بیش از حد در چند کشور/منطقه متمرکز شده است و کشورها/مناطق ویژگی ناهمگن دارند. در این مطالعه میزان مرکزیت شبکه منطقه‌ای محاسبه شده بطور کلی، ۰,۲۵ بوده و مبین ویژگی‌های ساختاری شبکه تجاری منطقه‌ای است. این در حالی است که میزان مرکزیت شبکه منطقه‌ای در بین سه منطقه فوق به شرح زیر است: مرکز و شرق جهان معادل صفر، میانه جهان معادل ۰,۴۸ و غرب جهان معادل صفر است.

این موضوع مبین آن است که کشورها و مناطق حاضر در بلوک مرکز و شرق جهان با یکدیگر رابطه تجاری دارند و این موضوع برای کشورها و مناطق حاضر در بلوک غرب جهان نیز حاکم است. این در حالی است که شاهد همگونی روابط در میانه جهان نیستیم و تمامی کشورها و مناطق حاضر در این بلوک روابط تجاری همگونی ندارند. از این رو است که مرکزیت شبکه منطقه‌ای کل ما مبین یک ناهمگونی در روابط تجاری است. حال اگر شبکه تجارت منطقه‌ای را بصورت وزنی[1] در نظر بگیریم، مرکزیت شبکه منطقه‌ای در بین سه جامعه یافته‌شده تغییرات محسوسی خواهد داشت: جامعه (بلوک

[1] . شایان ذکر است که صرفاً در این قسمت شبکه تجاری منطقه‌ای وزنی را در نظر گرفته‌ایم تا تأثیر شدت روابط تجاری بر مرکزیت آشکار شبکه بررسی شود. این در حالی است که تحلیل نتایج صرفاً براساس وجود یا نبود رابطه تجاری مرکزیت آشکار شبکه را روشن می‌کند. بنابراین، در نظر گرفتن شبکه وزن‌دار مزیتی بر شبکه بی‌وزن در مطالعه حاضر ندارد.

تجاری) مرکز و شرق جهان معادل ۰,۲۴، میانه جهان معادل ۰,۱۳، غرب جهان معادل ۰,۲۱ و کل شبکه منطقه‌ای معادل ۰,۰۲۵ خواهد بود. این بدین معناست که اگر به بزرگی تجارت صورت گرفته (و نه صرفاً وجود یا نبود رابطه تجاری) توجه شود، روابط تجاری به سمت همگونی بیشتر سوق پیدا می‌کند. این در حالی است که بر خلاف حالت قبل، بزرگی روابط تجاری در بلوک مرکز و شرق جهان بیشترین ناهمگونی را نشان می‌دهد و کمترین ناهمگونی شدت روابط مربوط به بلوک تجاری میانه جهان است.

معیار دیگری که می‌توان به کمک آن توانایی یک منطقه تجاری برای پاسخگویی به نیازهای کشورهای متعلق به آن منطقه و در نتیجه تأثیر آن بر پایداری تجاری این کشورها ارزیابی کرد؛ شاخصی از توزیع نسبی درجه است. از آنجایی که یک بلوک تجاری تضمینی قوی برای ثبات کشورهای در بلوک تجاری است؛ اگر توانایی بلوک تجاری برای پاسخگویی به تقاضای کشورها بالا باشد، بلوک تجاری توانایی قوی برای تثبیت تجارت کشورهای واردکننده نفت در بلوک تجاری دارد و باعث می‌شود که کشورهای واردکننده نفت کمتر تحت تأثیر تکانه‌های عرضه نفت توسط سایر بلوک‌های تجاری قرار گیرند. نتایج حاصل از تحلیل این موضوع به شرح جدول (۸) است.

جدول (۸): کشورها با بیشترین و کمترین سطح تأمین تقاضا توسط یک منطقه تجاری

کشور با بیشترین تقاضای تأمین شده توسط یک منطقه تجاری			کشور با کمترین تقاضای تأمین شده توسط یک منطقه تجاری*		
کشور	شاخص	بلوک تجاری مربوطه	کشور	شاخص	منطقه تجاری مربوطه
۷۰ کشور[۱]	٪۱۰۰	بلوک میانی (۳۷) بلوک مرکزی و شرقی (۲۲) بلوک غربی (۱۱)	گینه	۸/۸E-۰۷	بلوک میانی
فیجی	٪۹۹	بلوک مرکزی و شرقی	اتیوپی	۰/٪۰۴	بلوک میانی
روسیه	٪۹۹	بلوک میانی	هندوراس	٪۲	بلوک غربی
پاناما	٪۹۹	بلوک مرکزی و شرقی	بلیز	٪۳	بلوک غربی
لائوس	٪۹۹	بلوک غربی	استونی	٪۱۱	بلوک میانی
پاراگوئه	٪۹۹	بلوک غربی	اوگاندا	٪۱۲	بلوک میانی
عمان	٪۹۹	بلوک مرکزی و شرقی	برزیل	٪۱۳	بلوک غربی
اسلواکی	٪۹۸	بلوک میانی	گیبرالتار	٪۱۴	بلوک میانی
چک	٪۹۸	بلوک میانی	کنیا	٪۲۰	بلوک میانی
بلژیک	٪۹۸	بلوک میانی	آرژانتین	٪۲۶	بلوک غربی

منبع: یافته‌های تحقیق

*: کمترین میزان منظور کمترین میزان بیشتر از صفر است.

[۱] . در صورت درخواست خواننده لیست کشورها در اختیار ایشان قرار خواهد گرفت.

با بررسی ده کشور با بیشترین و کمترین میزان تقاضای تأمین شده، مشاهده می‌شود که مناطق مربوط به بلوک مرکزی و شرقی به نسبت سایر بلوک‌های تجاری توانسته‌اند نیاز کشورهای متعلق به این مناطق تجاری را به خوبی پاسخ دهند. بنابراین، کشورهای حاضر در این مناطق، نسبت به تکانه‌های عرضه نفت پایدارتر هستند. این در حالی است که بلوک غربی به نسبت سایر بلوک‌ها ضعیف‌تر عمل کرده است و بنابراین کشورها و مناطقی که در آمریکای شمالی و آمریکای جنوبی قرار دارند بیشتر در معرض تکانه‌های عرضه نفت هستند. به منظور تدقیق موضوع، میزان تقاضای تأمین شده کشورهای عمده واردکننده نفت توسط بلوک‌های تجاری مربوطه بررسی می‌شوند. بنا به پایگاه رصدخانه پیچیدگی اقتصادی[1]، عمده کشورهای واردکننده نفت خام به ترتیب کشورهای چین، آمریکا، هند، کره جنوبی و ژاپن هستند. براساس شاخص محاسبه شده، ۴۷٫۱٪ از تقاضای چین توسط بلوک تجاری مرکزی و شرق دنیا تأمین می‌شود؛ این میزان برای آمریکا معادل ۶۹٫۸٪ بوده که توسط بلوک غربی تأمین می‌شود؛ همچنین بلوک مرکزی و شرق دنیا تقاضای هند، کره جنوبی و ژاپن را به ترتیب به میزان ۶۸٫۷٪، ۷۶٫۵٪ و ۵۱٫۶٪ تأمین می‌کند. بنابراین، از بین کشورهای عمده واردکننده نفت می‌توان گفت که چین و ژاپن بیش از سایر کشورها در معرض تکانه‌های عرضه نفت خام هستند و تنها کره‌جنوبی است که حدود ۲۴٪ نیازش توسط بلوک تجاری مرکزی و شرق دنیا تأمین نمی‌شود.

همانطور که اشاره شد، عرضه و تقاضای نفت خام به شدت به مواهب طبیعی وابسته هستند. بنابراین، ایجاد روابط تجاری پایدار و شرکای تجاری متنوع در مناطق مختلف اهمیت پیدا می‌کند. به همین سبب در آخرین مرحله تحلیل منطقه‌ای، استحکام در سطح منطقه‌ای از نظر ایجاد روابط تجاری باثبات و شرکای تجاری متنوع مطالعه می‌شود[2]. در مقاله حاضر، به منظور یافتن مناطق عمده واردکننده نفت، از روش آنتروپی استفاده شده است. مقدار آنتروپی معادل ۰٫۵۴ است و بیشتر تغییرات داده‌ها در ۷ منطقه اول خلاصه می‌شود. به عبارت دیگر مناطق عمده واردکننده نفت به ترتیب عبارتند از: چین و هند، سایر کشورهای اروپایی، سایر کشورهای آسیا و اقیانوسیه،

---

[1]. The Observatory of Economic Complexity (OEC)

نشانی این پایگاه www.oec.world است.

[2]. شایان ذکر است که تحلیل استحکام در شبکه ۱۷۸ کشوری نیز انجام شده که در پیوست شماره (۲) مقاله ارایه شده است.

آمریکا، آمریکای شمالی، کشورهای اروپایی صادرکننده نفت و کشورهای شوروی سابق بجز روسیه. جدول (۹)، شاخص استحکام مناطق تجاری در شبکه ۱۲-منطقه‌ای را نشان می‌دهد.

جدول (۹): شاخص استحکام ۱۲ منطقه تجاری در شبکه صادرات نفت خام

منطقه	شاخص	بلوک تجاری مربوطه	منطقه	شاخص	بلوک تجاری مربوطه
چین و هند	۱/۷۵	بلوک مرکزی و شرقی	سایر کشورهای آسیا و اقیانوسیه	۱/۵۳	بلوک مرکزی و شرقی
کشورهای اروپایی صادرکننده نفت	۱/۶۶	بلوک میانی	آمریکا	۱/۴۲	بلوک غربی
آمریکای شمالی	۱/۵۹	بلوک غربی	روسیه	۱/۴۱	بلوک میانی
کشورهای شوروی سابق بجز روسیه	۱/۵۹	بلوک میانی	کشورهای آفریقایی صادرکننده نفت	۱/۳۳	بلوک میانی
خاورمیانه	۱/۵۴	بلوک مرکزی و شرقی	سایر کشورهای اروپایی	۱/۱۹	بلوک میانی
سایر کشورهای آفریقا	۱/۵۳	بلوک میانی	آمریکای جنوبی	۱/۱۴	بلوک غربی

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود، عمده کشورهای صادرکننده نفت خام که در مناطق چین و هند، آمریکای شمالی، خاورمیانه نیز قراردارند، شرکای تجاری خود را هوشمندانه انتخاب کرده‌اند و بنابراین روابط پایدارتر داشته و در نتیجه مناطق صادراتی مستحکم شبکه تجارت نفت خام تلقی می‌شوند. به عبارت دیگر، این مناطق علاوه بر تنوع بالا در شرکای تجاری، روابط تجاری پایدار و مستحکم ایجاد کرده و امنیت انرژی بیشتری ایجاد می‌کنند. شایان ذکر است که این نتیجه در تضاد با نتیجه تقاضای تأمین شده توسط بلوک‌های تجاری نبوده بلکه آن را تقویت می‌کند. به عبارت دیگر، بلوک مرکزی و شرقی نه تنها توانسته نیاز کشورهای عضو این منطقه را بخوبی تأمین کند، بلکه با تنوع بالا، پایداری و استحکام بیشتر نسبت به سایر بلوک‌های تجاری پیدا کرده و درنتیجه امنیت انرژی در این بلوک تجاری بالا است.

۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

نفت به عنوان یک منبع راهبردی، به مثابه خون در رگ‌های جوامع مدرن است (لیو و همکاران، ۲۰۲۰). بنابراین، پایداری تجارت نفت هم برای کشورهای صادر کننده و هم برای کشورهای وارد کنند نفت اهمیت دارد. برای کشورهای صادرکننده نفت مانند ایران، به لحاظ اهمیت درآمدهای نفتی در بودجه دولت و ارزآوری کشور، و برای کشورهای واردکننده نفت، از جهت اهمیت زیاد نفت در تامین انرژی و تولید این کشورها، استحکام شبکه تجارت نفت اهمیت دارد. به منظور بررسی استحکام کلی شبکه تجارت نفت خام می‌توان به ویژگی‌های ساختاری آن به ویژه چگونگی توزیع روابط تجاری در شبکه تجارت نفت خام رجوع کرد. در این مطالعه با توجه به اینکه توزیع درجه شبکه تجارت نفت خام مبین شبکه مقیاس آزاد و ناهمگونی زیاد در بین کشورهای ایفاکننده نقش در شبکه تجاری است؛ و همچنین با عنایت به ویژگی شبکه-های مقیاس آزاد در خصوص تکانه‌های وارده به آن‌ها نتیجه‌گیری می‌شود که شبکه تجارت نفت خام نسبت به تکانه‌های عمدی شکننده است. این در حالی است که نسبت به تکانه‌های تصادفی مستحکم می‌باشد. به عبارت مختصر، شبکه تجارت نفت خام «مستحکم و در عین حال شکننده» است.

به منظور ارزیابی پایداری کشورها در شبکه تجارت نفت خام، شبکه تجارت ۱۲ منطقه-ای مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که بطور کلی سه بلوک تجاری (مرکزی و شرقی، میانی، غربی) برای شبکه منطقه‌ای قابل تصور است. در میان این سه بلوک تجاری، در بلوک تجاری مرکزی و شرقی کنترل بیش از حد در چند کشور/منطقه متمرکز شده است و ناهمگونی در این بلوک نسبت به دو بلوک دیگر بیشتر است. این در حالی است که اگر توجه صرفاً بر وجود یا عدم وجود رابطه تجاری باشد، بلوک تجاری مرکزی و شرقی و همچنین بلوک غربی کاملاً روابطی همگون دارند بدین معنا که تمامی مناطق حاضر در این بلوک‌های تجاری با یکدیگر رابطه تجاری دارند.

همچنین، با توجه به اینکه میزان پاسخ‌دهی به تقاضای کشورها از بلوک‌های تجاری مرتبط شاخصی از پایداری شبکه است، مشاهده می‌شود که مناطق مربوط به بلوک مرکزی و شرقی به نسبت سایر بلوک‌های تجاری توانسته‌اند نیاز کشورهای متعلق به این مناطق تجاری را به خوبی پاسخ دهند. بنابراین، کمترین میزان اثرپذیری از تکانه عرضه نفت مربوط به کشورهای این بلوک تجاری است. این در حالی است که با بررسی

کشورهای عمده واردکننده نفت خام مشاهده شد چین و ژاپن بیش از سایر کشورها در معرض تکانه‌های عرضه نفت خام هستند و تنها کره‌جنوبی است که بیش از ۷۵٪ نیازش توسط بلوک تجاری مربوطه تأمین می‌شود.

بر اساس نتایج بدست آمده دو پیشنهاد سیاستی می‌توان ارائه داد: کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران باید تنوع در شرکای تجاری نفت خود را افزایش دهند زیرا تنوع در خریداران مهمترین عامل در استحکام و ثبات درآمدهای صادراتی انرژی است. همچنین کشورهای واردکننده نفت باید تنوع در شرکای تجاری نفت خود را افزایش دهند و نیاز خود را از بلوک تجاری مربوطه تأمین کنند. زیرا تنوع مهمترین عامل در امنیت انرژی است.

با توجه به نتایج بررسی اهمیت نفت برای کشورهای صادرکننده و واردکننده و تأثیر توزیع درجه شبکه تجارت نفت بر پایداری کشورها در این شبکه، چند پیشنهاد سیاستی می‌توان ارایه داد:

تنوع بخشیدن در شرکای تجاری: برای افزایش پایداری کشورهای صادرکننده نفت در شبکه تجارت نفت، باید تلاش کرد که اقتصاد این کشورها تنوع بخشیده شود و به سمت توسعه بخش‌های دیگری از اقتصاد مانند صنعت، کشاورزی و توریسم گسترش یابد. این کار به کاهش وابستگی کشورهای صادرکننده به درآمد نفتی و بهبود پایداری آن‌ها در شبکه تجارت نفت کمک خواهد کرد. به عبارتی برای کشورهای صادرکننده نفت نظیر ایران، ایجاد تنوع در شرکای تجاری نفت باعث افزایش استحکام و ثبات درآمدهای صادراتی انرژی و کاهش وابستگی به چند کشور خواهد شد. بنابراین کشورهای صادرکننده نفت باید روابط تجاری خود را با کشورهای مختلف توسعه داده و به شرکای تجاری جدیدی نظیر کشورهای آسیای شرقی و جنوب شرقی، اروپایی و آمریکایی نیز توجه کنند. این عمل باعث کاهش وابستگی به چند کشور و افزایش تنوع در شرکای تجاری خواهد شد. همچنین کشورهای واردکننده نفت نیز باید تنوع در شرکای تجاری نفت خود را افزایش داده و نیاز خود را از بلوک‌های تجاری مختلف تأمین کنند.

تنظیم توزیع درجه در شبکه تجارت نفت: برای افزایش پایداری در شبکه تجارت نفت، باید به تنظیم توزیع درجه در این شبکه توجه بیشتری کرد. به عنوان مثال، باید تلاش کرد که بلوک تجاری مرکزی و شرقی، که در آن کنترل بیش از حد در چند کشور/منطقه متمرکز شده است، به سمت توزیع مناسب‌تری حرکت کند. این کار نه

تنها به کاهش ناهمگونی در شبکه تجارت نفت بلکه به بهبود پایداری کشورها در این شبکه کمک خواهد کرد. همچنین برای بهبود پایداری در شبکه تجارت نفت، باید به تنظیم و کنترل این شبکه توجه بیشتری کرد. این کار می‌تواند شامل تعیین سیاست‌های مناسب برای توزیع نفت و تنظیم روابط تجاری با کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت باشد. تنظیم و کنترل شبکه تجارت نفت به کاهش ناهمگونی در این شبکه و بهبود پایداری کشورها نیز کمک خواهد کرد.

توسعه فناوری های جدید: از طرفی کشورهای واردکننده نفت برای کاهش وابستگی به نفت و انرژی های فسیلی، باید در توسعه فناوری های جدید با بهره‌وری انرژی بالاتر و انرژی های تجدیدپذیر سرمایه گذاری کنند. همچنین کشورهای صادرکننده نفت نیز می‌توانند به جای فروش نفت خام، به فروش محصولات پالایشی با ارزش افزوده بیشتر، تمرکز کنند.

منابع

An, H., Zhong, W., Chen, Y., Li, H. & Gao, X. (2014), Features and evolution of international crude oil trade relationships: A trading-based network analysis. Energy, 74, 254-259.

Ashfaq, S., Tang, Y. & Maqbool, R. (2020), Dynamics of spillover network among oil and leading Asian oil trading countries' stock markets, Energy, 207: 118077.

Asia Pacific Energy Research Centre. A quest for energy security in the 21st century. Tokyo: Institute of Energy Economics, Asia Pacific Energy Research Centre; 2007

Barabási, A. L. (2016), Network science. Cambridge, United Kingdom: Cambridge university press.

Blondel, V. D., Guillaume, J. L., Lambiotte, R. & Lefebvre, E. (2008), Fast unfolding of communities in large networks, Journal of statistical mechanics: theory and experiment, 2008(10): P10008.

British Petroleum (2017), BP statistical review of world energy. In Tech rep British Petroleum, London, UK.

British Petroleum, BP Statistical review of the world energy 2020. London: BP; 2020.

Dong, G., Qing, T., Du, R., Wang, C., Li, R., Wang, M., Tian, L., Chen, L., Vilela, A. L. M. & Stanley, H. E. (2020), Complex network approach for the

structural optimization of global crude oil trade system, Journal of Cleaner Production, 251: 119366.

Du, R., Dong, G., Tian, L., Wang, Y., Liu, Y., Wang, M. & Fang, G. (2016), A complex network perspective on features and evolution of world crude oil trade, Energy Procedia, 104: 221-226.

Du, R., Wang, Y., Dong, G., Tian, L., Liu, Y., Wang, M. & Fang, G. (2017), A complex network perspective on interrelations and evolution features of international oil trade, 2002–2013, Applied Energy, 196: 142-151.

Fath, B. D., Dean, C. A. & Katzmair, H. (2015), Navigating the adaptive cycle: an approach to managing the resilience of social systems, Ecology and Society, 20(2).

Folke, C., Carpenter, S. R., Walker, B., Scheffer, M., Chapin, T. & Rockström, J. (2010), Resilience thinking: integrating resilience, adaptability and transformability, Ecology and society, 15(4).

Folke, C., Carpenter, S., Walker, B., Scheffer, M., Elmqvist, T., Gunderson, L. & Holling, C. S. (2004), Regime shifts, resilience, and biodiversity in ecosystem management, Annu. Rev. Ecol. Evol. Syst., 35: 557-581.

Holling, C. S. & Gunderson, L. H. (2002), Resilience and adaptive cycles, In: Panarchy: Understanding Transformations in Human and Natural Systems, 25-62.

Hughes, L. (2012), A generic framework for the description and analysis of energy security in an energy system, Energy Policy, 42: 221-231.

International Energy Agency. Toward a sustainable energy future. Paris: International Energy Agency; 2001.

Jackson, M. O. (2010), Social and economic networks, Princeton and Oxford, United States of America and United Kingdom: Princeton university press.

Ji, Q., Zhang, H. Y. & Fan, Y. (2014), Identification of global oil trade patterns: An empirical research based on complex network theory, Energy Conversion and Management, 85: 856-865.

Kharrazi, A., Sato, M., Yarime, M., Nakayama, H., Yu, Y. & Kraines, S. (2015), Examining the resilience of national energy systems: Measurements of diversity in production-based and consumption-based electricity in the globalization of trade networks, Energy Policy, 87: 455-464.

Kitamura, T. & Managi, S. (2017), Driving force and resistance: Network feature in oil trade, Applied Energy, 208: 361-375.

Klimek, P., Varga, J., Jovanovic, A. S. & Székely, Z. (2019), Quantitative resilience assessment in emergency response reveals how organizations trade efficiency for redundancy, Safety science, 113: 404-414.

LaCasse, C. & Plourde, A. (1995), On the renewal of concern for the security of oil supply, The Energy Journal, 16(2).

Liu, L., Cao, Z., Liu, X., Shi, L., Cheng, S. & Liu, G. (2020), Oil security revisited: An assessment based on complex network analysis, Energy, 194: 116793.

Newman, M. E. (2003), The structure and function of complex networks, SIAM review, 45(2): 167-256.

Newman, M. E. (2010), Networks: An introduction, Oxford, United Kingdom: Oxford university press.

Önder, A. S. & Yilmazkuday, H. (2016), Trade partner diversification and growth: How trade links matter, Journal of Macroeconomics, 50: 241-258.

Reichardt, J. & Bornholdt, S. (2006), Statistical mechanics of community detection, Physical review E, 74(1): 016110.

Ronhovde, P. & Nussinov, Z. (2009), Multiresolution community detection for megascale networks by information-based replica correlations, Physical Review E, 80(1): 016109.

Shirazi, M., Ghasemi, A., Mohammadi, T., Šimurina, J., Faridzad, A. & Taklif, A. (2020), A Dynamic Network Comparison Analysis of Crude Oil Trade: Evidence from Eastern Europe and Eurasia, Zagreb International Review of Economics & Business, 23(1): 95-119.

Song, Z., Zhu, Q. & Han, M. (2021), Tele-connection of global crude oil network: Comparisons between direct trade and embodied flows, Energy, 217: 119359.

Thoma, K. (2014), Resilience-by-Design": Strategie für die technologischen Zukunftsthemen, Acadech Studie, München.

Von Hippel, D., Suzuki, T., Williams, J. H., Savage, T. & Hayes, P. (2011), Energy security and sustainability in Northeast Asia, Energy policy, 39(11): 6719-6730.

Wang, M., Tian, L. & Du, R. (2016), Research on the interaction patterns among the global crude oil import dependency countries: A complex network approach, Applied Energy, 180: 779-791.

Watts, D. J. & Strogatz, S. H. (1998), Collective dynamics of 'small-world' networks, Nature, 393(6684): 440.

Xi, X., Zhou, J., Gao, X., Liu, D., Zheng, H. & Sun, Q. (2019), Impact of changes in crude oil trade network patterns on national economy, Energy Economics, 84: 104490.

Yang, Y., Poon, J. P., Liu, Y. & Bagchi-Sen, S. (2015), Small and flat worlds: A complex network analysis of international trade in crude oil, Energy, 93: 534-543.

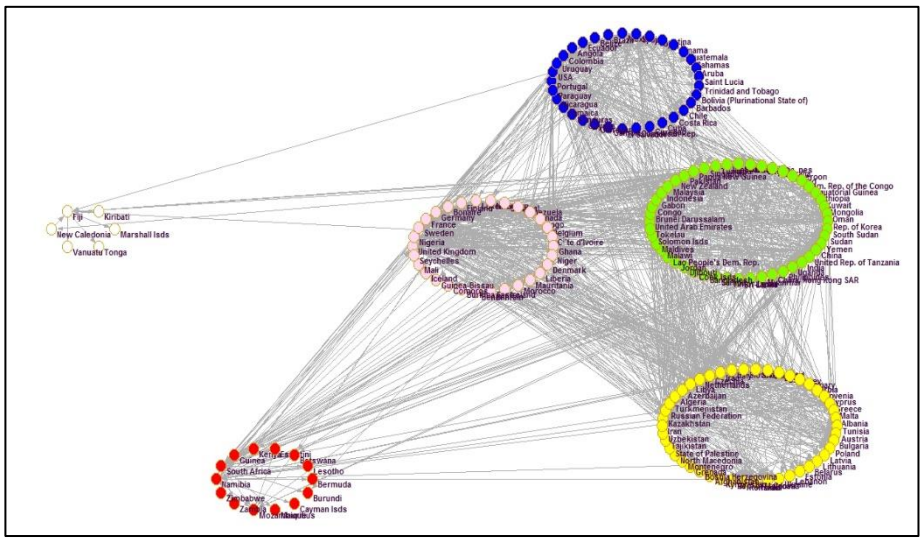
Zekri, H., Mokhtari, A. R. & Cohen, D. R. (2016), Application of singular value decomposition (SVD) and semi-discrete decomposition (SDD) techniques in clustering of geochemical data: an environmental study in central Iran, Stochastic environmental research and risk assessment, 30: 1947-1960.

Zhang, C., Fu, J. & Pu, Z. (2019), A study of the petroleum trade network of countries along "The Belt and Road Initiative", Journal of Cleaner Production, 222: 593-605.

Zhang, H. Y., Ji, Q. & Fan, Y. (2014), Competition, transmission and pattern evolution: A network analysis of global oil trade, Energy Policy, 73: 312-322.

پیوست (۱): جوامع در شبکه ۱۷۸ کشوری

شکل (پ-۱-۱): جوامع در شبکه صادرات نفت خام



منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (پ-۱-۱): اسامی کشورها در هر جامعه

جامعه ۱	جامعه ۲	جامعه ۳	جامعه ۴	جامعه ۵	جامعه ۶
افغانستان	استرالیا	برمودا	آنگولا	بحرین	فیجی
آلبانی	بنگلادش	بوتسوانا	آرژانتین	بلژیک	کیریباتی
الجزایر	برونئی دارالسلام	بوروندی	آروبا	بنین	جزایر مارشال
اتریش	کامرون	جزایر کیمن	باهاما	بونیر	کالدونیای جدید
آذربایجان	چاد	اسواتینی	باربادوس	بورکینافاسو	تونگا
بلاروس	چین	گینه	بلیز	کانادا	وانواتو
بوسنی هرزگوین	هنگ‌کنگ	کنیا	بولیوی	کومور	
بلغارستان	کنگو	لسوتو	برزیل	ساحل عاج	
کرواسی	جزایر کوک	موریس	شیلی	دانمارک	
قبرس	جمهوری دموکراتیک کنگو	موزامبیک	کلمبیا	فنلاند	
چک	جیبوتی	نامیبیا	کاستاریکا	فرانسه	
مصر	گینه استوایی	آفریقای جنوبی	کوبا	آلمان	
استونی	اتیوپی	زامبیا	کوراسائو	غنا	
گرجستان	گابن	زیمبابوه	جمهوری دومینیکن	گینه بیسائو	

جامعه ۱	جامعه ۲	جامعه ۳	جامعه ۴	جامعه ۵	جامعه ۶
یونان	هندوستان		اکوادور	ایسلند	
گرانادا	اندونزی		السالوادور	ایرلند	
مجارستان	ژاپن		گامبیا	لیبریا	
ایران	اردن		جبل الطارق	لوکزامبورگ	
عراق	کویت		گواتمالا	مالی	
اسرائیل	لائوس		گویان	موریتانی	
ایتالیا	مالاوی		هندوراس	مراکش	
قزاقستان	مالزی		جامائیکا	نیجر	
قرقیزستان	مالدیو		مکزیک	نیجریه	
لتونی	مغولستان		نیکاراگوئه	نروژ	
لبنان	میانمار		پاناما	سنگال	
لیبی	نیوزلند		پاراگوئه	سیشل	
لیتوانی	عمان		پرو	سوئد	
مالت	تایوان		پرتغال	توگو	
مونته نگرو	پاکستان		سنت لوسیا	انگلستان	
هلند	پاپوآ گینه نو		اسپانیا	ونزوئلا	
مقدونیه شمالی	فیلیپین		ترینیداد و توباگو		
لهستان	قطر		اروگوئه		
مولداوی	کره		آمریکا		
رومانی	ساموآ				
روسیه	عربستان سعودی				
صربستان	سنگاپور				
اسلواکی	جزایر سلیمان				
اسلوونی	سودان جنوبی				
فلسطین	سری لانکا				
سوئیس	سودان				
تاجیکستان	تایلند				
تونس	تیمور شرقی				
بوقلمون	توکلائو				
ترکمنستان	اوگاندا				
اکراین	امارات متحده عربی				
ازبکستان	تانزانیا				
	ویتنام				
	یمن				

منبع: یافته‌های تحقیق

پیوست (۲) – شاخص استحکام در شبکه ۱۷۸ کشوری

همانطور که در متن اشاره شد، به منظور یـافتن کشـورهای عمـده واردکننـده نفـت، از روش آنتروپی استفاده شده است. مقدار آنتروپی درجه ورودی در مطالعه حاضـر معـادل ۰,۳۵ است و بیشتر تغییرات داده‌ها در ۶۳ کشور اول جمع شده‌اند. اسامی این کشـورها در جدول (پ-۲-۱) آمده است.

جدول (پ-۲-۱): کشورهای عمده واردکننده نفت خام در شبکه صادراتی

ردیف	کشور	ردیف	کشور	ردیف	کشور	ردیف	کشور
۱	چین	۲۱	مالزی	۴۱	اسلواکی	۶۱	باهاماس
۲	آمریکا	۲۲	اندونزی	۴۲	سایر مناطق آمیکای شمالی و مرکزی	۶۲	میانمار
۳	هند	۲۳	سوئد	۴۳	بلغارستان	۶۳	بوسنی و هرزگوین
۴	کره	۲۴	فیلیپین	۴۴	کرواسی		
۵	تایوان	۲۵	فنلاند	۴۵	ویتنام		
۶	هلند	۲۶	بحرین	۴۶	پرو		
۷	ایتالیا	۲۷	پرتغال	۴۷	نیوزیلند		
۸	اسپانیا	۲۸	برزیل	۴۸	پاکستان		
۹	آلمان	۲۹	شیلی	۴۹	اروگوئه		
۱۰	سنگاپور	۳۰	پاناما	۵۰	ترکیه		
۱۱	بریتانیا	۳۱	سوئیس	۵۱	نروژ		
۱۲	تایلند	۳۲	رومانی	۵۲	ایرلند		
۱۳	فرانسه	۳۳	مصر	۵۳	اسرائیل		
۱۴	کانادا	۳۴	چک	۵۴	سنت لوشیا		
۱۵	ژاپن	۳۵	لیتوانی	۵۵	صربستان		
۱۶	لهستان	۳۶	اتریش	۵۶	ساحل عاج		
۱۷	یونان	۳۷	مجارستان	۵۷	ترینیداد و توباگو		
۱۸	آفریقای جنوبی	۳۸	امارات متحده عربی	۵۸	کلمبیا		
۱۹	بلاروس	۳۹	بلژیک	۵۹	کوراسائو		
۲۰	استرالیا	۴۰	دانمارک	۶۰	سنگال		

منبع: یافته‌های تحقیق

به همین ترتیب، جدول (پ-۲-۲)، ده کشور با کمترین و بیشترین میزان شاخص RI_i را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که به تبعیت از مطالعه دونگ و همکاران، این شاخص در شبکه صادرات نفت خام محاسبه شده است.

جدول (پ-۲-۲): کشورهای با بیشترین و کمترین استحکام در شبکه صادرات نفت خام

کشور با بیشترین استحکام	مقدار شاخص RI_i	کشور با کمترین استحکام	مقدار شاخص RI_i
صربستان	۳/۴۲	ترکمنستان	۸/۶E-۰۶
بلاروس	۲/۹۹	بتسوانا	۰/۰۰۰۴
آفریقای جنوبی	۲/۸۷	کنیا	۰/۰۰۱۶
لیتوانی	۲/۳۳	فنلاند	۰/۰۶۴۶
سنگال	۲/۲۴	نامیبیا	۰/۰۷۴۶
مراکش	۲/۰۰	فرانسه	۰/۱۱۸۹
گواتمالا	۲/۰۰	استونی	۰/۴۱۴۸
هند	۲/۰۰	اسرائیل	۰/۴۴۶۵
چین	۱/۸۱	بلیز	۰/۶۶۰۹
پرتغال	۱/۸۰	۴۶ کشور	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه پیش‌بینی نوسانات شاخص سهام بورس تهران در رویکرد گارچ-میداس و رگرسیون کوانتایل

محمدرضا منجذب (نویسنده مسئول)
دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی
monjazeb@khu.ac.ir

فریماه جعفری
کارشناسی ارشد مهندسی صنایع سیستم‌های کلان اقتصادی اجتماعی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی
Fj6_1998@yahoo.com

یاسین قاسمی
کارشناسی ارشد مهندسی صنایع سیستم‌های کلان اقتصادی اجتماعی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی
yasein8769@gmail.com

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۲۱

چکیده

در این پژوهش مدل گارچ-میداس با این هدف به کار گرفته می‌شود که کاستی مدل‌های گارچ، یعنی اتکا به تقارن در زمینه‌های تواتر داده‌ها را جبران کند. از همین روی، مزیت و افزوده این مدل به مدل‌های گارچ و دیگر مدل‌های سری زمانی، ترکیب داده‌هایی است که تواتر متفاوت دارند. بدین منظور، بازدهی سهام بر اساس ترکیبی از داده‌های روزانه با هفتگی، مدل‌سازی می‌شود. اما مدل کوانتایل نیز از جمله مدل‌های جدیدی است که در عوض تواتر متفاوت، بر کل توزیع تمرکز دارد و رگرسیون را بر اساس توزیع کل داده‌ها انجام می‌دهد و مبتنی بر خصوصیت توزیع نرمال نیست. مسئله تحقیق حاضر از همین تفاوت میان مدل گارچ-میداس و کوانتایل، شکل گرفت و سازمان‌دهی تحقیق بر اساس آن انجام شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که مدل گارچ-میداس نسبت به مدل کوانتایل، برازش بهتری دارد و از قابلیت مدل‌سازی و پیش‌بینی بهتری برای نوسان در بازدهی سهام، برخوردار است.

طبقه‌بندی JEL: H55، C81، J26.

کلیدواژه‌ها: نوسان بازدهی، بازدهی سهام، مدل گارچ-میداس، مدل کوانتایل، پیش‌بینی نوسان.

۱. مقدمه

نوسان یکی از خصوصیات ذاتی بازارهای مالی است و امکان پرهیز از آن، وجود ندارد. اخبار بد و خوب که چشم‌انداز آینده اقتصاد و شرایط مالی را ناخوشایند یا خوشایند، نشان می‌دهند و موجب تحریک انتظارات فعالان بازارهای مالی می‌شوند، از جمله عوامل مهمی هستند که زمینه نوسان در بازارهای مالی را به وجود می‌آورند. از این روی، مدل‌سازی و پیش‌بینی دقیق نوسانات بازار سهام، برای تنظیم مقررات مالی، تصمیم‌گیری درباره پورتفولیو[۱]، مدیریت ریسک[۲] و سایر شاخه‌های مرتبط، اهمیت زیادی دارد. جلوگیری از سرایت نوسانات مالی به دیگر بازارها یا اتخاذ اقدامات مناسب در هنگام بروز این نوسانات، انتخاب استراتژی بهینه برای پورتفولیو و پرهیز از ریسک، علت این اهمیت است.

در طی چند دهه اخیر، استفاده از مدل گارچ[۳]، رویکرد رایج در پیش‌بینی و مدل‌سازی نوسانات بوده است اما مدل‌های گارچ نیز دچار محدودیتی هستند که نیاز به مدل‌های دقیق‌تر می‌باشد یا بهسازی این مدل‌ها را به یک مسأله پیش‌بینی تبدیل کرده است. استفاده از داده‌هایی که فرکانس یکسانی ندارند از جمله این محدودیت‌هاست چون امکان بررسی علل و دلایل هم‌ارز اصلی نوسانات بلندمدت را سلب می‌کند. از این روی، باید مدل‌های گارچ طوری اصلاح شوند تا بتوانند از طریق تجزیه واریانس شرطی کل مدل به دو قسمت نوسان کوتاه‌مدت با فرکانس بالا و نوسان بلندمدت با فرکانس پایین، امکان تفکیک نوسان بلندمدت و کوتاه‌مدت را فراهم آورند. بنابراین، مدل‌های گارچ نامتقارن[۴] نسبت به مدل‌های گارچ متقارن، کارایی بهتری دارند. افزون براین، مدل‌های گارچ-میداس[۵] اجازه می‌دهد تا مشاهدات روزانه بازدهی سهام با متغیرهای اقتصادی دارای فرکانس پایین‌تر، مرتبط شوند تا اثر متغیرهای کلان روی نوسان بازار نیز لحاظ شود (وانگ[۶] و همکاران، ۲۰۱۹).

جنبه مساله‌برانگیز دیگر در پیش‌بینی نوسانات مالی، وجود داده‌هایی است که تواتر یکسانی ندارند؛ داده‌های مربوط به بازدهی سهام، به صورت روزانه منتشر و رصد می‌شوند در حالی که داده‌های مربوط به متغیرهای مهم و موثری مانند نرخ تورم، به

---

1. Portfolio
2. Risk management
3. GARCH
4. Asymmetric GARCH
5. GARCH-MIDAS: mixed data sampling
6. Wang

صورت ماهانه، انتشار می‌یابند. مدل‌های رگرسیون میداس، برای مقابله با این چالش، ابداع شده‌اند تا داده‌های دارای تواتر متفاوت را در قالب یک مدل منفرد اقتصادسنجی، به حساب آورند. این مزیت مدل‌های میداس به حل مساله تفکیک فرکانس‌های متفاوت در ساختار رایج از مدل‌های گارچ نیز کمک می‌کند.

با توجه به قابلیت‌ها و مزیت‌های پیش‌گفته، تمرکز تحقیق حاضر روی این مساله است که آیا می‌توان از مدل گارچ- میداس، برای پیش‌بینی نوسانات بازار سهام در ایران نیز استفاده کرد؟ جنبه مساله‌انگیز دیگر در این تحقیق، مقایسه خوبی پیش‌بینی براساس رویکرد نوین گارچ- میداس با دیگر رویکردهای جدید در اقتصادسنجی است. مساله دیگر به این صورت است که آیا تغییراتی در روش تخمین سری زمانی[1] تک‌متغیره از بازدهی سهام، امکان پیش‌بینی بهتر نسبت به رویکرد گارچ-میداس را فراهم می‌سازد یا خیر؟ درواقع، مهمترین شکاف تحقیقاتی در زمینه بازارهای مالی، رویکردهای متقارن، حتی برای مدل‌سازی نوسان، است. کمبود مدل‌های نامتقارن از نظر تفکیک داده‌ها یا حتی قطعه‌بندی داده‌ها در برش‌های مختلف توزیع (مانند رویکرد کوانتایل[2]) به چشم می‌خورد. افزون بر این، در رویکرد گارچ- میداس، تاکید روی فرکانس‌های متفاوت بود اما در رویکرد نوین رگرسیون کوانتایل، داده‌ها به چندک‌ها تقسیم شده و نوع توزیع، عملکرد رگرسیون را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. به دیگر سخن، با توجه به خصوصیت رگرسیون کوانتایل در احتساب کلیه قسمت‌های توزیع داده (به‌خصوص دنباله ابتدایی و انتهایی)، برای پیش‌بینی نوسان بازار سهام، از این رویکرد نیز استفاده می‌شود تا نتایج آن با مدل مبتنی بر گارچ- میداس، مقایسه گردد. بدین‌سان، دو جنبه مساله‌برانگیز تحقیق حاضر، امکان مدل گارچ-میداس در پیش‌بینی نوسان بازار سهام، در مقایسه با پیش‌بینی مبتنی بر رگرسیون کوانتایل یا چندکی برای داده‌های یکسان است.

در مجموع، علل و پیش‌بینی نوسان می‌تواند به مدیریت اثربخش این ریسک‌ها و کسب سود از بازار مالی، کمک کند. با توجه به پیشرفت مستمر در روش‌های تحلیل و پیش‌بینی نوسان در بازارهای مالی، ارزیابی کارایی روش‌های جدید در پیش‌بینی نوسان، برای کمک به سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران در شناخت ماهیت و مدیریت موثر ریسک‌های بازار مالی، سهم زیادی دارد و از این جنبه، مطالعه مبتنی بر مقایسه رویکردهای پیش‌بینی نوسان نیز اهمیت و ضرورت پیدا می‌کند. انتظار می‌رود که نتیجه

---

[1]. Time series
[2]. quantile

این تحقیق برای هر دو گروه فعالان و مدیران بازار سهام در ایران، سودمند باشد. گروه اول می‌توانند از نتایج تحقیق حاضر، برای درک ماهیت نوسان سهم در بازار سهام ایران، استفاده کرده و تصمیماتی مناسب‌تر را اتخاذ کنند؛ و گروه دوم می‌توانند بینش حاصل از تحقیق را برای مدیریت بازار سهام در ایران و افزایش جذابیت آن برای صاحبان پس‌انداز و کمک آن به تامین منابع مالی توسط بنگاه‌ها، به کار گیرند.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. تعریف و مفاهیم

نوسان قیمت سهام: جاکوبسن[1] (۲۰۱۸) نوسان یا تلاطم سهام را به صورت پراکندگی پیرامون میانگین یا متوسط قیمت یا بازدهی سهام، تعریف می‌کند و یکی از راه‌های سنجش آن، استفاده از انحراف معیار یا واریانس است.

پیش‌بینی نوسان: پیش‌بینی نوسان به معنای آگاهی روشمند درباره انحرافات پیرامون میانگین در سری‌های زمانی است که امکان پیش‌بینی درباره دوره‌های افول و صعود یا رونق و رکود بازارها و اثر تحولات بیرونی روی بازار از جمله اخبار و شوک‌ها را فراهم می‌سازد. مدل‌های سری زمانی تک‌متغیره برای مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مالی بر اساس مقادیر گذشته متغیر، مقادیر جاری و گذشته جملات خطا به کار می‌رود. این مدل‌ها عضو خانواده مدل‌های ARIMA هستند.

مدل‌های گارچ: اگر یک متغیر تصادفی از یک تابع چگالی شرطی $f(y_t|y_{t-1})$ گرفته شده باشد آنگاه پیش‌بینی ارزش امروز متغیر به مقادیر گذشته متغیر، وابستگی خواهد داشت. واریانس پیش‌بینی یک‌وقفه‌ای با $V(y_t|y_{t-1})$ نشان داده می‌شود. واریانس شرطی پیش‌بینی به مقادیر گذشته متغیر Y_t وابسته است اما یک متغیر تصادفی محسوب می‌شود. این وابستگی با الگوهای سنتی اقتصادسنجی مغایرت دارد و از همین روی بود که اِنگل[2] (۱۹۸۲) الگوی ARCH را پیشنهاد داد. در مدل ARCH فرض می‌شود که جمله تصادفی، میانگین صفر دارد و به صورت سریالی، غیرهمبسته است اما واریانس آن، با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر، شکل می‌گیرد. براورد مدل ارچ در نرم افزارهای مختلف مانند ایویوز استتا و ... صورت می پذیرد. مساله نتایج ضعیف تر مدل ارچ در مقایسه با گارچ است زیرا متغیر مستقل گارچ با وقفه در مدل ارچ وجود

---

1. Jakobsen
2. Engle

ندارد لذا مدل ارچ با تورش تصریح مدل مواجه است لذا از مدل گارچ استفاده می شود. برای حل چنین معضلاتی مدل GARCH، ارائه شد. منطق زیربنایی مدل GARCH همانند منطق فرایند ARMA است؛ در فرایند ARMA برای پرهیز از AR(p) دارای وقفه‌های زیاد از مدل MA(q) استفاده می‌شود. در مدل ARCH(p) نیز برای پرهیز از تعداد بالای وقفه در مدل ARCH(p) از مدل GARCH(p,q) استفاده می‌شود.

گارچ- میداس: طبق تعریف وانگ و همکاران[1] (۲۰۱۹) مدل‌های گارچ-میداس، مدل‌های تعمیم‌یافته از مدل‌های گارچ هستند که کل واریانس شرطی مدل گارچ را به دو بخش نوسانات کوتاه‌مدت با فرکانس بالا و نوسانات بلندمدت با فرکانس پایین، تجزیه می‌کند. مزیت این مدل‌ها در امکان تفکیک اخبار خوب و بد و اخبار کوچک و بزرگ (نوسانات شدید) است.

رگرسیون کوانتایل: رگرسیون کوانتایل را به مثابه تعمیمی از تخمین حداقل مربعات کلاسیک، معرفی می‌کنند که میانگین شرطی مدل‌ها به چندین تابع کوانتایل شرطی، تبدیل می‌شود. در رگرسیون کوانتایل یا چندکی، یک یا چند چندک از متغیر وابسته، محاسبه می‌شود و بر پیش‌فرض‌هایی مانند توزیع طبیعی برای توزیع شرطی متغیر وابسته، اتکا ندارد. در حالی که در رگرسیون به روش OLS، میانگین شرطی متغیر وابسته، لحاظ می‌شود. اما هنگامی که فرض‌های تخمین OLS تامین نباشد می‌توان از رگرسیون کوانتایل استفاده کرد که روی میانه شرطی، اتکا دارد.

شاخص سهام: شاخص سهام یا شاخص بازار سهام، معیار آماری است که به نمایش روند عمومی قیمت سهام شرکت‌های موجود در فهرست بورس اوراق بهادار اختصاص دارد. انتشار این شاخص از این جهت مهم است که مبنای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و کارگزاران بازار می‌شود. به عبارت دیگر، شاخص بازار سهام، معیاری از انتظارات جاری درباره آینده سهام را نشان می‌دهد. شاخص سهام در ایران بر اساس زمان پایه اول فروردین ۱۳۶۹ خورشیدی و با عدد مبنای ۱۰۰، بر اساس فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$TEPIX_t = \lambda \sum_{i=1}^{n} C_i P_{it} \Big/ \sum_{i=1}^{n} C_i P_{ib} \qquad (۱)$$

[1]. Wang

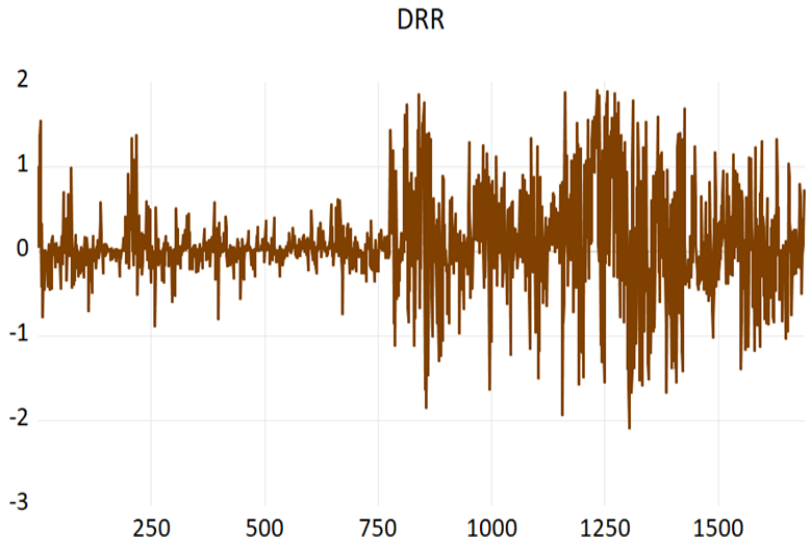
λ ضریب تعدیل است تا مقدار عددی شاخص در زمان پایه، برابر با ۱۰۰ شود؛ C_i تعداد سهام منتشره توسط شرکت iام؛ P_{it} قیمت سهام شرکت iام در زمان t؛ b زمان پایه که پیشتر معرفی شد؛ و N تعداد سهام موجود در شاخص است.

بازدهی سهام: دو روش برای محاسبه بازدهی سهام وجود دارد: در روش اول، مقدار شاخص در انتهای دوره به مقدار شاخص در ابتدای دوره (روز، یا هفته) تقسیم و سپس از مقدار شاخص در ابتدای دوره کسر می‌شود؛ در روش دوم، مقدار شاخص در انتهای دوره به مقدار شاخص در ابتدای دوره تقسیم و سپس لگاریتم این کسر، محاسبه و در عدد ۱۰۰ ضرب می‌شود.

$$r_{i,t} - E_{i-1,t}(r_{i,t}) = \sqrt{\tau_t g_{i,t}}\, \epsilon_{i,t}\,, \forall i = 1,2, \dots, N_t \qquad (۲)$$

داده‌های این تحقیق، بازدهی روزانه و هفتگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران است که دوره فروردین ۱۳۹۴ تا پایان فروردین ۱۴۰۰ را شامل می‌شود. برای محاسبه بازدهی سهام از لگاریتم نسبت قیمت روز جاری به قیمت روز ماضی استفاده شده است چون در رویکرد لگاریتمی به بازدهی، عکس رویکرد حسابی یا ساده، فواصل یکسان قیمتی با هم برابر نیستند. یعنی هر چقدر مقدار قیمت بیشتر می‌شود، فاصله‌های یکسان قیمتی، از جنبه درصدی، سود کمتری را نشان می‌دهد و داده‌های لگاریتمی قابلیت نمایش آن را دارند. به همین ترتیب در نمودار۱، داده‌های روزانه بازدهی شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران، به صورت لگاریتمی و برای ۱۶۸۸ داده به تصویر کشیده شده‌اند. محور افقی، شماره ترتیبی داده و محور عمودی مقدار بازدهی لگاریتمی ضربدر عدد ۱۰۰ را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار، بازدهی داده‌های روزانه، به استثنای چند مورد، در ابتدا در دامنه‌ای محدود به بازه ۱- تا ۱+ نوسان دارد اما در ادامه، دامنه نوسان تا بازه ۲- تا ۲+ گسترش می‌یابد.

نمودار (۱): داده‌های روزانه بازدهی شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران



منبع: سامانه کدال بورس اوراق بهادار تهران

۲-۲. پیشینه پژوهش

مطالعات انجام شده، در این بخش به دو دوسته کلی شامل مطالعات داخلی و خارجی تقسیم می‌شوند و هر دسته به تفکیک شامل مدل‌های گارچ محور و مدل‌های کوانتایل محور می‌باشد.

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

- **مدل‌های گارچ محور**

در مطالعات داخلی، دو رویکرد اصلی در پیش‌بینی و مدل‌سازی نوسان در بازارهای مالی مشاهده می‌شود: رویکرد مبتنی بر تک سری زمانی و عمدتا خانواده مدل‌های آرچ و گارچ و رویکرد مبتنی بر معادلات ساختاری و ارتباط بازارها. در رویکرد اول، سعیدی و محمدی (۱۳۹۰) به مطالعه توان پیش‌بینی طیف وسیعی از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی ARCH (G) طی یک دوره ۱۲۶ ماهه بر روی بازده روزانه شاخص کل بورس تهران پرداخته شده است. نتایج بررسی این مدل ها تایید کننده وجود سه ویژگی نوسان خوشه‌ای، عدم تقارن و نیز غیر خطی بودن، در سری زمانی بازده می‌باشد. سپس

با هدف افزایش قدرت پیش‌بینی، این مدل‌ها با شبکه‌های عصبی مصنوعی ترکیب شده-اند. این نتایج نشان می‌دهد مدل‌های ترکیبی گارچ توان میانگین، گارچ نمایی میانگین و مدل GJR، کمترین خطای پیش‌بینی را داشته اند. بررسی تغییرات جهت نوسان نشان می‌دهد مدل‌های ترکیبی همسویی بیشتری با نوسان واقعی نسبت به مدل‌های پایه ای گارچ دارند. همچنین مدل‌های ترکیبی گارچ توانی نامتقارن، گارچ- میانگین نمایی و گارچ- میانگین توانی بطور معنی داری خطای پیش‌بینی کمتری نسبت به مدل‌های پایه‌ای خود داشته‌اند.

در همین زمینه، نظیفی و همکاران (۱۳۹۱) برای مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام از مدل انتقالی گارچ مارکوف استفاده کرده‌اند. آنها با داده‌های دوره ۱۳۷۶-۱۳۹۰ بورس اوراق بهادار، پیش‌بینی کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داده‌اند. در مدل انتقالی گارچ مارکوف ، سطوح نوسان بین دو سطح رژیم پرنوسان و رژیم کم‌نوسان، تغییر می‌کند. تخمین آنها با روش حداکثر درستنمایی[1] است. در این گونه مدل‌ها، میانگین و واریانس شرطی بر اساس یک زنجیره مارکوف مرتبه اول، بین دو حالت، چرخش و انتقال می‌کند. بنابراین، از طریق جزء تصادفی مدل، امکان مدل‌سازی چرخش‌ها و تغییرات ناپیوسته تصادفی، ایجاد می‌شود. بر اساس مطالعه آنها، میانگین شرطی بازدهی‌ها در رژیم‌های کم‌نوسان از رژیم‌های پرنوسان، بیشتر است.

راسخی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص کل طی دورهی زمانی ۱۳۷۰:۰۱ تا ۱۳۹۲:۰۳ مدل‌های خانواده واریانس ناهمسان شرطی شامل EGARCH، TGARCH، GARCH و PGARCH را مقایسه کردند تا بهترین مدل را شناسایی کنند. یافته های این تحقیق نشان می‌دهد بر اساس معیارهای جذر میانگین مربعات خطاهای پیش بینی و ضریب نابرابری تایل، اولاً توزیع های t و خطای عمومی به دلیل در نظر گرفتن کشیدگی مازاد سری بازدهی عملکرد بهتری را در پیش-بینی نسبت به توزیع نرمال از خود نشان می‌دهند. ثانیاً بهترین عملکرد در پیش‌بینی نوسانات به ترتیب مربوط به مدل‌های PGARCH و GARCH با فرض توزیع t و بدترین عملکرد به ترتیب مربوط به مدل‌های EGARCH و TGARCH با فرض توزیع نرمال می‌باشد.

در رویکرد دوم، برای تحلیل تغییرپذیری یا انتقال تغییرپذیری از بازارهای دیگر به بازارهای مالی، از طیف متنوعی از مدل‌های گارچ، استفاده شده است اما سوابقی از مدل

[1]. maximum likelihood

گارچ- میداس خیلی کم به چشم می‌خورد و بیش‌تر تکیه بر مدل‌های گارچ است؛ برای نمونه، دوراندیش و شریعت (۱۳۹۳) با استفاده از روش گارچ، تاثیر نوسانات بازار ارز و نوسانات بازار سهام صنایع تبدیلی کشاورزی بر روی یکدیگر را بررسی کردند. برای این منظور از داده‌های هفتگی از فروردین سال ۱۳۸۵ تا پایان دی ماه ۱۳۹۲ استفاده شد. نتایج تحقیق آنها نشان داد که نوسانات گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری این بازار موثر است. شوک‌های گذشته در بازار ارز بر نوسانات بازار صنایع قند و شکر و خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در دوره جاری اثرگذار است. افزون بر این، خطیب سمنانی و همکاران (۱۳۹۳) اثر نوسان قیمت نفت خام بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل EGARCH و VECM[1] بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که میان متغیرهای نوسانات قیمت نفت خام و شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، رابطه مثبت و معنادار در کوتاه مدت و میان مدت، وجود ندارد اما از سوی دیگر براساس مدل VECM ، وجود رابطه بلندمدت و معکوس بین متغیرهای نامبرده می‌باشد. حسینیون و همکاران (۱۳۹۵) سرریز تلاطم بین سه بازار سهام، طلا و ارز خارجی را مورد بررسی قرار داده و از الگوی VARGARCH[2] استفاده کردند. نتایج آنها نشان داد که بین بازارهای ارزو طلا و بین بازارهای طلا و سهام، انتقال شوک دوطرفه وجود دارد و از سمت بازار سهام به بازار ارز، انتقال شوک یک‌طرفه به چشم می‌خورد. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که بین بازارهای ارز و بازار طلا و بین بازارهای طلا و سهام، انتقال تلاطم دوطرفه وجود دارد. در پژوهش هاشمی و میرکی (۱۳۹۴) تاثیر ریسک آشفتگی مالی بر اختلاف بازده پورتفوی سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ و همچنین اختلاف بازده پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین، مورد بررسی قرار گرفت. برای بررسی فرضیه‌های پژوهش، از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شد و نتایج پژوهش نشان داد که در دوره زمانی مورد بررسی در بازار سهام ایران، نسبت به ریسک آشفتگی مالی، ریسک عامل اندازه شرکت و ریسک عامل ارزش شرکت، واکنش کمتر از اندازه وجود دارد. اما واکنش کمتر از اندازه به ریسک عامل اندازه و عامل ارزش، ارتباط معناداری با واکنش کمتر از اندازه به ریسک آشفتگی مالی ندارد. برای نمونه بت‌شکن و محسنی (۱۳۹۶) سرریز نوسان و همبستگی پویای شرطی نرخ دلار و یورو بر شاخص سهام گروه بانکی را بررسی

[1]. Vector Error Correction Model
[2]. Value at risk

کرده‌اند. آنها با تمرکز بر مدیریت تکانه‌های اقتصادی خارج به داخل و با کاربرد بازدهی لگاریتمی، تحلیل همبستگی پویای شرطی و سرریز نوسانات را در قالب چهار مدل GARCH چندمتغیره، یعنی مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت و برای دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵، به انجام رسانده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که بین نرخ دلار و نوسان‌های بلندمدت نرخ یورو، همبستگی شرطی مثبت و کوتاه‌مدت به چشم می‌خورد و نرخ ارز بر شاخص بانک‌ها و موسسات اعتباری اثرات سرریزی دارد.

- **مدل‌های کوانتایل محور**

اما در زمینه رویکرد رگرسیون کوانتایل برای خود بازار مالی، باباجانی و همکاران (۱۳۹۷) تلاش کرده‌اند تا با استفاده از رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) و با اتکا به رگرسیون کوانتایل، چارچوبی برای سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی ارایه دهند. همچنین به منظور افزایش دقت برآورد، متغیرهای تحقیق با الگوبرداری از مدل خودرگرسیون شرطی ارزش در معرض خطر توسعه داده شده و برخی ویژگی های متأخر شرکت ها نیز به آن اضافه شده است. سپس به منظور سنجش اعتبار مدل از روش‌های پیش آزمایی استفاده کردند. در مطالعه دیگری، دهقانی و همکاران (۱۳۹۹) برای سنجش اثرگذاری عوامل اقتصادی درون‌شرکتی بر جریان نقدینگی در بورس تهران، از رویکرد کوانتایل با داده‌های پانلی، استفاده کردند. نتایج تخمین مدل آنها نشان می‌دهد که متغیرهای نگهداشت وجه نقد دوره قبل، اهرم مالی، پرداخت سود سهام، نوسان جریان نقدی، نوسانات قیمت نفت، نرخ رشد اقتصادی و نرخ بهره بر نگهداشت وجه نقد اثر دارند. در ادامه، برای بررسی عوامل موثر بر نگهداشت وجه نقد در اقتصاد نفتی، مدل در شرایط نوسان پایین و بالای قیمت نفت برازش شده است. بر اساس نتایج، در شرایط نوسان پایین قیمت نفت، اثر متغیرهای نگهداشت وجه نقد دوره قبل، پرداخت سود سهام، فرصت‌های رشد، مخارج سرمایه، سرمایه خالص در گردش، نوسانات قیمت نفت و نرخ بهره و در شرایط نوسان بالای قیمت نفت، اثر متغیرهای نگهداشت وجه نقد دوره قبل، اهرم مالی، سودآوری، فرصت‌های رشد، سرمایه خالص در گردش، نوسان جریان نقدی و نرخ رشد اقتصادی معناداربوده است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

- **مدل‌های گارچ محور**

پیش از رواج کاربرد مدل‌های گارچ در مدل‌سازی نوسان در بازارهای مالی، مدل‌های مبتنی بر خودهمبستگی و ARIMA به کار گرفته شدند. باکس و جنکینز (۱۹۷۶)

مدل ARIMA را توسعه دادند که چارچوبی جدید برای پیش‌بینی سری‌های زمانی بود. تاکید بر خصوصیات استوکاستیک[1] یا احتمال‌محور سری‌های زمانی، مهمترین ویژگی چنین رویکردی است. در قالب این مدل، ارزش آتی یک متغیر، ترکیبی خطی از مقادیر گذشته و خطاهای گذشته آن است. از میان مطالعات مبتنی بر این مدل، می‌توان به مطالعه سینگ (۲۰۱۳) اشاره کرد. سینگ رویکردهای گارمان-کلاس، پارکینسون[2]، راجر-ساچل[3] را از طریق تکنیک ARIMA به کار گرفت تا کارایی و تورش تخمین‌زننده‌های گوناگون را ارزیابی کند. سینگ داده‌های شاخص CNX Nifty برای دوره اول ژانویه ۲۰۰۷ تا ۳۰ دسامبر ۲۰۱۶ را در نظر گرفت تا بازار سهام ملی هند را بررسی کند. نتیجه مطالعه سینگ، کارایی این مدل‌ها را تایید کرد و تخمین‌زننده پارکینسون، کارآمدترین تخمین‌زننده بود.

در همین زمینه، آدبیای[4] و همکاران (۲۰۱۴) روی داده‌های سهام نوکیا و برای دوره ۲۵ آوریل ۱۹۹۵ تا ۲۵ فوریه ۲۰۱۱، متمرکز شدند که شامل ۳۹۹۰ مشاهده بود. مطالعه آنها خوبی برازش مدل‌های ARIMA را تایید کرد به طوری که می‌تواند راهنمای انتخاب سرمایه‌گذاری‌های سودآور باشد.

در کنار مدل‌های خودرگرسیونی، مدل‌های خودرگرسیونی مبتنی بر واریانس‌ناهمسانی مشروط یا ARCH نیز برای تحلیل و پیش‌بینی نوسان سهام به کار گرفته شدند. گجراتی[5] (۲۰۰۳) بر این باور است که واریانس ناهمسانی، یک ساختار خودرگرسیونی دارد که در آن، واریانس‌ناهمسانی، در طی دوره‌های متفاوت، با یکدیگر، همبستگی دارند. از این روی، واریانس شرطی، در طی زمان، یکسان نیست و این مبنای مشترک مدل‌های آرچ و گارچ به شمار می‌رود. لین[6] (۲۰۱۸) اثر آرچ را بدین صورت تعریف می‌کند که هر نوسان بزرگ در قیمت سهام یا هر داده پر بسامد، نوسان بزرگ دیگری را به دنبال دارد و هر نوسان کوچک، معمولا با نوساناتی کوچک‌تر، همراه است. بدین ترتیب، فقط روی یک جنبه از نوسانات (پربسامد) تاکید می‌شود و کل پیش‌بینی بر اساس واریانس شرطی، انجام می‌پذیرد.

---

1. Stochastic
2. Parkinson
3. Roger Saul
4. Adebiaye
5. Gujarati
6. Lin

اما می‌توان گروهی از مطالعاتی را که به مقایسه مدل‌های گارچ با مدل‌هایی مانند ARMA پرداخته‌اند، در زمره مدل‌های پیشاگارچ، در نظر گرفت. برای نمونه تسل[۱] (۱۹۹۱) در مقایسه خوبی برازش بین مدل‌های خودهمبستگی و مدل گارچ، مدل گارچ را نسبت به مدل ARMA ناکاراتر یافتند. همچنین کوئن و هونگ[۲] (۱۹۹۲) در مطالعه نوسان بازار سهام امریکا، به این نتیجه رسیدند که مدل گارچ، در پیش‌بینی داده‌های خارج از نمونه، عملکرد ضعیفی دارد.

در همین زمینه، دیناردی[۳] (۲۰۱۹) روی بازار سهام سائوپائولو متمرکز شد و رفتار بازدهی سهام را به چند روش متفاوت، مطالعه کرد؛ روش ARIMA، آرچ و گارچ. مطالعه دیناردی (۲۰۱۹، ص ۳۷) به این نتیجه رسید که اثر آرچ در داده‌های سهام سائوپائولو به چشم نمی‌خورد و در صورت پیش‌بینی با این مدل، نتایج ضعیفی به دست خواهد آمد.

اما خصوصیت غالب در سری‌های زمانی مالی، یعنی عدم ثبات واریانس شرطی باعث شد تا کاربست مدل‌های گارچ‌محور در زمینه نوسان بازارهای مالی، رواج بیشتری پیدا کند. می‌توان مدل‌های گارچ‌محور را به دو دسته کلی تقسیم کرد: مدل‌های گارچ محض که طیف متنوعی از مدل‌های گارچ مانند IGARCH، GARCHM و از این دست را به کار بسته‌اند تا نوسان بازار سهام را مدل‌سازی کنند؛ و مدل‌های ترکیبی مانند گارچ- مارکوف و گارچ- میداس که کوشیده‌اند تا با افزودن خصوصیات دیگری به مدل‌های گارچ، مانند سوئیچ حالت بازار یا تفکیک فرکانس‌های نوسان، نوسان بازار سهام را مدل‌سازی و پیش‌بینی کنند.

در زمینه مدل‌های دسته اول، اوگورلو[۴] و همکاران (۲۰۱۴) مدل گارچ را برای تحلیل نوسان سهام در بازارهای نوظهور اروپایی و ترکیه به کار بردند. این بازارها عبارتند از بلغارستان، چک، مجارستان و لهستان. در مطالعه آنها، اثر اخبار قدیمی بر نوسان بازار، معنادار بود اما برای بلغارستان، مدل گارچ، تایید نشد.

فانگ[۵] و همکاران (۲۰۲۰) نیز نوسان بلندمدت بازار سهام را بر اساس رویکرد گارچ- میداس، بررسی کردند. آنها متغیر بی‌ثباتی را به متغیرهای اقتصاد کلان و مالی ارتباط

---

1. Tsel
2. Kuen and Hoong
3. Dinardi
4. Ugurlu
5. Fang

دادند و به این نتیجه رسیدند که احتساب متغیرهای کلان به بهبود پیش‌بینی‌های مدل‌های گارچ-میداس، کمک می‌کند.

مطالعه آنها به این نتیجه رسید که با وجود تایید اثر نماگرهای کلان در نوسان بازار سهام، نوسان تحقق‌یافته، مهمترین عامل موثر در نوسان بازار سهام است. مدل انگل و همکاران (۲۰۱۳) مدل مبنایی آنها برای تخمین به روش گارچ- میداس بود.

$$r_{i,t} - E_{i-1,t}(r_{i,t}) = \sqrt{g_{i,t}\tau_t}\varepsilon_{i,t} \qquad (۳)$$

در رابطه بالا، $r_{i,t}$ بازدهی روزانه بازار سهام در روز i از دوره t؛ $E_{i-1,t}(0)$ امیدشرطی با توجه به اطلاعات تا روز i-1 از دوره t یعنی $\Gamma_{i-1,t}$ و $\varepsilon_{i,t}|\Gamma_{i-1,t}\sim N(0,1)$. در واقع، این معادله نشان می‌دهد که نوسان بازار سهام از دو مولفه نوسان کوتاه‌مدت (g) و بلندمدت (τ) برخوردار است. آنها داده‌های مربوط به شاخص S&P500 را برای دوره سه‌ماهه نخست سال ۱۹۶۹ تا سه‌ماهه چهارم سال ۲۰۱۸ به کار گرفتند و در مدل خود، داده‌های اقتصاد کلان نرخ رشد تولیدناخالص‌داخلی، نرخ رشد تولید صنعتی، نرخ بیکاری، سود شرکتی اسمی، مصرف شخصی واقعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده را نیز به حساب آوردند.

ما[1] و همکاران (۲۰۲۲) بر این باورند که اثربخشی عملی مدل‌های پیش‌بینی در تحلیل پورتفولیو، مشخص می‌شود و از همین روی، مدل گارچ- میداس را برای تحلیل پورتفولیو به کار گرفتند. مطالعه آنها به این نتیجه رسید که بدون توجه به ریسک‌گریزی فعالان بازار سهام، مدل گارچ-میداس برای تحلیل پورتفولیو، از کارایی لازم برخوردار است. آنها در مطالعه خود روی متغیرهای توضیحی اقتصاد کلان از جمله شاخص سازگاری اقتصاد کلان (MCI)، سپرده در موسسات مالی، ارزش افزوده صنعتی، حجم پول و شاخص عدم قطعیت سیاست اقتصادی، متمرکز شدند. علت استفاده از شاخص عدم قطعیت سیاست اقتصادی این است که هنوز بازار سهام چین، به اندازه کافی بالغ نشده است تا دولت بتواند با اجرای سیاست‌های لازم، آن را تثبیت کند؛ سیاست‌های دولت بسیار پرتکرارند و مدام، تغییر می‌کنند به طوری که نااطمینانی را در داخل و خارج، افزایش می‌دهد. ضمن این‌که شیوع ویروس کرونا در دسامبر سال ۲۰۱۹، بر

[1]. Ma

اقتصاد کلان و بازارهای مالی جهانی، اثر گذاشته است و باید نااطمینانی حاصل از آن، در مدل لحاظ شود.

لی، ژانگ و لی[1] (۲۰۲۳) نوسان سهام را در شرایط نااطمینانی در سیاست اقتصادی و بر اساس مدل گارچ-میداس، پیش‌بینی کرده‌اند. مدل تعمیم‌یافته آنها آثار غیرخطی متغیرهای اقتصادکلان و تغییرات شکست ساختاری در گذارهای رژیم را توضیح می‌دهد. نتایج مطالعه آنها تایید می‌کند که شاخص‌های نااطمینانی سیاست اقتصادی، برای پیش‌بینی نوسان سهام، اطلاعات اثربخشی را به دست می‌دهد.

سنگون[2] و همکاران (۲۰۲۳) نوسان بازار سهام را با اتکا به رویکرد گارچ-میداس رژیم سوئیچینگ و بر اساس ریسک‌های ژئوپلتیکی، پیش‌بینی کردند. رویکرد آنها شکست‌های ساختاری را از طریق رژیم سوئیچینگ، در نظر می‌گیرد و امکان تفکیک مولفه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسان را فراهم می‌سازد. آنها برای دوره‌ای ۱۲۲ ساله، داده‌های بازدهی روزانه شاخص داو جونز را همراه با داده‌های ماهانه ریسک‌های جغرافیایی و متغیرهای اقتصاد کلان، به کار گرفتند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که ریسک‌هی جغرافیایی، متغیری توضیحی برای پیش‌بینی نوسان بازار سهام در افق‌های ماهانه هستند.

ارسین و بیلدیرچی[3] (۲۰۲۳) نوسان مالی را با استفاده از رویکرد گارچ- میداس و برای پیامدهای مربوط به ریسک ژئوپلتیکی در طی دوران کووید-۱۹ مدل‌سازی کردند. آنها دو دوره پیش از همه‌گیری کووید-۱۹ و پس از بازگشایی کسب‌وکارها را در بورس استانبول، در نظر گرفتند و دریافتند که مدل‌سازی نوسان بر اساس ریسک ژئوپلتیکی، بسیار کارآمد است و در شرایط ریسک ژئوپلتیکی، تولید صنعتی و انتظارات اقتصادی آتی، در مسیری متضاد، عمل می‌کنند.

- **مدل‌های کوانتایل محور**

در رابطه با کاربرد رگرسیون کوانتایل در پیش‌بینی نوسان بازار سهام در مطالعات خارجی، دو رویکرد متفاوت به چشم می‌خورد. در یک رویکرد اول، پیش‌بینی بر اساس معادلات ساختاری، انجام می‌پذیرد. برای نمونه، در بررسی اثر بازار ارز روی سهام، رضوان[4] و همکاران (۲۰۲۰) ارتباط بازار ارز، طلا و سهام را بر اساس رگرسیون کوانتایل،

[1] Li, Zhang and Li
[2]. Sengon
[3]. Ersin and Bildirichi.
[4]..Rezvan

مطالعه کردند. آنها با کاربست داده‌های روزانه و ماهانه پاکستان، نشان دادند که نوسان قیمت ارز و طلا می‌تواند دوره‌های رونق و رکود بازار سهام را توضیح دهد. همچنین، آنها دوره مطالعه را به دو دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ تقسیم کردند و بر اساس یافته‌هایشان، نوسان بازار طلا و ارز، روی عملکرد بازار سهام، اثر منفی داشت. در مطالعه‌ای مشابه، جوو و پارک[1] (۲۰۲۱) اثر نوسان قیمت نفت را بر بازار سهام، با رویکرد رگرسیون کوانتایل بررسی کرده‌اند. کشورهای مورد مطالعه آنها شامل واردکنندگان نفت یعنی چین، آلمان، فرانسه، هند، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، هلند، اسپانیا و ایالات متحده بوده است. آنها برای به دست آوردن تصویر کاملی از رابطه بین نوسان قیمت نفت و بازده سهام، از هر دو روش رگرسیون چندک و رگرسیون چندک- روی-چندک استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که عدم قطعیت قیمت نفت، اثرات نامتقارنی بر بازده سهام دارد. علاوه بر این، این رفتارهای نامتقارن بسته به نه تنها سطح بازده سهام بلکه به شرایط بازار نفت نیز متفاوت است. همچنین زمانی که هر دو نوسان قیمت نفت و بازده سهام پایین هستند، افزایش نوسانات قیمت نفت، تأثیر منفی بر بازده سهام دارد. با این حال، زمانی که بازده سهام بالا و نوسان قیمت نفت کم است، افزایش نوسان قیمت نفت باعث افزایش بازده سهام می‌شود. بهلول و بن آمور[2] (۲۰۲۱) به مطالعه اثر نسبی عوامل محلی و جهانی روی بازارهای سهام منطقه خاورمیانه و شمال افریقا پرداختند. آنها رگرسیون کوانتایل را برای دوره ژانویه ۲۰۰۷ تا ژانویه ۲۰۱۸ به کار گرفتند. طبق یافته‌های مطالعه آنها، عوامل اقتصاد کلان محلی و جهانی، اثر یکسانی روی بازارها ندارند و مقدار تفاوت به مقدار ادغام این اقتصادها در اقتصاد بین‌المللی، وابسته است. گوکمنگولو[3] و همکاران (۲۰۲۱) ارتباط بین نرخ ارز و بازار سهام در اقتصادهای نوظهور را به روش رگرسیون کوانتایل-بر-کوانتایل، بررسی کردند. مزیت این روش در آشکارساختن روابط متغیر و ناهمگن بین متغیرها در چندک‌های متفاوت است. اما در رویکرد دوم، به عنوان یکی از نخستین کارها، چیانگ و لی[4] (۲۰۱۲) بازدهی سهام و ریسک را بر اساس رگرسیون کوانتایل، بررسی کرده‌اند. آنها داده‌های فرکانس بالای چهار شاخص اصلی سهام در ایالات متحده را به کار بستند و شواهدی از ارتباط مثبت بین میانگین بازدهی اضافی و ریسک انتظاری، به دست آوردند. استفاده از

[1]. Joo and Park
[2]. Bahloul and Ben Amor
[3] .Gokmenoglu
[4]. Chiang and Lee

رگرسیون کوانتایل آنها را به این نتیجه رساند که همراه با افزایش‌های کوانتایل بازدهی، رابطه ریسک- بازدهی از منفی به مثبت، تبدیل می‌شود و رابطه مثبت بین آنها، فقط در کوانتایل‌های بالاتر، اعتبار دارد. همچنین، در توضیح تغییرپذیری بازدهی‌های مازاد، چولگی نقش اصلی را ایفا می‌کند. در همین زمینه، کورالاژ[1] (۲۰۱۹) پیش‌بینی نوسان بازدهی سهام را بر اساس رگرسیون کوانتایل، انجام داد. مطالعه او بر اساس توجه به شکست‌های ساختاری و شناسایی طولانی‌ترین وقفه متجانس بود و پس از شناسایی وقفه‌ها، به کاربست رگرسیون کوانتایل برای هر وقفه زمانی متجانس، اقدام کرد. مهمترین مزیت این روش، در عدم نیاز به فرض‌های توزیعی است و نتایج نشان می‌دهد که نوسان دارایی‌های مالی به خوبی، پیش‌بینی می‌شود.

مطالعات جدیدتری که در مورد دیگر بازارها به کار رفته‌اند، حتی رویکردهای ARIMA و کوانتایل را نیز با هم به کار برده‌اند. برای نمونه، پراستوتی و صالحا[2] (۲۰۱۸) از رگرسیون هیبریدی ARIMA-QR استفاده کردند تا مصرف کوتاه‌مدت برق را پیش‌بینی کنند. آنها با استفاده از معیارهای رمزی، نتایج را با رگرسیون سری زمانی مقایسه کردند و نتایج مطالعه آنها نشان داد که رگرسیون هیبریدی می‌تواند قدرت پیش‌بینی همترازی با رویکرد سری زمانی داشته باشد. در مطالعه‌ای دیگر، آنگرینی[3] و همکاران (۲۰۱۹) مدل ARIMA و رگرسیون کوانتایل را ترکیب کردند تا قیمت شالیزار در اندونزی را پیش‌بینی کنند. آنها روی داده‌های دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۵ متمرکز شدند و دریافتند که دقت پیش‌بینی با مدل مرکب ARIMA-QR از مدل ARIMA به اندازه ۰،۰۳ درصد کمتر است.

خان[4] و همکاران (۲۰۲۳) با اتکا به شواهدی از رویکرد علیت ناپارامتری کوانتایل، به این پرسش پرداختند که آیا ریسک ژئوپلتیکی قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام و نوسان آن در پاکستان، اثر می‌گذارد یا خیر؟ آنها روی دوره ۲۰۰۴-۲۰۲۲ متمرکز شدند و به این نتیجه رسیدند که قیمت ژئوپلتیکی نفت، فقط در شرایط نرمال بازار، بر بازدهی سهام اثر می‌گذارد اما در تمامی شرایط بازار، بر نوسان سهام، اثرگذار است.

---

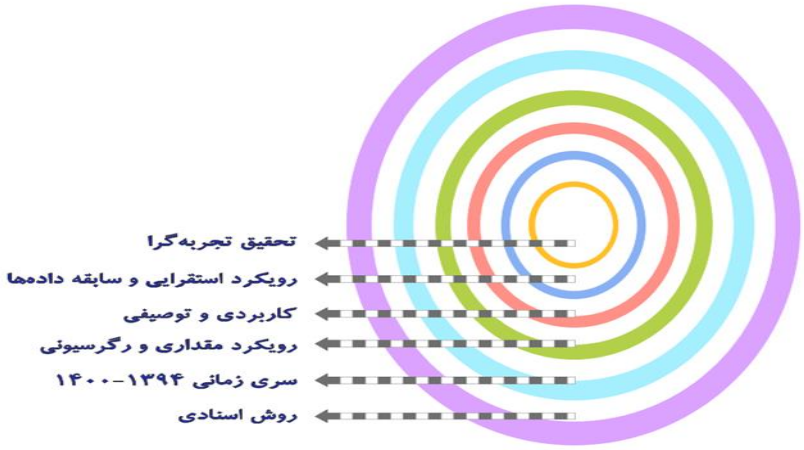
1. Corralaj
2. Prastuti and Saleha
3. Anggraeni
4. .Khan

۳. روش‌شناسی

برای تعیین دقیق روش تحقیق و ابعاد آن، رویکرد پیاز پژوهشی ساندرز[1] و همکاران (۲۰۰۹) راهگشاست. این مدل از ۶ لایه تشکیل می‌شود که هر لایه، گامی مهم از روش تحقیق را روشن می‌سازد. در شکل۱، شش لایه پیاز پژوهش برای بررسی نوسان در بازار مالی بر اساس دو رویکرد گارچ-میداس و کوانتایل، نشان داده شده است. طبق شکل۱، نخستین لایه به فلسفه پژوهش اختصاص دارد که با توجه به رویکرد این تحقیق، از فلسفه تجربه‌گرا برخوردار است. از این روی، رهیافت تحقیق به صورتی سازگار با این فلسفه، به صورت استقرایی است که با اتکا به داده‌های سری زمانی یا سابقه پدیده مورد مطالعه، به پیش می‌رود. بنابراین لازم است تا تحقیق به روشی متناسب با رویکرد تجربی و استقرایی، انجام پذیرد که در لایه سوم، با گردآوری داده‌ها به روش اسنادی و از آرشیو بورس اوراق بهادار تهران، مشخص شده است. در لایه چهارم، نشان داده شده است که تحقیق رویکردی مقداری دارد و برای استنباط از داده‌ها، از روش‌های رگرسیونی، به طور مشخص گارچ- میداس و کوانتایل، کمک می‌گیرد. در رابطه با لایه پنجم نیز بازه زمانی تحقیق شامل داده‌های روزانه شاخص کل سهام می‌باشد زیرا تغییر در متغیرهای متفاوت اقتصادی روی صنایع متفاوت اثرگذار خواهدبود که به طور تجمیعی با توجه به ارزش و حجم معاملات اثر خود را روی شاخص کل خواهد گذاشت. هم‌چنین داده‌ها از فروردین ۱۳۹۴ تا پایان فروردین ۱۴۰۰ است انتخاب این بازه زمانی باتوجه به دوران شروع برجام و پسابرجام بوده است. با توجه به کاربست روش میداس، داده‌های هفتگی مربوط به بازدهی شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران نیز برای همین دوره، محاسبه می‌شود و برای اجرای مدل از نرم‌افزار ایویوز استفاده می‌شود. در نهایت، روش گردآوری داده‌های تحقیق، مشخص شده است که روش اسنادی بر اساس آرشیو سایت بورس اوراق بهادار تهران، اجرا می‌شود.

[1]. Saunders

شکل (۱): شش لایه پیاز پژوهش مدل‌سازی نوسان بر اساس رویکرد گارچ-میداس و کوانتایل



منبع: ساندروز و همکاران(۲۰۰۹)

۳-۱. رگرسیون گارچ-میداس و کوانتایل

در این قسمت، سه رگرسیون گارچ، گارچ- میداس و کوانتایل که در تحقیق به کار می‌روند، معرفی و به اختصار، تشریح می‌شود.

مدل‌های گارچ برای رفع محدودیت‌های مدل‌های آرچ توسعه یافته‌اند. این مدل‌ها با اتکا به روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده می‌شود. بنابراین می‌توان نوسان در بازارهای مالی را به وسیله مدل‌های گارچ، تحلیل و پیش‌بینی کرد. اما مدل گارچ نیز فرکانس داده‌ها را یکسان می‌انگارد و از این روی، مدل گارچ در تلفیق با مدل میداس، امکان تفکیک عوامل دارای فرکانس متفاوت را فراهم می‌سازد. بدین ترتیب، بدون تغییر در ساختار داده‌ها، برای پیش‌بینی نوسانات بازار سهام، دو عامل اثر نامتقارن و اثر نوسان در دو جزء بلندمدت و کوتاه‌مدت به کار می‌رود. عامل اثرات نامتقاران به مفهوم اخبار بد و خوب و اثرات شوک‌های شدید به منزله اخبار (رخدادهای) بزرگ و کوچک است. به طور خاص، ۴ حالت و اثر در گارچ-میداس لحاظ می‌شود. اثرات نامتقارن روی کوتاه‌مدت، اثرات نامتقارن روی بلندمدت، اثرات شدید کوتاه‌مدت و اثرات شدید بلندمدت.

در رگرسیون کوانتایل، محدودیت‌های مربوط به فرض‌های رگرسیون حداقل مربعات خطا، وجود ندارد و در مقایسه با روش OLS، نسبت به داده‌های پرت و توزیع‌های نرمال، به صورت نیرومندتری عمل می‌کند. بنابراین، خصوصیت چولگی برای داده‌های شاخص کل قیمت سهام، کاربرد روش کوانتایل را توجیه می‌کند.

▪ رگرسیون گارچ

منجذب و نصرتی (۱۳۹۷) شرح می‌دهند که یکی از اشکالات روش ARCH این است که با توجه به واریانس شرطی مقدار آن نمی‌تواند منفی باشد اما برای تطابق مدل‌ها با دنیای واقعی، روش آرچ تعمیم‌یافته یا گارچ، ارایه شد که مدل ARMA(p,q) را در صورت احتساب واریانس اجزای اخلال (پسماند)، به مدل GARCH(p,q) تبدیل می‌کند. و حالت عمومی آن به شرح رابطه ۴ است:

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p u_{t-p}^2 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \sigma_{t-q}^2 \qquad (۴)$$

از ویژگی‌های مهم استفاده از مدل‌های گارچ، وجود ناهمسانی شرطی در داده‌ها، نوسانات شدید در متغیر و وجود ناهمسانی شرطی در واریانس می‌باشد.

▪ رگرسیون گارچ-میداس

رگرسیون میداس به معنای استفاده از داده‌های دارای تواتر (فرکانس) متفاوت در یک رگرسیون است. در مدل‌های رگرسیونی رایج، باید داده‌های دارای تواتر یکسان را به کار برد؛ برای نمونه همگی داده‌های مربوط به متغیرهای توضیحی و وابسته باید سالانه، روزانه، فصلی، هفتگی، یا ماهانه و... باشند اما رگرسیون میداس این امکان را فراهم می‌سازد تا مثلا داده‌های روزانه با داده‌ای ماهانه یا هفتگی، رگرس شوند. منجذب و نصرتی (۱۳۹۷) شرح می‌دهند که الگوی کلی معادله میداس به شرح رابطه ۵ است:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta \sum_{j=0}^{J\,max} w(j;\theta)\, L^{1/m} X_t^m + u_t \qquad (۵)$$

در معادله بالا t و τ به دو واحد زمانی برای تواتر کم و تواتر زیاد، اختصاص دارند و روش میداس واحدی به نام s را ایجاد می‌کند که قسمتی از فاصله بین t و t-1 است که به صورت $m = \frac{1}{s}$ تعریف می‌شود. تعداد مشاهده متغیر پرتواتر در دو فاصله زمانی توسط m مشخص می‌شود. اما در رگرسیون گارچ- میداس از داده‌های واریانس شرطی با تواتر متفاوت (روزانه، ماهانه، هفتگی، یا فصلی) به طور همزمان استفاده می‌شود.

رگرسیون کوانتایل

اغلب مدل‌های رگرسیونی با تحلیل میانگین شرطی یک متغیر وابسته، سروکار دارند. اما کوئنکر و باست[1] (۱۹۷۸) پیشنهاد کردند که رگرسیون کوانتایل به صورت تخمین‌هایی از رابطه خطی بین رگرسیون‌ها و چندک‌های مشخصی از متغیر وابسته، انجام پذیرد. یکی از خصوصیات اصلی رگرسیون کوانتایل، برآوردگر حداقل انحراف مطلق (LAD) است که با برازش میانه شرطی متغیر واکنش، مطابقت دارد. در واقع، رگرسیون کوانتایل اجازه می‌دهد تا نسبت به تحلیل میانگین شرطی، توصیف کامل‌تری از توزیع شرطی را به دست دهد. در واقع، برای تحلیل تغییرات مربوط به توزیع یک متغیر وابسته، رگرسیون کوانتایل، ابزار مناسبی است چون اثرات مجزای یک متغیر توضیحی روی نقاط متفاوت از توزیع متغیر وابسته، رگرس می‌شود.

اگر X یک متغیر پیوسته و تصادفی با CDF به صورت زیر باشد:

$$\mu = E[x]$$

آنگاه چندک τام $Q_\tau(X)$ به صورت زیر خواهد بود:

$$Q_\tau(X) = \inf\{x: F(x) \geq \tau$$

میانه حالت خاصی از $\tilde{X} = Q_{0.5}(X)$ است و X از یک گشتاور متنهای دوم برخوردار باشد آنگاه

$$\mu = argminE(X - a)^2$$

میانه جمعیت، زیان خطای مطلق را به حداقل می‌رساند و برابر است با:

$$\tilde{X} = argminE|X - a|^2$$

۴. یافته‌های پژوهش

▪ مانایی متغیرها

با توجه به حجم زیاد داده‌ها، از رویکرد فیلپس- پرون استفاده شد. جدول۱ نتایج آزمون مانایی را برای دو گروه داده‌های روزانه و هفتگی از بازدهی سهام نشان می‌دهد. در رابطه با آزمون فیلیپس- پرون برای داده‌های روزانه، در هیچ یک از سطوح اطمینان ۱، ۵ و ۱۰ درصد، مقادیر بحرانی از مقدار آماره PP کوچکتر نیستند و با توجه به

[1]. Koenker and Bassett

احتمال کمتر از ۰,۰۵، فرضیه Ho رد شده و سری زمانی مانا است. نتیجه آزمون مانایی داده‌های هفتگی بازدهی سهام به روش فیلیپس- پرون نیز نشان می‌دهد که با توجه به مقدار احتمال و مقادیر بحرانی در مقایسه با مقدار آماره گزارش‌شده (۶,۸۷۲-)، سری زمانی مانا است. بطور معمول برای داده های روزانه و هفتگی از این آزمون استفاده می شود.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی برای داده‌های تحقیق

متغیر	مقدار بحرانی	آماره فیلیپس-پرون	مانایی
بازدهی روزانه	-۳/۴۳	-۲۹/۷۹۶	در سطح
	-۲/۸۶		
	-۲/۵۶		
بازدهی هفتگی	-۳/۴۵	-۶/۸۷۲	در سطح
	-۲/۸۷		
	-۲/۵۷۱		

منبع: یافته‌های پژوهش

حال برای مدل‌سازی به روش گارچ، لازم است تا ابتدا آزمون آرچ، انجام پذیرد که در قسمت بعدی نتایج آن شرح داده می‌شود.

▪ آزمون آرچ

جدول۲ به نمایش نتایج آزمون آرچ داده‌ها اختصاص دارد. برای داده‌های روزانه، با توجه به مقدار احتمال مربوط به آماره F و خی‌دو، واریانس‌ناهمسانی در داده‌های بازدهی روزانه تایید می‌شود و این داده‌ها برای روش گارچ، مناسب هستند. در مورد داده‌های هفتگی نیز با توجه به مقدار احتمال مربوط به آماره F و خی‌دو، واریانس‌ناهمسانی در داده‌های هفتگی تایید می‌شود و این داده‌ها برای روش گارچ، مناسب هستند.

جدول (۲): نتایج آزمون آرچ برای داده‌های روزانه و هفتگی بازدهی سهام

متغیر	آماره		مقدار احتمال	نتیجه آزمون
بازدهی روزانه	آماره F	۸۴/۳۹	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
	χ^2	۸۰/۴۵۸	۰/۰۰۰	
بازدهی هفتگی	آماره F	۱۰/۹۲۲	۰/۰۰۱۱	ناهمسانی واریانس
	χ^2	۱۰/۶۲	۰/۰۰۱۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

▪ نتایج برآورد گارچ-میداس

برای تخمین مدل به روش گارچ-میداس، ساختار تصریح در نرم‌افزار به صورت رابطه ۶ خواهد بود.

DRR = C (1) + C (2) *DRR (-1) + @MIDAS (weekly\garchwr) + @MIDAS (daily\garchdrr) + U (۶)

در معادله بالا، DRR نماینده بازدهی روزانه، DRR(-1) وقفه اول از بازدهی روزانه، garchwr نشانگر گارچ بازدهی هفتگی و garchdrr نشانگر گارچ بازدهی روزانه است که بسته به نوع برازش در مدل آرچ، به صورت متقارن یا نامتقارن، محاسبه خواهند شد. برای تخمین گارچ-میداس، لازم است تا دو دسته داده با تواتر متفاوت (کوتاه و بلند) آماده و در نرم‌افزار وارد شود. در این‌جا نیز به تبعیت از ادبیات تجربی، نوسان برای داده‌های روزانه مدل‌سازی می‌شود و این رویکرد به معنای برتری داده‌های روزانه نیست و تحلیل قسمت پیشین نیز برای شناسایی ساختار گارچ دو گروه داده روزانه و هفتگی، انجام پذیرفت. در واقع، رویکرد میداس فقط برای ترکیب داده‌های دارای تواتر متفاوت است.

جدول (۳): نتایج رگرسیون‌های معنادار گارچ-میداس برای داده‌های روزانه

روش وزندهی میداس	متغیرهای معنادار	R^2	آکائیک

• Auto/gets
• عارضه‌یابی
  ○ AR LM
  ○ ARCH LM
  ○ PET
• وقفه ۱۲
• ترند
	• وقفه ۱ تا ۱۲ از گارچ نامتقارن بازدهی روزانه
	• وقفه ۲ و ۷ از گارچ متقارن بازدهی هفتگی
		۰/۷۷۱۱	-۰/۸۵۴۵

• Auto/gets • عارضه‌یابی ○ AR LM ○ ARCH LM ○ PET • وقفه ۱۴ • ترند	• وقفه ۱ تا ۱۲ از گارچ نامتقارن بازدهی روزانه • وقفه ۱، ۲ و ۷ از گارچ متقارن بازدهی هفتگی	۰/۷۸۲۸	-۰/۸۹۴۴
• Auto/gets • عارضه‌یابی ○ AR LM ○ ARCH LM ○ PET • وقفه ۱۴ و وقفه ۱ بازدهی هفتگی • ترند	• وقفه ۱ تا ۱۲ از گارچ نامتقارن بازدهی روزانه • وقفه اول بازدهی هفتگی • وقفه ۱ و ۱۲ از بازدهی هفتگی	۰/۸۰۲۴	-۰/۹۶۸۹
• Auto/gets • عارضه‌یابی ○ AR LM ○ ARCH LM • Impulse • وقفه ۱۴ و وقفه ۱ بازدهی هفتگی	• dr r (-۱) • وقفه ۲ تا ۱۱ گارچ نامتقارن بازدهی روزانه • وقفه ۵ و ۱۰ گارچ متقارن بازدهی هفتگی • وقفه اول بازدهی هفتگی	۰/۶۹۱۳	-۰/۷۰۸۱
• PDL-ALMON	• dr r (-۱)	۰/۱۵۲۶	۰/۱۲۲۸
• STEP (۳)	• dr r (-۱) • وقفه دوم گارچ روزانه	۰/۱۸۸۰	۰/۱۱۹۹
• U-MIDAS	• dr r (-۱) • وقفه ۲ و ۵ و ۷ گارچ نامتقارن روزانه • وقفه ۳، ۸ و ۱۲ از بازدهی هفتگی	۰/۳۱۸۳	۰/۱۲۳۸

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج جدول۳ مشاهده می‌شود که رویکرد گارچ-میداس بر اساس جستجوی خودکار، بهترین برازش از مدل را دارد. با توجه به این‌که بازدهی روزانه به عنوان متغیر وابسته در مدل وارد شده است، آماره R^2 به عنوان معیار خوبی برازش برای هر دو مدل میداس و کوانتایل، لحاظ می‌شود. علاوه بر این، چون میداس رویکردی متفاوت با حداقل مربعات معمولی است، آزمون‌های فروض کلاسیک درباره خودهمبستگی و واریانس‌ناهمسانی درباره آن، انجام نمی‌پذیرد(منجذب و نصرتی ،۱۳۹۷). بهترین برازش در جدول با رنگ متمایز مشخص شده است که R^2 برابر با ۸۰ درصد را نشان می‌دهد و در مقایسه با تخمین‌های دیگر، کمترین مقدار آماره آکائیک را دارد.

اکنون برای مقایسه، نتایج تخمین به روش گارچ-میداس برای داده‌های هفتگی در جدول۴ نشان داده می‌شود.

جدول (۴): نتایج رگرسیون‌های معنادار گارچ-میداس برای داده‌های هفتگی

روش وزندهی میداس	متغیرهای معنادار	R^2	آکائیک
• Steps • وقفه۴	• وقفه ۱ و ۲ گارچ روزانه • وقفه ۱ گارچ هفتگی	۰/۲۶۸۵	۱/۳۵
• PDL/Almon • وقفه ۴	• وقفه ۱ گارچ هفتگی	۰/۲۷۶۱	۱/۳۵
• Auto/gets • عارضه‌یابی ○ AR LM ○ ARCH LM • Trend • وقفه ۴	• وقفه ۴ گارچ روزانه • وقفه ۱ تا ۳ گارچ هفتگی	۰/۸۹۹۱	-۰/۴۲۵۸
• U-MIDAS	• وقفه ۴ گارچ روزانه • وقفه ۱ تا ۴ گارچ هفتگی	۰/۲۷۷۵	۱/۳۶۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول۴ نیز نشان می‌دهد که روش تنظیمات خودکار مبتنی بر روند برای بازدهی هفتگی، بهترین برازش را نسبت به دیگر تنظیمات میداس دارد. R^2 مربوط به همین روش در جدول ۴ (۸۹ درصد) است. اما وقفه‌های کمتر برای مدل‌سازی نوسان در

بازدهی هفتگی به این جهت است که هر هفته کاری از ۵ روز تشکیل می‌شود و از این روی، در مقایسه با داده‌های روزانه، وقفه کمتری در نوسان بازدهی هفتگی، اثرگذار است. اما بر اساس مجموع نتایج، رویکرد خودکار مبتنی بر روند، برای هر دو گروه بازدهی روزانه و هفتگی، کارایی بالایی دارد.

▪ نتایج برآورد کوانتایل

برای تخمین به روش کوانتایل، ابتدا آزمون نرمال‌بودن توزیع داده‌ها انجام می‌پذیرد. سپس آزمون آنوا برای برابری واریانس، میانه و میانگین انجام می‌پذیرد که بر اساس تقسیم سری زمانی داده روزانه به ۴ قسمت است. معیار آزمون آنوا آماره F آنوا و ولچ است که اگر کمتر از مقدار ۰،۰۵ باشند آنگاه نابرابری بین هر یک از خصوصیات مطرح در آزمون (جداگانه) تایید می‌شود. در نهایت، برای تخمین مدل کوانتایل نیز از رابطه ۷ استفاده می‌شود.

QREG(QUANT=n) DRR=C (1) +C (2) *DRR (-1) +C (3) *GARCHdrr (۷)

مقدار n ضریب تاو است که بین ۰ تا ۱ تنظیم می‌شود.

جدول زیر نتایج رگرسیون کوانتایل برای بازدهی روزانه را نشان می‌دهد. برای امکان مقایسه بیشتر، بازدهی روزانه به عنوان متغیر وابسته و گارچ نامتقارن آن به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است.

جدول (۵): نتایج رگرسیون کوانتایل برای بازدهی روزانه سهام

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۵۴۶	۰/۰۰۸۸	۶/۱۹۴۶	۰/۰۰۰۰
گارچ بازدهی روزانه	۰/۸۱۲۲	۰/۰۶۹۵	۱۱/۶۸۲۵	۰/۰۰۰۰
وقفه اول بازدهی	۰/۳۶۰۱	۰/۰۲۶۸	۱۳/۳۸۹۲	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۱۶۲۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵ نشان می‌دهد که رگرسیون کوانتایل، در مقایسه با رگرسیون گارچ-میداس، توضیح‌دهندگی بسیار کمتری دارد. به همین ترتیب، جدول ۶ نیز نتایج رگرسیون کوانتایل را برای بازدهی هفتگی سهام، نشان می‌دهد. در این جا، معناداری ضریب مربوط به گارچ بازدهی هفتگی، از نظر آماری تایید نمی‌شود اما ضریب مربوط به وقفه

اول بازدهی، معنادار است. همچنین مقدار R^2 این رگرسیون برابر با ۰,۴۴۸۰ است که در مقایسه با جدول ۵، توضیح‌دهندگی بیشتری را منعکس می‌سازد اما نسبت به نتایج رگرسیون گارچ-میداس، توضیح‌دهندگی کمتری دارد.

جدول (۶): نتایج رگرسیون کوانتایل برای بازدهی هفتگی سهام

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
عرض از مبدا	۰/۲۷۵۳	۰/۰۶۶۰	۴/۱۷۱۲	۰/۰۰۰۰
گارچ بازدهی هفتگی	-۰/۰۴۴۲	۰/۱۰۲۰	-۰/۴۳۳۰	۰/۶۶۵۳
وقفه اول بازدهی	۰/۷۲۶۳	۰/۰۶۵۴	۱۱/۰۹۷۷۷	۰/۰۰۰۰
R2	۰/۴۴۸۰			

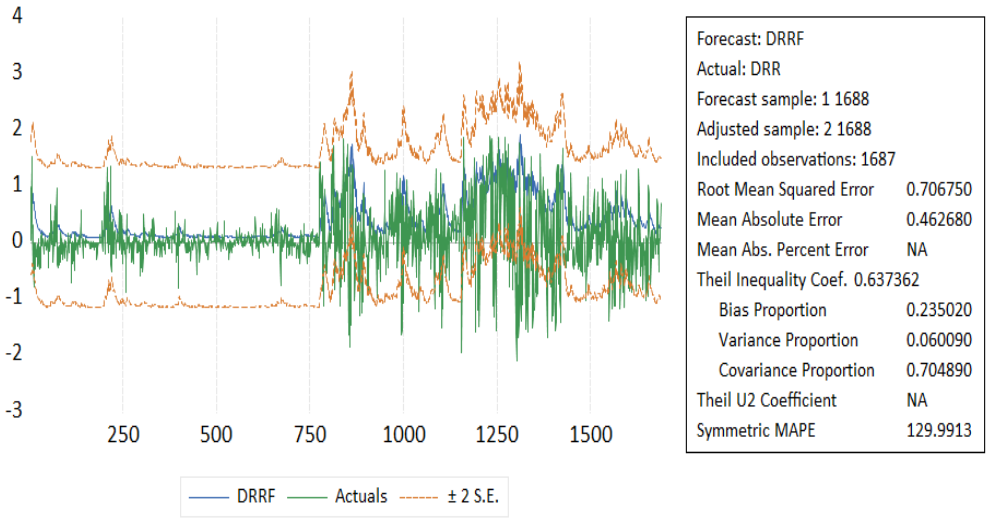
منبع: یافته‌های پژوهش

▪ مقایسه نتایج رگرسیون گارچ-میداس و کوانتایل

اکنون می‌توان نتایج رگرسیون گارچ-میداس را با نتایج رگرسیون کوانتایل مقایسه کرد. طبق جدول ۵ مقدار R^2 نتایج رگرسیون کوانتایل بازدهی روزانه ۱۶,۲ درصد است که در مقایسه با بهترین تخمین گارچ-میداس در جدول ۳ (یعنی R^2 برابر با ۸۰ درصد)، برازش ضعیف‌تری را نشان می‌دهد. در جدول ۵ نیز مقدار R^2 رگرسیون کوانتایل بازدهی هفتگی برابر با ۱۶ درصد شد که در مقایسه با مقدار R^2 رگرسیون گارچ-میداس بازدهی هفتگی (۸۹ درصد در جدول ۴)، برازش کمتری را نشان می‌دهد. افزون بر این، نمودارهای ۲ تا ۵ نیز قدرت پیش‌بینی دو روش را بر اساس انطباق مقدار برآوردی بازدهی سهام و مقدار واقعی آن در داده‌ها، نشان می‌دهند. نمودار۲ قدرت پیش‌بینی رگرسیون کوانتایل بازدهی روزانه را به تصویر می‌کشد و طبق شکل، قدرت پیش‌بینی اندکی دارد. اما در نمودار۴ که پیش‌بینی به روش گارچ-میداس بازدهی روزانه انجام گرفته است، نسبت خطا نزدیک به صفر است و میزان انطباق بازدهی برآوردی با واقعی بسیار بالاست (انطباق خطوط سرخ و آبی).

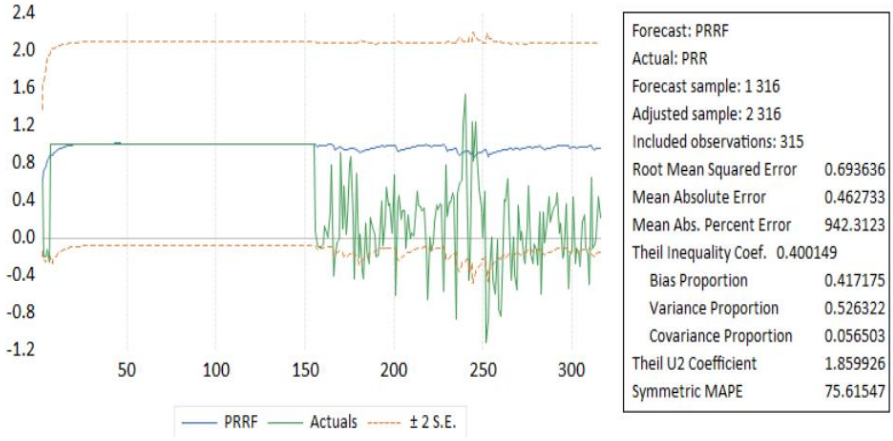
در واقع نسبت تورش در پیش‌بینی مبتنی بر کوانتایل برابر با ۰,۲۳۵ و در پیش‌بینی مبتنی بر گارچ-میداس برابر با صفر است. ریشه میانگین مربع خطا در پیش‌بینی کوانتایل‌محور برابر با ۰,۷۰۶۷ و در پیش‌بینی گارچ-میداس برابر با ۰,۱۴۰۴ است که برتری برازش در رویکرد گارچ- میداس را منعکس می‌سازد.

نمودار (۲): قدرت پیش‌بینی رگرسیون کوانتایل بازدهی روزانه بر اساس تطابق بازدهی برآوردی و واقعی



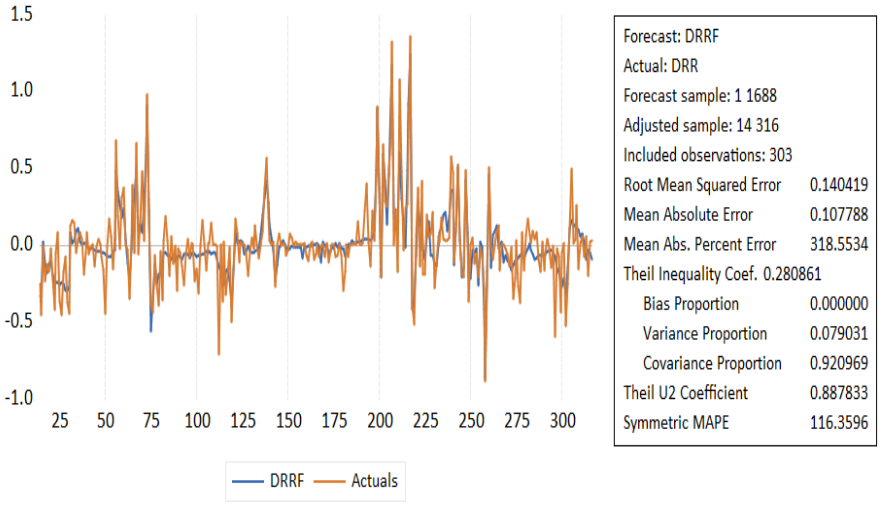
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۳): قدرت پیش‌بینی رگرسیون کوانتایل بازدهی هفتگی بر اساس تطابق بازدهی برآوردی و واقعی

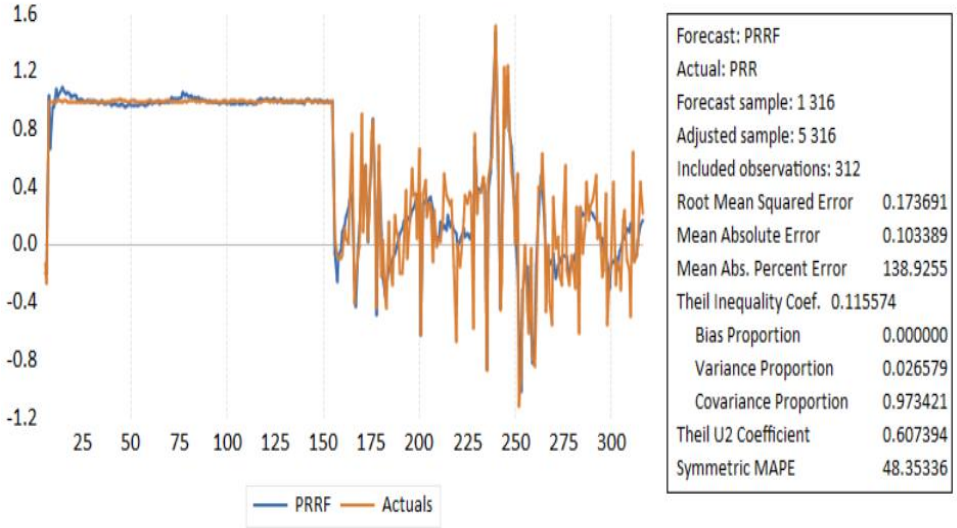


منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴): قدرت پیش‌بینی رگرسیون گارچ-میداس بازدهی روزانه بر اساس تطابق بازدهی برآوردی و واقعی

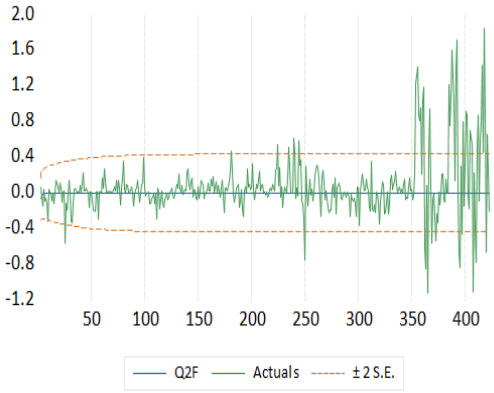


منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار (۵): قدرت پیش‌بینی رگرسیون گارچ-میداس بازدهی هفتگی بر اساس تطابق بازدهی برآوردی و واقعی

منبع: یافته‌های پژوهش



Forecast: Q2F	
Actual: Q2	
Forecast sample: 1 422	
Adjusted sample: 2 422	
Included observations: 421	
Root Mean Squared Error	0.341856
Mean Absolute Error	0.188378
Mean Abs. Percent Error	NA
Theil Inequality Coef.	0.989993
Bias Proportion	0.041602
Variance Proportion	0.938755
Covariance Proportion	0.019643
Theil U2 Coefficient	NA
Symmetric MAPE	199.5543

نمودار (۶): قدرت پیش‌بینی رگرسیون زیرنمونه دوم کوانتایل بر اساس تطابق بازدهی برآوردی و واقعی

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار۶، مقدار بازدهی را بر اساس مدل تخمینی با مقدار پیش‌بینی آن بر اساس همین مدل تخمینی، مقایسه می‌کند. مقدار اکچوال یا واقعی، همان داده بازدهی است و q2f برآورد بر اساس مدل و ضرایب تخمینی را نشان میدهد. مهمترین آماره بایاس پروپوریشن است که خطای پیش بینی را نشان میدهد که ۰,۰۴۱ می‌باشد. میانگین مربع خطا نیز ۰,۳۴۱ شده که عدد بالایی هست و خطای زیاد مدل در پیش بینی نشان میدهد که به معنای خوبی نمی‌باشد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج به دست آمده، مبتنی بر نتایج جداول ۳ تا ۶، به ترتیب R^2 میداس روزانه ۸۰٪، R^2 میداس هفتگی ۸۹٪، R^2 کوانتایل روزانه ۱۶٪ و R2 کوانتایل هفتگی ۴۴٪ نشان می‌دهد که رویکرد میداس، ترکیبی از داده‌های هفتگی و روزانه، می‌تواند نوسان روزانه بازدهی سهام را بهتر از روش‌های دیگر توضیح دهد. همچنین تمرکز صِرف روی یکی از بازدهی‌های روزانه یا هفتگی یا ماهانه برای تحلیل روند تغییرات بازار و پیش‌بینی موجب می‌شود تا پیش‌بینی و انتخاب راهبرد معاملاتی، با تورش بالایی همراه باشد. بعلاوه توجه همزمان به روند بازدهی روزانه و هفتگی در کنار هم می‌تواند درک فعالان و کارشناسان بورس اوراق بهادار را از تحولات بازار سهام، بهبود بخشد.

نوسان در بورس اوراق بهادار تحت تاثیر هر دو گروه تواتر بلند و کوتاه است؛ یک دلالت این نتیجه این است که منحنی شاخص قیمت سهام روزانه، به تنهایی به سهامداران و فعالان بازار کمکی نمی‌کند و لازم است که آنها تواترهای متفاوت شاخص را مدنظر قرار دهند و دلالت دیگر آن این است که در مدیریت بازار و سیاست‌گذاری برای کمک به سهامداران نیز باید این نکته در محور توجه سیاست‌گذاران و مدیران بورس اوراق بهادار، قرار داشته باشد. افزون بر این، نمودار۴، بازدهی برآوردی بر اساس مدل گارچ-میداس و بازدهی واقعی سهام، انطباق بالایی داشتند و همچنین بر اساس نتایج نمودارهای ۲تا۵ نیز قابلیت پیش‌بینی مدل گارچ-میداس نسبت به کوانتایل بهتر است.

ضمن این‌که برتری مدل گارچ-میداس نسبت به مدل کوانتایل از نظر خوبی برازش نیز نشانگر اهمیت بیشتر شوک‌های نامتقارن برای بازار است. افزون بر این، می‌توان مهمترین شوک به بازار سهام ایران را خروج ایالات متحده از برجام در نظر گرفت. که بازدهی ماهانه بازار سهام پس از خروج این کشور از برجام، دچار افت نشده است و با وجود بازدهی منفی در اردیبهشت ۱۳۹۷، در ماه بعدی یعنی خرداد ۱۳۹۷، شاخص کل از بازدهی مثبت برخوردار بوده است. درحالی که بازار ارز به این شوک ، واکنش شدیدی نشان داد و دچار نوسان بسیار زیادی شد. بنابراین، تایید گارچ نامتقارن در عین جذب اثر شوک‌های مانند خروج امریکا از برجام در یک بازه ماهانه، نشان می‌دهد که اثر اخبار خوب و بد روی بازدهی بیشتر است و از این روی، فرضیه دوم یعنی تفاوت اثر اخبار خوب و بد روی بازدهی دارایی، تایید می‌شود.

در بعد وسیع‌تر و مطالعات کلان، فعالان و سرمایه‌گذاران مالی، علی‌الخصوص در حوزه بازار سرمایه، باید درصدد استفاده داده‌ها با تواتر متفاوت به صورت هم‌زمان باشند تا بتوانند پیش‌بینی و درک دقیق‌تری از روند شاخص سهام داشته باشند. برای مثال با بررسی داده‌های فصلی سنوات قبل از شاخص کل یا یک صنعت می‌توان به درک نسبی از رفتار شرکت‌های موجود در بازار سرمایه و به تبع آن رفتار سهام شرکت مذکور بدست آورند. البته که بررسی عوامل و متغیرهای دیگر که دارای فرکانس متفاوت از سهام را دارند نیز به افزایش دقت و قدرت پیش‌بینی می‌افزاید. برای مثال هرچه نرخ ارز بالاتر رود روی صنایع صادرات محور اثر مثبت‌تری خواهد گذاشت و چون این صنایع (مانند پتروشیمی، فلزات اساسی و پالایشگاهی) حجم بالایی از ارزش معاملات را تشکیل می‌دهند، بر روس شاخص کل اثر بیش‌تری خواهند گذاشت.

منابع و مآخذ:

باباجانی، جعفر، تقوی فرد، سیدمحمدتقی، و غزالی، امین (۱۳۹۷)، ارائه چارچوبی جهت سنجش و پیش بینی ریسک سیستمی با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، ۱۱(۳۹): ۱۵-۳۶.

دهقانی، علی و خیل کردی، فاطمه و عبدالباقی عطاآبادی، عبدالمجید (۱۳۹۹)، سنجش اثرگذاری عوامل اقتصادی درون شرکتی در شرایط نوسانات نفتی بر جریان نقدینگی در بورس تهران. اقتصاد مالی، ۱۴(۵۲):۱۹۷-۲۲۲

راسخی، سعید و خانعلی پور، امیر و خسروانی، فاطمه (۱۳۹۳)، ارزیابی خانواده مدل های GARCH در پیش بینی نوسانات بازار سهام (مطالعه موردی: بازار بورس اوراق بهادار تهران). کنفرانس بین المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی، تهران

زین الدینی، شبنم، کریمی، محمدشریف و خانزادی، آزاد (۱۳۹۹)، بررسی اثر تکانه های قیمت نفت برعملکرد بازار سهام ایران. اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۴(۵۰): ۱۴۵-۱۶۹.

منجذب، محمدرضا و نصرتی، رضا (۱۳۹۷)، مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته، همراه با ایویوز و استاتا. نشر مهربان، چاپ اول، تهران.

نطیفی نایینی، مینو، فتاحی، شهرام و صمدی، سعید (۱۳۹۱)، مدلسازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکف. تحقیقات مدلسازی اقتصادی شماره۹

Anggraeni W., Mahananto F., Ratna Handayani F., Kuntoro Boga, A. & Sumaryantoe (2019), Hybrid of ARIMA and Quantile Regression (ARIMA-QR) model for forecasting paddy price in Indonesia, Journal of Engineering and Applied Sciences, 14 (20): 7609-7619.

Bahloul, S. & Ben Amour, N. (2021), Impact of global and local factors on the MENA stock markets, International Journal of Emerging Markets, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print.

Chiang, T. C. & Li, J. (2012), Stock returns and risk: Evidence from quantile regression analysis, Journal of Risk and Financial Management, 5(1), 1-130.

Li, D., Zhang, L., & Li, L. (2023), Forecasting stock volatility with economic policy uncertainty: A smooth transition GARCH-MIDAS model, International Review of Financial Analysis, 102708.

Engle, R. F., & Susmel, R. (1993), Common volatility in international equity markets, Journal of Business & Economic Statistics, 11(2), 167-176.

Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, 50, 987–1007.

Engle, R. F., Ghysels, E. & Sohn, B. (2013), Stock market volatility and macroeconomic fundamentals, Review of Economics and Statistics, 95(3): 776–797.

Ersin, O. & Bildirichi. M. (2023), Financial Volatility Modeling with the GARCH-MIDAS-LSTM Approach: The Effects of Economic Expectations, Geopolitical Risks and Industrial Production during COVID-19, Mathematics 2023, 11(8): 1785.

Gokmenoglu, K., Eren, B. M. & Hesami, S. (2021), Exchange rates and stock markets in emerging economies: new evidence using the Quantile-on-Quantile approach, *Quantitative Finance and Economics*, *5*(1): 94-110.

Ghysels, E., Santa-Clara, P. & Valkanov, R. (2006), Predicting volatility: getting the most out of return data sampled at different frequencies, Journal of Econometrics, 131(1–2): 59–95.

Kumar P, H., & Patil S, B. (2016), Volatility Forecasting–A Performance Measure of Garch Techniques With Different Distribution Models, International Journal of Soft Computing, Mathematics and Control (IJSCMC), 5(2/3).

Jakobsen, J. S. (2018), Modeling Financial Market Volatility: A Component Model Perspective, PhD Thesis, Department of Economics and Business Economics, Aarhus University, Denmark.

Joo, Y. C. & Park, S.Y. (2021), The impact of oil price volatility on stock markets: Evidence from oil-importing countries, Energy Economics, 101.

Khan, N., Saleem, A. & Ozkan, O. (2023). Do geopolitical oil price risk influence stock market returns and volatility of Pakistan: Evidence from novel non-parametric quantile causality approach, Resources Policy, 81, 103355.

Prastuti, S. & Salehah, N. (2018), Hybrid ARIMAX quantile regression method for forecasting short term electricity consumption in east java, Journal of Physics, 1008(1).

Segnon, M., Gupta, R. & Wilfling, B. (2023), Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH-MIDAS: The role of geopolitical risks, International Journal of Forecasting.

Smith Jr, C. W. (1989), Market Volatility: Causes and Consequences. Cornell Law Review, 74 (5).

Tsay, R. S. (2010), Analysis of financial time series. New York: John Wiley & Sons Publication.

Wang, L., Feng, M., Jing, L. and Yang, L. (2020), Forecasting stock market volatility: new evidence from the GARCH-MIDAS model, International Journal of Forecasting, 36(2): 684-694

Abstract Comparison of predicting volatility of Tehran stock index in GARCH-MIDAS approach and quantile regression

Mohammadreza Monjazeb (Corresponding Author)
Associate Prof, Faculty of economics, University of Kharazmi
monjazeb@khu.ac.ir

Farimah Jahfari
MSc. Industrial Engineering of Macroeconomic social systems, University of Kharazmi
Fj6_1998@yahoo.com

Yasin Ghasemi
MSc. Industrial Engineering of Macroeconomic social systems, University of Kharazmi
yasein8769@gmail.com

Received: 15/04/2023 Accepted: 12/07/2023

Abstract

This research is carried out to the GARCH-MIDAS model which is used with the aim of compensating for the shortcoming of conventional GARCH models; i.e., relying on symmetry in data frequency. Therefore, the advantage of GARCH-MIDAS model to GARCH models and of course other time series models is the combination of data that have different frequencies. For this purpose, stock returns are modeled based on a combination of daily and weekly volatility. Besides, the Quantile model is also one of the new models that focuses on the entire distribution instead of different frequencies, thereby does regression based on the distribution of the entire data and is not based on the characteristic of the normal distribution. The problem of the current research was formed from this difference between Garch-Midas and Quantile model, and the organization of the research was formed based on it. After describing the problem and assumptions in the first chapter, a review of the theoretical and empirical literature of the research was carried out, and in the third and fourth chapters, the research model, its description and regression were estimated. The findings of the research showed that the Garch-Midas model has a better fit than the quantile model and has a better modeling and forecast capability for the fluctuation in stock returns.

JEL Classification: H55, C81, J26
Keywords: yield fluctuation, Stock returns, Garch-Midas model, Quantile model, Fluctuation prediction

Pattern of Global Oil Trade Network: A Network Theory Approach[1]

Rouhollah Shahnazi (Corresponding Author)

Associate professor in Economics, Department of Economics, Shiraz University

rshahnazi@shirazu.ac.ir

Najmeh Sajedianfard

Postdoctoral researcher in Economics, Department of Economics, Shiraz University

s.sajedian@rose.shirazu.ac.ir

Received: 08/03/2023 Accepted: 12/07/2023

Abstract

The increasing complexity of the global oil trade significantly affects the energy strategy and economic development of countries, particularly those that export oil, such as Iran. This paper analyzes the general characteristics, regional features, and strength of the oil trade using network theory for 178 countries in 2018. The results show that the oil export network has a free-scale distribution, which means that the commercial position of countries displays significant heterogeneity. Additionally, the global oil trade network has a "robust yet fragile" characteristic. The global oil trade network can be divided into three commercial blocks, including the central and eastern commercial block, the middle commercial block, and the western commercial block. Among these three commercial blocs, the central and eastern bloc can supply the highest amount of demand from the countries present in this bloc. Consequently, these countries receive the lowest oil supply impulses.

***JEL classification*:** Q35, D85, F10
***Keywords*:** Global Oil Trade, Network Theory, Stability, Resilience

[1]. This article is based on research results related to the postdoctoral memorandum number 99026163, supported by the Iran National Science Foundation.

Investigating the Effect of Oil Rent on Agricultural Sector Employment in Iran's Economy

Majid Maddah (Corresponding Author)
Proffesor in Economics, Semnan University
majid.maddah@semnan.ac.ir

Salman Khosravi
MS in Economics, Semnan University
khosravisalman80@gmail.com
Received: 08/01/2023 Accepted: 14/06/2023

Abstact
The effect of natural resources abundance on the economic performance of resource-rich countries shows different results. In this regard, the results of some studies justify the resource curse phenomenon in rich countries based on the Dutch disease and the political economy of the resource curse hypothesis. In this paper, the role of oil rent (% of GDP) on the employment of agricultural in Iran by the autoregressive distributed lag (ARDL) method has been examined during the 1345-1400 period. The results of model estimation show that the oil rent has a negative and significant effect on the agricultural sector employment, whereby the increase in the natural resources rent has harmed the employment of agricultural sector, and it has not been blessing for this sector. It supports the existence of Dutch disease and the political economy of recourse curse hypothesis in the agricultural sector in Iran.
***JEL Classification*:** O13, P48, C40
***Keywords*:** Oil rent; Agricultural sector employment; Autoregressive Distributed Lag method; Iran

Comparison of factors affecting the credit risk of different groups in the banking system of Iran

Majid Shahrami Babakan
Ph.D Student in Finance, University of Tehran
majid_shahrami@ut.ac.ir

Alireza Saranj (Corresponding Author)
Assistant Professor of Finance, University of Tehran
alisaranj@ut.ac.ir

Mohamad Nadiri
Assistant Professor of Economics, University of Tehran
m.nadiri@ut.ac.ir

Asgar Noorbakhsh
Assistant Professor of Finance, University of Tehran
anoorbakhsh@ut.ac.ir
Received: 13/12/2022 Accepted: 31/05/2023

Abstract
The significant share of loans in the asset portfolio of banks has turned credit risk into one of the most important risks in the banking industry. Considering the difference in the structure, profit motive and risk management in different banks, the purpose of this research is to compare the factors affecting Non-Performing Loans (NPLs) as an indicator of credit risk in different banking groups. For this purpose, the relationship between Non-Performing Loans and explanatory variables (macroeconomic factors and bank-specific factors) was estimated for different banking groups by using the generalized method of moments (GMM) of dynamic panel data for the annual data of 1385-1400. Based on the results, bank-specific factors have a more effective role in increasing the non-performing loans of banks (especially state-owned banks) than macroeconomic factors, which is due to mechanisms that lack efficiency and effectiveness in the processes of granting credit and collecting bank claims; In addition, the influence of these factors is different in different banking groups.

JEL Classification: C01, C13,C58, G21
Keywords: Credit Risk, Probability of Default, Non Performing Loans (NPLs), Banking Group

Predicting the effect of factors affecting the economic growth of Iran with the approach of time-varying parameters -dynamic model averaging

Sanaz Rahimi Kahkashi
PhD student, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Qom University
S.Rahimi@Stu.qom.ac.ir

Omid Ali Adeli
Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Qom University
Oa.adeli@qom.ac.ir

Mohammad Hasan Maleki
Associate Professor, Department of Management, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Qom University
Mh.maleki@qom.ac.ir

Sohail Rudari(Corresponding Author)
Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Qom University
s.roudari@qom.ac.ir

Received: 19/11/2022 Accepted: 23/05/2023

Abstract:
One of the most important goals of economic policymakers in every country is to achieve high economic growth. For this purpose, this study aims to identify the most important variables affecting Iran's economic growth in the period of 1981-2021 using the dynamic averaging model. The results showed that in Iran's economy, the variables of current government expenditures, tax revenues, income inequality, household consumption expenditures, and domestic investment are the most important variables affecting economic growth. Also, the results showed that the manner and probability of these variables influencing economic growth over time are not constant and are subject to exogenous impulses such as revolution, war, oil price shocks, applied economic policies, structural changes, and sanctions.

JEL Classification: O47, E31, E37
Keywords: economic growth, current government expenditures, tax revenues, TVP-DMA Model

Compilation of Petro-populism Index and Evaluation of Populist Policies on Inflation Rate in Iran Using Synthetic Control Method

Seyed Mohamad Meisam Mirfendereski
Ph.D. Student in Economics, Department of Economics,
University of Isfahan
meisam_mir82@yahoo.com

Alimorad Sharifi (Corresponding Author)
Associate Professor in Economics, Department of Economics
University of Isfahan
asharifi@istt.org

Mohsen Renani
Professor in Economics, Department of Economics
University of Isfahan
renani@ase.ui.ac.ir

Shahram Moieeni
Assistant Professor in Economics, Department of Economics
University of Isfahan
sh.moeeni@ase.ui.ac.ir
Received: 14/03/2023 Accepted: 09/05/2023

Abstract
Inflation is one of the consequences and costs of economic populism. Since symbols of populism have appeared in Iran in recent decades,two goals have been pursued in this research. First, based on the literature on populism, economic populism and oil populism, 8 incides for oil populism have been proposed. The results of the calculations of the 8 incides for Iran during the period of 1978-2018 show that for the period of the ninth and tenth governments, the years 2005-2013, these 8 indicators have the highest values. To calculate a single index of oil populism, the geometric mean of 8 suggested indices was calculated during the mentioned period and it was found that this index has the highest value in 2009 compared to the length of the studied period. After clarifying this matter, the synthetic control method has been used to evaluate the populist policies in Iran on the inflation process during the period of 2005-2013. Iran was selected as the country under treatment or policy and 10 oil exporting country as the control group. The results of the research show that the real and simulated trends of Iran's inflation rate from 2005 onwards have a significant difference.

JEL Classification: C43, C50, P26, Z81
Keywords: Classic Populism, New Populism, Petro-populism, Inflation Rate, Synthetic Control Method

Contents

Abstracts

❖ **Compilation of Petro-populism Index and Evaluation of Populist Policies on Inflation Rate in Iran Using Synthetic Control Method**
S. M. Mirfendereski, A. Sharifi, M. Renani, & S. Moieeni

❖ **Predicting the effect of factors affecting the economic growth of Iran with the approach of time-varying parameters -dynamic model averaging**
S. Rahimi Kahkashi, O. A. Adeli, M. H. Maleki & S. Rudari

❖ **Comparison of factors affecting the credit risk of different groups in the banking system of Iran**
M. Shahrami Babakan, A. Saranj, M. Nadiri & A. Noorbakhsh

❖ **Investigating the Effect of Oil Rent on Agricultural Sector Employment in Iran's Economy**
M. Maddah & S. Khosravi

❖ **Pattern of Global Oil Trade Network: A Network Theory Approach**
R. Shahnazi & N. Sajedianfard

❖ **Comparison of predicting volatility of Tehran stock index in GARCH-MIDAS approach and quantile regression**
M. Monjazeb, F. Jahfari & Y. Ghasemi

The List of Reviewers	
Dr. Esmaiel Abounoori	Professor, Department of Economics, Semnan University
Dr. Abbas Ali Abounoori	Associate Professor, Department of Industrial & Theoretical Economics, Central Tehran Branch - Islamic Azad University
Dr. Marzieh Esfandiari	Associate Professor, Department of Economics, University of Sistan and Baluchestan
Dr. Bagher Adabi Firouzjaee	Assistant Professor, Department of Economics, Gonbad Kavous University
Dr. Habib Ansari Samani	Associate Professor, Department of Economics, Yazd University
Dr. Mansour Tour	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Esfandiar Jahangard	Associate Professor, Department of Economics, Allameh Tabatabaei University
Dr. Fozieh Jeyhoon Tabar	Assistant Professor, Department of Economics, Baft Higher Education Center, Shahid Bahonar University of Kerman
Dr. Mohammad Hassan Zarea	Assistant Professor, Department of Economics, Yazd University
Dr. Rahman Saadat	Associate Professor, Department of Economic, Semnan University
Dr. Mohammad Mahdi Shahrazi	Assistant Professor, Department of Management, Golestan University
Dr. Farzaneh Sadeghi	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Azadeh Taleb-bidokhti	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Mohammadreza Abdollahi	PhD in Financial Economics, Allameh Tabatabai University
Dr. Alireza Erfani	Professor, Department of Economics, Semnan University
Dr. Amir Hossein Ghaffari Nejad	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Shahram Fatahi	Associate Professor, Department of Economics, Razi University
Dr. Ali Akbar Gholizadeh	Associate Professor, Department of Economics, Bu-Ali Sina University
Dr. Abdolmohammad Kashian	Assistant Professor, Department of Economics, Semnan University
Dr. Hassan Lajevardi	PhD in Economics, Semnan University
Dr. Majid Maddah	Professor, Department of Economics, Semnan University
Dr. Mohsen Mohammadi Khyareh	Assistant Professor, Department of Economics, Gonbad Kavous University
Dr. Mohsen Mehrara	Professor, Department of Economics, University of Tehran
Dr. Younes Nademi	Assistant Professor, Department of Economics, Ayatollah Ozma Boroujerdi University
Dr. Alireza Naeimi Sadigh	Assistant Professor, Department of Computer Sciences, Semnan University
Dr. Kambiz Hojabr-Kiani	Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch
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