بسم الله الرحمن الرحیم

دانشگاه علامه طباطبائی

پژوهش‌های اقتصادی ایران

فصلنامه علمی- پژوهشکده اقتصاد

دانشگاه علامه طباطبائی

سال بیست‌وششم - شماره هشتادوهشت

پاییز ۱۴۰۰

این نشریه براساس تأییدیهٔ شمارهٔ ۳/۲۹۱۰/۴۸۸ به تاریخ ۱۳۸۱/۴/۱۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور حایز شرایط دریافت درجهٔ علمی ـ پژوهشی شناخته شد.

فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران
دانشگاه علامه طباطبائی- پژوهشکده اقتصاد
سال بیست‌وششم- شماره ۸۸- پاییز ۱۴۰۰
صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبائی
مدیر مسئول: دکتر تیمور محمدی
سردبیر: دکتر علی‌اصغر بانویی
دبیر تخصصی: دکتر عبدالرسول قاسمی
کارشناس: سمیه اقلامی

هیأت تحریریه

کریم اسلاملوئیان
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز

حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران

علی‌اصغر بانویی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی

قهرمان عبدلی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه تهران

محمد بخشوده
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شیراز

عبدالرسول قاسمی
دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

جاوید بهرامی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی

غلامرضا کشاورز حداد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه صنعتی شریف

اسفندیار جهانگرد
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی

تیمور محمدی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی

یدا... دادگر
استاد اقتصاد؛ دانشگاه شهید بهشتی

سعید مشیری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه ساسکاچوان

محسن رنانی
استاد اقتصاد؛ دانشگاه اصفهان

ابوالقاسم مهدوی
دانشیار اقتصاد؛ دانشگاه تهران

عباس شاکری
استاد اقتصاد؛ دانشگاه علامه طباطبائی

به موجب قانون مطبوعات، پروانه انتشار نشریه فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران به زبان فارسی و انگلیسی به شماره ۱۲۴/۳۵۴۸ مورخ ۱۳۸۰/۴/۹ از سوی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی ثبت و صادر شده است.
تمام حقوق برای دانشگاه علامه طباطبائی پژوهشکده اقتصاد محفوظ است.
درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس‌کننده دیدگاه پژوهشکده و دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحّت مطالب هر مقاله برعهده نویسنده است.

این نشریه به استناد نامه مورخ ۱۳۸۸/۱۰/۸ مرکز اطلاع‌رسانی منطقه‌ای علوم و فناوری در پایگاه کتابخانه منطقه‌ای علوم و فناوری به نشانی www.srlst.com و همچنین در پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به نشانی www.sid.ir، بانک اطلاعات نشریات کشور به نشانی www.magiran.com، پرتال جامع علوم انسانی به نشانی www.ensani.ir، پایگاه مجلات تخصصی نور به نشانی www.noormags.ir، سایت www.civilica.com و نیز در سایت نشریات دانشگاه علامه طباطبائی به نشانی ijer.atu.ac.ir نمایه می‌شود.
ارسال مقالات صرفاً از طریق سایت دانشگاه علامه طباطبائی امکان‌پذیر است.
این نشریه دارای ضریب IF از پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC) است.
لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی
ISSN 1726-0728

مشاوران علمی این شماره فصلنامه

- **دکتر اعظم احمدیان**
- **دکتر علی باقری**
- **دکتر علی‌اصغر بانوئی**
- **دکتر فاطمه بزازان**
- **دکتر عاطفه تکلیف**
- **دکتر جعفر خیرخواهان**
- **دکتر مهشید شاهچرا**
- **دکتر رضا طالبلو**
- **دکتر علی عرب مازار یزدی**
- **دکتر زهرا عزیزی**
- **دکتر فرهاد غفاری**
- **دکتر محمد قاسمی ششده**
- **دکتر غلامحسین کیانی**
- **دکتر پریسا مهاجری**
- **دکتر علی نصیری اقدم**

سایر همکاران

ویراستار علمی (فارسی): دکتر تیمور محمدی

ویراستار انگلیسی: دکتر تیمور محمدی

ویراستار ادبی: محبوبه گرایی

صفحه‌آرا: محبوبه گرایی

نشانی: تهران- خیابان شهید بهشتی- نبش احمد قصیر- پژوهشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

کد پستی: ۱۵۱۳۶۱۵۴۱۱

تلفن: ۸۸۷۰۳۲۶۱ و ۲- ۸۸۷۲۵۴۰۰

دورنگار: ۸۸۷۰۳۲۶۳

آدرس وب‌سایت: ijer.atu.ac.ir پست الکترونیکی: ijer@atu.ac.ir

زمینه های تمرکز فصلنامه:

الف- محورهای اصلی

- اقتصاد پولی و بانکی
- اقتصاد مالی
- اقتصاد شهری، منطقه‌ای و حمل و نقل
- اقتصاد توسعه و برنامه ریزی

ب- رویکرد ها

- رویکردهای چند رشته ای و بین رشته‌ای در تحلیل مسائل اقتصادی
- اقتصاد رفتاری و آزمایشگاهی
- اقتصاد سنجی
- داده- ستانده
- مدل های برنامه ریزی، تصمیم گیری، تئوری بازی و مدل های عامل محور
- نهاد گرایی

ضوابط کلی پذیرش مقاله در فصلنامه:

الف- محتوای مقاله

۱. همراستایی با زمینه‌های تمرکز فصلنامه
۲. دارا بودن جنبهٔ علمی و پژوهشی
۳. عدم ارسال و چاپ در سایر نشریات و کنفرانس‌های داخلی و خارجی

ب- چارچوب نگارش

۱. ارسال مقالهٔ تایپ شده (حداکثر ۳۰ صفحه در قالب فایل word) از طریق سامانه الکترونیکی به نشانی ijer.atu.ac.ir
۲. ارسال چکیده ***فارسی و انگلیسی*** **به همراه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL** (حدود ۱۵۰ کلمه)
۳. در صفحات ابتدایی مقاله، عنوان و چکیده انگلیسی و کلمات کلیدی ارایه شود. چکیده انگلیسی ترجمهٔ کامل و صحیح چکیده فارسی باشد. تاریخ‌های مورد اشاره در چکیده انگلیسی باید به میلادی تبدیل شوند. کلمات کلیدی عیناً ترجمه کلمات کلیدی فارسی (به ترتیب ازA تا Z) و حرف اول کلمات با حرف بزرگ باشد.
۴. ارجاع درون‌متنی و منبع‌نویسی براساس روش APA
۵. ترجمه لاتین منابع فارسی، طبق فرمت استاندارد منابع لاتین، در انتهای منابع آورده شود و در ادامه منبع [In Persian] افزوده شود.

۶. نام کامل نویسنده یا نویسندگان در صفحه اول و عنوان علمی یا شغلی و آدرس الکترونیکی به‌صورت پانویس

۷. درج اعداد در جداول و نمودارها به فارسی و در فرمول‌ها به انگلیسی

۸. رعایت استاندارد A4 با لحاظ نمودن حاشیه از بالا، پایین، چپ و راست به ترتیب ۵/۳، ۵/۳، ۴/۵ و ۴/۵ سانتیمتر و فاصله Multiple 0.9 بین خطوط و رعایت اندازه فونت‌ها در قالب جدول زیر:

چارچوب فونت‌های مورد استفاده در تدوین مقاله

موضوع	اندازه	نوع فونت
عنوان مقاله فارسی	15Bold	B Zar
اسامی نویسندگان فارسی	10نازک	B compset
متن چکیده فارسی	11نازک	B Zar
تیترهای داخل متن	14Bold	B lotus
کلیدواژه	12Bold	B lotus
متن	13نازک	B Zar
سرصفحه	10 Bold	B compset
پانویس فارسی	10 نازک	B Zar
پانویس لاتین	10 نازک	Times NewRoman
عناوین جداول، نمودارها و شکل‌ها	11 نازک	B lotus
منابع فارسی	12 نازک	B Zar
منابع لاتین	11 نازک	Times NewRoman
چکیده‌های انگلیسی		
تیتر Abstract	11Bold	Times NewRoman
عنوان مقاله انگلیسی	14Bold	Times NewRoman
اسامی نویسندگان انگلیسی	12نازک	Times NewRoman
متن چکیده انگلیسی	11نازک	Times NewRoman

۹. برای دریافت نسخه کامل راهنمای نگارش به آدرس زیر مراجعه فرمایید:

http://ijer.atu.ac.ir/Journal /authors.note

فهرست

عنوان صفحه

برآورد احتمال وقوع بحران بانکی با نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام: یک مطالعه بین‌کشوری ۹
سید صالح اکبرموسوی، بهزاد سلمانی، جعفر حقیقت و حسین اصغرپور

نقش تعارضات سیاسی در افت شدید سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰.....۴۵
احسان حبیب‌پور مقدم، سید مهدی برکچیان و مسعود نیلی

مدیریت منابع مشترک: بازار، دولت یا هیچ کدام؟ مروری بر مطالعات مدیریت منابع آب در ایران (با تاکید بر دیدگاه اوستروم).....۸۹
زهره رضاپور، محسن رنانی و هادی امیری

بررسی اثر تعیین‌کننده‌های اهرم بانکی در چرخه‌های اقتصادی ۱۲۹
وحید تقی‌نژاد عمران، زهرا میلاعلمی و فاطمه زهرا حسین‌پور

قدرت پیشرانی بخش نفت و گاز در اقتصاد ملی و منطقه‌ای (مطالعه موردی ایران و کانادا) ۱۵۷
آیدا واقف و زهرا عبدالمحمدی

تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار ۱۹۱
حمیدرضا ارباب، حمید آماده و امین امینی

اقتصاد سیاسی بودجه در مجلس: تحلیلی بر الگوی تغییرات لایحه بودجه در مجلس شورای اسلامی.....۲۲۳
مصطفی دین‌محمدی و ساجده بخش‌بالانی

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 9-43
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.58148.935

ATU PRESS

Original Research Received: 6/01/2021 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Estimating Probability of Banking Crisis using 2nd Generation Early Warning Systems: An Intercountry Study

Seyed Saleh Akbar Mousavi — Ph.D. Student, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Behzad Salmani* — Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Jafar Haghighat — Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Hossein Asgharpour — Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran

Abstract

The main purpose of this study is to estimate the probability of banking crisis using the second generation of early warning systems (logit models), for 13 selected high-middle income countries over the period of 1980-2016. In this regard, two types of logit models; binomial and multinomial, are estimated. The results of estimated binomial logit model show that three leading indicators of the crisis are broad liquidity ratio, stock price index and inflation, which are the main causes of crisis in the studied countries. These variables account for about 17 percent of the probability of a banking crisis. Then, to avoid post-crisis bias, the multinomial logit model is estimated. The empirical results confirm that above three leading indicators are warning. Also, among the above three variables, only stock price index variable with a probability of 12.68%, causes the economy to exit the banking crisis and change its situation from the crisis/recovery period to the tranquil period. The multinomial logit model exhibit significantly better in-sample predictive abilities than the binomial logit model.

Keywords: Early Warning System, Banking Crisis, Post-crisis Bias, Multinomial Logit.

JEL Classification: C25 ،C52 ،G01 ،G21

* Corresponding Author: behsalmani@gmail.com

How to Cite: Akbar Mousavi, S.S., Salmani, B., Haghighat, J. & Asgharpour, H. (2021). Estimating Probability of Banking Crisis using 2nd Generation Early Warning Systems: An Intercountry Study. *Iranian Journal of Economic Research, 26 (88)*, 9 - 43.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۹-۴۳

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.58148.935

برآورد احتمال وقوع بحران بانکی با نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام: یک مطالعه بین‌کشوری

سید صالح اکبرموسوی | دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

بهزاد سلمانی* | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

جعفر حقیقت | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

حسین اصغرپور | استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر، برآورد احتمال وقوع بحران بانکی با استفاده از نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام (مدل‌های لاجیت)، برای ۱۳ کشور منتخب با درآمد متوسط بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ است. در همین راستا، دو نوع مدل لاجیت دوجمله‌ای و چند جمله‌ای برآورد شد. نتایج تخمین مدل لاجیت دو جمله‌ای نشان داد که سه شاخص پیشرو بحران نسبت نقدینگی گسترده، شاخص قیمت سهام و تورم، از عوامل اصلی وقوع بحران در کشورهای مورد مطالعه است. این متغیرها در مجموع حدود ۱۷ درصد از احتمال وقوع بحران بانکی را توضیح می‌دهند. در ادامه برای مقابله با تورش پس از بحران، مدل لاجیت چند جمله ای نیز تخمین زده شد. نتایج این مدل نیز، هشداردهنده بودن سه شاخص پیشرو فوق را تایید می‌کند. همچنین از بین سه متغیر فوق، تنها متغیر شاخص قیمت سهام با احتمال ۱۲/۶ درصد، باعث خروج اقتصاد از بحران بانکی و تغییر وضعیت آن از دوره بحران/بهبود به سمت دوره آرام می‌شود. مقایسه عملکرد درون نمونه‌ای مدل‌ها نیز حاکی از دقت پیش‌بینی بالای مدل لاجیت چندجمله‌ای است.

کلیدواژه‌ها: سیستم هشدار زودهنگام، بحران بانکی، تورش پس بحران، لاجیت چندجمله‌ای

طبقه‌بندی JEL: C25، C52، G01، G21.

مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول: behsalmani@gmail.com

۱. مقدمه

بحران‌های اقتصادی به دو دسته کلی بحران در بخش حقیقی اقتصاد و بحران‌های مالی[۱] تقسیم بندی می‌شوند. بحران‌های بخش حقیقی اقتصاد، خود به دو حالت بحران بازار کالا و خدمات (بحـران تورم و بحران رکودی) و بحـران در بازار کار هستند. بحران‌های مالی نیز به چهار گروه بحران بانکی[۲]، بحران ارزی[۳] (بحران تراز پرداخت‌ها و بحران نرخ ارز)، بحران در بازار سهام و بحران بدهی[۴] تقسیم‌بندی می‌شوند. بحران‌های ارزی عموماً به صورت حملات موفق و ناموفق سوداگرانه[۵] در بازار ارز معرفی می‌شوند. بحران در بازار سهام به‌صورت نوسانات شدید در بازار سهام توصیف می‌شود. بحران بدهی نیز حالتی است که یک کشور توان پرداخت بدهی‌های خارجی خود را ندارد. بحران بانکی نیز براساس وقایعی نظیر تعطیلی بانک‌ها، ادغام، هجوم گسترده بانکی[۶]، مسدود شدن دارایی‌های بانک و یا هزینه‌های نجات بانک[۷] در قالب رویکرد مطالعه رویدادی تعریف می‌شود[۸].

بحران‌های بانکی را می‌توان به دو نوع بحران بانکی برای یک بانک خاص (بحران غیرسیستماتیک) و بحران بانکی سیستماتیک[۹] تقسیم‌بندی کرد. بحران بانکی سیستماتیک زمانی اتفاق می‌افتد که بحران یک بانک خاص به کل سیستم بانکی کشور سرایت کرده و نظام بانکداری کشور را مختل کند. بحران‌های بانکی از نوع سیستماتیک، موجب بروز مشکلاتی در اقتصاد و به‌خصوص در نظام بانکی کشورها می‌شوند. از جمله مشکلاتی که یک بحران بانکی به وجود می‌آورد، می‌توان به هزینه‌های مالی بحران، زیان‌های تولید، افزایش بدهی عمومی و افزایش وام‌های غیر قابل وصول[۱۰] اشاره کرد (لیون و والنسیا[۱۱]، ۲۰۱۳). بر این اساس، وجود یک مدل، سیستم یا برنامه‌ای که بتواند وقوع بحران را از قبل

1- Financial Crises
2- Banking Crisis
3- Currency Crisis
4- Debt Crisis
5- Speculative Attack
6- Bank Runs
7- Rescue Operation
۸- برای مطالعه بیشتر به کاپریو و کلینگ‌بیل (۱۹۹۶)، دمیرجیک-کانت و دتراجیچ (۱۹۹۸)، رینهارت و روگوف (۲۰۰۹) و لیون و والنسیا (۲۰۲۰) رجوع کنید.
9- Systemic Banking Crisis
10- Non-performing Loan
11- Laeven, L., & Valencia, F.

پیش‌بینی کرده و هشدار مناسبی را در این خصوص به سیاست‌گذاران بدهد، می‌تواند بسیار مفید باشد. از این‌رو، موضوعی به نام سیستم‌های هشدار مطرح است.

سیستم‌های هشدار به دو نوع سیستم‌های هشدار سریع و سیستم‌های هشدار زودهنگام[1] تقسیم‌بندی می‌شوند. سیستم هشدار سریع، ابزاری برای تشخیص ورشکستگی یا شرایط نامساعد مالی یک بانک است. این نوع از سیستم‌های هشدار می‌توانند برای کنترل و نظارت بر اعمال یک بانک خاص مناسب باشد[2] و سیستم‌های هشدار زودهنگام، می‌توانند بحران را قبل از وقوع شناسایی کرده و سیگنال مناسب را برای جلوگیری از وقوع یا کاستن اثرات آن صادر کنند. تاکنون سه نسل از این نوع سیستم‌ها، معرفی شده است.

پژوهش حاضر در نظر دارد سیستم هشدار زودهنگام بحران بانکی را براساس نسل دوم این سیستم‌ها برای منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا (۱۳ کشور) با استفاده از داده‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۰ طراحی کند. بر همین اساس، پژوهش حاضر در شش بخش سازمان‌دهی شده است؛ پس از مقدمه در بخش دوم به مبانی‌نظری پژوهش پرداخته شده است. در این بخش، نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام به طور کامل بررسی می‌شود. در بخش سوم، به برخی از مطالعات مهم خارجی و داخلی در زمینه بحران‌های بانکی اشاره شده است. در بخش چهارم، روش انجام پژوهش معرفی شده و در بخش بعدی، نتایج به همراه تحلیل‌های مربوطه ارائه شده است. در بخش ششم و پایانی نیز به نتایج مهم پژوهش اشاره می‌شود.

۲. مبانی نظری

از دهه ۱۹۸۰ میلادی تا به حال، بحران‌های متعددی در کشورهای مختلف رخ داده است. البته در سال‌های قبل‌تر هم، بحران‌هایی -مانند بحران بزرگ ۱۹۲۹- وجود داشته است. وقوع بحران‌ها از دهه ۸۰ میلادی به بعد، باعث شد تا مطالعات درخصوص بحران‌ها جدی‌تر از قبل شود. در این برهه از زمان، نیاز به مدلی که بتواند بحران را قبل از وقوع آن تشخیص دهد و

1- Early Warning System (EWS)

۲- برای مطالعه بیشتر، به سحاج والا و دن برگ (۲۰۰۰)، دودهه (۲۰۱۸)، گوپال ریزال و بیکرام پانتا (۲۰۱۹) و... رجوع کنید.

بتواند سیاست‌گذاران را از وقوع آن آگاه سازد، بیش از پیش ضروری به نظر می‌رسید[۱]. از این رو، موضوعی به نام سیستم‌های هشدار زودهنگام، وارد ادبیات بحران‌های مالی شد.

کامینسکی، لیزوندو و رینهارت[۲] در سال ۱۹۹۸، اولین نسل از ادبیات سیستم‌های هشدار زودهنگام را درخصوص بحران‌های ارزی پیشنهاد کردند. این نسل از سیستم‌های هشدار زودهنگام بر پایه روش علائم[۳] استوار بود. رویکرد علائم، شامل نظارت بر سیر تکاملی تعدادی از شاخص‌های اقتصادی است که تمایل دارند به‌صورت سیستماتیک، رفتار متفاوتی قبل از بحران داشته باشند[۴].

در ادامه برگ و پاتیلو[۵](۱۹۹۹) رویکرد علائم KLR[۶] را کنار گذاشته و روش جایگزینی معرفی کردند. مدل جدید آن‌ها به نوعی برخی از مفروضات مدل KLR را در خود جای داده بود. آن‌ها یک چارچوب پروبیت چندمتغیره[۷] را پیشنهاد کردند. در این مدل، متغیر وابسته بحران، همانند مطالعه KLR از طریق محاسبه شاخص فشار بازار ارز تعیین می‌شد؛ به‌طوری که برای سال بحرانی عدد ۱ و غیر آن عدد ۰ را به خود می‌گرفت. متغیرهای توضیحی مدل نیز که شاخص‌های پیشرو بحران هستند، اگر بحرانی را طی ۲۴ ماه آینده پیش‌بینی کنند عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ را به خود اختصاص دادند. این کار سه مزیت داشت:

- می‌توان مفید بودن مفهوم آستانه را آزمون کرد.
- در این حالت، متغیرهای پیش‌بینی‌کننده‌ای که وضعیت بهتری نسبت به متغیرهای دیگر دارند، می‌توان با در نظر گرفتن همبستگی بین آن‌ها در یک شاخص مرکب تجمیع کرد.
- معنی‌داری آماری متغیرهای فردی و ثبات ضرایب در طول زمان و کشورها به راحتی قابل آزمون است.

برگ و پاتیلو (۱۹۹۹) سه مدل پروبیت مختلف را برای آزمون سطح آستانه و احتمال بروز بحران تخمین زده و به این نتیجه رسیدند که مدل پروبیت به وضوح عملکرد بهتری از

۱- در همین راستا مطالعات اولیه زیادی از جمله مطالعه بیلسون (۱۹۸۰)، کروگمن (۱۹۷۹)، فلاد و گاربر (۱۹۸۴)، کاپریو و کلینگ بیل (۱۹۹۶)، فرانکل و رز (۱۹۹۶) و... صورت گرفت.

2- Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M.

3- Signal Approach

۴- برای مطالعه بیشتر به کامینسکی، لیزوندو و رینهارت (۱۹۹۸) رجوع کنید.

5- Berg, A., & Pattillo, C.

6- Kaminsky, Lizondo and Reinhart

7- Multivariate Probit

روش KLR دارد، اما نتوانستند بین سه مدل پروبیت تخمین‌زده شده یکی را به عنوان مدل برتر انتخاب کنند. در پیش‌بینی بحران‌ها نیز روش پروبیت عملکرد بهتری نسبت به روش علائم داشت؛ به‌طوری که طبق مدل روش علائم، سیگنال مناسبی که در دوره ۱۹۹۵:۵ تا ۱۹۹۶:۱۲ صادر شده با احتمال ۳۷ درصد به وقوع بحران در سال ۱۹۹۷ منجر خواهد شد. در حالی‌که مدل‌های پروبیت، معمولاً پیش‌بینی‌های بهتری را ارائه می‌دهند؛ به طوری که طبق مدل پروبیت تخمین‌زده شده، سیگنال مناسبی که در طی دوره ۱۹۹۵:۵ تا ۱۹۹۶:۱۲ صادر شده با احتمال ۵۱ درصد وقوع بحران در سال ۱۹۹۷ را پیش‌بینی کرده است. در ادامه، روش پیشنهادی برگ و پاتیلو (مدل پروبیت) در کنار انواع مختلف مدل لاجیت، نسل دوم سیستم های هشدار زودهنگام بحران‌ها را بنا نهادند که هدف آن‌ها، بررسی احتمال وقوع بحران در قالب متغیر دوجمله‌ای بحران است.

زمانی‌که یک سیستم هشدار زودهنگام برای بحران خاصی مانند بحران ارزی، بانکی، بدهی و... با استفاده از مدل‌های لاجیت دوجمله‌ای طراحی و تخمین‌زده می‌شود، رفتار شاخص‌های پیشرو، قبل و بعد بحران مورد بررسی قرار می‌گیرد. این نکته مهم را باید به یاد داشت که هدف یک مدل هشدار زودهنگام، تحلیل آسیب‌پذیری یک کشور در برابر بحران است. روش صحیح انجام این کار، مقایسه رفتار متغیرهای اساسی قبل از بحران با رفتارشان در دوران بحران و بعد از بحران (زمانی‌که مجدد دوره آرام یا نرمال برقرار شده) است؛ درحالی‌که مدل‌های لاجیت دوجمله‌ای به مقایسه مشاهدات قبل از بحران با مشاهدات دوره های بحرانی یا با مشاهدات دوره‌های بعد از بحران می‌پردازند. این موضوع منجر به یک تورش بسیار مهم می‌شود که به تورش پس از بحران معروف است.

تورش پس از بحران برای اولین بار توسط بوسایر و فراتزشر[1] (۲۰۰۶) مطرح شد. این تورش بدین خاطر مهم است که رفتار متغیرهای مستقل (شاخص‌های پیشرو بحران) در زمان های آرام در مقایسه با دوره‌های بحران یا بهبود پس از آن، بسیار متفاوت است. برای مقابله با تورش پس از بحران، دو روش عمده وجود دارد: روش اول که ساده‌ترین روش است، تمامی مشاهدات بحران یا پس از بحران از داده‌ها حذف شده و سپس مدل استاندارد لاجیت دوجمله‌ای تخمین‌زده می‌شود. نقص چنین روشی، این است که از مشاهداتی که حاوی اطلاعات ارزشمندی درخصوص وضعیت یک کشور بوده، صرف‌نظر می‌کند. برای مثال،

1- Bussiere, M., & Fratzscher, M.

چگونگی تعدیل رفتار متغیرهای بنیادی اقتصاد در دوران بهبود. همچنین این موضوع که چه شاخص‌هایی و چه زمانی به سطح آرام و نرمال خود برمی‌گردند، نادیده گرفته می‌شود. روش دوم که نسبت به روش اول ترجیح داده می‌شود، استفاده از متغیر وابسته با بیش از دو نتیجه است که به مدل لاجیت چندجمله‌ای معروف است. در این مدل‌ها که توسط بوسایر و فراتزشر (۲۰۰۶) معرفی شدند؛ سه وضعیت برقرار است: دوره آرام، دوره پیش بحران و دوره بحران/ پس از بحران.

۳. پیشینه پژوهش

در این بخش، برخی از مطالعات خارجی و داخلی مرور می‌شود. این مطالعات با استفاده از نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام و انواع مدل‌های لاجیت (دوجمله‌ای و چند جمله‌ای) و پروبیت به بررسی احتمال وقوع بحران‌های مختلف پرداختند.

بوسایر و فراتزشر (۲۰۰۶) در مطالعه خود، سیستم هشدار زودهنگام (EWS)[1] جدیدی را برمبنای یک مدل لاجیت چندجمله‌ای برای پیش‌بینی بحران‌های مالی توسعه دادند. محققین برای اولین بار موضوع تورش پس از بحران را مطرح کرده و نشان دادند که استفاده از مدل لاجیت چند جمله‌ای، می‌تواند بر این مشکل غلبه کند. در ادامه با استفاده از داده‌های ۲۰ بازار باز نوظهور طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۳، مدل لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شد. نتایج برآوردها نشان داد که این مدل بسیاری از بحران‌های بازارهای نوظهور را به درستی پیش‌بینی کرده است. همچنین استفاده از لاجیت چندجمله‌ای به جای دو جمله‌ای، یک بهبود اساسی در توان پیش‌بینی بحران‌های مالی ایجاد می‌کند.

دیویس و کریم[2] (۲۰۰۸) در مطالعه خود به مقایسه سیستم‌های هشدار زودهنگام بحران بانکی پرداختند. برای این منظور از داده‌های سالانه ۲۰۰۳-۱۹۷۹ برای ۱۰۵ کشور به پیروی از مطالعه دمیرجیک-کانت و دتراجیچ[3] (۱۹۹۸) استفاده کردند. چهار مدل مختلف با استفاده از مدل لاجیت و روش علائم تخمین زده شد و در آن، رفتار سیکلی[4] و مخاطره اخلاقی[5] نیز در نظر گرفته شد. طبق نتایج به‌دست‌آمده از مقایسه مدل‌های تخمینی، مدل لاجیت به‌عنوان

1- Early Warning System (EWS)
2- Davis, E. P., & Karim, D.
3- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E.
4- Procyclical Behavior
5- Moral Hazard

مناسب‌ترین رویکرد برای سیستم هشدار زودهنگام بحران جهانی و روش استخراج علائم به عنوان مناسب‌ترین رویکرد برای سیستم هشدار زودهنگام بحران در کشور خاص پیشنهاد شد.

یاوری (۲۰۱۲) در مطالعه خود، موضوع ثبات مالی و نظام‌های پیش هشداردهنده بحران را مورد بررسی قرار داد. محقق در این مطالعه از رویکرد علائم (نسل اول نظام‌های پیش‌هشداردهنده) جهت طراحی یک نظام هشداردهنده بحران مالی استفاده کرد. وی متغیرهای بسیاری را در ۱۰ حوزه به صورت کمی و کیفی به عنوان شاخص پیشرو بحران در نظر گرفت. همچنین در این مطالعه، تجزیه و تحلیل اهمیت و تناسب نظام‌های پیش هشداردهنده برای اقتصاد و نظام مالی ایران، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که نظام پیش‌هشداردهنده، ابزاری ضروری برای محافظت از ثبات موسسات مالی و کل سیستم مالی است. برخی از شاخص‌های پیشرو مانند عرضه بیش از حد پول، حق بیمه بالای بازار موازی، افزایش تعداد موسسات مالی و فساد زیاد، هم‌اکنون نیز ارسال هشدار درخصوص مشکلات احتمالی آینده در سیستم مالی را آغاز کرده‌اند، اما به دلیل ویژگی‌های خاص سیستم مالی ایران و کمبود اطلاعات مالی قبلی، محدودیت‌های مختلفی در این زمینه وجود دارد.

کوستا[1] (۲۰۱۶) در مطالعه خود به تبیین سیستم هشدار زودهنگام برای بحران‌های بانکی پرداختند. برای این منظور دو نمونه آماری مختلف، شامل داده‌های ۷۰ کشور صنعتی و درحال توسعه طی بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۰ و داده‌های ۴۴ کشور ثروتمند طی ۲۰۱۳-۱۹۸۸ در قالب مدل لاجیت دوجمله‌ای تخمین زده شد. نتایج نشان داد زمانی که داده سال‌های پس از بحران از مدل حذف می‌شوند، عملکرد مدل در پیش‌بینی بحران‌ها بهبود می‌یابد. در ادامه به عنوان تحلیل حساسیت از مدل لاجیت چندجمله‌ای استفاده شد. نتایج نشان داد که استفاده از مدل لاجیت چندجمله‌ای به جای لاجیت دو جمله‌ای، عملکرد مدل در پیش‌بینی بحران‌ها را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

عثمان و همکاران[2] (۲۰۱۸) در یک مطالعه متفاوت به بررسی عوامل تعیین‌کننده بحران های بانکی در سیستم بانکداری اسلامی برای کشورهای ASEAN[3] پرداختند. بدین منظور

1- Costa, N.
2- Othman, N., et al.
3- Association of Southeast Asian Nations (ASEAN)

از داده‌های ۱۷ بانک اسلامی مالزی و ۹ بانک اسلامی اندونزی طی دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۲ استفاده شد. نتایج تخمین مدل نهایی به روش لاجیت، نشان داد که متغیر تقسیم سود- زیان اثر معنی‌داری در کاهش احتمال بحران در سیستم بانکداری اسلامی دارد؛ به طوری که بانک های به طور کامل اسلامی داخلی با احتمال ۳۰ درصد بیشتر نسبت به بانک‌های تابعه اسلامی، بحـران‌های بانکی را تجـربه می‌کنند. دقت پیش‌بینی‌های درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای نیز ۹۴/۴۱ درصد بوده که رقم قابل توجهی است.

عظیمی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهش خود تحت عنوان بحران بانکی در ایران: مخاطرات اقتصادی به دنبال شناسایی عوامل بالقوه اضطراب بانکی در ایران و تعیین اندازه مخاطرات مربوط به بی‌ثباتی بانکی بودند. برای این منظور، مجموعه بانک‌های دولتی و خصوصی به عنوان نمونه مورد مطالعه انتخاب شد. مدل پژوهش در قالب مدل رگرسیونی لاجیت چندمتغیره با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۳ تخمین زده شد. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که نرخ بهره، نرخ تورم، نسبت نقدینگی به ذخایر ارزی بانک مرکزی، نرخ دلار، مخارج دولت و بودجه دولت اثر مثبت بر احتمال وقوع بحران داشته و تنها تولید ناخالص سرانه رابطه منفی با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران دارد.

زارعی و کمیجانی (۱۳۹۴) در مطالعه خود ضمن شناسایی دوره‌های بحران بانکی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۹، متغیرهای پیشرو بحران را نیز مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور محققین ابتدا ضمن برشمردن کاستی‌های رویکرد مطالعه رویدادی[1] در شناسایی بحران‌ها از روش شاخص فشار بازار پول[2] برای تعیین سال‌های بحرانی استفاده کردند. بدین صورت که بعد از محاسبه شاخص فشار بازار پول و تخمین مدل ساده مارکوف سویچینگ[3]، دوره‌های بحرانی ۱۳۷۰:۲، ۱۳۷۴:۴-۱۳۷۲:۱، ۱۳۷۹:۲-۱۳۷۸:۱، ۱۳۸۱:۱-۱۳۸۰:۱ و ۱۳۸۸:۱-۱۳۸۹:۱ شناسایی شد. سپس جهت برآورد شاخص‌های پیشرو بحران، تعداد ۹ متغیر از مطالعات خارجی انتخاب شد. نتایج تخمین با استفاده از مدل اقتصادسنجی پروبیت، حاکی از آن است که متغیرهای رشد نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ رشد قیمت مسکن و رشد میانگین نرخ بهره حقیقی تسهیلات به عنوان پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع بحران بانکی در ایران

1- Event Study
2- Money Market Pressure Index
3- Markov Switching

هستند؛ به طوری که مدل توانست در ۷۷ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده، وقوع آن‌ها را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی کند.

حاجی‌شاهوردی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود به طراحی سیستم پیش‌هشداردهنده بحران بانکی نظام‌مند برای اقتصاد ایران پرداختند. بدین منظور از داده‌های فصلی طی بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ و روش اقتصادسنجی لاجیت و مارکوف سویچینگ استفاده شد. نتایج ماتریس احتمال انتقال بین رژیم‌های آرام و بحرانی نشان داد که در صورتی که بحران بانکی سیستماتیک در زمان t رخ ندهد با احتمال ۷۵ درصد در زمان t+۱ نیز رخ نخواهد داد. همچنین در صورتی که در زمان t بحران اتفاق افتاده باشد با احتمال ۵۱ درصد در زمان t+۱ نیز بحران بانکی به وقوع پیوسته و به رژیم آرام برخواهد گشت. همچنین سال‌های ۱۳۵۸، ۱۳۶۴، ۱۳۷۱، ۱۳۷۲، ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به شکل درون‌زا به عنوان سال‌های احتمالی بحران شناسایی شدند. در نهایت با درنظر گرفتن روابط غیرخطی بین متغیرهای مدل و به منظور ارزیابی احتمال وقوع بحران بانکی، مدل به روش لاجیت تخمین زده شد. نتایج نشان داد که مدل برآورد شده به خوبی توانسته بحران بانکی سال ۱۳۷۲ را یک سال قبل از وقوع شناسایی کند.

با توجه به آنچه گفته شده، مزیت اصلی مطالعه حاضر بررسی جامع و کامل بحران بانکی است؛ به طوری که در این مطالعه به بررسی جنبه‌های مختلف بحران از جمله تخمین مدل با استفاده از مدل لاجیت چند جمله‌ای، تحلیل حساسیت و ارزیابی عملکرد درون‌نمونه‌ای مدل پرداخته شده که تا به حال در هیچ‌یک از مطالعات داخلی انجام نشده است.

٤. روش شناسی پژوهش

هدف اصلی این پژوهش، طراحی سیستم هشدار زودهنگام بحران بانکی برای منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ است. از این رو، از نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام به منظور بررسی احتمال وقوع بحران بانکی استفاده می‌شود؛ به طوری که ابتدا مدل پایه تحقیق به روش لاجیت دوجمله‌ای تخمین‌زده می‌شود. در ادامه شاخص‌های پیشروی مختلفی در قالب تحلیل حساسیت بررسی شده و مدل نهایی تحقیق انتخاب می‌شود. سپس جهت مقابله با تورش پس از بحران، مدل انتخاب شده به روش لاجیت چندجمله‌ای نیز برآورده می‌شود. همچنین عملکرد درون نمونه‌ای مدل نهایی در هر دو حالت لاجیت دوجمله‌ای و چندجمله‌ای مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بر همین اساس، مدل

اقتصادی پایه تحقیق به پیروی از مطالعه لانگ و اشمیت[1] (۲۰۱۶) به صورت رابطه (۱) است که در ادامه به تعریف هر یک از متغیرهای تحقیق می‌پردازیم:

$$BCrisis = f(Biligdp, Bliqr, Demdep, Domcred, Govdef, Rsplcu) \quad (1)$$

بحران بانکی (BCrisis): متغیر وابسته بحران بانکی، کلیدی‌ترین متغیر مدل است. تاکنون دو رویکرد مطالعه رویدادی و شاخص فشار بازار پول برای تعیین تاریخ‌های بحرانی در ادبیات موضوع مورد استفاده قرار گرفته است. یکی از مهم‌ترین مطالعات درخصوص تاریخ‌گذاری بحران‌های مالی، مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰) است که توانسته با استفاده از رویکرد مطالعه رویدادی، تاریخ‌های بحران‌های مالی مانند بحران ارزی، بانکی و بدهی را برای اکثر کشورهای دنیا ارائه کند. در مطالعه حاضر، با توجه به تطابق کشورهای موجود در مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰) و کشورهای این مطالعه، تاریخ‌های شروع و پایان بحران بانکی برای ۸ کشور از این طریق انتخاب شده[2] و برای ۵ کشور نیز به پیروی از جینگ و همکاران[3] (۲۰۱۴) با استفاده از شاخص فشار بازار پول تعیین شده است[4]. با توجه به تاریخ‌های شروع و پایان بحران، چهار وضعیت زیر تفکیک می‌شوند:

- دوره پیش از بحران[5]: یک سال قبل از بحران
- دوره بحران[6]: که تاریخ شروع و پایان آن براساس دو رویکرد مطالعه رویدادی و شاخص فشار بازار پول تعیین می‌شود.
- دوره پس از بحران[7]: که با جبران بحران شروع شده و تا یک سال ادامه می‌یابد.
- دوره آرام[8]: اگر در یک سال گذشته و یک سال آینده بحرانی وجود نداشته باشد.

1- Lang, M., & Schmidt, P. G.

۲- برای مطالعه بیشتر درخصوص نحوه تاریخ‌گذاری شروع و پایان بحران‌ها به لیون و والنسیا (۲۰۲۰) رجوع کنید.

3- Jing, Z., et al.

۴- برای ۵ کشوری که تاریخ بحران بانکی آن‌ها با استفاده از شاخص فشار بازار پول تعیین شده، تنها یک سال به عنوان سال بحرانی در نظر گرفته شده است. برای مطالعه بیشتر به جینگ و همکاران (۲۰۱۴) رجوع کنید.

5- Pre-crisis Period
6- Crisis Period
7- Post-crisis Period
8- Tranquil Period

نسبت بدهی‌های سرمایه‌ای بانکی به GDP (Biligdp): متغیر بدهی‌های سرمایه‌ای بانکی نشان‌دهنده بدهی بانک‌ها و موسسات سپرده‌گذاری (به غیر از بانک مرکزی) به کشورهای خارجی است که در قسمت سایر بدهی‌های حساب مالی تراز پرداخت‌ها گزارش می‌شود. مقدار این متغیر به تولید ناخالص داخلی اسمی تقسیم شده است.

نسبت نقدینگی گسترده[1] (Bliqr): بیانگر نسبت مجموع ذخایر بانک‌ها و مطالبات دولتی به مجموع ذخایر بانک‌ها، دارایی‌های خارجی بانک‌ها، مطالبات دولت و مطالبات بخش خصوصی است.

سپرده‌های دیداری حقیقی[2] (Demdep): این متغیر نشان‌دهنده سپرده‌های دیداری بانک ها و موسسات مالی به شکل حقیقی است. برای تبدیل متغیر سپرده دیداری از حالت اسمی به حقیقی از شاخص قیمت مصرف‌کننده با سال پایه ۲۰۱۰، استفاده شده است.

نسبت اعتبار داخلی به GDP (Domcred): بیانگر خالص اعتبارات دولت و سایر بخش ها به تولید ناخالص داخلی اسمی است.

نسبت مخارج- درآمد دولت (Govdef): نسبت تمامی مخارج دولتی مانند خرید کالاها و خدمات و... به کل عایدی‌های دولت؛ مانند مالیات‌ها که عمده‌ترین منبع کسب درآمد دولت است و سایر درآمدهایی که ممکن است وجود داشته باشد، گفته می‌شود.

قیمت‌های حقیقی سهام (Rsplcu): قیمت حقیقی سهام میانگین وزنی نسبت‌های قیمتی سهام با وزنی برابر ارزش سهام در سال پایه ۲۰۱۰ است.

داده‌های مورد نیاز به روش اسنادی و کتابخانه‌ای از پایگاه داده آمارهای مالی بین‌المللی (IFS[3]) و چشم‌انداز اقتصاد جهانی (WEO[4]) که منبع دقیق آن‌ها در جدول پیوست آمده؛ جمع‌آوری شده است[5]. بازه زمانی داده‌های تحقیق، سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۰ است. نمونه پژوهش با توجه به محدودیت داده‌ها، منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا است که

1- Broad Liquidity
2- Demand Deposits
3- International Financial Statistics
4- World Economic Outlook
۵- هر دو پایگاه داده، مربوط به صندوق بین‌المللی پول (IMF) است.

درآمد ناخالص ملی سرانه آن‌ها بین ۳۹۵۶ تا ۱۲۲۳۵ دلار است[۱] (بانک جهانی[۲]، ۲۰۲). این کشورها عبارتند از: آفریقای جنوبی، ایران، برزیل، بوتسووانا، تایلند، ترکیه، چین، روسیه، کلمبیا، مالزی، مقدونیه، مکزیک و موریس. از دلایل انتخاب نمونه تحقیق می‌توان به تجربه مشترک برخی از کشورهای نمونه تحقیق در بحران‌های به وقوع پیوسته در اواخر دهه ۱۹۹۰ میلادی و همچنین تجربه بحران بانکی در کشورهای دیگر از جمله ایران، اشاره کرد.

به منظور جمع‌بندی و خلاصه‌سازی داده‌ها از نرم‌افزار Excel و جهت برآورد مدل تحقیق نیز از نرم‌افزار Stata15.1 استفاده شده است. برای برآورد مدل از لاجیت دوجمله ای و چندجمله‌ای استفاده خواهد شد که در ادامه، هر یک از این مدل‌ها به صورت مختصر توضیح داده شده است.

در مدل لاجیت دو جمله‌ای که ساده‌ترین نوع مدل لاجیت است، متغیر وابسته مقدار ۰ و ۱ به خود می‌گیرد. در پژوهش حاضر، برای سال‌های بحرانی عدد ۱ و برای سال‌های غیربحرانی، عدد ۰ اختصاص می‌یابد. بنابراین، دو احتمال برای وقوع یا عدم وقوع بحران به صورت رابطه (۲) داریم:

$$\begin{aligned} \mathrm{pr}\left(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=1\right) &= \frac{1}{1+\mathrm{e}^{-(\mathrm{X}_{i,t}\beta)}} \\ \mathrm{pr}\left(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=0\right) &= \frac{1}{1+\mathrm{e}^{(\mathrm{X}_{i,t}\beta)}} \end{aligned} \qquad (۲)$$

۱- وجود داده‌ها برای تمامی کشورهای نمونه آماری در تحقیقات بین‌کشوری به‌سختی امکان‌پذیر است و تحقیق حاضر نیز از این قاعده مستثنی نیست. نبود داده به صورت کلی برای ۸ کشور از گروه کشورهای با درآمد متوسط بالا یکی از محدودیت‌های تحقیق است. محدودیت دوم عدم تطابق سال‌های بحرانی و بازه زمانی داده‌های موجود برای متغیرهای توضیحی مدل است که در این حالت به ناچار برخی از کشورها از مدل حذف می‌شوند. محدودیت سوم پوشش ندادن داده‌های برخی از کشورها برای فاز پیش از بحران، فاز بحران، فاز پس از بحران و بهبود است. این محدودیت‌ها، سبب حذف برخی از کشورها از نمونه تحقیق شده و کشورهایی در تخمین‌ها به‌کار گرفته شدند که داده‌های لازم را برای تمامی متغیرهای اصلی مدل دارند. بدیهی است درصورتی‌که به داده‌های کشورهای بیشتری دسترسی داشته باشیم، اعتبار نتایج تحقیق افزایش خواهد یافت.

2- World Bank

در روابط (۲)، عبارت ($X_{i,t}\beta$) در محدوده $-\infty$ تا $+\infty$ تغییر می‌کند که به‌دنبال آن، احتمال pr به طور قطع بین صفر و یک خواهد بود، اما رابطه بین بردار متغیر توضیحی ($X_{i,t}$) و pr غیرخطی است و باید به مدل خطی تبدیل شود. بنابراین، نسبت زیر را به‌عنوان نسبت احتمال وقوع حادثه موردنظر (p) به احتمال وقوع حالت مخالف (۱-p) درنظر می‌گیریم تا نشان دهیم احتمال وقوع حادثه مورد نظر ما نسبت به عدم احتمال آن، چقدر مزیت و برتری دارد:

$$\frac{p}{1-p} = e^{X_{i,t}\beta} \qquad (۳)$$

حال با یک لگاریتم‌گیری ساده از طرفین و اضافه کردن جمله خطا، خواهیم داشت (حقیقت و اکبرموسوی، ۱۳۹۷):

$$L = Ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = X_{i,t}\beta + u_{i,t} \qquad (۴)$$

همان طور که در بخش ادبیات موضوع نیز اشاره شد، مدل لاجیت چندجمله‌ای دوره زمانی هر کشور را به دوره آرام، دوره پیش از بحران، دوره بحران/ پس از بحران تفکیک کرده و از این طریق مشکل تورش پس از بحران را حل می‌کند.

$$BCrisis_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{دوره پیش از بحران} \\ 2 & \text{دوره بحران / بهبود} \\ 0 & \text{دوره آرام} \end{cases} \qquad (۵)$$

دوره پیش از بحران، یک سال قبل از وقوع بحران ($BCrisis_{i,t} = 1$)، دوره بحران/ پس از بحران (بهبود) تا برگشتن به دوره آرام p سال بعد از بحران ($BCrisis_{i,t} = 2$) و دوره آرام برای سایر زمان‌ها ($BCrisis_{i,t} = 0$). تفاوت کلیدی بین لاجیت دوجمله‌ای و چندجمله‌ای در این است که آنچه در لاجیت دوجمله‌ای به‌عنوان دوره آرام پس از بحران تعریف می‌شود در لاجیت چندجمله‌ای به دو دوره بحران/ پس از بحران ($BCrisis_{i,t} = 2$) و یک دوره آرام جدید ($BCrisis_{i,t} = 0$) تقسیم می‌شود.

در مدل لاجیت چندجمله‌ای همانند مدل دوجمله‌ای از دوره آرام ($\mathrm{BCrisis}_{i,t}=0$) به‌عنوان دوره مبنا برای شناسایی مدل استفاده می‌کنیم و رابطه‌های (۶) را خواهیم داشت.

$$\mathrm{pr}(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=0)=\frac{1}{1+e^{(X_{i,t}\beta_1)}+e^{(X_{i,t}\beta_2)}}$$

$$\mathrm{pr}(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=1)=\frac{e^{(X_{i,t}\beta_1)}}{1+e^{(X_{i,t}\beta_1)}+e^{(X_{i,t}\beta_2)}} \qquad (۶)$$

$$\mathrm{pr}(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=2)=\frac{e^{(X_{i,t}\beta_2)}}{1+e^{(X_{i,t}\beta_1)}+e^{(X_{i,t}\beta_2)}}$$

در روابط (۶)، β_1 اثر تغییر در متغیر مستقل $X_{i,t}$ درباره احتمال بودن در دوره پیش از بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام و β_2 اثر تغییر در متغیر مستقل $X_{i,t}$ درباره احتمال بودن در دوره بحران/ بهبود، نسبت به احتمال بودن در دوره آرام را اندازه می‌گیرد.

$$\frac{\mathrm{pr}(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=1)}{\mathrm{pr}(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=0)}=e^{(X_{i,t}\beta_1)}$$

(۷)

$$\frac{\mathrm{pr}(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=2)}{\mathrm{pr}(\mathrm{BCrisis}_{i,t}=0)}=e^{(X_{i,t}\beta_2)}$$

مزیت کلیدی مدل لاجیت چندجمله‌ای این است که اجازه یک مدل‌سازی صریح و تمایز بین سه دوره مختلف (تمایز بین اثرات β_1 و β_2) را می‌دهد. اطلاعاتی که به‌ویژه برای سیستم هشدار زودهنگام به آن‌ها علاقه‌مندیم، β_1 است. به‌عنوان مثال، آیا اقتصاد در وضعیت پیش از بحران با یک بحران در یک سال آینده مواجه می‌شود یا اینکه هنوز در دوره آرام است. β_2 اطلاعاتی را درخصوص اینکه آیا اقتصاد هنوز در وضعیت پس از بحران یا بهبود خواهد بود یا به دوره آرام برخواهد گشت، فراهم می‌کند.

تفسیر ضرایب در مدل‌های لاجیت با سایر مدل‌ها متفاوت است. مقدار عددی و علامت ضرایب، تنها بیانگر جهت اثرگذاری متغیرهای توضیحی روی متغیر وابسته است. آنچه در این مدل‌ها مهم بوده و تفسیر اقتصادی برحسب آن‌ها انجام می‌شود، اثر نهایی[1] متغیرهاست. اثر نهایی عبارت است از اثر تغییر در احتمال موفقیت متغیر وابسته (در تحقیق حاضر: وقوع بحران بانکی $BCrisis_{i,t} = 1$) به اثر تغییر یک واحد در jامین متغیر توضیحی برای هر کشور. اثرات نهایی در مدل‌های لاجیت مانند اثرات جزئی ثابت نبوده و بستگی به نقطه محاسبه دارند. در اکثر مطالعات تجربی، اثرات نهایی براساس میانگین به‌دست می‌آیند. بر این اساس، محاسبه اثرات نهایی متغیرهای توضیحی به شکل رابطه (۸) خواهد بود (گرین[2]، ۲۰۱۴).

$$ME = \frac{\partial pr(BCrisis_{i,t})}{\partial X_j} = \frac{e^{X'\beta}}{(1 + e^{X'\beta})^2} \cdot \beta_j \qquad (۸)$$

۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج

در این بخش نتایج تحقیق ارائه می‌شود. در ابتدا تاریخ‌های بحران بانکی برای کشورهای مورد مطالعه در جدول (۱) آورده شده است. سپس مدل پایه تحقیق (رابطه (۱)) به روش لاجیت دوجمله‌ای تخمین‌زده شده و نتایج آن تفسیر می‌شود. در قسمت سوم، شاخص‌های پیشروی مختلفی در قالب تحلیل حساسیت مدل بررسی شده و از این طریق مدل نهایی انتخاب می‌شود. در قسمت چهارم، عملکرد مدل لاجیت دوجمله‌ای تخمین زده شده ارزیابی می‌شود. در قسمت بعدی مدل نهایی به روش لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شده و نتایج آن ارائه می‌شود. در قسمت ششم و پایانی نیز عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت چند جمله‌ای ارزیابی شده و با مدل لاجیت دو جمله‌ای مقایسه می‌شود.

1- Marginal Effect
2- Greene, W. H.

۵-۱. تاریخ‌های بحران بانکی

تاریخ‌های بحرانی بانکی برای ۸ کشور از مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰) استخراج شده و برای ۵ کشور به روش شاخص فشار بازار پول تعیین شده است. در جدول (۱) تاریخ‌های بحران بانکی آورده شده است.

جدول ۱. تاریخ‌های بحران بانکی برای کشورهای مورد مطالعه

بر اساس مطالعه لیون و والنسیا (۲۰۲۰)			بر اساس شاخص فشار بازار پول اصلاح شده		
نام کشور	بازه زمانی داده‌ها	سال‌های بحرانی	نام کشور	بازه زمانی داده‌ها	سال‌های بحرانی
برزیل	۲۰۱۶-۱۹۹۲	۱۹۹۸-۱۹۹۴	آفریقای جنوبی	۲۰۱۶-۱۹۹۲	۲۰۰۱-۲۰۰۱
تایلند	۲۰۱۶-۱۹۹۵	۲۰۰۰-۱۹۹۷	ایران	۲۰۱۵-۱۹۹۲	۲۰۰۸-۲۰۰۸
ترکیه	۲۰۱۶-۱۹۸۷	۲۰۰۱-۲۰۰۰	بوتسووانا	۲۰۱۶-۲۰۰۱	۲۰۰۵-۲۰۰۵
چین	۲۰۱۶-۱۹۹۳	۱۹۹۸-۱۹۹۸	مقدونیه	۲۰۱۶-۲۰۰۵	۲۰۱۲-۲۰۱۲
روسیه	۲۰۱۶-۱۹۹۶	۱۹۹۸-۱۹۹۸	موریس	۲۰۱۶-۱۹۸۹	۲۰۰۲-۲۰۰۲
کلمبیا	۲۰۱۶-۱۹۹۵	۲۰۰۰-۱۹۹۸			
مالزی	۲۰۱۶-۱۹۹۰	۱۹۹۹-۱۹۹۷			
مکزیک	۲۰۱۶-۱۹۸۰	۱۹۸۵-۱۹۸۱ ۱۹۹۶-۱۹۹۴			

ماخذ: لیون و والنسیا (۲۰۲۰) و یافته‌های پژوهش

۵-۲. نتایج مدل لاجیت دوجمله‌ای

بعد از تعیین سال‌های بحرانی به برآورد ضرایب مدل پرداخته می‌شود. برای این منظور ابتدا مدل اقتصادی تحقیق (رابطه (۱)) به روش لاجیت دو جمله‌ای تخمین زده می‌شود. همچنین برای مقابله با تورش پس از بحران، تمامی داده‌های مربوط به سال‌های بحرانی از مدل حذف شده است. نتایج این تخمین در جدول (۲) آمده است.

در بین متغیرهای اصلی مدل، فقط سه متغیر نسبت نقدینگی گسترده، سپرده‌های دیداری حقیقی و شاخص قیمت سهام معنی‌دار هستند. نسبت نقدینگی گسترده که بیشترین حجم از عرضه پول را شامل می‌شود، دارای علامت موردانتظار است؛ به طوری که هر چه مقدار نقدینگی در نظام بانکی کشورها کمتر باشد، احتمال بروز پدیده هجوم بانکی و به دنبال آن وقوع بحران بانکی بیشتر می‌شود. بانک‌ها برای اینکه با ریسک نقدینگی مواجه نشوند باید مقدار مطلوب و متعادلی از نقدینگی را در اختیار داشته باشند. متغیر معنی‌دار بعدی سپرده

های دیداری حقیقی است. این متغیر با اینکه معنی‌دار بوده، اما علامت موردانتظار را ندارد. شاخص قیمت سهام، سومین متغیر معنی‌دار مدل است که علامت موردانتظار را نیز داراست. هر چه شاخص قیمت سهام کمتر باشد، احتمال وقوع بحران بانکی بیشتر خواهد بود.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل لاجیت دو جمله‌ای (بدون داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	ضریب	آماره Z	احتمال	اثر نهایی
نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی به GDP	-۳/٤٧٥١	-۰/۵۳	۰/۵۹٦	
نسبت نقدینگی گسترده	-٤/٢٤٦١	-۱/۸۹	۰/۰۵۹	-۰/۱۱۸۳
سپرده‌های دیداری حقیقی	۰/۰۰۰۱	۲/۰۱	۰/۰٤٤	
نسبت اعتبار داخلی به GDP	۰/٦۹۱۳	۱/۲۱	۰/۲۲۸	
نسبت مخارج- درآمد دولت	-۱/۱۲۱۹	-۱/۳۵	۰/۱۷۸	
شاخص قیمت سهام	-۲/٤٤۵۷	-۳/٤۳	۰/۰۰۱	-۰/۰٦۸۱
تعداد مشاهدات	۲٦۹	تعداد کشورها		۱۳
لگاریتم راستنمایی	-٤۸/۱٤٤٦	آزمون والد[1]		۲۵۰۵۷/۲۹ (۰/۰۰۰۰)
آزمون هوسمر- لمشو[2]	٤/۳٦ (۰/۸۲۳۳)	آزمون آندروز[3]		۲۲۹/٤۰ (۰/۹۳۳٦)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مقدار آماره آزمون والد در سطح یک درصد معنی‌دار بوده که نشان‌دهنده معنی‌داری کلی ضرایب رگرسیون است. در مدل‌های لاجیت، دو آزمون هوسمر- لمشو و آندروز برای خوبی برازش مدل به‌کار می‌روند. ایده اساسی این آزمون‌ها، مقایسه مقادیر موردانتظار با مقادیر واقعی در مدل است. اگر این تفاوت‌ها بزرگ باشد، مدل را به‌عنوان مدلی که تناسب کافی با داده‌ها ندارد، رد می‌کنیم (حقیقت و موسوی، ۱۳۹۷). بر همین اساس، ارزش احتمال مربوط به هر دو آزمون نشان می‌دهد که مقادیر مورد انتظار با مقادیر واقعی مدل اختلافی ندارند که این موضوع، خوبی برازش مدل را تایید می‌کند.

همان‌طور که در بخش روش‌شناسی تحقیق نیز اشاره شد، نتایج مدل لاجیت تنها بیانگر جهت اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. در چنین مدل‌هایی که متغیر وابسته آن‌ها به شکل گسسته است، نتایج از طریق محاسبه اثر نهایی قابل تفسیر است. در مطالعه

1- Wald Test
2- Hosmer-Lemeshow Test
3- Andrews Test

حاضر نیز همانند اکثر مطالعات، اثرات نهایی متغیرها در نقطه میانگین محاسبه شده است. طبق نتایج جدول (۲)، اثرات نهایی فقط برای متغیرهای معنی‌دار مدل که علامت انتظاری آن‌ها مطابق تئوری است، محاسبه شده است.

اثر نهایی متغیر نسبت نقدینگی گسترده نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در این نسبت به شرط ثبات سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد مطالعه ۱۱/۸۳ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که نسبت نقدینگی گسترده، یک شاخص هشداردهنده مهم برای بحران بانکی است. با توجه به اینکه این نسبت از متغیرهایی مانند ذخایر بانک‌ها، دارایی‌های خارجی بانک‌ها، مطالبات دولت و بخش خصوصی تشکیل شده است. از این رو، ضروری است تغییرات این متغیرها به طور مداوم کنترل شود؛ زیرا تغییرات آن‌ها منجر به تغییر نسبت نقدینگی گسترده شده و آن نیز به نوبه خود، احتمال وقوع بحران بانکی را تحت تاثیر قرار خواهد داد.

یکی دیگر از شاخص‌های هشداردهنده مهم بحران بانکی، شاخص قیمت سهام است. طبق اثر نهایی این متغیر با افزایش یک درصدی در شاخص قیمت سهام در کشورهای مورد مطالعه به شرط ثبات سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران بانکی به میزان ۶/۸۱ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین، باید توجه ویژه‌ای به بازار سرمایه در کشورهای مورد مطالعه صورت بگیرد و با ایجاد زیرساخت‌های مناسب درخصوص بازار سرمایه که یک بازار مالی بسیار مهم در اقتصاد مدرن امروزی به‌شمار می‌رود؛ نقدینگی موجود جامعه را به سمت سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های مولد سوق داد.

۵-۳. تحلیل حساسیت نتایج

در ادامه به پیروی از مطالعه (۲۰۱۶)، مدل اصلی را با استفاده از متغیرهای اعتبار حقیقی بخش خصوصی (Rprscr)، ضریب فزاینده M2 (M2mult)، سپرده‌های بانکی حقیقی (Bankdep)، نسبت نقدینگی محدود (Nliqr)، نرخ بهره حقیقی (Rintr)، بدهی‌های خارجی بانکی (Flir)، درآمد حقیقی دولت (Govrev) و مخارج حقیقی دولت

(Govexp) اصلاح می‌کنیم[1]. به طوری که هر یک از این متغیرها در رابطه‌های (۲) تا (۸) به جای متغیرهای اصلی مدل وارد می‌شوند. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

در جدول (۳)، متغیر اعتبار حقیقی بخش خصوصی جایگزین متغیر نسبت اعتبار داخلی به GDP در رابطه (۲) شده است. ضریب این متغیر برابر ۰/۰۰۰۱ است که در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظاری دارد. این ارتباط نشان می‌دهد که رابطه مستقیمی بین متغیر اعتبار حقیقی بخش خصوصی با احتمال وقوع بحران بانکی برقرار است؛ به طوری که براساس اثر نهایی این متغیر در صورت افزایش یک درصد در اعتبار حقیقی بخش خصوصی، ۰/۰۰۰۴ درصد احتمال وقوع بحران بانکی بیشتر می‌شود. با توجه به اینکه این مقدار بسیار ناچیز است؛ بنابراین، این متغیر تاثیر چندانی در وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد مطالعه ندارد.

ورود متغیر اعتبار حقیقی بخش خصوصی باعث شده تا متغیر سپرده‌های دیداری حقیقی نیز معنی‌دار شود؛ به طوری که ضریب این متغیر در رابطه (۲) برابر ۰/۰۰۰۴- بوده و علامت مورد انتظاری دارد. اثر نهایی متغیر سپرده‌های دیداری حقیقی در این مدل نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در مقدار این سپرده‌ها، احتمال وقوع بحران بانکی ۰/۰۰۱ درصد کاهش می‌یابد که البته مقدار بسیار ناچیزی است.

در رابطه‌های (۳) و (۵) به جای متغیر نسبت نقدینگی گسترده به ترتیب دو متغیر ضریب فزاینده M2 و نسبت نقدینگی محدود وارد تخمین‌ها شده است. متغیر ضریب فزاینده M2 نه تنها معنی‌دار نبوده، بلکه علامت مورد انتظاری هم ندارد. متغیر نسبت نقدینگی محدود با اینکه علامت آن مورد انتظار است، اما معنی‌دار نیست. بنابراین، هیچ‌یک از این دو متغیر، جایگزین مناسبی برای متغیر نسبت نقدینگی گسترده نیستند. در رابطه (۴)، متغیر سپرده‌های بانکی حقیقی (سپرده دیداری، مدت‌دار و پس‌انداز) به جای متغیر سپرده دیداری حقیقی وارد تخمین شده است. این متغیر در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده، اما علامت آن مخالف تئوری است. متغیر نرخ بهره و نسبت بدهی‌های خارجی به دارایی‌های بانکی به ترتیب در رابطه‌های (۶) و (۷) به جای متغیر نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی در نظر گرفته شده است. نرخ بهره در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده، اما علامت آن مخالف تئوری است. متغیر نسبت بدهی‌های خارجی بانکی به دارایی‌های بانکی نیز با اینکه علامت مورد انتظار را دارد، اما معنی‌دار نیست.

۱- داده‌های مربوط به متغیرهای بیان شده از پایگاه داده آمارهای مالی بین‌المللی (IFS) و لوح فشرده این پایگاه استخراج شده که تعریف دقیق آن‌ها در جدول پیوست آمده است.

جدول ۳. نتایج تحلیل حساسیت مدل لاجیت دوجمله‌ای (بدون داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	رابطه (۲)	رابطه (۳)	رابطه (٤)	رابطه (٥)	رابطه (٦)	رابطه (۷)	رابطه (۸)
Biligdp	-۳/٥٦	-٤/٤٥	-٤/٥١	-٤/۰۷	----	----	-۳/۹۲
Bliqr	-٤/۷۷** (-۰/۱۳)	----	-٤/۳۱* (-۰/۱۱)	----	-٦/۲٦	-٤/٤٤** (-۰/۱۱)	-٦/۲۲*** (-۰/۰٦)
Demdep	-۰/۰۰۰٤*** (-۰/۰۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۱	----	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۱*	-۰/۰۰٦
Domcred	----	۱/۳۹* (۰/۰٤)	۰/۷٦	۱/۳۰	۱/۱۷	۰/٦٦	۰/۰۹
Govdef	-۰/٥٥	-۲/٦۱***	-۱/۱۱	-۲/٥۳***	-۰/٦۷	-۱/۳۸	----
Rsplcu	-۲/٤۸*** (-۰/۰۷)	-۱/۹٤** (-۰/۰٥)	-۲/٥٤*** (-۰/۰٦)	-۲/۱۷*** (-۰/۰٦)	-۳/۸۱*** (-۰/۰۷)	-۲/٥٥*** (-۰/۰٦)	-۲/۹۱*** (-۰/۰۲)
Rprscr	۰/۰۰۰۱*** (۰/۰۰۰۰۰٤)						
M2mult		-۰/۰۲					
Bankdep			۰/۰۰۰۰٤**				
Nliqr				-۰/۳۲			
Rintr					-۰/۰۰۰۰۹*		
Flir						۲/۷۷	
Govrev							۰/۰۰۸
Govexp							-۰/۰۰۷
تعداد مشاهدات	۲٦۹	۲٥۰	۲٥۸	۲٦۹	۱٥۲	۲٦۹	۲٦۹
تعداد کشورها	۱۳	۱۲	۱۲	۱۳	۷	۱۳	۱۳
لگاریتم راستنمایی	-٤۷/۹۹	-٤٦/۲۱	-٤٤/٦۱	-٤۹/٦۸	-۲۳/۷۲	-٤۷/٦٦	-٤٥/٥۹
آماره هوسمر-لمشو	۹/۰۲ (۰/۳٤۰٤)	۷/۷٤ (٤/٤٥۹۰)	٤/۱۲ (۰/۸٤٥۹)	۷/۹۱ (۰/٤٤۲٤)	٦/۲۷ (۰/٦۱۷٤)	۱۱/۲۰ (۰/۱۹۰٤)	۹/۹۰ (۰/۲۷۱۸)
آماره آندروز	۲۲۰/۷۸ (۰/۹۷۲٦)	۲٤۷/۲۳ (۰/٤۳۰۲)	۲۲۲/۹٦ (۰/۹۰٦۱)	۲٦۱/٥٦ (۰/٥۱۳٥)	۱٥٤/۰۸ (۰/۳۰۷۳)	۲۳۳/٤۷ (۰/۹۰٤۹)	۲۱۱/۹٦ (۰/۹۸۹۷)

*، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

- اثرات نهایی متغیرهای معنی‌داری که علامت آن‌ها صحیح بوده در پرانتز آمده و اثرات نهایی هم که معنی‌دار نبودند، زیرشان خط کشیده شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

اصلاح آخر مدل، مربوط به متغیر نسبت مخارج- درآمد دولتی است. این متغیر در مدل اصلی نیز علامت انتظاری موردنظر را نداشته است. افزایش مخارج و کاهش درآمد دولت، هر دو منجر به افزایش احتمال بحران بانکی می‌شود. بنابراین، هر چه نسبت مخارج- درآمد دولت بیشتر باشد، مقدار صورت و مخرج کسر از هم فاصله گرفته و احتمال وقوع بحران بانکی را افزایش می‌دهند. در رابطه (۸)، مخارج و درآمد دولت به صورت جداگانه وارد تخمین شده که هیچ‌کدام از آن‌ها نه علامت مورد انتظار را دارند و نه معنی‌دار هستند. با ورود دو متغیر مخارج و درآمد دولت در رابطه (۸)، مقدار اثر نهایی دو متغیر نسبت نقدینگی گسترده و شاخص قیمت سهام به شدت کاهش پیدا کردند. همچنین اثر نهایی دو متغیر بیان شده، معنی‌دار هم نشده است.

تحلیل حساسیت مدل مطابق جدول (۳)، نشان می‌دهد که نتایج تخمین نسبت به تغییر متغیرها حساس نبوده و نتایج مدل اصلی (جدول (۲)) از استحکام خوبی برخوردار است. در جدول (۴)، مدل اصلی تخمین با استفاده از متغیرهای نرخ ارز موثر حقیقی (Reer)، ذخایر (Res)، نسبت صادرات به GDP (Expgdp) و تورم (Infl) در رابطه‌های ۹ تا ۱۲، بسط داده شده است[۱].

در بین این متغیرها، تنها متغیر تورم در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظار را دارد. اثر نهایی این متغیر نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصد در مقدار تورم، به شرط ثبات سایر متغیرها، احتمال وقوع بحران بانکی به مقدار ۰/۰۰۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به نتایج بسط مدل در جدول (۴)، رابطه (۱۲) را به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌کنیم؛ زیرا مقدار حداکثر راستنمایی رابطه (۱۲) از مدل اصلی (جدول (۲)) نیز بیشتر بوده و سازگاری بهتری با داده‌ها دارد.

۱- داده‌های مربوط به متغیرهای بیان شده از پایگاه داده آمارهای مالی بین‌المللی (IFS) و لوح فشرده این پایگاه استخراج شده که تعریف دقیق آن‌ها در جدول پیوست آمده است.

جدول ٤. نتایج بسط مدل لاجیت دوجمله‌ای (بدون داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	رابطه (۹)	رابطه (۱۰)	رابطه (۱۱)	رابطه (۱۲)
Biligdp	−۷/۷۵	−٤/۱٦	−۳/۷۹	−۲/۵۰
Bliqr	−٤/۵۲** (−۰/۱۲)	−۳/۹۳** (−۰/۰۷)	−٤/۳۵ ** (−۰/۱۲)	−۳/٤۸** (−۰/۱۰)
Demdep	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۱*	۰/۰۰۰۱*	۰/۰۰۰۱***
Domcred	۰/۷٤	۰/٤۰	۰/۹۳	۰/۳۳
Govdef	−۱/۲۷	−۰/۹۲	−۰/۹٦	−۱/۳۵*
Rsplcu	−۲/۳٦*** (−۰/۰٦)	−۲/۳۰*** (−۰/۰٤)	−۲/۲۸*** (−۰/۰٦)	−۱/۹۳*** (−۰/۰٦)
Reer	۰/۲۸			
Res		−۰/۰۰۰۱		
Expgdp			−۱/۲۷	
Infl				۰/۰۰۱٤*** (۰/۰۰۰۰٤)
تعداد مشاهدات	۱۸۱	۲٤٦	۲٦۹	۲٦۹
تعداد کشورها	۹	۱۲	۱۳	۱۳
لگاریتم راستنمایی	−۳۳/۱۱	−٤۳/۳٦	−٤۷/۸۲	−٤۷/٤۱
آماره هوسمر–لمشو	۸/۳۰ (۰/٤۰۵۱)	٤/٤۳ (۰/۸۱٦۵)	٦/۲٦ (۰/٦۱۸۳)	۲/٤۸ (۰/۹٦۲۵)
آماره آندروز	۱۵۳/٦۲ (۰/۸٦٤۸)	۱۸۰/۰٤ (۰/۹۹۸۳)	۲۳۵/۰٦ (۰/۸۸۳۱)	۲۲۲/۳۲ (۰/۹٦٤۱)

*، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

– اثرات نهایی متغیرهای معنی‌داری که علامت آن‌ها صحیح بوده، در پرانتز آمده و اثرات نهایی هم که معنی‌دار نبودند، زیرشان خط کشیده شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٥-٤. ارزیابی درون نمونه‌ای مدل لاجیت دو جمله‌ای

سیستم‌های هشدار زودهنگام، شانس وقوع یک بحران خاص را در یک دوره زمانی معین با یک احتمالی نشان می‌دهند. بنابراین، ارزیابی درون‌نمونه‌ای (یا برون‌نمونه‌ای) آن‌ها براساس مقایسه مستقیم احتمال وقوع بحران با تاریخ اصلی آن است. این مقایسه از طریق احتمال وقوع بحران $\hat{p}_t$ و تاریخ گذاری بحران که به شکل یک متغیر مجازی y_t است، صورت می گیرد. اگر بحران در زمان t شناسایی شود، متغیر y_t مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار ۰

را به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین، احتمال پیش‌بینی شده بحران به یک متغیر مجازی منتقل می‌شود که تحت عنوان پیش‌بینی بحران شناخته می‌شود. اگر احتمال تخمین زده شده (پیش‌بینی شده) بحران در زمان t را که از سوی یک سیستم هشدار تعیین شده، با $\widehat{p_t}$ نشان دهیم، متغیر پیش‌بینی بحران $\widehat{y_t}$ به صورت رابطه (۹) خواهد بود.

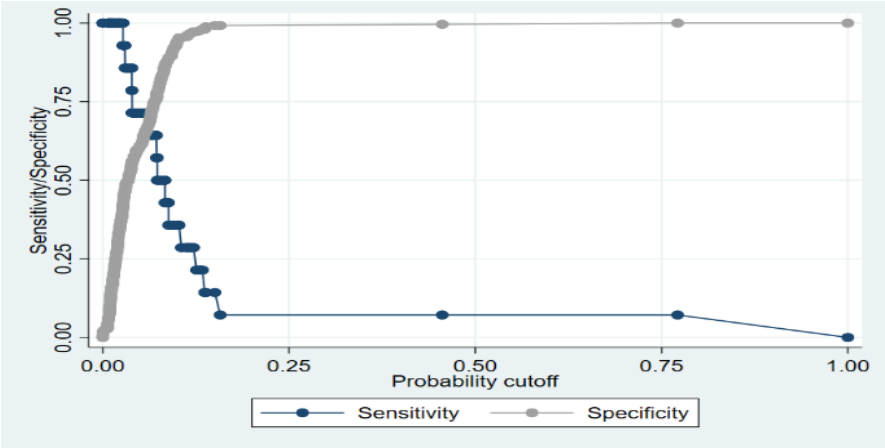
$$\widehat{y_t}(C) = \begin{cases} +1 & if \quad \widehat{p_t} > c \\ 0 \end{cases} \qquad (۹)$$

که در آن $c \in [0,1]$، نشان‌دهنده نقطه برش[1] است. طبق رابطه (۹)، مرحله اول ارزیابی هر سیستم هشداری، تعیین یک نقطه برش بهینه c است که دوره‌های بحرانی پیش‌بینی شده $(\widehat{y_t}(c) = 1)$ و دوره‌های آرام پیش‌بینی شده $(\widehat{y_t}(c) = 0)$ را از هم تفکیک می‌کند. انتخاب یک نقطه برش پایین، تعداد بحران‌هایی را که درست پیش‌بینی شدند، افزایش خواهد داد، اما تعداد علامت‌های غلط نیز در این حالت افزایش می‌یابد (خطای نوع دوم). در مقابل، انتخاب یک مقدار آستانه‌ای بالاتر، تعداد علامت‌های ارسال شده غلط را کاهش خواهد داد، اما تعداد بحران‌های پیش‌بینی نشده را افزایش می‌دهد (خطای نوع اول) (کاندلون و همکاران[2]، ۲۰۱۲).

در ادبیات موضوع، دو روش رویکرد امتیازدهی اعتباری[3] و میزان دقت[4] برای تعیین نقطه برش بهینه مطرح شده است[5]. در این بخش جهت تعیین نقطه برش بهینه از رویکرد امتیازدهی اعتباری که از تقاطع دو منحنی حساسیت[6] و ویژگی[7] به‌دست می‌آید، استفاده شده است. حساسیت نشان‌دهنده نسبت دوره‌های بحرانی است که به درستی توسط سیستم هشدار شناسایی می‌شوند؛ در حالی که ویژگی، بیانگر نسبت دوره‌های آرامی است که توسط مدل به درستی شناسایی می‌شوند. از این رو، طبق نمودار (۱)، نقطه برش بهینه از تقاطع دو منحنی حساسیت و ویژگی برابر ۰/۰۷ تعیین شده است.

1- Cut-off Point
2- Candelon, B., et al.
3- Credit-Scoring Approach
4- Accuracy Measures
۵- برای مطالعه بیشتر، به کاندلون و همکاران (۲۰۱۲) رجوع کنید.
6- Sensitivity
7- Specificity

نمودار ۱. منحنی حساسیت- ویژگی و تعیین نقطه برش بهینه



ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نقطه برش بهینه به‌دست آمده از تقاطع منحنی‌های حساسیت و ویژگی (۰/۰۷) برای رابطه (۱۲)، ارزیابی درون‌نمونه‌ای این مدل در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت دو جمله‌ای (رابطه (۱۲))

	$BCrisis_{i,t} = 0$	$BCrisis_{i,t} = 1$	کل
هشدار ارسال شده	۶۳	۹	۷۲
هشدار ارسال نشده	۱۹۲	۵	۱۹۷
کل	۲۵۵	۱۴	۲۶۹
درصد بحران‌هایی که به درستی شناسایی شدند.			۶۴/۲۹
درصد هشدارهای غلط به کل هشدارها.			۸۷/۵۰
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال شود.			۱۲/۵۰
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال نشود.			۲/۵۰
درصد دقت پیش‌بینی			۷۴/۷۲

- نقطه برش بهینه: ۰/۰۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۵)، ۷۲ بار هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال شده که از این تعداد، ۹ مورد بحران را قبل از وقوع آن هشدار دادند؛ که معادل ۱۲/۵۰ درصد است. همچنین در ۱۹۲ مورد هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال نشده و بحرانی هم صورت نگرفته است. مجموع این

دو حالت صحیح (۱۹۲+۹) نسبت به کل حالت‌ها (۲۶۹)، برابر ۷۴/۷۲ درصد است که بیانگر دقت پیش‌بینی مناسب مدل است. همچنین از کل ۱۴ بحران موجود، ۹ مورد به درستی شناسایی شدند که معادل ۶۴/۲۹ درصد بوده و رقم قابل توجهی است. در ۶۳ مورد از ۷۲ موردی که هشدار ارسال شده، بحرانی صورت نگرفته (خطای نوع اول) (معادل ۸۷/۵۰ درصد) و در ۵ مورد از ۱۹۷ مورد، هشداری ارسال نشده، اما بحران اتفاق افتاده (خطای نوع دوم) که این حالت نیز برابر ۲/۵۰ درصد است.

۵-۵. نتایج مدل لاجیت چند جمله‌ای

در ادامه جهت مقابله با تورش پس از بحران و مقایسه نتایج با رابطه (۱۲)، مدل لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شده است. نتایج این تخمین در جدول (۶) آمده است.

جدول ٦. نتایج تخمین مدل لاجیت چندجمله‌ای (با داده‌های سال‌های بحرانی)

نام متغیرها	$BCrisis_{i,t} = 1$			$BCrisis_{i,t} = 2$		
	ضریب	احتمال	اثر نهایی	ضریب	احتمال	اثر نهایی
نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی به	-۳/۳٤۸۸	۰/٦۲		-۲٦/۱۵	۰/۰۰	
نسبت نقدینگی گسترده	-٤/۵۲۹۸	۰/۰۵	-۰/۱۲۲	-۱/۵۹	۰/۵۱	
سپرده‌های دیداری حقیقی	۰/۰۰۰۰۹	۰/۳۵		-۰/۰۰۰۱	۰/۳٦	
نسبت اعتبار داخلی به GDP	۰/٦۲۷۹	۰/۱۹		۱/۱۲	۰/۲٦	
نسبت مخارج- درآمد دولت	-۳/٤٤٦۷	۰/۲۱۱		-۰/۲۹	۰/۸۳	
شاخص قیمت سهام	-۲/۵٦٤۵	۰/۰۰	-۰/۰٦۳	-٤/۰۵	۰/۰۰	-۰/۱۲٦
تورم	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۸۰	
عرض از مبدا	۲/۵۲۹۰	۰/٤۰		-۰/٤٦	۰/۷۵	
تعداد مشاهدات	۳۰۱			تعداد کشورها		۱۳
واریانس[1] ۱	۰/۰۸ (۰/۱۰)			واریانس ۲		۰/۲۰ (۰/۱۵)
کوواریانس ۱ و ۲	۰/۱۳			لگاریتم راستنمایی		-۱۲۵/۷۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۱- مقادیر واریانس ۱ و واریانس ۲ به ترتیب مربوط به دو اثر تصادفی در نظر گرفته شده برای دوره پیش بحران و بحران/ بهبود هستند. مقدار کوواریانس ۱ و ۲ نیز مقدار و نوع همبستگی این دو را نشان می‌دهد. برای مطالعه بیشتر به هان و اوهلندروف (۲۰۰۶) و راب- هسکتس و همکاران (۲۰۰۴) رجوع کنید.

همان طور که در بخش روش تحقیق نیز اشاره شد، مدل لاجیت چندجمله‌ای با در نظر گرفتن سه دوره مختلف آرام، پیش بحران و بحران/ بهبود، مشکل تورش پس از بحران را حل می‌کند. تفسیر ضرایب در این مدل‌ها به این شکل است که یک دوره (در اینجا دوره آرام، $BCrisis_{i,t} = 0$) به عنوان مبنا یا پایه درنظر گرفته شده و دو دوره دیگر نسبت به آن بررسی می‌شوند. بر این اساس، ضرایب دوره پیش‌بحران، احتمال قرار گرفتن در دوره پیش از بحران را نسبت به احتمال بودن در دوره آرام نشان می‌دهند. سه متغیر نسبت نقدینگی گسترده، شاخص قیمت سهام و تورم همانند مدل لاجیت دوجمله‌ای، معنی‌دار بوده و علامت درستی نیز دارند. اثرات نهایی این متغیرها اندکی از مدل دوجمله‌ای بیشتر است. در صورت افزایش یک درصد در نسبت نقدینگی گسترده، احتمال قرار گرفتن در دوره پیش‌بحران نسبت احتمال بودن در دوره آرام، ۱۲/۲ درصد کاهش پیدا می‌کند که نسبت به مدل دوجمله‌ای، ۱/۳۶ درصد بیشتر است. این نتایج نشان می‌دهد زمانی که تورش پس از بحران وجود ندارد، تاثیر متغیر نسبت نقدینگی گسترده به عنوان یک شاخص هشداردهنده زودهنگام، بیشتر از قبل شده است.

مقدار اثر نهایی شاخص قیمت سهام برابر ۰/۰۶۳- است. این عدد بیانگر آن است که در صورت افزایش یک درصد در شاخص قیمت سهام، احتمال بودن در دوره پیش‌بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام ۶/۳ درصد کاهش می‌یابد. این مقدار نسبت به مدل قبلی اندکی بهتر است. شاخص هشداردهنده بعدی، مقدار تورم بوده که اثر نهایی آن برابر ۰/۰۰۰۳ است. در صورت افزایش یک درصد در مقدار تورم در کشورهای مورد مطالعه، احتمال قرار گرفتن در دوره پیش بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام، ۰/۰۰۳ درصد افزایش می‌یابد.

ضرایب در دوره بحران/ بهبود، اثر تغییر در متغیرهای توضیحی را در خصوص احتمال قرار گرفتن در این دوره نسبت به احتمال بودن در دوره آرام نشان می‌دهند. طبق نتایج جدول (۶)، تنها دو متغیر نسبت بدهی سرمایه‌ای بانکی به GDP و شاخص قیمت سهام معنی‌دار بوده که در این بین، فقط شاخص قیمت سهام علامت صحیحی دارد. در دوره بحران/ بهبود، اثر نهایی متغیر قیمت سهام نسبت به دوره پیش‌بحران قوی‌تر (حدود دو برابر) است؛ به طوری که در صورت افزایش یک درصد در شاخص قیمت سهام، احتمال قرار گرفتن در دوره بحران/ بهبود نسبت به احتمال بودن در دوره آرام، ۱۲/۶ درصد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، زمانی که در دوره آرام قرار داریم، افزایش یک درصد در شاخص قیمت سهام باعث می‌شود تا احتمال قرار گرفتن در دوره پیش بحران به مقدار ۶/۳ درصد کاهش یابد. حال اگر بنا به دلایل دیگر،

در وضعیت بحرانی قرار بگیریم با افزایش یک درصدی در شاخص قیمت سهام، احتمال وقوع بحران بانکی ۱۲/۶ درصد کاهش یافته و با احتمال بیشتری به دوره آرام برمی‌گردیم.

نتایج مطالعه حاضر در هر دو حالت لاجیت دوجمله‌ای و چندجمله‌ای با مطالعات دمیرجیک- کانت و دتراجیچ[1] (۱۹۹۸)، کامینسکی، لیزوندو رینهارت (۱۹۹۸)، دیویس و کریم[2] (۲۰۰۸)، بارل و همکاران[3] (۲۰۱۰)، کین و لو[4] (۲۰۱۴)، ایونلا[5] (۲۰۱۴)، کاگیانو و همکاران[6] (۲۰۱۴)، کوستا[7] (۲۰۱۶)، لانگ و اشمیت (۲۰۱۶)، کودرت و ایدر[8] (۲۰۱۸)، بوید و همکاران[9] (۲۰۱۹) و بسیاری از مطالعات دیگر در زمینه شاخص‌های هشداردهنده بحران سازگار است.

۵-٦. ارزیابی درون نمونه‌ای مدل لاجیت چند جمله‌ای

در قسمت پایانی نتایج به ارزیابی عملکرد مدل لاجیت چندجمله‌ای و مقایسه آن با لاجیت دوجمله‌ای پرداخته می‌شود. نتایج این ارزیابی در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷. عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت چند جمله‌ای

	$BCrisis_{i,t}=0$	$BCrisis_{i,t}=1$	$BCrisis_{i,t}=2$	کل
هشدار ارسال شده	۵۱	۸	۱۲	۷۱
هشدار ارسال نشده	۲۰٤	٦	۲۰	۲۳۰
کل	۲۵۵	۱٤	۳۲	۳۰۱
درصد بحران‌هایی که به درستی شناسایی شدند.				۵۷/۱٤
درصد هشدارهای غلط به کل هشدارها.				۸٦/٤٤
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال شود.				۱۳/۵۵
درصد احتمال وقوع بحران به شرط اینکه هشدار مناسبی ارسال نشود.				۲/۸۵
درصد دقت پیش‌بینی				۷۸/۸۱

- نقطه برش بهینه: ۰/۰۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E.
2- Davis, E. P., & Karim, D.
3- Barrell, R., et al.
4- Qin, X., & Luo, C.
5- Ionela, S. A.
6- Caggiano, G., et al.
7- Costa, N.
8- Coudert, V., & Idier, J.
9- Boyd, J. H., et al.

در جدول (۷)[۱]، ۵۹ بار هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال شده که از این تعداد، ۸ مورد بحران را قبل از وقوع آن هشدار دادند (معادل ۱۳/۵۵ درصد). این مقدار نسبت به حالت لاجیت دوجمله‌ای، حدود یک درصد بیشتر شده است. همچنین در ۲۰۴ مورد هشداری مبنی بر وقوع بحران ارسال نشده و بحرانی هم صورت نگرفته است. مجموع این دو حالت صحیح (۲۰۴+۸) نسبت به کل حالت‌ها، برابر ۷۸/۸۱ درصد است. این مقدار نسبت به مقدار مشابه برای مدل لاجیت دوجمله‌ای، ۴/۰۹ بیشتر شده است. بنابراین، زمانی که تورش پس از بحران در مدل وجود نداشته و مدل به روش لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شود، دقت پیش‌بینی مدل افزایش می‌یابد. همچنین از کل ۱۴ بحران موجود، ۸ مورد به درستی شناسایی شدند (معادل ۵۷/۱۴ درصد) که ۷/۱۵ درصد نسبت به حالت قبل کمتر شده است. درصد هشدارهای غلط به کل هشدارها در مدل لاجیت چند جمله‌ای نسبت به لاجیت دوجمله‌ای نیز حدود یک درصد کاهش یافته است.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در سال‌های پایانی دهه ۱۹۹۰، موضوع بحران‌ها و مقابله با اثرات مخرب آن‌ها بیش از پیش مورد توجه اقتصاددانان و محققین قرار گرفت؛ به طوری که در اواخر این دهه تا سال‌های ابتدایی قرن بیستم، سه نسل مختلف از سیستم‌های هشدار زودهنگام معرفی شد. این سیستم‌ها توانایی آن را دارند که بحران را قبل از وقوع آن تشخیص داده و هشداری را مبنی بر احتمال وقوع آن ارسال کنند. در همین راستا، در پژوهش حاضر به طراحی سیستم هشدار زودهنگام بحران بانکی برای منتخبی از کشورهای با درآمد متوسط بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ پرداخته شد. برای این منظور از نسل دوم این سیستم‌ها (مدل‌های لاجیت) استفاده شد. متغیر وابسته بحران بانکی برای ۸ کشور به روش مطالعه رویدادی و برای ۵ کشور دیگر با محاسبه شاخص فشار بازار پول تعیین شد. نتایج تخمین مدل لاجیت دوجمله‌ای نشان داد که سه متغیر نسبت نقدینگی گسترده، شاخص قیمت سهام و تورم به عنوان شاخص‌های پیشرو بحران، می توانند در مجموع حدود ۱۷ درصد از احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد مطالعه را توضیح دهند؛ به طوری که با افزایش در دو متغیر نسبت نقدینگی گسترده و شاخص قیمت

۱- در جدول (۷) به دلیل اینکه فقط پیش‌بینی وقوع بحران مهم است؛ از این رو ستون $BCrisis_{i,t} = 2$ در تحلیل نتایج لحاظ نشده است.

سهام، احتمال وقوع بحران بانکی کاهش یافته و با افزایش تورم، این احتمال بیشتر می‌شود. ارزیابی عملکرد درون نمونه‌ای مدل لاجیت دو جمله‌ای نیز نشان‌دهنده دقت ۷۴/۷۲ درصدی مدل تخمین زده شده است.

در ادامه جهت مقابله با تورش پس از بحران، مدل نهایی به روش لاجیت چندجمله‌ای تخمین زده شد. نتایج نشان داد که دو شاخص پیشرو بحران نسبت نقدینگی گسترده و شاخص قیمت سهام، ارتباط معکوسی با احتمال بودن در دوره پیش بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام داشته و اثرگذاری آن‌ها از مدل لاجیت دو جمله‌ای نیز بیشتر است. متغیر تورم نیز ارتباط مستقیمی با احتمال بودن در دوره پیش بحران نسبت به احتمال بودن در دوره آرام دارد. همچنین تنها متغیر شاخص قیمت سهام باعث برون رفت از دوره بحران/ بهبود به سمت دوره آرام در کشورهای مورد مطالعه می‌شود؛ به طوری که در صورت قرارگیری در دوره بحران/ بهبود، ۱۲/۶ درصد احتمال دارد تا به دوره آرام برگردیم. ارزیابی عملکرد درون‌نمونه‌ای مدل لاجیت چندجمله‌ای نشان‌دهنده افزایش دقت پیش‌بینی مدل نسبت به مدل لاجیت دوجمله‌ای است؛ به طوری که دقت پیش‌بینی مدل با افزایش حدود ۴ درصدی به رقم ۷۸/۸۱ درصد رسیده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Seyed Saleh Akbar Mousavi http://orcid.org/0000-0001-6935-6054
Behzad Salmani http://orcid.org/0000-0002-7117-1201
Jafar Haghighat http://orcid.org/0000-0002-5470-5220
Hossein Asgharpour http://orcid.org/0000-0002-1440-8977

منابع

حاجی شاهوردی، دنیا، زمردیان، غلامرضا، فلاح شمس لیالستانی، میرفیض و حنیفی، فرهاد. (۱۳۹۸). طراحی سیستم پیش هشداردهنده بحران بانکی نظام‌مند در بازار مالی ایران (با کاربردی زنجیره‌های مارکوفی). *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۷)، ۱۵۳-۱۳۵.

حقیقت، جعفر، اکبرموسوی، سید صالح. (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی کاربردی پیشرفته همراه با نرم افزارهای JMulTi، Eview 10 و Stata 15.1*، تهران: انتشارات نور علم.

زارعی، ژاله؛ کمیجانی، اکبر. (۱۳۹۴). شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، ۹(۲۹)، ۲۳-۱.

عظیمی، الهام. (۱۳۹۰). *بحران بانکی در ایران: مخاطرات اقتصادی*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه الزهراء.

References

Abiad, M. A. (2003). *Early warning systems: A survey and a regime-switching approach* (No. 3-32). International Monetary Fund.

Ari, A., & Cergibozan, R. (2018). Currency crises in Turkey: An empirical assessment. Research in International Business and Finance, *46*, 281-293.

Barrell, R., Davis, E. P., Karim, D., & Liadze, I. (2010). Bank regulation, property prices and early warning systems for banking crises in OECD countries. *Journal of Banking & Finance*, *34*(9), 2255-2264.

Berg, A., & Pattillo, C. (1999). Predicting currency crises: The indicators approach and an alternative. *Journal of international Money and Finance*, *18*(4), 561-586.

Bilson, J. F. (1980). Leading indicators of currency devaluations. *The International Executive*, *22*(3), 21-23.

Boyd, J. H., De Nicolo, G., & Rodionova, T. (2019). Banking crises and crisis dating: Disentangling shocks and policy responses. *Journal of Financial Stability*, *41*, 45-54.

Bussiere, M., & Fratzscher, M. (2006). Towards a new early warning system of financial crises. *journal of International Money and Finance*, *25*(6), 953-973.

Caggiano, G., Calice, P., & Leonida, L. (2014). Early warning systems and systemic banking crises in low-income countries: A multinomial logit approach. *Journal of Banking & Finance*, *47*, 258-269.

Candelon, B., Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). How to evaluate an early-warning system: Toward a unified statistical framework for assessing financial crises forecasting methods. *IMF Economic Review*, *60*(1), 75-113.

Caprio, G., & Klingebiel, D. (1996), Bank Insolvencies: Cross-Country Experience. Policy Research Working Paper, No. 1620.

Costa, N. (2016). Early Warning Systems for systemic banking crises: an empirical analysis, University of Padua.

Coudert, V., & Idier, J. (2018). Reducing model risk in early warning systems for banking crises in the euro area. *International economics*, *156*, 98-116.

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. Journal of Financial stability, *4*(2), 89-120.

Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *Staff Papers*, *45*(1), 81-109.

Dudhe, C. (2018). A Selective Study: Camels Analysis of Indian Private Sector Banks. *International Journal of Engineering and Management Sciences*, *3*(5), 277-283.

Elham, A. (2012). Banking crisis in Iran: Economic risk, Master Thesis in Economics, Alzahra University, Iran [In Persian].

Flood, R. P., & Garber, P. M. (1984). Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples. Journal of international Economics, *17*(1-2), 1-13.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. Journal of international Economics, *41*(3-4), 351-366.

Greene, W. H. (2014). *Econometric Analysis* (7th Edition). Prentice Hall.

Haan, P., & Uhlendorff, A. (2006). Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood. *The Stata Journal*, *6*(2), 229-245.

Haghighat, J., & Akbar Mousavi, S. S., (2018). *Advanced Applied Econometrics with JMulTi, Eviews 10 and Stata15.1 Software*, Tehran: Noor Elam Publications [In Persian].

Haji, S. D., Zomorodian, G. R., Fallah, S. M., & Hanifi, F. (2019). Designing an Early-Warning Systems for systemic Banking Crisis in the Iranian Financial System by Using Markov Chains. *Financial Economics, 13* (47), 135-154 [In Persian].

Ionela, S. A. (2014). Early warning systems–anticipation′ s factors of banking crises. *Procedia Economics and Finance*, *10*, 158-166.

Jing, Z., de Haan, J., Jacobs, J., & Yang, H. (2014). Identifying banking crises using money market pressure: New evidence for a large set of countries. *Journal of Macroeconomics*, *43*, 1-51.

Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. Staff Papers, *45*(1), 1-48.

Krugman, P. (1979). A model of balance-of-payments crises. *Journal of money, credit and banking*, *11*(3), 311-325.

Laeven, L., & Valencia, F. (2013). Systemic banking crises database. *IMF Economic Review*, *61*(2), 225-270.

Laeven, L., & Valencia, F. (2020). Systemic Banking Crises Database II. *IMF Economic Review*, 1-55.

Lang, M., & Schmidt, P. G. (2016). The early warnings of banking crises: Interaction of broad liquidity and demand deposits. *Journal of International Money and Finance*, *61*, 1-29.

Othman, N., Abdul-Majid, M., & Abdul-Rahman, A. (2018). Determinants of Banking Crises in ASEAN Countries. Journal of International Commerce, Economics and Policy, *9*(3), 1850009.

Qin, X., & Luo, C. (2014). Capital account openness and early warning system for banking crises in G20 countries. *Economic Modelling*, *39*, 190-194.

Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A., & Pickles, A. (2004). GLLAMM manual, University of California, Berkeley.

Risal, H. G., & Panta, S. B. (2019). CAMELS-Based Supervision and Risk Management: What Works and What Does Not. *FIIB Business Review*, *8*(3), 194-204.

Sahajwala, R., & Van Den Bergh, P. (2000). Supervisory risk assessment and early warning system. Basel committee on banking supervision working papers.

The International Monetary Fund, International Finance Statistics, Available: https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sId=1409151240976, (Accessed, June 2020).

The International Monetary Fund, World Economic Outlook Databases, Avaliable:https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2019/02/weodata/weoselgr.aspx, (Accessed, June 2020).

The World Bank, Available: https:// datahelpdesk.worldbank.org/ knowledgebase /articles/ 906519-world-bank-country-and-lending-groups, (Accessed, June 2020).

Yavari, K. (2012). Financial Stability and Early Warning Systems: Lessons for IR of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *17*(50), 179-195.

Zarei, Z., Komijani, A. (2015). Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran. *Economic Modeling*, *9*(29), 1-23 [In Persian]

استناد به این مقاله: اکبرموسوی، سیدصالح، سلمانی، بهزاد، حقیقت، جعفر و اصغرپور، حسین. (۱۴۰۰). برآورد احتمال وقوع بحران بانکی با نسل دوم سیستم‌های هشدار زودهنگام: یک مطالعه بین کشوری، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۹-۴۳.

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

پیوست

جدول الف. منبع متغیرهای پژوهش

نام متغیر	توضیح	منبع
نسبت بدهی سرمایه‌ای به GDP	برحسب IFS Line aeبا استفاده از پول ملی تبدیل شده است.	(IFS Line 78bud)× (IFS Line ae) / (IFS Line 99b)
نسبت نقدینگی گسترده	(ذخایر بانکی+مطالبات دولت) / (ذخایر بانکی+داراییهای خارجی بانکی+مطالبات دولت و بخش خصوصی)	(IFS Line 20+22a) / (IFS Line 20+21+22)
سپرده‌های دیداری حقیقی		(IFS Line 24) / (IFS Line 64)
GDPنسبت اعتبار داخلی به		(IFS Line 32) / (IFS Line 99b)
نسبت مخارج–درآمد دولتی		World Economic Outlook (WEO)
شاخص قیمت سهام		(IFS Line 62)
اعتبار حقیقی بخش خصوصی		(IFS Line 22d) / (IFS Line 64)
M2ضریب فزاینده	(پول+شبه پول) / (ذخایر پولی)	(IFS Line 34+35) / (IFS Line 14)
سپرده‌های بانکی حقیقی	(سپرده‌های دیداری+مدت‌دار، پس‌انداز و ارزی)	(IFS Line 24+25) / (IFS Line 64)
نسبت نقدینگی محدود	(ذخایر بانکی) / (ذخایر بانکی+داراییهای خارجی بانکی+مطالبات دولت و بخش خصوصی)	(IFS Line 20) / (IFS Line 20+21+22)
نرخ بهره حقیقی	نرخ بهره بازار پول	(IFS Line 60b) / (IFS Line 64)
نسبت بدهی‌های خارجی بانکی به کل دارایی‌های بانکی	(بدهی‌های خارجی بانکی) / (ذخایر بانکی+دارایی‌های بانکی+مطالبات دولت و بخش خصوصی)	(IFS Line 26c) / (IFS Line 20+21+22)
مخارج حقیقی دولت		World Economic Outlook (WEO) / (IFS Line 64)
درآمد حقیقی دولت		World Economic Outlook (WEO) / (IFS Line 64)

ادامه جدول الف.

نام متغیر	توضیح	منبع
نرخ ارز موثر حقیقی		(IFS Line rec)
ذخایر	برحسب IFS Line aeبا استفاده از پول ملی تبدیل شده است.	(IFS Line 1l.d)×(IFS Line ae)
GDPنسبت صادرات به	برحسب IFS Line aeبا استفاده از پول ملی تبدیل شده است.	(IFS Line 70.d) or (IFS Line 1a9cx)× (IFS Line ae) / (IFS Line 99b)
تورم	برحسب شاخص قیمت مصرف کننده (سال پایه: ۲۰۱۰)	(IFS Line 64)
تولید ناخالص داخلی (GDP)		(IFS Line 99b)
نسبت پول ملی به دلار آمریکا		(IFS Line ae)

* برای مطالعه بیشتر، به سالنامه‌های آماری IFS رجوع کنید. آخرین سالنامه منتشر شده مربوط به سال ۲۰۱۸ بوده و از آدرس زیر قابل دسترسی است:

https://data.imf.org/api/document/download?key=62729942

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 45-87
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.52169.863

ATU PRESS

Original Research
Received: 11/05/2020
Accepted: 22/02/2021
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

The Role of Political Conflicts in the Severe Decline of the Investment in Iran During the 2010s

Ehsan Habibpour Moghaddam — M.A., Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Seyed Mahdi Barakchian* — Assistant Professor, Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran

Masoud Nili — Associate Professor, Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Abstract

Since the beginning of the 2010s, the investment in Iran has experienced a continuous and severe fall and the level of the total real investment at the end of 2018 has approximately reached its 2002 level. In this paper, we show that the fluctuation of the investment (in machinery) up to the beginning of 2010s can be explained by the use of a regression model which includes macroeconomic variables as well as measures of instability in macro environment. However, this model is not able to predict the investment drop during the 2010s and it seems that other factors play a crucial role in the severe fall of the investment in this decade. We will introduce "Political Conflicts" and "Economic Policy Uncertainty" as two indices which are constructed by applying the text analysis method to the press and digital media from 2002 to 2019. The trend of these two indices show a high degree of uncertainty during the recent decade. We will show that the "Political Conflicts" index can explain the investment drop in the 2010s.

Keywords: Investment, Uncertainty, Political Conflicts.

JEL Classification: E22, E66.

---

* Corresponding Author: m.barakchian@imps.ac.ir

How to Cite: Habibpour Moghaddam, E., Barakchian, S.M., Nili, M. (2021). The Role of Political Conflicts in the Severe Decline of the Investment in Iran During the 2010s. *Iranian Journal of Economic Research*, *26 (88)*, 45-87.

- This paper is extracted from M.A. thesis at economics faculty of Sharif University of Technology.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------
دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۴۵-۸۷
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.52169.863

نقش تعارضات سیاسی در افت شدید سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰

احسان حبیب‌پور مقدم کارشناسی ارشد، علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

سید مهدی برکچیان * استادیار، گروه اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران

مسعود نیلی دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۰۴

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

چکیده

سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران از ابتدای دهه ۹۰ با افت شدید و پایداری همراه بوده و سطح سرمایه‌گذاری حقیقی کل در انتهای سال ۱۳۹۷ تقریباً به سطح این متغیر در سال ۱۳۸۱ رسیده است. در این مقاله نشان می دهیم که تا ابتدای دهه ۹۰ تغییرات سرمایه‌گذاری (در ماشین‌آلات) را میتوان توسط یک مدل رگرسیون (هم در قالب مدل VAR و هم در قالب یک رگرسیون OLS تک معادله‌ای)، مرکب از متغیرهای اقتصاد کلان و همچنین متغیرهای سنجش‌گر بی‌ثباتی در محیط اقتصاد کلان، توضیح داد. این مدل قادر نیست افت سرمایه گذاری در دهه ۹۰ را پیش‌بینی کند و به نظر می‌رسد عوامل دیگری در کاهش شدید سرمایه‌گذاری در این دوره دارای اهمیت هستند. در ادامه، دو شاخص «تعارضات سیاسی» و «نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی» را، که با استفاده از روش تحلیل متن و با بررسی مطبوعات و رسانه‌های دیجیتال از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۷ ساخته ایم، معرفی می‌کنیم. روند تغییرات این دو شاخص حاکی از درجه بالایی از نااطمینانی در دهه اخیر است. سپس نشان می‌دهیم که شاخص «تعارضات سیاسی» می‌تواند افت سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰ را توضیح دهد.

کلیدواژه‌ها: سرمایه‌گذاری، نااطمینانی، تعارضات سیاسی.

طبقه‌بندی JEL: E22، E66.

- مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف است.

* نویسنده مسئول: m.barakchian@imps.ac.ir

۱- مقدمه

از سال ۱۳۹۰ تشکیل سرمایه ثابت -سرمایه‌گذاری- در ایران روندی به شدت نزولی به خود گرفته و تاکنون نیز ادامه داشته است (نمودار ۱- الف). این نزول مستمر در تشکیل سرمایه سبب شده تا در روند موجودی سرمایه کل کشور نیز تغییری جدی به وجود آید و موجودی سرمایه کل، رشد کاهنده‌ای را در پیش گرفته است؛ رشدی که تقریبا در حال نزدیک شدن به صفر است. به طور خاص در بخش ماشین‌آلات، حتی سطح موجودی سرمایه در حال کاهش است که به معنی مقدار منفی تشکیل سرمایه در این بخش است (نمودار ۱-ب). به عبارت دیگر، سرمایه در بخش ماشین‌آلات به طور خالص در حال مستهلک شدن است. با توجه به این شواهد و از آنجا که رشد موجودی سرمایه در تعیین رشد بلندمدت اقتصادی ایران نقش کلیدی دارد این روندهای کاهنده می‌تواند برای شرایط آینده اقتصاد نشانه‌ای تهدیدآمیز تلقی شود.

در این پژوهش سعی داریم کاهش شدید سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰ را توضیح دهیم. برای این منظور در گام اول یک مدل خودرگرسیون برداری[1] متشکل از متغیرهای اقتصادی که در ادبیات برای توضیح تغییرات سرمایه‌گذاری به‌کار می‌روند؛ یعنی متغیرهای اقتصاد کلان و متغیرهای سنجش‌گر بی‌ثباتی در محیط اقتصاد‌کلان را برآورد می‌کنیم. نتایج نشان می‌دهد این مدل می‌تواند به خوبی تغییرات سرمایه‌گذاری را تا ابتدای دهه ۹۰ توضیح دهد. سپس نشان می‌دهیم از ابتدای این دهه و به طور دقیق از اواسط سال ۱۳۹۳ با وجود اینکه متغیرهای بیان شده در قالب مدل خودرگرسیون برداری سطح سرمایه‌گذاری بالاتری را ایجاب می‌کرده‌اند، اما این سطح از سرمایه‌گذاری در عمل محقق نشده است. به عبارت دیگر، مدل قادر به پیش‌بینی افت سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰ نیست. در گام دوم دو شاخص «نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی» و «تعارضات سیاسی» را مطابق با مقالات بلوم[2]، بیکر[3] و دیویس[4] (۲۰۱۶) و ازیمونتی[5] (۲۰۱۸) و از طریق استفاده از روش تحلیل معنایی متن و با به‌کارگیری آن برای بررسی مطبوعات و رسانه‌های دیجیتال ایران در فاصله سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۱ محاسبه می‌کنیم. روند تغییرات این دو شاخص نشانگر سطح بالایی از نااطمینانی ناشی

1- Vector Autoregressive (VAR)
2- Bloom, N
3- Baker, S. R.
4- Davis, S. J.
5- Azzimonti, M.

از سیاست‌گذاری و مجادلات سیاسی در ایران در دهه ۹۰ است. در گام سوم با گسترش مدل رگرسیون از طریق افزودن شاخص‌های جدید، بررسی می‌کنیم که آیا دو شاخص «نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی» و «تعارضات سیاسی» می‌توانند افت شدید سرمایه‌گذاری در سال های اخیر را توضیح دهند.

در ادامه این پژوهش ابتدا مروری خواهیم داشت بر ادبیات حوزه سرمایه‌گذاری و به‌ویژه نقشی که عوامل ذهنی مانند نااطمینانی در تعیین سرمایه‌گذاری ایفا می‌کنند. در ادامه این بخش، مطالعات انجام‌شده در مورد سرمایه‌گذاری در کشور را بررسی می‌کنیم. در بخش سوم مدل VAR متشکل از متغیرهای اقتصاد کلان و سنجه‌های بی‌ثباتی در محیط اقتصاد کلان را ارائه می‌کنیم. در بخش چهارم، دو شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی و تعارضات سیاسی را معرفی و در بخش پنجم نقش این دو شاخص را در توضیح افت اخیر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مطالعه می‌کنیم. بخش آخر را نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص داده‌ایم.

۲. مرور ادبیات

۲-۱. نااطمینانی، انتظارات، و موانع ذهنی در تصمیمات سرمایه‌گذاری

سرمایه‌گذاری یک متغیر جریان است که حساسیت زیادی به موانع و اصطکاک‌ها دارد و یکی از مهم‌ترین اصطکاک‌هایی که به صورت بالقوه می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری موثر باشد، نااطمینانی است. سرمایه‌گذاری در اغلب موارد بازگشت‌ناپذیر است؛ به این معنا که وقتی تجهیزات سرمایه‌ای نصب می‌شوند از آن‌ها فقط می‌توان برای تولید محصول استفاده کرد و در صورتی که مشخص شود که سرمایه‌گذاری از حالت بهینه بالاتر بوده، نمی‌توان ارزش پرداخت شده بابت تجهیزات سرمایه‌ای را احیا کرد. بنابراین، ویژگی بازگشت‌ناپذیری سبب می‌شود که داشتن سرمایه اضافه بدتر از نداشتن سرمایه کافی باشد.

کابالرو[1] (۱۹۹۱) نشان می‌دهد در یک بازار رقابت کامل، حتی با وجود ویژگی بازگشت ناپذیری سرمایه‌گذاری، افزایش نااطمینانی به کاهش سرمایه‌گذاری منجر نمی‌شود.[2] این در حالی است که در بازار رقابت ناقص، داستان به کلی متفاوت است. براساس مدل نظری که

1- Caballero, R. J.

۲- در مدل کابالرو (۱۹۹۱) فرض می‌شود که مدیران ریسک‌خنثی هستند و تکنولوژی دارای بازده ثابت به مقیاس است.

کابالرو ارائه می‌کند، هرچه درجه رقابت در بازار کاهش می‌یابد رابطه منفی بین سودآوری نهایی[1] سرمایه و سطح موجودی سرمایه تقویت می‌شود. از این رو، در این شرایط، افزایش در سرمایه‌گذاری در این دوره، سودآوری نهایی سرمایه در دوره بعد را در مقایسه با حالت رقابت کامل با شدت بیشتری کاهش می‌دهد. به همین دلیل در فضای نااطمینانی، احتمال اینکه افزایش در سرمایه‌گذاری در این دوره سبب شود که سطح سرمایه موجود بنگاه در دوره بعد بالاتر از سطح بهینه قرار گیرد، بیشتر می‌شود. اگر این دو عامل (رقابت ناقص و بازگشت‌ناپذیری سرمایه) به اندازه کافی قوی و موثر باشند؛ نااطمینانی، تاثیر منفی روی سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها خواهد گذاشت. بنابراین، هر چقدر شوک‌های اقتصادی بیشتر باشد -که به معنی بالاتر بودن سطح نااطمینانی است- سطح «مطلوب» سرمایه انباشته نیز در حالت بازگشت‌ناپذیری سرمایه، کمتر از سطح آن در حالت بدون اصطکاک است (برتولا[2] و کابالرو، ۱۹۹۴)؛ یعنی یک بنگاه ریسک‌خنثی در شرایط بازگشت‌ناپذیری به صورت پیشینی[3] تمایلی به انجام آن مقداری از سرمایه‌گذاری که احتمالا فقط به دلیل خطا در تشخیص شرایط واقعی، ممکن است به صورت پسینی[4] سرمایه اضافه روی دستش باقی بگذارد، ندارد.

براساس مقالات کرین[5] (۱۹۸۹) و زایرا[6] (۱۹۹۰)، فروض توأمان ریسک‌گریزی و غیرکامل بودن بازار، احتمال وجود رابطه منفی میان سرمایه‌گذاری و نااطمینانی را افزایش خواهد داد. در چنین شرایطی، نااطمینانی سبب می‌شود ناحیه‌ای که سرمایه‌گذاری در آن برای بنگاه توجیه ندارد (در اصطلاح ناحیه غیرفعال سرمایه‌گذاری) وسیع‌تر شود (کابالرو و پیندیک[7]، ۱۹۹۶). به این معنا که با توجه به هزینه‌های ثابت سرمایه‌گذاری، بنگاه‌ها باید نیازی جدی‌تر به سرمایه‌گذاری داشته باشند که انجام آن برایشان توجیه‌پذیر شود. معنای دیگر این امر آن است که در این شرایط بنگاه انتظار نرخ بازده بیشتری برای سرمایه خواهد داشت. کابالرو و پیندیک (۱۹۹۶) با کالیبره کردن یک مدل اقتصاد کلان با استفاده از داده‌های صنایع در کدهای ISIC دو و چهار رقمی در آمریکا نشان می‌دهند که دو برابر شدن میزان

1- Marginal Profitability
2- Bertola, G.
3- ex-ante
4- ex-post
5- Craine, R.
6- Zeira, J.
7- Pindyck, R. S.

نااطمینانی، نرخ بازده مورد انتظار بنگاه برای سرمایه‌گذاری جدید را ۲۰ درصد افزایش می دهد.

اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری از زاویه‌ای دیگر نیز مورد توجه قرار گرفته است؛ در شرایطی که نااطمینانی بالا است، احتمال اینکه عوامل اقتصادی برآورد اشتباهی از شرایط آینده اقتصاد داشته باشند، بیشتر است. بنابراین، ممکن است افراد سرمایه‌گذاری خود را به تعویق بیندازند؛ زیرا تمایل دارند با مشاهده نتیجه سرمایه‌گذاری دیگران از میزان بازدهی سرمایه اطلاعات کافی به دست آورند. این امر در سطح کل اقتصاد می‌تواند منجر به وقوع تله اطلاعاتی شود (گیل[1]، ۱۹۹۶)؛ یعنی اینکه همه دست نگه می‌دارند و منتظر می‌مانند که دیگری اقدام به سرمایه‌گذاری کند.

وجود چنین رابطه منفی بین نااطمینانی و سرمایه‌گذاری سبب می‌شود که تاثیر یک شوک تقاضا بر سرمایه‌گذاری بنگاه در سطوح بالاتر نااطمینانی کاهش یابد، چراکه بنگاه محتاطانه‌تر رفتار می‌کند. در نتیجه، پاسخگویی بنگاه نسبت به هر محرک سیاستی در شرایطی که نااطمینانی زیاد است، ناچیز خواهد بود. نمونه‌های چنین وضعیتی در رخدادهای ۱۱ سپتامبر و اولین شوک نفتی اوپک در آمریکا قابل مشاهده است (بلوم و دیگران، ۲۰۰۷).

علاوه بر این، نااطمینانی باعث کاهش جذابیت سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت در برابر سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت می‌شود. یک شیوه رایج در انجام سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت آن است که سرمایه‌گذاری در چند مرحله انجام شود. شیوه چندمرحله‌ای این مزیت را دارد که در هر دوره می‌توانیم اطلاعات جدید منتشره در همان دوره را ببینیم و با توجه به آن اطلاعات در مورد میزان و چگونگی سرمایه‌گذاری در آن مرحله تصمیم بگیریم. نااطمینانی زیاد سبب می‌شود که این مزیت اخیر بلاموضوع شود. در نتیجه، هزینه سرمایه گذاری‌های بلندمدت در شرایط نااطمینانی افزایش می‌یابد (کورت و دیگران[2]، ۲۰۱۰).

مطالعات تجربی متعددی تمرکز خود را بر تاثیری که نااطمینانی می‌تواند روی تشکیل سرمایه داشته باشد، معطوف کرده‌اند. برای مثال، ماریون و آیزنمن[3] (۱۹۹۹) در یک مطالعه تجربی نتیجه می‌گیرند که بین بی‌ثباتی و سرمایه‌گذاری خصوصی در یک مجموعه متشکل از بیش از ۴۰ کشور در حال توسعه رابطه منفی معناداری وجود دارد.

1- Gale, D.
2- Kort, P. M., et al.
3- Marion, N., & Aizenman, J.

سرون[1] (۲۰۰۳) به یک رابطه منفی شدیدا معنادار بین نااطمینانی نرخ ارز و سرمایه‌گذاری خصوصی در مجموعه بزرگی از کشورهای در حال توسعه در قالب داده‌های تابلویی می رسد.

لیهی و وایتد[2] (۱۹۹۵) با مطالعه روی صنایع آمریکا و استفاده از داده‌های تابلویی نشان می‌دهند که افزایش نااطمینانی، میزان سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و این امر از طریق تاثیر بر q-توبین[3] اتفاق می‌افتد. این مطالعه بازگشت‌ناپذیری سرمایه را به عنوان عامل مهم در مشاهده چنین رابطه‌ای بین نااطمینانی و سرمایه‌گذاری عنوان می‌کند.

تا اینجا دیدیم که نااطمینانی به عنوان یک مفهوم عام اقتصادی عامل تاثیرگذاری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری تلقی می‌شود، اما موضوع حائز اهمیت این است که تعریف نااطمینانی چیست و چگونه در سطح یک اقتصاد سنجیده می‌شود. مطالعاتی که در گذشته سعی در وارد کردن نااطمینانی در مدل‌های اقتصادی داشتند از شاخص‌هایی که نشان‌دهنده نوسانات در متغیرها و یا شوک‌های وارد شده به متغیرها است و از روش‌هایی مثل GARCH[4] به دست می‌آیند به عنوان سنجه‌ای برای نشان دادن درجه نااطمینانی استفاده می‌کردند، اما مطالعات اخیر در این حوزه، استدلال کرده‌اند که به دلایل مختلف، چنین شاخص‌هایی نمی‌توانند به درستی مفهوم نااطمینانی را اندازه‌گیری کنند (نگاه کنید به جورادو[5]، لودویگسن و ان‌جی[6] ۲۰۱۵). دسته‌ای از مطالعات متاخر تاکید دارند که نااطمینانی مفهومی ذهنی در نزد آحاد اقتصادی است و شاخص‌هایی همچون واریانس متغیرهای اقتصادی بیان‌کننده دقیقی از چنین مفهومی نیستند. از این جهت است که موضوع سنجش نااطمینانی و سایر عوامل ذهنی و اثر آن‌ها بر رفتار متغیرهای اقتصادی به موضوعی مهم در ادبیات اخیر این حوزه تبدیل شده است[7].

در سال‌های اخیر پژوهش‌های زیادی در زمینه سنجش انواع این عوامل به عنوان متغیرهایی که می‌توانند کاستی‌های پیشین در مطالعات این حوزه برای توضیح سرمایه‌گذاری

1- Serven, L.
2- Leahy, J. V., & Whited, T. M.
3- Tobin q
4- Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
5- Jurado, K.
6- Ludvigson, S. C., & Ng, S.
۷- در این باره در بخش معرفی شاخص‌ها توضیحات بیشتری ارائه خواهیم کرد.

را مرتفع کنند، انجام شده است. یکی از مهم‌ترین سنجه‌های مطرح شده در این حوزه، سنجه‌ای است که توسط بلوم، بیکر و دیویس (۲۰۱۶) معرفی شده است. این شاخص از ترکیب سه جزء نااطمینانی در مالیات‌ستانی، نااطمینانی در مخارج دولت و سیاست‌های پولی و نااطمینانی برگرفته از تحلیل معنایی متون رسانه‌ها و جراید تشکیل می‌شود. از این شاخص در مطالعات گسترده‌ای که به موضوع سرمایه‌گذاری می‌پردازند استفاده شده است. برای مثال، گولن و یون[1] (۲۰۱۶) با استفاده از این شاخص، یک رابطه منفی پایدار بین نااطمینانی و سرمایه‌گذاری را چه در سطح بنگاه و چه در سطح صنایع نتیجه می‌گیرند. وزارت امور مالی هند (۲۰۱۹) در یک مطالعه با استفاده از این شاخص نشان داده که افزایش نااطمینانی سیاست‌گذاری باعث کاهش رشد سرمایه‌گذاری در این کشور شده است. برخلاف مطالعات بیان شده، ژانگ و دیگران[2] (۲۰۲۰) رابطه مثبتی بین شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری (که براساس روش‌شناسی بلوم و دیگران ساخته شده) و سرمایه‌گذاری در کشور استرالیا بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ به دست آورده‌اند[3].

دیدیم که نااطمینانی از این جهت در توضیح سرمایه‌گذاری موثر است که روی پیش‌بینی عوامل اقتصادی از شرایط آینده اقتصاد تاثیر می‌گذارد. در واقع منظور از وارد کردن نااطمینانی در مدل‌های توضیح سرمایه‌گذاری، توجه به اطلاعاتی است که برآورد و درک عوامل اقتصادی نسبت به آینده اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد و از این طریق روی تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها اثرگذار است. بنابراین، می‌توان گفت هر اطلاعاتی در مورد برداشتی که عوامل اقتصادی از شرایط آینده اقتصاد دارند، می‌تواند به طور بالقوه به ما در توضیح سرمایه‌گذاری کمک کند. از این جهت می‌توان با رجوع مستقیم به داده‌هایی که می‌توانند از روش‌های مختلف مانند نظرسنجی یا تحلیل محتوا استخراج شوند به چنین اطلاعاتی دست پیدا کرد و آن‌ها را وارد مدل‌های توضیح سرمایه‌گذاری کرد. برای مثال، آریف و لی[4] (۲۰۱۴) به نقش تعیین‌کننده احساسی که عوامل اقتصادی نسبت به آینده اقتصاد دارند بر روند متغیرهای اقتصادی می‌پردازند و از سه متغیر نماینده[5] به‌عنوان چنین شاخصی

1- Gulen, H., & Ion, M.

2- Zhang, J., et al.

۳- برای توضیحات بیشتر درباره چرایی این رخداد، بعنوان نمونه نگاه کنید به ابل (۱۹۸۳).

4- Arif, S., & Lee, C. M.

5- Proxy

استفاده می‌کنند: ۱- شاخص اعتماد مصرف‌کننده، ۲- میزان ورود سرمایه توسط سرمایه‌گذاران به سهم‌های هدف و ۳- شاخص مرکب احساس سرمایه‌گذاران محاسبه شده توسط بیکر و ورگلر[1] (۲۰۰۶). تمام این متغیرها ضریب معنادار مثبتی را در معادله سرمایه‌گذاری نشان می‌دهند.

در مطالعه‌ای دیگر جنایولی[2]، ما[3] و شلیفر[4] (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های نظرخواهی از مدیران مالی شرکت‌ها نشان می‌دهند که طرح‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و سرمایه‌گذاری تحقق یافته در هر دو سطح کلان و خرد به خوبی توسط شاخص انتظارات از رشد درآمدهای آینده -که از این نظرخواهی به دست آمده- قابل توضیح‌اند. در نهایت این مقاله بیان می‌کند که اصلی‌ترین مولفه‌ای که می‌تواند در مورد رفتار سرمایه‌گذاری افراد به ما اطلاعات بدهد همین متغیر انتظارات است.

فراتر از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی از جمله عوامل دیگر موثر بر انتظارات فعالان اقتصادی نسبت به آینده، شرایط سیاسی کشورهاست. این موضوع به تازگی توجهات بیشتری را نسبت به گذشته به خود جلب کرده و به‌خصوص با توسعه امکانات نرم‌افزاری، اینترنت و دسترسی به داده‌های پرحجم[5]، امکان تحقیقات جدیدی در این حوزه فراهم شده است. یکی از جدیدترین تحقیقات صورت گرفته، مقاله ازیمونتی (۲۰۱۸) است که به نقش مناقشات میان احزاب آمریکا روی موضوعات سیاسی و اقتصادی داخلی این کشور -به عنوان عاملی که نگاه آحاد اقتصادی به شرایط آینده را تحت تاثیر قرار می‌دهد- بر سرمایه‌گذاری خصوصی پرداخته و نشان می‌دهد در شرایطی که همه عوامل تاثیرگذار دیگر بر سرمایه گذاری از جمله نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی (یعنی شاخص پیشنهادی بلوم، بیکر و دیویس، ۲۰۱۶) کنترل شده‌اند، تعارضات سیاسی به طور مستقل دارای تاثیر منفی معناداری بوده است. طبق نتایج این مقاله، حدود یک چهارم کاهش در نرخ سرمایه‌گذاری آمریکا بین سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۹ را می‌توان به افزایش میزان تعارضات در بین احزاب این کشور نسبت داد.

1- Baker, M., & Wurgler, J.
2- Gennaioli, N.
3- Ma, Y.
4- Shleifer, A.
5- Big data

۲-۲. مطالعات تجربی مربوط به اثر نااطمینانی بر تغییرات سرمایه‌گذاری در ایران

تاکنون پژوهش‌های زیادی در زمینه مطالعه تغییرات سرمایه‌گذاری در ایران انجام شده و در این مطالعات از جمله به متغیر نااطمینانی نیز توجه شده است. در این چارچوب، علاوه بر متغیرهایی مانند تورم یا نوسانات در نرخ ارز که از جنبه ایجاد محیط بی‌ثبات اقتصادی روی سرمایه‌گذاری در کشور ایران مهم ارزیابی شده‌اند (رجوع کنید به کمیجانی و مجاب، ۱۳۹۰؛ سمائی و احمدی، ۱۳۹۳؛ پژویان و خسروی؛ ۱۳۹۱؛ عرب‌مازار و نظری‌گوار، ۱۳۹۱ و مرادپور و دیگران، ۱۳۸۷)، شاخص‌های دیگری نیز برای مدل کردن نااطمینانی مورد توجه قرار گرفته‌اند. برای مثال، امامی و احمدی (۱۳۹۰) از متغیر نااطمینانی مخارج دولت، سعادت‌مهر (۱۳۹۰) از شاخص ریسک مرکب منتشرشده توسط موسسه بین‌المللی IBC و گسگری و دیگران (۱۳۸۵) از نوسانات شاخص‌هایی مانند کسری تراز بازرگانی، رابطه مبادله خارجی و کسری بودجه علاوه بر نرخ‌های ارز و تورم برای مدل کردن نااطمینانی بهره می‌گیرند. پژویان و خسروی (۱۳۹۲) نیز از سیاست‌های اصلاح اقتصادی که در بازه‌هایی توسط دولت‌های مختلف چند دهه اخیر ایران اتخاذ شده به عنوان عامل ثبات‌ساز در اقتصاد یاد می‌کنند و با وارد کردن یک متغیر مجازی به نمایندگی از این سیاست‌ها تاثیر امنیت و ثبات در محیط اقتصادی را بر سرمایه‌گذاری بررسی می‌کنند.

با یک مرور گسترده بر ادبیات تجربی مربوط به تغییرات سرمایه‌گذاری در ایران، مشخص می‌شود که تاکنون هیچ مطالعه‌ای به بررسی پدیده افت شدید سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰ و چرایی آن نپرداخته است. همچنین در مطالعات صورت گرفته تاکنون، تعداد اندکی از مطالعات، وجود پدیده شکست ساختاری در مدل را مورد توجه قرار داده‌اند (صمدی و مهرپور، ۱۳۹۲ و حافظی، ۱۳۹۳)، اما تاکنون مطالعه‌ای احتمال شکست ساختاری در مدل توضیح‌دهنده سرمایه‌گذاری در ابتدای دهه ۹۰ را بررسی نکرده است. علاوه بر این در مطالعات قبلی، نااطمینانی سیاستی و تعارضات سیاسی به‌عنوان عوامل موثر بر سرمایه گذاری (و همچنین اندازه‌گیری این مفاهیم از طریق متدولوژی تحلیل متن) مورد توجه نبوده است. اینها مواردی است که مطالعه ما را نسبت به مطالعات قبلی متفاوت می‌کند.

مرور مطالعات قبلی همچنین نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، تورم، نرخ ارز و نوسانات نرخ‌های ارز و تورم در توضیح سرمایه‌گذاری خصوصی موثر بوده اند که راهنمای ما در انتخاب متغیرهای کنترلی مدل در بخش‌های بعدی مقاله خواهد بود.

۳. نتایج پیش‌بینی سرمایه‌گذاری توسط مدل VAR

در این مرحله با استفاده از متغیرهای اقتصاد کلان و سنجه‌های بی‌ثباتی در محیط اقتصاد کلان، مدلی برای توضیح تغییرات سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران می‌سازیم. در این مقاله به چند دلیل توجه خود را بر سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات متمرکز می‌کنیم: ۱- با توجه شواهدی که در مقدمه به آن‌ها اشاره شد، کاهش در سطح سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات شدیدتر از اجزای دیگر سرمایه‌گذاری بوده است. ۲- مطابق ادبیات، سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات و زیرساخت‌ها نقش موثرتری در تولید در مقایسه با اجزایی مانند سرمایه‌گذاری در مستغلات ایفا می‌کند (رجوع کنید به دیلونگ[1]، ۱۹۹۲؛ دیلونگ و سامرز[2]، ۱۹۹۱ و ۱۹۹۳ و دیلونگ، سامرز و ابل[3]، ۱۹۹۲). از این رو، توجه به این جزء سرمایه و بررسی رفتار آن در به دست آوردن درک بهتر از شرایط آینده رشد اقتصادی اهمیت بیشتری دارد. ۳- به دلیل نوع داده‌هایی که در اختیار داریم در داده‌های فصلی منتشر شده توسط بانک مرکزی برای حساب‌های ملی، آمار مربوط به تشکیل سرمایه ثابت فقط به دو جزء تشکیل سرمایه در ماشین‌آلات و تشکیل سرمایه در ساختمان (شامل مستغلات) خلاصه شده است و چنین داده‌هایی سهم هر یک از بخش‌های خصوصی و دولتی در سرمایه‌گذاری را به دست نمی‌دهد، اما از داده‌های سالانه موجود در همین منبع می‌توان دریافت که سهم عمده سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات متعلق به بخش خصوصی است و سرمایه‌گذاری توسط این بخش، نقش غالب را در تعیین رفتار سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات دارد در حالی که بخش مهمی از سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان- غیرمستغلات توسط بخش دولتی صورت می گیرد[4].

1- De Long, J. B.
2- De Long, J. B., & Summers, L. H.
3- Abel, A. B.

۴- مطابق اطلاعات برگرفته از حساب‌های ملی، طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ به طور متوسط بیشتر از ۸۰ درصد سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات توسط بخش خصوصی صورت گرفته است. این نسبت برای کل بخش ساختمان (شامل مستغلات) حدود ۶۷ درصد است، اما تفکیک دقیق سرمایه‌گذاری در ساختمان- غیرمستغلات برحسب بخش‌های دولتی

از آنجا که سرمایه‌گذاری دولتی بیشتر تابع شرایط بودجه‌ای دولت است در حالی که سرمایه‌گذاری خصوصی به رفتار متغیرهای اقتصادی (مانند نرخ بهره و نرخ ارز) و همین‌طور انتظارات واکنش جدی نشان می‌دهد با تمرکز بر سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات می‌توانیم به‌صورت دقیق‌تری اثرات متغیرهای اقتصاد کلان، سنجه‌های بی‌ثباتی اقتصادی و متغیرهای نشانگر نااطمینانی را بر تصمیمات آحاد اقتصادی در انجام سرمایه‌گذاری برآورد کنیم.

در این قسمت با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری سعی می‌کنیم پیش‌بینی‌های خارج از نمونه[1] شرطی برای متغیر سرمایه‌گذاری، تولید کنیم. منظور از پیش‌بینی شرطی[2] این است که ابتدا مدل توسط مقادیر واقعی متغیرها در طول دوره تخمین برآورد می‌شود. سپس با استفاده از ضرایب برآورد شده و مقادیر واقعی متغیرهای توضیح‌دهنده در دوره پیش‌بینی (یا همان دوره خارج نمونه)، متغیر وابسته پیش‌بینی می‌شود[3]. در ادامه متغیرهای مورد استفاده در مدل معرفی می‌شود:

- نرخ سرمایه‌گذاری حقیقی در ماشین‌آلات (متغیر وابسته): که با تقسیم سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات بر موجودی سرمایه در این بخش، ساخته می‌شود[4].

و خصوصی در داده‌های حساب‌های ملی موجود نیست؛ زیرا بخش عمده سرمایه‌گذاری دولتی در بخش ساختمان است (به طور متوسط حدود ۷۸ درصد طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴). با توجه به اینکه نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به خصوصی در کل بخش ساختمان (شامل مستغلات) بالاتر از ماشین‌آلات است؛ بنابراین، می‌توان حدس زد که دولت سهم قابل ملاحظه‌ای در سرمایه‌گذاری در ساختمان- غیرمستغلات دارد.

1- Out-of-sample

2- Conditional Forecasting

۳- از آنجا که در این مقاله ما فقط از پیش‌بینی شرطی حاصل از مدل VAR استفاده می‌کنیم؛ از این رو، فقط معادله مربوط به نرخ رشد موجودی سرمایه در انجام پیش‌بینی به‌کار می‌آید. در نتیجه، پیش‌بینی شرطی حاصل از یک رگرسیون تک‌معادله‌ای ARDL (Autoregressive Distributed Lags) با چهار وقفه از همه متغیرها با پیش‌بینی ارائه شده از مدل VAR در این بخش، یکسان خواهد بود.

۴- استفاده از متغیر نرخ سرمایه‌گذاری بجای سطح سرمایه‌گذاری باعث پایدار شدن بیشتر ماتریس ضرایب مدل خودرگرسیون برداری می‌شود. این به دلیل آن است که متغیر سطح سرمایه‌گذاری تا حدودی رفتار ریشه واحد از خود نشان می‌دهد و به‌صورت مرزی مانا است در حالی که متغیر نرخ سرمایه‌گذاری (نسبت سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه) کاملا مانا است و در نتیجه، همه متغیرهای مدل VAR در یک بازه طولانی مورد بررسی از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۷ دارای رفتار مانا خواهند بود. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها در فایل پیوست جهت اطلاع داوران گزارش شده است.

- نسبت تولید ناخالص داخلی حقیقی به موجودی سرمایه: این متغیر را با هدف نشان دادن منابعی که اقتصاد می‌تواند آن را صرف سرمایه‌گذاری کند، وارد مدل می‌کنیم.
- شاخص درجه باز بودن اقتصاد[1]: این شاخص از نسبت مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید. این شاخص به دو دلیل وارد متغیرهای توضیحی سرمایه‌گذاری می‌شود: ۱- باز بودن اقتصاد به طریق مستقیم روی واردات کالاهای سرمایه‌ای تاثیر می‌گذارد (به ویژه که واردات کالاهای سرمایه‌ای سهم بزرگی در سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات دارد). ۲- این متغیر می‌تواند تا حدودی یک پراکسی مناسب برای اثر تحریم های خارجی باشد و حضور آن می‌تواند تاثیری را که تحریم‌های خارجی به طور مستقیم روی سرمایه‌گذاری می‌گذارد، کنترل کند.
- رشد اقتصادی: شرایط اقتصاد کلان از نظر قرار داشتن در دوره‌های رونق یا رکود، هم از طریق مولفه‌های اقتصادی مستقیم و هم از طریق شکل‌دهی انتظارات در تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تاثیر می‌گذارد.
- نرخ ارز حقیقی[2]: واردات کالاهای سرمایه‌ای نقش مهمی در تشکیل سرمایه در بخش ماشین‌آلات دارد. پس لحاظ کردن نرخ ارز در توضیح تحولات سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات لازم است[3]. این متغیر می‌تواند به‌عنوان یک پراکسی برای اثر تحریم‌ها، تاثیری را که تحریم‌های خارجی به‌صورت مستقیم روی سرمایه‌گذاری می‌گذارد، کنترل کند. نرخ اسمی ارز را با استفاده از داده‌های شاخص قیمت‌های ایران و آمریکا حقیقی می‌کنیم.
- بی‌ثباتی در متغیرهای اقتصاد کلان: به منظور کنترل کردن نااطمینانی‌های مندرج در متغیرهای اقتصاد کلان در مدل از سنجه مستخرج از نوسانات نرخ ارز استفاده می‌کنیم.
- نرخ بهره حقیقی[4] که منعکس‌کننده هزینه‌فرصت سرمایه‌گذاری است.

معرفی داده‌های مورد استفاده و چگونگی ساخت متغیرهای مدل در فایل پیوست الکترونیکی مقاله[5] به تفصیل گزارش شده است. مدل VAR متشکل از متغیرهای بیان شده

1- Openness index

2- Real Exchange Rate

۳- از میان نرخ‌های ارز رسمی و ارز بازار، نرخ ارز بازار را در مدل خود منظور می‌کنیم؛ قدرت توضیح‌دهندگی نرخ ارز بازار در مدل‌های این مقاله بسیار بیشتر از متغیر نرخ ارز رسمی است.

4- Real Interest Rate

۵- فایل پیوست الکترونیکی در سایت مجله قابل دسترسی است.

و با لحاظ چهار وقفه از متغیرها -به دلیل فصلی بودن داده‌ها- تخمین زده می‌شود. در این بخش با استفاده از مدل VAR به این سوال می‌پردازیم که آیا کاهش شدید سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات در دهه اخیر -که در نمودار (۱) نمایش داده شده- با توجه به وضعیت متغیرهای اقتصاد کلان و سنجه‌های بی‌ثباتی اقتصادی قابل توضیح است؟ به این منظور از تحلیل خارج از نمونه استفاده می‌کنیم به این صورت که مدل خود را فقط در بخشی از بازه زمانی که داده‌ها را در اختیار داریم، تخمین زده و از آن مقطع به بعد یک پیش‌بینی شرطی از مدل استخراج می‌کنیم. به‌طور مشخص، بعد از برآورد مدل تا مقطع خاصی از داده‌ها، نرخ سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات را برای بعد از آن مقطع به صورت یک گام به جلو پیش‌بینی می‌کنیم و با مقایسه این پیش‌بینی با مقدار تحقق‌یافته نرخ سرمایه‌گذاری در واقعیت از تغییر رفتار سرمایه‌گذاری در دهه اخیر یک شهود مناسب به دست می‌آوریم. برای شروع با استفاده از داده‌های ۱۳۶۷-۱۳۸۴ مدل خود را تخمین زده و برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۷ پیش‌بینی خارج نمونه تولید می‌کنیم.

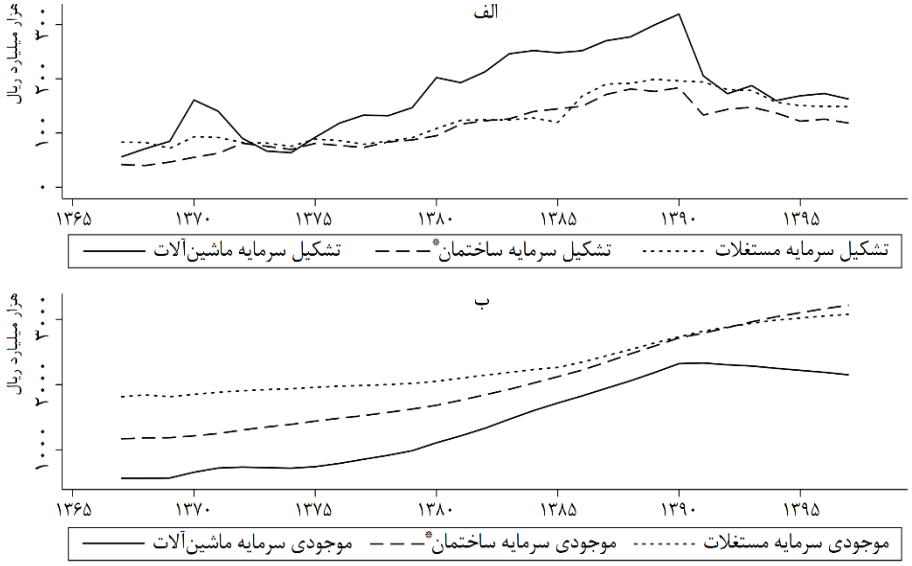
براساس نمودار (۲) بعد از سال ۱۳۸۵ پیش‌بینی مدل از نرخ سرمایه‌گذاری تا مدت‌ها حول مقدار محقق‌شده آن، نوسان و تغییرات آن را دنبال می‌کند. این امر در ابتدای دهه ۹۰ و مدتی پس از کاهش شدید در نرخ سرمایه‌گذاری نیز برقرار است، اما تقریباً از اواسط سال ۱۳۹۳ به بعد، مشاهده می‌شود که پیش‌بینی مدل همواره و به صورتی پایدار بالاتر از نرخ سرمایه‌گذاری تحقق یافته قرار می‌گیرد. این امر به آن معناست که اگر قرار بود به همان صورت که تا قبل از سال ۱۳۸۵ نرخ سرمایه‌گذاری توسط متغیرهای اقتصاد کلان و نیز سنجه های بی‌ثباتی توضیح داده می‌شد، همچنان رفتار آن در دهه ۹۰ نیز توسط این متغیرها تعیین شود باید طی سال‌های ۱۳۹۳ تا نیمه ۱۳۹۷ سرمایه‌گذاری بیشتری در اقتصاد ایران صورت می‌گرفت. بنابراین، گویا طی این سال‌ها عامل دیگری وجود داشته است که به صورت منفی بر سرمایه‌گذاری تاثیر گذاشته و باعث به وجود آمدن این اختلاف شده است[1]. حضور یا عدم حضور متغیر روند در معادلات VAR تغییری در پیش‌بینی‌های به دست آمده ایجاد نمی‌کند.

برای اینکه از میزان خطای پیش‌بینی مدل تصویر بهتری به دست آوریم خطای پیش‌بینی را در هر فصل به صورت تجمعی محاسبه می‌کنیم (نمودار ۲-ب). این نمودار نشان می‌دهد

۱- ایده استفاده از این شیوه تحلیل از مقاله گوتیرز (Gutiérrez) و فیلیپون (Philippon) در سال ۲۰۱۶ برگرفته شده است.

که در واقعیت، موجودی سرمایه شکل گرفته در اقتصاد در انتهای سال ۱۳۹۷ حدود ۲۰ درصد کمتر از میزانی بوده که توسط مدل پیش‌بینی می‌شده است. نکته جالب آن است که بخش عمده این اختلاف از اواسط سال ۱۳۹۳ تا انتهای ۱۳۹۷ اتفاق افتاده است.

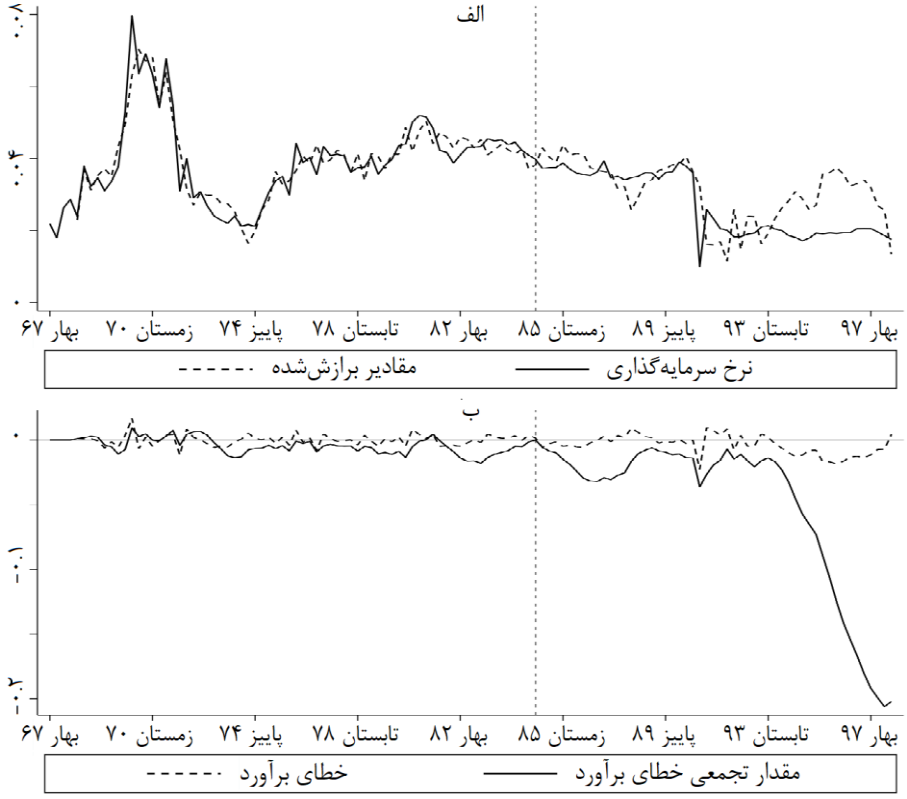
نمودار ۱. روند تشکیل سرمایه ثابت (الف) و موجودی سرمایه کل (ب)



توضیحات: داده‌ها که برحسب قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳ حقیقی شده‌اند از آمارهای حساب‌های ملی سالانه بانک مرکزی استخراج شده‌اند. همچنین آمارهای مربوط به ساختمان در نمودار، آمار کل بخش ساختمان منهای مستغلات را نشان می‌دهد.

ماخذ: بانک مرکزی، سال‌های مختلف

نمودار ۲- پیش‌بینی خارج از نمونه نرخ سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات برای دوره بهار ۱۳۸۵-زمستان ۱۳۹۷



توضیحات: منظور از نرخ سرمایه‌گذاری، نسبت سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه است. نمودار (الف) نرخ سرمایه گذاری محقق شده را به همراه نتایج برآورد درون‌نمونه مدل VAR مربوط به دوره بهار ۱۳٦۷-زمستان ۱۳۸٤ و پیش‌بینی شرطی برون‌نمونه این مدل را برای دوره بهار ۱۳۸۵-زمستان ۱۳۹۷ نشان می‌دهد. نمودار (ب) خطای پیش‌بینی مدل در هر دوره را در کنار مقادیر تجمعی خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد. خط‌چین عمودی نشانگر مقطع زمانی است که پیش‌بینی خارج از نمونه شروع می‌شود. مطابق مکانیزم OLS مقدار تجمعی خطا در پایان دوره برآورد (زمستان ۱۳۸٤) برابر صفر است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

برای کسب اطمینان نسبت به نتایج به دست آمده و بررسی اینکه نتایج به دوره تخمین حساس نیست، یک بار دیگر مدل را به جای سال ۱۳۸۴ تا تابستان سال ۱۳۹۳ برازش می کنیم. نتایج به لحاظ کیفی مشابه حالت قبلی است؛ یعنی اینکه حتی اگر از داده‌های واقعی تا تابستان ۱۳۹۳ هم برای تخمین ضرایب مدل استفاده شود باز هم برای دوره پاییز ۱۳۹۳-زمستان ۱۳۹۷ پیش‌بینی مدل به صورت دائم بالاتر از مقدار محقق شده قرار می گیرد. همچنان بین نرخ

سرمایه‌گذاری تحقق‌یافته و مقدار مورد پیش‌بینی که از مدل به دست می‌آید به صورت تجمعی به اندازه ۲۰ درصد اختلاف وجود دارد که پس از نیمه سال ۱۳۹۳ ایجاد شده است.

تا اینجا نشان داده شد که رفتار سرمایه‌گذاری از اواسط سال ۱۳۹۳ دچار تحول شده است به نحوی که برخلاف گذشته، دیگر متغیرهای اقتصاد کلان و سنجه‌های بی‌ثباتی اقتصادی توان توضیح‌دهندگی آن را ندارند. از مقطع نیمه ۱۳۹۳ به بعد روند این متغیرها به دلیل ورود منابع بیشتر به اقتصاد و بهتر شدن شرایط تجارت خارجی و نیز نوسانات به نسبت کم در متغیرهای اقتصاد کلان به نفع سرمایه‌گذاری بیشتر تغییر کرد، اما با این وجود در این دوره، سرمایه‌گذاری بیشتر در واقعیت تحقق نیافت.

با توجه به شواهد ذکر شده، فرضیه قابل طرح این است که عوامل دیگری هستند که هنوز در متغیرهای اقتصاد کلان بروز نیافته‌اند، اما می‌توانند تاثیر مهمی روی رفتارهای اقتصادی بگذارند و این عوامل می‌توانند افت سرمایه‌گذاری را توضیح دهند. براساس فرضیه ای که در این مقاله طرح می‌کنیم ،نااطمینانی‌های سیاستی و سیاسی چنین عواملی هستند. نااطمینانی مفهومی ذهنی است که با چگونگی فهم افراد از محیط پیرامونی در یک تعامل دوطرفه است. بنابراین، تغییر در بسیاری از رفتارهای اقتصادی را می‌توان به چنین متغیری نسبت داد. بر همین اساس است که باید به دنبال نزدیک شدن هرچه بیشتر به ذهنیت افراد بود تا بتوان سنجش دقیق‌تری از مفهوم نااطمینانی به دست داد. مسیری که در این مقاله دنبال می‌کنیم آن است که تلاش می‌کنیم مفهوم نااطمینانی را در دو قالب نااطمینانی نسبت به سیاست‌گذاری اقتصادی و همینطور نااطمینانی‌های سیاسی که از تنازعات گروه‌های سیاسی ناشی می‌شود به‌وسیله تحلیل محتوای رسانه‌ها اندازه بگیریم.

٤. معرفی شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌گذاری و تعارضات سیاسی

٤-١. شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی

نااطمینانی که روی رفتار عوامل اقتصادی اثر می‌گذارد، یک مفهوم ذهنی است. ممکن است در شرایطی متغیرهای اقتصادی روندهای باثباتی را نشان دهند، اما به دلیل فهم خاصی که آحاد اقتصادی از شرایط دارند و یا انتظاراتی که در مورد آینده دارند، نااطمینانی واقعاً بالا باشد. بنابراین برای سنجش نااطمینانی به این مفهوم، بهتر آن است که سعی کنیم به ذهنیت آحاد اقتصادی نزدیک شویم. روشی که بلوم، بیکر و دیویس (۲۰۱۶) برای سنجش چنین

مفهومی به‌کار می‌گیرند، می‌تواند به خوبی نمایانگر این جنبه از نااطمینانی باشد. ما نیز مطابق این روش با رجوع به متون موجود در آرشیو مطبوعات و رسانه‌های دیجیتال و از طریق تحلیل معنایی این متون سعی در ساخت چنین شاخصی از نااطمینانی داریم. شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی مورد استفاده در مقاله حاضر، ابتدا در کار قدسی‌زاده (۱۳۹۶) و برای دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۶ به صورت ماهانه برای اقتصاد ایران ساخته شده بود که آن را با روش مشابه و با استفاده از داده‌های جدید تا انتهای سال ۱۳۹۷ به هنگام کردیم.[۱] همچنین به دلیل تواتر فصلی داده‌های مورد مطالعه در این تحقیق، این شاخص را به صورت فصلی، محاسبه کرده‌ایم. برای این کار آرشیو موجود مطبوعات و خبرگزاری‌ها را از اینترنت جمع‌آوری کرده و مقاله‌هایی را که به نحوی به نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی مربوط می‌شوند از آن‌ها استخراج می‌کنیم. این جداسازی به این صورت انجام می‌گیرد که ابتدا سه گروه واژگان را تعریف می‌کنیم. یک گروه واژگان موضوعات مربوط به اقتصاد، گروه دیگر موضوعات مربوط به نااطمینانی و گروه آخر موضوعات مربوط به سیاست‌گذاری را نمایندگی می‌کنند (جدول (۱)). روش کار به این صورت است که شروع به جست‌وجو در کل متن مقاله‌های منتشرشده در آرشیو مطبوعات کرده و مقاله‌هایی که از هرکدام از این سه گروه واژگان حداقل یک واژه در آن یافت می‌شود را به عنوان مقاله‌ای که با نااطمینانی در سیاست‌گذاری اقتصادی مرتبط است، شناسایی می‌کنیم[۲]. در نهایت تعداد این مقالات برای یک رسانه در یک بازه مورد نظر (یک فصل) به تعداد کل مقالاتی که در آن رسانه در همان بازه منتشر شده است، تقسیم می‌شود. بنابراین، برای هر رسانه در هر فصل یک نسبت $\mathbf{U_{it}}$ به دست می‌آید که i نشانگر رسانه و t نشانگر فصل است. سپس میانگین و انحراف معیار $\mathbf{U_{it}}$ را برای هر یک از رسانه‌ها در یک بازه مشترک زمانی محاسبه کرده و $\mathbf{U_{it}}$ را در هر زمان از این میانگین کم و بر انحراف معیارش $(\boldsymbol{\sigma_i})$ تقسیم می‌کنیم، $\widehat{\mathbf{U}}_{\mathbf{it}} = \frac{\mathbf{U_{it}} - \bar{\mathbf{U}}_{\mathbf{i}}}{\boldsymbol{\sigma_i}}$[۳]. بدین ترتیب نسبت‌های به‌دست آمده برای رسانه‌های مختلف، استاندارد شده $(\widehat{\mathbf{U}}_{\mathbf{it}})$ و می‌توان نسبت

۱- منابع اینترنتی مورد استفاده برای ساخت شاخص در این مقاله، مشابه کار قدسی‌زاده است بجز منبع روزنامه دنیای اقتصاد که متفاوت است.

۲- از نرم‌افزار پایتون (Python) برای جست‌وجو در متن استفاده شده است.

۳- بازه مشترک زمانی که میانگین و انحراف معیار U_{it} برای هر یک از مطبوعات و رسانه‌ها طی آن دوره محاسبه شده مربوط به دوره ۱۳۸۶:۱-۱۳۹۶:۳ است که بیشترین تعداد مطبوعات مورد بررسی به‌صورت همزمان منتشر می‌شده‌اند.

به‌دست آمده برای رسانه‌های مختلف را با هم مقایسه کرد. در نهایت با میانگین‌گیری از این نسبت در هر مقطع از زمان بین همه رسانه‌ها، شاخص واحدی به دست می‌آید که ما آن را شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی می‌نامیم.

جدول ۱- کلمات کلیدی برای استخراج مطالب مرتبط با نااطمینانی سیاستگذاری اقتصادی از رسانه‌ها

دسته‌بندی	کلمات کلیدی
نااطمینانی	نااطمینان، نااطمینانی، نگران، عدم قطعیت
سیاست‌گذاری	دولت، مجلس، شورای نگهبان، سیاست، مالیات، قانون، بودجه، کسری، بانک مرکزی، شورای پول واعتبار، ارز و تورم
اقتصادی	اقتصاد، اقتصادی، تجارت

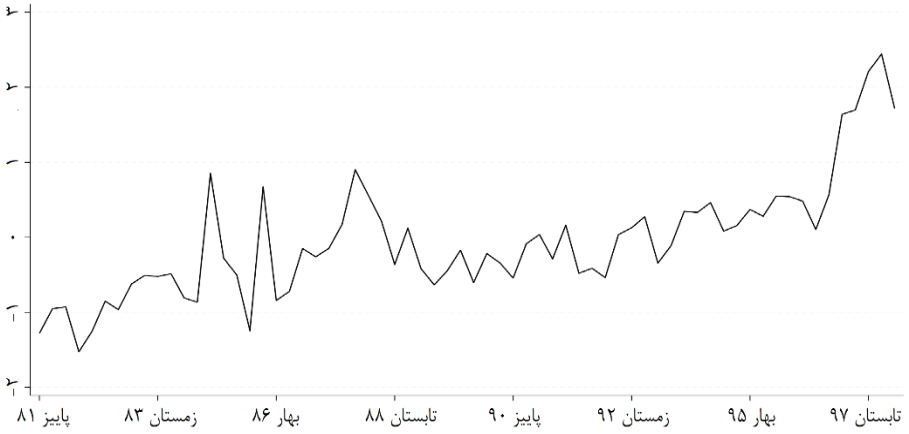
با استفاده از روشی که تشریح شد، بیش از ۶/۴ میلیون مقاله، خبر و مطلب از جست‌وجوی آرشیو سایت‌های خبرگزاری‌های فارس، مهر، عصر ایران، تابناک، فرارو و روزنامه‌های کیهان، ایران، شرق، اعتماد و دنیای اقتصاد مورد بررسی قرار گرفت[1]. شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی در ایران که به‌وسیله متدولوژی تحلیل متن محاسبه شده در نمودار (۳) قابل مشاهده است.

همانطور که نمودار (۳) نشان می‌دهد، این شاخص چند ماه بعد از انتخابات سال ۱۳۸۴ با یک افزایش در سطح مواجه می‌شود. به نظر می‌رسد در بازه بین سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۸۸ این شاخص -با وجود فراز و فرودهای زیاد- یک روند به نسبت صعودی را تجربه می‌کند. این امر می‌تواند تا حدی ناشی از آن باشد که دولت نهم در زمینه سیاست‌های اقتصادی رویکردهای بحث‌انگیز و متفاوتی در مقایسه با دولت‌های قبل در پیش می‌گیرد که در نتیجه انتقادات گسترده‌ای از سوی رسانه‌ها را موجب می‌شود. همچنین این شاخص در بزنگاه‌های نااطمینانی جهش می‌کند، اما در بازه ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ نوسان کمتری نسبت به سایر دوره‌ها نشان می‌دهد. این موضوع را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که با توجه به فضای خاص حاکم بر این دوره، رسانه‌های منتقد دولت از محدودیت بیشتری برخوردار بودند و حتی بعضی از آن‌ها توقیف شدند. بنابراین، انتشار مقاله‌های انتقادی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت با محدودیت‌هایی مواجه بوده است. از جمله شواهد مقوم این احتمال این است که

۱- اطلاعات کامل در مورد آرشیو رسانه‌های مورد استفاده در فایل پیوست الکترونیکی مقاله ارائه شده است.

یکی از مهم‌ترین سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دهه‌های اخیر -یعنی قانون هدفمندسازی یارانه‌ها- در همین دوره به مرحله اجرا درآمد که برخلاف انتظار موجب تغییر قابل توجهی در رفتار شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری نشده است؛ به‌طور کلی، یک روند صعودی با شیب ملایم در این شاخص قابل مشاهده است و در دهه ۹۰ نیز این روند صعودی ادامه می یابد، اما از سال ۱۳۹۶ رونده فزاینده شاخص، شتاب قابل ملاحظه‌ای پیدا می‌کند و در تابستان ۱۳۹۷ به حداکثر خود می‌رسد. رفتار شاخص در این دو سال با توجه به فضایی که از ماه آذر ۱۳۹۶ و در خلال بحث‌های مربوط به بودجه سال ۱۳۹۷ و زمزمه‌های مربوط به افزایش قیمت حامل‌های انرژی شکل گرفت و با اعتراضات دی ماه سال ۱۳۹۶ در کشور ادامه یافت، همچنین شروع روند افزایشی قیمت دلار در زمستان این سال، خارج شدن آمریکا از توافق برجام و جهش در قیمت ارز در بهار ۱۳۹۷ و سپس سیاست بحث‌انگیز تخصیص ارز ۴۲۰۰ تومانی -که همگی نااطمینانی شدیدی را در فضای اقتصادی به وجود آورده بود- قابل توضیح است.

نمودار ۳. شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی



توضیحات: این شاخص براساس نسبت مجموع مقالاتی که در مورد نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی بوده‌اند به کل مقالات منتشره در مهم‌ترین مطبوعات و رسانه‌های کشور ساخته شده و بر مبنای میانگین صفر و انحراف معیار یک استاندارد شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

قدسی‌زاده (۱۳۹۶) از طریق بررسی تک‌تک مطالب برای یک نمونه تصادفی از آن‌ها نشان داده بود که از هر ۱۰ مقاله که از طریق روش بالا از رسانه‌ها استخراج شدند، ۷ مقاله به

موضوع نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی مربوط بود که نشان‌دهنده آن است که روش به‌کاررفته قابل اتکا است. همچنین ما برای حصول دقت بیشتر در استخراج این شاخص از فرم‌های نگارشی گوناگون برای کلمات به‌کار رفته در جدول (۱) نیز استفاده کردیم.

برای نااطمینانی می‌توان تعاریف و سنجه‌های متعددی در نظر گرفت. از واریانس متغیرها گرفته تا تعاریف جدیدتر مانند در نظر گرفتن قسمت پیش‌بینی‌ناپذیر تغییرات مجموعه متغیرهای اقتصاد کلان به عنوان معیاری از نااطمینانی (جورادو، لودویگسن و ان‌جی، ۲۰۱۵). به نظر می‌رسد در اقتصاد ایران با توجه به اینکه بی‌ثباتی‌ها و پیش‌بینی‌ناپذیری‌ها بسیار وابسته به شرایط بیرون از متغیرهای اقتصادی است -مانند وضعیت روابط خارجی کشور که به سرعت در متغیرهای اقتصادی منعکس نمی‌شود- استفاده از رویکرد منتخب مقاله بلوم، بیکر و دیویس (۲۰۱۶) که نااطمینانی را از طریق نزدیک شدن به فضای ذهنی جاری در کشور می‌سنجد، برآورد دقیق‌تری از مفهوم نااطمینانی در میان فعالان اقتصادی ارائه می‌کند.

٤-۲. شاخص تعارضات سیاسی

سوالی که در اینجا مطرح می‌شود آن است که آیا همه آنچه به عنوان نااطمینانی می‌شناسیم ناشی از واکنش‌ها به تصویب یا عدم تصویب یک سیاست اقتصادی است؟ برای مثال آیا ممکن است دوره‌ای داشته باشیم که در آن در مورد سیاست‌های اقتصادی کمتر مناقشه‌ای وجود داشته باشد، اما جدال‌های شدید سیاسی بر سر موضوعات دیگر از طریق ایجاد یک چشم‌انداز نامطمئن بر انتظارات افراد در مورد روندهای آتی و در نتیجه، تصمیمات سرمایه گذاری آنها تاثیرگذار باشد؟

ازیمونتی (۲۰۱۸) ادعا می‌کند که تنش‌های سیاسی موجود در یک کشور رفتار اقتصادی افراد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این تنش‌ها و التهابات همان چیزی نیست که در شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری نمود پیدا می‌کند، بلکه می‌تواند مناقشه بر سر موضوعاتی متفاوت باشد. مناقشات بین احزاب به دو علت می‌تواند روی سرمایه‌گذاری در اقتصاد تاثیرگذار باشد؛ اول اینکه این مناقشه‌ها باعث می‌شود که پیش‌بینی بازده انتظاری سرمایه‌گذاری به دلیل اینکه زمان‌بندی و کیفیت سیاست‌های مالی[1]-بودجه‌ای قطعی نیست سخت‌تر باشد (ازیمونتی و تالبرت[2]، ۲۰۱۴). بنابراین، همانگونه که در بخش‌های قبل اشاره کردیم، این نااطمینانی

1- Fiscal
2- Talbert, M.

نسبت به بازده انتظاری در کنار بازگشت‌ناپذیر بودن و وجود هزینه‌های ثابت در سرمایه‌گذاری، باعث می‌شود تصمیمات سرمایه‌گذاری به تعویق انداخته شود (نگاه کنید به برنانکه[1]، ۱۹۸۳ و یا ابل و ابرلی[2] ۱۹۹۳). در ثانی این مناقشه‌ها فاصله پاسخ دولت به شوک‌های منفی وارد شده به اقتصاد را از حالت بهینه افزایش می‌دهد و بنابراین کیفیت سیاست‌های اصلاحی که با هدف جلوگیری یا در پاسخ به وقوع چنین شوک‌هایی وضع می‌شوند، کاهش پیدا می‌کند (السینا و دریزن[3]، ۱۹۸۹). این عامل سبب کاهش بازده انتظاری و در نتیجه منجر به دلسرد شدن سرمایه‌گذاران خواهد شد.

ازیمونتی ادعا می‌کند، سنجش چنین تعارضاتی می‌تواند به ما در توضیح رفتار سرمایه‌گذاری کمک کند. به دلیل دیگری نیز معتقدیم که در نظر گرفتن این شاخص برای توضیح سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران اهمیت دارد. شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی که در قسمت قبلی در مورد آن بحث کردیم، معیاری است که از میزان بحث‌ها و نظراتی که در رسانه‌ها انتشار می‌یابند به دست می‌آید. بدیهی است هرچه‌قدر رسانه‌ها و مطبوعات در یک کشور مستقل‌تر باشند و نیز محدودیت‌های کمتری از نظر امکان نشر آزادانه آرا خود داشته باشند،چنین شاخصی سنجه بهتر و دقیق‌تری از میزان نااطمینانی واقعا موجود در اقتصاد خواهد بود. اما اگر جهت‌گیری رسانه‌ها به گونه‌ای باشد که عواملی جدا از معیارهای عینی اقتصادی وارد مطالب آن‌ها شود به طور طبیعی شاخص نااطمینانی سیاست گذاری اقتصادی که از روش ارائه‌شده به دست می‌آید، اریب خواهد بود.

همانطور که گفتیم شاخص تعارضات سیاسی می‌تواند جنبه‌های دیگری از عواملی که محیط اقتصاد را نامطمئن می‌کند، نمایندگی کند و به دلیل اینکه در ساخت شاخص تعارضات سیاسی به صورتی عمل شده که تنش‌ها و مجادلات جاری بین گروه‌ها و احزاب سیاسی مختلف را به هر ترتیبی و از سوی هر جناحی در نظر می‌گیرد به صورت بالقوه بخشی از محدودیت‌های مربوط به شاخص قبلی را نخواهد داشت. از این جهت شاخص تعارضات سیاسی به عنوان یک شاخص مکمل، دقت مطالعه ما را در سنجش نااطمینانی واقعاً موجود در اقتصاد ایران افزایش می‌دهد.

1- Bernanke, B. S.
2- Abel, A. B., & Eberly, J. C.
3- Alesina, A., & Drazen, A.

روش ساخت این شاخص مشابه ساخت شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری است با این تفاوت که از گروه‌های واژگانی دیگری برای نمایندگی این شاخص استفاده می‌کنیم. در این مرحله ما سه دسته واژگان داریم که اولی شامل کلمات مرتبط با موضوعات سیاسی و جناح‌های سیاسی است، دومی شامل کلماتی است که حاکی از مخالفت و مجادله بین افراد یا گروه‌های یادشده است و دسته آخر واژگانی که تضمین می‌کند که مطلب رسانه در مورد اختلافات جناح‌های کشور ایران است و نه کشور دیگری (جدول (۲)).

جدول ۲. کلمات کلیدی برای استخراج مطالب مرتبط با تعارضات سیاسی از رسانه‌ها

دسته‌بندی	کلمات کلیدی
واژگان مرتبط با موضوعات سیاسی	رئیس، دولت، مجلس، ریاست، پایتخت، اصلاح‌طلب، اصلاح‌طلبان، اطلاح‌طلبی، اصولگرا، اصولگرایان، اصولگرایی، نماینده، شورای نگهبان، سیاست‌مدار، قانون‌گذار، حزب، احزاب، سیاست، کمیته، سیاسی، حمایت، حامیان، طرفدار، طرفداران، پاستور، بهارستان
واژگان حاکی از مجادله و مخالفت	تعارض، مخالف، قطبی، قطبی‌سازی، جدال، مجادله، انسداد، دعوا، اختلاف، ضدیت، عدم توافق، نقض، انشقاق، بگومگو، افشاگری، خائن، انفکاک، بن‌بست، قانون‌شکنی، قانون‌گریزی، آشوب، آشفته، فتنه، جنجالی، تخاصم، دشمنان، دشمنی، اعتراض، مناقشه، معترض، مشاجره، درگیری، عزل، وادادە، دلواپس
واژگان مرتبط با کشور ایران	کشور، داخلی، ایران، نظام، مملکت، جمهوری اسلامی

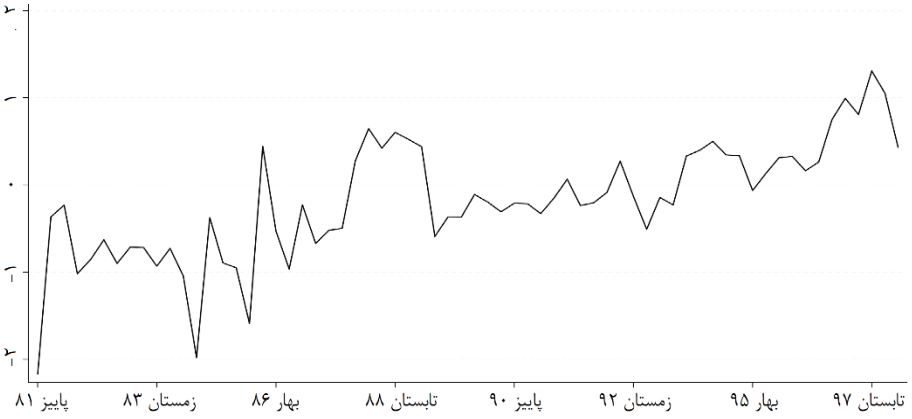
همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود واژگان به گونه‌ای انتخاب شده‌اند که تا جای ممکن اختلافات سیاسی جاری را در زمینه طیف وسیعی از موضوعات دربر بگیرند[1].

نمودار (۴) نشان می‌دهد این شاخص نیز به صورت کلی یک روند افزایشی داشته و در سه مقطع زمانی خاص به قله‌های موضعی رسیده است. به عنوان مثال، در سال ۱۳۸۸ در یکی

۱- در انتخاب کلمات برای شاخص تعارضات سیاسی، مبنا بر این بوده که معادل‌های مناسب فارسی برای کلماتی که ازیمونتی (۲۰۱۸) به‌کار برده، پیدا کنیم و البته برخی کلمات که متناسب با شرایط کشور ما حاکی از مجادلات و تعارضات سیاسی است به آن اضافه کنیم. بنابراین، در ارتباط با این شاخص ما تا حد امکان به چارچوب پیشنهاد شده توسط ازیمونتی وفادار بوده‌ایم و منظور از تعارضات سیاسی در مقاله حاضر، اختلافات و جدال‌های سیاسی بین جناح‌ها و اشخاص است که انعکاس رسانه‌ای داشته است.

از بالاترین سطوح خود مشاهده می‌شود. همان‌طور که گفتیم چون گروه‌های سیاسی مدافع دولت در بازه بعد از سال ۱۳۸۸ امکان ارائه نظرات خود و ابراز مخالفت با معترضان به انتخابات سال ۱۳۸۸ را داشتند، این مخالفت‌ها در این دسته از رسانه‌ها منتشر شده و فضای دوقطبی سیاسی کشور در آن دوره را نمایندگی کرده است. از این رو به نظر می‌رسد محدودیت‌های حاکم بر رسانه‌های مخالف دولت در آن دوره روی شاخص تعارضات سیاسی کمتر از شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری تاثیر گذاشته است. البته بعد از انتهای سال ۱۳۸۹ این شاخص دچار کاهش شده که می‌تواند به دلیل پایان یافتن اعتراضات علیه انتخابات ۱۳۸۸ باشد؛ اگرچه که سطح شاخص همچنان نسبت به سطوح قبل از سال ۱۳۸۸ بالاتر است. همچنین مشاهده می‌شود که از اواخر سال ۱۳۹۳ تا نیمه‌های ۱۳۹۴ که کشور در بحبوحه توافق نهایی هسته‌ای قرار داشت این شاخص به یک قله دیگر می‌رسد. این جهش شاخص نشان می‌دهد که در زمینه مذاکرات هسته‌ای اختلافات جدی بین جناح‌های سیاسی وجود داشته است. از اواخر سال ۱۳۹۶ به بعد نیز که همزمان با طرح بحث‌های مربوط به خروج آمریکا از توافق هسته‌ای و نوسانات شدید اقتصادی بود، این شاخص دوباره اوج می‌گیرد.

نمودار ٤. شاخص تعارضات سیاسی



توضیحات: این شاخص براساس نسبت مجموع مقالاتی که در مورد تعارضات سیاسی بین احزاب و گروه‌ها بوده اند به کل مقالات منتشره در مهم‌ترین مطبوعات و رسانه‌های کشور ساخته شده و بر مبنای میانگین صفر و انحراف معیار یک استاندارد شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در بخش بعد با گسترش مدل قبلی و افزودن شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری و شاخص تعارضات سیاسی بررسی می‌کنیم که آیا این دو شاخص می‌توانند افت سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰ را توضیح دهند.

۵. بررسی اثر نااطمینانی سیاست‌گذاری و تعارضات سیاسی بر سرمایه‌گذاری

برای بررسی اثر شاخص‌های ساخته‌شده بر سرمایه‌گذاری به دلایلی نمی‌توانیم از مدل قبلی استفاده کنیم. ما داده‌های مربوط به شاخص‌های یادشده را به خاطر محدودیت‌های دسترسی به آرشیو دیجیتال مطبوعات فقط از فصل سوم سال ۱۳۸۱ در اختیار داریم. بنابراین، نمی‌توانیم از داده‌های قبل از این بازه زمانی؛ یعنی از داده‌های ۱۳۶۷ تا فصل دوم ۱۳۸۱، استفاده کنیم. به همین خاطر حضور چهار وقفه از هر متغیر در مدل از دقت تخمین‌ها به شدت می‌کاهد. دلیل دیگر این است که با آزمون داده‌هایی که از سال ۱۳۸۱ در اختیار داریم درمی‌یابیم که برخی سری‌های زمانی برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۷ نامانا هستند و برخلاف داده‌های بازه قبلی فرض وجود ریشه واحد در آن‌ها به لحاظ آماری رد نمی‌شود. بنا به دلایل بیان شده در این قسمت از تحقیق، مدل تجربی خود را بر مبنای کار جنایولی، ما و شلیفر (۲۰۱۶) می‌سازیم. مقاله مورد بحث از داده‌هایی که انتظارات درآمدی افراد در ۱۲ ماه آینده را نشان می‌دهد برای توضیح سرمایه‌گذاری استفاده می‌کند. نویسندگان در این مقاله نشان می‌دهند که اگر فرض کنیم که انتظارات درباره سطح درآمدها در آینده تقریباً پایدار باشد -یعنی برای همه دوره‌ها مقدار $\mathbb{E}_t(\pi_t)$ به طور تقریبی با $\mathbb{E}_t(\pi_{t+1})$ برابر باشد- می‌توان نتیجه گرفت رشد سرمایه‌گذاری به صورت رابطه (۱) تقریب زده می‌شود.

$$\underbrace{inv_t^p - inv_{t-1}}_{\substack{\text{رشد برنامه‌ریزی‌شده برای} \\ \text{سرمایه‌گذاری در ۱۲ ماه آینده}}} \approx \mu_1 \underbrace{[\mathbb{E}_t(\pi_t) - \pi_{t-1}]}_{\substack{\text{انتظار از رشد درآمدی} \\ \text{در ۱۲ ماه آینده}}} + (1-\mu_1)(k_t - k_{t-1}) \qquad (۱)$$

که در آن $\mathbf{k}$ لگاریتم سطح سرمایه، $\mathbf{inv^p}$ لگاریتم مقدار برنامه‌ریزی‌شده برای سرمایه‌گذاری، $\boldsymbol{\pi}$ عایدی بنگاه و $\boldsymbol{\mu}$ یک مقدار ثابت است. $\mathbb{E}$ نیز نماد انتظارات از متغیرهای

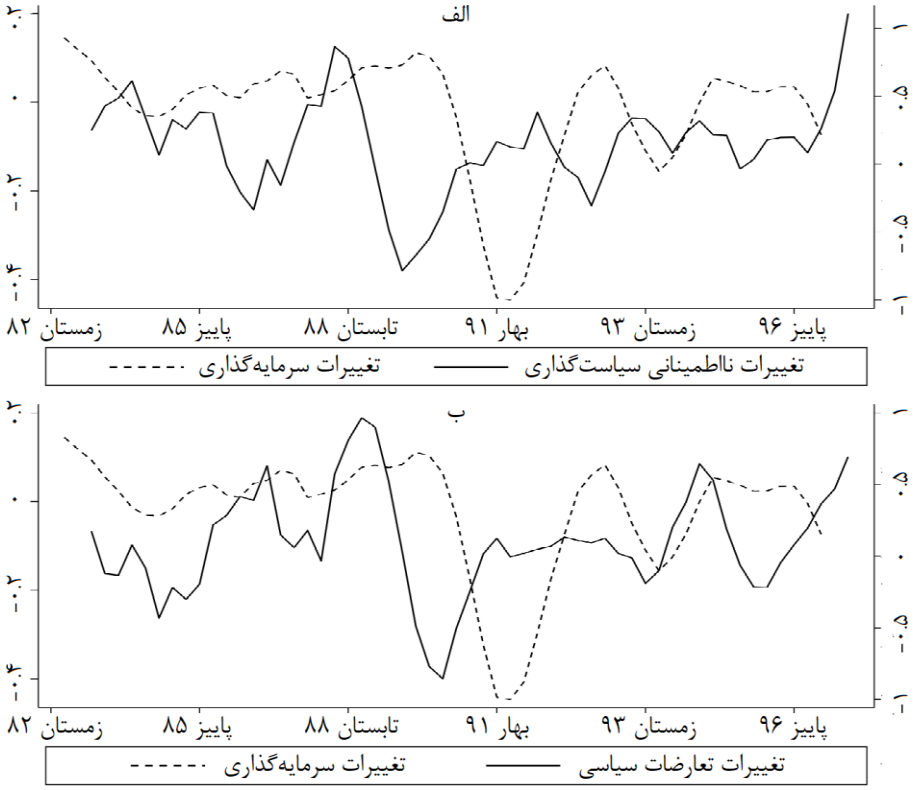
دوره‌های آینده است. تصریح انجام‌شده در این مدل بسیار شبیه مطالعات گذشته در مورد رشد سرمایه‌گذاری است (برای مثال، هایاشی[1]، ۱۹۸۲؛ بارو[2]، ۱۹۹۰ و لامونت[3] ۲۰۰۰).

رابطه (۱) برای تحلیل رشد برنامه‌ریزی‌شده در سرمایه‌گذاری نوشته شده است، اما همانطور که مقاله مورد بحث اشاره می‌کند رشد واقعی و رشد برنامه‌ریزی‌شده برای سرمایه‌گذاری ارتباط تنگاتنگی با هم دارند. همچنین نتایج تجربی به‌دست آمده از این مدل برای پیش‌بینی رشد واقعی سرمایه‌گذاری حکایت از نقش معنادار متغیر انتظارات درآمدی در توضیح رشد سرمایه‌گذاری تحقق یافته دارد. مطالعه مورد بحث در ادامه بیان می‌کند که متغیرهای مرسوم که در ادبیات برای توضیح سرمایه‌گذاری استفاده می‌شدند به نوعی متغیرهایی تلقی می‌شوند که در مورد درآمدهای آینده اطلاعاتی به دست می‌دهند.

در این بخش از تحقیق چون چنین داده‌هایی از متغیر انتظارات درآمدی در اختیار نداریم، متغیرهایی که طبق ادبیات توضیح‌دهنده سرمایه‌گذاری هستند و در واقع تا حدودی حاوی اطلاعات در مورد درآمدهای آینده هستند را به همراه متغیرهایی که از نااطمینانی سیاست گذاری و تعارضات سیاسی ساختیم در مدل قرار داده و تاثیر آن‌ها را روی متغیر سرمایه‌گذاری بررسی می‌کنیم. متغیرهای کنترلی که مقاله مورد بحث در کنار متغیر انتظارات درآمدی برای توضیح سرمایه‌گذاری از آن‌ها استفاده می‌کند، عبارتند از: انواع نرخ‌های بهره، محدودیت‌های مالی و جریان نقدی، شاخص نااطمینانی بلوم، بیکر و دیویس، بازده بازار سهام و نوسانات بازار سهام، رشد تولید کل و تغییرات سرمایه‌گذاری دوره قبلی. همه متغیرها به صورت تفاضل نسبت به دوره قبل در مدل استفاده می‌شوند. در مدل خود از متغیرهای توضیح‌دهنده بیان شده و نیز متغیرهایی که به طور خاص در اقتصاد ایران تاثیرگذارند، استفاده می‌کنیم. قبل از تخمین مدل موردنظر برای به دست آوردن یک شهود اولیه از روابط بین شاخص‌های تولیدشده و سرمایه‌گذاری، نمودارهای تفاضل این شاخص ها را در کنار نمودار تفاضل سرمایه‌گذاری ترسیم می‌کنیم (نمودار (۵)).

1- Hayashi, F.
2- Barro, R. J.
3- Lamont, O. A.

نمودار ۵. تغییرات سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات در مقابل تغییرات شاخص‌های نااطمینانی سیاستی و تعارضات سیاسی



توضیحات: نمودار (الف) تغییرات سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات را در مقابل تغییرات شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری و نمودار (ب) تغییرات سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات را در مقابل تغییرات شاخص تعارضات سیاسی نشان می‌دهد. برای کم کردن نوسان متغیرها، تغییرات سرمایه‌گذاری از تفاضل لگاریتم مجموع سرمایه‌گذاری‌های چهار فصل پیش‌رو و مجموع چهار فصل گذشته محاسبه شده است. تغییرات شاخص‌ها هم برابر است با تفاضل میانگین مقادیر هر شاخص در چهار فصل گذشته و چهار فصل پیش از آن. محور سمت چپ، مربوط به تغییرات سرمایه‌گذاری و محور سمت راست، مربوط به تغییرات شاخص‌ها است. متغیر سرمایه‌گذاری حقیقی از داده‌های حساب‌های ملی بانک مرکزی و شاخص‌ها از محاسبات مقاله به دست آمده‌اند. ضریب همبستگی بین متغیرهای ترسیم‌شده در نمودار الف و ب به ترتیب برابر با ۰/۱۶- و ۰/۰۸ است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه در مدل تجربی خود، متغیرهای دیگر توضیح‌دهنده سرمایه‌گذاری را کنترل کرده و در چنین چارچوبی توضیح‌دهندگی شاخص‌های نااطمینانی سیاست‌گذاری و تعارضات سیاسی روی سرمایه‌گذاری را به‌صورت آماری می‌سنجیم.

$$\Delta inv_{t+1} = \alpha + \beta \Delta X_t + \gamma \Delta PCI_t + \rho \Delta EPU_t + \lambda \Delta k_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن $\mathbf{\Delta inv_{t+1}}$ رشد سرمایه‌گذاری در ۱۲ ماه آینده، $\mathbf{\Delta X_t}$ مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی به صورت تفاضل نسبت به دوره قبل، $\mathbf{\Delta k_t}$ رشد موجودی سرمایه و $\mathbf{\Delta EPU_t}$ و $\mathbf{\Delta PCI_t}$ به ترتیب نشان‌دهنده تغییرات در شاخص نااطمینانی سیاست‌گذاری و شاخص تعارضات سیاسی نسبت به دوره قبل هستند. نتایج تخمین رابطه (۲) در جدول (۳) گزارش شده است. تعریف دقیق متغیرهای به‌کار رفته در جدول ۳ در فایل پیوست الکترونیکی مقاله آمده است.

ضرایب تخمین‌زده‌شده به لحاظ علامت با آنچه انتظار داریم، سازگار است؛ اگرچه ضرایب همه متغیرها معنادار نیست. متغیر نرخ ارز حقیقی و نوسانات نرخ ارز، اثر منفی معناداری بر سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات نشان می‌دهند در حالی که شاخص باز بودن تجارت دارای اثر مثبت معناداری است. می‌دانیم که واردات سهم قابل ملاحظه‌ای در سرمایه گذاری در ماشین‌آلات دارد و نتایج به دست آمده نیز از حساسیت زیاد سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات به واردات در دو دهه گذشته حکایت می‌کند. نکته جالب توجه دیگر اثر مثبت و معنادار بازده حقیقی سهام بر سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات است که شایسته بررسی‌های بیشتر در آینده است. یک تفسیر محتمل آن است که با افزایش قیمت سهام شرکت‌ها در واقع نسبت q-توبین افزایش می‌یابد و در نتیجه انگیزه شرکت‌ها برای افزایش سرمایه از طریق انتشار سهام جدید افزایش می‌یابد و منابع حاصله صرف سرمایه‌گذاری‌های جدید می‌شود[۱].

۱- تعداد دیگری از متغیرهای کنترلی نیز در مدل در نظر گرفته شدند که هر یک به دلایلی از رگرسیون‌ها حذف شدند از جمله وقفه متغیر وابسته، انحراف معیار تورم و انحراف معیار بازده بازار سهام. ضریب برآورد شده برای اکثر این متغیرها نزدیک به صفر و غیرمعنادار بود. علاوه بر آن، در برخی موارد (به‌خصوص در مورد متغیرهای انحراف معیار تورم و انحراف معیار بازده بازار سهام)، ضرایب تخمین‌زده شده علامتی غیرقابل توضیح داشتند. در مورد وقفه متغیر وابسته نیز با توجه به عدم وجود همبستگی زمانی در پسماندهای مدل و همچنین غیرمعنادار بودن ضریب برآورد شده، حذف آن از مدل ترجیح داده شد.

جدول ۳. نتایج رگرسیون برای توضیح رشد سرمایه‌گذاری

متغیر وابسته:	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
تغییرات سرمایه‌گذاری	Bench	New	New_SB	Last
تغییر در تولید ناخالص	۰/۰٤٤۱	۰/۰۵۵۱	۰/۳۰٦	۰/۲٦۸
	(۰/۱٦٦)	(۰/۱۸۳)	(۱/۳۱۸)	(۱/۰۸٤)
تغییر در شاخص تجارت	۱/٤۵۰***	۱/۵۰۲***	۱/۱۹۹***	۱/۲۸۷***
	(۵/۲۰۷)	(٤/۳۰٦)	(٤/۹۷۲)	(٤/۰۷۷)
تغییر در نرخ ارز حقیقی	-۰/۳۱۹***	-۰/۳۰۷***	-۰/۲۷۷***	-۰/۲۷٤***
	(-۵/۰۳۵)	(-٦/٦۳۱)	(-۸/۱۳۵)	(-٦/٤۲۷)
تغییر در نرخ بهره حقیقی	-۰/۰۰۱۳۷	-۰/۰۰۱٤۱	-۰/۰۰۱۸٦	-۰/۰۰۱۸۰
	(-۰/۹۱۳)	(-۰/۹۳۷)	(-۱/٤۹۳)	(-۱/۳٤۵)
تغییر در بازده حقیقی بازار سهام	۰/۰۰۲۱۵**	۰/۰۰۲۲۰**	۰/۰۰۲۳۰***	۰/۰۰۲۳۳***
	(۲/۵۹۸)	(۲/۵۱۹)	(۳/۲۸۲)	(۳/۲۰٦)
تغییر در نوسانات نرخ ارز	-۰/۰۱۱۰**	-۰/۰۰۹۲۱*	-۰/۰۱۷۳***	-۰/۰۱٤۸***
	(-۰/۲۹۰)	(-۱/۷۹٦)	(-٤/۰۱۱)	(-٤/۱۵۸)
تغییر در موجودی سرمایه	-۳/۰٦٤*	-۳/۲٦۵**	-۳/۷۳۲***	-۳/۷٦۸***
	(-۱/۹۷۸)	(-۲/۰۸۷)	(-۲/۹۷۳)	(-۳/۰۸٤)
تغییر در نااطمینانی سیاست‌گذاری		-۰/۰۰۹۱٤	۰/۰۰٦٦٦	
		(-۰/٤۵۲)	(۰/۳۵۱)	
تغییر در تعارضات سیاسی		-۰/۰۲۲۰	۰/۰۲۲۷	
		(-۰/۵۹۳)	(۰/۷٤٦)	
تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹			-۰/۱٤۹***	-۰/۱۲۱***
			(-۳/٤۰۲)	(-۳/۹۲۷)
روند خطی زمانی	-۰/۰۰۸۹۷**	-۰/۰۰۹٤۷**	-۰/۰۰۹۹۳***	-۰/۰۱۰۲***
	(-۲/۵۳٦)	(-۲/٦۵۹)	(-۳/۳۵۲)	(-۳/٦۱٤)
ثابت	۰/۹٤۷**	۱/۰۰٦**	۱/۰۵۰***	۱/۰۷۸***
	(۲/۵۱۱)	(۲/٦٤۹)	(۳/۳۲۰)	(۳/۵۸۵)
تعداد مشاهدات	۵۸	۵۸	۵۸	۵۸
R^2 تعدیل‌شده	۰/٦۸۳	۰/٦۸۵	۰/۷۷۲	۰/۷۷۳

توضیحات: داده‌ها فصلی و مربوط به دوره پاییز ۱۳۸۱ تا انتهای ۱۳۹۷ هستند. تمام متغیرها مانا هستند. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها در فایل پیوست جهت اطلاع داوران گزارش شده است. هر ستون، نتایج مربوط به یک رگرسیون تک‌معادله‌ای را نشان می‌دهد که با OLS تخمین زده شده‌اند. آماره t در داخل پرانتز نمایش داده شده است. برای کنترل کردن مشکلات ناشی از همبستگی سریالی و نیز ناهمسانی واریانس در داده‌ها، در محاسبه خطای استاندارد ضرایب از روش HAC[1] با در نظر گرفتن ۸ وقفه[2] از متغیرها استفاده شده است.

*، ** و *** نمایشگر معنادارای آماری به ترتیب در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1- Newey-West heteroscedasticity- and autocorrelation-consistent standard errors

۲- نتایج نسبت به در نظر گرفتن تعداد متفاوت وقفه‌ها در محاسبه خطای استاندارد به روش Newey-West حساسیت ندارد.

همانطور که در ستون (۲) جدول (۳) مشاهده می‌شود با وارد کردن دو شاخص جدید «تغییر در تعارضات سیاسی» و «تغییر در نااطمینانی سیاست‌گذاری»، تاثیر منفی این شاخص ها بر رشد سرمایه‌گذاری ظاهر می‌شود؛ هرچند این تاثیر به لحاظ آماری معنادار نیست. این خود می‌تواند به دلایل مختلف مانند اندازه نمونه مورد بررسی یا خطا در ساخت شاخص‌ها یا خطا در تصریح مدل باشد. احتمال می‌دهیم که به دلیل تغییرات قابل ملاحظه در فضای سیاست داخلی و سیاست خارجی کشور در طول سال‌های پس از ۱۳۸۸ میزان تاثیرگذاری شاخص تعارضات سیاسی بر سرمایه‌گذاری در این دوره نسبت به دوره قبل تغییر کرده است. از این رو با تعریف یک متغیر مجازی برای سال‌های ۱۳۸۹ به بعد و ضرب آن در متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی» متغیر جدیدی تحت عنوان «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» می‌سازیم. در ستون (۳) با اضافه کردن این متغیر به مدل مشاهده می‌کنیم که این متغیر جدید اثر منفی کاملا معناداری بر سرمایه‌گذاری دارد. با توجه به مقدار آماره t گزارش شده، مشاهده می‌شود که این فرض که ضریب شاخص تعارضات سیاسی، قبل و بعد از سال ۱۳۸۹ ثابت بوده است در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. در ستون (۴) نیز متغیرهای «تغییر در نااطمینانی سیاست‌گذاری» و «تغییر در تعارضات سیاسی» را که در ستون (۳) غیرمعنادار هستند، حذف کرده و فقط متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» را در مدل حفظ می‌کنیم و می‌بینیم که نتایج رگرسیون چندان تغییری نمی‌کند و برای متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» ضریب معنادار ۰/۱۲۱- به دست می‌آید. تعیین سال ۱۳۸۹ به‌عنوان نقطه شکست ضریب متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی» از طریق اجرای مکرر مدل در بازه‌های مختلف و در هر تکرار با انجام آزمون‌های آماری برای معناداری این نقطه شکست (آزمون سوپریموم والد[1])، صورت گرفته است. به‌طور مشابهی احتمال وجود شکست در ضریب متغیر «تغییر در نااطمینانی سیاست‌گذاری» برای فصل‌های مختلف از ۱۳۸۹ به بعد بررسی شد که در هیچ‌یک از موارد، فرض صفر عدم وجود شکست در ضریب متغیر نااطمینانی رد نشد.

برای اینکه نقش شاخص‌های تعریف‌شده در این مقاله را در توضیح تغییرات سرمایه‌گذاری بهتر درک کنیم بر اساس مدل‌های رگرسیون ارائه شده در جدول (۳)؛ یعنی با و بدون حضور شاخص‌ها در مدل، پیش‌بینی شرطی خارج نمونه‌ای برای سرمایه‌گذاری

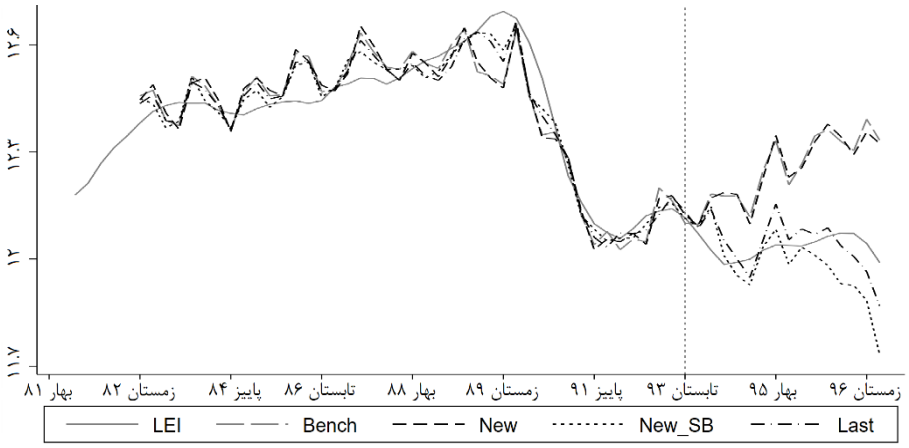
1- Sup-Wald test

تولید می‌کنیم. برای این کار مدل‌ها را تا نیمه سال ۱۳۹۳ تخمین زده و پس از آن پیش‌بینی شرطی تولید شده توسط مدل برای رشد سرمایه‌گذاری را برای دوره پاییز ۱۳۹۳-زمستان ۱۳۹۷ به دست می‌آوریم. با اضافه کردن رشد پیش‌بینی شده برای سرمایه‌گذاری در دوره اول پیش‌بینی به سطح سرمایه‌گذاری در دوره قبل، سطح سرمایه‌گذاری پیش‌بینی شده توسط مدل برای دوره اول را به دست می‌آوریم (فرآیند تولید پیش‌بینی شرطی برای رشد سرمایه گذاری در این بخش، مشابه فرآیندی است که در بخش سوم برای مدل VAR توضیح داده شد). سپس با اضافه کردن رشد پیش‌بینی شده برای دوره دوم به مقدار پیش‌بینی شده سرمایه‌گذاری در دوره اول، مقدار سرمایه‌گذاری در دوره دوم را برآورد می‌کنیم و به همین ترتیب این فرآیند را تا انتها ادامه می‌دهیم. نمودار مربوط به چهار مدل نمایش داده شده در جدول (۳) را در کنار نمودار سرمایه‌گذاری محقق‌شده رسم می‌کنیم (نمودار (۶))[1].

همانطور که مشاهده می‌شود با لحاظ کردن شکست در ضریب متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی» پس از سال ۱۳۸۹، مقدار پیش‌بینی شده توسط مدل برای سرمایه‌گذاری همراه با سرمایه‌گذاری تحقق یافته از نیمه سال ۱۳۹۳ به بعد افت قابل ملاحظه‌ای پیدا می‌کند (نمودارهای New_SB و Last). نکته اینجاست که اگر ضمن حفظ هر دو متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی» و «تغییر در نااطمینانی سیاست‌گذاری» در مدل، متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» به مدل اضافه شود، مقدار پیش‌بینی شده توسط مدل حتی از مقدار سرمایه‌گذاری محقق‌شده کمتر می‌شود (نمودار New_SB، تولید شده توسط مدل ستون (۳) جدول (۳))؛ در حالی که اگر این دو شاخص از مدل حذف و فقط متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» در مدل حفظ شود (که تنها شاخصی است که ضریب آن کاملا معنادار است) نتیجه پیش‌بینی به مقدار تحقق‌یافته برای سرمایه‌گذاری بسیار نزدیک می‌شود (نمودار Last، تولید شده توسط مدل ستون (۴) جدول (۳)). این نتایج نشان می‌دهد که تحولات سیاسی شکل گرفته در کشور در طول دهه گذشته تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر افزایش نااطمینانی‌ها و در نتیجه افت سرمایه‌گذاری داشته است.

۱- متغیر LEI در این نمودار متناسب با تعریف متغیر وابسته رگرسیون جدول (۳)، معادل لگاریتم مجموع سرمایه‌گذاری در چهار فصل پیش رو در نظر گرفته شده است تا امکان مقایسه بین پیش‌بینی مدل و مقدار واقعی وجود داشته باشد.

نمودار ٦- پیش‌بینی خارج از نمونه سطح سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات برای دوره پاییز ۱۳۹۳- زمستان ۱۳۹۷



توضیحات: نمودار نمایش داده شده مربوط به متغیر لگاریتم مجموع سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات در چهار فصل پیش رو است. برآورد درون‌نمونه سطح سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات مربوط به دوره زمستان ۱۳۸۲-تابستان ۱۳۹۳ و پیش‌بینی شرطی برون‌نمونه سطح سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات مربوط به دوره پاییز ۱۳۹۳-بهار ۱۳۹۷ است. خط‌چین عمودی مقطعی که پیش‌بینی خارج از نمونه شروع می‌شود را نشان می‌دهد. LEI: لگاریتم مجموع سرمایه‌گذاری محقق‌شده چهار فصل پیش رو در ماشین‌آلات؛ Bench: مقادیر برازش‌شده توسط مدل بدون ورود شاخص‌های نااطمینانی و تعارضات سیاسی (مدل (۱) در جدول (۳))؛ New: مقادیر برازش‌شده توسط مدل پس از ورود شاخص‌های نااطمینانی وتعارضات سیاسی (مدل (۲) در جدول (۳))؛ New_SB: مقادیر برازش‌شده توسط مدل پس از ورود شاخص‌های نااطمینانی و تعارضات سیاسی با در نظر گرفتن شکست تاثیر شاخص تعارضات سیاسی از ابتدای سال ۱۳۸۹ (مدل (۳) در جدول (۳))؛ Last: مقادیر برازش‌شده توسط مدل پس از ورود شاخص تعارضات سیاسی فقط برای بازه زمانی ۱۳۸۹ به بعد (مدل (٤) در جدول (۳)).
ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۱. تحلیل حساسیت

در این قسمت استحکام نتایج به دست آمده در قسمت قبلی نسبت به تصریح‌های مختلف مدل را بررسی می‌کنیم. در ابتدا مدل را تنها با لحاظ متغیر موجودی سرمایه و دو شاخص نااطمینانی سیاستی و تعارضات سیاسی تخمین می‌زنیم. نتایج در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ٤. نتایج رگرسیون رشد سرمایه‌گذاری بر شاخص‌های نااطمینانی سیاستی و تعارضات سیاسی

متغیر وابسته:	(١)	(٢)	(٣)	(٤)
تغییرات سرمایه‌گذاری				
تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹	-۰/۱۱۸**	-۰/۱۱۲**	-۰/۱٤۰**	-۰/۱۳۸**
	(-۲/۳۹٦)	(-۲/٤٤۸)	(-۲/٤۹٥)	(-۲/٥٦۰)
تغییر در نااطمینانی سیاست‌گذاری		-۰/۰۱۱٦		-۰/۰۲۰۲
		(-۰/۷۱۳)		(-۱/۰۰٤)
تغییر در تعارضات سیاسی			۰/۰۲۱۸	۰/۰۲۹۱
			(۱/۲٤٤)	(۱/۲۸٤)
تغییر در موجودی سرمایه	-٥/٥٦٤***	-٥/٥٥٦**	-٥/٥۲۳**	-٥/٤۹٤**
	(-۲/٦۷۳)	(-۲/٦٦۷)	(-۲/٦٤۸)	(-۲/٦٥۸)
تعداد مشاهدات	٥۸	٥۸	٥۸	٥۸
R^2 تعدیل‌شده	۰/٤۲٥	۰/٤۱۷	۰/٤۲۰	۰/٤۱٥

توضیحات: ضرایب روند زمانی خطی و مقدار ثابت تخمین زده شده، اما گزارش نشده‌اند. برای جزییات بیشتر نگاه کنید به توضیحات جدول (۳).

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، ضرایب متغیرهای نااطمینانی و تعارضات سیاسی در معادله سرمایه‌گذاری به صورت غیرمعنادار ظاهر شده، اما ضریب «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» همواره منفی و معنادار است.

در مرحله بعد، از مجموعه همه متغیرهای توضیح‌دهنده‌ای که در اختیار داریم (علاوه بر متغیر موجودی سرمایه) فقط آن دسته از متغیرهایی را که به صورت انفرادی در توضیح سرمایه‌گذاری معنادار هستند به مدل اضافه می‌کنیم (نتایج رگرسیون‌های تک‌متغیره در جدول (۱) فایل پیوست الکترونیکی مقاله گزارش شده است). این متغیرها عبارتند از: تولید ناخالص داخلی، شاخص باز بودن تجارت، نرخ ارز حقیقی و نوسانات ارزی.

در جدول (۵) اثر متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» بر سرمایه‌گذاری را با ورود متغیرهای کنترلی معنادار به‌صورت تک‌تک (ستون‌های (۱) تا (۴)) مورد بررسی قرار می‌دهیم.

جدول ۵. نتایج رگرسیون رشد سرمایه‌گذاری بر متغیرهای توضیح‌دهنده منتخب و شاخص تعارضات سیاسی پس از سال ۱۳۸۹

متغیر وابسته:	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)
	تغییرات سرمایه‌گذاری				
تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۸۹	-۰/۱۲٤**	-۰/۱۰۸**	-۰/۰۹٥۷*	-۰/۱۲٥***	-۰/۱۰٤**
	(-۰/٦۳٥)	(-۲/۱۳۷)	(-۱/۹۸۱)	(-۲/۷۲۸)	(-۲/۳۳۰)
تغییر در تولید ناخالص	۱/۲٤٦***				۰/۳٥٥
	(۲/۸۲٤)				(۱/۰۸۸)
تغییر در شاخص تجارت		۱/٦۰۷***			۱/۰۲۹***
		(۳/۰۰۲)			(۳/٤۳٤)
تغییر در نرخ ارز حقیقی			-۰/۳۲۰***		-۰/۲۰۷***
			(-۳/۹۳۹)		(-۳/۹۰۷)
تغییر در نوسانات نرخ ارز				-۰/۰۱۸٥**	-۰/۰۱٦۷***
				(-۲/۱۳۰)	(-۳/۳۱۱)
تغییر در موجودی سرمایه	-٦/۰٦۱***	-٤/۸۱۱***	-٤/۲٤۷**	-٥/۱٤۹***	-۳/۹۹٥**
	(-۲/۹۷۹)	(-۲/۸۰۹)	(-۲/۲٦۲)	(-۲/۷۱۰)	(-۲/۲٤٤)
تعداد مشاهدات	٥۸	٥۸	٥۸	٥۸	٥۸
R^2 تعدیل‌شده	۰/٥٦۲	۰/٥٥۱	۰/٥۸٤	۰/٤٥۰	۰/٦٦۷

توضیحات: ضرایب روند زمانی خطی و مقدار ثابت تخمین زده شده اما گزارش نشده‌اند. برای جزییات بیشتر نگاه کنید به توضیحات جدول (۳).

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۵) نشان می‌دهد که اثر منفی و معنادار شاخص تعارضات سیاسی بعد از سال ۱۳۸۹ روی سرمایه‌گذاری در همه مدل‌ها ظاهر می‌شود. در این مرحله، رگرسیون‌های جدول (۵) را تکرار می‌کنیم، اما شیوه محاسبه متغیر «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» را تغییر می‌دهیم و بجای اینکه تفاضل شاخص در هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل، مبنای محاسبه متغیر قرار گیرد تفاضل بین میانگین ۴ فصل منتهی به هر فصل نسبت به دوره مشابه زمانی در یک سال قبل از آن مدنظر قرار می‌گیرد.

جدول (۶) نشان می‌دهد که اثر منفی و معنادار شاخص تعارضات سیاسی پس از سال ۱۳۸۹ با این شیوه محاسبه جدید نیز در همه مدل‌ها ظاهر می‌شود.

جدول ٦. نتایج رگرسیون رشد سرمایه‌گذاری بر متغیرهای توضیح‌دهنده منتخب و شاخص تعارضات سیاسی پس از سال ۱۳۸۹ محاسبه‌شده به شیوه جدید

متغیر وابسته:	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)
تغییرات سرمایه‌گذاری					
تغییر در متوسط تعارضات سیاسی پس از ۸۹	-۰/۱۷۸**	-۰/۱۷٦*	-۰/۱٥۱*	-۰/۲۰٥**	-۰/۱٥۸*
	(-۲/۰٥۸)	(-۱/۹۳۱)	(-۱/۷۷۹)	(-۲/٤۲۲)	(-۱/۸٤۳)
تغییر در تولید ناخالص	۱/۱۹۱**				۰/۲۲۳
	(۲/۳٦٤)				(۰/٥۸٥)
تغییر در شاخص تجارت		۱/۷٦۹***			۱/۱۷٦***
		(۳/۲۲۱)			(۳/۳٦۱)
تغییر در نرخ ارز حقیقی			-۰/۳۱٥***		-۰/۱۹٦***
			(-٤/٤٦٤)		(-۳/۰۲۸)
تغییر در نوسانات نرخ ارز				-۰/۰۱۹۲**	-۰/۰۱٦۲***
				(-۲/۲۱۸)	(-۳/۲۰٥)
تغییر در موجودی سرمایه	-٦/٥۸۷***	-٥/٤٦۲***	-٤/۳۲۷*	-٥/٤۳۷**	-٤/۳۱۳**
	(-۲/۸۹٦)	(-۲/۹۳٦)	(-۱/۸۸۸)	(-۲/٤٦۷)	(-۲/۰۱۹)
تعداد مشاهدات	٥٦	٥٦	٥٦	٥٦	٥٦
R^2 تعدیل‌شده	۰/٥٤۱	۰/٥٦۳	۰/٥۷٦	۰/٤٤۸	۰/٦٥۳

توضیحات: ضرایب روند زمانی خطی و مقدار ثابت تخمین زده شده اما گزارش نشده‌اند. برای جزییات بیشتر نگاه کنید به توضیحات جدول (۳).

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در نهایت اینکه رگرسیون ستون (۵) جدول (۵) را با حضور متغیرهای «تغییر در تعارضات سیاسی» و «تغییر در نااطمینانی سیاست‌گذاری» مجدد تکرار می‌کنیم. ملاحظه می‌کنیم که همچنان ضرایب شاخص‌های نااطمینانی سیاستی و تعارضات سیاسی غیرمعنادار است در حالی که ضریب «تغییر در تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹» همواره منفی و معنادار باقی می ماند. ضرایب سایر متغیرهای مدل نیز به لحاظ علامت و معناداری با ستون (۵) جدول (۵) تفاوتی ندارند (به جهت رعایت اختصار، نتایج این رگرسیون اینجا ارائه نشده و در جدول (۲) فایل پیوست الکترونیکی مقاله گزارش شده است).

از تحلیل حساسیت‌های انجام‌گرفته در این بخش می‌توان نتیجه گرفت که اثر منفی و کاملا معنادار شاخص تعارضات سیاسی پس از ۱۳۸۹ بر رشد سرمایه‌گذاری، دارای استحکام بوده و در مدل‌های مختلف دچار تغییر قابل ملاحظه‌ای نمی‌شود.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در دهه اخیر اقتصاد ایران شاهد افت قابل ملاحظه‌ای در سرمایه‌گذاری بوده است. در این مقاله نشان دادیم که تا ابتدای دهه ۹۰ تغییرات سرمایه‌گذاری توسط یک مدل رگرسیون استاندارد مرکب از متغیرهای اقتصاد کلان و سنجه‌های بی‌ثباتی در محیط اقتصاد کلان، توضیح داده می‌شود. این مدل قادر نیست افت سرمایه‌گذاری را از اوایل دهه ۹۰ و به طور مشخص از نیمه سال ۱۳۹۳ پیش‌بینی کند و به نظر می‌رسد عوامل دیگری در کاهش شدید سرمایه‌گذاری دارای اهمیت هستند. در ادامه دو شاخص تعارضات سیاسی و نااطمینانی سیاست‌گذاری را که به روش تحلیل متنی مطبوعات و رسانه‌های دیجیتال از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۷ استخراج شده‌اند، معرفی و محاسبه کردیم. سپس نشان دادیم که شاخص تعارضات سیاسی می‌تواند افت سرمایه‌گذاری در دهه اخیر را توضیح دهد ضمن اینکه اثر منفی شاخص تعارضات سیاسی بر سرمایه‌گذاری از ابتدای دهه ۹۰ افزایش یافته است.

نیمه سال ۱۳۹۳ را می‌توان به عنوان یک نقطه عطف در شرایط اقتصاد ایران تلقی کرد. در این سال بعد از یک رکود چندساله، رشد اقتصادی مثبت شد و تورم روند کاهشی به خود گرفت. سایر متغیرهای اقتصادی، مانند نرخ ارز نیز در شرایط باثباتی به سر می‌بردند. با توجه به جهت تاثیر همه این متغیرهای اقتصادی بر متغیر سرمایه‌گذاری، انتظار رشد مناسبی در مورد سرمایه‌گذاری وجود داشت، اما چنین انتظاری در عمل محقق نشد. موضوع قابل توجه در این دوره زمانی آن بود که در عین حال که متغیرهای اقتصاد کلان در جهت سرمایه گذاری بیشتر، سیگنال می‌داده‌اند، اما به نظر می‌رسد ذهنیت افراد و انتظارات آن‌ها در مورد آینده همراه با نگرانی بوده و آن‌ها را نسبت به انجام سرمایه‌گذاری محتاط می‌کرده است.

مهم‌ترین عاملی که تصمیمات سرمایه‌گذاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد، انتظار از عوایدی است که سرمایه‌گذاری قرار است به ارمغان آورد. در دوره‌ای که ما در مورد آن بحث می‌کنیم شاخص تعارضات سیاسی به یک قله موضعی در شروع سال ۱۳۹۴ می‌رسد. این جدال‌ها در عرصه سیاسی که خود ممکن است حاکی از عدم توافق برای جهت‌گیری‌های آینده اقتصادی- سیاسی کشور باشد، می‌تواند نااطمینانی نسبت به شرایط

آینده را شکل دهد. هرچه این جدال‌ها بیشتر باشد، آمادگی افراد برای تصمیم‌گیری در این دوره برای سرمایه‌گذاری که قرار است در آینده منافع خود را نشان بدهد، کمتر خواهد بود. بنابراین، مطابق نتایج به دست آمده، علاوه بر متغیرهای اقتصاد کلان که منابع موجود در اقتصاد را نمایندگی می‌کنند و متغیرهایی که ثبات فضای اقتصاد کلان را نشان می‌دهند، دسته دیگری از عوامل موثر وجود دارند که نشانگر انتظارات افراد از چشم‌اندازی هستند که ایشان از آینده فعالیت اقتصادی خود در نظر دارند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Ehsan Habibpour Moghaddam https://orcid.org/0000-0002-2945-4570

Seyed Mahdi Barakchian https://orcid.org/0000-0002-5757-8706

Masoud Nili https://orcid.org/0000-0003-3775-0529

منابع

امامی، کریم و احمدی، لیلا. (۱۳۹۰). تأثیر نااطمینانی مخارج جاری و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران. *مدلسازی اقتصادی*، ۵(۱۶)، ۴۱–۵۶.

پژویان، جمشید و خسروی، تانیا. (۱۳۹۱). تأثیر تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱(۴)، ۱–۱۷.

پژویان، جمشید، و خسروی، تانیا. (۱۳۹۲). تأثیر مالیات بر شرکت ها بر سرمایه گذاری بخش خصوصی با استفاده از رهیافت کرانه‌ها. *فصل‌نامه اقتصاد مالی*، ۷(۲۵)، ۹۵–۱۲۱.

ترکی سمائی، رقیه و احمدی، لیلا. (۱۳۹۳). اثر نااطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری ثابت خصوصی واقعی در بخش صنعت اقتصاد ایران. *پژوهش‌نامه بازرگانی*،۱۸ (۷۰)،۹۳-۱۱۱.

حافظی، حامد. (۱۳۹۳). بررسی نقش سیستم بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. *روند (روند پژوهش‌های اقتصادی)*، ۲۱(۶۸)، ۸۷–۱۱۹.

سعادت‌مهر، مسعود. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر امنیت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱(۲)، ۱۶۳–۱۸۷.

صمدی، علی حسین و مهرپور، فریبا. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر حفاظت از حقوق مالکیت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۷)، ۸۷–۱۱۰.

عرب‌مازار، عباس و نظری‌گوار، سارا. (۱۳۹۱). اثر نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. *دوفصلنامه جستارهای اقتصادی*، ۹(۱۸)، ۵۹–۷۶.

قدسی‌زاده، محمد مهدی. (۱۳۹۷). *اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی. دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف.

کمیجانی، اکبر و مجاب، رامین (۱۳۹۰). رابطه نااطمینانی تورم و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۱۱(۴۱) ، ۱۳–۳۰.

گسگری، ریحانه، قنبری، حسنعلی و اقبالی، علیرضا. (۱۳۸۵). بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۶(۲۳) ، ۱۱۳–۱۳۲.

مرادپور اولادی، مهدی، ابراهیمی، محسن و عباسیون، وحید. (۱۳۸۷). بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۰(۳۵)، ۱۵۹–۱۷۶.

References

Abbasion, V., & Ebrahimi, M., & Moradpour, M. (2008). The effect of real exchange rate uncertainty on private investment. *Iranian Journal of Economic Research, 10(35)*, 159-176. [In Persian]

Abel, A. B. (1983). Optimal investment under uncertainty. *The American Economic Review, 73(1)*, 228-233.

Abel, A. B., & Eberly, J. C. (1993). A unified model of investment under uncertainty (No. w4296). *National Bureau of Economic Research*.

Ahmadi, L., & Emami, K. (2011). The effect of uncertainty in the current and constructional governments expenses on the investment of private section in Iran economy. *Quarterly Journal of Economical Modeling, 5(4)*, 41-56. [In Persian]

Ahmadi, L., & Samaei, R. (2014). Inflation uncertainty and private investment: evidence from Iran. *Iranian Journal of Trade Studies, (70)*. [In Persian]

Aizenman, J., & Marion, N. (1999). Volatility and investment: interpreting evidence from developing countries. *Economica, 66(262)*, 157-1179.

Alesina, A., & Drazen, A. (1989). Why are stabilizations delayed? (No. w3053). *National Bureau of Economic Research.*

Arabmazar, A., & NazariGovar, S. (2012). The effect of inflation uncertainty on private investment in Iran. *Journal of Iran's Economic Essays, Iran*, *9(18)*, 59-76. [In Persian]

Arif, S., & Lee, C. M. (2014). Aggregate investment and investor sentiment. *The Review of Financial Studies*, *27(11)*, 3241-3279.

Azzimonti, M. (2018). Partisan conflict and private investment. *Journal of Monetary Economics*, *93*, 114-131.

Azzimonti, M., & Talbert, M. (2014). Polarized business cycles. *Journal of Monetary Economics*, *67*, 47-61.

Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The journal of Finance*, *61(4*), 1645-1680.

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, *131(4)*, 1593-1636.

Barro, R. J. (1990). The stock market and investment. The review of financial studies, *3(1*), 115-131.

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The quarterly journal of economics*, *98(1)*, 85-106.

Bertola, G., & Caballero, R. J. (1994). Irreversibility and aggregate investment. *The Review of Economic Studies*, *61(2)*, 223-246.

Bloom, N., Bond, S., & Van Reenen, J. (2007). Uncertainty and investment dynamics. *The review of economic studies*, *74(2)*, 391-415.

Caballero, R. J. (1991). On the sign of the investment-uncertainty relationship. *The American Economic Review*, *81(1)*, 279-288.

Caballero, R. J., & Pindyck, R. S. (1992). Uncertainty, investment, and industry evolution (No. w4160). *National Bureau of Economic Research.*

Craine, R. (1989). Risky business: the allocation of capital. *Journal of Monetary Economics*, *23(2*), 201-218.

De Long, J. B. (1992). Productivity growth and machinery investment: a long-run look, 1870–1980. *The Journal of economic history*, *52(2)*, 307-324.

De Long, J. B., & Summers, L. H. (1991). Equipment investment and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *106(2)*, 445-502.

De Long, J. B., & Summers, L. H. (1993). How strongly do developing economies benefit from equipment investment?. *Journal of Monetary Economics*, *32(3)*, 395-415.

De Long, J. B., Summers, L. H., & Abel, A. B. (1992). Equipment investment and economic growth: how strong is the nexus?. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1992(2)*, 157-211.

Eghbali, A., & Gaskari, R., & Ghanbari, H. (2006). Instability in macroeconomic and private sector investment in Iran. *Journal of Economic*

Research, *6(4*), 113-132. [In Persian]

Gale, D. (1996). What have we learned from social learning?. *European Economic Review*, *40(3-5*), 617-628.

Gennaioli, N., Ma, Y., & Shleifer, A. (2016). Expectations and investment. *NBER Macroeconomics Annual*, *30(1)*, 379-431.

Ghodsizadeh, M. (2018). Measuring economic uncertainty in Iran. *Master's thesis of economics*, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Iran, *9(18)*, 59-76. [In Persian]

Government of India. (2019). Economic Survey 2018-19. Volume 1, Chapter 6, 115-127.

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, *29(3)*, 523-564.

Gutiérrez, G., & Philippon, T. (2016). Investment-less growth: An empirical investigation (No. w22897). *National Bureau of Economic Research*.

Hafezi, H. (2014). Investigating the role of banking system on private investment in Iran. *Quarterly Journal of Economic Eesearch Trend*, *21(68*), 87-119. [In Persian]

Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*,*50(1)*, 213-224.

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, *105(3)*, 1177-1216.

Khosravi, T., & Pajouyan, J. (2012). The effect of inflation on private investment. *Quarterly Journal of Investment Knowledge*, *1(4)*, 1-17. [In Persian]

Khosravi, T., & Pajouyan, J. (2013). The effect of corporate tax on the private sector investment using bound test. *Quarterly Journal of Financial Economics*, *7(25)*, 95-121. [In Persian]

Komijani, A., & Mojab, R. (2011). The links between inflation uncertainty and investment in Iran. *Journal of Economic Research*, *11(2)*, 13-30. [In Persian]

Kort, P. M., Murto, P., & Pawlina, G. (2010). Uncertainty and stepwise investment. *European Journal of Operational Research*, *202(1)*, 196-203.

Lamont, O. A. (2000). Investment plans and stock returns. *The Journal of Finance*, *55(6*), 2719-2745.

Mehrpour, F., & Samadi, A. (2013). The Effects of Property Rights Security on Private Investment in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)*, *2(7*), 87-110. [In Persian]

Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-

dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association, 90*, 268-281.

Leahy, J. V., & Whited, T. M. (1995). The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts (No. w4986). *National Bureau of Economic Research.*

Saadatmehr, M. (2011). The study of the effect of investment security on private investment in Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(2),* 163-187. [In Persian]

Servén, L. (2003). Real-exchange-rate uncertainty and private investment in LDCs. *Review of Economics and Statistics*, *85(1*), 212-218.

Wu, J., Zhang, J., Zhang, S., & Zou, L. (2020). The economic policy uncertainty and firm investment in Australia. *Applied Economics*, *52*(31), 1-25.

Zeira, J. (1990). Cost uncertainty and the rate of investment. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *14(1*), 53-63.

استناد به این مقاله: حبیب‌پور مقدم، احسان، برکچیان، سیدمهدی و نیلی، مسعود. (۱۴۰۰). نقش تعارضات سیاسی در افت شدید سرمایه‌گذاری در دهه ۹۰، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۴۵-۸۹

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

پیوست

نتایج رگرسیون مدل اول مقاله با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳٦۷ تا انتهای ۱۳۸٤

متغیر وابسته: سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه کل در بخش ماشین‌آلات	(۱)
وقفه اول متغیر وابسته	۰.۳۷۹
	(۱.٤۹۷)
وقفه دوم متغیر وابسته	۰.۱٤۳
	(۰.٤٦۹)
وقفه سوم متغیر وابسته	۰.۰۳٤۵
	(۰.۱۲٦)
وقفه چهارم متغیر وابسته	-۰.۰۹۷۱
	(-۰.٤۳۵)
وقفه اول تولید بر موجودی سرمایه	۰.۱۰۱
	(۰.۵٤٦)
وقفه دوم تولید بر موجودی سرمایه	۰.۰٦۲٦
	(۰.۳۹۵)
وقفه سوم تولید بر موجودی سرمایه	-۰.۰۳۷٦
	(-۰.۲۵۸)
وقفه چهارم تولید بر موجودی سرمایه	-۰.۰٤۷٦
	(-۰.۳۳۸)
وقفه اول شاخص باز بودن	۰.۰۰۷۹۲
	(۰.۳۲۹)
وقفه دوم شاخص باز بودن	۰.۰۱٤۳
	(۰.٦۷۳)
وقفه سوم شاخص باز بودن	۰.۰۰٦٤۱
	(۰.۳۵۱)
وقفه چهارم شاخص باز بودن	-۰.۰۲٦۷
	(-۱.۳۰٤)
وقفه اول رشد اقتصادی	۰.۰۳۸۹
	(۱.٤٦۵)
وقفه دوم رشد اقتصادی	۰.۰۲٦۷
	(۰.۹۸۹)
وقفه سوم رشد اقتصادی	۰.۰۲۰٦
	(۱.۰۲۳)
وقفه سوم رشد اقتصادی	۰.۰۲۰٦
	(۱.۰۲۳)

ادامه نتایج رگرسیون مدل اول مقاله با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳٦۷ تا انتهای ۱۳۸٤

متغیر وابسته: سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه کل در بخش ماشین‌آلات	(۱)
وقفه چهارم رشد اقتصادی	۰.۰٤۹٥***
	(۲.۷٤٥)
وقفه اول نرخ ارز حقیقی	-۰.۰۰۰٦۰٤
	(-۰.۲۲۹)
وقفه دوم نرخ ارز حقیقی	-۰.۰۰۰۷٥۱
	(-۰.۲۲٤)
وقفه سوم نرخ ارز حقیقی	۰.۰۰۱۷۳
	(۰.۷۹۷)
وقفه چهارم نرخ ارز حقیقی	-۳.٤٦e-۰٥
	(-۰.۰۱۸۷)
وقفه اول نرخ بهره حقیقی	-۱.۳۳e-۰٦
	(-۰.۰۰٥٦۳)
وقفه دوم نرخ بهره حقیقی	-۰.۰۰۰۲۸۰
	(-۱.۲۹٤)
وقفه سوم نرخ بهره حقیقی	۰.۰۰۰۲٦٦
	(۰.۹٥٤)
وقفه چهارم نرخ بهره حقیقی	۰.۰۰۰۲۷۳
	(۱.٤۷٦)
وقفه اول نوسانات ارزی	-۰.۰٦۳۹*
	(-۲.۰۰۳)
وقفه دوم نوسانات ارزی	۰.۰۱۱۲
	(۰.۳۱۱)
وقفه سوم نوسانات ارزی	-۰.۰۳۹۲
	(-۱.٥۷۰)
وقفه چهارم نوسانات ارزی	۰.۰۳٤٤
	(۱.۱۹٥)
ثابت	۰.۰۰۰۹۲۹
	(۰.۰٥۷۹)
مشاهدات تا سال ۱۳۸٤	٦۸
R-squared	۰.۸٥٦

آماره t مقاوم در داخل پرانتز

*** p<۰.۰۱, ** p<۰.۰٥, * p<۰.۱

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 89-127
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.47477.814

ATU PRESS

Original Research Received: 11/12/2019 Accepted: 22/02/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

Management of Common Resources: Market, Government, or Neither? A Review of Water Resources Management Studies in Iran (with an Emphasis on Ostrom's View)

Zohreh Rezapour * Ph.D. Student of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Mohsen Renani Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Hadi Amiri Assistant Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Abstract

Many of the common natural resources of the world are in critical conditions. The solution to this crisis is the development of effective management institutions. However, there is no consensus on these institutions. Some economists believe that creating a privately owned entity can solve the management problems of these resources. Others support the control of resources by the central government. Some institutionalists consider the local management strategy as the solution to this crisis. In this study, an empirical meta-analysis was performed to examine what solution the Iranian studies on the management of water (as a common natural resource) have favored more and what factors they have considered for its success or failure. For this purpose, about 120 articles were collected from the Database of National Publications (Magiran), Noor Specialized Magazines Website (Noormags), Scientific Information Database (SID) of ACECR, and Comprehensive Portal of Humanities using 'water management' as the keyword. Seventy-three of these articles were related to the subject of the current study. The results of this research showed that most of these studies (about 70%) used a local participatory management solution and in order to investigate the reasons for its success or failure, they paid more attention to physical factors than institutional rules and arrangements. Thirty percent of the studies supported the market or government solution. In conclusion, this study suggests that more comprehensive approaches such as Ostrom's analysis be used in future studies to find the most appropriate management method and its effectiveness in analyses so that common resources such as water can be managed more efficiently.

Keywords: Collective Action, Common Resources, Water Resources Management, Market, Government, Property Rights Approach, Ostram's Institutional Approach.
JEL Classification: D70, Q00.

---

* Corresponding Author: rezapour_zohreh@yahoo.com
How to Cite: Rezapour, Z., Renani, M., Amiri, H. (2021). Management of Common Resources: Market, Government, or Neither? A Review of Water Resources Management Studies in Iran (with an Emphasis on Ostrom's View). *Iranian Journal of Economic Research, 26 (88),*89 -127.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۰۴

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۸۹-۱۲۷

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.47477.814

مدیریت منابع مشترک: بازار، دولت یا هیچ کدام؟ مروری بر مطالعات مدیریت منابع آب در ایران (با تاکید بر دیدگاه اوستروم)

زهره رضاپور* دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

محسن رنانی استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

هادی امیری استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

چکیده

بسیاری از منابع طبیعی مشترک جهان در وضعیت بحرانی قرار دارند. راه‌حل این بحران، توسعه نهادهای مدیریتی موثر است، اما هیچ توافقی در مورد این نهادها وجود ندارد. برخی از اقتصاددانان بر این باورند که از طریق ایجاد نهاد مالکیت خصوصی می‌توان به حل مسائل مدیریتی این منابع کمک کرد؛ برخی دیگر از کنترل منابع توسط دولت مرکزی حمایت می‌کنند و برخی از نهادگرایان راهبرد مدیریت محلی را راه‌حل این بحران می‌دانند. در این پژوهش با استفاده از یک فراتحلیل تجربی به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که مطالعات داخلی در مورد مدیریت آب به عنوان یک منبع طبیعی مشترک از چه راه‌حلی حمایت بیشتری کرده‌اند و چه عواملی را برای بررسی موفقیت یا شکست آن در نظر گرفته‌اند. بدین منظور حدود ۱۲۰ مقاله از پایگاه اطلاعات نشریات کشور، پایگاه مجلات تخصصی نور و پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی و پرتال جامع علوم انسانی با کلیدواژه مدیریت آب جمع‌آوری شد که ۷۳ مورد از آن مرتبط با موضوع این مطالعه بود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بیشتر مطالعات (حدود ۷۰ درصد) از راه‌حل مدیریت مشارکتی محلی در پژوهش خود استفاده کرده‌اند و برای بررسی علل موفقیت و یا شکست آن، بیشتر برخی عوامل فیزیکی را مورد توجه قرار داده و کمتر قواعد و ترتیبات نهادی را بررسی کرده‌اند. ۳۰ درصد دیگر نیز از راه‌حل بازار یا دولت حمایت کرده‌اند. در پایان این مطالعه پیشنهاد می‌کند در مطالعات آینده بیشتر از رویکردهای جامع، همچون رویکرد تحلیل و توسعه نهادی اوستروم برای بررسی مناسب‌ترین شیوه مدیریتی و چگونگی اثربخشی آن در تحلیل‌ها استفاده شود تا بتوان به شیوه موثرتری منابع مشترک همچون آب را مدیریت کرد.

کلیدواژه‌ها: کنش جمعی، منابع مشـــترک، مدیریت منابع آب، بازار، دولت، رویکرد حقوق مالکیت، رویکرد نهادی اوستروم.

طبقه‌بندی JEL: D70, Q00.

* نویسنده مسئول: rezapour_zohreh@yahoo.com

۱- مقدمه

طی چند دهه اخیر همواره موضوعات مرتبط با مدیریت منابع مشترک (CPRs)[1] به طور چالش‌برانگیزی مورد بحث بوده است. در یک دسته‌بندی می‌توان این مطالعات را به دو نسل نسبت داد؛ نسل اول از دو راه‌حل حمایت می‌کند: رویکرد «پیگویی»[2] و رویکرد «حقوق مالکیت (یا خصوصی سازی)». رویکرد پیگویی که نشان می‌دهد اثرات خارجی را می‌توان به وسیله قوانین تحمیلی مرکزی و/ یا به وسیله مالیات درجه‌بندی شده که انگیزه‌های شخصی را با کارایی تطبیق می‌دهد، کنترل کرد و ضروری است تا با اجبار خارجی افراد را وادار سازیم به سود مشترک در گروه دست یابند، زیرا در صورت فقدان نیروی اجباری خارجی در موقعیت‌های مستقل، استفاده‌کنندگان از CPR به منافع خود نسبت به منافع مشترک اولویت بیشتری می‌دهند و بیش از حد از منابع برداشت می‌کنند. رویکرد حقوق مالکیت که توسط کوز[3] (۱۹۶۰)، دمستز[4] (۱۹۶۴ و ۱۹۶۷) و اندرسون و هیل[5] (۲۰۰۴) ارائه شده است. این اندیشمندان استدلال می‌کنند که موثرترین راه برای تصحیح ناکارایی ناشی از مسائل دستیابی به منابع مشترک، حذف دسترسی مشترک و ایجاد بازار «حقوق مالکیت» با مالکیت شخصی است که در آن مالکان، ادعای انحصاری استفاده از منابع مربوطه را دارند.

نسل دوم پژوهش در مدیریت منابع مشترک از رویکرد نهادی در کنش جمعی در مدیریت منابع مشترک حمایت می‌کنند. محققانی مانند بروملی و کرنی[6] (۱۹۸۹)، فنی و همکاران[7] (۱۹۹۰)، گراندر و همکاران[8] (۱۹۹۰)، اوستروم (۱۹۹۰)، مک‌کین[9] (۱۹۹۲)، الیکسون[10] (۱۹۹۴) و اشلاگر و همکاران[11] (۱۹۹۴) راه‌حل نهادی را به عنوان بهترین گزینه می‌دانند. بسیاری از این افراد مطالعات موردی بسیاری را بررسی کرده‌اند تا بگویند

1- Common Pool Recourses
2- Pigovian
3- Coase, R.H.
4- Demsetz, H.
5- Anderson, T., & Hill P.
6- Bromley, D., & Cernea,
7- Fenny, D.
8- Grander, R.
9- McKean, M. A.
10- Ellickson, R. C.
11- Schlager, E.

در بسیاری موارد ممکن است گروه استفاده‌کننده از منابع مشترک تحت ترتیبات نهادی درونی، خودسازماندهی[1] شود که استفاده‌کنندگان، خود این ترتیبات را طراحی کرده‌اند. بسیاری از طرفداران راه‌حل نهادی استدلال می‌کنند که هنگامی که CPR به وسیله بازار یا دولت مدیریت می‌شود، نهادهای درونی که استفاده‌کنندگان به طور سنتی آن‌ها را شکل داده‌اند یا می‌توانند شکل دهند به طور معکوسی عمل می‌کنند و در نهایت منجر به تخصیص بیش از حد منابع بین استفاده‌کنندگان می‌شود. در نتیجه در مدیریت CPR ممکن است شکست بازار و دولت اتفاق افتد (اوستروم، ۱۹۹۰).

محققانی که راه‌حل نهادی را به عنوان گزینه‌ای بهتر از راه‌حل بازار یا دولت پیشنهاد می‌دهند استدلال می‌کنند که بسیاری از مطالعات موردی در سراسر دنیا نشان می‌دهند که خودسازماندهی منابع مشترک (نقطه اتکای راه‌حل نهادی در حل مشکلات منابع مشترک) می‌تواند از آن‌ها در برابر تخریب احتمالی محافظت کند. اوستروم یکی از نخستین طرفداران راه‌حل نهادی در حل مشکلات منابع مشترک است. وی با بررسی جوامع مختلفی که به طور خودسازماندهی شده به مدیریت منابع مشترک پرداخته‌اند، دریافت که راه‌حل نهادی می‌تواند از بروز تراژدی برای منابع مشترک (تعبیر هاردین[2] از منابع مشترک) جلوگیری کند. همچنین اوستروم راه‌حل‌های پیشین برای مدیریت منابع مشترک را به چالش می‌کشد. در مورد مدیریت خصوصی و یا دولتی، اوستروم (۱۹۹۰) با استفاده از مطالعات موردی و استدلال نظری، نشان داد که با این رویکردها به کارایی تخصیصی نمی‌توان دست یافت. به طور خاص، به دلیل خصوصی‌سازی ممکن است یک منبع با دسترسی محدود به یک منبع با دسترسی آزاد تبدیل شود. اگر یک دولت نتواند تلاش کافی برای نظارت و محدود کردن استفاده از جنگل بکند، خصوصی‌سازی می تواند منجر به استفاده بیش از حد شود. (سندلر[3]، ۲۰۱۰).

اوستروم (۱۹۹۰) همچنین نشان داد که چگونه مدیریت متمرکز می‌تواند منجر به تخریب بیشتر منابع مشترک شود. به عنوان مثال، اقدامات دولت برای کوتاه شدن فصل های ماهیگیری ممکن است منجر به سرمایه‌گذاری بیش از حد در برداشت شود، زیرا ماهیگیران سعی کردند که ماهی را در کوتاه‌ترین زمان ممکن صید کنند. این امر عواقب

1- Self-governance
2- Hardin, G.
3- Sandler, T.

ناخوشـــایندی را در پی داشـــت به طوری که میزان برداشـــت افزایش می‌یافت و قایق با تکنولوژی بالا در زمان زیادی از سال بیکار می‌ماند.

بسـیاری از تلاش‌های دولتی برای کاهش میزان برداشـت منجر به انگیزه‌هایی شـد که بهره‌برداران را تشـویق کرد تا مانع محدودیت‌های اعمال شـده توسـط دولت شـوند. تمرکززدایی (خصوصی سازی) همچنین ممکن است منجر به فساد شود، زیرا مقامات دولتی از منابع موجود برای محافظت از خود استفاده می‌کنند (به عنوان مثال، فروش حق مالکیت با قیمتی کمتر از ارزش واقعی منبع به شرکت‌هایی که از مسئولان دولتی حمایت می‌کنند) (سـندلر، ۲۰۱۰). زمانی که اطلاعات ناقص در مورد تلاش‌های بهره‌برداران وجود دارد، مجازات‌های دولتی ممکن است تاثیر معکوسی بر کارایی تخصیصی داشته باشد (اوستروم، ۱۹۹۰).

در مورد انتقاد اوسـتروم از راه‌حل حقوق مالکیت، می‌توان بخش عمده‌ای از کارهای اوسـتروم را به عنوان تلاشـی برای آنچه کوز «مطالعه دنیا با هزینه‌های مبادله» می‌نامد در نظر گرفت. در این رویکرد، اوستروم از طرفداران خصـوصی‌سـازی منابع مشـترک -به عنوان مثال، دمستز (۱۹۶۷) و اسمیت[1] (۱۹۸۱)- انتقاد می‌کند که می‌گویند «تنها راه غلبه بر تراژدی منابع مشترک پایان بخشیدن به سیستم مالکیت مشترک به وسیله ایجاد سیستم حقوق مالکیت اسـت» (اوسـتروم، ۱۹۹۰). تعریف اوسـتروم از محدودیت‌های حقوق مالکیت خصوصی در منابع مشترک براساس تصور وی از اغلب نظریه‌پردازانی است که به لزوم گسـترش حقوق مالکیت در منابع مشـترک اشـاره دارند. بدین ترتیب، منظور اوسـتروم، تقسـیم زمین، جنگل و چراگاه‌ها به واحدهای جداگانه و اختصـاص آن‌ها به مالکان فردی است که می‌توانند تصمیم بگیرند چه کاری با آن‌ها انجام دهند (اوستروم، ۱۹۹۰). وی همچنین فرض می‌کند که «هنگامی که حقوق ویژه‌ای -قابل فروش و کمی شده- به‌کار گرفته می‌شود، سیستم منابع احتمالا مالکیت مشترک دارد تا مالکیت فردی».

اوسـتروم همچنین نشـان می‌دهد چگونه سـازمان‌های کوچک مقیاس راه‌هایی برای دسـتیابی به کارایی پیدا کرده‌اند، بدون اینکه هزینه‌های حصـارکشـی و ایجاد خطوط مالکیت را متحمل شـوند. وی همچنین نشـان می‌دهد که مفهوم هزینه مبادله، یک مفهوم گمراه‌کننده و بی‌ثبات اسـت. اغلب آگاهی درباره آنچه برقراری حقوق مالکیت معنا می

1- Smith, R.

دهد، دشـوار اسـت. چگونه می‌توان درباره «مالکیت» ماهی در دریا، جریان آب یا هوای پاک صحبت کرد؟

بدین ترتیب اوستروم رویکردهای دیگر در مدیریت منابع مشترک را مورد انتقاد قرار می‌دهد و راه‌حل خود سازماندهی را برای بسیاری از جوامع بهترین راه‌حل می‌داند. اما به راسـتی در کشـور ما برای مدیریت مشـاعاتی همچون رودخانه‌ها، تالاب‌ها، جنگل‌ها و چراگاه‌ها کدام راه‌حل مناسب‌تر است.

همان طور که مشاهده می‌شود در سال‌های اخیر به علت خشکسالی و تشدید گرمایش زمین شاهد خشک شدن رودخانه‌ها و تالاب‌ها و از بین رفتن اکوسیستم آن‌ها هستیم. در بسیاری از کشورها[1] مدیریت درست منابع طبیعی، بحران ناشی از عوامل طبیعی را به طور وسیع مهار کرده است. در حالی که بنا بر گزارش سازمان ملل، ایران یکی از کشورهایی است که منابع طبیعی و آبی خود را به سرعت از دست می‌دهد. به این لحاظ پیش گرفتن شیوه‌های درست در مدیریت آب یک امر اساسی است. مطالعات زیادی در کشور در باب مدیریت منابع آبی انجام شده است که برخی از آن‌ها مدیریت دولتی، برخی رویکرد بازار و برخی دیگر مدیریت مشارکتی را پیشنهاد کرده‌اند که با استفاده از تحلیل مطالعات انجام شده به این سوال پاسخ داده خواهد شد که مطالعات داخلی در این زمینه از کدام نوع مدیریت حمایت بیشتری کرده‌اند. همچنین بررسی خواهد شد که در این مطالعات از چه متغیرهایی برای توضیح موفقیت یا شکست در مدیریت آب استفاده شده است. در این راستا برای توضیح بیشتر موارد گفته شده ابتدا به راه‌حل‌های نهادی درباره مدیریت منابع مشترک در بخش دوم پرداخته می‌شود. در بخش سوم، مروری بر مطالعات مدیریت منابع آب در کشـور انجام خواهد شـد. در نهایت نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۱- مانند سازماندهی ماهی‌گیران در مین و مکزیکو، آبیاری در نپال، آریزونا، اسپانیا و فیلیپین، جنگلداری در هند، نپال، گواتمالا، کلمبیا و بولیوی، چراگاه در کنیا، حیات‌وحش در آفریقای شرقی و مدیریت آب زیرزمینی در کالیفرنیا.

۲. مرور مختصری بر مدیریت منابع مشترک از دیدگاه اوستروم

الینور اوستروم رویکرد جدیدی را برای مطالعه منابع با مالکیت مشترک ارائه کرد. قلب روش اوستروم بررسی مطالعات موردی درباره جوامعی است که نهادهای مناسبی را برای مشکلات تکنیکی ویژه که ناشی از محیط خاص آن‌ها است، توسعه داده‌اند. اوستروم تاکید می‌کند که هر دنیای واقعی از منابع مشترک، ویژگی‌های خاص خود را دارد. وی استدلال می‌کند که مسائل واقعی منابع مشترک معمولا بسیار پیچیده‌تر از مدل‌هایی است که اقتصاددانان به نوشتن آن علاقه دارند. دستیابی به کارایی به وسیله تحمیل مالیات و یا سهمیه‌بندی اغلب عملی نیست، زیرا مقامات محلی شرایط محلی را بد می‌فهمند و شرکت‌کنندگان نیز هیچ انگیزه‌ای برای فاش کردن اطلاعاتی که برای دستیابی به کارایی لازم است، ندارند.

به طور معمول، مطالعات اوستروم درباره مسائل دنیای واقعی منابع مشترک شامل تعاملات مکرر بین تعداد کمی از بازیکنانی است که قادر به توسعه نهادهای نامحسوسی برای نظارت و اجرای درجه‌ای از همکاری هستند.

اوستروم در کتاب حکمرانی منابع مشترک (۱۹۹۰) مشاهدات دقیقی از نهادهای پایدار در مدیریت منابع با مالکیت مشترک ارائه می‌دهد. برخی از این نهادها حدود چند صد سال تقریبا دست نخورده باقی مانده‌اند. این موارد شامل مراتعی در آلپ و جنگل های اشتراکی متعلق به شهروندانی از روستاهای سوئیس، مراتع و جنگل‌ها در روستاهای ژاپنی و ذخایر آبیاری محلی و نهرهایی در اسپانیا است.

اوستروم تلاش کرده است ویژگی‌های مشترک جوامع و نهادهایی را معرفی کند که اثربخشی و بقای خود را ارتقا داده‌اند. بدین منظور وی قواعدی را بیان می‌کند که بین نهادهای دیرپایی که به صورت خودسازماندهی، منابع مشترک را اداره می‌کنند، مشترک است. این قواعد عبارتند از:

- مرزها به طور روشنی تعریف شده‌اند؛ چه کسانی می‌توانند از منابع برداشت کنند و چه کسانی نمی‌توانند. این ویژگی باعث می شود این منابع برای خودی‌ها «مالکیت مشترک» داشته باشد، اما اجازه نمی‌دهد سایرین «دسترسی آزاد» به آن داشته باشند.
- قوانین تخصیص، محدودیت در زمان، مکان، تکنولوژی و/ یا میزان برداشت از منابع با توجه به شرایط محلی ترسیم شده است.

- قوانین انتخاب جمعی به اکثر افراد اجازه می‌دهد که به وسیله مشارکت در هرگونه اصلاحی در قوانین بر این قوانین تاثیر بگذارند.
- نظارت بر پیروی از قوانین انجام می‌گیرد و ناظران در برابر استفاده‌کنندگان محلی منابع پاسخگو هستند. در موفق‌ترین راه‌حل‌ها، خوداجرایی[1] توسط اعضای گروه یک ویژگی اساسی است. این کارها معمولا بهتر از تلاش برای اجرای قوانین تصویب شده توسط دولتی است که خارج از این گروه‌ها قرار دارد.
- مجازات‌هایی برای عدم رعایت قوانین در نظر گرفته شده است که شدت این مجازات‌ها به شدت و زمینه جرم بستگی دارد.
- دسترسی کم هزینه و سریع به جاهایی که تعارض‌های میان کاربردها و استفاده‌کنندگان و مقامات را حل و فصل کند.
- به رسمیت شناختن حداقل حقوق برای تشکل‌های محلی.
- برای منابع مشترک بزرگتر، انجام فعالیت‌های سازمان یافته درون لایه‌های متعدد شرکت‌های ادغام یافته (اوستروم، ۱۹۹۰).

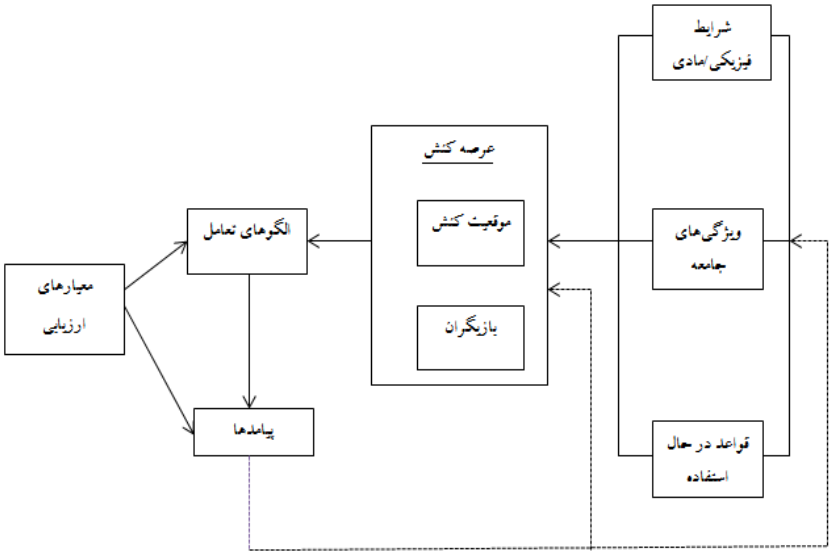
محققانی همچون انارسی[2]، ۲۰۰۲؛ کاکس و همکاران، ۲۰۱۰؛ بهارا[3]، ۲۰۰۹؛ باستاکوتی و همکاران[4]، ۲۰۰۹؛ اندرسون، ۲۰۱۲؛ گورتن و همکاران[5]، ۲۰۰۹؛ کولیبالی-لینگانی و همکاران[6]، ۲۰۰۹ و ایتو[7]، ۲۰۱۲ با الهام گرفتن از قواعد طراحی نهادی اوستروم به معرفی، مقایسه و فهرست طیف گسترده‌ای از متغیرهایی پرداختند که بر پیامدهای حاصل از کنش جمعی در مدیریت منابع مشترک تاثیر می‌گذارد.

اوستروم در پژوهش‌های خود فقط به مطالعات میدانی اکتفا نکرده است، بلکه به مدل‌سازی کنش جمعی نیز وارد شده است. او بر اساس نتایج تجربی و مطالعات آزمایشگاهی با قرار دادن فرض‌های کلیدی در تئوری کنش جمعی تجدید نظر کرده است. اوستروم در مدل‌سازی خود نشان می‌دهد که محوریت اعتماد و تقابل به عنوان

1- Self-enforcement
2- NRC
3- Behera, B.
4- Bastakoti, R. C.
5- Gorton, M.
6- Coulibaly-Lingani, P.
7- Ito, J.

هسته تعیین کننده کنش جمعی، نه فقط در منابع مشترک، بلکه در تکامل اجتماعی نیز به طور عمومی‌تری عمل می‌کند. علاوه بر این، مشـــارکت مهم دیگر اوســـتروم، ایجاد چارچوب تحلیل و توســـعه نهادی (IAD)[1] در مدیریت منابع مشـــترک اســـت. از نظر او ستروم، برای سیاست‌گذاران و محققانی که علاقه‌مند به این مسائل هستند که چگونه سیستم‌های سازماندهی مختلف، افراد را قادر به حل مشکلات به صورت جمعی می‌سازد، چارچوب IAD به سازماندهی قابلیت‌های تشخیصی، تحلیلی و تجویزی کمک می‌کند (اوســتروم، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۷) که در ادامه این چارچوب به طور مختصــر توضــیح داده می شود. IAD یک نقشه مفهومی چند منظوره است (نمودار (۱)). یک بخش از چارچوب به شناسایی فضای یک کنش و الگوهای حاصل از تعاملات و نتایج و ارزیابی این نتایج می‌پردازد (سمت راست نمودار (۱)).

شکل ۱. چارچوب تحلیل نهادی



منبع: اوستروم، گاردنر و والکر، ۱۹۹٤ و اوستروم، ۲۰۰۵

اولین گام در تحلیل یک مساله، شناسایی یک واحد مفهومی به نام فضای کنش است که می‌تواند برای تجزیه و تحلیل، پیش‌بینی و توضـــیح رفتار در ترتیبات نهادی اســـتفاده

1- Institutional and Analysis Development

شـود. فضـای کنش عبارت اسـت از موقعیت کنش و بازیگران در آن موقعیت. موقعیت کنش می‌تواند با اسـتفاده از هفت دسـته متغیر مشـخص شـود: ۱- شـرکت‌کنندگان، ۲- موقعیت‌ها، ۳- پیامدها، ۴- ارتباط های بین پیامد- کنش، ۵- کنترل فعالیت شـرکت کنندگان، ۶- اطلاعات و ۷- هزینه‌ها و منافع اختصـاص یافته به پیامدها. در مورد بازیگر (یک فرد یا یک بازیگر سازمانی) چهار متغیر بررسی می‌شود:

- منابعی که یک بازیگر در یک موقعیت می‌آورد.
- ارزیابی که بازیگران از مقررات دنیا و کنش‌ها دارند.
- روشی که بازیگران اطلاعات را پردازش، حفظ، استفاده و به دست می‌آورند.
- فرآیندهایی که بازیگران برای انتخاب دوره‌های خاصی از کنش استفاده می‌کنند.

اصـطلاح عرصـه کنش[1] به فضـای اجتماعی اشـاره دارد که در آن افراد به تعامل با یکدیگر، مبادله کالاها و خدمات، حل مشـکلات، تسـلط بر یکدیگر و یا مبارزه (از میان موارد بسیاری که افراد در فضای کنش انجام می‌دهند) می‌پردازند. هنگامی که متغیرهایی که موقعیت و سـاختار انگیزشـی و شـناختی یک بازیگر را تصـریح می‌کنند، حاصـل می شوند، بخش عمده‌ای از کار نظری در این سطح متوقف می‌شود. تجزیه و تحلیل به سمت پیش‌بینی رفتار احتمالی افراد در چنین ساختاری ادامه می‌یابد.

یک تحلیلگر نهادی می‌تواند پس از تلاش برای درک ساختار اولیه عرصه کنش، دو گام اضافی بردارد. یکی از این گام‌ها عمیق‌تر است و عواملی را جست‌وجو می‌کند که بر سـاختار یک عرصـه کنش تاثیر می‌گذارد. از این دیدگاه، به عرصـه کنش به عنوان مجموعه متغیرهایی نگریسـته می‌شـود که به عوامل دیگر بسـتگی دارد. این عوامل بر ساختار یک عرصه کنش تاثیر می‌گذارد که شامل سه دسته متغیر است: ۱- قواعدی که توسـط شـرکت‌کنندگان برای نظم دادن روابطشـان اسـتفاده می‌شـود، ۲- ویژگی‌های فیزیکی/ مادی و ۳- ساختار کلی‌تر جامعه که در آن عرصه خاص قرار می‌گیرد (اوستروم و کیسـر، ۱۹۸۲). سـپس می‌توان به سـمت خارج از فضـاهای کنش حرکت کرد تا روش هایی را برای توضـیح سـاختارهای پیچیده در نظر بگیرند که عرصـه‌های کنش متوالی و همزمان را به یکدیگر متصل می‌کنند (سمت چپ نمودار (۱)) که در ادامه به طور ساده به توضیح هر یک از این متغیرها در مدیریت آب پرداخته می‌شود.

1- Action arena

۲-۱. ویژگی‌های فیزیکی و مادی

بیشتر سیستم‌های آبیاری با مشکلات مربوط به مستثناسازی و رقابت‌پذیری در واحدهای منابع مشخص می شوند. این ویژگی‌های فیزیکی موقعیت‌های کنش جمعی بین آبیاران را در اکثر سیستم‌ها ایجاد می کند. ویژگی‌های فیزیکی دیگری همچون اندازه سیستم آبیاری، الگوی عرضه آب و دسترسی به منابع آب جایگزین نیز بر تعامل‌های بین بهره برداران تاثیر می گذارد. ویژگی‌های اجتماعی مانند منابع درآمدی آبیاران و وجود یا عدم وجود تفاوت های اجتماعی، اقتصادی، فرهنگی و مکانی بهره‌برداران نیز بر انگیزه مشارکت آن‌ها تاثیر دارد. هر یک از این ویژگی‌ها به‌نوبه خود یا در ترکیب با دیگر خصوصیات به طور بالقوه بر عملکرد و نتایج جمعی در یک سیستم آبیاری تاثیر می گذارد. در نتیجه محدودیت‌ها و فرصت‌هایی که ایجاد شده است باید در طراحی ترتیبات نهادی برای یک سیستم آبیاری مورد توجه قرار گیرد.

۲-۱-۱ وابستگی به منبع

میزان وابستگی کشاورزان به یک سیستم آبیاری ممکن است بر انگیزه‌های آن‌ها برای همکاری به روش‌های به نسبت پیچیده و غیرمنتظره‌ای تاثیر گذارد. کشاورزان ممکن است به یک سیستم آبیاری در دو حوزه مختلف وابسته باشند: ۱- به عنوان منبع اصلی درآمد (یعنی درآمد آن‌ها بیشتر حاصل از کشت محصولات کشاورزی است که توسط سیستم تولید می‌شود) و ۲- به عنوان منبع اصلی آب برای آبیاری.

میزان وابستگی کشاورزان به یک سیستم آبیاری به عنوان یک منبع اصلی درآمد ممکن است بر انگیزه‌های آن‌ها برای شرکت در کنش جمعی اثر متفاوتی داشته باشد. در بیشتر موارد، آبیارانی که بیشتر به یک سیستم آبیاری وابسته هستند، بیشتر احتمال دارد که منابع شخصی قابل توجهی برای کار و نگهداری سیستم صرف کنند. بهره‌بردارانی که شغل دیگری ندارند نیز احتمالا بیشتر در کنش‌های جمعی در سیستم آبیاری شرکت می کنند.

همچنین در صورتی که بیشتر کشاورزان منبع درآمدی دیگری نداشته باشند، ممکن است برای آن‌ها دشوار باشد که فعالیت‌های جدید مشارکتی را گسترش دهند که نیاز به سرمایه گذاری قابل توجه دارد. برای مثال، ممکن است نیاز به کاهش قابل توجهی در

میزان بهره‌برداری از آب به منظور پر شدن مجدد آبگیر باشد. اگر اکثر کشاورزان به طور کامل برای آبیاری محصولات خود به آب این حوضه وابسته باشند و منبع درآمدی دیگری نداشته باشند، توسعه و اجرای تلاش‌های همکارانه برای کاهش میزان استحصال آب مشکل خواهد بود. بسته به شرایط، وابستگی کشاورزان به یک سیستم آبیاری به عنوان یک منبع اصلی درآمد، می‌تواند به تسهیل کنش جمعی کمک یا از آن ممانعت کند. به همین ترتیب، در دسترس بودن منابع جایگزین آب ممکن است انگیزه‌های کشاورزان را برای همکاری افزایش یا کاهش دهد. در بعضی موارد، در دسترس بودن یک منبع جایگزین آب هنگامی که جریان آب در سیستم کم است، ممکن است تنش در میان آبیاران را کاهش دهد؛ بنابراین، همکاری طولانی مدت آن‌ها را تسهیل می‌کند. همچنین با دسترسی به منبع جایگزین آب، آبیاران کمتر مایل به کمک در حفظ و نگهداری سیستم هستند؛ بنابراین، مانع همکاری طولانی‌مدت بین آنها می شود (تانگ[1]، ۱۹۹۲).

۲-۱-۲. سطح زیر کشت آبی و تعداد بهره‌برداران

حتی اگر آبیاران به صورت فردی مایل به مشارکت در تلاش‌های جمعی باشند، آن‌ها باید منابعی را به منظور سازماندهی خود شان برای واگذاری مسئولیت‌ها و انجام وظایف تخصیص آب و تعمیر و نگهداری سیستم صرف کنند. ممکن است هم اندازه سیستم آبیاری و هم تعداد استفاده‌کنندگان از سیستم بر کنش‌های کشاورزان تاثیر بگذارد. بسیاری از نویسندگان استدلال می‌کنند که با فرض ثبات سایر شرایط، درحالی که اندازه یک منبع افزایش می‌یابد، هزینه‌های جمع‌آوری اطلاعات، ارتباطات، تصمیم‌گیری و نظارت نیز افزایش می‌یابد. به همین ترتیب با افزایش تعداد آبیاران نیز هزینه‌های مبادله مختلف افزایش می‌یابد (فیلد[2]، ۱۹۸۶ و بوکانان و تالک[3]، ۱۹۶۲). این دو استدلال به این معنی است که اگر همه موارد دیگر یکسان باشند، سازماندهی جمعی در سیستم‌های آبیاری با اندازه‌های کوچک‌تر و استفاده‌کنندگان کمتر، آسان‌تر خواهد بود.

1- Tang, S. Y.
2- Field, B. C.
3- Buchanan, J., & Gordon T.

نوع ترتیبات نهادی‌ای که برای غلبه بر مشکل سازماندهی آبیاری در مقیاس بزرگ مورد نیاز است، مورد توجه دانشمندان علوم اجتماعی بوده است. ایده ویتفوگل[1] که آبیاری در مقیاس بزرگ (کشاورزی هیدرولیک) به انضباط و هدایت توسط یک مقام خارجی نیاز دارد، احتمالا معروف‌ترین نظریه در مورد آبیاری است. ویتفوگل (۱۹۸۱) استدلال می‌کند که نیاز به هدایت و پیش‌برد همکاری در ساخت و اجرای کارهای مهم هیدرولیکی، موجب ایجاد نظام‌های بوروکراتیک بسیار متمرکزی در بسیاری از نقاط جهان شده است.

با این وجود نمونه‌های بسیاری وجود دارد که کشاورزان و جوامع محلی قادر به جمع آوری و نظم بخشیدن به نیروی کار محلی و سایر منابع خود به صورت جمعی به منظور ساخت و نگهداری سیستم‌های آبیاری هستند که مناطقی را با وسعت بیش از چند ۱۰۰ هکتار تحت پوشش قرار می‌دهد (به عنوان مثال، لندو[2]، ۱۹۷۹؛ سی[3]، ۱۹۸۲ و پرادهان[4]، ۱۹۸۳). این سیستم‌ها توسط یک مکانیزم اداری یکپارچه اداره نمی‌شوند.

۲-۱-۳. تفاوت بین کشاورزان

آبیاران نسبت به یکدیگر در ۱- ویژگی های فرهنگی و اجتماعی مانند قومیت، نژاد، طایفه، قبیله و یا مذهب، ۲- مقدار زمین و آبی که آن‌ها دارند و یا ۳- محل قرار گرفتن آن‌ها در داخل سیستم، تفاوت دارند. این تفاوت‌ها ویژگی‌های زمینه‌ای مهمی هستند که بر کنش جمعی در آبیاری تاثیر می‌گذارند.

اگر جامعه‌ای از آبیاران دارای تقسیمات نژادی، قومی، قبیله‌ای یا مذهبی باشند که مانع برقراری ارتباط بین آن‌ها می شود، هزینه‌های سازماندهی کنش جمعی در آن جامعه بیشتر از جوامع فاقد این گونه تقسیم‌بندی‌ها است. در بعضی موارد، تقسیمات میان آبیاران ممکن است به اندازه ای زیاد باشد که مانع هر نوع همکاری شود. با این حال، مواردی نیز وجود دارد که در آن جوامع با قومیت، نژاد و یا دیگر تقسیم‌بندی‌ها، قادر به غلبه بر این موانع و توسعه و حفظ ترتیبات همکاری بلندمدت هستند. در چنین شرایطی، سطوح

1- Wittfogel, K. A.
2- Lando, R. P.
3- Siy, R. Y.
4- Pradhan, P.

بالای اختلافات و تعارض های بالقوه میان آبیاران هنوز وجود دارد. ترتیبات نهادی می‌تواند مناقشات بالقوه میان کشاورزان را کاهش داده و آن‌ها را حل و فصل کند و تضمین تقسیم عادلانه‌تر منافع و هزینه‌های سربار به حفظ تلاش‌های همکاری کمک می کند.

برخی از ادبیات موضوع نشان می‌دهد در صورتی که تعداد کمی از افراد دارای منافع نامتناسب در ارتباط با کالای جمعی باشند، احتمال دارد که یک کالای جمعی فراهم شود، زیرا این افراد بیشتر از کالا سود می‌برند و ممکن است منافع خود را در این ببینند که یا کالا را خود فراهم کنند و یا اینکه منابعی را برای سازماندهی دیگر ذی‌نفعان به منظور تامین کالا صرف کنند (به عنوان مثال، اولسون[1]، ۱۹۶۵). در آبیاری، این بدین معنی است که حضور افرادی که تقسیم‌های آب نامتناسب با زمین آن‌ها صورت گرفته، تلاش‌های جمعی در تخصیص آب و سرمایه‌گذاری را تسهیل می‌کند. برعکس، برخی از نویسندگان استدلال می‌کنند که توزیع بسیار نابرابر زمین، مانع مشارکت محلی در اجرا و نگهداری امکانات آبیاری می‌شود (برای مثال، پالانیسامی و ایستر[2]، ۱۹۸۶). کشاورزانی با ثروت و نفوذ نامتناسب ممکن است میلی به همکاری با کشاورزان فقیر نداشته باشن؛ یا اگر همکاری کنند، انتظار مزایا و منافع بیشتری داشته باشند (هریس[3]، ۱۹۷۷).

آبیاران ممکن است دسترسی نابرابر به جریان آب داشته باشند. این تفاوت بر انگیزه‌های آن‌ها برای همکاری نیز تاثیر می‌گذارد. در اغلب سیستم‌های آبیاری کانالی، بالادستی‌ها نسبت به سایرین دارای مزیت طبیعی در دسترسی به آب هستند. همان‌طور که توسط بسیاری از نویسندگان تایید شده است بجز سیستم‌های آبیاری که به خوبی سازماندهی شده‌اند، بالادستی‌ها تمایل به مصرف آب بیشتری برای رشد محصولات زراعی خود به هزینه سایرین دارند (برواملی، ۱۹۸۲ و چمبرز[4]، ۱۹۷۷).

۲-۲. ترتیبات نهادی

از منظر سیاستی در بین سه ویژگی مربوط به موقعیت کنش، ترتیبات نهادی مهم‌ترین عاملی است که آبیاران با آن مواجه می‌شوند. ترتیبات نهادی، قواعدی هستند که «به طور

1- Olson, M
2- Palanisami, K., & Easter, K. W.
3- Harriss, J.
4- Chambers, R.

بالقوه نهادهای زبان‌شناختی هستند که به تجویزهایی اشاره دارد که معمولا توسط گروهی از شرکت‌کنندگان برای نظم بخشیدن به روابط تکراری و وابسته به هم مورد استفاده قرار می‌گیرد» (اوستروم، ۱۹۸۶). در یک موقعیت قاعده‌مند، افراد با توجه به انگیزه‌های موجود در موقعیت، کنش‌های خاصی را از مجموعه وسیعی از کنش‌های مجاز انتخاب می‌کنند. قواعد به عنوان مصنوعات اجتماعی مورد طراحی و مداخله انسان واقع می‌شوند. با شناسایی قابلیت‌ها و محدودیت‌های ذاتی در ترتیبات نهادی مختلف، می توان الگو های مختلف نتایج اجتماعی را پیش‌بینی کرد. از تغییر قواعد، می‌توان برای تغییر ساختار انگیزه‌های شرکت‌کنندگان و ارتباط بین آن‌ها استفاده کرد. چنین مداخلاتی می‌تواند به طور موثری توانایی‌های آبیاران را در تخصیص آب و حفظ سیستم آبیاری افزایش دهد.

۲-۲-۱. قواعد عملیاتی

قواعد عملیاتی تعریف می‌کند که چه کسی در چه موقعیتی می‌تواند شرکت کند؛ شرکت‌کنندگان چه کارهایی می‌توانند باید یا نباید انجام دهند و چگونه پاداش خواهند گرفت یا مجازات خواهند شد. در صورتی که شرکت‌کنندگان دانش مشترکی از قواعد عملیاتی به اشتراک بگذارند و مایل به پیروی از آن باشند، این قواعد هماهنگی را تسهیل می‌کند. در دنیایی که دانش به سرعت در حال گسترش است و شرایط تغییر می‌کند، قواعد باید قابلیت پیش‌بینی افراد و در عین حال انعطاف پذیری کافی برای مقابله با احتمالات مختلف را داشته باشد (اوستروم، ۱۹۸۹).

در سیستم‌های آبیاری در صورتی که کشاورزان مشکلات کنش جمعی خود را حل‌و فصل می‌کنند، چهار نوع قاعده عملیاتی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. این قواعد شامل قواعد مرزی، تخصیص، نهاده (ورودی) و مجازات است.

۲-۲-۱-۱. قواعد مرزی

یک پیش‌شرط کلیدی برای کنش جمعی موفق در منابع مشترک، اجرای موثر تعدادی از قواعد مرزی است که تعداد افراد واجد شرایط در استفاده از واحدهای منبع را محدود می‌کند (اوستروم، ۱۹۹۰ و اوستروم و اشلاگر، ۱۹۹۲). بدون تعریف مشخصی از حقوق، برای استفاده‌کنندگان واقعی و بالقوه دشوار است که درباره مجموعه مشترکی از قواعد

به منظور هماهنگ کردن تخصیص آب و فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، مذاکره و آن‌ها را اجرا کنند. به عنوان مثال، استدلال شده است که «استحکام و انسجام سازمان‌های آبیاری محلی در مناطق توسعه‌یافته به نظر می‌رسد با موفقیت یک جامعه آبیاری در محدود کردن یا تثبیت استفاده، و در نتیجه به دست آوردن امنیت برای اعضا ارتباط دارد» (ماس و اندرسون[1]، ۱۹۸۶). وجود مجموعه بسته‌ای از دارندگان حق نیز یک منبع مشترک را از یک منبع با دسترسی آزاد متمایز می‌کند (برواملی، ۱۹۸۴).

الزامات مختلف مرزی در اغلب سیستم‌های آبیاری استفاده می‌شود، عبارت است از: ۱- مالکیت یا اجاره زمین در مکان مشخص، ۲- مالکیت یا اجاره حق‌آبه‌ها، ۳- مالکیت یا اجاره حق‌آبه به نسبت معینی از جریان آب، ۴- پرداخت هزینه‌های ورودی معین و ۵- عضویت در یک سازمان. یک قاعده مرزی ممکن است تنها یکی از این الزامات یا ترکیبی از آن‌ها باشد.

محدود کردن تعداد استفاده‌کنندگان سیستم آبیاری راهی برای اطمینان از تداوم بلندمدت آن است، اما ممکن است در صورتی که افرادی که می‌توانند از یک سیستم آبیاری بهره‌مند شوند از آن محروم شوند، تخصیص نادرست منابع اتفاق بیفتد. این امر به طور مثال ممکن است زمانی اتفاق بیافتد که سیستم آبیاری دارای آب فراوان است، اما حق براشت آب به طور انعطاف‌ناپذیری به قرار گرفتن در یک منطقه خاص گره خورده است. با این حال، الزاماتی که استفاده موثر از آب را تشویق کند، وجود دارد. به عنوان مثال، بعضی از نویسندگان استدلال می‌کنند که حق‌آب قابل انتقال، مستقل از زمین، باعث ایجاد انگیزه برای استفاده آب به صورت کارا می‌شود. همچنین حق‌آبه‌های قابل انتقال تجارت سهم‌های آب را میسر می‌سازد به طوری که آب می‌تواند توسط افرادی مورد استفاده قرار گیرد که می‌توانند از آن بیشترین بهره‌وری را داشته باشند (مارتین و یودر[2]، ۱۹۸۶ و اندرسون، ۱۹۸۳). برخی دیگر استدلال می‌کنند که حق‌آبه‌های مستقل قابل انتقال به طور کلی نیاز به کنترل سازمانی و فنی بیشتری دارد و ممکن است بکارگیری آن در انواع موقعیت‌ها امکان‌پذیر نباشد (گلیک[3]، ۱۹۹۰).

1- Maass, A., & Anderson, R. L.
2- Martin, E., & Yoder, R.
3- Glick, T. F.

۲-۲-۱-۲. قواعد تخصیص

قواعد تخصیص رویه برداشت آب از یک سیستم آبیاری را توصیف می‌کنند. آن‌ها به ویژه هنگامی که عرضه آب برای برآورده کردن نیازهای محصول همه کشاورزان به اندازه کافی نباشد از اهمیت زیادی برخوردار است. در صورتی که قواعد تخصیص به صورت کارا اجرا شوند، می‌تواند عدم اطمینان و درگیری بین آبیاران در ارتباط با برداشت آب را کاهش دهند. اغلب سه رویه (درصد ثابت، زمان ثابت و نوبت ثابت) در تخصیص آب استفاده شده است:

الف- درصد ثابت: جریان آب به کمک برخی ابزارهای فیزیکی به نسبت‌های ثابتی تقسیم می‌شود.

ب- زمان ثابت: برای هر فرد زمان ثابتی تعیین می‌شود که در طی آن مجاز به برداشت آب است.

ج- نوبت ثابت: افراد به نوبت آب می‌گیرند.

هر کدام از این روش‌ها ممکن است براساس منطق‌های مختلفی مانند وسعت زمین، مقدار آب مورد نیاز برای کشت، تعداد سهم‌های موجود، الگوی تاریخی استفاده، محل زمین یا تشخیص قانونی باشد. بسته به ویژگی‌های مختلفی مانند درجه کمبود آب، طول و ساختار امکانات آبرسانی، نوع محصولات کشت شده و ابزارهای نظارتی موجود، قواعد تخصیص مختلف ممکن است تحت شرایط متفاوتی مناسب باشند. در میان آن‌ها، کمبود آب مستلزم بحث خاص خود است. کمبود آب بر نوع قاعده تخصیص مورد نیاز برای هماهنگ کردن فعالیت‌های برداشت آب تاثیر می‌گذارد. در سیستم‌هایی که آب فراوان در تمام طول سال دارند، ممکن است هیچ نیازی به قاعده خاصی برای تخصیص آب نباشد. برای بسیاری از دیگر سیستم‌های آبیاری، به طور کلی ممکن است حجم آب متناسب با نیاز کشاورزان برای آبیاری همه محصولات کشت آن‌ها باشد، اما تقاضا برای آب ممکن است از مقدار موجود آن در طول دوره‌های زمانی خاصی بیشتر باشد. این وضعیت در فصول خشک یا در مراحل خاص رشد محصول که به مقدار زیادی از آب نیاز است، اتفاق می‌افتد.

۲-۲-۱-۳. قواعد نهاده

قواعد نهاده نوع و میزان منابعی را مشخص می‌کند که هر کشت نیاز دارد. آبیارانی که مالک کل یک سیستم هستند و آن را اداره می‌کنند باید منابع خود را برای تامین مالی سازمانشان و ایجاد و حفظ و نگهداری تجهیزات تحویل آب افزایش دهند. در مقیاس بزرگ در سیستم‌های آبیاری ساخته شده توسط دولت، منابع انسانی و مادی آبیاران نیز می‌تواند موثر واقع شود و نهاده‌های قابل اتکایی برای توسعه و نگهداری از سیستم هستند. یک آبیار ممکن است در تامین چهار نوع نهاده اصلی سهم داشته باشد: ۱- مالیات آب مقرر، ۲- نیروی کار برای نگهداری دائمی، ۳- نیروی کار برای تعمیر اضطراری و ۴- نیروی کار، پول و مواد برای سرمایه‌گذاری. هر کدام از نیازمندی‌های نهاده ممکن است بر اساس یک یا دو منطق (برابر یا نسبی) باشد. قاعده برابری به سادگی برای همه آبیاران سهم برابر تعیین می‌کند. قاعده نسبی برای هر آبیار سهمی متناسب با منفعتی که از سیستم می‌برد، تعیین می‌کند.

برخی از محققان استدلال می‌کنند که در صورتی که کشاورزان نیاز به نیروی کار برای نگهداری از سیستم داشته باشند، نهاده‌ها باید متناسب با منافع دریافتی آن‌ها باشد.

۲-۲-۱-٤. قواعد مجازات

در بسیاری از موارد قواعد بی‌نتیجه هستند مگر اینکه ناقضان قواعد مجازات شوند. برخی از این مجازات‌ها عبارتند از: از دست دادن موقت یا دائمی حق استفاده از آب و یا حبس. موثر بودن هر یک از این مجازات‌ها به ویژگی‌های جامعه آبیاری و مکانیزم‌های نظارتی موجود بستگی دارد.

۲-۲-۲. ترتیبات نهادی

۲-۲-۲-۱. ترتیبات انتخاب جمعی

قواعد عملیاتی محدودیت‌هایی را ایجاد می‌کند که اگر به درستی طراحی و پیاده‌سازی شوند، همکاری میان شرکت‌کنندگان در شرایط مختلف کنش جمعی در آبیاری را تسهیل می‌کند. با این وجود، قواعد عملیاتی نه خود تولید شده[1] و نه خود اجرا[2] هستند.

1- Self-generating
2- Self-enforcing

در اغلب موارد باید سازوکارهای نهادی برای حل اختلافات، اجرای تصمیم‌ها و تدوین و اصلاح قوانین عملیاتی ایجاد شود. این ترتیبات نهادی مجموعه دومی از قواعد (قواعد انتخاب جمعی) را ارائه می‌دهند. مطالعه فرآیندهای مورد استفاده برای ایجاد، اجرا و اصلاح قواعد انتخاب جمعی شامل سطح متفاوتی از تحلیل نهادی (سطح قانونی) می‌شود (اوستروم، ۱۹۸۷).

به لحاظ عقلانیت محدود و فرصت‌طلبی شرکت‌کنندگان، ترتیبات انتخاب جمعی برای تعیین، اجرا و تغییر قواعد عملیاتی بسیار مهم هستند. به لحاظ عقلانیت محدود، تدبیر قواعد عملیاتی که انواع احتمالات را پیش‌بینی می‌کند، غیرممکن است: اختلاف میان شرکت‌کنندگان در مورد معانی و حوزه‌های عملیاتی می‌تواند به طور مرتب رخ دهد. ترتیبات انتخاب جمعی، فرآیندهایی را ایجاد می‌کند که می‌تواند اختلافات بین شرکت‌کنندگان را حل و فصل کند. فرصت‌طلبی باعث می شود افراد تمایل به بهره گرفتن از شریکان خود داشته باشند؛ ترتیبات انتخاب جمعی که مجازات‌هایی برای رفتار نقض قاعده در نظر می‌گیرد برای حفظ روابط متقابل تولیدی مهم هستند. علاوه بر این، در یک دنیای تغییر دانش و محیط، قواعد عملیاتی که در یک زمان اتخاذ می‌شوند ممکن است در زمان دیگر منسوخ شوند؛ ترتیبات نهادی که تطبیق و اصلاح قوانین را تسهیل می‌کند، شرکت‌کنندگان را قادر می‌سازد تا به این تغییرات پاسخ دهند.

۲-۲-۲-۲. قواعد انتخاب جمعی

افراد ممکن است انگیزه اندکی برای پیروی از قواعد داشته باشند، مگر اینکه باور داشته عدم تبعیت آن‌ها منجر به مجازات قابل توجهی می‌شود. همکاری بلندمدت در میان گروه بزرگی از افراد به تدابیری بستگی دارد که به نظارت و مجازات متخلفان کمک می کند (هکچر[1]، ۱۹۸۷). نظارت متقابل بین آبیاران می‌تواند ابزاری برای اجرای قانون باشد. این امر زمانی مؤثر است که: ۱- فقط شامل گروه کوچکی از افراد شود، ۲- فعالیت‌های هر شخص به راحتی برای دیگران قابل مشاهده باشد و ۳- هر فرد برای نظارت بر فعالیت های دیگران برای حفاظت از خود یا حقوق خود انگیزه داشته باشد. هنگامی که افراد بسیاری درگیر هستند، تدارک نظارت به خودی خود منجر به مساله سواری مجانی می

1- Hechter, M.

شود؛ زیرا افراد خاصی ممکن است بخواهند در وقت و انرژی خود در نظارت بر فعالیت های دیگران صرفه‌جویی کنند به این امید که دیگران کار نظارت را برای آن‌ها انجام خواهند داد. بدین ترتیب می‌توان دید که این متغیرهای به ظاهر کم‌اهمیت چگونه بر مدیریت آب تاثیر می‌گذارند. بررسی کامل این متغیرها به پژوهشگر این امکان را می دهد که بتواند عوامل موثر بر موفقیت یا شکست کنش جمعی را تبیین کند. حال که متغیرهای مورد بررسی در رویکرد IAD در یک سیستم آبیاری بررسی شد، در ادامه به تحلیل مطالعات انجام شده در باب مدیریت منابع آبی در کشور پرداخته می‌شود.

۳. مروری بر مطالعات مدیریت آب در ایران

در این مطالعه برای بررسی رویکردهای مدیریتی مورد توجه در مورد آب در داخل کشور به بررسی مقاله‌هایی پرداخته شد که از سال ۱۳۷۲ (پیش از این تاریخ مقاله خاصی یافت نشد) به بعد درباره مدیریت منابع آبی در ایران تولید شده است. حدود ۱۲۰ مقاله از پایگاه اطلاعات نشریات کشور، پایگاه مجلات تخصصی نور و پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی و پرتال جامع علوم انسانی با کلیدواژه مدیریت آب جمع‌آوری شد که ۷۳ مورد[1] از آن با موضوع مرتبط بود (در این مقالات درباره نوع مدیریت منابع آبی صحبت شده است).

برای اجتناب از طولانی شدن بحث در این مقاله ویژگی‌های توصیفی پژوهش‌ها همچون نوع مقاله، نویسندگان، پراکندگی آن‌ها بررسی نخواهد شد و فقط یافته‌های مرتبط با ادبیات موضوع بررسی می‌شوند.

از بین مقاله‌های بررسی شده، حدود ۷۶/۷ درصد (۵۶ مورد) به بررسی مطالعه موردی در زمینه مدیریت منابع آب پرداخته و ۲۳/۳ درصد (۱۶ مورد)، (جدول (۱)) مدیریت منابع آبی را در سطح ملی بررسی کرده بودند. از بین این مطالعه‌ها، حدود ۷۱ درصد از آن‌ها، مدیریت جمعی از طریق تشکل‌هایی نظیر تعاونی آب‌بران را برای بررسی نوع مدیریت آب پیشنهاد و یا بررسی کرده‌اند و تعداد اندکی به سایر موارد همچون مدیریت بازار یا مدیریت دولتی اشاره کردند که این امر حاکی از توجه محققان نسبت به مدیریت مشارکتی است.

۱- فهرست این مقالات در جدول پیوست آمده است.

جدول ۱. سطح بررسی مدیریت آب

نوع مطالعه	فراوانی	درصد فراوانی
مطالعه موردی	٥٦	٧٦/٦
ملی	١٦	٢٣/٤
کل	٧٣	١٠٠

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. مدیریت پیشنهادی توسط پژوهش‌های مورد مطالعه

نوع مدیریت پیشنهادی	فراوانی	درصد فراوانی
مدیریت جمعی از طریق تعاونی آب بران و تشکل‌های مردمی	٥٢	٧١/٢٣
مدیریت دولتی	٨	١٠/٩٦
مدیریت از طریق بازار	٣	٤/١١
مدیریت مشارکتی بین دولت و ذینفعان	٣	٤/١١
بدون پیشنهاد	٧	٩/٥٩
کل	٧٣	١٠٠

ماخذ: یافته‌های پژوهش

دسته اول، مطالعاتی که رویکرد بازار را برای مدیریت آب پیشنهاد کرده‌اند، معتقدند که یکی از مهم‌ترین اقدامات برای مدیریت تقاضای آب استفاده از ابزارهای اقتصادی همچون نرخ‌گذاری آب است. تشکیل بازارهای آب کشاورزان را به سمت توسعه طرح زیرکشت محصولات با نیاز آبی کمتر متمایل می‌سازد که این امر علاوه بر بهبود وضعیت درآمدی کشاورزان و افزایش سود ناخالص آنها، منجر به حفظ و پایداری منابع آب موجود در منطقه می شود. همچنین استفاده از سیاست قیمت‌گذاری آب براساس ارزش تولید نهایی آب موجب افزایش بهره‌وری می‌شود.

از جمله راهکارهایی که این مطالعات برای بهبود مدیریت آب پیشنهاد کرده‌اند می توان به این موارد اشاره کرد: «بازبینی در معیارها و روش‌های نرخ‌گذاری آب با تاکید بر قیمت تمام شده، اعتلای کارایی اقتصادی، ایجاد عدالت اجتماعی و ملاحظات برابری و حفاظت از منابع آب به صورت تدریجی، رفع نارسایی‌های حقوقی و آیین‌نامه‌ای به منظور ایجاد توسعه پایدار و ایجاد مبانی حقوقی برای تعیین حق‌آبه‌ها و حقوق مالکیت آب، ایجاد هماهنگی لازم بین دستگاه‌ها، اجرای سیاست قیمت‌گذاری به صورت

تدریجی و در طول زمان، استفاده از ابزارهای غیرقیمتی همچون: سهمیه‌بندی آب، تشویق بهره‌برداران و اعطای وام به آن‌ها برای تجهیز شبکه های آبیاری، مهیا شدن زمینه لازم برای برقراری و استفاده بهینه از مکانیسم بازار در مناطقی که دارای منابع آبی مشترک و قابلیت داد و ستد آب آبیاری».

به نظر می‌رسد موضوعی که این مطالعات به آن توجه نکرده‌اند در نظر گرفتن شرایط محیطی، اجتماعی، تاریخی و معیشتی کشاورزان است. حتی در صورتی که تشکیل بازار برای آب در داخل کشور امکان‌پذیر باشد، موفقیت این سازوکار در مدیریت پایدار منابع آبی مورد تردید است. همان گونه که حتی در کشورهای تو سعه‌یافته نیز منابع مشترکی همچون جنگل، آب و... به علت نگرانی درباره استفاده بیش از حد و وقوع تراژدی منابع مشترک، با رویکرد خصوصی‌سازی و بازار اداره نمی‌شود.

دسته دوم، مطالعاتی که مدیریت دولتی را برای مدیریت منابع آبی پیشنهاد کرده‌اند، مهم‌ترین مسائل و مشکلات در زمینه مدیریت آب کشاورزی از دیدگاه کشاورزان را «کاهش منابع آب سطحی، استفاده نکردن از استخر، عدم نظارت دولت بر برداشت آب از منابع زیرزمینی، حفر چاه‌های غیر مجاز، عدم رعایت حریم بین چاه‌ها، خاکی بودن کانال‌ها، طولانی بودن مسیر کانال‌ها، نامناسب بودن شکل و اندازه مزرعه‌ها، نبود همکاری بین دولت و تشکل‌های مردمی، بالا بودن هزینه‌های لوله‌گذاری و توان پایین مردم برای استفاده از آبیاری تحت فشار» عنوان کرده‌اند.

مهم‌ترین پیشنهادهای این مطالعات برای بهبود مدیریت آب عبارتند از: «برگزاری دوره‌های آموزشی به منظور ارتقاء سطح مهارت و تخصص کشاورزان، تصویب قوانین مفید و موثر در جهت بهبود مصرف آب توسط دولت و سازمان‌های متولی امر مصرف آب کشاورزی، جلوگیری از حفر چاه‌های غیر مجاز و اعمال مجازات برای سرپیچی کنندگان، ارائه تسهیلات اعتباری به کشاورزان جهت خرید سیستم‌های نوین آبیاری، تعمیر و نگهداری کانال‌های انتقال آب و تسطیح اراضی جهت جلوگیری از اتلاف آب، انجام سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی همراه با حمایت‌ها و مشوق‌ها در به‌کارگیری روش‌های نوین آبیاری و پوشش انهار و حفظ آب‌های سطحی».

این مطالعات نیز این مساله را در نظر نگرفته‌اند که در دهه‌های اخیر با ورود دولت به مدیریت آب، نه تنها وضعیت مدیریت منابع آبی در کشور بهتر نشده، بلکه ورود این

بازیگر به بازی کنش جمعی در مدیریت منابع مشـــترکی همچون آب باعث از بین رفتن قواعد و نهادهایی شـــده اســـت که افراد در ســـال‌ها از طریق تجربه بین خود توســـعه داده بودند و توانسته بودند با کمک آن‌ها حتی در مواقع خشکسالی نیز منابع آب را به صورت پایداری مدیریت کنند. همان‌گونه که اوســـتروم (۱۹۹۰) نهادهای محلی را بررســـی کرده که در گذشته در تخصیص منابع به صورت به نسبت کارایی موفق عمل می‌کردند، اما در حال حاضـــر به دلیل دخالت دولت شـــکســـت خورده‌اند. این موارد عبارتند از: گروه‌های ماهی‌گیری در بدروم و ازمیر ترکیه، ســـریلانکا و نوا اســـکوشـــیا[1]، آب‌های زیرزمینی در کالیفرنیا، پروژه آبیاری در سریلانکا و جنگلداری در نپال. اطلاعات نامتقارن، رفتار رانت جویانه تو سط مسئولان دولتی، عدم درک صحیح شرایط محلی تو سط قانون‌گذاران از مشکلات یک نظام متمرکز منابع مشترک هستند که باعث عدم کارایی در استفاده از این منابع می‌شوند.

دسته سوم، مطالعاتی هستند که مدیریت مشارکتی را از طریق تشکل‌هایی نظیر تعاونی آب‌بران پیشـــنهاد کرده‌اند. در ادامه از بین این مطالعات (که به صـــورت موردی در مورد مدیریت جمعی انجام شده است (۴۳ مورد)) به بررسی این امر پرداخته می‌شود که تا چه میزان رویکرد IAD او ستروم و مولفه‌های آن (معرفی شده در بخش قبلی) برای برر سی موفقیت یا شـــکســـت این رویکرد مدیریتی در این مطالعات مورد توجه قرار گرفته اســـت. برای این منظور بررســـی شـــد که هر کدام از این گزینه‌ها در چند مورد از این ۴۳ مقاله مورد ملاحظه قرار گرفته است که در جدول (۳) جمع‌بندی آن دیده می‌شود.

همان طور که در جدول (۳) مشـاهده می‌شـود از بین مطالعات بررسـی شـده، ۳ مورد برر سی کرده‌اند که آیا کشاورزی شغل ا صلی افراد است یا منبع درآمدی دیگری دارند (وابستگی به منبع)، ۲۰ مورد اندازه سیستم آبیاری (۴۶ درصد)، ۸ مورد درآمد کشاورزان (۱۸/۶ درصـد)، ۲۳ مورد سـطح زیر کشـت هر کشـاورز (۵۳ درصـد)، ۱۰ مورد موقعیت مکانی (۲۳ در صد)، ۱۶ مورد نوع نظام آبیاری (۳۷ در صد) و ۳ مورد قومیت (۷ در صد) را برر سی کرده‌اند. در مورد ترتیبات نهادی نیز تنها ۹ مورد از مطالعات برر سی شده (۲۰ درصـــد مطالعات) به بررســـی قواعد تقســـیم و توزیع آب، حق‌آبه‌ها و نحوه همکاری در حفظ و نگهداری سیستم پرداخته‌اند.

1- Nova Scotia

جدول ۳. بررسی مولفه‌های IAD

مولفه‌های IAD		فراوانی	درصد فراوانی
ویژگی‌های اجتماعی و فیزیکی	سطح زیر کشت هر کشاورز	۲۳	۵۳/٤۹
	اندازه سیستم آبیاری	۲۰	٤٦/۵۱
	نوع نظام آبیاری	۱٦	۳۷/۲۱
	موقعیت مکانی	۱۰	۲۳/۲٦
	قاعده مرزی	۹	۲۳/۹۳
	درآمد کشاورزان	۸	۱۸/٦
	قومیت	۳	٦/۹۸
	وابستگی به منبع	۳	٦/۹۸
ترتیبات نهادی	قاعده تخصیص	۸	۱۸/٦
	قاعده نهاده	۲	٤/۵٦
	قاعده انتخاب جمعی	۲	٤/۵٦
	قاعده مجازات	–	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در واقع مطالعاتی که به صورت موردی به بررسی مدیریت آب پرداخته‌اند یا برخی از ویژگی‌های فیزیکی سیستم را مورد مطالعه قرار داده‌اند و یا به صورت تاریخی قواعد و ترتیبات نهادی توزیع آب را بررسی کرده‌اند (در اکثر موارد بدون اطلاع از علت اثرگذاری متغیر بر مدیریت مشارکتی) و به ندرت (فقط یک مورد) همه این عوامل را در یک مطالعه موردی به صورت یک چارچوب برای بررسی مدیریت آب آورده‌اند. از این رو، بیشتر این مطالعات نتوانستند تحلیل جامعی از موفقیت یا شکست کنش جمعی در مدیریت آب ارائه کنند. در این بین برخی از مطالعات به بررسی عوامل شکست کنش جمعی و برخی دیگر به بررسی عوامل موثر بر مشارکت مردم پرداختند که در ادامه جمع بندی عوامل موثر بر شکست کنش جمعی در مدیریت آب در جدول (۴) و عوامل موثر بر مشارکت مردم در مدیریت آب در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ٤. مهم‌ترین عوامل شکست کنش جمعی در مدیریت آب

عوامل شکست کنش جمعی	جزییات
پایین بودن سرمایه‌اجتماعی	✓ محافظه‌کاری ✓ ناآگاهی: پایین بودن میزان سواد و آگاهی‌های مردم که موجب نگرش تردیدآمیز همراه با احتیاط به تشکل‌ها شده ✓ بی‌اعتمادی: بی‌اعتمادی بهره‌برداران نسبت به مجریان و نحوه هزینه کردن در تشکل ها، عدم اعتماد بهره‌برداران به برنامه‌های دولت ✓ نااطمینانی: تردید نسبت به منافع طرح‌های عمرانی ✓ قدرت محوری در سطوح محلی و انگاره خودمحوری محلی: محلی‌گرایی منفی ناشی از برجای ماندن سنت قومی– قبیله‌ای و عدم شکل‌گیری مفهوم منافع ملی ✓ اختلافات محلی
اخلال ناشی از مداخله دولت	دخالت دولت، تاثیر عوامل اقتصادی اجتماعی داخلی را کاهش داده، سطح کنش را به حداقل رسانده و کنش جمعی را تضعیف کرده است. به دلیل گسترش حضور دولت در فعالیت‌های گوناگون اقتصادی و اجتماعی کار ساماندهی و تقویت نهادهای اقتصادی و اجتماعی غیردولتی بیش از هر نیروی اجتماعی از دولت‌ها انتظار می رود. روح حاکم بر تشکیلات بخش دولتی، بوروکراسی موجود، عدم صراحت در سیاست ها و برنامه‌های کلان بخشی و منطقه‌ای، ضعف در تمهیدات قانونی و نهادی، عدم هماهنگی سیاست‌های اعتباری با نیازهای مالی طرح‌های عمرانی تاکنون سبب شده تا بخش‌های غیردولتی و حتی بهره‌برداران از طرح‌ها به کلی از دایره تصمیم‌گیری‌ها و نظارت بر اجرای برنامه‌ها به دور مانند.
اخلال ناشی از ناکارایی بوروکراسی	✓ عدم صراحت در سیاست‌ها و برنامه‌های کلان بخشی و منطقه‌ای ✓ ضعف در تمهیدات قانونی و نهادی ✓ عدم هماهنگی سیاست‌های اعتباری با نیازهای مالی طرح های عمرانی ✓ توسعه طبیعت‌ستیز و فقدان برنامه راهبردی آمایش علمی سرزمین ✓ عدم نظارت بر تقسیم حق‌آبه‌ها و بی‌عدالتی در توزیع آب
فقر و نابرابری اقتصادی	✓ موقعیت نامناسب مالی بهره‌برداران ✓ فقدان تشکل بهره‌برداران کشاورزی به ویژه فقیرترین آنها ✓ توزیع نامناسب درآمدها
فقر اجتماعی	تسلط نگرش‌های غیراقتصادی به آب در میان مصرف‌کنندگان و تضعیف اشکال و سنت‌های همیاری و کار گروهی موجب شده تا نیازمندترین بهره‌برداران، ناتوان‌ترین و مقاوم‌ترین آن‌ها برای مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی باشند.
ویژگی‌های فیزیکی	✓ کم‌آبی و خشکسالی ✓ هدرروی بالای آب: به علت استفاده از شیوه‌های سنتی آبیاری، عدم داشتن مهارت و تخصص کشاورزان، قابل نفوذ بودن نهرها، پوسیدگی پوشش کانال‌ها و چکه کردن لوله‌ها، عدم استفاده از روش‌های مکانیزه آبیاری و نامناسب بودن کیفیت کانال‌های اصلی و فرعی شبکه آبیاری ✓ نظام بهره‌برداری دهقانی که ویژگی آن خردی و پراکندگی زمین‌های زراعی است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

عوامل موثر بر شکست کنش جمعی در مدیریت آب در ۵ دسته (پایین بودن سرمایه اجتماعی، اخلال ناشی از مداخله دولت، اخلال ناشی از ناکارایی بروکراسی، فقر و نابرابری اقتصادی، فقر اجتماعی و ویژگی‌های فیزیکی) طبقه‌بندی شد. در این بین، به ترتیب اخلال ناشی از مداخله دولت، پایین بودن سرمایه اجتماعی و آگاهی مردم عواملی بودند که بیشترین فراوانی را در توضیح شکست مدیریت آب به وسیله تشکل‌ها داشتند.

عوامل موثر بر مشارکت کشاورزان نیز در ۴ دسته (ویژگی‌های فیزیکی- اجتماعی، مهارت و دانش فنی، آگاهی و سرمایه اجتماعی) طبقه‌بندی شد که به ترتیب فراوانی در جدول (۵) آمده است. در این بین ویژگی‌های فیزیکی- اجتماعی دارای بیشترین فراوانی در این مطالعات بود. همان طور که پیشتر گفته شد، عوامل مربوط به موقعیت کنش و قواعد و ترتیبات نهادی که عامل بسیار مهمی در تبیین مشارکت کشاورزان است در این مطالعات کمتر مورد توجه واقع شده است.

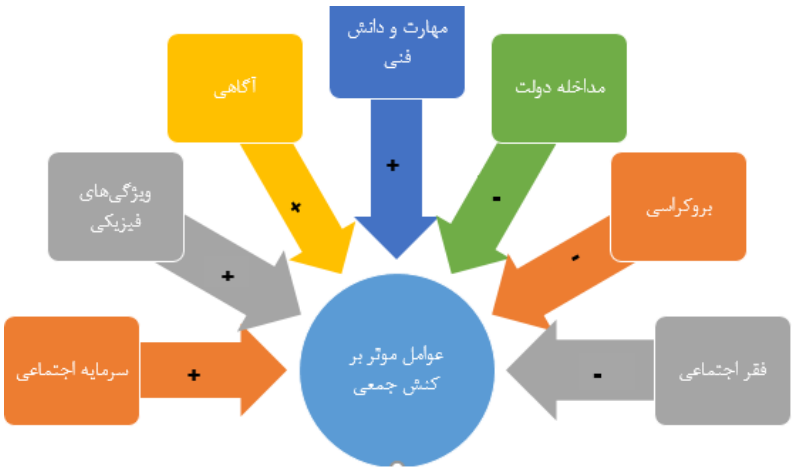
عوامل ارائه شده در جدول (۵) را می‌توان در نمودار (۲) خلاصه کرد. با مقایسه نمودار (۲) و نمودار (۱) می‌توان گفت که چارچوب تحلیل نهادی اوستروم بینش وسیع تری درباره موضوع، نسبت به مطالعات انجام شده با رویکردهای گوناگون در اختیار ما می‌گذارد. رویکرد IAD اوستروم پس از تحلیل موقعیت کنش و بازیگران و همچنین عوامل بیرونی نظیر ویژگی‌های فیزیکی- اجتماعی، ویژگی‌های جامعه و قواعد در حال استفاده در بین افراد به بررسی الگوهای تعامل و ارزیابی نتایج نیز می‌پردازد که در این مطالعات دیده نمی‌شود. در این مطالعات اغلب به صورت موردی چندین مورد از ویژگی های فیزیکی- مادی و یا ویژگی های جامعه مورد بررسی قرار گرفته و نحوه تعامل بازیگران و کنش آن‌ها، نحوه ارزیابی پیامدهای آن‌ها و همچنین موقعیت کنش مورد غفلت واقع شده است. همچنین قواعد مورد استفاده توسط افراد برای نظم بخشیدن به روابط خود در کنش جمعی نیز به ندرت مورد بررسی واقع شده است.

جدول ۵. عوامل موثر بر مشارکت کشاورزان در مدیریت منابع آبی

عوامل موثر بر مشارکت	جزییات
ویژگی‌های فیزیکی	درصد اراضی زراعی آبی استفاده‌کننده از آبیاری سطحی به کل اراضی آبی، نسبت آبدهی نهرها به تعداد نهرها و نسبت زمین‌های آبی به بهره‌بردار، مقدار اراضی زیرکشت، میزان آب در دسترس، فاصله مزرعه تا مرکز خدمات کشاورزی، جاده دسترسی به مزارع و نوع روش آبیاری، وضعیت نظام آبیاری منطقه.
ویژگی‌های اجتماعی	ویژگی‌های اجتماعی، اقتصادی، فردی و شغلی مانند تحصیلات، میزان درآمد سالانه زراعی و غیرزراعی، تجربه کشاورزی، تملک بر زمین‌های زراعی، داشتن شغل غیرکشاورزی، سابقه عضویت در تعاونی، سابقه اختلاف با جهاد کشاورزی و رضایتمندی شغلی، دسترسی به اعتبارات و تسهیلات.
مهارت و دانش فنی	عملکرد کشاورزان در زمینه شیوه‌های مدیریت آب زراعی، عملکرد کشاورزان در زمینه کشاورزی، نگرش و مهارت گندمکاران پیرامون چگونگی و نحوه انجام مدیریت آب از طریق افزایش استفاده از روش‌های آبیاری بارانی، سطح دانش و مهارت فنی، بهره‌گیری از دانش بومی و تجارب مدیریت سنتی منابع تولید روستایی در کنار به‌کارگیری دانش روز و تکنولوژی نوین در چارچوب دیدگاه مشارکتی.
آگاهی	آگاهی از مزایا و معایب مشارکت، آگاهی از وضعیت موجود سامانه آبیاری، نگرش کشاورزان نسبت به تعاونی آب‌بران، افزایش درک و شناخت تشکل‌های آب‌بران و بازدهی اقتصادی، ادراک و شناخت دقیق نسبت به مسائل و مشکلات مرتبط با کم‌آبی و مدیریت منابع آب کشاورزان، میزان استفاده از منابع اطلاعاتی.
سرمایه اجتماعی	میزان استفاده از کانال‌های ارتباطی، میزان مشارکت اجتماعی، اعتماد، انسجام و مشارکت اجتماعی، مشارکت در جامعه محلی، اعتماد قوی، ارتباطات برون‌محلی و مشارکت مدنی همسایگان و جلب اعتماد و رضایت مردم

ماخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۲. عوامل موثر بر کنش جمعی در مدیریت آب در مطالعه‌های بررسی شده



ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

تخریب و نابودی منابع طبیعی و بهره‌برداری بی‌رویه از این منابع مشترک یکی از مسائل مهم بشر در قرون معاصر است. راه‌حل‌های مربوط به مدیریت این منابع در اقتصاد را می‌توان به چند دسته تقسیم کرد: راه‌حل «بازار»، راه‌حل «دولت»، رویکرد «حقوق مالکیت» و رویکرد «نهادی». تا دهه ۱۹۸۰، پژوهشگران برای مدیریت منابع مشترک، اغلب مالکیت خصوصی یا دولتی را بر پایه تئوری گوردن (۱۹۵۴)، دمستز (۱۹۶۷) و هاردین (۱۹۶۸) توصیه می‌کردند و بسیاری از آن‌ها فرض می‌کردند که استفاده کنندگان از منابع مشترک نمی‌توانند خود را برای مدیریت این منابع، سازماندهی کنند، اما گزارش‌های علمی در اواسط دهه ۱۹۸۰، سوالات جدی به تلاش‌های بزرگ علمی وارد ساخت که به بررسی ترتیبات نهادی در استفاده‌کنندگان از منابع مشترک پرداخته بودند (فنی و همکاران، ۱۹۹۰). سوال اساسی که توسط این پژوهشگران دنبال شد، این بود که چه سازوکاری باعث بیشترین موفقیت در استفاده پایدار و کارا از منابع مشترک می‌شود. اوستروم نشان می‌دهد که خودسازماندهی می‌تواند به عنوان گزینه‌ای جایگزین برای مدیریت خصوصی و متمرکز (که در بسیاری از موارد منجر به برداشت بیش از حد و تخریب منابع می‌شود) استفاده شود. همان طور که در مورد منابع مشترکی نظیر آب در داخل کشور نیز مشاهده می‌شود، چه رویکرد بازار و چه رویکرد دولتی در مدیریت آن موجب استفاده بیش از حد و تخریب این منابع (خشک شدن تالاب‌ها، دریاچه‌ها و رودخانه‌ها، فرو نشست دشت‌ها و...) شده است.

در گذشته استفاده‌کنندگان از آب قواعد بسیار ظریفی برای استفاده از آب در شرایط مختلف، در زمان و براساس تجربه، بین خود توسعه داده بودند که شواهد تاریخی حاکی از موفقیت این نهادها در مدیریت آب بوده است، اما با ورود دولت، این نهادها کنار گذاشته شده و نه تنها کارایی خود را از دست داده، بلکه در مواجهه با تغییر مناسبت‌های اجتماعی و اقتصادی نیز نتوانسته خود را تعدیل کند.

مجموع مطالعات نشان می‌دهد که دخالت دولت و مشکلات ناشی از بوروکراسی (عدم صراحت در سیاست‌ها و برنامه‌های کلان بخشی و منطقه‌ای، ضعف در تمهیدات قانونی و نهادی، عدم هماهنگی سیاست‌های اعتباری با نیازهای مالی طرح‌های عمرانی، توسعه طبیعت‌ستیز و فقدان برنامه راهبردی آمایش علمی سرزمین، عدم نظارت بر تقسیم

حق‌آبه‌ها و بی‌عدالتی در توزیع آب)، فقر اقتصادی و اجتماعی، پایین بودن سطح سرمایه اجتماعی، هدروی بالای آب (به علت استفاده از شیوه‌های سنتی، نامناسب بودن کیفیت کانال‌های اصلی و فرعی آبیاری و عدم داشتن مهارت و دانش فنی کشاورزان) مهم‌ترین موانع استفاده کارا از منابع آبی بوده است. این مطالعات پیشنهاد داده‌اند که با افزایش آگاهی کشاورزان نسبت به مسائل و مشکلات مرتبط با کم‌آبی و مدیریت منابع آب و همچنین مزایا و معایب مشارکت، افزایش سرمایه اجتماعی، بالا بردن مهارت و دانش فنی کشارزان، استفاده از ظرفیت تعاونی‌های آب‌بران در مدیریت آب و اعطای تسهیلات به کشاورزان می‌توان کارایی مدیریت آبی را بهبود بخشید.

نکته‌ای که در مورد این مقالات شایان توجه است این است که در حالی که بخش زیادی از مقالات به این نتیجه رسیده‌اند که مشارکت یک عامل مهم در مدیریت آب است، اما روش مناسب و کاملی برای پرداختن به عوامل موفقیت یا شکست این مشارکت ندارد و به همین خاطر مشارکت بیشتر به صورت یک شعار در آمده است. مطالعه‌ای که نشان دهد تعاونی آب‌بران در چه مواردی موفق و کجا ناموفق عمل کرده و جایگاه دولت، بازار و خودسازماندهی در این تعاونی‌ها را مشخص کند به صورت بارز وجود ندارد.

دستگاه فکری که مدیریت منابع مشترک را به صورت جامع از لحاظ فنی، اجتماعی، اقتصادی و نهادی بررسی می‌کند، چارچوب توسعه و تحلیل نهادی اوستروم است. این چارچوب، عوامل اصلی موثر بر موقعیت یک کنش جمعی در مدیریت منابع مشترک را مشخص و نحوه تاثیر و تاثر این عوامل بر هم را تصریح می‌کند و به سیاست‌گذار می‌گوید که آیا سیاست‌هایی که برای تشکیل یک تعاونی آب‌بران اتخاذ کرده می‌تواند به خودسازماندهی بینجامد یا خیر.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Zohreh Rezapour https://orcid.org/**0000-0001-5401-887X**
Mohsen Renani https://orcid.org/**0000-0002-9380-5654**
Hadi Amiri https://orcid.org/**0000-0002-5998-4388**

References

Anderson, T. L. (1983). *Water crisis: ending the policy drought.* Washington, D.C.: Cato Institute.

Anderson, T. L. and Hill P. J. (1960). *The not so wild, wild west*. Stanford Economics and Finance, 1st edition.

Bastakoti, R. C., Shivakoti, G. P., & Lebel, L. (2010). Local irrigation management institutions mediate changes drivenby external policy and market pressures in Nepal and Thailand. *Environmental Management, 46(3)*, 411-423.

Behera, B. (2009). Explaining the performance of state–community joint forest management in India. *Ecological economics*, *69(1)*, 177-185.

Bromley, D. W. (1982). *Improving irrigated agriculture: Institutional reform and the small farmer*. World Bank Working Paper, 531, Washington, D.C.: World Bank.

Bromley, D. W. (1984). *Property rights and economic incentives for resource and environmental systems*. Agricultural Economics Staff Paper Series, 231. Madison: University of Wisconsin.

Buchanan, J., and Tullock, G. (1962). *The Calculus of consent: Logical foundations of constitutional democracy*. Ann Arbor: University of Michigan Press.

Chambers, R. (1977). *Men and water: The organization and operation of irrigation in green revolution? Technology and change in rice-growing areas of Tamil Nadu and Sri Lanka,* ed. B. H. Farmer. Boulder, Colo.: Westview Press.

Chambers, E. A. (2004). An Introduction to Meta-Analysis with Articles from the journal of educational research (1999–2002). *Journal of Educational Research, 98(1)*, 35–44.

Coase, R. H. (1960). The Problem of social cost, *Journal of Law and Economics*, *3*, 1-44.

Coulibaly-Lingani, P., Savadogo, P., Tigabu, M., Oden, P. C. (2011). Factors influencing people's participation in the forest management program in Burkina Faso, west Africa. *Forest Policy and Economics*, *13(4)*, 292-302.

Demsetz, H. (1964). The exchange and enforcement of property rights. *Journal of Law and Economics*, *7*: 11-26.

Demsetz, H. (1967). Toward a theory of property rights. *American Economic Review, 57(2),* 347-359.

Feeny, D., Berkes, F., McCay, B. J., Acheson, J. M. (1990). The tragedy of the commons: twenty-two years later. *Human ecology, 18 (1),* 1-19.

Field, B. C. (1986). Induced changes in property-rights institutions. Research Paper Series. Amherst: University of Massachusetts, Department of Agricultural and Resource Economics.

Gardner, R., Ostrom, E. and Walker, J. (1990). The nature of common-pool resources problems. *Rationality and Society, 2(3),* 335-358.

Glick, T. F. (1970). *Irrigation and Society in Medieval Valencia*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Gorton, M., Sauer, J., Peshevski, M., Bosev, D., Shekerinov, D., Quarrie, S. (2009). Water communities in the Republic of Macedonia: An empirical analysis of membership satisfaction and payment behavior. *World Development, 37(12),* 1951-1963.

Hardin, G. (1968). The tragedy of the commons. *Science*, *162*, 1243–1248.

Harriss, J. (1977). *Problems of water management in Hambantota District in green revolution? Technology and change in ricegrowing areas of Tamil Nadu and Sri Lanka,* ed. B. H. Farmer. Boulder, Colo.: Westview Press.

Hechter, M. (1987). *Principles of group solidarity.* Berkeley: University of California Press.

Ito, J. (2012). Collective action for local commons management in rural Yunnan, China: Empirical evidence and hypotheses using evolutionary game theory. *Land Economics, 88(1),* 181-200.

Kiser, Larry L., and Elinor Ostrom. (1982). The three worlds of action. A Metatheoretical Synthesis of Institutional Approaches. In *Strategies of political inquiry,* ed. Ostrom, E. Beverly Hills, Calif.: Sage,179-222.

Lando, Richard P. (1979). *The gift of land: Irrigation and social structure in a Toba Village*. Ph.D. diss., University of California, Riverside.

Maass, A., and Anderson, R. L. (1986). *Desert Shall Rejoice: Conflict, Growth, and Justice in Arid Environments.* Malabar, Fla.: Krieger.

McKean, M. A (1992). Success on the commons: A comparative examination of institutions for common property resource management, *Jornal of Theorical Politics, 4(3),* 247-281.

Martin, E., and Yoder, R. (1983). Water allocation and resource mobilization for irrigation: A comparison of 'Ikvo systems in Nepal. *Paper presented at the annual meeting of the Nepal Studies Association*, Nov. 4-6, University of Wisconsin, Madison.

Olson, M. (1965). *The logic of collective action*. Harvard University Press, Cambridge, MA.

Ostrom, E. (1986). An agenda for the study of institutions. *Public Choice, 48*, 3-25.

Ostrom, E. (1990). *Governing the commons: The evolution of institutions for collective action*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Ostrom, E. (2005). *Understanding institutional diversity*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Ostrom, E., Gardner, R., Walker, J. (1990). *Rules, games, and common-pool resources*. University of Michigan Press, Ann Arbor, Michigan.

Ostrom, V. (1989). *The intellectual crisisin American public administration.* 2d ed. Tuscaloosa: The University of Alabama Press.

Ostrom, V., and Ostrom, E. (1977). Public goods and public choices. In *alternatives for delivering public services: Toward hnproved Performance,* ed. E. S. Savas, 7-49. Boulder, Colo.: Westview Press.

Pradhan, Prachanda. (1983). *Water management in Nepal: Predings of a seminar on water management issues.* Kathmanda, Agricultural Projects Service Centre.

Palanisami, K., and Easter, K. W. (1986). Management, production, and rehabilitation in South Indian irrigation tanks. In *Irrigation Investment, Technology, and Management Strategiesfor Development,* ed. Easter, K. W. Boulder, Colo.: Westview Press.

Poteete, A. R., Janssen, M. A., and Ostrom, E. (2010). *Working together: Collective action, the commons, and multiple methods in practice*. Published by Princeton University Press.

Sandler, T. (2010). Common-property resources: Privatization, centralization, and hybrid arrangements, *Public Choice, 143***,** 317–324.

Schlager, E. and Ostrom, E. (1992). Property-rights regimes and natural resources: A conceptual analysis. *Land Economics*, *68(3)*, 249-262.

Schlager, E. (1994). Fishers' institutional responses to common-pool resource dilemmas. In: Ostrom, E., Gardner, R., Walker, J. (Eds.), *Rules, games, and common-pool resources*. University of Michigan Press, Ann Arbor, Michigan, pp. 247-266.

Siy, R. (1982). *Community resource management: Lessons from the Zanjera.* Quezon City, Philippines: University of the Philippines Press.

Smith, R. (1981). Resolving the tragedy of the commons by creating private property rights in wildlife, *CATO Journal, 1(2)*, 439-468.

Tang, S. Y. (1992). *Institutions and collective action: Self governance in irrigation*. ICS Press, San Francisco, California.

Uphoff, N. (1985). *People's participation in water management: Gal Oya, Sri Lanka*. In Public Participation in Development Planning and Management, ed. Jean-Claude Garcia-Zamor. Boulder, Colo.: Westview Press.

Wittfogel, K. A. (1981). *Oriental despotism: A comparative study' of total power*. New York: Vintage Books

استناد به این مقاله: رضاپور، زهره، رنانی، محسن و امیری، هادی. (۱۴۰۰). مدیریت منابع مشترک: بازار، دولت یا هیچ کدام؟ مروری بر مطالعات مدیریت منابع آب در ایران (با تاکید بر دیدگاه اوستروم)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۸۹-۱۲۷.

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

پیوست

مشخصات مقالات مورد استفاده در تحلیل(بخش۳)

مشخصات نویسندگان	سال انتشار	عنوان مقاله
ابدام، عاطفه و شریف زاده، مریم	۱۳۹۶	چالش‌های مدیریت آب زراعی گندمکاران شهرستان خرم بید
اخوان، فرزانه؛ حسینی، سید محمود و چیذری، محمد	۱۳۹۱	بررسی عوامل موثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب بران در مدیریت منابع آب کشاورزی استان قزوین
ازکیا، مصطفی و رستمعلی زاده، ولی اله	۱۳۹۳	جنبه‌های اجتماعی نظام آبیاری در ایران
افراخته، حسن؛ طهماسبی، اصغر؛ عزیزپور، فرهاد و عسکری بزایه، فاطمه	۱۳۹۶	تحلیل الگوی ساختاری روابط نهادها در حکمرانی منابع آب زراعی روستایی (مطالعه موردی: شهرستان رشت)
افراخته، حسن؛ طهماسبی، اصغر؛ عزیزپور، فرهاد؛ فتح الله طالقانی، داریوش و عسکری بزایه، فاطمه	۱۳۹۶	تحلیل نگرش کارشناسان به موانع و چالش‌های انتقال مدیریت آبیاری به بهره‌بردارن: پژوهشی بر مبنای روش کیو
افشاری، سمیرا؛ رضایی، روح اله؛ قلی زاده، حیدر و شعبانعلی قمی، حسین	۱۳۹۶	عوامل تعیین‌کننده نگرش کشاورزان نسبت به مدیریت پایدار منابع آب (مورد مطالعه: شهرستان کمیجان)
افضلی، رسول؛ پیشگاهی فرد، زهرا؛ زارعی، بهادر و رحمانی، محمدرضا	۱۳۹۶	آسیب‌شناسی ژئوپلیتیکی مدیریت منابع آبی ایران در حوضه آبریز جنوب غربی کشور: رودخانه‌های کرخه و کارون بزرگ
امید، محمد حسین؛ حسن اسکندری، غلام؛ شعبانعلی قمی، حسین و اکبری، مرتضی	۱۳۸۸	واکاوی مشکلات تشکل‌های آب‌بران در فرایند انتقال مدیریت آبیاری مطالعه شبکه‌های تجن، مغان و ورامین
امینی، امیر مظفر و خیاطی، مهدی	۱۳۸۵	عوامل موثر بر عدم موفقیت طرح تشکیل تعاونی‌های آب‌بران (استفاده از رگرسیون فازی)
آقاپور صباغی، محمد	۱۳۹۱	عوامل مؤثر بر پذیرش تشکل‌های مردمی مرتبط با آب مطالعه موردی اراضی تحت پوشش شبکه آبیاری و زهکشی گتوند
بنی واحد، علیرضا و مظلوم، عصمت	۱۳۸۷	بررسی مسایل و مشکلات بهره‌برداری از شبکه‌های آبیاری و زهکشی و اهمیت مشارکت مردمی (نمونه موردی حوزه آبریز سد ارداک)

مشخصات مقالات مورد استفاده در تحلیل(بخش۳)

مشخصات نویسندگان	سال انتشار	عنوان مقاله
پناهی، فاطمه	۱۳۹۱	تحلیل عوامل موثر بر مدیریت بهینه منابع آب در نظام کشاورزی ایران
پناهی، فاطمه؛ ملک محمدی، ایرج و چیذری، محمد	۱۳۹۱	تحلیل موانع به کارگیری مدیریت بهینه منابع آب در نظام کشاورزی ایران
پوراصغر سنگاچین، فرزام	۱۳۸۰	بررسی چالش های مدیریت منابع آب کشور
تاهباز صالحی، نیلوفر؛ کوپاهی، مجید و نظری، محمدرضا	۱۳۸۹	بررسی عملکرد مدیریت مشارکتی آبیاری در ایران، مطالعه موردی تعاونی آب‌بران تجن
ترقی، مهدی؛ منتصری، مجید؛ ضرغامی، مهدی و میان آبادی، حجت	۱۳۹۶	حل تعارض ها برای مدیریت پایدار منابع آب بر اساس نظریه بازیها
جعفری، غلامحسین و رستم خانی، اصغر	۱۳۹۱	مدیریت منابع آب با رویکردی طبیعت گرایانه (مطالعه موردی حوضه آبی ایجرود)
جمشیدی، علیرضا و جمیتی، داود	۱۳۹۳	تحلیل سازه‌های مؤثر بر نگرش کشاورزان شهرستان شیروان و چرداول پیرامون مدیریت منابع آب زراعی
جمعه پور، محمود و میرلطفی، محمودرضا	۱۳۹۱	نقش دانش بومی و کارکرد نظام سنتی مدیریت مشارکتی منابع آب در معیشت پایداری روستایی مورد مطالعه گروه‌های بزرگ کاری لایروبی کانال‌های آبیاری (حشر) در سیستان
چیذری، محمد	۱۳۸۷	عوامل تاثیرگذار بر مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه‌های آبیاری (استان خراسان رضوی)
چیذری، محمد و شاهرودی، علی اصغر	۱۳۸۵	تعاونی آب‌بران؛ راهکاری در تحقق پایداری مدیریت مصرف بهینه آب کشاورزی
حاتمی یزدی، ابوذر؛ داوری، کامران؛ یوسفی، علی و قهرمان، بیژن	۱۳۹۶	شناسایی تعارضات مدیریت آب با استفاده از تحلیل نقشه‌های شناختی کنشگران
حجتی، سید محمدحسین و بوستانی، فردین	۱۳۸۸	مدیریت پایدار آبخوان دشت‌خیر استهبان با استفاده از بیلان آب زیرزمینی
حسین زاد، جواد؛ کاظمیه، فاطمه؛ دشتی، قادر و غفوری، هوشنگ	۱۳۹۳	تحلیل شاخص‌های موثر در توسعه کشاورزی و مدیریت منابع آب سکونتگاه‌های روستایی مورد: دشت تبریز

مشخصات مقالات مورد استفاده در تحلیل(بخش۳)

مشخصات نویسندگان	سال انتشار	عنوان مقاله
حسینی ابری، سید حسین	۱۳۷٦	همیاری سنتی در بازسازی یک سد قدیمی (بند شانزده ده حوضه زاینده رود)
حسینی ابری، سید حسین	۱۳۷۷	مدیریت سنتی آب زاینده‌رود بحثی در دانش بومی ایران
حیدریان، سید احمد؛ طالشی، مصطفی و علی نژاد، موسی	۱۳۹۰	اثرات فرایند انتقال مدیریت آبیاری بر رضایتمندی بهره‌برداران و بهبود مدیریت شبکه آبیاری مغان
خراسانی، محمدامین و خراسانی، منوچهر	۱۳۹۰	نگرشی بر مدیریت منابع آب روستایی
دهقان، عباس و خدمتی، عبدالحسین	۱۳۹۵	بررسی عملکرد مدیریت آبیاری مشارکتی (تعاونی های آب‌بران)
رحیمی فیض آبادی، فاطمه؛ یزدان پناه، مسعود؛ فروزانی، معصومه و محمدزاده، سعید	۱۳۹۳	بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و تمایل کشاورزان به تشکیل و عضویت در تشکل‌های آب‌بران: مورد مطالعه شهرستان الشتر
زاهدی، محمدجواد	۱۳۸٦	نگاهی به بنیان‌های جامعه‌شناختی نظام‌های آبیاری سنتی در ایران
زرنگار، حمیدرضا	۱۳۹۵	نگاهی به وضعیت موجود، چالش‌های فراروی و راهکارهای پایدارسازی فعالیت کشاورزی در عرصه های بهره‌برداری حاشیه زاینده‌رود در استان چهارمحال و بختیاری
زهتابیان، غلامرضا	۱۳۷۲	مدیریت آب و آبیاری و نقش آن در توسعه کشاورزی و عمران روستایی
سعادتمند، ایرج و رحیمی، غلامحسین	۱۳۹۵	مدیریت تقسیم آب در ایران قدیم با تکیه بر ابزار پنگان
سلطانی ذوقی، احمد و حاجی رحیمی، محمد	۱۳۹۷	برآورد و مقایسه سطح برداشت از سفره‌های آب زیرزمینی در الگوهای گوناگون بهره‌برداری و تاثیر آن بر پایداری (مطالعه موردی: دشت بهار استان همدان)
سیدمرتضی حسینی، راحله	۱۳۹۷	بهینه‌سازی مدیریت آب بر مبنای رهیافتهای حقوق بشر
شاه پسند، محمدرضا و سواری، مسلم	۱۳۹٦	موانع مدیریت پایدار منابع آب کشاورزی جهت آموزش کشاورزان در مناطق روستایی (مطالعه‌ای در حوزه سد قشلاق استان کردستان)

مشخصات مقالات مورد استفاده در تحلیل(بخش۳)

مشخصات نویسندگان	سال انتشار	عنوان مقاله
شاهرودی، علی اصغر؛ چیذری، محمد و پزشکی راد، غلامرضا	۱۳۸۷	تاثیر تعاونی آب بران بر نگرش کشاورزان نسبت به مدیریت آب کشاورزی: استان خراسان رضوی
شجری، شاهرخ؛ باریکانی، الهام و امجدی، افشین	۱۳۸۸	مدیریت تقاضای آب با استفاده از سیاست قیمتگذاری آب در نخلستان‌های جهرم: مطالعه موردی خرمای شاهانی
شهرکی، جواد؛ شهرکی، علی سردار و هاشمی منفرد، سید آرمان	۱۳۹۷	ارزیابی اثرهای اقتصادی سناریوهای مدیریت منابع آب در حوضه آبریز پیشین
صابری، سکینه؛ مهدی زاده، حسین و صی محمدی، سمیره	۱۳۹۷	آثار تعاونی‌های آب‌بران بر وضعیت اقتصادی-اجتمای کشاورزان استان خراسان شمالی
طاهرآبادی، فائزه و معتمد، محمد کریم	۱۳۹۵	تحلیل موانع و مشکلات مدیریت آب کشاورزی در دستیابی به توسعه پایدار (مورد: شهرستان کنگاور و صحنه در استان کرمانشاه)
عبدالله زاده، غلامحسین؛ جهانگیر، لیلا؛ محبوبی، محمدرضا و قزل، عبدالوهاب	۱۳۹۷	مدیریت مشارکتی در بهره‌برداری بهینه آب در شهرستان آق قلا
عربی، روناک؛ میرکزاده، علی اصغر و زرافشانی، کیومرث	۱۳۹۳	تحلیل عوامل بازدارنده انتقال مدیریت شبکه آبیاری به بهره‌برداران: مورد مطالعه دهستان میان دربند، شهرستان کرمانشاه
عزیزی خالخیلی، طاهر و زمانی، غلامحسین	۱۳۸۸	رهیافت مدیریت مشارکتی آبیاری: مبانی روانشناختی انگیزش و موانع موجود
عسکری بزایه، فاطمه	۱۳۹۵	حکمرانی آب: مروری بر مفاهیم، چالشها، ابزار و تدابیر نهادی
علوی، سید راشد	۱۳۸۹	امکان سنجی استقرار نظام بهره‌برداری مشارکتی از منابع آب و خاک در اراضی پایاب سد شهید مدنی (ونیار) تبریز
علیزاده، علی؛ انویه تکیه، لورنس و محبعلی پور، ناصر	۱۳۹۶	بررسی نقش تشکل‌های آب‌بران در مدیریت بهره برداری بهینه در شبکه‌های آبیاری مدرن و سنتی دشت زرینه‌رود شهرستان میاندوآب
غازی، ایران و سلیمی جزی، رحیم	۱۳۸۳	تحلیلی بر مدیریت منابع آب کشاورزی برخوار
فاطمی، سید احسان؛ بهراملو، علی و ادیب راد، محمدحسین	۱۳۹۵	بررسی راهکارهای سازه‌ای و غیر سازه‌ای مدیریت پایدار منابع آب دشت همدان

مشخصات مقالات مورد استفاده در تحلیل(بخش۳)

مشخصات نویسندگان	سال انتشار	عنوان مقاله
فرزانه، محمدرضا؛ باقری، علی و رمضانی قوام آبادی، محمدحسین	۱۳۹۵	بنیان‌های نهادی بحران در مدیریت منابع آب زیرزمینی ایران
قرشی مینآبادی، محمدباسط	۱۳۸۹	امکان سنجی مدیریت مردمی آب کشاورزی در اراضی آبخور منجیل با تاکید بر مدیریت تعاونی
قناعت، محسن؛ مامن پوش، علیرضا و آقابابایی، میترا	۱۳۹۲	بررسی ضرورت‌های مشاهده شده جهت آغاز فعالیت های بسترسازی مدیریت آبیاری مشارکت مدارانه در شبکه آبشار رودخانه زاینده رود
کریمی، علیرضا و دانش مهر، حسین	۱۳۹۷	تحلیل عوامل موثر بر مشارکت اجتماعی و اقتصادی روستاییان در بهره‌برداری شبکه آبیاری دشت ارایض در شهرستان شوش
کیانی پور، منیژه و جعفری بی بالان، بهیه	۱۳۹٤	مدیریت بهم پیوسته منابع آب زیرحوضه نازلو چای در شرایط آتی با استفاده از مدل شبیه‌سازی Ribasim
گودرزی، سمیه؛ شعبانعلی قمی، حسین؛ موحد محمدی، حمید و جلال زاده، محمد	۱۳۹۰	بررسی مسایل و محدودیت‌های مدیریت آب کشاورزی از دیدگاه کشاورزان شهرستان کرج
ماقبل، روح اله؛ نادری مهدوی، کریم؛ پاک نیا، فرهاد و نصیری، مجید	۱۳۹۳	بررسی سازوکارهای توسعه و تقویت تعاونی‌های آب بران (مطالعه موردی: حوزه رود ارس)
محمدی، یاسر؛ شعبانعلی قمی، حسین و اسدی، علی	۱۳۸۸	تحلیل مولفه های موثر بر مدیریت آب کشاورزی در شهرستان زرین دشت از دیدگاه کشاورزان
محمودی، ابوالفضل و پرهیزگاری، ابوذر	۱۳۹۳	مدلسازی اقتصادی مدیریت منابع آب کشاورزی استان تهران با تاکید بر نقش بازار آب
معینی، محسن؛ پناهی، فاطمه و خیری، شقایق	۱۳۹٤	شناسایی عوامل موثر بر توسعه تشکل آب‌بران در بخش کشاورزی استان خوزستان از دیدگاه کشاورزان عضو
ملک محمدی، بهرام؛ اسکندری، طاهره؛ زبردست، لعبت و عزیزی، علی	۱۳۹۵	ارزیابی یکپارچه محیط‌زیستی افت آب‌های زیرزمینی دشت اردبیل در راستای ارائه راهکارهای مدیریتی
میرزایی، آرزو؛ میردامادی، سیدمهدی و شکری، شهاب الدین	۱۳۸۸	تعاونی‌های آب‌بران گامی اساسی به سوی مدیریت مشارکتی آبیاری

مشخصات مقالات مورد استفاده در تحلیل(بخش۳)

مشخصات نویسندگان	سال انتشار	عنوان مقاله
نجفی، بهاالدین و شیروانیان، عبدالرسول	۱۳۸۰	بررسی امکانات مشارکت کشاورزان و سازمان‌های محلی در مدیریت شبکه‌های آبیاری و زهکشی
نجفی، بهاالدین و شیروانیان، عبدالرسول	۱۳۸۵	بررسی موانع مشارکت آب‌بران در مدیریت شبکه‌های آبیاری و زهکشی
نجفی، نسترن؛ خسروی پور، بهمن؛ غنیان، مسعود؛ برادران، مسعود و دحیماوی، عادل	۱۳۹۲	شناسایی عوامل بازدارنده موفقیت تشکل‌های آب‌بران از دیدگاه بهره‌برداران حوزه‌های کرخه شمالی و جنوبی استان خوزستان
نصرآبادی، حمید و حیاتی، داریوش	۱۳۹۳	بررسی عوامل موثر بر مشارکت بهره‌برداران در توسعه شبکه‌های فرعی آبیاری و زهکشی در حوضه رودخانه بوژان شهرستان نیشابور
نصیری، پروانه و رجایی، یدا...	۱۳۹۰	نرخ‌گذاری آب در مدیریت منابع آب
نوری، سید هدایت اله؛ جمشیدی، علیرضا؛ جمشیدی، معصومه؛ هدایتی مقدم، زهرا و فتحی، عفت	۱۳۹۲	تحلیل عوامل فرهنگی و اجتماعی موثر بر نگرش کشاورزان درباره مدیریت آب زراعی (شهرستان شیروان و چرداول)
نیکوئی، علیرضا و زیبایی, منصور	۱۳۹۱	مدیریت منابع آب و امنیت غذایی حوضه زاینده رود: کاربرد روش تحلیل یکپارچه حوضه آبریز رودخانه زاینده رود
وثوقی، منصور و محمدی، احمد	۱۳۹۱	بررسی عوامل اجتماعی و اقتصادی مؤثر در مدیریت جمعی منابع آب در روستاهای فریدونکنار
ییلاق چغاخور، حمید و کرمی، آیت اله	۱۳۹۵	شیوه واگذاری مدیریت آبیاری و تأثیر آن برشاخص های عملکرد مدیریتی در شبکه آبیاری عقیلی

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 129-156
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.58154.936

ATU PRESS

Original Research Received: 06/01/2021 Accepted: 07/09/2021 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Impact of Business Cycle on Bank Leverage Determinants

Vahid Taghinezhadomran* Associate Professor, Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Zahra Mila Elmi Professor, Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Fatemeh Zahra Husseinpor M.A., Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

Abstract

Banks have a considerable ability to use financial leverage compared to non-bank firms to earn high profits and returns with support of the central bank as a last resort lender. The ability of banks to use leverage depends on internal characteristics such as size, profitability and risk, as well as environmental variables such as inflation, which affect the Business cycle. This study aims to find the effects of these variables on the dependency of banks on financial leverage in recession and booms periods. To this end, Hodrick-Prescott filter was used to extract business cycles. The Generalized Method of Moments (GMM) based on the data from 18 Iranian banks during 2005-2018 was used in order to test the research hypotheses. The results show that larger banks are more inclined to leverage and economic conditions have no significant effect on this desire. Banks with better financial stability and less risk rely on lower financial leverage in times of economic prosperity. The effect of profitability criteria on the leverage of banks depends on economic conditions. In times of economic prosperity, banks with better profitability have a higher incentive to leverage. Also, how the inflation affects the financial leverage of banks depends on the economic conditions. During an economic boom, inflation encourages more reliance on leverage in banks.

Keywords: Financial Leverage, GMM, Economic Cycle, Risk

JEL Classification: E32, G21, G32.

---

* Corresponding Author: omran@umz.ac.ir

How to Cite: Taghinezhadomran, V., Mila Elmi, Z., Husseinpor, F.Z. (2021). The Impact of Business Cycle on Bank Leverage Determinants. *Iranian Journal of Economic Research, 26 (88),*129 -156.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۱۲۹-۱۵۶

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.58154.936

بررسی اثر تعیین کننده های اهرم بانکی در چرخه‌های اقتصادی

وحید تقی نژاد عمران * دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

زهرا میلا علمی استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

فاطمه زهرا حسین‌پور کارشناس ارشدعلوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

چکیده

بانک‌ها در سایه پشتیبانی وظیفه‌ی فرجامین وام‌دهندگی بانک‌مرکزی توانایی بالایی در استفاده از اهرم مالی برای کسب سود و بازدهی بالا در مقایسه با بنگاه‌های غیربانکی دارند. در این میان توانایی بانک‌ها در به کارگیری از اهرم به ویژگی‌های درونی آن‌ها مانند اندازه، سودآوری و ریسک وابسته است که از خود چرخه فعالیت‌های اقتصادی تاثیر می‌پذیرند. مطالعه حاضر به دنبال یافتن اثرات تعیین کننده‌های نسبت اهرم بانک‌ها در شرایط رونق و رکود اقتصادی است؛ در این راستا، از فیلتر هدریک-پرسکات برای شناسایی چرخه‌ها استفاده کرده و آزمون فرضیه‌های تحقیق را به کمک روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بر پایه داده‌های ۱۸ بانک ایران برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۴انجام داده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد: بانک‌های بزرگتر تمایل بیشتری به اهرم‌سازی داشته و شرایط اقتصادی بر این میل اثر معنی‌داری ندارد.بانک‌های با ثبات مالی بهتر و ریسک کمتر در شرایط رونق اقتصادی اتکای پایین‌تری به اهرم مالی دارند. اثر سنجه سودآوری بر میل به اهرم کردن بانک‌ها به شرایط اقتصادی وابسته است؛ در زمان رونق اقتصادی بانک‌های با سودآوری بهتر انگیزه بالاتری به اهرم کردن دارند. همچنین چگونگی اثر تورم بر اهرم مالی بانک‌ها به شرایط اقتصادی وابسته است؛ در هنگام رونق اقتصادی تورم به اتکای بیشتر به اهرم در بانک‌ها دامن می‌زند.

کلیدواژه‌ها: اهرم مالی، GMM، چرخه اقتصادی، ریسک.

طبقه‌بندی JEL: E32، G21، G32.

مقاله حاضر بر گرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی دانشگاه مازندران است.

*نویسنده مسئول: omran@umz.ac.ir

۱. مقدمه

ساختار سرمایه یک بنگاه به این مربوط است که دارایی‌های آن با چه آمیخته‌ای از بدهی و سهام تامین مالی می‌شود. تولید نقدینگی وظیفه اصلی بانک به عنوان یک بنگاه اقتصادی است. بانک‌ها برای کسب سود بیشتر به پشتوانه نقش فرجامین وام‌دهندگی بانک مرکزی از یک سو و کاهش سرمایه احتیاطی ناشی از تعمیق بازار سرمایه از سوی دیگر سعی در صرفه‌جویی در نگهداری سرمایه داشته و بیشتر بر ایجاد بدهی، پذیرش سپرده، عمل می‌کنند که این به اتکای بالای به اهرم در نظام بانکی دلالت دارد.

نسبت اهرم با تعریف نسبت ارزش دارایی‌های یک بانک به سرمایه آن، مورد تاکید در کشورهای ایالات متحده و کانادا در مقایسه با تعریف اهرم با نسبت بدهی به سرمایه سنجه جامع‌تری است. وجود منافع حاصل از بدهی می‌تواند نسبت اهرم بالای بانکی را توجیه کند. بانک‌ها به دلیل نقش حیاتی در اقتصاد به شدت تحت مقررات سخت‌گیرانه هستند؛ بخشی از این مقررات به تعیین نسبت کفایت سرمایه بانک یا وارون نسبت اهرم مرتبط است. برای هر کشور از جمله ایران، اتکای بالای به اهرم به وسیله سیستم بانکی می‌تواند نگران‌کننده باشد؛ زیرا، بانک‌ها در سیستم مالی اقتصاد نقش محوری دارند، یک نظام بانکی با سرمایه ناکافی ممکن است به یک منبع بی‌ثباتی تبدیل شود که می‌تواند آسیب جدی مالی را برای آن اقتصاد در پی داشته باشد. بر پایه یافته‌های دمویج و همکاران[1] (۲۰۱۳) اهرم کردن بیش از اندازه به بحران بانکی دامن می‌زند.

مطالعات پیرامون ساختار سرمایه بانک‌ها و عوامل تعیین‌کننده آن در آغاز بر ویژگی‌های خاص بانک مانند اندازه، ریسک و سودآوری متمرکز بود. برخی از این مطالعات بیان کرد تصمیم‌های بانک روی موضوعات تفاوت چندانی با بنگاه‌های غیرمالی ندارد (گروپ و هایدر[2]، ۲۰۱۰ و جوکا و همکاران[3]، ۲۰۱۲).

این مطالعه به دنبال شناخت اثرات متغیرهای درون بانکی و برون بانکی بر اتکای به اهرم به‌وسیله بانک‌ها در ایران در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۷ است که با مطالعات پیشین در این زمینه پژوهشی چند تفاوت دارد: ۱- از تعریف اهرم بانکی مورد تاکید پیمان بین‌المللی

1- De Mooij, R. A., et al.
2- Gropp, R., & Heider, F.
3- Jucá, M. N., et al.

نظارت بر امور بانکی به نام بازل۲ استفاده می‌کند. ۲- مدل با روش گشتاورهای تعمیم یافته[1] برآورد شد که بهتر می‌تواند پویایی‌های موجود در فرآیند تعدیل اهرم بانکی را نشان دهد. ۳- اثرات متغیرهای درون بانکی و محیطی را روی نسبت اهرم بانکی در شرایط متفاوت سطح فعالیت‌های اقتصادی با متغیر مجازی شناسایی کرد که نتایج در تنظیم‌گری کارآمد نظام بانکی در شرایط رونق و رکود می‌تواند به‌کار آید.

۲. مبانی نظری

کار ارزشمند مودیگلیانی و میلر[2] (۱۹۵۸) نشان داد که در شرایط بازار سرمایه کامل و بدون مالیات، میان تامین مالی از راه بدهی یا انتشار سهام در بیشینه سازی ارزش یک بنگاه اقتصادی تفاوتی نیست. مودیلیانی و میلر (۱۹۶۳) نشان دادند که با بودن مالیات بر شرکت‌ها، ارزش بنگاه در تامین مالی از راه بدهی بیشتر است؛ زیرا هزینه بهره از سود کسر شده و صرفه‌جویی مالیاتی ایجاد می‌کند. به پیروی از مدیگلیانی و میلر، محققین بسیاری ساختار سرمایه بنگاه را در فرض‌های گوناگون مطالعه کرده و نظریه‌هایی در این زمینه گسترش یافت. این نظریه‌ها را می‌توان در دو گروه دسته‌بندی کرد: نظریه موازنه[3] و نظریه سلسله مراتبی[4].

از دیدگاه نظریه موازنه، ساختار بهینه سرمایه بنگاه هنگامی به‌دست می‌آید که منافع تامین مالی از راه بدهی با هزینه پیامدهای ورشکستگی برابر باشد (اکتاویا و براون[5]، ۲۰۱۰) در مقابل، نظریه سلسله مراتبی چنین استدلال می‌کند که بنگاه‌ها به دلیل نامتقارنی اطلاعات برای تامین مالی فرصت‌های سرمایه‌گذاری به کارگیری سود انباشته را به عنوان گزینه نخست ترجیح می‌دهند. تامین مالی فرصت‌های سرمایه‌گذاری از راه بدهی را گزینه دوم و از راه انتشار سهام را فرجامین گزینه می‌دانند (فازی و همکاران[6]، ۲۰۱۳).

اهرم مالی سنجه‌ای برای اندازه‌گیری ساختار سرمایه است؛ با این هدف که در ساختار سرمایه از چه میزان بدهی استفاده شده است (شاهچرا و ولی‌زاده، ۱۳۹۷). نگرش‌ها پیرامون ساختار سرمایه بنگاه‌های مالی و بنگاه‌های غیرمالی تفاوت‌هایی دارد. بنگاه‌های بزرگ در

1- Generalized Method of Moment (GMM)
2 -Modigliani, F., & Miller, M.
3 -trade-off theory
4- Pecking order theory
5- Octavia, M., & Brown, R.
6- Fauzi, F., et al.

بخش غیرمالی، نسبت بدهی بالاتر را ترجیح می‌دهند؛ زیرا ریسک ورشکستگی آن‌ها پایین بوده و سپر مالیاتی تامین مالی با بدهی برای آن‌ها نسبت به بنگاه‌های کوچک حاشیه سود بالاتری را به همراه دارد. این وضعیت برای بنگاه‌های مالی مانند بانک دیگرگون است؛ زیرا سپرده، مهم‌ترین منبع تامین مالی بانک، بدهی بانک است.

مطالعات روی رفتار بانک‌ها تا دو دهه گذشته، این اندیشه را پذیرفت که ساختار سرمایه بانک‌ها بیشتر به‌وسیله مقررات تعیین می‌شود (آکتاس و همکاران[1]، ۲۰۱۵). هزینه‌های بالای نگهداری سرمایه، مدیران بانک‌ها را به نگهداری کمتر سرمایه وا می‌دارد؛ به منظور افزایش اطمینان به نظام بانکی سطح کمینه کفایت سرمایه به وسیله مقامات پولی تعیین می‌شود. با پذیرش این اندیشه دلایل چندانی برای مطالعه عوامل اثرگذار بر ساختار سرمایه بانک وجود نداشت؛ ولی با پیشرفت‌های پدید آمده در بازارهای مالی پس از سال ۲۰۰۰ مطالعات نشان داد که این اندیشه نادرست است.

امروزه نظریه‌هایی در حوزه بانکی در حال رشد هستند که تصمیمات سرمایه بانکی را در چارچوب مقررات ناالزام‌آور تبیین می‌کند (تران[2]، ۲۰۲۰). یکی از آن‌ها روی نقش انظباطی بدهی، سپرده‌ها به عنوان منبع اصلی تامین مالی بانک‌ها، تاکید دارد و بیان می‌کند در محیط با اطلاعات نامتقارن به منظور کاهش مشکل نمایندگی[3] بانک‌ها باید برای ایجاد نقدینگی از سرمایه کمتری به‌کار گیری کنند (دیاموند و راجن[4]، ۲۰۰۱).

نظریه دیگر، روی رقابت بازار تمرکز دارد (کوبیسزوسکا[5]، ۲۰۱۷). در یک بازار رقابتی قدرت بازاری بانک‌ها کاهش یافته و حاشیه سود بانک کم می‌شود؛ از این‌رو، بانک‌ها برای جبران این کاهش سود میل دارند ریسک بالاتری را پذیرا شوند که این کار کیفیت سبد وام بانک‌ها را نامناسب‌تر می‌سازد. همانا، بانک‌ها به هزینه از دست دادن ذخیره‌ها، وام‌دهی بیشتری می‌کنند که این بر نسبت سرمایه بانک اثر منفی دارد (برگر و بروما[6]، ۲۰۰۹).

نظریه سوم به همانندی‌های بالای میان ساختار سرمایه بنگاه‌های غیرمالی و بنگاه‌های مالی همچون بانک دلالت دارد. بیشتر بانک‌ها ساختار سرمایه خود را مانند بنگاه‌های غیرمالی

1- Aktas, N., et al.
2- Tran, D. V., et al.
3- Agency cost theory
4- Diamond, D. W., & Rajan, R. G.
5- Kubiszewska, K.
6- Berger, A. N., & Bouwman, C. H.

بهینه‌سازی می‌کنند؛ مگر هنگامی که سرمایه آن‌ها به حداقل کفایت سرمایه نزدیک باشد (گروپ و هایدر، ۲۰۱۰؛ جوکا و همکاران، ۲۰۱۱ و بالتاسی و ایادیان[1]، ۲۰۱۴). پژوهش‌ها در این زمینه نشان داد دو گروه از عوامل درونی و بیرونی(یا محیطی) می‌توانند بر ساختار سرمایه یا اهرم بانک اثر بگذارند که در زیر به آنها پرداخته می‌شود.

۲-۱. سودآوری و اهرم‌بانکی

سود به عنوان سنجه‌ای مستقیم از عملکرد بنگاه، آن پولی است که پس از کسر همه هزینه‌ها و مالیات برای بنگاه می‌ماند. سودآوری اثر آمیخته‌ای بر اهرم دارد. بر پایه نظریه هزینه نمایندگی بنگاه‌های سودآور جریان نقد آزاد بیشتری دارند که مدیران را به سرمایه‌گذاری اختیاری ترغیب می‌کند. برای مهار این مشکل، بدهی ابزاری موثر است تا مدیران برای توانمندی پرداخت بدهی و خدمات آن به سودآوری استمرار بخشند؛ از این‌رو، انتظار می رود بنگاه‌های سودآور اتکای بیشتری به اهرم داشته باشند (دیاز و تین[2]، ۲۰۱۷). در مقابل، بر پایه نظریه سلسله مراتبی پیش‌بینی می‌شود سودآوری اثر منفی بر اهرم داشته باشد؛ زیرا بنگاه‌ها استفاده از منابع داخلی را به بدهی ترجیح می‌دهند (آرمو و همکاران[3]، ۲۰۱۳).

۲-۲. ریسک و اهرم‌بانکی

تاثیر ریسک بر اهرم با نظریه هزینه ورشکستگی[4] تبیین می‌شود. مطالعات نشان داد شرکت‌های با ثبات درآمدی کمتر، هزینه ورشکستگی بالاتری دارند؛ بنابراین، آن‌ها از افزودن بدهی بیشتر خودداری می‌کنند (دیاز و تین، ۲۰۱۷). همچنین نظریه هزینه نمایندگی تایید می‌کند که هنگام رویارویی با خطر ورشکستگی، مشکلات نمایندگی مربوط به بدهی بدتر هم می‌شود (آرمو و همکاران، ۲۰۱۳). در حقیقت اهرم‌ها ارتباط دوطرفه میان منابع و دارایی‌ها را در ترازنامه بانک‌ها نمایان می‌کنند. اهرم مالی می‌تواند با ریسک بالاتر همراه باشد و بانک‌ها را با ریسک بالا روبه‌رو سازد. بانک‌ها برای محافظت از سرمایه خود ریسک مالی را به‌وسیله اتخاذ اهرم مالی پایین کاهش می‌دهند (ذالبگی دارستانی، ۱۳۹۳).

1- Baltaci, N., & Ayaydin, H.
2- Diaz, J. F. T., & Tin, T. T.
3- Aremu, M. A., et al.
4-Bankruptcy Cost Theory

۲-۳. اندازه بانک و اهرم‌بانکی

یکی از عوامل اثرگذار بر رفتار بانک اندازه آن است. بانک‌های نوپا و کوچک معمولا از تقارن اطلاعات کمتری برخوردارند؛ این بانک‌های نوپا و در حال رشد، بخش بزرگی سود برآمده از عملیات خود را ذخیره کرده و بدین وسیله اقدام به تامین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود می‌کنند. هرچه بانک دارای عمر بیشتر و اندازه بزرگ‌تری باشد، نیاز کمتری به نگهداری ذخایر نقدی خواهد داشت (سپهردوست و آئینی، ۱۳۹۲).

بانک‌های بزرگ‌تر در صورت ورشکستگی اثر نامناسب بزرگی بر اقتصاد وارد می‌کنند. معمولا با افزایش اندازه بانک به دلیل برخوداری از مقیاس اقتصادی مناسب‌تر هزینه‌ها کاهش یافته و سودآوری بانک افزایش می‌یابد؛ البته، این نتیجه قطعی نیست. استرن و فلدمن[1](۲۰۰۹) اشاره می‌کنند منظور از بانک بزرگ الزاماً بانک با اندازه بزرگ نیست، بلکه بانکی که در سیستم مالی کشور نقش چشمگیری دارد.

داویلا و والتر[2](۲۰۲۰) به این نتیجه رسیدند که بانک‌های بزرگ‌تر به دلیل پشتوانه ضمانت دولتی تمایل به افزایش اهرم مالی خود دارند. آنها بر این باورند که افزایش اهرم بانک‌های بزرگ، موجب تشویق بانک‌های کوچک‌تر به افزایش اهرم خواهد شد.

۲-٤. تورم و اهرم بانکی

با توجه به محدویت بانک‌ها در تعدیل نرخ بهره، با افزایش نرخ تورم اندازه سپرده‌گذاری در بانک کم شده و سپرده‌گذاران به بازار جایگزین مانند بازار سرمایه و یا بازارهای دیگر مانند مسکن، طلا و ارز روی می‌آورند؛ این توان بانک‌ها در اهرم کردن را محدود می‌کند.

تورم تاثیری منفی و معنی‌داری بر شاخص سودآوری بانک دارد. با افزایش تورم بانک توان حفظ ارزش دارایی‌های خود به‌صورت وام در نزد مشتریان نداشته و با افت ارزش این دارایی‌ها روبرو می‌شوند، پس سودآوری بانک کاهش می‌یابد (دارابی و مولایی، ۱۳۹۰).

۲-۵. تاثیر چرخه تجاری بر اهرم‌بانکی

چرخه تجاری به معنای نوسان دوره‌ای سطح فعالیت‌های اقتصادی یا تولید در گذر زمان بر گِرد یک روند است. بسیاری از فعالیت‌ها از جمله بانک از این چرخه کسب و کار متاثر می

1 -Stern, G. H., & Feldman, R. J.
2 -Davila, E., & Walther, A.

شوند؛ از این رو، شناخت اثر چرخه تجاری بر تعیین‌کننده‌های اهرم مالی بانک‌ها در راستای تنظیم‌گری مناسب اهمیت دارد. مطالعات نشان داد بنگاه‌ها برای کاهش هزینه در شرایط رونق اقتصادی از بدهی بیشتری در مقایسه با شرایط رکود استفاده می‌کنند.

برخی از عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه در شرایط اقتصادی حاکم بر چرخه‌های تجاری ممکن است دستخوش تغییر شوند. در شرایط رشد اقتصادی تقاضا افزایش می‌یابد و سودآوری تقویت می‌شود و این سودها در دوران رونق به دلیل ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری به طرز چشم‌گیری از ثبات بالاتری برخوردار است و شرایط اقتصادی تاثیر بسیار بالایی بر عملکرد بنگاه‌ها دارد (دولو و همکاران، ۱۳۹۶).

بر پایه مطالعات هریس و رویو[1](۱۹۹۱) سودآوری از چرخه کسب و کار تاثیر می‌پذیرد؛ برای مثال، در شرایط رشد اقتصادی با افزایش تقاضای محصولات، سودآوری تقویت می‌شود. جانسون[2](۱۹۹۱) پی برد که سود شرکت با تاثیر از چرخه کسب و کار دچار تغییر می‌شود. نظریه جریان نقدی آزاد جنسن[3](۱۹۸۶) نشان داد که با بالا بودن جریان نقد آزاد، استفاده از بدهی موجب ایجاد انگیزه مدیران به کارایی بالاتر می‌شود.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه داخلی

نورانی و همکاران (۱۳۹۱)، رابطه میان ساختار سرمایه و بازده سرمایه را برای ۱۸ بانک ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۲ مطالعه کردند. نتایج برآورد مدل رابطه مثبت میان اهرم مالی و بازده سرمایه را نشان داد. از دیگر نتایج آنها، رابطه مثبت میان نسبت بدهی و معیار سودآوری است.

خاکی‌تلی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به نام ارزیابی ریسک نقدینگی در بانک‌ها با تاکید بر شاخص‌های سودآوری و اهرم مالی، مطالعه موردی از بانک‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۶ انجام داده‌اند. نتایج این پژوهش چنین است که میان ریسک نقدینگی و سودآوری رابطه معنی‌دار و مستقیمی وجود دارد. هرچه بانک ریسک بیشتری می‌پذیرد، سود بیشتری را نیز کسب می‌کند. میان اهرم و ریسک نقدینگی رابطه مثبت و معنی‌داری

1- Harris, M., Raviv, A.
2- Jonson, P.
3- Jensen, M.C.

وجود دارد. هرچه بانک در ساختار تامین مالی خود از سرمایه کمتر و بدهی بیشتر استفاده کند، ریسک نقدینگی بیشتری را متحمل می‌شود. میان ریسک نقدینگی و اندازه در بانک‌ها تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. میان ریسک نقدینگی و میزان دارایی‌های مشهود بانک‌ها رابطه مثبت و معنی‌داری مشاهده می‌شود. میان ریسک نقدینگی و عمر بانک‌ها رابطه معنی داری مشاهده نشده است.

دولو و همکاران (۱۳۹۶) به کمک داده‌های ۱۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۰ اثر چرخه تجاری بر رابطه سودآوری و اهرم مالی را بررسی کردند. این مطالعه بر پایه روش گشتاورهای تعمیم یافته[1] انجام گرفت. نتایج بررسی نشان داد هم در دوره رکود و هم در دوره رونق میان سودآوری و ساختار سرمایه رابطه منفی وجود دارد. بی‌تمایلی شرکت‌های سودآور به وام‌گیری در شرایط رکود اقتصادی ممکن است ناشی از تمایل مدیران به حفظ قابلیت کنترل و انعطاف‌پذیری باشد که تامین مالی داخلی را به استقراض ترجیح دهند و همچنین به دلیل بالا بودن هزینه تامین مالی از محل استقراض در شرایط رکود اقتصادی و افزایش احتمال ورشکستگی، شرکت‌ها تامین مالی با وام‌گیری را اقتصادی نمی‌دانند. در شرایط رکود، رابطه میان اندازه شرکت و سودآوری و ساختار سرمایه مثبت است که این ظرفیت وام‌گیری شرکت‌های بزرگتر را نشان می‌دهد. بررسی رابطه ساختار سرمایه و سودآوری در دوره رونق به اثر منفی ساختار سرمایه بر سودآوری دلالت دارد. یک دلیل می‌تواند هزینه‌های بهره و ناکارایی شرکت در کسب بازده باشد. در دوره رونق نیز همانند رکود تاثیر اندازه شرکت بر ساختار سرمایه مثبت است.

آزادبری و همکاران (۱۳۹۶)، تاثیر اهرم بانکی و ثبات بانکی بر نقد شوندگی سهام موسسات مالی و بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مطالعه کردند. از نمونه‌ای با ۱۲ بانک در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۰ استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد ثبات بانکی تاثیر معنادار و مثبت بر نقد شوندگی سهام بانک‌ها و موسسات مالی دارد؛ ولی اهرم مالی تاثیری بر نقد شوندگی سهام بانک‌ها و موسسات مالی ندارد.

شاهچرا و ولی‌زاده (۱۳۹۷) در پژوهشی بر پایه داده‌های شبکه بانکی برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۴ تاثیر اهرم مالی بر سودآوری بانک‌ها را مطالعه کردند. در این پژوهش شاخص سودآوری به دو شاخص نسبت سود خالص به کل دارایی (بازده دارایی) و نسبت سود

1- Generalized Method of Moment (GMM)

خالص به کل حقوق صاحبان سهام (بازده حقوق صاحبان سهام) جدا شده و تاثیر متغیرهای بانکی را بر آنها بررسی کردند. نتایج برآورد مدل رابطه خطی مثبت میان اهرم بانک و سودآوری شبکه بانکی کشور را نشان داد. همچنین اندازه بانک بر سودآوری اثر منفی داشت؛ بانک‌های بزرگ‌تر سودآوری بالاتری داشتند. سپرده‌های بانکی تاثیر مثبت بر سودآوری بانک‌ها داشتند؛ با افزایش سپرده‌های بانکی و تجهیز این منابع، بانک‌ها خدمات بهتری ارایه داده و این کار سودآوری را در شبکه بانکی بهبود بخشید.

آذرنیا و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی بر پایه داده‌های ۱۰ بانک پذیرفته در بازار سرمایه برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۵ دریافتند متغیر جریان نقد آزاد تاثیر منفی بر اهرم مالی بانک دارد؛ درحالی که مطالبات نقدی اثر مثبت بر اهرم مالی بانک‌ها می‌گذارد. همچنین آنها نشان دادند ریسک اعتباری بر اهرم مالی تاثیر منفی دارد؛ ولی میان نوع مالکیت و بهینه سازی اهرم مالی رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

۳-۲. پیشینه خارجی

سیچونگ چن[1] (۲۰۱۳)، نسبت‌های اهرمی اثرگذار عملکرد بانک در جریان بحران مالی را بررسی کردند. در این پژوهش از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۹۸ برای ۹۷ بانک ژاپنی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار توکیو استفاده شد. در این پژوهش دو گونه نسبت اهرمی، اهرم دفتری و اهرم بازار، بررسی شد. نتایج نشان داد که از نظر آماری و اقتصادی اهرم بازار به جای اهرم دفتری که پیش از بحران مشاهده شده، توان پیش‌بینی تغییرات مقطعی در عملکرد بانک در جریان بحران را دارد. همچنین بانک‌هایی که نسبت اهرم بازاری کمتری دارند، تاثیر معکوسی بر اعلام ورشکستگی موسسات بزرگ در جریان بحران داشته اند.

وارتو و ژائو[2] (۲۰۱۴) در پژوهشی ریسک سیستماتیک و اندازه بانک‌های آمریکایی و اروپایی را با به‌کارگیری داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۴ مطالعه کردند که نتایج آن نشان داد عوامل موثر بر ریسک سیستماتیک بر اندازه موسسات مالی اثرگذار هستند. همچنین به کمک ترازنامه بانک‌ها می‌توان ریسک سیستماتیک را پیش‌بینی کرده از آن به مانند سامانه هشدار پیش از رخداد بحران به‌کار گرفت. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بانک‌های ریسک پذیر اندازه بزرگتر و اهرم بالاتری دارند.

1-Chen, S.
2-Varotto, S., Zhao, L.

اسمیت و همکاران[1] (۲۰۱۷) با بررسی نسبت اهرم ریسک‌پذیری و ثبات بانک در اتحادیه اروپا، طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۵ دریافتند الزام نسبت اهرم به کاهش چشمگیر در احتمال بی ثباتی بانک‌های دارای اهرم مالی بالا می‌انجامد. پس ورود یک الزام در نسبت اهرم در چارچوب نظارتی بازل به بانک‌های با ثبات‌تر می‌انجامد.

بلتریم و همکاران[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی به نام ریسک سیستماتیک و اهرم بانکی با نقش کیفیت دارایی که شامل نمونه‌ای با ۹۷ بانک اروپا برای سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ بود، بررسی کردند که چگونه کیفیت دارایی بانکی در رابطه میان اهرم و ریسک سیستماتیک اثر می‌گذارد. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاران می‌توانند، بانک‌ها را در رابطه با سیاست پوشش ریسک و اندازه رویارویی با ریسک اعتباری تمیز دهند. همچنین نتایج نشان داد که اهرم ساده برای تایید ریسک مالی بانک‌ها بی‌فایده است.

رودریگوز-گارسیا و بودریا[3] (۲۰۱۹) تاثیر عوامل سمت عرضه بر اهرم شرکت‌ها را برای اسپانیا طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۸ بررسی کردند. در اسپانیا میان سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۲ در ساختار بخش بانکی تغییر چشمگیری روی داد و در پی آن بحران اعتباری تجربه شد. نتایج نشان داد شرایط اعتباری و دسترسی به بازارهای بدهی پس از کنترل تقاضای معمول به‌عنوان عامل موثر در اهرم شناخته می‌شوند. افزون بر این، اثر منفی تشدید شرایط اعتباری بر اهرم بازار در مورد بنگاه‌های فاقد دسترسی به بازارهای بدهی دو برابر می‌شود. محدودیت‌های مالی بانک‌ها بر ساختار وام‌گیرندگان تاثیر می‌گذارد. درباره بودن رابطه منفی میان شرایط اعتباری و اهرم بازار شواهدی یافت شد؛ به این معنی که با محکم‌تر شدن شرایط اعتباری بازار، اهرم بازار کاهش می‌یابد. این مطالعه نشان داد که شرکت‌های بزرگ و بسیار شفاف که در فهرست عمومی قرار دارند از نظر تئوری باید نسبت به اعتباربندی حساسیت کمتری داشته و تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه آن‌ها به شرایط اعتباری محدود باشند. عینی بودن دارایی اثر مثبت و سودآوری عملیاتی اثر منفی بر اهرم بانک دارند.

مارتینوا و همکاران[4] (۲۰۱۹) در پژوهشی بر پایه داده‌های بانک‌های آمریکایی و اروپایی ۱۹۹۵-۲۰۰۹ بررسی کردند که آیا سودآوری بالاتر، محدودیت‌های استقراض بانکی را

1 -Smith, J.A., et al.
2- Beltrame, F., et al.
3- Rodríguez-García, R..,Budría, S.
4- Martynova, N., et al.

کاهش داده و بانک‌ها را قادر می‌سازد تا در مقیاس بزرگ‌تر ریسک کنند. این رویداد هنگامیکه محدودیت‌های اهرمی بانک سست‌تر می‌شود یا هنگامی که سرمایه‌گذاری‌های جدید انجام می‌شود، اثرگذاری بیش‌تری دارد. برآورد مدل نشان داد با بودن محدودیت اهرم، بانک‌های سودآور توانایی دریافت وام بیشتری دارند و در مقیاس بزرگ سرمایه گذاری کرده و از انگیزه ریسک پذیری بالاتری برخوردارند.

داویلا و والتر[1] (۲۰۲۰) ارتباط آثار حمایت و نجات مالی بانک‌های بزرگ و همچنین اندازه بانک‌ها را برای دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۳ بررسی کرده‌اند. آنها با به‌کارگیری از تعادل بخش بانکی، احتمال پرداخت حمایت دولتی و ارتباط آن با اهرم مالی را بررسی کرده و به وجود رابطه میان اندازه بانک و اهرم مالی پی بردند. همچنین دریافتند بانک‌های بزرگ به دلیل پشتوانه ضمانت دولتی، تمایل به افزایش اهرم مالی خود دارند. آنها بر این باورند که اقدام بانک‌های بزرگ‌تر در افزایش اتکای به اهرم سبب تشویق بانک‌های کوچک‌تر به سمت افزایش اهرم مالی خود می‌شود. همچنین آن‌ها برای مقایسه بانک‌های بزرگ و کوچک و اثر حمایت دولتی با استفاده از متغیرهای اهرم مالی و نوع بانک مرکزی به بررسی اهرم مالی بهینه برای هرکدام از بانک ها پرداختند به این نتیجه رسیدند که اندازه موسسات مالی برای تعیین اهرم مالی بسیار موثر است و ناظران اقتصادی باید توجه ویژه‌ای را به موسسات مالی بزرگ‌تر داشته باشند برای اینکه موسسات مالی بزرگ‌تر تمایل به ریسک بیشتر و توانایی اثرگذاری بر تصمیمات بانک‌های کوچک‌تر دارند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

٤-١. معرفی مدل و روش برآورد

در این پژوهش داده‌های مورد نیاز با بررسی ترازنامه‌های بانک‌های ایران، بانک‌های اطلاعاتی و نرم افزارهای موجود در این زمینه از جمله ره‌آورد نوین و سایت اینترنتی کدال و همچنین سایت بانک مرکزی برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۷ گردآوری شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش با الهام از مطالعه مریکا و همکاران[2](۲۰۱۵) مدلی طراحی شد که به کمک روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد شد. در برآورد مدل به روش یاد شده نخست نیاز است متغیرهای ابزاری را روشن ساخت. اعتبار فرض نبودن همبستگی سریالی میان جمله

1-Davila, E., Walther, A.
2- Merika, A., et al.

های خطا و ابزارها از عوامل تعیین‌کننده سازگاری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است که با آزمون آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) انجام می‌گیرد. پذیرش فرضیه صفردر این آزمون به معنای نبودن همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها است. در آزمون سارگان[2] فرضیه صفر این است که ابزارها تا جایی معتبر هستند که با خطاها در معادله تفاضلی مرتبه نخست همبسته نباشند. با وجود این شرایط اگر برآورگر روش گشتاورهای تعمیم یافته سازگار بوده و ابزارهای آن معتبر باشند، مدل داده‌های پویا نیز معتبر است. یکی از مسائل این برآورگر وجود ارتباط وقفه متغیر وابسته در سمت راست معادله با جزء خطا است. راه‌حل لازم تفاضل مرتبه نخست از معادله اصلی برای حذف تغییرات مقطعی و سپس به‌کارگیری برآوردگرهای روش گشتاورهای تعمیم یافته است.

در این مدل اقتصادسنجی دو گروه از عوامل درونی و بیرونی اثرگذار بر اهرم‌مالی بانک آمده‌است؛ از یک سو سودآوری، اندازه و ریسک فعالیت به‌عنوان متغیرهای درونی بانک و از سوی دیگر سطح فعالیت‌های اقتصادی و تورم به عنوان عوامل بیرونی اثرگذار بر اهرم مالی هستند (رابطه (۱)):

$$LR_{it} = \alpha + \beta_1 Z_SCORE_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، LR_{it} نسبت اهرم بانکiام درسال t است که طبق مقاله نوناو و توماس[3] (۲۰۱۷) از تقسیم نسبت دارایی به سرمایه به‌دست‌آمده است. این نسبت در مقایسه با تعریف های دیگر نسبت اهرم، موثرتر، سخت‌گیرانه‌تر و محافظه‌کارانه‌تر است. Z_SCORE_{it} متغیر مربوط به ثبات مالی است که وارون آن ریسک بانکi در سالt است؛ در مطالعات برگرد و بومن[4](۲۰۰۹)، گوش[5](۲۰۱۴)،لیپت و استرابل[6](۲۰۱۴)، فو و همکاران[7](۲۰۱۶)، طالبی و سلگی(۱۳۹۵) و ذالبگی دارستانی(۱۳۹۳) نیز استفاده شده است (رابطه (۲)).

1- Arellano, M., & Bond, S.
2- Sargans Test
3- Nuño, G., & Thomas, C.
4 -Berger, A.N., Bouwman, C.H.
5 -Ghosh, S.
6 -Lepetit, L., Strobel, F.
7- Fu, X., et al.

$$z_score = \frac{ROA + CAP}{\sigma(ROA)} \quad (۲)$$

در رابطه (۲)، ROA بازده دارایی‌ها، CAP نسبت سرمایه به دارایی و σ (ROA) انحراف معیار بازده دارایی‌ها است. همچنین $Size_{it}$ متغیر مربوط به اندازه بانک i در سال t است که طبق مطالعات علی‌ثانی و همکاران (۱۳۹۲)، مریم دوولو و همکاران(۱۳۹۶)، آذرنیا و همکاران(۱۳۹۸)، شاهچرا و ولی‌زاده(۱۳۹۷) از تعریف لگاریتم کل دارایی‌های بانک استفاده شده‌است. ROA_{it} متغیر مربوط به سودآوری بانک i در سال t است که طبق مطالعات خاکی تلی و همکاران(۱۳۹۳)، سپهردوست و آئینی(۱۳۹۲) و طالبی و سلگی(۱۳۹۵) از تقسیم سود خالص بر کل دارایی‌های هربانک محاسبه شده است. در پایان INF_{it} نرخ تورم و ε_{it} جمله اخلال مدل را نشان می‌دهد.

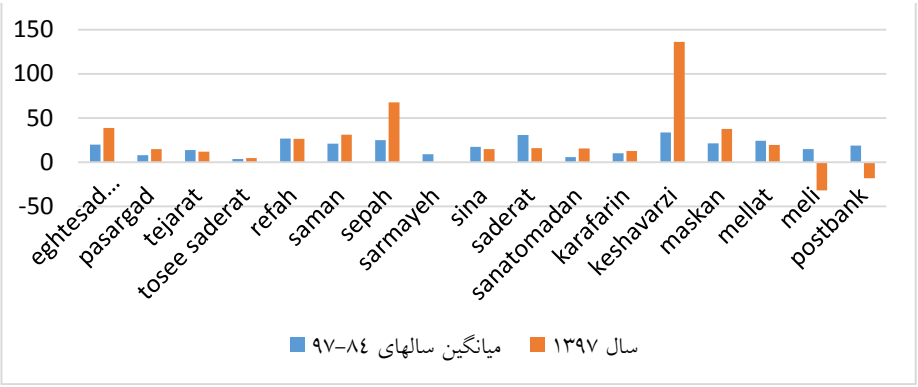
٤-۲. توصیفی کوتاه از داده‌ها

نمودار (۱)میانگین نسبت اهرم بانک‌ها در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۷ را در کنار نسبت اهرم سال ۱۳۹۷ نشان می‌دهد. افزایش اهرم دو بانک کشاورزی و سپه برای سال ۱۳۹۷ در مقایسه با میانگین دوره چشم‌گیر است؛. با بررسی ترازنامه این بانک‌ها روشن شد که در سال ۱۳۹۷ در بانک کشاورزی دلیل نسبت اهرم بالا، افزایش دارایی و در بانک سپه کاهش در سرمایه بوده است.

نمودار (۲) پراکندگی بانک‌ها را در فضای میانگین اهرم و میانگین بازده نشان می‌دهد. با نگاه به این نمودار پراکندگی، می‌توان به بودن رابطه‌ای مثبت میان نسبت بازده و نسبت اهرم بانک‌ها پی برد.

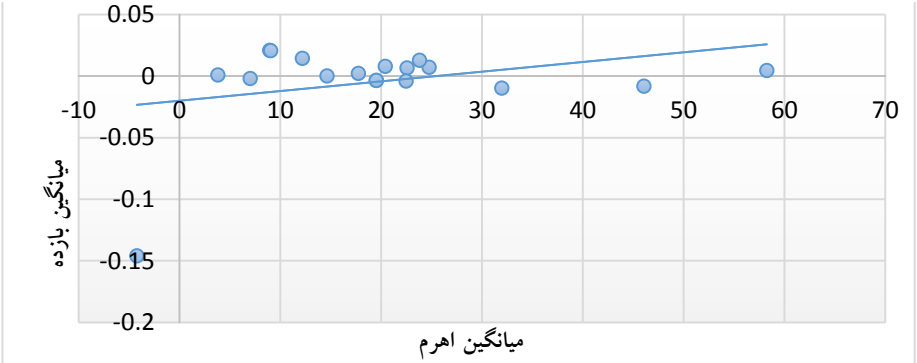
متغیر z-score نشانگر ثبات مالی بانک است و وارون آن را نیز سنجه‌ای برای ریسک بانک می‌توان پنداشت. نمودار (۳) پراکندگی میانگین سنجه z-score و نسبت اهرم را در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۷ میان بانک‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. به‌روشنی می‌شود رابطه منفی (مثبت) میان ثبات مالی (ریسک) و نسبت اهرم بانکی را دریافت.

نمودار ۱.میانگین اهرم بانک‌ها برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸٤و سال۱۳۹۷



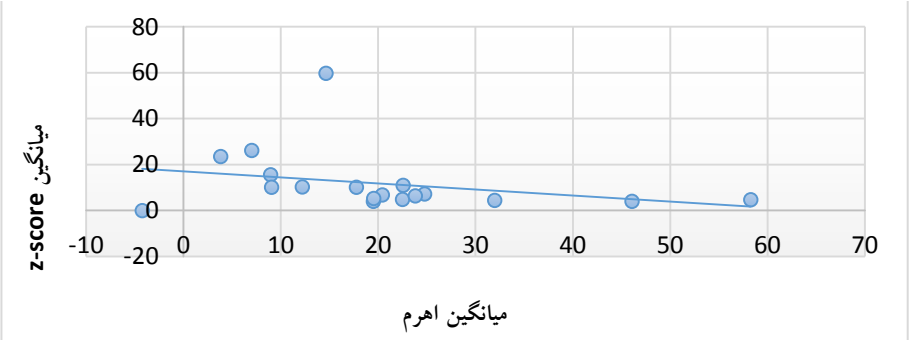
ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. رابطه میانگین بازده و میانگین اهرم برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸٤ بانک‌های ایران



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳. رابطه میانگینz-score و میانگین اهرم برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸٤ بانک‌های ایران



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵- برآورد مدل

۵-۱. آزمون ایستایی

استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی بر فرض ایستایی متغیرها استوار است. یک متغیر هنگامی ایستا است که میانگین، واریانس و ضرائب خود هم‌بستگی آن در گذر زمان ثابت مانده و تغییر نکند. هنگامیکه متغیرهای مدل ایستا نیستند، استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌انجامد (بالتاجی، ۲۰۰۵).

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرها

آزمون ریشه واحد	Levin lin @ chut		Im , pesaran and shin		ADF fish chi-square		PP-fisher chi-square	
	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده	سطح احتمال	آماره محاسبه شده
LR	۰/۰۰۱۳	-۳/۰۰۰۸	۰/۰۷۵	-۱/٤۳	۰/۰۲	٥٥/۳٦	۰/۰٦۱	٤۹/۸۹
D(z-score)	۰/۰۰۰	-٦/۸۳	۰/۰۰۰	-٤/۷۲	۰/۰۰۰	۸۸/۸۱	۰/۰۰۰	۱٦۱/۱۹۳
D(roa)	۰/۹۹	۲/٦۳	۰/۰۱۹	-۲/۰٦	۰/۰۱٦	٥٦/۲۷	۰/۰۰۰	۱۹۳/۹۲۷
D(size)	۰/۰۰۰	-۳/۹۱	۰۰۰/۰	-٥/۲۳	۰/۰۰۰	۷۳/۹۲	۰/۰۰۰	۱۳۳/۹
INF	۰/۰۰۰	-۹/٥۲	۰۰۰/۰	-٦/٦٤	۰/۰۰۰	۱۰۹/۹	۰/۰٦۷٤	٤۹/٤۲

* متغیرهایی که با نماد D(.) نشان داده شده‌اند، در سطح ایستا نبوده و یا یک تفاضل‌گیری ایستا شده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون ایستایی متغیرها که در جدول (۱) گزارش شده حکایت از آن دارد که اهرم بانکی و تورم ایستا بوده و دیگر متغیرهای مدل با یکبار تفاضل گیری ایستا شده‌اند.

۵-۲. آزمون هم‌انباشتگی

به‌دلیل ناایستایی برخی از متغیرهای مدل در سطح، به منظور اطمینان از رخ ندادن رگرسیون کاذب انجام آزمون هم‌انباشتگی ضرورت دارد (نوفرستی، ۱۳۹۸). نتیجه آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[1] در جدول (۲) به وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها دلالت دارد.

1-pederoni

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

آزمون	شرح	مقدار آماره	سطح احتمال	نتیجه آزمون
هم‌انباشتگی پدرونی	Group pp-statistic	-۵/۰۵	۰/۰۰۰	تایید وجود هم انباشتگی
	Group ADF-statistic	-۲/۹۲	۰/۰۰۱	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۳. آزمون F-لیمر

برای داده‌های تابلویی پس از آزمون ایستایی و هم‌انباشتگی نیاز است که قابلیت برآورد مدل از روش داده‌های تابلویی یا استفاده از داده‌های تلفیقی آزمون انجام گیرد؛ در این راستا از آزمون F-لیمر استفاده می‌شود. فرضیه H_0 آزمون بیانگر قابلیت برآورد مدل به صورت داده های تلفیقی است و فرضیه H_1 بیانگر قابلیت برآورد به صورت داده‌های تابلویی است. نتایج آزمون F-لیمر در جدول (۳) حکایت از رد فرضیه صفر داشته و به وجود ناهمگنی میان مقاطع دلالت دارد؛ یعنی، مناسب بودن به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون F-لیمر

	مقدار آماره	p-value	نتیجه آزمون
آزمون F-لیمر	۷/۷۲	۰/۰۰۰	تایید روش داده‌های تابلویی

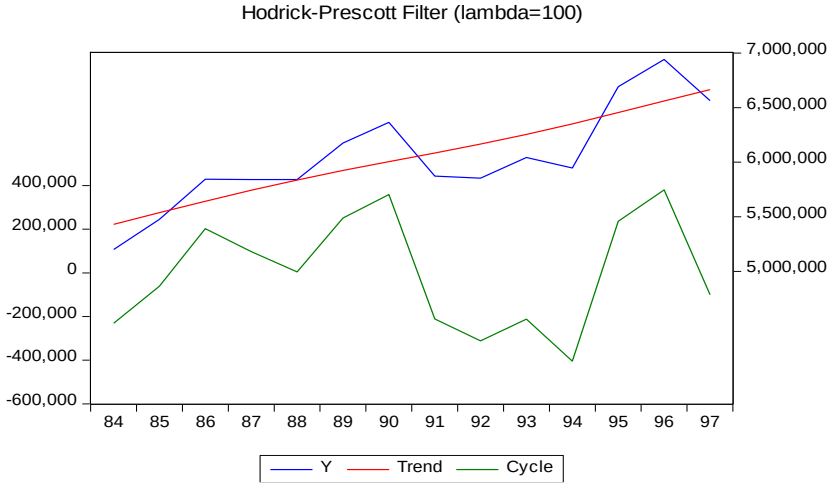
ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-٤. برآورد مدل

برای بررسی اثرات رکود و رونق اقتصادی بر اهرم مالی بانک‌ها، نیاز است در گام نخست چرخه‌های کسب و کار در سطح فعالیت‌های اقتصادی شناسایی شود. به روش فیلتر هدریک-پرسکات[1] دوره‌های رونق و رکود حاکم بر اقتصاد ایران به کمک داده‌های تولید ناخالص داخلی شناسایی شد که نتایج آن در نمودار (۴) گزارش شده است.

1- Hodrick – Prescott Filter

نمودار ٤.مراحل چرخه تولید ناخالص داخلی واقعی با استفاده از فیلتر هدریک–پرسکات



ماخذ:یافته‌های پژوهش

در این مطالعه به منظور بررسی اثر چرخه فعالیت‌های اقتصادی بر اثرگذاری تعیین‌کننده‌های اهرم‌سازی مالی بانک‌ها از تکنیک متغیر مجازی به‌کارگیری شد؛ به گونه‌ای که برای دوره رونق متغیر $D = 1$ برای دوره رکود $D = 0$ است. الگوی اقتصادسنجی ارائه شده در رابطه (۳) به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش برآورد شده است.

$$LR_{it} = \alpha + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 D\times ROA_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 D\times Size_{it} + \beta_5 Z\text{-}score_{it} + \beta_6 D\times Z\text{-}score_{it} + \beta_7 INF_{it} + \beta_8 D\times INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

بر پایه اطلاعات جدول (۴) مشاهده می‌شود ضریب متغیر با وقفه اهرم بانکی مثبت و کوچک‌تر از یک است؛ به این معنی که اگر تکانه‌ای بر اهرم مالی بانک اثر بگذارد پیامدهای آن برای چندین دوره به گونه‌ای کاهنده در اهرم می‌ماند، اما رفتار اهرم در گذر زمان همگرا بوده و میل به ثبات دارد.

متغیر مستقل سودآوری با وجود اینکه در شرایط رکود اقتصادی اثر معنی‌داری بر اهرم بانک‌ها ندارد، اما در دوران رونق اقتصادی سودآوری بانک‌ها اثر مثبت و معناداری بر اهرم بانکی دارد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک واحدی در سودآوری، میزان اهرم مالی در بانک ها ۱/۵ واحد افزایش می‌یابد. در شرایط رونق اقتصادی افزایش تقاضای تسهیلات بانکی از یک سو و از سوی دیگر افزایش منابع بانکی از فرایند سپرده‌پذیری، موجب می‌شود تا

بانک‌هایی که وضعیت سودآوری بهتری دارند، تمایل بیشتری برای اهرم کردن جهت کسب سود بالاتر داشته باشند.

جدول ٤.برآورد تعیین‌کننده‌های اهرم‌مالی بانک‌های ایران (رابطه (۳)) به روش GMM

متغیر مستقل	ضریب برآوردی(سطح احتمال)
LR(-1)	۰/۲٤ (۰/۰۲)
ROA	−۰/۵ (۰/٤۸)
DROA	۱/۵ (۰/۰۱)
SIZE	۳/۹۵ (۰/۰٤)
DSIZE	۰/۲ (۰/۷۹)
Z-score	۰/۳۲ (۰/۳۱)
DZ-score	−۰/۸ (۰/۰۲)
INF	−۰/۱۳ (۰/۰۰۰)
DINF	۰/۱۵ (۰/۰۰۰)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

برآورد مدل نشان داد که اندازه بانک اثر مثبت و معناداری بر اهرم مالی بانک‌ها دارد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک واحدی در اندازه بانک میزان اهرم بانکی ۳/۹۵ واحد افزایش می‌یابد. بانک‌های بزرگ‌تر به پشتوانه ضمانت نانوشته دولت، «بزرگ‌تر از آن است که ورشکست شود[1]» از تمایل بالاتری به اهرم کردن برای افزایش سودآوری برخوردارند؛ آن چنان که رونق یا رکود اقتصادی تاثیر معنی‌داری بر اثرگذاری این متغیر بر اهرم بانکی ندارد.

1- too big to fail

بر پایه تعریف، سنجهz-score به منظور اندازه‌گیری ثبات مالی بانک‌ها است، ولی وارون آن می‌تواند سنجه‌ای از ریسک باشد. ضریب برآوردی این متغیر در دوره رکود اثر معنی‌داری بر اهرم مالی بانک‌ها ندارد. در شرایط رونق اقتصادی افزایش ثبات مالی بانک‌ها به کاهش اتکای آن‌ها به اهرم می‌انجامد؛ به‌گونه‌ای که افزایش یک واحدی در سنجه ثبات مالی بانک‌ها در شرایط رونق اقتصادی تقریبا کاهش ۰/۸ واحدی در اهرم مالی بانک‌ها را در پی دارد. نتایج برآورد گویای این واقعیت است که بانک‌های با ثبات مالی بهتر و ریسک کمتر در شرایط رونق اقتصادی سازگار با پیش‌بینی نظری تمایل کمتری به اتکای به اهرم سازی دارند.

تورم اثر منفی و معناداری بر اهرم‌مالی بانک‌ها دارد؛ به‌گونه‌ای که در شرایط رکود اقتصادی افزایش یک واحدی در تورم به کاهش ۰/۱۳ واحدی در اهرم مالی بانک‌ها می‌انجامد. در دوره رکود تورمی به دلیل کاهش ارزش اسمی پول که موجب می‌شود سپرده در برابر نگهداری دارایی‌های دیگر مانند ارز و طلا نامناسب جلوه کند و هم به دلیل کاهش سطح درآمد جامعه، مردم به سپرده‌گذاری در بانک‌ها به‌ویژه در بلندمدت تمایل چندانی ندارند؛ از این‌رو، توان بانک‌ها برای ایجاد اهرم بدلیل کاهش سپرده‌گذاری‌های بلندمدت کاهش می‌یابد که این در ضریب منفی برآوردی متغیر تورم دوران رکود بازتاب یافته است. در دوره رونق اقتصادی تورم در مجموع اثر مثبت و معنی‌داری بر تمایل به اتکای بانک‌ها به اهرم دارد.

در روش گشتاورهای تعمیم یافته بررسی سازگاری برآوردگر و اعتبار ماتریس ابزار با آزمون سارگان انجام می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون به ناهم‌بستگی ابزارها با جمله اخلال و از این‌رو، سازگاری برآوردگر دلالت دارد؛ پس پذیرش این فرضیه به این معنی است که متغیرهای ابزاری به کار رفته در الگو بسنده و معتبر است.

در این پژوهش احتمال آماره j برابر۰/۷ به‌دست آمد؛ از این رو، فرضیه صفر آزمون سارگان مبنی بر معتبر بودن ماتریس ابزارها رد نشده و میان متغیرهای ابزاری تعریف شده و جمله اخلال هم‌بستگی بالایی وجود ندارد.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بانک‌ها جایگاه ویژه‌ای در تامین مالی بنگاه‌های اقتصادی دارند؛ از این رو، اتکای بیش از اندازه آن‌ها به اهرم مالی در راستای کسب سود و بازدهی بالا به دلیل برخورداری از مزیت

بسیار بالا در مقایسه با بنگاه‌های غیربانکی در ایجاد دارایی با پذیرش سپرده و همچنین در سایه پشتیبانی وظیفه فرجامین وام‌دهندگی بانک مرکزی، می‌تواند به گونه‌ای بالقوه زمینه بی‌ثباتی مالی و در پی آن بحران مالی را فراهم کند. این پژوهش اثرات تعیین‌کننده‌های اتکای بانک‌ها به اهرم مالی را در شرایط رونق و رکود اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۷ برای ۱۸ بانک ایران مطالعه کرده است.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد درحالی‌که متغیرهای درون بانکی مانند سودآوری و ریسک و همچنین متغیر محیطی تورم به عنوان تعیین‌کننده‌های اهرم‌سازی بانک‌ها در شرایط رونق و رکود اقتصادی شدت اثرگذاری متفاوتی بر اتکای بانک به اهرم دارند، شرایط فعالیت‌های اقتصادی بر اثرگذاری متغیر اندازه بانک بر اتکای بانک‌ها به اهرم تاثیری ندارد.

نتایج برآورد الگو نشان داد که بانک‌های بزرگ‌تر در مقایسه با بانک‌های کوچک‌تر اتکای بیشتری به اهرم مالی دارند. ضرورت دارد بانک مرکزی به‌ویژه در دوره رکود اقتصادی برای بانک‌های بزرگ‌تر که روابط گسترده‌تر مالی با فعالیت‌های اقتصادی دارند به گونه‌ای که ورشکستگی آن‌ها اثرات نامساعد گسترده‌تر بر اقتصاد دارد از پیش محدودیت هایی برای اتکای بیش از اندازه به اهرم برقرار سازند، چرا که با توجه به قاعده نانوشته، بزرگ‌تر از آن است که ورشکست شود، هنگام بی‌ثباتی دولت باید با کمک‌های مالی بیشتر مانع از ورشکستگی آن‌ها شود. تجربه بحران مالی ۲۰۰۸ نشان داد که بانک‌های مرکزی برای پرهیز از پیامدهای منفی ورشکستگی بانک‌های بزرگ کمک‌های مالی هنگفتی به این بنگاه های مالی آسیب‌دیده با سیاست آسان‌سازی کمی[1] انجام دادند. در این سیاست، دارایی‌های این بانک‌های در خطر ورشکستگی با قیمت بالا خریداری شد که آشکارا به نفع کسانی است که از پیش صاحبان آن دارایی بودند. این اقدام گونه‌ای انتخاب برندگان و بازندگان بحران مالی است که با مردم‌سالاری چندان سازگاری ندارد.

همچنین برآورد مدل نشان داد بانک با سنجه ثبات مالی بهتر –به‌ویژه در دوره رونق اقتصادی– انگیزه کمتری به اهرم کردن دارد؛ از این‌رو، می‌طلبد که بانک مرکزی با ابزارهای تنظیم‌گری که در اختیار دارد از جمله نسبت کفایت سرمایه در بهبود سنجه ثبات مالی بانک ها و کاهش انگیزه اتکای بالای بانک‌ها به اهرم مالی گام بردارد.

1- quantative easing

یافته دیگر پژوهش حاضر این است که تورم-به‌ویژه در دوره رونق اقتصادی- به تشدید اتکای بانک‌ها به اهرم مالی می‌انجامد. این به‌هم‌فزونی میان تورم و اهرم‌سازی بانک‌ها می‌تواند به اینرسی تورمی بدفرجامی بینجامد که پیامد آن ورشکستگی بانک‌ها، تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصاد است. این یافته اهمیت کنترل تورم و ثبات قیمت‌ها را که از وظایف روشن بانک مرکزی است را بیش از پیش نمایان می‌کند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

VahidTaghinejadomran http://orcid.org/0000-0002-9081-0474
Zahra Mila Elmi http://orcid.org/0000-0002-2913-7292
Fatemeh Zahra Husseinpor http://orcid.org/0000-0003-2974-5025

منابع

آزادبری، مریم، یاریفرد، رضا و حاجیها، زهره. (۱۳۹۶). *بررسی اثر اهرم بانکی و ثبات بانکی بر نقد شوندگی سهام بانک‌ها و موسسات مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. گروه حسابداری. دانشکده علوم انسانی. دانشگاه آزاداسلامی واحد تهران شرق.

آذرنیا، معصومه، دهقان، عبدالمجید و نوبری‌تبریزی، علی. (۱۳۹۸). نقش مطالبات نقدی، جریان نقد آزاد و ساختار سرمایه در بهینه سازی اهرم مالی (مطالعه موردی: صنعت بانک داری بازار سرمایه ایران). *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۲(۴۲)، ۱۵-۱.

پژویان، جمشید و خسوری، تانیا. (۱۳۹۱). تاثیر تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱(۴)، ۱-۱۴.

پهلوان‌زاده، مسعود. (۱۳۹۲). نسبت اهرمی حد الزام‌آور جدید برای بانک‌ها. *روند*، ۲۰(۶۲,۶۱)، ۱۷۷-۱۹۴.

خاکی تلی، حسین، صالح اردستانی، عباس و الماسی، حسن. (۱۳۹۳). *ارزیابی ریسک نقدینگی در بانک ها با تاکید بر شاخص‌های سود آوری و اهرم مالی مطالعه موردی بانک‌های ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. گروه مدیریت مالی. دانشکده مدیریت. دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی.

دارابی، رویا و مولایی، علی. (۱۳۹۰). اثر متغیرهای تقدینگی، تورم، حفظ سرمایه، تولید ناخالص داخلی بر سودآوری بانک‌ملت. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۰: ۱۳۹-۱۸۲.

دولو، مریم، درگاهی،حسن و حکمت، مریم. (۱۳۹۶). اثر چرخه تجاری بر رابطه سود آوری و اهرم مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳(۳۳)، ۶۵-۴۹.

ذالبگی دارستانی، حسام. (۱۳۹۳). عوامل موثر بر ثبات در شبکه بانکی ایران. *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۷(۲۰)، ۳۰۷-۳۲۷.

رضایی، فرزین و صابرفرد، امیر. (۱۳۹۵). تاثیر سطوح اهرم مالی بر مدیریت سود واقعی شرکت‌ها. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۶(۲۱)، ۲۰۵-۲۲۳.

زروکی، شهریار، موتمنی، مانی و صفرزاده امیری، ابوالقاسم. (۱۳۹۵). واکنش سرعت تعدیل اهرم مالی در بانک‌های خصوصی به سود آوری کاربردی از روش DPD و تخمین زن GMM-Sys. *سومین همایش ملی پژوهش‌های مدیریت و علوم انسانی در ایران*.

سپهردوست، حمید و آئینی، طیبه. (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۵. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵(۴)، ۵۰-۳۵.

سید نورانی، سید محمدرضا، امیری، حسن و محمدیان، عادل. (۱۳۹۸). رابطه علیت بین سرمایه بانک و سود آوری؛ با تاکید برجنبه نظارت ساختار سرمایه. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۶)، ۴۴-۱۱.

شاهچرا، مهشید و ولی‌زاده، مهناز. (۱۳۹۷). تاثیر اهرم بانکی بر سودآوری با هدف تقویت نظام اعتباری در شبکه بانکی کشور. *مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۴(۸)، ۱۲۵-۱۰۵.

شاهچرا، مهشید و طاهری، ماندانا. (۱۳۹۷). تاثیر استراتژی‌های تامین مالی پایدار بر حاشیه سود بانکی. *پژوهش‌های اقتصاد ایران*، ۲۳(۷۵)، ۱۳۶-۱۰۳.

شاهچرا، مهشید، میرهاشمی‌نائینی، سیمین‌سادات و احمدیان، ایمان. (۱۳۹۴). مجرای ریسک‌پذیری سیاست پولی در شبکه بانکی ایران. *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۸(۲۴)، ۳۰۳-۲۸۵ .

طالبی، محمد و سلگی، محمد. (۱۳۹۵). بررسی بین ریسک و نسبت کفایت سرمایه شواهدی از بانک‌های ایران. *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۹(۳۰)، ۵۴۳-۵۱۳.

طاهرپور، جواد، محمدی، تیمور و فردی، رضا. (۱۳۹۷). نقش توزیع تسهیلات اعطایی بانک‌ها در رشد اقتصادی ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۸(۶۹)، ۱۶۲-۱۳۳.

محبی، الهام، اعتمادی، حسین و سپاسی، سحر. (۱۳۹۳). *اثر چرخه عمر شرکت‌ها بر رابطه نقد شوندگی دارایی‌ها و اهرم مالی در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. گروه حسابداری. دانشکده مدیریت و اقتصاد. دانشگاه تربیت مدرس.

نادی قمی، ولی، حاجی‌زاده، بهاره و گمار، عباس. (۱۳۹۶). بررسی تاثیر اهرم مالی و نقدینگی بر مدیریت سود و سرمایه بانک‌های تجاری ایران. *مطالعات ملی و بانکداری اسلامی*، ۳(۷,۶)، ۱۳۱-۱۵۶.

References

Aktas, N., Louca, C., & Petmezas, D. (2015). Is cash more valuable in the hands of overconfident ceos. *Available at SSRN*.

Aremu, M. A., Ekpo, I. C., Mustapha, A. M., & Adedoyin, S. I. (2013). Determinants of capital structure in Nigerian banking sector. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, *2(4)*, 27.

Azadbari, M., Yarifard, R.,&Hajiha, Z. (2017). Leverage and stability effects on stock liquidity of banks and finsntial institution listed in the tehran stock exchange. M.A. Tesis, Faculty of Accounting Department of Accounting, Islamic Azad University, East Tehran Branch.[In Persian]

Azarnia, M., Dehghan, A.,&Nobari Tabrizi, A. (2019). The role of liquid-claims, free cash flow and capital structure in optimizing financial leverage (case study: Iran's capital markets banking industry). *Financial Knowledge of Securities Analysis*, *12(42)*, 1-15. [In Persian]

Baltacı, N., & Ayaydın, H. (2014). Firm, country and macroeconomic determinants of capital structure: Evidence from Turkish banking sector. EMAJ: *Emerging Markets Journal*, *3(3)*, 47-58.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*: John Wiley & Sons.

Beltrame, F., Previtali, D., & Sclip, A. (2018). Systematic risk and banks leverage: The role of asset quality. *Finance Research Letters*, *27*, 113-117 .

Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2017). Bank competition and financial stability *Handbook of Competition in Banking and Finance*: Edward Elgar Publishing.

Berger, A. N., & Bouwman, C .H. (2009). Bank capital, survival, and performance around financial crises. *Documento de trabajo, Wharton Financial Institutions Center. Disponible en:http://fic. wharton. upenn. edu/fic/papers/09/0924. pdf* .

Berger, A. N., & Bouwman, C. H. (2013). Howdoes capital affect bank performance during financial crises? *Journal of Financial Economics, 109*(1), 146-176 .

Boitani, A., & Punzo, C. (2019). Banks' leverage behaviour in a two-agent new Keynesian model. *Journal of Economic Behavior & Organization, 162*،359-347.

Chen, S. (2013). How do leverage ratios affect bank share performance during financial crises: The Japanese experience of the late 1990s. *Journal of the Japanese and International Economies*, *30*, 1-18 .

Davallou, M., dargahi, H., &hekmat, M. (2017). Business cycles effect on relationship between financial leverage and profitability. *Journal of*

Financial Accounting Research, 9(3), 49-66. doi: 10.22108/far.2018.104438.1096.[In Persian]

D'Hulster, K. (2009). The leverage ratio: A new binding limit on banks .

Davila, E., & Walther, A. (2020). Does size matter? bailouts with large and small banks. *Journal of Financial Economics, 136*(1), 1-22 .

Darabi, R., and Molaee, A. (2011).The effect of the variables of dedication, inflation, capital preservation, GDP on the profitability of the nation-bank. .*Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(2), 139-182.[In Persian]

De Mooij, R. A., Keen, M. M., & Orihara, M. M. (2013). *Taxation, bank leverage, and financial crises*: International Monetary Fund (Working paper), No. 13/48.

DeAngelo, H., & Stulz, R. M. (2015). Liquid-claim production, risk management, and bank capital structure: Why high leverage is optimal for banks. *Journal of Financial Economics, 116*(2), 219-236 .

Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2001). Liquidity risk, liquidity creation, and financial fragility: A theory of banking. *Journal of political Economy, 109*(2), 287-327.

Diaz, J. F. T., & Tin, T. T. (2017). Determinants of banks' capital structure: Evidence from Vietnamese commercial banks. *Asian journal of finance and accounting*, *9*(1), 261-284.

Durand, D. (1952). *Costs of debt and equity funds for business: trends and problems of measurement.* Paper presented at the Conference on research in business finance.

Fauzi, F., Basyith, A., & Idris, M. (2013). The determinants of capital structure: An empirical study of New Zealand-listed firms. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 5(2), 1.

Fu, X., Lin, Y., & Molyneux, P. (2016). Bank capital and liquidity creation in Asia Pacific. *Economic Inquiry, 54*(2), 966-993 .

Ghosh, S. (2014). Risk, capital and financial crisis: Evidence for GCC banks. Borsa Istanbul Review, *14(3)*, 145-157 .

Gropp, R., & Heider, F. (2010). The determinants of bank capital structure. *Review of finance*, *14(4)*, 587-622.

Harris, M., & Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *the Journal of Finance*, *46*(1), 297-355.

Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review, 76(2)*, 323-329 .

Jonson, P. (1991). The Economic Slump: Some Historical Perspective. *Economic Papers: A journal of applied economics and policy, 10*(3), 38-51.

Jucá, M. N., de Sousa, A. F., & Fishlow, A. (2012). Capital Structure Determinant's of North American Banks and the Compensation Executive Program-An Empiric Study on the Actual Systemic Crisis. *International Journal of Business and Management, 7(17),* 13.

Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B., & Yesiltas, S. (2012). Leverage across firms, banks, and countries. *Journal of international Economics, 88*(2), 284-298 .

Khaki, H., Ardestani, S., and Almasi, H. (2014). *Assessing the liquidity risk in banks (with emphasize on probability and leverage)the case of iran banks*. M.A. Tesis, Financial, Faculty of Managment Department of Public Managment, Islamic Azad Uninersity.[In Persian]

Kubiszewska, K. (2017). Banking concentration in the Baltic and Western Balkan states—selected issues. *Oeconomia copernicana, 8(1),* 65-82.

Lepetit, L& ,.Strobel, F. (2013). Bank insolvency risk and time-varying Z-score measures. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 25,* 73-87 .

Martynova, N., Ratnovski, L., & Vlahu, R. (2019). Bank profitability, leverage constraints, and risk-taking. *Journal of Financial Intermediation*, 100821 .

Merika, A., Theodoropoulou, S., Triantafyllou, A., & Laios, A. (2 .(015The relationship between business cycles and capital structure choice: The case of the international shipping industry. *The Journal of Economic Asymmetries*, *12*(2), 92-99 .

Mohebi, E., Etemadi, H., and sepasi, S. (2015). *Examining the Effects of Corporate Life_Cycle Impact on Relation between Asset Liquidity and Financial Leverage in Tehran Stock Market*. M.A. Tesis, Faculty of Managment and Economy, Tarbiyat Modarres University.[In Persian]

Nguyen, T. P. T., & Nghiem, S. H. (2020). The effects of competition on efficiency: The Vietnamese banking industry experience. *The Singapore Economic Review*, *65(06)*, 1507-1536.

Nadi Qomi, V., Hajizadeh, B., Gomar, A. (2018). The Effect of Leverage and Liquidity on the Management of Earnings and Capital of Iranian Commercial Banks. *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies, 3(6, 7),* 131-156.[In Persian]

Niţoi, M., Clichici, D., & Moagăr-Poladian, S. (2019). The effects of prudential policies on bank leverage and insolvency risk in Central and Eastern Europe. *Economic Modelling, 81*, 148-160 .

Nuño, G., & Thomas, C. (2017). Bank leverage cycles. *American Economic Journal: Macroeconomics, 9(2)*, 32-72 .

Octavia, M., & Brown, R. (2010). Determinants of bank capital structure in developing countries: regulatory capital requirement versus the standard determinants of capital structure. *Journal of Emerging markets, 15*(1), 50.

Pahlevanzadeh, M. (2009). The Leverage Ratio. *Ravand*, 20(16), 177_194.[In Persian]

Pajooyan, J., Khosravi, T. (2012). The effect of inflation on private investment. *Journal of Investment Knowledge, 1(4),*1-14.[In Persian]

rezaei, F., saber fard, O. (2016). Financial leverage levels and firms' real earnings management. *Empirical Research in Accounting*, 6(3), 205-222. doi: 10.22051/jera.2016.2543.[In Persian]

Rodríguez-García, R., & Budría, S. (2019). The impact of supply-side factors on corporate leverage. *International Review of Financial Analysis, 64*,262-272.

Sepehrdoust, H., Aeini, T. (2013). Determinant factors of capital adequacy ratio in banks of Iran (2006-2010). *Journal of Financial Accounting Research, 5(4)*, 35-50.[In Persian]

Seyed Norani, S.M.R., Amiri, H., and Mohammadiyan, Adel. (2012). The causal relationship between bank capital and profitability. *Journal of Economic Growth and Development Research*, *2(6*), 11_44.[In Persian]

Shahchera, M., Valizadeh, M. (2018). The effect of bank leverage on profitability: Focus on strengthening the credit system in the Iranian Banking System. *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies*, 4(8), 105-125[In Persian].

Shahchera, M., Taheri, M. (2018). The effect of stable funding strategy on profitability in Iranian banking system. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(75), 103-136. doi: 10.22054/ijer.2018.9123.[In Persian]

Shahchera, M., Mirhashemi, S., and Ahmadian, I. (2015). Risk_taking channel of monetary policy in Iranian banking system. *Journal of Monetary a Banking Researches*, 8(24), 285_303.[In Persian]

Smith, J. A., Grill, M., & Lang, J. H. (2017). The leverage ratio, risk-taking and bank stability: ECB Working Paper.

Stern, G. H. & Feldman, R. J. (2009) *Too big to fail: the hazards of bank bailouts*, Brookings Institution Press, Washington, DC .

Taherpoor, J., mohammadi, T., fardi, R. (2018). The role of distribution of loans and credits by banks on economic growth in Iran. *Economics Research*, 18(69), 133-162. doi: 10.22054/joer.2018.8866. [In Persian]

Talebi, M., and solgi, M. (2017). Risk and capital adequacy ratio: Evidence from Iranian banks. *Journal of Monetary a Banking Researches*, *9(30)*, 513_543. [In Persian]

Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *the Journal of Finance*, 43(1), 1-19.

Tran, D. V., Hassan, M. K., Paltrinieri, A., & Nguyen, T. D. (2020). The determinants of bank capital structure in the world. *The Singapore Economic Review (SER)*, *65(06)*, 1457-1489.

Varotto, S., & Zhao, L. (2014). *Systemic risk in the US and European banking sectors in recent crises: Citeseer*.

Zaroki, Sh., Motameni, M,. and safarzade Amiri, A. (2017). *The Leverage to profitability in private banks*. 3rd National Conference on Managment and Humanistic Science Research.[In Persian]

اســتناد به این مقاله: تقی‌نژاد عمران، وحید، میلاعلمی، زهرا و حســن‌پور، فاطمه زهرا. (۱۴۰۰). بررســی اثر تعیین کننده‌های اهرم بانکی در چرخه‌های اقتصادی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۱۲۹-۱۵۶.

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 157-189
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.50090.837

ATU PRESS

Original Research Received: 17/02/2020 Accepted: 18/11/2020 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Leading Capacity of the Oil and Gas Sector in National and Regional Economy; Evidence from Iran and Canada

Aida Vaghef — M.A. in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Zahra Abdolmohammadi * — Ph.D Student in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

In oil-exporting countries, it is important to have a clear evaluation of the oil sector at the national and regional levels. In input-output literature, the traditional and extraction methods are often used to analyze the status of economic sectors. These methods have two major shortcomings: double-counting of linkages and having a flaw to show the changes in income of the labor. In this paper, to overcome these shortcomings and to provide a more realistic picture of the status of the oil sector at national and regional levels, a comparative comparison has been used between Iran and Canada focusing on their two major oil-exporting provinces, Khuzestan and Alberta. For this purpose, the production-to-production approach based on the Sraffa-Pasinetti-Leontief theoretical model which its main concept is the induced effect of value-added will be used. The results show that the oil sector creates 0.0435 and 0.0372 units of induced value-added in Iran and Khuzestan. In Canada and Alberta the corresponding figures are 0.3173 and 0.4382. Therefore, this sector has more interdependency with the other sectors in both national and regional levels in Canada (as a well-developed country) than Iran (as a developing country). However, services and industry sectors absorbed more decomposed induced value-added of the oil sector in comparison to other sectors. Therefore, national and regional policies should be implemented to have diversified products and prepare the requirement of having the most of interdependency prerequisites between the sectors.

Keywords: Induced Effect of Value Added, Production to Production Approach, Vertical Integration, Oil and Gas Sector, Regional Input-Output Tables, Khuzestan.

JEL Classification: C67, B51, R15.

* Corresponding Author: abdolmohammadi.z1992@gmail.com

How to Cite: Vaghef, A., Abdolmohammadi, Z. (2021). The Leading Capacity of the Oil and Gas Sector in National and Regional Economy; Evidence from Iran and Canada. *Iranian Journal of Economic Research*,*26 (88)*,157 -189.

مقاله پژوهشی

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------
دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۱۵۷-۱۸۹
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/ijer.2021.50090.837

قدرت پیشرانی بخش نفت و گاز در اقتصاد ملی و منطقه‌ای (مطالعه موردی ایران و کانادا)

آیدا واقف دانش‌آموخته کارشناسی‌ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

زهرا عبدالمحمدی * دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۲۸

eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵ ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸

چکیده

در کشورهای نفت‌خیز بررسی جایگاه بخش نفت‌وگاز در سطح ملی و منطقه‌ای از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در ادبیات مربوط به الگوهای داده-ستانده برای بررسی جایگاه بخش‌های اقتصادی دو روش سنتی و حذف فرضی مورد استفاده قرارمی‌گیرد که به دلیل مبنا قراردادن ستانده، دچار احتساب مضاعف پیوندها و ناتوانی در تبیین وضعیت رفاهی هستند. مقاله حاضر برای رفع این مسئله و ارائه تصویر واقع‌بینانه‌ای از جایگاه بخش نفت‌وگاز در اقتصاد ملی و منطقه‌ای، مقایسه‌ای تطبیقی بین دو کشور ایران و کانادا و دو استان نفت‌خیز آنها (خوزستان و آلبرتا) با استفاده از رویکرد تولیدبه‌تولید در قالب الگوی نظری سرافا-پاسینتی-لئونتیف برمبنای سنجش اثرات القایی ارزش‌افزوده بخش‌ها ارائه داده‌است. نتایج حاکی از آن است که بخش نفت‌و گاز در ایران و خوزستان به ترتیب ۰/۰۴۳۵ و ۰/۰۳۷۲ و در کانادا و آلبرتا ۰/۳۱۷۳ و ۰/۴۳۸۲ واحد، ارزش‌افزوده القایی به صورت مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌ها ایجاد کرده‌است. این ارقام نشان‌دهنده درهم‌تنیدگی بیشتر این بخش با سایر بخش‌ها در سطح ملی و منطقه‌ای در کانادا به‌عنوان یک کشور توسعه یافته نسبت به کشور درحال‌توسعه‌ای مانند ایران بوده‌است. بخش خدمات و صنعت در تجزیه شاخص اثرات القایی ارزش‌افزوده بخش نفت‌وگاز بر سایر بخش‌ها، در کشورها و استان‌های مورد بررسی، رتبه اول و دوم را در جذب ارزش‌افزوده القایی این بخش داشته‌اند. براین‌اساس توصیه می‌شود سیاست‌های توسعه ملی و منطقه‌ای در راستای محدودکردن خام‌فروشی در این بخش و ایجاد ساختارهای مناسب در سایر بخش‌ها در جهت جذب حداکثری ارزش‌افزوده القایی از بخش نفت‌وگاز جهت‌دهی شوند.

کلیدواژه‌ها: شـــاخص اثرات القایی ارزش‌افزوده، رویکرد تولید به تولید، یکپارچگی عمودی، بخش نفت و گاز، جداول داده-ستانده منطقه‌ای، خوزستان.

طبقه‌بندی JEL: C67, B51, R15.

* نویسنده مسئول: abdolmohammadi.z1992@gmail.com

۱. مقدمه

در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ میلادی تصور غالب اقتصاددانان این بود که وجود منابع طبیعی فراوان می‌تواند منجر به توسعه اقتصادی شود، اما در دهه‌های پس از آن تا امروز ادبیات گسترده‌ای با این مضمون شکل گرفته است که منابع طبیعی می‌تواند به عنوان عامل محدودکننده رشد و توسعه شناسایی شود که از آن با عنوان پدیده نفرین منابع[۱] یاد می‌شود. از میان منابع طبیعی، نفت و گاز از مهم‌ترین موارد به شمار می‌آیند و وفور آن‌ها ممکن است در طول زمان منجر به کاهش سطح رفاه جامعه شود. رابطه منفی میان موجودی منابع طبیعی و رشد اقتصادی توسط مطالعات گسترده‌ای نظیر آتی[۲] (۱۹۹۳)، ساچز و وارنر[۳] (۲۰۰۱)، پیلاگ[۴] (۲۰۱۱) و فرانکل[۵] (۲۰۱۰) به صورت کمی مورد تایید قرار گرفته است. این در حالی است که در برخی کشورهای توسعه‌یافته‌ای مانند کانادا، استرالیا و کشورهای اسکاندیناویایی که دارای ساختارهای نهادی مدرن، حقوق مالکیت تضمین‌شده و شفافیت بالا هستند، جریان ورود درآمدهای گسترده ناشی از منابع طبیعی توانسته است عامل ایجاد رشد و توسعه شود (بین و همکاران[۶]، ۲۰۱۲).

از منظر سیاست‌های توسعه منطقه‌ای متوازن ضروری است ساختار بخش‌های مختلف مناطق گوناگون مورد توجه گیرد. شناسایی جایگاه بخش نفت و گاز در اقتصاد کشور و استان خوزستان همواره مورد توجه پژوهشگران بوده است و برای این منظور در حوزه الگوهای داده ستانده از روش‌های سنتی و حذف فرضی بهره گرفته شده که در اغلب آن‌ها این بخش در میان ۲۰ درصد نخست بخش‌های دارای اولویت شناسایی شده است.

در این مقاله تلاش می‌شود با تاکید بر نواقص روش‌های حذف فرضی در رتبه‌بندی بخش‌های اقتصادی، رویکرد تولید به تولید سرافا- پاسینیتی- لئونتیف[۷] معرفی شود. در این رویکرد شاخص اثرات القایی ارزش افزوده[۸] که مبین خلق ارزش افزوده در سایر بخش‌های اقتصادی در نتیجه ایجاد یک واحد ارزش افزوده در هر بخش است، مورد استفاده قرار

1- Resource Curse
2- Auty, R. M.
3- Sachs, J. D., & Warner, A. M.
4- Ploeg, F. V. D.
5- Frankel, J. A.
6- Beine, M. et al.
7- Sraffa- Pasinetti- Leontief
8- Induced Effect of Value Added

می‌گیرد. در این راستا از رویکرد تولید به تولید جهت تعیین درهم‌تنیدگی‌های بین‌بخشی با تاکید بر بخش نفت و گاز در سطح ملی و منطقه‌ای در دو ساختار توسعه‌یافته (کانادا) و درحال‌توسعه (ایران) استفاده می‌شود.

کانادا یکی از معدودکشورهای پیشرفته‌ای است که صادرکننده انرژی در جهان محسوب می‌شود و در عین حال واردکننده نفت خام برای پالایشگاه‌های خود نیز است. آنچه اهمیت مقایسه بین ایران و کانادا را دو چندان می‌کند، شباهت‌های این دو کشور و دو منطقه از نظر تولید نفت و تمرکز تولید آن در یک استان خاص و تفاوت‌شان از منظر روابط بین‌بخشی و توان خلق ارزش افزوده القایی است که با تجزیه شاخص اثرات القایی ارزش افزوده بخش نفت و گاز بر سایر بخش‌های اقتصادی، روابط بین‌بخشی مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. سوال اصلی این مطالعه این است که قدرت پیشرانی بخش نفت و گاز در سطح ملی (ایران و کانادا) و در سطح منطقه‌ای (خوزستان و آلبرتا) چه میزان است و چگونه ساختارهای اقتصادی متفاوت روابط بین‌بخشی متفاوتی ایجاد می‌کنند.

برای تبیین این مساله و بررسی ساختار اقتصاد ملی و منطقه‌ای بخش نفت و گاز در کشور ایران و استان خوزستان و کشور کانادا و استان آلبرتا، مطالعه‌ای تطبیقی صورت خواهد گرفت تا این فرصت فراهم شود که میزان درهم‌تنیدگی و سرریز اقتصادی این بخش به سایر بخش‌ها در دو ساختار متفاوت مقایسه شود. بدین منظور در سطح منطقه‌ای جدول داده ستانده استان خوزستان با روش CHARM-RAS[1] در سال ۱۳۹۰ محاسبه و در ۷ بخش تجمیع شده است. همچنین جدول آماری استان آلبرتا مربوط به سال ۲۰۰۹ برای سال ۲۰۱۱ با روش RAS[2] بهنگام شده است. در سطح بین‌کشوری نیز جدول ایران در سال ۱۳۹۰ و جدول کانادا در سال ۲۰۱۱ مبنای محاسبات قرار گرفته‌اند. از آنجایی‌که در چارچوب جدول‌های داده ستانده مورد بررسی، بخش سایر معادن دارای مقادیر بسیار جزئی بوده، در این مقاله بخش معدن معادل بخش نفت خام و گاز طبیعی در نظر گرفته شده است.

۱- واژه CHARM مخفف عبارت Cross-Hauling Adjusted Regionalization Method به معنای «روش اصلاح‌شده محاسبه جداول منطقه‌ای با لحاظ مبادلات هم‌زمان تجاری دوطرفه» است. برای مطالعه بیشتر درباره این روش به بانوئی و همکاران (۱۳۹۶) رجوع کنید.

۲- روش RAS روشی برای بهنگام‌سازی جداول داده ستانده است که بر مبنای الگوریتم تکرار استوار است. برای آشنایی بیشتر با روش‌های بهنگام‌سازی جداول داده ستانده به مختاری‌اصل‌شوطی و شرکت (۱۳۹۵) رجوع کنید.

مقاله حاضر در هشت بخش سازماندهی می‌شود؛ بخش دوم به بررسی جایگاه بخش نفت و گاز در اقتصاد ایران و کانادا اختصاص یافته است. بخش سوم و چهارم به ترتیب به مبانی نظری و پیشینه پژوهش رویکرد تولید به تولید سرافا- پاسینیتی- لئونتیف، اقتصاد منطقه‌ای و مدیریت اقتصادی منابع طبیعی به خصوص نفت و گاز در کشورهای صادرکننده عمده نفت و گاز می‌پردازد. بخش پنجم به روش‌شناسی سنجش فعالیت‌های کلیدی در رویکرد تولید به تولید سرافا- پاسینیتی- لئونتیف و روش CHARM-RAS اختصاص یافته است. پایه‌های آماری بخش ششم مقاله حاضر را تشکیل خواهد داد و بخش هفتم، نتایج حاصله و تحلیل‌های مرتبط به آن را توضیح می‌دهد. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری خواهد پرداخت.

۲. جایگاه بخش نفت و گاز در اقتصاد ایران و کانادا

از آنجایی‌که تمرکز مقاله حاضر بر بخش نفت وگاز بوده و دو استان نفت‌خیز در کشور ایران و کانادا با هم مقایسه شده‌اند، ضروری است ابتدا نگاهی اجمالی به ساختار بخش نفت و گاز در جدول‌های داده ستانده مورد استفاده در این مقاله شود. در میان کشورهای نفت‌خیز، ایران با در اختیار داشتن حدود ۱۰ درصد از مجموع ذخایر نفتی جهان دارای رتبه پنجم است. نکته حائز اهمیت آنکه مطابق حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، حدود ۴۸ درصد ستانده بخش معدن (شامل بخش نفت خام و گاز طبیعی و سایر معادن) در سال ۱۳۹۰ تنها در استان خوزستان متمرکز بوده است. کشور کانادا نیز با ساختار اقتصادی متفاوت حائز رتبه هفتم جهانی است و استان آلبرتا حدود ۵۶ درصد ستانده بخش یاد شده در کانادا در سال ۲۰۱۱ را تولید کرده است. در جدول (۱) به مقایسه آماری بخش معدن در دو کشور ایران و کانادا و دو استان خوزستان و آلبرتا پرداخته شده است.

همانطور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود ارزش افزوده ایران و خوزستان به طرز چشم‌گیری در بخش نفت و گاز متمرکز شده است به طوری‌که این بخش به تنهایی توضیح‌دهنده ۱۷ درصد کل ارزش افزوده کشور و ۶۰ درصد کل ارزش افزوده استان خوزستان است. نکته حائز اهمیت آنکه در سطح ملی و در سطح استانی از کل ستانده این بخش حدود ۹۵ درصد ستانده در ارزش افزوده متجلی شده و کمتر از ۵ درصد آن در مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی قرار گرفته است. این امر نشان‌دهنده درهم‌تنیدگی‌های واسطه‌ای بسیار اندک این بخش با سایر بخش‌ها در سطح ملی و استانی در ایران است.

جدول ۱. مقایسه آماری بخش معدن (شامل نفت خام و گاز طبیعی و سایر معادن)

سهم ارزش افزوده از ستانده بخش معدن (درصد)	سهم ستانده بخش معدن از ستانده کل اقتصاد (درصد)	سهم ارزش افزوده بخش معدن از ارزش افزوده کل اقتصاد (درصد)	کشور/ استان
۹۵	۱۱	۱۷	ایران
۷۱	۷	۹	کانادا
۹۶	۴۵	۶۰	خوزستان
۶۲	۲۱	۲۳	آلبرتا

ماخذ: محاسبات پژوهش بر اساس جدول‌های داده ستانده ایران (۱۳۹۰) و کانادا (۲۰۱۱)، جدول‌های ساخت و جذب آلبرتا (۲۰۱۱) و حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران (۱۳۹۰)

مشابه این مقایسه برای کانادا و آلبرتا نشان می‌دهد که این بخش، ۹ درصد از کل ارزش افزوده کانادا و ۲۳ درصد از کل ارزش افزوده آلبرتا را تشکیل می‌دهد. همچنین سهم ارزش افزوده از ستانده که به ترتیب در کانادا و آلبرتا ۷۱ و ۶۲ درصد است، نشان از آن دارد که در ساختار اقتصادی آنها در مقایسه با ایران و خوزستان، مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی قوی‌تری شکل گرفته است. علاوه بر این، براساس مقایسه ارقام جدول (۱) و با توجه به کوچک‌تر بودن اقتصاد منطقه نسبت به اقتصاد ملی می‌توان گفت در سطح منطقه‌ای، دو استان خوزستان و آلبرتا دارای ساختاری وابسته‌تر به نفت بوده‌اند.

در جدول (۲) نیز سهم تقاضای نهایی و تقاضای واسطه‌ای بخش معدن از کل ستانده دو کشور و دو استان مورد مطالعه ارائه شده است.

مقایسه ارقام جدول (۲) نشان می‌دهد که وزن تقاضای نهایی از ستانده در خوزستان، آلبرتا و ایران برخلاف کانادا، بیشتر از وزن تقاضای واسطه‌ای است؛ به این معنی که در ایران و در سطح منطقه‌ای در استان خوزستان نسبت به کانادا و آلبرتا، مقادیر بیشتری از نفت و گاز استخراج شده به صورت خام فروخته شده و وارد جریان تولید کالاها و خدمات نمی‌شود و این خام‌فروشی به صورت تمرکز بخش عمده‌ای از ستانده بخش معدن در قسمت تقاضای نهایی نمایانگر شده است. نکته قابل توجه آن است که بردار صادرات در جدول‌های منطقه‌ای شامل صادرات به دنیای خارج و به سایر استان‌ها می‌شود، اما در جدول‌های ملی این بردار فقط نشان‌دهنده صادرات به دنیای خارج است. به عبارت دیگر، آلبرتا در مقایسه با کانادا و

خوزستان در مقایسه با ایران دارای سهم تقاضای واسطه‌ای کمتر بوده که به معنی وابستگی بین‌بخشی کمتر در سطح منطقه است.

جدول ۲. سهم تقاضای نهایی و سهم تقاضای واسطه‌ای بخش معدن از کل ستانده

کشور/ استان	سهم تقاضای واسطه‌ای از ستانده (درصد)	سهم تقاضای نهایی از ستانده (درصد)
ایران	۱۳	۸۷
کانادا	۵۷	٤۳
خوزستان	٤	۹٦
آلبرتا	۲۷	۷۳

ماخذ: محاسبات پژوهش براساس جدول‌های داده ستانده ایران (۱۳۹۰) و کانادا (۲۰۱۱)، جدول‌های ساخت و جذب آلبرتا (۲۰۱۱) و حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران (۱۳۹۰)

این مقایسه در سطح دو استان نیز قابل ردگیری است؛ یعنی میزان نفتی بودن خوزستان نسبت به آلبرتا بسیار قابل ملاحظه است، تا جایی‌که تنها ۴ درصد ستانده استان از طریق مبادلات واسطه‌ای قابل توضیح بوده و ۹۶ درصد آن در تقاضای نهایی تجلی یافته است. این نسبت‌ها در آلبرتا که به دلیل ساختار توسعه‌یافته، دارای روابط بین‌بخشی قوی‌تر با سایر بخش‌ها است، منجر به این شده است که ۲۷ درصد ستانده در تقاضای واسطه‌ای نمود یابد.

همچنین مقایسه سهم تقاضای نهایی و سهم تقاضای واسطه‌ای نسبت به ستانده در دو جدول ایران و کانادا اختلاف چشمگیری را به نمایش می‌گذارد. در ایران حدود ۹۰ درصد از ستانده بخش معدن در تقاضای نهایی متمرکز شده است درحالی‌که این رقم در کانادا حدود ۴۰ درصد است. به این ترتیب می‌توان گفت که بخش عمده‌ای از نفت و گاز استخراج شده در کشور کانادا به عنوان نهاده تولیدی سایر بخش‌های اقتصادی وارد فرآیند تولید می‌شود، اما منابع نفتی استخراج شده در ایران بیشتر به صورت خام صادر شده است.

۳. مبانی نظری

۳-۱. شناسایی بخش‌های کلیدی در چارچوب الگوی داده ستانده

از منظر روش‌شناسی، یکی از رویکردهایی که می‌تواند در تجزیه و تحلیل روابط بین بخش‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد، رویکرد داده ستانده است. محاسبه پیوندهای

پسین و پیشین فعالیت‌های اقتصادی در چارچوب الگوهای داده ستانده از دهه ۱۹۵۰ به منظور تعیین اهمیت و جایگاه فعالیت‌های اقتصادی مورد توجه تحلیل‌گران این حوزه بوده است. این رویکرد معروف به رویکرد سنتی بوده و دارای پشتوانه نظری استراتژی رشد غیرمتوازن هیرشمن[1] است که به طور کلی برمبنای مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی (بازار عرضه و تقاضای میان فعالیت‌های تولیدی) اهمیت فعالیت‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. رویکرد نوین سنجش اهمیت فعالیت‌های اقتصادی که دارای پشتوانه نظریه قطب رشد[2] پرو[3] است، علاوه بر مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی، اندازه تقاضای نهایی و اندازه ارزش افزوده را لحاظ می‌کند و از این منظر نسبت به رویکرد سنتی دارای انعطاف‌پذیری بیشتری است.

مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهند که به‌کارگیری روش‌های سنتی با وجود ساده بودن فرآیندهای محاسباتی، هم از منظر روش‌شناسی و هم از منظر ماهیت پیوند پسین و پیشین در تعیین و شناسایی فعالیت‌های کلیدی دارای ابهاماتی مانند، وزن قراردادی واحد برای تقاضای نهایی و ارزش افزوده فعالیت‌ها، بیش‌برآوردی اندازه پیوندها، همپوشانی هم‌زمان پیوند پسین و پیشین و نادیده گرفتن اندازه تقاضای نهایی و ارزش افزوده فعالیت‌ها می‌باشند (سلا[4]، ۱۹۸۴؛ کای و لئونگ[5]، ۲۰۰۴؛ دیازنباخر و لهر[6]، ۲۰۱۳؛ دیازنباخر و همکاران[7]، ۲۰۱۹).

بسیاری از پژوهشگران، روش‌های نوین از جمله روش‌های حذف فرضی و بردار ویژه را ارائه کرده‌اند. روش‌های حذف فرضی این مساله را برجسته می‌کنند که تکنولوژی واسطه‌ای، فقط ریشه در مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی دارد و نمی‌تواند به تنهایی ملاک سنجش بخش‌های کلیدی قرار گیرد و ضروری است اندازه تقاضای نهایی و ارزش افزوده فعالیت‌ها در کنار بررسی پیوندها در نظر گرفته شوند.

استفاده از این روش‌ها به دلیل به‌کارگیری معیار ستانده با نارسائی‌هایی همراه بوده است که عبارتند از: احتساب مضاعف پیوندها و ناتوانی ملاک ستانده در نشان دادن چگونگی تغییرات درآمدی نیروی کار. نارسایی اول؛ یعنی احتساب مضاعف پیوندها به این معناست که هنگام محاسبه پیوندهای مستقیم و غیرمستقیم، هر پیوند چند بار در محاسبات لحاظ

1- Hirschmann
2- Growth Poles Theory
3- Perroux
4- Cella, G.
5- Cai, L., & Leung, P.
6- Dietzenbacher E., & Lahr, M. L.
7- Dietzenbacher E., et al.

می‌شود و این امر اجتناب‌ناپذیر، ناشی از آن است که تولید یک بخش هم برای تامین تولید سایر بخش‌ها و هم تقاضای نهایی همان بخش مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ از این رو، منجر به بیش‌برآوردی اندازه و اهمیت پیوندها خواهد شد. در خصوص نارسایی دوم نیز ستانده نشان‌دهنده مقدار کالا و خدماتی است که در یک کشور یا منطقه تولید شده است و نمی تواند معیار مناسبی برای بررسی توزیع درآمد و طرح مسائل رشد و رفاه باشد. حال آنکه معیار ارزش افزوده می‌تواند تغییرات درآمدی نیروی کار را نیز توضیح دهد.

به منظور برطرف ساختن این مشکلات در ادبیات موضوع، رویکرد تولید به تولید سرافا- پاسینیتی- لئونتیف برای شناسایی بخش‌های کلیدی با محاسبه شاخص اثرات القایی ارزش افزوده معرفی شده است. این مفهوم در قالب یکپارچگی عمودی[1] پاسینیتی نیز شناخته می‌شود که نشان‌دهنده این است که یک بخش به ازای ایجاد یک واحد ارزش‌افزوده، چه میزان این قابلیت را دارد که برای سایر بخش‌ها ارزش افزوده ایجاد کند. این رویکرد از منظر مفهومی مبتنی بر مبانی نظری سرافا است که تحت عنوان «تولید کالاها از طریق کالاها[2]» در سال ۱۹۶۰ میلادی انتشار یافت.

سرافا یک نظام اقتصادی را به تصویر می‌کشد که در آن هر بخش اقتصادی در فرآیند تولید خود از کالاها و خدمات واسطه‌ای سایر بخش‌های اقتصادی استفاده می‌کند. در این نظام قسمتی از مازاد تولید، مجدد در فرآیند تولید بخش‌ها استفاده می‌شود و قسمت دیگر توسط نیروی کار مصرف می‌شود. این چرخه تولید در واقع یک نظام اقتصادی بسته را در نظریه سرافا آشکار می‌کند (سرافا[3]، ۱۹۶۰). نقطه قوت به‌کارگیری رویکرد تولید به تولید آن است که زمینه ایجاد ارتباط مناسب میان ارزش افزوده و ستانده یک بخش را فراهم می‌آورد.

در واقع برخلاف روش‌های متعارف تقاضامحور که در آن پیش‌فرض اندازه واحد تقاضای نهایی برای تمامی بخش‌ها به صورت یکسان و برابر در نظر گرفته می‌شود در روش تولید به تولید تقاضای نهایی ملاک ارزیابی قرار نمی‌گیرد، بلکه اهمیت بخش‌ها براساس نسبتی از ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیمی که هر بخش می‌تواند در کل اقتصاد ایجاد کند به ارزش افزوده خود آن بخش سنجیده می‌شود. به عبارت دیگر، بخش کلیدی بخشی است

1- Vertical Integration
2- Production of Commodities by Means of Commodities
3- Sraffa, P.

که بتواند در ازای هر یک واحد ارزش افزوده خودش (که در بردار ارزش افزوده جدول داده ستانده آورده شده است) بیش از یک واحد ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌ها ایجاد کند. تفاوت عمده روش تولید به تولید با روش‌های تقاضامحور در این است که در این الگو تقاضای نهایی برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود و تمرکز اصلی بر تعاملات بین بخشی است.

۳-۲. اقتصاد نفت و گاز در سطح ملی و منطقه‌ای

سیاست‌های اقتصادی در اقتصادهای با ذخایر گسترده منابع طبیعی از جمله نفت و گاز که مهم‌ترین منابع طبیعی در ادبیات نظری شناخته می‌شوند در دو سطح ملی و منطقه‌ای باید دارای ویژگی‌های خاصی باشند که استفاده از آن‌ها همواره منجر به رشد و توسعه اقتصادی و افزایش رفاه شود. در این کشورها سیاست‌های پولی، مالی و تجاری باید به نحوی باشند که از جریان ورود درآمدهای ارزی ناشی از صادرات منابع طبیعی متاثر نشوند. موضوع حائز اهمیت در این دسته از کشورها، پدیده بیماری هلندی[1] است که در آن سطح قیمت‌های نسبی در کالاهای غیرقابل مبادله نسبت به کالاهای قابل مبادله می‌تواند دستخوش تغییر شود. در این میان تغییر قیمت بخش مسکن به عنوان مهم‌ترین کالای غیرقابل مبادله می‌تواند دارای آثار گوناگونی در اقتصاد کلان، اقتصاد مسکن و سبد دارایی عوامل اقتصادی در سطح ملی و منطقه‌ای باشد (خیابانی[2]، ۲۰۱۵).

در این مقاله تاکید بر مطالعه تطبیقی ساختار بین‌بخشی دو اقتصاد توسعه‌یافته و درحال‌توسعه است که در این راستا می‌توان چنین بیان داشت که هر چه یک اقتصاد، ساختاری با توان تولید بالاتر و قدرت رقابت در چند محصول مختلف را داشته باشد با ریسک‌های مربوط به اقتصاد تک‌محصولی که دارای منابع گسترده است، کمتر مواجه خواهد شد. به عبارت دیگر، با تنوع‌بخشی به محصولات تولیدی در این دسته از کشورها، وابستگی اقتصاد به منابع طبیعی کاهش خواهد یافت (بین و همکاران، ۲۰۱۲).

از منظر ساختار بخش‌های اقتصادی، اثرگذاری بخش نفت و گاز به عنوان مهم‌ترین منبع طبیعی در ادبیات نظری بر چرخه خلق ارزش افزوده سایر بخش‌های اقتصادی از اهمیت بسیاری برخوردار است. حال در صورتی که سیاست اقتصاد کلان در یک اقتصاد مبتنی بر

1- Dutch Disease
2- Khiabani, N.

خام‌فروشی باشد، اثر سرریزهای بخش نفت و گاز بر سایر بخش‌های اقتصاد کاهش خواهد یافت. همچنین اگر یک اقتصاد سیاست مبتنی بر چندمحصولی و تنوع محصول را برگزیند، بخش نفت و گاز با سایر بخش‌های اقتصادی دارای روابط گسترده‌تری خواهد بود و زنجیره ارزش[۱] اقتصاد با بخش نفت و گاز ارتباط بیشتری خواهد داشت. با در نظر گرفتن این موضوع، آثار شوک‌های نفت و سایر شوک‌های خارجی بر اقتصاد به علت بالا بودن روابط بین‌بخشی و عدم وابسته بودن اقتصاد به یک محصول خاص، کاهش خواهد یافت و سرعت تعدیل اقتصاد در مواجه با شوک‌های برون‌زا بالاتر خواهد بود.

همانطور که کشورها در زمینه‌های مختلف تفاوت‌های بسیاری دارند، مناطق تشکیل‌دهنده یک کشور نیز پتانسیل‌ها و ظرفیت‌های متفاوتی دارند که این امر می‌تواند نشان‌دهنده لزوم سیاست‌گذاری‌های متفاوت برای هر منطقه و توجه به ابعاد فضایی توسعه باشد. موفقیت راهکارها و استراتژی‌های توسعه منطقه‌ای تابع زمینه‌ها و ویژگی‌های مختلف و متعدد مربوط به بافت هر منطقه است. ایزارد[۲] و ریچاردسون[۳] از دهه ۱۹۵۰ مباحث اقتصاد منطقه‌ای را از زوایای مختلفی مورد توجه قرار دادند و وجه مشترک مطالعات آن‌ها تاکید بر استفاده از نظام حسابداری بخشی منطقه‌ای به شکل الگوی داده ستانده در تحلیل مناطق بوده است (ایزارد، ۱۹۵۶؛ ریچاردسون، ۱۹۶۹). پس از آن‌ها مطالعات حوزه داده ستانده منطقه‌ای توسط راند[۴] (۱۹۷۸)، فلگ و وبر[۵] (۱۹۹۴)، مک‌کان و دوهرست[۶] (۱۹۹۸)، کرونبرگ[۷] (۲۰۰۹ و ۲۰۱۱)، توبن و کرونبرگ[۸] (۲۰۱۵)، کاوالسکی[۹] (۲۰۱۴) در دو شاخه روش‌های سهم مکانی[۱۰] و تراز کالایی[۱۱] ادامه یافته است؛ و اکنون در جدیدترین مطالعات پژوهشگران این حوزه به دنبال بهره‌گیری از جدول‌های داده ستانده چندمنطقه‌ای[۱۲] و جهانی[۱۳] برای تبیین

1- Value Chain
2- Isard, W.
3- Richardson, H.W.
4- Round, J. I.
5- Flegg, A.T., & Webber, C.D.
6- McCan, P., & Dewhurst, J. H. L.
7- Kronenberg, G. T.
8- Tobben, J., & Kronenberg, T.
9- Kowalewski, J.
10- Location Quotient (LQ)
11- Commodity Balance (CB)
12- Multi-Regional Input-Output (MRIO)
13- World Input–Output Table (WIOT)

ابعاد اقتصاد منطقه‌ای و تحلیل عملکرد تجارت بین‌الملل از طریق زنجیره ارزش جهانی[1] هستند (فوجیموتو[2]، ۲۰۱۸؛ بناکلش و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

با تکیه بر ادبیات موجود، هدف این مطالعه بررسی جایگاه بخش نفت و گاز در چارچوب رویکرد تولید به تولید با استفاده از جدول‌های داده ستانده ملی و منطقه‌ای با تمرکز بر روابط بین‌بخشی به صورت مقایسه‌ای برای کشورهای ایران و کانادا و استان‌های خوزستان و آلبرتا است.

٤. پیشینه پژوهش

بررسی فضای پژوهشی داخلی و خارجی نشان از آن دارد که استفاده از روش‌های سنتی و حذف فرضی جایگاه ویژه‌ای در میان مطالعات داشته است. متناسب با موضوع مقاله حاضر می‌توان به برجسته‌ترین این مطالعات اشاره کرد.

یوسفی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای اقدام به تعیین پیوندهای بین‌بخشی در اقتصاد ایران براساس جدول داده ستانده سال ۱۳۸۰ با استفاده از روش حذف فرضی کرده و برای این منظور جدول یاد شده در ۳۶ بخش تجمیع شده است. نتایج این روش حاکی از آن است که بخش نفت خام و گاز طبیعی دارای رتبه پیوند پسین نرمال ۱۵ و پیوند پیشین نرمال ۵ است.

صادقی و موسوی‌نیک (۱۳۹۵) ضمن مروری بر روش‌های شناسایی بخش‌های کلیدی در راستای تحلیل ماهیت بخش‌های اقتصاد ایران از روش‌های سنتی، بردار ویژه و حذف فرضی در قالب جدول ملی اقتصاد ایران در ۴۶ بخش استفاده کرده‌اند. با استناد به نتایج این مطالعه مشاهده می‌شود که بخش نفت خام و گاز طبیعی در رویکرد سنتی از منظر پیوند پسین نرمال دارای رتبه ۴۶ بوده و از منظر پیوند پیشین نرمال، رتبه ۳۷ را به خود اختصاص داده است. سپس اشاره می‌شود که روش بردار ویژه به دلیل ماهیت متفاوت خود نسبت به روش سنتی می‌تواند تصویر بهتری از واقعیت ارائه کند. نتایج این روش حاکی از آن است که در مورد بخش نفت خام و گاز طبیعی رتبه پیوند پسین نرمال ۴۵ و پیوند پیشین نرمال ۲۹ است. نتایج روش حذف فرضی در الگوی تقاضامحور لئونتیف[4] رتبه این بخش را به ۱۹ و در

1- Global Value Chains (GVC)
2- Fujimoto, T.
3- Banacloche, S., et al.
4- Leontief Demand-Side Model

الگوی عرضه‌محور گش[1] به جایگاه ۸ ارتقا داده است. به عبارت دیگر، به گفته نویسندگان استفاده از روش‌هایی که توان بهتری در ارائه تصویر از واقعیت اقتصادی دارند، جایگاه بخش نفت خام و گاز طبیعی را با اهمیت‌تر جلوه می‌دهد[2].

گزارشی با عنوان جایگاه صنعت پتروشیمی در اقتصاد ملی به منظور بررسی جایگاه این صنعت براساس جدول سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، اقدام به شناسایی بخش‌های کلیدی کشور با روش حذف فرضی کرد است. نتایج حاکی از آن است که بخش نفت خام و گاز طبیعی با استفاده از روش حذف فرضی استراسرت[3] حائز رتبه ۱۶ در میان ۷۱ بخش اقتصادی شده است. همچنین بخش‌های ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای و ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی به عنوان صنایع پایین‌دست بخش نفت خام و گاز طبیعی به ترتیب در جایگاه ۲ و ۶ در میان بخش‌های کشور رتبه‌بندی شده‌اند (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۷).

در مطالعه دیگری با عنوان تدوین اولین جدول داده ستانده سال ۱۳۹۰ استان خوزستان اقدام به محاسبه جدول داده ستانده سال ۱۳۹۰ این استان با استفاده از روش AFLQ[4] در ۶۸ بخش شده است. این طرح پژوهشی نشان می‌دهد با به‌کارگیری روش حذف فرضی دیازنباخر- وندرلیندن[5] در شناسایی بخش‌های کلیدی برای استان خوزستان که در آن از منظر پیوندهای پیشین و در الگوی تقاضامحور لئونتیف بخش نفت‌خام و گاز طبیعی حائز رتبه ۶ و از منظر پیوندهای پسین و در الگوی عرضه‌محور گش حائز رتبه ۴ در میان ۶۸ بخش شده است و از این رو این بخش را به عنوان بخش کلیدی استان معرفی می‌کند. همچنین از منظر کشش تولیدی کل، بخش نفت‌خام و گاز طبیعی رتبه نخست را در میان ۶۸ بخش اقتصادی استان به دست آورده است و به لحاظ ضریب اشتغالزایی نیز این بخش در قالب ۵۱ بخش، رتبه ۵۰ام را در میان بخش‌های استان به خود اختصاص می‌دهد (اسفندیاری، ۱۳۹۴).

واقف (۱۳۹۶) در پایان‌نامه خود برای نخستین بار با استفاده از رویکرد تولید به تولید اقدام به محاسبه شاخص اثرات القایی ارزش افزوده بر مبنای جدول داده ستانده ۷۱ بخشی

1- Ghosh Supply-Side Model

۲- این مقاله مستخرج از گزارشی از مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۴) با عنوان «ماهیت بخش‌های اقتصادی ایران: ۲-شناسایی بخش‌های کلیدی» است.

3- Strassert

4- Adjusted Flegg Location Quotients

5- Dietzenbacher-Van Der Linden

اقتصاد ایران مربوط به سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی کرده است. بر این اساس ۲۴ بخش به عنوان بخش‌های دارای ضریب ارزش افزوده القایی بزرگ‌تر از واحد شناسایی شده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد بخش نفت خام و گاز طبیعی جایگاه ۷۰ام را در میان ۷۱ بخش به خود اختصاص داده است.

در کاربرد رویکرد تولید به تولید، بانوئی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود برای پاسخ به این سوال که ارزش افزوده بخش خدمات در شهرستان تهران چه میزان ارزش افزوده غیرمستقیم در سایر بخش‌های اقتصاد ایجاد می‌کند از روش مورد اشاره بهره گرفته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فقط دو بخش صنایع و ساختمان در شهرستان تهران بزرگ‌تر از واحد هستند و با وجود سهم ۸۳ درصدی بخش خدمات در GDP شهرستان تهران، شاخص یکپارچگی عمودی ارزش افزوده این بخش تنها ۰/۰۳ واحد است.

هیملر[1] (۱۹۹۱) با استفاده از جدول داده ستانده ۲۴ بخشی سال ۱۹۸۱ کشور چین و با به کارگیری رویکرد تولید به تولید، اهمیت بخش‌های اقتصاد چین را مورد سنجش قرار داده است. نتایج حاصل برای اقتصاد چین حاکی از آن است که بخش‌های صنایع شیمیایی سبک، صنایع شیمیایی سنگین، صنعت ماشین‌سازی سبک، چوب و محصولات چوبی، صنایع غذایی، تولید چرم و لباس، ساخت کاغذ و محصولات فرهنگی و آموزشی، سایر صنایع و ساختمان از اهمیت بالاتری از منظر ارزش افزوده برخوردار بوده‌اند.

لنزن و همکاران در چند مطالعه مجزا با بهره‌گیری از مفهوم یکپارچگی عمودی سعی در برجسته‌سازی اهمیت حسابداری زیست‌محیطی و اقتصادی- اجتماعی در سطح منطقه‌ای داشته‌اند. علاوه بر این، معایب ناشی از احتساب مضاعف در الگوهای داده ستانده ملی، منطقه‌ای و جهانی را گوشزد کرده و راه‌حل پیشنهادی خود را بر اساس مفهوم یکپارچگی عمودی و سهم هر بخش در زنجیره عرضه مطرح کرده‌اند (گالگو و لنزن[2]، ۲۰۰۵؛ لنزن و همکاران[3]، ۲۰۰۷؛ لنزن[4]، ۲۰۰۸).

آلکنترا و پادیلا[5] (۲۰۲۰) نیز در یکی از جدیدترین مطالعات خود، روش معرفی شده توسط هیملر (۱۹۹۱) بر مبنای یکپارچگی عمودی را برای شناسایی آن دسته از بخش‌های

1- Heimler, A.
2- Gallego, B., & Lenzen, M.
3- Lenzen, M., et al.
4- Lenzen, M.
5- Alcantara, V., & Padilla, E.

اقتصادی که از نظر انتشار گازهای گلخانه‌ای و ارتباط آن‌ها با سایر بخش‌ها با توجه به ساختار تولیدی و تکنولوژیکی اقتصاد مهم هستند، بسط می‌دهند و آن را برای جدول داده ستانده سال ۲۰۱۴ اسپانیا به منظور طبقه‌بندی بخش‌ها و جهت‌دهی سیاست‌های کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای توسط بخش‌های مختلف مورد استفاده قرار می‌دهند.

همانطور که ملاحظه شد بررسی جایگاه بخش نفت و گاز و رتبه‌بندی بخش‌های اقتصادی جایگاه ویژه‌ای در میان مطالعات اقتصادی این حوزه داشته است. در این مقاله نقش ساختارهای اقتصادی متفاوت در میزان قدرت پیشرانی بخش نفت و گاز در سطح ملی میان کشورهای ایران و کانادا و در سطح منطقه‌ای میان استان‌های خوزستان و آلبرتا در شکل‌گیری درهم‌تنیدگی‌های بین‌بخشی با استفاده از رویکرد تولید به تولید سرافا-پاسینیتی-لئونتیف مورد تحلیل قرار گرفته است. در اینجا با مبنا قرار دادن ارزش‌افزوده، نقایص رویکردهای مطرح شده پیشین، از جمله احتساب مضاعف پیوندها و ناتوانی در نشان دادن اثرات رفاهی که در دستمزد نیروی کار منعکس می‌شود، برطرف خواهد شد.

۵. روش‌شناسی پژوهش

با تکیه بر مبانی نظری مطرح شده در بخش قبل و نقایص روش‌های سنتی و حذف فرضی در تعیین جایگاه بخش‌های اقتصادی در این بخش تلاش می‌شود شیوه محاسبه بخش‌های کلیدی با به‌کارگیری رویکرد تولید به تولید سرافا- پاسینیتی- لئونتیف و محاسبه شاخص اثرات القایی ارزش افزوده و همچنین نحوه استفاده از روش CHARM-RAS برای محاسبه جدول داده ستانده منطقه‌ای استان خوزستان مطرح شود.

پاسینتی مفاهیم رویکرد تولید به تولید را در چارچوب رابطه تراز تولیدی لئونتیف قاعده‌مند و به صورت رابطه (۱) فرموله کرده است (پاسینتی[1]، ۱۹۷۳ و ۱۹۸۶).

$$x_i = \sum_i X_{ij} + f_i \qquad (۱)$$

در رابطه (۱) x_i بردار ستونی ارزش تولید بخش iام و X_{ij} ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی است و f_i نیز بردار ستونی ارزش تقاضای نهایی بخش iام را نشان می‌دهد. از تقسیم

1- Pasinetti, L.

ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی بر بردار سطری ستانده، ماتریس ضرایب مستقیم یا ضرایب فنی به‌دست می‌آید (رابطه (۲)).

$$A_{ij} = \frac{X_{ij}}{x_i} \quad \rightarrow \quad X_{ij} = A_{ij}\, x_j \tag{۲}$$

با جایگزینی رابطه (۲) در رابطه (۱) و نادیده گرفتن اندیس‌ها، رابطه کلی تراز تولیدی جدید به صورت رابطه‌های (۳) و (۴) به‌دست می‌آید.

$$x = Ax + f \tag{۳}$$

$$x = (I - A)^{-1} f \tag{۴}$$

اگر رابطه (۴) را به صورت ماتریس‌های قطری بنویسیم، رابطه (۵) را خواهیم داشت.

$$\overline{X} = (I - A)^{-1} \hat{F} \tag{۵}$$

در رابطه (۵)، $\hat{F}$، $(I - A)^{-1}$ و $\overline{X}$ به ترتیب، ماتریس قطری تقاضای نهایی، ماتریس ضرایب فزاینده تولید و ماتریس ارزش تولید را آشکار می‌کند. جمع هر ستون این ماتریس نشان می‌دهد که برای تامین تقاضای نهایی یک بخش، تولید بخش‌های اقتصادی به صورت مستقیم و غیرمستقیم به چه میزان است. بر مبنای رابطه (۲) و محاسبه ضرایب ارزش افزوده بخش‌ها، رابطه جدیدی (رابطه (۶)) به‌دست می‌آید که در آن پیوند بین تقاضای نهایی، تولید و ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم بخش‌ها را آشکار می‌کند.

$$\overline{VA} = \overline{av}\, \overline{X} \tag{۶}$$

$\overline{av}$ در رابطه (۶) بردار سطری ضرایب مستقیم ارزش افزوده بخش‌ها (ارزش افزوده هر بخش تقسیم بر ستانده آن بخش) است. بردار سطری $\overline{VA}$ نشان‌دهنده آن است که برای تامین تقاضای نهایی هر بخش، چه میزان ارزش افزوده به صورت مستقیم و غیرمستقیم در اقتصاد ایجاد می‌شود.

پیش‌نیاز اصلی کارکرد این رویکرد و شناخت بهتر زنجیره‌های تولید، تفکیک کل فعالیت‌های نظام تولیدی لئونتیف به دو گروه به فرض کشاورزی و صنعت است. برای این منظور، رابطه کلی تراز تولیدی لئونتیف به صورت ماتریس ارائه شده در رابطه (۷) به دو گروه افراز می‌شود.

$$\begin{bmatrix} x_a \\ \cdots \\ x_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{aa} & \vdots & A_{am} \\ \cdots & \vdots & \cdots \\ A_{ma} & \vdots & A_{mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_a \\ \cdots \\ x_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_a \\ \cdots \\ f_m \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

اندیس‌های a و m به ترتیب نمایانگر کشاورزی و صنعت هستند. x_a، x_m، f_a و f_m به ترتیب تولید و تقاضای نهایی دو بخش را نشان می‌دهند. A_{aa}، A_{am}، A_{ma} و A_{mm} به ترتیب ماتریس ضرایب فنی کشاورزی با کشاورزی، کشاورزی با صنعت، صنعت با کشاورزی و صنعت با صنعت را آشکار می‌کنند. با استفاده از رابطه (۷) می‌توان دو رابطه تراز تولیدی مستقل همانند رابطه کلی (۳) برای دو بخش کشاورزی و صنعت به صورت رابطه (۷-۱) و (۷-۲) بیان کرد.

$$x_a = A_{aa}\, x_a + A_{am}\, x_m + f_a \qquad (۷\text{-}۱)$$

$$x_m = A_{ma}\, x_a + A_{mm}\, x_m + f_m \qquad (۷\text{-}۲)$$

روابط (۷-۱) و (۷-۲) شکل افراز شده رابطه تراز تولیدی استاندارد و متعارف لئونتیف است. از منظر روش‌شناسی و تحلیل‌های سیاستی، تفاوت بارز بین این دو رابطه و رابطه تراز تولیدی لئونتیف در این است که روابط (۷-۱) و (۷-۲) بستر رویکرد تولید به تولید را به صورت رابطه‌های (۸) و (۹) فراهم می‌کند.

$$x_a = (I - A_{aa})^{-1} A_{am}\, x_m + (I - A_{aa})^{-1} f_a \qquad (۸)$$

$$x_m = (I - A_{mm})^{-1} A_{ma}\, x_a + (I - A_{mm})^{-1} f_m \qquad (۹)$$

روابط (۸) و (۹) حاوی دو گروه متغیر برون‌زای تقاضای نهایی هر بخش (f_a و f_m) و همین‌طور x_m و x_a هستند. حال اگر فرض شود که بر مبنای نظریه سرافا، این دو بخش مازاد تولید ندارند (یعنی $f_a = f_m = 0$)، روابط تولید به تولید بخش‌های کشاورزی و صنعت به صورت رابطه‌های (۸-۱) و (۹-۱) حاصل می‌شود:

$$x_a = (I - A_{aa})^{-1} A_{am}\, x_m \qquad (۱-۸)$$

$$x_m = (I - A_{mm})^{-1} A_{ma}\, x_a \qquad (۱-۹)$$

رابطه‌های (۸-۱) و (۹-۱) حاوی دو مزیت کلی است؛ نخست اینکه رابطه (۸-۱) نشان می‌دهد بخش کشاورزی به طور مستقیم و غیرمستقیم چه میزان تولید کند تا نیازهای واسطه‌ای تولید بخش صنعت را تامین کند. رابطه (۹-۱) نیز نشان می‌دهد بخش صنعت به طور مستقیم و غیرمستقیم چقدر تولید کند تا نیاز تولید بخش کشاورزی را تامین کند. این دو رابطه که براساس رویکرد تولید به تولید محاسبه شده‌اند، نمادی از یکپارچگی عمودی پاسینتی نیز هستند؛ و مزیت دوم این که بسط دو روابط اخیر به ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم در سایر بخش‌های اقتصادی ناشی از تامین تولید یک بخش به صورت رابطه‌های (۱۰) و (۱۱) امکان‌پذیر خواهد بود.

$$VA_{am} = \bar{a}\bar{v}\,(I - A_{aa})^{-1} A_{am}\, x_m \qquad (۱۰)$$

$$VA_{ma} = \bar{a}\bar{v}(I - A_{mm})^{-1} A_{ma}\, x_a \qquad (۱۱)$$

در روابط (۱۰) و (۱۱)، $\bar{a}\bar{v}$ یک بردار به ابعاد $1 \times (n-1)$ است. ماتریس‌های A و $(I-A)^{-1}$ هر دو $(n-1) \times (n-1)$ هستند و x نیز برداری ستونی است که $(n-1)$ درایه دارد. در نهایت VA محاسبه شده یک اسکالر خواهد بود.

روابط (۱۰) و (۱۱) پیوند بین ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم سایر بخش‌ها در کل اقتصاد که ناشی از تامین تولید یک بخش است را نشان می‌دهد. به عنوان نمونه، رابطه (۱۰) مشخص می‌کند که بخش صنعت برای تولیدات خود که معادل x_m است، نیاز به A_{am} واحد تولید واسطه‌ای بخش کشاورزی دارد. بخش کشاورزی نیز برای تامین نیاز مستقیم

واسطه‌ای صنعت، لازم است که تولیدات خود را به میزان $(I - A_{aa})^{-1}$ افزایش دهد. اینکه افزایش مستقیم و غیرمستقیم تولیدات کشاورزی که به منظور تامین تولیدات بخش صنعت اتفاق می‌افتد چه میزان منجر به افزایش مستقیم و غیرمستقیم ارزش افزوده در بخش کشاورزی (سایر بخش‌ها) خواهد شد در VA_{am} آشکار می‌شود. رابطه (۱۱) را نیز می‌توان به همین صورت تفسیر کرد. علاوه بر این، هیملر(۱۹۹۱) شاخص یکپارچگی عمودی را برای هر بخش به صورت رابطه‌های (۱۲) و (۱۳) ارائه داده است.

$$Int_a = \frac{va_{ma}}{va_a} \qquad (۱۲)$$

$$Int_m = \frac{va_{am}}{va_m} \qquad (۱۳)$$

Int_a و Int_m به ترتیب شاخص یکپارچگی عمودی بخش‌های کشاورزی و صنعت را به نمایش می‌گذارند. از منظر تفسیر اقتصادی، این شاخص‌ها گویای این واقعیت هستند که به ازای هر یک واحد ارزش‌افزوده‌ای که در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایجاد می‌شود، اثر القایی ارزش افزوده این بخش‌ها بر سایر بخش‌های اقتصادی چگونه خواهد بود. هرچه این شاخص بزرگ‌تر باشد، اهمیت آن در کل اقتصاد بیشتر خواهد شد.

استفاده از الگوی مطرح شده در انواع جدول‌های داده ستانده ملی و منطقه‌ای کاربرد دارد، اما تهیه جدول‌های داده ستانده منطقه‌ای آماری زمان‌بر، هزینه‌بر و پیچیده است. بنابراین، پژوهشگران اقتصاد منطقه‌ای با استفاده از انواع روش‌های غیرآماری اقدام به محاسبه این جدول‌ها می‌کنند. در حیطه روش‌های غیرآماری دو رویکرد سهم مکانی و تراز کالایی برای محاسبه جدول‌های منطقه‌ای مورد استفاده پژوهشگران قرار می‌گیرد.

نکته قابل توجه آنکه در ایران آمارهای حساب‌های منطقه‌ای در دسترس است که در آن مقادیر آماری ستانده، ارزش افزوده و مصرف واسطه‌ای به تفصیل بخش‌ها برای استان‌های کشور ارائه شده است. بنابراین، در شناسایی بخش‌های کلیدی در رویکرد تولید به تولید که تمرکز آن بر ارزش افزوده بخش‌ها است، مناسب‌تر است روشی به‌کار گرفته شود که بردار ارزش افزوده در آن به صورت آماری لحاظ شده باشد. در این مقاله از روش ترکیبی CHARM-RAS برای محاسبه جدول داده ستانده استان خوزستان بهره گرفته شده

است[۱]. این روش ترکیبی از روش RAS برای محاسبه ناحیه اول (ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی) بر مبنای بردار افقی مصرف واسطه‌ای آماری و محاسبه بردار عمودی تقاضای واسطه‌ای محاسبه شده بر مبنای روش CHARM است. ناحیه دوم جدول (تقاضای نهایی) نیز با استفاده از روش CHARM محاسبه شده و ناحیه سوم (ارزش‌افزوده) نیز به صورت آماری لحاظ می‌شود.

٦. پایه‌های آماری

اطلاعات مورد نیاز بر اساس روش‌شناسی تحقیق در ۴ پایگاه اطلاعاتی به شرح جدول (۳) قابل دسترسی هستند.

جدول ۳. پایه‌های آماری

اطلاعات مورد نیاز	ماخذ
جدول متقارن داده ستانده متعارف فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۹۰ بهنگام ملی	مرکز آمار ایران
حساب‌های منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ برای استان خوزستان به تفکیک ۷۱ بخش اقتصادی	مرکز آمار ایران
جدول آماری کشور کانادا در سال ۲۰۱۱	پایگاه اطلاعاتی OECD[۲]
جدول آماری استان آلبرتا در سال ۲۰۰۹ جدول‌های ساخت و جذب استان آلبرتا در سال ۲۰۱۱	پایگاه اطلاعاتی ODESI[۳]

ماخذ: بررسی‌های پژوهش

برای مقایسه بخش‌های اقتصادی در جدول‌های مختلف، تمامی جدول‌ها باید براساس یک طبقه‌بندی یکسان تقسیم‌بندی شده باشند (کژک[۴]، ۲۰۱۹) و از آنجا که جدول‌های کانادا و آلبرتا براساس کدهای ISIC, rev3 در دسترس بودند در این مطالعه از جدول سال ۱۳۹۰ بهنگام شده مرکز آمار، بر اساس کدهای ISIC, rev3 استفاده می‌شود.

۱- به منظور آشنایی بیشتر با انواع روش‌های محاسبه جداول داده-ستانده منطقه‌ای می‌توانید به فلگ و همکاران (۱۹۹۴)، فلگ و وبر (۱۹۹۵)، کروننبرگ (۲۰۰۹)، فلگ و همکاران (۲۰۱۵)، فلگ و همکاران (۲۰۱۶)، بانوئی و همکاران (۱۳۹۶) و عبدالمحمدی و همکاران (۱۳۹۶) رجوع کنید.

2- stats.oecd.org
3- odesi.scholarsportal.info
4- Kecek, D.

به منظور تحلیل ساختار اقتصادی کشورهای ایران و کانادا و استان‌های خوزستان و آلبرتا، تمامی جدول‌های مورد استفاده در ۷ بخش تجمیع شده‌اند که شامل: ۱- کشاورزی، ۲- معدن[1]، ۳- آب، برق و گاز، ۴- ساختمان، ۵- صنعت، ۶- حمل‌ونقل و ۷- خدمات هستند. همچنین تمامی محاسبات این مقاله با استفاده از نرم‌افزار Excel انجام گرفته است.

۷. تحلیل نتایج

۷-۱. تحلیل شاخص اثرات القایی ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی

با توجه به مبانی نظری مطرح شده و روش‌شناسی تحقیق، نتایج حاصل از به‌کارگیری الگوی ترکیبی سرافا- پاسینیتی- لئونتیف در سطح ملی و منطقه‌ای مورد بررسی قرار خواهد گرفت. همانطور که اشاره شد، شاخص اثرات القایی ارزش افزوده نشانگر آن است که هر بخش اقتصادی در ازای یک واحد ارزش افزوده خود، چند واحد ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌ها ایجاد می‌کند. اگر این شاخص برای یک بخش بزرگ‌تر از واحد باشد می‌توان گفت که آن بخش در ازای هر واحد ارزش افزوده خودش، ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم بزرگ‌تر از واحد را برای سایر بخش‌ها ایجاد خواهد کرد و از این رو می‌تواند به عنوان بخش کلیدی معرفی شود.

در جدول (۴) نتایج حاصل از روابط (۱۲) و (۱۳) آورده شده است. نتایج حاصله براساس این جدول برای اقتصاد ایران و استان خوزستان حاکی از آن است که بخش ساختمان، تنها بخش کلیدی در بین بخش‌های اقتصادی به‌دست آمده است. این بخش در ازای هر یک واحد ارزش افزوده خودش ۱/۲۵۶۹ واحد ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌ها در اقتصاد ایران و ۱/۳۰۷۸ واحد ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌های اقتصادی استان خوزستان ایجاد می‌کند. کمترین میزان این شاخص برای ایران و خوزستان مربوط به بخش معدن (شامل نفت خام و گاز طبیعی و سایر معادن) است.

۱- در مقدمه اشاره شد در چارچوب جدول‌های داده ستانده مورد بررسی بخش سایر معادن بسیار جزئی است؛ از این رو، بخش معدن معادل بخش نفت خام و گاز طبیعی در نظر گرفته شده است.

جدول ٤. شاخص اثرات القایی ارزش افزوده برای ایران، کانادا، خوزستان و آلبرتا

عنوان رشته فعالیت‌ها	ایران		کانادا		خوزستان		آلبرتا	
	اثرات القایی ارزش‌افزوده	رتبه	اثرات القایی ارزش‌افزوده	رتبه	اثرات القایی ارزش‌افزوده	رتبه	اثرات القایی ارزش‌افزوده	رتبه
کشاورزی	۰/٤٥١٧	۳	۰/۷٦۸٥	۳	۰/۲۷۳٥	٤	۱/۹۷۲٥	۱
معدن	۰/۰٤۳٥	۷	۰/۳۱۷۳	٥	۰/۰۳۷۲	۷	۰/٤۳۸۲	٦
آب، برق و گاز	۰/۱۰٥٦	٦	۰/۲۸۰۲	٦	۰/۱۰۳۷	٦	۰/٤۷۰۳	٥
ساختمان	۱/۲٥٦۹	۱	۱/۲۷٤۱	۱	۱/۳۰۷۸	۱	۱/۱٤٦۸	۳
صنعت	۰/٦۱٦۱	۲	۱/۱۸۰۰	۲	۰/۷٥٤۸	۲	۱/۳٦۸۰	۲
حمل و نقل	۰/۳۷۸۹	٤	۰/٤۱۰۳	٤	۰/٤٦٤۱	۳	۰/٥۱۱۸	٤
خدمات	۰/۱٦٥۱	٥	۰/۱۱٤۸	۷	۰/۱۸۸۲	٥	۰/۱۱٦٦	۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش براساس روابط (۱۲) و (۱۳)

بخش‌های کلیدی در کشور کانادا بخش ساختمان و صنعت هستند که به ازای هر یک واحد ارزش افزوده خودشان به ترتیب، ۱/۲۷۴۱ واحد و ۱/۱۸۰۰ واحد ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌ها ایجاد می‌کنند. همچنین برای استان آلبرتا، سه بخش کلیدی شناسایی شده که شامل بخش کشاورزی، ساختمان و صنعت است. علاوه بر این، کمترین میزان این شاخص برای کانادا و آلبرتا مربوط به بخش خدمات بوده است.

در ادامه به تفصیل ساختار هر بخش در این اقتصادها بررسی می‌شود:

- بخش کشاورزی: در ایران و کانادا توانسته است رتبه سوم را به‌دست آورد. این امر نشان از اهمیت نسبی این بخش در این کشورها دارد، اما در عین حال توان ایجاد ارزش افزوده القایی در کانادا بیشتر از ایران بوده است. در آلبرتا این شاخص نسبت به کانادا بالاتر و نزدیک به ۲ است؛ بدین معنی که این بخش به ازای ایجاد یک واحد ارزش افزوده خودش در آلبرتا حدود ۲ واحد ارزش افزوده برای سایر بخش‌ها ایجاد می‌کند. همچنین این شاخص در خوزستان نسبت به ایران کمتر به دست آمده است و اهمیت این نکته زمانی آشکار می‌شود که سیاست‌گذاران در ایران همواره این استان را به عنوان استانی با ظرفیت‌های گسترده کشاورزی در نظر گرفته‌اند در حالی که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که توان خلق ارزش افزوده القایی این بخش در استان خوزستان، نسبت به میانگین کشور کمتر بوده است.

بنابراین، توصیه می‌شود در سیاست‌گذاری‌های مربوط به بخش کشاورزی، ملاحظات سطح منطقه‌ای در نظر گرفته شود.

- بخش معدن: در بخش معدن (شامل نفت خام و گاز طبیعی و سایر معادن) ملاحظه می‌شود که این شاخص در ایران میزان ۰/۰۴۳۵ (رتبه هفتم در میان بخش‌های اقتصادی) و در کانادا ۰/۳۱۷۳ (رتبه پنجم در میان بخش‌های اقتصادی) را به خود اختصاص داده است؛ یعنی به ازای یک واحد ارزش افزوده بخش معدن به ترتیب در ایران و کانادا ۰/۰۴۳۵ و ۰/۳۱۷۳ واحد ارزش افزوده القایی به صورت مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌ها ایجاد می‌شود.

علاوه بر این با در نظر گرفتن اندازه بزرگ سهم ارزش افزوده این بخش در ایران و خوزستان که به ترتیب ۱۷ درصد و ۶۰ درصد کل ارزش افزوده استان را تشکیل داده است، این حقیقت قابل مشاهده است که حتی در اثر این مقدار ارزش‌افزوده، این بخش همچنان نمی‌تواند جایگاه قابل ملاحظه‌ای به دست بیاورد. مقادیر ارزش افزوده ایجاد شده در ایران معادل ۴۵۲۸۵ و در خوزستان معادل ۱۸۵۹۱ میلیارد ریال است که در میان بخش‌های اقتصادی کمترین میزان بوده و حتی با لحاظ اندازه بخش بازهم در آخرین جایگاه قرار دارد.

اگر مشابه همین مقایسه برای دو استان نفتی مورد بررسی صورت گیرد، مشاهده می‌شود که این وضعیت در مورد استان خوزستان نسبت به مقایسه بین کشوری در شرایط حادتری بوده است، چراکه بخش معدن در استان خوزستان ۶۰ درصد ارزش افزوده را تشکیل می‌دهد، اما به دلیل عدم‌درهم‌تنیدگی‌های واسطه‌ای نتوانسته ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم بالایی ایجاد کند و سرریز اقتصادی مناسبی برای استان داشته باشد. همین بخش در استانی مانند آلبرتا در کشور کانادا توانسته سهم به نسبت بالایی در خلق ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم داشته باشد؛ از این رو، جایگاه این بخش در سطح استان قوی‌تر از کشور به دست آمده است. این شاخص در استان خوزستان عدد ۰/۰۳۷۲ و در استان آلبرتا ۰/۴۳۸۲ را به خود اختصاص داده است؛ یعنی به ازای یک واحد ارزش افزوده بخش معدن به ترتیب در خوزستان و آلبرتا ۰/۰۳۷۲ و ۰/۴۳۸۲ واحد ارزش افزوده القایی به صورت مستقیم و غیرمستقیم برای سایر بخش‌ها ایجاد می‌شود.

- بخش آب، برق و گاز: این بخش که به عنوان یک بخش زیربنایی محسوب می‌شود، جایگاه به نسبت برابری در میان دو کشور و دو استان مورد بررسی داشته است. با این تفاوت که میزان این شاخص به طرز چشم‌گیری در کانادا و آلبرتا بالاتر از ایران و خوزستان است.

- بخش ساختمان: این بخش در دو کشور و دو استان مورد بررسی به عنوان بخش کلیدی شناسایی شده است که توانسته ارزش افزوده القایی بالاتر از واحد ایجاد کند. به عبارت دیگر این بخش در تمامی موارد دارای روابط پسین و پیشین بالایی با سایر بخش‌های اقتصادی است و این مساله به عنوان یکی از مسائل حائز اهمیت در کشورهای نفتی قابل بحث و بررسی است، چراکه بخش ساختمان به عنوان یک دارایی مهم و همچنین مهم‌ترین مصداق کالاهای غیرقابل مبادله شناخته می‌شود. توجه به این موضوع در کشورهای نفتی که با پدیده بیماری هلندی مواجه هستند از آن جهت ضروری است که ممکن است سیاست‌های اقتصادی بدون در نظر گرفتن ملاحظات مربوط به بیماری هلندی در جهت گسترش این بخش، در دستور کار قرار گیرند. بنابراین، توصیه می‌شود در این راستا در این دسته از اقتصادها، ملاحظات مرتبط با این پدیده در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در نظر گرفته شود.

- بخش صنعت: در قالب این رویکرد در دو کشور و دو استان، این بخش به عنوان بخش تولیدی با اهمیت، حائز رتبه دوم بوده است. این مساله ضرورت توجه بیشتر به بخش‌های تولیدی را منعکس می‌کند که در صورت ایجاد ارزش‌افزوده، این قابلیت را دارند که ارزش افزوده القایی بالایی را برای سایر بخش‌ها ایجاد کنند. همانطور که از جدول (۴) مشخص است، بخش صنعت در کانادا و آلبرتا بخش کلیدی محسوب می‌شوند، اما در ایران و خوزستان هرچند بخش دوم دارای اولویت بوده، اما قابلیت پیشران بودن را نداشته است. نکته دیگر آنکه میزان ارزش افزوده القایی این بخش در خوزستان بالاتر از سطح ملی بوده که به نظر می‌رسد می‌تواند به دلیل تمرکز صنایع پتروشیمی در این استان باشد.

- بخش حمل و نقل: ساختار این بخش در تمامی موارد مورد مطالعه مشابه بوده است. با این حال می‌توان چنین بیان داشت که به دلیل همگن[1]تر بودن اقتصاد در سطح استان نسبت به سطح ملی، میزان شاخص اثرات القایی ارزش افزوده ایجاد شده در خوزستان و آلبرتا نسبت به ایران و کانادا بیشتر بوده است. همچنین دلیل دیگر این موضوع را می‌توان به بخش حمل و نقل آبی که یکی از کارکردهای اصلی آن جابه‌جایی نفت، گاز و فرآورده‌های حاصل از آن است نیز نسبت داد.

- بخش خدمات: این بخش نیز در دو کشور و دو استان مورد بررسی نتوانسته است جایگاه مناسبی به لحاظ ایجاد ارزش افزوده القایی داشته باشد. اما میزان آن به مراتب در کانادا و

1- Homogeneous

آلبرتا از ایران و خوزستان بیشتر بوده است. این موضوع با توجه به رویکردهای مدرن در تبیین مسیرهای رشد و توسعه در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه -که توجه ویژه‌ای به بخش‌های خدماتی به عنوان بخش پیشران اقتصادی دارند- می‌تواند حائز اهمیت باشد. بررسی آثار ارزش افزوده القایی بخش خدمات در قالب طبقه‌بندی خدمات در ۴ گروه خدمات تولیدی، توزیعی، اجتماعی و شخصی می‌تواند تصویر دقیق‌تری از ساختار این بخش و ارتباط آن با مسیر توسعه کشورها به دست دهد که نیازمند مطالعات جداگانه‌ای است.

۷-۲. تجزیه شاخص اثرات القایی ارزش افزوده بخش معدن به سایر بخش‌ها

در این بخش برای بررسی دقیق‌تر نتایج جدول (۴)، نحوه تخصیص ارزش افزوده القایی بخش معدن در ایران، کانادا، خوزستان و آلبرتا به شش بخش دیگر (کشاورزی، آب، برق و گاز، ساختمان، صنعت، حمل و نقل و خدمات) مورد ارزیابی و تحلیل قرار خواهد گرفت. جدول (۵) نشان می‌دهد که هر یک واحد ارزش افزوده بخش معدن به تفکیک برای سایر بخش‌ها چه میزان ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم ایجاد می‌کند. سطر اول این جدول به طور مستقیم از جدول (۴) آورده شده و نشان‌دهنده شاخص اثرات القایی ارزش افزوده بخش معدن برای ایران، کانادا، خوزستان و آلبرتا است.

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که سهم بخش کشاورزی از ارزش افزوده القایی ایجاد شده توسط بخش معدن، در تمامی جدول‌های مورد بررسی کمترین میزان است. همچنین بخش معدن در دو استان و دو کشور مورد مطالعه بیشترین ارزش افزوده مستقیم و غیرمستقیم را برای بخش خدمات ایجاد کرده است، اما سهم این بخش و میزان آن به طرز قابل توجهی در ایران و خوزستان کمتر از کانادا و آلبرتا است. با توجه به رتبه نخست این بخش در جذب ارزش افزوده بخش معدن، بررسی ساختار آن در این کشورها و استان‌ها از منظر درجه توسعه یافتگی نیازمند مطالعات بیشتری است.

بخش صنعت در تمامی جدول‌ها رتبه دوم را کسب کرده است. این درحالی است که با وجود تمرکز صنایع پتروشیمی در استان خوزستان، سهم بخش صنعت از ارزش افزوده القایی ایجاد شده توسط بخش معدن از سطح ملی کمتر است. این مساله ساختار مبتنی بر خام‌فروشی این بخش در سطح استان نسبت به سطح ملی را با شدت بیشتری منعکس می‌کند که صنعت نتوانسته ارتباط مناسبی با بخش معدن برقرار کند.

جدول ۵. تجزیه شاخص اثرات القایی ارزش افزوده بخش معدن

عنوان رشته فعالیت‌ها	ایران		کانادا		خوزستان		آلبرتا	
	ارزش افزوده القایی	سهم (درصد)	ارزش افزوده القایی	سهم (درصد)	ارزش افزوده القایی	سهم (درصد)	ارزش افزوده القایی	سهم (درصد)
اثر کل	۰/۰٤۳۵	۱۰۰	۰/۳۱۷۳	۱۰۰	۰/۰۳۷۲	۱۰۰	۰/٤۳۸۲	۱۰۰
کشاورزی	۰/۰۰۱۸	٤	۰/۰۰٦۷	۲	۰/۰۰۰۷	۲	۰/۰۰۸۵	۲
آب، برق و گاز	۰/۰۰٤٦	۱۱	۰/۰۱۸۳	٦	۰/۰۰٤۵	۱۲	۰/۰۱۸۹	٤
ساختمان	۰/۰۰۲۳	۵	۰/۰۰۹٦	۳	۰/۰۰۲۱	٦	۰/۰۱٤۷	۳
صنعت	۰/۰۰۹٤	۲۲	۰/۰۵۸۵	۱۸	۰/۰۰٦۱	۱٦	۰/۰۷۲۲	۱٦
حمل و نقل	۰/۰۰٤۹	۱۱	۰/۰۲۲۸	۷	۰/۰۰٤۰	۱۱	۰/۰۳۰۸	۷
خدمات	۰/۰۲۰٤	٤۷	۰/۲۰۱۳	٦۳	۰/۰۱۹۷	۵۳	۰/۲۹۳۰	٦۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس روابط (۱۲) و (۱۳)

در نهایت می‌توان به بخش‌های حمل و نقل و آب، برق و گاز اشاره کرد که در تمامی موارد به ترتیب رتبه‌های ۳ و ۴ را در جذب ارزش افزوده القایی بخش معدن به دست آورده‌اند.

از مقایسه ارقام ارزش افزوده القایی ایجاد شده توسط بخش معدن برای سایر بخش‌های اقتصادی در مقایسه بین کشوری و بین‌استانی می‌توان نتیجه گرفت که هر واحد ارزش افزوده بخش معدن در کانادا و آلبرتا به طور چشم‌گیری توان ایجاد ارزش افزوده القایی بالاتری داشته است. این اختلاف را می‌توان به ساختار توسعه‌یافته کانادا -که بخش‌های آن دارای روابط درهم‌تنیده بیشتری در سطح ملی و منطقه‌ای است- نسبت داد.

۸. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از آنجایی‌که منابع طبیعی در مناطق مختلف یک کشور به طور متوازن در دسترس نیستند، همواره توجه به ملاحظات توسعه متوازن منطقه‌ای در ادبیات موضوع مورد تاکید بوده است. در این مطالعه تلاش شد تا ویژگی‌های الگوهای متداول در شناسایی بخش‌های کلیدی شامل روش‌های سنتی و حذف فرضی در دو سطح ملی و منطقه ای مورد بررسی قرار گیرد. همچنین ضمن بررسی نتایج حاصل از این الگوها در مطالعات کاربردی درباره بخش نفت خام و گاز طبیعی مشاهده شد که این مطالعات از ارائه تصویر واقع‌بینانه و کامل از اقتصاد

ناتوان بوده‌اند. در جهت رفع این مساله، علاوه بر ارائه الگوی نظری تولید به تولید سرافا- پاسینیتی- لئونتیف، تلاش شد مقایسه‌ای تطبیقی میان ساختارهای بخشی ملی و منطقه‌ای میان دو کشور صادرکننده نفت و گاز که از لحاظ ساختار توسعه‌یافتگی به دو دسته توسعه‌یافته و درحال‌توسعه طبقه‌بندی می‌شوند، صورت پذیرد.

در این مطالعه سعی شد تا با تمرکز بر بخش نفت خام و گاز طبیعی، توان خلق ارزش افزوده القایی این بخش برای سایر بخش‌ها در این کشورها و استان‌ها با استفاده از رویکرد تولید به تولید مورد بررسی قرار گیرد. در این رویکرد، یک بخش اقتصادی زمانی دارای اولویت شناخته می‌شود که علاوه بر ایجاد ارزش افزوده مستقیم، توان خلق ارزش افزوده القایی برای سایر بخش‌ها را نیز داشته باشد. شاخص اثرات ارزش افزوده القایی برای ایران ۰/۰۴۳۵ و برای خوزستان ۰/۰۳۷۲ و برای کانادا و آلبرتا به ترتیب مقادیر ۰/۳۱۷۳ و ۰/۴۳۸۲ را به خود اختصاص داد. این مقایسه تطبیقی نشان از آن دارد که بخش نفت و گاز توان ناچیزی در خلق ارزش افزوده القایی برای سایر بخش‌ها در ساختار درحال‌توسعه ایران و خوزستان، نسبت به کانادا و آلبرتا با ساختاری توسعه‌یافته داشته است و بخش مورد نظر بر اساس اولویت‌بندی این روش جایگاه آخر را به خود اختصاص داده و بر خلاف مطالعات پیشین نمی‌تواند به عنوان بخش پیشران اقتصاد قلمداد شود. می‌توان دلیل این پدیده را به درهم‌تنیدگی اندک آن با سایر بخش‌ها نسبت داد.

در ایران سیاست مبتنی بر خام‌فروشی در بخش معدن که عمده آن مربوط به بخش نفت خام و گاز طبیعی است، سبب شده اثر سرریز بخش نفت و گاز بر سایر بخش‌های اقتصاد کاهش یابد و این مساله در سطح استان خوزستان به مراتب حادتر بوده است. با در نظر داشتن اندازه بسیار بزرگ‌تر این شاخص در کانادا و آلبرتا نسبت به ایران و خوزستان، مشاهده می‌شود که این شاخص در بین بخش‌های اقتصادی هر ۴ کشور و استان به طور مشابهی تخصیص یافته است؛ به گونه‌ای که بخش خدمات و صنعت به ترتیب بالاترین مقادیر ارزش افزوده القایی را جذب کرده‌اند. این موضوع با در نظر گرفتن انواع مختلف طبقه‌بندی خدمات و تحلیل آن‌ها در ساختار توسعه‌ای این مناطق از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بخش صنعت در تمامی ساختارهای اقتصادی به عنوان بخشی با روابط درهم‌تنیده بالا شناخته شده است.

در نهایت توصیه می‌شود، سیاست‌های ملی و منطقه‌ای به گونه‌ای طراحی شود که با محدود کردن سیاست‌های مبتنی بر خام‌فروشی در بخش نفت و گاز و ایجاد ساختاری مناسب در اقتصاد به طوری‌که منجر به افزایش رابطه این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی شود، بتوان زمینه‌های رشد و توسعه متوازن را فراهم کرد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Aida Vaghef https://www.orcid.org/0000-0002-4285-9943

Zahra Abdolmohammadi https://www.orcid.org/0000-0001-7341-0068

منابع

اسفندیاری، علی‌اصغر. (۱۳۹۴). *طرح پژوهشی تدوین اولین جدول داده ستانده سال ۱۳۹۰ استان خوزستان*. خوزستان: جهاد دانشگاهی استان خوزستان، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی خوزستان.

بانوئی، علی‌اصغر، مهاجری، پریسا، کلهری، فاطمه، عبدالمحمدی، زهرا، محمدکریمی، سحر، ذبیحی، زهرا و پارسا، مریم. (۱۳۹۶). روش‌های ترکیبی جدید CB-RAS و CHARM-RAS برای محاسبه جدول داده ستانده منطقه‌ای و سنجش خطاهای آماری؛ مطالعه موردی استان گیلان. *پژوهش‌های اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۴(۱۳)، ۱-۳۴.

بانوئی، علی‌اصغر، مهاجری، پریسا، میرزائی، حجت‌الله، جهانفر، نیلوفر و واقف، آیدا. (۱۳۹۷). سنجش شاخص یکپارچگی عمودی ارزش افزوده غیرمستقیم بخش‌های اقتصادی شهرستان تهران. در *پنجمین همایش کاربرد الگوهای داده ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی*، دانشگاه الزهرا، ۷ اسفند ۱۳۹۷.

صادقی، نرگس و موسوی‌نیک، سیدهادی. (۱۳۹۵). بررسی تطبیقی روش‌های سنتی، بردار ویژه و حذف فرضی در سنجش بخش‌های کلیدی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۹)، ۱۷۳-۲۰۸.

عبدالمحمدی، زهرا، بانوئی، علی‌اصغر و مهاجری، پریسا. (۱۳۹۶). سنجش اعتبار آماری روش‌های CB و CHARM در محاسبه جداول داده ستانده منطقه‌ای؛ مطالعه موردی: استان هرمزگان. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۲)، ۳۳-۵۸.

مختاری‌اصل‌شوطی، اشکان و شرکت، افسانه. (۱۳۹۵). بررسی انواع روش‌های بهنگام‌سازی جداول عرضه و مصرف و کاربردهای آنها در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۸)، ۲۰۷-۲۳۹.

مرکز پژوهش‌های مجلس، معاونت پژوهش‌های اقتصادی. (۱۳۹۴). ماهیت بخش‌های اقتصادی ایران: ۲- شناسایی بخش‌های کلیدی. شماره مسلسل ۱۴۷۴۳.

مرکز پژوهش‌های مجلس، معاونت پژوهش‌های زیربنایی و امور تولیدی. (۱۳۹۷). جایگاه صنعت پتروشیمی در اقتصاد ملی. شماره مسلسل ۱۶۱۸۳.

واقف، آیدا. (۱۳۹۶). *سنجش اهمیت ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی با استفاده از رویکرد ترکیبی تولید به تولید سرافا-پاسینیتی-لئونتیف*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.

یوسفی، محمدقلی. (۱۳۹۰). تعیین پیوندهای بین‌بخشی در اقتصاد ایران با استفاده از روش حذف فرضی. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۲(۴)، ۱۵۵-۱۷۰.

References

Abdolmohammadi, Z., Banouee, A. & Mohajeri, P. (2017). Measurment of statistical accuracy between commodity balance (CB) and CHARM methods in the estimation of regional input-output tables (RIOTs); The case study of Hormozgan province. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 6(22),* 33-58. doi: 10.22084/aes.2017.12904.2391. [In Persian]

Alcantara, V. & Padilla, E. (2020). Key sectors in greenhouse gas emissions in Spain: An alternative input–output analysis. *Journal of Industrial Ecology, 24(3),* 577-588.

Auty, R. M. (1993). *Sustaining development in mineral economies: The resource curse thesis*. London: Routledge.

Banacloche, S., Cadarso, M.A., & Monsalve, F. (2020). Implications of measuring value added in exports with a regional input-output table: A case of study in South America. *Structural Change and Economic Dynamics, 52(C),* 130-140.

Banouei, A., Mohajeri, P., Kalhori, F., Abdolmohammadi, Z., Zabihi, Z., Mohammad karimi, S. & Parsa, M. (2017). New mixed CB-RAS and CHARM-RAS methods for the estimation of regional input-output table and assessing statistical error: A case of Gilan province. *Journal of Economics and Regional Development, 24(14),* 1-23. doi: 10.22067/erd.v24i13.60689. [In Persian]

Banouei, A., Mohajeri, P., Mirzaei, H., Jahanfar, N. & Vaghef, A. (2019). Measuring Value Added Vertical Integration Index of Economic Sectors in Tehran City. In *the 5th conference on the application of input-output methods in economic and social planning. Tehran*, 26 Feb 2019. [In Persian]

Beine, M., Coulombe, S. & Vermeulen, W. N. (2012). Dutch disease and the mitigation effect of migration: Evidence from Canadian Provinces. *CESifo Working Paper*, 3813.

Cai, L. & Leung, P. (2004). Linkage measures: A revisit and a suggested alternative. *Economic Systems Research, 16 (1),* 65-85.

Cella, G. (1984). The input-output measurementof interindustry linkages. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 46,* 73–84.

Dietzenbacher, E. & Lahr, M. L. (2013). Expanding extractions. *Economic Systems Research*, *25*, 341–360.

Dietzenbacher, E., Burken, B. V. & Yasushi, K. (2019). Hypothetical extractions from a global perspective. *Economic Systems Research, Taylor & Francis Journals, 31(4),* 505-519.

Esfandiari, A. (2015*). Compilation of the first input-output table 2011 for Khuzestan province*. Khuzestan, Khuzestan Management and Planning Organization. [In Persian]

Flegg, A.T. & Webber, C.D. (1995). Using location quotients to build a regional input-output model: Some empirical results for scotland. In *the 26th Annual Conference of Regional Science Association (British and Irish Section) at Cardiff Business School*, 12-15 Feb 1995.

Flegg, A.T., Huang, Y. & Tohmo, T. (2015). Using CHARM to adjust for cross-hauling: The case of the province of Hubei, China. *Economic System Research, 27(3),* 391-413.

Flegg, A.T., Mastronardi, L.J. & Romero, C.A. (2016). Evaluating the FLQ and AFLQ formulae for estimation regional input-output coefficients: Empirical evidence for the province of Cordoba Argentin. *Economic Systems Research, 28(1),* 21-37.

Flegg, A.T., Webber, C.D. & Elliot, M.V. (1994). A new approach to the use of location quotients in building a regional input-output model using national data. In *the 25th Annual conference of the Regional Science Association International at Trinity College, Dublin*, 14-16 September 1994, *29(6),* 547-561.

Frankel, J. A. (2010). The natural resource curse: A survey. *NBER working paper,* 15836.

Fujimoto, T. (2019). Appropriate assumption on cross-hauling national input-output table regionalization. *Spatial Economic Analysis, Taylor & Francis Journals, 14(1),* 106-128.

Gallego, B. & Lenzen, M. (2005). A consistent input-output formulation of shared producer and consumer responsibility. *Economic Systems Research, Taylor & Francis Journals, 17(4),* 365-391.

Heimler, A. (1991). Linkages and vertical integration in the Chinese economy. *Review of Economics and Statistics, 2(3),* 261-267.

Isard, W. (1956). *Location and space economy*. Jhon Wiley, New York.

Kecek, D. (2019). Alternative model of sectors extraction in the input-output system: Methodological approach and application to the Croatian ICT sector. *Croatian Society of Economists, 70(3),* 431-450.

Khiabani, N. (2015). Oil inflows and housing market fluctuations in an oil-exporting country: Evidence from Iran. *Journal of Housing Economics*, 30, 59-76.

Kowalewski, J. (2015). Regionalization of national input-output tables: Empirical evidence on the use of the FLQ formula, *Regional Studies, 40(3),* 240-250.

Kronenberg, G. T. (2009). Construction of regional input-output tables using non-survey methods: The role of cross-hauling. *International Regional Science Review*, *32(1),* 40-64.

Kronenberg, G. T. (2012). Regional input-output models and the treatment of imports in the european systems of accounts. *Review of Regional Research, 32*, 175-191.

Lenzen, M. (2008). Double-counting in life cycle calculations. *Journal of Industrial Ecology*, 12, 583-599.

Lenzen, M., Murray, J., Sack, F. & Wiedmann, T. (2007). Shared producer and consumer responsibility. *Ecological Economics*, *61*, 27-42.

Majlis Research Center. (2015). *The nature of Iran's economic sectors: 2- Identifying key sectors*. Serial number 14743. [In Persian]

Majlis Research Center. (2018). *The position of petrochemical industry in the national economy*. Serial number 16183. [In Persian]

McCan, P. & Dewhurst, J. H. L. (1998). Regional size, industrial location and input-output coefficients. *Regional Studies*, *32(5),* 435-444.

Mokhtari Asl Shoti, A. & Sherkat, A. (2016). A study on various methods of updating supply and use tables and their applications for Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(68), 207-239. doi: 10.22054/ijer.2016.7501. [In Persian]

Pasinetti, L. (1973). The notion of vertical integration in economic analysis. *Metroeconomica, 25(1),* 1- 29.

Pasinetti, L. (1986). Sraffa's circular process and the concept of vertical integration. *Political Economy*, *2(1),* 3-16.

Ploeg, F. V. D. (2011). Natural resources: Curse of blessing?. *Journal of Economic Literature*, *49(2),* 366–420.

Richardson, H.W. (1969). Elements of regional economics. Penguin Text Book, London.

Round, J. I. (1978). An interregional input-output approach to the evaluation of non-survey methods. *Journal of Regional Science*, *18*, 179-194.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (2001). Natural resource and economic development. the curse of natural resources. *European Economic Review*, *45*, 827–838.

Sadeghi, N. & Mousavi Nik, S. (2017). A comparative study of traditional, eigenvector and hypothetical extraction methods to identify key sectors.

Iranian Journal of Economic Research, *21(69)*, 173-208. doi: 10.22054/ijer.2017.7513. [In Persian]

Sraffa, P. (1960). *Production of commodities by means of commodities. prelude to a critique of economic theory*. Cambridge, Cambridge University Press.

Tobben, J. & Kronenberg, T. (2015). Construction of multi-regional input-output tables using CHARM methods. *Economic Systems Research*, *27(4)*, 487-507.

Vaghef, A. (2017). *Measurement of the Importance of Sectoral Economy with Emphasise on Value Added Using Sraffa- Pasinetti- Leontief Production to Production Combined Approach*. Master Thesis, Allameh Tabataba'i University. [In Persian]

Yousefi, M. (2013). Determining inter-sectoral linkages in the Iranian economy using extraction method. *Quarterly Economic Research Journal*, *12(4)* :155-170. [In Persian]

استناد به این مقاله: واقف، آیدا و عبدالمحمدی، زهرا. (۱۴۰۰). قدرت پیشرانی بخش نفت و گاز در اقتصاد ملی و منطقه‌ای (مطالعه موردی ایران و کانادا)، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۱۵۷-۱۸۹.

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 191-221
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.50187.838

ATU PRESS

Original Research Received: 19/02/2020 Accepted: 18/11/2020 ISSN: 1726-0728 eISSN:2476-6445

The Impact of Economic Policy Uncertainty on the Returns of Petrochemical Companies in Different Market Conditions

Hamid Reza Arbab * Associate Professor, Business Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Hamid Amadeh Associate Professor, Energy, Agriculture and Environment Economics, Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran

Amin Amini Ph.D. Student, Oil & Gas - Market and Finance Economics, Allame Tabataba`i University, Tehran, Iran

Abstract

This study investigated the factors that leads to economic uncertainty which may influence the petrochemical companies returns in various market conditions regarding their various levels of capital. To meet this object, we used quarterly data on government's current expenditures, general government revenues, liquidity, GDP, and exchange rate, as the political variables for the years 1384-1397. Considering the type of available time series, we exercised the ARIMA-GARCH model to create an indicator to show the uncertainty of economic policies. We used the result to estimate the quantile regression model, along with other factors affecting corporate returns, including the price of the OPEC oil basket and the real rate of returns and market exchange rate. The results of this study indicated that in the bearish market, the greatest negative effect of each economic policy uncertainty is on the companies with lesser capital. Moreover, the intensity of this effect decreases as the market tends to change from bearish to bullish, and finally the economic policy uncertainty will have the least impact on companies with bigger capital.

Keywords: Financial Development, Financial Structure, Bank, Stock Market, Economic Growth.

JEL Classification: G00 ،G20 ،G21 ،O40.

* Corresponding Author: hamidrezaarbab@gmail.com
How to Cite: Arbab, H.R., Amadeh, A., Amini, A. (2021). The Impact of Economic Policy Uncertainty on the Returns of Petrochemical Companies in Different Market Conditions. *Iranian Journal of Economic Research, 26 (88),* 191-221.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۲۸

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۱۹۱-۲۲۱

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.50187.838

تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار

حمیدرضا ارباب * دانشیار، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

حمید آماده دانشیار، گروه اقتصاد انرژی، کشاورزی و محیط زیست، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

امین امینی دانشجوی دکتری اقتصاد بازار و مالیه نفت و گاز، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

در این مطالعه عوامل ایجاد کننده بی‌ثباتی اقتصادی که منجر به تغییر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در وضعیت‌های متفاوت بازار با توجه به سطوح مختلف سرمایه آن‌ها می‌شود، مورد بررسی قرار گرفت. در این خصوص از داده‌های فصلی مخارج جاری دولت، درآمدهای عمومی دولت، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز به عنوان متغیرهای سیاستی برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۴ استفاده شده است. نظر به نوع سری زمانی در دسترس و قابلیت‌های مدنظر، مدل ARIMA-GARCH به منظور ایجاد یک شاخص جهت نمایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گرفت. نتیجه حاصل در تخمین مدل رگرسیون کوانتایل، به همراه سایر عوامل تأثیر گذار بر بازدهی شرکت‌ها، شامل قیمت سبد نفت اوپک و نرخ بازده حقیقی و نرخ بازاری ارز مورد استفاده قرار گرفت. براساس نتایج، هرگونه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازار نزولی، اثر منفی بیشتری را بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کمتر می‌گذارد. شدت این اثر با صعودی شدن بازار سرمایه کاهش می‌یابد. همچنین شرکت‌هایی که سرمایه بیشتری دارند کمترین تأثیر را از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی خواهند داشت.

کلیدواژه‌ها: نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بازدهی شرکت‌های پتروشیمی، سرمایه شرکت‌های پتروشیمی.

طبقه‌بندی JEL: G17, C15, C22.

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری دانشکده پردیس خودگران دانشگاه علامه طباطبائی است.

* نویسنده مسئول: hamidrezaarbab@gmail.com

۱- مقدمه

به عقیده صاحب‌نظران، یکی از دلایل بازدارنده توسعه‌ای در کشورهای در حال توسعه، پایین بودن سطح سرمایه‌گذاری ثابت در این کشورها است؛ زیرا سرمایه‌گذاری ثابت دو نقش مهم را در اقتصاد ایفا می‌کند؛ بدین معنا که از یک طرف، بخشی از تقاضای جاری کشور محسوب شده و از طرف دیگر، سرچشمه پیشرفت اقتصادی آن تلقی می‌گردد. برخی از اقتصاددانان بر این باورند که برای رفع این مشکل، مقامات مسئول در کشورهای در حال توسعه می‌توانند میزان پس‌انداز داخلی را با کمک سرمایه خارجی افزایش دهند و در نتیجه امکان افزایش سرمایه‌گذاری در کشورهای خود فراهم آورند. در کنار این راه‌حل، راه دیگری نیز وجود دارد و آن تجهیز و هدایت وجوه موجود در هر کشور به سوی بخش تولیدی و صنعتی آن می‌باشد. انجام این مهم به عهده بازارهای مالی و سرمایه است که تقریبا در تمامی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران به صورت منسجم و کارآمد وجود نداشته و به دلیل فعالیت در سطوح ابتدایی و محدود، نمی‌تواند نقش قابل ملاحظه‌ای در تجهیز و هدایت وجوه در سطح اقتصاد کشور ایفا کند (نعمتی‌فر، ۱۳۹۷). در این میان باید عوامل مختلف تاثیرگذار بر بورس اوراق بهادار را شناسایی نمود تا بتوان در فرصت مناسب، سرمایه‌گذاری مطلوبی انجام داد.

روشن بودن جهت کلی سیاست‌های اقتصادی فضای مناسبی را برای فعالیت‌های عاملان اقتصادی و بخش خصوصی فراهم می‌کند. با وجود عامل نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بنگاه‌ها، تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان درخصوص سیاست‌های مالیات- مخارج، قوانین و مقررات و نرخ بهره آینده با مشکل مواجه می‌شوند. نااطمینانی‌های مرتبط با سیاست‌گذاری اقتصادی عامل کلیدی رکود و کند شدن رشد اقتصادی خواهد بود (بیکر و همکاران[1]، ۲۰۱۳).

امروزه دولت‌ها به‌عنوان بزرگ‌ترین قدرت اقتصادی، نقش مهمی را در اکثر فعالیت‌های اقتصادی و تجاری برعهده دارند. در اغلب اوقات، سیاست‌های اتخاذ شده توسط دولت، هماهنگی و ثبات درونی نداشته و در نتیجه فعالان حوزه‌های مختلف سیاست‌گذاری را گمراه می‌کند. در واقع اجرای این سیاست‌ها، دولت را مجبور می‌کند در موقعیتی قرار گیرد که کاملا مغایر با اهداف اصلی آن است که این امر منجر به ایجاد

1- Baker, S. R., et al.

شوک‌های اقتصادی بزرگ می شود. علاوه بر این، بیشتر دولت‌ها با توجه به بازه زمانی کوتاه‌مدت برای رسیدن به اهداف خود، سیاست‌های اقتصادی خاصی اتخاذ می‌کنند که موجب بی‌ثباتی و نااطمینانی در متغیرهای کلان می‌شود. به عنوان مثال، منافع ناشی از کاهش بیکاری حال را به هزینه‌های تورمی در آینده ترجیح می‌دهند (چی و لی[1]، ۲۰۱۷). بنابراین، هرگونه نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی داخلی می‌تواند تاثیرات زیادی بر بازار سرمایه و متغیرهای اساسی کلان مانند رشد و تولید اقتصادی، نرخ تورم و میزان صادرات داشته باشد. شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی، اثرات مخربی برروی متغیرهای کلان اقتصادی ایران بر جای می‌گذارد (بیگ‌زاده، ۱۳۹۷). در واقع نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی، موجب نااطمینانی برای فعالان و تصمیم‌گیران اقتصادی نسبت به تحولات آینده خواهد شد. در نتیجه فعالان و کارآفرینان اقتصادی نمی توانند چشم‌اندازی روشن و شفاف از آینده ترسیم نمایند. بنابراین، کاهش سطح نااطمینانی اقتصادی در یک کشور و رسیدن به ثبات اقتصادی همچنین ثبات در متغیرهای کلان مستلزم تصمیم‌گیری آگاهانه از سوی مدیران و سیاست‌گذاران اقتصادی می‌باشد. شناخت و بیان هرچه بیشتر و بهتر روابط و رفتارهای عاملان و شرایط اقتصادی آنها می‌تواند به کاهش اشتباهات در فرآیند سیاست‌گذاری منجر شود.

عدم اطمینان به برقراری ثبات، می‌تواند از طریق کانال های متعدد بر قیمت دارایی تاثیر بگذارد، این موارد عبارت است از:

۱- عدم اطمینان به برقراری ثبات، موجب تعویق یا تغییر در تصمیم‌گیری های مهم شرکت‌ها و سایر بنگاه‌های اقتصادی می شود. به طور مثال، می‌توان به تصمیمات مربوط به امور استخدامی، سرمایه‌گذاری، استفاده از پس‌انداز و رویکرد مصرف اشاره نمود (گولن و ایون[2]، ۲۰۱۶).

۲- عدم اطمینان به برقراری ثبات، به جهت تغییر در عرضه و تقاضا، ممکن است به افزایش هزینه‌ها در امور مالی و تولیدی منجر گردیده و باعث فرار سرمایه‌ها و اقتصاد انقباضی شود.

1- Chi, Q., & Li, W.
2- Gulen, H., & Ion, M.

۳- عدم اطمینان به برقراری ثبات، ممکن است بر نرخ بهره، تورم و حق بیمه‌های حادثه، تاثیر بگذارد (پاستور و ورونسی[1]، ۲۰۱۳).

ریسک و نااطمینانی، از شاخص‌های اصلی تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری می‌باشد. از منظر اقتصاد کلان، این‌که چگونه در یک وضعیت نااطمینانی، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان تصمیم بهینه‌ای اتخاذ می‌کنند، موضوع بسیاری از مطالعات و تحقیقات بوده است. نااطمینانی، وضعیتی است که وقایع آینده یا احتمال رخ دادن آن‌ها پیش‌بینی نشده باشد. در دنیای واقعی، اقتصاد پر از نااطمینانی عوامل اقتصادی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی منجر شده و رفتار سرمایه‌گذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد (حیدرپور و پورشهابی، ۱۳۹۱).

محصولات و فرآورده های پتروشیمی از جمله کالاهایی هستند که در پی سرمایه‌گذاری‌های قابل ملاحظه دولت، صادرات آن‌ها طی چند سال اخیر تا حدود قابل توجهی در سبد صادارتی کشور جای گرفته است. واحدهای تولیدکننده این‌گونه اقلام به دلیل فراهم بودن عوامل تولیدی فراوان و تکنولوژی وارداتی در دسترس و نیز علاقه‌مندی سرمایه‌گذاران خارجی به سرمایه‌گذاری در این بخش از اقتصاد از سوددهی به نسبت بالایی برخوردار می‌باشند که این موضوع از بالا بودن قیمت سهام واحدهای پتروشیمی احراز می‌گردد (محمدپور، ۱۳۹۴). همچنین سرمایه‌گذاران با امید دستیابی به ثروت بیشتر اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. از عوامل مهمی که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری خود مدنظر قرار می‌دهند، نرخ بازدهی سهام است. بازده در جریان سرمایه‌گذاری نیروی محرکی است که ایجاد انگیزه کرده و پاداشی برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. در حقیقت هر سرمایه‌گذار ابتدا باید این اطمینان و اعتماد را به دست آورد که در مرحله اول اصل سرمایه برگشت خواهد شد و سپس بازده مورد انتظارش تحصیل می‌شود تا قادر به تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری باشد (سکمن[2]، ۲۰۱۱).

به منظور بررسی تاثیر نااطمینانی در ثبات سیاست‌های اقتصادی، تمامی صنایع موجود در بازار سرمایه مورد بررسی قرار گرفت. هر کدام از صنایع با توجه به ماهیت منحصربه‌فرد خود، ممکن است تاثیرپذیری متفاوتی از عدم اطمینان به ثبات سیاست‌های

1- Pástor, Ľ., & Veronesi, P.
2- Sekmen, F.

اقتصادی داشته باشد. از این رو، بررسی تاثیر این عدم اطمینان روی کل بازار سرمایه تنها یک اثر کلی بر این بازار را نشان خواهد داد. ممکن است بخشی از صنایع در این بازار بیشترین تاثیر را از نااطمینانی نشان دهند و برخی کمترین تاثیر را بروز دهند. از این رو، صنایع متعدد موجود در بازار سرمایه براساس ارزش بازاری و ریسک سیستماتیک ۳ ساله سرمایه گذاری در آن ها (میزان تبعیت از تغییر شاخص کل بازار بورس) رتبه‌بندی گردیدند که در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱. صنایع فعال در بازار سرمایه

صنعت	ارزش بازاری (میلیارد ریال)	ریسک سیستماتیک (۳ ساله)
سرمایه‌گذاری	۲۱،٦۷۸،۲۲٦	۱/۱۱۰۸
آهن و فولاد	۷،۱۳۳،۳۱۲	۱/۱۳۹۱
شرکت‌های پتروشیمی	٦،٤۱٥،۰۱۳	۰/۸٤۸٦
بانک‌ها و موسسات اعتباری	٤،۹۷۸،۰۲۷	۰/۹۸٤٤
شرکت‌های پالایشگاهی	٤،۹٦٥،۸۳٦	۱/٥۱۷٥
کانی‌های فلزی	٤،٤۸۳،٤٤۷	۱/۰۷٦۰
تولید فلزات گرانبهای غیر آهن	۳،۷٥۲،۱۷۸	۱/۱۹۱۱
مخابرات	۲،۰۹۳،٤۱۲	۰/٥٦۷۰
خودرو	۱،۷۱٦،۹۰٤	۱/٦۸٤۳
سایر	۱۳،۱۹۱،۲٦۲	۰/٦۸۱۹

ماخذ: پایگاه اطلاعات مالی پویا[1] www.Bourseview.com

صنعت پتروشیمی از منظر ارزش بازار، سومین صنعت در کشور می‌باشد (۹ درصد از کل ارزش بازار سرمایه متعلق به شرکت‌های موجود در این صنعت است) و از منظر ریسک سیستماتیک ۳ ساله به میزان تقریبی ۸۵ درصد از شاخص کل بورس متاثر می‌شود. فعالیت تولیدی شرکت‌های حاضر در این صنعت با توجه به سیاست‌های اقتصادی حاکم، می‌تواند صادرات‌محور و یا به منظور مصرف داخلی صورت گیرد. با توجه به میزان ارزش بازاری و ریسک و فعالیت تولیدی، این صنعت به عنوان صنعت موردنظر جهت بررسی تاثیر نااطمینانی بر بازدهی آن انتخاب شد.

۱- تحت نظارت سازمان بورس و اوراق بهادار و از زیرمجموعه‌های کارگزاری مفید

۲. ادبیات و پیشینه پژوهش

طی یک جمع‌بندی از نظریات مکاتب مختلف، مهم‌ترین توجیه دخالت‌های دولت، تلاش در جهت رفع کاستی‌های بازار، ایجاد ثبات همراه با بستری مناسب برای سرمایه‌گذاری خصوصی و رفع نااطمینانی‌های اقتصادی است. در غیر این صورت، دخالت‌های دولت بیش از آنکه موجب رفع موانع و اختلالات بازار شود، خود با تبدیل به عامل اختلال، فضای ناامنی و بی‌ثباتی را گسترش داده و رشد اقتصادی را پایین نگه خواهد داشت. دولت‌ها برای نیل به اهداف خود از جمله رشد و توسعه اقتصادی، افزایش اشتغال، مبارزه با تورم و رفاه جامعه از ابزارها و سیاست‌های اقتصادی استفاده می‌کنند. هر سیاست اقتصادی شامل چهار مرحله برنامه‌ریزی، تصمیم‌گیری، اجرا و نظارت است. ثبات اقتصاد کلان که نتیجه سیاست‌های اقتصادی سیاست‌گذاران کشور می‌باشد نیز در مدیریت کارآمد اقتصادی بخش خصوصی موثر است (فیشر[1]، ۱۹۹۳).

تغییر دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی بی‌شک، سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی را نیز تغییر خواهد داد و این تغییرات مداوم، خود عاملی در گسترش بی‌ثباتی و نااطمینانی در اقتصاد است. بررسی‌های متعددی که در قالب مطالعات پژوهشی در دنیا صورت پذیرفته، نشان می‌دهد که نااطمینانی بر بازارهای مالی نظیر اوراق بهادار و سهام (اندرسون و همکاران[2]، ۲۰۰۹؛ پاستور و ورانسی، ۲۰۱۲؛ بروگارد و دتزل[3]، ۲۰۱۵ و بکیراش و همکاران[4]، ۲۰۱۶) و نوسانات و فرصت‌های سرمایه‌گذاری (بلوم و همکاران[5]، ۲۰۰۷ و بلوم، ۲۰۰۹) تاثیرگذار است.

در مطالعه‌ای مقدماتی درخصوص تغییرات قیمت نفت و اقتصاد کلان (همیلتون[6]، ۱۹۸۳) مشاهده شد که شوک قیمت نفتی از عوامل ایجاد رکود در آمریکا است. از آن تاریخ تاکنون، محققان، تحقیقات بسیاری روی این موضوع انجام داده‌اند (جونز و

1- Fisher, J.
2- Anderson, E. W., et al.
3- Brogaard, J., & Detzel, A.
4- Bekiros, S., et al.
5- Bloom, N., et al.
6- Hamilton, J. D.

دیگران[۱]، ۲۰۰۴؛ همیلتون، ۲۰۰۸؛ هررا و دیگران[۲]، ۲۰۱۱؛ فیلیس وو چاتزیانتونیو[۳]، ۲۰۱۴؛ سالیسو و دیگران[۴]، ۲۰۱۷ و...). و در تعداد رو به افزایشی از مطالعات اثبات کرده‌اند که عدم اطمینان بر بازارهای مالی، همچون ارزش دارایی خالص و سرمایه (اندرسون و دیگران[۵]، ۲۰۰۹؛ بیکر و دیگران[۶]، ۲۰۰۹؛ پاستور و ورونسی،۲۰۱۲؛ بروگارد و دتزل[۷]، ۲۰۱۵ و بکیراش و دیگران، ۲۰۱۶) و نوسانات بازار و فرصت‌های سرمایه‌گذاری (روبوردو و اودین[۸]، ۲۰۱۶) تاثیرگذار است.

کانگ و همکاران[۹] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی تاثیرات شوک قیمت نفت و نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های نفت و گاز پرداختند. آن‌ها دریافتند که شوک سمت تقاضای نفت تاثیر مثبتی بر بازده شرکت‌های نفت و گاز داشته در حالی که شوک‌های ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی تاثیر منفی بر بازدهی شرکت‌ها دارد.

یو و همکاران[۱۰] (۲۰۱۷) به بررسی ارتباط بین شوک‌های قیمتی نفت، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازده سهام در چین پرداختند. نتایج تجربی این مطالعه نشان می دهد که تاثیرات شوک قیمت نفت و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی نامتقارن هستند و به شدت با شرایط بازار سهام ارتباط دارند.

داکلویی و الویی[۱۱] (۲۰۱۶) به بررسی پویایی نوسانات بین نااطمینانی سیاستی اقتصادی ایالات متحده و بازارهای سهام BRIC[۱۲] پرداختند. متوسط بازدهی بین شاخص‌های سهام BRIC و نااطمینانی در ایالات متحده منفی است، اما افزایش بی‌ثباتی بین مقادیر منفی و مثبت نوسان دارد. بنابراین، سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایالات متحده و BRIC به طور همزمان برای سرمایه‌گذاران دارای ریسک است. علاوه بر این، آن‌ها دریافتند که

1- Jones et al.
2- Herrera, A. M., et al.
3- Filis, G., & Chatziantoniou, I.
4- Salisu, A. A., et al.
5- Anderson, E. W., et al.
6- Baker, S. R., et al.
7- Pástor, Ľ., & Veronesi, P.
8- Reboredo, J.C., & Uddin, G.S.
9- Kang, W., et al.
10- You et al.
11- Dakhlaoui, I., & Aloui, C.
12- Brazil, Russia, India, China

شواهدی قوی در مورد همبستگی زمانی بین نااطمینانی اقتصادی ایالات متحده و بی‌ثباتی بازار سهام وجود دارد. همچنین این همبستگی در طول دوره‌های بی‌ثباتی اقتصادی جهانی بسیار ناچیز است.

آروری و همکاران[1] (۲۰۱۶) به بررسی تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازارهای سهام ایالات متحده در طول دوره زمانی ۱۹۰۰-۲۰۱۴ پرداختند. آن‌ها دریافتند که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در کانادا، فرانسه و آلمان تاثیر منفی بر بازده سهام دارد در حالی در ایالات متحده و هند تاثیر مثبت بر نوسانات بازار داشته است. چانگ و دیگران[2] (۲۰۱۵) نیز استدلال می‌کنند که اثرات عدم اطمینان به ثبات می‌تواند بسته به اینکه بازار سرمایه صعودی و یا نزولی باشد، متفاوت عمل کند. افزون بر آن، اثرات احتمالی اغتشاش اقتصادی و بحران‌های مالی نیز لازم است در نظر گرفته شود؛ زیرا می تواند این رابطه را در آغاز بحران تغییر دهد. بحران‌های مالی در سطح جهانی تاثیرات عظیمی بر قیمت نفت و همچنین سرمایه و نرخ ارز در بازارها می‌گذارند.

چانگ و دیگران (۲۰۱۵) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا رابطه بین بازار نفت خام و بازار سرمایه چین از بحران‌ها تاثیری گرفته است یا خیر و به این نتیجه رسیدند که بازار سرمایه چین در بحران‌های درجه دوم، وابستگی خارجی عظیمی را به بازار نفت نشان داده‌اند.

شاکری و همکاران (۱۳۹۸) درخصوص نااطمینانی سیاست اقتصادی، نسبت به بررسی اثر انتشار اطلاعات غیررسمی از طریق شبکه‌های اجتماعی بر افزایش نوسان نرخ ارز اقدام کردند. با توجه به نتایج شبیه‌سازی -در سطوح پایین کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان- به دلیل شکل‌گیری رفتار توده‌ای در اثر انتشار اطلاعات غیررسمی، شاهد افزایش نوسان نرخ ارز هستند. همچنین در سطوح بالای کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، رابطه معنی‌داری میان انتشار اطلاعات در شبکه‌های اجتماعی و نوسان نرخ ارز مشاهده نمی‌شود. در حالت‌های میانی کیفیت انتشار اطلاعات اقتصاد کلان، شاهد وجود یک رابطه به شکل U معکوس بین همگونی اطلاعاتی افراد و نوسان نرخ ارز هستند.

1- Arouri, M., et al.
2- Huang, S., et al.

فرمان‌آرا و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۸۸ برای ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه پرداختند و با استفاده از روش آماری و اقتصادسنجی داده‌های تابلویی[1]، متغیرهای مدل را برآورد کرده و تاثیر آن‌ها روی رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که تامین مالی از طریق بازار سرمایه در رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و اثر مثبتی دارد. همچنین درجه توسعه بازار مالی به اثربخشی بیشتر بازار سرمایه در رشد اقتصادی منجر می‌شود.

عباسیان و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۷۷ با استفاده از روش هم‌انباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا و توابع عکس‌العمل ضمنی و تجزیه واریانس پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان‌دهنده اثر مثبت نرخ ارز و تراز تجاری در بلندمدت بر بورس اوراق بهادار و اثر منفی تورم، نقدینگی و نرخ بهره است.

امام‌وردی و جعفری (۱۳۹۸) اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته، نوظهور و ایران را طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۳ به صورت روزانه مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و در ایران به صورت یکطرفه است.

رضازاده (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادارتهران با عنوان مشاهداتی بر پایه مدل GARCH-X[2] پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که نرخ رشد عرضه پول و تغییرات لگاریتم نرخ ارز تاثیری مثبت و معنی‌دار بر بی ثباتی بازدهی سهام داشته و نرخ تورم تاثیری مثبت، اما غیرمعنی‌دار بر بازدهی سهام دارد. همچنین تاثیر نرخ رشد تولیدات صنعتی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام منفی و معنی‌دار بوده است.

ادیب‌پور (۱۳۹۶) به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز اسمی بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های صنعتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۸

1- Panel Data
2- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

پرداخته است. نتایج برآورد الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL)[1] نشان داده است که متغیرهای نااطمینانی نرخ ارز اسمی، نقدینگی و قیمت انرژی اثر منفی و معنادار و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و سطح قیمت‌ها اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های صنعتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر جای می‌گذارند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

روش تحقیق حاضر از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی از نوع پس‌رویدادی است. همچنین این تحقیق از لحاظ ماهیت داده‌ها، جزء تحقیقات کمی به‌شمار می‌رود. در این پژوهش رتبه‌بندی شرکت‌ها از منظر میزان سرمایه با استفاده از اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی شرکت‌های پتروشیمی فعال در کشور (سرمایه ثبت شده)، صورت پذیرفت. به منظور گردآوری اطلاعات درخصوص قیمت و بازدهی سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها از اطلاعات مندرج در سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران استفاده شد و جهت گردآوری داده‌های مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی مورد بحث از بانک داده های اقتصادی و مالی مندرج در سایت دفتر آینده‌پژوهی، مدلسازی و مدیریت اطلاعات اقتصادی وزارت امور اقتصاد و دارایی استفاده شد. همچنین از روش کتابخانه‌ای برای جمع‌آوری اطلاعات در زمینه ادبیات و پیشینه تحقیق استفاده شده است. نمونه آماری این پژوهش، شرکت‌های پتروشیمی و قلمرو زمانی آن بازه ۱۳۹۷-۱۳۸۴ به‌صورت فصلی است.

برای محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در این تحقیق از ۵ متغیر کلان اقتصادی شامل نرخ ارز، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، هزینه‌های عمومی و درآمدهای مالیاتی دولت استفاده شده است. برای محاسبه نرخ ارز از نرخ بازاری دلار استفاده شده است. همچنین برای محاسبه نقدینگی از پول و شبه‌پول استفاده شد. اطلاعات سرمایه شرکت‌های مورد بحث از اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی به دست آمد. بازدهی سهام شرکت‌های پتروشیمی از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار دریافت شد.

1- Autoregressive Distributed Lag Model

ایجاد یک شاخص به منظور مشخص کردن تمامی سیاست‌های پولی و مالی در یک بخش به عنوان شـــاخص نااطمینانی اثرات محتمل، جهت تعیین نقش کامل نااطمینانی از اهداف این مطالعه ا ست. از این رو، از رهیافت ARIMA-GARCH[1] به منظور تشکیل این شاخص برای تک‌تک متغیرهای مورد نظر استفاده شد. بنابراین، برای هر یک از این ۵ متغیر، یک الگوی ناهمسـانی واریانس (ARCH)[2] برآورد شـد و سـپس با اسـتفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[3]، اثر واریانس‌های تولید شـــده در مرحله قبل با وقفه‌های متفاوت روی ارزش شـــرکت‌ها به ســـود قبل از بهره و مالیات (EV/EBIT)[4] برآورد شـد. دلیل این امر، بررسـی میزان تاثیر مجذور انحرافات از میانگین سـیاسـت‌های اقتصادی روی نسبت ارزش شرکت‌ها به سود قبل از بهره و مالیات آن‌ها است. هرچقدر واریانس حاصـــل از الگوی ARIMA-GARCH میزان انحراف ارزش به ســـود را از مقادیر میانگین آن تعریف کند، نشان‌دهنده اهمیت و تاثیر آن است.

ارزش شرکت معمولا به عنوان یک روش جایگزین جامع به جای سرمایه بازار سهام اسـتفاده می‌شـود. ارزش شـرکت به صـورت سـرمایه بازار به علاوه بدهی، سـود اقلیتی و سهم‌های تجاری منهای کل پول و معادل‌های پولی محاسبه می‌شود.

دلیل اســـتفاده از نســـبت EV/EBIT اهمیت آن در ارزش‌گذاری کســـب‌وکارهای ســـرمایه محوری (مانند شـــرکت‌های پتروشـــیمی) اســـت که با ســـطوح بالای هزینه‌های استهلاک مواجه هستند.

با تو جه به توان توضـــیح هر وار یانس های حاصـــل از ARIMA-GARCH از EV/EBIT در وقفه های متفاوت، معادله واریانس مطالعه گردید. ۵ معادله واریانس با بهترین R^2 ایجاد می‌شود. نسبت R^2 هر معادله به مجموع R^2ها، وزن واریانس موردنظر را در شـاخص نااطمینانی نشـان می‌دهد. وزن برآورد شـده در واریانس تولید شـده هر متغیر ضرب و درنهایت شاخص نااطمینانی حاصل از ۵ سیاست اقتصادی محاسبه می‌شود. پس از محاسـبه نااطمینانی به بررسـی تاثیرات این متغیر بر بازدهی شـرکت‌های پتروشـیمی در

1- Autoregressive Integrated Moving Average - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
3- Ordinary Least Squares Regression
4- Enterprise Value to Earnings before Interest and Taxes

طبقه‌بندی مبتنی با میزان سرمایه آن‌ها پرداخته می‌شود. سپس با استفاده از رگرسیون کوانتایل[1]، اثر این سیاست‌ها روی تغییرات بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار با میزان سرمایه‌های متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

رگرسیون کوانتایل، مدل پیشرفته رگرسیون استاندارد است که تصویر کامل‌تری از توزیع مشروط را ارائه می‌دهد. در این مطالعه، اثرات پیچیده متغیرهای غیروابسته از طریق توزیع مشروط بازدهی سرمایه به‌دست آمد. علاوه بر آن، تخمین زننده رگرسیون کوانتایل در تعیین مشاهدات، موارد ناهمگن و عدم تقارن‌ها در متغیرهای وابسته (کوئنکر و هالوک[2]، ۲۰۰۱)، بسیار توانا است. رگرسیون کوانتایل یک روش آماری با قابلیت محاسبه و رسم منحنی‌های رگرسیونی متفاوت و منطبق با نقاط صدکی مختلف است که ضمن بیان تصویری کامل و جامع‌تری از داده‌ها، امکان سنجش ارتباط متغیرهای مستقل با چندک‌های موردنظر متغیر وابسته را بدون نیاز به نرمال بودن داده‌ها و حتی در حضور نقاط دور افتاده فراهم می‌کند. علاوه بر این، برخلاف رگرسیون حداقل مربعات که روی میانگین شرطی؛ یعنی پارامتر مکان متمرکز است، رگرسیون چندکی استراتژی منظمی را برای تعیین چگونگی تاثیر متغیرهای مستقل روی مکان و مقیاس و شکل توزیع پیشنهاد می‌کند. هدف اصلی از به‌کارگیری رگرسیون چندکی، ارائه مدلی است که امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز داده‌ها ، بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی را فراهم کند.

در این مطالعه با توجه به توزیع بازدهی شرکت‌های پتروشیمی و متغیرهای مستقل، استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی به دلیل استفاده از گشتاور مرکزی و گشتاور پراکندگی کارایی ندارد و با استفاده از آن، داده‌های دور افتاده را نمی‌توان به درستی تحلیل کرد، از این رو، رویکرد استفاده از رگرسیون کوانتایل با تمرکز بر میانه مدنظر قرار گرفت.

برای محاسبه بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در دو بخش شرکت‌ها با سرمایه کمتر از دوهزار میلیارد ریال و بالاتر از دوهزار میلیارد ریال، شاخصی تعریف شد که نحوه محاسبه این شاخص به شرح زیر است:

1- Quantile Regression
2- Koenker, R., & Bassett Jr, G.

قیمت پایانی تعدیل شده عملکردی برای تمام شرکت پتروشیمی از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج شد. شرکت‌ها در دو دسته به تفکیک سرمایه بالا (سرمایه بالاتر از دو هزار میلیارد ریال) و سرمایه کم (سرمایه کمتر از دو هزار میلیارد ریال) طبقه‌بندی شدند. برای ایجاد شاخص از رابطه (۱) استفاده شد که در آن I_{x_t} شاخص رشد قیمت شرکت x در زمان t و P_{x_t} به منزله قیمت هر سهم شرکت x در تاریخ t است.

$$I_{x_t} = \frac{P_{x_t}}{P_{x_{t-1}}} \qquad (1)$$

میانگین ساده شاخص‌ها برای شرکت‌ها در زمان t محاسبه شد. این شاخص، نماینده رشد قیمت‌ها در زمان t برای شرکت‌ها است.

$$I_t = \frac{\sum_{x=1}^{n} I_{x_t}}{n} - 1 \qquad (2)$$

٤. برآورد مدل و تحلیل نتایج

برای بررسی مانایی متغیرهای سری زمانی تحقیق از آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[1] و KPSS[2] استفاده شد. فرضیه صفر در آزمون ADF وجود ریشه واحد (عدم مانایی) و در آزمون KPSS عدم وجود ریشه واحد (مانایی) است. نتیجه بررسی مانایی تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر و KPSS نشان می‌دهد متغیرهای مورد بررسی جهت تشکیل شاخص نااطمینانی در سطح ۵ در صد مانا هستند. نتایج این دو آزمون در جدول (۲) ارائه شده است.

1- Augmented Dickey Fuller
2- Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin

جدول ۲. بررسی مانایی متغیرهای مربوط به نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی

متغیر	آماره آزمون ADF	آماره آزمون KPSS	بررسی آزمون
تفاضل لگاریتم طبیعی مخارج جاری دولت	-۲۱/۷۲۵	۰/۱۸۰	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی درآمد عمومی دولت	-۱۷/۵۰۶	۰/۲۱۳	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی نقدینگی	-۳/۹۱۱	۰/۱۱۷	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی نرخ دلار	-۶/۵۳۹	۰/۲۷	مانا
تفاضل لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی	-۹/۵۲۵	۰/۱۲۸	مانا
تفاضل لگاریتم ارزش شرکت‌ها به سود قبل بهره و مالیات	۱۱/۶۵	۰/۵	مانا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۱. شاخص نااطمینانی سیاست‌های دولت

به منظور ایجاد شاخص نااطمینانی طبق مراحل ذیل اقدام شد:

* تخمین بهترین الگوی ARMA مربوط به متغیرهای نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به عنوان معادله میانگین مدنظر.
* بررسی وجود واریانس ناهمسانی در پسماند حاصل از الگوی ARMA برآورد شده.
* برآورد معادله متغیرهای بیان شده با استفاده از الگوهای GARCH و ARCH.
* تعیین ضریب اهمیت هر متغیر با توجه به اثر بر EV/EBIT.
* ترکیب نوسان‌های متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص.

٤-۲. برآورد الگوی GARCH با معادله میانگین ARMA

نتایج برآورد معادلات میانگین و واریانس مربوط به این متغیرها در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳. برآورد الگوهای واریانس ناهمسانی

متغیر سیاستی	نتایج حاصل از برآورد	آماره آزمون خودهمبستگی سریالی معادله میانگین
مخارج جاری دولت	$E_t = 0/0172 - 0/785\ E_{t-1} + 0/058\ ARCH_{t-1} + 0/941\ GARCH_{t-1}$	٤٣/٨٦١
درآمدهای عمومی	$In_t = 0/0195 - 0/732\ In_{t-1} + 0/069\ ARCH_{t-1} + 0/93\ GARCH_{t-1}$	٢٧/٧٧
حجم نقدینگی	$M_t = 0/0254 - 0/964\ M_{t-1} + 0/999\ \varepsilon_{t-1} + 0/026\ ARCH_{t-1} + 0/973\ GARCH_{t-1}$	٣/٤٧
تولید ناخالص داخلی	$GDP_t = 0/018 + 0/485\ GDP_{t-1} - 0/935\ \varepsilon_{t-1} + 0/03\ ARCH_{t-1} + 0/968\ GARCH_{t-1}$	٣/٧٧
نرخ ارز	$D_t = -0/0002 - 0/93\ \varepsilon_{t-1} + 0/35\ ARCH_{t-1} + 0/649\ GARCH_{t-1}$	٨/٣٩

ماخذ: یافته‌های پژوهش

احتمال وجود خودهمبستگی سریالی بین پسماندهای معادله میانگین با توجه به آماره آزمون LM[1] در سطح ۵ درصد معنادار است. با توجه به عدم رد شدن وجود اثرات واریانس ناهمسانی، معادله‌های مرتبط با هر متغیر برآورد شد. پس از برآورد الگوهای مناسب ARCH و GARCH برای متغیرهای سیاستی دولت و اطمینان حاصل کردن از معنی‌دار بودن ضرایب و برازش مناسب الگو، مبادرت به استخراج واریانس این مدل‌ها با استفاده از معادله واریانس هر متغیر می‌شود.

٤-٣. ضریب اهمیت

با توجه به این مطلب که ضریب اهمیت اثر نوسان متغیرهای سیاستی دولت بر نسبت ارزش به سود قبل از بهره و مالیات یکسان نیست و نمی‌توان در ترکیب واریانس‌ها از

1- Lagrange Multiplier test

وزن‌های یکسان برای متغیرها استفاده کرد در این مرحله به برآورد ضریب اهمیت هر کدام از این متغیرها پرداخته می‌شود. برای این کار از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده است. برای این منظور، روش رگرسیون عناصر دورانی[1] مورد استفاده قرار گرفت. این روش بیشتر در ادبیات ادوار تجاری و برای ساخت شاخص ترکیبی از عوامل توضیح‌دهنده ادوار تجاری کاربرد دارد . در این روش، ابتدا جزء دورانی هر یک از متغیرهایی را که در ساخت شاخص ترکیبی به‌کار می‌روند با جزء دورانی متغیری که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می شود به صورت جداگانه در یک رگرسیون وارد می‌کنند (رابطه (۳)).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{j.t-k} + u_t \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، Y_t جزء دورانی‌ای است که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود. X_j جزء دورانی متغیر انفراد j ام، j تعداد متغیرهای انفرادی که برای ساخت شاخص انفرادی با هم ترکیب می‌شوند و K اندیس نشان‌دهنده وقفه متغیر است. میزان توضیح دوران متغیر انفرادی X_j از Y_t که توسط R_j^2 محاسبه می‌شود، نشان‌دهنده ضریب اهمیت آن است. بنابراین، پس از انجام هر رگرسیون، ضریب تعیین محاسبه و اوزان مرتبط با هر متغیر انفرادی به صورت رابطه (۴) به دست می‌آید.

$$C_j = \frac{R_j^2}{\sum_{j=1}^{5} R_j^2} \qquad (۴)$$

در این روش، وزن هر سری در درون شاخص ترکیبی، بستگی به این دارد که جزء دورانی آن سری تا چه اندازه جزء دورانی متغیری را که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، توضیح می‌دهد. پس از تعیین وزن هر متغیر انفرادی، سری زمانی شاخص ترکیبی براساس میانگین وزنی متغیرهای انفرادی به دست می‌آید.

در مطالعه حاضر، هدف از ساخت شاخص ترکیبی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت، استفادهد از این شاخص در تحلیل بازدهی شرکت‌ها است؛ از این رو، همانطور

1- Cyclic Decomposition Techniques

که در روش تحقیق بیان شد، ارزش شرکت‌ها به سود قبل از بهره و مالیات به عنوان متغیر وابسته مورد استفاده قرار گرفته است.

با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) اثر واریانس‌های تولید شده جدول (۴) با وقفه‌های متفاوت روی نسبت ارزش به سود برآورد شد. سپس با توجه به آماره‌های موجود، بهترین معادله انتخاب شد. به همین ترتیب پنج معادله برای واریانس پنج متغیر حاصل شد. نسبت R^2 هر معادله به مجموع R^2ها وزن سری زمانی مربوطه محسوب می‌شود. به زبان ریاضی با استفاده از رابطه (۴)، ضریب اهمیت هر متغیر محاسبه شد. وزن برآورد شده و همچنین وقفه موردنظر هر متغیر در جدول (۴) خلاصه شده است.

جدول ٤. وزن واریانس‌های متغیرهای نااطمینانی

واریانس متغیر	وزن	وقفه
مخارج جاری دولت	۰/۳۰	۱
درآمدهای عمومی	۰/۳۰	۵
حجم نقدینگی	۰/۰۰۵	۲
تولید ناخالص داخلی	۰/۲۷	۰
نرخ ارز	۰/۱۲	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

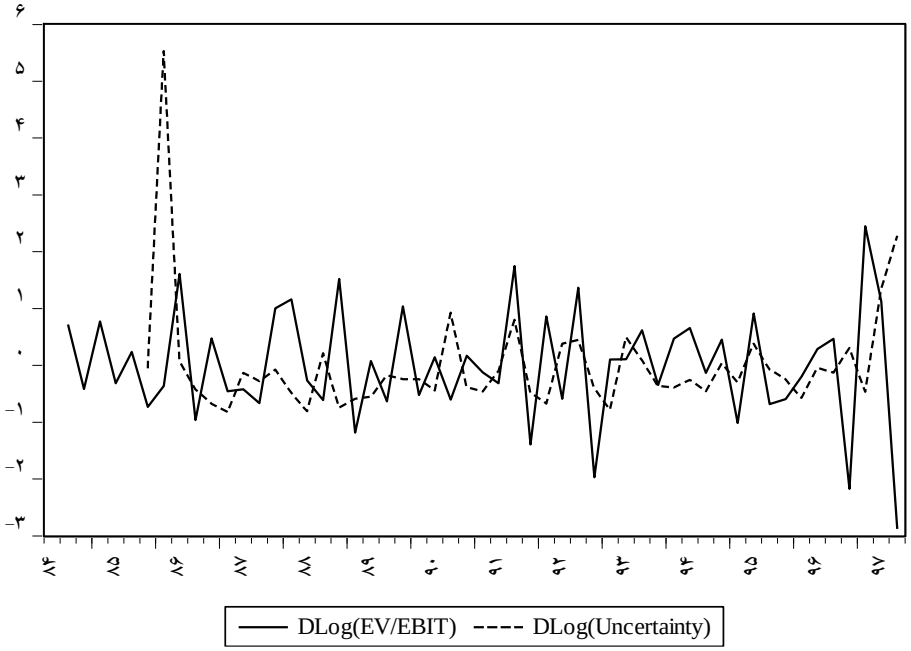
واریانس‌های استخراج شده از جدول (۴)، شاخصی از نوسان‌های متغیرهای مربوطه هستند. پنج متغیر سیاست‌های دولت، بین صفر و یک رتبه‌بندی شد (به بزرگ‌ترین واریانس عدد یک و به کوچک‌ترین واریانس عدد صفر داده می‌شود). برای این منظور از رابطه(۵) استفاده شد.

$$\frac{\sigma_{x_t} - \mathrm{MIN}(\sigma_{x_t})}{\mathrm{MAX}(\sigma_{x_t}) - \mathrm{MIN}(\sigma_{x_t})} \qquad (۵)$$

رابطه(۵)، یک روش واسطه‌ای است که پنج سری زمانی واریانس را در فاصله صفر و یک توزیع و قابلیت استفاده ترکیبی از پنج سری زمانی را فراهم می‌کند. به منظور ایجاد شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، ضریب هر متغیر در واریانس مرتبط با آن

ضرب شد و جمع جبری حاصل مورد محاسبه قرار گرفت. نمودار ۱ مقایسه ای از شاخص نااطمینانی محاسبه شده در مقابل تغییرات ارزش شرکتها نسبت به سود قبل از بهره و مالیات آن‌ها را نشان می‌دهد.

نمودار ۱. واکنش تغییرات ارزش شرکت‌ها به اثرات حاصل از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی



- نقطه‌چین: بروز نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی
- خطی: تغییرات در ارزش شرکت‌ها به سود قبل از بهره و مالیات

ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٤. برآورد رگرسیون کوانتایل

برای تاثیر نااطمینانی روی بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار و سرمایه‌های متفاوت از تفاضل لگاریتم شاخص نااطمینانی، تفاضل لگاریتم قیمت نفت سبد اوپک، تفاضل لگاریتم نرخ بهره حقیقی و تفاضل لگاریتم نرخ ارز استفاده شد. برای این منظور، مانایی متغیرهای مورد نظر مطابق جدول (۵) بررسی شد.

جدول ۵. بررسی مانایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	آماره آزمون ADF	آماره آزمون KPSS	بررسی آزمون
تفاضل لگاریتم شاخص نااطمینانی	-۵/۷۴۸	۰/۱۲	مانا
تفاضل لگاریتم قیمت نفت سبد اوپک	-۱۰/۷۲۲	۰/۳۹۵	مانا
تفاضل لگاریتم نرخ بهره حقیقی	-۲/۲	۰/۰۸۲	مانا
تفاضل لگاریتم نرخ ارز	-٦/۹٦٦	۰/۲۷	مانا
بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کمتر ازدو هزار میلیارد ریال	-۹/۵۳۸	۰/۰۸۵	مانا
بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه بالاتر از دو از هزار میلیارد ریال	-۸/۰۸	۰/۳۷۹	مانا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون دیکی‌فولر و KPSS، نشان‌دهنده مانایی تمامی متغیرها در سطح ۵ درصد است. بررسی ویژگی‌های آماری متغیرهای مورداستفاده در راستای امکان استفاده از رگرسیون کوانتایل صورت پذیرفت. نتایج حاصل در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ٦. بررسی ویژگی‌های آماری متغیرهای مورد استفاده

شرح	تفاضل لگاریتم شاخص نااطمینانی	تفاضل لگاریتم قیمت نفت سبد اوپک	تفاضل لگاریتم نرخ بهره حقیقی	تفاضل لگاریتم نرخ ارز	بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم	بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه زیاد
میانگین	۰/۰۰۳	-۰/۰۰٤	۰/۰۱۸	۰	۰	۰
میانه	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۲	۰/۰۱٤	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۰٦
حداکثر	۰/۲٤۹	۰/٤۹۸	۰/۰۵۹	۰/۱٤۵	۰/۱۹۸	۰/۱۳
حداقل	-۰/۰۳٤	-۰/۲۵۵	۰/۰۰۲	-۰/٤۲۹	-۰/۲۳۱	-۰/۲۱۹
انحراف معیار	۰/۰٤٤	۰/۱۲۹	۰/۰۱۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۳	۰/۰٦٤
چولگی	۳/۸۹۸	۰/۸۸۷	۱/۳۹۷	-۳/۷۲۱	-۰/۵۷	-۰/۷۲٤
کشیدگی	۲۱/۱۲۸	٦/۰۲۲	٤/۸۵۷	۲۳/۹۸	٤/۹۸۳	٤/٤۰۸
جارک برا[1]	۷۷۸/۸۵۲	۲۷/۱۲۳	۲٤/۸۵۲	۱۰۹٤/۳۳۳	۱۱/۵۵۳	۹/۰۰۸٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1- Jarque-Bera Test

به منظور تشخیص کارایی رگرسیون کوانتایل، مقادیر چولگی و کشیدگی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. آزمون نرمال جارک برا (JB) براساس اندازه‌های مربوط به تقارن عمودی و افقی توزیع نرمال عمل می‌کند که توسط چولگی و کشیدگی اندازه‌گیری می‌شوند. اگر داده‌ها از یک جامعه آماری با توزیع نرمال باشند، مقدار آماره کوچک و تقریبا برابر با صفر است و توزیع احتمالاتی برای این آماره به صورت مجانبی، توزیع χ^2 با ۲ درجه آزادی خواهد بود. بر همین اساس، فرض صفر بدین شرح است که «همزمان مقدار چولگی و کشیدگی اصلاح شده نمونه‌ای صفر است». نتایج این آزمون نشان‌دهنده رد شدن فرض صفر برای متغیرهای مورد بررسی است. از این رو، متغیرها از یک توزیع نرمال فاصله دارند. بنابراین، با توجه به این امر که استفاده از میانگین متغیرهای مستقل برای توصیف متغیر وابسته با توجه به رگرسیون حداقل مربعات معمولی در این شرایط دچار خطا می‌شود، استفاده از رگرسیون کوانتایل می‌تواند این خطا را از میان بردارد.

تخمین رگرسیون کوانتایل برای شرایط متفاوت بازار به شرح جدول (۷) برای بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم و جدول (۸) برای بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه بالا برآورد شد. در برآورد رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) برای شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم، آماره جارک برا به منظور بررسی نرمال بودن پسماندها با عدد ۵/۵ نشان از عدم برقراری فرض نرمال در سطح ۵ در صد دارد. آزمون خودهمبستگی سریالی بروش- گادفری[1] با آماره ۴/۴۲ نشان از احتمال وجود خودهمبستگی در پسماندها در سطح ۱۰ در صد دارد. آماره آزمون واریانس ناهمسانی بروش- پاگان- گادفری[2] به منظور بررسی واریانس جملات پسماند در سطح ۵ درصد با آماره ۱۳/۲ همسانی واریانس جملات اخلال را رد کرد؛ بنابراین، به منظور کارایی برآورد از رگرسیون کوانتایل استفاده شد. معادله برآورد شده برای شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم به شرح رابطه (۶) است.

1- Breusch-Godfrey
2- Breusch-Pagan-Godfrey

$$RCap_{low} = C_1 \times RCap_{low_{-1}} + C_2 \times DlogU_{-1} + C_3 \times DlogOpec_{-2} + C_4 \times DlogR + C_5 \times DlogEr_{-1} + C_6 \quad (۶)$$

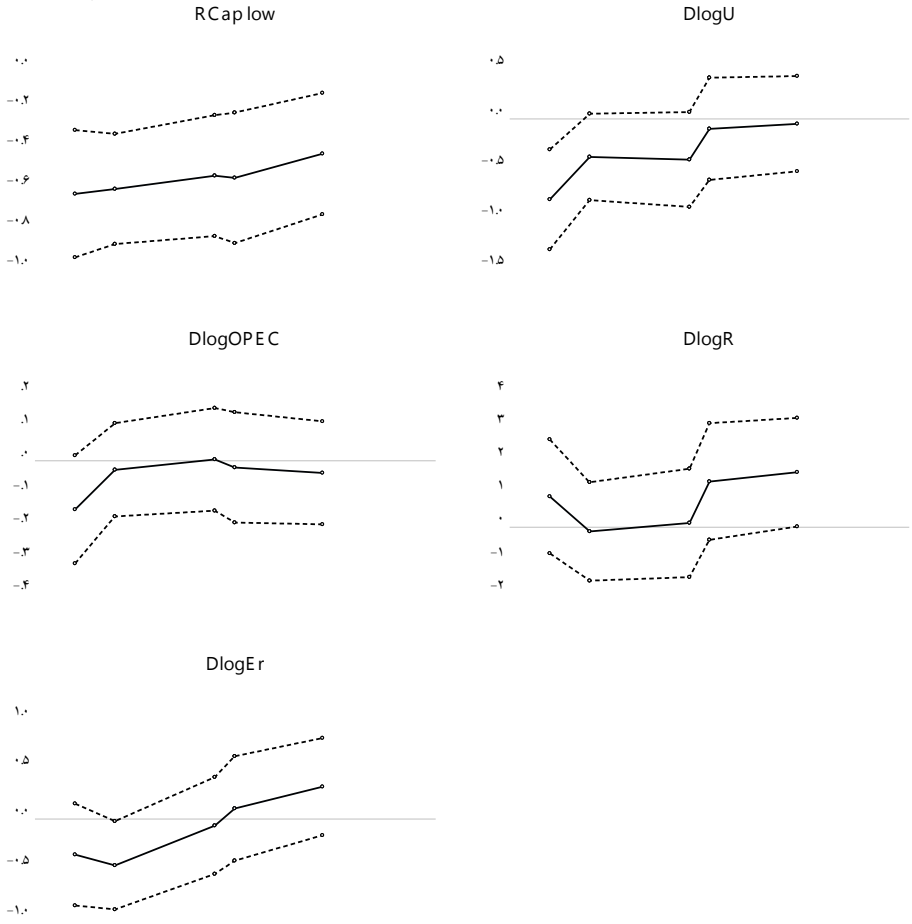
جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد رگرسیون کوانتایل برای بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم

صدک	Pseud R^2 Adjusted R^2	احتمال براساس آماره Quasi-LR	$RCap_{low_{-1}}$ ضریب / احتمال	DlogU ضریب / احتمال	DlogOpec ضریب / احتمال	DlogR ضریب / احتمال	DlogEr ضریب / احتمال
۱۰	۰/۵۲	۰/۰	−۰/۶۲۷	−۰/۸۱۳	−۰/۱۴۸	۰/۹۱	−۰/۳۶۱
	۰/۴۶		۰/۰	۰/۰	۰/۰۸	۰/۳	۰/۱۷
۲۰	۰/۴	۰/۰	−۰/۶۰۳	−۰/۳۸۶	−۰/۰۲۹	−۰/۱۴۴	−۰/۴۶۹
	۰/۳۲		۰/۰	۰/۰۸	۰/۶	۰/۸	۰/۰۴
۴۵	۰/۲۳	۰/۰	−۰/۵۳۷	−۰/۴۱۳	۰/۰۰۲	۰/۱۱	−۰/۰۷۱
	۰/۱۴		۰/۰	۰/۰۹	۰/۹	۰/۸	۰/۷
۷۲	۰/۲۶	۰/۰	−۰/۴۲۷	−۰/۰۵۳	−۰/۰۳۸	۱/۶۳۸	۰/۳۱۹
	۰/۱۶		۰/۰	−۰/۸	۰/۶	۰/۰۵	۰/۲
OLS	−	۰/۰	−۰/۶۱۶	−۰/۳۲۶	−۰/۱۱۲	۱/۰۷۷	۰/۱۱۹
	۰/۴		۰/۰	۰/۱	۰/۱	۰/۱۶	۰/۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Pseudo R^2 رگرسیون در صدک‌های مورد بررسی بیش از Adjusted R^2 است. با توجه به آماره Quasi-LR و احتمال کمتر از ۵ درصد آن، مدل برآورد شده، پایدار است.

نمودار ۲. تخمین توزیع ضرایب رگرسیون شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم



ماخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون والد به منظور بررسی برابری ضرایب تخمین زننده‌ها با احتمال ۰ و آماره ۵۴ نشان‌دهنده عدم برابری ضرایب تخمین‌زننده‌ها در سطح ۵ درصد است. همچنین آزمون تقارن نیز با احتمال ۰/۰۰۱ و آماره ۴۱ فرض متقارن بودن ضرایب تخمین‌زننده‌ها را در سطح ۵ درصد رد می‌کند.

در برآورد رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) برای شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه بالا، آماره جارک برا به منظور بررسی نرمال بودن پسماندها با عدد ۰/۶۲ نشان از برقراری فرض نرمال در سطح ۵ درصد دارد. آزمون خودهمبستگی سریالی به روش

گادفری با آماره ۷/۶۲ نشـان از احتمال وجود خودهمبسـتگی در پسـماندها در سـطح ۵ در صد دارد. آماره آزمون واریانس ناهم سانی بروش- پاگان- گادفری به منظور برر سی واریانس جملات پسـماند در سـطح ۵ درصـد با آماره ۱۶/۶۸ همسـانی واریانس جملات اخلال را رد کرد؛ بنابراین، به منظور کارایی برآورد از رگرسـیون کوانتایل اسـتفاده شـد. نمودار۲ بیانگر توزیع ضرایب برآورد شده ا ست. معادله برآورد شده برای شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه بالا به شرح رابطه (۷) است:

$$\mathrm{RCap_{high}} = C_1 \times \mathrm{RCap_{high_{-1}}} + C_2 \times \mathrm{DlogU_{-1}} + C_3 \times \mathrm{DlogOpec_{-2}} + C_4 \times \mathrm{DlogR} + C_5 \times \mathrm{DlogEr_{-1}} + C_6 \qquad (۷)$$

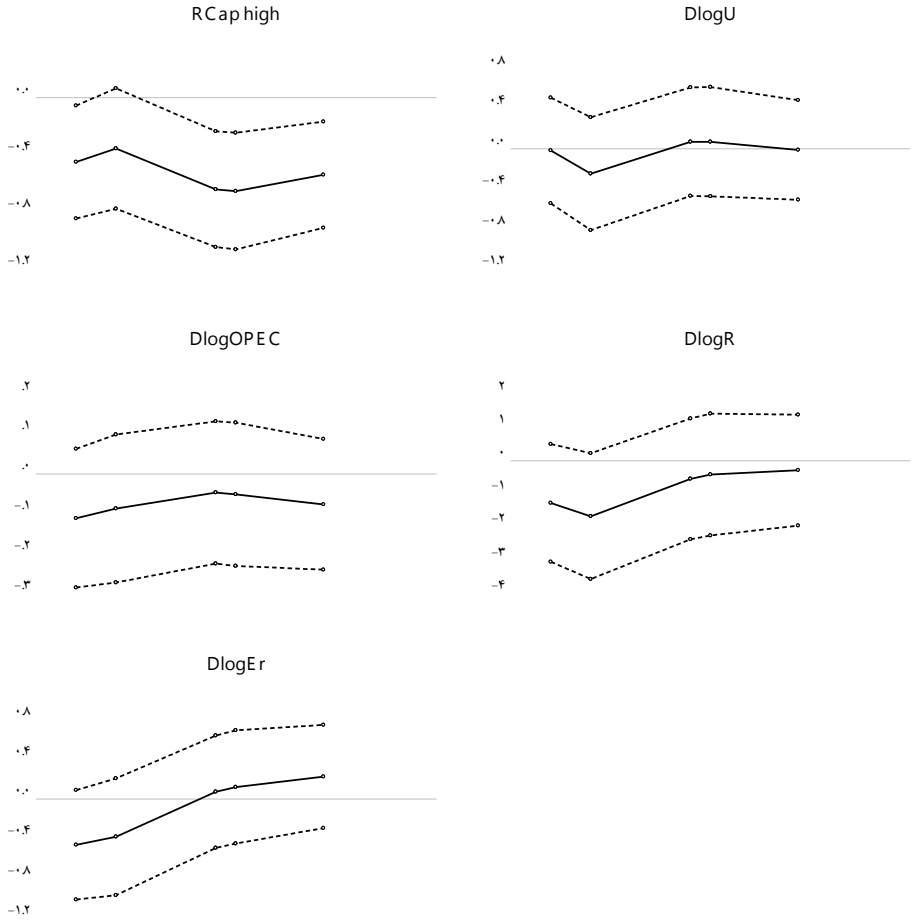
جدول ۸. نتایج حاصل از برآورد رگرسیون کوانتایل برای بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه بالا

صدک	$\mathbf{Pseud\ R^2}$ $\mathbf{Adjusted\ R^2}$	احتمال براساس آماره Quasi-LR	$\mathbf{RCap_{low_{-1}}}$	**DlogU**	**DlogOpec**	**DlogR**	**DlogEr**
			ضریب احتمال	ضریب احتمال	ضریب احتمال	ضریب احتمال	ضریب احتمال
۱۰	۰/۴۳	۰/۰	-۰/۴۵۶	۰/۰۲۲	-۰/۱۱۲	۱۰/۲۸۷	-۰/۴۶۳
	۰/۳۶		۰/۰۳	۰/۹	۰/۲	۰/۱۶	۰/۱
۲۰	۰/۳۱	۰/۰	-۰/۳۶۱	-۰/۲۵۵	-۰/۰۸۸	-۱/۶۸۷	-۰/۳۸۳
	۰/۲۲		۰/۱	۰/۳۸	۰/۳	۰/۰۸	۰/۲
۴۵	۰/۲۴	۰/۰۱	-۰/۶۴۸	۰/۰۶۶	-۰/۰۴۸	-۰/۵۶۲	۰۰۶۹
	۰/۱۴		۰/۰	۰/۸	۰/۶	۰/۵	۰/۸
۷۲	۰/۱۶	۰/۰۸	-۰/۵۴۶	-۰/۰۱۶	-۰/۰۷۷	-۰/۳۰۲	۰/۲۲۲
	۰/۰۵		۰/۰	۰/۹	۰/۳۵	۰/۷	۰/۴
OLS	-	۰/۰	-۰/۴۹۲	-۰/۰۷۱	-۰/۱۲۴	-۰/۴۱۶	۰/۰۶۳
	۰/۳۱		۰/۰	۰/۷	۰/۰۶	۰/۵	۰/۷۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

$\mathrm{Pseudo\ R^2}$ رگرسیون در صدکهای مورد بررسی بیش از $\mathrm{Adjusted\ R^2}$ است. با توجه به آماره Quasi-LR و احتمال کمتر از ۵ درصد آن، مدل برآورد شده، پایدار است.

نمودار ۳. تخمین توزیع ضرایب رگرسیون شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه بالا



ماخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون والد به منظور بررسی برابری ضرایب تخمین زننده‌ها با احتمال ۰/۸۹ و آماره ۱۲/۶۶ نشان‌دهنده برابری ضرایب تخمین‌زننده‌ها در سطح ۵ درصد است. همچنین آزمون تقارن نیز با احتمال ۰/۳۶ و آماره ۳۰/۹۹ فرض متقارن بودن ضرایب تخمین‌زننده‌ها را در سطح ۵ درصد را تایید می‌کند. نمودار ۳ بیانگر توزیع ضرایب برآورد شده است.

با توجه به تمرکز این مطالعه بر اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی، تاثیر این متغیر در شرایط متفاوت بازار (صعودی و نزولی) تخمین زده شد. نتایج بیانگر آن است که در صورت ایجاد نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی،

بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم در وضعیت بازار نزولی، بیشترین تاثیر منفی را از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی می‌پذیرند. بنابراین، با کاهش روند نزولی، میزان تاثیرپذیری منفی بازدهی شرکت‌ها از نااطمینانی کاهش می‌یابد. همچنین در شرایط خروج از روند نزولی، اثربخشی نااطمینانی روی بازدهی این شرکت‌ها معنادار نیست. درخصوص شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه بالا -در میانه وضعیت بازار نزولی- نااطمینانی می‌تواند بر بازدهی اثرگذار باشد، درحالی که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در سایر شرایط بازار، اثر معناداری بر روی بازدهی شرکت‌ها ندارد.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه عوامل ایجادکننده بی‌ثباتی اقتصادی که منجر به تغییر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سطوح مختلف سرمایه در شرایط متفاوت بازار می‌شوند، مورد بررسی قرار گرفت. جهت برآورد یک شاخص از عوامل ایجادکننده بی‌ثباتی اقتصادی از داده‌های فصلی مخارج جاری دولت، درآمدهای عمومی دولت، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز به عنوان متغیرهای سیاستی در طول سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۴ به‌صورت فصلی استفاده شد. طبقه‌بندی شرکت‌های فعال حوزه پتروشیمی با توجه به میزان سرمایه آن‌ها، می‌تواند نتیجه جامعی نسبت به تاثیر عوامل مختلف در شرایط متفاوت اقتصادی برای شرکت‌های بزرگ و کوچک را نشان دهد، بنابراین، طبقه‌بندی از منظر سرمایه شرکت‌ها برای برآورد اهداف مقاله صورت پذیرفت. احتمال وجود ارتباط میان تغییر قیمت نفت، عدم اطمینان به ثبات اقتصادی و بازگشت سرمایه در ایران با توجه به امکان وجود ناهمگونی توزیعی در رگرسیون کوانتایل مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج به دست آمده در این مطالعه به عنوان اطلاعات تکمیلی سایر مطالعات صورت پذیرفته در این حوزه محسوب می‌شود. به عبارت دقیق‌تر، ما از جنبه‌هایی متفاوت به بررسی شرایط پرداخته و اطلاعاتی را در مورد آن‌ها به این تحقیقات اضافه کردیم:

الف-اثرات مشترک تغییر قیمت نفت و عدم اطمینان به ثبات اقتصادی بر بازدهی سرمایه‌گذاری صورت پذیرفته در شرکت‌های پتروشیمی ایران بررسی شد.

ب- با استفاده از مدل رگرسیون کوانتایل، شرح بیشتری ارائه شد و به کشف اثرات معیارها، نه فقط بر محتوا، بلکه بر شکل توزیع‌های مشروط در بازدهی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های مورد بحث پرداخته شد. به ویژه به بررسی این موضوع پرداختیم که تغییر

قیمت نفت، بازده حقیقی، نرخ ارز و عدم اطمینان به ثبات اقتصادی بر بازدهی در شرایط بازار صعودی و نزولی چه تاثیری می گذارد. نتایج نشان داد، نااطمینانی می تواند بازدهی شرکت‌ها را با سرمایه‌های مختلف در شرایط صعودی و نزولی به میزان متفاوتی تحت تاثیر قرار دهد. در شرکت‌هایی که سرمایه بالایی دارند، اثرپذیری از نااطمینانی در بازار صعودی، معنادار نیست و در شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کم در وضعیت نزولی بازار، بیشترین اثر منفی را از افزایش نااطمینانی می‌پذیرند و این اثر با تغییر روند بازار به شرایط صعودی با کاهش روبه‌رو خواهد بود.

با اتکا به نتایج حا صل از این مدل، می توان به اثر بالای سیا ست‌های اقتصادی دولت در وضعیت نزولی بازار روی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پتروشیمی اشاره کرد؛ از این رو، در این شرایط، اتخاذ هرگونه سیاست اقتصادی از طرف دولت باید با لحاظ وضعیت بازار سرمایه و بازدهی سرمایه گذاری در آن صورت پذیرد. بنابراین، لازم است سازوکارهای نظارتی در جهت کنترل روند تحول بازار سرمایه با توجه به تغییرات اقتصاد کلان مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته و شفافیت مالی بیشتری در گزارشات اقتصادی و همچنین بازار سرمایه صورت پذیرد تا تغییرات در هر بازار به طور صریح به بازار دیگر انعکاس یابد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

نویسندگان مراتب سپاسگزاری خود را از حمایت‌های مادی و معنوی دبیرخانه «طرح جامع اعتلای علوم انسانی معطوف به پیشرفت کشور» مستقر در پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی اعلام می‌دارند.

ORCID

Hamidreza Arbab https://www.orcid.org/0000-0001-7320-2277
Hamid Amadeh https://www.orcid.org/0000-0002-6904-2626
Amin Ameeni https://www.orcid.org/0000-0002-1204-4081

منابع

ادیب‌پور، مهدی. (۱۳۹۶). سنجش تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام شرکت‌های صنعتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، *اقتصاد کلان*، ۲۲ (۱۱)، ۱۳۱-۱۰۵.

امام‌وردی، قدرت‌اله و جعفری، سیده محبوبه. (۱۳۹۸). اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه یافته و ایران، *اقتصاد مالی*، ۴۷، ۸۴-۶۳.

بیگ‌زاده پیه جک، بهمن. (۱۳۹۷). تاثیر شوک‌های ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی بر اقتصاد ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه محقق اردبیلی.*

شاکری، عباس، بهرامی، جاوید، طاهرپور، جواد، طالبلو، رضا ودرخشان، مسعود. (۱۳۹۸). شبکه‌های اجتماعی، رفتار تودهای و نوسان نرخ ارز، یک شبیه‌سازی، *اقتصاد مالی*، ۴۷، ۱۱۱-۸۵.

فرمان آرا، وحید، کمیجانی،اکبر، فرزین وش، اسداله و غفاری، فرهاد. (۱۳۹۸). نقش بازار سرمایه در تامین مالی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه). *اقتصاد مالی*، ۴۷، ۳۷-۱۹.

کشاورز حداد، غلامرضا. (۱۳۹۶). *ارائه رگرسیون کوانتایل*. دانشگاه صنعتی شریف.

محمدپور چهارده، امید. (۱۳۹۴). *بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر بازدهی صنعت پتروشیمی در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

نجارزاده، رضا، آقایی،مجید و رضایی پور، محمد. (۱۳۸۸). بررسی تاثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری، *پژوهشهای اقتصادی*، ۱ (۹)، ۱۷۵-۱۴۷.

نعمتی‌فر، روح الله. (۱۳۹۷). *بررسی حساسیت بازار سهام ایران نسبت به نوسانات مالی و پولی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس.

نمازی، محمد، حاجیها، زهره وچناری بوکت، حسن. (۱۳۹۶). تاثیر ساختار سررسید بدهی بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۳۴ (۹)، ۳۰-۱.

References

Adibopour, M. (2017). Measuring the effect of exchange rate uncertainty on the stock price index of industrial companies listed on the stock exchange, *Macroeconomics, 22 (11),* 131-105. .[In Persian]

Anderson, E. W., Ghysels, E., & Juergens, J. L. (2009). The impact of risk and uncertainty on expected returns. *Journal of Financial Economics*, *94*(2), 233-263.

Arouri, M., Estay, Ch., Rault, Ch., Roubaud, D., (2016). Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US, *Finance Research Letters*, *18(C),* 136-141.

Baker, S. R., Bloom, N., Davis, J., (2013), Measuring economic policy uncertainty.17 Chicago Booth Research Paper, 2-13.

Bigzadeh, B. (2018). *The impact of shocks due to uncertainty in domestic and foreign economic policies on Iran's economy*. Master Thesis. Mohaghegh Ardabili University. .[In Persian]

Bekiros, S., Gupta, R., & Kyei, C. (2016). On economic uncertainty, stock market predictability and nonlinear spillover effects. *The North American journal of economics and finance*, *36*, 184-191.

Bloom, N., Bond, S., & Van Reenen, J. (2007). Uncertainty and investment dynamics. *The review of economic studies*, *74*(2), 391-415.

Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, *61*(1), 3-18.

Chi, Q., & Li, W. (2017). Economic policy uncertainty, credit risks and banks' lending decisions: Evidence from Chinese commercial banks. *China journal of accounting research*, *10*(1), 33-50.

Dakhlaoui, I., & Aloui, C. (2016). The interactive relationship between the US economic policy uncertainty and BRIC stock markets. *International Economics*, *146*, 141-157.

Farmanatara, V., Komijani, A., Farzinvash, A. & Ghaffari,A. (2019). The role of capital markets in financing and economic growth (Case study of Iran and a selection of developing countries). *Financial Economics, 47,* 37-19. .[In Persian]

Fisher, J. (1993). *The road from Rio: sustainable development and the nongovernmental movement in the Third World*. Praeger.

Filis, G., & Chatziantoniou, I. (2014). Financial and monetary policy responses to oil price shocks: evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *42*(4), 709-729.

Sekmen, F. (2011). Exchange rate volatility and stock returns for the US. *African Journal of Business Management*, *5*(22), 9659-9664.

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, *29*(3), 523-564.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macro economy since World War II. *Journal of political economy*, *91*(2), 228-248.

Herrera, A. M., Lagalo, L. G., & Wada, T. (2011). Oil price shocks and industrial production: Is the relationship linear?. *Macroeconomic Dynamics*, *15*(S3), 472-497.

Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *The Journal of Futures Markets (1986-1998)*, *16*(1), 1–27.

Huang, S., An, H., Gao, X., & Huang, X. (2015). Identifying the multiscale impacts of crude oil price shocks on the stock market in China at the sector level. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *434*, 13-24.

Huang, S., An, H., Gao, X., Wen, S., Jia, X., (2016). The global interdependence among oil-equity nexuses. *Energy*, *107*, 259–271.

Imamordi, Q. & Jafari, M. (2019). The Effect of financial crises on impulse transfer and fluctuation overflow between developed and Iranian financial markets, *Financial Economics*, *47*, 84-63. .[In Persian]

Ones, D. W., Leiby, P. N., & Paik, I. K. (2004). Oil price shocks and the macroeconomy: what has been learned since 1996. *The Energy Journal*, *25*(2). 1–32.

Kang, W., & Ratti, R. A. (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *26*, 305-318.

Keshavarz Haddad, Gh. (2017). Provide quantum regression. Sharif University of Technology. .[In Persian]

Koenker, R., Bassett, G.J., (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, *46*, 33–50.

Mohammadpour Chahardeh, O. (2015). *Investigating the effects of exchange rate fluctuations on the returns of the petrochemical industry in the Tehran Stock Exchange*. Master Thesis. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. .[In Persian]

Najarzadeh, R, Aghaei, M. Rezaei Pour, M. (2009). Investigating the effect of fluctuations in currency and price shocks on the stock price index of Tehran Stock Exchange using the self-regression vector approach, *Economic Research, 1 (9)*, 1-4. .[In Persian]

Namazia, M., and Hajiha, Z. & Chenari, H. (2017). The effect of debt maturity structure on earnings management on accruals, *Financial Accounting and Auditing Research, 34 (9)*, 2-4.[In Persian]

Nematifar, R. (2018). *Investigating the sensitivity of the Iranian stock market to financial and monetary fluctuations*. Master Thesis. Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch. .[In Persian]

Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *The journal of Finance*, *67*(4), 1219-1264.

Phan, D. H. B., Sharma, S. S., & Narayan, P. K. (2015). Oil price and stock returns of consumers and producers of crude oil. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *34*, 245-262.

Reboredo, J. C., & Uddin, G. S. (2016). Do financial stress and policy uncertainty have an impact on the energy and metals markets? A quantile regression approach. *International Review of Economics & Finance*, *43*, 284-298.

Salisu, A. A., Isah, K. O., Oyewole, O. J., & Akanni, L. O. (2017). Modelling oil price-inflation nexus: The role of asymmetries. *Energy*, *125*, 97-106.

Shakeri, A., and Bahrami, J., Taherpour, J., Taleblo, R., Derakhshan, M. (2019). Social Networks, Mass Behavior and Exchange Rate Fluctuation, A Simulation, Financial Economics, *47*, 111-85.[In Persian]

استناد به این مقاله: ارباب، حمیدرضا، آماده، حمید و امینی، امین. (۱۴۰۰). تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی در شرایط متفاوت بازار، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۱۹۱-۲۲۱.

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

-- Iranian Journal of Economic Research------
Volume 26, Issue 88, Fall 2021, 223- 254
ijer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/IJER.2021.60067.963

ATU PRESS

Original Research
Received: 07/04/2021
Accepted: 07/09/2021
ISSN: 1726-0728
eISSN:2476-6445

Political Economy of the Budget in the Parliament: An Analysis of the Pattern of Changes in the Budget Bill in Iranian Parliament

Mostafa Dinmohammadi* Assistant Professor of Economics, Faculty of Social Sciences, University of Zanjan, Zanjan, Iran

Sajedeh Bakhshi Balani Master of Economics, University of Zanjan, Zanjan, Iran

Abstract

The purpose of this study is to identify the pattern of quantitative changes in budget bills in the Iranian parliament. Analyzing the Iranian parliament's role in budgeting shows that 30 percent of the general budget increases have occurred in the parliament in the 24 past years. The parliament has played a stabilizing role and increasing public expenditures. Political alignment periods have not made a significant difference in budget changes in parliament. In the political change years (the last year of the government and the first year of the parliament), the total growth of the general budget expenditures of the bill has been significantly higher than the other years. Organizations outside the executive branch have more bargaining and rent-seeking power. They have the largest budget increases in the parliament by a share of 76 percent. The study shows that the parliament in Iran has unlimited powers in amending the budget bills. This conclusion is without considering the qualitative changes in the notes of the single article of the budget: if these qualitative changes are also considered, the role of the parliament will increase in the budget changes.

Keywords: Budget Bill, Budget Law, Rent-Seeking, Islamic Consultative Assembly.

JEL Classification: H7, K4, E6.

* Corresponding Author: Dinm@znu.ac.ir
How to Cite: Dinmohammadi, M., Bakhshi Balani, S. (2021). Political Economy of the Budget in the Parliament: An Analysis of the Pattern of Changes in the Budget Bill in Iranian Parliament. *Iranian Journal of Economic Research*, *26 (88)*, 223- 254.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۶

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران---------

دوره ۲۶، شماره ۸۸، پاییز ۱۴۰۰، ۲۲۳-۲۵۴

ijer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/ 10.22054/IJER.2021.60067.963

اقتصاد سیاسی بودجه در مجلس: تحلیلی بر الگوی تغییرات لایحه بودجه در مجلس شورای اسلامی

مصطفی دین محمدی * استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

ساجده بخشی بالانی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

چکیده

هدف این مطالعه شناخت الگوی تغییرات کمی لوایح بودجه در مجلس است. تغییرات بودجه در مجلس در سطح ارقام کلان بودجه (مصارف بودجه عمومی) در دوره ۱۳۹۹- ۱۳۷۶ و در سطح تغییرات ردیف های هزینه‌ای تمام دستگاه‌های دولتی از سال ۱۳۹۹-۱۳۸۸ احصاء و مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد حدود ۳۰ درصد از افزایش‌های عمومی بودجه در مجلس رخ داده است. مجلس در نقش تثبیت‌کننده هزینه‌های عمومی و نیز سیاست‌گذار مالی عمل کرده است. همچنین رویکرد مجلس در تغییرات ردیف‌های هزینه‌ای لایحه بودجه، افزایش اعتبار آن‌ها بدون کاهش هیچ‌کدام از ردیف‌های پایدار بوده است. به طور متوسط هر ساله ۲۹ ردیف هزینه‌ای جدید در مجلس ایجاد شده است. همچنین به طور متوسط ۲۵ درصد اعتبارات ردیف‌های موجود لایحه بودجه در مجلس هر ساله، تغییر یافته که نشان‌دهندهٔ حجم بسیار بالای تغییر و ورود به اجزای بودجه دستگاه‌ها از سمت مجلس است. دوره‌های همسویی سیاسی بین دولت و مجلس تفاوت معنی‌داری بر تغییر بودجه در مجلس نگذاشته است. در سال‌های تغییر زمانی سیاسی (سال آخر دولت و سال اول مجلس) مجموع رشد مصارف بودجه عمومی لایحه به صورت معنی داری بیشتر از سایر سال‌ها بوده است. سازمان‌های فرادولتی، قدرت چانه‌زنی و رانت‌جویی بیشتری نسبت به سازمان‌های زیرمجموعه دولت در مجلس دارند و بیشترین بهره‌مندی از افزایش بودجه در مجلس با سهم ۷۶ درصدی را به خود اختصاص داده‌اند و مجلس از اختیارات خود بیشتر به نفع فرادولت اجرایی استفاده می‌کند.

کلیدواژه‌ها: لایحه بودجه، قانون بودجه، رانت‌جویی، مجلس شورای اسلامی.

طبقه‌بندی JEL: E60، I18، G28.

* نویسنده مسئول: Dinm@znu.ac.ir

۱. مقدمه

متعاقب پیروزی نهضت مشروطیت و تشکیل مجلس شورای ملی و تدوین قانون اساسی سال ۱۲۸۵ هجری شمسی، تصویب بودجه به عنوان یکی از اساسی‌ترین حقوق مجلس در ایران شناخته شده است (شبیری‌نژاد، ۱۳۸۶). عده‌ای معتقدند اختیارات بیش از حد مجلس در مورد تصویب لایحه، منجر به تغییرات و دگرگونی‌های اساسی در لایحه بودجه پیشنهادی دولت می‌شود که لایحه بودجه را تبدیل به طرح بودجه (پیشنهاد نمایندگان مجلس) می‌کند که این امر مغایر با اصل ۵۲ قانون اساسی (صلاحیت انحصاری دولت در تهیه و تنظیم بودجه) است. برخی دیگر معتقدند مجلس در مقام نظارت استصوابی بر تدوین بودجه با در نظر گرفتن مصالح و منافع عمومی، آن را تصحیح و تعدیل می‌کند، بدون آنکه محدودیت بودجه را برهم زند. در صورت تغییر بسیار در ارقام بودجه، امور کشور مختل می‌شود. بنابراین، اختیارات مجلس در تغییرات لایحه بودجه در حدی است که تعادل آن را بر هم نزند (نجفی خواه و برزگرخسروی، ۱۳۹۳).

در ایران برای پاسخ به این سوال که در بررسی و تصویب بودجه، مجلس چه قدرت و نقشی دارد علاوه بر قوانین و مقررات ناظر بر صلاحیت‌های مجلس در بودجه‌ریزی، نیاز به کمی‌سازی عملکرد مجلس در تغییرات بودجه در مجلس است تا شاخصی از اندازه ورود مجلس به لایحه بودجه فراهم شود. این شاخص‌ها علاوه بر انطباق عملکرد مجلس با اختیارات قانونی آن، تبعات ورود مجلس به لایحه بودجه را نیز قابل رصد می‌کند.

لایحه بودجه تقدیمی به مجلس، شامل ماده واحده بودجه و جداول بودجه می‌شود. ماده واحده مشتمل بر احکام بودجه‌ای و در مواردی غیربودجه‌ای می‌شود. غالب احکام ماده واحده تکلیفی است و بقیه موارد آن تجویزی و وضعی است.

در جلسه علنی مجلس فقط ماده واحده لایحه بودجه مشتمل بر تبصره‌های ماده واحده بررسی و تصویب می‌شود. در ماده واحد سقف کل درآمدها و هزینه‌های متناظر مصوب می شود، اما تصمیم‌گیری درخصوص توزیع اعتبارات و تغییرات آن در سطح ردیف‌های پایدار و متفرقه در سقف درآمدهای تغییر یافته در کمسیسون تلفیق انجام می‌شود. نقش ویژه کمیسیون تلفیق در تغییرات هزینه‌ها در جمع‌های کوچک و چند نفره، امکان گسترده‌ای برای اعمال رفتارهای رانت جویانه در لایحه را فراهم می‌آورد.

هدف اصلی این مطالعه، احصاء شاخص‌های کمی و الگوی تغییرات اعتبارات دستگاه های دولتی در مجلس (اعم از صحن و یا کمیسیون تلفیق) در لوایح بودجه است که به قانون بودجه تبدیل می‌شود. فارغ از هدف تغییر اعتبار بخش های دولتی در مجلس، هر نوع تغییر در اعتبارات تمام ردیف‌ها در جداول بودجه احصا می‌شود و از تحلیل روند حاکم بر آن الگوهای عمومی روند تغییرات در دسته‌بندی‌های همگن دستگاهی ارائه می‌شود. اهداف فرعی این مطالعه مشتمل بر شناخت رویکرد مجلس در نحوه افزایش اعتبارات هزینه‌های عمومی، بررسی همسویی سیاسی بین مجلس و دولت با اندازه تغییرات در لایحه بودجه، بررسی تغییرات هزینه‌های عمومی با سال‌های تغییر زمانی سیاسی (سال آخر دولت و سال اول مجلس) و نقش توان چانه زنی در افزایش در اعتبارات جاری دستگاه‌ها است.

این مطالعه در سه بخش تنظیم شده است: ابتدا مستنداتی از ادبیات موضوع و روش تحقیق ارائه می‌شود. ارزیابی الگوی تغییرات مجلس در بودجه مستلزم شناخت کمی از عملکرد گذشته مجلس است. در بخش دوم عملکرد توصیفی تغییرات لایحه در مجلس ارائه می‌شود. در بخش سوم تحلیل‌های استنباطی با طرح چند فرضیه در مورد رفتار مجالس نسبت به بودجه و آزمون آن‌ها، انجام می‌شود.

۲. ادبیات و پیشینه پژوهش

بودجه به طور ذاتی یک عمل سیاسی است و متن آن دربرگیرنده منابع قابل تخصیص به امورات کشور است و معمولاً حاصل فرآیند مذاکره‌ای است که طی مدت زمان طولانی تکامل یافته است. درحالی که ممکن است به ظاهر یک روند خنثی جلوه کند، بودجه در واقع بازتاب مالی آنچه دولت قصد انجام آن را دارد است (چوهان ووالز[1]، ۲۰۱۷).

سانتیسو[2] (۲۰۱۵) بودجه‌بندی را یک زیرنظام از سیاست تعریف می‌کند. همچنین منابع درآمدی و مالیات در بررسی بودجه از محدودیت‌های ذاتی است، اما در چارچوب وظیفه پارلمانی، تغییرات افزایشی در سمت هزینه‌ها نسبت به افزایش درآمد دارای ارجحیت می شود (روستین و نل[3]، ۲۰۱۱).

1. Chohan, U., & Wales, C.
2. Santiso, C.
3- Rustin, C., & Nel, N.

بررسی نقش پارلمان در بودجه‌ریزی، بیانگر این حقیقت است که کشورها از نظام‌های حقوقی یکسانی برخوردار نیستند و هر یک از کشورها براساس شرایط سیاسی، اجتماعی و اقتصادی خود دارای نظام خاصی هستند.

قدرت قانونی پارلمان در تغییر و اصلاح بودجه پیشنهادی دولت در کشورهای مختلف را می‌توان در سه الگوی پارلمان‌های دارای قدرت نامحدود (این نوع پارلمان‌ها می‌توانند هزینه‌ها و درآمدها را در بودجه کاهش یا افزایش دهند بدون اینکه به جلب توافق دولت نیاز داشته باشند)، پارلمان‌های با قدرت محدود (در این نوع مجالس، پارلمان اختیار رد بودجه را ندارد. در این نظام‌ها، اگر اصلاحات مجلس بدون رضایت دولت صورت گیرند به معنای رأی عدم اعتماد مجلس به دولت تلقی می‌شود) و پارلمان‌های دارای قدرت متوازن کردن بودجه (در این نظام‌ها، قدرت متوازن کردن بودجه به توانایی افزایش یا کاهش هزینه‌ها یا درآمد تا زمانی اشاره دارد که یک هزینه متعادل برای حفظ تعادل بودجه وجود داشته باشد) توضیح داد. قدرت اختیارات محدود به سه روش محدودیت کسر بودجه‌ای، محدودیت افزایش هزینه‌های کل و روش (فقط کاهشی) تقسیم می‌شود (حسینی و همکاران، ۱۳۹۱).

قوه مقننه در نظام‌های ریاستی در مقایسه با نظام‌های پارلمانی در تعیین مالیات و هزینه‌ها به دلیل تفکیک شدید قوا، تاثیرگذاری بیشتری بر لایحه بودجه دارد. همچنین عوامل مختلفی از جمله سیستم سیاسی و انتخاباتی، قدرت رسمی قوه مقننه و سواد نمایندگان در رابطه با بودجه بر نقش قوه مقننه در بررسی بودجه اثر می‌گذارند (کیرال و اکدمیر[1]، ۲۰۲۰). اختیارات معنی دار و گسترده، پارلمان را به یک سیاست‌گذار مالی تبدیل می‌کند.

۲-۱. مطالعات خارجی

استپنهارست[2] (۲۰۰۴) اختیارات قانون‌گذاران در اصلاح بودجه را در ۸۱ کشور بررسی کرده است. اختیارات پارلمان در اصلاح بودجه در قانون اساسی هر کشور بیان می‌شوند، اما ممکن است براساس عرف، قوانین عادی یا آیین‌نامه‌های پارلمان نیز باشند. هرچه اختیارات قوه مقننه در اصلاح بودجه کمتر باشد، کنترل قوه مجریه بر نتایج بودجه بیشتر است. جدول (۱)، تلخیصی از جایگاه مجالس کشورهای مورد بررسی در تغییرات بودجه را نشان می دهد.

1- Kı ral, H., & Akdemir, T.
2. Stapenhurst, R.

جدول ۱. اختیارات قانون‌گذاران در اصلاح بودجه در ۸۱ کشور مورد بررسی

طبقه بندی اختیارات مجلس	تعداد کشور	سهم
مجالس دارای اختیارات معنی دار و گسترده در اصلاح لایحه بودجه هستند.	۳۲	۳۹/۵
مجالس تنها هزینه‌های موجود را کاهش می‌دهند.	۱۷	۲۱
مجالس می‌توانند هزینه‌ها را کاهش دهند اما افزایش تنها با مجوز دولت امکان‌پذیر است.	٤	۵
مجالس می‌توانند هزینه‌ها را افزایش دهند اما باید با کاهش هزینه‌های دیگر تراز شوند.	۱۳	۱٦
مجالس اختیارات نامشخصی در اصلاح لایحه پیشنهادی دولت دارند.	۱۵	۱۸/۵
کل	۸۱	۱۰۰

ماخذ: استپنهارست، ۲۰۰٤

اختیارات گسترده به قوه مقننه این امکان را می‌دهد تا کل بودجه پیشنهادی قوه مجریه را بازنویسی و تغییرات اساسی در احکام و مبالغ آن ایجاد کند.

لاینرت[1] (۲۰۱۰) در تحقیقی با عنوان «نقش قانون‌گذار در فرآیند بودجه» به این نتیجه رسید که نقش قانون‌گذاران در تصمیم‌گیری در مورد بودجه در سراسر جهان در حال افزایش است.

تقویت نقش قانون‌گذار در تغییرات بودجه نمی‌تواند نامحدود باشد. قوه مقننه، همانند دولت‌ها به اصول صحیح مسئولیت مالی پایبند نیستند و ممکن است منافع شهروندان را به خطر بیندازند. اقدامات کوتاه‌مدت بیشتر به دلایل حوزه انتخابیه و انتخاب مجدد باعث افزایش بدهی عمومی به سطوح ناپایدار در میان‌مدت می‌شود. برای مقابله با چنین تمایلاتی، محدودیت‌های خودخواسته توسط پارلمان‌ها، همراه با حفظ حاکمیت قانون و نهادهای نظارتی قوی، مطلوب است.

لاینرت (۲۰۰۵) در مطالعه دیگری با نام «چه کسی بودجه را کنترل می‌کند: قوه مقننه یا قوه مجریه؟» به بررسی تفاوت اختیارات بودجه‌ای مجلس در ۲۸ کشور با ۵ ساختار مختلف دولت پرداخت و به این نتیجه رسید که تفاوت در اختیارات تغییرات بودجه متاثر از ساختارهای سیاسی و اشکال مختلف سیاسی دولت‌ها است. همچنین عوامل خاص دیگر مانند سیستم‌های انتخاباتی، ترتیبات تصمیم‌گیری در مورد احزاب سیاسی، چارچوب قانونی، آداب و رسوم شکل گرفته در طول قرن‌ها از رابطه خطی قوی بین اختیارات بودجه قوه مقننه و میزان تفکیک آن از قوه مجریه جلوگیری می‌کند.

1. Lienert, M.

سانتیسو[1] (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با عنوان «پارلمان‌ها و بودجه‌ریزی: درک سیاست بودجه» بیان می‌کند که نمایندگان مجلس انگیزه‌های سیاسی بیشتری برای چانه‌زنی در مورد بودجه سال بعد به منظور کسب منافع برای حوزه انتخاباتی خود دارند نه ارزیابی عملکرد بودجه سال‌های گذشته و بحث در مورد سیاست مالی. پارلمان‌ها باید اصلاح شوند تا تقویت شوند. پارلمان‌ها را نمی‌توان جداگانه تقویت کرد. آن‌ها بخشی از یک سیستم گسترده‌تر کنترل مالی هستند که تاثیر نهایی آن به کیفیت ارتباطات بین نهادی و همکاری موثر بین اجزای مختلف آن بستگی دارد. کیفیت همکاری بین نهادی تعیین‌کننده اثربخشی پاسخگویی مالیه عمومی است. تلاش برای تقویت قانون‌گذار به نوبه خود ممکن است به تغییر سیستم انتخاباتی یا سیستم حزب نیاز داشته باشد. یک چالش اساسی در بودجه‌بندی قانون‌گذاری، یافتن تعادل مناسب بین اختیارات اجرایی و نظارت قانون‌گذاری در بودجه عمومی یک چالش دائمی است.

سانتیسو (۲۰۰۵) در مقاله دیگری با عنوان «قوه مقننه و نظارت بر بودجه در آمریکای لاتین: تقویت پاسخگویی مالیه عمومی در اقتصادهای نوظهور» تاکید می‌کند که باید سهم قانون‌گذاران در سیاست‌گذاری بودجه در مراحل مختلف بودجه با وضوح بیشتری متمایز شود. در حالی که مدیریت هزینه‌های عمومی باید به طور کامل در حیطه اختیارات قوه مجریه باقی بماند، نقش قانون‌گذار برای اطمینان از اینکه دولت به خاطر نحوه تخصیص، اجرا و نظارت بر هزینه‌های عمومی پاسخگو است، حیاتی است. حاکمیت اقتصادی سالم مستلزم نظارت موثر و مسئولانه بر بودجه توسط قانون‌گذار است.

ونر[2] (۲۰۰۴) در پژوهشی با نام «باز تعریف نقش مجلس در فرآیند بودجه» به بررسی تغییراتی که قوه مقننه در اصلاحات و تصویب بودجه پیشنهادی دولت اعمال می‌کند، پرداخته است. در این مطالعه حدود اختیارات ۲۷ مجالس قانون‌گذاری کشورهای OECD[3] را مورد بررسی قرار داده است و به این نتیجه رسید که ۶۳ درصد مجالس قانون‌گذاری اجازه تغییرات جزئی در فرآیند بودجه را دارند. این گروه پارلمان‌های کشورهای اسکاندیناوی، بیشتر کشورهای اروپای مرکزی و کره را شامل می‌شود. تغییرات جزئی بودجه به معنای کم اهمیت بودن این تغییرات نیست. وقتی وزرا نتوانند قوه مقننه را در زمینه ضرورت برخی هزینه

1. Santiso, C.
2. Wehner, J.
3. Organisation Economic Co-Operation and Development

ها قانع کنند، حذف اقلام مربوطه می‌تواند منابع بیشتری را برای رفع نیازهای دیگر آزاد کنند. در سوی دیگر این طیف، ۲۲ درصد مجالس قانون‌گذاری بدون هیچ تغییری پیش‌نویس بودجه قوه مجریه را تصویب می‌کنند که این گروه‌ها در درجه اول از مجالس با نخست وزیری تشکیل شده است که در آن‌ها هرگونه اصلاح موفقیت‌آمیز در بودجه به معنای رای عدم اعتماد به دولت محسوب می‌شود. همچنین ۱۵ درصد مجالس قانون‌گذاری تغییرات قابل توجهی بر بودجه پیشنهادی قوه مجریه اعمال می‌کنند.

۲-۲. مطالعات داخلی

رستمی و همکاران (۱۳۹۵) با توجه به تفسیر اصل ۵۲ قانون اساسی، تغییر در ارقام بودجه را که منجر به تغییر شاکله (تغییر سقف درآمد و هزینه) آن شود،مغایر با اصل ۵۲ دانسته‌اند. به نظر می‌رسد اختیار مجلس شورای اسلامی باید به گونه‌ای باشد که کلیت بودجه پیشنهادی دولت تغییر نکند.

نجفی‌خواه و برزگرخسروی (۱۳۹۳) نتیجه می‌گیرند در اصل ۵۲ عبارت «رسیدگی و تصویب» به این معنی است که مجلس تنها درخصوص هزینه‌های قابل تصمیم‌گیری مجاز به اصلاح است و در این امور نیز با توجه به اصول تعامل قوا، استقلال قوا و تناسب حق و تکلیف باید نظر مساعد دولت و رییس‌جمهور به عنوان مسئول مستقیم امور برنامه و بودجه (اصل ۱۲۶) در خصوص اصلاح لایحه بودجه جلب شود (رویکرد تعاملی و گفت وگویی)، مگر اینکه آن اصلاحات در مورد اعتبارات، قابل تصمیم‌گیری و جزئی باشد. تصمیم‌گیر نهایی درخصوص لایحه بودجه، مجلس است (اصول ۵۲ و ۵۳).

ناظریه (۱۳۹۲) نتیجه می‌گیرد که رویه مطلوب آن است که مجلس در مرحله تصویب، سیاست‌ها و اهداف را تعیین کرده و از اعمال تغییرات گسترده در جزئیات لایحه که البته نیاز به اطلاعات منسجم دارد، خودداری کند، چراکه در غیر این صورت ضمن اینکه انسجام لایحه را به هم زده در وظایف ذاتی مجریه نیز دخالت می‌کند.

حسینی و همکاران (۱۳۹۱) به این نتیجه رسیدند که نقش قوه مقننه در کشورهای مختلف با یکدیگر متفاوت است. قدرت پارلمان کشورهای مختلف در بودجه‌ریزی را می‌توان به سه دسته پارلمان‌های دارای قدرت معنی‌دار و گسترده، پارلمان‌های با قدرت محدود و پارلمان های دارای قدرت متوازن‌کننده بودجه طبقه‌بندی کرد. بررسی قانون اساسی ایران نشان می

دهد قوه مقننه در گروه کشورهای دارای قدرت متوازن‌کننده بودجه قرار دارد. اصل ۷۵ قانون اساسی موضوع مهم این مقاله بود که براساس این اصل، مجلس در قالب طرح یا پیشنهاد نمی‌تواند درآمدها و هزینه‌های عمومی را به گونه‌ای تغییر دهد که توازن بودجه بهم بریزد.

الوانی و همکاران (۱۳۹۱) بیان می‌کنند که تقریبا همه مراحل فراگرد تنظیم بودجه در ایران مجاری مناسبی برای اعمال نفوذ گروه‌های ذی نفوذند، اما به نظر می‌رسد که مراحل تنظیم و تصویب بودجه از قابلیت بیشتری برای این منظور برخوردار است.

خضری (۱۳۸۸) در تحقیقی با عنوان «اقتصاد سیاسی رانت‌جویی در بودجه‌ریزی دولتی ایران» به این نتیجه می‌رسد که سازوکار بودجه‌ریزی در هر کشوری ساختاری رانت‌جویانه دارد و در یک محیط نهادی شکننده و کمتر انعقاد یافته در یک ساختار سیاسی غیرمردم‌سالار (فئودالی، اقتدارگرا و...) و برخوردار از یک بوروکراسی ناکارآمد، انتقال و هدایت خودسرانه منابع عمومی بیشتر اتفاق افتد. بنابراین، در چنین شرایطی برای گروه‌های خاص امکان تحمیل و گنجاندن گزینه‌های بودجه‌ای موردنظر آن‌ها در بودجه دولتی به آسانی فراهم خواهد شد.

شبیری‌نژاد (۱۳۸۷) در «بودجه‌ریزی در ایران: بودجه و پارلمان» بیان می‌کند دست اندرکاران بودجه به طور اعم و قانون‌گذاران به طور اخص از وضعیت کنونی بودجه‌ریزی و نقش مجلس شورای اسلامی در مرحله تصویب و نظارت بر اجرای بودجه ابراز نارضایتی دارند. با وجود این نارضایتی و تکلیف قانونی دولت به اصلاح نظام بودجه‌ریزی کشور، هنوز رویکرد سیاست‌گذاران به مساله و ابعاد موضوع ناشناخته مانده است».

سابقه پژوهش‌ها نشان می‌دهد نقش مجلس در تغییرات لایحه بودجه در ایران کمتر مورد کنکاش قرارگرفته و این مقاله تلاشی برای توسعه مطالعات این حوزه است.

۳. مدل نظری و روش تحقیق

۳-۱. مدل نظری ارزیابی رانت‌جویی در بودجه‌ریزی در مجلس

سیستم‌های انتخاباتی بر نتایج سیاست‌های توزیعی دولت مرکزی تاثیر می‌گذارند. انتظار می‌رود که ساختارهای مختلف انتخاباتی بر ماهیت فرآیند باز توزیع و افزایش بهره مندی از منابع عمومی برای اهدافی نظیر انتخاب مجدد تاثیر بگذارد (کرافشیک و ونر[1]، ۱۹۹۹). ارزیابی ملاحظات ادبیات نظری توزیع منابع بودجع عمومی برای پاسخ به اینکه بودجه تقدیمی به مجلس نسبت به لایحه بودجه دولت با چه تغییراتی مواجه می‌شود را مدنظر قرار می دهد. آیا این تغییرات متاثر از وزن سیاسی نمایندگان، غلبه رویکرد محلی و پیگیری منافع منطقه ای یا گروهی، دوره‌های رونق یا رکود، دوره‌های تغییرات سیاسی در دولت یا تغییرات سیاسی در مجلس است یا خیر؟

از اهداف این مطالعه ارزیابی رانت‌جویی در فرآیند تصویب بودجه در مجلس است. به همین منظور از روش زیر که در مطالعات دیگرهلبرگ، اسکارتاسینی و استین[2] (۲۰۰۹) برای ارزیابی رانت‌جویی در تغییرات لایحه بودجه در مجلس استفاده شده است، بهره گرفته می شود.

بخش مهمی از تغییرات بودجه متاثر از توان چانه‌زنی ذی‌نفعان است. ارتباط مستقیمی بین جابه‌جایی آشکار یا پنهان در بودجه و فعالیت رانت‌جویی وجود دارد. از این رو، اندازه گیری رانت‌جویی مربوط به بودجه می‌تواند بر اساس داده‌های مربوط به تغییرات بودجه در دولت یا مجلس باشد.

برآورد رانت‌جویی مفروض به نوعی توافق بین دقت تئوری و در دسترس بودن داده‌های دنیای واقعی است؛ تا آنجا که هزینه‌های دولت برخی منابع را واقعی مصرف می‌کند هر تغییری در بودجه نمی‌تواند در مفهوم رانت‌جویی قرار گیرد. نمی‌توان داده‌های دقیق در دنیای واقعی تولید کرد که به طور کامل معرف رانت‌جویی باشد. بنابراین، برآوردهای رانت جویی در تغییر بودجه دولت بر اساس دو فرض زیر است:

1. Krafchik, W., & Wehner, J.
2. Hallerberg, M., et al.

الف- تغییر در نسبت‌های بودجه دولت رخ دهد. فعالیت رانت‌جویی توسط گروه‌های فشار و هم‌سود اتفاق می‌افتد و توان جلب منابع به سوی خود و کاهش سهم دیگران را دارند. این فعالیت رانت‌جویی شامل منابع واقعی (نیروی کار، سرمایه و...) است.

ب- برای سنجش رانت‌جویی، تغییر در یک طبقه بندی یا ردیف مشخص در بودجه (و نه اندازه کلی گروه)، شاخصی از فعالیت رانت‌جویانه در نظر گرفته می‌شود. ارزش کل منابع هدر رفته توسط همه رقبا برای دستیابی به تغییر در ارقام بودجه دولت، برابر است با مقدار تغییر در ارقام بودجه. این فرض بر اساس نظریه رانت‌جویی رقابتی است که در آن رقابت، سود کل خالص را به صفر می‌رساند. با مفروضات بیان شده، شاخص چانه‌زنی و توان رانت جویی به‌صورت رابطه (۱) است.

$$R_t = \sum_{i=1}^{n} | S(t)_i - S(t-1)_i | \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، R_t، مقدار رانت‌جویی در بودجه به عنوان بخشی از کل هزینه‌های بودجه است. در این تعریف $S(t)_i$ مقدار مطلق بودجه در زمان t است. بنابراین R_t مجموع کل تغییرات مطلق در هر ردیف، مجموعه ردیف‌های همگن و یا کل بودجه است.

با توجه به زمینه های تجربی و نظری یاد شده در این پژوهش، فرضیه‌های زیر مطرح شده و مورد آزمون قرار خواهند گرفت:

فرضیه اول: رویکرد مجلس همواره افزایش اعتبارات هزینه‌های عمومی بوده است.

فرضیه دوم: در دوره‌هایی که همسویی سیاسی بین مجلس و دولت وجود دارد، اندازه تغییرات هزینه‌های عمومی در لایحه بودجه کمتر از دوره‌های دیگر است.

فرضیه سوم: در سال‌های تغییر زمانی سیاسی (سال آخر دولت و سال اول مجلس)، تغییرات هزینه‌های عمومی دولت در قانون به صورت معنی‌داری نسبت به سنوات دیگر افزایش پیدا می‌کند.

فرضیه چهارم: افزایش در اعتبارات جاری دستگاه‌ها از توان چانه‌زنی آن‌ها تبعیت می‌کند.

۳-۲. روش پژوهش

سطوح تحلیل تغییرات لوایح بودجه در مجلس در دو بخش تقسیم‌بندی شده است. بخش اول شامل تحلیل بلندمدت تغییرات ارقام کلان لایحه بودجه توسط مجلس شورای اسلامی شامل تغییرات مصارف بودجه عمومی دولت[1] (جدول (۱) لایحه بودجه به عنوان خلاصه بودجه کل کشور) در یک دوره ۲۴ ساله از سال ۱۳۹۹-۱۳۷۶ است. بخش دوم شامل تحلیل تفصیلی و عمیق‌تر تغییرات در سطح ردیف‌های پایدار بودجه‌ای دستگاه‌ها و سازمان‌های اجرایی مندرج در جدول (۷) لوایح بودجه و تغییرات ردیف‌های متفرقه (موقت) مندرج در جدول (۹) در یک دوره ۱۲ ساله از سال ۱۳۹۹-۱۳۸۸ است.

علت تقلیل تحلیل دوره بررسی بخش دوم به ۱۲ سال این است که جمع‌آوری اطلاعات در سطح هر یک از سازمان‌ها و موسسات مستقل دارای ردیف بودجه انجام شده و در مجموع سالانه حدود ۸۰۰ ردیف و در کل دوره حدود ۱۰۰۰۰ ردیف را شامل شده است. از آنجایی که دسترسی و تولید این اطلاعات بسیار حجیم، زمان‌بر و با محدودیت‌هایی مواجه بود برای امکان‌پذیری انجام تحقیق دوره زمانی تحلیل بخش دوم به سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۸ کاهش پیدا کرده است.

به علت گسترده شدن ابعاد مطالعه به تغییرات ردیف‌های اعتبارات تملک دارایی پرداخته نمی‌شود. در این مطالعه به تغییرات کیفی مجلس در احکام ماده واحده و تبصره‌های بودجه نیز پرداخته نشده است و فقط تغییرات ریالی جداول هزینه ای بودجه در مجلس مدنظر قرار گرفته است. منابع اصلی استفاده شده در مطالعه از دیوان محاسبات کشور، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی و سازمان برنامه و بودجه کشور استخراج شده است. داده‌های این مطالعه برای اولین بار احصاء و استخراج شده است.

با احصا شاخص‌های اندازه تغییر بودجه در مجلس و با استفاده از آزمون‌های استنباطی آماری نیز به آزمون فرضیه‌های فوق پرداخته می‌شود.

---

۱. مصارف بودجه عمومی دولت شامل هزینه‌های بودجه (مجموع هزینه‌های جاری، تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، تملک دارایی‌های مالی و درآمد اختصاصی) در قالب خلاصه بودجه کل کشور (جدول (۱) لوایح بودجه).

٤. احصاء شاخص‌ها و الگوی تغییرات مجلس در لایحه

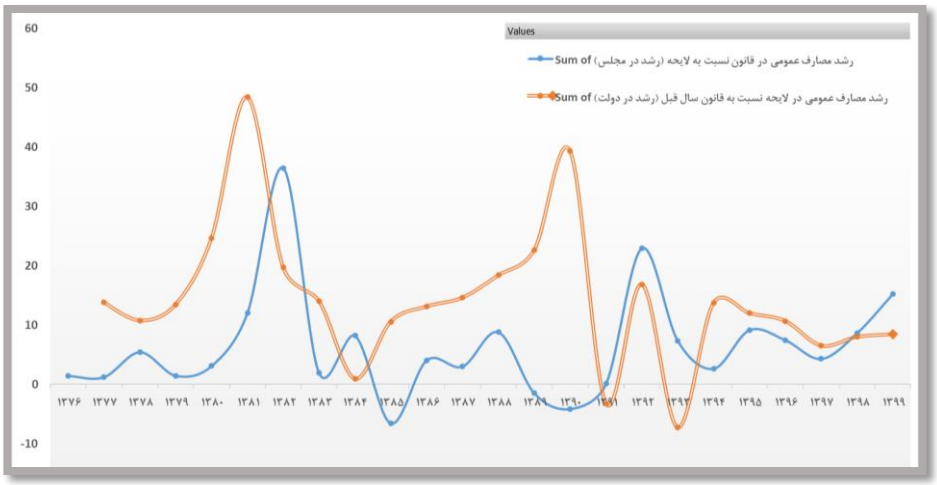
٤-١. بخش اول: تحلیل تغییرات ارقام کلان بودجه از سال ۱۳۹۹-۱۳۷٦

نمودار (۱)، رشد اعتبارات مصارف بودجه عمومی در مجلس و دولت را نشان می‌دهد. تغییرات و رشد منابع و مصارف لایحه نسبت به قانون سال قبل، حاصل تصمیم دولت (سازمان برنامه و بودجه) است. رشد مصارف متاثر از انواع شرایط مترتب بر وضعیت اقتصادی کشور بوده و پیش بینی تبعات بودجه ای آن برای سال آینده در لایحه است. به عنوان مثال، جبران اثر تورم در افزایش حقوق و مزایای کارکنان در لایحه را دولت در پیش‌بینی‌های لایحه ملاحظه می کند و یا به دلیل کاهش قیمت نفت در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۳، رشد لایحه نسبت به قانون مصوب مجلس در سال قبل منفی است (البته نسبت به لایحه سال قبل رشدها مثبت بوده است).

طی سال‌های مورد بررسی، مصارف هزینه‌ای بودجه تغییرات مختلفی را در مجلس تجربه کرده است. انتظار بر این است که تغییرات بودجه در مجلس کمتر از دولت باشد، اما در عمل چنین چیزی رخ نداده و در برخی از سال‌ها رشد بودجه در مجلس بیش از رشد لایحه بودجه شده است. با توجه به روند ۲۴ سال گذشته از سال ۱۳۹۹-۱۳۷۶ مقدار هزینه‌های جاری و درآمدهای اختصاصی که در لایحه پیشنهاد شده در مجلس نیز از مقدار آن‌ها کاسته نمی‌شود و روند آن‌ها همواره افزایشی است، اما تغییرات مصارف تملک‌های سرمایه‌ای و مالی دارای نوسان بیشتری در مجلس بوده است (نمودار (۱)).

با توجه به نتایج مستخرج از نمودار (۱)، مجلس شورای اسلامی در ایران در اصلاح لوایح بودجه دارای اختیارات معنی‌دار است. مجلس توانسته هم اعتبارات لایحه بودجه را به شکل معنی‌داری افزایش و در موارد معدودی هم کاهش دهد.

نمودار ۱. رشد مصارف بودجه عمومی در دولت (رشد لایحه هر سال نسبت به قانون سال قبل) و در مجلس (رشد قانون هر سال نسبت به لایحه همان سال)



ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۲)، میانگین تغییرات اعتبارات مصارف بودجه عمومی و جاری در مجلس و دولت از سال ۱۳۹۹-۱۳۷۶ ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول، حدود ۳۰ درصد از رشد سنواتی اعتبارات عمومی در مجلس رخ داده و ۷۰ درصد باقی مانده در لوایح بودجه در دولت اتفاق می‌افتد. بنابراین، نقش مجلس در پایدارسازی هزینه‌های عمومی مهم بوده و همواره روند در تغییرات بودجه در مجلس افزایشی بوده است. معنی‌دار و گسترده بودن اختیار مجلس در تغییرات بودجه به این مفهوم است که مجلس در نقش رکن دوم سیاست گذار مالی در ایران عمل می کند[1].

۱- یکی از مصادیق عدم شفافیت بودجه‌ریزی در ایران، درج برخی از ارقام احکام بودجه در متن تبصره‌ها و فقدان درج متناظر آن در جداول بودجه است. به عنوان مثال، منابع و مصارف هدفمندی یارانه‌ها در لایحه بودجه آمده و اثری از آن در اعتبارات جداول بودجه نیست. این موضوع برای برداشت منابع از صندوق توسعه و ذخیره ملی نیز رخ داده است. به منظور شفاف‌سازی بودجه، مجوز برداشت مبلغ ۲۲ هزار میلیارد تومان از منابع صندوق توسعه مندرج در تبصره‌ها در قالب ردیف درآمدی تعریف شده و به سرجمع منابع و مصارف جدول یک جداول بودجه در سال ۱۳۹۹ اضافه شده است، اما در بقیه سال‌ها تغییرات در برداشت از منابع صندوق چون در جداول آشکارسازی نشده در درآمدهای تغییر یافته مجلس نیز اضافه نشده است. اگر این تغییر شکلی به عنوان تغییر در اعتبارات توسط مجلس قلمداد نشود، سهم مجلس از تغییر منابع و مصارف بودجه از میانگین ۳۰/۷ به ۳۰/۲ کاهش می‌یابد و تغییری در تحلیل کلی مطالعه ایجاد نمی‌شود.

جدول ۲. میانگین تغییرات اعتبارات مصارف بودجه عمومی و جاری در مجلس و دولت از سال ۱۳۷٦-۱۳۹۹

شاخص ها	در قانون نسبت به لایحه (رشد در مجلس)	در لایحه نسبت به قانون سال قبل (رشد در دولت)	در لایحه نسبت به لایحه سال قبل (مجموع رشد مجلس و دولت)
میانگین رشد مجموع مصارف بودجه عمومی	٦/۳۷	١٤/۳۷	۲۰/۷٤
سهم مجلس و دولت در تغییر هزینه های بودجه	۳۰/۷	٦۹/۳	۱۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۲) مجموع مصارف بودجه عمومی در لایحه نسبت به قانون سال قبل (رشد در دولت) به طور متوسط ۱۴/۳۷ درصد است که با افزودن ۶/۳۷ درصد به مصارف بودجه عمومی در قانون نسبت به لایحه (رشد در مجلس)، مجموع رشد مصارف بودجه عمومی در لایحه نسبت به لایحه سال قبل (رشد در دولت و مجلس) به ۲۰/۷۴ درصد در طول دوره افزایش می‌یابد. رشد هزینه‌های جاری در مجلس نیز هم نسبت با رشد کل مصارف عمومی دولت در مجلس است[۱].

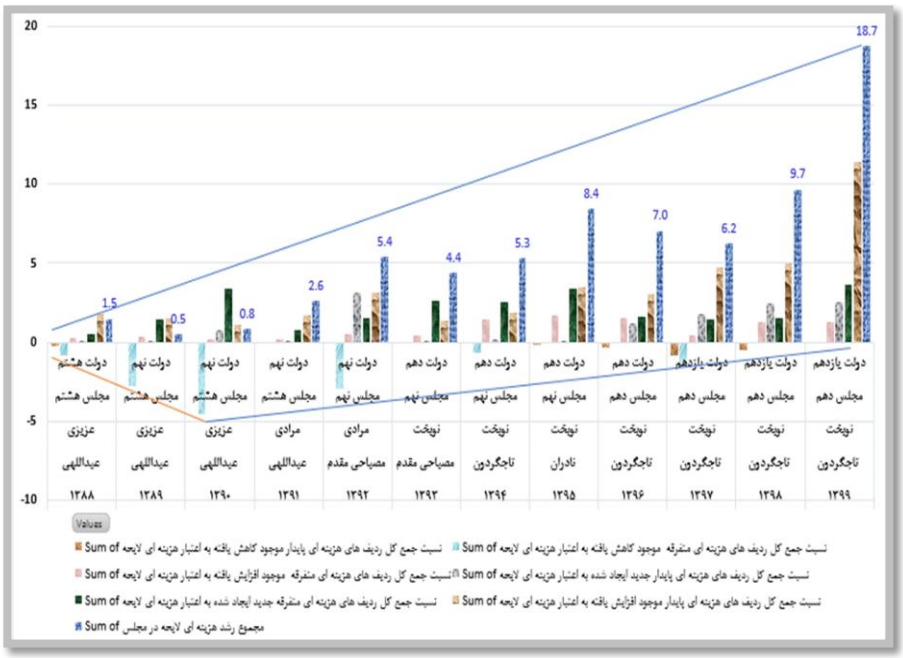
٤-۲. شاخص‌های افزایش و کاهش بودجه جاری در مجلس: تحلیل در سطح ردیف‌ها

هر نوع تغییر در جداول بودجه در قالب ردیف‌های پایدار و متفرقه (موقت) موجود و یا با ایجاد ردیف‌های جدید یا با احیای[۲] ردیف‌های سنوات گذشته انجام می‌شود. نمودار (۲) الگوی تغییرات بودجه در مجلس را نشان می‌دهد.

۱- مقدار تغییرات در هزینه‌های عمومی بدون ملاحظه تاثیر آثار بودجه‌ای و توزیعی تبصره‌های بودجه در مجلس احصاء شده است.

۲- ردیف‌های جدید ایجاد شده و ردیف‌های احیاء شده به عنوان ردیف‌هایی محسوب می‌شوند که دولت برای آن‌ها اعتباری در نظر نگرفته، اما مجلس برای آن ردیف‌ها اعتبار منظور کرده است.

نمودار ۲. تغییرات افزایش‌ها و کاهش‌های هزینه‌های جاری در مجلس در هر سال



ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲) نشان می‌دهد:

- بیشترین وزن تغییرات افزایشی مجلس در افزایش اعتبارات ردیف‌های هزینه‌ای پایدار رخ داده است که به پایدارسازی هزینه‌های جاری در سال‌های آینده منتهی می‌شود.
- در سال‌های پایانی دوره به شدت بر حجم تغییرات بودجه در مجلس افزوده شده است.
- به طور کلی و به ویژه در سال‌های متاخر دوره بررسی، رویکرد مجلس تعدیل و کاهش هزینه‌های نبوده و رویکرد مسلط افزایش مصارف بودجه بودجه عمومی بوده است.

جدول (۳)، میانگین تغییرات کاهشی و افزایشی اعتبارات جاری در مجلس را نشان می‌دهد. نتایج مترتب بر نمودار (۲) در جدول (۳) نیز مشاهده می‌شود.

جدول ۳. میانگین تغییرات لایحه بودجه (هزینه‌های جاری) در مجلس شورای اسلامی از سال ۱۳۸۸-۱۳۹۹

نوع تغییر		میانگین کل	میانگین جزء
کاهش در ردیف‌های هزینه‌ای موجود	پایدار	-۱/۳	-۰/۲
	متفرقه (موقت)		-۱/۱
افزایش در ردیف‌های هزینه‌ای موجود	پایدار	۱/٤	۳/۳
	متفرقه (موقت)		۰/۸
افزایش با ایجاد ردیف‌های جدید	جدید پایدار	۳/۱	۱
	جدید متفرقه (موقت)		۲
جمع کل		۵/۹	۵/۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

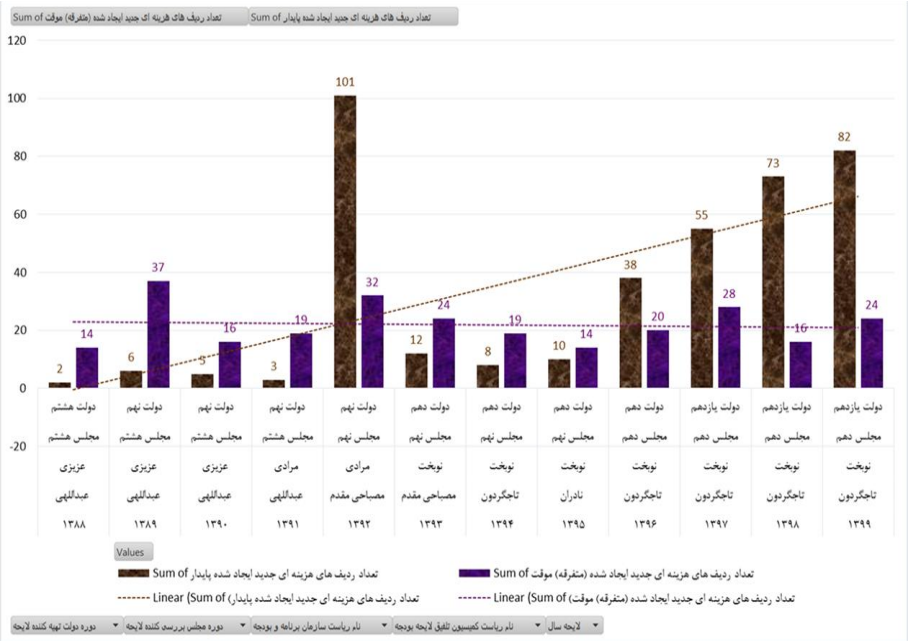
٤-۳. ردیف‌های جدید بودجه‌ای ایجاد شده در لایحه توسط مجلس

نمودار (۳) تعداد ردیف‌های ایجاد شده اعم از ردیف‌های پایدار و ردیف‌های متفرقه (موقت) توسط مجلس و تعداد تغییرات آن‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار، در ردیف‌های هزینه‌ای جدید ایجاد شده پایدار، یک روند پرنوسان وجود دارد و به طور متوسط مجلس هرساله حدود ۲۹ ردیف هزینه‌ای جدید ایجاد کرده است. همچنین براساس این نمودار استنباط می‌شود در سال‌هایی که دولت در حال تغییر است، عدم کنترل بودجه یا بی‌توجهی به سرنوشت بودجه در مجلس ایجاد می‌شود و این سال‌ها می‌توانند منشا تغییرات بزرگی از حیث پایدارسازی هزینه‌های دولت شود. این وضعیت در سال ۱۳۹۲ مشاهده می‌شود که ۱۰۱ ردیف جدید پایدار که در لایحه دولت اعتباری نداشته‌اند در مجلس دارای اعتبار و پایدار می‌شوند.

در دوره ۱۲ساله مورد بررسی، لایحه سال ۱۳۸۸ با ۶۵۷ ردیف پایدار توسط دولت به مجلس ارائه شده، اما در سال‌های بعدی به طور فزاینده‌ای ردیف‌های جدیدی در لایحه بودجه ایجاد می‌شود و موجب شده است قانون بودجه سال ۱۳۹۹با رشد حدود ۳۵ درصد با تعداد ۹۹۹ ردیف پایدار از مجلس خارج شود.[۱]

۱- در برخی سالها سازمان برنامه و بودجه تعدادی از تغییرات ردیف ها را بعد از تقدیم لایحه بودجه به مجلس و در فرایند تصویب به مجلس اعلام می کرد. البته مستندی در اختیار نبود تا موادر ارجاعی دولت را در نظر گرفته شود. با این وجود بازهم این تغییر در مجلس رخ می دهد و قابل انتساب به تغییرات مجلس است. البته به احتمال قوی سهم چنین تغییراتی از سوی دولت محدود است.

نمودار ۳. تعداد ردیف‌های پایدار و متفرقه جدید ایجاد شده در مجلس شورای اسلامی



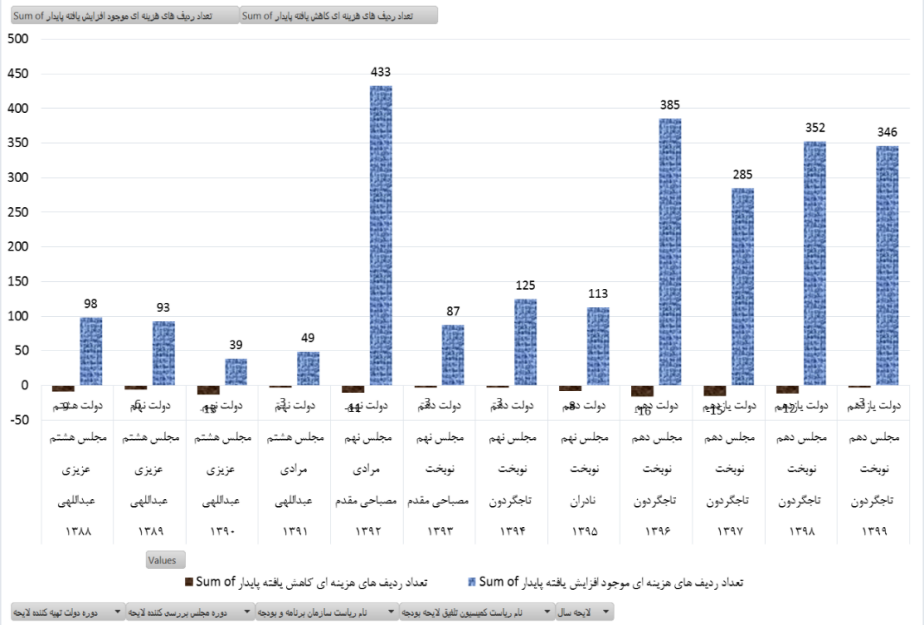
ماخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٤. تغییرات در ردیف‌های پایدار موجود لایحه در مجلس

در نمودار (۴) تعداد ردیف‌های هزینه‌ای پایدار موجود تغییر اعتبار یافته در مجلس نمایش داده شده است. براساس این نمودار، میانگین تعداد ردیف‌های تغییر یافته در مجلس از سال ۱۳۹۹-۱۳۸۸ برابر با ۲۰۹ ردیف پایدار در سال است و میانگین تعداد کل ردیف‌ها در طول دوره بررسی برابر با ۸۲۹ ردیف است. بنابراین، از سال ۱۳۹۹-۱۳۸۸ به طور متوسط ۲۵ درصد اعتبارات ردیف‌های موجود لایحه بودجه در مجلس در هر سال تغییر یافته که نشان دهنده حجم بسیار بالای تغییر و ورود به اجزای بودجه دستگاه‌ها از سمت مجلس است. همچنین در ۱۲ سال مورد بررسی، حدود ۸۵ درصد از ردیف‌های بودجه‌ای پایدار در مجلس حداقل یک بار تغییر پیدا کرده و این تغییرات تقریبا در تمام موارد افزایشی بوده و در موارد استثنایی، مقدار کاهشی داشته است. همچنین حدود ۱۵ درصد از ردیف‌های بودجه‌ای پایدار در مجلس بدون تغییر باقی مانده‌اند. بنابراین، ورود گسترده مجلس به اجزای بودجه، وظیفه

سیاست‌گذاری و نظارت آن را کم‌رنگ می‌کند و به نوعی دخالت در امور اجرایی محسوب می‌شود.

نمودار ٤. تعداد ردیف‌های هزینه‌ای پایدار موجود تغییر اعتبار یافته در مجلس



ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵. استخراج و رتبه‌بندی تغییرات ردیف‌های پایدار هزینه‌ای در مجلس

برای دسته‌بندی ردیف‌های بودجه‌ای جاری با بیشترین تغییر در مجلس، ابتدا مقدار مطلق تغییرات تمام ردیف‌های بودجه در طول ۱۲ سال گذشته احصاء شد. ارقام تغییرات موجود اعتبارات دستگاه ها به دلیل وجود تورم در سال‌های مختلف، دارای ارزش واقعی یکسان در سال‌های مختلف نبوده و قابل مقایسه با یکدیگر نیستند. بنابراین، نمی‌توان مجموع تغییرات دوره مورد بررسی را با هم جمع کرد. برای رفع این مشکل با شاخص قیمت‌ها، مقدار تغییرات سالانه تورم‌زدایی شده است و ردیف‌ها به قیمت سال ۱۳۹۹ ثابت شده‌اند.

۵-۱. ارزش حال تغییرات اعتبارات هزینه‌ای جاری در مجلس

با توجه به جدول (۴) کد بخشی ۱۱ (مشتمل بر ردیف‌های جاری نیروهای نظامی و انتظامی) در طول ۱۲ سال گذشته ۶۴/۳۷ درصد کل وزن تغییرات هزینه‌های پایدار جاری لایحه بودجه در مجلس را به خود اختصاص داده‌اند. این تغییرات برای ۱۷۱ ردیف بودجه‌ای ذیل این کد اعمال شده است. ردیف‌های ستاد مشترک سپاه پاسداران انقلاب اسلامی-طرح‌های توسعه کوثر با ۵/۲۲ واحد درصد رشد و ردیف وزارت دفاع و پشتیبانی نیروهای مسلح ارتقای توان دفاعی با ۴/۷۷ واحد درصد بیشترین رشد مستمر در مجلس را داشته‌اند. همچنین کد بخشی ۳۴ (مشتمل بر موسسات فرهنگی، اسلامی و تبلیغاتی)، ۶/۲۳ درصد کل وزن تغییرات لایحه بودجه در مجلس در کدهای ردیف‌های پایدار جاری را به خود اختصاص داده‌اند که ۲/۰۳ درصد از این تغییرات مربوط به ردیف سازمان صدا و سیمای جمهوری اسلامی ایران و ۰/۸۱ درصد مربوط به ردیف مرکز مدیریت حوزه‌های علمیه در طول دوره بررسی بوده است.

در جدول (۵)، اولویت مجلس در تغییرات بودجه هزینه‌ای سازمان‌ها طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۸ ارائه شده است. براساس این جدول، استنباط می‌شود که یک همسویی سیاسی بین مجلس و سازمان‌های فرادولتی وجود دارد که درخواست‌ها، چانه‌زنی‌ها و لابی آن‌ها باعث می‌شود اعتبار هزینه‌ای جاری این سازمان‌ها در مجلس به صورت قابل توجهی افزایش داشته باشد.

جدول ٤. رتبه بندی رشد تغییرات بودجه‌ای ردیف‌های پایدار هزینه‌ای جاری در مجلس

طبقه‌بندی قوه‌ای	طبقه‌بندی موضوعی	طبقه‌بندی سازمانی	متوسط رشد دوره	متوسط رشد دوره
فرادولتی (فرا قوه مجریه)	سازمان‌های فرادولتی	نیروهای نظامی و انتظامی (وزارت دفاع، ارتش، سپاه و...)	٦٤/٣٧	٧٦/٤٤
		موسسات فرهنگی، اسلامی و تبلیغاتی	٦/٢٣	
		حوزه‌های قضایی و تقنینی	٥/٨٥	
سازمان‌های زیرمجموعه دولت (قوه مجریه)	سازمان‌های رفاهی و حمایتی	بهداشت و درمان (بدون دانشگاه‌های علوم پزشکی)	٢٤/٧	١٣/٢٤
		سازمان‌های حمایتی (وزارت رفاه، کمیته امداد، بنیاد شهید و	٦	
	سازمان‌های علمی و آموزشی	آموزش و پرورش	٢/٨	٦/٣
		دانشگاه‌های وزارت علوم و علوم پزشکی	٢/٩	
		معاونت علمی و فناوری، پژوهشکده‌ها و پارک‌ها	٠/٧٣	
	سایر دستگاه‌ها و سازمان‌ها	ریاست جمهوری، معاونت‌ها و مراکز وابسته	١/٥٧	٤
		صنعت، معدن و تجارت و مراکز وابسته	٠/٨	
		امور اقتصادی و دارایی	٠/٣٨	
		حوزه کشاورزی و نهادهای وابسته	٠/٣٧	
		ورزش، جوانان، گردشگری	٠/٣٦	
		وزارت کشور و امور خارجه	٠/٣٥	
		نفت و نیرو	٠/١٦	
		راه،مسکن و شهرسازی	٠/٠٣	
		ارتباطات و فناوری اطلاعات	٠/٠٠٤	
جمع			١٠٠	١٠٠

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٥. اولویت‌بندی موضوعی تغییرات اعتبارات بودجه جاری ردیف‌های پایدار در مجلس

طبقه‌بندی موضوعی	اولویت	وزن تغییر
سازمان‌های فرادولتی (فرا قوه مجریه)	١	٧٦/٤٤
سازمان‌های رفاهی و حمایتی عمومی	٢	١٣/٢٤
سازمان‌های علمی و آموزشی	٣	٦/٣
سایر دستگاه‌ها و سازمان‌های دولتی	٤	٤

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. استخراج و رتبه‌بندی تغییرات ردیف‌های متفرقه (موقت)

در جدول (۶)، میانگین سهم (رشد) تغییرات ردیف‌های بخشی متفرقه (موقت) در پنج کد هزینه‌ای در قانون نسبت به لایحه بودجه از سال ۱۳۹۹-۱۳۸۸ ارائه شده است. نتایج به دست آمده بیان می‌کند در برخی سال‌ها برای پایدارسازی و تثبیت فرآیند هزینه از اعتبارات ردیف های متفرقه (موقت) کاسته و به اعتبارات ردیف‌های پایدار افزوده می‌شود. بنابراین، تحلیلی که در تغییرات ردیف‌های متفرقه(موقت) صورت می‌گیرد ثبات آن بسیار کمتر از تغییرات ردیف‌های پایدار است. با این وجود آن چیزی که در ردیف‌های متفرقه (موقت) نسبت به ردیف‌های پایدار بسیار متمایز و برجسته است، این است که بیشترین تغییرات اعمال شده در ردیف‌های متفرقه (موقت) در ذیل سازمان‌های حمایتی قرار می‌گیرد.

جدول (۶) نشان می‌دهد که نقش غالب مجلس در تغییرات ردیف‌های متفرقه بیشتر رفاهی و حمایتی بوده است.

جدول ٦: اولویت‌های تغییرات ردیف‌های بخشی متفرقه در قانون نسبت به لایحه در ۱۳۹۹-۱۳۸۸

دسته‌بندی دستگاهی	میانگین رشد
سازمان‌های حمایتی (وزارت رفاه، کمیته امداد، بنیاد شهیدوجانبازان، بهزیستی و...)	١٤٠/٤
نفت و نیرو	٦/٦
موسسات فرهنگی، اسلامی و تبلیغاتی (وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، صداوسیما و...)	٤/٧
آموزش و پرورش	٣/٥
صنعت، معدن و تجارت و مراکز وابسته	٤/٢
سایر دستگاه‌ها	-

ماخذ: یافته‌های پژوهش

علاوه بر یافته‌های پژوهش در استخراج شاخص‌های تغییرات لایحه در مجلس، یافته‌های استنباطی زیر نیز قالب فرضیه‌های مطرح شده آزمون شده است.

٦. تحلیل‌های استنباطی

در این بخش به چهار فرضیه مطرح شده در مورد الگوی تغییرات بودجه در مجلس پاسخ داده می‌شود و با آزمون‌های آماری استنباطی آزمون می‌شود. نتایج آزمون‌ها در پیوست ارائه شده است.

٦-١. فرضیه اول

برای آزمودن فرضیه اول مبنی بر اینکه «رویکرد مجلس همواره افزایش اعتبارات مصارف بودجه عمومی بوده است» از آزمون ناپارامتری دوجمله‌ای استفاده می‌شود. در سطح معنی داری ۵ درصد، فرضیه صفر رد می‌شود و فرضیه مقابل؛ یعنی تعداد سال‌هایی که میانگین رشد مصارف بودجه عمومی در قانون نسبت به لایحه افزایش داشته بیشتر از سال‌هایی است که میانگین رشد مصارف بودجه عمومی در قانون نسبت به لایحه کاهش داشته است.

در طول سال‌های مورد بررسی از سال ۱۳۹۹-۱۳۷۶، ۳۰ درصد افزایش مصارف بودجه عمومی در مجلس اتفاق افتاده و با توجه به آزمون فرضیه، این نتیجه استنباط می‌شود که فارغ از شرایط تورمی یا رکودی حاکم بر اقتصاد، لایحه بودجه در مجلس با افزایش معنی‌داری مواجه خواهد شد که نشان می‌دهد تغییرات لایحه بودجه در مجلس بدون توجه به شرایط اقتصاد کلان (شرایط رکودی، شرایط تورمی و یا ترکیبی از هر دو) انجام می‌شود و تمایل زیادی در مجلس برای افزایش مصارف بودجه عمومی وجود دارد.

٦-٢. فرضیه دوم

در فرضیه دوم مبنی بر اینک «در دوره‌هایی که همسویی سیاسی بین مجلس و دولت وجود دارد، اندازه تغییرات رشد مصارف بودجه عمومی در لایحه بودجه کمتر از دوره‌های دیگر است» بین مجلس ششم (اصلاح‌طلب) و دولت هفتم (اصلاح‌طلب)، مجلس هفتم (اصول‌گرا) و دولت هشتم (اصول‌گرا)، همسویی سیاسی وجود دارد. در یک سناریوی دیگر مجلس هشتم (اصول‌گرا) و دولت نهم (با فرض اصول‌گرا) هم به آزمون اضافه می‌شود.

برای آزمودن فرضیه دوم از آزمون ناپارامتری یو من ویتنی[1] استفاده می‌شود. این فرضیه در سطح معنی‌داری ۵ درصد در هر دو سناریو رد نمی‌شود. بنابراین، میانگین رشد مصارف بودجه عمومی در مجلس نسبت به لایحه در دوره‌های همسویی سیاسی بین دولت و مجلس با دوره‌های غیر همسو یکسان است. به نظر می‌رسد دلایل این موضوع عبارت باشد از:

- بخش مهمی از بودجه تحت تاثیر مسائل برون‌زا از جمله وضعیت درآمدهای نفتی است که تغییرات آن خارج از اختیارات دولت و نیز مجلس است. اگر شرایطی فراهم شود که گشایشی در درآمدهای نفتی ایجاد شود، لایحه‌ای که به مجلس ارائه می‌شود، انتظار می‌رود

1- Mann–Whitney U test

که از افزایش درآمدهای نفتی بهره گیرد و آن افزایش به مصارف و پوشش بخشی از تقاضا و نیازهایی که نمایندگان مجلس به دنبال آن هستند، تبدیل شود. این مساله در اعتبارات عمرانی لایحه بودجه پر رنگ‌تر است.

- نظام پارلمانی بدون احزاب شناسنامه‌دار اغلب ناکارآمد می‌شود. عمر احزاب بیش از عمر دوره‌ای نمایندگان است و برنامه کلان دارند. در شرایط کنونی، فقدان نظام حزبی موجد مشکل ساختاری است. در این حالت وقتی لایحه‌ای در مجلس بررسی می‌شود، ایجاد تفاهم غیرحزبی بین صاحبان اهداف و اغراض متفرق، بسیار دشوار است. بنابراین، صرف‌نظر از اینکه اکثریت مجلس از چه دسته‌ای باشد، نمایندگان را به منطقه‌گرایی، کم‌توجهی به مسائل ملی و در مقابل، مهم شمردن تمایلات محلی شخصی سوق می‌دهد و تعداد زیادی از نمایندگان مجلس با حفظ همسویی سیاسی بین دولت و مجلس به دنبال منافع یا رقابت‌های محلی و منطقه‌ای در لایحه بودجه هستند.

٦-۳. فرضیه سوم

فرضیه سوم مبنی بر اینکه «در سال‌های تغییر زمانی سیاسی (سال آخر دولت و سال اول مجلس)، تغییرات مصارف بودجه عمومی دولت در قانون به صورت معنی‌داری نسبت به سنوات قبل یا سال‌های قبل‌تر از آن افزایش پیدا می‌کند» در سطح معنی‌داری ۹ درصد برای مصارف بودجه عمومی رد می‌شود. بنابراین در سال‌های پایانی دولت و سال‌های اول مجلس میانگین رشد مصارف بودجه عمومی قانون نسبت به لایحه به در سطح معنی داری یاد شده بیشتر از سال‌های غیر از سال‌های پایانی دولت و سال اول مجلس بوده است.

به لحاظ ساختار زمانی تغییرات سیاسی در مجلس و دولت، اولین سال هر دوره مجلس با آخرین سال دولت مصادف است. لایحه دولت در سال آخر عملا برای دولت بعد تنظیم می‌شود. این عدم تناسب زمانی، موجد الگوی انگیزشی خاصی است. زمانی که نمایندگان مجلس اولین سال بر سر کار می‌آیند وعده‌هایی به حوزه‌های انتخابیه خودشان داده‌اند و طرح های متعدد و انتظاراتی از دولت دارند یا دولت را کارآمد نمی‌دانند یا به دنبال تغییرات حداکثری در لایحه پیشنهادی دولت هستند تا بتوانند اهداف مجلس جدید را پوشش دهند. همچنین دولت هم به دلیل آنکه حدود ۴ تا ۵ ماه از سال اجرای لایحه را در اختیار دارد، مقاومت جدی در مقابل تغییرات نمایندگان در لایحه از خود نشان نمی‌دهد.

در سال‌های انتهایی دولت و سال‌های اول مجلس، میانگین رشد مصارف بودجه عمومی ۸/۶۵ درصد رشد داشته، اما در سال‌های غیرپایانی دوره‌های دولت و مجلس با اختلاف زیادی برابر با ۳/۷۹ درصد بوده است.

٦-٤. فرضیه چهارم

فرضیه چهارم مبنی بر این است که «افزایش در اعتبارات جاری دستگاه‌ها تابعی از توان چانه زنی آن‌ها است». با توجه به تعریفی که از شاخص رانت‌جویی به عمل آمد، مقدار شاخص رانت‌جویی برای تمام ردیف‌های هزینه‌ای جاری محاسبه شده است. برای مقایسه‌پذیر کردن داده‌های تغییرات سالانه در مجلس، مقادیر تغییرات به سال پایه ۱۳۹۹ تعدیل و واقعی شد. نتایج شاخص R_t که به عنوان ظرفیت رانت‌جویی ردیف‌های بودجه‌ای معرفی می‌شود.

نتایج آزمون آزمون یو من ویتنی نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین سازمان‌های فرادولتی قدرت چانه‌زنی بیشتری نسبت به سازمان‌های زیرمجموعه دولت در مجلس دارند و از بیشترین افزایش اعتبار در مجلس برخوردار می‌شوند.

در طول سال‌های مورد بررسی از سال ۱۳۹۹-۱۳۷۶ به استثنای دوره دولت هشتم و نهم سایر دولت‌ها از لحاظ رویکرد سیاسی در دسته‌بندی اصول‌گرایان قرار نمی‌گیرند، اما دسته بندی سیاسی مجلس عکس شهرت سیاسی دولت است -به استثنای یک دوره از مجلس پنجم که در اختیار اصلاح‌طلبان بوده- سایر مجالس در اختیار اصول‌گرایان قرار گرفته است و انتظار می‌رود این تفاوت رویکرد سیاسی برای سازمان‌های فرادولتی وابسته به نهادهای فراقوه مجریه این امکان را فراهم کند تا در مجلس از ظرفیت خوبی برای چانه‌زنی و لابی برخوردار باشند و درخواست‌های خود را در مجلس تصویب کنند و بیشترین بهره از افزایش بودجه در مجلس را به خود اختصاص دهند.

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

یافته‌های این مطالعه نشان‌دهنده چگونگی تغییرات کمی و کیفی لوایح بودجه در مجلس است. از این رو، تغییرات ارقام کلان بودجه در دوره ۱۳۹۹- ۱۳۷۶ و ردیف‌های تمامی سازمان‌ها و دستگاه‌های دارای بودجه عمومی هزینه‌ای از سال ۱۳۹۹-۱۳۸۸ احصاء و مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد ۳۰ درصد از افزایش اعتبارات مصارف بودجه عمومی کشور در تغییرات لایحه در مجلس رخ داده و مجلس در نقش تثبیت کننده مصارف بودجه عمومی عمل کرده است و در نقش یک سیاست‌گذار محوری ولی غیرفعال عمل می‌کند. رویکرد مجلس در تغییرات اعتبارات هزینه‌ای لایحه بودجه افزایش اعتبارات مصارف عمومی بودجه بوده است. بیشترین رشد هزینه‌های جاری در ردیف‌های پایدار با رشد ۴/۱ درصدی رخ داده و اعتبارات ردیف‌های هزینه‌ای متفرقه (موقت) با رشد ۱/۹ درصدی در مجلس مصوب شده است.

به طور متوسط هر ساله حدود ۲۹ ردیف هزینه‌ای جدید در مجلس ایجاد شده است. همچنین به طور متوسط ۲۵ درصد اعتبارات ردیف‌های موجود لایحه بودجه در مجلس هر ساله، تغییر یافته که نشان‌دهنده حجم بسیار بالای تغییر و ورود به اجزای بودجه دستگاه‌ها از سمت مجلس است.

مجلس توانسته هم اعتبارات لایحه بودجه را به شکل معنی‌داری افزایش و در موارد معدودی هم کاهش دهد. آنچه در عمل رخ داده متفاوت از تفسیر متعارف اصل ۵۲ قانون اساسی از اختیارت مجلس در تصویب لایحه بودجه است.

جمع‌بندی این مطالعه این است که مجلس شورای اسلامی در ایران در اصلاح لوایح بودجه دارای اختیارات معنی‌دار است. این نتیجه‌گیری بدون در نظر گرفتن تغییرات تبصره‌ها در ماده واحده بودجه است و در صورت اعمال وزن تغییرات آن‌ها تغییرات بودجه در مجلس به مراتب از ۳۰ درصد بیشتر خواهد بود[۱].

دوره‌های همسویی و ناهمسویی سیاسی بین دولت و مجلس تفاوت معنی‌داری بر تغییر بودجه در مجلس نگذاشته است. در سال‌های تغییر زمانی سیاسی (سال آخر دولت و سال اول مجلس) مجموع رشد مصارف بودجه عمومی لایحه به صورت معنی‌داری بیشتر از سایر سال ها بوده است. سازمان‌های فرادولتی، قدرت چانه‌زنی و رانت‌جویی بیشتری نسبت به سازمان های زیرمجموعه دولت در مجلس دارند و بیشترین بهره‌مندی از افزایش بودجه در مجلس با

۱- قوه مجریه (سازمان برنامه وبودجه) از طریق سازوکار تخصیص، بخشی از اعتبارات افزایش یافته در مجلس را به ردیف‌های بودجه‌ای می‌تواند تخصیص ندهد. خود این موضوع یک اشکال در نظام بودجه‌ریزی است. در این مطالعه مشخص شد مجلس چه تغییراتی در لایحه انجام می‌دهد. حال مطالعه دیگری نیز می‌توان تعریف کرد که مشخص کند چه مقدار از تغییرات مجلس در مرحله اجرا محقق می‌شود.

سهم ۷۶ درصدی را به خود اختصاص داده‌اند. مجلس از اختیارات خود بیشتر به نفع فرادولت (اجرایی) استفاده و منابع جدید را برای بخش های خارج از دولت اجرایی تعریف و فراهم می کند.

سهم سازمان‌های زیرمجموعه دولت (قوه مجریه) از رشد اعتبارت هزینه‌ای در مجلس شامل: ۱۳ درصد برای امور و سازمان‌های رفاهی و حمایتی عمومی، ۶ درصد برای موسسات علمی و آموزشی و ۴ درصد نیز سهم سایر دستگاه‌ها و سازمان‌ها است.

تحلیل تغییرات لایحه در مجلس نشان می‌دهد که رویکرد مجلس در تغییر ارقام بودجه در ردیف‌های پایدار توجه به دستگاه های فراقوه مجریه‌ای بوده و در تغییر ردیف‌های متفرقه (موقت) رویکرد حاکم توجه به ردیف‌های حمایتی و رفاهی بوده است.

۷-۱. پیشنهادها

بخشی از اصلاح نظام بودجه‌ریزی در ایران با اصلاح ضوابط بررسی و تصویب بودجه در مجلس، قابل تحقق است. پس از تصویب قانون بودجه، حدود تغییرات بودجه در حین اجرا توسط دولت با قوانین مصوب مجلس در موارد نیاز با حدود مجاز مشخص شده است. با این حال، تاکنون قانون‌گذار حدود اختیار خود را در تعیین ضوابط حاکم بر تغییر لایحه بودجه مصوب یا مشخص نکرده است. این موضوع سبب شده تا عمده ضوابط حاکم بر این مساله از رهگذر صدور نظریات تفسیری نسبت به اصل ۵۲ قانون اساسی دنبال شود. از این رو، حدود صلاحیت مجلس در نوع، اندازه و اولویت تغییرات لایحه بودجه، نیاز به شناسایی و تعیین شاخص ها و ضوابط همراستا با منافع و مصالح عمومی را دارد.

بخشی اصلی از تغییرات ارقام بودجه در کمیسیون تلفیق و بدون طرح در صحن مجلس رخ می‌دهد. رویه حاکم بر مدل تصمیم گیری در کمیسیون تلفیق، ظرفیت بالایی برای رفتارهای رانت‌جویانه دارد. پیشنهاد الزام به رای‌گیری در مورد تغییرات ریالی بودجه ردیف ها در سطح کمیسیون‌ها در صحن ضروری به نظر می‌رسد. در این حالت سهمیه هر کمیسیون از تغییرات کمی بودجه مشخص می‌شود و کمیسیون‌ها می‌توانند به توزیع آن اقدام کنند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mostafa Dinmohammadi https://www.orcid.org/0000-0002-6437-1084

Sajedeh Bakhshi Balani https://www.orcid.org/0000-0003-0961-6015

منابع

الوانی، سید مهدی، پور عزت، علی اصغر و نیک مرام، سحر. (۱۳۹۱). تاملی بر آثار گروه‌های ذی نفوذ بر فراگرد تنظیم بودجه در ایران. *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱(۱۶)، ۱-۱۸.

حاج امینی, مهدی. (۱۳۹۸). فراتحلیل کیفی نقش اصلاحات بودجه ای در مهار تورم متوسط مزمن اقتصاد ایران. *پژوهشهای اقتصادی ایران*. (۲۴) ۸۰، ۲۰۲-۱۵۱.

حسینی، سید محمدرضا، فاتحی‌زاده، محسن و تهرانی، ایمان. (۱۳۹۱). اصل (۷۵) قانون اساسی و اختیارات قوه مقننه در بودجه‌ریزی. *مجلس و راهبرد*، ۱۹ (۷۰)، ۱۳۳-۱۶۲.

خاکباز، افشین. (۱۳۹۱). *نقش در حال تحول پارلمان‌ها در فرایند بودجه*. چاپ اول. تهران: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

خضری، محمد (۱۳۸۷). اقتصاد سیاسی رانت جویی در بودجه‌ریزی دولتی ایران. *پژوهشنامه علوم سیاسی*، ۳ (۴)، ۳۹-۷۲.

شبیری نژاد، اکبر (۱۳۸۷). *بودجه‌ریزی در ایران، بودجه و پارلمان*. تهران. مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی.

شبیری نژاد، علی اکبر (۱۳۸۶). *حقوق قوه مقننه در بررسی و رای به بودجه: مبانی نظری و الگوی پیشنهادی*. تهران: مرکز پژوهش‌های مجلس.

عباسی، ابراهیم (۱۳۹۱). *بودجه‌ریزی نوین در ایران (اصول، مراحل و روش‌ها)*. چاپ سوم. تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی (سمت).

قوانین بودجه (۱۳۹۹-۱۳۷۶). تهران: دیوان محاسبات کشور.

لاینرت، یان (۱۳۸۷). *بودجه ریزی در جهان، چارچوب حقوق نظام‌های بودجه‌ای (مطالعه تطبیقی)*. چاپ اول. تهران: مرکز پژوهش‌های شورای اسلامی.

نبی لو، حسن (۱۳۸۶). بررسی نحوه تعامل قوای مقننه و مجریه در بوجه‌ریزی. *مجله اطلاع‌رسانی حقوقی*، ۶(۱۲)، ۳۱-۵۲.

نجفی خواه، محسن و برزگر خسروی، محمد (۱۳۹۳). حدود صلاحیت مجلس شورای اسلامی در اصلاح لایحه بودجه. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹ (۲): ۲۵-۴۶.

References

Abbasi, E. (2009). *Modern budjeting in iran a (principles, steps and methods).* Tehran: SAMT. [In Persian]

Alwani, S.M., et al (2021). A reflection on the effects of influential groups on budgeting in iran. *Management Research in Iran, 16(1),* 1-18. [In Persian]

Budget lows. (1997-2020). Tehran. Supreme audit court [In Persian]

Chohan, U. W., & Wales, C. (2017). *Budget offices. global encyclopedia of public administration,* Springer: New York, NY.

Hajamini, M. (2019). The role of fiscal reforms in curbing chronic moderate inflation in iranian economy: A qualitative meta-analysis. *Iranian Journal of Economic Research, 24(80),* 151-202. doi: 10.22054/ijer.2019.11115. [In Persian]

Hallerberg, M., Scartascini, C. G., & Stein, E. (2009). *Who decides the budget? a political economy analysis of the budget process in Latin America*. Inter-American Development Bank.

Hosseini, S., et al (2012). 75th constitutional article and legislative branch's powers in the budgeting process. *Majlis and Rahbord, 19(70),* 133-162. [In Persian]

Khakbaz, A. (2012). *The evolving role of parliaments in the budget process*. first edition. Tehran: Islamic parliament research center of the islamic republic of iran. [In Persian]

Khezri, M. (2008). The political economy of rent-seeking in iran government budgeting. *Research Letter of Political Science, 3 (4),* 39-72. [In Persian]

Kı ral, H., & Akdemir, T. (2020). *Public financial management reforms in turkey: progress and challenges,* Volume 1. Springer Nature.

Krafchik, W., Wehner, J. (1998). The role of parliament in the budgetary process, *South African Journal of Economics, 66 (4),* 512–41.

Lienert, I. (2005). Who controls the budget: the legislature or the executive? *IMF working paper*, 05/115.

Lienert, M. (2010). *Role of the legislature in budget processes*. International Monetary Fund.

Nabi Lu, H. (2007). Investigating the interaction of legislative and executive powers in budgeting. *Journal of Legal Information, 6 (12),* 31-52. [In Persian]

Najafikhah M, & Barzegar Khosravi M. (2014). The Limits of Jurisdiction of Iranian Parliament in Amendment of Budget Bill. *The Journal of Planning and Budgeting. 19 (2)* :25-46. [In Persian]

Obaidullah, A. T. M. (2019). *Comparative budget process in westminster parliaments: a lesson for effective fiscal oversight. in institutionalization*

of the parliament in bangladesh. Springer Singapore: Palgrave Macmillan, Singapore.

Rustin, C., & Nel, N. (2011). *Budget analysis manual. parliament of the RSA*, tesearch unit/finance and public accounts cluster.

Santiso, C. (2005). Legislatures and budget oversight in Latin America: strengthening public finance accountability in emerging economies. *OECD Journal on Budgeting, 4(2),* 47-76.

Santiso, C. (2006). Parliaments and Budgeting: Understanding the politics of the budget. *Available at SSRN 875858*.

Santiso, C. (2015). Why budget accountability fails? the elusive links between parliaments and audit agencies in the oversight of the budget. *Brazilian Journal of Political Economy, 35(3),* 601-621.

Shobirinejad, A. (2008). *Budgeting in iran, budget and parliament*. Tehran: Islamic parliament research center of the islamic republic of iran. [In Persian]

Shobirinejad, A.A. (2007). *Legislative rights in reviewing and voting on the budget: Theoretical foundations and the proposed model*. Tehran: Islamic parliament research center of the islamic republic of iran. [In Persian]

Stapenhurst, R. (2004). The legislature and the budget, *World Bank Institute WBI Working Paper*. No. 33035

Wehner, J. (2004). Back from the sidelines? redefining the contribution of legislatures to the budget cycle. *World Bank Institute: Working Paper* No. 28615.

استناد به این مقاله: دین‌محمدی، مصطفی و بخشی‌بالانی، ساجده. (۱۴۰۰). اقتصاد سیاسی بودجه در مجلس: تحلیلی بر الگوی تغییرات لایحه بودجه در مجلس شورای اسلامی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶ (۸۸)، ۲۲۳-۲۵۴.

Iranian Journal of Econmic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

پیوست

جدول ۱. نتایج آزمون دو جمله‌ای برای مقایسه سال‌هایی که میانگین رشد هزینه‌های عمومی در قانون نسبت به لایحه افزایش یافته با سال‌هایی که میانگین رشد هزینه‌های عمومی کاهش یافته

		Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Exact Sig. (2-tailed)
میانگین رشد هزینه‌های عمومی	گروه	1	21	0.88	0.5	0
	گروه دو	0	3	0.13		
	کل		24	1		

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون یو من ویتنی برای مقایسه سال‌های همسویی سیاسی با سال‌های غیرهمسویی سیاسی

	Growth
Mann-Whitney U	1.000
Wilcoxon W	7.000
Z	-1.528
Asymp. Sig. (2-tailed)	.127
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.200[b]
a. Grouping Variable: group	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتایج آزمون یو من ویتنی برای مقایسه تغییرات هزینه‌های عمومی و جاری دولت در قانون در سال‌های تغییر زمانی سیاسی و سال‌های قبل از آن

			رشد هزینه‌های جاری	رشد هزینه‌های عمومی
Mann-Whitney U			48.000	31.000
Wilcoxon W			69.000	184.000
Z			-.210	-1.400
Asymp/ Sig. (2-tailed)			.834	.161
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]			.865[b]	.177[b]
Monte Carlo Sig. (2-tailed)	Sig.		.862[c]	.180[c]
	95% Confidence Interval	Lower Bound	.856	.172
		Upper Bound	.869	.187
a. Grouping Variable: group				
b. Not corrected for ties.				
c. Based on 10000 sampled tables with starting seed 2000000.				

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول٤. نتایج آزمون یو من ویتنی برای مقایسه توان چانه‌زنی سازمان‌های فرادولتی با غیر دولتی

	رشد اعتبارات سازمان‌های فرا دولتی
Mann-Whitney U	2.000
Wilcoxon W	80.000
Z	-2.330
Asymp. Sig. (2-tailed)	.020
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.018[b]
a. Grouping Variable:	
b. Not corrected for ties.	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Contents:

Estimating Probability of Banking Crisis using 2nd Generation Early Warning Systems: An Intercountry Study 9
Seyed Saleh Akbar Mousavi, Behzad Salmani, Jafar Haghighat and Hossein Asgharpour

The Role of Political Conflicts in the Severe Decline of the Investment in Iran During the 2010s 45
Ehsan Habibpour Moghaddam, Seyed Mahdi Barakchian and Masoud Nili

Management of Common Resources: Market, Government, or Neither? A Review of Water Resources Management Studies in Iran (with an Emphasis on Ostrom's View) 89
Zohreh Rezapour, Mohsen Renani and Hadi Amiri

The Impact of Business Cycle on Bank Leverage Determinants 129
Vahid Taghinezhadomran, Zahra Mila Elmi and Fatemeh Zahra Husseinpor

The Leading Capacity of the Oil and Gas Sector in National and Regional Economy; Evidence from Iran and Canada 157
Aida Vaghef and Zahra Abdolmohammadi

The Impact of Economic Policy Uncertainty on the Returns of Petrochemical Companies in Different Market Conditions 191
Hamid Reza Arbab, Hamid Amadeh and Amin Amini

Political Economy of the Budget in the Parliament: An Analysis of the Pattern of Changes in the Budget Bill in Iranian Parliament 223
Mostafa Dinmohammadi and Sajedeh Bakhshi Balani

All rights reserved for Allameh Tabataba`i University. Opinions expressed in this Journal do not necessarily reflect the views of the institute and the University.
Address: Economic Research Institute, Allameh Tabataba`i University, Shahid Beheshti Ave. Tehran, Iran. Postal Code:1513615411,Tel:(9821)88725400,88703261.Fax:(9821) 88703263.
Website: ijer.atu.ac.ir , Email: ijer@atu.ac.ir

Statement of Policy

The *Iranian Journal of Economic Research* is a scientific publication on diverse issues in Economics focusing on research and scholarly studies on the Iranian economy and related topics. We intend to provide a forum for members of the academic community in Iran and abroad who are Interested in the Iranian economy and research activities in the field of Applied studies for Iranian economy.
Manuscripts are subject to anonymous reviews. More information about the Journal can be found at ijer.atu.ac.ir

Scientific Advisers

- Azam Ahmadiyan
- Ali Arabmazar Yazdi
- Zahra Azizi
- Ali Bagheri
- Ali Asghar Banouei
- Fatemeh Bazzazan
- Farhad Ghafari
- Mohammad Ghasemi Sheshdeh
- Jafar Kheirkhahan
- Gholamhossein Kiani
- Parisa Mohajeri
- Ali Nasiri Aghdam
- Mahshid Shahchera
- Atefeh Taklif
- Reza Talebloo

Editor: Teimour Mohammadi

Iranian Journal of
ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal Published by the
Economic Research Institute
Allameh Tabataba`i University

Volume 26, Issue 88, Fall 2021

Publisher: Allameh Tabataba`i University
Managing Director: Teimour Mohammadi
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Editor in Chief: Ali Asghar Banouei
***Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Editor in Chief: Abdolrasoul Ghasemi
***Associate Professor, Allameh Tabataba`i University* (*ATU*)**
Executive Director: Somayeh Aghlami

Editorial Board:

Hossein Abbasinejad
Professor,
University of Tehran

Ghahreman Abdoli
Professor,
University of Tehran

Javid Bahrami
***Associate* Professor,**
Allameh Tabataba`i University

Mohammad Bakhshoodeh
Professor,
University of Shiraz

Ali Asghar Banouei
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Yadollah Dadgar
Professor,
Shahid Beheshti University

Karim Eslamloueyan
Professor,
University of Shiraz

Abdolrasoul Ghasemi
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Esfandiar Jahangard
Associate Professor,
Allameh Tabataba`i University

Gholam Reza Keshavarz Haddad
Associate Professor,
Sharif University of Technology

Abolghasem Mahdavi
Associate Professor,
University of Tehran

Saeed Moshiri
Professor,
University of Saskatchewan

Teimour Mohammadi
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Mohsen Renani
Professor,
University of Isfahan

Abbas Shakeri
Professor,
Allameh Tabataba`i University

Allameh Tabataba`i University
Economic Research Institute

Iranian Journal of

ECONOMIC RESEARCH

A Quarterly Journal of the
Economic Research Institute

Allameh Tabataba`i University

Volume 26, Issue 88, Fall 2021