

برنامه‌ریزی و بودجه

شماره ۱۵۷

سال بیست و هفتم | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۱

نمایه در ISC



مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

مدیر مسئول

دکتر عادل آذر

سرمدبیر

دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی

معاون سردبیر

دکتر مهدی فدایی

مدیر اجرایی

میترا اولیائی

نشانی وب سایت مؤسسه

عالی آموزش و پژوهش

مدیریت و برنامه‌ریزی

<http://www.imps.ac.ir>

نشانی وب سایت نشریه

برای ارسال مقاله

<http://www.jpbud.ir>

پست الکترونیک

info@jpbud.ir

شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱

شاپا (الکترونیکی) ۹۱۰۶-۲۲۵۱

بها: ۵۰۰۰۰ ریال

چاپ: کهن

صاحب امتیاز: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

اعضای هیئت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

دکتر رهی ابوک

دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت مالی و تجارت جهانی، دانشگاه ویلیام پترسون

دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی

استاد گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر ناصر خیابانی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر رضا خیراندیش

استاد اقتصاد و رئیس گروه حسابداری، اقتصاد و مالی، دانشکده بازرگانی دانشگاه

ایالاتی کلایتون

دکتر سیدجعفر سجادی

استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

دکتر علی دادبی

دانشیار گروه مالی دانشکده بازرگانی گوپتا دانشگاه دالاس

دکتر عباس شاکری

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر غلامعلی فرجادی

دانشیار بازنشسته گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر احمد مجتهد

استاد بازنشسته دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر امیرهوشنگ مهریار

استاد بازنشسته مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی

دکتر مسعود نیلی

دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

نشانی: تهران- میدان شهید باهنر (نیاوران)- جمال‌آباد- خیابان شهید مختار عسگری - شماره ۶ - مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی - طبقه ششم کدپستی: ۱۹۷۸۹۱۱۱۱۴
تلفن: ۲۶۱۱۶۹۰۴ و دورنگار: ۲۶۱۱۶۹۷۲

براساس نامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری به شماره ۱۵۹۱۰۹ مورخ ۱۳۹۰/۸/۱۷، نشریه برنامه‌ریزی و بودجه از شماره ۱۱۲ دارای اعتبار علمی - پژوهشی است و چاپ مقاله در آن برای ارتقای اعضای هیات علمی دانشگاه‌ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی مؤثر است.

- درج مطالب در این نشریه لزوماً منعکس کننده نظر نشریه برنامه‌ریزی و بودجه نیست.
- نشریه برنامه‌ریزی و بودجه در ویرایش مقاله‌ها، به ترتیبی که آرا و عقاید نویسندگان تغییر نکند، آزاد است.
- نقل و اقتباس مطالب نشریه با ذکر مأخذ مجاز است.

فهرست مطالب

- ۳ | ■ **تکانه‌های خارجی، تغییرات نرخ ارز، و نقش کالاهای واسطه‌ای در توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران**
شهید صیقلانی، سیداحمدرضا جلالی نائینی و ناصر خیابانی
- ۵۱ | ■ **شمول مالی و سیاست پولی در ایران**
علیرضا فرددری، علی طیب‌نیا و حسین توکلیان
- ۸۹ | ■ **تاثیر تحریم‌های بخشی بر بازدهی قیمتی شرکت‌های هدف: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران**
کیا نظیفی فرد و علی متوسلی
- ۱۲۷ | ■ **بررسی اثرات نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران: با استفاده از رویکرد الگوی خودتوضیح غیرخطی با وقفه‌های توزیعی گسترده (NARDL)**
یاسر پاکدامن، احمد برکیش و محمدرضا اخوان آریج
- ۱۵۳ | ■ **بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران**
محمد عبدی سیدکلایی، شهریار زروکی و کوثر ابراهیمی کلاریجانی
- ۱۷۵ | ■ **مدل دومرحله‌ای مکان‌یابی بندر خشک با کاربرد مسئله مکان‌یابی هاب و تابع هزینه، مطالعه موردی: بندر شهید رجایی و بندر امام خمینی**
نیلوفر دژستان، مهرداد علیمردادی و بابک فرهنگ مقدم
- ۱۹۳ | ■ **طراحی الگوی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد با رویکرد سیستمی و آمیخته**
محمد سلگی، فرهاد گل مرصع و سجاد شمسی گوشکی

دکتر ایلناز ابراهیمی
دکتر سجاد ابراهیمی
دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی
دکتر هادی حیدری
دکتر تیمور رحمانی
دکتر ریحانه‌سادات شاهنگیان
آقای شهید صیقلانی
دکتر بابک فرهنگ‌مقدم
دکتر غلامحسین فیروزفر
آقای ابوالفضل گرمابی
دکتر امیررضا ممدوحی
دکتر کوثر بوسفی

برگردان چکیده‌ها به انگلیسی
علی رستمیان

ویراستار علمی و ادبی
سیدحسین چابک

طراح
سعید زراعتی

تکانه‌های خارجی، تغییرات نرخ ارز، و نقش کالاهای واسطه‌ای در توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران

sh.seighalani@imps.ac.ir

شهید صیقلانی

دانشجوی دکتری اقتصادسنجی-پولی، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

a.jalali@imps.ac.ir

سیداحمدرضا جلالی نایینی

استاد گروه اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

naser.khiabani@atu.ac.ir

ناصر خیابانی

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۳۰

دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۰۲

چکیده: تحلیل و توضیح چرخه‌های اقتصادی، به‌ویژه رکود تورمی در کشورهای صادرکننده مواد اولیه هستند و نظیر اقتصاد ایران در بخش تولید وابستگی قابل توجهی به کالاهای واسطه‌ای وارداتی دارند. نیاز به تصریح متفاوت و دقیق‌تری از ساختار عرضه اقتصاد و شناسایی حلقه‌های ارتباطی داخلی و خارجی در مقایسه با الگوهای استاندارد کلان دارد. در این دسته از کشورها تغییرات نرخ ارز عمدتاً ناشی از تغییرات برون‌زای قیمت‌های نسبی کالاهای وارداتی به صادراتی (قیمت‌های جهانی) است. به غیر از این مورد، سایر تکانه‌های خارجی مانند تحریم‌های بین‌المللی نیز با ایجاد محدودیت‌های تجاری و افزایش هزینه مبادلات با اثرگذاری بر قیمت‌های کالاهای وارداتی و صادراتی و تغییر رابطه مبادله می‌توانند به تغییرات نرخ ارز شدت بخشند. بروز تکانه‌های منفی خارجی و در پی آن تغییرات نرخ ارز از طریق تغییر در بازدهی انتظاری، ترکیب سرمایه‌گذاری در دارایی‌های داخلی و خارجی و از مجرای تغییر قیمت کالاهای نهایی وارداتی، سبب مصرف خانوار و اجزای تقاضای کل اقتصاد را تغییر می‌دهند. به علاوه، زمانی که زنجیره عرضه اقتصاد به جریان واردات وابسته باشد، تکانه‌های منفی خارجی از مجرای افزایش قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی و ایجاد اختلال در زنجیره عرضه بر بخش عرضه اقتصاد اثرگذار است. پژوهش حاضر با رویکرد الگوهای اقتصاد باز نوکینزی در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با گسترش بخش عرضه اقتصاد از طریق تفکیک کالاهای واسطه وارداتی و داخلی به عنوان اجزای تشکیل‌دهنده زنجیره عرضه و اضافه کردن سازوکاری برای اثرگذاری تحریم‌های بین‌المللی، مجرای متفاوتی را نسبت به سایر مجاری تعیین‌کننده در اثرگذاری تغییرات نرخ ارز برای اقتصاد ایران لحاظ می‌کند تا از این طریق تشدید رکود تورمی به واسطه تکانه‌های خارجی در ایران را از زاویه‌ای دیگر توضیح دهد.

کلیدواژه‌ها: الگوی DSGE، رکود تورمی، کالاهای واسطه، نرخ ارز، زنجیره عرضه، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E52, E27, C52, F41

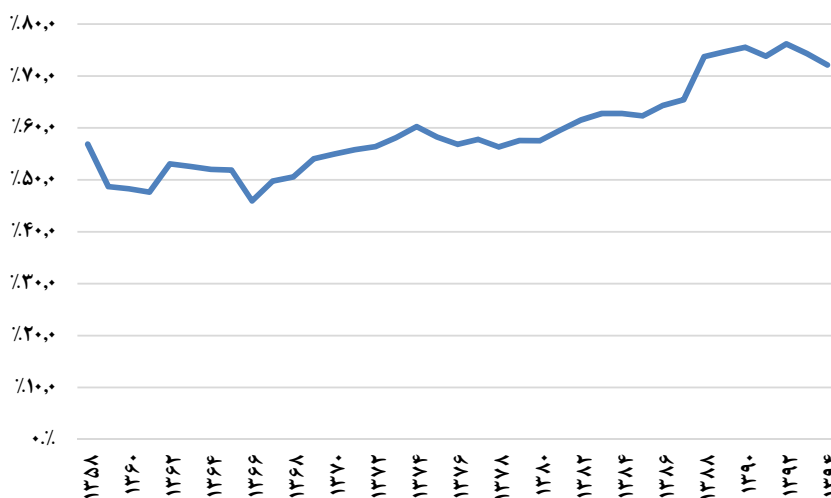
مقدمه

نوسانات اقتصادی منبث از تکان‌های رابطه مبادله یا محدودیت در دسترسی به بازارهای مالی بین‌المللی تجربه‌ای مکرر در تاریخ اقتصادی کشورهای در حال توسعه، به‌ویژه صادرکنندگان کالاهای خام و روایتی تکرارشونده، البته با دیدگاه‌های متفاوت، در ادبیات اقتصاد توسعه بوده است. شمار کثیری از مطالعات انجام‌شده به نقش کلیدی بخش خارجی و محدودیت‌های تراز پرداخت‌ها در فرایند رشد و نوسانات اشاره دارند. تکان‌های رابطه مبادله^۱ یکی از منابع اصلی نوسانات اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و نوظهور با وابستگی به صادرات کالاهای خام (نفت) هستند (Baharvand et al., 2018; Spinola, 2020; Di Pace et al., 2020). در افق زمانی طولانی‌تر، محدودیت تراز پرداخت‌ها از مهم‌ترین عوامل محدودکننده رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه تشخیص داده شده است (Thirlwall, 2011; Massot & Merga, 2022; Garcimartin et al., 2016). روایت غالب درباره آثار تکان‌های رابطه مبادله منفی آن است که وخیم شدن رابطه مبادله باعث بزرگ شدن کسری تراز حساب جاری و مشکلات ناشی از انباشته شدن بدهی‌های خارجی و در نتیجه تامین مالی خارجی می‌گردد، و در نهایت، به کاهش رشد اقتصادی و رکود منجر می‌شود. در این روایت، اثر تکان‌های منفی خارجی در ایجاد محدودیت در زنجیره عرضه^۲ و ایجاد تورم از نوع فشار هزینه مغفول یا کم‌رنگ مانده است. در این‌جا باید متذکر شد که برخی از ویژگی‌های ساختاری اقتصاد، میزان اثرگذاری تکان‌های خارجی را کاهش می‌دهند یا تشدید می‌کنند. برای مثال، دسترسی به بازارهای بین‌المللی مالی و قیمت‌های منعطف آثار تکان‌های رابطه مبادله بر تولید را دست‌کم به‌طور جزئی تخفیف می‌دهند. اما تکان‌های خارجی منفی که باعث اخلاص در زنجیره عرضه می‌شوند (دسترسی به کالاهای واسطه وارداتی) حتی با وجود دسترسی به بازارهای مالی بین‌المللی، آثار رکودی و تورمی قابل‌توجهی در کشورهای پیشرفته و در حال توسعه دارند. در ادامه، لازم است به چند ویژگی ساختاری اقتصاد ایران اشاره کنیم و مروری بر روند متغیرهای کلان و نوسانات اقتصادی داشته باشیم. از ویژگی‌های اقتصاد ایران، وابستگی به صادرات نفتی، ساختار تولیدی متمرکز بر فرآوری نهایی، و وابستگی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی و همچنین بازارهای مالی کم‌عمق است که باعث می‌شوند وقوع تکان‌های منفی خارجی و تکان رابطه مبادله از مهم‌ترین محرک نوسانات اقتصادی و چرخه‌های تجاری باشند (Mehrra & Oskoui, 2007). بنابراین، تکان‌های منفی خارجی و متعاقباً تغییرات نرخ

۱. نسبت قیمت کالاهای وارداتی به صادراتی.

ارز از مهم‌ترین محرک‌های چرخه‌های تجاری در ایران هستند (Laudati & Pesaran, 2021) که نه فقط بر میزان خالص واردات کشور تاثیرگذار است، بلکه ارزش دارایی‌ها و بدهی خارجی خانوار و بنگاه‌ها را تغییر می‌دهد (Jalali-Naini & Naderian, 2020).

در این بخش برای دریافتن اهمیت نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی در ساختار تولید داخلی به بررسی داده و ستانده بخش صنعتی در ایران پرداخته می‌شود (به دلیل وجود داده‌های کالاهای واسطه‌ای به تفکیک وارداتی و داخلی در بخش صنعتی به‌طور نمونه از این بخش استفاده شده است).^۱ ساختار تولید در این بخش وابستگی قابل‌ملاحظه‌ای به کالاهای واسطه خارجی (در کنار کالاهای واسطه‌ای داخلی) دارد. شکل (۱)، نشان می‌دهد که به‌طور متوسط نسبت داده‌های بخش صنعت به ستانده‌های آن ۶۰ درصد است. این نسبت از سال ۱۳۸۰ تا به حال افزایشی بوده، به‌طوری که این رقم به حدود ۸۰ درصد نیز در سال‌های ۱۳۹۲ رسیده است که نشان‌دهنده داده‌محور بودن تولیدات صنعتی است.



شکل ۱: نسبت ارزش داده به ارزش ستانده در بخش صنعت

منبع: داده‌های مرکز آمار

۱. به پیوست (۲) رجوع شود.

نسبت داده‌ها به ستانده بخش صنعت و سهم کالاهای واسطه و مواد اولیه از داده‌های بخش صنعت نشان‌دهنده میزان وابستگی تولید به مواد اولیه و کالاهای واسطه تولید است. مواد اولیه و کالاهای واسطه تولید سهم بسیار بالایی از داده‌های بخش صنعت دارند.^۱ پس اهمیت این کالاها در فرایند تولیدات داخلی و تامین اولین حلقه از زنجیره عرضه در بُعد کلان بسیار زیاد است. در ادامه نیاز است که با تفکیک سهم کالاهای واسطه‌ای وارداتی از کل کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز بنگاه‌های صنعتی، میزان وابستگی بخش صنعت به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی (که قیمت آن‌ها تحت تاثیر تغییرات نرخ ارز است) به دست آید. همان‌طور که در **شکل (۲)** مشاهده می‌شود، درصد کالاهای واسطه‌ای وارداتی بخش صنعت، که به عنوان شاخص وابستگی مطرح می‌شود، در سال‌های ۱۳۵۸ رقم قابل توجه ۹۰ درصد بوده است و هم‌زمان با انقلاب اسلامی ۱۳۵۷ و شروع جنگ تحمیلی به ایران این مقدار افت قابل ملاحظه‌ای داشته است. بعد از اتمام جنگ تحمیلی با شروع فعالیت‌های توسعه‌ای این میزان افزایش چشمگیری پیدا کرده و در دهه ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ به‌طور متوسط حدود ۵۰ درصد بوده است. بنابراین، با بررسی شاخص مربوطه که تنها شامل بخش صنعت است، می‌توانیم به اهمیت کالاهای واسطه‌ای وارداتی در فرایند تولیدات داخلی پی ببریم.

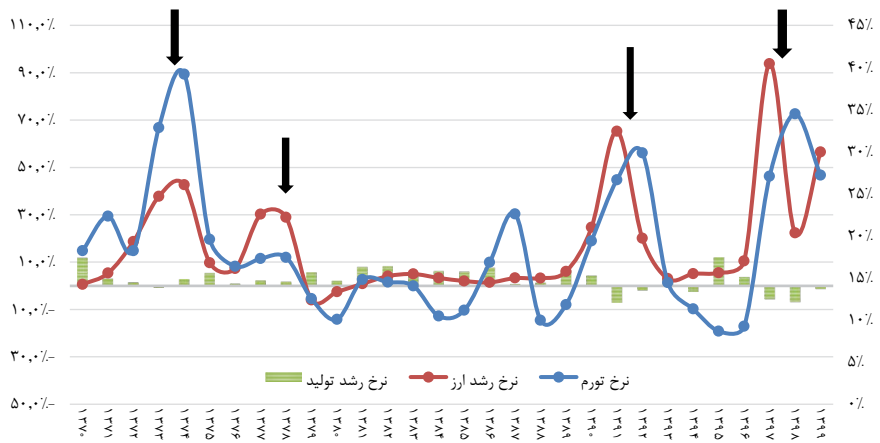


شکل ۲: درصد کالای واسطه وارداتی صنعت (شاخص وابستگی)

منبع: داده‌های مرکز آمار تا سال ۱۳۹۴

۱. به پیوست (۳) رجوع شود.

به‌طور خلاصه، مشاهدات آماری داده و ستانده بخش صنعت حاکی از نسبت بالای ارزش داده‌ها به ستانده (به‌طور متوسط بالای ۶۰ درصد) در بخش صنعت و سهم بالای مواد اولیه و کالاهای واسطه از داده‌های تولیدی بخش صنعت (داده‌محور بودن بخش صنعت) است.^۱ همچنین، شاخص وابستگی نشان‌دهنده سهم قابل‌توجه کالاهای واسطه وارداتی از کل کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز بخش صنعت است. **شکل (۳)**، از داده نرخ رشد تولید، نرخ رشد ارز، و نرخ تورم ایران در دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ به صورت سالانه به‌دست آمده است. در این شکل، تولید و تورم بر پایه سال ۱۳۸۳ و نرخ اسمی دلار بازار غیررسمی به عنوان نرخ ارز مد نظر است و محور سمت راست نرخ رشد تولید است. می‌توان استنباط کرد که اقتصاد ایران در چند دوره مختلف با جهش‌هایی در نرخ ارز و نرخ تورم روبه‌رو بوده و همزمان در این دوره‌ها نرخ رشد اقتصادی کاهش یافته است (سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۳، ۱۳۹۳-۱۳۹۴، و ۱۳۹۹-۱۳۹۷) کاهش رشد اقتصادی و افزایش نرخ تورم، که از خصیصه‌های رکود تورمی است، در این برهه‌های زمانی قابل‌مشاهده است. در نتیجه، چرخه‌های تجاری در ایران، برخلاف اقتصادهای پیشرفته^۲، عمدتاً مبتنی بر رکود همراه با تورم بوده است.



شکل ۳: نرخ رشد تولید، نرخ رشد ارز، و نرخ تورم

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

۱. به پیوست (۳) رجوع شود.

۲. داده‌های چرخه‌های تجاری در کشورهای پیشرفته نشان می‌دهد که دوره‌های رکود اقتصادی عمدتاً با کاهش تورم روبه‌رو بوده است. در واقع، رکودهای اقتصادی از جانب کاهش تقاضای کل در اقتصاد است.

معمولاً نرخ ارز اولین تاثیرپذیرنده از تکانه‌های خارجی یا رابطه مبادله است. در الگوهای شناخته‌شده‌ای چون دورنبوش^۱ (۱۹۷۶) و فرنکل و رودریگز^۲ (۱۹۸۲)، تغییرات نرخ ارز بر تولید و سطح قیمت‌ها اثرگذار است، اما مجرای اثرگذاری آن از بخش تقاضای کل است. این چارچوب برای اقتصادهایی که نرخ ارز و تجارت خارجی به نسبت باثباتی دارند و تغییرات هزینه کالاهای واسطه‌ای نسبت به دستمزد نیروی کار مسلط بر تعیین قیمت بنگاه‌ها نیست، کاربرد مناسبی دارد. در الگوی فوربس و همکاران^۳ (۲۰۱۸)، منشأ ایجاد تکانه ارزی در میزان اثرگذاری بر تورم مهم است. در این مطالعه نشان داده می‌شود که تغییرات تقاضای کل و شوک‌های سیاست پولی داخلی از طریق اثرگذاری بر نرخ ارز، تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهند. در الگوهای مرسوم اقتصاد باز نوکینزی^۴ نیز که معطوف به نوسانات اقتصادی کوتاه‌مدت و میان‌مدت (چرخه تجاری) هستند، قیمتگذاری بنگاه‌ها (یا فرانشین قیمت^۵) عموماً بر پایه هزینه‌های تولیدی بنگاه‌ها ناشی از هزینه‌های نیروی کار یا تفاوت قیمت‌های داخلی و خارجی (برای بنگاه‌های واردکننده) انجام می‌شود (Monacelli, 2005; Justiniano & Preston, 2010) و ساختار هزینه نهایی بنگاه‌های تولیدی به‌طور مستقیم از نرخ ارز متاثر نمی‌شود. اما وابستگی ساختار تولیدات داخلی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی موجب تاثیرپذیری زنجیره عرضه و هزینه نهایی بنگاه‌ها از نرخ ارز می‌شود (Ekholm et al., 2012). تکانه‌های منفی خارجی با افزایش رابطه مبادله و نرخ ارز، علاوه بر افزایش هزینه واردات کالاهای مصرفی به عنوان بخشی از کل مصرف، هزینه واردات کالاهای واسطه‌ای برای تولید داخلی را افزایش می‌دهد و از این طریق سطح قیمت‌ها و عرضه کل اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بر اساس این، مجاری اثرگذاری نرخ ارز و سازوکارهای انتشار آن تنها محدود به سمت تقاضای اقتصاد نخواهد بود و از طریق تغییر در ساختار هزینه‌ای بنگاه‌ها (هزینه کالاهای واسطه‌ای) و متعاقباً منحنی فیلیپس، تاثیرات عمیق‌تری بر تولید و بنابراین بر متغیرهای اقتصاد کلان (در مقایسه با الگوهای باز نوکینزی متعارف) خواهد داشت. در اقتصاد ایران نیز زنجیره عرضه اقتصاد در بُعد کلان وابستگی قابل توجهی به داده‌های^۶ وارداتی دارد. برای مثال، طی سال‌های اخیر در پی افزایش نرخ ارز، هزینه کالاهای واسطه‌ای وارداتی به‌طور میانگین نرخ رشدی بسیار بیش‌تر از نرخ رشد دستمزد نیروی کار داشته است، به‌طوری که نرخ رشد حداقل دستمزد در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ حدود ۳۵ درصد

1. Dornbusch
2. Frenkel & Rodriguez
3. Forbes et al.
4. Canonical Open New Keynesian Model
5. Markup
6. Input

بوده، اما در همین مدت قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی بیش از سه برابر شده است (خبرگزاری ایرنا، ۱۳۹۹). در نتیجه، لحاظ کردن اثرات هزینه‌ای کالاهای واسطه‌ای در ساختار عرضه بنگاه‌ها به صورت مجزا از سایر هزینه‌ها می‌تواند به تبیین بهتر تغییرات تولید، نرخ تورم، و توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران کمک کند.

با توجه مطالب ارائه‌شده در بخش یکم، در ادامه در بخش دوم مروری بر پیشینه پژوهش و تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات مرتبط با آن خواهیم داشت. در بخش سوم، الگوی پژوهش و در بخش چهارم حل الگو و استخراج خروجی‌های پژوهش را خواهیم داشت. در آخر نیز تفسیر نتایج به‌دست‌آمده از حل و شبیه‌سازی الگو ارائه می‌گردد.

پیشینه پژوهش

گالی و موناچلی^۱ (۲۰۰۵)، به بررسی سیاست پولی در یک اقتصاد کوچک باز می‌پردازند که بر اساس آن چارچوب کلی مدل‌های تعادل عمومی اقتصاد کلان باز معرفی می‌شود. این مطالعه مبنایی برای الگوهای اقتصاد کلان باز نوکینزی فراهم می‌آورد که الگوی پایه پژوهش حاضر نیز برگرفته از الگوی همین پژوهش است. آنچه این الگو فراهم کرده است، بستر تحلیل چرخه‌های تجاری برای یک اقتصاد باز کوچک است که تاثیر چندانی بر اقتصاد جهانی ندارد و بالعکس، از تغییرات متغیرهای اقتصاد جهانی تاثیرپذیر است. در الگوی مذکور، در بخش عرضه هزینه نهایی بنگاه‌ها ناشی از دستمزد نیروی کار است و نهاده‌های واسطه‌ای نقشی در تولید بنگاه‌ها ندارند.

در بحث اثرگذاری تکانه‌های رابطه مبادله کاس و ریزمن^۲ (۲۰۰۱)، به بررسی نقش نرخ ارز و نوسانات آن بر ادوار تجاری کشورهای آفریقایی می‌پردازند. آن‌ها از طریق تکانه‌های رابطه مبادله سعی در توضیح نوسانات اقتصادی کشورهای آفریقایی دارند. سازوکار انتشار تکانه‌های رابطه مبادله در این پژوهش از طریق کالاهای واسطه و سرمایه‌ای وارداتی است که نقش مهمی برای تولیدات داخلی کشورهای آفریقایی ایفا می‌کنند. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده سهم ۵۰ درصدی شوک‌های رابطه مبادله در نوسانات تولید کل کشورهای آفریقایی است. مطالعات سنبتا (۲۰۱۱؛ ۲۰۱۳)^۳، با لحاظ کردن نقش نهاده‌های وارداتی در ساختار تولید بنگاه‌های داخلی و همچنین محدودیت منابع ارزی

1. Gali & Monacelli
2. Kose & Riezman
3. Senbeta

برای کشورهای کم‌درآمد^۱ (آفریقای زیرصحرایی)^۲ به بررسی نحوه واکنش متغیرهای اقتصاد در پی اصابت تکانه‌های داخلی و خارجی پرداخته است. محدودیت منابع ارزی در این الگو بخشی است که بنگاه‌های واردکننده را در واردات کالاهای مصرفی و واسطه‌ای محدود می‌کند. از آن‌جا که تولیدات داخلی صرفاً وابسته به نیروی کار و نهاده واسطه‌ای خارجی است، با محدودیت منابع ارزی نیاز بنگاه‌های تولیدی داخلی به نهاده واسطه‌ای وارداتی به‌طور کامل تامین نمی‌شود، و این امر می‌تواند بر نوسانات تولید اثرگذار باشد. نتیجه این پژوهش حاکی از آن است که وجود قید محدودیت منابع ارزی در الگوی مورد نظر توانایی بهتری در توضیح نوسانات اقتصادی کشورهای زیرصحرایی آفریقا دارد. وجود نهاده‌های واسطه‌ای و تفکیک میان کالاهای واسطه داخلی و خارجی در فرایند تولید داخلی نیازمند الگوسازی متفاوت نهاده‌های تولیدی برای بنگاه‌های داخلی است. برای این منظور نیاز است نهاده واسطه‌ای بنگاه‌های داخلی به دو بخش تقسیم شود. یکی از راه‌های این کار استفاده از تابع CES^۳ برای این نهاده‌هاست. این روش در پژوهش **برگولت و همکاران**^۴ (۲۰۱۹) و همچنین **بالک و براون**^۵ (۲۰۱۸) مشاهده می‌شود. در پژوهش **برگولت و همکاران** (۲۰۱۹)، چرخه‌های تجاری برای یک کشور صادرکننده نفت مورد مطالعه قرار گرفته است و بنگاه‌های تولیدکننده کالای مصرفی در این الگو از دو نوع نهاده داخلی و وارداتی استفاده می‌کنند. نتایج پژوهش بر مبنای داده‌های اقتصاد نروژ نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت سهم بالایی در نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان نروژ دارند. همچنین، انضباط مالی مناسب در کشورهای صادرکننده نفت (نروژ) می‌تواند اثرات مخرب تکانه‌های قیمت نفت را در اقتصاد داخلی کاهش دهد.

یکی از مطالعات مرتبط با بحث تفکیک کالاهای وارداتی در چارچوب الگوی اقتصاد باز نوکینزی پژوهش **کریستیانو و همکاران**^۶ (۲۰۱۱) است. در این پژوهش، اصطکاک‌هایی^۷ در بازار سرمایه و همچنین در بازار نیروی کار به الگوی پایه اقتصاد باز نوکینزی اضافه شده است تا پویایی‌های چرخه‌های تجاری را برای یک اقتصاد باز کوچک توضیح دهد. نحوه الگوسازی کالاهای وارداتی به تفکیک نقش کالاهای واسطه وارداتی در بخش سرمایه‌گذاری و تولید کالاهای مصرفی است. زمانی

1. Low Income Countries
2. Sub-Saharan Africa
3. Constant Elasticity of Substitution Function
4. Bergholt *et al.*
5. Balke & Brown
6. Christiano *et al.*
7. Friction

که میان کالاهای وارداتی تمایز قائل می‌شویم، قیمت‌های نسبی جدیدی به‌وجود می‌آیند که فرایند تصمیم‌گیری واردات را برای بنگاه‌های واردکننده پیچیده می‌کند. **لاوداتی و پسران (۲۰۲۱)**، به شناسایی و ارزیابی کمی اثرات مستقیم و غیرمستقیم تحریم‌ها بر اقتصاد ایران طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۲۰ پرداختند. این مطالعه از متغیر شدت تحریم‌ها در فرم خلاصه‌شده معادلات و همچنین در مدل‌های خودتوضیح برداری ساختاری برای شناسایی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌ها (اثرات مستقیم و غیرمستقیم) بر نرخ ارز، رشد عرضه پول، تورم، و رشد تولید استفاده می‌کند. طبق نتایج به‌دست‌آمده، نرخ ارز عامل تاثیرگذار بر تورم است و تحریم‌های اقتصادی از مجرای افزایش نرخ ارز باعث افزایش تورم و کاهش تولیدات در اقتصاد ایران شده است.

درباره موضوع رکود تورمی و علل به‌وجود آمدن در اقتصاد ایران پژوهش‌هایی انجام شده است که از جمله آن می‌توان به **رحمتی و همکاران (۲۰۱۵)** اشاره کرد. در این پژوهش، برای پی بردن به عوامل اصلی وقوع رکود تورمی ایران (در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲) از یک الگوی کمی نوسانات اقتصادی در سنت الگوهای ادوار تجاری استفاده شده است. چهار شکاف بهره‌وری، نیروی کار، سرمایه‌گذاری، و مخارج دولت به تفکیک در قالب یک الگوی تعادل عمومی محاسبه می‌شوند. این چهار شکاف به‌ترتیب اصطکاک‌های موجود را در بهره‌وری، بازار کار، سرمایه‌گذاری، و مخارج دولت نمایندگی می‌کنند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شکاف بهره‌وری علت اصلی نوسانات تولید و سرمایه‌گذاری و تا حد کمی نوسانات نیروی کار است و شکاف نیروی کار نیز عامل اصلی توضیح‌دهنده نوسانات بازار کار است. پس شکاف بهره‌وری که می‌تواند به دلیل وجود اصطکاک‌های تامین مواد اولیه تولید ایجاد شده باشد و در این پژوهش به عنوان عامل به‌وجودآورنده شکاف بهره‌وری معرفی شده، نقش مهمی در توضیح چرخه‌های تجاری مبتنی بر رکود تورمی در ابتدای دهه ۱۳۹۰ داشته است. **باستانی‌فر و میرزایی (۲۰۱۴)**، دلایل رکود تورمی در ایران را علاوه بر بهره‌وری پایین نیروی کار، ناسازگاری بین‌زمانی سیاست پولی معرفی می‌کنند. طبق نتایج پژوهش، رکود تورمی طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۷۳، ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹، و ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ در اقتصاد ایران مشاهده شده است و اصلی‌ترین دلیل رکود تورمی مرتبط با افزایش حجم نقدینگی نبوده، بلکه سیاست‌های مصلحت‌گرایانه پولی از طریق بروز پدیده ناسازگاری زمانی به دوره‌های طولانی رکود تورمی منجر شده است.

میزان تاثیرگذاری کالاهای واسطه‌ای وارداتی به عنوان حلقه ابتدایی زنجیره عرضه بر فرایند تولید موضوعی است که می‌تواند اهمیت مجرای نهاده‌های واسطه‌ای را بر میزان تولید و قیمت بنگاه‌ها تعیین کند. از مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است می‌توان به **یوسفی و خادم (۲۰۱۷)** اشاره

کرد. در این پژوهش با استفاده از مدل لوجیت با اثرات ثابت و اطلاعات آماری صنایع کارخانه‌ای ایران، تاثیر متغیرهای کالاهای واسطه وارداتی، هزینه نیروی کار، هزینه سرمایه (نرخ بهره بانکی)، نرخ ارز، بهره‌وری، و درآمد نفت بر قیمت و تولید این صنایع مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده تاثیر مثبت و معنادار متغیرهای یادشده (به‌استثنای بهره‌وری نیروی کار) بر روند تورم رکودی صنایع کارخانه‌ای در ایران است. همچنین، مهم‌ترین عواملی که سبب بروز عرضه رکود تورمی در صنایع کارخانه‌ای ایران می‌شوند مربوط به مجموعه مواردی هستند که شامل افزایش هزینه واردات کالاهای واسطه‌ای (به دلایل مختلف از جمله تحریم‌های بین‌المللی، افزایش قیمت نهاده‌های واسطه‌ای در نتیجه افزایش نرخ ارز)، محدودیت‌های تامین منابع ارزان‌قیمت، همچنین بالا بودن هزینه پرداختی به نیروی کار در شرایط کاهش تولید، وجود نیروی کار مازاد یا بیکاران پنهان، و بالا بودن هزینه سرمایه به دلیل افزایش نرخ بهره بانکی است. **نخلی و همکاران**^۱ (۲۰۲۰). به بررسی اثر تاثیرات تحریم‌های بین‌المللی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران پرداختند. در این پژوهش که با رویکرد DSGE انجام گرفته است، تحریم‌های فروش نفت و روابط مالی با اقتصاد جهانی باعث کاهش تولید و صادرات غیرنفتی و افزایش تورم شده است. همچنین، سرمایه‌گذاری خارجی و دولتی با کاهش همراه بوده و کسری بودجه دولت با وجود تحریم‌ها افزایش پیدا کرده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تحریم‌ها، که با افزایش نرخ ارز همراه است، در بخش پولی باعث کاهش نسبت ذخایر ارزی بانک مرکزی به پایه پولی شده است.

الگوی پژوهش

ابعاد مختلف الگو و مجاری تاثیرگذار بر ایجاد رکود تورمی در الگوی پژوهش

برای پاسخ به این پرسش که چه عواملی در کوتاه‌مدت به وجود آورنده چرخه‌های تجاری کشورها هستند (Nolan & Thoenissen, 2009 Nolan Thoenissen, 2009) و در بُعد اقتصاد کلان چه تبعاتی می‌توانند داشته باشند، باید تکانه‌های ساختاری اقتصاد مورد مطالعه به عنوان عوامل محرک^۲ و سازوکار انتشار آن‌ها در اقتصاد شناسایی شوند (Milani, 2011; Karadimitropoulou, 2018). پژوهش حاضر نیز تحلیل چرخه‌های تجاری مبتنی بر رکود تورمی در ایران است. بنابراین، در ابتدا لازم است

1. Nakhli et al.
2. Driver

چارچوب الگوسازی مناسبی برای تحلیل انتخاب گردد و با نزدیک کردن الگو به ویژگی‌های اقتصاد ایران، عوامل محرک چرخه‌ها و مجاری انتشار آن در اقتصاد تعیین شود تا در ادامه بستر مناسبی برای تجزیه و تحلیل چرخه‌های تجاری در ایران فراهم گردد. الگوهای اقتصاد باز نوکینزی در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی^۱ امکان تحلیل نوسانات ارزی مرتبط با تکانه‌های خارجی^۲ (مانند تکانه رابطه مبادله، نرخ بهره خارجی، قیمت‌های جهانی) و سازوکار اثرگذاری آن بر متغیرهای اقتصاد کلان را فراهم می‌آورند (Gali & Monacelli, 2016). هرچند این دسته از الگوها چارچوب مناسب‌تری برای تجزیه و تحلیل چرخه‌های تجاری فراهم می‌آورند، اما جهان‌شمول نیستند و لازم است که الگوی مورد استفاده متناسب با ویژگی‌ها و ساختارهای اقتصاد مورد مطالعه تصریح گردد.

رکود تورمی در چارچوب‌های متفاوتی امکان تحلیل و بررسی دارد. مجرای انتظارات تورمی، تکانه‌های فشار هزینه، تکانه‌های بهره‌وری در اقتصاد یا سازوکارهای موجود در بیماری هلندی قابلیت توضیح‌دهندگی این پدیده را دارند (Grubb et al., 1982; Olson, 1982; Matsen & Torvik, 2005; Khan & Knotek, 2015). با توجه به ویژگی چرخه‌های تجاری و حقایق آماری مورد بررسی در بخش تولیدات اقتصاد ایران، هدف این پژوهش معرفی مجرای متفاوتی برای توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران است. در واقع، پژوهش حاضر به نقش پراهمیت اختلال در عرضه کالاهای واسطه‌ای و ارداتی و داخلی به عنوان اولین حلقه از زنجیره عرضه در تشدید تورم رکودی توجه ویژه‌ای دارد؛ این‌که مجرای هزینه‌ای کالای واسطه‌ای و ارداتی به عنوان جزئی از هزینه نهایی تولید بنگاه‌ها، در هنگام بروز تکانه‌های منفی خارجی (تحریم‌های اقتصادی)، به‌طور معناداری توان تاثیرگذاری بر کاهش عرضه اقتصاد (شیفت منحنی عرضه اقتصاد به بالا) دارد یا خیر. آنچه در این پژوهش حائز اهمیت است، تاثیر تحریم‌های اقتصادی به عنوان یکی از تکانه‌های منفی خارجی از مجرای تغییرات قیمتی و مقداری کالاهای واسطه‌ای و ارداتی بر بخش عرضه اقتصاد است. به این صورت که بروز تحریم‌های اقتصادی با افزایش نرخ ارز و هزینه‌های مبادلاتی (به دلیل محدودیت‌های تجاری) باعث افزایش قیمت نهاده‌های واسطه‌ای و ارداتی (قیمت تمام‌شده تولیدات داخلی) و کاهش میزان واردات آن‌ها و در نتیجه، فشار بالاتر بر هزینه تولید می‌گردد (Williamson, 2008) و از آن‌جا که افزایش هزینه تولید بر افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده تاثیرگذار است، در نهایت مجرای کالاهای واسطه‌ای و ارداتی به عنوان اولین حلقه از زنجیره تولید داخلی این‌گونه به افزایش تورم و کاهش تولید منجر می‌شود. پژوهش‌هایی چون

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
2. Foreign Shocks

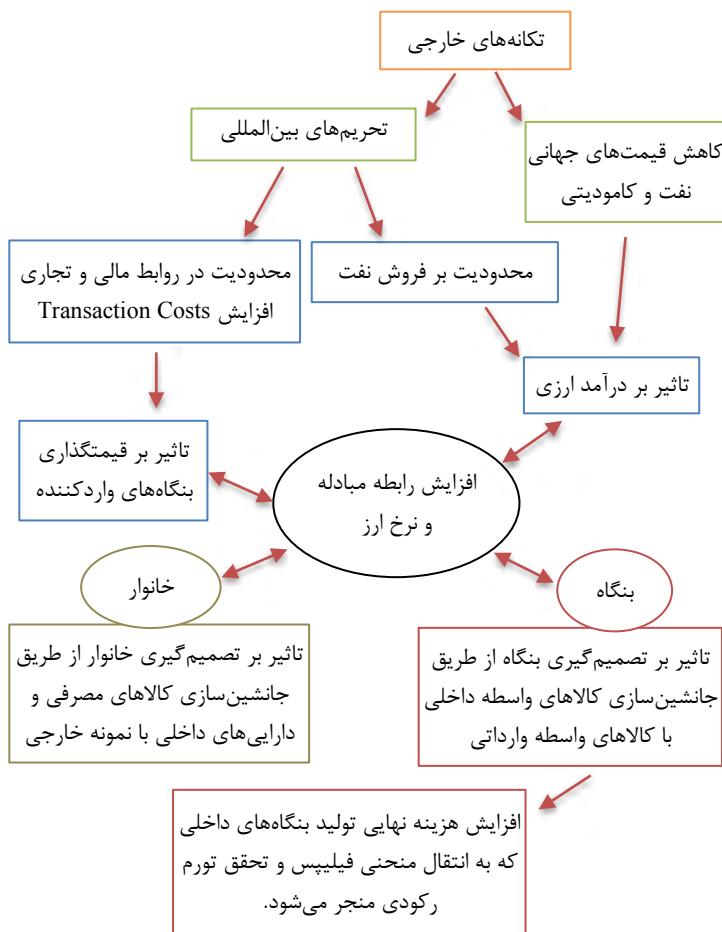
لاداتی و پسران (۲۰۲۱)، رحمتی و همکاران (۲۰۱۵)، و نخلی و همکاران (۲۰۲۰) به اثر تکانه‌های خارجی از مجرای بخش عرضه، به‌طوری که در بالا بیان شد، نمی‌پردازند.

پژوهش پیشارو در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با تفکیک کالاهای وارداتی به کالاهای مصرفی وارداتی در سبد مصرف خانوار و کالاهای واسطه‌ای وارداتی به عنوان بخشی از زنجیره عرضه در بُعد اقتصاد کلان و با تعمیم مسئله بهینه‌یابی بنگاه‌ها از طریق تلفیق کالاهای واسطه‌ای وارداتی و داخلی در تابع تولید بنگاه‌ها و در نهایت استخراج رابطه فیلیپس تعمیم‌یافته، سعی در بررسی اثرات افزایش نرخ ارز بر تورم (هزینه نهایی بنگاه) و شکاف تولید دارد تا بتواند رکود تورمی مشاهده‌شده در داده‌های اقتصاد ایران را در پی تکانه‌های منفی خارجی توضیح دهد. تغییرات نرخ ارز و به تبع آن متغیرهای اقتصاد کلان در ایران طی دهه‌های گذشته عمدتاً تحت تاثیر تغییرات برون‌زای قیمت جهانی نفت و سایر کالاها و تحریم‌های بین‌المللی اقتصادی بوده است. البته در این رابطه لازم است تفکیکی میان اثرات تغییرات برون‌زای قیمت جهانی نفت و کالاها ذیل تکانه‌های رابطه مبادله و تحریم‌های اقتصادی قائل شد که در پژوهش حاضر این کار انجام شده است. اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی و تبعات آن برای اقتصاد تنها محدود به کاهش درآمدهای نفتی نبوده است، و در واقع از طریق محدودیت روابط تجاری و مالی با خارج، اخلال در زنجیره عرضه و افزایش هزینه مبادله می‌تواند ابعاد وسیع‌تری را شامل شود.

شکل (۴)، چگونگی اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی از مجرای تغییرات قیمتی و مقداری کالاهای واسطه‌ای وارداتی بر بخش عرضه اقتصاد و تفاوت آن با تکانه‌های رابطه مبادله را در الگوی حاضر نشان می‌دهد. تکانه‌های منفی خارجی به دلایل مختلفی می‌توانند بروز کنند. تنش‌های سیاسی، تحریم‌های بین‌المللی حوزه روابط مالی یا فروش مواد اولیه مانند نفت، تکانه‌های توفیق ناگهانی^۱ و مواردی از این دست از عواملی هستند که می‌توانند بر قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی کشور و رابطه مبادله تاثیرگذار باشند. در این الگو با توجه به شرایط اقتصاد ایران، تحریم‌های اقتصادی به عنوان یکی از تکانه‌های خارجی عامل محرک چرخه تجاری است که از یک‌سو، از طریق کاهش درآمد نفتی بر درآمد کل کشور تاثیر می‌گذارد و از سوی دیگر، باعث افزایش قیمت‌گذاری بنگاه‌های واردکننده از جانب افزایش هزینه‌های مبادله^۲ می‌شود و در نهایت این دو عامل، محرک ایجاد تغییرات متغیرها در الگو می‌شوند که در بخش الگوی پژوهش و بعد از به‌دست آمدن توابع واکنش آنی متغیرها به‌طور

1. Sudden Stop
2. Transaction Cost

مفصل در رابطه با آن بحث می‌شود.^۱



شکل ۴: مجاری اثرگذاری تکانه‌های خارجی (بر مبنای الگوی پژوهش)

نکته مهم دیگر در این پژوهش، توجه به امکان جانشینی کالاهای واسطه داخلی و خارجی

۱. برای بررسی تغییرات رابطه مبادله و قیمت کالاهای وارداتی همزمان با وضع تحریم‌های بین‌المللی و آخرین جهش‌های ارزی به پیوست (۴) و (۵) رجوع شود.

از طریق سهم آن‌ها در تولید است که بر مسیر تعدیل اقتصاد پس از بروز تکانه منفی خارجی اثر می‌گذارد و از عوامل اثرگذار بر شدت رکود تورمی است. در الگوی حاضر، نشان خواهیم داد که وابستگی بالای تولید به واردات کالاهای واسطه‌ای (ناتوانی اقتصاد برای تولید و جایگزینی کالاهای واسطه داخلی) را می‌توان از عوامل تشدید رکود تورمی در اثر افزایش نرخ ارز دانست. زمانی که به دلیل تحریم‌های اقتصادی قیمت کالاهای واسطه وارداتی افزایش و واردات آن‌ها کاهش می‌یابد، بنگاه‌های داخلی به صورت بالقوه می‌توانند با جانشین‌سازی این کالاها با کالاهای واسطه داخلی به سطح تولید مطلوب خود برسند. هر چه در ساختار تولید سهم کالاهای واسطه وارداتی از کل کالاهای واسطه مورد نیاز بنگاه‌ها بیش تر یا ککش جانشینی میان کالاهای واسطه داخلی و وارداتی کم تر باشد، بنگاه‌های فعال در اقتصاد امکان کم‌تری برای هموارسازی یا خنثا کردن اثر منفی تکانه‌های خارجی خواهند داشت. پس با بروز تکانه منفی خارجی، متعاقباً قیمت کالاهای وارداتی واسطه‌ای افزایش و مقدار واردات آن کاهش یافته است که علاوه بر اثر تورمی ذکر شده، افت نرخ رشد اقتصادی را به همراه داشته است. بالا بودن درجه وابستگی باعث افت بیش تر تولید و افزایش بیش تر نرخ تورم می‌گردد. این موضوع بعد از نتایج به دست آمده از شبیه‌سازی متغیرها و تحلیل حساسیت پارامتر مربوطه با جزئیات بیش تر مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

پژوهش حاضر بر مبنای یک الگوی اقتصاد باز نوکینزی و بر پایه مطالعه گالی و موناچلی (۲۰۰۵) و موناچلی (۲۰۰۵) است، با این تفاوت که در بخش عرضه، تفاوت‌های اساسی با پژوهش‌های اشاره شده دارد تا بتواند اهداف پژوهش را برآورده سازد. الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی این پژوهش شامل بخش خانوار، بنگاه داخلی تولیدکننده کالای نهایی، بنگاه داخلی تولیدکننده کالاهای واسطه، بنگاه واردکننده کالاهای واسطه‌ای و مصرفی، دولت، و بانک مرکزی است. گسترش بخش عرضه با لحاظ بنگاه‌های مذکور و به منظور تفکیک نهاده‌های واسطه‌ای داخلی و خارجی صورت گرفته است. در ادامه، به معرفی بخش‌های مختلف الگو پرداخته می‌شود.

خانوار

مطلوبیت خانوار تابع مصرف کل و عرضه نیروی کار و تراز حقیقی پول است و خانوار در هر دوره درباره میزان مصرف و عرضه نیروی کار تصمیم‌گیری می‌کند. همچنین، با توجه به قید بودجه بین دوره‌ای خانوار در هر دوره دو نوع اوراق قرضه داخلی و خارجی برای سرمایه‌گذاری در دسترس دارد که این دو متغیر به علاوه میزان نگهداری پول حقیقی هم به متغیرهای تصمیم خانوار اضافه

می‌شوند.

$$U_t \left(C_t, l_t, \frac{M_o_t}{p_t} \right) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \eta \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \frac{M_o_t^{1-k}}{1-k} \quad (1)$$

در روابط بالا C_t مصرف کل، $\frac{M_o_t}{p_t}$ تراز حقیقی پول، L_t نیروی کار، β عامل تنزیل، σ معکوس کشش جانشینی مصرف، η پارامتر ثابت، φ عکس کشش عرضه نیروی کار، و k کشش تراز حقیقی پول است. رابطه (۲) قید بودجه خانوار:

(۲)

$$P_t C_t + B_t + \varepsilon_t B^*_t + M_o_t \leq W_t L_t + (1 + r_{t-1}) B_{t-1} + \varepsilon_t (1 + r^*_{t-1}) B^*_{t-1} \phi_t(d_t) + M_o_{t-1} + T_t$$

در رابطه قید بودجه P_t شاخص کل قیمت، B_t اوراق قرضه داخلی، ε_t نرخ ارز اسمی، B^*_t اوراق قرضه خارجی، W_t نرخ دستمزد اسمی، r_t نرخ بازدهی اوراق قرضه داخلی، r^*_t نرخ بازدهی اوراق قرضه خارجی، d_t در واقع، T_t خالص پرداخت‌های انتقالی، و ϕ_t تابعی فزاینده از بدهی خارجی است. در واقع، $\phi_t(d_t)$ نشان‌دهندهٔ ریسک بدهی خارجی^۱ و $\bar{\phi}_t$ تکانه صرف ریسک^۲ است که از فرایند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند.

$$\phi_t(d_t) = \exp[-\chi(d_t + \bar{\phi}_t)] \quad (3)$$

$$d_t = \frac{\varepsilon_{t-1} B^*_{t-1}}{\bar{Y} P_{t-1}} \quad (4)$$

نتیجهٔ بهینه‌یابی خانوار سه رابطه (۵)، (۶)، و (۷) است که اولی رابطه عرضه نیروی کار خانوار، دومی مسیر بهینه هموارسازی مصرف یا معادله اوپلر، و سومی تقاضای مانده حقیقی پول را نشان می‌دهند. رابطه میان اوراق قرضه داخلی و خارجی، که به رابطه نرخ بهره پوشش نیافته^۳ معروف است، در بخش بعدی معرفی می‌گردد.

$$\frac{\eta L_t^\varphi}{C_t^{-\sigma}} = \frac{w_t}{P_t} \quad (5)$$

$$\beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right] = \frac{1}{R_t}, R_t = (1 + r_t) \quad (6)$$

$$m o^{-k} = C_t^{-\sigma} \frac{r_t}{1 + r_t} \quad (7)$$

مصرف کل خانوار نیز ترکیبی از کالاهای مصرفی داخلی و خارجی است. مصرف کل شامل $C_{H,t}$

1. Debt Elastic Interest Rate Premium
2. Risk Premium Shock
3. Uncovered Interest Rate Parity (UIP)

شاخص مصرف کالای داخلی و $C_{F,t}$ شاخص مصرف کالای خارجی می‌شود. شاخص کالای داخلی و خارجی یک ترکیب وزنی از تعداد زیادی کالای تولید داخل و خارج هستند.^۱

$$C_t = \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\theta}} C_{H,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \alpha^{\frac{1}{\theta}} C_{F,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۸)$$

پارامترهای مهم برای تصمیم‌گیری میان مصرف خارجی و داخلی θ کشش جانشینی میان کالاهای داخلی و خارجی، و α سهم کالای خارجی در شاخص مصرف کل خانوار (درجه باز بودن اقتصاد) هستند. روابط (۹) و (۱۰)، توابع تقاضای بهینه برای شاخص مصرف کالای داخلی و خارجی هستند. $P_{H,t}$ شاخص قیمت کالاهای داخلی و $P_{F,t}$ شاخص قیمت کالاهای خارجی است.

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t \quad (۹)$$

$$C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t \quad (۱۰)$$

در انتها با جایگذاری توابع تقاضای کالاهای مختلف در قیود مسئله، شاخص سطح عمومی قیمت‌های کل به دست می‌آید.

$$P_t = \left[(1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\theta} + \alpha P_{F,t}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۱)$$

شکاف از قانون قیمت واحد، نرخ ارز حقیقی، رابطه مبادله، نرخ بهره پوشش نیافته

یکی از مباحث مطرح شده در پژوهش **موناچلی (۲۰۰۵)** برای تعمیم الگوی پایه گالی و موناچلی (۲۰۰۵)، شکاف از قانون قیمت واحد^۲ برای واردات کالاها از خارج است. در واقع، بنگاه‌های واردکننده که در فضای بازار رقابت انحصاری دارای قدرت قیمتگذاری برای کالاهایشان هستند، نرخ بالتر از آنچه قانون قیمت واحد در شرایط یک بازار رقابتی دیکته می‌کند برای کالاهایشان انتخاب می‌کنند. نتیجه آن که شکاف قیمتی میان قیمت کالای وارداتی به پول داخلی و هزینه خرید همان کالا از خارج کشور ایجاد می‌شود که منبعی برای انحراف از اصل برابری قدرت خرید (ایجاد ناکارایی در الگو) است. رابطه (۱۲)، شکاف از قانون قیمت واحد را نشان می‌دهد. P_t^* شاخص قیمت خارجی به واحد پول خارجی است.

$$\psi_{F,t} = \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_{F,t}} ; \quad (۱۲)$$

۱. بر اساس تابع دیکسیتر استیگلایتر جمع شده‌اند.

آنچه که در پژوهش حاضر حائز اهمیت است، نحوه تصریح رابطه شکاف از قانون قیمت واحد است که متفاوت از حالت مرسوم آن است. تحریم‌های اقتصادی که با کاهش روابط مالی و تجاری با دنیای خارج همراه است، همانند تکانه برون‌زای تجارت جهانی برای اقتصاد داخلی عمل می‌کنند که می‌توانند بر قیمتگذاری بنگاه‌های واردکننده و شکاف از قانون قیمت واحد اثرگذار باشند و از این طریق باعث افزایش رابطه مبادله به ضرر کشور داخلی شوند. به عبارت دیگر، واردکنندگانی که از قدرت قیمتگذاری برخوردار هستند، با بروز تکانه منفی خارجی (تحریم‌های اقتصادی) به دلیل افزایش انتظارات تورمی ناشی از افزایش هزینه‌های مبادله و هزینه جایگزینی کالاهای خریداری شده از خارج، قیمت بیش‌تری برای کالاهای وارداتی لحاظ می‌کنند که این مسئله باعث اختلال در زنجیره عرضه از جانب نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی می‌شود (Williamson, 2008). با توجه به مطالب گفته‌شده، رابطه شکاف از قانون قیمت واحد در این پژوهش به صورت رابطه (۱۳) است. متغیری است که اثر تکانه‌های خارجی (تحریم‌های اقتصادی) را در الگو نمایندگی می‌کند که در ادامه و در معرفی بخش خارجی الگو مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

$$\psi_{F,t} = \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_{F,t}} \cdot \text{sanc_imp}_t \quad (13)$$

نرخ ارز حقیقی که نشان‌دهنده قدرت خرید ارز داخلی نسبت ارز خارجی است، به صورت رابطه (۱۴) تعریف می‌گردد.

$$Q_t = \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_t} \quad (14)$$

نرخ ارز حقیقی نسبت شاخص کل قیمت در خارج به داخل را نشان می‌دهد، اما آنچه در تجارت بین دو کشور از اهمیت بیش‌تری برخوردار است، نسبت قیمت کالاهای وارداتی به قیمت کالاهای صادراتی است که به رابطه مبادله معروف است.

$$S_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (15)$$

در الگوهای باز اقتصاد کلان، امکان نگهداری اوراق قرضه خارجی در کنار اوراق قرضه داخلی برای خانوار داخلی و خارجی وجود دارد. در تعادل، شرط عدم آربیتراژ^۱ میان بازار داخلی و خارجی باعث ایجاد رابطه برابری نرخ بهره پوشش نیافته می‌شود. رابطه (۱۶)، به دلیل وجود ریسک بدهی خارجی (ϕ_{t+1}) با رابطه استاندارد (UIP) تفاوت دارد.

$$\frac{R_t}{R_t^*} = E_t \left(\frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \phi_{t+1} \right) \quad (16)$$

بنگاه‌ها

در این الگو بنگاه‌های تولیدکننده داخلی به دو دسته بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای مصرفی (بنگاه‌های نوع یک) و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه (بنگاه‌های نوع دو) تقسیم می‌شوند. یک بنگاه تولیدکننده کالای نهایی وجود دارد که در شرایط رقابت کامل (تجمیع‌گر کالاهای بنگاه‌های نوع یک) کالاهای تولیدی بنگاه‌های نوع یک را در قالب یک شاخص عمومی تولید به بازار مصرفی عرضه می‌کند. دسته دوم بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه داخلی (بنگاه‌های نوع دو) هستند که شامل تعداد زیادی بنگاه می‌شوند که در یک بازار رقابت کامل به تولید کالای واسطه داخلی می‌پردازند. در واقع، خروجی بنگاه‌های نوع دو، نهاده تولید بنگاه‌های نوع یک را می‌سازد. دسته‌ای دیگر از بنگاه‌ها، بنگاه‌های واردکننده نام دارند که دو نوع کالای مصرفی و واسطه‌ای را برای عرضه به خانوار داخلی (بخشی از سبد مصرف کل) و بنگاه‌های نوع یک (نهاده‌های واسطه‌ای برای تولید کالای مصرفی) وارد می‌کنند.

بنگاه‌های داخلی تولیدکننده کالای مصرفی (بنگاه‌های نوع یک)

خروجی بنگاه‌های نوع یک به عنوان تولید کل کالای نهایی داخلی یا در داخل کشور مصرف یا به خارج صادر می‌شود. تابع تولید این بنگاه‌ها به بهره‌وری عوامل تولید $Z_{H,t}$ ، نیروی کار داخلی $L_{H,t}$ ، و کالای واسطه تولید M_t بستگی دارد.^۱ در روابط زیر $Y_{H,t}(i)$ تابع تولید بنگاه‌های نوع یک، α_1 و α_2 سهم نیروی کار و کالای واسطه در تابع تولید بنگاه نوع یک، $M_{H,t}$ کالای واسطه داخلی، و $M_{F,t}$ کالای واسطه خارجی است. همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد، یکی از مسائل مهم نحوه انتخاب بنگاه نوع یک از کالای واسطه داخلی و خارجی است که به‌طور مستقیم به پارامترهای v و δ بستگی دارد. این پارامترها به ترتیب نشان‌دهنده کشش جانشینی میان کالای واسطه داخلی و خارجی و سهم این کالاها از کل کالاهای واسطه برای بنگاه نوع یک است. برای این منظور از تابع CES برای ترکیب دو نوع کالای واسطه وارداتی و داخلی استفاده شده است (Balke & Brown, 2018).

۱. عامل سرمایه به عنوان نهاده تولید در این تابع گنجانده نشده است. دلیل این امر سهم کوچک تغییرات موجودی سرمایه در توضیح نوسانات تولید در کوتاه‌مدت است. به دلیل آن‌که الگوهای نوکینزی تمرکز بیش‌تری بر روابط کوتاه‌مدت متغیرها و توضیح چرخه‌های تجاری دارند، می‌توان در کوتاه‌مدت از سهم کوچک سرمایه در نوسانات تولید چشم‌پوشی کرد (McCallum Nelson, 1997; Walsh, 2017).

$$Y_{H,t}(i) = Z_{H,t} L_{H,t}(i)^{\alpha_1} M_t(i)^{\alpha_2}, \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (17)$$

$$M_t = \left[(1 - \delta)^{\frac{1}{v}} M_{H,t}^{\frac{v-1}{v}} + \delta^{\frac{1}{v}} M_{F,t}^{\frac{v-1}{v}} \right]^{\frac{v}{v-1}} \quad (18)$$

عامل بهره‌وری بنگاه‌های نوع یک از یک فرایند مانای (1)AR تبعیت می‌کند $(e_{zH,t} \text{ i. i. d } (0, \sigma_{e_{zH,t}}))$

$$\ln Z_{H,t} = \rho_{zH} \ln Z_{H,t-1} + e_{zH,t}, 0 < \rho_{zH} < 1 \quad (19)$$

Y_t تولید کل اقتصاد داخلی است که یا در داخل مصرف می‌شود یا صادر می‌گردد $(Y_t = C_{H,t} + C_{H,t}^*)$

در مرحله بعد باید توابع تقاضای M_t و $L_{H,t}$ برای بنگاه نوعی $i \in [0,1]$ مشخص شود. در ادامه، برای ساده‌سازی از نوشتن اندیس i برای متغیرها خودداری می‌کنیم. با توجه به بهینه‌یابی بنگاه‌ها روابط (۲۰) و (۲۱) توابع تقاضای نیروی کار و کالای واسطه بنگاه‌های نوع یک هستند. $P_{M,t}$ شاخص قیمت کالای واسطه است.

$$L_{H,t} = Z_{H,t}^{-1} Y_{H,t} \left(\frac{P_{M,t}}{W_t} \right)^{\alpha_2} \left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2} \right)^{\alpha_2} \quad (20)$$

$$M_t = Z_{H,t}^{-1} Y_{H,t} \left(\frac{W_t}{P_{M,t}} \right)^{\alpha_1} \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1} \right)^{\alpha_1} \quad (21)$$

همان‌طور که در رابطه (۲۲) دیده می‌شود، هزینه نهایی حقیقی بنگاه‌های نوع یک علاوه بر دستمزد نیروی کار شامل قیمت کالای واسطه به عنوان بخشی از نهاده‌های تولید است.

$$\frac{MC_{H,t}}{P_{H,t}} = \left[\left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1} \right)^{\alpha_1} + \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1} \right)^{-\alpha_2} \right] \frac{P_{M,t}^{\alpha_2} W_t^{\alpha_1} Z_{H,t}^{-1}}{P_{H,t}} \quad (22)$$

ما در ادامه $P_{M,t}$ را بر اساس قیمت کالای واسطه داخلی و خارجی تفکیک می‌کنیم تا اثر کالاهای واسطه وارداتی را از کالای واسطه داخلی در هزینه نهایی بنگاه‌های تولیدی تمییز دهیم. در نهایت، خواهیم دید که چگونه تورم کل این اقتصاد تابعی از هزینه نهایی رابطه (۲۲) و در نتیجه، قیمت‌های خارجی خواهد شد. در مرحله بعد، بنگاه نوع یک باید مخارج تامین نهاده واسطه خود را با انتخاب بهینه میان کالای واسطه داخلی و خارجی کمینه کند. رابطه (۲۳) و (۲۴)، تابع تقاضای کالای واسطه داخلی و خارجی در نتیجه بهینه‌یابی بنگاه نوع یک است. رابطه (۲۵)، شاخص قیمت کالای واسطه را به تفکیک کالای واسطه داخلی و وارداتی نشان می‌دهد.

$$M_{H,t} = (1 - \delta) \left(\frac{P_{M,H,t}}{P_{M,t}} \right)^{-v} M_t \quad (23)$$

$$M_{F,t} = \delta \left(\frac{P_{F,t}}{P_{M,t}} \right)^{-\nu} M_t \quad (24)$$

$$P_{M,t} = [(1 - \delta) P_{M,t}^{1-\nu} + \delta P_{F,t}^{1-\nu}]^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (25)$$

رفتار قیمتگذاری بنگاه‌های نوع یک بر اساس الگوی قیمتگذاری کالو^۱ است، برای بنگاه نوعی $i \in [0,1]$

$$Max_{P_{H,t}^{new}} E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} \theta_H^s \Lambda_{t,t+s} [P_{H,t}^{new} - MC_{H,t+s/t}^n] Y_{H,t+s/t}(i) \right\} \quad (26)$$

$$s.t. Y_{H,t+s/t}(i) = \left(\frac{P_{H,t}^{new}}{P_{H,t+s}} \right)^{-\gamma} (C_{H,t+s} + C_{H,t+s}^*)$$

$$\Lambda_{t,t+s} = \beta^s \left(\frac{C_{t+s}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+s}} \right) \quad (27)$$

$$\frac{1}{R_t} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (28)$$

قیمت جدید بنگاه در صورت مجاز بودن به تغییر است که برای تمام بنگاه‌ها یکسان است، $MC_{H,t+s/t}^n$ هزینه نهایی اسمی، $\Lambda_{t,t+s}$ عامل تنزیل تصادفی، و θ_H احتمال ثابت ماندن قیمت بنگاه‌ها در هر دوره است. با حل مسئله قیمتگذاری بنگاه‌ها به رابطه (۲۹) می‌رسیم.

$$P_{H,t}^{new} = \frac{\gamma}{\gamma - 1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \theta_H^s \Lambda_{t,t+s} Y_{H,t+s/t} MC_{H,t+s}^n}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \theta_H^s \Lambda_{t,t+s} Y_{H,t+s/t}} \quad (29)$$

با توجه به نحوه قیمتگذاری کالو شاخص قیمت کالای مصرفی داخلی برابر است با:

$$P_{H,t} = [(1 - \theta_H) P_{H,t}^{new}]^{1-\gamma} + \theta_H P_{H,t-1}^{1-\gamma} \quad (30)$$

با لگاریتم خطی کردن و ترکیب روابط (۲۹) و (۳۰)، به رابطه منحنی فیلیپس بنگاه‌های نوع یک می‌رسیم. تورم $\pi_{H,t}$ و تورم $\widehat{MC}_{H,t}^r$ هزینه نهایی حقیقی بنگاه‌های تولیدکننده داخلی است.

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \lambda_H \widehat{MC}_{H,t}^r ; \lambda_H = \frac{(1 - \theta_H)(1 - \beta \theta_H)}{\theta_H} \quad (31)$$

لازم به اشاره است که اگر تورم دوره جاری در شاخص قیمت کالاهای مصرفی توسط پارامتر δ_{π_H} به تورم دوره گذشته ارتباط پیدا کند، با طی کردن مراحل مذکور به منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته

(۳۱-۱) می‌رسیم.^۱

$$\pi_{H,t} = \delta_{\pi_H} \pi_{H,t-1} + \beta (E_t \pi_{H,t+1} - \delta_{\pi_H} \pi_{H,t}) + \lambda_H MC_{H,t}^r \quad (1-31)$$

بنگاه‌های داخلی تولیدکننده کالای واسطه‌ای (بنگاه‌های نوع دو)

این دسته از بنگاه‌ها با استفاده از نیروی کار و در فضای رقابت کامل به تولید کالاهای واسطه می‌پردازند. نحوه‌الگوسازی بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه داخلی در قالب یک بازار رقابتی است. میزان عرضه نیروی کار به بنگاه نوع یک و دو با توجه به ثابت بودن دستمزد پرداختی ساده‌سازی شده است. میزان تقاضای کالای واسطه داخلی از مسئله بهینه‌یابی بنگاه‌های نوع یک، طبق روابط (۲۳)، پیشاروی بنگاه‌های نوع دو خواهد بود. برای بنگاه نوعی $k \in [0,1]$ تابع تولید بنگاه نوع دو به صورت زیر است:

$$M_{H,t}(k) = Z_{M,t} L_{M,t}(k) \quad (32)$$

$$\ln Z_{M,t} = \rho_{zM} \ln Z_{M,t-1} + e_{zM,t}, 0 < \rho_M < 1 \quad (33)$$

$Z_{M,t}$ عامل بهره‌وری بنگاه‌های نوع دو از یک فرایند مانای AR(1) تبعیت می‌کند ($e_{zM,t} i.i.d(0, \sigma_{e_{zM,t}})$). مسئله بیشینه‌سازی سود در یک بازار رقابت کامل برای کالاهای نوع دو:

$$\text{Max}_{L_{M,t}(k)} P_{M_H,t} Z_{M,t} L_{M,t}(k) - W_{M,t} L_{M,t}(k), W_t = W_{H,t} = W_{M,t} \quad (34)$$

$$\Rightarrow P_{M_H,t} = \frac{W_t}{Z_{M,t}} = MC_{M,t} \quad (35)$$

در قیمت $P_{M_H,t}$ هر میزان تقاضا از جانب بنگاه‌های نوع یک توسط بنگاه‌های نوع دو تامین خواهد شد. پس بحث قیمتگذاری با توجه به ماهیت رقابتی بازار برای این دسته از بنگاه‌ها مطرح نمی‌شود.^۲

بنگاه‌های واردکننده

بنگاه‌های واردکننده دو دسته کالای مصرفی و واسطه‌ای را با لحاظ فرانشان قیمتی به خانوار

۱. در این شکل از رابطه فیلیپس تورم دوره جاری به دلیل تبعیت از تورم دوره گذشته چسبندگی یا لختی (اینرسی) پیدا می‌کند.

۲. لحاظ قدرت قیمتگذاری برای بنگاه نوع دو تفاوتی را در اصل مسئله ایجاد نمی‌کند. بنابراین، به دلیل ساده‌سازی در محاسبات الگو، ساختار بازاری که در آن فعالیت می‌کنند، رقابتی در نظر گرفته شده است.

داخلی و بنگاه‌های نوع یک عرضه می‌کنند. در الگوی پایه **گالی و موناجلی (۲۰۰۵)**، تفکیکی بین کالاهای وارداتی توسط بنگاه‌های واردکننده صورت نگرفته است، اما در الگوی **سنبتا (۲۰۱۱؛ ۲۰۱۳)**، این تفکیک میان کالاهای وارداتی دیده می‌شود. بنگاه نوعی $j \in [0,1]$ بهینه‌یابی زیر را پیش‌روی خود دارد.

$$Y_{F,t}(j) = M_{F,t}(j) + C_{F,t}(j) \quad (36)$$

$$\text{Min}_{M_{F,t}(j), C_{F,t}(j)} P_{F,t}^* Y_{F,t}(j) - P_{M_{F,t}}^* M_{F,t}(j) - P_{C_{F,t}}^* C_{F,t}(j)$$

$$s.t. Y_{F,t}(j) = \left[(1 - \alpha_5)^{\frac{1}{\zeta}} M_{F,t}(j)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} + \alpha_5^{\frac{1}{\zeta}} C_{F,t}(j)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} \right]^{\frac{\zeta}{\zeta-1}} \quad (37)$$

در روابط بالا $Y_{F,t}(j)$ میزان واردات بنگاه j ام، $P_{F,t}^*$ شاخص قیمت کل خارج، $P_{M_{F,t}}^*$ شاخص قیمت کالای واسطه خارجی، $P_{C_{F,t}}^*$ شاخص قیمت کالای مصرفی خارجی، و α_5 سهم کالای واسطه از کل کالاهای وارداتی است.

$$\text{if } P_t^* = P_{F,t}^* = P_{M_{F,t}}^* = P_{C_{F,t}}^* \Rightarrow M_{F,t}(j) = (1 - \alpha_5) Y_{F,t}(j), C_{F,t}(j) = \alpha_5 Y_{F,t}(j)$$

قیمت کالاهای واسطه و مصرفی خارجی برابر با شاخص قیمت خارجی می‌شود. در نتیجه، در این سطح تفاوتی میان وارد کردن کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای برای واردکننده وجود ندارد و واردکننده بر اساس تابع تقاضایی که از طرف خانوار و بنگاه نوع یک به دست می‌آید، اقدام به وارد کردن کالاها می‌کند.

همانند حل مسئله بهینه‌یابی، بنگاه‌های نوع یک با حل مسئله بهینه‌یابی بنگاه‌های واردکننده بر اساس الگوی قیمتگذاری کالو، به روابط زیر می‌رسیم:

$$\psi_{F,t+s} \text{ لگاریتم خطی شده شکاف از قانون قیمت واحد است که برابر با هزینه نهایی حقیقی } \overline{MC}_{F,t+s}^r \text{ بنگاه واردکننده است.}$$

$$\overline{P}_{F,t}^{new} = (1 - \beta \theta_F) \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta_F)^s \{ E_t (\overline{\psi}_{F,t+s} + \overline{P}_{F,t+s}) \} \quad (38)$$

$$\overline{\psi}_{F,t+s} = \varepsilon_{t+s} P_{F,t+s}^* - P_{F,t+s} + \text{sanc_imp}_t = \overline{MC}_{F,t+s}^r \quad (39)$$

با توجه به نحوه قیمتگذاری کالو شاخص قیمت کالای خارجی برابر است با:

$$P_{F,t} = \left[(1 - \theta_F) P_{F,t}^{new 1-\theta_1} + \theta_F P_{F,t-1}^{1-\theta_1} \right]^{\frac{1}{1-\theta_1}} \quad (40)$$

$P_{F,t}^{new}$ برای تمام بنگاه‌ها یکسان است و θ_F احتمال ثابت ماندن قیمت در هر دوره برای بنگاه‌های واردکننده است. با استفاده از لگاریتم خطی کردن رابطه (۴۰) و ترکیب آن با رابطه (۳۸)،

به رابطه منحنی فیلیپس بنگاه‌های واردکننده می‌رسیم.

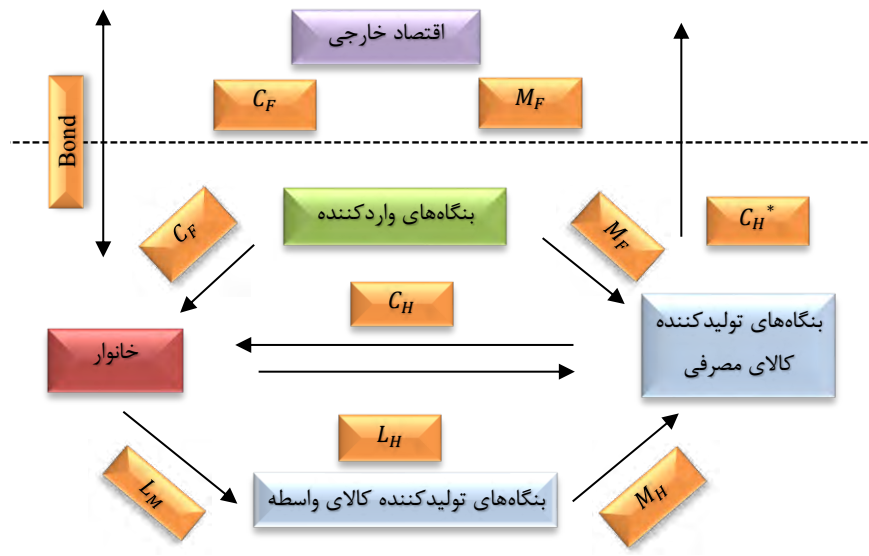
$$\pi_{F,t} = \beta E_t \pi_{F,t+1} + \lambda_F \widetilde{MC}_{F,t+s}^r; \lambda_F = \frac{(1 - \theta_F)(1 - \beta \theta_F)}{\theta_F} \quad (41)$$

$\pi_{F,t}$ تورم و $\widetilde{MC}_{F,t+s}^r$ هزینه نهایی حقیقی بنگاه واردکننده است که شامل sanc_imp_t می‌شود و اثر تکانه‌های خارجی (مانند تحریم‌های اقتصادی، محدودیت روابط تجاری و مالی، و افزایش هزینه مبادله) را بر قیمتگذاری بنگاه‌های واردکننده نمایندگی می‌کند. لازم به اشاره است که اگر تورم دوره جاری در شاخص قیمت کالاهای خارجی توسط پارامتر δ_{π_F} به تورم دوره گذشته ارتباط پیدا کند، با طی کردن مراحل مذکور به منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته (41-1) می‌رسیم.^۱

$$\pi_{F,t} = \delta_{\pi_F} \pi_{F,t-1} + \beta (E_t \pi_{F,t+1} - \delta_{\pi_F} \pi_{F,t}) + \lambda_F \widetilde{MC}_{F,t+s}^r \quad (1-41)$$

در شکل (5)، خلاصه روابط میان خانوار و بنگاه‌ها طبق مطالب مطرح‌شده در بخش خانوار و بنگاه‌ها به منظور شفاف‌سازی بیش‌تر تعاملات این دو بخش نشان داده شده است. بر اساس الگوی معرفی‌شده، مصرف خانوار شامل دو نوع کالای داخلی و وارداتی است. سرمایه‌گذاری در اوراق قرضه داخلی و خارجی در دسترس است و خانوار به دو بنگاه داخلی نیروی کار عرضه می‌کند. بنگاه‌های واردکننده دو نوع کالا مصرفی و واسطه‌ای وارد می‌کنند و تولید کل اقتصاد، که با استفاده از نهاده نیروی کار و کالاهای واسطه‌ای داخلی و وارداتی صورت می‌گیرد، به داخل و خارج از کشور (صادرات) عرضه می‌شود.

۱. در این شکل از رابطه فیلیپس تورم دوره جاری به دلیل تبعیت از تورم دوره گذشته چسبندگی یا لختی (اینرسی) پیدا می‌کند.



شکل ۵: رابطه بین خانوار و بنگاه

رابطه عرضه کل اقتصاد، یا به عبارت دیگر، منحنی فیلیپس کل تعمیم‌یافته الگو، ترکیبی از روابط عرضه (۳۱) و (۴۱) است که آثار قیمتی کالاهای واسطه وارداتی (اثر کالاهای خارجی در زنجیره عرضه تولید داخلی) را در بر دارد.

$$(۴۲)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \alpha \lambda_F \overline{\psi_{F,t+s}} + (1 - \alpha) \lambda_H \{ (1 - \delta \alpha_2) [\varphi \bar{L}_t + \sigma \bar{C}_t] + (\delta \alpha_2 (1 - \alpha) + \alpha) \bar{S}_t - \bar{Z}_{H,t} - \alpha_2 (1 - \delta) \bar{Z}_{M,t} \}$$

تکانه‌های منفی خارجی با افزایش نرخ ارز و متعاقباً افزایش در رابطه مبادله بر تورم کل اثرگذار خواهند بود. طبق رابطه فیلیپس به دست آمده، پارامترهای δ ، α_2 و α در تعیین میزان این اثرگذاری موثر هستند. هرچه سهم کالای واسطه وارداتی از کل کالای واسطه مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی بیش‌تر باشد، تاثیرپذیری هزینه نهایی از مجرای کالاهای واسطه وارداتی بیش‌تر خواهد شد و در سطح مشخصی از تولید، قیمت بیش‌تر خواهد بود (این اتفاق متضمن کاهش تولید و افزایش تورم در اقتصاد است). در واقع، منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته (۴۱)، علاوه بر آن که خواص منحنی فیلیپس متعارف نوکینزی (که فرانشان بر دستمزد تعیین‌کننده هزینه نهایی است) را دارد، با لحاظ کالاهای واسطه‌ای داخلی و خارجی و سهم هر یک از آن‌ها در فرایند تولید، رابطه جامع‌تری برای سنجش اثرات تورمی تکانه‌های خارجی (تحریم‌های اقتصادی) ارائه می‌دهد.

نفت

بخش نفت در این الگو به صورت موهبتی^۱ در نظر گرفته می‌شود و میزان صادرات آن از یک فرایند تصادفی پیروی می‌کند. لازم به اشاره است که صادرات نفت در این الگو مستقیماً تحت تاثیر تکانه‌های خارجی (تحریم‌های بین‌المللی) قرار می‌گیرد. در نتیجه، صادرات نفت تابعی از $sanc_oil_t$ است که اثر تکانه‌های خارجی را نمایندگی می‌کند.

$$Y_{oil_t} = (1 - \rho_{oil})Y_{oil_{t-1}} - \rho_{oil}sanc_oil_t + u_{oil_t} \quad (43)$$

$$u_{oil_t} = \rho_{oil}u_{oil_{t-1}} + e_{oil_t}, \quad 0 < \rho_{oil} < 1 \quad (44)$$

u_{oil} ، $(e_{oil} i. i. d (0, \sigma_{e_{oil}}))$ تکانه‌ای مجزا برای صادرات نفت است که تحت تاثیر تکانه‌های تحریمی نیست. در واقع، اگر منشأ ایجاد تکانه از جنس تحریم‌های سیاسی-اقتصادی بین‌المللی باشد، $sanc_oil_t$ در کنار $sanc_imp_t$ که دو منبع تاثیرگذار بر صادرات نفت و قیمتگذاری بنگاه‌های واردکننده هستند، فعال می‌شوند. اما چنانچه تکانه صادرات نفتی صرفاً ناشی از قیمت نفت یا کاهش میزان عرضه نفت در بازارهای بین‌المللی باشد، u_{oil_t} در رابطه بالا تغییر می‌کند. تغییر میزان صادرات نفت به دلیل تاثیر بر میزان واردات کالاهای واسطه‌ای (به عنوان نهاده مهم تولید) بر تولید بخش تولید غیرنفتی اثرگذار خواهد بود.

دولت و بانک مرکزی

دولت در این الگو برای تامین هزینه‌های دولتی و هزینه‌های ناشی از خالص پرداخت انتقالی، علاوه بر انتشار اوراق قرضه، از ذخایر خارجی خود استفاده می‌کند. با فرض تعادل بودجه، قید بودجه حقیقی دولت به صورت زیر است.

$$q_t Y_{oil_t} + B_t + \frac{GD_t - GD_{t-1}}{p_t} = (1 + r_{t-1})B_{t-1} + T_t + G_t \quad (45)$$

$$G_t = \rho_G G_{t-1} + e_G, (e_G i. i. d (0, \sigma_{e_G})) \quad 0 < \rho_G < 1 \quad (46)$$

T_t خالص پرداخت انتقالی، GD_t برداشت سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی، B_t اوراق قرضه داخلی، G_t هزینه دولت، q_t نرخ ارز حقیقی، و Y_{oil_t} صادرات نفتی است (همه متغیرها به صورت حقیقی هستند).

فرض می‌شود که مقام پولی به نرخ تورم واکنش سیاستی نشان می‌دهد و نرخ رشد پایه پولی اسمی به عنوان ابزار سیاستگذاری است. از این‌رو، نیاز است که ترازنامه بانک مرکزی و ذخایر ارزی

موجود در ترازنامه بانک مرکزی بر اساس صادرات و واردات داخلی الگو شود. رابطه (۴۷)، ترازنامه حقیقی بانک مرکزی است که در آن پایه پولی حقیقی با مجموع ذخایر خارجی بانک مرکزی و برداشت سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی برابر است. همچنین، رابطه (۴۸) نشان‌دهنده جریان ذخایر خارجی بانک مرکزی است که برابر با ذخایر خارجی دوره قبل و خالص صادرات است. بنا به تعریف، صادرات غیرنفتی و imp_t کل واردات است که شامل کالاهای مصرفی و واسطه‌ای است.

$$mo_t = gd_t + q_t fr_t \quad (47)$$

$$q_t fr_t = q_t fr_{t-1} + q_t Y_{oil,t} + q_t ex_t - imp_t \quad (48)$$

پایه پولی اسمی متغیر ابراز بانک مرکزی است و سیاست‌گذاری بانک مرکزی بر اساس رابطه (۵۰) است.

$$mg_t = mo_t - mo_{t-1} + \pi_t \quad (49)$$

$$mg_t = \varphi_\pi \pi_t + \varphi_y y_t + u_{m,t}, \quad \varphi_\pi, \varphi_y < 0 \quad (50)$$

$$u_{m,t} = \rho_m e_{m,t} + e_{m,t} \quad (51)$$

در رابطه بالا، mo_t پایه پولی حقیقی، mg_t نرخ رشد پایه پولی اسمی، φ_y و φ_π وزن تورم و شکاف تولید برای سیاست‌گذار پولی در قاعده معرفی شده است. $e_{m,t}$ تکانه سیاست پولی با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{e_{m,t}}$ است $(e_{m,t} \text{ i. i. d } (0, \sigma_{e_{m,t}}))$.

بخش خارجی

اقتصاد داخلی در مقیاس با اقتصاد جهانی کوچک است و توان تاثیرگذاری بر متغیرهای اقتصاد کلان خارجی را ندارد و از آن‌جا که تورم و سایر متغیرهای اقتصاد داخلی به صورت برون‌زا تحت تاثیر تغییرات متغیرهای اقتصاد خارجی قرار می‌گیرند، می‌توان متغیرهای تورم، نرخ بهره، و تولید خارجی را طبق مطالعات مرتبط مانند **جاستیانو و پرستون (۲۰۱۰)** برون‌زا در نظر گرفت. بر اساس این، متغیرهای اقتصاد جهانی از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کنند.

$$y_t^* = \rho_y y_{t-1}^* + e_{y^*,t}, \quad 0 < \rho_y < 1 \quad (52)$$

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + e_{\pi^*,t}, \quad 0 < \rho_\pi < 1 \quad (53)$$

$$r_t^* = \rho_r r_{t-1}^* + e_{r^*,t}, \quad 0 < \rho_r < 1 \quad (54)$$

آنچه که در این الگو متفاوت از سایر پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه اثرات تکانه‌های خارجی مانند تحریم‌های اقتصادی، قیمت‌های جهانی نفت و کالاها، صرف ریسک، و توقف ناگهانی^۱ بر اقتصاد

کشور هاست، نحوه انتشار تکانه خارجی در الگوست. آنچه که اثرگذاری تکانه‌های خارجی مانند تحریم‌های بین‌المللی را از سایر تکانه‌های موجود در اقتصاد متمایز می‌کند، اثرات همه‌جانبه آن بر حوزه‌های مختلف (روابط مالی و تجاری، افزایش هزینه مبادلات) است. برای مثال، اگر صرفاً بخواهیم از طریق کاهش میزان فروش نفت اثرات تکانه‌های خارجی را در ایران الگو کنیم، برآوردی کم‌تر از واقعیت برای شدت اثرات تکانه‌های خارجی (اثرات تشدیدکننده رکود تورمی) در ایران خواهیم داشت، زیرا تحریم‌های بین‌المللی ناشی از تنش‌های سیاسی در ایران جدا از اثرگذاری بر صادرات نفتی، سایر بخش‌های اقتصاد ایران را نیز هدف گرفته‌اند. برای این منظور، در بخش دنیای خارج متغیر تصمیم‌گیری سیاستگذار خارجی در نظر گرفته شده است که مبتنی بر میزان بسته بودن یا انزوای اقتصادی کشور داخلی است. میزان صادرات یا واردات کشور داخلی نمایانگر میزان تعاملات با دنیای خارج است، پس معکوس صادرات کشور داخلی به عنوان متغیر تصمیم سیاستگذار خارجی در نظر گرفته می‌شود. بر اساس این، سیاستگذار خارجی با توجه به هزینه‌های ناشی از اعمال تحریم‌ها (که در این جا برون‌زا در نظر گرفته می‌شود) بر بخش تجارت خارجی (بنگاه‌های واردکننده)، و بخش نفت، میزان تحریم‌های بخش‌های مربوطه را اعمال می‌کند. تکانه خارجی استفاده شده در این رابطه نمایانگر تکانه‌های تحریمی برای اقتصاد داخلی است.

$$\Phi_{F_t} = \frac{1}{\alpha_g \cdot ex_t} \quad (55)$$

$$\Phi_{F_t} = \theta_t \text{sanc_oil}_t^{\alpha_f} \text{sanc_imp}_t^{1-\alpha_f} \quad (56)$$

در روابط بالا، Φ_{F_t} به عنوان متغیر تصمیم سیاستگذار خارجی است که معکوس صادرات ex_t کشور داخلی است و α_f سهم تحریم نفتی در تابع هدف سیاستگذار خارجی است.

sanc_oil_t تحریم نفتی، sanc_imp_t تحریم بر تجارت خارجی، و θ_t تکانه تنش روابط خارجی است که از یک فرایند تصادفی مانای AR(1) تبعیت می‌کند $(e_{\theta,t} \text{ i.i.d } (0, \sigma_{e_{\theta,t}}))$.

$$\theta_t = \rho_{\theta} \theta_{t-1} + e_{\theta,t}, 0 < \rho_{\theta} < 1 \quad (57)$$

با اصابت تکانه تحریمی θ_t میزان تحریم‌های اعمالی بر بخش نفت و تجارت خارجی به دست می‌آید و تاثیرات آن بر صادرات نفت معادله (۴۳) و منحنی فیلیپس بنگاه‌های واردکننده معادله (۴۱) وارد می‌شود.

شروط تسویه بازار داخلی و اقتصاد جهانی

یکی از ویژگی‌های الگوهای تعادل عمومی تسویه کامل بازارهاست. شرط تسویه بازارها به صورت رابطه (۵۸) است.

$$Y_t = C_{H,t} + C_{H,t}^* + G_t \quad (58)$$

تسویه بازار کالای داخلی:

از ترکیب قید بودجه دولت و ترازنامه بانک مرکزی، قید بودجه تلفیقی دولت و بانک مرکزی به دست می‌آید و بعد از آن با قید بودجه خانوار ترکیب می‌شود تا رابطه تسویه کلی بازار به صورت زیر به دست آید (تمام متغیرها حقیقی هستند).

$$C_t + d_t + G_t = \frac{1}{\beta} d_{t-1} - \alpha(S_t + \psi_{F,t}) + Y_t \quad (59)$$

تراز تجاری:

$$nx_t = EX_t - IM_t; \quad EX_t = C_{H,t}^* + Yoil_t, \quad IM_t = C_{F,t} + M_{F,t} \quad (60)$$

حل الگوی پژوهش و استخراج نتایج

مرحله نخست در حل مدل‌های تعادل عمومی استخراج معادلات بهینه‌یابی مرتبط با تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی تحت فروض مدل است که در بخش قبل این امر صورت گرفت و معادلات خانوار، بنگاه، دولت، بانک مرکزی و شروط تسویه بازارها به دست آمد. پس از به دست آمدن سیستم معادلات ذکر شده^۱ و وضعیت پایدار متغیرها، این معادلات حول وضعیت پایدار لگاریتم خطی شده است (در پیوست (۱) ارائه شده است). سپس پارامترهای الگو کالیبره می‌شوند تا مقدار میانگین توزیع پیشین^۲ برای برآورد بیزی پارامترها به دست آید و در نهایت نتایج شبیه‌سازی متغیرهای اقتصاد کلان الگو در واکنش به تکانه‌های الگو استخراج گردد. مراحل کدنویسی و استخراج نتایج توسط نرم‌افزار داینر^۳ در محیط نرم‌افزار متلب انجام شده است.

کالیبراسیون و برآورد پارامترها

در این پژوهش، برای برآورد پارامترها از رویکرد بیزی و الگوریتم متروپولیس-هستینگز^۴ استفاده می‌شود. برای برآورد بیزی پارامترها، انتخاب مقدار میانگین توزیع پیشین مناسب (با توجه به کالیبراسیون پارامترها) موضوع بسیار مهمی است که نتایج به دست آمده از تخمین را تحت تاثیر قرار می‌دهد. هرچه کالیبراسیون پارامترها بهتر صورت گرفته باشد، مقدار میانگین توزیع پیشین دقیق‌تر است و باعث تخمین بهتر میانگین توزیع پسین پارامترها می‌شود. بدین ترتیب، از ترکیب دو توزیع احتمال پیشین و

۱. سیستم معادلات لگاریتم خطی شده الگو در پیوست (۱) آورده شده است.

2. Prior
3. Dynare
4. Metropolis-Hastings

تابع راست‌نمایی بر اساس اطلاعات نهفته در مشاهدات واقعی، توزیع جدیدی بر اساس قضیه بیز به‌دست می‌آید که توزیع پسین نامیده می‌شود. میانگین توزیع پسین پارامترها به عنوان مقدار اصلی پارامترها برای به‌دست آوردن توابع سیاستی و واکنش آنی متغیرها استفاده می‌شود که در **جدول (۲)** آمده است. برای کالیبراسیون پارامترها، برخی از پارامترها با توجه به وضعیت پایدار متغیرها کالیبره شده‌اند و برخی دیگر با توجه به محاسبات پژوهشگران و از تخمین روابط الگو و تعدادی با توجه به نزدیکی محاسبات از سایر مطالعات به‌دست آمده‌اند. در نهایت، برای برخی از پارامترها به دلیل نبود دسترسی به داده مناسب یا عدم شناسایی از مقدار انتخابی استفاده شده است. متغیرهای قابل‌مشاهده در الگو شامل مصرف خصوصی و تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت سال پایه ۱۳۸۳، پایه پولی و درآمد نفتی فصلی، و شاخص قیمت مصرف‌کننده فصلی سال پایه ۱۳۸۳ ایران که نرخ تورم از رشد شاخص قیمت یک فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل است. همچنین، تورم و تولید ناخالص داخلی فصلی آمریکا از سال ۱۹۸۸ تا ۲۰۲۰ بر اساس سال پایه ۲۰۱۰ به عنوان داده اقتصاد خارجی مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های مورد استفاده برای کالیبراسیون و برآورد پارامترها شامل داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۹ بانک مرکزی و مرکز آمار است که در مرحله اول فصلی‌زدایی، سپس بر اساس فیلتر هودریک-پرسکات^۱ از لگاریتم داده‌ها روندزدایی صورت گرفته است. چگالی پیشین و پسین برآوردی پارامترهای الگو در **پیوست (۶)** گزارش شده است. در این نمودارها منحنی خاکستری چگالی پیشین و منحنی مشکی‌رنگ بیانگر چگالی پسین پارامترهاست. یکی از معیارهای ما برای تشخیص صحیح بودن تخمین و معتبر بودن نتایج این است که شکل توزیع‌ها باید نرمال باشد. برای مثال، هر توزیع باید تنها یک نما داشته باشد و در مواردی که توزیع‌های پسین دو نمایی باشند، تخمین‌ها نادرست است. در مواردی که شباهت بین چگالی پیشین و پسین وجود دارد، احتمالاً یا میانگین چگالی احتمال پیشین درست بوده است یا این که با توجه به داده‌های مورد استفاده و تابع بیشینه درست‌نمایی نمی‌توان اطلاعاتی بیش از اطلاعات اولیه به‌دست آورد. همچنین، برای بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش MCMC^۲ از آزمون تشخیصی تک‌متغیره و چندمتغیره **بروکز و گلمن**^۳ (۱۹۹۸) استفاده می‌شود که در **پیوست (۷)** آمده است.

در الگوهای DSGE تعمیم‌یافته با توجه به اهداف پژوهش و بسط الگوهای استاندارد، گاه تمامی پارامترهای الگو به دلایل مختلفی قابل‌برآورد نیستند (برای مثال، ایجاد همبستگی میان پارامترها در الگو). **جدول (۱)**، فهرست این دسته از پارامترها را نشان می‌دهد. پارامترهای α_2 ، α_4 ، μ_2 ، ρ_2^*

1. Hodrick–Prescott Filter
2. Monte Carlo Markov Chain
3. Brooks & Gelman

با توجه به داده‌های در دسترس مقداردهی شده‌اند. پارامترهای ρ_{simp} , χ نیز با توجه به نبود داده مناسب از مقدار انتخابی استفاده شده است.

جدول ۱: مقداردهی برخی از پارامترها

پارامتر	نماد	مقداردهی	نوع مقداردهی
ضریب ریسک بدهی خارجی	χ	۱	مقدار انتخابی
سهم نیروی کار بنگاه نوع دو از کل نیروی کار	α_4	۰/۵	محاسبات پژوهش
سهم کالاهای واسطه در تابع تولید	α_2	۰/۶	محاسبات پژوهش
ضریب اتورگرسیو نرخ بهره خارجی	ρ_{r^*}	۰/۷۵	محاسبات پژوهش
ضریب اتورگرسیو تکانه صرف ریسک	μ_r	۰/۸	محاسبات پژوهش
ضریب اتورگرسیو هزینه تحریم‌های تجارت جهانی	ρ_{simp}	۰/۸	مقدار انتخابی

جدول ۲: نوع توزیع و مقادیر پیشین و پسین پارامترها

پارامتر	نماد	مقدار پیشین	نوع توزیع	مقدار پسین	پسین STD
معکوس کشش جانیشینی مصرف	σ	۱/۲	گاما	۱/۲۰۰۶	۰/۰۱
سهم کالاهای مصرفی خارجی از کل مصرف	α	۰/۵	بتا	۰/۴۹۷۲	۰/۰۰۵
کشش جانیشینی بین مصرف داخلی و خارجی	θ	۳/۲	گاما	۳/۱۹۶۲	۰/۰۴
عامل تنزیل	β	۰/۹۷	بتا	۰/۹۷۱۰	۰/۰۰۵
سهم نهاده واسطه وارداتی از کل نهاده واسطه‌ای	δ	۰/۹	بتا	۰/۸۹۹۹	۰/۰۱
معکوس کشش عرضه نیروی کار	φ	۲/۸	گاما	۲/۷۹۷۱	۰/۰۴
ضریب چسبندگی قیمت تولیدکنندگان داخلی	θ_H	۰/۷	بتا	۰/۷۰۰۳	۰/۰۰۵
ضریب چسبندگی قیمت تولیدکنندگان خارجی	θ_F	۰/۵	بتا	۰/۵۰۱۳	۰/۰۰۵
ضریب تورم در تابع سیاستی بانک مرکزی ^۱	φ_π	۰/۵	گاما	۰/۵۰۰۴	۰/۰۰۵
ضریب تولید در تابع سیاستی بانک مرکزی ^۲	φ_γ	۲	گاما	۲/۰۰۳۶	۰/۰۱

۱. این پارامتر ماهیتاً علامت منفی دارد. برای برآورد از مقدار مثبت استفاده شده، ولی در کدنویسی با علامت منفی در فرمول درج شده است.

۲. این پارامتر ماهیتاً علامت منفی دارد. برای برآورد از مقدار مثبت استفاده شده، ولی در کدنویسی با علامت منفی در فرمول درج شده است.

ادامه جدول ۲: نوع توزیع و مقادیر پیشین و پسین پارامترها

پسین STD	مقدار پسین	نوع توزیع	مقدار پیشین	نماد	پارامتر
۰/۰۰۱	۰/۷۰۰۱	بتا	۰/۷	ρ_{zh}	ضریب اتورگرسیو فناوری تولید بنگاه نوع یک
۰/۰۱	۰/۸۰۹۸	بتا	۰/۸	ρ_{y^*}	ضریب اتورگرسیو تولید خارجی
۰/۰۰۵	۰/۷۹۸۴	بتا	۰/۸	ρ_{π^*}	ضریب اتورگرسیو تورم خارجی
۰/۰۱	۰/۷۹۲۰	بتا	۰/۸	μ_{y^*}	ضریب اتورگرسیو تکانه تقاضا
۰/۰۱	۰/۷۹۹۹	بتا	۰/۸	ρ_{θ}	ضریب اتورگرسیو تکانه خارجی
۰/۰۱	۰/۵۸۸۰	بتا	۰/۶	μ_m	ضریب اتورگرسیو تکانه سیاست پولی
۰/۰۱	۰/۷۹۰۶	بتا	۰/۸	$\rho_{y_{oil}}$	ضریب اتورگرسیو تکانه نفتی
۰/۰۱	۰/۴۸۵۰	بتا	۰/۵	ρ_g	ضریب اتورگرسیو تکانه مخارج دولت
۰/۰۰۱	۰/۵۰۰۱	بتا	۰/۵	α_F	سهم تحریم نفتی در تابع هدف سیاستگذار خارجی
۰/۰۱	۰/۷۹۹۷	بتا	۰/۸	ρ_{soil}	ضریب اتورگرسیو هزینه تحریم نفتی
۰/۰۰۱	۰/۰۱۰۱	بتا	۰/۰۱	α_g	ضریب صادرات در تابع هدف سیاستگذار خارجی ^۱
۰/۰۱	۰/۸۹۹۲	بتا	۰/۹	δ_{π_H}	ضریب چسبندگی تورم داخلی
۰/۰۲	۰/۷۰۱۸	بتا	۰/۷	δ_{π_F}	ضریب چسبندگی تورم خارجی
۰/۰۲	۱/۹۶۵۸	گاما	۲	k	کشش تراز حقیقی پول
∞	۰/۱۳۵۵	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_{zh}	انحراف معیار تکانه فناوری تولید بنگاه نوع یک
∞	۰/۰۰۵۱	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_{y^*}	انحراف معیار تکانه تولید خارجی
∞	۰/۰۰۴۷	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_{π^*}	انحراف معیار تکانه تورم خارجی
∞	۰/۲۲۶۷	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_{oil}	انحراف معیار تکانه صادرات نفت
∞	۰/۰۰۴۶	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_{soil}	انحراف معیار تکانه هزینه تحریم‌های نفتی
∞	۰/۱۶۸۶	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_y	انحراف معیار تکانه تقاضا
∞	۰/۰۰۴۶	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_{θ}	انحراف معیار تکانه خارجی
∞	۰/۱۰۵۹	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_m	انحراف معیار تکانه سیاست پولی
∞	۰/۱۲۲۰	گاما معکوس	۰/۰۱	σ_g	انحراف معیار تکانه مخارج دولت

۱. این پارامتر ماهیتاً علامت منفی دارد. برای برآورد از مقدار مثبت استفاده شده، ولی در کدنویسی با علامت منفی در فرمول درج شده است.

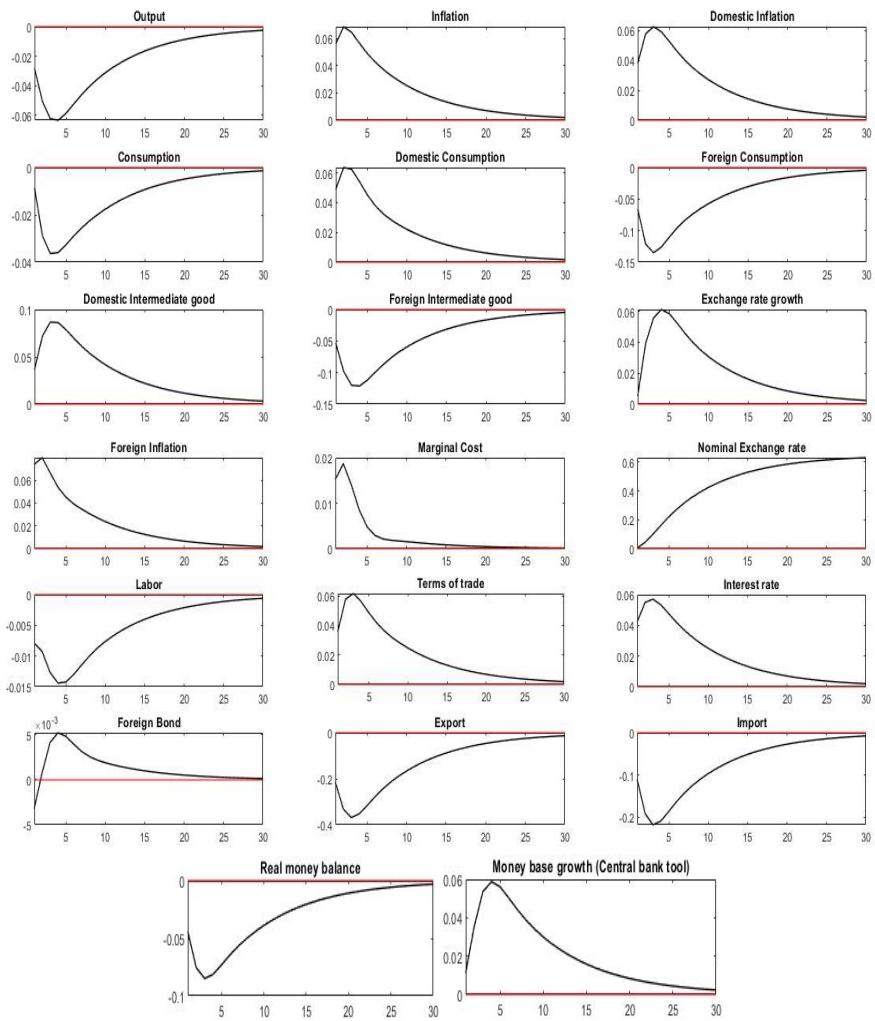
توابع واکنش آنی متغیرها بر اساس تکانه منفی خارجی (تحریم‌های اقتصادی)

توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای مدل را در طول زمان به هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. همان‌طور که در **شکل (۶)** مشاهده می‌شود، بروز تکانه منفی خارجی همراه با افزایش مداوم نرخ ارز اسمی است. در واقع، بعد از وقوع تکانه خارجی، نرخ ارز اسمی برگشتی به سمت صفر نداشته و به سطحی بالاتر گرایش پیدا کرده است که به دلیل داشتن ریشه واحد است. به همین دلیل، معمولاً از متغیر نرخ رشد ارز در الگوهای اقتصاد باز نوکینزی استفاده می‌شود. طبق نمودار نرخ رشد ارز، در ابتدا نرخ ارز جهش قابل توجهی نسبت به وضعیت پایدار خود دارد و بعد از آن نرخ رشد ارز کاهش می‌شود تا به تراز قبلی خود برسد. این اتفاق به صورت آنی با کاهش تولید و افزایش تورم^۱ کل همراه است و این وضعیت رکود تورمی برای چند فصل ادامه می‌یابد و سپس به تدریج تولید افزایش و نرخ تورم کاهش می‌یابد. با بروز تکانه منفی خارجی، تقاضای داخلی و خارجی برای کالاهای داخلی بیش‌تر می‌شود که محرک افزایش تولید (غیرنفتی) است. از طرفی دیگر، افزایش هزینه نهایی تولید داخلی باعث کاهش تولید می‌شود که برابند این دو اثر در ابتدا با غلبه اثر دوم همراه بوده و تولید را کاهش داده است. اما در ادامه، با افزایش قدرت رقابت‌پذیری کالاهای داخلی و کم شدن تدریجی اثر تکانه خارجی تولید افزایش می‌یابد. با وقوع تکانه منفی خارجی، همان‌طور که انتظار می‌رفت، میزان مصرف کالای خارجی کاهش و قیمت کالاهای وارداتی افزایش داشته است. خانوار در ابتدا مصرف کالاهای داخلی را افزایش داده و آن‌ها را جایگزین کالاهای مصرفی خارجی کرده است که به جایگزینی مخارج^۲ از سوی خانوار مرسوم است. همان‌طور که پیش‌تر در الگو توضیح داده شد، تولید داخلی یا در داخل مصرف می‌شود یا به خارج صادر می‌گردد. با افت تولیدات و درآمد داخلی، صادرات افت بسیار شدیدی پیدا کرده، ولی خانوار داخلی بیش از قبل به مصرف کالای داخلی روی آورده است، زیرا مصرف کالاهای خارجی به دلیل افزایش نرخ ارز گران شده و کالای داخلی به صرفه‌تر شده است. برای مثال، پیش از اصابت تکانه اگر تولیدات ۱۰۰ واحد بود، ۴۰

۱. در این الگو بانک مرکزی بر اساس تابع سیاستی خود در مواجهه با افزایش تورم با کاهش رشد حجم پول در جهت واکنش به افزایش قیمت‌ها گام برمی‌دارد. میزان واکنش بانک مرکزی به افزایش تورم بر مسیر تعدیل تورم پس از اصابت تکانه اثرگذار است. بر اساس پژوهش **بولارد و میترا (۲۰۰۲)**، ضریب تورم در تابع سیاستی بانک مرکزی باید در بازه مشخصی باشد و به اندازه کافی بزرگ باشد تا شاخص قیمت‌ها به صورت پیوسته رشد نکند و به مقدار تعادلی خود بازگردد.

2. Expenditure Switching

واحد داخل مصرف می‌شد و ۶۰ واحد صادر می‌شد. بعد از اصابت تکانه تولیدات به ۶۰ واحد کاهش پیدا کرد، اما این دفعه ۵۰ واحد آن داخل مصرف می‌شود و فقط ۱۰ واحد صادر می‌شود. یعنی بعد از اصابت تکانه، خانوار به‌طور نسبی به مصرف کالای داخلی روی آورده و میزان صادر افت شدیدی داشته است. مصرف کل خانوار نیز که ترکیبی از مصرف کالای داخلی و خارجی است، به دلیل کاهش مصرف کالاهای وارداتی کاهش می‌یابد. در واقع، با این حال که مصرف کالاهای داخلی افزایش داشته، اما با توجه به کاهش تولید، نمی‌تواند به اندازه‌ای افزایش یابد که کاهش مصرف کالاهای خارجی را جبران کند. به تدریج، بعد از کم شدن اثر تکانه و ریکاوری شدن تولید، میزان صادرات کالاهای تقویت و واردات کالاهای مصرفی خانوار بیش‌تر می‌شود، و ترکیب سبد مصرفی خانوار متعادل می‌گردد. همچنین، تغییر قیمت‌های نسبی موجب جایگزینی مخارج توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی نیز می‌گردد. در ابتدا بنگاه‌ها میزان استفاده از نهاده واسطه‌ای وارداتی را کاهش داده و نهاده واسطه‌ای داخلی را جایگزین آن کرده‌اند. اما در ادامه، با کم شدن اثر تکانه میزان استفاده از نهاده واسطه‌ای وارداتی افزایش می‌یابد. همچنین، نیروی کار در ابتدا با کاهش رو به‌رو بوده و به تدریج با بهبود تقاضا برای نیروی کار و سایر نهاده‌های تولیدی افزایش پیدا کرده است. نرخ بهره در این الگو متغیر سیاستی بانک مرکزی نیست و در یک چارچوب تعادل عمومی از بهینه‌یابی بین‌دوره‌ای خانوار بین نگهداری اوراق قرضه و پول به‌دست می‌آید. پس تغییرات آن به صورت درون‌زا حاصل از رفتار کارگزاران اقتصادی تعیین می‌گردد. با افزایش تورم ایجادشده ناشی از تکانه خارجی، تراز حقیقی پول کاهش پیدا می‌کند و افزایش نرخ بهره منعکس‌کننده افزایش هزینه قرض‌دهی یا نرخ بازدهی دارایی‌های مالی است. یکی از نتایج جالب این پژوهش در رابطه با نرخ رشد پایه پولی به عنوان متغیر سیاستی بانک مرکزی است. همان‌طور که از نمودار تابع واکنش آنی این متغیر پیداست، بانک مرکزی در واکنش به تکانه منفی خارجی، سیاست پولی مقابله‌ای (سیاست انقباضی) بکار نبرده و در واقع به دلیل حساسیت به افت تولیدات، سعی در اتخاذ سیاست پولی مساعدتی^۱ با لحاظ شرایط اقتصادی حاضر داشته است. آنچه که در ایران مشاهده می‌شود نیز با نتیجه مذکور همخوانی دارد. به‌طور معمول، در دوره‌های اخیر که شاهد افزایش تحریم‌های اقتصادی و تکانه‌های بخش عرضه اقتصاد بودیم، نرخ رشد پایه پولی افت قابل‌ملاحظه‌ای نداشته است و این بدان معناست که بانک مرکزی در اتخاذ سیاست‌های انقباضی برای کنترل نرخ تورم ناتوان بوده است.



شکل ۶: تابع واکنش آنی

تحلیل حساسیت پارامتر δ

برای پی بردن به نقش کالاهای واسطه وارداتی به عنوان بخشی از زنجیره عرضه در فرایند تولید، به بررسی واکنش شبیه‌سازی شده تولید، تورم، و نرخ ارز اسمی در ازای تکانه منفی خارجی تحت سه سناریو مختلف برای پارامتر δ (سهام نهاده واسطه خارجی از کل نهاده واسطه بنگاه‌ها) و برای ۳۰ دوره زمانی در الگو می‌پردازیم. در شکل (۷)، مشاهده می‌کنید که هرچه سهم نهاده واسطه‌ای وارداتی از کل نهاده مورد نیاز بنگاه‌ها افزایش می‌یابد، هنگام بروز تکانه‌های منفی خارجی (تحریم‌های اقتصادی)، نرخ ارز اسمی و تورم افزایش بیش‌تری داشته و تولید افت بیش‌تری را تجربه کرده است. این بدان معناست که هرچه وابستگی به نهاده واسطه‌ای وارداتی از طرف بنگاه‌های داخلی بیش‌تر باشد، تولیدات در هنگام بحران (تحریم‌های اقتصادی و در نتیجه افزایش رابطه مبادله و نرخ ارز) بیش‌تر افت خواهد کرد. پس اقتصاد آسیب‌پذیرتر و رکود تورمی شدیدتر خواهد بود.^۱



شکل ۷: تحلیل حساسیت

۱. این وابستگی به‌طور غیرمستقیم با ترکیب سبد مصرف خانوار مرتبط است. برای مثال، برای یک کشور متکی به صادرات کالاهای خام که در آن‌ها خانوارها تمایل به مصرف کالاهای مدرن و به‌روز دنیا دارند، وابستگی به فناوری و کالاهای واسطه‌ای بالاست.

بحث و نتیجه‌گیری

ما در پژوهش حاضر سعی در بررسی تکانه‌های منفی خارجی (تحریم‌های اقتصادی) و اثرات افزایش نرخ ارز بر تورم، هزینه نهایی بنگاه، و شکاف تولید داریم تا بتوانیم رکود تورمی مشاهده‌شده را در داده‌های اقتصاد ایران توضیح دهیم.

برای این منظور مجرای جداگانه‌ای (در مقایسه با مطالعات داخلی و خارجی) برای توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران الگوسازی شده است. با توجه به داده‌های آماری اقتصاد ایران، که نشان‌دهنده وابستگی قابل توجه تولیدات داخلی به نهاده‌های واسطه‌ای، به‌ویژه از نوع وارداتی آن است، آنچه به عنوان مجرای متفاوت اثرگذار در تعیین میزان اثرگذاری تکانه‌های طرف عرضه در این پژوهش مورد نظر بوده، نقش کالاهای واسطه وارداتی و داخلی به عنوان بخشی از زنجیره عرضه در فرایند تولید است. برای این منظور، بخش عرضه الگوی پایه اقتصاد باز نوکینزی (Gali & Monacelli, 2005) با تفکیک بنگاه‌های داخلی و خارجی به بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی و واسطه‌ای به‌نحوی الگوسازی شده که نقش کالاهای واسطه‌ای وارداتی و داخلی در زنجیره عرضه و تولید از طریق استخراج منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته مشخص شود. در نتیجه، با تخمین پارامترهای الگوی تعمیم‌یافته بر اساس داده‌های اقتصاد ایران، این الگو توانایی خوبی برای شبیه‌سازی اثرات تحریم‌های اقتصادی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران (توضیح رکود تورمی) دارد.

در این الگو اصابت تکانه‌های منفی خارجی آثار خود را از مجاری تقاضا و عرضه کل (از طریق افزایش هزینه تولید)، همان‌طور که در شکل (۴) نشان داده شده است، در الگو بر جای می‌گذارد. خروجی این الگو با جهش همزمان نرخ ارز و تورم و کاهش سریع و به‌نسبت شدید رشد تولید مشاهده‌شده در اقتصاد ایران، که در شکل (۳) ارائه شده، همخوان است. نرخ ارز در این الگو به صورت همزمان با بلوک تقاضا از طریق جایگزینی در سبد مصرف و سرمایه‌گذاری توسط خانوار (ترکیب تقاضای کل) و بلوک عرضه از طریق جایگزینی میان کالاهای واسطه‌ای داخلی و خارجی توسط بنگاه‌ها بازخورد دارد. با افزایش نرخ ارز در بخش تقاضا، خانوار داخلی از مصرف کالاهای وارداتی می‌کاهد و به مصرف کالاهای داخلی روی می‌آورد و ترکیب مخارج خانوار تغییر می‌یابد. همچنین، با کاهش قیمت نسبی کالاهای مصرفی داخلی به کالاهای مصرفی خارجی، تقاضای خارج (صادرات) برای کالاهای داخلی تقویت می‌گردد. پس این دو اثر باعث افزایش تقاضا برای کالاهای مصرفی داخلی

می‌شوند.

در بخش عرضه، افزایش نرخ ارز هزینه نهایی بنگاه‌های داخلی تولیدکننده کالاهای نهایی را از طریق نهاده کالای واسطه وارداتی به عنوان بخشی از زنجیره عرضه افزایش می‌دهد. نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی و داخلی در فرایند تولید سهم مشخصی را بر اساس ساختار تولید دارند و در هنگام افزایش نرخ ارز با افزایش قیمت نهاده‌های واسطه وارداتی میزان واردات آن‌ها کاهش می‌یابد و به جای آن‌ها کالاهای واسطه‌ای داخلی بیش‌تر بکار گرفته می‌شوند و در واقع همان جایگزینی مخارج، که در بخش خانوار صورت می‌گرفت، به علت تغییر قیمت‌های نسبی، در بخش تولید انجام می‌شود. اما به واسطه فناوری و ساختار تولید موجود و شکل گرفتن زنجیره عرضه در طول زمان (در قبل و بلافاصله پس از بروز تکانه خارجی)، و سهم مشخص کالاهای واسطه وارداتی از کل نهاده واسطه بنگاه، تغییر و جانشینی کامل نهاده‌های داخلی با نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی به صورت آنی ممکن نیست. این محدودیت مانعی برای جایگزینی کالاهای واسطه وارداتی با نمونه داخلی در افق کوتاه‌مدت می‌شود. بنابراین، افزایش نرخ ارز در بخش بنگاه‌های تولیدکننده داخلی با اثر هزینه‌ای که بر زنجیره عرضه در فرایند تولید می‌گذارد، مانع از افزایش تولید در ازای تقاضای بیش‌تر خانوار داخلی و خارجی (که در بالاتر توضیح داده شد) می‌شود. نهایتاً با افزایش تقاضای کالاهای مصرفی داخلی از جانب خانوار داخلی و خارجی و کاهش عرضه کالاهای مصرفی داخلی (به دلیل افزایش هزینه نهایی بنگاه‌ها) افزایش تورم کل از مجرای عرضه کل را خواهیم داشت.

همچنین، با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از شبیه‌سازی متغیرها، برخلاف تمایل خانوار داخلی به جانشین‌سازی کالاهای مصرفی داخلی با نمونه خارجی و افزایش تقاضای کشورهای خارجی برای واردات کالاها از کشور داخلی (افزایش رقابت‌پذیری کالاهای داخلی در بازار بین‌المللی)، بنگاه‌های داخلی به دلیل کاهش حجم کالاهای واسطه وارداتی با محدودیت در افزایش تولید مواجه هستند. در نتیجه، همان‌طور که از توابع واکنش آنی مشاهده می‌شود، رکود تورمی حادث می‌گردد. در این فرایند، پارامتر تعیین‌کننده در شدت تغییرات تولید و تورم و نهایتاً توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران، سهم کالاهای واسطه وارداتی در مقایسه با کالای واسطه داخلی است. همان‌طور که در بخش تحلیل حساسیت برای پارامتر مربوطه توضیح داده شد، هرچه سهم کالاهای واسطه وارداتی از کل نهاده واسطه‌ای تولید بیش‌تر باشد، میزان کاهش تولید و افزایش تورم در پی تکانه‌های منفی خارجی بیش‌تر خواهد بود.

توصیه سیاستی این پژوهش در بُعد عرضه اقتصاد، بهبود فضای کسب‌وکار و اتخاذ سیاست‌های

تشویقی صنعتی، به‌ویژه برای بخش‌های تولیدی است که با روان‌تر ساختن زنجیره عرضه در داخل، قابلیت ایجاد ارزش‌افزوده بالایی دارند. در بُعد تقاضای کل، اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی برای تحدید عملکرد موافق چرخه‌های درآمدی نفتی و سیاست‌های پولی و مالی انبساطی (که غالباً به کاهش نرخ ارز حقیقی منجر می‌گردد و صرفه اقتصادی واردات کالاهای مصرفی را که بنیة تولیدی در داخل ندارند تقویت می‌کنند) توصیه می‌گردد.

منابع

الف) انگلیسی

- Baharvand, N., Farzam, V., & Nademi, Y. (2018). Effect of Oil Shocks on Business Cycle in the Iran's Economic Using the Markov-Switching Model (1988: 2-2014: 4). *The Journal of Economic Studies and Policies*, 5(1), 3-22.
- Balke, N. S., & Brown, S. P. (2018). Oil Supply Shocks and the US Economy: An Estimated DSGE Model. *Energy Policy*, 116(1), 357-372. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.02.027>
- Bastanifar, I., & Mirzaee, R. (2014). An Analysis of the Determinants of Stagflation in Iran and Policy Recommendations. *Journal of Monetary and Banking Research*, 7(21), 361-380. <https://jnbr.mbr.ac.ir/article-1-138-fa.html>
- Bergholt, D., Larsen, V. H., & Seneca, M. (2019). Business Cycles in an Oil Economy. *Journal of International Money and Finance*, 96(1), 283-303. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.07.005>
- Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434-455. <https://doi.org/10.1080/10618600.1998.10474787>
- Bullard, J., & Mitra, K. (2002). Learning about Monetary Policy Rules. *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1105-1129. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00144-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00144-7)
- Christiano, L. J., Trabandt, M., & Walentin, K. (2011). Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 1999-2041. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2011.09.005>
- Di Pace, F., Juvenal, L., & Petrella, I. (2020). Terms-of-Trade Shocks Are Not All Alike. *IMF Working Paper*, WP/20/280. <https://doi.org/10.5089/9781513563916.001>
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176. <https://doi.org/10.1086/260506>
- Ekhholm, K., Moxnes, A., & Ulltveit-Moe, K. H. (2012). Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks. *Journal of International Economics*, 86(1), 101-117. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.08.008>
- Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). The Shocks Matter: Improving Our Estimates of Exchange Rate Pass-Through. *Journal of International Economics*, 114(1), 255-275. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.07.005>
- Frenkel, J. A., & Rodriguez, C. A. (1982). Exchange Rate Dynamics and the Overshooting

- Hypothesis. *Staff Papers*, 29(1), 1-30. <https://doi.org/10.2307/3866942>
- Frisch, R. (1933). Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics. *Essays in Honor of Gustav Cassel*.
- Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>
- Gali, J., & Monacelli, T. (2016). Understanding the Gains from Wage Flexibility: The Exchange Rate Connection. *American Economic Review*, 106(12), 3829-3868. <https://doi.org/10.1257/aer.20131658>
- Garcimartin, C., Kvedaras, V., & Rivas, L. (2016). Business Cycles in a Balance-of-Payments Constrained Growth Framework. *Economic Modelling*, 57(1), 120-132. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.04.013>
- Grubb, D., Jackman, R., & Layard, R. (1982). Causes of the Current Stagflation. *The Review of Economic Studies*, 49(5), 707-730. <https://doi.org/10.2307/2297186>
- Jalali-Naini, A. R., & Naderian, M. A. (2020). Financial Vulnerability, Fiscal Procyclicality and Inflation Targeting in Developing Commodity Exporting Economies. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 77(1), 84-97. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.01.001>
- Justiniano, A., & Preston, B. (2010). Monetary Policy and Uncertainty in an Empirical Small Open-Economy Model. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 93-128. <https://doi.org/10.1002/jae.1153>
- Karadimitropoulou, A. (2018). Advanced Economies and Emerging Markets: Dissecting the Drivers of Business Cycle Synchronization. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 93(1), 115-130. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.01.029>
- Khan, S., & Knotek II, E. S. (2015). Drifting Inflation Targets and Monetary Stagflation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52(1), 39-54. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.11.007>
- Kose, M. A., & Riezman, R. (2001). Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa. *Journal of Development Economics*, 65(1), 55-80. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00127-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00127-4)
- Laudati, D., & Pesaran, M. H. (2021). Identifying the Effects of Sanctions on the Iranian Economy using Newspaper Coverage. *CESifo Working Paper No. 9217*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3898315>
- Massot, J. M., & Merga, R. D. (2022). A Balance-of-Payments-Constrained Growth Model for a Small Commodity Exporting Country: Argentina between 1971 and 2016. *International Review of Applied Economics*, 36(4), 564-588. <https://doi.org/10.1080/02692171.2021.2006152>
- Matsen, E., & Torvik, R. (2005). Optimal Dutch Disease. *Journal of Development Economics*, 78(2), 494-515. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.09.003>
- McCallum, B. T., & Nelson, E. (1997). An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis: *National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA*. <https://doi.org/10.3386/w5875>
- Mehrara, M., & Oskoui, K. N. (2007). The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Oil Exporting Countries: A Comparative Study. *Economic Modelling*, 24(3), 365-379. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.08.005>
- Milani, F. (2011). Expectation Shocks and Learning as Drivers of the Business Cycle. *The Economic Journal*, 121(552), 379-401. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02422.x>

- Monacelli, T. (2005). Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1047-1066. <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0007>
- Nakhi, S. R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R., & Rafei, M. (2020). A DSGE Analysis of the Effects of Economic Sanctions: Evidence from the Central Bank of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 9(1), 35-70. <https://doi.org/10.22099/ijes.2020.36182.1643>
- Nolan, C., & Thoenissen, C. (2009). Financial Shocks and the US Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 596-604. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2009.03.007>
- Olson, M. (1982). Stagflation and the Political Economy of the Decline in Productivity. *The American Economic Review*, 72(2), 143-148.
- Rahmati, M. H., Madanizadeh, S. A., Jabari, M., & karimirad, A. (2015). Business Cycle Accounting: The Case of Stagflation in Iran. *Planning and Budgeting*, 20(3), 41-65. <http://jpbud.ir/article-1-1155-fa.html>
- Senbeta, S. (2011). A Small Open Economy New Keynesian Model for a Foreign Exchange Constrained Economy. *MPRA Paper No. 29996*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1812743>
- Senbeta, S. R. (2013). Foreign Exchange Constraints and Macroeconomic Dynamics in a Small Open Economy. *Working Papers, No. 2013023, University of Antwerp, Faculty of Business and Economics*.
- Spinola, D. (2020). Uneven Development and the Balance of Payments Constrained Model: Terms of Trade, Economic Cycles, and Productivity Catching-Up. *Structural Change and Economic Dynamics*, 54(1), 220-232. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.05.007>
- Thirlwall, A. P. (2011). The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. *PSL Quarterly Review*, 64(259), 429-438.
- Walsh, C. E. (2017). *Monetary Theory and Policy*: MIT Press.
- Williamson, O. E. (2008). Outsourcing: Transaction Cost Economics and Supply Chain Management. *Journal of Supply Chain Management*, 44(2), 5-16. <https://doi.org/10.1111/j.1745-493X.2008.00051.x>
- Yousefi, M., & Khadam, B. (2017). Determinants of Stagflation in Iranian Manufacturing Sector. *Economics Research*, 17(66), 227-256. <https://doi.org/10.22054/joer.2017.8208>

(ب) فارسی

خبرگزاری ایرنا (۱۳۹۹). نگاهی به روند رشد حداقل دستمزد کارگران در ۴۱ سال گذشته. ۲۲ بهمن.

<https://irna.ir/xjCLJb>

پیوست ۱: معادلات لگاریتم خطی شده الگو

$$C_t = E_t C_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \frac{1}{\sigma} u_{-y} \quad (1)$$

$$R_t - E_t \pi_{t+1} = R_t^* - E_t \pi_{t+1}^* + E_t \Delta q_{t+1} - \chi d_t - u_{int} \quad (2)$$

$$q_t - q_{t-1} = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} + \pi_t^* - \pi_t \quad (3)$$

$$s_t - s_{t-1} = \pi_{F,t} - \pi_{H,t} \quad (4)$$

$$\psi_{F,t} - \psi_{F,t-1} = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} + \pi_t^* - \pi_{F,t} + sanc_imp_t \quad (5)$$

$$C_{H,t} - C_{H,t-1} = \theta \alpha (s_t - s_{t-1}) + C_t - C_{t-1} \quad (6)$$

$$C_{F,t} - C_{F,t-1} = -\theta(1 - \alpha)(s_t - s_{t-1}) + C_t - C_{t-1} \quad (7)$$

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha(s_t - s_{t-1}) \quad (8)$$

$$\pi_{H,t} = \delta_{\pi_H} \pi_{H,t-1} + \beta(E_t \pi_{H,t+1} - \delta_{\pi_H} \pi_{H,t}) + \lambda_H MC_{H,t}^r \quad (9)$$

$$MC_{H,t}^r = (1 - \delta \alpha_2)[\varphi L_t + \sigma C_t] + (\delta \alpha_2(1 - \alpha) + \alpha)S_t - Z_{H,t} - \alpha_2(1 - \delta)Z_{M,t} \quad (10)$$

$$Y_t = Z_{H,t} + (1 - \alpha_2)(1 - \alpha_4)L_t + \alpha_2 M \quad (11)$$

$$\pi_{F,t} = \delta_{\pi_F} \pi_{F,t-1} + \beta(E_t \pi_{F,t+1} - \delta_{\pi_F} \pi_{F,t}) + \lambda_F (\widehat{\psi_{F,t+s}}) \quad (12)$$

$$mg_t = \varphi_{\pi} \pi_t + \varphi_y y_t + u_{m,t} \quad (13)$$

$$mo_t = \frac{1}{k}(\sigma C_t) - \frac{1}{k}r_t \quad (14)$$

$$mg_t = mo_t - mo_{t-1} + \pi_t \quad (15)$$

$$Y_t = (1 - \alpha)C_t + \alpha Y_t^* + \alpha \theta \psi_{F,t} + (2 - \alpha)\alpha \theta s_t + g \quad (16)$$

$$C_t + d_t + G_t = \frac{1}{\beta} d_{t-1} - \alpha(S_t + \psi_{F,t}) + Y_t \quad (17)$$

$$M_t = \alpha_4 L_t + \delta(\varphi L_t + \sigma C_t) + (1 - \delta)Z_{M,t} - \delta(1 - \alpha)S_t \quad (18)$$

$$ex_t = \theta \psi_{F,t} + (\theta - \alpha)S_t + y_t^* + q_t + Y_{oil_t} \quad (19)$$

$$sanc_imp_t = (1 - \alpha_f)(P_{sanc_{oil_t}} - P_{sanc_{imp_t}}) - \alpha_g ex - \Theta_t \quad (20)$$

$$sanc_{oil_t} = \alpha_f (P_{sanc_{imp_t}} - P_{sanc_{oil_t}}) - \alpha_g ex - \Theta_t \quad (21)$$

$$Y_{oil_t} = (1 - \rho_{oil})Y_{oil_{t-1}} - \rho_{oil}sanc_{oil_t} - u_{oil_t} \quad (22)$$

$$y_t^* = \rho_{y^*} y_{t-1}^* + e_{y^*,t} \quad (23)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + e_{\pi^*,t} \quad (24)$$

$$r_t^* = \rho_{r^*} r_{t-1}^* + e_{r^*,t} \quad (25)$$

$$Z_{H,t} = \rho_{zH} Z_{H,t-1} + e_{zH,t} \quad (26)$$

$$Z_{M,t} = \rho_{zM} Z_{M,t-1} + e_{zM,t} \quad (27)$$

$$G_t = \rho_G G_{t-1} + e_{G,t} \quad (28)$$

$$\Theta_t = \rho_{\Theta} \Theta_{t-1} + e_{\Theta,t} \quad (29)$$

$$u_{-y_t} = \rho_y u_{-y_{t-1}} + e_{y,t} \quad (30)$$

$$u_{int_t} = \rho_{int} u_{int_{t-1}} + e_{int,t} \quad (31)$$

$$u_{m,t} = \rho_m u_{m,t-1} + e_{m,t} \quad (32)$$

$$P_{sanc_oil,t} = \rho_{soil} P_{sanc_oil,t-1} + e_{sanc_oil,t} \quad (33)$$

$$P_{sanc_imp,t} = \rho_{simp} P_{sanc_imp,t-1} + e_{sanc_imp,t} \quad (34)$$

متغیرهای درون‌زای الگو شامل:

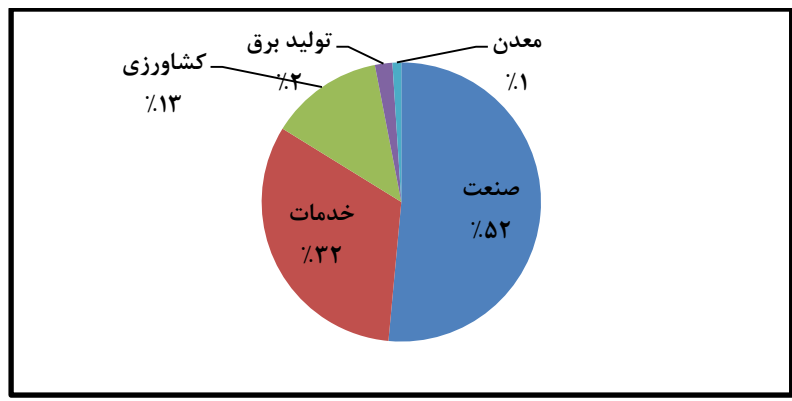
$M_t, ex_t \{ MC_{H,t}, \psi_{F,t}, Mg_t, Mo_t, \pi_{H,t}, \pi_{F,t}, \pi_t, \varepsilon_t, q_t, S_t, R_t, L_t, Y_t, d_t, C_{F,t}, C_{H,t}, sanc_imp_t, sanc_oil_t, C_t \}$

فرایندهای برون‌زای الگو شامل:

$\{ Z_{H,t}, Z_{M,t}, \pi_t^*, P_{sanc_oil,t}, P_{sanc_imp,t}, r_t^*, y_t^*, \theta_t, u_{m,t}, u_{int,t}, u_{y_t}, G_t, Y_{oil,t} \}$

پیوست ۲: شاخص قیمت تولیدکننده و اجزای آن

همان‌طور که از شکل (۱پ) مشخص است، فعالیت‌های صنعتی تقریباً نیمی از سهم شاخص قیمت تولیدکننده را شامل می‌شوند. بنابراین، برای پی بردن به اهمیت کالاهای واسطه وارداتی و داخلی در فرایند تولیدات داخلی می‌توان از داده‌ها^۱ و استانداردهای^۲ بخش صنعت در سال‌های مختلف استفاده کرد.



شکل ۱پ: سهم اجزای مختلف شاخص قیمت تولیدکننده
منبع: داده مرکز آمار ۱۳۹۷

1. Input
2. Output

پیوست ۳: اجزای داده‌های بخش صنعت و سهم کالاهای واسطه‌ای

جدول (پ)، نشان می‌دهد که مواد اولیه و کالاهای واسطه تولید سهم بسیار بالایی (۹۴ درصد) از داده‌های بخش صنعت دارند. همان‌طور که گفته شد، این تحلیل صرفاً برای بخش صنعت بوده و دلیل انتخاب این بخش سهم بالای آن در شاخص قیمت تولیدکننده بوده است. این جدول نشان‌دهنده اجزای داده‌های بخش صنعت در سال ۱۳۹۴ است. تا جایی که اطلاعات آماری برای سال‌های مختلف وجود داشته باشد، می‌توان از آن استفاده کرد، اما هدف از آوردن یک سال ویژه، نشان دادن سهم بالای کالاهای واسطه و مواد اولیه و اهمیت آن از کل داده‌های بخش صنعت است.

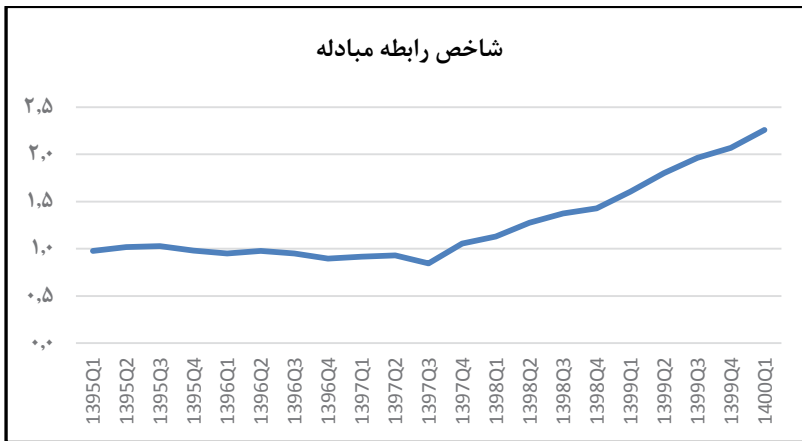
جدول پ: ارزش داده‌های فعالیت صنعتی کارگاه‌های صنعتی (ارقام میلیون ریال)

مواد مصرفی غذایی	لوازم مصرفی	سوخت	برق	آب	خدمات صنعتی	مواد خام و اولیه، کالاهای واسطه	جمع
۵۸۰۷۳۷۶	۶۰۱۳۲۹۹	۴۹۳۶۱۰۹۰	۵۳۹۵۹۲۹۹	۵۱۲۸۸۹۰	۴۳۱۲۴۴۷۴	۲۸۷۹۵۴۲۴۶۸	۳۰۴۲۹۳۶۸۹۵
۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۶	۰/۰۱۷	۰/۰۰۱۶	۰/۰۱۴	۰/۹۴۶	درصد

منبع: سالنامه آماری مرکز آمار سال ۱۳۹۴

پیوست ۴: شاخص رابطه مبادله

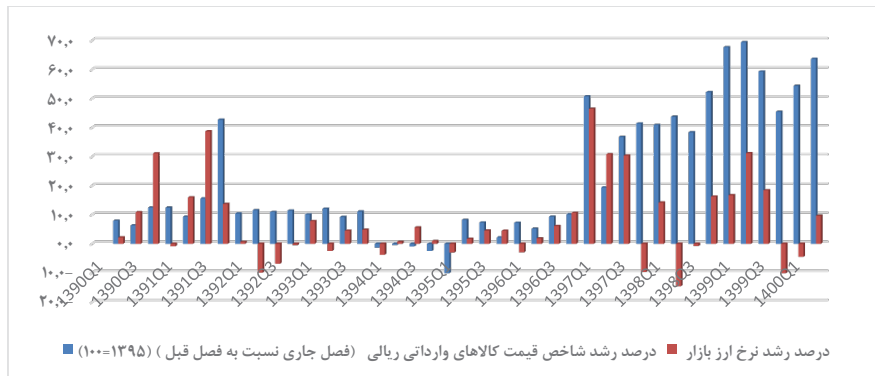
همان‌طور که در **شکل (۲پ)** ملاحظه می‌شود، شاخص رابطه مبادله همزمان با جهش ارزی سال ۱۳۹۷ افزایش چشمگیری داشته است. این نمودار حاکی از آن است که به هنگام تحریم‌های اقتصادی و افزایش نرخ ارز توأم با آن، قیمت کالاهای صادراتی به اندازه کالاهای وارداتی افزایش پیدا نکرده، و موازنه تجاری به ضرر ایران تغییر کرده است.



شکل ۲پ: شاخص قیمت (دلاری) واردات به صادرات

منبع: مرکز آمار ایران، بر اساس سال پایه ۱۳۹۵

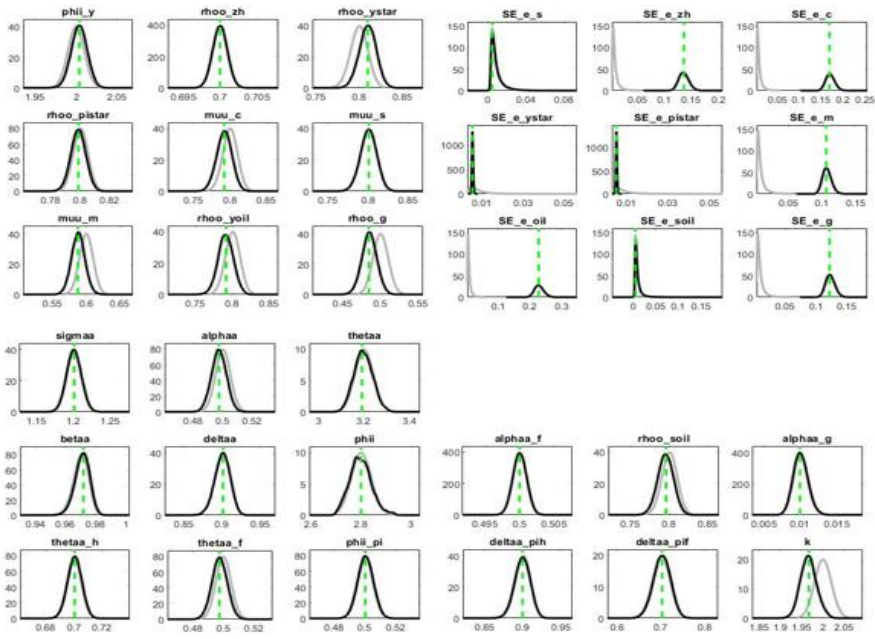
پیوست ۵: مقایسه رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی با رشد نرخ ارز بازار آزاد (مرکز آمار)



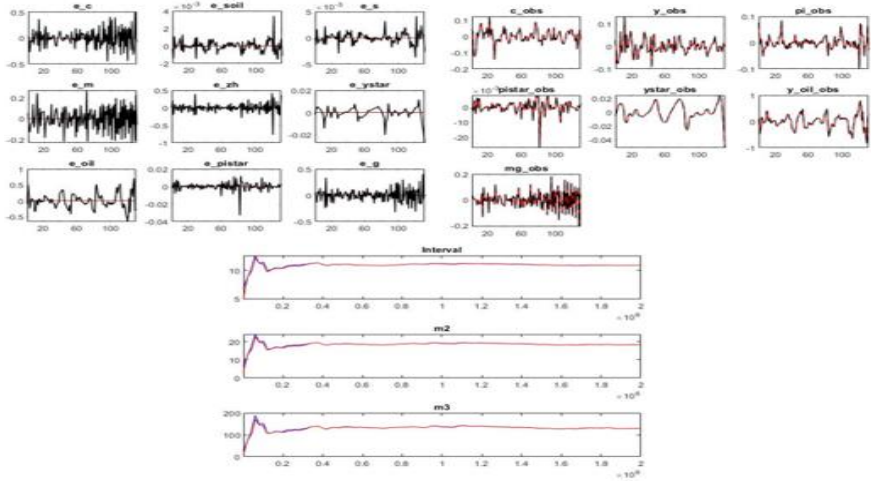
شکل ۳: شاخص قیمت (دلاری) واردات به صادرات

منبع: مرکز آمار ایران، بر اساس سال پایه ۱۳۹۵

پیوست ۶: توابع چگالی پسین و پیشین پارامترها



پیوست ۷: آزمون صحت برآورد بروکز-گلمن



نحوه ارجاع به مقاله:

صیقلانی، شهید؛ جلالی نائینی، سیداحمدرضا، و خیابانی، ناصر (۱۴۰۱). تکانه‌های خارجی، تغییرات نرخ ارز، و نقش کالاهای واسطه‌ای در توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۷(۲)، ۳-۵۰.

Seighalani, S., Jalali-Naini, S. A. R., & Khiabani, N. (2022). External Shocks, Exchange Rate and Intermediate Goods: Explanation of Stagflation in Iranian Economy. *Planning and Budgeting*, 27(2), 3-50.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.3>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited



شمول مالی و سیاست پولی در ایران

alirezahariri@ut.ac.ir

علیرضا فرد حریری

دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ایران. (نویسنده مسئول).

taiebnia@ut.ac.ir

علی طبینیا

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ایران.

hossein.tavakolian@atu.ac.ir

حسین توکلیان

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۲۳

دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۲۰

چکیده: هدف پژوهش حاضر بررسی اثربخشی سیاست پولی و پیامدهای آن برای خانوارهای برخوردار و نابرخوردار از شمول مالی (خانوارهای ناهمگن بر اساس شمول مالی) در ایران است. مدل مورد استفاده در این پژوهش، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید است که بر اساس داده‌های اقتصاد ایران کالیبره شده است. نتایج تحلیل واکنش نشان می‌دهد که علی‌رغم این‌که بخش قابل توجهی از جمعیت نابرخوردار از شمول مالی (حدود ۴۵ درصد) هستند، تکانه سیاست پولی انقباضی به کاهش قابل توجه تورم و تولید منجر می‌شود. علاوه بر این، سیاست پولی انقباضی، مصرف خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی را بیش‌تر از خانوارهای برخوردار از شمول مالی کاهش می‌دهد، چرا که خانوارهای برخوردار از شمول مالی به دلیل دسترسی به ابزارهای مالی قادر به جذب این تکانه هستند و بنابراین می‌توانند مصرف را به‌طور موثرتری نسبت به خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی هموار کنند. مقایسه نتایج الگو با حالت شمول مالی کامل نشان‌دهنده آن است که سیاست پولی انبساطی در حالت شمول مالی کامل موجب رشد بیش‌تر تولید با هزینه افزایش تورم کم‌تر می‌شود. پس تلاش برای تضمین شمول مالی کامل توصیه می‌شود تا سیاست پولی بتواند به‌طور کامل به اهداف خود دست یابد.

کلیدواژه‌ها: شمول مالی، سیاست پولی، مدل تعادل عمومی، خانوارهای برخوردار از شمول مالی، خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی.

طبقه‌بندی JEL: E44, E50, E52.

مقدمه

یکی از پیش‌شرط‌های اصلی که امروزه در مباحث توسعه پایدار مطرح می‌شود، دسترسی عموم به خدمات مالی یا به عبارتی شمول مالی^۱ است. دسترسی بخش‌های مختلف اقتصادی به خدمات مالی و گسترش نقش نظام مالی در اقتصاد می‌تواند از کانال سرمایه‌گذاری و تقویت بخش تولید زمینه‌ساز رشد اقتصادی شود. از طرف دیگر، مشارکت بیش‌تر افراد و خانوارها در بازارهای مالی می‌تواند مزایای توسعه مالی مانند متنوع‌سازی ریسک^۲، گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری، و انباشت سرمایه را ارتقا دهد و سطح زندگی آن‌ها را بالا ببرد (Demirgüç-Kunt & Levine, 2009).

در سال‌های اخیر مشارکت خانوارها در بخش مالی (شمول مالی) مورد توجه سازمان‌های مهم بین‌المللی مانند بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول قرار گرفته است. در صفحه مربوط به شمول مالی در وبسایت بانک جهانی^۳ آمده است: «شمول مالی یک توانمندساز کلیدی^۴ برای کاهش فقر و افزایش کامیابی و موفقیت است. شمول مالی زندگی روزمره را تسهیل می‌کند و به خانواده‌ها و مشاغل کمک می‌کند که در مورد همه چیز، از اهداف بلندمدت تا موارد اضطراری غیرمنتظره، برنامه‌ریزی کنند. افراد دارای حساب بانکی بیش‌تر از سایر خدمات مالی مانند پس‌انداز، اعتبار، و بیمه استفاده می‌کنند، کسب‌وکارها را به راه می‌اندازند و گسترش می‌دهند، سرمایه‌گذاری در آموزش یا بهداشت و درمان، مدیریت ریسک و تکانه‌های مالی را انجام می‌دهند و از طریق این موارد می‌توانند کیفیت کلی زندگی خود را بهبود بخشند»^۵.

شمول مالی می‌تواند فواید زیادی برای خانوارها به‌ویژه خانوارهای کم‌برخوردار فراهم آورد و زندگی آن‌ها را تسهیل نماید. خدمات مالی می‌تواند با تامین اعتبار مورد نیاز فعالیت‌های تجاری، درآمد خانواده را افزایش دهد و زندگی افراد را بهبود بخشد. همچنین، شمول مالی می‌تواند خانواده‌ها را در پس‌انداز، مدیریت جریان پول نقد و کاهش نیاز به فروش دارایی‌های خود در مواقع بحران یاری دهد. با افزایش درآمد، خدمات مالی ابزاری برای خانواده‌های فقیر فراهم می‌کند تا زمین بخرند، خانه خود را بسازند یا بازسازی کنند، دام و کالاهای مصرفی بخرند یا مشاغل خود را گسترش دهند. یکی دیگر از فواید شمول مالی افزایش امنیت مالی است. بسیاری از افراد پول نقد را در زیر تشک یا ظروف (جایی که یافتن

1. Financial Inclusion
2. Risk Diversification
3. <https://www.worldbank.org/en/topic/financialinclusion/overview#1>
4. Key Enabler

۵. ترجمه از نویسنده نخست است.

و سرقت آن آسان است)، ذخیره می‌کنند و برخی پس‌انداز خود را در جواهرات یا دام سرمایه‌گذاری می‌کنند (روشی بسیار انعطاف‌ناپذیر برای جمع‌آوری و دسترسی به پس‌انداز). با پس‌انداز در یک موسسه مالی قابل‌اعتماد، خانواده‌ها می‌توانند با خیال راحت و جوه خود را ذخیره کنند و افزایش دهند و در نهایت از آن استفاده نمایند. همچنین، شمول مالی می‌تواند موجب کاهش آسیب‌پذیری و افزایش قدرت مواجهه با تکانه‌ها شود. با افزایش درآمد و پس‌انداز، خدمات مالی به مادران و پدران فقیر اجازه می‌دهد که به‌جای تلاش برای بقای روزمره، فرصت برنامه‌ریزی برای آینده را به‌دست آورند. والدین می‌توانند شهریه فرزندان خود را بپردازند و شرایط زندگی خود را بهتر کنند. در نهایت، خدمات مالی نه‌تنها فرصت ایجاد شغل را برای کارآفرینان فراهم می‌کند، بلکه تضمین می‌کند مشاغل در حال رشد فرصت دسترسی به مشاغل را برای دیگران نیز فراهم آورند (Takyi & Leon-Gonzalez, 2020).

بررسی داده‌های آمارگیری‌های بانک مرکزی^۱، مرکز آمار ایران^۲، بانک جهانی^۳، و صندوق بین‌المللی پول^۴ نشان می‌دهد که کشور ایران از نظر دسترسی فیزیکی خانوارها به بانک و خدمات مالی و نیز دریافت وام در سطح به‌نسبت مطلوبی است، ولی به دلیل کمبود داده‌ها نمی‌توان به نتیجه قطعی رسید و از طرف دیگر، وضعیت ایران در شاخص‌های مختلف شمول مالی، متفاوت است. بنابراین، پژوهش بیش‌تر در این موضوع بسیار ضروری به نظر می‌رسد (عینیان، ۱۳۹۴).

نقش دسترسی رسمی به خدمات مالی زمانی بیش‌تر آشکار می‌شود که خانوارها با نوسانات موقتی در درآمد حقیقی خود (تکانه درآمدی) روبه‌رو هستند. افراد دارای دسترسی رسمی به خدمات مالی رسمی می‌توانند میزان مصرف را هموار کنند و به‌آرامی تغییر دهند. از آنجایی که خانوار برخوردار از شمول مالی می‌تواند از پس‌انداز قبلی خود استفاده کند یا وام بگیرد، احتمالاً وضعیت مصرفی آن‌ها تحت تاثیر قرار نمی‌گیرد. یعنی خانوارهای برخوردار از شمول مالی می‌توانند تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری خود را به‌نحوی تنظیم کنند که از مصرف خود در برابر ناپایداری درآمدهای حقیقی محافظت کنند، در صورتی که خانواده‌های نابرخودار از شمول مالی در موقعیتی نیستند که این کار را انجام دهند (Mehrotra & Nadhanael, 2016). اما این موضوع نیز مطرح است که حتی با دسترسی محدود یا بدون دسترسی به بخش رسمی مالی، خانوارهای نابرخودار از شمول مالی نیز می‌توانند مصرف خود را از طریق منابع مالی نیمه‌رسمی و غیررسمی همانند خانوارهای برخوردار

1. <https://www.cbi.ir/>
2. <https://www.amar.org.ir/>
3. <https://data.worldbank.org/>
4. <https://www.imf.org/en/Home>

از شمول مالی هموار و یکنواخت کنند. خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی نیز قادر به دریافت وام از موسسه‌های خرد مالی، وام‌دهندگان غیررسمی، خانواده و دوستان هستند که امکان هموار کردن مصرف را فراهم می‌کنند، اگرچه نرخ بهره در آن وام‌ها می‌تواند به نسبت بالاتر باشد. به عنوان ابزار دیگری برای مواجهه با ناپایداری درآمدها، خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی می‌توانند پس‌انداز را به شکل زمین یا جواهرات جمع کنند. همان‌طور که توسط **روزن تسوایگ و ولپین**^۱ (۱۹۹۳) اشاره شده است، دام و سایر دارایی‌های مزرعه نیز می‌توانند به شکلی معامله شوند که امکان هموار کردن مصرف را فراهم کنند.

یک نوع تکانه درآمدی که خانوارها با آن مواجه می‌شوند می‌تواند از طریق تکانه سیاست پولی توسط بانک‌های مرکزی ایجاد شود. سیاست پولی نه تنها تورم و اشتغال را تغییر می‌دهد، بلکه این سیاست بر درآمد قابل‌تصرف و مصرف هر دو دسته خانوار در معرض چنین سیاستی تأثیر می‌گذارد، ولی این خانوارها به صورت متفاوتی تحت تأثیر قرار می‌گیرند. در این زمینه مطالعات اندکی (چه از لحاظ نظری و چه تجربی)، به‌طور خاص پیامدهای تکانه سیاست پولی را برای این خانوارها تحلیل کرده‌اند (Coenen & Straub, 2005; Ratto et al., 2009; Di Bartolomeo et al., 2011; Iyer, 2016). شکاف موجود در ادبیات موضوع این است که عموماً این مطالعات به‌جای این‌که به صورت جداگانه تغییر مصرف (به عنوان معیاری از رفاه) خانوارهای مختلف را بررسی و مقایسه نمایند، بر متغیرهای کل تمرکز نمودند. سهم پژوهش فعلی، بررسی چگونگی واکنش و نحوه مواجهه دو نوع خانوار با تکانه‌هایی (به‌ویژه تکانه پولی) است که درآمد آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نخستین پرسش پژوهش این است که چگونه تکانه پولی، رفاه (مصرف) خانوارهای برخوردار و نابرخوردار از شمول مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

از طرف دیگر، وجود خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی در اقتصاد بر چگونگی اعمال سیاست پولی موثر است. همان‌طور که **منکیو**^۲ (۲۰۰۰) پیشنهاد کرده است، مدل‌های اقتصادی که امکان حضور خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی (خانوارهای دست به دهان^۳) را فراهم می‌کنند، نسبت به مدل‌های اقتصادی با خانوارهای متداول ترجیح داده می‌شوند، چرا که لحاظ کردن این بخش از خانوارها، مدل‌های اقتصادی را به واقعیت نزدیک‌تر می‌کند. همچنین، سیاستگذاران به چگونگی تأثیرگذاری مداخلات سیاسی خود بر خانواده‌های متمایز و ناهمگن علاقه‌مند هستند. به همین

1. Rosenzweig & Wolpin
2. Mankiw
3. Hand to Mouth

دلیل، بسیاری از مطالعات خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی را در مدل‌های اقتصادی وارد کرده‌اند (Gali et al., 2004; Coenen & Straub, 2005; Gali et al., 2007; Bilbiie, 2008; Forni et al., 2009). محدودیت اساسی این نوع ادبیات، تمرکز محدود بر پیامدهای خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی برای اجرای سیاست پولی بوده است (Gali et al., 2004). همان‌طور که توسط گالی و همکاران (۲۰۰۵) اشاره شده است، گنجاندن خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی در مدل‌های استاندارد پویا با چسبندگی قیمت، می‌تواند ویژگی‌های قوانین نرخ بهره را که به‌طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرند، در سازوکار سیاست پولی تغییر دهد. آن‌ها خاطرنشان می‌کنند که حضور خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی در چنین مدل‌هایی مستلزم آن است که وزن تورم در قاعده سیاست پولی نوع تیلور^۱ بسیار بالاتر از واحد باشد. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود بانک‌های مرکزی در مقابله با تورم سختگیرانه عمل کنند.

موضوع دیگر این است که اثربخشی سیاست پولی نیز تحت تاثیر حضور خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی در یک اقتصاد است. بیش‌تر بانک‌های مرکزی از مدل‌های کلان جدید کینزی استفاده می‌کنند تا سیاست‌ها و پیش‌بینی سیاست‌ها را بررسی کنند. در چنین مدل‌هایی سازوکار انتقال سیاست‌های پولی (سیاست پولی از نوع تیلور)، تا حد زیادی به این وابسته است که سرمایه‌گذاری خصوصی در برابر نرخ بهره منقطع باشد. بنابراین، افزایش نرخ بهره پولی باعث کاهش سرمایه‌گذاری‌های خصوصی می‌شود و برعکس. در نهایت، تولید اقتصادی حقیقی (بازده واقعی) و تورم تحت تاثیر قرار می‌گیرند. بنابراین، اگر سهم زیادی از خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی در یک اقتصاد وجود داشته باشد، کشش نرخ بهره مخارج خصوصی کاسته می‌شود (Brownbridge et al., 2017). پس وقتی بخش قابل توجهی از جمعیت از بخش رسمی مالی خارج می‌شوند و کانال نرخ بهره سیاست پولی احتمالاً به دلیل پایین بودن کشش نرخ بهره نسبت به سرمایه‌گذاری خصوصی تضعیف می‌گردند. در نتیجه، سیاست پولی می‌تواند حتی بی‌اثر باشد. بنابراین، تعیین این‌که آیا سیاست پولی در چنین محیطی موثر است یا خیر، ضروری است. شکاف دیگر موجود در مطالعات پیشین در ایران این است که هرچند پژوهش‌های زیادی در زمینه سیاست پولی با استفاده از مدل تعادل عمومی در ایران انجام شده است ولی در هیچ‌کدام از این مدل‌ها شمول مالی لحاظ نشده است. این موضوع دومین پرسش پژوهش حاضر و هم‌زمان سهم دیگر پژوهش است که اثربخشی سیاست پولی را با لحاظ کردن خانوارهای

1. Taylor

ناهمگن در درجات مختلف شمول مالی بررسی می‌کند.

در این پژوهش از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که در آن علاوه بر خانوارهای برخوردار از شمول مالی (بهینه‌یاب)، خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی (دست به دهان) نیز حضور دارند، استفاده می‌کنیم تا اولاً تأثیر تکانه سیاست پولی (و همچنین تکانه بهره‌وری) را بر دو نوع خانوار ناهمگن (بر مبنای شمول مالی) تجزیه و تحلیل کنیم، و ثانیاً به تجزیه و تحلیل اثربخشی سیاست پولی در اقتصاد ایران با وارد کردن بخشی از جمعیت، که نابرخوردار از شمول مالی هستند، بپردازیم. به عبارت دیگر، در این پژوهش اثربخشی و تأثیر تکانه سیاست پولی بر دو نوع خانوار را در اقتصاد ایران شناسایی و بررسی می‌کنیم. همچنین، با تغییر درصد شمول مالی، میزان تأثیرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای هدف (تورم و تولید ناخالص داخلی) را در حالت‌های مختلف مقایسه می‌کنیم.

مبانی نظری پژوهش

نظام مالی یک کشور از بازارها، ابزارها، و محصولات مالی متنوع تشکیل می‌شود. از منظر دیدگاه‌های نظری و تجربی موجود، نظام‌های مالی توسعه‌یافته با کاهش هزینه‌های نظارت، معامله‌ها، و دسترسی به اطلاعات، نقش اساسی در بهبود وظیفه‌ی واسطه‌گری مالی ایفا می‌کنند. نظام‌های مالی کارآمد با شناسایی و تامین مالی فرصت‌های مناسب کسب و کار، تجهیز پس‌اندازها، پوشش و متنوع‌سازی ریسک و همچنین تسهیل مبادله‌ی کالا و خدمات موجب گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شوند (Sahabi et al., 2020).

شمول مالی مفهومی چندوجهی است و به‌طور معمول به عنوان گسترش دسترسی و استفاده از خدمات مالی تعریف می‌شود، به‌ویژه در بخش‌هایی از جمعیت که به‌طور سنتی با محدودیت‌های رسمی یا غیررسمی روبه‌رو بوده‌اند. با وجود این، پژوهشگران از تعاریف بسیار متنوعی برای شمول مالی استفاده کرده‌اند. برای مثال، صندوق بین‌المللی پول شمول مالی را «دسترسی و استفاده از خدمات رسمی مالی توسط خانواده‌ها و بنگاه‌ها» تعریف می‌کند (Sahay et al., 2015). بر اساس این تعریف، خدمات مالی باید برای حداکثر افراد و برای استفاده‌های متنوع در دسترس باشد. کلاسنس^۱ (۲۰۰۶)، شمول مالی را به عنوان در دسترس بودن عرضه خدمات مالی باکیفیت می‌داند که در آن کیفیت و هزینه معقول خدمات مالی را باید نسبت به برخی از استانداردهای عینی و معیارهای هزینه‌ای که منعکس‌کننده‌ی تمام هزینه‌های مالی و غیرمالی باشند، در نظر گرفت. رانگاراگان^۲ (۲۰۰۸)، شمول

1. Claessens
2. Rangarajan

مالی را به عنوان فرایند تضمین دسترسی گروه‌های آسیب‌پذیر مانند بخش‌های ضعیف و گروه‌های کم‌درآمد به خدمات مالی و اعتبار به‌موقع و کافی با هزینه‌ای مقرون به صرفه تعریف می‌کند. لیشون و تریفت^۱ (۱۹۹۵)، عدم شمول مالی را آن دسته از فرایندهایی تعریف می‌کنند که از دستیابی برخی گروه‌های اجتماعی و افراد به سیستم مالی جلوگیری می‌کند. لازم به اشاره است که دسترسی به خدمات مالی و شمول مالی تعاریف متفاوتی دارد. برای محقق شدن شمول مالی، علاوه بر دسترسی به خدمات مالی، استفاده از این خدمات هم باید صورت گیرد. بنابراین، ممکن است با وجود دسترسی به خدمات مالی، این خدمات مورد استفاده قرار نگیرند. بر اساس پایگاه داده گلوبال فیندکس^۲ (۲۰۱۹)، برخی از مهم‌ترین موانع شمول مالی، هزینه بالای استفاده از خدمات، نداشتن درآمد کافی، موانع فرهنگی یا مذهبی، فاصله، نداشتن مدارک، و عدم اعتماد به ارائه‌دهنده خدمات مالی هستند.

مشارکت جهانی برای شمول مالی^۳، شاخص‌های متنوعی برای شمول مالی در نظر گرفته است که برخی از آن‌ها عبارت‌اند از حساب‌های بانکی برای دریافت درآمد و پرداخت‌های انتقالی، حساب‌های پس‌انداز برای وجوه نقد، موانع اعتباری برای دریافت وام، قرض شخصی و قرض برای کسب‌وکار، محصولات بیمه‌ای که در زمان بروز حوادث به افراد کمک می‌کنند، تعداد سپرده‌گذاران بانکی، تعداد قرض‌گیرندگان، تعداد شعب بانک، تعداد دستگاه‌های خودپرداز، تعداد قرض‌دهندگان خانگی، تعداد سپرده‌گذاران خانگی، کارت‌های اعتباری، وام‌ها و تسهیلات اعطایی سیستم بانکی.

اولین شاخص شمول مالی داشتن حساب بانکی است که از این حساب‌ها به منظور دریافت دستمزد، پرداخت‌های انتقالی دولت یا کمک‌های مالی از خانواده استفاده می‌کنند. برای بیش‌تر افراد داشتن حساب بانکی به عنوان نقطه ورود به بخش مالی رسمی تلقی می‌شود که امور مالی را تسهیل، پس‌انداز را تشویق، و امکان دسترسی به اعتبار را فراهم می‌کند. مطالعات تجربی در این زمینه حاکی از آن است که شمول مالی هم رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد (با افزایش دسترسی به وام و پس‌انداز ایمن) و هم اعتبار و فرصت‌های سرمایه‌گذاری را در بخش‌های تولیدی اقتصاد افزایش می‌دهد (Takyi & Leon-Gonzalez, 2020). این مطالعات استدلال می‌کنند که تحت شرایط حمایت نهادی کافی، فواید پیگیری راهبردهای شمول مالی اولاً دستیابی به اهداف کلان اقتصادی از جمله رشد تولید، کاهش فقر، کم کردن نابرابری درآمد، و ثبات قیمت را تسهیل می‌کند و ثانیاً چشم‌انداز رشد اقتصادی پایدار را بهبود می‌بخشد (Beck et al., 2007). احتمالاً با الهام از این دستاوردها، بسیاری از کشورهای

1. Leyshon & Thrift
2. Global Findex Database
3. Global Partnership for Financial Inclusion

در حال توسعه تعهد کرده‌اند که موضوع شمول مالی را در اولویت قرار دهند، عمدتاً از طریق روش‌هایی مانند فناوری همراه پول^۱ و افزایش استفاده از طرح‌های خدمات مالی خرد و ایجاد دسترسی به خدمات متداول مالی. این تلاش‌ها به بهبود قابل توجه بخش مالی، افزایش دسترسی افراد و خانواده به خدمات مالی و در نهایت بهبود سطح معاش منجر می‌شود (Papadavid, 2016). با توجه به موارد فوق، مشخص است که دسترسی رسمی به خدمات مالی نقش مهمی در افزایش رفاه خانوار دارد. به‌طور کلی، این بحث مطرح می‌شود که دسترسی مالی به خانواده‌ها این امکان را می‌دهد که با گذشت زمان، مصرف را هموار سازند و سرمایه ایجاد کنند، تا بتوانند ایجاد کسب‌وکار را ارتقا بخشند که به نوبه خود به بهبود وضعیت معیشت اعضای جامعه کمک می‌کند (Demirgüç-Kunt & Levine, 2009).

یکی از مزایای شمول مالی برای خانوارها، مواجهه بهتر با تکانه‌های اقتصادی است. خانوارهای برخوردار از شمول مالی^۲ می‌توانند در صورت بروز تکانه‌های مالی، میزان مصرف را هموار کنند و به آرامی تغییر دهند، چرا که دسترسی به خدمات مالی به آن‌ها اجازه استفاده از وام یا پس‌انداز می‌دهد. این در حالی است که خانوارهای نابرخودار از شمول مالی^۳ این امکان را نخواهند داشت و در برابر تکانه‌ها، آسیب‌پذیری بیش‌تری خواهند داشت. تکانه سیاست پولی موجب تغییر درآمد و مصرف خانوارها می‌شود، اما خانوارهای برخوردار از شمول مالی در مقایسه با خانوارهای نابرخودار از شمول مالی به صورت متفاوتی تحت تاثیر قرار می‌گیرند. از طرف دیگر، اثربخشی سیاست پولی نیز تحت تاثیر حضور خانوارهای نابرخودار از شمول مالی در اقتصاد است.

تاکی و لئون-گزالز (۲۰۲۰)، به بررسی سیاست پولی و شمول مالی در چهار کشور آفریقایی در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی^۴ پرداختند. در این مطالعه خانوارها به دو گروه برخوردار از شمول مالی (بهینه‌یاب^۵) و نابرخودار از شمول مالی (دست به دهان) تقسیم شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سهم خانوارهایی که به خدمات مالی دسترسی ندارند در اقتصادهای مورد بررسی بین ۳۵ تا ۴۲ درصد است. همچنین، تلاش‌ها در جهت بالا بردن شمول مالی به کاهش هزینه‌های مشارکت در بازارهای مالی منجر شده است. هرچند نابرخوداری از شمول مالی بالاست، ولی تکانه پولی انقباضی موجب کاهش تورم و رشد می‌شود و نشان می‌دهد حتی با لحاظ شمول مالی، سیاست پولی همچنان اثرگذار است. اما سیاست پولی انقباضی نتایج متفاوتی داشته است و موجب کاهش

1. Mobile Money Technology
2. Financially Included
3. Financially Excluded
4. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
5. Optimizing

مصرف بیش‌تر خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی نسبت به خانوارهای برخوردار از شمول مالی شده است. در مقایسه با خانوارهایی که به خدمات مالی دسترسی ندارند، افراد دارای دسترسی به خدمات مالی می‌توانند تکانه‌ها را جذب کنند و بنابراین مصرف را هموار کنند. پس آن‌هایی که برخوردار از شمول مالی هستند بهتر می‌توانند با تکانه‌ها مواجه شوند. همچنین، این مطالعه نشان می‌دهد با شمول مالی بالاتر، اثرگذاری سیاست پولی بیش‌تر است. اسلام و ظفر^۱ (۲۰۱۷)، با استفاده از آزمون منکیو و کمپبل^۲ به بررسی رفتار مصرفی خانوارهای پاکستان پرداخته‌اند. آنان خانوارها را به دو دسته تقسیم می‌کنند: دسته نخست که دست به دهان هستند و بر اساس قاعده سرانگشتی در مصرف عمل می‌کنند و گذشته‌نگر هستند، که در آن مطالعه ۴۹ درصد کل خانوارها را تشکیل داده است. دسته دوم، خانوارهایی هستند که فرضیه درآمد دائمی را دنبال می‌کنند و در حقیقت جلونگر هستند. نتایج نشان می‌دهد که حدود ۵۱ درصد از خانوارها در این دسته قرار می‌گیرند. آیر (۲۰۱۶)، اثر نابرخورداری از شمول مالی را در تعیین سیاست پولی بهینه در چارچوب یک اقتصاد باز کوچک با چسبندگی اسمی، نااطمینانی، و نابرخورداری از شمول مالی بالا مورد مطالعه قرار داده است. در این پژوهش، خانوارها به دو دسته بر اساس شمول مالی تقسیم شده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که اگر سیاست پولی به‌طور بهینه تنظیم شود، مصرف خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی را با تثبیت درآمدها هموار می‌کند. ثبات نرخ ارز اسمی، در صورت وقوع تکانه‌های فشار هزینه، مستقیماً بخش وارداتی سبد مصرفی خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی را تثبیت می‌کند، مصرف آن‌ها را هموار می‌سازد، و نوسانات کلان اقتصادی را کاهش می‌دهد. بدین ترتیب، سیاست پولی بهینه، مصرف خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی را که قادر به هموار کردن مصرف خود نیستند، هموار می‌کند. روشن (۲۰۱۹)، به بررسی تعداد خانوارهای ایرانی که بر اساس فرضیه درآمد دائمی عمل نکرده و به اصطلاح دست به دهان بوده و کل درآمد جاری‌شان را مصرف کرده‌اند، پرداخته است. برای این منظور از سه مدل مختلف استفاده شده است، به طوری که در اولی ترجیحات با ریسک‌گریزی ثابت نسبی، در دومی شکل‌گیری عادات مصرفی، و در سومی ترجیحات بازگشتی کریس-پورتز^۳ وارد تابع مطلوبیت خانوار شده است. پس از تخمین سیستم‌های معادلات اولر با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، ضریب مربوط به درصد مصرف‌کنندگان دست به دهان در هر یک از مدل‌ها به ترتیب برابر ۰/۳۷، ۰/۵۲، و ۰/۴۵ به دست آمد که گویای آن است که به‌طور متوسط در دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۱، حدود

1. Islam & Zafar
2. Mankiw & Campbell Test
3. Kreps & Porteus

۴۵ درصد خانوارهای ایرانی به اصطلاح دست به دهان هستند و برای مصرف خود برنامه بین دوره‌ای ندارند و حدود ۵۵ درصد نیز با نگهداری و سرمایه‌گذاری در انواع دارایی‌ها، برنامه مصرفی خود را بر اساس درآمد دائمی تنظیم می‌کنند. **امیرزاده گوغری و همکاران (۱۳۹۷)**، به بررسی تحلیل وضعیت دسترسی خانوار به تسهیلات خرد با رویکرد داده‌کاوی پرداختند. هدف این پژوهش ایجاد تصویری روشن از دسترسی افراد حقیقی به تسهیلات است. به همین منظور دو بُعد آثار منطقه‌ای و روندهای زمانی مد نظر قرار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در ایران دسترسی به محصولات و خدمات مالی به‌نحوی نامتوازن توسعه یافته است. ورود به بازار تسهیلات در مناطق مختلف جغرافیایی کشور کاملاً ناهمگون است. به علاوه، به نظر می‌رسد بین نسبت تسهیلات به سپرده پس از کسر سپرده قانونی در هر استان و ورود به بازار اعتبارات در آن استان رابطه منفی وجود دارد. نابرابری در دسترسی به تسهیلات در طول زمان و در مناطق مختلف زنگ خطری برای سیاستگذار رفاهی و مالی به صدا درمی‌آورد، چرا که روند اخیر اعطای تسهیلات چه از سمت عرضه و چه از سمت تقاضا تبعات نامطلوبی در باب نکول تسهیلات و نابرابری در بهره‌مندی از تسهیلات ایجاد نموده است.

روش‌شناسی پژوهش

به پیروی از مدل **غیایی و همکاران^۱ (۲۰۲۱)**، که برای یک اقتصاد صادرکننده نفت طراحی شده است، مدل مورد استفاده در این مطالعه شامل بخش حقیقی خصوصی، بخش مالی، بخش نفتی، بانک مرکزی، و دولت است. در این مدل مانند مدل ارائه‌شده توسط **گرالی و همکاران^۲ (۲۰۱۰)**، بخش مالی ناهمگن است و به پیروی از **فرناندز-ویلاورده و روبیو-رامیرز^۳ (۲۰۰۹)**، یک صندوق نفت برای کشور صادرکننده نفت در نظر گرفته شده و ارتباطی بین نفت و بخش مالی ایجاد شده است که به عنوان سازوکاری برای پس‌انداز درآمد نفت برای نسل‌های آتی ایفای نقش می‌کند.

بخش حقیقی اقتصاد شامل خانوارها، تولیدکنندگان کالا، تولیدکنندگان سرمایه، و تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای است. خانوار کالای نهایی را که توسط خرده‌فروشان فروخته می‌شود، مصرف می‌کند و به تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای نیروی کار عرضه می‌کند. بازار تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای رقابت انحصاری است که از سرمایه خصوصی و دولتی برای تولید کالا استفاده می‌کنند. خرده‌فروشان کالاها را از تولیدکنندگان کالاها نهایی خریداری می‌کنند و با افزودن حاشیه سود در بازار رقابت

1. Ghiaie *et al.*

2. Gerali *et al.*

3. Fernández-Villaverde & Rubio-Ramírez

انحصاری با چسبندگی قیمتی مشابه کریستیانو و همکاران^۱ (۲۰۰۵)، فرناندز-ویلاوردو و روبیو-رامیرز (۲۰۰۹)، و اسمتس و وترز^۲ (۲۰۰۷) می‌فروشند. علاوه بر این، خانوارها پس‌انداز خود را در بخش مالی (بانک‌های سپرده‌پذیر) سپرده‌گذاری می‌کنند.

بخش مالی متشکل از بانک‌های سپرده‌پذیر و وام‌دهنده است. بانک‌های سپرده‌پذیر و وام‌دهنده علاوه بر نقش واسطه‌گری، بازار بین‌بانکی را تشکیل می‌دهند. بانک‌های سپرده‌پذیر اولاً یک ابزار مالی (سپرده) یک‌دوره‌ای به خانوارها ارائه می‌کنند و دوم این‌که به بانک‌های وام‌دهنده با نرخ بین‌بانکی وام می‌دهند. قرارداد سپرده به دلیل قدرت انحصاری بانک‌های سپرده‌پذیر، مشمول هزینه تعدیل درجه دوم است (Gerali et al., 2010). بانک‌های وام‌دهنده وام یک‌دوره‌ای به تولیدکنندگان کالا و دولت ارائه می‌دهند.

علاوه بر تامین مالی در بازار بین‌بانکی، بانک‌های وام‌دهنده از منابع صندوق نفتی با نرخ بهره بانک مرکزی استفاده می‌کنند. صندوق نفتی بخشی از درآمد حاصل از صادرات نفت را نگه می‌دارد و مابقی درآمدهای نفتی به دولت و سرمایه‌گذاری‌های نفتی تعلق می‌گیرد. دولت اوراق قرضه یک‌دوره‌ای منتشر می‌کند، مالیات جمع‌آوری می‌کند و از بخشی از درآمدهای نفتی و بازدهی صندوق نفتی استفاده می‌کند. برای در نظر گرفتن مشارکت دولت در شرکت‌های تحت تملک دولت^۳، فرض کردیم که دولت سرمایه مولد را برای تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای فراهم می‌کند.

با توجه به اهداف پژوهش حاضر، مشابه مدل فورلانتو و سنکا^۴ (۲۰۱۲)، که در آن مصرف‌کنندگان به‌اصطلاح دست به دهان در مدل آمده است، بر مبنای تعریف شمول مالی، بخش خانوارها را به دو گروه خانوارهای برخوردار و نابرخوردار از شمول مالی تقسیم کردیم. در پژوهش حاضر، مدل بر اساس تعریف شمول مالی مبنی بر در دسترس بودن^۵ و استفاده^۶ از خدمات مالی طراحی شده است، یعنی خدماتی که هم در دسترس بوده (عرضه) و هم استفاده شده است (تقاضا). خانوارهای برخوردار از شمول مالی برخلاف خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی دسترسی به سپرده دارند و از آن استفاده می‌کنند و همچنین به دلیل مشارکت در بخش‌های مختلف اقتصادی از سود آن‌ها بهره‌مند می‌شوند. از طرف دیگر، با توجه به تفاوت‌های ساختاری اقتصاد ایران و اهمیت پول در آن، پول را از طریق

1. Christiano et al.
2. Smets & Wouters
3. State-Owned Enterprises
4. Furlanetto & Seneca
5. Accessibility
6. Usage

شاخص دارایی پولی در تابع مطلوبیت خانوار وارد کردیم (پول در تابع مطلوبیت^۱). خانوارهای برخوردار از شمول مالی پول و سپرده نگهداری می‌کنند، ولی خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی فقط پول نگه می‌دارند. تعریف پول، مجموع اسکناس و مسکوک و سپرده بانکی در نظر گرفته شده است. مدل استاندارد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی^۲ مورد استفاده در این پژوهش چارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی با کارگزاران اقتصادی ناهمگن^۳ را با توجه به خصوصیات اقتصادی کشور صادرکننده نفت و نظام بانکی کشور و شاخص‌های شمول مالی گسترش می‌دهد و شامل دو تکانه سیاست پولی و تکانه بهره‌وری است. در این پژوهش، با استفاده از این مدل اثر تکانه‌های پولی و بهره‌وری بر دو نوع خانوار (برخوردار و نابرخوردار از شمول مالی) و کل اقتصاد بررسی شده است. مدل شامل اجزایی است که در ادامه توضیح داده می‌شوند.

خانوارها^۴

در بخش اول فرض شده است که اقتصاد داخلی از خانوارهایی تشکیل شده است که λ درصد برخوردار و $1-\lambda$ درصد نابرخوردار از شمول مالی هستند. خانوارها از طریق بیشینه‌سازی مطلوبیت خود با محدودیت بودجه بین‌زمانی دست به انتخاب متغیرهای تصمیم خود می‌زنند. تابع مطلوبیت برای خانوارها به صورت MIU (پول در تابع مطلوبیت) در نظر گرفته می‌شود که تابعی از مصرف، عرضه نیروی کار، و دارایی مالی است. تابع مطلوبیت خانوارها به صورت رابطه (۱) است:

$$U_i^i = E_i \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi_N \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} + g_x \log\left(\frac{X_t^i}{p_t}\right) \right) \right], i = o, r \quad (1)$$

که E_i عملگر انتظارات، $0 \leq \beta \leq 1$ ، عامل تنزیل، C_t^i مصرف حقیقی خانوار، N_t^i عرضه نیروی کار، σ معکوس کشش جانشینی بین‌زمانی مصرف، ϕ معکوس کشش جانشینی بین‌زمانی کار، χ_N وزن (ضریب) عدم مطلوبیت کار، و X_t^i شاخص ترکیبی از میانگین هندسی دارایی‌های پولی است که توسط خانوارها نگهداری می‌شود. g_x نیز ضریب اهمیت پول در تابع مطلوبیت است. شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی بر اساس رویکرد آگنور و همکاران^۵ (۲۰۱۲) به صورت رابطه (۲) در نظر گرفته شده است:

1. Money in Utility
2. Standard New-Keynesian DSGE Model
3. Heterogeneous Agent
4. Households
5. Agénor *et al.*

$$X_t^i = (M_t^i)^\mu (D_t^i)^{1-\mu} \quad (2)$$

به طوری که در رابطه (2)، μ سهم پول در شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی است. در این پژوهش به منظور لحاظ کردن بحث شمول مالی در مدل برای خانوارها، ترکیبی از دارایی‌های پولی در نظر گرفته شده است که شامل مانده نقدی و سپرده‌های بانکی است. در طبقه‌بندی صورت گرفته در این پژوهش خانوارها به دو دسته تقسیم می‌شوند. گروه نخست، خانوارهای برخوردار از شمول مالی که با نماد 0 و گروه دوم، خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی که با نماد 1 نمایش داده خواهند شد.

خانوارهای برخوردار از شمول مالی

خانوارهای برخوردار از شمول مالی دسترسی کامل به بازارهای مالی دارند و مالک بنگاه‌ها هستند. داشتن دسترسی به بازارهای مالی انتخاب‌های فراتری نسبت به مصرف و نگهداری پول نقد مانند سپرده‌گذاری، دریافت وام، و سرمایه‌گذاری برای آن‌ها به همراه دارد. همچنین این دسته از خانوارها، در بخش‌های مختلف اقتصادی سرمایه‌گذاری می‌کنند و از سود این بخش‌ها منتفع می‌گردند. خانوار نماینده این گروه در هر دوره منابع خود شامل درآمد حاصل از عرضه نیروی کار ($W_t N_t^o$)، عایدی ناشی از سپرده‌گذاری در دوره‌های قبل ($\frac{R_{t-1}^o D_t^o}{\Pi_t}$)، سود حاصل از بخش‌های مختلف اقتصادی (P_t)، مانده نقدی دوره قبل ($\frac{M_{t-1}^o}{\Pi_t}$) و یارانه (Γ_t^o) را صرف مخارج خود شامل مصارف خصوصی (C_t^o)، نگهداری مانده نقدی (M_t^o)، سپرده‌گذاری در بانک‌ها و موسسه‌های اعتباری (D_t^o)، و پرداخت مالیات (T_t^o) می‌نماید. τ_w و τ_c به ترتیب نرخ مالیات بر مصرف و درآمد نیروی کار است.

$$\max E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\left(\frac{C_t^{o-\sigma}}{1-\sigma} - \chi_N \frac{N_t^{o+\phi}}{1+\phi} + \vartheta_x \log \left(\frac{X_t^o}{P_t} \right) \right) \right] \quad (3)$$

$$C_t^o + D_t^o + M_t^o + T_t^o \leq W_t N_t^o + \frac{R_{t-1}^o D_t^o}{\Pi_t} + \frac{M_{t-1}^o}{\Pi_t} + \Gamma_t^o + P_t$$

$$T_t^o = \tau_c C_t^o + \tau_w W_t N_t^o$$

با بیشینه‌سازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه خانوارهای برخوردار از شمول مالی، روابط اقتصادی برای مصرف، عرضه نیروی کار، سپرده‌گذاری، و نگهداری پول استخراج می‌شود.

$$\lambda_t = \frac{C_t^{o-\sigma}}{1+\tau_c} \quad (4)$$

$$\frac{N_t^{o\phi}}{C_t^{o-\sigma}} = \frac{W_t(1-\tau_w)}{\chi_N(1+\tau_c)} \quad (5)$$

$$\frac{C_t^{o-\sigma}}{1+\tau_c} - \frac{\vartheta_x(1-\mu)}{D_t^o} = \beta E_t \left(\frac{R_t^D C_{t+1}^{o-\sigma}}{(1+\tau_c)\Pi_{t+1}} \right) \quad (6)$$

$$\frac{C_t^{o-\sigma}}{1+\tau_c} - \frac{\vartheta_x \mu}{M_t^o} = \beta E_t \left(\frac{C_{t+1}^{o-\sigma}}{(1+\tau_c)\Pi_{t+1}} \right) \quad (7)$$

خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی

خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی یا به خدمات مالی دسترسی ندارند یا به دلایلی از آنها استفاده نمی‌کنند. این خانوارها نه سپرده‌گذاری می‌کنند و نه وام می‌گیرند و چون مالک بنگاه‌ها نیستند، از سود بنگاه‌ها نیز بهره نمی‌برند. این دسته از خانوارها تنها مانده نقدی و پول در دارایی‌های پولی خود دارند ($X_t^r = M_t^r$) و تمام درآمد خود را در دوره جاری خرج می‌کنند. خانوار نابرخوردار از شمول مالی در هر دوره، منابع درآمدی خود ناشی از عرضه نیروی کار ($W_t N_t^r$)، یارانه (Γ_t^r)، و مانده نقدی منتقل شده از دوره قبل ($\frac{M_{t-1}^r}{\Pi_t}$) را صرف مخارج مصارف خصوصی (C_t^r)، پرداخت مالیات (T_t^r)، و نگهداری مانده نقدی (M_t^r) می‌کند.

$$\max E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\left(\frac{C_t^{r-\sigma}}{1-\sigma} - \chi_N \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} + \vartheta_x \log \left(\frac{M_t^r}{p_t} \right) \right) \right]$$

s.t

$$C_t^r + M_t^r + T_t^r \leq W_t N_t^r + \frac{M_{t-1}^r}{\Pi_t} + \Gamma_t^r \quad (8)$$

$$T_t^r = \tau_c C_t^r + \tau_w W_t N_t^r$$

با بیشینه‌سازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه این گروه از خانوارها، میزان مصرف، عرضه

نیروی کار، و نگهداری پول مشخص می‌شود.

$$\lambda_t = \frac{C_t^{r-\sigma}}{1+\tau_c} \quad (9)$$

$$\frac{N_t^{\phi}}{C_t^{r-\sigma}} = \frac{W_t(1-\tau_w)}{\chi_N(1+\tau_c)} \quad (10)$$

$$\frac{C_t^{r-\sigma}}{1+\tau_c} - \frac{\vartheta_x}{M_t^r} = \beta E_t \left(\frac{C_{t+1}^{r-\sigma}}{(1+\tau_c)\Pi_{t+1}} \right) \quad (11)$$

تجميع^۱

مصرف، نیروی کار، حجم پول نگهداری شده، مالیات، یارانه، سود بنگاه‌ها و سپرده کل از جمع وزنی متغیرهای مذکور در دو نوع خانوار برخوردار و نابرخوردار از شمول مالی به دست می‌آید.

$$C_t = \lambda C_t^o + (1 - \lambda) C_t^r \quad (12)$$

$$N_t = \lambda N_t^o + (1 - \lambda) N_t^r \quad (13)$$

$$M_t = \lambda M_t^o + (1 - \lambda) M_t^r \quad (14)$$

$$T_t^T = \lambda T_t^{To} + (1 - \lambda) T_t^{Tr} \quad (15)$$

$$\Gamma_t = \lambda \Gamma_t^o + (1 - \lambda) \Gamma_t^r \quad (16)$$

$$P_t = \lambda P_t^o \quad (17)$$

$$D_t = \lambda D_t^o \quad (18)$$

تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای^۲

تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای از فناوری تولید کاب داگلاس استفاده می‌کنند. تولیدکنندگانی که کالاهای واسطه‌ای را تولید می‌کنند کالای خود را به تولیدکنندگان نهایی می‌فروشند. مسئله اصلی که این تولیدکنندگان با آن روبه‌رو هستند، تعیین نرخ دستمزد و نرخ اجاره سرمایه است.

$$\max \Pi_t^n = P_t^H Y_t^n + (1 - \delta_k) P_t^k K_t - R_t^k P_{t-1}^k K_t - W_t N_t^n \quad (19)$$

s.t

$$Y_t^n = A_t (K_t)^{\gamma_n} (K_{t-1}^G)^{\gamma_G} (N_t^n)^{1-\gamma_n}$$

$$L_t = P_t^k K_t$$

در رابطه (۱۹)، P_t^H قیمت نهایی کالای واسطه‌ای برای تولیدکننده نهایی است و Y_t^n حجم کالاهای تولیدشده نهایی غیرنفتی است. K_t سرمایه بخش خصوصی و K_t^G سرمایه بخش دولتی است. γ_G و γ_n کشش‌های تولید سرمایه بخش خصوصی و دولتی است. δ_k نرخ استهلاک سرمایه است. در هر دوره تولیدکننده کالای واسطه‌ای در مورد میزان وام خود بر اساس رابطه $(L_t = P_t^k K_{t+1})$ تصمیم می‌گیرد. بر اساس این، بنگاه اقتصادی کار و سرمایه را در یک بازار کاملاً رقابتی انتخاب می‌کند.

1. Aggregation

2. Intermediate Goods Producers

$$R_t^k = \frac{\gamma_n P_t^H Y_t^n + (1 - \delta_k) P_t^k K_t}{L_{t-1}} \quad (20)$$

$$W_t = \frac{(1 - \gamma_n) P_t^H Y_t^n}{N_t^n} \quad (21)$$

برای یافتن هزینه نهایی واقعی تولید، سطح کارگر و سرمایه را به گونه‌ای تعیین می‌نماییم که یک واحد تولید گردد:

$$A_t (K_t)^{\gamma_n} (K_{t-1}^G)^{\gamma_G} (N_t^n)^{1-\gamma_n} = 1$$

با استفاده از این معادله و معادلات (۲۰) و (۲۱)، نتایج زیر به دست می‌آید.

$$N_t^n = \frac{1}{A_t} \left(\frac{\gamma_n W_t}{1 - \gamma_n R_t} \right)^{-\gamma_n} \quad (22)$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1 - \gamma_n} \right)^{1-\gamma_n} \left(\frac{1}{\gamma_n} \right)^{\gamma_n} \left(\frac{W_t^{1-\gamma_n} R_t^{\gamma_n}}{A_t (K_{t-1}^G)^{\gamma_G}} \right) \quad (23)$$

لازم به اشاره است که R_t به صورت رابطه $R_t = R_t^k P_{t-1}^k - (1 - \delta_k) P_t^k$ تعیین می‌شود. همچنین فرض می‌کنیم:

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_t^a \quad \varepsilon_t^a \approx N(0, \sigma_a^2) \quad (24)$$

تولیدکنندگان کالاهای نهایی^۱

در یک بازار کاملاً رقابتی، کالای نهایی با استفاده از کالاهای واسطه تولید می‌شود. با توجه به قیمت تمام‌شده کالاهای واسطه $P_t^H(i)$ و قیمت کالای نهایی P_t^H ، تولیدکننده نهایی بیش‌ترین سود را منوط به عملکرد تولید با استفاده از رابطه (۲۵) به بیشینه می‌رساند.

$$\max_{Y_t(i)} P_t^H Y_t^H - \int_0^1 P_t^H(i) Y_t^n(i) di \quad (25)$$

s.t

$$Y_t^H = \left(\int_0^1 Y_t^n(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

در رابطه (۲۵)، θ کشش جانشینی است. با حل رابطه (۲۵)، تابع تقاضای کالای نهایی به شرح رابطه (۲۶) خواهد بود.

$$Y_t^n(i) = \left(\frac{P_t^H(i)}{P_t^H} \right)^{-\theta} Y_t^H \quad \forall i \quad (26)$$

Y_t^H تقاضای کل است. با استفاده از شرط سود صفر خواهیم داشت:

$$P_t^H = \left(\int_0^1 P_t^H(i)^{1-\theta} dt \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (27)$$

تولیدکنندگان سرمایه^۱

بناگاه‌های تولیدکننده رقابتی، سرمایه جدید خود را با استفاده از سرمایه مستهلک‌نشده تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری جدید ایجاد می‌کنند. سرمایه جدید با قیمت P_t^k فروخته می‌شود. تولیدکننده سرمایه، سود خود را بر اساس رابطه (۲۸) بیشینه می‌کند.

$$\max_{\{I_t\}} \Pi_t^K = E_t \sum_{s=t}^{\infty} M_{s,t} \left[P_s^k K_s - (1 - \delta_k) P_s^k K_{s-1} - I_s \right]$$

s.t

$$K_t = (1 - \delta_k) K_{t-1} + \varphi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) I_t \quad (28)$$

$$\varphi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) = 1 - \frac{\xi}{2} \left(\frac{\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1}{\frac{I_t}{I_{t-1}}} \right)^2$$

$M_{s,t}$ عامل تنزیل تصادفی^۲ است. از آن‌جا که مالک شرکت‌های تولیدکننده سرمایه خانوارها هستند، عامل تنزیل تصادفی عبارت است از:

$$M_{s,t} = \beta^{s-t} \left(\frac{\lambda_s}{\lambda_t} \right) \left(\frac{1}{\pi_{s,t}} \right) = f(x) = \begin{cases} 1 & , s=t \\ \prod_{i=t}^{s-1} \frac{1}{R_i^D} & , s > t \end{cases} \quad (29)$$

که در آن $\pi_{s,t} = \frac{P_s}{P_t}$ است و λ_t ضریب لاگرانژ در فرایند بیشینه‌سازی مطلوبیت خانواده (مطلوبیت نهایی مصرف) است. اولین معادله بالا انباشت پویای سرمایه را نشان می‌دهد که در آن $\varphi_t(\cdot)$ تابع غیرخطی هزینه تعدیل‌شده سرمایه‌گذاری است (Christiano et al., 2005). پارامتر ξ تقعر محدودیت فناوری را اندازه‌گیری می‌کند. قیمت سرمایه مستهلک‌شده و قیمت سرمایه جدید یکسان در نظر گرفته

1. Capital Producers
2. Stochastic Discount Factor

شده است. در یک بازار رقابتی و در وضعیت پایدار، سود تولیدکننده سرمایه صفر است، اما در دوره گذار، هزینه تعدیل می‌تواند مخالف صفر باشد. بر اساس فرایند بیشینه‌سازی خواهیم داشت:

$$P_t^k \left[\frac{I_t}{I_{t-1}} \Phi' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) + \Phi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] + E_t \left[M_{t+1,t} (P_{t+1}^k \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right))^2 \Phi' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \right] = 1 \quad (30)$$

خرده‌فروشان^۱

خرده‌فروشان با استفاده از قاعده کالوو^۲، قیمت‌های خود را در بازار رقابت انحصاری مشخص می‌کنند. با پیروی از **فرناندز-ویلاورده و روبیو-رامیرز (۲۰۰۹)**، نسبت $(1-\alpha_p)$ از تولیدکنندگان ممکن است قیمت‌های خود را در هر دوره نسبت به P_t^* تغییر دهند. سایر تولیدکنندگان قیمت‌های خود را تنها بر اساس تورم گذشته تعیین می‌کنند. بنابراین، شاخص قیمت در چارچوب مدل قیمتگذاری کالوو به شرح رابطه (۳۱) است:

$$P_t^H = \left[\alpha_p (\Pi_{t-1}^\chi P_{t-1}^H)^{1-\theta} + (1-\alpha_p) (P_t^*)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (31)$$

که در آن پارامتر شاخص‌بندی $\chi \in (0,1)$ است و $\chi=0$ به معنای عدم تعدیل قیمت نسبت به تورم دوره قبل و بنابراین نبود شاخص‌بندی است، و $\chi=1$ به معنای شاخص‌بندی کامل است. مسئله قیمتگذاری پویا که بنگاه با آن مواجه است، به بیشینه رساندن مجموع سود تنزیل شده واقعی، با توجه به منحنی عرضه آن است:

$$\max_{P_t^H} E_t \sum_{T=0}^{\infty} (\beta \alpha_p)^T \frac{\lambda_{t+T}}{\lambda_t} \left[\left(\prod_{s=1}^T \Pi_{t+s-1}^\chi \frac{P_t^H(i)}{P_{t+T}^H} - mc_{t+T} \right) Y_{t+T}^n(i) \right] \quad (32)$$

$$s.t. \quad Y_{t+T}^n(i) = \left(\prod_{s=1}^T \Pi_{t+s-1}^\chi \frac{P_t^H(i)}{P_{t+T}^H} \right)^{-\theta} Y_{t+T}^H$$

لازم به اشاره است که $\pi_t = \frac{P_t^H}{P_{t-1}^H}$ با توجه به این که بر اساس تابع عامل تنزیل تصادفی برای خانوارها تفکیک قائل شدیم، در نتیجه شرایط بهینه تولید برای هر کالا به شرح زیر است:

$$X_t^1 = (\lambda_t) mc_t Y_t^H + \beta \alpha_p E_t \left(\frac{\Pi_t^\chi}{\Pi_{t+1}^\chi} \right)^{-\theta} X_{t+1}^1 \quad (33)$$

1. Retailers
2. Calvo

$$X_t^2 = (\lambda_t) \Pi_t^* Y_t^H + \beta \alpha_p E_t \left(\frac{\Pi_t^Z}{\Pi_{t+1}^Z} \right)^{1-\theta} \left(\frac{\Pi_t^*}{\Pi_{t+1}^*} \right) X_{t+1}^2 \quad (34)$$

که در آن $\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_t^H}$ و رابطه متغیرهای کمکی X_t^1 و X_t^2 به صورت $\theta X_t^1 = (\theta-1) X_t^2$ است.

بخش نفت^۱

تولید نفت Y_t^{oil} در بازار بین‌المللی با قیمت P_t^{oil} فروخته می‌شود. دولت صاحب بخش نفت است که از فرایند تابع کاب داگلاس با استفاده از سرمایه و نیروی کار اقدام به استخراج نفت می‌نماید. مسئله بخش نفت عبارت است از:

$$\begin{aligned} \max \Theta_t &= (1 - \alpha_{oil}) P_t^{oil} Y_t^{oil} - W_t^{oil} N_t^{oil} \\ s.t. \\ Y_t^{oil} &= A_t^{oil} (K_{t-1}^{oil})^{\gamma_{oil}} (N_t^{oil})^{1-\gamma_{oil}} \end{aligned} \quad (35)$$

$$K_t^{oil} = (1 - \delta_{oil}) (K_{t-1}^{oil}) + \alpha_{oil} P_t^{oil} Y_t^{oil}$$

در هر دوره، دولت نسبتی ثابت (α_{oil}) از درآمد نفت را برای سرمایه‌گذاری جدید در این بخش هزینه می‌کند تا جبران استهلاک سرمایه شود. این فرض بر اساس واقعیت تجربی کشورهای نفتی در نظر گرفته شده است. در نتیجه، بخش نفت با انتخاب نیروی کار بهینه سود خود را به بیشینه می‌رساند. بر اساس شرط مرتبه اول خواهیم داشت:

$$N_t^{oil} = (1 - \alpha_{oil}) (1 - \gamma_{oil}) \frac{P_t^{oil} Y_t^{oil}}{W_t} \quad (36)$$

بخش نفتی درآمد خود را به دولت برمی‌گرداند و فرض می‌شود که قیمت نفت از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌نماید.

$$P_t^{oil} = \rho_{oil} P_{t-1}^{oil} + (1 - \rho_{oil}) \bar{P}^{oil} + \varepsilon_t^{oil} \quad \varepsilon_t^{oil} \sim i.i.d \quad N(0, \sigma_{oil}^2) \quad (37)$$

همچنین، فرض می‌کنیم:

$$\log(A_t^{oil}) = \rho_{oil} \log(A_{t-1}^{oil}) + \varepsilon_t^{oil} \quad \varepsilon_t^{oil} \approx N(0, \sigma_{oil}^2) \quad (38)$$

بانک‌های سپرده‌پذیر^۲

بانک‌های سپرده‌پذیر تعیین‌کننده قیمت هستند و به صورت رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند.

1. Oil Sector
2. Deposit Banks

هر بانک سپرده‌پذیر $i \in (0,1)$ امکان سپرده‌گذاری بدون ریسک را برای خانوارها فراهم می‌کند و به این سپرده‌ها بهره $R_t^D(i)$ را در دوره بعدی پرداخت می‌کند. این بانک‌ها سپرده‌های واریزشده را به بانک‌های وام‌دهنده در بازار بین‌بانکی با نرخ بهره بین‌بانکی منتقل R_t^{IB} می‌کنند. با توجه به این که بازار بانک‌ها رقابت انحصاری است، یک بانک سپرده‌پذیر با منحی تقاضای وام به فرم دیگزیت-استیگلیتز^۱ روبه‌روست (Gerali et al., 2010):

$$D_t(i) = \left(\frac{R_t^D(i)}{R_t^D}\right)^\varepsilon D_t \quad (39)$$

$D_t(i)$ میزان سپرده واریزی است که با نرخ بهره پیشنهادی $R_t^D(i)$ به بانک i عرضه می‌شود. تقاضا برای سپرده‌گذاری با افزایش نسبی نرخ بهره افزایش می‌یابد. $1 < \varepsilon$ کشش جانشینی میان بانک‌های مختلف است. D_t و R_t^D به ترتیب سپرده کل و نرخ بهره سپرده هستند. برای تعیین نرخ بهره، بانک‌های سپرده‌پذیر با هزینه تعدیل درجه دوم در بیشینه‌سازی سود روبه‌رو هستند.

$$\Pi_t^D = \max_{R_t^D(i)} E_t \sum_{s=t}^{\infty} M_{s,t} \left\{ (R_t^{IB} - R_t^D(i)) D_t(i) - \frac{\kappa D}{2} \left(\frac{R_t^D(i)}{R_{t-1}^D} - 1 \right)^2 D_t \right\} \quad (40)$$

لازم به اشاره است که κD پارامتر هزینه تعدیل است. بر اساس شرط مرتبه اول:

$$-1 + \varepsilon - \varepsilon \frac{R_t^{IB}}{R_t^D} - \kappa D \left(\frac{R_t^D}{R_{t-1}^D} - 1 \right) \frac{R_t^D}{R_{t-1}^D} + \beta_p E_t M_{t+1,t} \kappa D \left(\frac{R_{t+1}^D}{R_t^D} - 1 \right) \left(\frac{R_{t+1}^D}{R_t^D} \right)^2 \frac{D_{t+1}}{D_t} = 0 \quad (41)$$

که در حالت تعادل متقارن $R_t^D = R_t^D(i)$ ، رابطه (۴۱)، نشان می‌دهد که نرخ بین‌بانکی شامل نرخ سپرده بدون ریسک به علاوه هزینه‌های تعدیل و مارک-آپ بانک سپرده‌پذیر است.

بانک‌های وام‌دهنده^۲

بانک‌های وام‌دهنده پول‌هایی را که از بانک‌های سپرده‌پذیر و بانک مرکزی دریافت می‌کنند در اوراق سرمایه‌گذاری می‌کنند و به بخش خصوصی وام می‌دهند. بانک‌ها سودهای خود را در هر دوره بر اساس مسئله (۴۲) به بیشینه می‌رسانند:

1. Dixit-Stiglitz
2. Lending Banks

$$\max \Pi_t^L = E_t \left[\sum_{s=t+1}^{\infty} M_{s,t} \varpi_s \right] \quad (42)$$

s.t

$$B_t + L_t = D_t + L_t^F + \varpi_t$$

$$\varpi_t = R_t^k L_t + R_t^B B_t - R_t^{IB} D_t - R_t^{CB} L_t^F - \frac{\eta_D}{2} (D_t - \bar{D})^2 - \frac{\eta_B}{2} (B_t - \bar{B})^2 - \frac{\eta_L}{2} (L_t - \bar{L})^2$$

اولین قید ترازنامه بانک و دومین قید ارزش خالص پویا است. بانک‌های وام‌دهنده به منابع پس‌اندازهای سپرده بانک‌های سپرده‌پذیر و منابع صندوق نفت L_t^F با نرخ سیاستی بانک مرکزی R_t^{CB} دسترسی دارند. هر بانک با استفاده از این منابع و سود دوره قبل، مقدار L_t به شرکت‌ها وام می‌دهد و اوراق قرضه B_t خریداری می‌کند. $\eta_D, \eta_B, \eta_L > 0$ پارامترهای هزینه تعدیل هستند. شرایط مرتبه اول عبارت‌اند از:

$$R_t^{IB} = R_t^{CB} - \eta_D (D_t - \bar{D}) \quad (43)$$

$$R_t^B = R_t^{CB} + \eta_B (B_t - \bar{B}) \quad (44)$$

$$R_t^k = R_t^{CB} + \eta_L (L_t - \bar{L}) \quad (45)$$

دولت

دولت مالیات T_t را دریافت می‌کند، اوراق قرضه داخلی B_t منتشر می‌کند، قسمتی v از درآمدهای نفتی Θ_t و ρ_g درصد از صندوق نفتی دریافت می‌کند. همچنین، بازده R^* درصدی از سرمایه‌گذاری‌های بین‌المللی صندوق نفت به دولت تعلق می‌گیرد. در سمت مخارج، دولت G_t را خرج می‌کند، اوراق قرضه را با نرخ بهره R_t^B بازپرداخت می‌کند، و Γ_t را به خانواده‌ها به صورت پرداخت‌های انتقالی (یارانه) می‌پردازد. قید بودجه دولت به شرح رابطه (46) است:

$$T_t + B_{t+1} + v\Theta_t + (\rho_g + R^*)F_{t-1} = G_t + R_t^B B_t + \Gamma_t \quad (46)$$

قوانینی بر مخارج جاری و پرداخت‌های انتقالی وجود دارد که به شرح زیر است:

$$\Gamma_t = \rho_\Gamma v \Theta_t \quad (47)$$

$$G_t = G_t^c + G_t^p \quad (48)$$

$$G_t^c = \bar{G}^c \quad (49)$$

$$G_t^p = K_t^G - (1 - \delta_g) K_{t-1}^G \quad (50)$$

دولت میزان پرداخت‌های انتقالی را بر مبنای درآمد نفت و از طریق پارامتر ρ_Γ تعیین می‌کند. هزینه‌های جاری دولت است که ثابت فرض می‌شود و G_t^p سرمایه‌گذاری عمرانی دولت است که در ساخت زیرساخت‌های عمومی از آن بهره گرفته می‌شود.

بانک مرکزی و صندوق نفتی^۱

در هر دوره، بانک مرکزی قانون تیلور^۲ را به شرح رابطه (۵۱) تعیین می‌کند که در آن به جای نرخ بهره از نرخ رشد پول استفاده شده است:

$$\frac{\dot{M}^T}{\dot{M}_{ss}^T} = \left(\frac{M_{t-1}^T}{M_t^T} \right)^{\rho_{cb}} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi_{ss}} \right)^{\rho_{\pi}} \left(\frac{GDP_t}{GDP_{ss}} \right)^{\rho_{\gamma}} \right]^{(1-\rho_{cb})} e^{\epsilon_{m,t}} \quad (51)$$

پول M_t^T مجموع اسکناس و مسکوک M_t و سپرده D_t است ($M_t^T = M_t + D_t$) و نرخ رشد پول به صورت رابطه (۵۲) محاسبه می‌شود:

$$\dot{M}^T = \frac{M_t^T \pi_t}{M_{t-1}^T} \quad (52)$$

هدف بانک مرکزی تثبیت شکاف تورم و تولید است. ρ_{γ} و ρ_{π} ضریب تعدیل شکاف تورم و تولید از مقادیر تعادل بلندمدت است. میزان موجودی صندوق نفت پویا است. در زمان t ، صندوق نفتی از سه عنصر تشکیل شده است: موجودی قبلی، بخشی از درآمد نفت، و بازگشت وام‌هایی که از این صندوق پرداخت شده است. بنابراین، ارزش صندوق برابر مجموع این سه عنصر است، منهای وامی که در زمان t داده شده است.

$$F_t = (1 - \rho_g) F_{t-1} + (1 - \nu) \Theta_t + R_{t-1}^{CB} L_{t-1}^F - L_t^F \quad (53)$$

شرایط تسویه بازار^۳

با افزودن تمامی قیدهای بودجه، شرایط تسویه بازار عبارت‌اند از:

$$Y_t + R_t^* F_{t-1} = C_t + \Phi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) I_t + (\alpha^{oil} P_t^{oil} Y_t^{oil}) + G_t + (F_t - F_{t-1}) \quad (54)$$

$$N_t = N_t^{oil} + N_t^n \quad (55)$$

$$P_t = \Pi_t^K + \Pi_t^R + \Pi_t^D + \Pi_t^L \quad (56)$$

کل تولید برابر با بازده سرمایه‌گذاری‌های خارجی، مصرف، سرمایه‌گذاری‌های سرمایه، هزینه‌های دولت و سپرده‌های خالص در صندوق ذخیره درآمد نفت است.

1. Central Bank and Oil Fund
2. Taylor Rule
3. Market Clearing

به دست آوردن وضعیت پایدار مدل و کالیبراسیون آن

یکی از مشکلات بکارگیری مدل‌های تعادل عمومی دشواری پارامتریزه کردن آن‌ها با استفاده از آمارهای اقتصادی است. برای غلبه بر این مشکل اغلب پژوهش‌ها به کالیبره کردن پارامترها یا بکارگیری روش‌های بیزین روی می‌آورند (Bahrami & Ghoreishi, 2011). در این پژوهش از روش کالیبراسیون پارامترها برای تحلیل مدل استفاده شده است. پارامترهای برآورد شده از مطالعات مشابه قبلی در مدل قرار داده شده است. جدول (۱)، مقدار پارامترها را نشان می‌دهد. از طرف دیگر، برخی از پارامترها نیز از حل مدل و با استفاده از معادلات در وضعیت پایدار محاسبه شده است که در جدول (۲) نشان داده شده است. همچنین، نسبت مقادیر متغیرهای منتخب به تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار در جدول (۳) نشان داده شده است. این مدل برای هر کشور دیگری با ویژگی‌های مشابه مناسب است.

جدول ۱: مقادیر کالیبره شده

پارامتر	نماد	مقدار	منبع
عامل تنزیل	β	۰/۹۸۸	داده‌های تورم و نرخ سود سپرده‌ها
معکوس کشش جانشینی بین‌زمانی مصرف	σ	۱/۳	(Tavakolian & Komijani, 2012)
ضریب اهمیت پول در تابع مطلوبیت	θ_x	۰/۰۹۵	بر اساس وضعیت پایدار تقاضای پول
سهم پول در شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی	μ	۰/۲	ترکیب داده‌های پولی (بانک مرکزی)
درصد شمول مالی	λ	۰/۵۵	(Roshan, 2019)
معکوس کشش جانشینی کار	φ	۲/۱۷	(Motavaseli et al., 2011)
کشش تولید سرمایه بخش خصوصی	γ_n	۰/۳	(Ghiaie et al., 2021)
کشش تولید سرمایه بخش دولتی	γ_G	۰/۱	(Ghiaie et al., 2021)
ضرایب تولیدکننده واسطه‌ای	θ, χ, α_p	۰/۲۴۱، ۰/۵ ۹	(Ghiaie et al., 2021)
نرخ استهلاک سرمایه خصوصی	δ_k	۰/۰۵	وضعیت پایدار انباشت سرمایه در رابطه (۲۸) و داده‌های حجم سرمایه و سرمایه‌گذاری
تقریر محدودیت فناوری (هزینه تعدیل سرمایه تولید)	ξ	۲	(Ghiaie et al., 2021)
ضرایب بانک‌های سپرده‌پذیر	ε, κ_D	۲۳۷، ۱/۵	(Ghiaie et al., 2021)
مالیات	τ_c, τ_w	۰/۰۹، ۰/۰۴	متوسط نرخ مالیات
بانک مرکزی	$\rho_{cb}, \rho_\pi, \rho_y$	۰/۳، ۰/۰۷	به نحوی تعیین شده‌اند که خروجی مدل با داده‌های اقتصاد ایران انطباق داشته باشد.
		۰/۱	

ادامه جدول ۱: مقادیر کالیبره شده

منبع	مقدار	نماد	پارامتر
(Guerra-Salas, 2014)	۰/۸	ρ_{oil}	فرایند AR نفت
به نحوی تعیین شده‌اند که خروجی مدل داده‌ها را توضیح دهد.	۰/۹، ۰/۹، ۰/۸	ρ_A, ρ_p, ρ_ξ	سایر فرایندهای AR
الزام قانونی	۰/۷	ν	سهم دولت از درآمد نفت
بانک مرکزی	۰/۰۵	ρ_g	سهم استفاده دولت از صندوق نفت
بانک مرکزی	۰/۰۱	α_{oil}	سهم سرمایه‌گذاری از درآمد نفت
(Ghiaie et al., 2021)	۲، ۰/۲، ۲	η_D, η_B, η_L	هزینه تعدیل بانک‌های وام‌دهنده

جدول ۲: پارامترهای به دست آمده از حل مدل (با استفاده از معادلات در وضعیت پایدار)

منبع	مقدار	نماد	پارامتر
بر اساس رابطه (۵)	۰/۷۶	χ_N	وزن (ضریب) عدم مطلوبیت کار
بر اساس رابطه (۳۶)	۰/۹	γ_{oil}	کشش تولید سرمایه بخش خصوصی در نفت
بر اساس رابطه (۳۵)	۰/۰۸	δ_{oil}	نرخ استهلاک سرمایه نفت
بر اساس رابطه (۵۰)	۰/۰۶	δ_g	نرخ استهلاک سرمایه دولت
بر اساس رابطه (۴۷)	۰/۴۴	ρ_T	سهم پرداخت انتقالی از درآمد نفت

جدول ۳: نسبت مقادیر متغیرهای منتخب به تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار

متغیر	نماد	نسبت متغیر در وضعیت پایدار به تولید ناخالص داخلی
مصرف	C	۰/۴۷
پرداخت انتقالی	Γ	۰/۱۱۳۱
سرمایه خصوصی	K	۱/۸۲
سرمایه نفت	K^{oil}	۰/۵۲
سرمایه عمومی	K^G	۱/۱۳
تولید بخش غیرنفتی	$P^H Y^H$	۰/۵۵
درآمد نفت	$P^{oil} Y^{oil}$	۰/۴۵
مخارج دولت	G_c, G_p, G	۰/۴۳
سرمایه‌گذاری	X	۰/۰۸
اوراق دولتی	B	۰/۳۱
مالیات	T	۰/۰۶۳

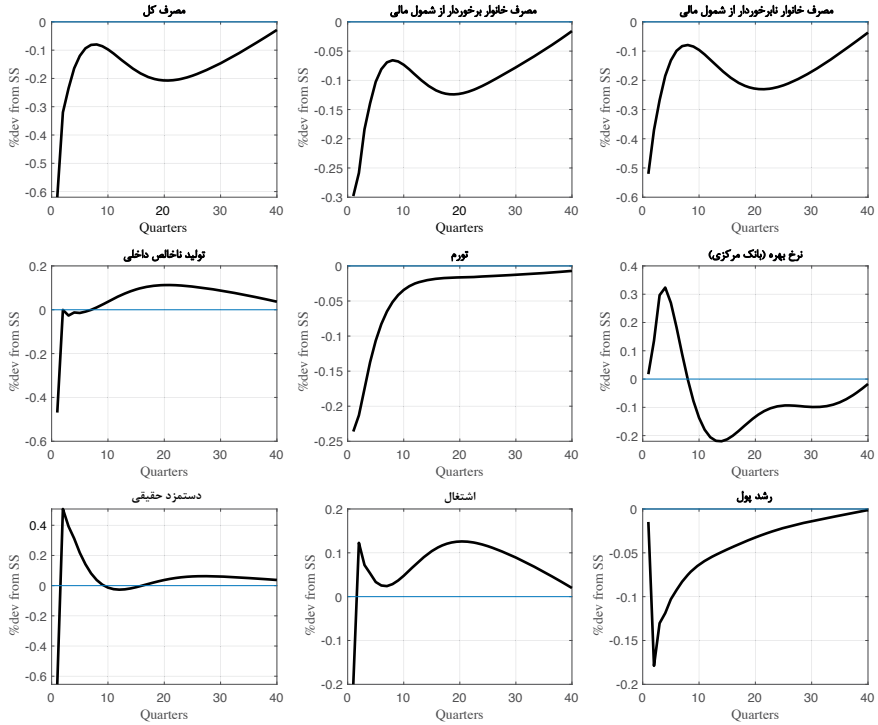
تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در ادبیات شمول مالی، یکی از مزایای شمول مالی برای خانوارها، مواجهه بهتر با تکانه‌های اقتصادی است. خانوارهای برخوردار از شمول مالی می‌توانند در صورت بروز تکانه‌های مالی، میزان مصرف را هموار کنند و به آرامی تغییر دهند، چرا که دسترسی به خدمات مالی به آن‌ها اجازه استفاده از وام یا پس‌انداز می‌دهد. این در حالی است که خانوارهای نابرخودار از شمول مالی این امکان را نخواهند داشت و در برابر تکانه‌ها، آسیب‌پذیری بیشتری خواهند داشت. تکانه سیاست پولی یکی از تکانه‌هایی است که موجب تغییر درآمد و مصرف خانوارها می‌شود، اما همان‌طور که گفته شد، خانوارهای برخوردار از شمول مالی در مقایسه با خانوارهای نابرخودار از شمول مالی به صورت متفاوتی تحت تاثیر قرار می‌گیرند. در این بخش، با وارد کردن تکانه منفی پولی، این ویژگی خانوارهای برخوردار از شمول مالی را بررسی می‌کنیم. همچنین، در ادامه اثر تکانه فناوری بر متغیرهای منتخب کلان، به‌ویژه مصرف دو نوع خانوار را بررسی می‌کنیم. در پایان، اثربخشی سیاست پولی در دو حالت دنیای واقعی و شمول مالی کامل مقایسه خواهد شد. لازم به اشاره است که بر مبنای مطالعه **روشن (۲۰۱۹)**، سهم خانوارهای برخوردار از شمول مالی ۵۵ درصد در نظر گرفته شده، که مبنای اجرای مدل در حالت دنیای واقعی قرار گرفته است.

تکانه پولی^۱

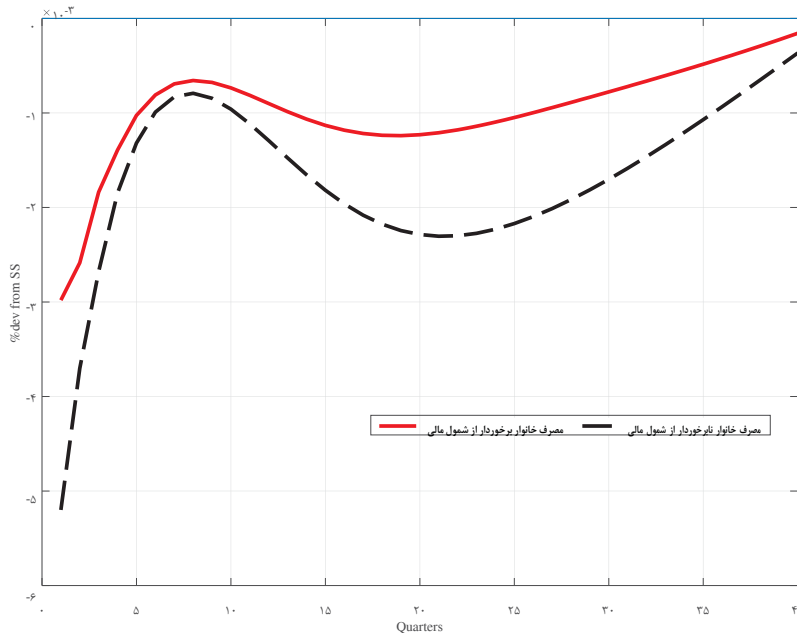
واکنش متغیرهای منتخب کلان اقتصادی به تکانه سیاست پولی انقباضی در **شکل (۱)** نشان داده شده است. ابزار سیاست پولی در مدل، نرخ رشد پول است. وقوع یک تکانه منفی سیاست پولی به افزایش نرخ بهره اسمی و بیکاری و کاهش سرمایه‌گذاری، تولید و نرخ تورم منجر می‌شود. در ابتدا اثر آنی این سیاست بر تولید در مقایسه با تورم بیشتر است، ولی پس از دو دوره، تولید در نزدیکی مقدار وضعیت پایدار قرار می‌گیرد. برخلاف تولید، سیاست پولی انقباضی تا آخرین دوره بر تورم اثر منفی می‌گذارد و آن را کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، اثر منفی این سیاست بر تولید ناخالص داخلی سریع‌تر از تورم از بین می‌رود و آثار تورمی آن از حافظه بالاتری برخوردار است. سیاست پولی انقباضی اثر قابل توجهی بر مصرف دو نوع خانوار دارد. با وجود این، خانوارهای برخوردار از شمول مالی به دلیل دسترسی به نظام مالی می‌توانند تا حدودی این کاهش رفاه (مصرف) را محدود کنند، کاری که خانوارهای نابرخودار از شمول مالی نمی‌توانند انجام دهند و با کاهش مصرف بیشتری مواجه خواهند شد.

سازوکار اثرگذاری سیاست پولی انقباضی به این شرح است که با کاهش نرخ رشد پول، نرخ بهره افزایش می‌یابد و موجب کاهش سرمایه‌گذاری توسط خانوارهای برخوردار از شمول مالی می‌شود. کاهش سرمایه‌گذاری موجب کاهش تقاضای کل، کاهش تولید ناخالص داخلی، و بنابراین کاهش درآمد قابل‌تصرف خانوارها می‌شود. از طرف دیگر، کاهش تقاضای کل با تقاضای کم‌تر برای نیروی کار همراه است. کاهش تقاضا برای نیروی کار دستمزد اسمی را کاهش می‌دهد و با توجه به این‌که دستمزد اسمی بیش‌تر از تورم کاهش می‌یابد، دستمزد حقیقی نیز کاهش می‌یابد، اما این اثر پس از مدت کوتاهی از بین می‌رود و دستمزد حقیقی به سمت مقدار وضعیت پایدار حرکت می‌کند. با کاهش اشتغال و دستمزد حقیقی، هر دو نوع خانوار درآمد کم‌تری خواهند داشت. کاهش درآمد قابل‌تصرف هر دو نوع خانوار به مصرف کم‌تر هر دو نوع خانوار و بنابراین مصرف کل منجر می‌شود. اما مصرف دو نوع خانوار واکنش متفاوتی نشان می‌دهند که علت اصلی این تفاوت، دسترسی و استفاده خانوار برخوردار از شمول مالی از نظام مالی است. همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد، خانوارهای برخوردار از شمول مالی، خانوارهایی هستند که در بخش‌های مختلف اقتصادی (تولید، تولیدکننده سرمایه) سرمایه‌گذاری می‌کنند (در سود آن‌ها شریک هستند) و همچنین به سپرده بانکی دسترسی دارند و از این طریق پس‌انداز می‌کنند. واکنش متغیرهای سپرده بانکی و سرمایه‌گذاری به تکانه منفی پولی منفی است (به دلیل افزایش نرخ بهره)، یعنی خانوارهای برخوردار از شمول مالی در واکنش به این تکانه از سود بنگاه‌ها و سپرده‌های قبلی خود (پس‌انداز) برای جبران کاهش درآمد استفاده می‌کنند. این دسته از خانوارها در مواجهه با تکانه پولی انقباضی، کم‌تر تحت تاثیر قرار می‌گیرند و کاهش مصرف آن‌ها محدودتر است. به دنبال آن تکانه، خانوارهای برخوردار از شمول مالی می‌توانند مصرف خود را بهتر از خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی یکنواخت کنند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مصرف خانوار برخوردار از شمول مالی، مصرف خانوار نابرخوردار از شمول مالی و مصرف کل که میانگین وزنی مصرف دو نوع خانوار است، واکنش منفی به تکانه پولی انقباضی نشان می‌دهند و کاهش می‌یابند.



شکل ۱: واکنش متغیرهای منتخب به تکانه منفی پولی

برای بررسی دقیق‌تر تفاوت واکنش مصرف دو نوع خانوار، واکنش مصرف خانوارها به سیاست پولی انقباضی در شکل (۲) آمده است. خانوار برخوردار از شمول مالی از ابتدا تا انتهای دوره، افت مصرف کمتری را تجربه می‌کند و این دسته از خانوارها با کاهش مصرف کمتری مواجه هستند. همچنین، نمودار مصرف این دسته از خانوارها نوسان کمتری دارد و یکنواخت‌تر است، چون خانوار برخوردار از شمول مالی با دسترسی به نظام مالی (سپرده و سود بخش‌های مختلف) می‌تواند در مواجهه با تکانه منفی پولی، مصرف را بهتر از خانوار نابرخوردار از شمول مالی یکنواخت کند و تا حدودی این کاهش رفاه (مصرف) را محدود کند. می‌توان نتیجه گرفت که سیاست پولی انقباضی، رفاه (برحسب مصرف) خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی را بیش‌تر از خانوارهای برخوردار از شمول مالی کاهش می‌دهد. بنابراین، برای به بیشینه رساندن رفاه در اقتصاد از طریق سیاست پولی، بانک‌های مرکزی به همراه مقامات دولتی باید سیاست‌هایی را برای تضمین شمول مالی کامل شهروندان خود اجرا کنند.



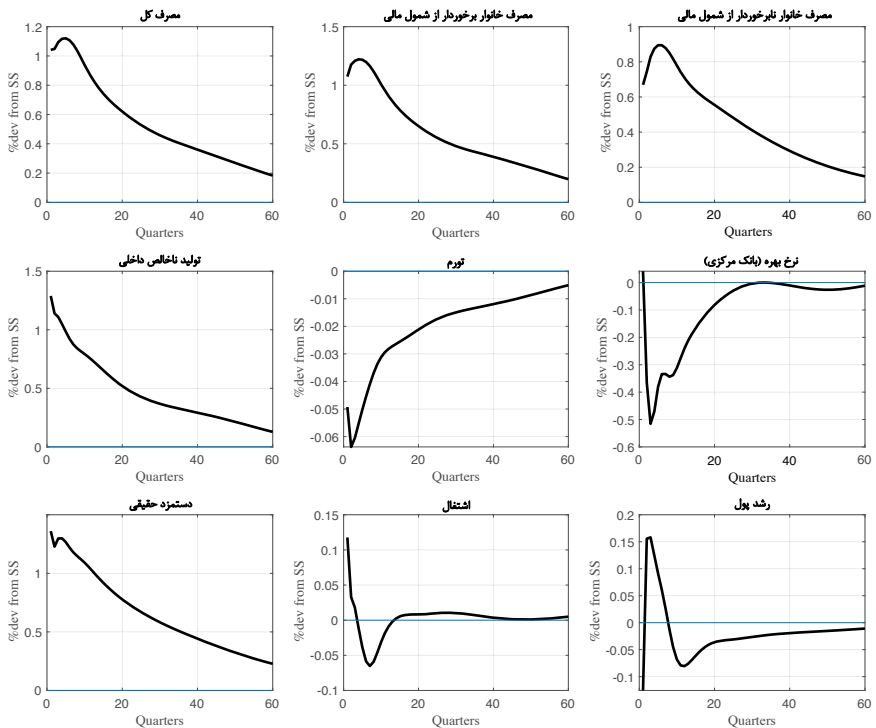
شکل ۲: واکنش مصرف دو نوع خانوار به تکانه منفی پولی

تکانه فناوری غیر نفتی^۱

واکنش متغیرهای منتخب کلان اقتصادی به تکانه بهره‌وری^۲ بخش غیرنفتی در شکل (۳) نشان داده شده است. این تکانه موجب کاهش هزینه نهایی، تورم، نرخ بهره، تولید نفتی و افزایش دستمزد، اشتغال، تولید غیرنفتی، تولید ناخالص داخلی و مصرف کل می‌شود، اما واکنش مصرف و اشتغال دو نوع خانوار یکسان نیست. سازوکار اثرگذاری تکانه بهره‌وری به این شرح است که تکانه مثبت بهره‌وری، هزینه نهایی تولید را کاهش می‌دهد و به کاهش تورم منجر می‌شود. از طرف دیگر، این تکانه به بهبود دستمزدها و اشتغال کل در اقتصاد منجر می‌شود و تولید غیرنفتی را افزایش می‌دهد. با افزایش بهره‌وری بخش غیرنفتی، تقاضا برای نیروی کار بالا می‌رود. بنابراین، دستمزد اسمی افزایش می‌یابد. کاهش تورم نیز همسو با این افزایش، دستمزد حقیقی در این بخش را بالا می‌برد.

1. Non-Oil Technology Shock
2. Total Factor Productivity (TFP)

با فرض تحرک کامل نیروی کار در بخش‌های تولید (نفتی و غیرنفتی)، دستمزد بالاتر در بخش غیرنفتی موجب می‌شود نیروی کار از بخش نفتی به بخش غیرنفتی منتقل شود و عرضه نیروی کار در صنعت نفت کاهش یابد، که در نهایت کاهش تولید و درآمد نفتی را به دنبال خواهد داشت. در دوره‌های بعد نیز این روند ادامه دارد و تا انتهای دوره، نیروی کار و تولید بخش غیرنفتی نسبت به نیروی کار و تولید بخش نفتی به‌طور نسبی افزایش می‌یابد. تولید غیرنفتی تا انتها با شیب ملایم افزایش می‌یابد و علی‌رغم کاهش تولید نفتی موجب می‌شود تولید ناخالص داخلی (مجموع تولید نفتی و غیرنفتی) افزایش یابد. تاثیر تکانه فناوری بر متغیرهای حقیقی تولید ناخالص داخلی، دستمزد، تورم و مصرف کل تا انتهای دوره باقی می‌ماند. افزایش دستمزدها و مشارکت بیشتر نیروی کار موجب بالا رفتن درآمد قابل‌تصرف خانوارها می‌شود. افزایش درآمد خانوارها و کاهش درآمدهای نفتی دولت موجب کاهش پرداخت‌های انتقالی دولت می‌شود.



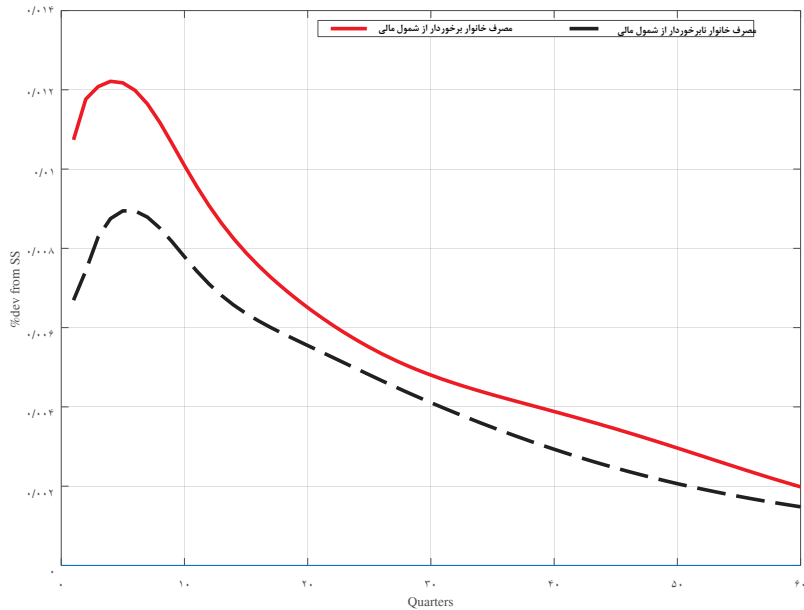
شکل ۳: واکنش متغیرهای منتخب به تکانه فناوری

به دنبال تکانه بهره‌وری و افزایش تولید بخش غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد پول کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، با کاهش تورم، سیاستگذار پولی مسیر تورم را دنبال می‌کند و حجم پول را افزایش می‌دهد. بنابراین، تغییر خالص در حجم پول بر ایندو اثر است. در ابتدا افزایش تولید نرخ رشد پول را کاهش می‌دهد، سپس دخالت مقام پولی موجب افزایش آن می‌شود و پس از آن با رشد مستمر و ملایم تولید در دوره‌های بعد، نرخ رشد پول با شیب ملایم نزولی و از دوره هشتم به بعد منفی می‌شود.

افزایش حجم پول به کاهش نرخ‌های بهره منجر می‌شود، با کاهش نرخ بهره سپرده بانکی، سپرده‌گذاری بانکی توسط خانوارهای برخوردار از شمول و بنابراین ارزش خالص نظام بانکی کاهش می‌یابد. با این حال، بازده سرمایه به دنبال تکانه بهره‌وری طبق رابطه (۲۰) افزایش می‌یابد، به این دلیل که با یک تکانه مثبت فناوری، تقاضای بخش غیرنفتی برای سرمایه افزایش می‌یابد. خانوارهای برخوردار از شمول، میزان سپرده بانکی را کاهش می‌دهند و به دلیل افزایش بازدهی سرمایه، سرمایه‌گذاری بیش‌تری انجام می‌دهند. بنابراین، روند سرمایه‌گذاری کل صعودی می‌شود. این امر موجب بالا رفتن تقاضای کل، تولید بخش غیرنفتی، تولید ناخالص داخلی، و مصرف کل در دوره‌های بعد خواهد شد.

با توجه به مشارکت اقتصادی و سرمایه‌گذاری خانوارهای برخوردار از شمول مالی، اشتغال این دسته از خانوارها افزایش می‌یابد، ولی خانوارهای نابرخودار از شمول مالی با کاهش اشتغال مواجه می‌شوند، هرچند اشتغال کل (میانگین وزنی اشتغال دو نوع خانوار) به‌طور خالص افزایش می‌یابد. پس علی‌رغم این‌که دستمزد حقیقی دو نوع خانوار بالا می‌رود، خانوار برخوردار از شمول مالی افزایش درآمد بیش‌تری خواهد داشت. از طرف دیگر، خانوارهای برخوردار از شمول مالی با سرمایه‌گذاری بیش‌تر، از افزایش تولید کل اقتصاد بهره بیش‌تری می‌برند. این افزایش درآمد همراه با اشتغال بیش‌تر موجب می‌شود مصرف خانوارهای برخوردار از شمول مالی بیش‌تر افزایش یابد.

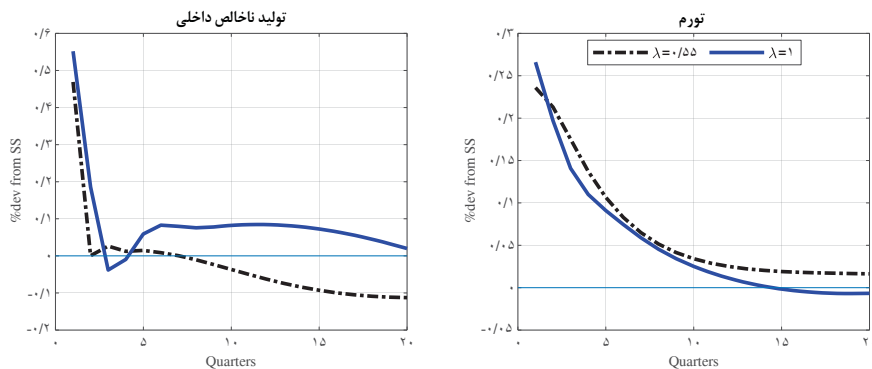
بنابراین، می‌توان گفت خانوارهای برخوردار از شمول مالی، به دلیل سرمایه‌گذاری و اشتغال بیش‌تر و همچنین افزایش دستمزد حقیقی، از این تکانه مثبت منتفع می‌شوند، در صورتی که خانوارهای نابرخودار از شمول مالی، که در بخش‌های مختلف اقتصادی مشارکت ندارند (از سود این بخش‌ها بهره نمی‌برند)، تنها به دلیل افزایش دستمزد حقیقی، افزایش رفاه را تجربه می‌کنند. برای بررسی بیش‌تر، واکنش مصرف دو نوع خانوار در **شکل (۴)** نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، افزایش مصرف (رفاه) خانوار برخوردار از شمول مالی از ابتدا و در تمام دوره‌ها بیش‌تر از خانوار نابرخودار از شمول مالی است.



شکل ۴: مقایسه واکنش مصرف دو نوع خانوار به تکانه فناوری

اثر بخشی سیاست پولی و شمول مالی

برای بررسی کارایی سیاست پولی، روش‌ها و معیارهای متفاوتی وجود دارد، ولی در این جا تنها اثر بخشی سیاست پولی بر تولید و تورم که مهم‌ترین اهداف مقام پولی است، بررسی می‌شود. برای بررسی میزان اثر بخشی این دو متغیر کلان اقتصادی که اهداف اصلی بانک مرکزی است، مدل را یک بار دیگر و بر اساس شمول مالی کامل ($\lambda = 1$) اجرا می‌کنیم و نمودارهای تورم و تولید را با مدل اصلی مقایسه می‌کنیم. در شکل (۵)، اثر سیاست پولی بر تورم و تولید در دو حالت دنیای واقعی (۵۵ درصد) و حالت شمول مالی کامل (۱۰۰ درصد) مقایسه شده است (خط آبی).



شکل ۵: مقایسه واکنش تورم و تولید ناخالص داخلی در دو حالت دنیای واقعی و شمول مالی کامل

همان‌طور که در شکل (۵) مشاهده می‌شود، در هر دو حالت اثر سیاست پولی انبساطی بر تورم و تولید مثبت است. اما در وضعیت شمول مالی کامل، سیاست پولی اثر بیش‌تری بر تولید دارد و موجب افزایش بیش‌تر تولید می‌شود. می‌توان گفت با شمول مالی کامل، اثر سیاست پولی انبساطی بر تولید ناخالص داخلی بیش‌تر و باثبات‌تر است و با نوسانات کم‌تر همراه است. دلیل این است که شمول مالی کامل، که به معنای مشارکت همه خانوارها در فعالیت‌های اقتصادی و دسترسی همه آن‌ها به سپرده‌گذاری و سرمایه‌گذاری است، موجب می‌شود کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی به صورت کامل ایفای نقش کنند و اثرات سیاست پولی را بهتر انتقال دهند.

در وضعیت شمول مالی کامل، چون افراد بیش‌تری سپرده‌گذاری می‌کنند، در ابتدا مقدار سپرده بیش‌تر می‌شود و نرخ بهره سپرده را نسبت به حالت قبل کاهش می‌دهد. همچنین، به دلیل افزایش سپرده در نظام بانکی، نرخ بهره بین‌بانکی نیز کاهش می‌یابد. پس از چند دوره، کاهش نرخ‌های بهره (به‌غیر از نرخ اجاره سرمایه که به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد) و همچنین دسترسی همه خانوارها به سرمایه‌گذاری در وضعیت شمول مالی کامل، موجب انتقال منابع از سپرده به سرمایه‌گذاری خواهد شد و منابع بیش‌تری به سرمایه‌گذاری اختصاص خواهد یافت. در این حالت، کانال نرخ بهره واکنش بیش‌تری به سیاست پولی انبساطی نشان می‌دهد و موجب افزایش شدیدتر سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین، تقاضای کل و تولید بیش‌تر تحت تاثیر قرار می‌گیرند که در نهایت به رشد بیش‌تر تولید ناخالص داخلی منجر خواهد شد. این کانال‌های اثرگذاری در صورت کاهش یا نبود شمول مالی محدود یا مسدود می‌شوند و باعث می‌شوند اثرگذاری سیاست پولی محدود شود. از طرف

دیگر، افزایش سرمایه‌گذاری باعث می‌شود بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای در فرایند تولید به وام کم‌تری احتیاج داشته باشند و بنابراین هزینه بهره کم‌تری پرداخت نمایند. این موضوع باعث می‌شود هزینه تولید و در نهایت تورم نسبت به حالت قبل کم‌تر افزایش می‌یابد. بنابراین، در وضعیت شمول مالی کامل، تورم کم‌تر افزایش می‌یابد و نمودار پایین‌تر قرار می‌گیرد. تقویت تولید از طریق سیاست پولی انبساطی با هزینه کم‌تری از لحاظ تورم میسر است. پس در وضعیت شمول مالی کامل، مقام پولی قابلیت اعمال سیاست پولی با اثرگذاری بیش‌تر بر تولید با هزینه تورم پایین‌تر را دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی پژوهش، بررسی تاثیر سیاست پولی بر خانوارهای برخوردار و نابرخوردار از شمول مالی است. همچنین، هدف دیگر این پژوهش، بررسی و مقایسه میزان اثرگذاری سیاست پولی در درجات مختلف شمول مالی است.

نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی حتی با در نظر گرفتن خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی، همچنان بر متغیرهای حقیقی، اثرات مورد انتظار را دارد. سیاست پولی انقباضی موجب افزایش نرخ بهره، کاهش تورم، سرمایه‌گذاری، اشتغال، دستمزد، تولید ناخالص داخلی و مصرف می‌گردد، اما کاهش مصرف دو نوع خانوار یکسان نیست. منطبق بر ادبیات موضوع و پژوهش‌های پیشین (Iyer, 2016; Takyi & Leon-Gonzalez, 2020)، خانوارهای برخوردار از شمول مالی در ایران نیز بهتر قادر به جذب تکانه‌ها هستند و می‌توانند مصرف را بهتر هموارسازی کنند. سیاست پولی انقباضی اثر قابل‌توجهی بر مصرف دو نوع خانوار دارد، با وجود این، خانوارهای برخوردار از شمول مالی به دلیل دسترسی به نظام مالی می‌توانند تا حدودی این کاهش رفاه (مصرف) را محدود کنند، کاری که خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی نمی‌توانند انجام دهند و با کاهش مصرف بیش‌تری مواجه خواهند شد. علت اصلی این تفاوت، داشتن دسترسی و استفاده خانوار برخوردار از شمول مالی از نظام مالی است. خانوارهای برخوردار از شمول مالی، خانوارهایی هستند که در بخش‌های مختلف اقتصادی سرمایه‌گذاری می‌کنند و همچنین به سپرده بانکی دسترسی دارند و از این طریق پس‌انداز می‌کنند. خانوارهای برخوردار از شمول مالی در مواجهه با تکانه پولی انقباضی، می‌توانند مصرف خود را بهتر از خانوارهای نابرخوردار از شمول مالی یکنواخت کنند، چون از سود بنگاه‌ها و سپرده‌های قبلی خود (پس‌انداز) برای جبران کاهش درآمد استفاده می‌کنند.

در واکنش به تکانه بهره‌وری، دسترسی و استفاده از خدمات مالی (شمول مالی) موجب می‌شود

خانوارهای برخوردار از شمول مالی از افزایش تولید کل اقتصاد بهره بیش تری ببرند. این افزایش درآمد همراه با اشتغال بیش تر موجب می شود مصرف خانوارهای برخوردار از شمول بیش تر افزایش یابد. همچنین، در این پژوهش اثرگذاری سیاست پولی انبساطی بر متغیرهای هدف در دو حالت دنیای واقعی و شمول مالی کامل بررسی شده است. نتایج نشان می دهد که در هر دو حالت اثر سیاست پولی انبساطی بر تورم و تولید مثبت است. در حالت شمول مالی کامل، سیاست پولی اثر بیش تری بر تولید دارد و موجب افزایش بیش تر تولید می شود. در حالت شمول مالی کامل، اثر سیاست پولی انبساطی بر تولید ناخالص داخلی بیش تر و باثبات تر است و با نوسانات کم تر همراه است.

اولین سهم پژوهش حاضر، بررسی چگونگی واکنش و نحوه مواجهه دو نوع خانوار برخوردار و نابرخوردار از شمول مالی با تکانه‌هایی (به‌ویژه تکانه پولی) است که درآمد آن‌ها را تحت تاثیر قرار می دهند. برای نیل به این هدف، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران با در نظر گرفتن بخش نفتی و شمول مالی طراحی شده است. بررسی و مقایسه اثربخشی سیاست پولی با لحاظ کردن خانوارهای ناهمگن (بر اساس شمول مالی) در درجات مختلف شمول مالی، سهم دیگر این پژوهش است.

با توجه به نتایج، به خانوارها توصیه می شود با افزایش شمول مالی و استفاده بیش تر از خدمات مالی، آسیب پذیری خود را در مواجهه با تکانه منفی پولی کاهش دهند. همچنین، دولت می تواند در راستای مسئولیت خود در قبال شهروندان، با فراهم آوردن شمول مالی بالاتر، کاهش رفاه خانوارها را در مقابل تکانه‌های منفی کاهش دهد. از طرف دیگر، شمول مالی بالاتر موجب می شود سیاست پولی بانک مرکزی (مقام پولی) تاثیر بیش تری بر تولید و قدرت بیش تری در اعمال آن داشته باشد. پس به دولت و مقام پولی توصیه می شود با ایجاد دسترسی و ترغیب خانوارها و رفع موانع، دسترسی و استفاده از خدمات مالی را گسترش دهند.

همچنین، با توجه به کمبود پژوهش در این حوزه، پیشنهاد می شود مطالعات بیش تری در زمینه‌های مفهوم و تعاریف شمول مالی، تعریف شاخص‌ها و شاخص‌سازی برای شمول مالی در ایران، اثرات شمول مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، و بررسی اثر سایر تکانه‌ها با لحاظ شمول مالی صورت پذیرد.

الف) انگلیسی

- Agénor, P.-R., Alper, K., & Da Silva, L. P. (2012). Capital Requirements and Business Cycles with Credit Market Imperfections. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 687-705. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.02.007>
- Bahrami, J., & Ghoreishi, N. (2011). Analyzing the Monetary Policy in Iran Economy by Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Economical Modeling*, 5(13), 1-22. http://eco.iaufb.ac.ir/article_555543.html
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, Inequality and the Poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49. <https://doi.org/10.1007/s10887-007-9010-6>
- Bilbiie, F. O. (2008). Limited Asset Markets Participation, Monetary Policy and (Inverted) Aggregate Demand Logic. *Journal of Economic Theory*, 140(1), 162-196. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2007.07.008>
- Brownbridge, M., Bwire, T., Rubatsimbira, D., & Tinyinondi, G. (2017). The Impact of Financial Inclusion on the Interest Rate Channel of the Monetary Policy Transmission Mechanism. Bank of Uganda, Working Paper Series(05).
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45. <https://doi.org/10.1086/426038>
- Classens, S. (2006). Access to Financial Services: A Review of the Issues and Public Policy Objectives. *The World Bank Research Observer*, 21(2), 207-240. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkl004>
- Coenen, G., & Straub, R. (2005). Does Government Spending Crowd In Private Consumption? Theory and Empirical Evidence for the Euro Area. *International Finance*, 8(3), 435-470. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2005.00166.x>
- Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2009). Finance and Inequality: Theory and Evidence. *Annual Review of Financial Economics*, 1(1), 287-318. <https://doi.org/10.1146/annurev.financial.050808.114334>
- Di Bartolomeo, G., Rossi, L., & Tancioni, M. (2011). Monetary Policy, Rule-of-Thumb Consumers and External Habits: A G7 Comparison. *Applied Economics*, 43(21), 2721-2738. <https://doi.org/10.1080/00036840903357447>
- Fernández-Villaverde, J., & Rubio-Ramírez, J. F. (2009). *A Baseline DSGE Model*: University of Pennsylvania.
- Forni, L., Monteforte, L., & Sessa, L. (2009). The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy: Estimates for the Euro Area. *Journal of Public Economics*, 93(3-4), 559-585. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.09.010>
- Furlanetto, F., & Seneca, M. (2012). Rule-of-Thumb Consumers, Productivity, and Hours. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114(2), 658-679. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2012.01699.x>
- Galí, J., López-Salido, D., & Vallés, J. (2004). Rule-of-Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules. In: *National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA*. <https://doi.org/10.3386/w10392>

- Gali, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2007.5.1.227>
- Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 107-141. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00331.x>
- Ghiaie, H., Tabarraei, H., & Shahmoradi, A. (2021). Financial Rigidities and Oil-Based Business Cycles. *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), 5183-5196. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2060>
- Global Findex Database (2019). <https://globalfindex.worldbank.org>
- Guerra-Salas, J. (2014). Government Investment and the Business Cycle in Oil-Exporting Countries. Bronx: Fordham University.
- Islam, T., & Zafar, Z. (2017). A Time Series Analysis of Aggregate Consumption Function for Pakistan. *Argumenta Oeconomica*, 1(38), 243-255. <https://doi.org/10.15611/aoc.2017.1.09>
- Iyer, T. (2016). Optimal Monetary Policy in an Open Emerging Market Economy. *Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper, No. 2016-06*. <https://doi.org/10.24149/gwp272>
- Leyshon, A., & Thrift, N. (1995). Geographies of Financial Exclusion: Financial Abandonment in Britain and the United States. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 20(3), 312-341. <https://doi.org/10.2307/622654>
- Mankiw, N. G. (2000). The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy. *American Economic Review*, 90(2), 120-125. <https://doi.org/10.1257/aer.90.2.120>
- Mehregan, N., & Daliri, H. (2013). Banks Respond to Monetary Policy Shocks Based on DSGE Model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21(66), 39-68. <http://qjerp.ir/article-1-725-fa.html>
- Mehrotra, A., & Nadhanael, G. (2016). Financial Inclusion and Monetary Policy in Emerging Asia. In *Financial Inclusion in Asia* (pp. 93-127): Springer. https://doi.org/10.1057/978-1-137-58337-6_4
- Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., & Komijani, A. (2011). A New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model for an Oil Exporting Country. *The Economic Research*, 10(4), 87-116. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-8998-fa.html>
- Papadavid, P. (2016). Broadening Financial Inclusion in Sub-Saharan Africa: Policies Should Prioritise Financial Stability. *Macroeconomic Impact Series*, 19 October. <https://cdn.odi.org/media/documents/10958.pdf>
- Rangarajan, C. (2008). Report of the Committee on Financial Inclusion. *Ministry of Finance, Government of India*.
- Ratto, M., Roeger, W., & in't Veld, J. (2009). QUEST III: An Estimated Open-Economy DSGE Model of the Euro Area with Fiscal and Monetary Policy. *Economic Modelling*, 26(1), 222-233. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2008.06.014>
- Rosenzweig, M. R., & Wolpin, K. I. (1993). Credit Market Constraints, Consumption Smoothing, and the Accumulation of Durable Production Assets in Low-Income Countries: Investments in Bullocks in India. *Journal of Political Economy*, 101(2), 223-244. <https://doi.org/10.1086/261874>
- Roshan, R. (2019). Determination of the Percentage of Hand-to-Mouth Consumers among Iranian Households: CCAPM Framework and Euler's Equations. *Quarterly Journal of*

- Economic Research and Policies*, 27(89), 199-231. <http://qjerp.ir/article-1-2158-fa.html>
- Sahabi, B., Zolfaghari, M., & Alavi, S. (2020). Impact of Financial and Trade Openness on Financial Development in Oil and Non-Oil Developing Countries Using the Panel ARDL Approach (With Emphasis on Institutional Components). *Planning and Budgeting*, 24(4), 3-42. <http://jpbud.ir/article-1-1772-fa.html>
- Sahay, M. R., Cihak, M., N'Diaye, M. P., Barajas, M. A., Mitra, M. S., Kyobe, M. A., . . . Yousefi, M. R. (2015). *Financial Inclusion: Can It Meet Multiple Macroeconomic Goals?* International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781513585154.006>
- Salehian Behrouz, M., & Erfani, A. (2019). Analyzing Fiscal and Monetary Policies in the Form of an Open DSGE Model for the Iranian Economy. *New Economy and Trad*, 13(4), 159-179. http://jnet.ihs.ac.ir/article_3889.html
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97(3), 586-606. <https://doi.org/10.1257/aer.97.3.586>
- Takyi, P. O., & Leon-Gonzalez, R. (2020). Monetary Policy and Financial Exclusion in an Estimated DSGE Model of Sub-Saharan African Economies. *International Economic Journal*, 34(2), 317-346. <https://doi.org/10.1080/10168737.2020.1729835>
- Tavakolian, H., & Komijani, A. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 3(8), 87-117. <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-fa.html>

ب) فارسی

- امیرزاده گوغری، احسان؛ نجفی زیارانی، فاطمه، و طاهری، هما (۱۳۹۷). تحلیل وضعیت دسترسی خانوار به تسهیلات خرد با رویکرد داده‌کاوی. *نشریه کار و جامعه*، ۱(۲۲۳)، ۳۲-۱۹.
- عینیان، مجید (۱۳۹۴). *شمول مالی در ایران؛ مقایسه‌ای بر اساس معیارهای پایه‌ای گروه ۲۰. پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*.
<https://mbri.ac.ir/userfiles/file/working%20paper/1394/MBRI-PN-94017-einian.pdf>

نحوه ارجاع به مقاله:

فرد حریری، علیرضا؛ طیب‌نیا، علی، و توکل‌یان، حسین (۱۴۰۱). شمول مالی و سیاست پولی در ایران. نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۷(۲)، ۵۱-۸۸.

Fardhariri, A., Taiebnia, A., & Tavakolian, H. (2022). Financial Inclusion and Monetary Policy in Iran. *Planning and Budgeting*, 27(2). 51-88.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.51>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



تاثیر تحریم‌های بخشی بر بازدهی قیمتی شرکت‌های هدف: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران

کیا نظیفی فرد

دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی صنایع گرایش سیستم‌های کلان اقتصادی - اجتماعی، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

a.motavasseli@imps.ac.ir |

علی متوسلی

استادیار اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۲

دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۱۲

چکیده: در این پژوهش با استفاده از داده‌های بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های موجود در بازار بورس اوراق بهادار تهران و بهره‌گیری از روش پژوهش رویدادی، به مطالعه تجربی تاثیر تحریم‌های بخشی وضع‌شده به واسطه خروج آمریکا از برجام در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ (۸ می ۲۰۱۸) بر بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های موجود در صنایع هدف تحریم‌ها در بازار بورس اوراق بهادار تهران در فاصله یک تا یازده روز معاملاتی بعد از رویداد پرداخته شده است. برای انجام پژوهش رویدادی و تخمین بازده غیرنرمال، هم از روش تخمین حداقل مربعات و هم از مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیوني تعمیم‌یافته برای تخمین مدل بازار به عنوان مدل بازده انتظاری استفاده شده است. علاوه بر این، یک مدل چندعاملی با کنترل کردن بازده نرخ دلار و شاخص نرخ بازده بدون ریسک نیز به عنوان مدلی برای بازده انتظاری در نظر گرفته شده است. در گام بعدی، با کنترل کردن اثر ویژگی‌های مالی شرکت‌ها از جمله اندازه، سودآوری، و اهرم بر رابطه بین هدف تحریم بودن و بازده غیرنرمال تجمعی، نشان داده شد که رویداد خروج آمریکا از برجام و وضع مجدد تحریم‌های بخشی لغوشده به واسطه برجام باعث به وجود آمدن بازده غیرنرمال تجمعی در حدود ۱- درصد در قیمت سهام شرکت‌های موجود در صنایع هدف این تحریم‌ها نسبت به شرکت‌های غیرهدف در پنجره دو روزه اول رویداد شده است. این تاثیر منفی تا دو هفته کاری تداوم داشته است. به علاوه، شواهد نشان می‌دهد که بازار سرمایه اثر پیروزی ترامپ در انتخابات آمریکا را بر بازده سهام شرکت‌های هدف نیز منفی و معنادار ارزیابی کرده است، اما وقایع میانی، یعنی مقاطعی که ترامپ احتمال خروج از برجام را مطرح کرده است، تاثیر معناداری بر بازار بورس تهران نداشته است.

کلیدواژه‌ها: پژوهش رویدادی، تحریم‌های بخشی، برجام، بازده غیرنرمال، قیمتگذاری دارایی‌ها، مدل بازار، مدل چندعاملی.

طبقه‌بندی JEL: F51, G12, G14

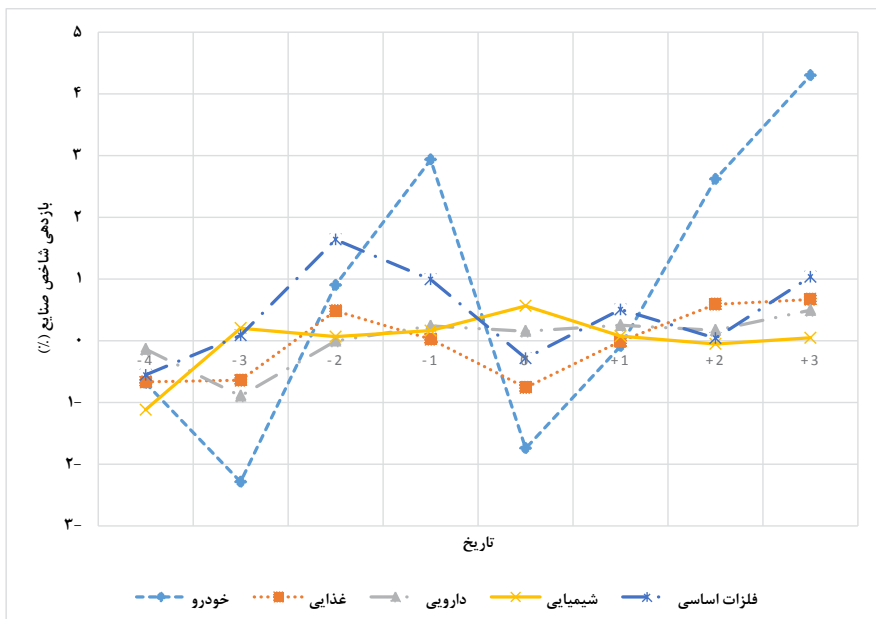
مقدمه

برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) توافقی بین ایران از یک طرف و پنج عضو دائمی شورای امنیت سازمان ملل همراه با آلمان از طرف دیگر است که طی آن مقرر شد در قبال پذیرش محدودیت‌هایی بر برنامه هسته‌ای ایران، تحریم‌های اعمال‌شده بر بخش‌ها و افراد مختلف پایان یابد. این توافق با روی کار آمدن دولت جمهوری خواه به رهبری دونالد ترامپ عملاً چندان دوام نیافت. در ساعت ۲۲:۳۰ روز سه‌شنبه ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ (۸ می ۲۰۱۸) به وقت تهران، رییس جمهوری آمریکا، رسماً خروج یک‌طرفه این کشور از برجام را اعلام کرد. به دنبال این اعلام، وزارت خزانه‌داری آمریکا بلافاصله دستورالعمل‌هایی را در رابطه با چگونگی اعمال تحریم‌ها علیه ایران منتشر کرد. طبق این دستورالعمل‌ها، پس از دو مهلت ۹۰ و ۱۸۰ روزه تحریم‌های گسترده‌ای علیه بخش‌های مختلف اقتصادی اعمال می‌شد. تحریم‌های اعلام‌شده در ۱۸ اردیبهشت عمدتاً بخش‌های مشخص و بزرگ اقتصاد ایران را هدف گرفته بود. بانک مرکزی و بانک‌های عمده، صنعت نفت، گاز و پتروشیمی، صنایع فلزات اساسی و خودروسازی از جمله بخش‌های فهرست‌شده در تحریم‌ها بودند. پذیرفتن این ادعا که هدف از بازگرداندن تحریم‌ها اعمال فشار بر طرف ایرانی بوده کار سختی نیست. تحریم تمام بخش‌های اقتصاد به دلایل مختلف، مثل مشروعیت بین‌المللی و هزینه رصد و اعمال، انتخاب بهینه‌ای برای تحریم‌کننده نیست. به همین دلیل، وضع تحریم بر بخش‌های منتخب اقتصادی برای حداکثر کردن فشار با پرداخت حداقل هزینه صورت می‌گیرد.

اخبار تحریم در سال‌های اخیر علیه کشورهای مختلفی مثل روسیه، ایران، و میانمار استفاده شده است (Draca et al., 2022). بازار بورس به دلیل سرعت بالای انتقال اطلاعات در آن و انعکاس این اطلاعات در ارزشگذاری دارایی‌ها بستر مناسبی را برای ارزیابی اثرگذاری تحریم‌ها فراهم می‌کند. اگرچه انتظار این است که بازگشت تحریم‌ها در سال ۱۳۹۷ بر فضای عمومی بازار بورس تاثیر منفی گذاشته باشد، اما مقایسه گروه‌های هدف تحریم با سایر گروه‌ها می‌تواند مشخص‌کننده ارزیابی فعالان این بازار از اثرگذاری تحریم بر بخش‌های مورد نظر تحریم‌کننده باشد.

روز بعد از این خبر، چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷، بازار بورس تهران فعالیت خود را در حالی آغاز کرد که در نتیجه تحریم‌ها بسیاری از شرکت‌های بزرگ حاضر در این بازار با شرایط جدیدی مواجه بودند. (شکل ۱)، بازده صنایع هدف و غیرهدف تحریم را در اولین روز معاملاتی بازار بورس تهران نشان می‌دهد. همان‌طور که دیده می‌شود، بازده شاخص خودرو، فلزات اساسی و شیمیایی که از جمله صنایع هدف تحریم بوده‌اند در روز اول منفی است. این در حالی است که دو صنعت دارویی و

غذایی بازده مثبت داشته‌اند. با وجود این، در روزهای بعد افت روز اول در سه صنعت هدف تا حدودی جبران شده است. بنابراین، چندان مشخص نیست که بورس تهران به تحریم‌های بخشی چه واکنشی نشان داده است. تحلیل جهت و شدت واکنش بازار بورس تهران به تحریم‌های بخشی اعمال شده نیاز به تحلیل نظام‌مند تجربی دارد. این پژوهش در قالب چارچوبی آماری واکنش بورس تهران به تحریم‌های اردیبهشت ۱۳۹۷ را مطالعه می‌کند. به‌طور خاص، پرسش اصلی پژوهش این است که در یک بازه زمانی چندروزه پس از اعلام تحریم‌ها و در میان شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس تهران، آیا ارزش بازار شرکت‌هایی که در صنایع هدف فعال هستند بیش از سایر شرکت‌های این بازار افت کرده است.



شکل ۱: بازدهی شاخص صنایع مختلف هدف و غیرهدف تحریم‌ها پس از خروج آمریکا از برجام

در این پژوهش تمرکز بر تاثیرات شوک اطلاعاتی ناشی از تحریم‌ها روی بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های موجود در بازار بورس تهران است. معیار در نظر گرفته شده برای هدف بودن یک شرکت فهرست‌شده در بازار بورس، قرار گرفتن صنعت مربوط به آن در فهرست صنایع تحریم‌شده است.

انتظار می‌رود به دنبال شوک اطلاعاتی ناشی از اعلام تحریم‌ها، ارزش شرکت‌های موجود در بازار دچار تغییر شود. به‌طور کلی، به دنبال وقوع رویداد تحریمی، سرمایه‌گذاران انتظار دارند سود شرکت‌هایی که به‌نحوی از این تحریم‌ها تاثیر منفی می‌پذیرند کم شود. بنابراین، انتظار آن است که قیمت سهام شرکت‌های هدف تحریم‌ها در یک بازار کارا به‌سرعت به‌خبر تحریم واکنش نشان دهد.

برای پاسخ به پرسش، از تفاوت واکنش قیمت سهام مختلف در بازار بورس تهران به اعلام تحریم‌ها از طریق ساختن روند بازده قیمت Counterfactual با استفاده از مدل بازار و مقایسه این روند با بازده مشاهده‌شده برای سهام مختلف انجام می‌شود. در این مرحله از داده‌های بازده قیمتی در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ برای شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران در یک پنجره تخمین ۲۵۰ روزه منتهی به سی روز قبل از رویداد خروج آمریکا از برجام در تاریخ ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷ استفاده می‌شود. با استفاده از این داده‌ها بازده هر سهم نسبت به بازده بازار برآورد می‌شود. سپس، در پنجره رویداد (بازه‌های زمانی مختلف پس از اعلام تحریم‌ها) بازده غیرمعمول هر سهم، که به صورت تفاضل بازده روزانه محقق‌شده و بازده محاسبه‌شده بر اساس مدل تخمین‌زده‌شده تعریف می‌شود، محاسبه می‌گردد. در قدم بعد، همبستگی آماری بین بازده غیرمعمول هر سهم با تحریم شدن صنعت مربوط به سهم آزمون می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که اثر منفی تحریم بر بازده صنایع هدف در روز اول معنادار است، اما در روزهای بعد از آن به‌سرعت ناپدید می‌شود.

این مقاله از ابعاد مختلفی به ادبیات مربوطه می‌افزاید. نزدیک‌ترین پژوهش‌ها، **گودآسیایی و عسلی (۲۰۱۸)** و **دراکا و همکاران (۲۰۲۲)** هستند که به بررسی تاثیر تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران بر شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازند. پژوهش حاضر از جهات مختلفی با مطالعات ذکرشده متفاوت است. **گودآسیایی و عسلی (۲۰۱۸)**، فقط به بررسی تحریم‌های نفتی اتحادیه اروپا در سال ۲۰۱۲ می‌پردازند، در حالی که این پژوهش به مطالعه همه تحریم‌های بخشی لغوشده به واسطه برجام نظر دارد که با خروج آمریکا از برجام وضع شدند و زیرگروه‌های صنعتی مختلفی را در بازار بورس تهران هدف قرار دادند. همچنین، تفاوت این پژوهش با مطالعه **دراکا و همکاران (۲۰۲۲)** در این است که به‌جای تمرکز بر ساختار مالکیتی شرکت‌ها و با توجه به این‌که تحریم‌های اخیر ماهیت بخشی داشته است و بخش‌های مختلفی از اقتصاد ایران و در نتیجه زیرگروه‌های صنعتی مرتبط در بازار بورس را هدف گرفته بودند، به بررسی اثر یک ابزار تحریمی خاص، یعنی تحریم‌های بخشی بر بازده قیمتی سهام شرکت‌های فعال در زیرگروه‌های بورسی هدف تحریم نسبت به شرکت‌های غیرهدف پرداخته است.

پژوهش حاضر از چند جهت به توسعه ادبیات موضوع کمک می‌کند. نخست، تأثیر تحریم‌های بخشی بر ارزش شرکت‌هایی که در صنایع هدف تحریم فعالیت می‌کنند ارزیابی می‌شود و بنابراین، معیاری کمی از اثرگذاری تحریم در هدف گرفتن بخش‌های مشخصی از اقتصاد را به دست می‌دهد. دوم، شرکت‌های مورد مطالعه بخش عمده شرکت‌های بورسی و بنابراین بخش مهمی از تولید کشور را در بر دارند. در نتیجه، تخمین تأثیر تحریم بر شرکت‌های هدف می‌تواند معیاری برای ارزیابی اثر تحریم بر اقتصاد کشور باشد. سوم، برای تخمین اثر تحریم ارزش هر شرکت با ارزش انتظاری همان شرکت در شرایط بدون تحریم مقایسه می‌شود و نه با میانگین عملکرد بازار پس از تحریم. در نتیجه، بازده غیرنرمال تخمین زده شده برای هر شرکت متفاوت است و نتایج قابل‌اتکاتر می‌شود.

مروری بر تحریم‌ها علیه ایران

تحریم به اقداماتی علیه یک کشور یا نهاد گفته می‌شود که با اهداف مختلفی از جمله مجازات، محروم ساختن از انجام برخی مبادلات، وادار ساختن به پذیرش هنجارهایی معین و مهم (از دید فرستندگان تحریم) یا تغییر در رفتار یا سیاستی خاص در کشور مورد تحریم اعمال می‌شود و به عنوان جایگزین یا مکملی برای مداخله نظامی علیه آن کشور است. ابزارهای تحریمی در طول زمان پیشرفته‌تر شده‌اند و به سمت هوشمندتر شدن و هدفمند شدن پیش رفته‌اند، به این معنا که به دنبال بیشینه‌سازی فشار تحریم‌ها بر گروه‌های هدف تحریم و کمینه کردن تأثیرات منفی تحریم‌ها بر گروه‌های غیرهدف هستند.

کشور ایران، به‌ویژه پس از انقلاب اسلامی ۱۳۵۷، به بهانه‌های مختلف هدف تحریم‌های گوناگون بوده است. تحریم‌های اعمال شده علیه ایران از نظر مدت زمان اعمال تحریم، شدت، و تنوع ابزارهای تحریمی استفاده شده کم‌نظیر هستند. این تحریم‌ها را می‌توان به‌طور کلی بر اساس نهاد تحریم‌کننده به دو دسته تحریم‌های یک‌جانبه^۱ و چندجانبه^۲ تقسیم کرد. تحریم‌های یک‌جانبه شامل تحریم‌های اعمال شده از سوی دولت‌ها از جمله تحریم‌های اعمالی توسط دولت آمریکا و تحریم‌های اعمالی توسط کنگره ایالات متحده آمریکا و تحریم‌های یک‌جانبه سایر کشورها از جمله بریتانیا و کانادا است. همچنین، تحریم‌های چندجانبه، تحریم‌های اعمالی توسط اتحادیه اروپا و تحریم‌های اعمالی توسط سازمان ملل متحد را شامل می‌شود. روابط ایران و آمریکا، پس از وقوع انقلاب اسلامی در ایران به شدت پرتنش بوده است و ایالات متحده آمریکا در این راستا و به بهانه‌های مختلف اقدام به

1. Unilateral
2. Multilateral

اعمال تحریم‌هایی با درجات مختلفی از پیچیدگی و شدت علیه جمهوری اسلامی ایران کرده است. همچنین، پس از ارجاع پرونده هسته‌ای ایران به شورای امنیت، سازمان ملل و اتحادیه اروپا همراه با برخی دیگر از کشورها با آمریکا همسو شدند و دست به اعمال تحریم‌هایی علیه ایران زدند. سرانجام پس از مذاکرات گسترده و بلنمدت بر سر برنامه هسته‌ای ایران، در تاریخ سه‌شنبه ۲۳ تیر ۱۳۹۴ (۱۴ ژوئیه ۲۰۱۵) توافقی با عنوان برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) در وین اتریش حاصل شد و به موجب این توافق در ازای تغییراتی در برنامه هسته‌ای ایران، اغلب تحریم‌های اتحادیه اروپا، سازمان ملل، و ایالات متحده آمریکا که به سبب برنامه هسته‌ای ایران اعمال شده بودند، برداشته شدند.

انتخابات ریاست جمهوری آمریکا در سال ۲۰۱۶ در حالی برگزار شد که رقابت شدیدی بین دو حزب دموکرات با نامزدی هیلاری کلینتون و حزب جمهوری‌خواه با نامزدی دونالد ترامپ وجود داشت و بسیاری پیروزی احتمالی انتخابات را با حزب دموکرات و هیلاری کلینتون می‌دانستند. سرانجام با وجود کسب آرای مردمی بیش‌تر توسط هیلاری کلینتون، مجمع‌گزینندگان دونالد ترامپ را برگزیدند و پس از پیروزی ترامپ به عنوان رئیس‌جمهوری ایالات متحده آمریکا در روز ۹ نوامبر ۲۰۱۶، بسیاری از نظرسنجی‌ها و افکارسنجی‌ها این نتیجه را یکی از خلاف انتظارترین‌ها نامیدند. ترامپ در کارزارهای [=کمپین‌های] انتخاباتی خود انتقادهای زیادی به توافق برجام وارد کرده بود و پس از انتخابات ریاست جمهوری آمریکا در سال ۲۰۱۶ و روی کار آمدن حزب جمهوری‌خواه، دونالد ترامپ که در تاریخ ۱۲ ژانویه ۲۰۱۸ پس از تمدید رفع تحریم‌ها برای بار سوم و برای ۱۲۰ روز دیگر اعلام کرده بود که شاید دیگر معافیت‌های تحریمی ایران را تمدید نکند، سرانجام در تاریخ ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ (۸ می ۲۰۱۸) تصمیم خود را در مورد توافق برجام اعلام کرد و به بهانه ناقض روح توافق بودن اقدامات ایران، به شکل یک‌طرفه کشور آمریکا را از توافق برجام خارج نمود و طی دو بازه ۹۰ روزه، به اعمال مجدد و یک‌جانبه تحریم‌هایی که به واسطه برجام لغو شده بودند، پرداخت. خروج آمریکا از برجام واکنش‌های گسترده‌ای را به همراه داشت و سایر طرف‌های توافق هسته‌ای سعی در حفظ توافق داشتند. همچنین، در دوره ترامپ تنش‌ها و اختلافات بین ایران و آمریکا شدت بیش‌تری گرفت و تحریم‌های جدیدی که شدیدتر و متنوع‌تر بودند، به دنبال کارزار فشار حداکثری ترامپ به صورت یک‌جانبه توسط آمریکا علیه ایران اعمال شد. علاوه بر این در دوره ترامپ، آمریکا تلاش‌هایی در راستای هم‌راه‌سازی مجدد سازمان ملل و اتحادیه اروپا با خود در جهت بازگشت تحریم‌های چندجانبه علیه ایران انجام داد که با موفقیت همراه نبود.

پس از اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام توسط ترامپ با صدور فرمان ریاستی خطاب به وزیر امور خارجه و وزیر خزانه‌داری آمریکا در تاریخ ۸ می ۲۰۱۸، وزارت خزانه‌داری آمریکا بلافاصله

دستورالعمل خروج از برجام را منتشر و اعلام کرد که تحریم‌های لغوشده آمریکا علیه ایران به واسطه برجام، طی دو دوره تنفسی ۹۰ روزه و ۱۸۰ روزه دوباره به اجرا درخواهند آمد. پس از پایان دوره ۹۰ روزه در تاریخ ۶ آگوست ۲۰۱۸، تحریم‌هایی که علیه ایران به اجرا درخواهند آمد عبارت‌اند از تحریم مرتبط با خرید یا اکتساب دلار آمریکا توسط ایران و تحریم تجارت ایران با طلا یا فلزات گرانبها؛ تحریم فروش، تامین یا انتقال گرافیت، فلزات خام یا نیمه‌خام مانند آلومینیوم و استیل، زغال و نرم‌افزار برای فعالیت‌های صنعتی به ایران یا از ایران؛ تحریم‌های مرتبط با معاملات ریال ایران یا نگهداری مبالغ بالا یا حساب دارای ریال ایران در خارج از ایران؛ تحریم‌های مربوط به فروش، تعهد پرداخت یا تسهیل صدور اوراق قرضه دولت ایران؛ و همچنین تحریم بخش خودروسازی ایران. علاوه بر این، دولت آمریکا برخی مجوزهای مرتبط با برجام را به موجب تحریم‌های اولیه آمریکا بر ایران لغو کرد.

همچنین، پس از پایان دوره ۱۸۰ روزه در تاریخ ۴ نوامبر ۲۰۱۸، تقریباً تمامی تحریم‌های هسته‌ای که به واسطه برجام لغو شده بودند، دوباره وضع شدند. پس از پایان دوره ۱۸۰ روزه در تاریخ ۴ نوامبر، موارد تحریمی که وضع شدند عبارت‌اند از تحریم‌های مربوط به اپراتور بنادر ایرانی و بخش‌های کشتیرانی و کشتی‌سازی که شامل کشتیرانی جمهوری اسلامی ایران، خط کشتیرانی جنوب ایران، و شرکت‌های وابسته می‌شود؛ تحریم‌های معاملات مربوط به محصولات نفتی از جمله معاملات با شرکت ملی نفت ایران، شرکت اینترترید نفتیران و شرکت ملی تانکر ایران که شامل فروش نفت، فرآورده‌های نفتی یا فرآورده‌های پتروشیمی از ایران باشد؛ تحریم‌های مرتبط با معاملات توسط موسسه‌های مالی خارجی با بانک مرکزی ایران و موسسه‌های مالی تعیین‌شده در بخش ۱۲۴۵ قانون بودجه دفاعی سال ۲۰۱۲؛ تحریم‌های مربوط به ایجاد خدمات پیام‌رسانی مالی به بانک مرکزی ایران و موسسه‌های مالی ذکرشده در قانون تحریم‌های جامع ایران و منع سرمایه‌گذاری در سال ۲۰۱۲؛ و تحریم خدمات بیمه‌ای و بیمه اتکایی. علاوه بر این، فهرست افراد تحریم‌شده توسط آمریکا به‌روزرسانی شد.

به‌طور کلی، تحریم‌های اعمال‌شده توسط آمریکا را می‌توان به سه گروه تحریم‌های اولیه، تحریم‌های ثانویه، و تحریم‌های بخشی دسته‌بندی کرد. تحریم‌های اولیه، هرگونه ارتباط تجاری بین شرکت‌ها و نهادها و افراد آمریکایی را با کشور یا نهاد مورد تحریم منع می‌کند. تحریم‌های ثانویه، افراد یا نهادهای غیرآمریکایی را نیز که با کشور یا نهاد هدف تحریم رابطه و مبادله تجاری داشته باشند و سعی در دور زدن تحریم‌ها داشته باشند، مورد مجازات قرار می‌دهد. همچنین تحریم‌های بخشی، تحریم‌هایی هستند که بخش‌ها یا صنایع مشخصی را در اقتصاد کشور مورد تحریم، هدف قرار می‌دهند. بکارگیری جدی تحریم‌های بخشی به دوره ریاست جمهوری باراک اوباما در آمریکا

در سال ۲۰۱۴ و صدور فرامین اجرایی ۱۳۶۶۰، ۱۳۶۶۱، و ۱۳۶۶۲ در رابطه با موضوع کریمه اوکراین بازمی‌گردد. برخلاف تحریم‌های ثانویه که محدوده تحریم‌ها را گسترده‌تر می‌کنند، تحریم‌های هوشمند به دنبال متمرکز کردن فشار تحریم‌ها بر بخش‌هایی هستند که اهمیت بیش‌تری از نظر اقتصادی و راهبردی دارند و ضمناً به دنبال کاهش فشارها و اثرات منفی و خسارات اقتصادی متقابل تحریم‌ها نیز هستند. ماهیت تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران به واسطه خروج آمریکا از برجام، اغلب از نوع تحریم‌های بخشی است. در این پژوهش، شرکت‌های هدف تحریم شرکت‌هایی در نظر گرفته شده‌اند که در صنایعی فعالیت می‌کنند که به شکل مستقیم یا غیرمستقیم موضوع تحریم‌های بخشی وضع شده به واسطه خروج آمریکا از برجام در ۸ می ۲۰۱۸ هستند. همچنین، شرکت‌های غیرهدف، شرکت‌هایی هستند که تحت هیچ یک از تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران قرار نمی‌گیرند.

مبانی نظری پژوهش

انجام پژوهش رویدادی و تجزیه و تحلیل کارایی اطلاعاتی بازارهای مالی با انجام پژوهش‌های تجربی و با استفاده از داده‌های بازده قیمتی، سابقه‌ای به نسبت طولانی دارد (Ball & Brown, 1968)؛ (Fama et al., 1969; MacKinlay, 1997). اما ادبیات اقتصادی موجود در زمینه بررسی اثرات تحریم‌ها بر اقتصاد و به‌طور خاص بررسی تاثیرات آن‌ها بر بازارهای مالی و از طریق کانال بازارهای مالی، چندان گسترده نیست. یکی از دلایل این محدودیت را می‌توان نبود داده‌های کافی و دقیق در بیش‌تر کشورهای تحریم‌شده در دهه‌های اخیر، مانند کره شمالی و کوبا یا فقدان بازارهای مالی توسعه‌یافته دانست. پژوهش‌هایی که از بُعد اقتصادی به مطالعه تحریم‌ها می‌پردازند معمولاً تمرکزشان بر پاسخ دادن به پرسش‌هایی از قبیل اثربخشی اقتصادی تحریم‌ها و تاثیر آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی و تجارت بین‌الملل و عملکرد کلی اقتصاد در کشورهای هدف تحریم است. برای مثال، وانگ و همکاران^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۳ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر نرخ ارز را در کشورهای هدف تحریم مطالعه می‌کنند. آن‌ها با بکارگیری مدل اصلاح‌شده حداقل مربعات با متغیر مجازی^۲ و با استوارسنجی‌های^۳ مختلف، به این نتیجه رسیدند که تحریم‌های اقتصادی تاثیر معناداری بر تلاطم نرخ ارز در کشورهای هدف این تحریم‌ها داشته‌اند.

مطالعات متعددی تاثیر تحریم را بر اقتصاد روسیه بررسی کرده‌اند. در سال ۲۰۱۴ و به دنبال

1. Wang et al.
2. Least Squares Dummy Variable Corrected
3. Robustness Checks

تنش بین روسیه و کشورهای غربی بر سر شبه‌جزیره کریمه، ایالات متحده آمریکا و اتحادیه اروپا تحریم‌هایی را علیه روسیه وضع کرده‌اند. آن و لودما^۱ (۲۰۱۹)، با ارائه مدلی نظری از عملکرد بنگاه مورد اصابت تحریم‌ها، که در آن دولت سعی در محافظت از برخی شرکت‌های راهبردی تحریم‌شده دارد، نتیجه می‌گیرند که اعمال تحریم علیه روسیه به کاهش معنادار درآمد عملیاتی، ارزش دارایی‌ها و تعداد نیروی کار شرکت‌های هدف منجر شده است. آنکودینوف و همکاران^۲ (۲۰۱۷)، به مشخصات دم‌په‌نی شاخص‌های صنایع بازار سهام روسیه قبل و بعد از تحریم‌ها می‌پردازد و درمی‌یابد که تحریم‌ها باعث افزایش تلاطم شاخص‌های صنایع شده‌اند. درگر و همکاران^۳ (۲۰۱۶)، تاثیر تحریم‌های وضع شده علیه روسیه در سال ۲۰۱۴ را بر ارزش روبل روسیه مطالعه می‌کنند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که عامل اصلی کاهش ارزش روبل روسیه ریزش قیمت نفت بوده و تحریم‌ها عامل افزایش نوسانات در متغیرهای مختلف بوده‌اند.

تاثیر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران نیز در برخی مطالعات بررسی شده است. قهرگزلی^۴ (۲۰۱۷)، با استفاده از تخمین گر تطبیقی کنترل ترکیبی^۵ تاثیر تحریم‌های بین‌المللی بر تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران را در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴ کاهشی بیش از ۱۷ درصد تخمین می‌زند. حیدر^۶ (۲۰۱۷)، با بررسی داده‌های صادرات غیرنفتی ایران بین سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۱ نشان می‌دهد که تحریم‌های سال ۲۰۰۸ باعث شد مقاصد صادراتی به نفع کشورهایی که ایران را تحریم نکرده‌اند تغییر کند. در نتیجه، تحریم‌ها نتوانستند صادرات کل ایران را کاهش دهند و تنها باعث تحمیل هزینه به صادرکنندگانی شدند که مجبور به صادرات به بازارهای جدید بودند. در پژوهشی دیگر شیرازی و همکاران^۷ (۲۰۱۶)، کاهش متوسط صادرات ایران در اثر تحریم‌ها را در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۴ در حدود ۳۳ درصد تخمین می‌زند.

دیزجی و فنبرخیک^۸ (۲۰۱۳)، با استفاده از مجموعه‌ای از مدل‌های اتورگرسیو برداری^۹ به مطالعه تاثیر تحریم‌های اقتصادی از مجرای تغییر درآمدهای نفتی می‌پردازند. آن‌ها نشان می‌دهند که تاثیر

1. Ahn & Ludema
2. Ankudinov *et al.*
3. Dreger *et al.*
4. Gharehgozli
5. Synthetic Control Matching Estimator
6. Haidar
7. Shirazi *et al.*
8. Dizaji & Van Bergeijk
9. Vector Autoregressive

منفی تحریم‌ها عمدتاً به کوتاه‌مدت (دو سال) محدود می‌شود و در بلندمدت به دلیل بازآرایی ساختارهای اقتصادی، تاثیر تحریم‌ها ناچیز می‌شود. **دیزجی (۲۰۱۴)**، به بررسی تاثیر شوک‌های نفتی بر رابطه پویای بین درآمدها و مخارج دولتی در ایران، به عنوان یک اقتصاد در حال توسعه مبتنی بر صادرات نفت می‌پردازد. وی نتیجه می‌گیرد که تحریم‌هایی که به دنبال محدود کردن درآمد صادرات نفتی ایران هستند با تاثیرگذاری بر مخارج کل دولتی به‌طور بالقوه به عنوان محرکی برای توسعه اقتصادی هستند. **فرزانگان و هایو^۱ (۲۰۱۹)**، با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۱ به بررسی اثر تحریم‌ها بر گسترش اقتصاد سایه در ایران می‌پردازند و نشان می‌دهند که تحریم‌های بین‌المللی در سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۱۲ تاثیر منفی معنادار قوی‌تری بر نرخ رشد اقتصاد سایه نسبت به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی رسمی داشته‌اند و بنابراین، تحریم‌های بین‌المللی به اقتصاد غیررسمی حتی بیش‌تر از اقتصاد رسمی آسیب زده‌اند. **دیزجی و قدمگاهی^۲ (۲۰۲۱)**، با استفاده از داده‌های تابلویی پویا به بررسی تاثیر تحریم‌های اقتصادی وضع‌شده بر مخارج دولت در حوزه سلامت کشورهای در حال توسعه‌ای که اقتصاد آن‌ها بر پایه صادرات منابع است، در طول دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ می‌پردازند. آن‌ها نشان می‌دهند که در حالی که تاثیر تحریم‌های غیرهوشمند بر حوزه بهداشت به شکل معناداری منفی است، تاثیر تحریم‌های هوشمند بر مخارج دولت در حوزه بهداشت مثبت است. **لوداتی و پسران^۳ (۲۰۲۱)**، با استفاده از پوشش رسانه‌ای روزانه روزنامه‌ها از تحریم‌ها، شاخصی از شدت تحریم‌ها علیه ایران ساخته و با استفاده از آن به بررسی تاثیر تحریم‌ها بر اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که تحریم‌ها اثر معناداری بر نرخ ارز، تورم، و رشد تولید دارد. همچنین، نشان دادند که در صورت نبود تحریم‌ها، اقتصاد ایران به‌طور متوسط رشد سالانه‌ای در حدود ۴ تا ۵ درصد را در مقایسه با متوسط رشد محقق‌شده ۳ درصدی تجربه می‌کرد. علاوه بر این، تحریم‌ها بر اشتغال و مشارکت نیروی کار و تحصیلات ابتدایی و متوسطه نیز تاثیرات منفی دارند که این تاثیرات برای زنان شدت بیشتری دارد.

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، پژوهش‌ها در رابطه با بررسی تاثیر تحریم‌ها بر بازارهای مالی و شرکت‌های موجود در آن‌ها بسیار محدود هستند. **گودآسیایی و عسلی (۲۰۱۸)**، به بررسی اثر تحریم‌های نفتی اتحادیه اروپا علیه ایران در ژانویه ۲۰۱۲ بر بازده قیمتی و جریان نقدی شرکت‌های هدف تحریم‌ها در بازار بورس تهران می‌پردازند و نشان می‌دهند که رویداد اعلام تحریم‌های نفتی اتحادیه اروپا در کوتاه‌مدت تاثیر معناداری بر بازده غیرنرمال شرکت‌های هدف ندارد، در حالی که شاخص‌های عملکردی

1. Farzanegan & Hayo
2. Dizaji & Ghadamgahi
3. Laudati & Pesaran

این شرکت‌ها از جمله جریان نقدی و بازده نقدی تأثیر مثبتی از این تحریم‌ها می‌پذیرند. همچنین، نزدیک‌ترین مطالعه به این پژوهش، **دراکا و همکاران (۲۰۲۲)** است که به بررسی اثربخشی تحریم‌ها علیه ایران با استفاده از رفتار بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های هدف در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در این مطالعه شرکت‌های هدف، شرکت‌هایی هستند که مالکیت‌شان با نهادهایی است که هدف تحریم‌ها بوده‌اند. آن‌ها تأثیر شوک‌های اطلاعاتی مثبت ناشی از پیشرفت مذاکرات وین تا رسیدن به توافق برجام را بر رفتار بازده قیمتی سهام شرکت‌های هدف و غیرهدف در بازار بورس تهران مورد بررسی قرار می‌دهند. آن‌ها با اتکا به شواهد تجربی مبنی بر این که رسیدن شوک‌های اطلاعاتی مثبت هم در گروه شرکت‌های هدف تحریم و هم در شرکت‌های غیرهدف باعث رشد قیمتی سهام آن‌ها می‌شود به این نتیجه می‌رسند که تحریم‌ها علیه ایران، هر دو گروه شرکت‌های هدف و غیرهدف را مورد اصابت قرار داده است و این تحریم‌ها از نظر هوشمند بودن، نه یک موفقیت کامل و نه یک ابزار کاملاً بی‌اثر بوده است.

روش تجربی

مطالعه آماری این پژوهش شامل دو گام مجزا اما مرتبط به هم است. در گام اول به انجام پژوهش رویدادی برای رویداد خروج آمریکا از برجام در ۸ می ۲۰۱۸ پرداخته می‌شود. تخمین بازده غیرنرمال^۱ برای شرکت‌های موجود در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های مختلف برای بازده انتظاری و در روزهای مختلف پنجره رویداد انجام می‌شود. در گام بعدی، مدل تجربی اصلی معرفی می‌شود که در آن با استفاده از تخمین گر حداقل مربعات، تأثیر رویداد خروج آمریکا از برجام بر بازدهی قیمتی شرکت‌های هدف تحریم نسبت به شرکت‌های غیرهدف با کنترل کردن ویژگی‌هایی از شرکت‌ها که ممکن است تأثیری بر رابطه مشاهده‌شده بین بازده غیرنرمال و هدف تحریم بودن داشته باشد، تخمین زده می‌شود.

پژوهش رویدادی و بازده غیرنرمال

در پژوهش رویدادی از یک تکنیک آماری برای ارزیابی تأثیر تحریم‌ها بر ارزش شرکت‌ها استفاده می‌شود. قیمت سهام شرکت می‌تواند به دلیل وقوع یک رویداد تغییر کند. این تغییر می‌تواند ناشی از اطلاعات جدید و موثری باشد که به دنبال وقوع رویداد در دسترس قرار می‌گیرد. به‌طور کلی، این رویدادها ممکن است رویدادهایی مانند افزایش سرمایه یا ادغام و تملک باشند که مرتبط به یک شرکت خاص هستند و قیمت سهام آن شرکت خاص را تحت تأثیر قرار می‌دهند یا این‌که رویدادهایی در سطح

۱. بازده غیرنرمال به عنوان تفاوت بازده قیمتی محقق‌شده و بازده انتظاری سهام هر شرکت تعریف می‌شود.

کلان اقتصادی مانند تحریم یا افزایش ناگهانی نرخ بهره باشند که کل بازار یا گروهی از سهام شرکت‌های موجود در بازار را تحت تاثیر قرار می‌دهند. پیش‌فرض روش پژوهش رویدادی، کارایی اطلاعاتی بازار است. فرضیه بازارهای کارا (Fama et al., 1969) فرضیه‌ای در اقتصاد مالی است که بر اساس آن قیمت‌داری‌ها همه اطلاعات موجود را منعکس می‌کند. این فرضیه، که به شکل مستقل توسط ساموئلسن^۱ (۲۰۱۶) و فاما و همکاران (۱۹۶۹) توسعه پیدا کرد، به‌طور گسترده در مدل‌های نظری و مطالعات تجربی اوراق بهادار بکار گرفته شده است و همچنین، در کنار بینش‌های خوبی که در مورد فرایند کشف قیمت‌داری‌ها به ارمغان آورده است، بحث‌هایی را نیز به‌وجود آورده است. منتقد اصلی فرضیه کارایی بازارهای مالی، روان‌شناسان و اقتصاددانان رفتاری هستند که اعتقاد دارند، فرضیه بازارهای کارا بر مبنای فرض‌هایی استوار است که با واقعیت فاصله دارند.^۲ بازار بورس تهران با توجه به داده‌های پایگاه داده توسعه‌یافتگی مالی جهانی^۳ که معیارهایی از چهار ویژگی عمق، دسترسی، کارایی، و پایداری سیستم مالی کشورها را اندازه‌گیری می‌کند، کشور ایران را از نظر توسعه‌یافتگی سیستم مالی^۴ در وضعیتی شبیه به کشور مصر قرار می‌دهد که موضوع مورد مطالعه **عجم‌اوغلو و همکاران**^۵ (۲۰۱۸) است. همچنین، **دراکا و همکاران** (۲۰۲۲) در مطالعه مشابهی به استفاده از روش پژوهش رویدادی با داده‌های بازه قیمتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازند. از این‌رو، می‌توان این فرض را تا حدی توجیه کرد که بازار بورس اوراق بهادار تهران دارای سطح مناسبی از کارایی برای انجام یک پژوهش رویدادی است.

به‌طور کلی، در پژوهش رویدادی ابتدا به تعریف دقیق رویداد مورد نظر و مشخص کردن بازه زمانی اصابت شوک اطلاعاتی برای بررسی و اندازه‌گیری تاثیر این رویداد پرداخته می‌شود که به این بازه زمانی پنجره رویداد گفته می‌شود. در قدم بعدی، نمونه آماری مورد نظر مشخص و داده‌های قیمتی آن‌ها جمع‌آوری می‌شود. ایده کلی یک پژوهش رویدادی به این صورت است که با فرض کارایی

1. Samuelson

۲. علاقه‌مندان برای مطالعه بیشتر می‌توانند به مقالات (Kahneman & Tversky, 1979; De Bondt Thaler, 1985; Bell, 1982) مراجعه کنند.

3. Global Financial Development Database, World Bank (2017). <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>

۴. بر اساس داده‌های پایگاه داده توسعه‌یافتگی جهانی، بورس تهران نسبت به سایر کشورها در چارک دوم از نظر کارایی مالی (نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل ارزش بازار)، چارک دوم از نظر شاخص دسترسی مالی (نسبت ارزش بازار شرکت‌های غیر از ده شرکت بزرگ بازار به کل ارزش بازار)، و چارک سوم از نظر عمق مالی (نسبت ارزش کل بازار به تولید ناخالص داخلی) قرار دارد.

5. Acemoglu et al.

اطلاعاتی بازار، قیمت‌ها اطلاعات موجود در بازار را منعکس خواهند کرد و ما قادر خواهیم بود تاثیر یک رویداد را بر قیمت‌ها مشاهده کنیم. همچنین، پژوهش رویدادی را می‌توان به عنوان آزمونی برای سنجش کارایی بازار در نظر گرفت. بر اساس این، برای بررسی آماری تاثیر رویداد، ابتدا یک مدل برای بازده انتظاری یا نرمال در نظر گرفته می‌شود و این مدل با استفاده از بازه زمانی مشخصی که به آن پنجره تخمین گفته می‌شود و معمولاً با فاصله کمی قبل از رویداد است، تخمین زده می‌شود و سپس بازده غیرنرمال را می‌توان از تفاضل بازده انتظاری تخمین‌زده‌شده و بازده محقق‌شده در پنجره رویداد برای هر سهم اندازه‌گیری کرد. مدل زیر ایده کلی یک پژوهش رویدادی را نشان می‌دهد:

$$R_{it} = E[R_{it}|\Omega_t] + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

بنابراین:

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - E[R_{it}|\Omega_t]$$

که می‌توان معادله بالا را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}$$

در این مدل، R_{it} بازده قیمتی و Ω_t اطلاعات موجود در زمان t از پنجره رویداد و $E[R_{it}|\Omega_t]$ نشان‌دهنده بازده انتظاری و ε_{it} بازده غیرنرمال سهم i در زمان t است. همچنین، در رابطه فوق AR_{it} بازده غیرنرمال سهم i در زمان t در پنجره رویداد، \hat{R}_{it} تخمین بازده انتظاری است. در نهایت، بازده غیرنرمال تجمعی برای هر سهم را برای پنجره‌های رویداد مختلف به شکل رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$CAR[t_1, t_2]_i = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it}. \quad (2)$$

در این پژوهش یک بازه زمانی ۲۵۰ روزه منتهی به ۳۰ روز قبل از وقوع رویداد به عنوان پنجره تخمین برای برآورد پارامترهای مدل بازده انتظاری در نظر گرفته می‌شود. علت در نظرنگرفتن بازه ۳۰ روزه قبل از رویداد در پنجره تخمین، جلوگیری از تاثیرگذاری شوک‌های اطلاعاتی احتمالی قبل از رویداد در تخمین بازده نرمال است. بنابراین، برای تخمین بازدهی غیرنرمال هر سهم برای رویداد خروج آمریکا از برجام، پنجره تخمین از روز ۱۰ اسفند ۱۳۹۵ تا روز ۲۷ اسفند ۱۳۹۶ در نظر گرفته می‌شود. مدل‌های مختلفی در حوزه قیمتگذاری دارایی‌ها برای بازده انتظاری یک سهم توسعه داده شده است. به‌طور کلی، این مدل‌ها به دو دسته مدل‌های آماری و مدل‌های اقتصادی تقسیم می‌شوند. مدل‌های آماری

مانند مدل بازده با میانگین ثابت و مدل بازار، بر فرضیات آماری مانند نرمال بودن توزیع بازده قیمتی دارایی‌ها استوار است (Campbell et al., 1997). براون و وارنر^۱ (۱۹۸۰؛ ۱۹۸۵)، نشان دادند که در اکثر مواقع مدل میانگین ثابت بازده، عملکردی مشابه مدل‌های پیچیده‌تر دارد و واریانس بازده غیرنرمال با انتخاب مدل‌های پیچیده‌تر چندان کاهش نمی‌یابد. مدل‌های اقتصادی مانند مدل قیمتگذاری آربیتراژ^۲ و قیمتگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۳ بر مبنای فرضیات اقتصادی هستند (Campbell et al., 1997). در این پژوهش، برای محاسبه بازده قیمتی غیرنرمال در هر روز و بازده غیرنرمال تجمعی پنجره‌های رویداد مختلف برای شرکت‌های موجود در نمونه، از تخمین حداقل مربعات مدل بازار به عنوان معیاری^۴ برای تخمین بازده انتظاری (نرمال) استفاده می‌شود. علاوه بر این، از تخمین مدل بازار با مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته^۵ نیز در صورت وجود اثر خوشه‌بندی تلاطم‌ها^۶ استفاده می‌شود. همچنین، در مدلی دیگر برای بازده انتظاری، با توجه به تاثیر نرخ سود بدون ریسک بر قیمت سهام و همچنین تلاطم بازار ارز در ایران در سال ۱۳۹۷، به منظور کنترل کردن تاثیر نرخ ارز و نرخ بهره بر بازده قیمتی سهام شرکت‌ها، بازده غیرنرمال با استفاده از یک مدل چندعاملی که بازده شاخص نرخ موثر تا سررسید اوراق دولتی^۷ و بازده نرخ دلار را نیز علاوه بر بازده شاخص کل بازار بورس تهران در نظر گرفته، تخمین زده شده است. در ادامه، تصریح مدل‌های فوق بررسی می‌شود.

مدل بازار یکی از مدل‌های آماری برای بازده قیمتی سهام در ادبیات قیمتگذاری دارایی‌هاست که بازده یک سهم را به بازدهی پورتفولیو بازار مرتبط می‌کند. مدل بازار که بر فرض نرمال بودن توزیع بازدهی قیمتی دارایی‌ها استوار است (Campbell et al., 1997)، به شکل رابطه (۳) است:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

در رابطه (۳)، R_{it} بازده قیمتی سهم i در دوره t و R_{mt} بازده پورتفولیو بازار در دوره t است. $E[\varepsilon_{it}] = 0, Var[\varepsilon_{it}] = \sigma_{\varepsilon_i}^2$. در این پژوهش، بازده شاخص کل بورس تهران به عنوان بازده بازار در نظر گرفته شده است. در واقع، مدل بازار را می‌توان شکلی از مدل تک‌عاملی^۸ دانست، با این تفاوت که در مدل بازار فرض

1. Brown & Warner
2. Arbitrage Pricing Theory (APT)
3. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
4. Benchmark
5. Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
6. Volatility Clustering
7. Yield to Maturity (YTM)
8. Single Index Model

آن‌هاست، در نظر گرفته نمی‌شود. $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$ یا نبود همبستگی اجزای خطا در بین سهم‌ها که نشان‌دهندهٔ ریسک مخصوص

از آن‌جایی که در تخمین حداقل مربعات مدل بازار، فرض ثابت بودن واریانس جزء خطا^۱ و فرض نبود همبستگی بین اجزای خطا در طول زمان^۲ برای هر سهم در نظر گرفته شده است و این فرض‌ها در مسئله مورد بررسی پژوهش ما با توجه به پرتلاطم شدن بازار در پنجره تخمین و پنجره رویداد به دلیل نوسانات نرخ ارز و خروج آمریکا از برجام، ممکن است تا حدودی غیرواقعی باشند و باعث به‌وجود آمدن خطا در تخمین پارامترهای مدل شوند، برای در نظر گرفتن اثر احتمالی خوشه‌بندی تلاطم‌ها، از مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته برای رویداد خروج آمریکا از برجام استفاده می‌شود. مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی، تلاطم را متغیر با زمان^۳ در نظر می‌گیرند. به عبارت دیگر، برخلاف مدل حداقل مربعات ساده که واریانس جزء خطا را ثابت در نظر می‌گیرد، در مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی واریانس جزء خطا به شکل متغیر با زمان در مدل لحاظ می‌شود. فرایندهای تصادفی موسوم به مدل واریانس ناهمسان شرطی توسط **انگل**^۴ (۱۹۸۲) توسعه داده شد. همان‌طور که در ابتدای این بخش اشاره شد، رابطه (۱) به‌طور کلی به عنوان مدلی برای بازده قیمتی در نظر گرفته شده است که در آن ε_{it} جزء خطا است که توزیع شرطی آن به شرط اطلاعات دوره قبل، یک توزیع نرمال با واریانس متغیر با زمان است. یا به عبارت دیگر برای سهم i ، رابطه $\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$ برقرار است. حال اگر فرض کنیم $\varepsilon_t = \sigma_t Z_t$ و $Z_t \sim iid \& N(0, 1)$ یا به عبارتی، با توجه به این که واریانس‌ها متغیر با زمان هستند، انتظار داریم توزیع غیرشرطی ε_t دم‌های پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال داشته باشد. در این صورت، سری σ_t^2 طبق رابطه زیر مدل می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2$$

$$\text{where } \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0$$

رابطه بالا مدل ARCH(q) را نشان می‌دهد. همچنین، اگر برای واریانس جزء خطا یک مدل میانگین متحرک خودرگرسیونی^۵ در نظر بگیریم، مدل تعمیم‌یافته واریانس ناهمسان شرطی

۱. واریانس همسانی

2. Auto-Correlation
3. Time-Varying Volatility
4. Engle
5. Auto-Regressive Moving Average

خودرگرسیون به دست می‌آید که توسط بولرسلو^۱ (۱۹۸۶) توسعه داده شد. مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته (GARCH(p,q)) که به نوعی تعمیم یافته مدل ARCH(q) است، به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \\ &= \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2 \end{aligned}$$

در این پژوهش، برای جزء خطای مدل بازده انتظاری، مدل GARCH(1,1) به صورت رابطه (۴) در نظر گرفته شده است:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{it} | \Omega_{t-1} &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (۴)$$

نااطمینانی و تلاطم در عوامل اقتصادی مانند نرخ بهره و نرخ ارز می‌تواند باعث تحمیل ریسک به شرکت‌ها شود و بر بازدهی قیمتی آن‌ها اثرگذار باشد. بنابراین، برای تخمین بازده انتظاری سهام شرکت‌ها، علاوه بر مدل بازار از یک مدل چندعاملی با در نظر گرفتن نرخ بازده بدون ریسک و بازده نرخ ارز علاوه بر بازدهی شاخص کل بازار بورس تهران استفاده می‌شود. تصریح این مدل چندعاملی به شکل رابطه (۵) است:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_m R_{mt} + \beta_{FX} R_{FXt} + \beta_{rf} R_{rft} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

در این مدل، R_{it} بازده قیمتی سهم i در دوره t و R_{mt} بازدهی شاخص کل بازار بورس تهران و R_{FXt} و R_{rft} به ترتیب بازدهی روزانه قیمت دلار در بازار آزاد و نرخ بازده بدون ریسک است.

مدل تجربی

رویداد اصلی موثر بر قیمت سهام شرکت‌ها، اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام توسط دونالد ترامپ در تاریخ ۸ می ۲۰۱۸ (۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷) در نظر گرفته می‌شود. راهبرد شناسایی^۲ در این پژوهش مبتنی بر تمایز بین شرکت‌ها از نظر قرار گرفتن صنعت مربوطه در فهرست صنایع تحریم شده توسط دولت آمریکا است. تغییرات در بازده غیرنرمال تجمعی سهام شرکت‌ها، با کنترل کردن مشخصات بنیادی آن‌ها، به تحریم بودن یا نبودن مرتبط می‌شود. مدل تجربی که تخمین زده می‌شود به صورت رابطه (۶) است:

1. Bollerslev
2. Identification

$$CAR_i = \alpha + \beta target_i + X'_i\phi + \epsilon_i \quad (6)$$

در معادله رگرسیون (۶)، CAR_i بازده غیرنرمال تجمعی برای شرکت i برای پنجره رویداد است. در برآوردهای مختلف پنجره‌های رویداد با طول‌های متفاوتی در نظر گرفته شده‌اند تا تاثیر تحریم‌ها در بازه‌های مختلف برآورد شود. $target_i$ متغیری موهومی است که در صورتی که شرکت i در یکی از صنایع هدف تحریم‌های بخشی قرار گرفته باشد، مقدار یک را اتخاذ می‌کند و در غیر این صورت، صفر است. X'_i بردار متغیرهای کنترلی برای شرکت i است و ϵ_i جزء خطاست. متغیرهای کنترلی از جمله اندازه، سودآوری، و اهرم هر بنگاه برای کنترل کردن مشخصاتی از بنگاه که ممکن است تأثیری بر رابطه بین بازدهی غیرنرمال و مورد تحریم واقع شدن داشته باشند، در نظر گرفته شده است. این راهبرد تجربی در صورتی معتبر خواهد بود که هیچ رویداد مهم و تاثیرگذار دیگری در پنجره رویداد رخ نداده باشد و همچنین، هیچ تفاوت نظام‌مندی بین بازدهی در شرکت‌های مختلف گروه هدف و غیرهدف موجود نباشد. همچنین، برای هر سه متغیر کنترلی اندازه، سودآوری، و اهرم توان دوم و سوم این متغیرها نیز در آزمون‌های استوارسنجی در مدل در نظر گرفته شده است تا تأثیرات غیرخطی بالقوه این متغیرها نیز کنترل شود.

فرض دیگری که باید در نظر گرفته شود، برون‌زا بودن رویداد نسبت به تغییرات قیمتی است. به بیان دیگر، می‌توان به‌راحتی فرض کرد که در مسئله مورد نظر این پژوهش، فرض علیت یک‌طرفه برقرار است و در مورد رویدادهای تحریمی می‌توانیم از دوطرفه بودن رابطه علی بین رویداد تحریمی و تغییرات قیمت صرف نظر کنیم، زیرا می‌توانیم فرض کنیم که این رویدادهای تحریمی بوده‌اند که احتمالاً موجب تغییرات قیمتی غیرنرمال در سهام موجود در بازار بورس تهران شده‌اند و طراحی و زمان‌بندی تحریم‌ها از تغییرات قیمت دارایی‌ها در بورس تهران اثر نگرفته‌اند.

داده‌ها و آمار توصیفی

نمونه آماری این پژوهش شامل همه شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران است که سهام آن‌ها در پنجره رویداد معامله شده‌اند و دارای داده‌های قیمتی کافی در پنجره تخمین بوده‌اند. در نتیجه، نمونه آماری اولیه این پژوهش برای مطالعه تأثیر رویداد خروج آمریکا از برجام در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ شامل ۴۰۸ شرکت فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران است که دارای داده‌های بازدهی قیمتی کافی در پنجره تخمین هستند و سهام آن‌ها در روز صفر رویداد خروج آمریکا از برجام، که اولین روز معاملاتی پس از اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام یعنی روز چهارشنبه ۱۹

اردیبهشت ۱۳۹۷ است، معامله شده‌اند. لازم به اشاره است که پنجره رویداد برای روزهای معاملاتی پس از رویداد خروج آمریکا از برجام و همچنین، رویدادهای بررسی شده در بخش استوارسنجی‌ها ثابت در نظر گرفته شده‌اند و تاریخ روزهای پنجره رویداد، که شامل روزهای معاملاتی بازار بورس تهران است، برای همه شرکت‌ها یکسان در نظر گرفته شده‌اند و شرکت‌هایی که در دست کم یکی از روزهای یک پنجره رویداد معامله نشده‌اند، از نمونه حذف شده‌اند. ابتدا شرکت‌هایی که سهام آن‌ها در روز صفر رویداد معامله نشده‌اند حذف شده‌اند. همچنین، برای محاسبه بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره‌های دو روزه و یازده روزه، شرکت‌هایی که به ترتیب در دست کم یک روز از دو روز معاملاتی پس از رویداد در بازار بورس و یازده روز معاملاتی پس از رویداد در بازار بورس معامله نشده‌اند، از نمونه حذف شده‌اند. در این پژوهش، به منظور ارزیابی دقیق‌تر اثرات تحریم‌ها و انجام بررسی‌های آماری، از داده‌های قیمتی تعدیل شده با افزایش سرمایه و سود برای محاسبه بازدهی قیمتی استفاده شده است. برای استخراج این داده‌های قیمتی تعدیل شده از نرم‌افزار TSEClient2.0 استفاده شده است. نرم‌افزار TSEClient2.0 این امکان را فراهم می‌کند که داده‌های معاملاتی سهام شرکت‌های مورد نظر را فقط برای روزهای معاملاتی دریافت کنیم. بنابراین، برای تمیز کردن داده‌های قیمتی نیازی به حذف روزهای تعطیل یا بدون معامله نیست. داده‌های مربوط به شاخص کل بازار بورس تهران و دیگر شاخص‌های بورس نیز از سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران^۱ و نرم‌افزار TSEClient2.0 استخراج شده‌اند. در این پژوهش، شاخصی از نرخ بازدهی تا سررسید اوراق دولتی به عنوان یک شاخص برای بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است. برای نرخ بازدهی تا سررسید اوراق دولتی از شاخص اوراق دولتی کیان^۲ که توسط گروه خدمات بازار سرمایه کیان^۳ منتشر می‌شود، به عنوان معیاری از نرخ سود بدون ریسک استفاده شده است. نرخ دلار در بازار آزاد نیز که از پایگاه اینترنتی اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز^۴ استخراج شده، به عنوان شاخص نرخ ارز در نظر گرفته شده است. شبکه اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز یک مجموعه اطلاع‌رسانی و تحلیلی است که در حوزه پایش، کشف، پیرایش، پردازش و انتشار قیمت‌ها و دیگر داده‌های اقتصادی و مالی از انواع بورس‌ها و بازارهای مالی و معاملاتی داخلی و جهانی فعالیت می‌کند.

همان‌طور که در بخش قبل اشاره شد، در مدل تجربی این پژوهش از برخی متغیرهای اصلی موجود در صورت‌های مالی شرکت‌ها به منظور کنترل اثرات متفاوتی که تحریم‌ها می‌توانند بر بازدهی قیمتی شرکت‌هایی با ویژگی‌های مختلف داشته باشند، استفاده شده است. در این پژوهش، از اندازه شرکت

1. <https://tse.ir/>
2. <https://kian.capital/>
3. <https://www.tgiu.org/>

(لگاریتم مجموع کل دارایی‌ها)، سوددهی آن (بازده حقوق صاحبان سهام که از تقسیم سود خالص بر مجموع حقوق صاحبان سهام به‌دست می‌آید)، و اهرمی بودن شرکت (نسبت کل دارایی به کل بدهی) در آخرین صورت مالی منتشرشده در قبل از رویداد برای شرکت‌های موجود در نمونه، به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل تجربی استفاده می‌شود. برای به‌دست آوردن این داده‌ها، مقادیر متغیرهای توضیحی برای آخرین دوره مالی منتهی به اعلام رسمی رویدادهای تحریمی به صورت دستی از صورت‌های مالی موجود در پایگاه اطلاعات جامع شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس^۱ استخراج شده است. برای استخراج داده‌های اندازه شرکت‌ها از مجموع کل دارایی‌های موجود در ترازنامه منتشرشده در آخرین صورت مالی آن شرکت قبل از وقوع رویداد خروج آمریکا از برجام در اردیبهشت ۱۳۹۷ استفاده شده است. همچنین، مجموع بدهی‌ها و مجموع حقوق صاحبان سهام نیز از ترازنامه منتشرشده در آخرین صورت مالی قبل از خروج آمریکا از برجام استخراج شده است. درآمد (سود) خالص هر شرکت نیز از صورت سود و زیان آن شرکت در آخرین دوره مالی قبل از رویداد برداشته شده است. در نهایت، دو متغیر دیگر استفاده‌شده در مدل تجربی این پژوهش، یعنی شاخص سودآوری (بازده حقوق صاحبان سهام) و اهرم طبق روابط زیر محاسبه شده‌اند:

$$\text{مجموع بدهی‌ها} / \text{مجموع کل دارایی‌ها} = \text{اهرم} = \frac{\text{سود خالص}}{\text{مجموع حقوق صاحبان سهام}} = \text{بازده حقوق صاحبان سهام}$$

برای تعیین دقیق جزئیات رویدادهای تحریمی و مشخص کردن بخش‌های تحریم‌شده از کنفرانس‌های خبری و اطلاعیه‌های موجود در پایگاه اینترنتی وزارت خزانهداری آمریکا استفاده شده است. چنانچه یک صنعت به عنوان هدف تحریم اعلام شده باشد، تمامی شرکت‌های بورسی موجود در صنعت تحریم‌شده را به عنوان گروه شرکت‌های هدف این رویداد تحریمی در نظر می‌گیریم. بنابراین، شرکت‌های موجود در همه صنایع تحریم‌شده به واسطه خروج آمریکا از برجام به عنوان شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی در نظر گرفته شده‌اند. در **جدول (۱)**، آمار توصیفی برای شرکت‌های موجود در نمونه برای رویداد خروج آمریکا از برجام و متغیرهای مورد استفاده گزارش شده است. ستون اول از این جدول تعداد مشاهده‌ها را برای هر متغیر نشان می‌دهد. ستون دوم نشان‌دهنده میانگین هر متغیر است. ستون سوم انحراف معیار هر متغیر را گزارش می‌کند. ستون‌های چهارم تا هشتم به ترتیب کم‌ترین مشاهده، چارک اول، میانه، چارک سوم، و بیش‌ترین مشاهده را برای هر یک از متغیرهای فهرست‌شده در سطرهای این جدول گزارش می‌کنند.

جدول ۱: آمار توصیفی

تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمینه مشاهدات	چارک اول	میانه	چارک سوم	بیشینه مشاهدات	
۴۰۸	۰/۳۷	۰/۴۸	۰	۰	۰	۱	۱	Target
۲۶۱	۴۱۳۱۰	۵۶۸۶	۳۷۲۴۰	۱۴/۹۴	۲۱/۸۶	۲۲/۷۰	۶۵۹۷۰	USD/Rial
۲۶۱	۲۰/۵۲	۲/۷۰	۷۶۲۸۵	۱۸/۰۳	۲۱/۸۶	۲۲/۷۰	۲۴/۹۰	Risk-free rate index (%)
۲۶۱	۸۶۵۵۵	۷۵۳۶	۷۶۲۸۵	۷۹۸۵۵	۸۴۵۶۴	۹۵۲۲۷	۹۹۵۲۲	TEDPIX
۳۹۶	۱۵/۰۷	۱/۹۳	۱۰/۳۴	۱۳/۸۵	۱۴/۷۴	۱۶/۲۷	۲۱/۵۳	size1396_log
۳۶۳	۷/۱	۱۶۵/۴	-۲۸۸۷/۳	۳/۲	۱۵/۱	۳۰/۲	۶۰۰/۸	ROE1396 (%)
۳۹۶	۲۳۳	۱۱۵۸	-۱۴۲۵۸	۶۰	۱۳۲	۲۸۴	۱۱۰۸۴	leverage1396 (%)

سطر اول **جدول (۱)**، آمار توصیفی را برای متغیر Target نشان می‌دهد، که همان‌طور که اشاره شد، این متغیر مجازی نشان‌دهنده قرار داشتن یک شرکت در صنایع تحریم‌شده به واسطه خروج آمریکا از توافق‌نامه برجام به حساب می‌آید. از میان ۴۰۸ شرکت موجود در نمونه، ۱۵۲ شرکت در میان شرکت‌های تحت اصابت تحریم‌های بخشی به سبب خروج آمریکا از برجام دسته‌بندی شده‌اند. سطر دوم تا چهارم، آماره‌های مختلف را به ترتیب برای نرخ دلار در بازار آزاد ایران و شاخص نرخ بازده بدون ریسک، که در ابتدای این بخش توضیح داده شد، و همچنین شاخص کل بازار بورس اوراق بهادار تهران برای پنجره تخمین و پنجره رویداد که بازه زمانی ۱۰ اسفند ۱۳۹۵ تا ۲ خرداد ۱۳۹۷ را شامل می‌شود، نشان می‌دهند. در سطرهای پنجم تا هفتم به متغیرهایی پرداخته می‌شود که نشان‌دهنده اطلاعات مالی اساسی شرکت‌های نمونه هستند که از آخرین صورت‌های مالی قبل از رویداد خروج آمریکا از برجام استخراج شده است. سطر پنجم، آماره‌های مربوط به لگاریتم مجموع کل دارایی‌های هر شرکت را که نمایانگر اندازه شرکت‌هاست، نشان می‌دهد. سطر ششم مربوط به بازده حقوق صاحبان است که نشانگر سودآوری هر شرکت است و سطر هفتم اطلاعات آماری متغیر اهرم مالی را برای هر شرکت نشان می‌دهد.

برآورد مدل و نتایج تجربی

در این بخش، ابتدا آمار توصیفی برآوردهای بازده غیرنرمال با استفاده از مدل‌های تصریح‌شده در

بخش پژوهش رویدادی و بازده غیرنرمال در **جدول (۲)** گزارش شده است.^۱ ستون اول از این جدول تعداد مشاهده‌ها برای هر متغیر را نشان می‌دهد. ستون دوم نشان‌دهنده میانگین هر متغیر است. ستون سوم انحراف معیار هر متغیر را گزارش می‌کند. ستون‌های چهارم تا هشتم به ترتیب کم‌ترین مشاهده، چارک اول، میانه، چارک سوم، و بیش‌ترین مشاهده را برای هر یک از متغیرهای فهرست‌شده در سطرهای این جدول گزارش می‌کنند.

جدول ۲: آمار توصیفی بازده غیرنرمال

تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمینه مشاهدات	چارک اول	میانه	چارک سوم	بیشینه مشاهدات
۴۰۸	-۱/۵۳	۲/۴۳	-۹/۵۱	-۳/۳۵	-۰/۸۱	-۰/۰۲	۴/۸۹
۴۰۸	-۱/۴۳	۲/۴۱	-۹/۲۳	-۳/۲۵	-۰/۷۶	۰/۰۵	۴/۹۵
۴۰۲	-۱/۵۹	۲/۵۸	-۹/۵۷	-۳/۲۷	-۱/۰۴	-۰/۰۵	۷/۶۱
۲۸۹	۲/۴۷	۸/۰۴	-۲۰/۰۲	-۲/۴۷	۱/۲۱	۶/۸۰	۳۵/۱۱
۲۹۰	۳/۵۴	۷/۹۷	-۲۲/۶۵	-۱/۶۷	۲/۶۲	۷/۹۰	۳۵/۶۷
۲۸۴	۱/۸۷	۸/۵۷	-۲۵/۲۶	-۳/۱۳	۰/۸۱	۶/۵۳	۳۹/۹۶
۳۹۲	-۰/۸۲	۳/۳۲	-۱۴/۳۷	-۲/۵۳	-۰/۶۳	۰/۳۹	۱۲/۱۴
۳۹۲	-۰/۶۱	۳/۳۱	-۱۳/۶۲	-۲/۳۴	-۰/۴۶	۰/۵۵	۱۳/۱۹
۳۸۶	-۰/۹۳	۳/۳۴	-۱۳/۰۱	-۲/۷۲	-۰/۸۲	۰/۳۳	۱۳/۴۶

در سطرهای اول تا سوم **جدول (۲)**، آماره‌های توصیفی برای متغیر بازده غیرنرمال شرکت‌های موجود در نمونه در روز صفر پنجره رویداد (روز چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷) گزارش شده است. لازم به اشاره است که شرکت‌هایی که هر یک از متغیرهای بازده محقق‌شده، بازده پیش‌بینی‌شده، و بازده غیرنرمال در دست‌کم یکی از روزهای پنجره رویداد برای این شرکت‌ها بالای ۱۰ درصد یا کم‌تر از -۱۰ درصد باشد، از نمونه حذف شده‌اند. در سطر اول، بازده غیرنرمال با بکارگیری روش تخمین حداقل مربعات ساده مدل بازار (رابطه ۳) محاسبه شده است. در سطر دوم، برای محاسبه

۱. نتایج تفصیلی برآورد بازده غیرنرمال سهام شرکت‌ها به دلیل تعداد بالای آن‌ها (۴۰۸ سهم) گزارش نشده است. این نتایج در صورت درخواست خوانندگان از نویسندگان مسئول قابل‌ارائه است.

بازده غیرنرمال از مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته (رابطه ۴) استفاده شده است. همچنین سطر سوم، آماره‌های توصیفی را برای بازده غیرنرمال شرکت‌های موجود در نمونه در روز صفر پنجره رویداد گزارش می‌کند، که با استفاده از مدل چندعاملی توسعه داده شده در این پژوهش (رابطه ۵) محاسبه شده است. سطرها چهارم تا ششم **جدول (۲)**، بازده غیرنرمال تجمعی را برای پنجره رویداد بلندمدت تر شامل روز صفر تا روز دهم پنجره رویداد به ترتیب با بکارگیری تخمین حداقل مربعات ساده و مدل گارچ (۱،۱) برای مدل بازار و همچنین، با بکارگیری مدل چندعاملی گزارش می‌کند. در نهایت، بازده غیرنرمال تجمعی در دو روز اول پنجره رویداد، هم با بکارگیری روش تخمین حداقل مربعات ساده و هم با استفاده از روش گارچ (۱،۱) برای مدل بازار و با بکارگیری تخمین حداقل مربعات ساده برای مدل چندعاملی به ترتیب در سطرها هفتم تا نهم **جدول (۲)** گزارش شده است. همچنین، لازم به اشاره است که بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد با استفاده از رابطه (۲) محاسبه شده است.

در ادامه تاثیر رویداد خروج آمریکا از توافق برجام در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ را مورد بررسی قرار گرفته است. در **جدول (۳)**، نتایج تخمین رابطه (۶) که به عنوان مدل تجربی اصلی در نظر گرفته شده، با خطاهای استاندارد تعدیل شده گزارش شده است. خطاهای استاندارد که با استفاده از همبستگی بین شرکت‌ها در قبل از رویداد تعدیل شده‌اند، در پرانتز گزارش شده‌اند. برای تخمین خطاهای استاندارد تعدیل شده، ماتریس کوواریانس بازده‌های قیمتی با استفاده از داده‌های بازدهی قیمتی در یک پنجره ۲۵۰ روزه منتهی به ۳۰ روز قبل از روز رویداد تخمین زده شده است و سپس با این فرض که ماتریس کوواریانس قبل از رویداد، تخمین مناسبی از این ماتریس در طول پنجره رویداد است، از این ماتریس کوواریانس برای محاسبه خطاهای استاندارد تعدیل شده استفاده شده است. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، متغیر Target متغیری مجازی است که برای شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی عدد یک و برای شرکت‌های موجود در صنایع غیرهدف عدد صفر است. متغیرهای $log_{size1396}$ ، $leverage1396$ ، $ROE1396$ به ترتیب نشان‌دهنده اندازه (لگاریتم کل دارایی‌های هر شرکت)، سودآوری (نسبت بازده حقوق صاحبان سهام)، و اهرم (نسبت مجموع بدهی به مجموع حقوق صاحبان سهام) هستند. همچنین، توان دوم و سوم این متغیرها نیز برای کنترل کردن تاثیر غیرخطی بالقوه آن‌ها در استوارسنجی‌های بخش بعد در نظر گرفته شده است.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل تجربی برای رویداد خروج آمریکا از برجام

(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
CAR[0-10]	CAR[0-1]	CAR[0-10]	CAR[0,1]	CAR[0,10]	CAR[0,1]	
Multi-factor	Multi-factor	GARCH	GARCH	OLS	OLS	
-۲/۳۲۸**	-۰/۸۶۸**	-۲/۵۹۵**	-۱/۰۶۰***	-۲/۵۶۲**	-۱/۰۷۵***	Target
(۱/۱۶۸)	(۰/۳۷۶)	(۱/۰۴۸)	(۰/۳۶۸)	(۱/۰۸۳)	(۰/۳۶۹)	
-۰/۲۵۹	۰/۱۰۷	-۰/۷۳۷***	۰/۰۷۱	-۰/۵۵۸**	۰/۱۱۸	size1396_
(۰/۲۹۴)	(۰/۰۹۹)	(۰/۲۵۹)	(۰/۰۹۵)	(۰/۲۶۸)	(۰/۰۹۵)	log
-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳**	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲*	ROE1396
(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	
۲/۳۸e-۰۴	۸/۷۵e-۰۶	-۲/۲۶e-۰۵	-۱/۷۶e-۰۵	۱/۳۳e-۰۴	-۳/۲۳e-۰۶	lever-
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	age1396
۶/۹۵۴	-۲/۲۷۶	۱۵/۹۸***	-۱/۳۲۶	۱۲/۱۷***	-۲/۲۲۷	Constant
(۴/۳۹۱)	(۱/۴۸۲)	(۳/۸۵۲)	(۱/۴۱۰)	(۳/۹۸۹)	(۱/۴۱۵)	
۲۵۵	۳۴۶	۲۶۱	۳۵۱	۲۶۰	۳۵۱	N
۰/۰۳۲	۰/۰۳۹	۰/۰۹۹	۰/۰۳۴	۰/۰۶۳	۰/۰۴	R ²

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

همان‌طور که اشاره شد، بازده غیرنرمال تجمعی که به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده، با استفاده از رابطه (۲) محاسبه شده است. در ستون‌های اول و دوم، نتایج تخمین مدل تجربی (رابطه ۶) با استفاده از تخمین حداقل مربعات ساده مدل بازار برای بازده غیرنرمال گزارش شده است. در ستون اول، متغیر وابسته، بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد دو روزه اول است که شامل روز چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷ و روز معاملاتی بعد (شنبه ۲۲ اردیبهشت ۱۳۹۷) است. متغیر وابسته در ستون دوم، بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد بلندمدت‌تر یازده روزه است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، با بکارگیری تخمین حداقل مربعات مدل بازار برای محاسبه بازده غیرنرمال، اثر شوک اطلاعاتی ناشی از اعلام خروج آمریکا از برجام هم در پنجره دو روزه اول رویداد و هم برای پنجره بلندمدت‌تر یازده روزه معنادار است. در ستون اول و دوم، ضریب متغیر Target به ترتیب -۱/۰۷۵ و -۲/۵۶۲ تخمین زده شده است که به این معناست که رویداد اعلام خروج آمریکا از برجام به‌طور متوسط باعث به‌وجود آمدن بازده غیرنرمال تجمعی در حدود منفی ۱ درصد در پنجره

دو روزه اول رویداد و بازده غیرنرمال تجمعی در حدود منفی ۲/۵ درصد در پنجره بلندمدت تر بازده روزه اول رویداد در سهام شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی نسبت به شرکت‌های غیرهدف شده است. در ستون‌های سوم و چهارم، نتایج تخمین مدل تجربی با بکارگیری روش گارچ (۱،۱) برای محاسبه بازده غیرنرمال گزارش شده است. در نهایت، با بکارگیری مدل چندعاملی توسعه داده شده در این پژوهش (رابطه ۵) برای محاسبه بازده غیرنرمال مشاهده می‌شود که در ستون‌های پنجم و ششم از **جدول (۳)** همچنان رابطه بین بازده غیرنرمال تجمعی و هدف تحریم بخشی بودن برای هر دو پنجره رویداد دو روزه و بازده روزه در سطح ۵ درصد معنادار است. در ستون پنجم و ششم به ترتیب ضریب متغیر Target $-0/868$ درصد و $-2/328$ درصد تخمین زده شده است که به این معناست که رویداد اعلام خروج آمریکا از برجام به‌طور متوسط باعث به‌وجود آمدن بازده غیرنرمال تجمعی در حدود منفی ۰/۸ درصد در پنجره رویداد دو روزه اول رویداد و بازده غیرنرمال تجمعی منفی ۲/۳ درصد در پنجره بازده روزه اول رویداد در سهام شرکت‌های هدف تحریم‌های بخشی نسبت به شرکت‌های غیرهدف شده است.

جدول (۴)، نتایج تخمین مدل تجربی اصلی را با در نظر گرفتن بازده غیرنرمال روز صفر پنجره رویداد، یعنی روز چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۱۳۹۷ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، برای این روز با بکارگیری هر سه روش ذکر شده برای محاسبه بازده غیرنرمال، هیچ رابطه معناداری بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال در روز صفر پنجره رویداد مشاهده نمی‌شود.

جدول ۴: نتایج تخمین مدل تجربی برای رویداد خروج آمریکا از برجام (روز صفر پنجره رویداد)

	(۱) AR0 OLS	(۲) AR0 GARCH	(۳) AR0 Multi-factor
Target	-۰/۳۸۵ (۰/۲۶۲)	-۰/۳۷۵ (۰/۲۶۱)	-۰/۲۵۳ (۰/۲۸۲)
size1396_log	۰/۳۲*** (۰/۰۶۷)	۰/۲۹۶*** (۰/۰۶۷)	۰/۲۸۷*** (۰/۰۷۴)
ROE1396	۰/۰۰۱* (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۳** (۰/۰۰۱)
leverage1396	۲/۲۴e-۰۰۶ (۰/۰۰۰)	-۳/۶۳e-۰۰۶ (۰/۰۰۰)	-۲/۳۸e-۰۰۵ (۰/۰۰۰)
Constant	-۶/۲۲۲*** (۱/۰۰۴)	-۵/۷۶۴*** (۰/۹۹۹)	-۵/۸۴۳*** (۱/۱۰۹)
N	۳۶۳	۳۶۳	۳۵۸
R ²	۰/۰۷۸	۰/۰۶۷	۰/۰۷۰

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

با توجه به نتایج فوق به نظر می‌رسد که بازار سرمایه در اولین صبح بعد از اعلام خروج آمریکا از برجام هنوز اثر معناداری برای آن قائل نبوده است. توجه کنید که اولین روز پس از اعلام خروج آمریکا از برجام آخرین روز کاری بازار در هفته، یعنی چهارشنبه، بوده است. در روز دوم، یعنی شنبه بعد از خبر خروج، بازار تأثیر خروج آمریکا را در ارزشگذاری سهام شرکت‌های هدف تحریم‌ها منعکس کرده است. این ارزیابی بازار تا دو هفته کاری ادامه داشته است.

استوارسنجی‌ها

در این بخش به استوارسنجی‌ها پرداخته می‌شود. در اولین استوارسنجی به تخمین مجدد مدل تجربی (رابطه ۶) با در نظر گرفتن توان دوم و سوم متغیرهای اندازه، بازده حقوق صاحبان سهام، و اهرم برای کنترل کردن تاثیرات غیرخطی بالقوه آن‌ها پرداخته شده است. **جدول (۵)**، نتایج تخمین مدل تجربی را در نظر گرفتن توان دوم و سوم متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده

می‌شود، در این حالت با بکارگیری هر سه روش تخمین حداقل مربعات مدل بازار، روش گارچ (۱،۱) و مدل چندعاملی برای محاسبه بازده غیرنرمال برای پنجره دو روزه اول رویداد خروج آمریکا از برجام، رابطه بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال تجمعی معنادار است. همچنین، با در نظر گرفتن مدل چندعاملی برای محاسبه بازده غیرنرمال رابطه معناداری بین هدف تحریم بودن و بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد یازده روزه مشاهده نمی‌شود، در حالی که با بکارگیری روش تخمین حداقل مربعات و گارچ (۱،۱) این رابطه بین بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره رویداد یازده روزه و هدف تحریم بودن در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل تجربی برای رویداد خروج آمریکا از برجام
(با در نظر گرفتن توان دوم و سوم متغیرهای کنترلی)

(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
CAR[0-10]	CAR[0-1]	CAR[0-10]	CAR[0,1]	CAR[0,10]	CAR[0,1]	
Multi-factor	Multi-factor	GARCH	GARCH	OLS	OLS	
-۱/۶۱۲	-۰/۸۸۴**	-۲/۲۴۰**	-۱/۰۹۴***	-۲/۱۵۳**	-۱/۰۹۶***	Target
(۱/۱۱۶)	(۰/۳۸۲)	(۱/۰۳۷)	(۰/۳۷۵)	(۱/۰۶)	(۰/۳۷۶)	
۷۶/۸۶***	۲/۰۷۳	۳۸/۷۶*	۱/۲۷۴	۵۱/۵۸**	۳/۶۶	size
(۲۲/۸۱)	(۸/۶۸)	(۲۰/۱۸)	(۷/۸۸۳)	(۲۰/۶۲)	(۷/۹۱۷)	1396_log
-۰/۰۶۳***	-۰/۰۰۲	-۰/۰۴۸***	-۰/۰۰۳	-۰/۰۵۱***	-۰/۰۰۳	ROE
(۰/۰۱۸)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۰۶)	1396
-۸/۸e-۰۴	-۵/۲e-۰۴	-۳/۸۶e-۰۴	-۶e-۰۴	-۲/۷۳e-۰۴	-۵/۷۴e-۰۴	leverage
(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	1396
-۴۱۴/۲***	-۸/۲۲۲	-۲۰۲*	-۳/۱۶۶	-۲۷۲/۴**	-۱۶/۶۴	Constant
(۱۱۶/۳)	(۴۴/۲۵)	(۱۰۳/۶)	(۴۰/۳۵)	(۱۰۵/۹)	(۴۰/۵۲)	
۲۵۵	۳۴۶	۲۶۱	۳۵۱	۲۶۰	۳۵۱	N
۰/۱۵۸	۰/۰۵۱	۰/۱۵۷	۰/۰۴۸	۰/۱۴۲	۰/۰۵۲	R ²

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

در قدم بعدی از استوارسنجی‌ها، برای بررسی وجود شوک اطلاعاتی رویداد خروج آمریکا از برجام در قبل از رویداد یک پنجره قبل از رویداد در نظر گرفته شده و بازده غیرنرمال تجمعی محاسبه شده

است. **جدول (۶)**، نتایج تخمین مدل تجربی را با استفاده از بازده غیرنرمال تجمعی پنجره‌های زمانی مختلف قبل از روز صفر رویداد و با کنترل کردن توان دوم و سوم متغیرهای اندازه و بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم نشان می‌دهد و مشاهده می‌شود که هیچ رابطه معناداری بین بازده غیرنرمال تجمعی و هدف تحریم بخشی بودن برای پنجره‌های دوره روزه و یازده روزه قبل از اعلام خروج آمریکا از برجام در تاریخ ۸ می ۲۰۱۸ وجود ندارد.

جدول ۶: نتایج تخمین مدل تجربی برای پنجره‌های قبل از رویداد خروج آمریکا از برجام

	CAR[-1,0] OLS	CAR[-5,0] OLS	CAR[-10,0] OLS	
	۰/۰۹۱	۱/۱۷۸*	۱/۰۴۶	Target
	(۰/۳۳۴)	(۰/۶۴۹)	(۰/۸۴۹)	
	۶/۳۲۷	۱۵/۲۵	۱۹/۳۶	size 1396_log
	(۷/۰۷)	(۱۳/۴۱)	(۱۷/۲۳)	
	۰/۰۱۰*	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	ROE 1396
	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۶)	
	-۳/۲۳e-۰۵	۱/۴e-۰۴	۶e-۰۴	leverage 1396
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	
	-۳۱/۵۷	-۸۴/۴۶	-۱۲۱/۹	Constant
	(۳۶/۲۸)	(۶۸/۷۷)	(۸۸/۴۵)	
	۳۴۴	۳۰۶	۲۸۵	N
	۰/۰۲۴	۰/۰۷۶	۰/۱۴۷	R ²

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

در آخرین بخش از استوارسنجی‌ها به بررسی تأثیر رویدادهای پیروزی دونالد ترامپ در انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا در ۹ نوامبر ۲۰۱۶ (۱۹ آبان ۱۳۹۵)، اعلام راهبرد آمریکا در رابطه با توافق هسته‌ای توسط ترامپ در ۱۳ اکتبر ۲۰۱۷ (جمعه ۲۱ مهر ۱۳۹۶) و اعلام عدم تمدید احتمالی معافیت‌های تحریمی برجام توسط ترامپ در ۱۲ ژانویه ۲۰۱۸ (۲۲ دی ۱۳۹۶) بر بازدهی شرکت‌های هدف پرداخته می‌شود. **جدول (۷)**، رویدادهای مورد بررسی را به‌طور خلاصه نشان می‌دهد.

جدول ۷: رویدادهای مورد بررسی

رویداد	تاریخ	توضیحات
اعلام نتایج انتخابات ریاست جمهوری ۲۰۱۶ آمریکا و پیروزی دونالد ترامپ	چهارشنبه ۱۹ آبان ۱۳۹۵ (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	مجمع گزینندگان با پایان زمان رأی‌گیری رسانه‌ها از پیروزی دونالد ترامپ از حزب جمهوری خواه با کسب اکثریت آرا خبر دادند. بنابراین، روز صفر رویداد، روز معاملاتی بعدی در بازار بورس تهران یعنی روز شنبه ۲۲ آبان ۱۳۹۵ در نظر گرفته شده است.
اعلام عدم تعلیق تحریم‌ها در صورت عدم رفع نگرانی‌های آمریکا توسط دونالد ترامپ	جمعه ۲۱ مهر ۱۳۹۶ (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	ترامپ راهبرد خود را در رابطه با توافق هسته‌ای با ایران مشخص کرد و اعلام کرد که در صورتی که نگرانی‌های او درباره برجام رفع نشود، از توافق خارج خواهد شد.
اعلام عدم صدور معافیت‌های تحریمی برای بازه زمانی بعدی	جمعه ۲۲ دی ۱۳۹۶ (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	ترامپ اعلام کرد که معافیت‌های تحریمی را برای دفعه بعد، در صورتی که شرایط مد نظرش اعمال نشود، مجدداً صادر نخواهد کرد.
اعلام خروج آمریکا از برجام توسط دونالد ترامپ	سه‌شنبه ۱۸ اردیبهشت به وقت تهران، (۸ می ۲۰۱۸) و از بازگشت همه تحریم‌های لغوشده به واسطه برجام توسط آمریکا خبر داد. روز صفر رویداد، روز بازگشایی بازار بورس در چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۹۷ در نظر گرفته شده است.	روز سه‌شنبه ۱۸ اردیبهشت ماه سال ۱۳۹۷ مصادف با ۸ می ۲۰۱۸ در ساعت ۲ بعد از ظهر به وقت استاندارد شرقی (۲۲:۳۰) سه‌شنبه ۱۸ اردیبهشت به وقت تهران، ترامپ رسماً خروج آمریکا از برجام را اعلام کرد و از بازگشت همه تحریم‌های لغوشده به واسطه برجام توسط آمریکا خبر داد. روز صفر رویداد، روز بازگشایی بازار بورس در چهارشنبه ۱۹ اردیبهشت ۹۷ در نظر گرفته شده است.

با وجود این که بسیاری از نظرسنجی‌ها و افکارسنجی‌ها شانس هیلاری کلینتون از حزب دموکرات را برای پیروزی بیش‌تر می‌دانستند^۱ و با این که آرای مردمی بیش‌تری به نفع کلینتون وجود داشت، سرانجام دونالد ترامپ، رأی اکثریت مجمع گزینندگان را به‌دست آورد و پیروز انتخابات سال ۲۰۱۶ در آمریکا شد. از این‌رو، می‌توان نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا را یکی از خلاف انتظارترین نتایج در طول تاریخ آمریکا در نظر گرفت. دونالد ترامپ در کارزارهای انتخاباتی خود برای انتخابات ریاست جمهوری آمریکا در سال ۲۰۱۶، مخالفت خود با برجام را با انتقاد از این توافق‌نامه اعلام کرده بود. در **جدول (۸)**، نتایج تخمین مدل تجربی برای رویدادهای ذکرشده قابل مشاهده است. متغیرهای اندازه، بازده حقوق صاحبان سهام، و اهرم از آخرین صورت‌های مالی منتشرشده قبل از هر رویداد استخراج و محاسبه شده‌اند. همچنین، متغیر Target نشان‌دهنده هدف تحریم بخشی بودن شرکت‌ها به واسطه لغو معافیت‌های تحریمی برجام است.

1. <https://www.nytimes.com/interactive/2016/upshot/presidential-polls-forecast.html>

جدول ۸: نتایج تخمین مدل تجربی برای سایر رویدادها

(۶) CAR[0,10] OLS	(۵) CAR[0,1] OLS	(۴) CAR[0,10] OLS	(۳) CAR[0,1] OLS	(۲) CAR[0,10] OLS	(۱) CAR[0,1] OLS	
اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	
۰/۲۹۸ (۰/۹۴۶)	۰/۷۶۸** (۰/۳۰۹)	-۱/۶۵۱** (۰/۸۱۱)	۰/۴۳۱ (۰/۳۴۳)	-۳/۵۷۲*** (۱/۳۱۸)	-۱/۱۱۸** (۰/۵۳۵)	Target
-	-	-	-	-۱۴۴/۳** (۵۷/۵)	-۲۰/۴۷ (۱۹/۵۲)	size_ election_log
-	-	-۱۴/۶۴ (۲۳/۱۱)	۲۳/۹۵** (۱۰/۲۳)	-	-	size_ oct_2017_log
-۱/۱۲۱ (۲۵/۷۵)	-۸/۱۲۹ (۸/۸۵۹)	-	-	-	-	size_ jan_2018_log
-	-	-	-	-۰/۰۲۹* (۰/۰۱۶)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۶)	ROE_ election
-	-	۰/۰۳۰*** (۰/۰۱۰)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰۴)	-	-	ROE_ Oct_2017
-۰/۰۰۷ (۰/۰۰۹)	۰,۰۰۱۲۴ (۰/۰۰۳)	-	-	-	-	ROE_ Jan_2018

ادامه جدول ۸: نتایج تخمین مدل تجربی برای سایر رویدادها

(۶) CAR[0,10] OLS	(۵) CAR[0,1] OLS	(۴) CAR[0,10] OLS	(۳) CAR[0,1] OLS	(۲) CAR[0,10] OLS	(۱) CAR[0,1] OLS	
اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	
-	-	-	-	۰/۱۳۱ (۰/۱۷۸)	۰/۱۵۰ ^{oo} (۰/۰۶۳)	leverage_ election
-	-	۰/۰۱۸ (۰/۱۱۷)	۰/۰۷۰ (۰/۰۵۲)	-	-	leverage_ Oct_2017
۰/۰۴۲ (۰/۰۷۲)	-۰/۰۱۰ (۰/۰۲۴)	-	-	-	-	leverage_ Jan_2018
-۲۸/۰۶ (۱۳۲/۷)	۴۳/۴۶ (۴۵/۶۴)	۸۳/۲۴ (۱۱۹/۶)	-۱۳۰/۴ ^{oo} (۵۲/۷۹)	۷۳۴/۶ ^{oo} (۲۸۸/۸)	۱۰۲/۲ (۹۹/۲۸)	Constant
۲۸۷	۳۶۰	۲۷۹	۳۵۰	۲۴۳	۳۰۸	N
۰/۰۶۵	۰/۰۵۸	۰/۱۰۸	۰/۰۵۵	۰/۰۹۴	۰/۰۵۳	R ²

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

همان‌طور که در **جدول (۸)** مشخص است، نتایج تخمین مدل تجربی اصلی با استفاده از تخمین حداقل مربعات ساده مدل بازار برای محاسبه بازده غیرنرمال و برای رویدادهای انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا، اعلام راهبرد آمریکا در رابطه با برنامه هسته‌ای ایران توسط ترامپ در اکتبر ۲۰۱۷ و همچنین اعلام احتمال عدم تمدید معافیت‌های تحریمی برجام توسط ترامپ در ژانویه ۲۰۱۸ گزارش شده است. ستون اول و دوم **جدول (۸)**، مربوط به رویداد برنده شدن ترامپ در انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا است و مشاهده می‌شود که رابطه بین بازده غیرنرمال تجمعی و هدف تحریم بخشی بودن برای پنجره دو روزه اول رویداد در سطح ۵ درصد و برای پنجره یازده روزه در سطح ۱ درصد معنادار است. ستون‌های سوم و چهارم نتایج تخمین مدل تجربی را برای رویداد اعلام راهبرد آمریکا در رابطه با توافق هسته‌ای با ایران توسط ترامپ در اکتبر ۲۰۱۷ گزارش می‌کند و مشاهده می‌شود که رابطه معناداری بین هدف تحریم بودن و بازده غیرنرمال برای پنجره دو روزه اول رویداد وجود ندارد، در حالی که برای پنجره رویداد یازده روزه، این رابطه در سطح ۵ درصد معنادار است. ستون پنجم و ششم **جدول (۸)**، مربوط به رویداد اعلام احتمال عدم تمدید معافیت‌های تحریمی ایران در ژانویه ۲۰۱۸ است. برای این رویداد فقط رابطه بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره دو روزه اول رویداد و هدف تحریم بودن در سطح ۵ درصد معنادار است و برای پنجره بلندمدت‌تر این رابطه معنادار نیست. همچنین در **جدول (۹)**، نتایج تخمین مدل تجربی برای روز صفر در مورد رویدادهای ذکر شده گزارش شده است.

جدول ۹: نتایج تخمین مدل تجربی برای سایر رویدادها

(۳) AR0 OLS	(۲) AR0 OLS	(۱) AR0 OLS	
اعلام احتمال عدم رفع تحریم‌ها (۱۲ ژانویه ۲۰۱۸)	اعلام راهبرد جدید آمریکا (۱۳ اکتبر ۲۰۱۷)	اعلام نتایج انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا (۹ نوامبر ۲۰۱۶)	
۰/۶۶۲*** (۰/۲۱۴)	۰/۲۱۲ (۰/۲۰۷)	۰/۱۴۷ (۰/۳۷۱)	Target
-	-	-۴/۸۳۷ (۱۳/۷۷)	size_election_log
-	۱۸/۹۲*** (۶/۰۶۱)	-	size_oct_2017_log
۱/۸۴۸ (۶/۰۰۴)	-	-	size_jan_2018_log
-	-	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۵)	ROE_election
-	-۰/۰۰۵** (۰/۰۰۳)	-	ROE_Oct_2017
-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۲)	-	-	ROE_Jan_2018
-	-	۰/۱۰۰** (۰/۰۴۴)	leverage_election
-	۰/۰۳۳*** (۰/۰۱۳)	-	leverage_Oct_2017
۰/۰۰۲ (۰/۰۱۲)	-	-	leverage_Jan_2018
-۸/۸۹۶ (۳۰/۷۷)	-۱۰/۱/۸*** (۳۱/۱)	۲۵/۴۴ (۷۰/۰۵)	Constant
۳۸۱	۳۷۰	۳۲۱	N
۰/۰۳۳	۰/۱۲۱	۰/۰۴۵	R ²

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش با بکارگیری روش پژوهش رویدادی به مطالعه تاثیر رویداد خروج آمریکا از برجام توسط دونالد ترامپ در ۱۸ اردیبهشت ۱۳۹۷ و به دنبال آن وضع مجدد تحریم‌های بخشی لغوشده به واسطه برجام بر بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های بورسی موجود در صنایع هدف این تحریم‌ها نسبت به شرکت‌های غیرهدف پرداخته شد.

در انجام پژوهش رویدادی با استفاده از داده‌های تاریخی بازدهی قیمتی سهام شرکت‌های فهرست‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران، علاوه بر تخمین حداقل مربعات مدل بازار از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون، از یک مدل چندعاملی با کنترل کردن اثر بازده نرخ دلار در بازار آزاد و نرخ بازده بدون ریسک استفاده شد.

نتایج به‌دست‌آمده از تخمین مدل تجربی نشان داد که با کنترل کردن اثر اندازه، سودآوری، و اهرم برای شرکت‌ها، رابطه بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال تجمعی برای پنجره‌های رویداد دو روزه و یازده روزه برای رویداد اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام با بکارگیری هر سه روش حداقل مربعات ساده، گارچ (۱،۱)، و مدل چندعاملی منفی و معنادار است. تاثیر رویداد اعلام رسمی خروج آمریکا از برجام بر بازده غیرنرمال تجمعی در سهام شرکت‌های هدف نسبت به شرکت‌های غیرهدف در حدود ۱- درصد با سطح معناداری ۱ درصد تخمین زده شد. تخمین مذکور به این معناست که افت ارزش شرکت‌های هدف تحریم‌ها در فاصله دو روز پس از رویداد، در مقایسه با سایر شرکت‌های بازار بورس، ۱ درصد بیشتر بوده است. تاثیر منفی تحریم‌ها بر شرکت‌های هدف در فاصله دو هفته کاری پس از اعلام عمیق‌تر شده و به بیش از ۲ درصد رسیده است.

علاوه بر مطالعه تاثیر رویداد اصلی اعلام رسمی خروج آمریکا از توافق برجام، در استوارسنجی‌های این مقاله به انجام پژوهش رویدادی و بررسی رابطه بین هدف تحریم بخشی بودن و بازده غیرنرمال تجمعی برای رویدادهای مرتبط با خروج آمریکا از برجام از جمله رویداد پیروزی دونالد ترامپ در انتخابات ۲۰۱۶ آمریکا، اعلام راهبرد جدید آمریکا در رابطه با ایران توسط ترامپ در اکتبر ۲۰۱۷، و اعلام احتمال عدم صدور معافیت‌های برجانی توسط ترامپ در ژانویه ۲۰۱۸ پرداخته شد. نتایج نشان داد که رویداد پیروزی ترامپ در انتخابات آمریکا اثر منفی و معناداری بر بازده قیمتی سهام شرکت‌های هدف تحریم‌ها دارد. این شواهد نشان می‌دهد که بازار سرمایه نسبت به تحریم شرکت‌های فعال در آن واکنش نشان داده است. به علاوه، با توجه به واکنش بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌توان استنباط کرد که دو رویداد پیروزی ترامپ در انتخابات و اعلام خروج آمریکا از توافق برجام حاوی

اطلاعات قابل‌اعتنایی در مورد عملکرد شرکت‌های تحریمی بوده است، اما دو واقعه‌ای که از نظر زمانی بین انتخابات آمریکا و اعلام رسمی خروج از برجام بوده‌اند، توسط بازار مهم تلقی نشده است. نتایج به‌دست‌آمده از چند جهت به توسعه ادبیات موضوع کمک می‌کند. اول، تاثیر تحریم‌های بخشی بر ارزش شرکت‌هایی که در صنایع هدف تحریم فعالیت می‌کنند ارزیابی می‌شود. بنابراین، معیاری کمی از اثرگذاری تحریم در هدف گرفتن بخش‌های مشخصی از اقتصاد را به‌دست می‌دهد. دوم، شرکت‌های مورد مطالعه بخش عمده شرکت‌های بورسی و بخش مهمی از تولید کشور را در بر دارند. در نتیجه، تخمین تاثیر تحریم بر شرکت‌های هدف می‌تواند معیاری برای ارزیابی اثر تحریم بر اقتصاد کشور باشد. سوم، برای تخمین اثر تحریم ارزش هر شرکت با ارزش انتظاری همان شرکت در شرایط بدون تحریم مقایسه می‌شود و نه با میانگین عملکرد بازار پس از تحریم. در نتیجه، بازده غیرنرمال تخمین‌زده‌شده برای هر شرکت متفاوت است و نتایج قابل‌اتکاتر می‌شود. با توجه به گسترش استفاده از ابزارهای تحریمی، به‌ویژه توسط قدرت‌های اقتصادی جهان در طول زمان و احتمال پیچیده‌تر شدن و متنوع‌تر شدن و بکارگیری بیش‌تر و گسترده‌تر تحریم‌ها در آینده، مطالعه دقیق و جامع تحریم‌ها و انجام پژوهش‌های نظری و تجربی در مورد آن‌ها و کانال‌های اثرگذاری آن‌ها و بررسی تاثیرات‌شان از ابعاد مختلف، اهمیت و ضرورتی روزافزون پیدا کرده است. در این پژوهش، به مطالعه اثرات خروج یک‌جانبه آمریکا از برجام و اعمال مجدد تحریم‌های لغوشده به واسطه برجام بر شرکت‌های موجود در صنایع هدف تحریم با استفاده از رفتار قیمتی سهام این شرکت‌ها در بازار مالی پرداخته شد. مطالعات و پژوهش‌های آتی می‌توانند به مسائلی از جمله مطالعه دقیق‌تر کانال‌های اثرگذاری تحریم‌ها بر بازارهای مالی بپردازند.

منابع

الف) انگلیسی

- Acemoglu, D., Hassan, T. A., & Tahoun, A. (2018). The Power of the Street: Evidence from Egypt's Arab Spring. *The Review of Financial Studies*, 31(1), 1-42. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhx086>
- Ahn, D. P., & Ludema, R. D. (2019). Measuring Smartness: The Economic Impact of Targeted Sanctions against Russia. *Disrupted Economic Relationships: Disasters, Sanctions, Dissolutions*, Cambridge: MIT Press.
- Ankudinov, A., Ibragimov, R., & Lebedev, O. (2017). Sanctions and the Russian Stock Market. *Research in International Business and Finance*, 40(1), 150-162. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.01.005>

- Ball, R., & Brown, P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159-178. <https://doi.org/10.2307/2490232>
- Bell, D. E. (1982). Regret in Decision Making under Uncertainty. *Operations Research*, 30(5), 961-981. <https://doi.org/10.1287/opre.30.5.961>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1980). Measuring Security Price Performance. *Journal of Financial Economics*, 8(3), 205-258. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90002-1)
- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1985). Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)
- Campbell, J. Y., Lo, A., & MacKinlay, C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton. *New Jersey: MacKinlay*. <https://doi.org/10.1515/9781400830213>
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- Dizaji, S. F. (2014). The Effects of Oil Shocks on Government Expenditures and Government Revenues Nexus (With an Application to Iran's Sanctions). *Economic Modelling*, 40(1), 299-313. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.04.012>
- Dizaji, S. F., & Ghadamgahi, Z. S. (2021). The Impact of Smart and Non-Smart Sanctions on Government Health Expenditures: Evidence from Developing Resource-Based Countries. *MPRA Paper No. 108787*
- Dizaji, S. F., & Van Bergeijk, P. A. (2013). Potential Early Phase Success and Ultimate Failure of Economic Sanctions: A VAR Approach with an Application to Iran. *Journal of Peace Research*, 50(6), 721-736. <https://doi.org/10.1177/0022343313485487>
- Draca, M., Garred, J., Stickland, L., & Warrinnier, N. (2022). On Target? Sanctions and the Economic Interests of Elite Policymakers in Iran. *The Economic Journal*. <https://doi.org/10.1093/ej/ueac042>
- Dreger, C., Kholodilin, K. A., Ulbricht, D., & Fidrmuc, J. (2016). Between the Hammer and the Anvil: The Impact of Economic Sanctions and Oil Prices on Russia's Ruble. *Journal of Comparative Economics*, 44(2), 295-308. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.12.010>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10(1), 1-21. <https://doi.org/10.2307/2525569>
- Farzanegan, M. R., & Hayo, B. (2019). Sanctions and the Shadow Economy: Empirical Evidence from Iranian Provinces. *Applied Economics Letters*, 26(6), 501-505. <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1486981>
- Ghahrengozli, O. (2017). An Estimation of the Economic Cost of Recent Sanctions on Iran Using the Synthetic Control Method. *Economics Letters*, 157(1), 141-144. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.06.008>
- Godasiyaye, A., & Asali, M. (2018). Measuring the Impact of Sanction on Targeted Firms' Market Value: Evidence from Tehran Exchange Market after European Union Sanctions.

- Quarterly Energy Economics Review*, 14(56), 87-114. <http://iiesj.ir/article-1-676-fa.html>
- Haidar, J. I. (2017). Sanctions and Export Deflection: Evidence from Iran. *Economic Policy*, 32(90), 319-355. <https://doi.org/10.1093/epolic/eix002>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). On the Interpretation of Intuitive Probability: A Reply to Jonathan Cohen. *Cognition*, 7(4), 409-411. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(79\)90024-6](https://doi.org/10.1016/0010-0277(79)90024-6)
- Laudati, D., & Pesaran, M. H. (2021). Identifying the Effects of Sanctions on the Iranian Economy Using Newspaper Coverage. *arXiv preprint arXiv:2110.09400*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3898315>
- MacKinlay, A. C. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
- Samuelson, P. A. (2016). Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. In *The world Scientific Handbook of Futures Markets* (pp. 25-38): World Scientific. https://doi.org/10.1142/9789814566926_0002
- Shirazi, H., Azarbaejani, K., & Sameti, M. (2016). The Effect of Economic Sanctions on Iran's Exports. *Iranian Economic Review*, 20(1), 111-124. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2717632>
- Wang, Y., Wang, K., & Chang, C.-P. (2019). The Impacts of Economic Sanctions on Exchange Rate Volatility. *Economic Modelling*, 82(1), 58-65. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.004>

نحوه ارجاع به مقاله:

نظیفی فرد، کیا، و متوسلی، علی (۱۴۰۱). تأثیر تحریم‌های بخشی بر بازدهی قیمتی شرکت‌های هدف: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۷(۲)، ۸۹-۱۲۵.
Nazififard, K., & Motavasseli, A. (2022). The Effect of Sectoral Sanctions on Returns of Targeted Firms: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Planning and Budgeting*, 27(2), 89-125.
DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.89>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



بررسی اثرات نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران: با استفاده از رویکرد الگوی خودتوضیح غیرخطی با وقفه‌های توزیعی گسترده (NARDL)

yaser.pakdaman@atu.ac.ir |

یاسر پاکدامن

کارشناسی ارشد اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

a.barkish@imps.ac.ir |

احمد برکیش

دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران.

100075@mporg.ir

محمد رضا اخوان آریج

کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۲

دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۰۹

چکیده: ارتباط بین توسعه مالی و نابرابری درآمد از جمله مباحثی است که همواره و به‌طور همزمان از دهه ۱۹۹۰ مورد توجه پژوهشگران و سیاستگذاران اقتصادی قرار داشته است، به‌نحوی که مطالعات تجربی گسترده‌ای به منظور تعیین و نوع اثرگذاری توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در دنیا انجام شده است. در ایران نیز در دهه‌های اخیر پژوهش‌هایی در راستای بررسی اثرات توسعه مالی بر نابرابری درآمد در چارچوب فرضیه U معکوس و روابط خطی بین این شاخص‌ها انجام گرفته است. در پژوهش حاضر به بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در طول دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۳ پرداخته شده است. روش پژوهش حاضر از نوع کاربردی بوده و بدین منظور از مدل NARDL استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، توسعه مالی رابطه منفی با نابرابری درآمد در ایران دارد و این رابطه سازگار با فرضیه تخفیف نابرابری است. همچنین، وجود اثرات نامتقارن بلندمدت در مدل تایید شده است، به‌گونه‌ای که افزایش و کاهش توسعه مالی بر کشش نابرابری درآمد در بلندمدت اثر آماری متفاوتی دارد.

کلیدواژه‌ها: نابرابری درآمد، توسعه مالی، آثار نامتقارن، ایران، NARDL.

طبقه‌بندی JEL: D31, G20, D63

مقدمه

بر اساس نظریه‌های سنتی توسعه، دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر و ایجاد فرصت‌های مناسب اقتصادی برای گروه‌های کم‌درآمد، محور راهبرد توسعه است. اگرچه رشد اقتصادی به صورت غیرمستقیم از طریق ایجاد اشتغال و درآمد مالیاتی بر تقلیل نابرابری درآمد اثرگذار است، اما برای توزیع مناسب درآمد، علاوه بر رشد اقتصادی مستمر، ابزارها و سیاست‌های دیگری نیز لازم است. از میان روش‌ها و ابزارهای مختلف می‌توان به خدمات مالی و اعتباری اشاره کرد که امکان مشارکت افراد کم‌درآمد را در فعالیت‌های اقتصادی فراهم می‌آورد. در این میان، از دهه ۱۹۹۰ ارتباط بین توسعه مالی و نابرابری درآمد توجه ویژه‌ای را به خود جلب کرده است و تاثیر آن بر متغیرهای واقعی امری پذیرفته شده است و بسته به کانال‌های اثرگذاری از طریق متغیرهای کلان اقتصادی نیز نظریات مختلفی از قبیل فرضیه U معکوس، تخفیف نابرابری^۱ و نابرابری گسترده به صورت تجربی در میان مطالعات مختلف و در کشورهایی با ساختار نهادی متفاوت مورد بررسی قرار گرفته است. نظریه‌های نابرابری درآمدی و توسعه مالی، پیش‌بینی‌های متفاوتی از رابطه این دو متغیر بیان کرده‌اند، به این صورت که توسعه مالی در ابتدا باعث افزایش نابرابری می‌شود و سپس با افزایش متوسط درآمد و دسترسی بیشتر خانوارها به واسطه‌ها و خدمات مالی، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. از طرفی، برخی مدل‌های دیگر یک رابطه منفی خطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی پیشنهاد می‌کنند و نشان می‌دهند که توسعه بازارها و واسطه‌های مالی به نابرابری درآمدی کمک می‌کند (Elmi & Ariyani, 2014). علاوه بر این، در ادبیات اقتصادی اثر توسعه مالی از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم همچون ایجاد فرصت سرمایه‌گذاری طبقات پایین درآمدی و نیز رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است (Mohammadi et al., 2011; Shahabadi & Amiri, 2014; Salmani et al., 2016; Dizaji & Ahangari, 2016).

در بیش‌تر پژوهش‌های بین‌المللی فرضیه U کوزنتس و فرضیه تخفیف نابرابری درآمدی مورد پذیرش قرار گرفته است (Li et al., 1998; Clarke et al., 2003; Shahbaz & Islam, 2011; Destek et al., 2020; Bolariwa et al., 2021). همراستا با این مطالعات، در ایران نیز به بررسی اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی بر اساس رویکرد گشتاور تعمیم‌یافته و وقفه‌های توزیعی گسترده در دوره‌های زمانی مختلف پرداخته شده است (Dahmardeh & Shokri, 2010; Ghanbari et al., 2011; Rezagholizadeh & Aghaei, 2019). که فرضیه U معکوس و نیز فرضیه تخفیف نابرابری را تایید نموده‌اند. با این حال، نکته مهم در این مطالعات در نظر نگرفتن تفکیک اثرات نامتقارن شاخص توسعه

مالی و تفکیک اثرات افزایش و کاهش آن بر نابرابری درآمدی است که می‌تواند تصویر دقیق‌تری از پویایی‌ها و واقعیت‌های رفتاری این متغیرها در اختیار پژوهشگر قرار دهد. مبتنی بر این رویکرد، در پژوهش حاضر به بررسی اثرات نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمدی در طول دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۳ پرداخته شده است. به منظور تحقق هدف مزبور، از مدل NARDL بر اساس رویکرد شین و همکاران^۱ (۲۰۱۴) استفاده شده است که ویژگی منحصر به فرد این رویکرد، فراهم کردن امکان بررسی و مدل نمودن اثرات نامتقارن کاهش و افزایش توسعه مالی بر ضریب جینی و تفکیک اثرات غیرخطی آن در کنار بررسی رابطه نظری شاخص توسعه مالی بر شاخص نابرابری درآمدی است. این ویژگی، پژوهش حاضر را با سایر پژوهش‌های انجام‌شده در داخل کشور متمایز می‌کند.

مبانی نظری پژوهش

از دهه ۱۹۹۰، ارتباط بین توسعه مالی و نابرابری درآمد توجه زیادی را به خود جلب کرد و مطالعات زیادی در این خصوص انجام گرفت که می‌توان آن‌ها را در سه گروه دسته‌بندی کرد: دسته یکم، فرضیه U معکوس. گرینوود و جوانوویچ^۲ (۱۹۹۰)، مدل نظری را ایجاد کردند که رابطه U معکوس میان توسعه مالی، نابرابری درآمد، و توسعه اقتصادی را که به فرضیه $G - J$ معروف است، پیش‌بینی می‌کند. به‌گونه‌ای که در مدل آن‌ها دو فرصت سرمایه‌گذاری برای هر عامل اقتصادی وجود دارد که اولی با درجه امن، که سبب بازدهی پایین و نیز ریسک پایین است، و دومی، بازدهی بالا و ریسک بالاست. در نهایت، بسیاری از عوامل اقتصادی به خدمات مالی دسترسی دارند و اقتصاد از روند معکوس شکاف درآمدی برخوردار است. بنابراین، توسعه مالی در مسیر اولیه توسعه ممکن است نابرابری را افزایش دهد، در حالی که وقتی متوسط درآمد افزایش می‌یابد، گرایش به کاهش نابرابری دارد.

دسته دوم، فرضیه تخفیف نابرابری. این نظریه توسعه مالی را در صورت برخورداری فقرا از دسترسی به خدمات مالی، عامل تقلیل شکاف درآمدی می‌داند. گالور و زیرا^۳ (۱۹۹۳)، به بررسی نقش توزیع ثروت بر اقتصاد کلان از طریق سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی می‌پردازند. بر اساس پژوهش آن‌ها، با وجود بازار اعتباری ناقص^۴ و تقسیم‌ناپذیری سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، ثروت اولیه

1. Shin *et al.*
2. Greenwood & Jovanovic
3. Galor & Zeira
4. Imperfect Credit Market

بر تولید کل و سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثرگذار است. با توسعه بازار اعتباری، تعداد فزاینده‌ای از عاملان اقتصادی قادر به دریافت اعتبار کافی برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی هستند که به کاهش نابرابری درآمد منجر می‌شود. به همین ترتیب، بانرجی و نیومن^۱ (۱۹۹۳)، به طراحی مدل سه‌بخشی که در آن دو فناوری نیاز به سرمایه‌گذاری تقسیم‌ناپذیری دارند، پرداخته‌اند. بازار سرمایه ناقص^۲ باعث می‌شود که فقرا نتوانند از این فناوری‌های تقسیم‌ناپذیر و با بازدهی بالا استفاده کنند، در حالی که این قضیه برای ثروتمندان عکس است. بنابراین، با وجود بازار سرمایه ناقص، توزیع اولیه ثروت اثر بلندمدتی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی دارد. موکرجی و ری^۳ (۲۰۰۹)، استدلال می‌کنند که انباشت سرمایه انسانی که سبب اثر سرریز عواید مالی در میان مشاغل و نیز وجود بازارهای سرمایه ناقص اجتناب‌ناپذیری می‌شود، نابرابری در بهره‌مندی و مصرف را در هر سطح تعادلی در پی دارد. نابرابری پایین در توزیع ثروت اولیه به نابرابری درآمدی پایین منجر می‌شود.

دسته سوم، فرضیه نابرابری گسترده^۴. این نوع نگاه توسط تعدادی کمی از اندیشمندان مورد قبول واقع شده است. دی‌گریگوریو و گویداتی (۱۹۹۵)، با طراحی مدل چرخه زندگی با رشد درون‌زا به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که عاملان اقتصادی با محدودیت‌های وام گرفتن و تصمیم‌گیری در خصوص این‌که در ایام جوانی چه مقدار از زمان آن‌ها باید صرف آموزش شود، روبه‌رو هستند. توسعه مالی بر اساس درجه مختلف موهبت، افراد را قادر می‌سازد که انتخاب خود را در خصوص نیاز به سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی شکل دهند. بر اساس این، توسعه مالی (با توجه به این‌که عاملانی که دارای موهبت برای یادگیری هستند و در نهایت به کارآفرین تبدیل می‌شوند)، افزایش نابرابری را در پی دارد (Zhang & Chen, 2015).

علاوه بر این، در ادبیات اقتصادی مسیره‌های اثرات مستقیم و غیرمستقیم توسعه مالی بر نابرابری درآمدی مورد بحث قرار گرفته است، به طوری که اثرات غیرمستقیم آن از طریق رشد اقتصادی است و رشد اقتصادی از چندین کانال به کاهش نابرابری درآمدی منجر می‌شود. نخست، رشد اقتصادی با افزایش مشاغل در جامعه برای فقرا شغل ایجاد می‌کند. دوم، نرخ رشد بالاتر می‌تواند باعث کاهش در تفاوت‌های دستمزد بین نیروی کار ماهر و غیرماهر در مراحل نهایی از توسعه شود و به نفع فقراست. سوم، رشد بالاتر به افزایش درآمد مالیاتی بالاتر منجر می‌شود، که دولت را قادر می‌سازد منابع مالی

1. Banerjee & Newman
2. Capital Market Imperfections
3. Mukherjee & Ray
4. Inequality-Broadening Hypothesis

بیش‌تری را به مخارج اجتماعی همچون سلامت، تحصیل و امنیت اجتماعی تخصیص دهد. در واقع، به افزایش منابع فقرا منجر می‌شود و فقرا را قادر می‌سازد که به سرمایه‌گذاری بیش‌تر در سرمایه انسانی بپردازند. چهارم، از آنجایی که رشد اقتصادی بالاتر به افزایش تراکم سرمایه منجر می‌شود، وجوه بیش‌تری را برای تامین اهداف سرمایه‌گذاری در اختیار فقرا قرار می‌دهد که این خود به افزایش درآمد آن‌ها منجر می‌شود. در این رابطه می‌توان به **گرینوود و جووانوویچ (۱۹۹۰)** و **خان و همکاران^۱ (۲۰۱۸)** اشاره کرد.

علاوه بر این، توسعه مالی به‌طور مستقیم از چند مسیر می‌تواند فقر را در کشورهای در حال توسعه کاهش دهد. از یک طرف، با معکوس کردن دلایل شکست بازارهای مالی در این کشورها همچون ایجاد تقارن اطلاعات بین گروه‌های مختلف اجتماعی و کاهش هزینه ثابت دادن وام به وام‌گیرندگان کوچک، می‌تواند زمینه مناسب را برای فقرا به منظور دسترسی به مالیه رسمی فراهم کند. از طرف دیگر، سیستم مالی قوی فقرا را قادر می‌سازد که به خدمات مالی، به‌ویژه خدمات ریسک بیمه و اعتبار، دسترسی پیدا کنند که در نتیجه آن توسعه دارایی‌های کارای فقرا، افزایش کارایی این دارایی‌ها و افزایش ظرفیت بالقوه را برای دسترسی به معیشت قابل قبول در پی دارد. توسعه مالی با از بین بردن ناکارایی‌های بازار سرمایه و فراهم کردن فرصت‌های بیش‌تر برای افراد کم‌درآمد در جهت استقراض و ایجاد فرصت سرمایه‌گذاری، در بهبود توزیع درآمد آن‌ها موثر است (Bezemer & Samarina, 2016; Salmani et al., 2016). شکل (۱)، فرایند اثرگذاری توسعه مالی بر نابرابری درآمد را نشان می‌دهد.

1. Khan et al.

ساختار مالی در اقتصاد ایران است. اثر تسهیلات قرض‌الحسنه (جایگزین متغیر اعتبارهای خرد) بر درآمد سرانه (شاخص کاهش نابرابری) نشان می‌دهد که کاهش فقر از طریق اعطای اعتبارهای خرد، فقط از مسیر ایجاد اشتغال و برابری فرصت‌های شغلی امکان‌پذیر است. **زارعی (۱۳۸۷)**، با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۰ کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا نشان می‌دهد که رشد اقتصادی این کشورها طی ۱۵ سال منتهی به ۲۰۰۵، فقرگرا بوده و درجه فقرگرایی آن بالا رفته است. پس با توجه به اثرات توسعه مالی بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌توان نتیجه گرفت که توسعه مالی در سطوح کلان به نفع افراد فقیر بوده است. **نتایج دهمرده و شکری (۲۰۱۰)**، با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، نشان می‌دهد که توسعه مالی، نابرابری درآمدی را در ایران کاهش می‌دهد. **قنبری و همکاران (۲۰۱۱)**، نیز با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ نتیجه می‌گیرند که رابطه منفی و مستقیمی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران وجود دارد. **سالم و عرب یارمحمدی (۱۳۹۰)**، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۲ بیان می‌کنند که توسعه مالی و توزیع درآمد در ایران رابطه‌ای منفی و معنادار دارد و همسو با فرضیه **گرین‌وود و جووانوویچ (۱۹۹۰)** غیرخطی است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که همگام با افزایش درآمد سرانه، نابرابری و توزیع درآمد در حال افزایش است، ولی نرخ این افزایش منفی است. **صامتی و سجادی (۱۳۹۱)**، به بررسی رابطه بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد در منتخبی از کشورهای در حال توسعه، با سطح توسعه انسانی متوسط و درآمد سرانه‌ای بالاتر از میانگین درآمد سرانه جهانی، و با استفاده از مدل رگرسیونی و تکنیک پانل طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۴ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر وجود رابطه خطی و منفی بین توزیع درآمد و توسعه مالی است. **علمی و آریانی (۲۰۱۴)**، به بررسی اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۸ استان ایران در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ و مدل گشتاور تعمیم‌یافته می‌پردازند. نتایج به‌دست‌آمده نشان از تایید رابطه U معکوس کوزنتس در استان‌های ایران دارد و توسعه مالی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود. **حسینی و خزاعی (۱۳۹۳)**، به بررسی اثرات توسعه مالی بر فقر، در کشورهای عضو اکو بر پایه مدل‌های داده‌های پانل طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۲ پرداخته‌اند. نتایج مدل نخست نشان می‌دهد که توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری خانوارهای کشورهای مورد مطالعه اثر منفی دارد و در مدل دوم، اعتبارات تخصیصی به بخش خصوصی بر وضعیت شاخص توسعه انسانی اثر معکوس دارد. در مدل سوم، میزان سرمایه‌گذاری خانوارها و افزایش میزان باسوادی در خانوارها بر شاخص فقر در کشورها اثر مستقیم دارد و در مدل چهارم شاخص ارزش‌افزوده صنایع به تولید سرانه برای کشورهای مورد مطالعه

اثر مثبت و شاخص بخش تجارت خارجی (مجموع صادرات و واردات) بر تولید سرانه اثر منفی دارد. **دیزجی و آهنگری (۲۰۱۶)**، با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و گشتاورهای تعمیم یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۳ به بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مجذور توسعه مالی در بخش نزولی منحنی U معکوس قرار دارد و برای کشورهای در حال توسعه، نتایج روش حداقل مربعات تعمیم یافته منحنی U معکوس را برای متغیرهای توسعه مالی و درآمد سرانه تایید کرده و در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نتایج رابطه منفی افزایش نهادها و موسسه‌های مالی را با کاهش نابرابری نشان داده است. **پیریایی و بلیغ (۲۰۱۵)**، با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۸۹-۱۳۵۲ به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده حکایت از وجود رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی داشته و توسعه مالی به طور معناداری نابرابری درآمدی در ایران را کاهش داده است. نتایج آذری کیان و دیزجی (۱۳۹۵)، در مورد ۲۶ کشور منتخب در حال توسعه جهان در بازه زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲ نشان می‌دهد که رابطه منفی بین توسعه مالی و فقر وجود دارد، به طوری که با افزایش توسعه مالی، فقر کاهش می‌یابد. نتایج **رضاقلی زاده و آقایی (۲۰۱۹)**، بر اساس مدل پانل پویا و تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ بیانگر پذیرش رابطه خطی و منفی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی در هر سه گروه از استان‌های ایران است که بر طبق شاخص وزارت صنعت، معدن و تجارت به سه دسته استان‌های توسعه یافته، کم‌تر توسعه یافته، و توسعه نیافته تقسیم شده‌اند.

لی و همکاران (۲۰۱۲)، نشان می‌دهند که توسعه مالی به کاهش نابرابری در ۴۹ کشور توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره ۱۹۷۴ تا ۱۹۹۴ منجر شده است. همچنین، نتایج پژوهش آن‌ها که اقتصاد چین را مورد بررسی قرار داده، نشان می‌دهد که توسعه بازارهای مالی، متوسط درآمد ۸۰ درصد جمعیت میانی را افزایش داده است. بر اساس نتایج **جلیلیان و کریکپاتریک (۲۰۰۲)**، نابرابری درآمد همزمان با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. همچنین، نتایج تجربی آن‌ها فرضیه U معکوس کوزنتس را تایید نموده است. **کلارک و همکاران (۲۰۰۳)**، با بکارگیری داده‌های پانل که هم مربوط به کشورهای در حال توسعه و هم مربوط به کشورهای توسعه یافته برای سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۶۰ می‌شد، به این نتیجه رسیدند که در کشورهایی که از بخش مالی توسعه یافته‌تری برخوردار هستند، نابرابری کم‌تر است و نیز نابرابری درآمدی همزمان با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، نتایج تجربی آن‌ها فرضیه‌های خطی مطرح شده به وسیله **بانرجی و نیومن**

(۱۹۹۳) و گالور و زبرا (۱۹۹۳) را قویاً مورد حمایت قرار داد. با وجود این، آن‌ها هیچ‌گونه شاهد و مدرکی در مورد رابطه U معکوس بین تامین مالی و نابرابری پیدا نکردند. لیانگ، در دو مقاله به‌طور جداگانه اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را در مناطق شهری و روستایی چین بررسی کرده است. در مطالعه مربوط به مناطق شهری، دوره زمانی بعد از اصلاحات مالی (۱۹۸۶ تا ۲۰۰۰) و الگوی مورد استفاده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بوده است. نتایج این پژوهش حاکی از اثر مثبت توسعه مالی بر کاهش نابرابری درآمدهاست (Liang, 2006). همچنین لیانگ (۲۰۰۸)، رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد را در مناطق روستایی چین در دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۱ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی نموده است. نتایج این پژوهش حاکی از رابطه خطی و منفی توسعه مالی و نابرابری درآمدی است. آنگ^۱ (۲۰۱۰)، رابطه بخش مالی و نابرابری را در کشور هند و با توجه به داده‌های سری زمانی این کشور با استفاده از روش خودرگرسیون برداری در دوره ۲۰۰۳-۱۹۵۱ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که حتی با در نظر گرفتن شاخص‌های متفاوت توسعه مالی، توسعه مالی نقش قابل توجهی در کاهش نابرابری توزیع درآمد داشته است. در پژوهش دیگر شهباز و اسلام (۲۰۱۱)، بر اساس داده‌های سری زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۱ به بررسی رابطه توسعه مالی و نابرابری پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که توسعه مالی به کاهش نابرابری درآمدی منجر می‌شود، در حالی که ناپایداری مالی نابرابری را بدتر می‌کند.

نتایج دهریفی^۲ (۲۰۱۵)، نشان می‌دهد که توسعه مالی، رشد اقتصادی و کاهش فقر را در کشورهای با درآمد متوسط و بالا بهبود می‌دهد، در حالی که در کشورهای کم‌درآمد سیستم مالی اثر مثبتی بر اقتصادشان ندارد. همچنین، پژوهش حاضر نشان می‌دهد که توسعه مالی، نابرابری توزیع درآمد را در کشورهای با درآمد متوسط تشدید می‌کند، در حالی که برای کشورهایی با درآمد بالا، هرگونه بهبود در سیستم مالی به کاهش در نابرابری منجر می‌شود. خان و همکاران (۲۰۱۸)، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ کشورهای جمله بنگلادش، هند، و پاکستان به بررسی رابطه توسعه مالی و نابرابری پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از نبود رابطه آماری معنادار بین توسعه مالی و نابرابری است و اشاره به این دارد که در این کشورهای در حال توسعه هنوز توانایی تخصیص اعتبار داخلی بخش خصوصی به بخش‌های فقیر جمعیت به صورت کارآمد وجود ندارد. هفیجی و مسیح (۲۰۱۸)، به بررسی رابطه نامتقارن بین توسعه مالی و نابرابری درآمد پرداخته‌اند.

1. Ang

2. Dhriifi

نتایج به دست آمده هیچ‌گونه رابطه نامتقارن بلندمدت را تایید نکرد.

به تازگی **دیستک و همکاران (۲۰۲۰)**، به بررسی اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد بر اساس تعاریف مختلف توسعه مالی در طول دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۰ با استفاده از مدل ARDL پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در حالی از توسعه مالی (بخش بانکی)، رابطه U معکوس تایید می‌شود. همچنین، رابطه یکنواخت کاهشی بین توسعه بازار سرمایه و نابرابری درآمد به دست آمده است. افزون بر این، متغیرهای کنترلی موجود در مدل از قبیل درآمد حقیقی و مخارج دولت رابطه منفی با کاهش نابرابری داشته و از طرفی، تورم در کوتاه‌مدت رابطه مثبتی با نابرابری داشته است. همچنین، پژوهش **بولارینوا و همکاران (۲۰۲۱)** نیز به بررسی توسعه مالی بر نابرابری درآمد در میان ۴۰ کشور آفریقایی پرداخته است. نتایج به دست آمده با توجه به تفکیک کشورها بر اساس سطح درآمدی به کم- متوسط- بالا نشان می‌دهد که افزایش توسعه مالی در کشورهایی با درآمد بالا و متوسط، کاهش در نابرابری درآمد را به دنبال دارد، در حالی که در کشورهایی با درآمد پایین نتیجه عکس را می‌دهد.

بر اساس این، در بیش‌تر مطالعات تجربی، اثر توسعه مالی بر نابرابری درآمدی منفی بوده و در برخی مطالعات ساختار خطی و در سایرین، حالت غیرخطی از فرضیه U معکوس تایید شده است. با وجود این، سهم پژوهش حاضر نسبت به کلیه مطالعات داخلی و بیش‌تر مطالعات خارجی آن است که علاوه بر بررسی اثرپذیری نابرابری از توسعه مالی، وجود اثرات نامتقارن و رابطه بلندمدت توسعه مالی بر نابرابری درآمدی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد که بدین منظور از روش جدید NARDL که توسط **شین و همکاران (۲۰۱۴)** بسط و توسعه یافته، استفاده شده است.

روش‌شناسی و نتایج برآورد مدل

پژوهش حاضر از لحاظ روش، کاربردی است. متغیرهای استفاده‌شده در مدل شامل ضریب جینی (متغیر وابسته و پراکسی نابرابری درآمد)، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم، نسبت بخش صنعت و خدمات به تولید ناخالص داخلی، شاخص توسعه مالی (به عنوان متغیرهای توضیحی) هستند. داده‌های مربوطه به توسعه مالی از بانک جهانی^۱ و اطلاعات سایر متغیرها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۲ اخذ شده است. تواتر داده‌های پژوهش سالانه است و بازه مورد مطالعه سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۶ است. داده‌های پژوهش به جز نرخ تورم، لگاریتم‌گیری شده‌اند.

ضریب جینی (Gini)، به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد استفاده شده است. این ضریب

1. <https://datacatalog.worldbank.org/search/dataset/0038648>

2. <https://tsd.cbi.ir/>

وابستگی نزدیکی به مفهوم منحنی لورنز دارد. ضریب جینی عددی است بین صفر (زمانی که منابع و ثروت‌های جامعه به صورت عادلانه بین افراد توزیع شده باشد، منحنی لورنز به خط توزیع برابر می‌چسبد و ضریب جینی برابر صفر می‌شود) و یک (زمانی که همه ثروت جامعه دست یک نفر باشد، در حالی که سایر افراد ثروتی معادل صفر دارند) (تودارو، ۱۳۷۸).

نسبت ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن و خدمات به تولید ناخالص داخلی (YISGDP)، به عنوان نماینده بخش مدرن اقتصاد به تبعیت از پژوهش باتو و همکاران^۱ (۲۰۱۰) در مدل استفاده شده است.

شاخص توسعه مالی (FDI_EL)، بر اساس تعریف بانک جهانی نسبت سپرده‌های سیستم مالی (که به صورت مجموع سپرده‌های جاری، مدت‌دار و پس‌انداز در سیستم بانکی و سایر موسسه‌ها در نظر گرفته شد)، به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. با توجه به غنا و پیچیدگی مفهوم توسعه مالی، تاکنون متغیر یکسان و فراگیری برای آن پذیرفته نشده و پژوهشگران با توجه به اهداف خود و دسترسی به داده‌ها، شاخص‌های مختلفی را به عنوان متغیر توسعه مالی در نظر گرفته‌اند (Jiang & Ma, 2019). از جمله مهم‌ترین این شاخص‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

شاخص ابزاری توسعه مالی^۲: یکی از شاخص‌هایی که در رابطه با توسعه مالی مورد استفاده و بررسی قرار می‌گیرد، میزان ابزارهای پرداخت جایگزین پول در روابط اقتصادی است. در واقع، اگر فرض نماییم میزان پولی که در دست افراد است، بیش‌تر به منظور تسهیل مبادله‌های مستقیم مورد تقاضا قرار می‌گیرد، بنابراین می‌توان کاهش نسبت این متغیر با حجم پول (که ناشی از بکارگیری کارت‌های اعتباری و سپرده‌های جاری بانک‌هاست) را به عنوان شاخصی از نقش ابزاری سیستم بانکی در تسهیل مبادله‌های اقتصادی در نظر گرفت (حشمتی مولایی، ۱۳۸۳).

شاخص عمق توسعه مالی^۳: طبق نظر مک‌کینون^۴ نسبت به تولید ناخالص داخلی ناشی از عمق یا ژرفای مالی در یک اقتصاد است. بنابراین، زمانی که توسعه مالی مورد گسترش و تعمیق قرار می‌گیرد، این شاخص نیز در سطوح بالاتری محاسبه می‌شود و به‌طور کلی این شاخص می‌تواند گستردگی و عمق بخش مالی را در طول زمان نشان دهد (حشمتی مولایی، ۱۳۸۳).

شاخص بنیانی توسعه مالی^۵: عملیات اعتباری بیش‌تر از طریق بانک‌های تجاری تحقق می‌پذیرد و

1. Batuo *et al.*
2. Tool Index of Financial Development
3. Depth Index
4. MacKinnon
5. Fundamental Index

بنابراین نقش بنیانی بانک‌های تجاری در مقایسه با سایر بانک‌ها و موسسه‌های اعتباری سرمایه‌گذاری می‌تواند توسعه مالی بانکداری را در یک سیستم اقتصادی نشان دهد. این شاخص بر اساس نسبت دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی بانک‌ها (شامل بانک مرکزی) محاسبه می‌شود. و به این ترتیب می‌توان نقش بانک‌های تجاری را در رابطه با توسعه مورد ارزیابی قرار داد. یکی از مهم‌ترین عوامل توسعه مالی، قدرت و نقش بانک‌های تجاری و تبدیل منابع کوتاه‌مدت به اعتبارات و تسهیلات بلندمدت است. بنابراین، این شاخص تا حدودی کارکرد فوق را نشان خواهد داد. البته باید توجه نمود که در حال حاضر در ایران برخی از بانک‌های تخصصی نیز عملیات تجاری را همانند بانک‌های تجاری مورد عمل قرار می‌دهند و بنابراین نمی‌توان کارایی این شاخص را برای ارزیابی توسعه مالی کافی تلقی نمود (حشمتی مولایی، ۱۳۸۳).

شاخص‌های ساختاری توسعه مالی^۱: این شاخص با تاکید بر چگونگی ساختار توزیع اعتبارها و تسهیلات بانکی به شرکت‌ها و سازمان‌های دولتی و بخش غیرمالی خصوصی طراحی شده است و به همین جهت آن را شاخص ساختاری توسعه مالی نامیده‌اند. بدیهی است که هرچه نسبت مطالبات سیستم بانکی از بخش خصوصی به کل اعتبارات سیستم بانکی از سطح بالاتری برخوردار باشد، می‌توان نقش فراگیر بخش خصوصی را در جذب بیش‌تر این اعتبارها و تسهیلات به عنوان توسعه ساختاری مالی بانک‌ها فراهم نمود (حشمتی مولایی، ۱۳۸۳).

شاخص کارایی توسعه مالی^۲: اگر سهم بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی را به تولید ناخالص داخلی مورد مطالعه قرار دهیم، این شاخص می‌تواند تا حدود زیادی کارایی سیستم بانکی را در بکارگیری امکانات بخش خصوصی در رابطه با رشد اقتصادی بیان کند. بدیهی است که هرچه اعتبارات دریافتی بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی از روند فزاینده‌ای برخوردار باشد، به نوبه خود نقش فعال بخش خصوصی (با استفاده از تسهیلات بانکی) نمودار می‌شود، و به‌طور کلی می‌توان قضاوت کرد که کارایی بخش بانکی در توسعه مالی موفقیت‌آمیز بوده است. بالعکس، کاهش اعتبارات بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی نوعی رکود را در بخش بانکی مطرح می‌سازد و در واقع بیانگر این مفهوم است که بخش بانکی کارایی لازم را برای توسعه مالی نداشته است (حشمتی مولایی، ۱۳۸۳).

بر اساس این، در پژوهش حاضر از شاخص عمق مالی بهره گرفته شده است، چرا که شاخص ابزاری

1. Structure Index
2. Efficiency Index

توسعه مالی بر بانکداری الکترونیک به صورت صرف تاکید دارد. شاخص بنیانی توسعه مالی تاکید خود را صرفاً بر گسترش حجم فعالیت بانک‌های تجاری نموده است؛ شاخص‌های ساختاری توسعه مالی تاکید بر چگونگی ساختار توزیع اعتبارات و تسهیلات بانکی به شرکت‌ها و سازمان‌های دولتی و بخش غیرمالی خصوصی دارد؛ شاخص کارایی توسعه مالی بر بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی تاکید دارد؛ اما شاخص عمق توسعه مالی که به صورت مجموع سپرده‌های جاری، مدت‌دار، و پس‌انداز در سیستم بانکی و سایر موسسه‌ها در نظر گرفته شده است، تعریف جامعی از نقدینگی و کل وجه در جریان در اقتصاد یک کشور دارد که جامع‌تر بودن این شاخص را نسبت به سایر شاخص‌های توسعه مالی بیان می‌کند. البته در این شاخص ترکیب عناصر تشکیل‌دهنده مورد تجزیه قرار نمی‌گیرد و دقیق مشخص نیست که گستردگی حجم بخش مالی در اقتصاد، مدیون کدام یک از عناصر تشکیل‌دهنده است، اما در کنار این ایراد، چون شاخص توسعه مالی یک متغیر در بُعد کلان اقتصادی است، از این نقص جزئی می‌توان چشم‌پوشی نمود (Ang, 2010). علاوه بر این، در بسیاری از مطالعات انجام‌شده از جمله تقوی (۲۰۰۹) و گاپتا^۱ (۲۰۰۵)، دو عبارت تعمیق مالی و توسعه مالی بدون هیچ‌گونه تمایزی، معادل در نظر گرفته شده‌اند، در حالی که در توسعه مالی، حوزه گسترده‌ای شامل آزادسازی مالی، تعمیق مالی، مدیریت ریسک و نوآوری‌های مالی را به خود اختصاص داده است. این چهار مورد، کانال‌های توسعه مالی نامیده می‌شوند که بر کارایی نظام مالی اثر می‌گذارند. با وجود این، پژوهش رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۹۲) رابطه مثبت و معنادار تعمیق مالی و توسعه مالی را در مورد ایران تایید می‌کند و عمق مالی را معرف توسعه مالی در ایران می‌داند. همچنین، خلعتبری (۱۳۷۱) ضمن مترادف دانستن تعمیق مالی با تعمیق دارایی‌های مالی، بیان می‌کند که سرعت افزایش دارایی‌های مالی بیش از سرعت افزایش دارایی‌های غیرمالی است. در این حالت، نسبت دارایی‌های مالی به دارایی‌های غیرمالی رو به افزایش است. شاخص‌های عمق مالی نیز به شاخص‌هایی گفته می‌شود که سرعت افزایش دارایی‌های مالی را اندازه‌گیری می‌کنند و بسته به نوع مطالعه در بازارهای پول و سرمایه قابل محاسبه‌اند. بنابراین، توسعه مالی یا توسعه واسطه‌گری مالی با نسبت کل دارایی‌های مالی به ثروت ملی اندازه‌گیری می‌شود. به عبارت دیگر، توسعه مالی به حالتی اطلاق می‌شود که نسبت کل دارایی‌های مالی به تولید ناخالص داخلی، که نهادینه شدن پس‌اندازها را نشان می‌دهد، افزایش یابد، یعنی توسعه مالی موجب افزایش سطح سرمایه‌گذاری و دسترسی به منابع مالی از کانال افزایش سطح پس‌انداز می‌شود و بر افزایش سطح انباشت سرمایه مالی تاکید دارد. اما این شاخص به هیچ وجه بیانگر درجه کارایی بخش مالی

1. Gupta

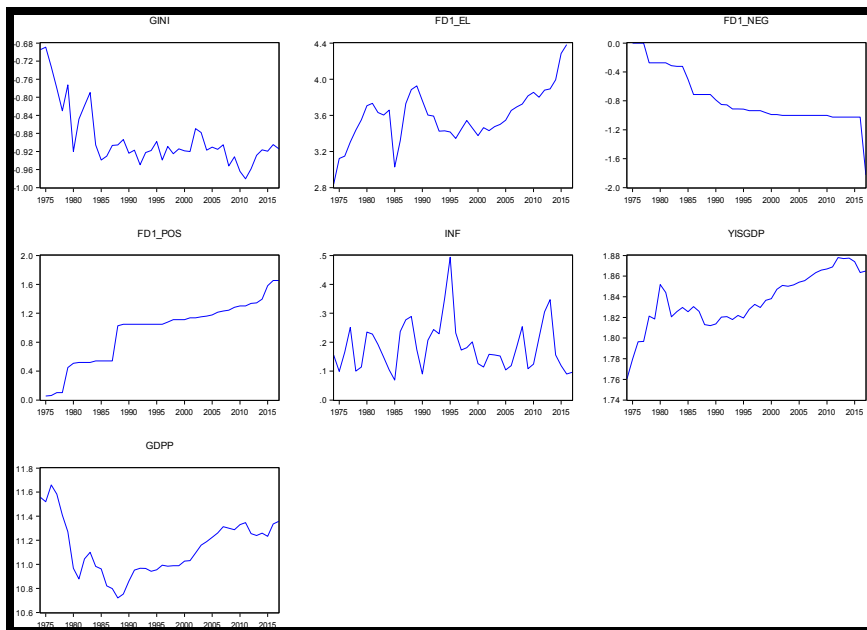
نیست (Motafakkerzad et al., 2019).

شایان ذکر است با توجه به هدف پژوهش حاضر و بررسی اثرگذاری فراگیری سیستم بانکی در ایران، این پژوهش از توسعه ابزارهای مالی در بازار سرمایه از قبیل اوراق بدهی و سهام چشم‌پوشی کرده و فقط توسعه بازار پول را مورد توجه قرار داده است. همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، این شاخص از شاخص‌های محاسبه‌شده برای توسعه مالی توسط بانک جهانی اخذ شده است، به‌طوری که این موسسه بین‌المللی چهار شاخص را به عنوان شاخص توسعه مالی معرفی کرده است که عبارت‌اند از: نسبت سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی^۱، که به صورت مجموع سپرده‌های جاری، مدت‌دار، و پس‌انداز در سیستم بانکی و سایر موسسه‌ها به تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود. اعتبار خصوصی بانک‌های سپرده‌گذاری به تولید ناخالص داخلی^۲ منابع مالی که به وسیله بانک‌های داخلی برای بخش خصوصی فراهم می‌شود. این بانک‌ها شامل بانک‌های تجاری و سایر موسسه‌های مالی هستند که سپرده‌های قابل‌انتقال همچون سپرده‌های جاری را قبول می‌کنند. ارزش بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی^۳. این شاخص به صورت ارزش کلیه سهام منتشرشده در بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود. نسبت گردش بازار سرمایه^۴. به صورت نسبت ارزش کلیه سهام معامله‌شده در طول دوره به متوسط ارزش بازار در آن دوره محاسبه می‌شود.

پیوست (۱)، به تشریح این شاخص‌ها بر اساس چارچوب بانک جهانی می‌پردازد.

همان‌گونه که اشاره شد، با توجه به هدف پژوهش حاضر از نسبت سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. در **شکل (۲)**، روند سری زمانی داده‌های مورد استفاده به تصویر کشیده شده است:

1. Financial System Deposits to GDP (%)
2. Private Credit by Deposit Money Banks to GDP (%)
3. Stock Market Capitalization to GDP (%)
4. Stock Market Turnover Ratio (%)



شکل ۲: روند متغیرهای توضیحی و وابسته مدل

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی

آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل، در جدول (۱) نمایش داده شده است. نتایج آماره آزمون جارک-برا بیانگر رد نشدن فرضیه صفر و نرمال بودن متغیرهاست.

جدول ۱: توصیف آماری متغیرهای مدل

عنوان	GINI	INF	YISGDP	GDPP	FD1_EL
میانگین	-۰/۸۸۹۸۸۹	۱/۱۸۷۷۲۱	۱/۸۳۵۶۸۶	۱۱/۱۲۷۹۹	۳/۵۹۰۵۶۷
میانه	-۰/۹۱۵۲۹۱	۱/۱۷۳۰۰۰	۱/۸۳۰۴۸۷	۱۱/۰۹۳۶۳	۳/۵۹۱۲۶۷
بیشینه	-۰/۶۸۹۱۵۵	۰/۴۹۴۰۰۰	۱/۸۷۷۹۱۶	۱۱/۶۵۹۴۹	۴/۳۸۲۵۲۷
کمینه	-۰/۹۸۰۸۲۹	۰/۰۶۹۳۰۰۰	۱/۷۶۰۶۱۵	۱۰/۷۲۰۰۸	۲/۸۳۹۰۷۸
انحراف معیار	۰/۰۶۸۷۸۶	۰/۰۸۵۳۶۶	۰/۰۲۶۶۱۴	۰/۲۲۹۳۰۲	۰/۲۹۶۸۴۵
چولگی	۱/۵۷۲۴۱۱	۱/۲۷۷۴۱۸	-۰/۴۳۱۰۳۷	۰/۳۸۱۸۳۱	۰/۱۶۰۵۲۴
کشیدگی	۴/۷۲۲۳۶۶	۵/۲۲۴۳۴۰	۳/۱۵۷۱۶۵	۲/۴۸۵۴۵۵	۳/۸۴۸۰۹۹
جارک-برا	۲/۸۳۱۹۵	۳/۴۰۶۹۷	۱/۳۷۵۷۷۱	۱/۵۱۹۱۲۱	۱/۴۷۳۳۶۶
احتمال	۰/۲۴۲۶۱۱	۰/۱۸۲۰۴۲	۰/۵۰۲۶۳۸	۰/۴۶۷۷۸۲	۰/۴۷۸۶۹۹

با توجه به استفاده از اطلاعات سری زمانی در برآورد مدل، لازم است پیش از برآورد، مانایی و درجه انباشستگی^۲ متغیرهای مدل برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب مورد بررسی قرار گیرد. روش NARDL روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان الگو می‌کند. در استفاده از این رهیافت، به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها (که در روش انگل-گرنجر ضروری است) نیازی نیست و روش NARDL در حالتی که متغیرها ترکیبی از درجه انباشستگی یک و صفر باشند، باز هم قابل کاربرد است. در ادامه جدول (۲)، آزمون ریشه واحد را به تصویر می‌کشد:

جدول ۲: آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها^۳

عنوان	آزمون ریشه واحد در سطح		آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول	
	دیکی-فولر تعمیم‌یافته ^۵	فلیپس-پرون ^۴	دیکی-فولر تعمیم‌یافته	فلیپس-پرون
GINI	-۳/۳۱	-۴/۰۴	-۸/۶۹	-۹/۰۰
INF	-۴/۷	-۳/۴۳	-۳/۹۷	-۱۰/۷۵
YISGDP	-۲/۹۵	-۲/۹	-۶/۷۸	-۶/۸۱
GDPP	-۱/۷۷	-۱/۸۹	-۴/۳۹	-۴/۳۹
FD1_EL	-۱/۸۲	-۱/۹۶	-۵/۹۵	-۵/۹۵

توضیح: ضریب جینی (GINI)، نرخ تورم (INF)، نسبت بخش صنعت و خدمات به تولید ناخالص داخلی (نماینده بخش مدرن اقتصاد) (YISGDP)، تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPP)، و شاخص توسعه مالی (FD1_EL).

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فلیپس پرون متغیرهای ضریب جینی، تورم، و نسبت بخش صنعت و خدمات به تولید ناخالص داخلی در سطح معناداری ۱ درصد مانا و متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص توسعه مالی در تفاضل مرتبه اول مانا گردیده‌اند. بنابراین، به لحاظ ریشه واحد متغیرها هیچ محدودیتی در استفاده از مدل مزبور نیست. با توجه به این‌که آزمون‌های ریشه واحد متعارف مانند دیکی-فولر و فلیپس-پرون شکست ساختاری در سری زمانی را در نظر نمی‌گیرند، ممکن است نتایج جعلی و کاذب به‌دست آید. به همین

1. Stationary
2. Integration

۳. نقاط بحرانی بر اساس سطح معناداری ۱ درصد ارائه شده برابر با -۵۹/۳ است.

4. Phillips-Perron Test
5. Augmented Dicky Fuller Test

دلیل، برای جلوگیری از نتایج جعلی به بررسی ریشه واحد داده‌های سری زمانی متغیرهای پژوهش توسط آزمون زیوت-اندروس^۱ در **جدول (۳)** پرداخته شده است:

جدول ۳: آزمون ریشه واحد زیوت-اندروس^۲

عنوان	آزمون ریشه واحد در سطح		آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول	
	زیوت-اندروس	شکست ساختاری	زیوت-اندروس	شکست ساختاری
GINI	-۵/۰۴	۱۳۶۳	-۷/۰۲	۱۳۸۳
INF	-۵/۵۴	۱۳۷۹	-۵/۵۴	۱۳۷۵
YISGDP	-۴/۶۳	۱۳۶۶	-۹/۱۴	۱۳۶۰
GDPP	-۲/۸۷	۱۳۸۱	-۶/۰۱	۱۳۵۹
FD1_EL	-۳/۳۶	۱۳۷۰	-۶/۴۹	۱۳۶۹

بر اساس نتایج **جدول (۳)**، وجود شکست ساختاری در داده‌های پژوهش مورد تایید قرار گرفت. بر اساس این، امکان وقوع پدیده رفتار نامتقارن و تابعیت از یک رفتار غیرخطی در داده‌های پژوهش مورد تایید قرار گرفت. در ادامه، برای بررسی اثرات نامتقارن که به معنای اثر کاهش یا افزایش در توسعه مالی بر ضریب جینی در ایران است، از رویکرد مدل غیرخطی با وقفه‌های توزیعی گسترده (NARDL) استفاده شده است. در این رویکرد به منظور تحلیل رفتار نامتقارن، متغیر توضیحی توسعه مالی به دو بخش مجموع جزئی مثبت و منفی^۳ $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ تفکیک شده است. بنابراین، x_t^+ و x_t^- به ترتیب از تجزیه جمع جزئی مثبت و منفی^۴ x_t حاصل می‌شود. رابطه (۱)، بیانگر این واقعیت است:

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_i, 0) \text{ و } x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta x_i, 0) \quad (1)$$

این رویکرد تجزیه جمع جزئی اولین بار توسط **گرینجر و یون^۵ (۲۰۰۲)** برای بسط مفهوم هم‌انباشتگی پنهان^۶ استفاده شد. ویژگی این روش تجزیه آن است که جمع جزئی مثبت و منفی به ترتیب انعکاس افزایش و کاهش متغیر توضیحی را در پی دارد. برای رسیدن به هدف، از مدل

1. Zivot-Andrews

۲. نقاط بحرانی بر اساس سطح معناداری ۱ درصد ارائه شده برابر با ۳۴/۵ است.

3. Positive and Negative Partial Sum

4. Positive and Negative Partial Sum Decompositions

5. Granger & Yoon

6. Hidden Cointegration

غیرخطی با وقفه گسترده توزیعی $NARDL(p, q)$ به صورت رابطه (۲) استفاده شده است:

$$z_t = \sum_{j=1}^p \varphi_j z_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j x_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \mu_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ برداری $k \times 1$ از متغیرهای نامتقارن توضیحی وارد شده به مدل از طریق جمع جزئی x_t^+, x_t^- است. θ_j^+, θ_j^- پارامتر وقفه توزیعی نامتقارن، φ_j پارامتر خودتوضیحی، q, p بیانگر مرتبه وقفه به ترتیب برای متغیر وابسته z_t و متغیرهای توضیحی x_t در اجزای وقفه توزیعی، و متغیر تصادفی μ_t که دارای توزیع مستقل و یکسان است و میانگین صفر و واریانس مشخص σ_μ^2 دارد. بر اساس نتایج **پساران و همکاران**^۱ (۲۰۰۱)، رابطه (۲) به صورت رابطه تصحیح خطا^۲ در رابطه (۳) بازنویسی شده است:

$$\Delta z_t = \rho z_{t-1} + \theta x_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta z_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \mu_t$$

$$\Delta z_t = \rho \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta z_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \mu_t$$

که $\beta^- = \frac{-\theta^-}{\rho}, \beta^+ = \frac{-\theta^+}{\rho}$ و مدل خطای تصحیح غیرخطی $\pi_t = z_t - \beta x - \beta^+ x_t^+ - \beta^- x_t^-$

مرتبط با پارامترهای بلندمدت نامتقارن هستند. مطابق این مفروضات، نتایج مدل NARDL در **جدول ۴** ارائه شده است (نیاز به اشاره است که بر اساس رویکرد **شین و همکاران** (۲۰۱۴)، حداکثر وقفه برابر با چهار برای (PM, qM) انتخاب شده است).

جدول ۴: نتایج برآورد مدل NARDL

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۰/۶۷۲۲۴	۰/۱۹۳۵۰۴	-۳/۴۷۴۰۴۵	۰/۰۰۴۶
GINI(-1)	-۰/۳۲۸۵۷۲	۰/۰۸۰۲۳۳	-۴/۰۹۵۲۵۴	۰/۰۰۱۵
FD1_NEG(-1)	-۰/۰۳۸۴۶۷	۰/۰۱۳۸۷۴	-۲/۷۷۲۶۷۴	۰/۰۱۶۹
FD1_POS(-1)	-۰/۰۵۸۲۴۲	۰/۰۱۶۹۰۳	-۳/۴۴۵۶۶۶	۰/۰۰۴۸
YISGDP(-1)	۰/۴۸۳۲۹۷	۰/۱۷۲۹۳۲	۲/۷۹۴۷۲۱	۰/۰۱۶۲
GDPP(-1)	-۰/۰۴۶۶۷۳	۰/۰۱۸۰۰۲	-۲/۵۹۲۷۳۸	۰/۰۲۳۵
INF(-1)	۰/۰۶۱۴۵۲	۰/۰۲۲۵۲۲	۲/۷۲۸۵۴۵	۰/۰۱۸۳
DFDI_NEG(-1)	-۰/۰۳۰۲۴۱	۰/۰۳۷۰۹۲	-۰/۱۸۱۵۲۸۵	۰/۴۳۰۸
DFDI_NEG(-2)	-۰/۰۹۹۸۱۲	۰/۰۵۴۶۸۲	-۱/۸۲۵۳۳۳	۰/۰۹۲۹

1. Pesaran *et al.*
2. Error Correction Term

ادامه جدول ۴: نتایج برآورد مدل NARDL

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
DFDI_POS(-1)	۰/۰۳۸۰۹۶	۰/۰۱۶۶۴۲	۲/۲۸۹۲۳۷	۰/۰۴۱
DFDI_POS(-3)	۰/۱۱۹۱۷۶	۰/۰۲۳۷۷۳	۵/۰۱۳۱۶۴	۰/۰۰۰۳
DYISGDP(-1)	-۰/۲۰۸۹۹۸	۰/۲۱۶۷۱۷	-۰/۹۶۴۳۷۹	۰/۳۵۳۹
DYISGDP(-3)	۲/۶۴۰۷۷۶	۰/۴۴۰۱۲۹	۶/۰۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱
DYISGDP(-4)	۰/۶۶۶۱۱۹	۰/۲۴۴۷۳۹	۲/۷۲۱۷۵۳	۰/۰۱۸۵
DGDPP(-2)	-۰/۰۱۴۷۴۵	۰/۰۲۷۰۱۱	-۰/۵۴۵۹۰۵	۰/۵۹۵۱
DGDPP(-3)	۰/۱۵۱۲۳۴	۰/۰۳۵۴۵۷	۴/۲۶۵۲۲۴	۰/۰۰۱۱
DGDPP(-4)	-۰/۰۷۹۶۱۳	۰/۰۲۵۰۴۲	-۳/۱۷۹۱۷۷	۰/۰۰۷۹
DINF(-2)	-۰/۰۲۶۹۲۳	۰/۰۱۹۹۹۸	-۱/۳۴۶۲۷۷	۰/۲۰۳۱
DINF(-3)	۰/۰۳۰۵۵۳۳	۰/۰۱۵۸۱۶	۱/۹۳۰۵۳۹	۰/۰۷۷۵
DGINI(-2)	۰/۴۲۹۸۴۲	۰/۱۶۴۴۸۳	۲/۶۱۳۲۹۸	۰/۰۲۲۷
DGINI(-3)	۰/۶۴۵۴۱۵	۰/۲۶۵۱۹۹	۲/۴۳۳۶۹۸	۰/۰۳۱۵
DGINI(-4)	۰/۵۱۹۲۳۴	۰/۱۵۰۹۳۶	۳/۴۴۰۰۹۳	۰/۰۰۴۹
R-Squared	۰/۹۴۶۳۸۵		Mean Dependent Var.	-۰/۰۰۰۶۰۶
Adjusted R-Squared	۰/۸۵۲۵۶		S.D. Dependent Var.	۰/۰۱۸۲۱۱
S.E. of Regression	۰/۰۰۶۹۹۳		Akaike Info Criterion	-۶/۸۳۵۲۰۳
Sum Squared Resid	۰/۰۰۰۵۸۷		Schwarz Criterion	-۵/۸۴۷۵۵۸
Log Likelihood	۱۳۸/۱۹۸۵		Hannan-Quinn Criterion	-۶/۴۹۸۳۸۸
F-Statistic	۱۰/۰۸۶۶۷		Durbin-Watson Stat	۱/۸۹۸۸۳۷
Prob(F-Statistic)	۰/۰۰۰۰۹۷		JB	۰/۹۵۹۷۶۲
WLR	۱۲/۴۸۱۵۴		Prob(JB)	۰/۶۱۸۸۵۷
Prob(WLR)	۰/۰۰۰۲		Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	۱/۶۶۶۱۳۳
WAS	۵/۵۴۲۵۲۴		Prob(HT)	۰/۱۴۴۵
Prob(WAS)	۰/۰۳۶۴		Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	۳/۰۰۰۵۳۱
			Prob(SC)	۰/۰۷۵۱

با توجه به نتایج مدل و نیز آزمون‌های انجام‌شده، وجود رابطه بلندمدت بر اساس آزمون WLR و اثرات کششی نامتقارن توسعه مالی و ضریب جینی بر اساس آزمون WAS تایید شده است.

در واقع، نتایج این پژوهش برای اولین بار در ایران نشان می‌دهد که افزایش یا کاهش شاخص توسعه مالی بر نابرابری درآمد اثر متفاوتی دارد، به‌گونه‌ای که افزایش ۱ درصدی متغیر توسعه مالی، نابرابری درآمد ۰/۱۷۷ درصد کاهش می‌یابد، در حالی که کاهش ۱ درصدی توسعه مالی، نابرابری درآمدی را ۰/۱۱۷ درصد افزایش می‌دهد. علاوه بر این، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از تجزیه واریانس با وقفه بهینه ۱ بر اساس شاخص حنان کوبین و شوارتز، میزان سهم توسعه مالی در کاهش نابرابری در ۱۰ دوره به‌طور متوسط ۶/۴۸ درصد برآورد شد و بر اساس این، از میان تمام عوامل اثرگذار بر نابرابری درآمد، متغیر توسعه مالی سهم ۶/۴۸ درصدی از بهبود توزیع درآمد دارد. در واقع، نتایج تجزیه واریانس حکایت از آن دارد که با توجه به سهم بالای سایر متغیرهای کلیدی اثرگذار همچون نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی سرانه بر نابرابری درآمدی در ایران، ضرورت دارد این عوامل در تحلیل و ارزیابی سیاست‌گذاران مورد توجه جدی قرار گیرند. بنابراین، صرف توجه به شاخص توسعه مالی به منظور بهبود نابرابری درآمد موجب خطای سیاست‌گذاری و عدم توجه به سازوکارهای خلق نابرابری درآمدی فزاینده در اقتصاد ایران می‌شود. در عین حال باید توجه داشت که نتایج به‌دست‌آمده بیانگر رفتار نامتقارن متغیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد است و افزایش و کاهش شاخص توسعه مالی با توجه به تعریف عنوان‌شده در این پژوهش، اثرات کششی متفاوتی به دنبال دارد.

در خصوص متغیر تورم نتایج مدل بیانگر آن هستند که تورم رابطه مثبتی با نابرابری درآمد دارد، به‌گونه‌ای که ۱ درصد افزایش در تورم، ۰/۱۸۷ درصد توزیع درآمد را نابرابرتر می‌کند. علاوه بر این، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه به کاهش نابرابری درآمد منجر می‌شود، به‌طوری که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه، کاهش ۰/۱۴۳ درصدی ضریب جینی را در پی دارد.

همچنین نتایج مدل بالا بیانگر آن است که بخش مدرن اقتصاد (نسبت بخش صنعت و خدمات به تولید ناخالص داخلی) رابطه مثبتی با نابرابری درآمد دارد، به‌گونه‌ای که کشورهایی با اندازه کوچک بخش مدرن اقتصاد مانند اقتصاد ایران، با افزایش نسبت بخش مدرن اقتصاد گرایش به افزایش نابرابری دارند. این موضوع ریشه در سطح اشتغال‌زایی پایین‌تر بخش مدرن در مقایسه با بخش‌های سنتی مانند کشاورزی در این گونه از کشورها دارد.

بحث و نتیجه گیری

طی سال‌های اخیر، مطالعات ویژگی غیرخطی متغیرهای سری زمانی نقش قابل توجهی را در میان مطالعات تجربی داشته است (Shin et al., 2014; Haffeejee & Masih, 2018; Nasr et al., 2020). این مسئله حکایت از اهمیت و درک رفتار ذاتی غیرممتقارن متغیرها در میان پژوهشگران، به‌ویژه پژوهشگران حوزه علوم انسانی دارد. در این پژوهش، بر اساس داده‌های سالانه دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۶ به بررسی اثر نامتقارن توسعه مالی بر ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد در ایران با استفاده از مدل NARDL بر اساس رویکرد شین و همکاران (۲۰۱۴) پرداخته شده است.

نتایج حاصل علاوه بر تایید نتایج بیش‌تر مطالعات انجام‌شده در خصوص رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد در ایران طی ادوار مختلف، به سبب بکارگیری مدل NARDL، به برآورد اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت توسعه مالی بر نابرابری درآمد نیز پرداخته است و این کلیدی‌ترین سهم پژوهش حاضر در ایران است. بر اساس رهیافت NARDL نتایج مدل خطی بسط و اثرات غیرخطی شاخص توسعه مالی بر نابرابری درآمد استخراج شده است و این رویکرد متفاوت از فرضیه L معکوس کوزنتس برای مدل کردن اثرات غیرخطی است. به‌گونه‌ای که کشش ضریب جینی در اثر افزایش و کاهش (یا شوک مثبت و منفی) در توسعه مالی یکسان نیست و رفتار متفاوتی را به لحاظ آماری نشان می‌دهد، به‌طوری که افزایش توسعه مالی (از طریق سیستم بانکی)، بر ضریب جینی اثر بیش‌تری از کاهش آن دارد. بنابراین، برای محدود کردن نابرابری درآمد و ارتقای توزیع درآمد، سیاست‌های بهبود توسعه مالی برای فقرا باید در دستور کار سیاستگذاری در ایران قرار گیرد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده پیشنهاد می‌شود، با توجه به اثرگذاری مستقیم تورم بر نابرابری درآمدی در ایران، بانک مرکزی به عنوان متولی سیاستگذاری پولی، چارچوب سیاست پولی خود را مبتنی بر هدفگذاری تورمی در جهت کنترل روند فزاینده نقدینگی و کاهش تورم هدفگذاری کند. طی دهه‌های اخیر، کسری بودجه دولت عامل کلیدی در افزایش چشمگیر نقدینگی بوده است، از این‌رو ممانعت از تامین مالی کسری بودجه از محل انتشار پول پر قدرت یا استقراض از بانک مرکزی و بکارگیری روش‌های جایگزین با تبعات تورمی کم‌تر نظیر انتشار اوراق بدهی دولت یا واگذاری و فروش اموال و دارایی‌های مازاد دولت می‌تواند ضمن کاهش روند فزاینده رشد نقدینگی و تورم، پیامدهای منفی کم‌تری بر نابرابری درآمدی در کشور داشته باشد.

با توجه به اثرگذاری معکوس رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد، بکارگیری سیاست‌هایی که به رشد اقتصادی (بهبود نهادها و فضای کسب‌وکار) بالاتر و باثبات‌تر منجر می‌شود، از الزامات توسعه بخش مالی در کشورهای در حال توسعه است.

نتایج پژوهش حاضر حاکی از اثرگذاری (اگرچه با سهم پایین در مقایسه با سایر عوامل اثرگذار)

مستقیم توسعه مالی بر کاهش نابرابری درآمد است، از این رو توسعه موسسه‌ها و ابزارهای مالی، افزایش کیفیت و ارتقای کارایی نهادهای مالی موجود در اقتصاد ایران می‌تواند در جهت کاهش نابرابری توزیع درآمد مورد توجه سیاستگذار قرار گیرد.

همچنین، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، توسعه مالی خانوارها رابطه مستقیمی با کاهش نابرابری دارد، از این رو تعمیق بازارهای مالی و افزایش تعداد بازیگران این بازارها می‌تواند زمینه‌ساز کاهش نابرابری درآمدی شود و در عین حال به بهبود عملکرد بازارهای مالی و در نتیجه سرمایه‌گذاری بیش‌تر منجر گردد.

نتایج با پژوهش‌های انجام‌شده پیشین همچون دهمرده و شکری (۲۰۱۰)، قنبری و همکاران (۲۰۱۱)، پیرایی و بلیغ (۲۰۱۵)، و آذری کیان و دیزجی (۱۳۹۵) سازگار است.

منابع

الف) انگلیسی

- Ang, J. B. (2010). Finance and Inequality: The Case of India. *Southern Economic Journal*, 76(3), 738-761. <https://doi.org/10.4284/sej.2010.76.3.738>
- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-298. <https://doi.org/10.1086/261876>
- Batuo, M. E., Guidi, F., & Mlambo, K. (2010). Financial Development and Income Inequality: Evidence from African Countries. *MPRA Paper No. 25658*. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/25658>
- Bezemer, D., & Samarina, A. (2016). Debt Shift, Financial Development and Income Inequality in Europe. *University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organizations and Management, Groningen)*.
- Bolarinwa, S. T., Vo, X. V., & Olufolahan, T. J. (2021). The Effect of Financial Development on Income Inequality in Africa. *Development Southern Africa*, 38(2), 311-329. <https://doi.org/10.1080/0376835X.2020.1838261>
- Clarke, G. R., Zou, H.-f., & Xu, L. C. (2003). *Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories* (Vol. 2984): World Bank Publications. <https://doi.org/10.2139/ssrn.364160>
- Dahmardeh, N., & Shokri, Z. (2010). The Effects of Financial Development on Income Distribution in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 18(54), 147-164. <http://qjerp.ir/article-1-241-fa.html>
- De Gregorio, J., & Guidotti, P. E. (1995). Financial Development and Economic Growth. *World Development*, 23(3), 433-448. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(94\)00132-I](https://doi.org/10.1016/0305-750X(94)00132-I)
- Destek, M. A., Sinha, A., & Sarkodie, S. A. (2020). The Relationship between Financial Development and Income Inequality in Turkey. *Journal of Economic Structures*, 9(1), 1-14. <https://doi.org/10.1186/s40008-020-0187-6>
- Dhrifi, A. (2015). Financial Development and the "Growth-Inequality-Poverty" Triangle. *Journal*

- of the Knowledge Economy, 6(4), 1163-1176. <https://doi.org/10.1007/s13132-014-0200-0>
- Dizaji, M., & Ahangari, G. M. (2016). The Influence of Financial Development on Income Distribution in Some Selected Countries. *Financial Economics*, 9(33), 75-104. https://ecj.ctb.iau.ir/article_523864.html
- Elmi, Z., & Ariyani, F. (2014). Financial Development and the Distribution of Income in IRAN. *Iranian Journal of Trade Studies*, 18(69), 133-158. http://pajooeshnameh.itsr.ir/article_6303.html
- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income Distribution and Macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 35-52. <https://doi.org/10.2307/2297811>
- Ghanbari, A., Aghaei, M., & Rezagholizadeh, M. (2011). Investigation of the Effect of Financial Development on Income Distribution in Iran. *Economics Research*, 11(40), 1-29. https://joer.atu.ac.ir/article_2558.html
- Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. *U of California, Economics Working Paper No. 2002-02*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.313831>
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 1), 1076-1107. <https://doi.org/10.1086/261720>
- Gupta, R. (2005). *Essays on Financial Repression*. (Doctoral Dissertations). University of Connecticut. <https://opencommons.uconn.edu/dissertations/AAI3180207>
- Haffejee, M. I., & Masih, M. (2018). Is the Relationship between Financial Development and Income Inequality Symmetric or Asymmetric? New Evidence from South Africa Based on NARDL. *MPRA Paper No. 87574*. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/87574>
- Jalilian, H., & Kirkpatrick, C. (2002). Financial Development and Poverty Reduction in Developing Countries. *International Journal of Finance & Economics*, 7(2), 97-108. <https://doi.org/10.1002/ijfe.179>
- Jiang, C., & Ma, X. (2019). The Impact of Financial Development on Carbon Emissions: A Global Perspective. *Sustainability*, 11(19), 5241. <https://doi.org/10.3390/su11195241>
- Khan, A. Q., Hafeez, M. H., Saleem, N., & Azam, M. (2018). Exploring the Impact of Financial Development on Inequality: Evidence from Three Asian Countries. *Review of Economics and Development Studies*, 4(2), 341-355. <https://doi.org/10.26710/reads.v4i2.419>
- Li, H., Squire, L., & Zou, H. f. (1998). Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. *The Economic Journal*, 108(446), 26-43. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00271>
- Liang, Z. (2006). Financial Development and Income Distribution: A System GMM Panel Analysis with Application to Urban China. *Journal of Economic Development*, 31(2), 1-21.
- Liang, Z. (2008). Financial Development and Income Inequality in Rural China 1991–2000. In *Understanding Inequality and Poverty in China* (pp. 72-88): Springer. https://doi.org/10.1057/9780230584259_3
- Mohammadi, F., Solaymani, S., & Solaymani, M. (2011). Quantitative Reassessment of the Financial Development–Growth Nexus: Application of ARDL and VDCM Models. *Planning and Budgeting*, 15(2), 113-139. <http://jpbud.ir/article-1-20-fa.html>
- Motafakkerzad, M. A., Assadzadeh, A., & Sheykhmaollayi, M. (2019). The Effect of Financial Development on Income Inequality in Iran: Structural Vector Auto-Regression Approach.

- The Economic Research*, 19(1), 161-191. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-16302-fa.html>
- Mukherjee, S. B., & Ray, A. (2009). Innovative Work Behavior of Managers: Implications Regarding Stressful Challenges of Modernized Public-and Private-Sector Organizations. *Industrial Psychiatry Journal*, 18(2), 101. <https://doi.org/10.4103/0972-6748.62269>
- Nasr, A. B., Balcilar, M., Gupta, R., & Akadiri, S. S. (2020). Asymmetric Effects of Inequality on Real Output Levels of the United States. *Eurasian Economic Review*, 10(1), 47-69. <https://doi.org/10.1007/s40822-019-00129-x>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Piraei, K., & Baligh, N. (2015). The Relationship between Financial Developments and Income Inequality in Iran. *The Economic Research*, 15(3), 1-21. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4637-fa.html>
- Rezagholizadeh, M., & Aghaei, M. (2019). Financial Development and Inequality: Comparing Developed, Less Developed and Undeveloped Provinces in Iran. *Regional Planning*, 9(33), 15-28. http://jzpm.marvdasht.iau.ir/article_3418.html
- Salmani, B., Asgharpour, H., & Jalilpour, S. (2016). The Effect of Government Policies and Public Debt on Financial Development in Iran. *Planning and Budgeting*, 21(1), 83-104. <http://jpbud.ir/article-1-959-fa.html>
- Shahabadi, A., & Amiri, B. (2014). The Effect of Financial Development on Poverty in Eight Islamic Countries (D8 Group). *Planning and Budgeting*, 18(4), 27-42. <http://jpbud.ir/article-1-1115-fa.html>
- Shahbaz, M., & Islam, F. (2011). Financial Development and Income Inequality in Pakistan: An Application of ARDL Approach. *MPRA Paper No.* 28222. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/28222>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314): Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Taghavi, M. (2009). Financial Development Investment and Economic Growth. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 2(2), 51-64. https://jfkasa.srbiau.ac.ir/article_5000.html
- Zhang, Q., & Chen, R. (2015). Financial Development and Income Inequality in China: An Application of SVAR Approach. *Procedia Computer Science*, 55(1), 774-781. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2015.07.159>

ب) فارسی

- آذری کیان، حسین، و دیزجی، منیره (۱۳۹۵). بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر در کشورهای در حال توسعه منتخب. *نشریه اقتصاد کاربردی*، ۶(۱۸)، ۶۶-۵۵.
- تودارو، مایکل (۱۳۷۸). *توسعه اقتصادی در جهان سوم*. ترجمه غلامعلی فرجادی، انتشارات بازتاب.
- حسینی، سیدمهدی، و خزاعی، صادق (۱۳۹۳). تاثیر توسعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکو. *نشریه تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۱۶(۱)، ۲۲-۱.

حشمتی مولایی، حسین (۱۳۸۳). عوامل موثر بر توسعه مالی در نظام بانکداری ایران. نشریه پژوهشنامه اقتصادی، ۴(۱۳)، ۵۵-۸۸.

خلعتبری، فیروزه (۱۳۷۱). مجموعه مفاهیم پولی، بانکی و بین‌المللی: انگلیسی، آلمانی، فرانسه. انتشارات شبابوینز.

رهنمای رودپشتی، فریدون؛ تقوی، مهدی، و شاهوردیانی، شادی (۱۳۹۲). تعمیق مالی و توسعه نظام مالی. نشریه دانش مالی تحلیل و اوراق بهادار، ۶(۱۷)، ۲۸-۱۵.

زارعی، عباس (۱۳۸۷). بررسی تاثیر توسعه مالی بر فقر مطالعه موردی: کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران.

سالم، علی‌اصغر، و عرب یارمحمدی، جواد (۱۳۹۰). بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران. نشریه روند، ۱۹(۵۸)، ۱۲۷-۱۵۱.

صامتی، مجید، و سجادی، زهرالسادات (۱۳۹۱). تاثیر توسعه مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه. نشریه پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۷(۱۴)، ۱۵۰-۱۲۹. http://jes.journals.umz.ac.ir/article_169.html

هادیان، ابراهیم، و ترکی، لیلیا (۱۳۸۲). توسعه بازارهای مالی و اثر آن بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران. نشریه دانشگاه علوم اداری و اقتصادی (اصفهان)، ۱(۳).

پیوست ۱: شاخص‌های توسعه مالی بانک جهانی

Indicator	Description
Private Credit by Deposit Money Banks to GDP (%)	The financial resources provided to the private sector by domestic money banks as a share of GDP. Domestic money banks comprise commercial banks and other financial institutions that accept transferable deposits, such as demand deposits.
Financial System Deposits to GDP (%)	Demand, time and saving deposits in deposit money banks and other financial institutions as a share of GDP.
Stock Market Capitalization to GDP (%)	Total value of all listed shares in a stock market as a percentage of GDP.
Stock Market Turnover Ratio (%)	Total value of shares traded during the period divided by the average market capitalization for the period.

نحوه ارجاع به مقاله:

پاکدامن، یاسر؛ برکیش، احمد، و اخوان آریج، محمدرضا (۱۴۰۱). بررسی اثرات نامتقارن توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران: با استفاده از رویکرد الگوی خودتوضیح غیرخطی با وقفه‌های توزیعی گسترده (NARDL). نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۷(۲)، ۱۵۲-۱۲۷.

Pakdaman, Y., Barkish, A., & Akhavan Arij, M. (2022). Investigating the Asymmetric Effects of Financial Development on Income Inequality in Iran: Using Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag (NARDL) Approach. *Planning and Budgeting*, 27(2), 127-152. DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.127>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران

m.abdi.sk@umz.ac.ir

محمد عبدی سیدکلایی

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول).

sh.zaroki@umz.ac.ir

شهریار زرورکی

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

کوثر ابراهیمی کلاریجانی

کارشناسی ارشد بانکداری اسلامی، موسسه آموزش عالی ادیب مازندران، ساری، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۰۸

دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۲۲

چکیده: تنش بانکی یکی از معضلات مهم اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه در جهان امروز است. از این رو، پژوهشگران و سیاستگذاران توجه ویژه‌ای به احتمال وقوع تنش بانکی دارند. در این میان، بحث اثرگذاری توزیع درآمد بر بخش بانکی و وقوع تنش بانکی افزایش یافته است، به طوری که در سال‌های اخیر این گونه به نظر می‌رسد که نابرابری درآمد عامل بحران‌های مالی بوده است. بر اساس این، پژوهش حاضر نوعی شاخص تنش را برای نظام بانکی اقتصاد ایران طراحی کرده است. برای بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران، از داده‌های فصلی ۴:۱۳۹۹-۱:۱۳۷۸ و الگوی چرخشی مارکوف استفاده گردید. نتایج نشان داد که نظام بانکی در اقتصاد ایران در برخی از دوره‌ها در شرایط تنش بالا قرار داشته است. در نهایت، با برآورد الگوی پروبیت مشخص شد که با نابرابرتر شدن توزیع درآمد در اقتصاد ایران، احتمال وقوع تنش در بخش بانکی افزایش می‌یابد. علاوه بر این، تورم و نرخ بهره حقیقی اثر مثبت و رشد اقتصادی اثر منفی بر احتمال وقوع تنش نظام بانکی دارند.

کلیدواژه‌ها: تنش بانکی، توزیع درآمد، اقتصاد ایران، الگوی پروبیت، الگوی چرخشی مارکوف.

طبقه‌بندی JEL: C22, D33, G33.

مقدمه

فیشر^۱ (۱۹۳۳)، در مورد نظریه‌های بحران استدلال می‌کند که همه رونق‌ها و رکودهای اقتصادی از طریق استقراض بیش از حد و تورم بعدی به‌وجود می‌آیند. به دنبال این استدلال، فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی^۲ (۱۹۸۲) بیان کرد که بی‌ثباتی مالی در درجه اول به دلیل استقراض زیاد رخ می‌دهد، اما این فرضیه‌ها بر اساس بدهی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و نه بدهی و مصرف خانوارهاست. علاوه بر این، بسیاری از مطالعات مخاطرات مرتبط با وام‌دهی بیش از حد بانک‌ها را برای سیستم‌های مالی و کل اقتصاد کشورها مشخص کرده‌اند (Kashif et al., 2016). بنابراین، لازم است مبنای بی‌ثباتی مالی از طریق گسترش بدهی و اعتبار مورد بررسی قرار گیرد (Perugini et al., 2016).

بی‌ثباتی مالی به دنبال این دیدگاه‌ها و با در نظر گرفتن عوامل متعددی توضیح داده شده است: رفتار گله‌ای بانک‌ها؛ سیاست‌های اعتباری مبتنی بر وابستگی بین‌بانکی ناشی از مشکل اطلاعات؛ ریسک‌های کم‌تر از حد تخمین زده‌شده؛ وجود ضمانت‌های دولتی؛ استانداردهای اعتباری ضعیف؛ تعهد محدود وام‌گیرندگان؛ و ماهیت چرخه‌های تجاری و شتاب‌دهنده‌های مالی (Rajan, 2016). به‌طور مشابه، بحران مالی جهانی اخیر سال ۲۰۰۷ با عوامل زیادی مانند سیاست‌های مقررات‌زدایی مالی، استقراض بیش از حد خانوارها، فرهنگ ناقص اخلاقی وال استریت، و تضمین امنیت وام مسکن همراه بوده است. به‌تازگی، بسیاری از پژوهشگران دیدگاه جایگزینی ارائه کرده‌اند که نابرابری درآمد می‌تواند نقش مهمی در بروز بحران مالی ۲۰۰۷ داشته باشد (Rajan, 2016; Stiglitz, 2012; Van Treeck, 2014).

سیستم بانکی ایران طی دهه‌های اخیر با مسائلی همچون ملی شدن بانک‌ها، تحمیل سیاست‌های تکلیفی و تبصره‌های دولت، مدیریت دولتی و کنترل دستوری نرخ سود بانکی روبه‌رو بوده است. بررسی شرایط حاکم بر بانک‌های ایران و مقایسه آن با شرایط کشورهایی که بحران بانکی را تجربه کرده‌اند، به‌ویژه کشورهای در حال توسعه، بیان‌کننده آن است که اقتصاد ایران شرایط تنش بانکی را تجربه کرده است؛ هرچند به علت دولتی بودن بانک‌ها و حمایت‌های مالی بانک مرکزی، این شرایط در عمل به بروز بحران آشکار در اقتصاد منجر نشده است (Moshiri & Nadali, 2010). با قبول احتمال وقوع تنش بانکی در ایران، هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران است. در مجموع، استفاده از داده‌های فصلی در محاسبه تنش بانکی و همچنین بکارگیری الگوی چرخشی مارکوف سوئیچینگ^۳ از تفاوت‌های پژوهش حاضر با سایر مطالعات موجود است.

1. Fisher
2. Minsky
3. Markov Switching (MS)

پس از مقدمه، در ادامه مبانی نظری و پیشینه پژوهش به ترتیب در بخش دوم و سوم ارائه شده است. سپس روش‌شناسی پژوهش با تمرکز بر الگوی چرخشی مارکوف سوئیچینگ تبیین شده است. در بخش تجزیه و تحلیل داده‌ها، الگوی پژوهش ارائه، متغیرها معرفی، و شاخص تنش بانکی در اقتصاد ایران محاسبه شده است. در ادامه، عوامل موثر بر تنش بانکی با تمرکز بر نابرابری درآمدی ارائه و تحلیل شده است. بخش پایانی نیز به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

مبانی نظری پژوهش

بحران بانکی به عنوان نوعی از بحران مالی به‌طور معمول مربوط به موقعیتی است که در آن تعدادی از بانک‌ها همزمان تحت فشار قرار گرفته‌اند و ممکن است ناگزیر شوند تعهدات خود را نکول کنند. از آنجایی که بانک‌ها اغلب سپرده‌های خود را به صورت وام‌های بلندمدت پرداخت می‌کنند، در صورت مواجهه شدن با هجوم ناگهانی سپرده‌گذاران برای برداشت سپرده‌هایشان، همچنین، روبه‌رویی با حجم بالای مطالبات معوق و دارایی‌هایی با درجه نقدشوندگی پایین، در معرض ورشکستگی قرار می‌گیرند. در چنین شرایطی، اگر سپرده‌های بانکی افراد بیمه نشده باشد، تعدادی از سپرده‌گذاران، پس‌انداز خود را از دست خواهند داد. به مجموعه شرایط یادشده، بحران بانکی می‌گویند. هرگاه چنین وضعیتی از یک بانک به بانک‌های دیگر سرایت کند، اصطلاحاً بحران بانکی سیستماتیک^۱ یا وحشت بانکی^۲ رخ می‌دهد (Moshiri & Nadali, 2013).

بحران‌های بانکی بنیادی به‌طور ناگهانی بروز می‌کنند و به‌طور کنترل‌ناپذیری گسترش می‌یابند. این بحران‌ها اغلب با شوک‌های کوچک و جزئی شروع می‌شوند که خود محرک یک چرخه معیوب متشکل از کاهش اعتماد تسهیلات‌دهنده، هجوم سپرده‌گذاران برای بازپس‌گیری سپرده‌های خود، از دست رفتن نقدینگی و سرانجام کاهش بیش‌تر اعتماد می‌شود. اگر این مسائل به‌سرعت تحت کنترل قرار نگیرند، ناتوانی در بازپرداخت دیون مالی در تمام سیستم بانکی گسترش خواهد یافت (بیگلری، ۱۳۹۳).

تا اوایل قرن ۲۱، مطالعات در زمینه بحران بانکی اغلب بر اساس تجارب بحران‌های قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم، به‌ویژه رکود بزرگ^۳ بود، تا این‌که ورشکستگی‌های متعدد بانکی در کشورهای مختلف در دوران اخیر زمینه پژوهش‌های جدید را در این عرصه فراهم ساخت (Bernanke, 1983; Haubrich, 1994; Calomiris & Mason, 1990). بر اساس این، پژوهش‌های گسترده‌ای در زمینه علل و پیامدهای

1. Systemic Banking Crises
2. Banking Panic
3. Great Depression

بحران‌های بانکی صورت پذیرفت و برخی مطالعات به صورت توصیفی و برخی دیگر با ابزار اقتصادسنجی به مسئله بحران بانکی پرداختند. پژوهش‌های انجام شده حاکی از آن است که اندازه و ماهیت مشکلات به طور اساسی متفاوت است. در برخی موارد، ورشکستگی یک یا دو بانک بزرگ سرمنشأ ایجاد بحران بانکی است. در مواردی دیگر، وضعیت به گونه‌ای است که جبران زیان سازمان‌های دولتی نیازمند تجدید سرمایه است. همچنین، با توجه به گسترش ارتباطات جهانی، ضعف‌ها و مشکلات برخی کشورها به سایر مناطق دنیا تسری یافته است (Moshiri & Nadali, 2013).

در سال‌های اخیر، برخی از پژوهشگران ادعا کرده‌اند که نابرابری درآمد ممکن است عامل بحران‌های مالی باشد. این دیدگاه به خوبی در کتاب تأثیرگذار راجان (۲۰۱۶) آمده است. وی معتقد است که افزایش نابرابری اقتصادی در ایالات متحده به فشارهای سیاسی برای تخصیص اعتبار بیش‌تر به بخش مسکن منجر شد. این فشار باعث گردید که سیستم وام‌دهی در بخش مالی مخدوش شود. دیگر پژوهشگران هم بر آنچه که اکنون «فرضیه راجان» نامیده می‌شود، تأیید کرده‌اند و نابرابری درآمد را با افزایش بدهی خانوارها مرتبط می‌دانند که عامل اصلی بحران‌های بانکی است (Belletini et al., 2019).

نابرابری درآمد درست پیش از بحران وام مسکن در ایالات متحده به میزان قابل توجهی افزایش یافت. نقش نابرابری درآمد در ایجاد بحران‌های مالی از زمان شروع بحران در مطالعات نظری و تجربی مورد توجه قرار گرفته است. راجان (۲۰۱۶)، مسیری را از نابرابری اقتصادی به بحران مالی (بحران وام مسکن) نشان می‌دهد و استدلال می‌کند که سطح بالایی از نابرابری، فشار سیاسی را برای سیاست‌های توزیع مجدد افزایش می‌دهد، در حالی که دولت تمایل دارد وام گرفتن خانوارهای کم‌درآمد را به جای توزیع مجدد تسهیل کند. این سیاست از نظر سیاسی سنگین بود و به نوعی رونق و رکود اعتباری منجر گردید که باعث ایجاد بحران مالی شد. استیگلیتز (۲۰۱۲)، بر تأثیر سیاسی ثروتمندان بر بازارهای مالی در طول بحران مالی تأکید می‌کند. او معتقد است که ثروتمندان ممکن است انگیزه‌هایی برای از بین بردن مقررات و نظارت مالی برای افزایش ثروت خود داشته باشند. بنابراین، آن‌ها سیستم مالی را بی‌ثبات می‌کنند. وی استدلال می‌کند که مقررات‌زدایی در بخش مالی ممکن است ناشی از تلاش‌ها برای افزایش سود ثروتمندان باشد که به آسیب‌پذیری مالی و در نتیجه بحران‌های مالی ختم می‌شود.

راجان (۲۰۱۶) و استیگلیتز (۲۰۱۲)، هر دو فرض می‌کنند که نابرابری درآمد با مقررات‌زدایی

مالی یا آزادسازی مالی مرتبط است که باعث بحران‌های مالی می‌شود. با این حال، مقررات‌زدایی مالی تنها واسطه بالقوه بین نابرابری درآمد و بحران‌های مالی نیست. استیگلیتز (۲۰۱۲) و استاکهمر^۱ (۲۰۱۵)، این احتمال را در نظر می‌گیرند که افزایش نابرابری باعث افزایش سوداگری مالی می‌شود، زیرا گروه کوچکی از افراد ثروتمند تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی دارند و ماهیت ناپایدار سرمایه‌گذاری سوداگرانه به بحران‌های مالی منجر می‌شود. استیگلیتز (۲۰۱۲)، همچنین استدلال می‌کند که بانک‌های مرکزی ممکن است سیاست‌های پولی ضعیف‌تری را در کشورهایی با نابرابری بالا اعمال کنند و سیاست‌های پولی ضعیف احتمال بحران‌های مالی را در بلندمدت افزایش می‌دهد. فن تریک (۲۰۱۴)، مطالعاتی را در این زمینه انجام داده و آنها را به دو گروه طبقه‌بندی کرده است: یکی بر نقش دولت در ارتباط بین نابرابری درآمد و رونق اعتبار تاکید می‌کند و دیگری بر نظریه مصرف سنتی متمرکز است. بر اساس این، نابرابری درآمدی تقاضای خانواده را برای اعتبار افزایش می‌دهد (Stockhammer, 2015).

پیشینه پژوهش

ری و کیم^۲ (۲۰۱۸)، با استفاده از داده‌های پانل ۶۸ کشور (۲۱ کشور پیشرفته و ۴۷ کشور در حال توسعه) در سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۰ این پرسش را مطرح می‌کنند که آیا افزایش نابرابری درآمدی به بحران‌های بانکی منجر می‌شود یا خیر؟ نتایج نشان می‌دهد که کشورهای در حال توسعه با نابرابری بالا تمایل به داشتن سطوح بالاتری از اعتبار داخلی دارند و رونق اعتباری داخلی احتمال بحران‌های بانکی را افزایش می‌دهد. آن‌ها همچنین دریافتند که در اقتصادهای در حال توسعه، بدون ارتباط با رونق اعتباری، کانال‌های مستقیم از نابرابری تا بحران‌های بانکی وجود دارد. در این پژوهش، هیچ شواهدی مبنی بر این‌که نابرابری درآمد در بحران‌های بانکی اقتصادهای پیشرفته نقش دارد، یافت نشد. در کشورهای در حال توسعه، احتمال افزایش بحران‌های بانکی با افزایش نابرابری درآمدها به‌طور چشمگیری افزایش می‌یابد. احتمال وقوع یک بحران بانکی سیستماتیک در عرض سه سال ۹/۵ درصد است اگر ضریب جینی در کشورهای در حال توسعه به ۰/۲ برسد، و این احتمال به ۵۷/۴ درصد می‌رسد اگر ضریب جینی به ۰/۴ افزایش یابد. دستک و کوکسل^۳ (۲۰۱۹)، پژوهشی با هدف بررسی اعتبار فرضیه راجان، که استدلال می‌کند افزایش نابرابری درآمد نقش کلیدی در بروز بحران‌های مالی

1. Stockhammer
2. Rhee & Kim
3. Destek & Koksel

ایفا می‌کند، انجام می‌دهند. آن‌ها این فرضیه را در ۱۰ کشور توسعه یافته (استرالیا، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، انگلستان، ژاپن، نروژ، سوئد، و ایالات متحده) مورد آزمون قرار دادند و نتایج نشان داد که فرضیه راجان برای بحران ۱۹۸۹ در استرالیا، بحران‌های ۱۹۹۱ و ۲۰۰۷ در انگلستان، و بحران‌های ۱۹۲۹ و ۲۰۰۷ در ایالات متحده تایید می‌شود. با این حال، این فرضیه برای کشورهای اسکانداوی و قاره اروپا تایید نشده است. ایادی و همکاران^۱ (۲۰۲۰)، این پرسش را مطرح می‌کنند که آیا نابرابری درآمد در کنار دیگر عوامل باعث رونق اعتباری می‌شود؟ آن‌ها بین انواع مختلف رونق اعتباری تمایز قائل می‌شوند، مانند رونق اعتبارات املاک و مستغلات، خانوارها و شرکت‌ها، و همچنین رونق‌های اعتباری که به بحران تبدیل می‌شوند. با استفاده از نمونه‌ای از ۷۰ کشور بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶، آن‌ها دریافتند که نابرابری درآمد باعث رونق اعتبار در نمونه نمی‌شود. وقتی داده‌ها را بر اساس سطح درآمد تقسیم کردند، متوجه شدند که نابرابری درآمدی تعیین‌کننده تبدیل رونق اعتباری به بحران در کشورهای پردرآمد است. ورود سرمایه احتمال وقوع رونق اعتبار را افزایش می‌دهد و کشورهایی که رشد اقتصادی بالایی را تجربه می‌کنند تمایل به رونق اعتباری بیشتری دارند. سرانجام، در کشورهایی که رژیم نرخ ارز ثابت دارند، رونق اعتباری بیش‌تر است. **میروشنیچنکو و همکاران**^۲ (۲۰۲۲)، تاثیر درآمد خانوار را بر بازده دارایی‌های بخش بانکی در روسیه با استفاده از سری‌های زمانی سالانه از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۹ بررسی می‌کنند. در این پژوهش از روش رگرسیون خطی چندگانه^۳ استفاده گردید. نتایج نشان داد که افزایش نرخ رشد درآمد خانوار و سپرده‌ها در بخش‌هایی غیر از بخش مالی تاثیر مثبتی بر بازده دارایی‌های بخش بانکی دارد. همچنین، افزایش درآمد خانوارها و رفع نابرابری در درآمدهای جمعیت مناطق مختلف نه تنها بر رفاه اجتماعی اثر مثبت دارد، بلکه فرصت فعالیت سودآور و ایجاد شرایط برای رشد پایدار را برای بخش بانکی فراهم می‌کند. **مشیری و نادعلی** (۲۰۱۳)، بیان می‌کنند که ساختار نظام بانکی در اقتصاد ایران طی سه دهه اخیر دارای نوسانات زیادی بوده است. شبکه بانکی در قیل از انقلاب، دارای ساختار مدیریتی دولتی و خصوصی بود و پس از انقلاب، تمام بانک‌های کشور ملی شدند و در مالکیت دولت درآمدند. در سال‌های اخیر، دوباره مدیریت بانک‌های کشور به صورت دولتی و خصوصی درآمده است. اگرچه بحران‌های بانکی مانند هجوم بانکی هرگز در ایران مشاهده نشده است، اما شاخص فشار بازار پول نشان می‌دهد که نظام بانکی ایران در زمان‌های مختلف بحران را تجربه کرده است. در این پژوهش،

1. Ayadi *et al.*

2. Miroshnichenko *et al.*

3. Multiple Linear Regression (MLR)

با استناد به زمان‌های شناسایی‌شده به عنوان بحران بانکی در پژوهش مشیری و نادعلی (۲۰۱۰)، عوامل موثر بر احتمال وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۲ بررسی شده است. نتایج برآورد مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای تورم و مجذور آن، نرخ سود حقیقی و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به GDP، با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران رابطه معناداری دارند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که ارتباط بین نرخ تورم و بحران بانکی در ایران به شکل U است. نرخ ارز نیز اثر معناداری بر احتمال ایجاد بحران بانکی در ایران (به دلیل عدم ارتباط آن‌ها با بازارهای مالی و موسسه‌های مالی بین‌المللی) ندارد. زارعی و کمیجانی (۲۰۱۵)، بیان دارند که بخش بانکی ایران به دلیل حمایت‌های دولت، هیچ‌گاه با پدیده‌هایی مانند هجوم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها مواجه نشده است. اما ارزیابی شاخص فشار بازار پول با استفاده از رهیافت الگوی چرخشی مارکوف سوئیچینگ در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ با تواتر فصلی نشان می‌دهد که ایران در دوره‌هایی بحران بانکی را تجربه کرده است. همچنین، آزمون هشدارهای اولیه نشان می‌دهد 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 پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع بحران بانکی در ایران هستند. مدل تصریح‌شده در این روش توانسته است در ۷۷ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده است، وقوع بحران را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی نماید و تنها ۱۲ درصد سیگنال اشتباه داشته است. باستانزاد و داودی (۲۰۲۱)، به بررسی عوامل موثر بر نسبت مطالبات غیرجاری بانکی برای اقتصاد ایران می‌پردازند. ایشان با بکارگیری روش خودرگرسیون برداری و استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۹-۱۳۸۱ دریافتند که تکانه‌های ناشی از افزایش نرخ ارز، کاهش رشد اقتصادی، و افزایش تورم موجب رشد کوتاه‌مدت نسبت مطالبات غیرجاری شده و تکانه نرخ سود تسهیلات بانکی به دلیل نوسانات اندک تاریخی و آربیتراژ بالا میان نرخ‌های مختلف سود وام‌های پرداختی، اثرات معناداری بر نوسانات نسبت مطالبات غیرجاری نداشته است. بررسی نتایج تجزیه واریانس دلالت بر اثرات غالب رشد اقتصادی و تورم بر نوسانات کوتاه‌مدت نسبت مطالبات غیرجاری، و همچنین نرخ ارز بر نوسانات بلندمدت نسبت مطالبات غیرجاری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

الگوی چرخشی مارکوف سوئیچینگ

روش رایج برای مطالعه رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده از الگوهای گوناگون سری زمانی است. از میان الگوهای سری زمانی، الگوهای خطی همانند الگوهای خودرگرسیون^۱ و میانگین متحرک^۲ یا ترکیب این الگوها^۳ دارای شهرت بیش‌تری هستند. اگرچه این الگوها در بسیاری از موارد موفق عمل نموده‌اند، ولی در توضیح رفتارهای غیرخطی همچون عدم تقارن ناتوان هستند. یکی از فروض اصلی در الگوهای غیرخطی این است که رفتار متغیر مورد بررسی تحت شرایط و وضعیت‌های مختلف متفاوت و متغیر است. در یک تقسیم‌بندی کلی از الگوهای غیرخطی بر اساس سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر، این نوع الگوها به دو بخش تقسیم‌بندی می‌شوند: الف) در برخی از این الگوهای غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته انجام می‌گیرد، مانند الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای ملایم^۴ و شبکه‌های عصبی مصنوعی^۵؛ و ب) در برخی دیگر، انتقال به سرعت انجام می‌گیرد، مانند الگوی مارکوف سوئیچینگ (Salehi Sarbijan et al., 2013).

الگوی مارکوف سوئیچینگ به عنوان الگوی تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود. این الگو یکی از مشهورترین الگوهای سری زمانی غیرخطی است. این الگو از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت این‌که از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان معین دارای یک رفتار و فرایند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان دهد. در این الگو متغیر Y_t توسط الگوی خودرگرسیون در دو رژیم متفاوت به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \text{به نحوی که} \quad \varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2) \quad (1)$$

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \text{به نحوی که} \quad \varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

اما از آن‌جا که جزء اخلاص در دو رابطه (۱) یکسان است، فرایند مبادله تغییرات Y_t را می‌توان توسط یک متغیر مجازی به صورت رابطه (۲) نوشت.

1. Autoregressive (AR)
2. Moving Average (MA)
3. Autoregressive Moving Average (ARMA)
4. Smooth Transition Autoregressive (STAR)
5. Artificial Neural Network

$$Y_t = \alpha_2 + \beta_3 y_{t-1} + \lambda D + \theta D y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، متغیر مجازی D برای زمانی که متغیر Y_t در رژیم اول قرار می‌گیرد، مقدار صفر و زمانی که در رژیم دوم قرار می‌گیرد، مقدار یک را اخذ می‌کند.

الگوهای مارکوف سوئیچینگ را با توجه به این که کدام بخش الگوی خودرگرسیون تابعی از رژیم‌های مختلف است می‌توان به انواع مختلف تقسیم‌بندی کرد. در یک تقسیم‌بندی کلی، الگوهای مارکوف سوئیچینگ را می‌توان به چهار حالت کلی تقسیم‌بندی کرد: الف) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در میانگین^۱؛ ب) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در عرض از مبدأ^۲؛ پ) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در پارامترهای الگوی خودرگرسیونی^۳؛ و ت) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در واریانس جزء اخلاص^۴. با در نظر گرفتن یک الگوی خودرگرسیون از مرتبه P، می‌توان حالت‌های مختلف الگوی مارکوف سوئیچینگ را به صورت رابطه (۳) تعریف کرد (Krolzig, 2013):

$$Y_t = I + \sum_{i=1}^P A_i y_{t-i} + u_t \rightarrow I = f(s) \rightarrow MSI$$

$$A_i = f(s) \rightarrow MSA \quad (3)$$

$$AR(u_t) = f(s) \rightarrow MSH$$

$$\mu_y = f(s) \rightarrow MSM$$

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۹ مستخرج از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است. مبنا در انتخاب دوره، وجود حداکثری داده‌ها بود. در پژوهش حاضر برای بکارگیری روش پروبیت^۵ و استخراج مقاطعی که بخش بانکی با بحران روبه‌رو بوده است، در مرحله نخست شاخصی تدوین شد که نماینده تنش در نظام بانکی است. در ادامه، با توجه به ادبیات موضوع الگوی پروبیت برآورد می‌شود.

معرفی متغیرها و تصریح الگو

با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی در بخش دوم، برای آزمون فرضیه پژوهش در مرحله نخست الگوی (۴) به منظور شناسایی دوره‌های تنش نظام بانکی در نظر گرفته شد:

1. Markov-Switching in Mean (MSM)
2. Markov-Switching in Intercept (MSI)
3. Markov-Switching in AR (MSA)
4. Markov-Switching in Heteroskedasticity (MSH)
5. Probit

$$BSTI_t = C(s_t) + \sum_{i=1}^4 \alpha_i(s_t)BSTI_{t-i} + \varepsilon(s_t) ; \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2(s_t)) \quad (4)$$

که در آن $BSTI$ شاخص تنش در نظام بانکی^۱ و $BSTI$ جزء اخلاص (که واریانس آن وابسته به وضعیت است) هستند. در رابطه (۴)، تمامی متغیرها وابسته به وضعیت هستند. وابسته بودن جزء اخلاص باعث می‌شود که از آن به عنوان شاخصی برای شناسایی دوره‌های تنش بالا استفاده کرد. برای دوره‌های مذکور عدد یک و برای دوره‌ای که جزء اخلاص واریانس کم‌تری دارد - به عنوان دوره کم‌تنش - عدد صفر لحاظ می‌شود.

کبریتیچی اوغلو^۲ (۲۰۰۲)، اعتقاد دارد سپرده‌های بانکی، اعتبارات اعطایی بانک به بخش خصوصی و بدهی‌های ارزی بانک سه شاخص اصلی پیشرو برای شناسایی تنش بانکی هستند که باید در شاخص شکنندگی نظام بانکی مورد استفاده قرار گیرند. این سه متغیر به ترتیب جانشین یا شاخص‌های غیرمستقیم نشان‌دهنده تغییرات در ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، و ریسک نرخ ارز در نظام بانکی هستند. به بیان دیگر، نوسانات این شاخص‌ها تغییرات در شکنندگی بخش بانکی هر کشور را نشان می‌دهند. در پژوهش حاضر با در نظر گرفتن پژوهش **کبریتیچی اوغلو** (۲۰۰۲) و به پیروی از مطالعات مربوط به اقتصاد ایران (Dargahi & Nikjoo, 2013) متغیرهای پژوهش بکار گرفته شد.

بدهی‌های ارزی بانک‌ها

حجم اسکناس و مسکوک به M1: افزایش حجم اسکناس و مسکوک به حجم پول نشان‌دهنده افزایش مبادلات از طریق پول و کاهش استفاده از سپرده‌های دیداری در امر مبادلات اقتصادی است. افزایش این نسبت که سبب کاهش ضریب فزاینده پولی و در نتیجه کاهش توان وام‌دهی بانک‌ها می‌شود، نشان‌دهنده کاهش اطمینان به نظام بانکی یا عدم توسعه یافتگی نظام بانکی در امر ارائه خدمات به منظور ایجاد تسهیل در مبادلات است.

نسبت M1 به M2: این نسبت نشان‌دهنده ترکیب دارایی‌ها بر اساس درجه نقدشوندگی است. هرچه این نسبت بیش‌تر باشد، نشان‌دهنده عدم توانایی نظام بانکی در تجهیز منابع از طریق جذب سپرده‌های مدت‌دار است. در شرایط افزایش نسبت فوق که به تنش مالی منجر می‌شود، اگرچه نظام بانکی وظیفه تسهیل مبادلات را انجام می‌دهد، ولی در اجرای وظیفه مهم دیگر خود که تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری است ناتوان است.

مطالبات سررسید گذشته و معوق: همان‌طور که در بخش مبانی نظری اشاره شد، به دنبال

1. Banking System Tension Index (BSTI)
2. Kibritçioğlu

تحریم‌ها و شوک‌های وارد شده از سمت عرضه و تقاضا، درآمد بنگاه‌های اقتصادی با کاهش مواجه خواهد شد. این مهم، احتمال عدم توانایی بنگاه‌ها را برای بازپرداخت تسهیلات افزایش می‌دهد. در این صورت، ضمن متاثر شدن ترازنامه بانک‌ها توان نظام بانکی برای اعطای تسهیلات جدید کاهش خواهد یافت.

ماندگاری سپرده‌های بلندمدت: ماندگاری یا پایداری سپرده‌های بلندمدت نزد نظام بانکی در ارزیابی وضعیت بخش بانکی دارای اهمیت است. در شرایط تنش مالی میزان ماندگاری سپرده‌های بلندمدت به دلیل ناطمینانی به نظام بانکی، افزایش نرخ بازدهی مورد انتظار سپرده‌گذاران و همچنین عدم ثبات رفتار آن‌ها به دلیل تغییرات سریع انتظارات کاهش خواهد یافت. شاخص ماندگاری سپرده‌های بلندمدت معادل صد منهای ضریب تغییرات تعریف می‌شود که یکی از متغیرهای آماری برای محاسبه ریسک یا ناطمینانی به شرح رابطه (۵) است که در آن CV ضریب تغییرات سپرده‌های بلندمدت δ و μ نیز به ترتیب انحراف معیار و میانگین سپرده‌ها هستند:

$$CV = \frac{\delta}{\mu} \times 100 \quad (5)$$

نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی: میزان تسهیلات اعطایی نظام بانکی در فرایند عرضه پول نقش تعیین‌کننده‌ای در تولید، بیکاری، و تورم دارد. به‌طوری که افزایش آن در شرایطی به تورم، و کاهش آن سبب رکود و کاهش فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود. بنابراین، افزایش نوسانات در این نسبت حاکی از افزایش تنش مالی در نظام بانکی است. زیرا از یک‌سو، نوسانات مثبت آن نشان‌دهنده عدم تناسب تسهیلات پرداختی با حجم فعالیت‌های اقتصادی و زیرساخت‌های موجود است؛ در چنین شرایطی تسهیلات اعطایی بانک‌ها چندان در فعالیت‌های اقتصادی مولد بکار گرفته نخواهد شد و احتمالاً با تورم همراه خواهد بود. از سوی دیگر، نوسانات منفی آن حاکی از عدم کفایت تسهیلات برای انجام فعالیت‌های عملیاتی و سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی است که نظر به بانک‌محور بودن اقتصاد ایران می‌تواند به رکود و کاهش رشد اقتصادی منجر شود. از این‌رو، نوسانات این متغیر نشان‌دهنده تنش در بخش بانکی است.

برای لحاظ متغیرها با در نظر داشتن پژوهش **درگاهی و نیکجو (۲۰۱۳)**، ابتدا روند آن‌ها از طریق فیلتر هودریک پرسکات^۱ استخراج می‌شود. سپس، برای متغیر نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی مقادیر منفی جزء چرخه‌ای در نظر گرفته خواهد شد (برای مقادیر بیش‌تر از روند که مثبت هستند، عدد صفر جانشین می‌شود). برای سایر متغیرها مقادیر مثبت با سبکی مشابه لحاظ

1. Hodrick-Prescott (HP) Filter

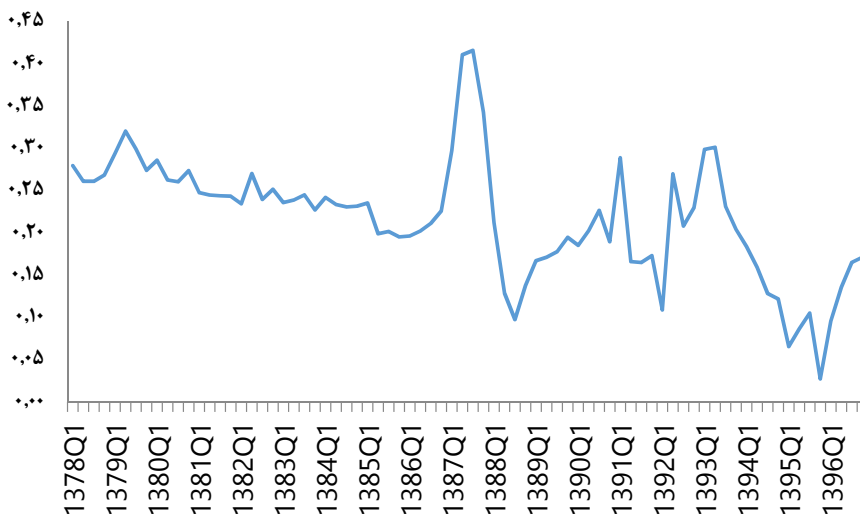
خواهند شد. برای ساخت شاخص، رابطه (۶) در نظر گرفته می‌شود:

$$BSTI_t = W_1FL_t + W_2BC_t + W_3MR_t + W_4LD_t + W_5DS_t + W_6RDG_t \quad (6)$$

که در آن $BSTI$ شاخص تنش نظام بانکی، FL بدهی ارزی بانک‌ها، BC نسبت اسکناس و مسکوک به M_1 ، MR نسبت M_1 به M_2 ، LD مطالبات سررسید گذشته و معوق، DS ماندگاری سپرده‌های بلندمدت، و RDG نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی هستند.

W_i ها نشان‌دهنده وزن هر متغیر در تنش نظام بانکی است. برای محاسبه وزن هر متغیر از روش تحلیل مولفه‌های اصلی^۱ استفاده شده است. از آنجایی که متغیرها واحد متفاوتی دارند و ضروری است در یک دامنه قابل مقایسه قرار گیرند، قبل از محاسبه وزن‌ها، متغیرهای بکار گرفته شده به کمک روش Min-Max نرمال‌سازی شدند. این روش تمامی متغیرها را به دامنه (۰-۱) تبدیل کرده است. نرمال‌سازی وزن‌ها تضمین می‌کند شاخص تدوین شده در بازه (۰-۱) به دست آید. در این صورت، با حرکت به سمت عدد یک تنش و شکنندگی در نظام بانکی بیش‌تر خواهد شد.

شکل (۱)، شاخص تدوین شده را به تصویر کشیده است:



شکل ۱: شاخص تنش در نظام بانکی

در ادامه، با استفاده از رهیافت لاجیت، الگوی (۷) برآورد می‌شود:

$$Crisis_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ten_t + \alpha_2 Growth_t + \alpha_3 Inflation_t + \alpha_4 RInt_t + \eta_t \quad (7)$$

در رابطه (۷)، $Crisis$ شاخص بحران نظام بانکی است که از شاخص تنش $BSTI$ برای محاسبه رژیم‌های صفر و یک استفاده شده است. به این صورت که پس از تدوین شاخص با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ، کل دوره به دو رژیم بحران و آرامش تقسیم شد که به دوره‌ها عدد یک و صفر اعطا گردید. این اعداد سازنده شاخص $Crisis$ هستند. Ten سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین از جمله شاخص‌های سنجش توزیع درآمد، نسبت هزینه دهک دهم (ثروتمندترین) به دهک اول (فقیرترین) است. هرچه این نسبت بالا باشد، نشان‌دهنده نابرابری بیشتر است. این متغیر به عنوان شاخص نابرابری درآمدی در نظر گرفته شده است. $Growth$ رشد تولید ناخالص داخلی، $Inflation$ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده، $RInt$ نرخ بهره حقیقی (نرخ بهره اسمی منهای نرخ تورم)، و η جزء اخلاص هستند.

بررسی پایایی متغیرها

به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون جعلی، در نخستین مرحله، ضروری است که آزمون پایایی برای متغیرها بکار گرفته شود. **جدول (۱)**، آزمون ریشه واحد خلاصه‌ای از نتایج مربوط به آزمون پایایی دیکی-فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد.

جدول ۱: نتیجه آزمون‌های پایایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	با عرض از مبدأ و بدون روند		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره ADF	نتیجه آزمون	آماره ADF	نتیجه آزمون
BSTI	-۳/۰۲	پایا	-۳/۶۸	پایا
Ten	-۲/۵۸	ناپایا	-۳/۲۸	ناپایا
Growth	-۱/۳۳	ناپایا	-۳/۳۹	ناپایا
Inflation	-۲/۸۴	ناپایا	-۲/۷۵	ناپایا
RInt	-۳/۵۹	پایا	-۳/۷۷	پایا

در آزمون انجام‌شده، مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد برای همه متغیرها در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند ۲/۹- است و در حالت با عرض از مبدأ و مشتمل بر روند ۳/۴۷- است.

طبق جدول (۱)، تنها شاخص تنش در نظام بانکی و نرخ بهره حقیقی در سطح پایا هستند. نتیجه آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد متغیرهای رشد اقتصادی، تورم، و شاخص نابرابری پایا نیستند. از آنجایی که وجود شکست ساختاری باعث ناپایا شدن سری‌های زمانی می‌شود، در جدول (۲)، خلاصه نتیجه آزمون ریشه واحد با در نظر داشتن شکست ساختاری برای متغیرهای اشاره شده گزارش می‌شود.

جدول ۲: نتیجه آزمون شکست ساختاری

متغیر	زمان شکست	نوع شکست	آماره آزمون	مقدار بحرانی
Ten	۱۳۸۸۹۴	عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۳	-۴/۶۲
Growth	۱۳۹۰۹۱	عرض از مبدأ و روند	-۵/۴۵	-۵/۱۷
Inflation	۱۳۹۱۹۱	عرض از مبدأ	-۵/۹۸	-۵/۱۷

طبق نتایج به دست آمده، آماره آزمون از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، سه متغیر دیگر نیز در سطح پایا هستند. از این رو، نیازی به بررسی پایایی تفاضل مرتبه اول متغیرها و همچنین آزمون هم‌جمعی نیست.

تخمین الگوی چرخشی مارکوف و تحلیل نتایج

در صورتی الگوی چرخشی مارکوف مدل مناسبی خواهد بود که غیرخطی باشد، با استفاده از آزمون LR این مهم سنجیده می‌شود. مقدار آماره مذکور از مقادیر بیشینه راست‌نمایی دو الگوی رقیب، یک الگو با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (الگوی غیرخطی) مورد محاسبه قرار می‌گیرد و دارای توزیع کای دو است. اگر آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان بیش‌تر باشد، الگوی خطی در آن سطح اطمینان مدل مناسبی نیست و باید از الگوی غیرخطی استفاده شود. نتیجه آزمون مذکور در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون غیرخطی بودن

سطح معناداری	مقدار آماره آزمون	آماره آزمون
۰/۰۰***	۴۹/۹۱	$\chi^2(7)$

توجه: *** نشان‌دهنده سطح معناداری در احتمال ۵ درصد است.

بر اساس نتیجه به دست آمده آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معناداری ۱ درصد بزرگ‌تر است و در الگوسازی تنش نظام بانکی طی دوره زمانی پژوهش، الگوی چرخشی مارکوف بر الگوی خطی ارجحیت دارد. **جدول (۴)**، به بررسی اعتبار الگوی انتخابی اختصاص دارد.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های نیکویی برازش

سطح معناداری	مقدار آماره	آماره	نوع آزمون
۰/۵۸	۱/۰۷	$\chi^2(2)$	نرمال بودن
۰/۲۱	۱/۶۲	F (۱ و ۷۲)	ناهمسانی واریانس ARCH
۰/۳۷	۱۲/۹۵	$\chi^2(12)$	خودهمبستگی پورتمن ^۱

جدول (۴)، نشان می‌دهد توزیع جملات اخلاص مدل انتخاب شده نرمال است و واریانس همسان دارند. علاوه بر این، نتایج آزمون پورتمن نشان می‌دهد که جملات اخلاص عاری از خودهمبستگی بوده و انتخاب متغیرها بدون وقفه‌ها به درستی صورت گرفته است. در مجموع، طبق برآیند نتایج، صحت و اعتبار مدل انتخابی مورد تایید قرار می‌گیرد. **جدول (۵)**، نتایج حاصل از تخمین الگوی چرخشی مارکوف مذکور را برای معادله (۴) نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی چرخشی مارکوف

نام متغیر	رژیم صفر			رژیم یک		
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدأ	۰/۱۲	۰/۰۴	۲/۸۳***	۰/۰۵	۰/۰۲	۲/۶۴**
BSTI(-1)	۰/۶۸	۰/۰۸	۸/۵***	۰/۶۶	۰/۱	۶/۶***
BSTI(-2)	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۴۶	۱/۰۵	۲/۱۱	۰/۵
BSTI(-3)	-۰/۱۶	۰/۰۹	-۱/۷۹	-۰/۲۳	۰/۱۹	-۱/۱۹
انحراف معیار جزء اخلاص		۰/۰۵			۰/۰۹	

توجه: ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معناداری در احتمال ۵ و ۱ درصد هستند.

از آن جایی که واریانس اجزای اخلال تابعی از متغیر وضعیت و وابسته به رژیم است، نظر به بالاتر بودن انحراف معیار در رژیم یک، می‌توان گفت این رژیم نشان‌دهنده وضعیت پرتنش در نظام بانکی است. متقابلاً، رژیم صفر دوران کم‌تنش را بازگو می‌کند. یکی از خروجی‌های مهم الگوی چرخشی مارکوف، احتمال انتقالات میان رژیم‌هاست. **جدول (۶)**، به احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیم‌ها مربوط به الگوی تخمین‌زده‌شده اختصاص یافته است.

جدول ۶: نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیم‌ها مربوط به الگوی برآوردشده

احتمال انتقالات	زمان t	
	رژیم صفر	رژیم یک
زمان t+1	رژیم صفر	۰/۱۵
	رژیم یک	۰/۸۵
ویژگی‌های رژیم‌ها	متوسط دوام	۰/۶۶
	احتمال جمعی	۰/۳۳

بر طبق احتمال اگر در زمان t در رژیم I قرار داشته باشیم، احتمال این که در زمان t+1 در رژیم I قرار بگیریم چقدر است؟ احتمالات جمعی بیان‌کننده این مطلب است که هر رژیم چند درصد از دوره زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. بر اساس دوره دوام می‌توان گفت متوسط دوره‌ای که طول می‌کشد تا از رژیم به رژیم دیگر تغییر وضعیت دهیم چقدر است. طبق نتایج **جدول (۶)**، رژیم صفر پایدارترین رژیم است، زیرا احتمال انتقال از این رژیم به خود این رژیم حدود ۹۳ درصد است. به عبارت دیگر، اگر در دوره t تنش نظام بانکی در رژیم صفر باشد، با احتمال تقریبی ۹۳ درصد در دوره t+1 نیز در این دوره خواهد بود و با احتمال ۷ درصد به رژیم یک چرخش خواهد کرد. متقابلاً، اگر در دوره t تنش نظام بانکی در رژیم یک باشد، با احتمال تقریبی ۹۰ درصد در همان رژیم و با احتمال ۰/۱ درصد به رژیم صفر تغییر وضعیت می‌یابد. طبق احتمالات انباشته، اگر تصادفاً یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۵۸ درصد در رژیم صفر و با احتمال ۴۲ درصد در رژیم یک قرار خواهد گرفت.

جدول ۷: رژیم‌های صفر و یک الگوی برآوردی

رژیم صفر	رژیم یک
۱۳۸۱ (۳) - ۱۳۸۷ (۱)	۱۳۷۸ (۴) - ۱۳۸۱ (۲)
۱۳۸۹ (۱) - ۱۳۹۱ (۴)	۱۳۸۷ (۱) - ۱۳۸۸ (۴)
۱۳۹۷ (۱) - ۱۳۹۷ (۲)	۱۳۹۲ (۱) - ۱۳۹۶ (۴)
۱۳۹۹ (۳) - ۱۳۹۹ (۴)	۱۳۹۷ (۳) - ۱۳۹۹ (۲)

طبق برآورد الگوی چرخشی مارکوف، می‌توان دوره‌های زمانی را که رژیم صفر و یک قرار می‌گیرند محاسبه کرد. **جدول (۷)**، این دسته‌بندی را بازگو می‌کند. بر اساس **جدول (۷)**، متغیر تنش نظام بانکی تدوین می‌شود. به این صورت که در فصل‌های مربوط به رژیم یک عدد یک و در سایر فصل‌ها عدد صفر در نظر گرفته می‌شود.

برآورد الگوی پرویت

در **جدول (۸)**، نتیجه برآورد الگوی اساسی پژوهش ارائه شده است:

جدول ۸: نتیجه برآورد الگو

متغیر	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۱۱/۶۵	۰/۰۱
Ten	۱/۳	۰/۰۴
Growth	-۰/۹	۰/۰۳
Inflation	۴/۲	۰/۰۰
RInt	۲/۰۶	۰/۰۰

نتیجه برآورد الگو نشان می‌دهد که شاخص نابرابری اثر مثبت و معناداری بر تنش بانکی در اقتصاد ایران دارد. به این مفهوم که با افزایش نسبت هزینه دهک دهم (ثروتمندترین) به دهک اول (فقیرترین) احتمال وقوع تنش در نظام بانکی افزایش می‌یابد. رشد اقتصادی اثری منفی و معنادار بر شاخص وقوع تنش بانکی دارد. با افزایش رشد اقتصادی احتمال وقوع تنش بانکی کاهش پیدا می‌کند. تورم اثری مثبت و معنادار بر شاخص وقوع تنش نظام بانکی دارد. افزایش نرخ بهره حقیقی نیز مانند تورم احتمال وقوع تنش را افزایش می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

در اقتصادهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه، بحران‌های بانکی در زمره پدیده‌های فراگیر به‌شمار می‌آیند. اگرچه اقتصاد ایران چنین پدیده‌ای را تجربه نکرده است، اما تضمینی وجود ندارد که در آینده با این پدیده روبه‌رو نشود. در این راستا، شناسایی عوامل موثر بر بحران بانکی کمک شایان توجهی به سیاستگذاران خواهد کرد.

در این پژوهش، اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۹:۴-۱۳۷۸:۱ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون پایایی نشان داد که متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش پایا هستند. در ادامه، سازوکار تدوین شاخص تنش در نظام بانکی تشریح شد. سپس، با استفاده از برآورد الگوی اصلی پژوهش به کمک روش پروبیت، مشخص شد با افزایش نابرابری درآمدی احتمال وقوع تنش بانکی افزایش می‌یابد. علاوه بر این، تورم و نرخ بهره حقیقی اثرگذاری مثبت و رشد اقتصادی اثر منفی بر احتمال وقوع تنش نظام بانکی داشتند. نتایج به‌دست‌آمده پژوهش در راستای نتایج **مشیری و نادعلی (۲۰۱۰)** و **زارعی و کمیجانی (۲۰۱۵)** است. فرضیه پژوهش عبارت بود از: نابرابری درآمدی اثر معناداری بر وقوع تنش‌های بانکی در ایران دارد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، نمی‌توان این فرضیه را رد کرد.

مبتنی بر نتایج، پیشنهاد می‌شود با توجه به اثرپذیری تنش بانکی از نابرابری درآمد، سیاستگذاران اقتصادی با اجرای سیاست‌های هدفمند و پایدار درصد کاهش شکاف طبقاتی برآیند تا از این منظر، احتمال وقوع تنش بانکی تقلیل یابد. با توجه به اثر تورم و بهره و نقش آن‌ها در تنش بانکی، پیشنهاد می‌شود سیاستگذار پولی با هدف قرار دادن این دو متغیر مهم اقتصادی نقش پررنگ‌تری در سیاست‌های پولی اعمال کند تا از بروز تنش‌های بانکی بیش‌تر جلوگیری به عمل آورد. پیشنهاد می‌شود برای توانمندسازی سیستم بانکی مواردی نظیر فراهم کردن زمینه لازم برای حضور بخش خصوصی و بانکداران خارجی در صنعت بانکداری و بهینه شدن مقررات بخش بانکی و مقررات‌زدایی و نظارت نظام‌مند مورد توجه سیاستگذار پولی قرار گیرد.

اظهاریه قدردانی

از پیشنهادها و توصیه‌های شایسته داوران محترم و ناشناس «نشریه برنامه‌ریزی و بودجه» که در بهبود کیفی مقاله نقش مهمی داشته‌اند و نیز از ویراستار علمی نشریه (آقای مازیار چابک) تشکر و قدردانی می‌نماییم.

الف) انگلیسی

- Ayadi, R., Naceur, S. B., & Challita, S. (2020). Does Income Inequality Really Matter for Credit Booms? *EMNES Working Paper No 46*.
- Bastanzad, H., & Davoudi, P. (2021). The Impact of Macro Systematic Shocks on the Non-Performing Loans: Multivariate Stochastic Volatility Model. *Planning and Budgeting*, 26(3), 49-74. <https://dx.doi.org/10.52547/jpbud.26.3.49>
- Bellettini, G., Delbono, F., Karlström, P., & Pastorello, S. (2019). Income Inequality and Banking Crises: Testing the Level Hypothesis Directly. *Journal of Macroeconomics*, 62(1), 103054. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.08.007>
- Bernanke, B. S. (1983). Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression (0898-2937). *NBER Working Paper No. 1054*. <https://doi.org/10.3386/w1054>
- Calomiris, C. W., & Mason, J. (1994). Contagion and Bank Failures during the Great Depression: The June 1932 Chicago Banking Panic. *NBER Working Paper No. 4934*. <https://doi.org/10.3386/w4934>
- Dargahi, H., & Nikjoo, F. (2013). A Financial Stress Index for the Economy of Iran and its Impacts on Economic Growth. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 47(4), 19-40. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2013.30191>
- Destek, M. A., & Koksels, B. (2019). Income Inequality and Financial Crises: Evidence from the Bootstrap Rolling Window. *Financial Innovation*, 5(1), 1-23. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0136-2>
- Fisher, I. (1933). The debt-Deflation Theory of Great Depressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1(4), 337-357. <https://doi.org/10.2307/1907327>
- Haubrich, J. G. (1990). Nonmonetary Effects of Financial Crises: Lessons from the Great Depression in Canada. *Journal of Monetary Economics*, 25(2), 223-252. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(90\)90014-U](https://doi.org/10.1016/0304-3932(90)90014-U)
- Kashif, M., Iftikhar, S. F., & Iftikhar, K. (2016). Loan Growth and Bank Solvency: Evidence from the Pakistani Banking Sector. *Financial Innovation*, 2(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/s40854-016-0043-8>
- Kibritçioğlu, A. (2002). Excessive Risk-Taking, Banking Sector Fragility, and Banking Crises. U of Illinois, Commerce and Bus. Admin. *Working Paper No. 02-0114*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.317491>
- Krolzig, H.-M. (2013). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis* (Vol. 454): Springer Science & Business Media.
- Minsky, H. (1982). *Can It Happen Again? Essays on Instability and Finance*: Routledge.
- Miroshnichenko, O., Iakovleva, E., & Voronova, N. (2022). Banking Sector Profitability: Does Household Income Matter? *Sustainability*, 14(6), 3345. <https://doi.org/10.3390/su14063345>
- Moshiri, S., & Nadali, M. (2010). Identifying Banking Crisis in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 6(1), 59-88. http://economic.mofidu.ac.ir/article_47829.html
- Moshiri, S., & Nadali, M. (2013). The Determinants of Banking Crises in Iranian. *Economics*

- Research*, 13(48), 1-27. http://joer.atu.ac.ir/article_913.html
- Perugini, C., Hölscher, J., & Collie, S. (2016). Inequality, Credit and Financial Crises. *Cambridge Journal of Economics*, 40(1), 227-257. <https://doi.org/10.1093/cje/beu075>
- Rajan, R. G. (2016). Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy: With a New Afterword by the Author. *Economics Books*.
- Rhee, D.-E., & Kim, H. (2018). Does Income Inequality Lead to Banking Crises in Developing Countries? Empirical Evidence from Cross-Country Panel Data. *Economic Systems*, 42(2), 206-218. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.08.007>
- Salehi Sarbijan, M., Reisi, G. A., & Shetab Booshehri, N. (2013). Studying Recessions and Booms in Iran Economy by Using Markov Switching Model. *Economical Modeling*, 7(23), 67-83. http://eco.iaufb.ac.ir/article_555339.html
- Stiglitz, J. E. (2012). *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*: WW Norton & Company.
- Stockhammer, E. (2015). Rising Inequality as a Cause of the Present Crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 39(3), 935-958. <https://doi.org/10.1093/cje/bet052>
- Van Treeck, T. (2014). Did Inequality Cause the US Financial Crisis? *Journal of Economic Surveys*, 28(3), 421-448. <https://doi.org/10.1111/joes.12028>
- Zarei, Z., & Komijani, A. (2015). Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran. *Economical Modeling*, 9(29), 1-23. http://eco.iaufb.ac.ir/article_557577.html

ب) فارسی

بیگلری، حمید (۱۳۹۳). درس‌هایی از بحران‌های بانکی برای سیستم مالی. نشریه روند، ۲۱(۶۵ و ۶۶)، ۳۴-۱۱.

نحوه ارجاع به مقاله:

عبدی سیدکلایی، محمد؛ زروکی، شهریار، و ابراهیمی کلاریجانی، کوثر (۱۴۰۱). بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۷(۲)، ۱۷۳-۱۵۳.

Abdi Seyyedkolae, M., Zaroki, S., & Ebrahimi Kelarijani, K. (2022). The Effect of Income Inequality on the Probability of Banking Tensions in Iran. *Planning and Budgeting*, 27(2). 153-173.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.153>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to *Planning and Budgeting*. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



مدل دومرحله‌ای مکان‌یابی بندر خشک با کاربرد مسئله مکان‌یابی هاب و تابع هزینه

نیلوفر دژستان

دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مهندسی صنایع موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

m.alimoradi@imps.ac.ir |

مهرداد علیم‌رادی

هیئت علمی، گروه برنامه‌ریزی سیستم‌ها و علوم اقتصادی، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

بابک فرهنگ مقدم

دانشیار علمی، گروه برنامه‌ریزی سیستم‌ها و علوم اقتصادی، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۲۱

دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۱۶

چکیده: افزایش میزان بار در بندرهای اصلی ایران در سال‌های اخیر به طراحی و راه‌اندازی بندرهای خشک در کشور منجر شده است. از مزایای مهم بندر خشک، کاهش رسوب کالا، افزایش سهم حمل‌ریلی و کاهش ترافیک جاده‌ها، کاهش هزینه‌های حمل‌بار کانتینری، و سرعت‌دهی به عملیات گمرک است. تاسیس بندر خشک نیازمند امکانات و تجهیزات برای ورود و ترخیص کالا، تغییر نوع حمل‌ونقل، فضای انبار و عملیات گمرک است که هزینه آن با توجه به سطح ظرفیت، متغیر است. این پژوهش با هدف مکان‌یابی بندرهای خشک برای دو بندر شهید رجایی و امام خمینی نوشته شده است. مکان‌یابی بندر خشک بر پایه مکان‌یابی هاب و تابع هزینه مدلسازی شد و چون از گونه برنامه‌ریزی خطی مختلط است، با روش الگوریتم دقیق سیمپلکس حل شده است. جایابی بهینه بندر خشک برای دو بندر شهید رجایی و امام خمینی، یک بار جدا برای هر یک و بار دیگر به صورت ترکیبی انجام شد. طبق نتایج پژوهش، هر چه حجم و پراکندگی مبادی/مقاصد بار کم‌تر باشد، نیاز به بندر خشک کم می‌شود و کاربرد ظرفیت بندرهای اصلی، بهینه‌تر است، به گونه‌ای که حالت بهینه ممکن برای بندر شهید رجایی استفاده ۳۷ درصدی از ظرفیت آن و برای بندر امام خمینی ۷۴ درصدی است. تعدد بندرهای خشک با پراکندگی مکانی بیش‌تر در کشور، مطلوبیت بیش‌تری برای کاربران سامانه دارد. اگر مسئله برای همه بندرهای کشور هم حل شود، به سبب سهم ۹۰ درصدی بندر شهید رجایی در جذب بار کانتینری، مکان‌های بهینه برای ساخت بندر خشک، آپرین، و منطقه ویژه اقتصادی سیرجان خواهد بود و بار بین هاب‌های یادشده و بندر اصلی، متناسب با هزینه حمل‌بار تا بندر اصلی توزیع می‌شود، یعنی بندر خشک بهینه بندر شهید رجایی به سبب نقش بسزای آن در سهم بار کانتینری، تعمیم‌پذیر به مقیاس کلان‌کشوری است.

کلیدواژه‌ها: بندر خشک، مکان‌یابی هاب، بندر شهید رجایی، بندر امام خمینی، برنامه‌ریزی خطی مختلط، روش سیمپلکس.

طبقه‌بندی JEL: R14, R41, R53, R58.

مقدمه

با توجه به رشد حمل‌ونقل کانتینری در جهان از میانه دهه ۱۹۵۰ ساخت کشتی‌های حمل کانتینرهای بزرگ گسترش یافت. ترافیک حمل‌ونقل دریایی منتهی به بندرهای ساحلی، نبود فضای کافی برای پهلوگیری کشتی‌ها، خلأ مدیریت بر کانتینرهای خالی، طولانی بودن زمان انجام کارهای اداری گمرکی، هزینه‌های زیاد حمل‌ونقل، عدم کاربرد بهینه حمل‌ونقل ترکیبی، عدم رعایت زمان تحویل بار به مقاصد، و کمبود امنیت در حمل‌ونقل بار به‌گونه‌ای در سراسر دنیا افزایش یافت که ضرورت وجود تسهیلاتی را برای مدیریت این خلأها در حمل بار، به‌ویژه حمل‌ونقل شبکه متصل به راه‌های دریایی، پدید آورد (De Langen & Somn-Friese, 2019; Kovačić Lukman et al., 2022; Steuer et al., 2021).

بندرهای دریایی سنتی به منظور بهبود رقابت‌پذیری برای حفظ یا افزایش سهم بازار خود در مقایسه با سایر بندرهای دریایی، متحمل فشارهایی هستند. با مفهوم بندر خشک، بندرهای دریایی می‌توانند سطوح خدمات، ظرفیت‌ها و نواحی ذخیره‌سازی خود را در پایانه‌های ترکیبی مکان‌یابی‌شده درون کشور بیفزایند. ساخت بندر خشک از تصمیم‌های راهبردی است، هزینه‌های سنگینی دارد و هرگونه خطا در این تصمیم‌گیری زیان‌های سنگینی را به بار می‌آورد (Feng et al., 2013).

ادبیات، روش خوشه‌بندی را برای حل مسئله مکان‌یابی بندر خشک (تعداد و مکان آن) پیشنهاد می‌دهد (Li et al., 2011). لی و همکاران (۲۰۱۱)، مدلی را برای مکان‌یابی شبکه بندر دریایی-بندر خشک برای ایجاد دیدگاه جدیدی در روابط بندر دریایی و بندر خشک با توسعه الگوریتم حریمانه^۱ و الگوریتم ژنتیک^۲ توسعه می‌دهند. در سال‌های اخیر، برای حل مسئله تعیین بهترین مکان تاسیسات، پژوهش‌های گسترده‌ای صورت گرفته است (Owen & Daskin, 1998; Hale & Moberg, 2003). برخی مسئله مکان‌یابی بندر خشک را برای جابه‌جایی بار در حمل‌ونقل چندوجهی مطرح می‌کنند (Ambrosino & Sciomachen, 2014). همچنین، پژوهشگران دیگر نیز روش‌های گوناگونی از جمله وزن‌دهی به عوامل اثرگذار در انتخاب محل ساخت بندر خشک، تحلیل پوششی داده‌ها، و انواع روش‌های فازی را ارائه و توسعه داده‌اند (Mańkowska et al., 2020; Nguyen et al., 2021; Shoukat & Xiaoqiang, 2022).

با گذشت چند دهه از مطرح شدن بندرهای خشک در ایران، هنوز اقدام جدی و منسجمی برای

1. Greedy Algorithm
2. Genetic

راه‌اندازی و بهره‌برداری از آن‌ها انجام نشده است. تاکنون چندین پژوهش درباره مکان‌یابی بندر خشک انجام شده است. در پژوهش‌های انجام‌شده، همه بندرها در ارزیابی تعیین نقاط بهینه در نظر گرفته شده است (پارسی و سلطانی‌نژاد، ۱۳۹۴؛ سعیدی و همکاران، ۱۳۹۰؛ سعیدی‌پور، ۱۳۸۹؛ شیخ‌الاسلامی و براتی، ۱۳۹۰). برای نمونه حاتمی‌نسب و زارع (۲۰۱۸)، به شناخت و اولویت‌بندی عوامل مورد نیاز برای تاسیس بندر خشک در ایران می‌پردازند و از بازنگری ادبیات و فن دلفی برای استخراج عوامل زمینه‌ساز ساخت بندر خشک بهره می‌برند.

با توجه به این‌که هدف اصلی بندرهای خشک کاهش حجم ترافیکی در بندرهای اصلی و بین‌المللی برای افزایش ظرفیت، ساده‌سازی انبارداری و در نتیجه، ارتقای بهره‌وری بندرهایی با حجم ترافیکی بالاست، این پژوهش با تمرکز بر دو بندر شهید رجایی و امام خمینی به تعیین مکان بندرهای خشک می‌پردازد. در سال ۱۳۹۸ بندر شهید رجایی با ۵۲ درصد بیش‌ترین سهم تخلیه و بارگیری همه انواع بار بندرها را داشت و پس از آن بندر امام خمینی با سهم ۲۹/۹ درصد در رتبه دوم بود. در تخلیه و بارگیری محمولات کانتینری بندر شهید رجایی با سهم ۹۰ درصد بیش‌ترین میزان عملکرد را میان بندرها داشته و بندر امام خمینی با ۵ درصد در جایگاه دوم بوده است.

سهم این پژوهش در مقایسه با سایر پژوهش‌های انجام‌شده، دیدگاه و رویکرد واقع‌گرایانه با تکیه بر اطلاعات و وضعیت کنونی کشور ایران است. پژوهش حاضر در گام نخست، با کاربرد روش‌های علمی و تکیه بر شاخص‌های اولیه و کلان اقتصادی برآمده از ادبیات موضوع، از جمله رویکرد مکان‌یابی هاب، مکان‌های نامزد را تعیین می‌کند که از دید کلان، قابلیت ساخت بندر خشک را دارند و در گام بعد، با مدلسازی ریاضی و اجرای مدل بر پایه شرایط و وضعیت موجود و داده‌های واقعی به تعیین تعداد و نقاط بهینه (از میان نقاط نامزد) برای احداث بندر خشک می‌پردازد.

مبانی نظری پژوهش

ایران ظرفیت بالایی در زمینه لجستیک دارد که به جرئت می‌توان گفت کم‌تر کشوری را در جهان می‌توان سراغ گرفت که این مزیت‌ها را یکجا داشته باشد. اما در عملکرد لجستیکی، وضعیت ایران به مراتب ضعیف‌تر از کشورهایی است که این‌گونه مزایا را ندارند. ترافیک در بندرها و مسیرهای منتهی به آن‌ها، کمبود فضای بندرها برای تخلیه، بارگیری و انبارسازی موقت کانتینرها و رسوب کالا در آن‌ها از مهم‌ترین مشکل‌هایی است که بندرهای اصلی دارای حجم گسترده صادرات و واردات کالا با آن روبه‌رو هستند. بندرهای خشک به عنوان پاسخی برای حل مشکل افزایش شلوغی جاده‌ها، نبود فضاهای باز

در تاسیسات بندر و آثار زیست‌محیطی قابل توجه در بندرها طراحی شده‌اند. روسو^۱ (۲۰۰۸)، بندر خشک را به‌اختصار، پایانه چندوجهی درون‌سرزمینی معرفی می‌کند که به‌طور مستقیم با راه‌آهن و جاده به بندر دریایی متصل می‌شود و در واقع، محلی است که مشتریان می‌توانند به شکل استاندارد، بارهای خود را همچون بندر دریایی ترخیص یا بارگیری نمایند.

هاب‌ها تسهیلاتی هستند که نقش نقاط تعویض، انتقال و طبقه‌بندی را در سیستم‌های توزیع دارند. هاب به‌جای جریان مستقیم بین هر جفت مبدأ-مقصد، جریان‌هایی را در جهت بهینه‌سازی صرفه‌های اقتصادی متمرکز می‌کند. عیدی و میرآخوری^۲ (۲۰۱۲)، هاب را محلی می‌گویند که کالا یا اطلاعات فراهم‌شده از چندین منبع در آن گرد می‌آید، سپس به سوی دیگر هاب‌های شبکه یا مقصد نهایی منتقل می‌شود. آغاز بررسی مسائل مکان‌یابی هاب توسط اوکلی و میلر^۳ (۱۹۹۴)، با معرفی نخستین مدل ریاضی درجه دوم برای یک مسئله P هاب میانه با تخصیص تکی با روش حل ابتکاری نزدیک‌ترین فاصله بود. اوکلی (۱۹۸۷)، همچنین نخستین فرمول‌نویسی ریاضی را بر اساس اطلاعات جابه‌جایی مسافران شرکت‌های هواپیمایی در سال ۱۹۷۰ میان ۲۵ شهر آمریکا ارائه کرد. پس از آن، پژوهشگران دیگر نیز از این مجموعه داده‌ها با عنوان CAB^۳ در مسائل مکان‌یابی هاب بهره بردند (Alumur & Kara, 2008). کریمی و بشیری (۲۰۱۱)، مسئله مکان‌یابی هاب را برای شبکه هاب‌های فرودگاهی ایران با استفاده از دو رویکرد ابتکاری حل کردند.

مطالعات و بررسی‌های این پژوهش شامل دو بخش است: رویکرد کلان اقتصادی به مکان‌یابی بندرهای خشک؛ و رویکرد خرد اقتصادی برای یافتن بهترین نامزد بندرهای خشک با مدلسازی.

رویکرد کلان اقتصادی مکان‌یابی بنادر خشک

حاتمی‌نسب و زارع (۲۰۱۸)، به شناخت و اولویت‌بندی عوامل لازم برای تاسیس بندر خشک در ایران می‌پردازند که به‌ترتیب اولویت شامل ساختار و زیرساخت، شبکه ریلی، بندرهای دریایی، مالی، مسیر جاده‌ای، حفاظت از محیط‌زیست، محیط فیزیکی، و فرایند و اجراست. آیین‌نامه اجرایی تاسیس و بهره‌برداری از بنادر خشک، مطابق با موافقت‌نامه اسکاپ^۴، مناطق با اولویت اصلی برای ساخت بندر خشک در ایران را شامل منطقه ویژه اقتصادی سلفچگان قم (استان قم)، ایستگاه شهید مطهری

1. Roso
2. O'Kelly & Miller
3. Civil Aeronautics Board
4. ESCAP

(استان خراسان رضوی)، منطقه ویژه اقتصادی سیرجان (استان کرمان)، و فرودگاه بین‌المللی امام خمینی (استان تهران)، و مناطق با اولویت فرعی را منطقه ویژه اقتصادی سهلان (استان آذربایجان شرقی)، فرودگاه بین‌المللی دستغیب شیراز (استان فارس)، منطقه ویژه اقتصادی سرخس (استان خراسان رضوی)، منطقه آزاد اروند (استان خوزستان)، و مرکز لجستیکی زاهدان (استان سیستان و بلوچستان) می‌دانند (خبرگزاری تین نیوز، ۱۳۹۳). همچنین، افزون بر موارد نام‌برده، منطقه آپرین در نزدیکی استان تهران، منطقه مهریز استان یزد و ایستگاه سیستان در استان اصفهان با طی مراحل قانونی از مجوز یادشده برخوردار شده‌اند.

با توجه به پارامترهای ارائه‌شده در پژوهش **حاتمی‌نسب و زارع (۲۰۱۸)**، مکان‌های برگزیده ساخت بندر خشک برای دو بندر شهید رجایی و امام خمینی به منظور ورود به مسئله بهینه‌سازی عبارت‌اند از: منطقه ویژه اقتصادی سلفچگان قم، ایستگاه شهید مطهری، منطقه ویژه اقتصادی سیرجان، فرودگاه بین‌المللی امام خمینی، منطقه ویژه اقتصادی سهلان، منطقه ویژه اقتصادی سرخس، منطقه آزاد اروند، منطقه آپرین، و منطقه مهریز یزد.

رویکرد خرد اقتصادی برای یافتن بهترین نامزد بندرهای خشک با مدلسازی

مدلسازی با توجه به مطالب و مفروضات گفته‌شده و با کمک مدل مکان‌یابی هاب ارائه شده است. هدف این مدل، کمینه‌سازی هزینه کل است که شامل هزینه تاسیس، هزینه ذخیره‌سازی در بندرهای خشک، و هزینه حمل‌ونقل بین مناطق داخلی و بندر است. ظرفیت بندرهای خشک تاثیر تعیین‌کننده‌ای در هزینه تاسیس و هزینه حمل‌ونقل دارد که باید به عنوان بخشی از فرایند تصمیم‌گیری برای مکان‌یابی مورد توجه باشد. برای حل این مسئله به شکل واقع‌بینانه، محدودیت‌های ظرفیت نیز در مدل دیده شده که برای هر سطح ظرفیت، یک هزینه ساخت‌وساز ثابت لحاظ شده است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش با کاربرد رویکرد مکان‌یابی هاب به تعیین محل و تعداد بهینه بندرهای خشک می‌پردازد و در این راستا ضمن بررسی شاخص‌های اولیه مکان‌های نامزد برای ساخت بندر خشک، به مدلسازی ریاضی و اجرای آن بر پایه داده‌های واقعی اقدام می‌کند. گام‌های انجام پژوهش شامل این موارد می‌شوند: تبیین و شناخت مسئله و تطبیق فرض‌ها و هدف‌ها؛ ارزیابی اولیه مکان‌های نامزد؛ مدلسازی ریاضی؛ اعتبارسنجی مدل؛ پیاده‌سازی در مقیاس کلان؛ و تحلیل نتایج.

مفروضات مدل

۱. هدف مدل، کمینه‌سازی هزینه جریان میان مبادی و مقاصد بار و هزینه ساخت بندرهای خشک است؛
 ۲. ظرفیت بندرهای خشک، متغیر و در سه سطح در نظر گرفته شده است؛
 ۳. تعداد بندرهای خشک به صورت بهینه، درون‌زا و توسط مدل تعیین می‌شود؛
 ۴. بین مبادی و مقاصد بار دست‌بالا یک بندر خشک قرار دارد (مدل در صورت عدم بهینگی بندرهای خشک نامزد نسبت به بندرهای اصلی، این قابلیت را دارد که بندر را برگزیند. پس این امکان وجود دارد که ارتباط بین مبدأ و مقصد بدون واسطه هاب انجام شود)؛
 ۵. هزینه ساخت بندرهای خشک، ثابت و بر پایه میزان ظرفیت تعیین شده است؛ و
 ۶. تخصیص مبادی و مقاصد بار به بندرهای خشک، یگانه است.
- این مدل‌سازی در پی یافتن مکان بهینه بندرهای خشک از میان مکان‌های نامزد و میزان ظرفیت بهینه آن‌هاست. پارامترها و متغیرهای مدل به این شرح است: P: مجموعه مکان‌های نامزد بندر خشک و بندر اصلی؛ Q: مجموعه مبادی / مقاصد بار؛ Q': زیرمجموعه Q، مجموعه مبادی / مقاصد بار که بار خود را با حمل‌ونقل ریلی جابه‌جا می‌کنند؛ Q'': زیرمجموعه Q، مجموعه مبادی / مقاصد بار که بار خود را با حمل‌ونقل جاده‌ای جابه‌جا می‌نمایند؛ اندیس i: معرف مکان‌های نامزد بندر خشک و بندر اصلی است؛ اندیس j: معرف مبادی / مقاصد بار که از راه ریل با بندر تبادل بار دارند؛ اندیس j': معرف مبادی / مقاصد بار که از راه جاده با بندر تبادل بار دارند؛ اندیس k: معرف سطوح ظرفیت مکان‌های نامزد است؛ C_{ik}: هزینه تاسیس بندر خشک با سطح ظرفیت k و در مکان نامزد i (واحد ریال)؛ Z_{ik}: متغیر دودویی، اگر مکان نامزد i با سطح ظرفیت k انتخاب شود ۱ و در غیر این صورت ۰؛ Cr: هزینه حمل بار با ریل (واحد $\frac{Rial}{Ton.Km}$)؛ C'r: هزینه حمل بار با جاده (واحد $\frac{Rial}{Ton.Km}$)؛ I_{ij}: فاصله ریلی از مبادی / مقاصد بار (j) تا مکان نامزد (i) (واحد km)؛ I'_{ij}: فاصله مستقیم جاده‌ای از مبادی / مقاصد بار (j') تا مکان نامزد (i) (واحد km)؛ Idi: فاصله مستقیم ریلی از مکان نامزد (i) تا بندر اصلی (واحد km)؛ X_{ijk}: حجم بار جابه‌جاشده از مبادی / مقاصد بار (j) تا مکان نامزد (i) با سطح ظرفیت k (واحد تن)؛ X'_{ijk}: حجم بار جابه‌جاشده از مبادی / مقاصد بار (j') تا مکان نامزد (i) با سطح ظرفیت k (واحد تن)؛ X_{d_{ik}}: حجم بار جابه‌جاشده از مکان نامزد (i) با سطح ظرفیت k تا بندر اصلی (واحد تن)؛ Cstr: هزینه ذخیره‌سازی در مکان نامزد (i) (واحد تن)؛ T_i: مدت زمان ذخیره‌سازی بار در مکان نامزد (i) (واحد Day)؛ Dj: عرضه / تقاضای کل بار از مبادی / مقاصد بار (j) (واحد Ton)؛ D'_j: عرضه / تقاضای کل بار از مبادی / مقاصد بار (j') (واحد Ton)؛ S_{ik}: ظرفیت مکان

نامزد i با سطح ظرفیت k (واحد Ton)؛ و B : بیش‌ترین تعداد بندر خشک جدید.

مدلسازی با توجه به مفروضات بیان‌شده و با کمک مدل مکان‌یابی هاب ارائه شده است. هدف مدل کمینه‌سازی هزینه کل است که شامل هزینه تاسیس، هزینه ذخیره‌سازی در بندرهای خشک، و هزینه حمل‌ونقل میان مناطق داخلی و بندر است.

$$\min C = \sum_{i \in P} \sum_{k \in T} C_{ik} \times Z_{ik} + \sum_{i \in P} \sum_{j \in Q} \sum_{k \in T} C'_{ij} \times I'_{ij} \times X'_{ij'k} + \sum_{i \in P} \sum_{j \in Q} \sum_{k \in T} Cr \times I_{ij} \times X_{ijk} + \sum_{i \in P} \sum_{j \in Q} \sum_{k \in T} Cstr \times T_i \times X_{ijk} + \sum_{i \in P} \sum_{j \in Q} \sum_{k \in T} Cstr \times T_i \times X'_{ij'k} + \sum_{i \in P} \sum_{k \in T} Cr \times Id_i \times Xd_{ik}$$

subject to

$$1) \sum_{j \in Q} X_{ijk} + \sum_{j' \in Q'} X'_{ij'k} = Xd_{ik}$$

$$2) \sum_{i \in P} \sum_{k \in T} X_{ijk} = D_j$$

$$3) \sum_{i \in P} \sum_{k \in T} X'_{ij'k} = D'_{j'}$$

$$4) \sum_{j \in Q} X_{ijk} + \sum_{j' \in Q'} X'_{ij'k} \leq S_{ik} Z_{ik}$$

$$5) \sum_{k \in T} Z_{ik} \leq 1$$

$$6) \sum_{i \in P} \sum_{k \in T} Z_{ik} \leq B$$

$$7) X_{ijk} \geq 0, X'_{ij'k} \geq 0, Xd_{ik} \geq 0$$

$$8) Z_{ik} = 0, 1$$

تابع هدف برای کمینه‌سازی کل هزینه‌های ساخت‌وساز، ذخیره‌سازی، و تخصیص بار تعریف شده است. سطر (۱)، اطمینان می‌یابد که در بندر خشک، جریان ورودی با جریان خروجی برابر باشد. سطر (۲) و (۳)، تضمین می‌کنند که تقاضای مبادی / مقاصد بار برآورده می‌شود. سطر (۴)، تضمین می‌کند که بندر خشک ظرفیت کافی را برای تقاضای همه مبادی / مقاصد بار فراهم می‌کند. سطر (۵)، بیانگر آن است که در صورت انتخاب مکان بهینه باید تنها یک سطح ظرفیت برای آن انتخاب شود. سطر (۶)، محدودیت تعداد بندرهای خشک و سطر (۷) محدودیت دامنه است. سطر (۸)، محدودیت دودویی متغیر تصمیم‌گیری است.

داده‌ها

تجزیه و تحلیل اطلاعات در این پژوهش با کاربرد مدل‌های بهینه‌سازی ریاضی موجود در حوزه پژوهش عملیاتی است و برای حل و اجرای مدل، نرم‌افزار تخصصی GAMS بکار می‌رود. اطلاعات

بکاررفته در این پژوهش شامل مواردی است که از سامانه گراف حمل و نقل ریلی^۱، سازمان راهداری و حمل و نقل جاده‌ای^۲، و سازمان بنادر و دریانوردی^۳ استخراج شده است، مانند: آمار ریلی تبادل بار میان نقاط عرضه/ تقاضای بار و بندر شهید رجایی در سال ۱۳۹۸ و فاصله بین نقاط یادشده؛ آمار جاده‌ای تبادل بار میان نقاط عرضه/ تقاضای بار و بندر شهید رجایی در سال ۱۳۹۸ و فاصله بین نقاط نام‌برده؛ تعرفه حمل بار ریلی؛ تعرفه حمل بار جاده‌ای؛ و تعرفه ذخیره‌سازی کالا در بندرها و مناطق ویژه اقتصادی. نُه مکان نامزد بندر خشک به علاوه بندر اصلی در مدلسازی ارزیابی شده‌اند. مبادی/ مقاصد بار از آمار حمل بار کانتینری از راه جاده و ریل به بندر اصلی درآمده است. مبادی/ مقاصد بار به بندر شهید رجایی شامل ۱۸۰ مورد و به بندر امام خمینی دربرگیرنده ۴۶ مورد است.

نتایج حل مسئله

بررسی مکان‌های بهینه برای بندر شهید رجایی

بررسی نه مکان نامزد بندر خشک و بندر شهید رجایی به عنوان نامزد مکان‌های بهینه با سه سطح ظرفیت به عنوان هاب به منظور حمل بار کانتینری بین مبادی/ مقاصد بار و بندر شهید رجایی انجام شده است. در **جدول (۱)**، هزینه تاسیس هر سطح با واحد ریال آمده است. در این جدول فرض می‌شود که هزینه تاسیس در هر سطح ظرفیت برای همه مکان‌های نامزد بندر خشک، یکسان و برای بندر شهید رجایی صفر است.

جدول ۱: سطوح ظرفیت مکان‌های نامزد- بندر شهید رجایی (۱۳۹۸)

کد سطح ظرفیت	میزان ظرفیت (تن)	هزینه تاسیس (ریال)
۱	2×10^7	$3/01 \times 10^{12}$
۲	1×10^7	$1/5 \times 10^{12}$
۳	7×10^6	$1/05 \times 10^{12}$

یافته‌ها نشان می‌دهد که سه مکان نامزد بندر شهید رجایی، منطقه ویژه اقتصادی سیرجان، و آپرین با مشخصات آمده در **جدول (۲)** بیش‌ترین بهینگی را دارند. میزان هزینه کل برآوردشده در این حالت $10^{12} \times$

1. <https://www.rai.ir/>
2. <https://rmto.ir/>
3. <https://www.pmo.ir/>

۳/۹۸۹۸۲ ریال است. اگر سطح ظرفیت منطقه آپرین به $۱۰^۶ \times ۶$ کاسته شود، هزینه کل $۳/۹۷۶۷۷ \times ۱۰^{۱۳}$ ریال می‌شود. نتایج نشان می‌دهد، در حالتی که بندر شهید رجایی تقریباً ۳۷ درصد ظرفیت خود را برای عملیات ترخیص/ورود کالا استفاده کند و ۶۳ درصد باقی محمولات کانتینری را به بندرهای خشک واگذار نماید، بهینه‌ترین حالت ممکن از دید کمینه هزینه کرد تاسیس بندر خشک، حمل بار و رسوب کالا رخ می‌دهد.

جدول ۲: مشخصات مکان‌های بهینه منتخب - بندر شهید رجایی (۱۳۹۸)

نام منطقه	سطح ظرفیت (تن)	میزان بار بهینه برای عملیات (تن)	سهم بار (درصد)
بندر شهید رجایی	۱۰×۱۰^۶	$۷/۳۱ \times ۱۰^۶$	۳۷
منطقه ویژه اقتصادی سیرجان	۷×۱۰^۶	۷×۱۰^۶	۳۵
آپرین	۷×۱۰^۶	$۵/۵۵ \times ۱۰^۶$	۲۸

جدول (۳)، مقایسه تناژ بار کانتینر انتقالی با ریل و جاده را در وضعیت کنونی با تناژ بار انتقالی ریل و جاده به واسطه بندرهای خشک سیرجان و آپرین نشان می‌دهد. با ساخت بندرهای خشک برگزیده، حمل بار ریلی به میزان ۸۸۲ درصد افزایش و حمل بار جاده‌ای ۴۹ درصد کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، میزان تناژ حمل کانتینر با ریل تقریباً ۱۰ برابر و میزان تناژ حمل کانتینر با جاده حدوداً نصف خواهد شد.

جدول ۳: میزان تغییر حمل بار با ریل و جاده - بندر شهید رجایی (۱۳۹۸)

تن - کیلومتر تن - کیلومتر بار جاده‌ای در وضعیت اولیه	تن - کیلومتر تن - کیلومتر بار جاده‌ای در وضعیت اولیه	تن - کیلومتر بار ریلی در وضعیت	تن - کیلومتر بار ریلی در وضعیت	میزان تغییر در حمل بار جاده‌ای (درصد)	میزان تغییر در حمل بار ریلی (درصد)
$۱۰^{۱۰} \times ۱/۸۴$	$۱۰^{۱۰} \times ۱/۰۸$	۸۸۲	$۱۰^۹ \times ۹/۲۹۲$	-۴۹	

بررسی مکان بهینه برای بندر امام خمینی

بررسی نه مکان نامزد بندر خشک و بندر امام خمینی به عنوان نامزد مکان‌های بهینه با سه سطح ظرفیت به عنوان هاب به منظور حمل بار کانتینری بین مبادی/مقاصد بار و بندر امام خمینی

انجام شده است. در **جدول (۴)**، هزینه ساخت هر سطح با واحد ریال آمده است. در این جدول فرض می‌شود که هزینه ساخت در هر سطح ظرفیت برای کلیه مکان‌های نامزد بندر خشک، یکسان و برای بندر امام خمینی صفر است.

جدول ۴: سطوح ظرفیت مکان‌های نامزد- بندر امام خمینی (۱۳۹۸)

کد سطح ظرفیت	میزان ظرفیت (تن)	هزینه تاسیس (ریال)
۱	$1/1 \times 10^6$	$1/65 \times 10^{11}$
۲	$5/5 \times 10^5$	$8/2 \times 10^{10}$
۳	$3/3 \times 10^5$	$4/9 \times 10^{10}$

نتایج نشان می‌دهد، دو مکان نامزد بندر امام خمینی و فرودگاه بین‌المللی امام خمینی با مشخصات **جدول (۵)** بیش‌ترین بهینگی را دارند. میزان هزینه کل برآوردشده در این حالت $1/71399 \times 10^{12}$ ریال است. اگر سطح ظرفیت فرودگاه بین‌المللی امام خمینی به 3×10^5 کاهش یابد، هزینه کل $1/71099 \times 10^{12}$ ریال می‌شود. نتایج نشان می‌دهد، در حالتی که بندر امام خمینی تقریباً از ۷۴ درصد ظرفیت خود برای عملیات ترخیص/ورود کالا استفاده کند و ۲۶ درصد باقی محمولات کانتینری را به بندر خشک واگذار نماید، بهینه‌ترین حالت ممکن از دید کمینه هزینه کرد هزینه ساخت بندر خشک، حمل بار، و رسوب کالا اتفاق می‌افتد.

جدول ۵: مشخصات مکان‌های بهینه منتخب- بندر امام خمینی (۱۳۹۸)

نام منطقه	سطح ظرفیت (تن)	میزان بار بهینه برای عملیات (تن)	سهم بار (درصد)
بندر امام خمینی	$1/1 \times 10^6$	$7/81 \times 10^5$	۷۴
فرودگاه بین‌المللی امام خمینی	$3/3 \times 10^5$	$2/76 \times 10^5$	۲۶

جدول (۶)، مقایسه تناژ بار (کانتینر) انتقالی با ریل و جاده را در وضعیت کنونی با تناژ بار انتقالی ریل و جاده به واسطه بندرهای خشک فرودگاه بین‌المللی امام خمینی نشان می‌دهد. با ساخت بندرهای خشک برگزیده، حمل بار ریلی به میزان ۵۴۹۷۳ درصد افزایش و حمل بار جاده‌ای به میزان ۳۵ درصد کاهش می‌یابد. به دیگر سخن، میزان تناژ حمل کانتینر با ریل تقریباً ۵۵۰ برابر و میزان تناژ حمل کانتینر با جاده حدوداً یک‌سوم کم خواهد شد.

جدول ۶: میزان تغییر حمل بار با ریل و جاده- بندر امام خمینی (۱۳۹۸)

میزان تغییر در حمل بار جاده‌ای (درصد)	تن- کیلومتر بار جاده‌ای در وضعیت با بندر خشک	میزان تغییر در حمل بار ریلی (درصد)	تن- کیلومتر بار ریلی در وضعیت با بندر خشک	تن- کیلومتر بار جاده‌ای در وضعیت اولیه	تن- کیلومتر بار ریلی در وضعیت اولیه
-۳۵	$4/33 \times 10^8$	۵۴۹۷۳	$2/44 \times 10^8$	$6/63 \times 10^8$	$4/44 \times 10^8$

بررسی مکان بهینه برای بندرهای شهید جایی و امام خمینی (به صورت توام)

بررسی نه مکان نامزد بندر خشک، بندر شهید رجایی، و بندر امام خمینی به عنوان نامزد مکان‌های بهینه با سه سطح ظرفیت به عنوان هاب به منظور حمل بار کانتینری بین مبادی/ مقاصد بار و بندر امام خمینی و شهید رجایی انجام شده است. در جدول (۷)، هزینه تاسیس هر سطح با واحد ریال آمده است. در این جدول فرض می‌شود که هزینه تاسیس در هر سطح ظرفیت برای کلیه مکان‌های نامزد بندر خشک، یکسان و برای بندر امام خمینی صفر است.

جدول ۷: سطوح ظرفیت مکان‌های نامزد بندرهای خشک، بندر شهید رجایی، و بندر امام خمینی (۱۳۹۸)

کد سطح ظرفیت نامزدهای بندرهای خشک	میزان ظرفیت (تن)	هزینه تاسیس (ریال)
۱	$2/11 \times 10^7$	$3/1 \times 10^{12}$
۲	$1/0.55 \times 10^7$	$1/58 \times 10^{12}$
۳	$7/33 \times 10^6$	$1/1 \times 10^{12}$

کد سطح ظرفیت بندر شهید رجایی	میزان ظرفیت (تن)	هزینه تاسیس (ریال)
۱	2×10^7	۰
۲	1×10^7	۰
۳	7×10^6	۰

کد سطح ظرفیت بندر امام خمینی	میزان ظرفیت (تن)	هزینه تاسیس (ریال)
۱	$1/1 \times 10^6$	۰
۲	$5/5 \times 10^5$	۰
۳	$3/3 \times 10^5$	۰

نتایج نشان می‌دهد که سه مکان نامزد بندر شهید رجایی، منطقه ویژه اقتصادی سیرجان، و آپرین با مشخصات **جدول (۸)** بیش‌ترین بهیمنگی را دارند. میزان هزینه کل برآورد شده در این حالت $۱۰^{۱۳} \times ۴/۳۱۰۵۵$ ریال است. اگر سطح ظرفیت آپرین به $۱۰^۶ \times ۶$ کم شود، هزینه کل $۱۰^{۱۳} \times ۴/۲۹۱۰۵$ ریال می‌شود.

جدول ۸: مشخصات مکان‌های بهینه منتخب - بندر شهید رجایی و امام خمینی (۱۳۹۸)

نام منطقه	سطح ظرفیت (تن)	میزان بار بهینه برای عملیات (تن)	سهم بار (درصد)
بندر شهید رجایی	۷×۱۰^۶	$۶/۹۸ \times ۱۰^۶$	۳۵
منطقه ویژه اقتصادی سیرجان	$۷/۳۳ \times ۱۰^۶$	$۷/۳۳ \times ۱۰^۶$	۳۷
آپرین	$۷/۳۳ \times ۱۰^۶$	$۱۰^۶ \times ۵۵/۵$	۲۸

جدول (۹)، مقایسه تناژ بار (کانتینر) انتقالی با ریل و جاده را در وضعیت کنونی با تناژ بار انتقالی ریل و جاده به واسطه بندرهای خشک نشان می‌دهد. در صورت ساخت بندرهای خشک برگزیده، حمل بار ریلی به میزان ۹۸۲ درصد افزایش و حمل بار جاده‌ای به میزان ۴۸ درصد کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، میزان تناژ حمل کانتینر با ریل بیش از ۱۰ برابر و میزان تناژ حمل کانتینر با جاده حدوداً نصف خواهد شد.

جدول ۹: میزان تغییر حمل بار از راه ریل و جاده - بندر شهید رجایی و امام خمینی (۱۳۹۸)

تن - کیلومتر تن - کیلومتر	تن - کیلومتر تن - کیلومتر	تن - کیلومتر تن - کیلومتر	تن - کیلومتر تن - کیلومتر	تن - کیلومتر تن - کیلومتر
بار جاده‌ای در وضعیت اولیه	بار ریلی در وضعیت با بندر خشک	بار ریلی در وضعیت با بندر خشک	بار ریلی در وضعیت با بندر خشک	بار جاده‌ای در وضعیت اولیه
$۱۰^۹ \times ۱/۹۱$	$۱۰^۹ \times ۱/۹۷$	۹۸۲	$۱۰^{۱۰} \times ۱/۱۹$	$۱۰^۹ \times ۱/۰۹۸$
				-۴۸

جدول (۱۰)، نشان می‌دهد که برای تاسیس بندرهای خشک، آپرین و منطقه ویژه اقتصادی سیرجان از بهینه‌ترین مکان‌های هاب هستند. در واقع، چون حذف کامل بندر امام خمینی برای صاحبان بار بهینه نیست و گاهی سبب تحمیل هزینه اضافی ناشی از طی مسافت‌های غیرضروری

می‌شود، اگر سه مکان بندر امام خمینی، آپرین، و منطقه ویژه اقتصادی سیرجان برای توزیع محمولات این بندر در نظر گرفته شود، شیوه تقسیم بار به صورت **جدول (۱۰)** خواهد بود.

جدول ۱۰: توزیع بار بین مکان‌های بندر امام خمینی، سیرجان، و آپرین (۱۳۹۸)

نام منطقه	سطح ظرفیت (تن)	میزان بار بهینه برای عملیات (تن)	سهم بار (درصد)
بندر امام خمینی	$1/1 \times 10^6$	$7/84 \times 10^5$	۷۴
منطقه ویژه اقتصادی سیرجان	$7/33 \times 10^6$	۰	۰
آپرین	$7/33 \times 10^6$	$2/72 \times 10^5$	۲۶

تحلیل نتایج

با توجه به موقعیت و وضعیت قیمت زمین بندرها در کشور، ساخت بندر خشک با حجم بار و پراکندگی بالای مبادی/ مقاصد بار، توجیه اقتصادی بیش‌تری دارد. چنان‌که نشان داده شد، بکارگیری ظرفیت بندرهای خشک برای بندر شهید رجایی ۶۳ درصد و برای بندر امام خمینی ۲۶ درصد بهینگی پدید می‌آورد. این در حالی است که بندر شهید رجایی ۹۰ درصد و بندر امام خمینی ۵ درصد از کل بار کانتینری کشور را دارند.

سهم ۹۰ درصدی بندر شهید رجایی در جذب کانتینر، یکسان بودن نتایج را در زمینه مکان‌های بهینه برگزیده توجیه می‌کند. به سخن دیگر، مکان‌یابی بندرهای خشک مطابق با بیش‌ترین بهینگی پارامترهای مربوط به بندر شهید رجایی انجام شده است. مقایسه میزان هزینه کل برآوردشده در سه حالت نشان می‌دهد که رویکرد ساخت جداگانه بندر خشک برای هر یک از بندرها، هزینه کم‌تری را نسبت به حل همزمان مسئله برای دو بندر شهید رجایی و امام خمینی به سیستم تحمیل می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش درباره بندر خشک بر پایه مدلسازی مکان‌یابی هاب و در پی یافتن مکان بهینه بندر خشک است که نخست با بررسی لزوم ساخت بندر خشک برای بندرهای با ترافیک زیاد بار به استخراج نقاط نامزد برای احداث بندر خشک پرداخت که ارزیابی اولیه منتج به گزینش نه مکان نامزد برای ایجاد بندر خشک شد. در ادامه، با مطالعه انواع مدل‌های مکان‌یابی هاب، مدلسازی مسئله

برنامه‌ریزی خطی مختلط انجام شد. به دلیل این‌که اکنون تجهیزات بسنده‌ای در بندرهای شهید رجایی و امام خمینی وجود دارد، تصمیم‌گیری برای بکارگیری یا عدم کاربرد این ظرفیت به مسئله واگذار شد. شایان اشاره است که اعتبارسنجی این مدل با داده‌های فرضی و تحلیل منطقی نتایج انجام شده است.

نظر به درون‌زا بودن مسئله در زمینه تعداد مکان بهینه، گزینش این مناطق در سه حالت بررسی شد: بررسی جداگانه بندر شهید رجایی و بندر امام خمینی، و سپس ارزیابی به شکل ترکیبی در یک مسئله. نتایج نشان می‌دهد که هرچه حجم و پراکندگی مبادی/ مقاصد بار کم‌تر باشد، نیاز به بندر خشک نیز کاهش می‌یابد و کاربرد ظرفیت بندرهای اصلی، بهینه‌تر است. به گونه‌ای که حالت بهینه ممکن برای بندر شهید رجایی استفاده ۳۷ درصدی از ظرفیت آن و برای بندر امام خمینی ۷۴ درصدی است. همچنین، تعدد بندرهای خشک با پراکندگی مکانی بیش‌تر در سطح کشور، مطلوبیت بالاتری را برای کاربران سامانه در پی دارد. اگر مسئله برای همه بندرهای کشور نیز حل شود، به سبب سهم ۹۰ درصدی بندر شهید رجایی در جذب بار کانتینری، مکان‌های بهینه برای ساخت بندر خشک، آبرین، و منطقه ویژه اقتصادی سیرجان خواهد بود و توزیع بار بین هاب‌های یادشده و بندر اصلی، متناسب با هزینه حمل بار تا بندر اصلی انجام می‌شود. به سخن دیگر، بندر خشک بهینه برای بندر شهید رجایی به دلیل نقش بسزای آن در سهم بار کانتینری قابل‌تعمیم به مقیاس کلان کشوری است. در این پژوهش، مکان بهینه بندرهای خشک برای دو بندر شهید رجایی و امام خمینی (با بیش‌ترین سهم کالا در کشور) تعیین شده است. سهم پژوهش حاضر، در نظرگیری ظرفیت بندر اصلی در مسئله و واگذاری تصمیم به مدل درباره میزان بکارگیری این ظرفیت، و ارزیابی دومرحله‌ای برای تعیین بندر خشک بهینه است. حل مسئله با کاربرد داده‌های واقعی و سنجش نرخ تغییر حمل بار ریلی و جاده‌ای نیز در سناریوهای گوناگون انجام شده است.

مبتنی بر نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود، با ارزیابی هزینه افزایش ظرفیت گونه حمل‌ونقل ریلی، محدودیت ظرفیت آن برای کاربرد بیش‌تر در نتیجه ساخت بندر در نظر گرفته شود. لازم است مکان‌یابی بندرهای خشک با در نظرگیری تصویر آینده از حجم بار مورد تقاضا برای حمل و مسائل بازرگانی مرتبط انجام شود، زیرا در این پژوهش، مکان‌یابی بندرهای خشک تنها با توجه به وضعیت موجود انجام شده است.

با توجه به محدودیت‌های پژوهش جاری، پژوهش‌های آینده می‌توانند با افزودن پارامتر زمان، با توجه به نوع محموله و تمایل کاربر سیستم به مدت زمان حمل و عملیات کالا در مسئله، نتیجه کار را

بهبود بخشند. از آنجایی که در این پژوهش فقط داده‌های سال ۱۳۹۸ به عنوان ورودی مسئله لحاظ شد، به نظر می‌رسد کاربرد میانگین داده‌های چند سال به عنوان ورودی مسئله، نتایج بهتری به دست دهد. همچنین، ارزیابی و محاسبه منافع ساخت و بهره‌برداری از بندرهای خشک نیز قابلیت‌های مدل را خواهد افزود.

اظهاریه‌ قدردانی

لازم است از ریزبینی‌ها، نکته‌ها، و پیشنهادهای علمی و اصلاحی داوران ناشناس نشریه وزین برنامه‌ریزی و بودجه و نیز ویراستار فنی و ادبی نشریه (مازیا چابک)، که سبب بهبود و افزایش قابل توجه کیفیت ارائه مطالب شده است، سپاس ویژه به جا آورده شود.

منابع

الف) انگلیسی

- Alumur, S., & Kara, B. Y. (2008). Network Hub Location Problems: The State of the Art. *European Journal of Operational Research*, 190(1), 1-21. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2007.06.008>
- Ambrosino, D., & Sciomachen, A. (2014). Location of Mid-Range Dry Ports in Multimodal Logistic Networks. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 108(1), 118-128. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.825>
- De Langen, P., & Sornn-Friese, H. (2019). Ports and the Circular Economy. In *Green Ports* (pp. 85-108): Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-814054-3.00005-0>
- Eydi, A., & Mirakhorli, A. (2012). Hybrid Heuristic Method Based on Genetic Algorithm for the Hub Covering Problem under Fuzzy Environment. *International Journal of Industrial Engineering & Production Management*, 23(2), 161-173. <http://ijiepm.iust.ac.ir/article-1-878-fa.html>
- Feng, X., Zhang, Y., Li, Y., & Wang, W. (2013). A Location-Allocation Model for Seaport-Dry Port System Optimization. *Discrete Dynamics in Nature and Society*. <https://doi.org/10.1155/2013/309585>
- Hale, T. S., & Moberg, C. R. (2003). Location Science Research: A Review. *Annals of Operations Research*, 123(1), 21-35. <https://doi.org/10.1023/A:1026110926707>
- Hatami Nasab, S. H., & Zare, H. (2018). Understanding Foreground Factors in Creating Dry Ports in Iran by Hybrid Approach of GRA, MCDM and Interval-Valued Triangular Fuzzy Numbers. *New Marketing Research Journal*, 8(1), 57-74. <https://doi.org/10.22108/nmrj.2018.103335.1202>
- Karimi, H., & Bashiri, M. (2011). Hub Covering Location Problems with Different Coverage Types. *Scientia Iranica*, 18(6), 1571-1578. <https://doi.org/10.1016/j.scient.2011.09.018>
- Kovačič Lukman, R., Brglez, K., & Krajnc, D. (2022). A Conceptual Model for Measuring a Circular Economy of Seaports: A Case Study on Antwerp and Koper Ports. *Sustainability*, 14(6), 3467. <https://doi.org/10.3390/su14063467>

- Li, F., Shi, X., & Hu, H. (2011). Location Selection of Dry Port Based on AP Clustering-the Case of Southwest China. *Journal of System and Management Sciences*, 1(5), 79-88.
- Mańkowska, M., Kotowska, I., & Pluciński, M. (2020). Seaports as Nodal Points of Circular Supply Chains: Opportunities and Challenges for Secondary Ports. *Sustainability*, 12(9), 3926. <https://doi.org/10.3390/su12093926>
- Nguyen, L. C., Thai, V. V., Nguyen, D. M., & Tran, M. D. (2021). Evaluating the Role of Dry Ports in the Port-Hinterland Settings: Conceptual Framework and the Case of Vietnam. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 37(4), 307-320. <https://doi.org/10.1016/j.ajsl.2021.09.001>
- O'Kelly, M. E. (1987). A Quadratic Integer Program for the Location of Interacting Hub Facilities. *European Journal of Operational Research*, 32(3), 393-404. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(87\)80007-3](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(87)80007-3)
- O'Kelly, M. E., & Miller, H. J. (1994). The Hub Network Design Problem: A Review and Synthesis. *Journal of Transport Geography*, 2(1), 31-40. [https://doi.org/10.1016/0966-6923\(94\)90032-9](https://doi.org/10.1016/0966-6923(94)90032-9)
- Owen, S. H., & Daskin, M. S. (1998). Strategic Facility Location: A Review. *European Journal of Operational Research*, 111(3), 423-447. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(98\)00186-6](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(98)00186-6)
- Roso, V. (2008). Factors Influencing Implementation of a Dry Port. *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management*, 38(10), 782-798. <https://doi.org/10.1108/09600030810926493>
- Shoukat, R., & Xiaoqiang, Z. (2022). Sustainable Logistics Network Optimization from Dry Ports to Seaport: A Case Study From Pakistan. *Transportation Research Record*, 03611981221115121. <https://doi.org/10.1177/03611981221115121>
- Steuer, B., Staudner, M., & Ramusch, R. (2021). Role and Potential of the Circular Economy in Managing End-of-Life Ships in China. *Resources, Conservation and Recycling*, 164(1), 105039. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2020.105039>

ب) فارسی

پارسی، سارا، و سلطانی نژاد، الهه (۱۳۹۴). بررسی وضعیت بنادر خشک در ایران. مرکز تحقیقات و بررسی های اقتصادی اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی ایران.

خبرگزاری تین نیوز (۱۳۹۳). آیین نامه اجرایی ایجاد و فعالیت بنادر خشک در کشور. ۲۹ اردیبهشت.

<https://www.tinn.ir/fa/tiny/news-7505>

سعیدی، سیدناصر؛ نورامین، امیرسعید؛ جوادیپور، منصور، و مطهری، امیرحسین (۱۳۹۰). مفهوم بندر خشک با نگاهی ویژه به نیازمندی های ایجاد آن در کشور ایران. همایش ملی دریانوردی و حمل و نقل دریایی.

سعیدی پور، محمدعلی (۱۳۸۹). چرا باید هاب شویم؟ (بررسی ضرورت ها و چالش های بنادر کانونی). نشریه بندر و دریا، ۲۵ (۱۷۵).

شیخ الاسلامی، عبدالرضا، و براتی، الهام (۱۳۹۰). بررسی معیارهای تعیین کننده در مکان یابی بنادر خشک و تحلیل مراحل مکان یابی. ششمین کنگره ملی مهندسی عمران.

نحوه ارجاع به مقاله:

دژستان، نیلوفر؛ علیمزادی، مهرداد، و فرهنگ مقدم، بابک (۱۴۰۱). مدل دومرحله‌ای مکان‌یابی بندر خشک با کاربرد مسئله مکان‌یابی هاب و تابع هزینه. نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۷(۲)، ۱۹۱-۱۷۵.

Nazifard, N., Alimoradi, M., & Farhang Moghadam, B. (2022). Two-Stage Model of Dry Port Location Using Hub Location Problem and Cost Function. *Planning and Budgeting*, 27(2), 175-191.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.175>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



طراحی الگوی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد با رویکرد سیستمی و آمیخته

kpmсолgi@ihu.ac.ir

محمد سلگی

استادیار گروه مدیریت مالی اسلامی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه جامع امام حسین(ع)، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

f.gol2021@ihu.ac.ir

فرهاد گل مرصع

کارشناسی ارشد برنامه و بودجه، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه جامع امام حسین(ع)، تهران، ایران.

sajadshams@ut.ac.ir

سجاد شمسی گوشکی

دکتری تخصصی، گروه مدیریت بازرگانی و اجرایی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تهران، دانشکدگان فارابی، قم، ایران.

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۲

دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۱

مقاله پژوهشی

چکیده: بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد به سازمان‌ها کمک می‌کند که ارتباطی کلیدی بین بودجه‌ریزی و عملکرد سازمان برقرار کنند. هدف پژوهش حاضر، طراحی الگوی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد و ارزیابی نظام کنونی بودجه‌ریزی در بخش عمومی از دیدگاه خبرگان و مدیران حوزه بودجه است. در بخش کیفی، جامعه آماری شامل خبرگان حوزه مالی عمومی و نمونه آماری شامل هشت نفر از این افراد با استفاده از روش نمونه‌گیری هدفمند-قضوتی است. در بخش کمی، ابتدا با بررسی مدل‌های کنونی و روش تحلیل مضمون، مدل مفهومی پژوهش استخراج شد، و سپس به منظور بومی‌سازی و اشباع مدل مفهومی، با نمونه منتخب مصاحبه گردید. در بخش کمی، جامعه آماری شامل مدیران و کارشناسان دستگاه‌های اجرایی می‌شود که با استفاده از نمونه‌گیری در دسترس، نمونه‌ای شامل ۴۳ نفر از این افراد انتخاب شده‌اند. پرسشنامه، ابزار گردآوری داده‌ها، و روش مدلسازی مسیری-ساختاری، روش تحلیل داده‌ها در این بخش است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در الگوی سیستمی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، ابعاد ورودی (الزامات) شامل ساختار سازمانی، فرهنگ سازمانی، سبک مدیریت و رهبری تحولی، و مدیریت تغییر؛ فرایندهای اصلی شامل برنامه‌ریزی، مدیریت عملکرد و سیستم حسابداری (هزینه‌یابی مبتنی بر فعالیت)؛ و خروجی شامل تخصیص بهینه منابع، نظارت و کنترل موثر است. نتایج ارزیابی مدل اندازه‌گیری و ساختاری پژوهش بیانگر روایی و پایایی مدل، تایید روابط ساختاری، و اندازه‌گیری و برازش مطلوب مدل است.

کلیدواژه‌ها: مالیه عمومی، بودجه‌ریزی، بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، تخصیص بهینه

منابع، رویکرد سیستمی.

طبقه‌بندی JEL: P41, O13, H68, H61, E60.

مقدمه

بودجه به عنوان سندی تعریف شده است که در قالب اصطلاحات مالی، برنامه‌ای را برای تحقق اهداف سازمانی برای دوره زمانی معینی بیان می‌کند. ابزار برنامه‌ریزی، اندازه‌گیری عملکرد، تصمیم‌گیری، کنترل مدیریت، و نیز بیان اولویت‌هاست (Candrea, 2017). بودجه به عنوان سند مالی عملیات دولت، مهم‌ترین سند دولتی است که دستگاه‌های اجرایی را در دستیابی به اهداف سازمان‌ها یاری می‌بخشد. در واقع، نظام بودجه‌ای یک کشور یا یک سازمان می‌تواند مبنایی برای سیر مراحل حیات و تکامل آن کشور یا سازمان محسوب گردد. بر اساس تعریف لی و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، بودجه محل ظهور راهبردهای سازمان است - خواه این راهبردها، از طریق یک فرایند عمیق برنامه‌ریزی راهبردی طی سالیان طولانی استخراج شده باشد^۲ یا این‌که این راهبردها بر اساس نیروهای سیاسی رقابتی در داخل یک سازمان، که بر سر سهم خویش از منابع به چانه‌زنی^۳ می‌پردازند، ایجاد شده باشند. در نهایت، در یک دید کلان، بودجه ابزاری برای اثرگذاری بر اقتصاد است: انتخاب‌هایی درباره این‌که چه میزان هزینه شود و در کدام بخش‌های اقتصادی، حمایت مالی از گروه‌های مختلف، بسته‌های تحریک‌کننده، یا - در دوران اقتصاد تشدیدشده - سیاست‌گذاری‌های مد نظر برای تحریک رشد (Candrea, 2017) صورت گیرد.

بودجه، ابزار پیاده‌سازی خط‌مشی‌های دولت است. بودجه نشان‌دهنده زبان ریالی برنامه‌های سازمان و پیش‌بینی‌های مالی در قالب اعداد و برنامه‌های مالی آتی در سازمان‌هاست. برای استفاده بهینه از بودجه، سازمان نیاز به فرایند بودجه‌بندی دارد (Safdari Nahad et al., 2015). از آنجایی که بودجه تخصیص پول است و تخصیص پول ابزار سیاست‌گذاری عمومی است، بنابراین بودجه‌بندی موردی خاص از سیاست‌گذاری است. تقریباً تمامی بحث‌های نظریه بودجه با مشاهده کلاسیک وی-او-کی^۴ آغاز می‌شود که مطرح می‌کند اساساً مسئله بودجه‌بندی این است که: «بر چه اساسی باید برای تخصیص X دلار به فعالیت A به جای فعالیت B تصمیم گرفته شود؟». سازمان‌ها به‌طور معمول از بودجه‌ریزی به عنوان ابزاری برای برقراری ارتباط، برنامه‌ریزی بهتر، ایجاد انگیزش و ارزیابی عملکرد استفاده می‌نمایند (Namazi & Rezaei, 2020). بودجه‌بندی در بخش دولتی، فرایند اتخاذ تصمیم‌های مرتبط درباره فعالیت‌هایی است که باید دنبال شوند و تخصیص منابع

1. Lee et al.
2. Planning
3. Bargaining
4. V. O. Key

به این فعالیت‌هاست. بدین ترتیب، بودجه‌بندی صرفاً موردی خاص از حوزه کلی‌تر سیاستگذاری عمومی^۱ است و سیاستگذاری عمومی را می‌توان به عنوان فعالیت‌های دولت و اثرات این فعالیت‌ها تعریف نمود (Candrea, 2017). فرایند بودجه‌بندی موفق، تضمین می‌کند که تصمیمات به ترتیبی شایسته، و به روشی بهنگام اتخاذ گردند (Rubin, 2019).

نظریه‌ها و مدل‌های مختلفی در خصوص بودجه‌بندی عمومی ارائه شده است. نظریه مالی عمومی مازگریو^۲، تدریج‌گرایی^۳ (روند افزایشی)، موفقیت تصادفی و عقلانیت محدود، نظریه تعادل منقطع (گسسته)^۴، و نظریه مراحل اکتشافی^۵ — که بیش‌ترین ارتباط را با کار نارمیر و ویلویی^۶ (۲۰۰۱) دارد. در کنار نظریه‌ها، سیستم‌های بودجه‌بندی مختلفی وجود دارد. به عقیده کاندروا (۲۰۱۷)، دولت‌ها ممکن است از یک یا چند سیستم بودجه‌ریزی، بسته به قوانینی که بر فرایند بودجه‌بندی حاکم هستند، هنجارهای نهادی، جانبداری مقامات ارشد، یا تناسب سیستم با ماهیت چیزی که بودجه برای آن در حال خلق شدن است، استفاده کنند. از جمله این سیستم‌ها می‌توان به موارد سنتی مانند بودجه‌ریزی افزایشی^۷، بودجه‌ریزی بر مبنای صفر^۸، بودجه‌های برنامه‌ای^۹، و موارد نوین مانند بودجه بر مبنای عملکرد^{۱۰} اشاره کرد.

باباجانی و استا (۲۰۱۵)، با بررسی تجربیات گذشته بیان می‌کنند که نظام بودجه‌ریزی سنتی قادر به پاسخگویی نیازها و مأموریت‌های نوین سازمان‌های امروزی نیست. در بودجه متداول، توجه به نتیجه کار دستگاه‌ها و تولیدات کالا یا خدمات توسط آن‌ها و هزینه تمام‌شده واحد کار توجهی به عمل نمی‌آید. از دیدگاه حاکمیت سیاسی کشور، بیش‌تر دشواری‌ها و مسائل بودجه ایران معلول نارسایی‌های منابع انگاشته می‌شوند، در حالی که مسائل و نارسایی‌های بودجه‌ریزی را باید بازتاب ناکارآمدی‌های ساختاری در فرایند انتخاب و مدیریت دانست. نظام بودجه‌ریزی در بخش عمومی با هدف نتیجه‌محوری^{۱۱} تلاش می‌کند با پیوند بودجه به نتایج اقدامات سازمان‌ها به اهدافی مانند پایش

1. Public Policy
2. Musgrave's Theory
3. Incrementalism
4. Punctuated Equilibrium
5. Stages Heuristics
6. Thurmaier & Willoughby
7. Incremental Budgets
8. Zero-Based Budgets
9. Program Budgets
10. Performance-Based Budgets
11. Result-Oriented

و کنترل برنامه‌ها، ارتقای پاسخگویی، توزیع نظام‌مند منابع، کارایی و اثربخشی بودجه دست یابد و این امر از طریق بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد امکان‌پذیر است. به عبارت دیگر، یکی از تغییرات عمده در نظام بودجه‌ریزی، حرکت بیش‌تر دولت‌ها از بودجه‌ریزی سنتی به سمت بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد است که دولت ایران از این مهم مستثنا نیست. به همین دلیل، تغییرات گسترده و مهمی در مورد نظام اطلاعات و بودجه‌ریزی متناسب با آن اتفاق افتاده است (Namazi & Rezaei, 2020).

بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد، بخش مهمی از مدیریت بخش عمومی در بسیاری از کشورها در چند دهه گذشته بوده است. جنبه‌های مختلف بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد در سطوح مختلف دولت و زمینه‌های سیاست عمومی اجرا شده است (De Vries & Nemeec, 2019). باباجانی و استا (۲۰۱۵)، بیان می‌کنند نظام بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد ضمن توجه به رابطه بین منابع صرف‌شده و نتایج به‌دست‌آمده باعث افزایش کارایی، اثربخشی، بهره‌وری، پاسخگویی مدیران، و شفافیت عملکرد می‌شود. بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد به افزایش شفافیت اطلاعاتی، مشروعیت، پاسخگویی و بهبود مدیریت بر منابع مالی منجر می‌شود (Kordestani et al., 2016). بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، شکلی از بودجه‌ریزی است که منابع تخصیص‌یافته را به نتایج اندازه‌گیری‌شده در قالب ستانده‌ها^۱ و پیامدها^۲ مرتبط می‌کند. به عبارتی این رویکرد، آشکارا هدف‌های عملکرد را به هزینه‌های دستیابی به سطوح مورد نظر عملکرد مرتبط می‌کند (Azar & Amirkhani, 2017). در بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، باید ابعاد کارایی و اثربخشی را به صرفه‌جویی در نظام بودجه‌ریزی سنتی اضافه کرد. در بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، هدف‌ها شفاف‌تر بیان می‌شود و ارزیابی بودجه آسان‌تر می‌شود و در روش هزینه‌یابی آن به رابطه بین داده‌ها و ستانده‌ها توجه می‌شود. بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد به این پرسش پاسخ می‌دهد: تا چه حدی باید فعالیت‌ها شاهد افزایش یا کاهش در تامین مالی باشند تا به بهترین شکل به خروجی مورد نظر دست یابند؟ (Candrea, 2017).

اگرچه به لحاظ مفهومی در خصوص بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد و مدل‌های آن پژوهش‌های مختلفی انجام شده است (Bahadori et al., 2021; Prato et al., 2021; Azar & Amirkhani, 2017)، ولی طراحی مدلی سیستمی به همراه مولفه‌ها، شاخص‌ها، و سنجه‌ها از نقاط خلأ حوزه ادبیات و عمل بودجه‌بندی بر مبنای عملکرد است. همچنین، این پژوهش از جمله محدود پژوهش‌هایی است که با رویکرد آمیخته انجام می‌گیرد و علاوه بر این، توانسته است مدل‌های پیشین را تلفیق و بومی‌سازی

1. Output
2. Outcome

نماید. هدف این پژوهش، ارائه الگوی سیستمی پیاده‌سازی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد است. این پژوهش از دو طریق به پیشرفت در ادبیات و عمل در این حوزه کمک خواهد کرد: یکم، با بررسی چرایی (خروجی) پدیده، امکان پیاده‌سازی و مدیریت آن را فراهم می‌کند؛ و دوم، با ارائه شاخص‌ها و سنجه‌ها، پیاده‌سازی و ارزیابی وضعیت را برای سازمان‌ها امکان‌پذیر می‌نماید.

مبانی نظری پژوهش

بودجه و بودجه‌بندی

با داشتن سیاستگذاری عمومی تعریف‌شده و فرایند سیاستگذاری‌ای که آزمون شده است، حال به یک ابزار پیاده‌سازی سیاست یعنی بودجه نیاز است. بودجه، ابزاری مدیریتی است که برای برنامه‌ریزی و کنترل استفاده می‌شود. به‌طور سنتی، بودجه‌ها ابزاری برای محدود کردن هزینه‌ها هستند (Azar & Amirkhani, 2017). از آنجایی که بودجه تخصیص پول است و تخصیص پول ابزار سیاستگذاری عمومی است، بنابراین بودجه‌بندی موردی خاص از سیاستگذاری است (Candreva, 2017). از دیدگاه شیک^۱ (۲۰۰۷)، بودجه‌ریزی فرایندی است که اطلاعات را به تصمیم تبدیل می‌کند. کیفیت این اطلاعات به داده‌های در دسترس برای تصمیم‌گیرندگان و ابزار تحلیلی آن‌ها برای پردازش داده‌ها بستگی دارد. فرایند بودجه‌ریزی به منزله ابزار دستیابی به اثربخش‌ترین و سودمندترین شیوه استفاده از منابع سازمان از طریق برنامه‌ریزی و کنترل در نظر گرفته می‌شود. در این فرایند، مخارجی برای برنامه‌های استخراج‌شده از فلسفه وجودی سازمان منظور می‌شود، یا هزینه‌ها تخمین زده می‌شود و تخصیص داده می‌شود (Azar & Amirkhani, 2017).

بودجه می‌تواند به عنوان یک سیستم کنترلی در اندازه‌گیری عملکرد مدیریتی مورد استفاده قرار گیرد. انتظار می‌رود داشتن بودجه مناسب باعث بهبود بودجه‌سازمانی شود. فرایند بودجه‌ریزی، بخشی از سیستم کنترل مدیریت سازمانی است و مدیران را به برنامه‌ریزی، در نظر گرفتن مشارکت ذی‌نفعان، ارائه اطلاعات برای تصمیم‌گیری بهتر، و بهبود اطلاعات و هماهنگی بین بخش‌ها و ارزیابی تشویق می‌کند. بودجه‌بندی، تاثیر بسزایی بر عملکرد سازمانی دارد (Pratolo et al., 2021). بودجه‌ریزی، به تغییر تقاضاهای دولت و جامعه واکنش نشان می‌دهد. هنگامی که شکاف

1. Schick

بین برنامه‌ریزی و بودجه‌ریزی تحمل‌ناپذیر شد. بودجه‌ریزی طرح و برنامه با تاکید بر تحلیل و برنامه‌ریزی، تلاش چشمگیری برای ایجاد ارتباط بین این دو داشت. دیگر سیستم‌های بودجه‌ریزی مانند بودجه‌ریزی بر مبنای صفر و بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد جدید نیز در پاسخ به برخی نیازها و الزامات محیطی مطرح شدند (Azar & Amirkhani, 2017).

بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد

منشأ بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، به بودجه‌ریزی برنامه‌ای، یعنی اولین نظام بودجه‌ریزی آمریکا برمی‌گردد که در سال ۱۹۴۹ گروه هوور^۱ آن را پیشنهاد کرد و از سال ۱۹۵۰ از طریق محاسبه هزینه هر واحد فعالیت آغاز شد. امروزه، بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد زیر سایه مفهومی به نام مدیریت دولتی نوین^۲ مورد توجه مجدد قرار گرفته است (Hyndman *et al.*, 2014). کاندروا (۲۰۱۷) و مائورو و همکاران^۳ (۲۰۱۹)، باور دارند که در حقیقت، تمرکز بر سنجش و مدیریت عملکرد، نقطه تمرکز بودجه‌بندی بر مبنای عملکرد است. همچنین، نظام بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد تلاشی برای پایه‌ریزی بخش عمومی مشابه با نظام بازار و بخش تجاری است. بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، مدیران دولتی را متوجه این مسئله می‌کند که عایدات حاصل از هزینه‌های عمومی کدام‌اند؟ این عایدات را در سه مفهوم می‌توان بیان کرد: اثر هزینه‌های عمومی چیست؟ خروجی‌هایی که این اثر را به وجود می‌آورد کدام‌اند؟ و فرایندهایی که این خروجی‌ها را به وجود می‌آورند کدام‌اند؟ (Hasanabadi & Najarsaraf, 2007).

میلر و همکاران^۴ (۲۰۰۱) و پوسنر و فانتونه^۵ (۲۰۰۷)، باور دارند که بودجه بر مبنای عملکرد، رویکردی تدریجی مبتنی بر داده را برای ساختار بودجه برنامه‌ای بکار می‌گیرد. این رویکرد مستلزم وجود اهداف سازمانی روشن و درک روابط علی بین اهداف و فعالیت‌هاست. علاوه بر این، بودجه‌بندی بر مبنای عملکرد، نیازمند داده‌های مالی و غیرمالی با توجه به ورودی، خروجی، و پیامد و سیستم اندازه‌گیری برای ارزیابی کارایی (یا ناکارایی) فعالیت‌ها در تحقق اهداف هستند. بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد به این پرسش پاسخ می‌دهد: تا چه حدی باید فعالیت‌ها شاهد افزایش یا کاهش در تامین

1. Hower
2. New Public Management (NPM)
3. Mauro *et al.*
4. Miller *et al*
5. Posner & Fantone

مالی باشند تا به بهترین شکل به خروجی مورد نظر دست یابند؟ بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد مانند نظام طرح‌ریزی، برنامه‌ریزی، و بودجه‌ریزی بر برنامه‌ریزی و مانند بودجه‌ریزی مدیریت بر مبنای هدف بر اهداف تاکید دارد. بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، سیستمی از برنامه‌ریزی، بودجه‌بندی، و ارزیابی است که رابطه میان منابع برنامه‌شده و نتایج مورد انتظار آن را استحکام می‌بخشد.

بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد با ابعاد تابع جریان پول و ارزش برای پول شامل شاخص‌های وجود برنامه‌های راهبردی، برنامه‌های عملیاتی، شاخص‌های عملکرد، تجزیه و تحلیل هزینه استاندارد، و ارزیابی دستاوردهای عملکرد اندازه‌گیری می‌شود. در واقع، بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد تابعی از متغیرها و شاخص‌های مختلفی در نظر گرفته شده که توسط پژوهشگران مختلف توسعه داده شده است (Pratolo et al., 2021).

بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، روابط بین «هزینه‌ها» و «نتایج»^۱ را مشخص می‌کند و نیز چگونگی ایجاد این روابط را توضیح می‌دهد. این توضیح رمزگشای مدیریت اثربخش برنامه‌هاست. هنگامی که انحرافی بین «برنامه‌ها» و «واقعیت‌ها» رخ می‌دهد، مدیران بکارگیری منابع را بررسی می‌کنند و چگونگی برقراری ارتباط بین این منابع و نتایج مورد انتظار را به منظور تعیین اثربخشی و کارایی برنامه‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند (قادری، ۱۳۸۶).

بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد استفاده منظم از اطلاعات در مورد خروجی‌ها، نتایج و/یا تاثیرات سیاست‌های عمومی به منظور اطلاع‌رسانی، تاثیرگذاری و/یا تعیین سطح بودجه عمومی تخصیص یافته به این سیاست‌ها در زمینه بودجه است. تجربه بین‌المللی نشان می‌دهد که بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد می‌تواند اهداف مختلفی را دنبال کند: شفافیت، پاسخگویی، کارایی، سیاستگذاری مبتنی بر شواهد، ترویج «تغییر فرهنگ»، و تصمیم‌گیری بودجه (Downes et al., 2017). بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، سیستمی از برنامه‌ریزی، بودجه‌بندی، و ارزیابی است که رابطه میان منابع برنامه می‌شود و نتایج مورد انتظار آن را استحکام می‌بخشد. در بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد باید ابعاد کارایی و اثربخشی را به صرفه‌جویی در نظام بودجه‌ریزی سنتی اضافه کرد. حسن‌آبادی و نجار صراف (۲۰۰۷)، بیان می‌کنند که در بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، هدف‌ها شفاف‌تر بیان می‌شوند، ارزیابی بودجه آسان‌تر می‌شود، و در روش هزینه‌یابی آن به رابطه بین داده‌ها و ستانده‌ها توجه می‌شود. در بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، اعتبارات نه بر مبنای بزرگی و کوچکی دستگاه اجرایی، بلکه برحسب بهای تمام‌شده حجم عملیات مورد انتظار تخصیص می‌یابد.

الگوهای بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد

تاکنون الگوهای مفهومی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد متفاوتی تحت شرایط محیطی و سازمانی مختلف طراحی گردیده که در این پژوهش، تعدادی از آن‌ها بیان شده و با توجه به زیرسیستم‌های مطرح شده و مورد نیاز مقایسه شده‌اند. در **جدول (۱)**، به بررسی و مقایسه الگوهای مفهومی بالا از حیث ابعاد مختلف می‌پردازیم.

جدول ۱: بررسی الگوهای بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد

نام الگو	منبع	موفه‌های مدل
الماس	Hasanabadi & Najarsaraf (2007)	برنامه‌ریزی راهبردی؛ نظام هزینه‌یابی؛ نظام پاسخگویی و انگیزشی؛ مدیریت تغییر و مدیریت عملکرد.
بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد آبشاری	پناهی (۱۳۸۶)	برنامه‌ریزی عملیاتی؛ برنامه‌ریزی راهبردی؛ نظام هزینه‌یابی.
الگوی جامع بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد	آذر (۱۳۸۸)	برنامه‌ریزی عملیاتی؛ برنامه‌ریزی راهبردی؛ نظام هزینه‌یابی؛ نظام پاسخگویی و انگیزشی؛ مدیریت تغییر؛ مدیریت عملکرد؛ پایش و اشراف و حسابرسی عملکرد.
الگوی پیاده‌سازی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد با رویکرد پویایی سیستم	Azar et al. (2010)	برنامه‌ریزی راهبردی؛ نظام پاسخگویی و انگیزشی؛ مدیریت تغییر و مدیریت عملکرد.

پیشینه پژوهش

در زمینه پیاده‌سازی و بررسی تطبیقی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد در ایران و جهان تاکنون پژوهش‌هایی انجام شده است. خلاصه این پژوهش‌ها در **جدول (۲)** نشان داده شده است.

جدول ۲: خلاصه پیشینه پژوهش

خلاصه	پژوهشگر(ان)
<p>مدل این پژوهش می‌تواند ضمن کاهش پیچیدگی نظام بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، شاخص انحراف بودجه را با استفاده از تخصیص بهینه بودجه، بهبود وضعیت تخصیص منابع در دسترس، و هزینه‌کرد مصارف در چارچوب اهداف و برنامه‌های اجرایی بهبود بخشد. همچنین، با تخصیص و پیش‌بینی بودجه بهینه در سال‌های بعد، باعث افزایش اثربخشی فعالیت‌های عملیاتی، بهبود عملکرد سیستم بودجه‌ریزی و در نهایت، افزایش مسئولیت پاسخگویی در شرکت نفت و گاز استان هرمزگان شود.</p>	Bahadori <i>et al.</i> (2021)
<p>نقش ویژگی‌های کیفی اطلاعات نظام حسابداری مدیریت و نیز اهمیت آن در بودجه‌ریزی از نظر مدیران ارشد به ترتیب اندکی بیش‌تر از مدیران میانی و عملیاتی است و برای همه سطوح مدیریتی معنادار است. در مقابل، اهمیت اطلاعات حسابداری مدیریت در ارزیابی عملکرد بودجه‌ای برای مدیران میانی به ترتیب بیش‌تر از مدیران ارشد و عملیاتی است و تنها برای مدیران میانی معنادار است. بررسی جنبه‌های مختلف مدل ارزیابی متوازن عملکرد بودجه‌ای نشان می‌دهد که جنبه مالی و جنبه فرایندهای سازمانی برای همه سطوح مدیران معنادار است و جنبه‌های مشتریان (بیماران) و فراگیری و رشد (کارکنان) برای هیچ‌یک از سطوح معنادار نیست.</p>	Namazi & Rezaei (2020)
<p>مدل پژوهش با تکنیک برنامه‌ریزی آرمانی چپیشف مدلسازی شده است. نتایج تمایز مناسبی بین پالایشگاه‌ها با سطوح عملکردی متفاوت قائل بود و بهبود قابل توجه‌ای در سطح دستیابی به آرمان‌ها و تابع هدف را نشان داد و بودجه تخصیص داده شده ۱/۴۷ درصد صرفه‌جویی در هزینه‌ها ایجاد کرد.</p>	Kalantari <i>et al.</i> (2019)
<p>مدل توسعه‌یافته بلوغ بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد در دو بخش قابلیت‌ها و نتایج تعریف شد، و برای ارزیابی و سنجش هر یک از این دو بخش درخت‌واره‌هایی از شاخص‌ها و زیرشاخص‌ها احصا و تعریف گردید. استفاده از این مدل، این امکان را فراهم می‌کند که میزان پیشرفت دستگاه‌ها و سازمان‌های مختلف در امر استقرار و پیاده‌سازی نظام بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد توسط شاخص‌های عملکردی مورد ارزیابی قرار گیرد.</p>	Amini <i>et al.</i> (2021)
<p>ابتدا مدل قطعی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد با آرمان‌های تعالی، کارایی، ضریب اشغال تحت هر یک از دو سطح متوسط خوشه و درون خوشه طراحی شد. سپس، با هدف پاسخ بهتر در مواجهه با شرایط نااطمینانی، این مدل با استفاده از تکنیک فازی و استواری اجرا شد. نتایج نشان می‌دهد که مدل استوار-فازی نسبت به مدل قطعی در پاسخگویی به نااطمینانی موجود در پارامترهای مسئله قابلیت بیش‌تری دارد.</p>	Valipour Khatir <i>et al.</i> (2021)
<p>وجود زیرساخت‌های موجود بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد بر پاسخگویی مالی دولت در بخش عمومی تأثیر ندارد، در صورتی که تأثیر منفی بر پاسخگویی عملیاتی دولت در بخش عمومی دارد. به عبارت دیگر، رعایت قوانین و مقررات مالی به عنوان حداقل سطح پاسخگویی قانونی انجام می‌گیرد.</p>	Kordestani <i>et al.</i> (2016)

ادامه جدول ۲: خلاصه پیشینه پژوهش

پژوهشگر(ان)	خلاصه
آذر و همکاران (۱۳۹۴)	با مطالعه تطبیقی سایر الگوهای مفهومی، بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد در سطح سازمان‌ها، زیرسیستم‌های مورد نیاز برای اجرای جامع بودجه‌ریزی تعیین گردید تا مورد استفاده قرار گیرد.
Babajani & Osta (2015)	با توجه به تشابه مشکلات پیش‌روی ایران برای اجرای بودجه‌بندی عملکرد با دشواری‌هایی که کانادا در این زمینه با آن‌ها روبه‌رو شده است، می‌توان از تجارب آن‌ها در ایران استفاده نمود. بودجه‌بندی در حال تکامل است و اکثر کشورها تلاش می‌کنند که نظام بودجه‌ریزی خود را از فرایند سنتی به نظام عملکردی نزدیک سازند.
Safdari Nahad et al. (2015)	عوامل فنی، ساختاری، و سیاسی جزو اثرگذارترین عواملی هستند که بر اجرای بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد تاثیر گذارند. همچنین، توجه به فرهنگ و رهبری، تعهد و حمایت از اجرا، شرایط گروه هدف، توجه به بهای تمام‌شده و تدوین شاخص اندازه‌گیری، توجه به گرایش مجریان، و جو سازمانی به عنوان عوامل موثر بر اجرای بودجه‌ریزی عملیاتی است.
آذر و همکاران (۱۳۹۲)	الگوی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد هر دو بُعد هزینه‌های دانشگاه را در بر می‌گیرد. یعنی از یک‌سو، هزینه‌های کلی دانشگاه و از سوی دیگر، هزینه‌های اتفاق‌افتاده برای هر دانشکده را در چارچوب استانداردهای مصوب بودجه‌بندی می‌کند. همچنین، الگوی حاضر این قابلیت را به تصمیم‌گیرنده می‌دهد که ارتباط معناداری را بین این دو بخش برقرار نماید تا مشخص شود هر دانشکده چه نسبتی از هر برنامه را مصرف نموده است.
Azar et al. (2014)	هدف، ارائه الگوی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد بوده است، به نحوی که از یک‌سو، تخصیص بودجه به برنامه‌ها بر اساس اهمیت هر برنامه و از سوی دیگر، تخصیص بودجه به دانشکده‌ها بر اساس سرانه دانشجویی مصوب وزارت علوم، تحقیقات، و فناوری مورد توجه قرار می‌گیرد.
Azar et al. (2010)	در پیاده‌سازی موفقیت‌آمیز بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد عوامل متعددی دخالت دارند که از میان آن‌ها ظرفیت علمی و فنی کارکنان، تمایل کارکنان به پیاده‌سازی، فناوری اطلاعات، قوانین و مقررات پشتیبان، و تمایل قانونگذاران به پیاده‌سازی از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند.
Suwanda et al. (2021)	شاخص‌های مورد استفاده در ارزیابی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، تعیین راهبردهای سازمانی، تعیین فعالیت‌ها و ارزیابی عملکرد دوره‌های قبل بود. نتایج نشان داد که دولت‌های محلی در برنامه‌ریزی و بودجه‌ریزی خود، بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد را با مفهوم برنامه پولی اجرا کرده‌اند. این را می‌توان از راه‌اندازی راهبردهای سازمانی (چشم‌اندازها، مأموریت‌ها، اهداف، و مقاصد)، تعیین فعالیت‌ها، و ارزیابی‌های عملکرد دوره قبلی مشاهده کرد.
Pratolo et al. (2021)	این پژوهش نشان می‌دهد که رهبری تحول‌آفرین و تعهد سازمانی تاثیر مستقیمی بر عملکرد دانشگاه ندارند، در حالی که سیستم بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، تاثیر مثبت و معناداری بر عملکرد دانشگاه‌ها دارد. همچنین، این پژوهش نشان می‌دهد که سیستم بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد به عنوان یک متغیر مداخله‌گر در رابطه بین رهبری تحول‌آفرین و تعهد سازمانی در مورد عملکرد آموزش عالی عمل می‌کند.

ادامه جدول ۲: خلاصه پیشینه پژوهش

پژوهشگر(ان)	خلاصه
Manta (2020)	نتایج این پژوهش به اجرای بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد در کشور رومانی و همچنین، به بهبود اجرای آن در سایر کشورها کمک می‌کند. بنابراین، راه‌حلهایی برای تحریک توسعه اقتصادی پایدار یک کشور ارائه می‌کند. نتیجه‌گیری نشان می‌دهد که آیا بودجه‌بندی بر مبنای عملکرد یک گزینه در میان دیگر مفاهیم است یا یک ضرورت قوی برای چالش‌های اقتصادی امروزی.
De & Vries Nemec (2019)	این پژوهش بر روند پیاده‌سازی و توسعه تاریخی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد تاکید دارد، و تجزیه و تحلیل داده‌های اولیه یا ثانویه را به منظور ارزیابی اثربخشی و استفاده از بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد ارائه می‌دهد. مطالعات موردی نه تنها در منابع داده مورد استفاده، بلکه در سطح دولتی که بر آن تمرکز می‌کنند نیز متفاوت است (اجرا و استفاده از بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد در سطوح ملی، منطقه‌ای یا محلی).
Sofyani (2018)	اثربخشی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد تاثیر مثبتی بر جذب بودجه داشت و پاسخگویی نیز تاثیر مثبتی در استفاده از اطلاعات عملکرد برای تمرین ترتیبات بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد داشت. در همین حال، تجزیه و تحلیل کیفی این یافته نشان می‌دهد که روش‌هایی از بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد وجود دارد که هنوز به صورت دستی قابل انجام است و توسط فناوری اطلاعات پشتیبانی نمی‌شود. علاوه بر این، اجرای بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد بیش تر به دلیل فشار اجباری بود تا هنجاری.
Zamfirescu & Zamfirescu (2013)	این الگو ابزار صفحه‌گسترده‌ای است که بر یکی از روش‌های چندمنظوره در علوم مدیریتی، یعنی روش بهینه‌سازی برای بهینه‌سازی برنامه‌نویسی هدف ایجاد می‌شود. نتایج تحریک‌پذیری نشان می‌دهد که سیستم پشتیبانی از تصمیم (DSS) مبتنی بر این الگو ممکن است ابزار مفیدی برای حمایت از تصمیمات مبتنی بر واقعیت برای تخصیص بودجه عمومی باشد.
Andrews (2004)	دولت‌ها باید بیش‌تر از این‌که فناوری این اصلاحات را در زمان تحقق آن‌ها اجرا کنند، تمرکز داشته باشند و به مسائل مربوط به توانایی، اقتدار، و پذیرش برای گسترش فضای اصلاحات خود توجه کنند.
Joshi et al. (2003)	۵۴ شرکت مورد بررسی قرار گرفت که نشان می‌دهد شیوه‌های بودجه‌بندی شرکت‌های یادشده تا حدودی متفاوت از شرکت‌های دیگر هستند. بیش‌تر این شرکت‌ها برنامه‌های بلندمدت تهیه می‌کنند که شامل دوره‌های ۳ تا ۵ ساله است.
Hope & Fraser (2000)	فرایند بودجه‌ریزی سالانه زمانگیر است و مانع از پاسخ سریع مدیران به تغییرات و انگیزه‌های عملکرد می‌شوند. بر اساس این، سازمان‌ها می‌توانند آزادانه از سالانه فراتر روند و الگوی غیرمستقیم و منسجم مدیریتی را فراهم نمایند که آن‌ها را قادر سازد عملکرد خود را با بازار ناپایدار امروز مدیریت کنند.

تحلیل یافته‌های پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که در برخی از این پژوهش‌ها بر الزامات بودجه‌ریزی، در برخی بر فرایند بودجه‌ریزی، در برخی بر خروجی‌های بودجه‌ریزی، و در برخی نیز بر مولفه‌های بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد تمرکز شده است. همچنین، پژوهش‌هایی مثل **دی و رایس و نمک (۲۰۱۹)** که بر بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد در بخش عمومی تمرکز داشته‌اند نیز بیش‌تر بر نحوه پیاده‌سازی این سیستم توجه دارند. از نظر روش‌شناسی نیز بیش‌تر پژوهش‌های پیشین با استفاده از رویکردهای ریاضی، اقتصادسنجی، و تک‌روشی انجام گرفته است. بنابراین، تاکنون کم‌تر پژوهشی انجام گرفته که بتواند به‌طور هم‌زمان بر تمام جنبه‌های الزامات بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، فرایند بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، و خروجی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد تمرکز داشته باشد. در این بین می‌توان به پژوهش‌های **مائورو و همکاران (۲۰۱۹)**، **آذر و همکاران (۲۰۱۰)**، و **کردستانی و همکاران (۲۰۱۶)** اشاره نمود.

در این مرحله، پس از بررسی گسترده ادبیات پژوهش با تکیه بر تکنیک تحلیل مضمون، ابعاد (مضامین سازمان‌دهنده/ فراگیر)، مولفه‌ها (مضامین پایه)، و شاخص‌های (کدهای اولیه) مدل مفهومی بودجه‌بندی بر مبنای عملکرد به‌دست آمد. بر اساس این، بودجه‌بندی بر مبنای عملکرد دارای سه بُعد اصلی است. **حسن‌آبادی و نجار (۲۰۰۷)** بر ورودی (الزامات) و فرایند (عناصر اصلی)، و **داونز و همکاران (۲۰۱۷)** و **کردستانی و همکاران (۲۰۱۶)** بر اهداف (خروجی) تاکید دارند. این شاخص‌ها و مولفه‌ها بر اساس مدل سیستمی (ورودی-فرایند-خروجی) در **جدول (۳)** کدگذاری و طبقه‌بندی شده‌اند.

جدول ۳: مولفه و شاخص‌های مستخرج از ادبیات

ابعاد (مضامین مولفه‌ها (مضامین فراگیر)	مضامین (مضامین سازمان‌دهنده)	منابع	شاخص (مضامین پایه)	منابع
عناصر اصلی (فرایند)	برنامه‌ریزی	(Amirkhani et al., 2019; Kordbache, 2007)	برنامه‌ریزی راهبردی؛ و برنامه‌ریزی عملیاتی	(Amirkhani et al., 2019; Robinson & Last, 2009; Azar & Amirkhani, 2017)
	مدیریت عملکرد	(Amirkhani et al., 2019; Kordbache, 2007; Pratolo et al., 2021)	معیارهای عملکرد مبتنی بر خروجی؛ سازوکار دقیق و اثربخش ارزیابی عملکرد؛ و سیستم پاداش مبتنی بر عملکرد	(Amirkhani et al., 2019; Kordbache, 2007; Pratolo et al., 2021; Moynihan, 2008; Mauro et al., 2019)
توانمندسازها (الزامات)	سیستم حسابداری (هزینه‌یابی مبتنی بر فعالیت)	(Amirkhani et al., 2019; Kordbache, 2007)	تعیین هزینه فعالیت‌ها؛ تعیین هزینه بهای تمام‌شده خدمات (خروجی) سازمان؛ و مدیریت هزینه	(Amirkhani et al., 2019; Kordbache, 2007; Abdali et al., 2017; Rangriz et al., 2018)
	ساختار سازمانی	(Amirkhani et al., 2019; Azar et al., 2010)	تمرکز سازمانی؛ تخصص‌گرایی؛ و رسمیت	(Amirkhani et al., 2019; Azar et al., 2010)
توانمندسازها (الزامات)	فرهنگ سازمانی	(Amirkhani et al., 2019; Azar et al., 2010)	نوآوری ریسک‌پذیری؛ رویکرد متهورانه؛ و خروجی محوری	(Amirkhani et al., 2019; Mahdavi et al., 2015) (مرادی و همکاران، ۱۳۹۲)
	سبک مدیریت و رهبری تحولی	(Amirkhani et al., 2019; Pratolo et al., 2021; Azar et al., 2010)	الهام‌بخشی؛ و انگیزش و توسعه و ترغیب کارکنان	(Amirkhani et al., 2019; Pratolo et al., 2021)
مدیریت تغییر	(Azar et al., 2010; Martí, 2013)	(Azar et al., 2010; Martí, 2013)	مقاومت در برابر تغییر؛ برنامه‌ریزی تغییر	(Azar et al., 2010; Martí, 2013) (آذر و همکاران، ۱۳۹۴)

ادامه جدول ۳: مولفه و شاخص‌های مستخرج از ادبیات

ابعاد(مضامین مولفه‌ها) مضامین فراگیر)	مضامین سازمان‌دهنده)	منابع	شاخص (مضامین پایه)	منابع
تخصیص بهینه منابع	خروجی (اهداف)	(Kordbache, 2007; Moynihan, 2008; Mauro <i>et al.</i> , 2019; Bahadori <i>et al.</i> , 2021)	برقراری ارتباط شفاف بین منابع مصرف‌شده و خروجی	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷) (Kordbache, 2007)
			ارائه مبنای مناسبی برای اتخاذ تصمیم در خصوص تخصیص منابع	(Kordbache, 2007; Bahadori <i>et al.</i> , 2021)
			تغییر رویکرد از تمرکز بر ورودی به خروجی و پیامد	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷) (Kordbache, 2007)
			تبدیل اسناد بودجه به ابزاری برای برنامه‌ریزی اقتصادی و مدیریت عملکرد	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)
			اختصاص بودجه در ازای ارائه خروجی بهتر	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)
			استانداردسازی خدمات	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)
			افزایش انگیزه مدیران و کارکنان برای ارائه خدمات با هزینه کم‌تر	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)
نظارت و کنترل موثر		(Kordbache, 2007; Moynihan, 2008; Mauro <i>et al.</i> , 2019)	پاسخگویی بیش‌تر مالی و عملیاتی	(Kordbache, 2007; Azar <i>et al.</i> , 2010; Kordestani <i>et al.</i> , 2016; Esmailikia & Molanazari, 2016) (داداشی و همکاران، ۱۳۹۷)
			کنترل و نظارت موثر بر اجرای فرایندهای سازمان	(Kordbache, 2007; Moynihan, 2008; Mauro <i>et al.</i> , 2019)

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف، از دسته پژوهش‌های کاربردی؛ از حیث رویکرد، از نوع ترکیبی^۱؛ و به لحاظ راهبرد پژوهشی، از نوع اکتشافی متوالی (طرح پژوهش آمیخته اکتشافی) است. بدین ترتیب که پژوهش در دو بخش کیفی و کمی انجام خواهد شد. روش‌های آمیخته، امکان درک بهتر پدیده‌های اجتماعی و رفتاری و تبیین آن‌ها را فراهم می‌کنند. پژوهشگران در شیوه ترکیبی از هر دو نوع داده‌های کمی (اطلاعات حاصل از ابزارها) و کیفی (مصاحبه عمیق و مشاهده) استفاده می‌کنند، زیرا هدف آن‌ها فهم بهتری از مسئله پژوهش است.

در بخش کیفی، در این مرحله با بررسی گسترده ادبیات و پیشینه پژوهش، عوامل اولیه استخراج می‌شود. در ادامه با ابزار مصاحبه‌های عمیق و راهبرد نمونه‌گیری هدفمند، پس از تعیین نمونه پژوهش (هشت خبره)، با استفاده از روش تحلیل مضمون، مولفه‌های مورد نیاز برای اضافه شدن به مولفه‌های اولیه استخراج می‌شود. در این مرحله، مدل اشباع‌شده^۲ پژوهش استخراج می‌شود.

در بخش کمی، مدل نهایی پژوهش از طریق آزمون مدل اشباع‌شده حاصل خواهد شد. به همین منظور، ابتدا شاخص‌های مدل در قالب پرسشنامه عملیاتی، و پس از تایید پنج خبره بین اعضای نمونه پژوهش توزیع شد. نمونه آماری پژوهش در این مرحله، شامل ۴۳ مدیر بودجه بخش عمومی است که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند.

بدین ترتیب مراحل پژوهش به شرح زیر است.

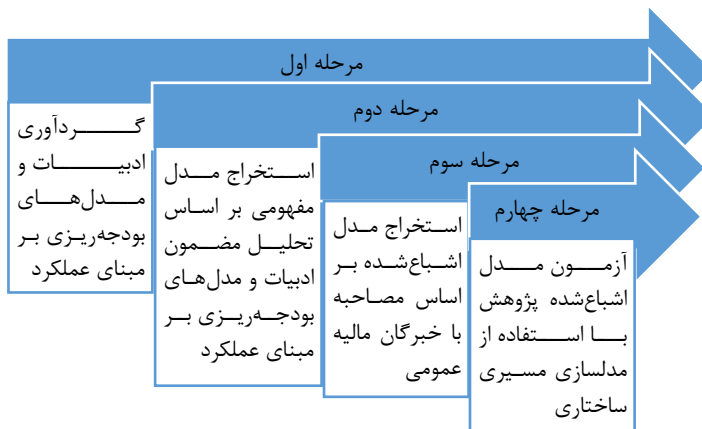
مرحله اول: در این مرحله، ادبیات و مدل‌های بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد از طریق جستجوی اینترنتی با کلیدواژه‌های بودجه‌ریزی عملکرد، بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، و برنامه‌ریزی بر مبنای عملکرد گردآوری شدند. بررسی اولیه مدل‌ها بیانگر وجود مدل‌های متفاوت است. برخی از این مدل‌ها، فقط در سطح مولفه و برخی دیگر در سطح ابعاد به ارائه مدل پرداخته‌اند. ضعف در نگاه سیستمی و کل‌نگری از جمله کمبودهای این مدل‌ها و نظریه‌هاست. بنابراین، طراحی مدلی جامع و سیستمی سهم نظری پژوهش حاضر در این حوزه است.

مرحله دوم: در این مرحله، اجزای سیستم بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد از طریق بررسی گسترده ادبیات و مدل‌های موجود با استفاده از روش تحلیل مضمون استخراج خواهند شد. خروجی این مرحله، مدل مفهومی پژوهش است.

1. Mixed Method
2. Saturated Model

مرحله سوم: در این مرحله، به منظور رفع کاستی مدل‌های موجود و ایجاد گونه‌های بومی و ایده‌آل، از ابزار مصاحبه عمیق با مجموعه‌ای از خبرگان حوزه مالیه عمومی که به شیوه‌ای هدفمند انتخاب می‌شوند، استفاده خواهد شد. خروجی این مرحله، مدل اشباع‌شده پژوهش است.

مرحله چهارم: در این مرحله، نسبت به آزمون مدل اشباع‌شده پژوهش با استفاده از روش مدلسازی مسیری-ساختاری (PLS) و با ابزار پرسشنامه مستخرج از مدل اشباع‌شده اقدام می‌شود. مراحل اجرای پژوهش در شکل (۱) نشان داده شده است.



شکل ۱: فرایند اجرای پژوهش

در بخش کیفی اسناد و داده‌ها و اطلاعات جمع‌آوری شده از طریق جستجوی اینترنتی، بررسی ادبیات و مصاحبه با خبرگان علمی و عملی با استفاده از مصاحبه نیمه‌ساختاریافته انجام گرفته است. این خبرگان تحصیلات کارشناسی ارشد به بالا داشتند و در زمینه مدیریت، برنامه و بودجه، و مالی سال‌های متمادی فعالیت می‌کردند. همچنین، مصاحبه‌ها از روش تحلیل مضمون مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گرفت و شاخص‌ها و مولفه‌های نهایی مدل استخراج شد. فرایند تحلیل مضمون شامل آشنایی با داده‌ها، استخراج کدهای اولیه، جستجوی مضامین، بازنگری مضامین، تعریف و نامگذاری مضامین، و در نهایت، گزارش‌دهی است. آذر و همکاران (۱۳۹۱)، بیان می‌کنند در تحلیل کم‌ترین مربعات جزئی (PLS) به جای کار با

1. Path-Structural Modeling
2. Partial Least Square

متغیرهای مکنون، بلوکی از متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحلیل، برای آن که مقدار واریانس تبیین‌شده تمام سازه‌های درون‌زای مدل بیشینه شود، پارامترهای مدل از طریق مجموعه‌ای از رگرسیون‌های کم‌ترین مربعات معمولی (OLS)^۱ برآورد می‌شوند. این نوع روش‌شناسی، نیازی به پیش‌فرض‌های توزیعی ندارد و در صورتی که تعداد معرف‌های هر سازه و حجم نمونه کم باشد، قابل کاربرد است. در مدل‌سازی مسیری-ساختاری، ابتدا مدل اندازه‌گیری پژوهش، سپس مدل ساختاری، و در نهایت، کیفیت کلی مدل پژوهش با استفاده از شاخص‌های مربوطه مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. با توجه به وجود لایه‌های مختلف متغیرها (از بُعد تا شاخص) در این پژوهش از الگوی سلسله‌مراتبی (HCM)^۲ انعکاسی-انعکاسی^۳ استفاده شده است. بر اساس این، مدل پژوهش دارای سه سازه مرتبه بالا (HOC)^۴ شامل الزامات، فرایند اصلی، و خروجی، و دارای نه سازه مرتبه پایین (LOC)^۵ است.

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

یافته‌های کیفی

یافته‌های پژوهش در دو بخش کیفی و کمی ارائه می‌شوند. یافته‌های بخش کیفی، حاصل مرور ادبیات و مصاحبه با هشت خبره موضوع است که با استفاده از روش تماتیک (کدگذاری باز، محوری، انتخابی) تحلیل شده‌اند. در ادامه، توصیف ویژگی‌های جمعیت‌شناختی مصاحبه‌شوندگان، نمونه مصاحبه، و نحوه کدگذاری (جدول ۴) و مدل اشباع‌شده پژوهش (شکل ۲) ارائه خواهد شد. نتایج جمعیت‌شناختی نشان داد که از خبرگان مورد بررسی، سه نفر تحصیلات کارشناسی ارشد و پنج نفر تحصیلات دکتری داشتند. چهار نفر از آن‌ها ۱۰ تا ۲۰ سال سابقه کار داشتند، و چهار نفر دیگر ۳۰ تا ۴۰ سال سابقه کار داشتند. همچنین، همه خبرگان در رده‌های مدیریتی و حوزه مدیریت برنامه، بودجه، و مالی فعالیت می‌کردند. نتایج حاصل، تحلیل محتوای داده‌های مرور ادبیات مصاحبه، در قالب مدل سیستمی و بر اساس مولفه‌ها و شاخص‌ها در جدول (۴) ارائه شده است.

1. Ordinary Least Squares
2. Hierarchical Component Model
3. Reflective-Reflective
4. High-Ordered Construct
5. Low-Ordred Construct

جدول ۴: خروجی مرور ادبیات و مصاحبه

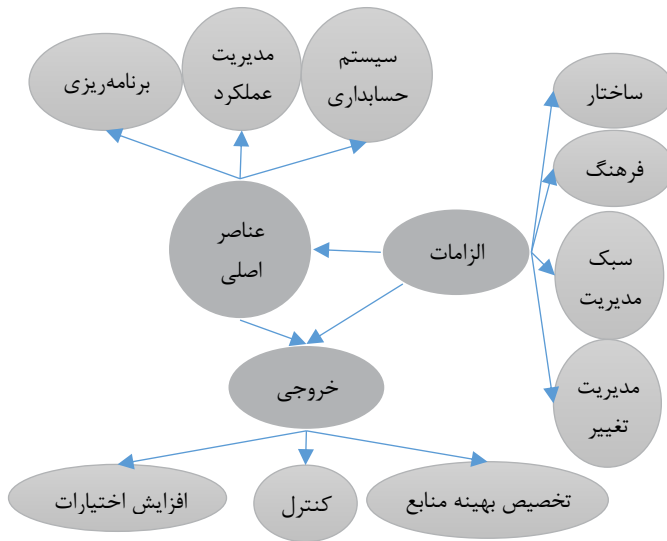
ابعاد	مؤلفه‌ها	شاخص	منابع	مصاحبه
	برنامه‌ریزی	برنامه‌ریزی راهبردی؛ و برنامه‌ریزی عملیاتی	(Amirkhani et al., 2019)	م (۱)، م (۲)، م (۳)، م (۴)، م (۵)، م (۶)، م (۷)، م (۸)
عناصر اصلی (فرایند)	مدیریت عملکرد	معیارهای عملکرد مبتنی بر خروجی؛ سازوکار دقیق و اثربخش ارزیابی عملکرد؛ و سیستم پاداش مبتنی بر عملکرد	(Amirkhani et al., 2019; Kordbache, 2007)	م (۱)، م (۲)، م (۳)، م (۴)، م (۵)، م (۶)، م (۷)، م (۸)
	سیستم حسابداری (هزینه‌یابی مبتنی بر فعالیت)	تعیین هزینه فعالیت‌ها؛ تعیین هزینه بهای تمام‌شده خدمات (خروجی) سازمان؛ مدیریت هزینه؛ و ارتباط حسابداری و بودجه	(Amirkhani et al., 2019; Kordbache, 2007; Abdali et al., 2017; Rangriz et al., 2018)	م (۱)، م (۲)، م (۳)، م (۴)، م (۵)، م (۶)، م (۷)، م (۸)
	ساختار سازمانی	تمرکز سازمانی؛ تخصص‌گرایی؛ رسمیت؛ و تناسب ساختار	(Amirkhani et al., 2019; Azar et al., 2010)	م (۱)، م (۲)، م (۳)، م (۴)، م (۵)، م (۶)، م (۷)، م (۸)
توانمندسازها (الزامات)	فرهنگ سازمانی	نوآوری ریسک‌پذیری؛ رویکرد متهورانه؛ خروجی محوری؛ تعهد حرفه‌ای	(Amirkhani et al., 2019; davi et al., 2015) (مرادی و همکاران، ۱۳۹۲)	م (۱)، م (۲)، م (۳)، م (۴)، م (۵)، م (۶)، م (۷)، م (۸)
	سبک مدیریت و رهبری تحولی	الهام‌بخشی؛ و انگیزش و توسعه و ترغیب کارکنان	(Amirkhani et al., 2019)	م (۱)، م (۲)، م (۳)، م (۴)، م (۵)، م (۶)، م (۷)، م (۸)
	مدیریت تغییر	مقاومت در برابر تغییر؛ و برنامه‌ریزی تغییر	(Azar et al., 2010)	م (۱)، م (۲)، م (۳)، م (۴)، م (۵)، م (۶)، م (۷)، م (۸)

ادامه جدول ۴: خروجی مرور ادبیات و مصاحبه

ابعاد	مؤلفه‌ها	شاخص	منابع	مصاحبه
		برقراری ارتباط شفاف میان منابع مصرف‌شده و خروجی	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)، م(۵)، م(۶)، م(۷)، م(۸)
		ارائه مبنایی مناسب برای اتخاذ تصمیم در خصوص تخصیص منابع	(Kordbache, 2007)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)، م(۵)، م(۶)، م(۷)، م(۸)
	تخصیص	تغییر رویکرد از تمرکز بر ورودی به خروجی و پیامد	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)، م(۵)، م(۶)، م(۷)، م(۸)
	بهبود منابع	تبدیل اسناد بودجه به ابزاری برای برنامه‌ریزی اقتصادی و مدیریت عملکرد	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)، م(۵)، م(۶)، م(۷)، م(۸)
		اختصاص بودجه در ازای ارائه خروجی بهتر	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)، م(۵)، م(۶)، م(۷)، م(۸)
		استانداردسازی خدمات	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)	-
	خروجی (اهداف)	افزایش انگیزه مدیران و کارکنان برای ارائه خدمات با هزینه کمتر	(سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۹۷)	م(۱)، م(۲)، م(۴)
		پاسخگویی مالی	(Kordbache, 2007; Azar et al., 2010; Kordestani et al., 2016; Esmaelikia & Molanazari, 2016)	م(۱)، م(۲)، م(۴)
	نظارت و کنترل مؤثر	پاسخگویی عملیاتی	(داداشی و همکاران، ۱۳۹۷) (Kordestani et al., 2016; Esmaelikia & Molanazari, 2016)	م(۱)، م(۲)، م(۴)
		کنترل و نظارت مؤثر بر فرایندهای سازمان	(Kordbache, 2007)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)
	افزایش اختیارات	اختیار در تخصیص بودجه	(Kordbache, 2007; Azar et al., 2010)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)
		تناسب بین مسئولیت و اختیارات	(Kordbache, 2007; Azar et al., 2010)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)
	مدیر	اختیار در مسائل مالی	(Kordbache, 2007; Azar et al., 2010)	م(۱)، م(۲)، م(۳)، م(۴)

نکته: م: مصاحبه (شماره)

پس از به دست آوردن ابعاد، مولفه‌ها و شاخص‌های مدل مفهومی از طریق ادبیات و بومی‌سازی و اشباع آن از طریق مصاحبه، مدل اشباع‌شده نهایی پژوهش در قالب **شکل (۲)** ارائه می‌شود.



شکل ۲: مدل اشباع‌شده پژوهش

یافته‌های کمی

یافته‌های بخش کمی شامل توصیف ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه آماری، ارزیابی مدل اندازه‌گیری، ارزیابی مدل ساختاری، و آزمون مدل نهایی پژوهش است.

جدول ۵: ویژگی جمعیت‌شناختی نمونه آماری پژوهش

ویژگی	تحصیلات	سابقه				جایگاه شغلی
طبقه کاردانی کارشناسی کارشناسی ارشد دکتری	دهه ۱ دهه ۲ دهه ۳ و بالاتر	مدیر				
تعداد	۲۳ ۱۳ ۱ ۱۱ ۲۳ ۹	۴۳				
جمع	۴۳	۴۳				

ارزیابی مدل اندازه‌گیری

آذر و همکاران (۱۳۹۱)، بیان می‌کنند که به منظور بررسی پایایی^۱ پرسشنامه، از شاخص پایایی مرکب^۲ و آلفای کرونباخ، و برای بررسی روایی مدل اندازه‌گیری، از شاخص متوسط واریانس استخراج‌شده^۳ استفاده می‌شود. پایایی مرکب، معیاری برای سنجش همبستگی درونی متغیرهای مشاهده‌شده هر بلوک در یک متغیر مکنون است. شاخص پایایی مرکب نسبت به آلفای کرونباخ شاخص بهتری در تشخیص یک‌بعدی بودن بلوک است. متوسط واریانس استخراج‌شده، معیاری برای سنجش روایی همگراست. مقدار ۰/۷ برای شاخص‌های پایایی مرکب، آلفای کرونباخ، و مقدار ۰/۵ برای شاخص (AVE)، مقادیر قابل‌قبولی است. جداول (۶)، (۷)، و (۸) به ترتیب نتایج تحلیل اندازه‌گیری^۴ ابعاد و مولفه‌ها (سازه‌های مرتبه بالا) و شاخص‌های (سازه‌های مرتبه پایین) مدل پژوهش را نشان می‌دهد. همچنین، برای تعیین روایی^۵ پرسشنامه، محتوای تهیه‌شده ابتدا به تایید استادان متخصص در موضوع پژوهش رسیده، و سپس از طریق کسب نظرات مدیران ارشد اجرایی، مورد تایید قرار گرفته است. در مدلسازی معادلات ساختاری، تدوین صحیح مدل اندازه‌گیری ارجح‌تر از تحلیل مدل ساختاری است (آذر و همکاران، ۱۳۹۱). از این‌رو، به منظور تدوین صحیح مدل اندازه‌گیری، دو مرحله برازش مدل اندازه‌گیری انجام شد. در مرحله یکم، با حذف مولفه‌ها (افزایش اختیارات) و شاخص‌های (اختیار در تخصیص بودجه، تناسب بین مسئولیت و اختیارات، اختیار در مسائل مالی) غیرمعنادار، مدل اندازه‌گیری دارای روایی و پایایی مشخص شد.

جدول ۶: ارزیابی مدل اندازه‌گیری ابعاد (سازه‌های HOC)

سازه (HOC)	الزامات	فراایندهای اصلی	خروجی
تعداد مولفه/ شاخص	۴	۳	۲
AVE	۰/۵۹	۰/۵۹	۰/۸۳
پایایی مرکب	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۹۱
آلفای کرونباخ	۰/۷۵	۰/۷۰	۰/۸۰

1. Reliability
2. Composite Reliability
3. Average Variance Extracted (AVE)
4. Measurement Analyze Results
5. Validity

همان‌گونه که نتایج **جدول (۶)** نشان می‌دهد، مقادیر پایایی مرکب و نیز آلفای کرونباخ برای تمامی ابعاد بیش‌تر از ۰/۷ است و مقادیر واریانس متوسط استخراج‌شده نیز بزرگ‌تر از ۰/۵ است. بنابراین، پایایی و روایی ابزار پژوهش در سطح ابعاد در سطح قابل‌قبولی قرار دارد.

جدول ۷: ارزیابی مدل اندازه‌گیری مولفه‌ها (سازه‌ها HOC)

سازه (HOC)	ساختار فرهنگ	سبک مدیریت	مدیریت تغییر	سیستم حسابداری	مدیریت عملکرد	برنامه‌ریزی	تخصیص بهینه منابع	کنترل موثر
تعداد مولفه/ شاخص	۴	۲	۲	۳	۴	۲	۷	۳
AVE	۰/۶۷	۰/۴۴	۰/۸۴	۰/۵	۰/۵۸	۰/۵۸	۰/۴	۰/۴
پایایی مرکب	۰/۸۹	۰/۷۵	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۸۶
آلفای کرونباخ	۰/۸۳	۰/۵۶	۰/۸۱	۰/۸۸	۰/۷۲	۰/۶۲	۰/۷۰	۰/۸۲

همان‌گونه که نتایج **جدول (۷)** نشان می‌دهد، مقادیر پایایی مرکب تمامی مولفه‌ها بیش‌تر از ۰/۷ است. آلفای کرونباخ تمامی مولفه‌ها به‌استثنای فرهنگ و مدیریت عملکرد بیش‌تر از ۰/۷ است. مقادیر واریانس متوسط استخراج‌شده مولفه‌ها به‌استثنای فرهنگ، تخصیص بهینه منابع، و کنترل موثر نیز بزرگ‌تر از ۰/۵ است. بنابراین، پایایی و روایی ابزار پژوهش در سطح مولفه‌ها در سطح قابل‌قبولی قرار دارد.

جداول **(۸)**، **(۹)**، و **(۱۰)** به ارزیابی مدل اندازه‌گیری سازه‌های LOC در ابعاد الزامات، فرایندهای اصلی، و خروجی می‌پردازد.

جدول ۸: ارزیابی مدل اندازه‌گیری شاخص‌های بُعد الزامات

شاخص	تمرکز تخصص	رسمیت	تناسب نوآوری	رویکرد متهورانه	خروجی محوری	تعهد الهام‌بخشی	انگیزش	مقاومت در برابر تغییر	برنامه‌ریزی تغییر
تعداد سازه آشکار	۴	۶	۴	۲	۳	۳	۳	۵	۶
AVE	۰/۵	۰/۴۳	۰/۵	۰/۶۲	۰/۵۷	۰/۵۱	۰/۶۲	۰/۷۲	۰/۶۲
پایایی مرکب	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۸۴	۰/۷۶	۰/۸	۰/۷۵	۰/۸۳	۰/۹۳	۰/۹۱
آلفای کرونباخ	۰/۶۴	۰/۷۳	۰/۷۷	۰/۴	۰/۶۲	۰/۵۶	۰/۷	۰/۹	۰/۸۸

جدول ۹: ارزیابی مدل اندازه‌گیری شاخص‌های بُعد فرایند اصلی

شاخص	برنامه‌ریزی راهبردی	برنامه‌ریزی عملیاتی	معیارهای عملکرد	سازوکار ارزیابی	سیستم پاداش	هزینه فعالیت	بهای تمام‌شده	مدیریت هزینه	ارتباط بودجه و حسابداری
تعداد سازه آشکار	۴	۴	۴	۳	۴	۳	۳	۷	۴
AVE	۰/۷	۰/۶۳	۰/۶۵	۰/۶۲	۰/۶۷	۰/۶۲	۰/۸۲	۰/۴۲	۰/۶۷
پایایی مرکب	۰/۹۲	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۳	۰/۸۹	۰/۸۲	۰/۹۳	۰/۸۳	۰/۸۸
آلفای کرونباخ	۰/۸۹	۰/۸	۰/۸۲	۰/۷	۰/۸۳	۰/۷	۰/۸۹	۰/۷۷	۰/۸۲

جدول ۱۰: ارزیابی مدل اندازه‌گیری شاخص‌های بُعد خروجی

سازه (LOC)	پاسخگویی مالی	پاسخگویی عملیاتی	کنترل فرایند
تعداد سازه آشکار	۴	۳	۳
AVE	۰/۵۸	۰/۵۰	۰/۶۸
پایایی مرکب	۰/۸۴	۰/۷۴	۰/۸۶
آلفای کرونباخ	۰/۷۵	۰/۵۰	۰/۷۷

همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، مقادیر پایایی مرکب برای تمامی شاخص‌ها بزرگ‌تر از ۰/۷ است. مقدار آلفای کرونباخ تنها برای شاخص‌های تمرکز، رویکرد متهورانه، خروجی محوری، و تعهد کم‌تر از ۰/۷ است. برای تمامی سازه‌ها بیش‌تر از ۰/۷ است و مقادیر واریانس متوسط استخراج‌شده نیز به‌استثنای مدیریت هزینه و تخصص‌گرایی، برای تمامی شاخص‌ها بزرگ‌تر از ۰/۵ است. بنابراین، پایایی و روایی ابزار پژوهش در سطح اکثر سازه‌ها در سطح قابل‌قبولی قرار دارد. در ادامه بررسی روایی سازه، به بررسی میزان بار عاملی و سطح معناداری آن در سازه‌های پژوهش می‌پردازیم. در مدل‌های سلسله‌مراتبی چند نوع بار عاملی وجود دارد. کلیه بارهای عاملی مرتبه اول پژوهش در سطح معناداری قرار دارد. **جدول (۱۱)**، بارهای عاملی مرتبه دوم و سوم را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱: بار عاملی تاییدی مرتبه دوم و سوم

ابعاد	مولفه‌ها	بار عاملی	شاخص	بار عاملی
	برنامه‌ریزی	۰/۷۹	برنامه‌ریزی راهبردی	۰/۹۰
			برنامه‌ریزی عملیاتی	۰/۹۱
عناصر اصلی (فرایند)	مدیریت عملکرد	۰/۷۸	معیارهای عملکرد مبتنی بر خروجی	۰/۶۶
			سازوکار دقیق و اثربخش ارزیابی عملکرد	۰/۷۸
			سیستم پاداش مبتنی بر عملکرد	۰/۷۲
	سیستم حسابداری		تعیین هزینه فعالیت‌ها	۰/۸۴
	(هزینه‌یابی مبتنی بر فعالیت)	۰/۷۸	تعیین هزینه بهای تمام‌شده	۰/۸۰
			مدیریت هزینه	۰/۷۶
			ارتباط حسابداری و بودجه	۰/۶۷

ادامه جدول ۱۱: بار عاملی تاییدی مرتبه دوم و سوم

ابعاد	مولفه‌ها	بار عاملی	شاخص	بار عاملی
	ساختار سازمانی	۰/۸۶	تمرکز سازمانی	۰/۷۵
			تخصص‌گرایی	۰/۸۸
			رسمیت	۰/۸۶
			تناسب ساختار	۰/۸۰
توانمندسازها (الزامات)	فرهنگ سازمانی	۰/۷۹	نوآوری ریسک‌پذیری	۰/۷۰
			رویکرد متهورانانه	۰/۶۴
			خروجی محوری	۰/۴۳
			تعهد حرفه‌ای	۰/۸۱
سبک مدیریت و رهبری تحویلی	۰/۹۳	انگیزش و توسعه و ترغیب کارکنان	الهام‌بخشی	۰/۹۲
			مقاومت در برابر تغییر	۰/۷۸
			برنامه‌ریزی تغییر	۰/۸۸
			فقدان شاخص	۰/۹۳
خروجی (اهداف)	تخصیص بهینه منابع	۰/۹۰	پاسخگویی مالی	۰/۸۵
			پاسخگویی عملیاتی	۰/۷۹
			کنترل موثر فرایندهای سازمان	۰/۷۸

بر اساس یافته‌های جدول (۱۱)، بار عاملی تمامی شاخص‌ها در نه مولفه مدل پژوهش بزرگ‌تر از ۰/۴ و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است ($P\text{-Value} < 0.00$). بنابراین، روایی سازه مدل اندازه‌گیری پژوهش در سطح ابعاد، مولفه‌ها، و شاخص‌ها تایید می‌شود.

ارزیابی مدل ساختاری

پس از بررسی مدل اندازه‌گیری پژوهش به ارزیابی مدل ساختاری پرداخته می‌شود. در ارزیابی ساختاری به قابلیت پیش‌بینی مدل و روابط میان سازه‌ها پرداخته می‌شود. برآورد روایی و پایایی مدل اندازه‌گیری، امکان ارزیابی مدل ساختاری را میسر می‌سازد. در ارزیابی مدل ساختاری از ارزیابی همخطی، ارزیابی معناداری و روابط مدل ساختاری (ضریب مسیر)، ارزیابی ضریب تعیین (R^2)،

ارزیابی اندازه اثر f^2 ، و ارزیابی تناسب پیش‌بین Q2 استفاده می‌شود (آذر و همکاران، ۱۳۹۱).
جدول (۱۲)، نتایج ارزیابی همخطی را نشان می‌دهد. با توجه به این‌که مقادیر VIF برای تمامی سازه‌های پیش‌بین بزرگ‌تر از ۰/۲ و کوچک‌تر از ۵ است، وجود همخطی بین این متغیرها تایید نمی‌شود. بنابراین، مدل برآورد فاقد هرگونه همخطی است.

جدول ۱۲: ارزیابی همخطی مدل (VIF)

VIF		متغیر پیش‌بین / متغیر درون‌زا
خروجی	فرایندهای اصلی	الزامات
۱/۵۹	۱/۰۰	الزامات
۱/۵۹۵	-	فرایندهای اصلی

جدول (۱۳)، نتایج ارزیابی روابط مدل ساختاری (ضریب مسیر) و ضریب تعیین را نشان می‌دهد.

جدول ۱۳: ارزیابی مدل ساختاری

ضریب تعیین	وضعیت	Sig.	آماره T	انحراف استاندارد (STDEV)	β	متغیر وابسته	نوع اثر	متغیر مستقل
۰/۳۷	تایید	۰/۰۰	۵/۳۰	۰/۱۲	۰/۶۱	فرایند	مستقیم	الزامات
۰/۵۵	تایید	۰/۰۰	۴/۰۷	۰/۱۴	۰/۵۷	خروجی	مستقیم	فرایند اصلی
	تایید	۰/۰۰	۴/۸۳	۰/۱۲	۰/۵۹	خروجی	مستقیم-غیرمستقیم	الزامات

همان‌طور که نتایج **جدول (۱۳)** نشان می‌دهد، تاثیر الزامات بر فرایند برابر با ۰/۶۱ است که در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. از طرف دیگر، تاثیر فرایند بر خروجی برابر ۰/۵۷ است که در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. همچنین، ورودی دارای تاثیر کل (مستقیم+ غیرمستقیم) معنادار بر خروجی به اندازه ۰/۳۴ است. بر اساس مقادیر ضریب تعیین (R^2)، مدل برازش شده ۵۵ درصد تغییرات بُعد خروجی و ۳۷ درصد تغییرات بُعد فرایند اصلی را نشان می‌دهد که ضریب تعیین بُعد خروجی متوسط ارزیابی می‌شود.

جدول (۱۴)، نتایج ارزیابی اندازه اثر f^2 را نشان می‌دهد. اندازه اثر امکان ارزیابی سهم سازه‌های برون‌زا در مقدار ضریب تعیین (R^2) یک متغیر مکنون درون‌زا را فراهم می‌کند.

جدول ۱۴: اندازه اثر F^2

سازه پیش‌بین	سازه درون‌زا (مقدار F^2)	
	فرایند اصلی	خروجی
الزامات	۰/۵۹۵	۰/۰۸۴
فرایند اصلی	-	۰/۴۵

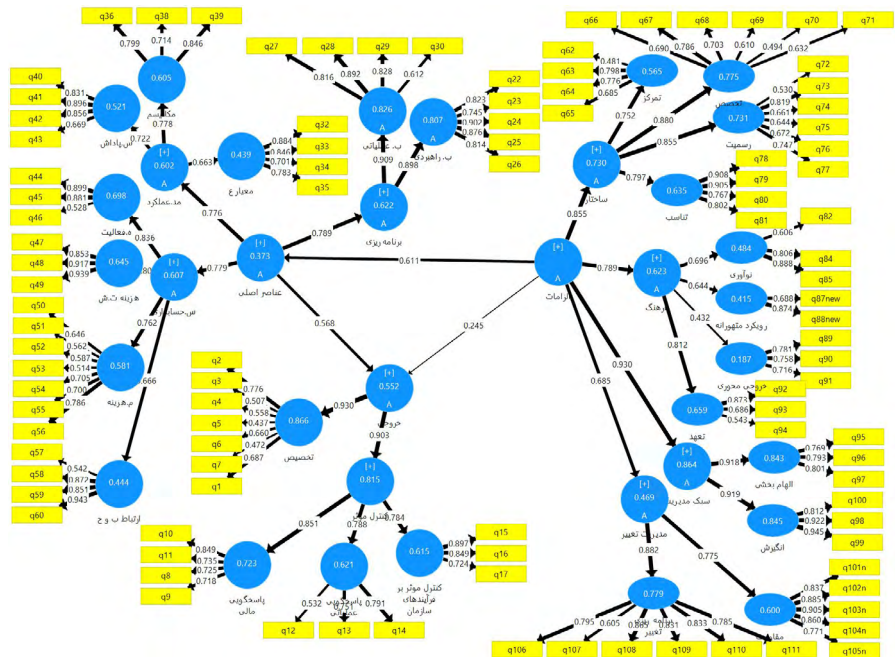
با توجه به مقادیر F^2 ، اندازه اثر سازه‌های الزامات و فرایند اصلی بر سازه درون‌زای خروجی به ترتیب برابر ۰/۰۸۴ و ۰/۴۵ است. بر اساس این، اندازه اثر سازه الزامات کوچک و اندازه اثر سازه فرایند اصلی بزرگ ارزیابی می‌شود.

جدول (۱۵)، نتایج ارزیابی تناسب پیش‌بین را نشان می‌دهد. در این روش، از رویه چشم‌پوشی برای به‌دست آوردن سنجه افزونگی با روایی متقاطع هر سازه درون‌زا استفاده می‌شود.

جدول ۱۵: تناسب پیش‌بین Q^2

سازه درون‌زا	SSO	SSE	$Q^2=1-(SSE/SSO)$
فرایندهای اصلی	۱۲۹/۰۰	۱۰۴/۵۶	۰/۱۸۹
خروجی	۸۶/۰۰	۴۳/۳۲	۰/۴۳۸

همان‌گونه که جدول (۱۵) نشان می‌دهد، مقادیر Q^2 بزرگ‌تر از صفر نشان می‌دهد که سازه‌های برون‌زای مدل دارای تناسب پیش‌بین برای سازه‌های درون‌زای مدل هستند. در شکل (۳)، مدل آزمون‌شده پژوهش همراه با سازه‌ها و شاخص‌های هر سازه ارائه شده است.



شکل ۳: مدل آزمون‌شده پژوهش

شکل (۴)، معناداری ضرایب (آماره t) را نشان می‌دهد.

شامل عناصر اصلی (فرایند)، توانمندسازها (الزامات)، و خروجی تشکیل شده است. بر اساس این، عناصر اصلی یا فرایند شامل برنامه‌ریزی، مدیریت عملکرد، و سیستم حسابداری (هزینه‌یابی مبتنی بر فعالیت) می‌شود. همچنین، توانمندسازها (الزامات) شامل ساختار سازمانی، فرهنگ سازمانی، سبک مدیریت و رهبری تحولی، و مدیریت تغییر می‌شود. خروجی یا اهداف نیز شامل تخصیص بهینه منابع، نظارت و کنترل موثر، و اختیارات فرمانده یا مدیر است.

یافته‌های بخش کمی نشان می‌دهد که عناصر اصلی یا فرایند شامل برنامه‌ریزی (برنامه‌ریزی راهبردی، برنامه‌ریزی عملیاتی)، مدیریت عملکرد (معیارهای عملکرد مبتنی بر خروجی، سازوکار دقیق و اثربخش ارزیابی عملکرد، و سیستم پاداش مبتنی بر عملکرد)، سیستم حسابداری (تعیین هزینه فعالیت‌ها، تعیین هزینه بهای تمام‌شده، مدیریت هزینه، و ارتباط حسابداری و بودجه) در سطح معناداری قرار دارد. همچنین، عناصر توانمندسازها یا الزامات شامل ساختار سازمانی (تمرکز سازمانی، تخصص‌گرایی، رسمیت، و تناسب ساختار)، فرهنگ سازمانی (نوآوری و ریسک‌پذیری، رویکرد متهورانه، خروجی‌محوری و تعهد حرفه‌ای)، سبک مدیریت و رهبری تحولی (الهام‌بخشی، انگیزش، و توسعه و ترغیب کارکنان)، و مدیریت تغییر (مقاومت در برابر تغییر و برنامه‌ریزی تغییر) در سطح معناداری قرار دارند. همچنین، عناصر خروجی یا اهداف شامل تخصیص بهینه منابع و نظارت و کنترل موثر (پاسخگویی مالی، پاسخگویی عملیاتی، و کنترل موثر فرایندهای سازمانی) در سطح معناداری قرار دارند.

همچنین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تاثیر الزامات بر فرایند معنادار است. از طرف دیگر، تاثیر فرایند بر خروجی نیز معنادار است. از طرفی، ورودی تاثیر کل معناداری بر خروجی دارد. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل برازش‌شده پژوهش می‌تواند بیش از پنجاه درصد تغییرات بُعد خروجی و بیش از سی درصد تغییرات بُعد فرایند اصلی را نشان دهد که سطح معناداری بُعد خروجی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

یافته‌های این پژوهش از نظر عناصر اصلی بُعد برنامه‌ریزی با یافته‌های امیرخانی و همکاران (۲۰۱۹)، از نظر بُعد مدیریت عملکرد با امیرخانی و همکاران (۲۰۱۹) و پراتولو و همکاران (۲۰۲۱)، و از نظر بُعد سیستم حسابداری با امیرخانی و همکاران (۲۰۱۹)، ابدالی و همکاران (۲۰۱۷)، و رنگریز و همکاران (۲۰۱۸) همراستا است. یافته‌های این پژوهش از نظر توانمندسازها یا الزامات بُعد ساختار سازمانی، با امیرخانی و همکاران (۲۰۱۹) و آذر و همکاران (۲۰۱۰)، از نظر بُعد فرهنگ سازمانی با امیرخانی و همکاران (۲۰۱۹)، مرادی و همکاران (۱۳۹۲)، و مهدوی و همکاران (۲۰۱۵)، از نظر بُعد

سبک مدیریت و رهبری تحولی با امیرخانی و همکاران (۲۰۱۹) و پراتولو و همکاران (۲۰۲۱)، و از نظر بُعد مدیریت تغییر با آذر و همکاران (۲۰۱۰) و سوفیانی (۲۰۱۸) همراستاست. همچنین، یافته‌های پژوهش از نظر خروجی یا اهداف بُعد تخصیص بهینه منابع، و از نظر نظارت و کنترل موثر با مائورو و همکاران (۲۰۱۹) و بهادری و همکاران (۲۰۲۱) همراستاست.

این پژوهش به پژوهشگران کمک می‌کند که از جدیدترین حوزه‌های مورد بررسی در زمینه بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد مطلع شوند تا دیدگاه جامعی از عناصر اصلی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد، عوامل پیش‌نیاز (الزامات)، و پیامدهای (خروجی) بکارگیری نظام بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد به دست آورند. به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود مدل استخراج‌شده در این پژوهش را در پژوهش‌های آتی مورد ارزیابی قرار دهند. همچنین، به مدیران و مسئولان سازمان‌ها پیشنهاد می‌شود، از آن‌جا که مدل این پژوهش از کارایی و اثربخشی بالایی برخوردار است، از آن در بودجه‌ریزی سازمان خود استفاده نمایند تا بتوانند بودجه‌ریزی بهتری انجام دهند.

اظهاریه قدردانی

از حمایت‌های معنوی، پیشنهادهای، و توصیه‌های شایسته داوران ناشناس «نشریه برنامه‌ریزی و بودجه» که در بهبود کیفی پژوهش نقش مهمی داشته‌اند، و نیز از ویراستار علمی و ادبی نشریه (مازبار چابک) قدردانی می‌شود.

منابع

الف) انگلیسی

- Abdali, A., Azar, A., Amiri, M., & Porazat, A. (2017). Explaining Public Expenditure Management Framework in Iran. *Organizational Resources Management Researchs*, 7(3), 1-18. <http://ormr.modares.ac.ir/article-28-2452-fa.html>
- Amini, M., Azar, A., Bayat, K., & Khadivar, A. (2021). Presenting a Developed Performance Based Budgeting Maturity Model: With Focusing on Capabilities and Results in a Mature System. *Management Research in Iran*, 22(4), 225-247. https://mri.modares.ac.ir/article_483.html
- Amirkhani, T., Aghaz, A., & Sheikh, A. (2019). An Implementation Model of Performance-Based Budgeting: Evidence from the Iranian Healthcare Sector. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 69(2), 382-404. <https://doi.org/10.1108/IJPPM-05-2018-0171>
- Andrews, M. (2004). Authority, Acceptance, Ability and Performance-Based Budgeting Reforms. *International Journal of Public Sector Management*, 17(4), 332-344.

- <https://doi.org/10.1108/09513550410539811>
- Azar, A., & Amirkhani, T. (2017). Black Hole of Budgeting in Public Budgeting System of Iran. *Journal of Public Administration*, 8(4), 571-590. https://jjpa.ut.ac.ir/article_62177.html
- Azar, A., Amini, M., & Ahmadi, P. (2014). Robust Fuzzy Performance based Budgeting Model an Approach to Managing the Budget Allocation Risk - Case Study: Tarbiat Modares University. *Journal of Management Research in Iran*, 17(4), 65-95. https://mri.modares.ac.ir/article_4.html
- Azar, A., Zahedi, S., & Amirkhani, T. (2010). A Model for Implementing Performance-Based Budget: A System Dynamics Approach. *Iranian Journal of Management Sciences*, 5(18), 29-54. http://journal.iams.ir/article_75.html
- Babajani, J., & Osta, S. (2015). A Comparative Study of Performance-Based Budgeting in Iran and Developed Countries (A Case Study of: Canada). *Journal of Governmental Accounting*, 2(1), 7-16. https://gaa.journals.pnu.ac.ir/article_2358.html?lang=en
- Bahadori, M., Talebnia, G., Ranjbar, M. H., & Barkhordari Ahmadi, M. (2021). Presenting Performance Based Budgeting Model with Solution Approach to a Special Class of Fuzzy Linear Programming Problem (Case Study of Hormozgan Province Gas Company). *Audit Science*, 20(81), 356-370. <http://danesh.dmk.ir/article-1-2522-fa.html>
- Candrea, P. J. (2017). *National Defense Budgeting and Financial Management: Policy & Practice*: IAP.
- De Vries, M. S., & Nemeč, J. (2019). Dilemmas in Performance-Based Budgeting. In *Performance-Based Budgeting in the Public Sector* (pp. 3-25): Springer.
- Downes, R., Moretti, D., & Nicol, S. (2017). Budgeting and Performance in the European Union: A Review by the OECD in the Context of EU Budget Focused on Results. *OECD Journal on Budgeting*, 17(1), 1-60. <https://doi.org/10.1787/budget-17-5jfnx7fj38r2>
- Esmaelikia, G., & Molanazari, M. (2016). Necessity of Changes in the Financial and Operational Accountability System of Public Universities and Identification of its Dimensions from the Experts and Academics View. *Empirical Research in Accounting*, 6(1), 53-80. https://jera.alzahra.ac.ir/article_2160.html
- Hasanabadi, M., & Najarsaraf, A. (2007). Modern Operational Budgeting Procedure. *Planning and Budgeting*, 11(6), 71-96. <http://jpbud.ir/article-1-64-fa.html>
- Hope, J., & Fraser, R. (2000). Beyond Budgeting. *Strategic Finance*, 82(4), 30-35.
- Hyndman, N., Liguori, M., Meyer, R. E., Polzer, T., Rota, S., & Seiwald, J. (2014). The Translation and Sedimentation of Accounting Reforms. A Comparison of the UK, Austrian and Italian Experiences. *Critical Perspectives on Accounting*, 25(4-5), 388-408. <https://doi.org/10.1016/j.cpa.2013.05.008>
- Joshi, P., Al-Mudhaki, J., & Bremser, W. G. (2003). Corporate Budget Planning, Control and Performance Evaluation in Bahrain. *Managerial Auditing Journal*, 18(9), 737-750. <https://doi.org/10.1108/02686900310500505>
- Kalantari, N., Mohammadipour, R., Seidi, M., Shiri, A., & Azizkhani, M. (2019). Mathematical Model for Performance Based Budgeting by Productivity Approach (Case Study: Gas Refineries in Iran). *Management Accounting*, 12(43), 117-127. https://jma.srbiau.ac.ir/article_14900.html
- Kordbache, M. (2007). Performance-Based Budgeting. *Planning and Budgeting*, 11(6), 3-31. <http://jpbud.ir/article-1-62-fa.html>

- Kordestani, G. R., Parsian, H., & Jamshidi Kalantari, F. (2016). Performance-Based Budgeting and Accountability in Public Sector. *Journal of Governmental Accounting*, 3(1), 69-80. https://gaa.journals.pnu.ac.ir/article_3684.html?lang=en
- Lee, R., Johnson, R., & Joyce, P. (2012). *Public Budgeting Systems*: Jones & Bartlett Learning.
- Mahdavi, G. H., Daryaei, A. A., Alikhani, R., & Maranjory, M. (2015). The Relation of Firm Size, Industry Type and Profitability to Social and Environmental Information Disclosure. *Empirical Research in Accounting*, 5(1), 87-103. https://jera.alzahra.ac.ir/article_1994.html
- Manta, A.-M. (2020). *Performance-Based Budgeting—an Option or a Necessity*. Paper Presented at the Proceedings of the International Conference on Business Excellence. <https://doi.org/10.2478/picbe-2020-0087>
- Martí, C. (2013). Performance Budgeting and Accrual Budgeting: A Study of the United Kingdom, Australia, and New Zealand. *Public Performance & Management Review*, 37(1), 33-58. <https://doi.org/10.2753/PMR1530-9576370102>
- Mauro, S. G., Cinquini, L., & Sinervo, L.-M. (2019). Actors' Dynamics toward Performance-Based Budgeting: A Mix of Change and Stability? *Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management*, 31(2), 158-177. <https://doi.org/10.1108/JPBAFM-07-2018-0068>
- Miller, G. J., Hildeth, W., & Rabin, J. (2001). *Performance Based Budgeting*; ASPA Classics Volume. In: Westview Press: Boulder, CO.
- Moynihan, D. P. (2008). *The Dynamics of Performance Management: Constructing Information and Reform*: Georgetown University Press.
- Namazi, M., & Rezaei, G. (2020). Evaluation of Managers' View on the Qualitative Role and Effect of Management Accounting Information in Budgeting System of Iran's Healthcare. *Journal of Health Accounting*, 9(1), 120-139. https://www.jmsp.ir/article_11763.html?lang=en
- Posner, P. L., & Fantone, D. M. (2007). Assessing Federal Program Performance: Observations on the US Office of Management and Budget's Program Assessment Rating Tool and its Use in the Budget Process. *Public Performance & Management Review*, 30(3), 351-368. <https://doi.org/10.2753/PMR1530-9576300303>
- Pratolo, S., Mukti, A. H., & Sofyani, H. (2021). Intervening Role of Performance-Based Budgeting in the Relationship between Transformational Leadership, Organizational Commitment and University Performance. *Jurnal Dinamika Akuntansi dan Bisnis*, 8(1), 77-90. <https://doi.org/10.24815/jdab.v8i1.19116>
- Rangriz, H., Sajjad, A., & Latifi, S. (2018). Factors Affecting Employee Work engagement with Meta-Analysis. *Career and Organizational Counseling*, 10(37), 117-146. https://jcoc.sbu.ac.ir/article_99891.html
- Robinson, M., & Last, D. P. (2009). A Basic Model of Performance-Based Budgeting. *Technical Notes and Manuals, International Monetary Fund*, 2009(001). <https://doi.org/10.5089/9781462320271.005>
- Rubin, I. S. (2019). *The Politics of Public Budgeting: Getting and Spending, Borrowing and Balancing*: CQ Press.
- Safdari Nahad, M., Menarzadeh, G. R., & Ezati, M. (2015). The Role of Organizational Factors on the Implementation of the Operational Budget for the Implementation of Article 219 of the Fifth Iran Development Plan. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 3(11), 27-48. https://www.jmsp.ir/article_11763.html?lang=en
- Schick, A. (2007). Performance Budgeting and Accrual Budgeting:

- Decision Rules or Analytic Tools? *OECD Journal on Budgeting*, 7(2), 109-138. <https://doi.org/10.1787/budget-v7-art11-en>
- Sofyani, H. (2018). Does Performance-Based Budgeting have a Correlation with Performance Measurement System? Evidence from Local Government in Indonesia. *Foundations of Management*, 10(1), 163-176. <https://doi.org/10.2478/fman-2018-0013>
- Suwanda, D., Moenek, R., Lukman, S., & Syaifullah, M. (2021). The Implementation of Performance-Based Budgeting Through A Money Follow Program in Impressing Budget Corruption. *Jurnal Ilmiah Universitas Batanghari Jambi*, 21(2), 871-878. <https://doi.org/10.33087/jiubj.v21i2.1576>
- Thurmaier, K., & Willoughby, K. (2001). Windows of Opportunity: Toward a Multiple Rationalities Model of Budgeting. In Bartle, John R. (Ed.), *Evolving Theories of Public Budgeting* (pp. 29-52). New York: JAI Imprint.
- Valipour Khatir, M., Azar, A., & Amini, M. R. (2021). Developing Performance Based Budgeting Model: Organizational Excellence Approach. *Management Research in Iran*, 21(2), 179-198. https://mri.modares.ac.ir/article_443.html
- Zamfirescu, L., & Zamfirescu, C.-B. (2013). Goal Programming as a Decision Model for Performance-Based Budgeting. *Procedia Computer Science*, 17(1), 426-433. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2013.05.055>

ب) فارسی

- آذر، عادل (۱۳۸۸). بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد و حسابرسی عملکرد. *اولین همایش سراسری حسابرسی عملکرد، پاسخگویی، و ارتقای بهره‌وری*.
- آذر، عادل؛ امینی، محمدرضا، و احمدی، پرویز (۱۳۹۲). طراحی مدل بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد (مورد مطالعه: دانشگاه تربیت مدرس). *نشریه چشم‌انداز مدیریت دولتی*، ۴(۱۵)، ۷۲-۵۳. https://jppap.sbu.ac.ir/article_94926.html
- آذر، عادل؛ دولت‌خواهی، کسری، و گودرزی، غلامرضا (۱۳۹۴). ارائه مدل مفهومی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد. *نشریه چشم‌انداز مدیریت دولتی*، ۶(۴)، ۳۳-۱۵. https://jppap.sbu.ac.ir/article_95603.html
- آذر، عادل؛ غلامزاده، رسول، و قنواتی، مهدی (۱۳۹۱). *مدلسازی مسیری-ساختاری در مدیریت: کاربرد نرم‌افزار SmartPLS*. انتشارات نگاه دانش.
- پناهی، علی (۱۳۸۶). *بودجه‌ریزی عملیاتی (در نظریه و عمل)*. انتشارات مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.
- داداشی، ایمان؛ کردمنجیری، سجاد، و برادران، مریم (۱۳۹۷). تاثیر ساختار حسابرسی داخلی بر احتمال تقلب در صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه دانش حسابرسی*، ۱۸(۷۰)، ۱۷۸-۱۵۹. <https://danesh.dmk.ir/article-1-1806-fa.html>
- سازمان برنامه و بودجه (۱۳۹۷). *قانون بودجه ۱۳۹۷ کل کشور: به انضمام پیوست‌ها*. <https://shenasname.ir/budget/budget97/4378-budget97>

قادری، محمدرضا (۱۳۸۶). بودجه‌ریزی نوین دولتی. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.
مرادی، محمد؛ خاتونی، مرضیه؛ ضیغمی، رضا؛ جهانی هاشمی، حسن، و شیخی، محمدرضا (۱۳۹۲). بررسی رابطه
تعهد حرفه‌ای و رضایت شغلی پرستاران شاغل در بیمارستان‌های دولتی-آموزشی وابسته به دانشگاه علوم
پزشکی قزوین. نشریه اخلاق پزشکی، ۷(۲۴)، ۵۵-۷۸. <https://doi.org/10.22037/mej.v7i24.4746>

نحوه ارجاع به مقاله:

سلگی، محمد؛ گل مرصع، فرهاد، و شمسی گوشکی، سجاد (۱۴۰۱). طراحی الگوی بودجه‌ریزی بر مبنای عملکرد با رویکرد سیستمی و آمیخته. نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۷(۲)، ۱۹۳-۲۲۸.

Solgi, M., Golmorasa, F., & Shamsi Gooshki, S. (2022). Designing a Performance-based Budgeting Model with a Systematic and Mixed Approach. *Planning and Budgeting*, 27(2). 193-228.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.193>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.



این نشریه مقاله‌هایی را در فرآیند داوری قرار می‌دهد که:

- ارزش علمی - پژوهشی داشته باشد؛
- در جهت اهداف و در قالب موضوع‌های تعیین شده برای نشریه باشد؛
- حاصل مطالعه، تجربه و پژوهش‌های دست اول نویسنده باشد؛
- مقاله‌ها قبلاً در نشریه دیگری چاپ نشده باشد یا برای انتشار آن اقدام همزمان انجام نگرفته باشد؛

ساختار کلی نشریه

بدنه اصلی مقاله باید شامل چکیده، کلیدواژه، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش پژوهش، تجزیه و تحلیل یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادها و منابع باشد.

شیوه استاد به صورت درون متنی به سبک استناددهی انجمن روانشناسان آمریکا (APA) باشد.

فهرست منابع نیز به صورت الفبایی، بر اساس سبک انجمن روانشناسان آمریکا در انتهای مقاله به صورت یکسان و مطابق روش زیر تنظیم شده باشد:

- **برای کتاب:** نام خانوادگی، نام کوچک نویسنده (سال نشر)، عنوان کتاب (ایتالیک)، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، محل نشر: نام ناشر.
- **برای نشریه:** نام خانوادگی نویسنده، نام کوچک (سال نشر)، عنوان مقاله، احتمالاً نام و نام خانوادگی مترجم یا مترجمان، نام نشریه (ایتالیک)، دوره (شماره انتشار)، شماره صفحه‌ها.

(برای آگاهی کامل از شیوه استناددهی به سایت، با نشانی <https://www.landmark.edu/library/citation-guides-apa-citation-style-guide/> مراجعه فرمایید)

- رسم الخط، نقطه‌گذاری و واژه‌های معادل در زبان فارسی بر مبنای مصوبات فرهنگستان زبان و ادب فارسی به نشانی <http://www.persianacademy.ir> است.
- معادل‌های فارسی واژگان، اسامی و همچنین اصطلاح‌های خارجی مهم در متن، با اعداد تک از ۱ شماره‌گذاری و در زیرنویس هر صفحه آورده شود.
- ابتدا منابع فارسی و سپس منابع انگلیسی آورده شوند.
- تمامی منابع از راه نرم‌افزار اندنوت یا دیگر نرم‌افزارهای مشابه رفرنس‌دهی اشاره شوند.

سایر نکته‌ها

- هر مقاله از حدود ۲۵ صفحه کاغذ قطع وزیری (۲۳*۱۷) حروف‌نگاری شده تجاوز نکند؛
- مقاله حاوی چکیده فارسی و انگلیسی بین ۱۵۰ تا ۲۰۰ کلمه باشد؛
- کلیدواژه‌ها (دست کم ۵ تا ۷ واژه) پس از چکیده درج شود؛
- طبقه‌بندی JEL (الزاماً ۳ کد) بعد از کلیدواژه‌ها درج شود؛
- متن مقاله‌ها با نرم‌افزار Word 2013 یا Word 2010 و فونت B Nazanin ۱۱/۵ و واژه‌های انگلیسی با قلم Time New Roman 10 نوشته شود و فایل مقاله از طریق وب‌سایت نشریه ارسال شود؛
- عنوان جدول‌ها در بالا و عنوان شکل‌ها و نمودارها در پایین آنها و شماره جدول‌ها و شکل‌ها و نمودارها در عنوان آنها با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. [مانند: جدول ۲، توزیع فراوانی...] اعداد داخل جداول به فارسی نوشته شود.
- اعداد و نوشته‌های داخل جدول حتماً باید به صورت فارسی نوشته شود بجای نقطه در اعداد فارسی باید ممیز (/) گذاشته شود.
- فرمول‌ها چین و با شماره مشخص می‌شوند. شماره فرمول‌ها نیز با رقم و بدون نگارش واژه «شماره» درج شود. مانند: (۴) عدد روبروی فرمول باشد.
- تمام صفحه‌ها از صفحه عنوان تا پایان آن، شماره‌گذاری شوند. شماره‌گذاری از یک شروع و به ترتیب ادامه یابد.
- زیر نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی دانشگاهی، محل اشتغال، نشانی کامل، شماره تلفن، دورنگار و نشانی پست الکترونیکی درج و نویسنده مسؤول مکاتبات مشخص گردد.

- نویسندگان باید از صحت مقاله ارسال شده به فصل نامه اطمینان کامل کسب کنند. چرا که تا مراحل اولیه داوری امکان تصحیح مقاله برای آنان وجود ندارد.

- نویسندگان موظف هستند تا تنها اصلاحات مورد نظر داور را به درستی انجام دهند. تغییر در مقاله اعم از اضافه یا کم نمودن هر بخشی از مقاله، که بدون نظر داور انجام شده باشد، تقلب محسوب شده و سریعاً از فرآیند فصل نامه حذف خواهد شد و تمام عواقب ناشی از آن بر عهده‌تک‌تک نویسندگان خواهد بود.

بررسی مقاله‌ها

مقاله‌های دریافت شده نخست توسط دبیرخانه نشریه مورد بررسی قرار می‌گیرد و پس از طرح در جلسه هیأت تحریریه، در صورتی که با ختم‌شده نشریه تطابق داشته باشد به منظور ارزیابی برای سه نفر از داوران صاحب‌نظر ارسال خواهد شد. داوران از سوی اعضای هیأت تحریریه برای هر مقاله انتخاب می‌شود. مقاله‌ها ابتدا به ترتیب تاریخ دریافت و سپس به ترتیب دریافت نظر مثبت داوران منتشر می‌شود. پس از دریافت مقاله، تغییرات در ترتیب و مشخصات نویسندگان مقاله به هیچ وجه اعمال نخواهد شد. در صورت هرگونه تغییر مقاله باید با اطلاعات جدید نویسندگان مجدداً برای نشریه ارسال شود. اصل مقاله‌های ارسالی در آرشیو مجله نگهداری می‌شود و مسترد نخواهد شد. در صورت انصراف نویسندگان از چاپ مقاله در نشریه این امر حداکثر به مدت دو هفته پس از ارسال مقاله با نامه کتبی انصراف به نام سردبیر و به امضای کلیه نویسندگان قابل اجرا است.

Designing a Performance-based Budgeting Model with a Systematic and Mixed Approach

Mohammad Solgi¹

kpmsolgi@ihu.ac.ir

Farhad Golmorasa²

f.gol2021@ihu.ac.ir

Sajjad Shamsi Gooshki³

Sajadshams@ut.ac.ir

Received: 01/01/2022 | Accepted: 13/09/2022

Abstract Performance-based budgeting helps organizations establish a key link between budgeting and organizational performance. Accordingly, this approach can be used in various organizations. The purpose of this study is to design a budgeting model based on the performance and evaluation of the current budgeting system in the public sector from the perspective of experts and managers in the field of budgeting. In the qualitative part of the statistical population, including experts in the field of public finance, a statistical sample of 8 of these individuals was selected using the purposive-judgmental sampling method. In the qualitative part, first by examining the current models and content analysis method, the conceptual model of the research was extracted and then to localize and saturate the conceptual model, the selected sample was interviewed. A small part of the statistical population includes managers and experts of the executive apparatus, who are selected using available sampling of a sample of 43 of these people; the Questionnaire is a data collection tool and the structural modeling method is a data analysis method in this section. The results showed that in the performance model of performance-based budgeting, input dimensions (requirements) include organizational structure, organizational culture, management style, transformational leadership, and change management; moreover, the main processes include planning, performance management, and accounting system (activity-based costing) and the output consists of optimal resource allocation, effective monitoring, and control. The results of the evaluation of the measurement and structural model of the research indicate the validity and reliability of the model, the confirmation of the structural relations, and the optimal measurement and fit of the model.

Keywords: Public Finance, Budgeting, Performance Based Budgeting, Optimal Resource Allocation, Systems Approach.

JEL Classification: P41, O13, H68, H61, E60.

1. Assistance Professor, Department of Islamic Financial Management, Faculty of Management and Economics, Imam Hossein Comprehensive University, Tehran, Iran.
2. M.A in Planning and Budgeting, Faculty of Management and Economics, Imam Hossein Comprehensive University, Tehran, Iran.
3. Ph.D., Department of Business and Administrative Management, Faculty of Management and Accounting, University of Tehran, Farabi Campus, Qom, Iran.

Two-Stage Model of Dry Port Location Using Hub Location Problem and Cost Function

Niloofar Dezhsetan¹

Mehrdad Alimoradi²

| m.alimoradi@imps.ac.ir

Babak Farhang Moghadam³

Received: 07/09/2022 | Accepted: 13/10/2022

Abstract In recent years the increase in the quantity of cargo in the main ports of Iran has finally led to the development and establishment of dry ports in the country. Among the important advantages of the dry ports are: reducing the sedimentation of goods, increasing the share of rail transport and reducing road traffic, reducing the costs of transporting container cargo, and speeding up customs operations. The establishment of a dry port requires facilities and equipment for the entry and clearance of goods, changing the type of transportation, warehouse spaces, and customs operations, the cost of which varies according to the capacity level. This article is written to locate dry ports for Shahid Rajaei and Imam ports. The location of the dry port was modeled based on the location of the hub and the cost function, and because it is mixed linear programming, it has been solved by the exact simplex algorithm method. The optimum location of the dry port for Rajaei and Imam ports was done once separately for each and once again in a combined form. According to the results, the smaller the volume and dispersion of cargo origins/ destinations, the less the need for a dry port and the more optimal the use of the capacity of the main ports. Accordingly, the optimal possible state for Rajaei port is to use 37% of its capacity and for Imam port, it is 74%. The multiplicity of dry ports with greater spatial distribution in the country is more beneficial for the users. If the problem is solved for all ports in the country, due to the 90% share of Rajaei port in attracting container cargo, the optimal places for the construction of the dry port will be Aprin and the special economic zone of Sirjan, and the load between the mentioned hubs and the main port will be proportional to the cost of transportation. That is, the optimal dry port of Bandar Rajaei can be generalized to the macro scale of the country due to its significant role in the share of container cargo.

Keywords: Dry Port, Hub Location, Shahid Rajaei Port, Imam Khomeini Port, Mixed Linear Programming, Simplex Method.

JEL Classification: R12, R14, R41, R53, R58.

1. M.A. in Industrial Engineering, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

2. Faculty Member (Lecturer), Department of Systems Planning and Economic Sciences, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

3. Associate Professor, Department of Systems Planning and Economic Sciences, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

The Effect of Income Inequality on the Probability of Banking Tensions in Iran

Mohammad Abdi Seyyedkolaei¹ | m.abdi.sk@umz.ac.ir
Shahryar Zaroki² | sh.zaroki@umz.ac.ir
Kosar Ebrahimi Kelarijani³

Received: 14/10/2021 | Accepted: 30/08/2022

Abstract Banking tension is one of the major problems in developed and developing countries nowadays. Therefore, researchers and policymakers pay decisive attention to the probability of banking tension. Meanwhile, the debate over the impact of income distribution on the banking sector and the occurrence of the banking crisis has escalated, so that in recent years, it seems that income inequality can be the cause of financial crises. Accordingly, the present study has designed a stress index for the banking system of Iran's economy. To study the effect of income inequality on the probability of banking tensions in Iran, quarterly data 1999:1-2020:4 and Markov rotational model were used. The results showed that the banking system in Iran's economy had been in a state of high tension for some periods. Finally, by estimating the Probit model, it was found that with the unequal distribution of income in Iran's economy, the probability of tension in the banking sector increases. In addition, inflation and real interest rate have a positive effect, and economic growth has a negative effect, on the likelihood of banking tension.

Keywords: Banking Tension, Income Distribution, Iran's Economy, Probit Model, Markov Rotation Pattern.

JEL Classification: C22, D33, G33.

1. Assistant Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, (Corresponding Author).
2. Associate Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
3. M.A in Islamic Banking, Adib-Mazandaran Higher Education Institute, Sary, Iran.

Investigating the Asymmetric Effects of Financial Development on Income Inequality in Iran: Using Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag (NARDL) Approach

Yaser Pakdaman¹

| yaser.pakdaman@atu.ac.ir

Ahmad Barkish²

| a.barkish@imps.ac.ir

Mohammadreza Akhavan Arij³

| 100075@mporg.ir

Received: 31/10/2021 | Accepted: 13/09/2022

Abstract The relationship between financial development and income inequality is one of the topics that has been the focus of researchers and economic policymakers since the 1990s; hence extensive empirical studies attempt to determine the type of effect of financial development on income inequality in the world. In Iran, in recent decades, studies have been conducted to investigate the effects of financial development on income inequality within the framework of the inverted U hypothesis and linear relationships between these indicators. In the present study, the asymmetric and non-linear effects of financial development on income inequality for the period 2013-2016 have been investigated. The current research method is organized in the category of applied research, and for this purpose, the NARDL model has been used; the use of this approach is the distinguishing feature of the present study compared to other studies conducted in Iran. The results show that financial development has a negative relationship with income inequality in Iran, and this relationship is consistent with the inequality reduction hypothesis. Also, the existence of long-term asymmetric effects has been confirmed in the model, so increasing and decreasing the financial development of income inequality in the long term bears different statistical effects.

Keywords: Income Inequality, Financial Development, Asymmetric Effects, Iran, NARDL.

JEL Classification: D63, G20, D31.

1. M.A. in Development and Planning Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
2. Ph.D. of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
3. M.A. in Economic and Social Systems Engineering, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

The Effect of Sectoral Sanctions on Price Returns of Targeted Firms: Evidence from Tehran Stock Exchange

Kia Nazifi Far¹

Ali Motavasseli²

a.motavasseli@imps.ac.ir

Received: 03/07/2022 | Accepted: 13/09/2022

Abstract In this paper, an empirical study has been conducted to document the effects of US sector-specific sanctions on publicly-traded firms listed on the Tehran Stock Exchange. The withdrawal of the US from JCPOA on May 8th, 2018 is considered the main event, and the GARCH (1, 1) model has been utilized along with the OLS estimation of a market model for the estimation of abnormal returns within 11 working days following the event. A multifactor statistical model of expected returns is also considered for controlling the potential effects of the changes in the foreign exchange rate and the risk-free rate of return on the abnormal returns of different firms. The potential effect of size, profitability, and leverage for each firm on the relationship between cumulative abnormal returns and being the target of sector-specific sanctions has been controlled. The results showed that the withdrawal of the US from JCPOA induces a two-day cumulative abnormal return of about -1% for the firms which operate in industries targeted by US sectoral sanctions compared to non-target firms. The effect remains significant for about two weeks. Similarly, the effect of Trump's victory in the presidential election in 2016 on targeted firms is estimated to be significant. Other events in which Trump has speculated about the chance of withdrawal from the JCPOA have no significant effect on the stock market.

Keywords: Event Study, Sectoral Sanction, JCPOA, Abnormal Return, Asset Pricing, Market Model, Multi-Factor Model.

JEL Classification: F51, G12, G14.

1. M.A Student of Industrial Engineering, Trend of Macro-economic-social Systems, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

2. Assistant Professor of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

Financial Inclusion and Monetary Policy in Iran

Alireza Fardhariri¹ | alirezahariri@ut.ac.ir
Ali Taiebnia² | taiebnia@ut.ac.ir
Hossein Tavakolian³ | hossein.tavakolian@atu.ac.ir

Received: 2022/02/09 | Accepted: 2022/08/14

Abstract The present study investigated the effectiveness of monetary policy and its consequences for financially included and excluded households using a calibrated new Keynesian dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) for Iran. The impulse response function analysis suggests that although a significant part of the population is financially excluded (about 45%), the contractionary monetary policy shock significantly reduces inflation and GDP. In addition, a contractionary monetary policy decreases the consumption of financially excluded households more than that of financially included households, because financially included households can absorb this shock due to access to financial instruments (services) and can, therefore, smooth their consumption more effectively than financially excluded households. The comparison of the results obtained from our model with the full financial inclusion model suggests that expansionary monetary policy in full financial inclusion leads to higher output growth with lower inflation costs. Therefore, efforts to ensure full financial inclusion are recommended so that monetary policy can fully achieve its goals.

Keywords: DSGE, Financial Inclusion, Financially Excluded, Financially Included, Monetary Policy.

JEL Classification: E44, E50, E52.

1. Ph.D. Student, Faculty of Economics, University of Tehran, Iran (Corresponding Author).
2. Associate Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Iran.
3. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Iran.

External Shocks, Exchange Rate Changes, and Intermediate Goods: Explanation of Stagflation in Iranian Economy

Shahbod Seighalani¹

| shahbod.seighalani@gmail.com

Seyed Ahmadreza Jalali-Naini²

| a.jalali@imps.ac.ir

Nasser Khiabani³

| naser.khiabani@atu.ac.ir

Received: 2022/07/24 | Accepted: 2022/09/21

Abstract Explanation of economic cycles, especially stagflation in an oil-dependent economy with high dependency on imported intermediate goods, requires a prototypical representation of the supply side and the propagation mechanism of the external shocks. In commodity-exporting countries, exchange rate changes are often caused by exogenous changes in the terms of trade. Apart from this, external shocks such as international sanctions, restricting foreign trade and increasing transaction costs, not only affect external relative prices but also disrupt the supply chain, thus can be a very strong source of economic cycles or stagflation episodes. External shocks modify investment decisions regarding domestic and foreign assets, significantly affect household consumption and hence the demand side of the economy. Where the final product is highly dependent on imported intermediate goods, negative foreign shocks (i.e. sanctions) can disrupt the supply chain, via the imported intermediate goods channel, and affect output supply price. Therefore, the transmission mechanism of the external shocks in an economy with the above features requires appropriate modeling of both the demand and supply sides. As to explain the observed episodes of stagflation in the Iran's economy, we expand the supply side of a typical new Keynesian DSGE model by presenting and separating imported and domestic intermediate goods in the production function as components of the supply chain, introducing an extra channel for the impact of external shocks on output, inflation, and consumption.

Keywords: DSGE Models, Stagflation, Intermediate Goods, Exchange Rate, Supply Chain, Iran.

JEL Classification: E52, E27, C52, F41.

1. Ph.D. Student in Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran, (Corresponding Author).

2. Professor, Department of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

I. Ebrahimi, Ph.D.
 S. Ebrahimi, Ph.D.
 B. Farhang-Moghadam, Ph.D.
 Gh. Firozfar, Ph.D.
 A. Garmabi
 H. Heydari, Ph.D.
 A. Jalali-Naini, Ph.D.
 A. Mamdoohi, Ph.D.
 T. Rahmani, Ph.D.
 Sh. Seighalani
 R. Shahangian, Ph.D.
 K. Yousefi, Ph.D.

Abstracts Translator:
 Ali Rostamiaan

Editor:
 Seyed Hossein Chabok

Designer:
 Saeed Zeraati

Table of Contents

- **External Shocks, Exchange Rate Changes, and Intermediate Goods: Explanation of Stagflation in Iranian Economy** | 3
 Shahbod Seighalani, Seyed Ahmadreza Jalali-Naini and Nasser Khiabani
- **Financial Inclusion and Monetary Policy in Iran** | 51
 Alireza Fardhariri, Ali Taiebnia and Hossein Tavakolian
- **The Effect of Sectoral Sanctions on Price Returns of Targeted Firms: Evidence from Tehran Stock Exchange** | 89
 Kia Nazifi Fard and Ali Motavasseli
- **Investigating the Asymmetric Effects of Financial Development on Income Inequality in Iran: Using Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lag (NARDL) Approach** | 127
 Yaser Pakdaman, Ahmad Barkish and Mohammadreza Akhavan Arij
- **The Effect of Income Inequality on the Probability of Banking Tensions in Iran** | 153
 Mohammad Abdi Seyyedkolaei, Shahryar Zaroki and Kosar Ebrahimi Kelarijani
- **Two-Stage Model of Dry Port Location Using Hub Location Problem and Cost Function** | 175
 Nilofar Dezhsetan, Mehrdad Alimoradi and Babak Farhang Moghadam
- **Designing a Performance-based Budgeting Model with a Systematic and Mixed Approach** | 193
 Mohammad Solgi, Farhad Golmorasa and Sajjad Shamsi Gooshki

Indexed in ISC

Copyright © Institute for Management and Planning Studies



Institute for Management and
Planning Studies

Editorial Board in Alphabetical Order

Rahi Abouk

Associate Professor, Department of Economics,
Finance and Global Business, William Paterson
University (New Jersey)

Ali Dadpay

Associate Professor of Finance Gupta College of
Business, University of Dallas

Gholamali Farjadi

Emeritus, Professor, Department of Economics,
Institute for Management and Planning Studies (Iran)

Ahmad Reza Jalali-Naini

Professor, Department of Economics, Institute for
Management and Planning Studies (Iran)

Reza Kheirandish

Professor of Economics and Chair Department
of Accounting, Economics, and Finance College
of Business, Clayton State University

Naser Khiabani

Associate Professor, Faculty of Economics,
Allameh Tabataba'i University (Iran)

Amir Houshang Mehryar

Emeritus, Institute for Management and Planning
Studies (Iran)

Ahmad Mojtahed

Professor, Faculty of Economics Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Masoud Nili

Associate Professor, Faculty of Management and
Economics, Sharif University of Technology (Iran)

Abbas Shakeri

Professor, Faculty of Economics, Allameh
Tabataba'i University (Iran)

Jafar Sadjadi

Professor, Faculty of Industrial Engineering (SIE),
Iran University of Science & Technology (Iran)

Managing Director:

Adel Azar, Ph.D.

Editor-in-Chief:

Ahmad Reza Jalali-Naini, Ph.D.

Deputy Editor:

Mehdi Fadaee, Ph.D.

Executive Director:

Mitra Oliyaei

Institute for Management
and Planning Studies
Website

<http://www.imps.ac.ir>

Journal Website:

<http://www.jpbud.ir>

Email: info@jbud.ir

ISSN: 2251-9092

eISSN: 2251-9106

Sixth Floor, No. 5, Mokhtar Asgari St., Jamal-Abad St., Bahonar Sq.
(Niavaran), Tehran, Iran
Postal Code: 1978911114 Tele: (+98-21) 26116904, Fax: (+98-21) 26116972

Based on the letter issued by Iranian Ministry of Science, Research and
Technology (ref. number 159109, dated Nov. 8, 2011), Journal of Budgeting
and Planning is graded as a Scholarly-Scientific journal as of its issue number 112;
thereupon, publishing articles would be influential in promoting the scientific degree
of the faculty members of the universities and educational and research institutes.

The opinions expressed by authors in this Journal should not necessarily be
considered as reflecting the views of the Journal of Planning & Budgeting