

برنامه ریزی و بودجه

شماره ۱۵۲

بهار ۱۴۰۰

شماره ۱

سال بیست و ششم

نمایه در ISC



مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

مدیر مسئول

دکتر محمد نهاوندیان

سرمدیر

دکتر سید احمد رضا جلالی نائینی

معاون سرمدیر

دکتر مهدی فدایی

مدیر اجرایی

میترا اولیایی

نشانی وب سایت مؤسسه

عالی آموزش و پژوهش

مدیریت و برنامه ریزی

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

نشانی وب سایت نشریه

برای ارسال مقاله

<http://www.jpbdud.ir>

پست الکترونیک

info@jpbdud.ir

شاپا (چاپی) ۹۰۹۲-۲۲۵۱

شاپا (الکترونیکی) ۹۱۰۶-۲۲۵۱

بها: ۵۰۰۰۰ ریال

چاپ: کهن

صاحب امتیاز: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی
(وابسته به ریاست جمهوری اسلامی ایران)

اعضای هیئت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

دکتر رهی ابوک

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

دکتر سید احمد رضا جلالی نائینی

استاد گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

دکتر ناصر خیابانی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر سید جعفر سجادی

استاد دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

دکتر عباس شاکری

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر جعفر عبادی

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

دکتر غلامعلی فرجادی

دانشیار بازنشسته گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

دکتر احمد مجتهد

استاد بازنشسته دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

دکتر امیر هوشنگ مهریار

استاد بازنشسته مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

دکتر مسعود نبیلی

دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

نشانی: تهران- میدان شهید باهنر (نیاوران)- جمال آباد- خیابان شهید مختار عسگری -

شماره ۶ - مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی - طبقه ششم

کدپستی: ۱۹۷۸۹۱۱۱۴ تلفن: ۲۶۱۱۶۹۰۴ و دورنگار: ۲۶۱۱۶۹۷۲

براساس نامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری به شماره ۱۵۹۱۰۹ مورخ ۱۳۹۰/۸/۱۷، نشریه

برنامه ریزی و بودجه از شماره ۱۱۲ دارای اعتبار علمی - پژوهشی است و چاپ مقاله در آن

برای ارتقای اعضای هیات علمی دانشگاه ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی مؤثر است.

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

فهرست مطالب

- ۳ | ■ تبیین عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران با تأکید بر مولفه‌های اقتصادی و اقتصاد سیاسی
علیرضا ساعدی سارخانلو و حسن درگاهی
- ۳۳ | ■ بررسی چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران با در نظر گرفتن اثر شتاب‌دهنده مالی در قالب یک مدل DSGE
ابوالفضل گرمایی، سیداحمدرضا جلالی نائینی و حسین توکلیان
- ۶۹ | ■ شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری و عوامل موثر بر آن: شواهدی از داده‌های خرد قیمتی کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه رفاه
سیدعلی مدنی‌زاده و معصومه ساعدی
- ۱۱۵ | ■ ارزیابی مدل‌های سنجش فرار مالیاتی از اقتصاد نئوکلاسیک تا اقتصاد رفتاری: رهیافت تحلیل سلسله‌مراتبی در اقتصاد ایران
وحیده احمدی، روح‌اله شهنازی، کریم اسلام‌لوپیان و احمد صدراپی جواهری
- ۱۴۳ | ■ در جستجوی «اثر استیو جابز»: مدیران تا چه اندازه در تصمیم‌ها و عملکرد شرکت‌های بورسی در ایران موثرند؟
علی ابراهیم‌نژاد، سیدمهدی برکچیان و نیلوفر بهادری
- ۱۶۹ | ■ مفهوم رفتار عقلایی و مسئله یادگیری از خطا در اقتصاد نئوکلاسیک:
با نگاهی به نقدهای مکتب اتریشی
مسعود محمدی الموتی

دکتر سیداحمدرضا جلالی نائینی
آقای شهید صیقلانی
دکتر مهدی فدایی
دکتر غلامعلی فرجادی
دکتر کامران ندری
دکتر مهدی هادیان

برگردان چکیده‌ها به انگلیسی
علی رستمیان

ویراستار علمی و ادبی
سیدحسین چابک

طراح
سعید زراعتی

تبیین عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران با تأکید بر مولفه‌های اقتصادی و اقتصاد سیاسی

saedi@ndf.ir

علیرضا ساعدی سارخانلو

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

dargahi@sbu.ac.ir

حسن درگاهی

دانشیار دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۲۶

دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۱۳

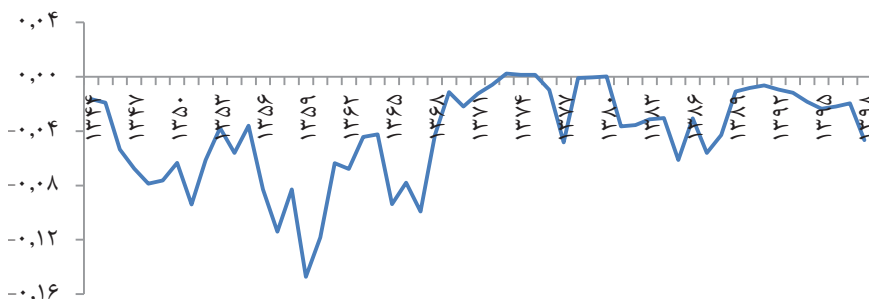
چکیده: به منظور اصلاح ساختار بودجه عمومی دولت در اقتصاد ایران، شناخت ویژگی‌های بودجه ضروری است. در این پژوهش، با مروری بر مشخصه‌های بودجه، عوامل توضیح‌دهنده کسری بودجه دولت در بازه ۱۳۹۸-۱۳۴۴ تحت دو الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده مورد بررسی قرار می‌گیرند. شواهد نظری و تجربی نشان می‌دهد که سه مجموعه عوامل ساختاری بودجه، شرایط اقتصاد کلان، و اقتصاد سیاسی می‌توانند در ایجاد کسری بودجه مزمن نقش بسزایی داشته باشند. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت الگوهای پژوهش حاکی از آن است که نسبت تراز عملیاتی و سرمایه‌ای به GDP به عنوان شاخص کسری بودجه با اندازه دولت، نسبت نوسان‌های مخارج به نوسان‌های درآمد دولت، نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به سرمایه‌گذاری کل، شکاف تولید، شکاف تورم، و شاخص نابرابری درآمد دارای رابطه مستقیم است. نکته مهم آن که در اقتصاد ایران نیروی پیشران در کسری بودجه، عامل هزینه‌هاست. همچنین، چرخه رونق اقتصادی که به‌طور عمده با رونق نفتی همراه است، به دلیل ویژگی‌های اقتصاد متکی به وفور منابع طبیعی، به افزایش بیش از اندازه هزینه‌های دولت منجر می‌شود و در نهایت کسری بودجه را می‌افزاید. در دوران رکود اقتصادی که با کاهش درآمدهای نفتی همراه است، چسبندگی هزینه‌های دولت، به‌ویژه هزینه‌های جاری، به افزایش کسری بودجه منجر می‌شود. از سوی دیگر، شاخص‌های اقتصاد سیاسی همچون ضعف قدرت دولت و تأثیر فشار گروه‌های سیاسی، بر تشدید کسری بودجه موثر هستند. در سال‌هایی که امکان استفاده از منابع حساب ذخیره و صندوق توسعه ملی برای تأمین کسری بودجه فراهم بوده، اثر ثروت بر تشدید کسری بودجه تأیید شده است.

کلیدواژه‌ها: بودجه دولت، کسری بودجه، مخارج دولت، اقتصاد سیاسی، اقتصاد ایران.
طبقه‌بندی JEL: E62, H61, H62, E32

مقدمه

سیاست مالی نقش مهمی در مدیریت اقتصادی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد. مقامات مالی از راه اجرای بودجه می توانند منابع لازم را برای تدارک کالاهای عمومی به عنوان مکمل سرمایه خصوصی و تشکیل سرمایه انسانی تجهیز کنند. برای پیاده سازی موفق سیاست مالی، دولت ها باید توانایی کسب درآمد کافی برای انجام مخارج داشته باشند. با این حال، دولت ها به ندرت در عمل بودجه متوازن دارند، در نتیجه اقدام به تامین مالی کسری بودجه^۱ می کنند. مطابق گزارش بانک جهانی و صندوق بین المللی پول^۲ (۲۰۱۸)، وجود کسری بودجه های مزمن در کشورها سرعت انباشت بدهی دولت را افزایش داده است.

در سالیان گذشته، همواره کسری بودجه به عنوان یک پدیده ثابت در اقتصاد ایران قابل مشاهده بوده است. با توجه به داده های موجود، شکل (۱) روند زمانی نسبت تراز عملیاتی و سرمایه ای به تولید ناخالص داخلی را به عنوان شاخص کسری بودجه دولت در ۵۰ سال گذشته نشان می دهد. همان طور که مشاهده می شود، مشخصه عمده این دوران، استمرار کسری بودجه و در عین حال نوسان شدید دامنه مقدار آن نسبت به مقیاس تولید ناخالص داخلی کشور است. ناتوانی دولت ها در حفظ توازن بین منابع و مصارف در بودجه در بیش تر سال ها بیانگر انباشت بدهی و ناپایداری در بودجه است.



شکل ۱: نسبت تراز عملیاتی و سرمایه ای به تولید ناخالص داخلی

منبع: داده های بانک مرکزی، داده های مرکز آمار ایران، گزارش های سازمان برنامه و بودجه

۱. برای تعریف کسری بودجه مراجعه شود به: (Irwin 2015) و (Hagemann 1999).

2. https://www.un.org/en/ga/second/73/imf-wbg-presentation_debt-vulnerabilities-event.pdf

نوسان‌های مالی دولت ناشی از بروز مجموعه‌ای از تحول‌های اقتصادی و سیاسی داخلی و خارجی است که به‌نحوی بر ناترازی بودجه همان سال یا سال‌های بعد تاثیرگذار بوده‌اند. به نظر می‌رسد تغییرهای عمده در مولفه‌های بودجه (اعم از درآمدها و هزینه‌ها)، ساختار اقتصاد کلان، شرایط اقتصاد سیاسی کشور و همچنین، رونق‌های ناشی از جهش قیمت نفت و رکودهای عمیق به واسطه کاهش صدور نفت و شوک سال‌های انقلاب، جنگ تحمیلی، و تحریم‌ها مهم‌ترین عوامل موثر کسری بودجه به‌شمار می‌روند.

در دهه‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۷۰ روش‌های استقراض از بانک مرکزی برای جبران کسری تراز مرسوم شد. از ابتدای دهه ۱۳۸۰ بر اساس برنامه سوم توسعه، تنظیم بودجه‌های سالانه دولت بدون اتکا به استقراض از بانک مرکزی و با استفاده از یک حساب ثبات‌ساز با عنوان حساب ذخیره ارزی مطرح شد و همراه با افزایش مستمر قیمت نفت و تحقق منابع بودجه عمومی دولت در سطحی بالاتر از منابع پیش‌بینی‌شده، حساب ذخیره ارزی در دوره برنامه حدود ۲۴/۷ میلیارد دلار مازاد منابع حاصل نمود. در قانون برنامه چهارم^۱ تلاش برای قطع اتکای اعتبارات هزینه‌ای به نفت و تامین آن از محل درآمدهای مالیاتی و سایر درآمدهای غیرنفتی تا آخر برنامه و ممنوعیت تامین کسری بودجه از راه استقراض از بانک مرکزی و سیستم بانکی و تعیین نحوه توزیع منابع حاصل از واگذاری شرکت‌های دولتی مد نظر قرار گرفت. در قانون برنامه پنجم توسعه^۲، اهم تکالیفی که تحت قواعد مالی و سیاست‌های ساماندهی بودجه مطرح شد، شامل ایجاد صندوق توسعه ملی و واریز دست‌کم ۲۰ درصد از منابع حاصل از صادرات نفت و گاز و فرآورده‌های نفتی به آن و افزایش سالانه ۳ درصد به رقم پایه ۲۰ درصد در برنامه، قطع وابستگی اعتبارات هزینه‌ای به عواید نفتی، افزایش نسبت درآمدهای عمومی به اعتبارات هزینه‌ای به‌طور متوسط سالانه ۱۰ درصد، افزایش اعتبارات هزینه‌ای سالانه دست‌بالا ۲ درصد کم‌تر از نرخ تورم، و ممنوعیت تامین کسری بودجه از محل استقراض از بانک مرکزی و سیستم بانکی. به‌رغم سیاست‌های یادشده، کماکان کسری بودجه در کل دوره به قوت خود باقی مانده است. **جدول (۱)**، تصویر کلی عملکرد اخیر بودجه عمومی دولت را در دهه ۱۳۹۰ نشان می‌دهد. کسری تراز عملیاتی و سرمایه‌ای در تمامی این دوره به صورت مزمن ادامه داشته و افزایش یافته است.

۱. قانون برنامه چهارم توسعه جمهوری اسلامی ایران، بخش اول، فصل اول، ماده ۲.

<https://rc.majlis.ir/fa/law/show/94202>

۲. قانون برنامه پنجم توسعه جمهوری اسلامی ایران، ماده ۸۴. <https://rc.majlis.ir/fa/law/show/790196>

جدول ۱: تصویر کلی عملکرد بودجه عمومی دولت (۱۳۹۸-۱۳۹۰)

عنوان/سال	۱۳۹۸	۱۳۹۷	۱۳۹۶	۱۳۹۵	۱۳۹۴	۱۳۹۳	۱۳۹۲	۱۳۹۱	۱۳۹۰
درآمدها	۲۱۷۱۸۸۵	۱۸۳۸۰۷۶	۱۶۷۶۰۳۳	۱۴۶۰۶۵۵	۱۱۲۳۷۴۵	۹۷۷۵۹۴	۶۸۵۸۰۷	۶۵۳۳۷۷	۶۰۹۹۹۰
درآمدهای مالیاتی	۱۶۱۹۷۰۵	۱۲۶۴۱۰۷	۱۱۵۸۳۷۵	۱۰۱۴۷۰۴	۷۹۱۸۹۰	۷۰۹۵۵۳	۴۹۴۴۵۰	۴۵۴۰۰۴	۴۰۴۴۴۲
مالیات‌ها	۱۴۳۰۷۸۵	۱۰۷۶۳۲۴	۹۳۱۶۶۱	۸۳۱۷۶۵	۶۷۶۳۴۸	۵۷۶۳۲۶	۴۳۱۸۵۳	۳۴۰۶۴۵	۳۰۶۵۱۱
حقوق ورودی	۱۸۸۹۲۰	۱۸۷۳۷۳	۲۶۶۷۱۴	۱۸۲۹۳۹	۱۱۵۵۴۲	۱۳۳۴۲۶	۸۰۳۹۸	۱۱۳۳۵۹	۹۷۹۳۱
سایر درآمدها	۵۵۳۱۸۰	۵۷۳۹۶۹	۵۱۷۶۵۸	۴۴۵۹۵۱	۳۳۱۸۵۵	۲۶۷۹۴۲	۱۹۱۵۵۷	۱۹۹۲۳۳	۲۰۵۵۴۸
اعتبارات هزینه‌ای	۳۴۰۴۸۵۲	۲۷۶۸۳۳۸	۲۴۴۹۳۷۱	۲۰۷۰۱۷۷	۱۷۰۹۸۰۵	۱۴۳۸۳۱۶	۱۱۹۷۶۴۷	۹۹۷۱۵۳	۸۹۷۹۲۱
تراز عملیاتی	-۱۳۳۹۹۶۷	-۹۲۹۲۶۲	-۷۵۳۳۳۸	-۵۰۹۵۳۲	-۵۸۶۰۶۰	-۴۶۰۷۳۲	-۵۱۱۸۴۰	-۳۳۳۸۵۵	-۲۸۷۹۳۱
واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	۵۵۹۵۹۳	۱۱۰۹۲۱۳	۹۲۲۸۷۷	۷۴۲۷۹۹	۶۷۳۵۷۹	۶۳۱۹۰۷	۶۴۳۶۴۴	۶۹۸۷۶۵	۵۹۰۷۱۱
اجزای واگذاری حاصل از نفت و گاز	۵۱۹۱۶۰	۱۱۰۵۴۲۸	۹۱۱۹۲۲۶	۷۳۸۸۱۹	۶۷۰۳۵۴	۶۲۹۲۰۶	۶۴۰۹۷۷	۶۸۳۶۰۸	۵۷۱۱۱۸
دارایی‌های	۴۰۴۳۳	۳۷۸۵	۲۶۵۱	۳۹۸۰	۳۳۲۵	۲۷۰۱	۲۶۶۷	۱۵۱۵۷	۱۹۵۹۳
سرمایه‌ای	۵۴۳۲۷۵	۴۸۵۸۸۰	۴۱۹۲۵۶	۲۸۳۵۳۸	۲۶۹۰۷۱	۲۷۸۳۵۳	۲۰۰۳۳۳	۲۸۴۶۰۳	۳۴۹۷۴۹
تراز دارایی‌های سرمایه‌ای	۱۶۳۱۸	۶۲۳۴۳۳	۵۰۳۶۲۱	۲۵۹۲۷۱	۴۰۴۵۰۸	۲۵۳۵۵۵	۴۴۰۳۱۱	۳۱۴۱۶۲	۲۴۰۹۶۳
جمع تراز عملیاتی و سرمایه‌ای	-۱۲۱۶۶۴۹	-۳۰۵۸۲۹	-۲۴۹۷۱۷	-۲۰۵۲۵۱	-۱۸۱۵۵۳	-۱۰۷۱۶۷	-۷۱۵۲۹	-۲۹۶۹۴۳	-۴۶۹۶۹

به منظور اصلاح ساختار بودجه عمومی دولت در اقتصاد ایران، شناخت ویژگی‌های بودجه و عوامل موثر بر کسری بودجه دولت ضروری است. هدف این پژوهش شناسایی مهم‌ترین موارد موثر بر ناترازی بودجه دولت است. به این منظور، سه مجموعه عوامل ساختاری بودجه، شرایط محیطی اقتصاد کلان، و همچنین اقتصاد سیاسی در تبیین کسری بودجه مزمن استفاده می‌شود. بنابراین، جامعیت ساختار الگوهای این پژوهش مهم‌ترین تفاوت آن با سایر پژوهش‌های تجربی است. از عوامل ساختاری بودجه متغیرهایی همچون اندازه دولت، نقش مسلط دولت در سرمایه‌گذاری، و نوسان‌های هزینه‌ای به درآمدی دولت انتخاب می‌شوند. از عوامل اقتصاد کلان متغیرهایی همچون وضعیت ادوار تجاری، شکاف تورم، و شرایط صندوق توسعه و حساب ذخیره ارزی مورد توجه قرار می‌گیرند. از متغیرهای اقتصاد سیاسی شاخص نابرابری، شاخص قدرت دولت، شاخص فشار گروه‌های سیاسی، و همچنین آثار شوک‌های سیاسی در نظر گرفته می‌شوند.

در ادامه، بخش دوم پژوهش به مهم‌ترین مشخصه‌های بودجه عمومی دولت می‌پردازد. در بخش سوم، مبانی نظری و تجربی موضوع مرور می‌شود. در بخش چهارم، متغیرهای توضیح‌دهنده کسری بودجه دولت در الگوی پژوهش تصریح و در بخش پنجم، نتایج برآورد ضرایب الگو گزارش می‌شود. بخش پایانی شامل نتیجه‌گیری و جمع‌بندی است.

مبانی نظری پژوهش

با توجه به ادبیات نظری، چهار رویکرد ریکاردویی، کینزی، نئوکلاسیکی، و نظریه چرخه سیاسی بودجه در شکل‌گیری کسری بودجه دولت و آثار آن وجود دارد که در این بخش به‌طور خلاصه مرور می‌شوند. همچنین، بر اساس مبانی تجربی عواملی چون رشد اقتصادی، انباشت بدهی، نرخ بیکاری، تراز تجاری، مخارج دفاعی، عوامل سیاسی، و کیفیت نهادهای بودجه از تعیین‌کننده‌های کسری بودجه به‌شمار می‌آیند (Maweje & Odhiambo, 2020).

نظریه معادل بودن ریکاردویی

این نظریه بیان می‌کند که کاهش مالیات و تامین کسری بودجه، مالیات را تا نسل بعدی به تعویق می‌اندازد. به عبارت دیگر، کسری بودجه جاری نشان‌دهنده افزایش مالیات در آینده است و بدین جهت دارای اثر حقیقی نیست و در بلندمدت تبعاتی برای متغیرهای کلان ندارد (Barro, 1974; 1989; Bernheim, 1987; Seater, 1993). در ادامه، نقدهایی بر فروض این نظریه،

ازجمله فرض نامحدود بودن عمر خانوارها وارد شد. همچنین، مشاهده شد که بازارهای مالی و اعتبار در عمل با اصطکاک مواجه هستند و نسبت به درآمدها، مالیات‌ها، و کسری بودجه‌های آینده نااطمینانی وجود دارد. از سوی دیگر، این نظریه فرض می‌کند که اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل است و توافقی با فروش الگوی کینزین‌ها ندارد.

نظریه کینزی

در رویکرد کینزی به کسری بودجه، فرض می‌شود اقتصاد در شرایط رکودی است و افراد با محدودیت نقدینگی مواجه هستند. بنابراین، مصرف کل به تغییرهای درآمد قابل‌تصرف بسیار حساس است که نشان‌دهنده بالا بودن میل نهایی به مصرف است. **ایسنر^۱ (۱۹۸۹)**، معتقد است کسری بودجه می‌تواند با افزایش تقاضای کل به سرمایه‌گذاری و رشد بالا منجر شود. او بحث می‌کند که کسری بودجه به کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی از راه اثر جانشینی جبری منجر نمی‌شود، بلکه افزایش تقاضای کل باعث افزایش سودآوری سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود و سرمایه‌گذاری در هر سطحی از نرخ بهره افزایش می‌یابد. یعنی در عمل افزایش نرخ بهره، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را می‌افزاید. بنابراین، کسری بودجه باعث بکارگیری منابع بلااستفاده سرمایه و نیروی کار می‌شود، زیرا دولت در شرایط رشد اقتصادی پایین ممکن است در تجهیز درآمدهای مالیاتی ناتوان باشد. بنابراین، در این نظریه کسری بودجه در شرایط رکودی دارای اثر رشد است و می‌تواند درآمد ملی، مصرف، پس‌انداز، و تشکیل سرمایه را بهبود دهد. البته این نتایج در شرایط اشتغال کامل تغییر می‌کند و افزایش کسری بودجه و تحریک تقاضای کل با تبعات تورمی همراه است. حتی **لوکاس^۲ (۱۹۷۳)**، در یک پژوهش تجربی بین‌کشوری در مورد مرادده بین تولید حقیقی و تورم نشان می‌دهد که تولید حقیقی متوسط با تحریک تقاضا و تغییر الگوی زمانی نرخ تورم تغییری نمی‌کند. در واقع، یک نرخ طبیعی تولید حقیقی وجود دارد.

نظریه نئوکلاسیکی

الگوی استاندارد نئوکلاسیکی دارای سه ویژگی اصلی است. یکم، آن که مصرف هر فرد از راه‌حل مسئله بهینه‌سازی بین‌دوره‌ای با فرض امکان دادن و گرفتن وام تعیین می‌شود. دوم، آن که افراد با

1. Eisner
2. Lucas

عمر محدود به یک نسل مشخص تعلق دارند که با نسل‌های دیگر همپوش است. سوم، آن‌که بازارها در تمام دوران تسویه‌شونده هستند. پژوهش **دیاموند**^۱ (۱۹۶۵)، نخستین تلاشی است که اثر کسری بودجه را در چارچوب الگوی اشاره‌شده بررسی می‌کند و نشان می‌دهد که افزایش دائمی در نسبت بدهی به درآمد ملی، به کاهش نرخ سرمایه به نیروی کار در وضعیت یکنواخت منجر می‌شود. زیرا کسری بودجه ماندگار به دلیل افزایش نرخ بهره و اثر جانشینی جبری، تشکیل سرمایه بخش خصوصی را کاهش می‌دهد. **اورباچ و کوتلیکوف**^۲ (۱۹۸۷)، در بررسی آثار کسری بودجه موقتی نشان می‌دهند که کسری موقتی با فرض تثبیت مخارج دولت، منعکس‌کننده کاهش مالیات بر سرمایه و نیروی کار و نرخ نهایی مالیات است که باعث تحریک پس‌انداز و جایگزینی بین‌دوره‌ای نیروی کار می‌شود و درآمد جاری را می‌افزاید، ولی این اثر با توجه به اثر مصرف در نهایت ناچیز است، و حتی ممکن است با انباشت اثر ثروت در طی زمان، کسری بودجه موقتی به کاهش تشکیل سرمایه بخش خصوصی منجر شود.

نظریه چرخه سیاسی بودجه

این نظریه به اقتصاد سیاسی کسری بودجه مرتبط است که بر اساس آن تعارضات سیاسی منافع، انگیزه‌هایی را برای سیاستمداران (برای مثال پیروزی در انتخابات) در افزایش کسری بودجه به وجود می‌آورد (**Roubini & Sachs, 1989**). **آلسینا و تبلینی** (۱۹۹۰ الف)، بر کسری بودجه بیش‌تر در دولت‌هایی با درجه بالای تکثرگرایی تأکید دارند. در چارچوب بحث چرخه سیاسی بودجه، چهار نظریه در ادبیات شکل می‌گیرد. نظریه اول مربوط به رویکرد رأی‌دهندگان غیردوراندیش و سیاستمداران فرصت‌طلب است (**Nordhaus, 1975**)، که در آن رأی‌دهندگان، تامین مالی مخارج عمومی جاری را از راه کسری بودجه ارزشمند تلقی می‌کنند، ولی هزینه‌های آن را از راه افزایش مالیات‌های آتی کم برآورد می‌کنند. نظریه دوم، رویکرد سیاستگذاران پارتیزان است (**Alesina & Tabellini, 1990b; Alt & Lassen, 2006**)، که بر اساس آن ترجیحات غیرهمگن سیاستمداران در مورد ترکیب مخارج عمومی به کسری بودجه منجر می‌شود. نظریه سوم، معطوف به ایجاد کسری بودجه به دلیل وجود تعارض منافع در مورد منابع عمومی است (**Eslava, 2011**). **وینگاست و همکاران**^۳ (۱۹۸۱)، و **بارون و فرجان**^۴ (۱۹۸۹)، نشان

1. Diamond
2. Auerbach & Kotlikoff
3. Weingast *et al.*
4. Baron & Ferejohn

می‌دهند که تعارضات بازتوزیعی گروه‌های مختلفی که در فرایند بودجه هستند، می‌تواند تبعات بودجه‌ای داشته باشند و در نهایت کسری بودجه را افزایش دهند (Krogstrup & Wyplosz, 2010). نظریه اقتصاد سیاسی چهارم، بر کیفیت نهادهای بودجه‌ای تأکید دارد. نهادهای بودجه‌ای مجموعه‌ای از قواعد، رویه‌ها، و تجربه‌ها هستند که فرایند بودجه‌ای را با ایجاد محدودیت در ایجاد کسری بودجه و اعمال سلیقه‌های سیاسی شکل می‌دهند. این محدودیت‌ها بر اساس تعیین اهداف کمی بودجه و قواعد بودجه‌نویسی تعریف می‌شوند (Alt & Lowry, 1994; Alesina & Perotti, 1999; Hagen, 2002).

مروری بر مطالعات تجربی

موریسون^۱ (۱۹۸۲)، برخی عوامل نهادی را در کشورهایی که به‌طور مستمر یا اغلب با کسری بودجه روبه‌رو هستند مشاهده می‌کند و به این نتیجه می‌رسد که کسری بودجه بزرگ‌تر رابطه مستقیمی با سطح توسعه‌یافتگی نازل‌تر و دخالت ناگزیر و بیش‌تر دولت در اقتصاد دارد. اثر کسب محبوبیت^۲ دولت نیز سبب می‌گردد که در دوره رشد درآمدهای دولت، پرداخت‌های انتقالی افزایش یابد و در نتیجه کسری بودجه افزایش پیدا کند. همچنین، از آن‌جا که یافتن طرح‌های سرمایه‌گذاری موجه اغلب دشوار است، بنابراین افزایش درآمد در صورت لزوم به سمت سرمایه‌گذاری مولد هدایت نمی‌شود و بیش‌تر به پرداخت رفاهی و جاری تخصیص می‌یابد. عامل بی‌ثباتی درآمدهای دولت نیز با کسری بودجه دولت رابطه دارد. این نکته به‌ویژه در اقتصادهایی دارای اهمیت است که بودجه دولت به درآمدهای حاصل از تجارت خارجی وابستگی دارد. از سوی دیگر، هرچه نسبت سهم مخارج جاری اجتناب‌ناپذیر^۳ در بودجه بیش‌تر باشد، امکان کنترل بودجه به دلیل چسبندگی مخارج مشکل‌تر می‌شود. برای تبیین امکان کنترل‌پذیری بودجه از شاخص نسبت نوسان‌های مخارج به نوسان‌های درآمدهای دولت استفاده می‌شود. اگر رشد این نسبت مثبت باشد، نشانگر پیشتازی نوسان‌های هزینه‌ها بر نوسان‌های درآمدی است. در این حالت، نیروی پیشران موثر بر کسری بودجه، هزینه‌محور^۴ است. در حالی که اگر رشد نسبت یادشده منفی باشد، نشانگر پیشتازی نوسان‌های درآمد بر نوسان‌های هزینه‌هاست. در این حالت، نیروی پیشران موثر بر کسری بودجه، درآمدمحور^۵ است.

موریسون (۱۹۸۲)، در خصوص مولفه‌های موثر بر ماندگاری کسری بودجه و شاخص‌های نهادی

1. Morrison
2. Please Effect
3. Recurrent Expenditure
4. Expenditure Follower
5. Revenue Follower

اقتصادی، به تاثیر شاخص سطح توسعه‌یافتگی بر کسری بودجه تاکید دارد. زیرا در اقتصادهایی با سطح پایین پس‌انداز خصوصی، دولت ملزم به جبران کمبود سرمایه‌گذاری است. همچنین، سطوح پایین درآمدهای مالیاتی و محدود بودن پایه‌های مالیاتی به فشار بر مخارج دولت برای ایجاد زیرساخت و خدمات عمومی منجر می‌شود. **هان و استرم**^۱ (۱۹۹۷)، در پژوهش خود در مورد مولفه‌های سیاسی و اقتصادی موثر بر هزینه‌های دولت و کسری بودجه ابتدا محور بی‌ثباتی سیاسی دولت‌ها^۲ را مورد توجه قرار می‌دهند و بدین منظور سه فرضیه مطرح می‌کنند. یکم، آن که دولت‌ها با افزایش احتمال انتخاب نشدن در دور بعد اقدام به انجام مخارج بیش از اندازه^۳ می‌کنند که به بروز کسری بودجه بیش‌تر منجر می‌شود. دوم، آن که تصمیم دولت‌ها در این که مالیات‌ها را از بخش پردرآمد یا طبقه متوسط تامین کنند، بر کسری بودجه تاثیر دارد. سوم، آن که فرکانس تغییرهای دولت‌ها و مدیران اقتصادی یا سیکل‌های انتخاباتی بر رفتار هزینه‌ای دولت اثرگذار است. همچنین در پژوهش اشاره‌شده، موضوع نابرابری در توزیع درآمدها به عنوان محور دوم مطرح می‌شود، زیرا اگر نابرابری تشدید شود، قطعاً دولت به سمت افزایش هزینه‌های یارانه‌ای تمایل پیدا می‌کند و اعمال برخی سیاست‌های بازتوزیع از راه سیاست‌های بودجه‌ای (مانند برنامه‌های کاهش فقر و تامین اجتماعی)، که از نظر اجتماعی مطلوب و بر اساس مبانی نظری نیز جزو اهداف سیاست مالی است، می‌تواند اثر تزامی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته باشد. با این حال، دولت‌ها ممکن است وارد فعالیت‌هایی شوند که از حوزه اصلی تعریف دولت فاصله دارد و در نتیجه، اخلاص‌های مهمی را در درآمدها و مخارج ایجاد می‌کنند. محور سوم، نحوه ترکیب ائتلافی احزاب در دولت از راه شاخص توزیع و طیف قدرت^۴ است (Roubini, 1991). از سوی دیگر **تنزی**^۵ (۲۰۰۰)، در بررسی کارایی مخارج بخش عمومی نشان می‌دهد که دولت‌ها در بکارگیری سرمایه‌چندان کارا نیستند و به‌طور بهینه عمل نمی‌کنند، چرا که نهادهای بخش عمومی به جهت نبود انگیزه و در نظرنگرفتن هزینه فرصت منابع به‌طور معمول موجب اتلاف منابع می‌شوند. نتایج پژوهش‌های تجربی **ابل**^۶ (۱۹۹۰)، **هلمز**^۷ (۲۰۱۰)، و **بلودرن و لیگ**^۸ (۲۰۱۱)، در چارچوب فرضیه کسری‌های دوگانه نشان می‌دهند که کسری بودجه و تراز حساب تجاری با هم ارتباط دارند.

1. De Haan & Sturm
2. Political Instability
3. Overspending
4. Power Dispersion
5. Tanzi
6. Abell
7. Holmes
8. Bludorn & Leigh

مالتریتز و ووست^۱ (۲۰۱۵)، با بکارگیری روش داده‌های ترکیبی به تعیین عوامل موثر بر کسری بودجه در ۲۷ کشور اتحادیه اروپا می‌پردازند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بدهی بالا تراز بودجه را بهبود و کسری بودجه را کاهش می‌دهد. نرخ بیکاری بالا به کسری بودجه بیش‌تر در سال‌های انتخابات منجر می‌شود. همچنین، قواعد مالی به‌طور معناداری باعث کاهش کسری بودجه می‌شوند. پژوهش‌های مختلفی در مورد کسری بودجه از منظر اقتصاد سیاسی انجام گرفته است. نتایج پژوهش آنگلو و سوسا^۲ (۲۰۰۹)، با استفاده از داده‌های ۱۲۵ کشور نشان می‌دهد که مردم‌سالاری نوسان‌های کسری بودجه عمومی را کاهش می‌دهد، و بی‌ثباتی سیاسی و تورم با نوسان‌های کسری بودجه رابطه مستقیم دارد. هان و کلومپ^۳ (۲۰۱۳)، در مورد کشورهای اتحادیه اروپا با روش داده‌های ترکیبی نشان می‌دهند که کسری بودجه با وجود نهادهای بودجه‌ای باکیفیت کاهش می‌یابد و در این صورت، تنوع گروه‌ها و سلیقه‌های سیاسی مهم نیست.

از عوامل مهم اقتصادی و اقتصاد سیاسی موثر بر کسری بودجه که در ادبیات اقتصادی بدان پرداخته شده است، تاثیر شرایط ادوار تجاری^۴ بر کسری بودجه دولت است. رفتار سیاست‌های مالی در عمده کشورهای توسعه‌یافته با هدف ثبات‌سازی اقتصاد کلان، مخالف چرخه‌های اقتصادی است. به‌طوری که در شرایط رونق به دلیل نگرانی از تورم و بحران‌های اقتصادی و برای کنترل تقاضا، مخارج دولت به GDP کاهش، درآمدهای دولت به GDP افزایش، و در نتیجه کسری بودجه به GDP کاهش می‌یابد. در حالی که در شرایط رکود اقتصادی، دولت برای تحریک تقاضا اقدام به سیاست‌های مالی انبساطی می‌کند که به افزایش کسری بودجه به GDP منجر می‌شود (Alesina et al., 2008). با این حال، رفتار سیاست‌های مالی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه موافق چرخه‌های اقتصادی است که در عمل به بی‌ثباتی بیش‌تر اقتصاد کلان منجر می‌شود. این واقعیت را ابتدا گاوین و پروتی^۵ (۱۹۹۷)، در مورد کشورهای آمریکای لاتین نشان می‌دهند. ولی تالوی و وگ^۶ (۲۰۰۵)، و کامینسکی و همکاران^۷ (۲۰۰۴) اشاره می‌کنند که این پدیده فقط مختص آمریکای لاتین نیست، بلکه رفتار موافق چرخه‌ای سیاست‌های مالی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه متداول است. در این پژوهش‌ها، علت عمده اقتصادی این

1. Maltritz & Wüste
2. Agnello & Sousa
3. De Haan & Klomp
4. Business Cycles
5. Gavin & Perotti
6. Talvi & Vegh
7. Kaminsky et al.

پدیده در ارتباط با نوسان‌های بالای پایه‌های مالیاتی، بخش غیررسمی بزرگ در اقتصاد و همچنین، عرضه اعتبار بیان می‌شود. زیرا در شرایط سخت رکود، دولت نمی‌تواند از راه استقراض از بخش خصوصی تامین مالی کند و اگر هم بتواند، با نرخ بهره خیلی بالا امکان‌پذیر است. بنابراین، دولت برای مدیریت کسری بودجه مجبور به کاهش مخارج است، در حالی که در شرایط رونق، دولت اقدام به استقراض زیاد می‌کند و مخارج را می‌افزاید. آلسینا و تبلینی^۱ (۲۰۰۵)، به دو دلیل این علت را ناقص می‌دانند و پدیده رفتار موافق چرخه‌ای سیاست‌های مالی دولت در این کشورها را بر مبنای اقتصاد سیاسی تفسیر می‌کنند. پرسش نخست آن که چرا این کشورها در شرایط رونق ذخیره انباشت نمی‌کنند تا در شرایط رکود با محدودیت استقراض مواجه نشوند؟ و پرسش دوم، آن که چرا بخش خصوصی در این کشورها به رغم اطلاع از این که قرض به دولت در شرایط رکود می‌تواند بهینه باشد، از دادن قرض به دولت امتناع می‌کند؟ به نظر آن‌ها علت مهم پدیده رفتار مالی موافق چرخه‌ای دولت مسئله کارگزاری (نمابندگی) سیاسی^۲ است. رأی‌دهندگان ممکن است با دولت‌های فاسدی مواجه باشند که بخشی از درآمدهای مالیاتی را صرف مصارف عمومی غیرمولد یا رانت‌های سیاسی در مسیر علایق دولت می‌کنند. این مسئله به دلیل نبود تقارن اطلاعات است، زیرا رأی‌دهندگان وضعیت اقتصادی را مشاهده می‌کنند ولی شرایط دولت را به خاطر غیرشفاف بودن نাত্রازی‌های بودجه نمی‌بینند. بنابراین، رأی‌دهندگان در شرایط رونق اقتصادی، بیش‌ترین مطلوبیت را برای خود به شکل کاهش مالیات و کالاهای عمومی بهتر تقاضا می‌کنند که به مخارج دولت فشار می‌آورد و به استقراض بیش‌تر دولت منجر می‌شود. نکته مهم آن که رفتار موافق چرخه دولت نه به علت تقاضای غیرعقلایی رأی‌دهندگان، بلکه بر اساس اطلاعات ناقص آن‌ها نسبت به سیاست‌های اقتصادی است که در شرایط فساد اقتصادی و نبود شفافیت سیاسی، به عنوان راه‌حل بهینه دوم، به جای تغییر دولت، تقاضاهای خود را افزایش می‌دهند و به آن می‌رسند.

در مورد اقتصاد ایران **فرحبخش و محرابیان** (۱۳۸۲)، در پژوهش خود برای سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۴۵ با استفاده از مدل خودهمبستگی برداری نشان می‌دهند که درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، و همچنین تورم از مهم‌ترین عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران هستند. **نتایج کمیجانی و ورهرامی** (۲۰۱۲)، بر اساس داده‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۸ و روش حداقل مربعات معمولی حاکی از اثر منفی درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، رشد اقتصادی و تاثیر مثبت یارانه‌ها و هزینه‌های عمومی دولت بر کسری بودجه دولت است. **فتاحی و همکاران** (۲۰۱۴)، در بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد

1. Alesina & Tabellini

2. Political Agency Problem

ایران نقش کسری بودجه‌های گذشته را در کسری بودجه فعلی نشان می‌دهند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که پایداری بدهی در کوتاه‌مدت به صورت ضعیف وجود دارد، ولی در بلندمدت پایدار نیست. **چهارازی مدرسه و نجاتی (۱۳۹۶)**، رابطه شکاف تولید را با بدهی دولت و کسری بودجه نشان می‌دهند. **مولایی و عبدیان (۲۰۱۸)**، برای دوره سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۸ نشان می‌دهند که کسری بودجه با درآمدهای مالیاتی، نفتی، و نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی و معنادار، و با مخارج دولت و نرخ تورم رابطه مثبت و معنادار دارد. در ضمن، درآمدهای نفتی بیش‌ترین و نرخ رشد اقتصادی کم‌ترین اثر را بر کسری بودجه عمومی کشور دارند. **سلاطین و همکاران (۱۳۹۷)**، با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۳ بانک جهانی نشان می‌دهند که علاوه بر مولفه‌های اقتصادی، شاخص حاکمیت قانون در اقتصاد نیز بر کسری بودجه موثر است. **دیندار رستمی و همکاران (۲۰۲۰)**، با استفاده از داده‌های فصلی در دوره سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۹ عوامل موثر بر تراز بودجه ادواری و ساختاری را شناسایی می‌کنند. در این پژوهش، تکانه قیمت نفت و مخارج جاری دولت دو متغیری هستند که موجب افزایش تصمیم‌های صلاح‌دیدی دولت‌ها و به تبع آن، رشد کسری بودجه ساختاری می‌شوند، و تکانه‌هایی مانند رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم، افزایش مخارج عمرانی، و بهبود روابط تجاری، و به تبع آن رابطه مبادله، موجب کاهش کسری ساختاری می‌شوند.

روش‌شناسی پژوهش

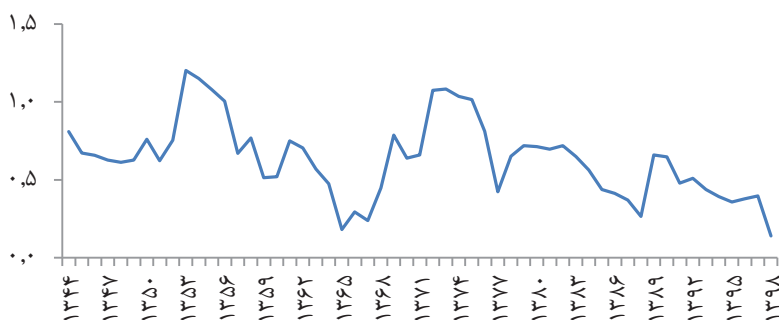
به منظور تصریح الگوی پژوهش ابتدا باید مهم‌ترین چالش‌های بودجه دولت شناسایی شوند. بنابراین در این بخش، ویژگی‌های بودجه بر اساس داده‌های آماری بانک مرکزی و مرکز آمار بررسی می‌شوند، سپس ساختار الگو تبیین می‌شود.

ویژگی‌های بودجه دولت

بودجه دولت و وابستگی نفتی

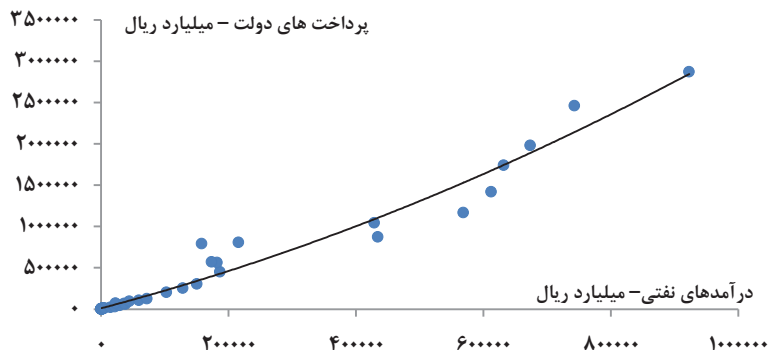
در آسیب‌شناسی استمرار و نوسان کسری بودجه دولت، وابستگی نفتی یکی از ویژگی‌های مهم است که تراز بودجه را در دوره‌های گذشته دچار نوسان کرده است. میانگین نسبت درآمدهای نفتی به کل مصارف بودجه تا دهه ۱۳۹۰ بیش از ۵۰ درصد است. در مقاطعی چون سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۶۵ و ۱۳۶۸-۱۳۶۶ و عمده سال‌های دهه ۱۳۹۰ که در آن نقش درآمدهای نفتی در تامین مصارف بودجه کاهش داشت،

دلیل اصلی کاهش درآمد نفتی بود. رابطه تراز عملیاتی سرمایه‌ای با روند سهم درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی نشانگر هم‌حرکتی رفتار کسری بودجه با نقش نفت در اقتصاد کشور است. این واقعیت حاکی از وابستگی بودجه به تحولات درآمدی نفتی است. شواهد آماری حاکی از آن است که نخست، رابطه مستقیمی بین پرداخت‌های دولت با درآمدهای حاصل از صادرات نفت وجود دارد. دوم، آن که اعتبارات هزینه‌ای، بخش عمده مصارف بودجه را شامل می‌شود، به‌طوری که روند زمانی حاکی از افزایش هزینه‌های جاری از ۶۰ درصد تا ۸۵ درصد کل مصارف در ۵۰ سال گذشته است. سوم، آن که در دوران افزایش درآمدهای نفتی، پرداخت‌های هزینه‌ای با شتابی بیش‌تر از هزینه‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای افزایش می‌یابد، در حالی که در دوران کاهش درآمدهای نفتی، هزینه تملک دارایی‌های سرمایه‌ای بیش از پرداخت‌های هزینه‌ای کاهش می‌یابد (چسبندگی پرداخت‌های هزینه‌ای). (اشکال ۲، ۳، ۴، و ۵).



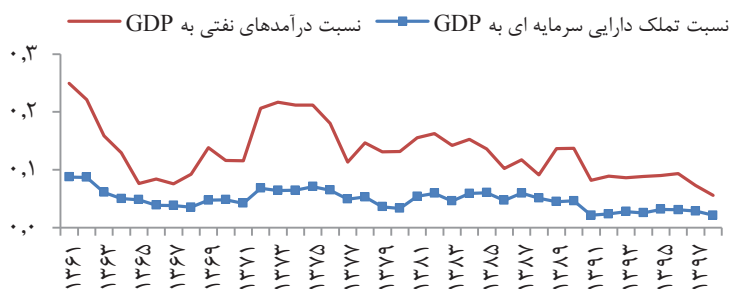
شکل ۲: نسبت درآمدهای نفتی به کل مصارف بودجه (۱۳۴۴-۱۳۹۸)

منبع: داده‌های بانک مرکزی



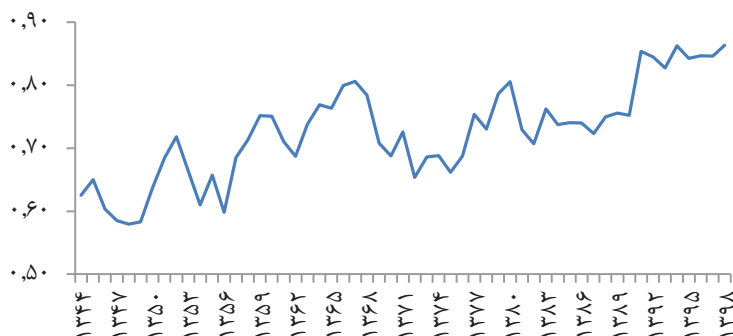
شکل ۳: رابطه درآمدهای نفتی و پرداخت‌های دولت (۱۳۹۸-۱۳۴۴)

منبع: داده‌های بانک مرکزی



شکل ۴: هم‌حرکتی مخارج سرمایه‌گذاری دولت با کسری بودجه

منبع: داده‌های بانک مرکزی



شکل ۵: روند افزایشی سهم اعتبارات هزینه‌ای در کل مصارف

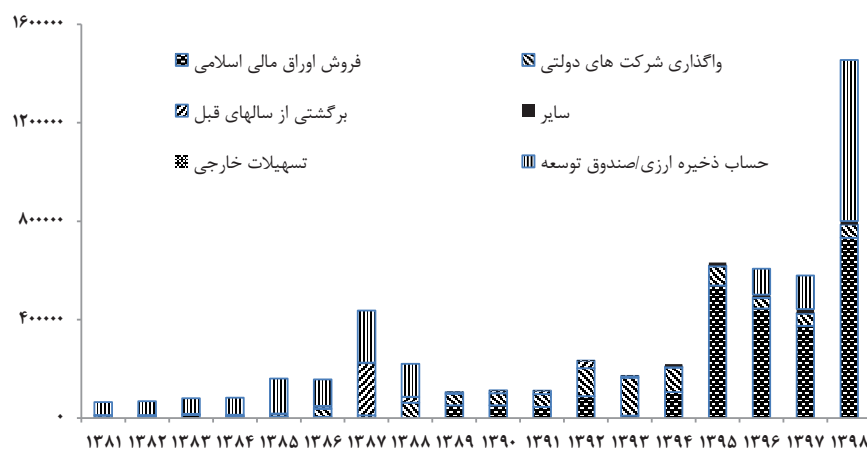
منبع: داده‌های بانک مرکزی

بودجه دولت و چرخه‌های تجاری

با توجه به هم‌حرکتی مخارج دولت با فراز و نشیب درآمدهای نفتی، سیاست‌های بودجه‌ای در اقتصاد ایران نمی‌تواند رفتار موثر ضدچرخه‌ای خود را ایفا کند. در نتیجه، رشد اقتصادی کشور رفتاری نوسانی از خود نشان می‌دهد.

بودجه دولت و سلطه مالی

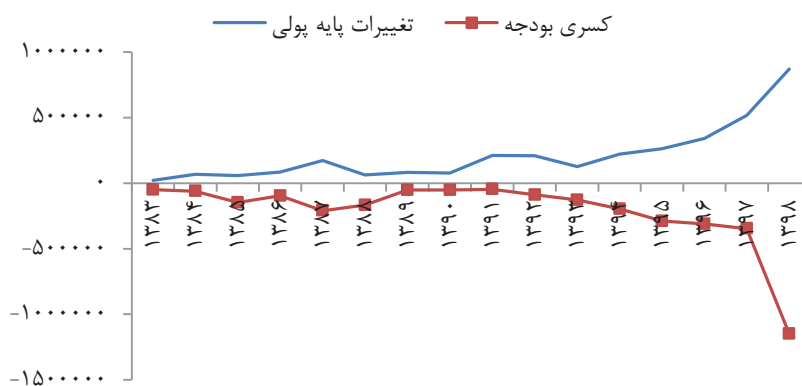
در دوره‌های تشدید کسری تراز عملیاتی سرمایه‌ای روش جبران کسری یکی از مهم‌ترین مسیرهای آثار کسری بر مولفه‌های اقتصاد کلان است. در **شکل (۶)**، روش تامین کسری بودجه در دو دهه گذشته نشان داده می‌شود. در دهه ۱۳۸۰، حساب ذخیره ارزی محل عمده جبران کسری تراز عملیاتی سرمایه‌ای است. از ابتدای دهه ۱۳۹۰، فروش اوراق و واگذاری شرکت‌های دولتی بخش عمده جبران را بر عهده گرفته‌اند. از اواسط دهه ۱۳۹۰، رشد نقش اوراق در تامین مالی کسری و استقراض از صندوق توسعه ملی کاملاً بارز، و البته قابل‌تأمل از زاویه پایداری مالی دولت است.



شکل ۶: ترکیب منابع مورد استفاده برای تامین مالی کسری بودجه

منبع: داده‌های بانک مرکزی

به دنبال افزایش کسری بودجه، به‌ویژه از دهه ۱۳۸۰، همواره پایه پولی افزایش یافته، که نشانگر سلطه مالی بر سیاست‌های پولی است، و موجبات استمرار تورم را فراهم کرده و بانک مرکزی را از اتخاذ سیاست‌های پولی باز داشته است. از سال ۱۳۸۱، به‌ویژه تا سال ۱۳۸۹ کسری بودجه با تغییرهای خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی کاملاً مشابه حرکت کرده است و کسری تراز عملیاتی سرمایه‌ای با تغییرهای سال به سال پایه پولی رابطه مستقیم دارد (شکل ۷). یکی از کانال‌های مهم تاثیرگذار بر تنش مالی تاثیر سیاست مالی بر سیاست پولی است که از راه انتشار پول و به منظور تامین مالی کسری بودجه دولت انجام می‌گیرد. در این حالت، تورم مانند مالیاتی بر دارایی‌های پولی است.



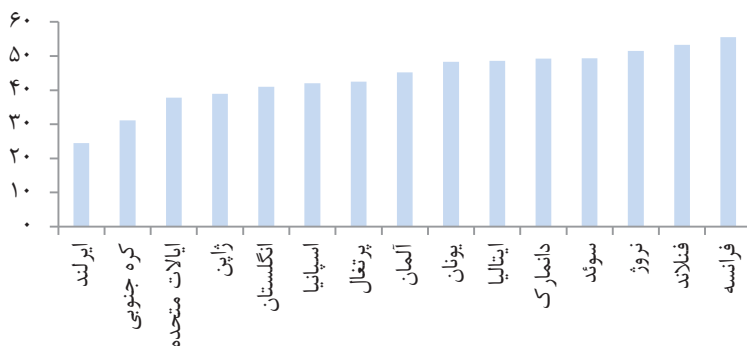
شکل ۷: رابطه تراز عملیاتی و سرمایه‌ای با تغییرهای پایه پولی

منبع: داده‌های بانک مرکزی

بودجه دولت و مقیاس اقتصاد (اندازه دولت)

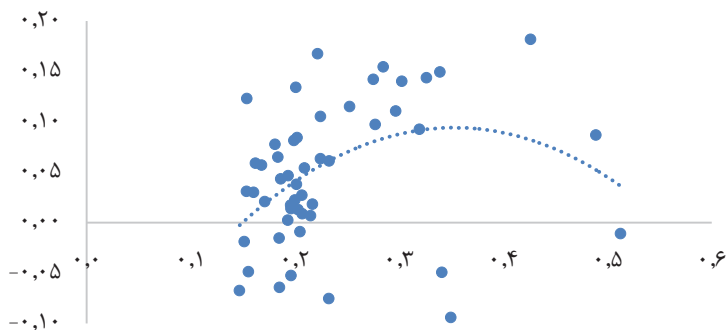
مخارج دولت برحسب وظایف حاکمیتی شامل مخارج در ده گروه خدمات امور عمومی، دفاع، نظم و امنیت عمومی، امور اقتصادی، حفاظت از محیط‌زیست، مسکن و تسهیلات شهری، بهداشت و درمان، تفریح و فرهنگ و مذهب، آموزش، و حمایت اجتماعی طبقه‌بندی می‌شود. نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی شاخصی برای اندازه دولت است. میانگین مقدار این شاخص برای ایران در دو دهه اخیر در دامنه ۲۰ درصد است، در حالی که برای بیش‌تر کشورهای توسعه‌یافته بین ۳۰ تا

۵۵ درصد است (شکل ۸). این واقعیت نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، به‌رغم دخالت‌های گسترده دولت در اقتصاد، اندازه دولت در حوزه وظایف حاکمیتی کوچک، ولی در حوزه تصدی‌گری بزرگ است. در اقتصاد ایران همسو با مبانی نظری، رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی به صورت U معکوس است. یعنی تا سطح بهینه‌ای بزرگ‌تر شدن اندازه دولت می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد، ولی پس از آن، به دلیل کاهش کیفیت نقش حاکمیتی دولت، اندازه بزرگ‌تر دولت به اخلاص در رشد اقتصادی منجر می‌شود (شکل ۹). (شکل ۱۰)، رابطه مستقیم اندازه دولت در ایران را با نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد.



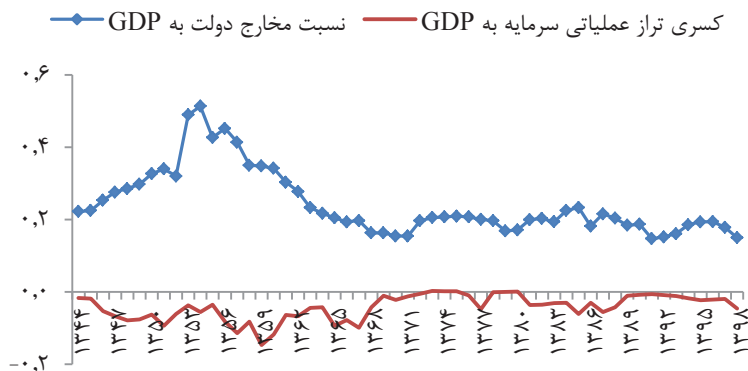
شکل ۸: نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب

منبع: <https://data.oecd.org/gga/general-government-spending.htm>



شکل ۹: رابطه رشد اقتصادی با اندازه دولت (محور افقی: اندازه دولت، محور عمودی: رشد اقتصادی)

منبع: داده‌های بانک مرکزی



شکل ۱۰: نسبت تراز عملیاتی و سرمایه‌ای به GDP و اندازه دولت

منبع: داده‌های بانک مرکزی

متغیرها، داده‌ها، و تصریح الگو

با توجه به ادبیات مربوط به عوامل موثر بر کسری بودجه، مولفه‌های اقتصادی و اقتصاد سیاسی به شرح زیر جمع‌بندی می‌شود:

الف. عوامل مرتبط با سطح توسعه‌یافتگی: سطح پایین پس‌انداز خصوصی؛ جبران سرمایه توسط دولت و در نتیجه بالا بودن سهم سرمایه‌گذاری دولتی در سرمایه‌گذاری کل؛ سطح پایین درآمدهای مالیاتی و محدود بودن پایه‌های مالیاتی؛ و فشار روی مخارج برای توسعه زیرساخت‌ها و خدمات عمومی. ب. رشد سریع درآمدهای دولت: تقویت نبود نگرانی از افزایش هزینه‌های رفاهی؛ و دشواری یافتن طرح‌های سرمایه‌گذاری موجه. ج. بی‌ثباتی در درآمدهای دولت، به‌ویژه نوسان درآمدهای حاصل از تجارت خارجی. د. کنترل نکردن هزینه‌ها: سهم بالای هزینه‌های جاری اجتناب‌ناپذیر در بودجه؛ و ناترازی نوسان‌های مخارج نسبت به نوسان‌های درآمدهای دولت. ه. درصد مشارکت دولت در اقتصاد: نسبت مخارج دولت به GDP. و. عوامل مرتبط با اقتصاد سیاسی: نبود ثبات سیاسی دولت‌ها؛ مخارج بیش از اندازه به دلیل افزایش احتمال انتخاب نشدن در دور بعد؛ فشار گروه‌های سیاسی شامل کاهش ملاحظات اقتصادی و تخصیص سیاسی منابع، تمایل برای تغییر در ترکیب مالیات‌های بخشی و طبقاتی، تمایل به افزایش هزینه‌های یارانه‌ای؛ و نحوه توزیع و طیف قدرت بر مبنای ترکیب ائتلافی احزاب در دولت. در پژوهش حاضر، با توجه به جمع‌بندی بالا تلاش می‌شود که الگوی منسجمی از متغیرهای

مختلف اقتصادی و اقتصاد سیاسی موثر بر كسري بودجه و شكست‌هاي ساختاری ناشی از شوک‌هاي برون‌زایی همچون جهش درآمد‌هاي نفتی، جنگ، و تحریم‌ها (جدول ۲) تصریح شود. داده‌هاي سالانه از بانک مرکزی مورد استفاده قرار می‌گیرد. دوره زمانی ۱۳۴۴ تا ۱۳۹۸ و روش برازش مبتنی بر روش خودرگرسيونی با وقفه‌هاي توزيع شده (ARDL) است.

جدول ۲: شرح متغيرهاي وابسته و مستقل و شاخص‌هاي مورد استفاده در الگو

متغير وابسته: نسبت تراز عملياتی و سرمايه‌اي به GDP			
الگوی الگوی		متغيرهاي مستقل	
نوع متغير	نام متغير	نماد و شرح متغير	الگوی اول
عوامل ساختاری بودجه‌اي	مخارج دولت به GDP	G_to_GDP شاخص اندازه دولت	*
	سرمايه‌گذاري دولتي به سرمايه‌گذاري کل	Ig_to_It شاخص فشار روی مخارج دولت برای توسعه زیرساخت‌ها	*
	نسبت نوسان مخارج دولت به نوسان درآمد نفتی دولت	C_G_oil_EXPF شاخص کنترل‌پذیری بودجه: برای سال‌هايی با رشد مثبت (Expenditure Follower)	*
		C_G_oil_REVF برای سال‌هايی با رشد منفی (Revenue Follower)	*
	شكاف توليد (GDP به GDP بالقوه)	استفاده از فیلتر HP POS_output_GAP شكاف توليد مثبت NEG_output_GAP شكاف توليد منفی	*
متغيرهاي محیطی اقتصاد کلان	شكاف تورم (انحراف تورم از روند)	استفاده از فیلتر HP CPI_GAP	*
	متغير مجازي برای سال‌هاي برداشت از حساب ذخيره ارزی و صندوق توسعه ملی	DummyNDFRES	*

متغيرهاي اقتصادي

ادامه جدول ۲: شرح متغیرهای وابسته و مستقل و شاخص‌های مورد استفاده در الگو

متغیر وابسته: نسبت تراز عملیاتی و سرمایه‌ای به GDP			
الگوی الگوی		متغیرهای مستقل	
دوم	اول	نام متغیر	نماد و شرح متغیر
*	*	نسبت مخارج دهک پردرآمد به مخارج دهک کم‌درآمد	Rich_Poor شاخص نابرابری
*	*	شاخص قدرت دولت	Power شاخص اثر ساختار سیاسی دولت بر نظام‌های پارلمانی و ریاستی
			Province_INC شاخص‌های جایگزین:
			درصد تغییر مصارف عمومی در قانون بودجه نسبت به لایحه تعداد افزایش سالانه شهرستان
*	*	متغیر مجازی برای سال‌های جنگ	War
*	*	متغیرهای مجازی	Oil_jump متغیر مجازی برای سال‌های جهش نفتی
*	*	متغیر مجازی برای سال‌های تحریم	Oil_sanctions

روش ساخت برخی متغیرهای الگو به شرح زیر است:

- نسبت نوسان مخارج دولت به نوسان درآمدهای نفتی: این نسبت به عنوان شاخص کنترل‌پذیری بودجه استفاده می‌شود. هر یک از نوسان‌های مخارج و درآمد با استفاده از روش پنجره غلطان محاسبه می‌شوند که در آن پنجره غلطان انحراف معیار متغیر در دوره‌های ۵ ساله در صورت کسر و پنجره غلطان میانگین متغیر در دوره‌های ۵ ساله (به مرکزیت سال میانه^۱) در مخرج قرار می‌گیرد. افزایش شاخص نشانگر پیشتازی نوسان‌های هزینه‌ها بر نوسان‌های درآمدهاست و در این حالت به اصطلاح می‌توان گفت که نیروی پیشران در کسری بودجه، عامل هزینه‌هاست. کاهش شاخص نشانگر پیشتازی نوسان‌های درآمدها بر نوسان‌های هزینه‌هاست که حاکی از پیشران بودن عامل درآمدها در ایجاد کسری بودجه است. برای تبیین نقش نوسان‌های هزینه‌ای و درآمدی در کسری بودجه، شاخص اشاره‌شده برای سال‌هایی با رشد مثبت و منفی تفکیک می‌شود.

- شاخص قدرت دولت: این شاخص از مولفه‌های مهم اقتصاد سیاسی موثر بر کسری بودجه است

که بر اساس ساختار سیاسی دولت از جنبه ترکیب احزاب و همچنین، وضعیت ثبات سیاسی دولت تعریف می‌شود. برای ساخت این شاخص در ایران، برای دوره پیش از انقلاب که نظام پارلمانی حاکم بوده، از طول عمر سیاسی کابینه‌ها^۱ و برای سال‌های پس از انقلاب که نظام پارلمانی حاکم بوده، از تعداد استیضاح وزرا استفاده شده و بر اساس آن، شاخص قدرت کمی‌سازی شده است (جدول ۳ و ۴).

جدول ۳: شاخص قدرت بر اساس طول عمر کابینه‌ها در نظام پارلمانی (سال‌های پیش از انقلاب)

شاخص قدرت	نام دولت	عمر کابینه
۱	دولت شریف‌امامی	از شهریور ۱۳۳۹ تا اردیبهشت ۱۳۴۰
۱	دولت امینی	تا ۲۷ تیر ۱۳۴۱
۲	دولت اعلم	تا ۱۷ اسفند ۱۳۴۲
۲	دولت منصور	تا ۶ بهمن ۱۳۴۳
۳	دولت هویدا	تا مرداد ۱۳۵۶
۲	دولت آموزگار	تا شهریور ۱۳۵۷
۱	دولت شریف‌امامی	تا ۱۵ آبان ۱۳۵۷
۱	دولت ازهاری	۱۳۵۷
۱	دولت بختیار	۱ ماه

جدول ۴: شاخص قدرت بر اساس تعداد استیضاح وزرا در نظام ریاستی (سال‌های پس از انقلاب)

شاخص قدرت	نام دولت	تعداد استیضاح
۳	دولت موسوی	۳
۳	دولت هاشمی	۴
۲	دولت خاتمی	۷
۲	دولت احمدی‌نژاد	۷
۱	دولت روحانی	۱۰

- شکاف تولید: برای تبیین رابطه کسری بودجه با چرخه‌های رونق و رکود، متغیر شکاف تولید ساخته می‌شود. بدین منظور، ابتدا با استفاده از روش فیلتر هدریک-پرسکات، روند داده‌های سری زمانی تولید ناخالص داخلی به عنوان تولید بالقوه به دست می‌آید و سپس نسبت تولید ناخالص داخلی عملکرد به تولید ناخالص داخلی بالقوه برای شاخص شکاف تولید محاسبه می‌شود. برای بررسی آثار

ادوار تجاری بر کسری بودجه، سال‌های شکاف تولید مثبت (رونق) و شکاف منفی (رکود) از هم تفکیک می‌شوند و به صورت دو متغیر در برآورد الگو مورد استفاده قرار می‌گیرند.

- متغیر مجازی برای سال‌های برداشت از حساب ذخیره ارزی و صندوق توسعه ملی: این متغیر برای تبیین اثر ثروت بر بودجه دولت و کسری بودجه منظور می‌شود. فرض آن است که در سال‌هایی که امکان برداشت و استفاده از حساب ذخیره ارزی یا صندوق توسعه ملی فراهم است، انگیزه دولت برای افزایش مخارج و در نتیجه، کسری بودجه وجود دارد.

- شاخص فشار گروه‌های سیاسی: از متغیرهای جایگزین برای منظور کردن اثر فشار گروه‌های سیاسی بر شکل‌گیری کسری بودجه درصد تغییر مصارف بودجه عمومی توسط مجلس (قانون بودجه) نسبت به پیشنهاد اولیه دولت (لایحه بودجه) است. شواهد آماری هم‌حرکتی تغییر مصارف بودجه عمومی توسط مجلس، به‌ویژه مخارج جاری دولت را با کسری بودجه تایید می‌کند. همچنین، افزایش سالانه تعداد شهرستان‌ها به عنوان نماینده‌ای از فشار گروه‌های سیاسی در برآورد الگو مورد آزمون قرار می‌گیرد.

جدول (۵)، خلاصه ویژگی‌های آماری متغیرهای مستقل و شاخص‌های مورد استفاده در الگو را نشان می‌دهد. **جدول (۶)**، وضعیت مانایی متغیرهای اصلی را نمایش می‌دهد. همه متغیرها از مرتبه صفر یا یک $I(0)$ یا $I(1)$ مانا هستند و در صورت همجمعی، انتظار می‌رود ارتباط بلندمدت میان متغیرها وجود داشته باشد. برای آزمون همجمعی از آزمون باند استفاده می‌شود که نتایج آن در ادامه پس از برآورد الگو گزارش می‌شود.

جدول ۵: خلاصه ویژگی‌های آماری متغیرهای مستقل و شاخص‌های مورد استفاده در الگو

نماد متغیر	تعداد مشاهددها	میانگین	انحراف از معیار	کمینه	بیشینه
DEFIC_to_GDP	۵۵	-۰/۰۴۲۶	۰/۰۳۴۸۸	-۰/۱۴۷۱	۰/۰۰۲۳
G_To_GDP	۵۵	۰/۲۴۱۵	۰/۰۸۹۰	۰/۱۴۶۹۷	۰/۵۱۳۱
Ig_To_It	۵۵	۰/۳۱۶۶	۰/۰۶۶۵	۰/۱۹۴۰	۰/۴۷۷۸
CPI_GAP	۵۵	-۱۰۵۱/۴۴	۰/۰۷۹۷	-۰/۲۴۸۰	۰/۲۷۸۰
POS_output_GAP	۵۴	۰/۵۱۷۳	۰/۵۲۲۷	۰	۱/۱۲۳۹
NEG_output_GAP	۵۴	۰/۴۸۳۹	۰/۴۸۹۳	۰	۰/۹۹۸۱
Exp_NEW_GAP	۵۴	۱/۰۰۱۲	۰/۰۵۰۱	۰/۸۳۹۱	۱/۱۲۳۹
Rich_Poor	۵۰	۱۷/۹۲۷	۵/۰۴۸۹	۱۲/۲	۳۳/۸
Province_Inc	۵۳	۵/۷۱۶۹	۷/۴۵۵۹	-۱	۲۹
Power_Break	۵۵	۱/۳۶۳	۱/۰۴۲۸	۰	۳
Power	۵۵	۲/۰۹۰۹	۰/۸۴۴۸	۱	۳
DummyNDFRES	۵۵	۰/۰۴۵۷	۰/۰۸۳۶۹	۰	۰/۲۳۳۱

جدول ۶: وضعيت مرتبه مانايى و نامانايى متغيرها

نوع متغير	نام متغير	مانايى / نامانايى
ضريب تعديل	ADJ	I(0)
عوامل ساختارى كسرى بودجه	G_to_GDP	I(1)
	Ig_to_It	I(1)
	C_G_OIL	I(0)
	C_G_oil_REVF	I(0)
	C_G_oil_EXPF	I(0)
متغيرهاى اقتصادى	*y_to_y	I(0)
شرائط محيط اقتصاد كلان	POS_output_GAP	I(0)
	NEG_output_GAP	I(0)
	CPI_GAP	I(0)
	DummyNDERES	I(1)
متغيرهاى اقتصاد سياسى	Power	I(1)
	Power_Break	I(1)
	Province_Inc	I(0)
	Rich_Poor	I(1)

برآورد الگوهاى پژوهش

با توجه به اين كه از ميان متغيرهاى توضيح‌دهنده، دو متغير شكاف توليد (به عنوان متغير شرايط محيطى اقتصاد كلان) و همچنين، متغير نسبت نوسان‌هاى هزينه‌اى به نوسان‌هاى درآمدى داراى اثر جايگزين در كسرى بودجه هستند، بنابر اين دو الگو شامل الگوى اول (با تاكيد بر نسبت نوسان‌هاى هزينه‌اى به درآمدى) و الگوى دوم (با تاكيد بر شكاف توليد) بر اساس متغيرهاى اشاره‌شده و با تركيبى از ساير متغيرها (جدول ۲) تصريح مى‌شود و مورد برآورد قرار مى‌گيرد. با استفاده از آزمون Bounds رابطه همجمعى ميان متغيرها بر مبنائى روش پيشنهادهى **پسران و همكاران (۲۰۰۱)** بررسى مى‌شود. مطابق نتايج جداول (۷) و (۸)، با توجه به مقادير بحراني و آماره‌هاى آزمون F و t ، نبود رابطه بلندمدت ميان متغيرها يعنى فرض صفر (H_0) رد مى‌شود. براى تعيين وقفه بهينه متغيرها از روش AIC^1 استفاده مى‌شود. پس از برآورد الگوها براى ارزيايى صحت و ميزان دقت برازش از آزمون خودهمبستگى بريوش - گادفرى و همچنين، به منظور ارزيايى واريانس ناهمسانى، آزمون بروش - پاگان مورد استفاده قرار مى‌گيرد. پس از آن همخطى ميان متغيرها بررسى مى‌شود و در نهايت، آزمون‌هاى CUSUM براى

1. Akaike Information Criterion

آزمون ثبات برازش بررسی می‌گردد. جداول (۹) و (۱۰)، نتایج برآورد ضرایب بلندمدت، و جدول (۱۱)، ضرایب تصحیح خطا را به ترتیب در الگوهای اول و دوم نشان می‌دهند.

جدول ۷: آزمون (باند) همجمعی الگوی اول - پسران و همکاران (۲۰۰۱)

مقادیر بحرانی		۹۰٪		۹۵٪		۹۹٪	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
۲/۳۲۳	۳/۷۵۲	۲/۸۰۱	۴/۴۲۷	۳/۹۳۳	۶/۰۱۵	۲/۴۱۹	-۳/۷۱۰
t	-۳/۷۱۰	-۲/۷۸۶	-۴/۱۴۸	-۳/۵۲۷	-۵/۰۲۹		

مقادیر: $F=۱۲/۴۴$ و $T=-۵/۳۷۶$

جدول ۸: آزمون (باند) همجمعی الگوی دوم - پسران و همکاران (۲۰۰۱)

مقادیر بحرانی		۹۰٪		۹۵٪		۹۹٪	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
۲/۲۶	۳/۳۵	۲/۶۲	۳/۷۹	۲/۹۶	۴/۱۸	۲/۵۷	۳/۸۶
t	۲/۵۷	۳/۸۶	۲/۸۶	۴/۱۹	۳/۱۳		

مقادیر: $F=۸/۵۹۷$ و $T=-۷/۰۱۸$

جدول ۹: نتایج برآورد ضرایب الگوی اول

متغیر وابسته: DEFIC_to_GDP									
Power_Break	Power	CPI_GAP	DummyN_DFRES	Rich_Poor	War	Ig_to_It	C_G_oil_REV	C_G_oil_EXPF	G/(GDP) ADJ
-۰/۰۴۲	۰/۰۴۰			-۰/۰۰۵			۰/۰۵۶	-۰/۱۰۵	-۱/۶۴
(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۳)			(۰/۰۰۲)			(۰/۰۲۱)	(۰/۰۴۱)	(۰/۰۲۵)
			-۰/۱۲۳	-۰/۰۴۷	-۰/۱۵۷	۰/۰۷۱	-۰/۱۱۸	-۰/۲۳۹	-۱/۵۳
			(۰/۰۲۸)	(۰/۰۰۷)	(۰/۱۰۰)	(۰/۰۲۶)	(۰/۰۳۷)	(۰/۰۳۶)	(۰/۰۲۱)
			-۰/۰۹۴	-۰/۰۴۶		۰/۰۴۹	-۰/۰۹۰	-۰/۲۸۹	-۱/۴
			(۰/۰۲۵)	(۰/۰۰۶)		(۰/۰۱۷)	(۰/۰۳۰)	(۰/۰۲۷)	(۰/۰۲)
		-۰/۰۱۳	-۰/۰۹۷	-۰/۰۴۴		۰/۰۴۶	-۰/۰۹۶	-۰/۳۰۳	-۱/۴۶
		(۰/۰۵۴)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۰۶)		(۰/۰۱۷)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۲۰۷)
-۰/۰۴۲	۰/۰۴۰			-۰/۰۰۵			۰/۰۵۶	-۰/۱۰۵	۱/۶۴
(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۳)			(۰/۰۰۲)			(۰/۰۲۱)	(۰/۰۴۱)	(۰/۰۲۵)

(ارقام داخل پرانتز SE است)

جدول ۱۰: نتایج برآورد ضرایب الگوی دوم

متغیر وابسته: DEFIC_to_GDP										
CPI_	DummyN	Oil_	OIL_	Rich_	War	Ig_to_	NEG_	POS_	G/	ADJ
GAP	DFRES	Jump	Sanctions	Poor		It	output_	output_	(GDP	
							GAP	GAP		
					-۰/۰۶۶	-۰/۰۷۷	-۱/۷	-۱/۵	-۰/۲۶۵	-۰/۶۷۱
					(۰/۰۱۰)	(۰/۰۳۶)	(۰/۴۴۶)	(۰/۰۴۱)	(۰/۰۴۵)	(۰/۱۲۴)
					-۰/۰۰۳	-۰/۰۴۹	-۱/۴	-۱/۲۸	-۰/۱۰۹	-۰/۷۵۰
					(۰/۰۰۲)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۲۹)	(۰/۴۵۶)	(۰/۱۲۵)	(۰/۱۵۳)
			۰/۰۰۷		-۰/۰۷۰	-۰/۰۷۷	-۱/۹۶	-۱/۷۴	-۰/۲۲۶	-۰/۶۹۶
			(۰/۰۳۵)		(۰/۰۱۰)	(۰/۱۱۸)	(۰/۴۶۶)	(۰/۴۲۹)	(۰/۰۲۷)	(۰/۱۲)
		۰/۰۰۱			-۰/۰۷۱	-۰/۰۷۸	-۱/۷۳	-۱/۵۳	-۰/۲۴۱	-۰/۶۲۷
		(۰/۰۱۵)			(۰/۰۱۱)	(۰/۰۳۹)	(۰/۴۳۱)	(۰/۳۹۶)	(۰/۰۵۵)	(۰/۱۱۳)
	۰/۰۱۶				-۰/۰۶۶	-۰/۰۷۹	-۱/۷۲	-۱/۵۱	-۰/۲۶۲	-۰/۶۷۳
	(۰/۰۴۱)				(۰/۰۱۰)	(۰/۰۳۶)	(۰/۴۵۷)	(۰/۴۱۸)	(۰/۰۴۷)	(۰/۱۲۶)
-۰/۰۹۴					-۰/۰۶۱	-۰/۰۵۶	-۱/۷۳	-۱/۵۲	-۰/۲۹۹	-۰/۶۷۵
(۰/۰۴۸)					(۰/۰۱۱)	(۰/۰۳۰)	(۰/۴۹۲)	(۰/۴۵۳)	(۰/۰۴۵)	(۰/۱۳۲)

(ارقام داخل پرانتز SE است)

جدول ۱۱: ضریب تصحیح خطا در الگوهای اول و دوم

ضریب	خطای استاندارد	آماره t	$P > t $	بازه ضرایب (با ۹۵٪ اطمینان)
-۱/۴۰۴۵۹۱	۰/۲۰۰۱۴	-۷/۰۲	۰/۰۰۰	-۱/۸۲۳۴
-۰/۶۷۱۸	۰/۱۲۴۹۶	-۵/۳۸	۰/۰۰۰	-۰/۹۲۷۸

بحث و نتیجه گیری

در طی سالیان گذشته، همواره کسری بودجه به عنوان یک پدیده ثابت در اقتصاد ایران قابل مشاهده بوده است. روند زمانی نسبت تراز عملیاتی و سرمایه‌ای به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص کسری بودجه دولت در ۵۰ سال گذشته نشان دهنده استمرار کسری بودجه و در عین حال، نوسان شدید دامنه مقدار آن نسبت به مقیاس تولید ناخالص داخلی کشور است. نبود توانایی دولت‌ها در حفظ توازن بین منابع و مصارف در بودجه در بیش‌تر سال‌ها بیانگر انباشت بدهی و ناپایداری در

بودجه است. به منظور اصلاح ساختار بودجه عمومی دولت، شناخت ویژگی‌های بودجه و عوامل موثر بر کسری بودجه دولت ضروری است.

هدف این پژوهش، شناسایی مهم‌ترین موارد موثر بر ناترازی بودجه دولت در اقتصاد ایران است. به این منظور در تبیین کسری بودجه مزن سه مجموعه عوامل ساختاری بودجه، شرایط محیطی اقتصاد کلان و همچنین، اقتصاد سیاسی مورد توجه قرار گرفته است. جامعیت ساختار الگوهای این پژوهش، مهم‌ترین تفاوت آن با سایر پژوهش‌های تجربی است. بنابراین، با مروری بر مشخصه‌های بودجه، عوامل توضیح‌دهنده کسری بودجه دولت در بازه ۱۳۴۴ تا ۱۳۹۸ تحت دو الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع‌شده مورد بررسی قرار می‌گیرد. از عوامل ساختاری بودجه متغیرهایی همچون اندازه دولت، نقش مسلط دولت در سرمایه‌گذاری، و نوسان‌های هزینه‌ای به درآمدی دولت انتخاب می‌شوند. از عوامل اقتصاد کلان متغیرهایی همچون وضعیت ادوار تجاری، شکاف تورم، شرایط صندوق توسعه، و حساب ذخیره ارزی مورد توجه قرار می‌گیرند. از متغیرهای اقتصاد سیاسی شاخص نابرابری، شاخص قدرت دولت، شاخص فشار گروه‌های سیاسی، و همچنین آثار شوک‌های سیاسی در نظر گرفته می‌شوند.

نتایج الگوهای پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش اندازه دولت (نسبت مخارج عمومی دولت به GDP) شاخص کسری بودجه (نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی) افزایش می‌یابد. همچنین، افزایش سهم سرمایه‌گذاری دولتی از سرمایه‌گذاری کل، اثر افزایشی بر شاخص کسری بودجه دارد. این واقعیت حاکی از فشار بر دولت در امر سرمایه‌گذاری است که در شرایط نبود توسعه بخش خصوصی به افزایش کسری بودجه منجر می‌شود.

تحلیل اثر نوسان‌های هزینه‌ای در مقایسه با نوسان‌های درآمدی بر کسری بودجه دارای اهمیت است. کسری بودجه دولت زمانی اتفاق می‌افتد که افزایش هزینه با افزایش درآمد جبران نشود یا این که کاهش درآمد با کاهش متناسب هزینه همراه نباشد. بدین جهت در الگوی برآوردی، متغیر نسبت نوسان‌های هزینه‌ای به نوسان‌های درآمد نفتی، به عنوان شاخص کنترل‌پذیری بودجه منظور می‌شود. رشد مثبت این نسبت نشانگر تسلط نوسان‌های هزینه‌ای و رشد منفی آن نشانگر تسلط نوسان‌های درآمدی در ایجاد کسری بودجه است. ضرایب برآوردشده نشان می‌دهد که در سال‌هایی که شاخص اشاره‌شده با رشد مثبت همراه است، شاخص کسری بودجه افزایش، و در سال‌هایی با رشد منفی شاخص کسری بودجه کاهش دارد. بنابراین، می‌توان گفت که در اقتصاد ایران نیروی پیشران در کسری بودجه، عامل هزینه‌هاست. نکته دیگر آن که قدر مطلق اثر رشد‌های مثبت و منفی نسبت نوسان‌های هزینه‌ای به درآمدی بر شاخص کسری بودجه یکسان نیست و در نتیجه اثر نامتقارن آن تایید می‌شود.

مطابق نتایج الگوی پژوهش، اثر ادوار تجاری بر کسری بودجه ایران مورد توجه است. همچنان که در ادبیات نظری و تجربی مطالعه حاضر گذشت، رفتار کسری بودجه در کشورهای توسعه‌یافته ضدچرخه‌ای، و در عمده کشورهای در حال توسعه موافق چرخه است. با توجه به ساختار بودجه در اقتصاد ایران با ویژگی مهم وابستگی نفتی، در دوران رونق اقتصادی (نسبت GDP به GDP بالقوه بزرگ‌تر از یک) کسری بودجه دارای رفتار موافق چرخه، و در دوران رکود دارای رفتار ضدچرخه‌ای است. به عبارت دیگر به دلایل مختلف، شاخص کسری بودجه در چرخه‌های رونق و رکود، افزایشی است. چرخه رونق اقتصادی که به‌طور عمده با چرخه رونق نفتی همراه است، به دلیل ویژگی‌های اقتصاد متکی به وفور منابع طبیعی به افزایش بیش از اندازه هزینه‌های دولت منجر می‌شود و در نهایت کسری بودجه را می‌افزاید. در دوران رکود اقتصادی که با کاهش درآمدهای نفتی همراه است، چسبندگی هزینه‌های دولت، به‌ویژه هزینه‌های جاری، به افزایش کسری بودجه منجر می‌شود. از عوامل موثر دیگر بر کسری بودجه، وضعیت نابرابری توزیع درآمد است که از راه شکل‌گیری انگیزه‌های اقتصادی و اقتصاد سیاسی می‌تواند مخارج دولت را افزایش دهد و در نهایت به کسری بودجه منجر شود. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش نسبت مخارج دهک پردرآمد به مخارج دهک کم‌درآمد، شاخص کسری بودجه افزایش می‌یابد. همچنین، اثر دو مولفه اقتصاد سیاسی، یعنی شاخص قدرت دولت و فشار گروه‌های سیاسی را بر کسری بودجه تایید می‌کند. هر دو مولفه به‌ترتیب نشان‌دهنده افزایش بی‌ثباتی در ساختار سیاسی دولت و حضور احزاب و ذی‌نفعان مختلف با ترجیحات غیرهمگن در مورد ترکیب مخارج عمومی، و وجود تعارض منافع در مورد منابع عمومی، به‌ویژه تعارض‌های بازتوزیعی است که در نهایت به کنترل‌ناپذیری کسری بودجه منجر می‌شود.

معنادار بودن اثر مثبت متغیر مجازی سال‌های استفاده از حساب ذخیره و صندوق توسعه ملی نشان‌دهنده اثر ثروت بر مخارج دولت و در نتیجه بر کسری بودجه است، به‌طوری که اطمینان دولت از امکان استفاده از منابع اشاره‌شده، انگیزه افزایش مخارج دولت را افزایش می‌دهد. با توجه به نتایج پژوهش، مهم‌ترین توصیه سیاستی برای کنترل‌پذیری کسری بودجه دولت، تعریف قواعد مالی است. قاعده مالی محدودیتی پایدار را از راه تعیین اهداف کمی در شاخص‌های بودجه‌ای برقرار می‌کند. با برقراری این محدودیت‌ها، مقادیر تعیین‌شده در دوره زمانی مورد نظر تغییرپذیر نیست و راهنمایی برای تدوین و اجرای سیاست‌های مالی است (کردبچه، ۱۳۹۷). تعریف قواعد مالی می‌تواند از ایجاد اختلال مالی، به دلیل فشار گروه‌های سیاسی برای مخارج اضافی جلوگیری کند و پایداری مالی دولت را از راه تعیین سقف کسری بودجه و ایجاد محدودیت در استقراض دولت افزایش دهد. این نکته از

آن جهت دارای اهمیت است که در سال‌های اخیر امکان تامین مالی دولت از بازار بدهی از راه روش انتشار اوراق قرضه فراهم شده است. در شرایط نبود قواعد مالی، گرفتاری دولت در تله‌بازی پونزی دور از انتظار نیست. نکته پایانی آن که باید قواعد مالی از اعتبار کافی برخوردار باشد و تعهد کافی نسبت به اجرای آن در یک دوره زمانی بلندمدت وجود داشته باشد. بنابراین، ارتقای کیفیت نهادهای بودجه‌ای از الزام‌های پیاده‌سازی موفق قواعد مالی است.

منابع

الف) انگلیسی

- Abell, J. D. (1990). Twin Deficits During the 1980s: An Empirical Investigation. *Journal of Macroeconomics*, 12(1), 81-96. [https://doi.org/10.1016/0164-0704\(90\)90057-H](https://doi.org/10.1016/0164-0704(90)90057-H)
- Agnello, L., & Sousa, R. M. (2009). The Determinants of Public Deficit Volatility. *European Central Bank (ECB) Working Paper*, No. 1042.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1999). *Budget Deficits and Budget Institutions*, in: Poterba, J., von Hagen, J. (Eds), *Fiscal Institutions and Fiscal Performance* NBER. In: University of Chicago Press.
- Alesina, A., & Tabellini, G. (1990a). A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt. *The Review of Economic Studies*, 57(3), 403-414. <https://doi.org/10.2307/2298021>
- Alesina, A., & Tabellini, G. (1990b). Voting on the Budget Deficit. *American Economic Review*, 80(1), 37-49.
- Alesina, A., & Tabellini, G. (2005). Why Is Fiscal Policy Often Procyclical? *NBER Working Paper*, NO 11600.
- Alesina, A., Campante, F. R., & Tabellini, G. (2008). Why is Fiscal Policy Often Procyclical? *Journal of the European Economic Association*, 6(5), 1006-1036. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.5.1006>
- Alt, J. E., & Lassen, D. D. (2006). Fiscal Transparency, Political Parties, and Debt in OECD Countries. *European Economic Review*, 50(6), 1403-1439. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2005.04.001>
- Alt, J. E., & Lowry, R. C. (1994). Divided Government, Fiscal Institutions, and Budget Deficits: Evidence from the States. *American Political Science Review*, 88(4), 811-828. <https://doi.org/10.2307/2082709>
- Auerbach, A. J., & Kotlikoff, L. J. (1987). *Dynamic Fiscal Policy*: Cambridge University Press.
- Baron, D. P., & Ferejohn, J. A. (1989). Bargaining in Legislatures. *The American Political Science Review*, 83(4), 1181-1206. <https://doi.org/10.2307/1961664>
- Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117. <https://doi.org/10.1086/260266>
- Barro, R. J. (1989). The Ricardian Approach to Budget Deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 37-54. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.37>
- Bernheim, B. D. (1987). Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence.

- NBER Macroeconomics Annual, 2(1), 263-304.
- Bluedorn, J., & Leigh, D. (2011). Revisiting the Twin Deficits Hypothesis: The Effect of Fiscal Consolidation on the Current Account. *IMF Economic Review*, 59(4), 582-602. <https://doi.org/10.1057/imfer.2011.21>
- De Haan, J., & Klomp, J. (2013). Conditional Political Budget Cycles: A Review of Recent Evidence. *Public Choice*, 157(3-4), 387-410. <https://doi.org/10.1007/s11127-013-0106-6>
- De Haan, J., & Sturm, J.-E. (1997). Political and Economic Determinants of OECD Budget Deficits and Government Expenditures: A Reinvestigation. *European Journal of Political Economy*, 13(4), 739-750. [https://doi.org/10.1016/S0176-2680\(97\)00033-5](https://doi.org/10.1016/S0176-2680(97)00033-5)
- Diamond, P. A. (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model. *The American Economic Review*, 55(5), 1126-1150.
- Dindarrostami, M., Shirinbakhsh, S., & Afshari, Z. (2020). Investigating Factors Affecting Cyclical and Structural Budget Deficit in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(33), 199-225. <https://dx.doi.org/10.22084/aes.2020.19634.2912>
- Eisner, R. (1989). Budget Deficits: Rhetoric and Reality. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 73-93. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.73>
- Eslava, M. (2011). The Political Economy of Fiscal Deficits: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, 25(4), 645-673. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2010.00647.x>
- Fatahi, S., Heydari Dizgarani, A., & Askari, E. (2014). The Study of Government Debt Sustainability in Iran's Economy. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 2(6), 67-86. <http://qjefp.ir/article-1-152-en.html>
- Gavin, M., & Perotti, R. (1997). Fiscal Policy in Latin America. *NBER Macroeconomics Annual*, 12(1), 11-61. <https://doi.org/10.2307/3585216>
- Hagemann, R. (1999). The Structural Budget Balance The IMF's Methodology. *International Monetary Fund Working Paper No. 99/95*.
- Hagen, J. v. (2002). Fiscal Rules, Fiscal Institutions and Fiscal Performance. *The Economic and Social Review*, 33(3), 263-284.
- Holmes, M. J. (2010). A Reassessment of the Twin Deficits Relationship. *Applied Economics Letters*, 17(12), 1209-1212. <https://doi.org/10.1080/00036840902845434>
- Irwin, T. C. (2015). Defining the Government's Debt and Deficit. *Journal of Economic Surveys*, 29(4), 711-732. <https://doi.org/10.1111/joes.12123>
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., & Végh, C. A. (2004). When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. *NBER Macroeconomics Annual*, 19(1), 11-53.
- Komijani, A., & Varhrami, V. (2012). Assessing the Role of Various Factors Causing Budget Deficit in Iran. *Rahbord*, 21(64), 27-42. http://rahbord.csr.ir/article_124446.html
- Krogstrup, S., & Wyplosz, C. (2010). A Common Pool Theory of Supranational Deficit Ceilings. *European Economic Review*, 54(2), 269-278. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2009.06.010>
- Lucas, R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *The American Economic Review*, 63(3), 326-334.
- Maltritz, D., & Wüste, S. (2015). Determinants of Budget Deficits in Europe: The Role and Relations of Fiscal Rules, Fiscal Councils, Creative Accounting and the Euro. *Economic Modelling*, 48(1), 222-236. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.12.001>
- Mawejje, J., & Odhiambo, N. M. (2020). The Determinants of Fiscal Deficits: A Survey of Literature. *International Review of Economics*, 67(3), 403-417.

- <https://doi.org/10.1007/s12232-020-00348-8>
- Morrison, T. K. (1982). Structural Determinants of Government Budget Deficits in Developing Countries. *World Development*, 10(6), 467-473. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(82\)90003-1](https://doi.org/10.1016/0305-750X(82)90003-1)
- Mowlaei, M., & Abdian, M. (2018). Determinants of Government's Budget Deficit in Iran: 1989-2015. *The Journal of Planning and Budgeting*, 23(1), 59-78. <http://jpbud.ir/article-1-1681-en.html>
- Nordhaus, W. D. (1975). The Political Business Cycle. *The Review of Economic Studies*, 42(2), 169-190. <https://doi.org/10.2307/2296528>
- 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>
- Roubini, N. (1991). Economic and Political Determinants of Budget Deficits in Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*, 10(1), 49-72. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(91\)90046-M](https://doi.org/10.1016/0261-5606(91)90046-M)
- Roubini, N., & Sachs, J. D. (1989). Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies. *European Economic Review*, 33(5), 903-933. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(89\)90002-0](https://doi.org/10.1016/0014-2921(89)90002-0)
- Seater, J. J. (1993). Ricardian Equivalence. *Journal of Economic Literature*, 31(1), 142-190.
- Talvi, E., & Vegh, C. A. (2005). Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 78(1), 156-190. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.07.002>
- Tanzi, V. (2000). *The Role of the State and the Quality of the Public Sector*. En: XII Seminario Regional de Política Fiscal: Compendio de documentos-Santiago: CEPAL, 2000-p. 3-21.
- Weingast, B. R., Shepsle, K. A., & Johnsen, C. (1981). The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics. *Journal of Political Economy*, 89(4), 642-664. <http://dx.doi.org/10.1086/260997>

ب) فارسی

- چهارازی مدرسه، سرور، و نجاتی، مهدی (۱۳۹۶). اثر بدهی‌های عمومی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی در ایران. *نشریه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱۹(۵)، ۲۸-۷. <http://qjefp.ir/article-1-542-fa.html>
- سلاطین، پروانه؛ غفاری صومعه، نیلوفر، و محمدی، سمانه (۱۳۹۷). بررسی عوامل موثر بر کسری بودجه با تاکید بر حاکمیت قانون. *نشریه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۲۲(۶)، ۱۵۸-۱۲۳. <http://qjefp.ir/article-1-498-fa.html>
- فرح‌بخش، ندا، و محرابیان، آزاده (۱۳۸۲). عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران. *نشریه پژوهشنامه اقتصادی*، ۸(۸)، ۱۷۱-۱۵۷. http://joer.atu.ac.ir/article_3459.html
- کردبچه، محمد (۱۳۹۷). *بودجه و قاعده‌مندی سیاست مالی: طرح جامع مطالعات اقتصاد ایران*. انتشارات موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.

بررسی چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران با در نظر گرفتن اثر شتاب‌دهنده مالی در قالب یک مدل DSGE

a.garmabi@mporg.ir

ابوالفضل گرمابی

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

a.jalali@imps.ac.ir

سیداحمد رضا جلالی نائینی

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

hossein.tavakolian@atu.ac.ir

حسین توکلیان

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۱۰

دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۰۸

چکیده: پژوهش حاضر به تحلیل میزان اثرگذاری مولفه شتاب‌دهنده مالی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران از طریق لحاظ کردن اصطکاک مالی موجود در فرایند اخذ اعتبارات بانکی اختصاص دارد. علاوه بر این، ورود نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها به مدل پژوهش، نقش ترازنامه بانک‌ها را نیز در بروز اصطکاک مالی اقتصاد ایران وارد مدل می‌کند. ضعف اعتبارسنجی مشتریان بانکی در ایران موجب می‌شود که برای درک صحیح اصطکاک مالی در نظام اعتباری به جای بکار بردن الگوریتم بازرسی بانک‌های اعتباردهنده و پوشش هزینه‌های آن‌ها از طریق نرخ‌های متفاوت بهره، از رویکرد مبتنی بر محدودیت وثایق استفاده شود. به این منظور، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) منطبق با ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران طراحی و با استفاده از رویکرد بیزین و داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۸۸:۱-۱۳۹۹:۱ برآورد می‌شود. نتایج حاکی از آن است که در نظر گرفتن بخش مالی به فهم دقیق‌تر نوسانات ادوار تجاری اقتصاد ایران منجر می‌شود. این موضوع با مقایسه توابع واکنش آنی متغیرهای اصلی مدل در دو سناریو با درجات مختلف اصطکاک مالی مشخص می‌شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تغییرات ناشی از لحاظ کردن مولفه شتاب‌دهنده مالی در اثرگذاری تکانه‌های پولی و بهره‌وری بیش از سایر تکانه‌های مورد بررسی محسوس است.

کلیدواژه‌ها: ادوار تجاری، شتاب‌دهنده مالی، اصطکاک مالی، مدل DSGE، تخمین بیزین. طبقه‌بندی JEL: E32, E31 E44, C11.

مقدمه

در چند دهه اخیر بخش مالی نقش مهمی در جهت‌گیری فعالیت اقتصادی کشورها داشته است. توسعه بخش مالی شتاب چرخه‌های تجاری مسلط را تقویت نموده و در بسیاری موارد به نوسان شدید در شرایط اقتصادی منجر شده است (Bartmann, 2017). در این میان بروز بحران‌های مالی در دهه‌های اخیر به تمرکز پژوهشگران اقتصادی بر اثرات بی‌ثباتی مالی بر پایداری بخش حقیقی اقتصاد انجامیده است. در شرایطی که سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولیدی و مخارج مصرفی خانوارها به مقدار زیادی متأثر از سیستم بانکی به عنوان واسطه‌گر مالی است، شرایط اعتباری سیستم بانکی که بر مبنای ریسک مشتریان، هزینه‌های تامین مالی مختلفی را به آن‌ها تحمیل می‌کند، به میزان زیادی بر چرخه‌های رونق و رکود موثر است (Arslan et al., 2020). تحلیل اثرگذاری توسعه نظام مالی بر رشد بخش حقیقی اقتصاد و چرخه‌های تجاری مستلزم در نظر گرفتن پدیده «اصطکاک بازار مالی»^۱ است. واسطه‌گران مالی مانند بانک‌ها این وظیفه را به عهده دارند که هزینه ناشی از وجود اصطکاک مالی (هزینه مبادله^۲ و عدم تقارن اطلاعاتی^۳) را به کمینه برسانند. بنابراین، هرچه کارایی عملکرد واسطه‌گری مالی در سیستم مالی بیش‌تر باشد، هزینه ناشی از وجود اصطکاک مالی کاهش می‌یابد (Arslan et al., 2020).

بروز بحران‌های مالی، به‌ویژه بحران مالی سال ۲۰۰۸ که با محدودیت‌های شدید اعتباری و تنزل قیمت دارایی همراه شد، ضرورت درک نقش اصطکاک‌های مالی را در الگوهای کلان اقتصادی بیش از پیش روشن نمود. در شرایطی که بیش‌تر الگوهای مورد استفاده پیش از بروز بحران مالی ۲۰۰۸ در چارچوب مدل نئوکینزین‌ها با بازارهای مالی کامل و کارا بودند و بدون در نظر گرفتن عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌های مبادلاتی تنها توسط یک نرخ بهره مشخص می‌شدند، در مدل‌های جامع‌تر نرخ‌های بهره متنوعی بر مبنای ریسک‌های مختلفی که سیستم بانکی متحمل می‌شدند، در نظر گرفته شد (Beautler, et al., 2020). در شرایط واقعی، واسطه‌گران مالی بر مبنای درجه اعتباری قرض‌گیرندگان و ارزش وثیقه‌های آن‌ها، هزینه‌های متفاوتی را به عنوان هزینه واسطه‌گری وجوه در نظر می‌گیرند و آن را به عنوان نرخ بهره وجوه از مشتریان دریافت می‌نمایند. مولفه اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی موجب می‌گردد که بانک‌ها برای اطمینان از نکول نشدن مطالبات خود، از

1. Financial Market Friction
2. Transaction Cost
3. Information Asymmetry

قرض‌گیرندگان بخواهند توانایی خود را برای بازپس دادن بدهی اغلب به شکل دارایی‌های وثیقه‌ای نشان دهند. مبنا قرار گرفتن وثیقه‌ها برای وام‌دهی در شرایط اطلاعات نامتقارن موجب می‌شود که قرض‌گیرندگان و صاحبان پروژه‌ها در زمان رکود اقتصادی به‌سختی منابعی برای سرمایه‌گذاری بیابند. وقتی شرایط اقتصادی بهبود یابد و ارزش وثیقه‌ها رشد کند، این شرکت‌ها می‌توانند به تامین مالی اضافی دسترسی آسان‌تری داشته باشند، که این امر به تحریک اقتصاد می‌انجامد. این فرایند که در ادبیات اقتصادی به «شتاب‌دهنده مالی»^۱ معروف شده است، از یک تغییر در بازارهای مالی شروع می‌شود و اساساً توانایی ایجاد یک تغییر بزرگ را در شرایط اقتصادی دارد. این موضوع در خصوص کشور ایران مانند کشورهای دیگر که دوره‌های مختلف رکود تورمی را تجربه می‌کنند نیز به دلیل ریسک‌گریز بودن بانک‌ها و اجتناب از اعطای وام در شرایط رکود تورمی اثرگذار است. با وجود این که وثیقه‌های ملکی در مقاطع رکود تورمی گران ارزیابی می‌شوند، ولی در نقد شدن مشکلاتی برای بانک ایجاد می‌کنند. بنابراین، بانک‌های ایران در شرایط رکود تورمی در مواجهه با مشتریانی که در قبال وثایق پُرارزش درخواست تسهیلات می‌کنند با احتیاط بیش‌تری رفتار می‌کنند. این موضوع اثرگذاری سازوکار (مکانیسم) شتاب‌دهنده مالی را در دوره‌های رکود تورمی همچون سایر دوره‌های رکودی مشابه الگوهای استاندارد تایید می‌کند.

از آن‌جا که سیستم بانکی در فرایند بیشینه‌سازی سود و حفظ شاخص‌های سلامت بانکی، برای اختصاص وجوه به قرض‌گیرندگان اعم از فعالان اقتصادی یا خانوارها درجات مختلفی از ریسک را بر مبنای هزینه‌های نظارت و تبادلات مالی در نظر می‌گیرد، می‌تواند بر سرمایه‌گذاری و نوسانات چرخه‌های تجاری موثر باشد (Beautler, et al., 2020). علاوه بر این، باید توجه داشت که تداوم عملیات بانکی و فعالیت‌های واسطه‌گری مستلزم تخصیص سرمایه لازم به منظور هزینه کردن در بخش‌های نظارتی و بازرسی به این بخش است. از طرف دیگر، بکارگیری سیاست‌های احتیاطی از سوی واسطه‌های مالی که بیش‌تر در لزوم رعایت یک حداقل «نسبت کفایت سرمایه»^۲ نمود پیدا می‌کند، می‌تواند در واسطه‌گری مالی بانک تاثیر بسزایی داشته باشد. در بانکداری مدرن دسترسی به منابع بازار بین‌بانکی و استفاده از اعتبارات بانک مرکزی با نرخ‌های بهره مناسب، مستلزم پایبندی به شاخص‌های سلامت بانکی از سوی بانک‌هاست. اگرچه اجرای سیاست‌های احتیاطی علاوه بر بالا بردن قدرت مقاومت بانک‌ها در مقابل شوک‌های منفی اقتصاد، از بروز ریسک‌های سیستماتیک نظام مالی

1. Financial Accelerator
2. Capital Adequacy Ratio

جلوگیری می‌کند، ولی خود این مسئله می‌تواند بر فعالیتهای واسطه‌گری بانک‌ها و به تبع آن فعالیت بنگاه‌های اقتصادی اثرات معکوسی بگذارد. برای نمونه، بروز شوک‌های منفی به ترازنامه موسسه‌های مالی و اعتباری که ممکن است از تغییر سیاست‌های پولی و مقرراتی یا از دست رفتن سرمایه بانک‌ها ناشی شود، می‌تواند باعث کاهش اعتباردهی موسسه‌های مالی به بنگاه‌های اقتصادی گردد و در نتیجه این شوک‌ها را به اقتصاد واقعی منتقل کند.

در ادبیات اقتصادی سه کانال اصلی برای انتقال شوک‌های ناشی از بخش پولی-مالی به اقتصاد واقعی و تشدید و سرایت شوک‌های ناشی از بخش واقعی با واسطه بخش پولی-مالی به کل اقتصاد وجود دارد. این سه کانال که اصولاً به وضعیت دارایی‌ها و تعهدهای بانک‌ها و قرض‌گیرندگان مربوط می‌شود عبارت‌اند از: (۱) کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان از بانک‌ها، (۲) کانال ترازنامه بانک‌ها، و (۳) کانال نقدینگی. دو کانال اول، تصویر ارائه‌شده از سوی **مودیگلیانی و میلر**^۱ (۱۹۵۸) را در خصوص بی‌ارتباطی هزینه تامین مالی از ساختار سرمایه (ترکیب بدهی و سرمایه) و روش‌های تامین مالی شرکت‌ها (به روش انتشار سهام یا از طریق استقراض) به چالش می‌کشد. کانال‌های ترازنامه شرکت‌ها و ترازنامه بانک‌ها به اثر ثروت خالص و وضعیت سرمایه این عوامل اقتصادی، در شرایط اعتباری که این عوامل با آن‌ها مواجه هستند، اشاره دارند. هر دو کانال ترازنامه‌ای به عنوان نتیجه اصطکاک بازار اعتبار - مانند اطلاعات نامتقارن و الزامات مربوط به قراردادهای - مطرح می‌شوند. این در حالی است که کانال ترازنامه بانک‌ها می‌تواند علاوه بر این به عنوان نتیجه الزامات قانونی سرمایه بانک‌ها مطرح شود. از طرف دیگر، کانال سوم به موقعیت نقدینگی بانک‌ها تاکید دارد و انعطاف‌ناپذیری و درجه نقدشوندگی متغیرهای ترازنامه شرکت‌ها را بررسی می‌کند.

تمرکز اصلی پژوهش حاضر بر سنجش میزان اثرگذاری اصطکاک مالی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران از کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان از بانک‌هاست. علاوه بر این، ورود بخش بانکی و شاخص نسبت کفایت سرمایه آن‌ها به مدل می‌تواند تصویر مناسبی در خصوص نقش ترازنامه بانک‌ها در بروز اصطکاک مالی در پارادایم اقتصاد ایران ارائه دهد. در این میان انتخاب رویکرد مناسب برای بررسی اثر شتاب‌دهنده مالی بر اقتصاد ایران مستلزم شناخت ویژگی‌های بازار اعتباری کشور ایران است. از یک طرف در نظام بانکی ایران مولفه اعتبارسنجی مشتریان بانکی به‌طور ضعیف عمل می‌کند و از طرف دیگر، اعتبارات به بنگاه‌ها و خانوارهای قرض‌گیرنده^۲ عمدتاً در قبال وثایق ملکی همچون مسکن،

1. Modigliani & Miller
2. Borrowing Household

ساختمان، و زمین اعطا می‌شود. این موضوع باعث می‌شود که استفاده از الگوریتم بازرسی بانک‌های اعتباردهنده و پوشش هزینه‌های آن از طریق نرخ‌های متفاوت بهره بانکی برای پیاده کردن یک الگوی شتاب‌دهنده مالی چندان موثر نباشد.

بنابراین، در این جا برای اندازه‌گیری اثر شتاب‌دهنده مالی به جای روش برنانه و همکاران^۱ (BGG) (۱۹۹۹)، از روش **کیوتاکي و مور**^۲ (۱۹۹۷) و **یاکوویلو**^۳ (۲۰۰۵) مبتنی بر محدودیت وثایق استفاده می‌شود. از جمله تغییراتی که در این پژوهش بر ساختار مدل **یاکوویلو** (۲۰۰۵) اعمال می‌شود، ورود بخش بانکی به منظور درک روشن‌تر سازوکار اعطای اعتبارات و لحاظ کردن سپرده‌ها و نرخ بهره سپرده‌هاست. در مدل حاضر، شاخص نسبت کفایت سرمایه تعیین‌کنندهٔ اختلاف نرخ بهره سپرده‌ها و نرخ بهره تسهیلات^۴ است. ورود سپرده‌ها به مدل به ما اجازه می‌دهد مشابه برخی از مطالعات سال‌های اخیر مانند **سا**^۵ (۲۰۱۲)، خانوارها را به دو دسته قرض‌گیرنده و پس‌اندازکننده که جمعیت مشابهی دارند، تقسیم کنیم. مزیت این نوع تقسیم‌بندی نسبت به تقسیم‌بندی **یاکوویلو** (۲۰۰۵) این است که با لحاظ کردن نرخ‌های ترجیح زمانی متفاوت به این دو نوع خانوار، می‌توان فرض کرد که در وضعیت پایدار، خانوار پس‌اندازکننده^۶ فقط پس‌انداز می‌کند و خانوار قرض‌گیرنده فقط تسهیلات بانکی اخذ می‌کند. بنابراین، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی میزان اثرگذاری مولفه شتاب‌دهنده مالی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران از طریق لحاظ اصطکاک مالی موجود در فرایند اخذ اعتبارات و ارزیابی کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان بانکی است. علاوه بر این، لحاظ کردن اصطکاک مالی ناشی از کانال ترازنامه بانک‌ها و در نظر گرفتن شاخص نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها می‌تواند درک کامل‌تری از اثرگذاری سازوکار شتاب‌دهنده مالی بر اقتصاد ایران ارائه دهد.

همان‌طور که گفته شد، عدم تطابق مدل‌های مبتنی بر اعتبارسنجی بانک‌ها و اعمال نرخ‌های بهره متنوع با نظام بانکی کشور ایران موجب کارایی پایین مطالعات پیشین در ارزیابی اثر شتاب‌دهنده مالی بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران می‌شود. سهم پژوهش حاضر برطرف کردن کاستی مزبور و ارائه مدلی برای توصیف اثرات اصطکاک مالی بر چرخه‌های تجاری بر پایه وثیقه‌های بانکی است. در این پژوهش، به منظور در نظر گرفتن شرایط واقعی اقتصاد ایران تغییراتی در مدل **یاکوویلو** (۲۰۰۵) انجام

1. Bernanke *et al.*
2. Kiyotaki & Moore
3. Iacoviello
4. Bank Spreads
5. Suh
6. Saving Household

می‌شود. استفاده از نوع تعدیل‌شده قاعده تیلور برای سیاست پولی مبتنی بر رشد پول به‌جای نرخ بهره به انطباق با شرایط اقتصاد ایران کمک می‌کند. همچنین، ورود بخش دولت و اقدامات آن برای تامین مالی و البته ورود نفت به عنوان یک متغیر مهم و اثرگذار بر اقتصاد ایران از تغییرات اساسی مدل پژوهش حاضر در مدل **یاکوویلو (۲۰۰۵)** است. پس از طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی با توجه به قیدهای مربوطه، مقادیر متغیرها در وضعیت پایدار^۱ بررسی می‌شود و سپس انحراف معیار آن‌ها از این مسیر در صورت وارد شدن شوک‌های مختلف به مدل ارزیابی می‌شود. در این پژوهش، بر پایه ادبیات موضوع و شواهد تجربی اقتصاد ایران اثبات این فرضیه مورد توجه قرار می‌گیرد که پدیده اصطکاک مالی بر میزان اثرگذاری شوک‌های پولی و حقیقی بر اقتصاد و در نتیجه توابع واکنش آنی متغیرهای اصلی مدل موثر است. بر اساس این، افزایش درجه اصطکاک مالی موجب تغییراتی در توابع واکنش آنی متغیرهای مدل نسبت به مدل پایه (با درجه اصطکاک مالی پایین‌تر) می‌گردد. از آن‌جا که مدل مورد استفاده در این پژوهش خطی است، لگاریتم خطی‌سازی معادلات مورد توجه قرار می‌گیرد.

در ادامه برای حل مدل روش **بلانچارد و کان**^۲ (۱۹۸۰) مد نظر قرار می‌گیرد. در این پژوهش، حل مدل و ترسیم نمودارهای توابع واکنش آنی^۳ با کمک نرم‌فزار داینار^۴ انجام می‌شود و برای مقارنه‌ی^۵ برخی ضرایب و پارامترهای مدل از ادبیات و مشاهدات پژوهش استفاده می‌گردد. از طرف دیگر، پس از اعمال مشاهدات دنیای واقعی برای برخی متغیرهای اساسی مدل از تخمین بیزین برای تخمین برخی پارامترها استفاده می‌شود. در نهایت، پس از استفاده از پارامترهای کالیبره‌شده و توزیع‌های مناسب پیشین برای پارامترهای تخمین‌زده‌شده در تخمین، اثرگذاری سازوکار شتاب‌دهنده مالی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مبانی نظری پژوهش

نظریه شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد کلان بر این ایده استوار است که شوک‌های منفی به اقتصاد ممکن است با بدتر شدن شرایط بازار مالی تقویت شود. **گرتلر**^۶ (۱۹۸۸)، ضمن انتقاد از موضع اقتصاد

1. Steady State
2. Blanchard & Kahn
3. Impulse Response Functions
4. Dynare
5. Calibration
6. Gertler

کلان در خصوص بخش مالی، این فرض نظریه اقتصاد کلان که در اغلب موارد نوسانات سیستم مالی را ملایم می‌داند و آن‌ها را به عنوان واکنش‌های منفعلانه به چرخه‌های اقتصادی تصور می‌کند، مورد انتقاد قرار می‌دهد. وقوع بحران‌های مالی نشان می‌دهد که روند ضعیف‌تر شدن بازار اعتبار و افزایش بار بدهی و به دنبال آن سقوط قیمت دارایی‌ها در بازارهای مالی تنها پاسخ‌های منفعلی به یک رکود اقتصادی نیست، بلکه خود این نوسانات مالی می‌توانند عامل اصلی در منقبض شدن فعالیت‌های اقتصاد واقعی باشند. نقش بالقوه بازار مالی در ادبیات اقتصادی پس از دو دهه مورد بررسی قرار گرفت و بیش‌تر پژوهش‌ها بر تاثیر شتاب‌دهنده مالی متمرکز شدند. با وجود مطالعات اولیه قبلی، تنها پس از **گرتلر و برنانکه**^۱ (۱۹۸۹) در فرموله کردن این ایده در چارچوب تعادل عمومی بود که توجهات به این سمت جلب شد. **گرتلر و برنانکه** (۱۹۸۹)، یک مدل تعادل عمومی با بازارهای مالی ناکامل ساختند که در آن رفتار عوامل اقتصادی از قواعد اساسی پیروی می‌کرد و نوسانات تولید کوتاه‌مدت در اثر شتاب‌دهنده مالی تقویت می‌شد، و در نتیجه اصطکاک‌های بازار اعتبار اطلاعات‌محور در وضعیت اطلاعات نامتقارن به کل اقتصاد سرایت می‌کرد.

به‌طور کلی، در چارچوب کانال ترازنامه بنگاه‌های قرض‌گیرنده، دو رویکرد مدلسازی مربوط به **گرتلر و برنانکه** (۱۹۸۹) و **کیوتاکي و مور** (۱۹۹۷) وجود دارد که عدم تقارن اطلاعات در بازار اعتبار را به عنوان عامل شتاب‌دهنده مالی در نظر می‌گیرند. در این چارچوب، پژوهشگران به طراحی سناریوهای ممکن که قرض‌دهندگان می‌توانند ریسک خود را کاهش دهند، می‌پردازند. رویکرد اول از مطالعه **گرتلر و برنانکه** (۱۹۸۹) سرچشمه می‌گیرد. در این رویکرد، اصطکاک مالی در یک مدل تعادل عمومی گنجانده شده است. **کارلستروم و فورست**^۲ (۱۹۹۷)، این پژوهش را گسترش می‌دهند. رویکرد مذکور در ادغام با چارچوب کینزین‌های جدید توسط **برنانکه و همکاران** (BGG) (۱۹۹۹) به مدل شتاب‌دهنده مالی تبدیل شد. در این مدل، اصطکاک از طریق هزینه نظارت بر متقاضی وام و ایجاد شکاف بین نرخ بهره متقاضی و نرخ بهره بدون ریسک به‌وجود می‌آید. این به آن معناست که اصطکاک مالی بیش‌تر از طریق قیمت وام و نه از طریق مقدار آن بر اقتصاد اثر می‌گذارد. در این مدل فرض می‌شود که بین هزینه تامین مالی خارجی و داخلی تفاوت وجود دارد. پاداش تامین مالی اضافی^۳ در این مورد عبارت است از تفاوت بین نرخ بهره منبع خارجی تامین مالی که عوامل اقتصادی با ثروت خالص پایین متحمل می‌شوند و نرخ بهره‌ای که در وضعیت ثروت بالا می‌پردازند. وجود عدم

1. Gertler & Bernanke
2. Carlstrom & Fuerst
3. The External Finance Premium

تقارن اطلاعات باعث می‌شود وام‌دهندگان با هزینه حسابرسی و نظارت مواجه شوند. بنابراین، بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان قرارداد مالی منعقد می‌شود که این امر به افزایش اضافه‌ارزش تامین مالی خارجی برای بنگاه منجر می‌گردد.

در مدل **برنانکه و همکاران (۱۹۹۹)** به تبعیت از **گرتلر و برنانکه (۱۹۸۹)**، برای مدل کردن تأثیرات شتاب‌دهنده مالی از فرض وضعیت بازرسی هزینه‌زا^۱ که توسط **تون‌سند^۲ (۱۹۷۹)** ارائه شد، استفاده شده است. این فرضیه بیان می‌کند مشکلاتی که به وسیله اطلاعات نامتقارن بین قرض‌دهنده و قرض‌گیرنده پیش می‌آید، باعث می‌شود که قرض‌دهنده نتواند عایدی پروژه قرض‌گیرنده را بدون صرف هزینه مشاهده نماید. از آنجایی که اجرای فرایند بازرسی هزینه‌زاست، قرض‌دهنده برای انجام فرایند بازرسی، فرایند بازرسی تصادفی^۳ را پیش می‌برد. ارتباط معکوس بین پاداش تامین مالی اضافی و ثروت خالص از این دیدگاه ناشی می‌شود که قرض‌گیرندگان با ثروت خالص پایین‌تر در موارد فریب بانک‌ها، ثروت کم‌تری برای از دست دادن دارند. از آنجایی که بانک‌ها فرایند بازرسی تصادفی را فقط در مورد شرکت‌هایی اجرا می‌کنند که اعلام ورشکستگی می‌نمایند، قرض‌گیرندگان انگیزه ارائه گزارش خلاف واقع را در خصوص پروژه دارند. بانک‌ها برای این که از زیان خود جلوگیری کنند باید منافع فریبکاری قرض‌گیرندگان را کاهش دهند. به این منظور، باید نسبت بالاتری از قرض‌گیرندگان را مورد بازرسی قرار دهند. پس بانک‌ها نرخ بهره بالاتری را طلب می‌کنند تا هزینه‌های بازرسی را پوشش دهند. در نتیجه، زمانی که شوک اقتصادی ثروت قرض‌گیرندگان را کاهش می‌دهد، منبع اضافی تامین مالی گران‌تر می‌شود. متعاقباً سرمایه‌گذاری، مخارج، و تولید به‌طور کلی کاهش می‌یابد.

راه دیگر مدلسازی شتاب‌دهنده مالی در این چارچوب با این فرض صورت می‌گیرد که قرض‌دهندگان به هیچ وجه نمی‌توانند بر مشکل اطلاعات نامتقارن غلبه کنند. این روش توسط **کیوتاکی و مور (۱۹۹۷)** معرفی شد و توسط **یاکوویلو (۲۰۰۵)** گسترش یافت. این جریان به معرفی اصطکاک مالی از طریق محدودیت وثیقه‌ای می‌پردازد. افراد از لحاظ نرخ ترجیح زمانی ناهمگن هستند. از این رو، آن‌ها را به دو دسته وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان تقسیم می‌کنند. واسطه‌های مالی این گروه‌ها را به یکدیگر مرتبط می‌سازند. درخواست وثیقه از سوی قرض‌دهندگان موجب اصطکاک مالی می‌شود و این موضوع بر میزان وام تأثیر می‌گذارد. اعتبارات در این مدل، نه تنها به دلیل قیمت اعتبارات (نرخ بهره) بلکه به سبب مقدار وثیقه‌ها نیز جیره‌بندی می‌شود و توانایی شرکت‌ها در به‌دست

1. Costly State Verification Hypothesis
2. Townsend
3. Random Verification Procedure

آوردن وام‌ها مستقیماً به ارزش وثیقه‌هایی که آن‌ها می‌گذارند بستگی دارد.

گرالی و همکاران (۲۰۱۰)^۱، بخش بانکی و اصطکاک مالی مربوط به عرضه اعتبارات را در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی^۲ (DSGE) اضافه می‌کنند. آن‌ها اثرات شوک انبساطی فناوری و شوک انقباضی سیاست پولی را بررسی می‌کنند و درمی‌یابند که شوک‌های اقتصاد کلان نقش جزئی در توضیح کاهش تولید در سال ۲۰۰۸ در منطقه یورو دارند، در حالی که شوک‌های واردشده به بخش بانکی (ترازنامه بانک‌ها) توضیح بسیاری بیش‌تری می‌دهد. مهم‌ترین نتیجه حاصل از پژوهش آن‌ها این است که با حذف صریح شوک‌های مالی و اعتباری در مدل‌های DSGE که برای تجزیه و تحلیل نوسانات چرخه‌های تجاری طراحی می‌شوند، قابلیت شبیه‌سازی شرایط واقعی اقتصاد بسیار کاهش می‌یابد. **یاکوویلو و نیری^۳ (۲۰۱۰)**، سرریز نوسانات قیمتی بازار مسکن را به کل اقتصاد بررسی می‌کنند. آن‌ها همچنین سعی می‌کنند روشن کنند که چه نوع شوک‌هایی در بازار مسکن وارد می‌شوند و تحولات سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن در ارتباط با شوک و اصطکاک در بازار چگونه مشخص می‌شود. آن‌ها به جای مدل کردن طرف عرضه با یک بخش تولیدی از راه کالاهای نهایی و واسطه‌ای، یک بخش مسکن و یک بخش غیرتولیدی ناهمگن بخشی را مدل می‌کنند. در این رویکرد مدلسازی، غیر از تاثیر سنتی بر محدودیت‌های استقراض ناشی از افزایش قیمت خانه، تاثیرات دیگری ناشی از سود نسبی تولید خانه‌های جدید به مدل اضافه می‌شود. این رویکرد سازوکار بازخورد جدیدی به مدل اضافه می‌کند که چرخه را گسترش می‌دهد و تقویت می‌کند. ویژگی کلیدی دیگر مدل این است که از اثرات وثیقه‌ای استفاده می‌کند و این اثرات به دنبال تقویت پاسخ تقاضای مسکن به تولید، به ایجاد یک پاسخ مثبت و مداوم کمک می‌کنند. بدون در نظر گرفتن این تاثیر، پژوهشگران بیان می‌کنند که افزایش تقاضا برای مسکن باعث افزایش سرمایه‌گذاری مسکن و قیمت مسکن می‌شود و البته به کاهش مصرف سایر کالاها می‌انجامد. از سوی دیگر، شوک پولی به کاهش قیمت واقعی خانه‌ها منجر می‌شود که علت اصلی آن چسبندگی قیمت اسمی است. به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری ناشی از کاهش هزینه‌های ساخت‌وساز، شوک مثبت فناوری به کاهش قیمت مسکن منجر می‌شود. نتایج اصلی این است که شوک‌های فناوری و شوک‌های تقاضای مسکن هر یک حدود یک‌چهارم نوسان دوره‌ای را در سرمایه‌گذاری مسکن و قیمت مسکن توضیح می‌دهند. از سوی دیگر، این موضوع مورد توجه قرار می‌گیرد که سرریز به سایر بخش‌های اقتصاد بسیار مهم است، اما این

1. Gerali *et al.*

2. Dynamic Stochastic General Equilibrium

3. Iacoviello & Neri

تاثیر بیش از سرمایه‌گذاری در تجارت بر مصرف متمرکز است.

پیترونتی^۱ (۲۰۱۷)، با بکار بردن یک سیستم معادلات غیرخطی، تاثیر اصطکاک ناشی از بخش مالی را بر اقتصاد ایتالیا بررسی می‌کند. ورود بخش بانکی با محدودیت‌های مقطعی ضروری برای سرمایه بانک‌ها در مدل DSGE، دلیل استفاده از سیستم غیرخطی عنوان می‌شود. این مدل که بر اساس داده‌های ایتالیا از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۵ طراحی می‌شود، قادر به ایجاد عدم تقارن چرخه‌های تجاری همانند داده‌های واقعی است که نمی‌تواند توسط مدل‌های خطی تکرار شود. این مطالعه نشان می‌دهد که فعال‌سازی این ابزارهای سیاستی می‌تواند نوسانات سیکل‌های تجاری را کاهش دهد.

مدل‌های دیگری که به چرایی اثرگذاری تغییرات در سطح سرمایه بانک‌ها بر حجم وام‌های بانکی می‌پردازند، مدلی هستند که به بررسی موضوع از کانال سرمایه بانک^۲ مربوط هستند. در مدل شتاب‌دهنده مالی **هولمستروم و تیرو^۳ (۱۹۹۷)**، تمام بانک‌ها دارای سرمایه هستند که به آن‌ها انگیزه نظارت بر قرض‌گیرندگان را می‌دهد. بنابراین در این شرایط، موضوع غلبه بر مسئله مخاطره اخلاقی^۴ در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری قرض‌گیرندگان ظاهر می‌شود. در نتیجه، کاهش سرمایه بانک‌ها باعث می‌شود که اعتبار کم‌تری برای بانک‌های قرض‌گیرنده، به‌ویژه آن‌هایی که توانایی کم‌تری برای وثیقه‌گذاری دارند، فراهم گردد. وقوع هر شوک مالی یا واقعی که تاثیر کاهنده بر سرمایه بانک‌ها می‌گذارد، توانایی بانک‌ها را برای توسعه اعتبارات محدود می‌کند که به نوبه خود حجم مخارج قرض‌گیرندگان را تحت تاثیر قرار می‌دهد. شوک به تقاضای کل ضمن تاثیر بر بازارهای دارایی واقعی، موجب نکول وام‌ها می‌گردد و چنانچه سرمایه بانک‌ها توسط سودهای بانکی حفاظت نشده باشد، می‌تواند آن‌ها را تحت تاثیر قرار دهد. در مجموع، تغییرات در نرخ‌های بهره و تغییرات در شیب منحنی بازدهی به دلیل این‌که بر فعالیت‌های واقعی و سود بانک‌ها اثرگذار است می‌تواند سرمایه بانک‌ها را تحت تاثیر قرار دهد. **فان دن هوول^۵ (۲۰۰۲)**، با روشن کردن اثر ضربه‌گیری سطوح قانونی سرمایه بانکی، دلیل اصلی تاثیرگذاری سرمایه بانک‌ها بر قرض‌گیری از بازار بین‌بانکی را حداقل سرمایه قانونی بانک‌ها می‌داند. به دلیل الزامات قانونی سرمایه، یک بانک باید سقفی بر دارایی‌های خود قرار دهد و در نتیجه اعتبارات بانکی را محدود نماید. نسبت کفایت سرمایه که بر اساس معاهده بازل^۶ اهمیت

1. Pietrunti
2. Capital Channel
3. Holmstrom & Tirole
4. Moral Hazard
5. Van den Heuvel
6. Basel II

دوچندان یافته است و به‌طور بالقوه می‌تواند تأثیرات سرمایه بانک‌ها را بر قرض‌دهی شدیدتر کند، به شکل‌گیری مباحثاتی در خصوص تأثیر سقف قانونی این نسبت منجر شده است. همان‌طور که لاو^۱ (۲۰۰۲)، بوریو و همکاران^۲ (۲۰۰۱)، آلتمن و ساندرز^۳ (۲۰۰۱)، و گوودهارت و همکاران^۴ (۲۰۰۴)، همگی خاطر نشان می‌کنند، بدتر شدن شرایط اقتصادی نه‌تنها نسبت واقعی سرمایه بانک‌ها را از طریق تأثیر وام‌های نکول‌شده بر سرمایه بانک‌ها بدتر می‌کند، بلکه در مجموع دارایی‌های موزون‌شده به ریسک را افزایش می‌دهد. بانک‌ها در مواجهه با این دشواری‌ها مجبور می‌شوند به اهرم‌بندی دوباره دارایی‌ها و کاهش انواع مشخص دارایی‌هایشان مانند وام‌هایی که وزن ریسک آن‌ها بالاتر است اقدام نمایند. این موضوع اشاره دارد که کاهش در مقدار اعتباردهی به بنگاه‌ها و خانوار به نوبه خود رکود اولیه را تشدید می‌کند. در حال حاضر، ادبیات تجربی کافی مبتنی بر شبیه‌سازی در این خصوص وجود دارد. با این حال ژاکس^۵ (۲۰۰۸)، یک مدل نظری در این خصوص ارائه می‌دهد. همچنین دیب^۶ (۲۰۱۰)، به طراحی یک چارچوب اصطکاک مالی در اقتصاد آمریکا مبتنی بر مدل DSGE نئوکینزی می‌پردازد که در آن بخش بانکی و چارچوب ترازنامه‌ای آن برخلاف مدل BGG نقش فعالی در بروز پدیده شتاب‌دهنده مالی ایفا می‌کند. در این مدل، بخش بانکی شامل دو نوع از بانک‌ها می‌شود که در بازار بین‌بانکی به تعامل با هم می‌پردازند. بانک‌های پس‌انداز^۷ (سپرده‌پذیر) و بانک‌های قرض‌دهنده^۸ در مدل این پژوهش دارای قدرت انحصاری در تعیین نرخ‌های اسمی سپرده‌ها و نرخ‌های اسمی تسهیلات بانکی هستند. این بانک‌ها ترکیب دارایی‌های خود و نسبت‌های اهرمی را مشخص می‌کنند و می‌توانند به صورت درون‌زا کسری از قرض‌گیری‌های بین‌بانکی و عایدی پرداختی به سهامداران بانک را نکول نمایند. در مجموع، بر اساس مدل آن‌ها حضور یک بخش بانکی فعال موجب کاهش اثرات شوک‌های مالی و کاهش نوسانات اقتصاد کلان می‌گردد.

امروزه بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد دارند که چارچوب شتاب‌دهنده مالی به‌خوبی بسیاری از ارتباطات پایه‌ای کلان مالی بنیادین را به عنوان دلایل رکود بزرگ و بحران مالی سال ۲۰۰۸ توضیح می‌دهد. از پژوهش‌های داخلی مرتبط با مدلسازی بخش مالی در مدل‌های تعادل عمومی پویای

1. Lowe
2. Borio *et al.*
3. Altman & Saunders
4. Goodhart *et al.*
5. Jacques
6. Dib
7. Saving Banks
8. Lending Banks

تصادفی می‌توان به **فرزین‌وش و همکاران (۲۰۱۵)**، **شاه‌حسینی و بهرامی (۲۰۱۶)**، و **درگاهی و هادیان (۲۰۱۶)** اشاره نمود. **شاه‌حسینی و بهرامی (۲۰۱۶)**، اثر تکانه‌های نفتی، بهره‌وری، و پولی را بر متغیرهای کلان حقیقی و بخش مالی اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با احتساب بخش بانکی به عنوان واسطه مالی بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که ورود بخش بانکی در مدل DSGE، ارزیابی نوسانات اقتصاد کلان را بهبود می‌بخشد. همچنین، نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که حرکت متغیرهای بخش بانکی با ادوار تجاری ایران هم‌جهت است که امکان توضیح نقش بانک‌ها را به عنوان شتاب‌دهنده مالی و تبیین کانال انتقال پولی در اقتصاد ایران در این پژوهش فراهم کرده است. **فرزین‌وش و همکاران (۲۰۱۵)**، با بسط یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید (DSGE)، تاثیر تکانه‌های مالی (تکانه‌های دارایی کارآفرینان، نرخ بهره، و سرمایه‌گذاری) را بر نوسانات سرمایه‌گذاری و بازار کار در سه زمینه اقتصاد باز، در نظر گرفتن اصطکاک در بازار مالی، و بازار کار برای اقتصاد ایران بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که اصطکاک مالی در اثرگذاری این تکانه‌ها بر نوسانات بازار کار مهم است. همچنین **درگاهی و هادیان (۲۰۱۶)**، با در نظر گرفتن بخش بانکی و لحاظ ویژگی‌های آن، به بررسی اثر تکانه‌های بهره‌وری، مطالبات معوق، و انجماد دارایی‌ها از کانال ترازنامه بانک‌ها بر نوسانات اقتصادی می‌پردازند. نتایج آن‌ها حاکی از اثرپذیری ادوار تجاری اقتصاد ایران از ادوار مالی است.

معرفی مدل

همان‌گونه که گفته شد، الگوی این مطالعه بر پایه سازوکار شتاب‌دهنده مالی معرفی شده توسط **یاکوویلو (۲۰۰۵)**، و **مدل گرالی و همکاران (۲۰۱۰)** در چارچوب یک مدل DSGE نوکینزی است که در آن ترازنامه بنگاه‌ها و خانوارهای قرض‌گیرنده نقش فعالی در بروز پدیده شتاب‌دهنده مالی ایفا می‌کنند. همزمان با تفکیک خانوارها به دو بخش قرض‌گیرنده و پس‌اندازکننده، دو بازار اعتباری شامل وام‌های اعطایی به خانوار و وام‌های اعطایی به مشاغل وارد مدل می‌شوند. در این چارچوب، املاک و کالای مسکن علاوه بر حضور در تابع مطلوبیت خانوار قرض‌گیرنده، به عنوان وثیقه بانکی نیز نقش بازی می‌کند. از طرف دیگر، املاک وثیقه‌گذاری شده توسط بنگاه‌ها موجب اخذ اعتبار بانکی می‌شود.

خانوارها

فرض می‌شود که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است که می‌توان آن‌ها را به دو دسته خانوار پس‌اندازکننده (S) و خانوار غیرقرض‌گیرنده (b) تقسیم کرد. این دو دسته با نرخ ترجیح زمانی متفاوت و با ضرایب تنزیل ($\beta_b < \beta$) از هم متمایز می‌شوند. به این ترتیب که ضریب تنزیل خانوارهای قرض‌گیرنده که در مورد مصرف آینده کم‌تر صبور هستند، پایین‌تر از ضریب تنزیل خانوارهای پس‌اندازکننده که بیش‌تر صبور هستند، خواهد بود. این تمایز در نرخ ترجیح زمانی در اغلب مدل‌های اصطلاحات مالی مانند **یاکوویلو (۲۰۰۵)**، و **گرالی و همکاران (۲۰۱۰)** وجود دارد. به دلیل تفاوت در نرخ ترجیح زمانی، در وضعیت پایدار و همسایگی آن، خانوارهای غیرصبور قرض‌گیرنده همواره میل به قرض‌گیری دارند. فرض می‌کنیم هر دو نوع خانوارها جمعیت یکسانی دارند، به این معنا که در هر خانوار واحد به‌ازای یک عضو پس‌اندازکننده یک عضو قرض‌گیرنده وجود دارد.

خانوارهای پس‌اندازکننده

خانوار پس‌اندازکننده که آن را با اندیس (S) نشان می‌دهیم، با ضریب تنزیل β دارای تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای در رابطه (۱) است.

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln(C_t^S) + \theta_t^h \ln(H_t^S) - \frac{L_t^{S1+\eta}}{1+\eta} + \chi \ln\left(\frac{M_t^S}{P_t}\right) \right] \right\} \quad (1)$$

در این جا C_t^S ، L_t^S و H_t^S به‌ترتیب نشان‌دهنده کالای مصرفی، عرضه نیروی کار، و کالای مسکن خانوار پس‌اندازکننده است. ارزش واقعی پول نگهداری‌شده توسط خانوار پس‌اندازکننده است. همچنین در رابطه (۱)، پارامتر β نشان‌دهنده عامل تنزیل ذهنی خانوار پس‌اندازکننده است. پارامتر θ_t^h وزن مسکن در تابع مطلوبیت را نشان می‌دهد که بر مصرف خدمات مسکن تاثیرگذار است. این شوک به صورت فرایند خودرگرسیو مرتبه اول به صورت رابطه (۲ و ۳) مدل‌سازی می‌شود.

$$\theta_t^h = \rho_A \theta_{t-1}^h + \varepsilon_{\theta,t} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{\theta,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_{\theta}^2) \quad (3)$$

خانوار پس‌اندازکننده تابع مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه زیر بیشینه می‌کند.

$$C_t^S + \frac{M_t^S}{P_t} + P_t^h H_t^S + \frac{D_t^S}{P_t} + T_t^S \leq \frac{M_{t-1}^S}{P_t} + R_t^d \frac{D_{t-1}^S}{P_t} + (1 - \delta_H) P_{t-1}^h H_{t-1}^S + w_t^S L_t^S \quad (4)$$

در این جا w_t^S دستمزد واقعی دریافت‌شده و P_t^h قیمت واقعی مسکن نگهداری‌شده توسط خانوار

پس‌اندازکننده و δ_H نرخ استهلاک کالای مسکن است. خانوار با سپرده بانکی D_t^S بهره بانکی R_t^d را دریافت می‌کند. در نهایت، T خالص مالیات مقطوع و انتقالات رفاهی دولتی است. خانوار پس‌اندازکننده مقادیر $M_t^S, D_t^S, H_t^S, L_t^S, C_t^S$ را با در نظر گرفتن قیمت‌های نسبی و نرخ‌های بازدهی به گونه‌ای انتخاب می‌کند که تابع مطلوبیت با توجه به قید بودجه بیشینه شود. بنابراین، با در نظر گرفتن تابع لاگرانژ و ضریب لاگرانژ λ_t برای قید بودجه خانوار، می‌توان شرایط مرتبه اول را به‌دست آورد:

$$\mathcal{L} : E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln(C_t^S) + \vartheta_t^h \ln(H_t^S) - \frac{L_t^{S1+\eta}}{1+\eta} + \chi \ln\left(\frac{M_t^S}{P_t}\right) + \lambda_t \left(R_t^d \frac{D_{t-1}^S}{P_t} + \frac{M_{t-1}^S}{P_t} + (1 - \delta_H) P_t^h H_{t-1}^S + w_t^S L_t^S - C_t^S - \frac{M_t^S}{P_t} - P_t^h H_t^S - \frac{D_t^S}{P_t} - T_t^S \right) \right] \right\} \quad (5)$$

با بیشینه‌سازی تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای خانوار نسبت به قید بودجه شرایط مرتبه اول به صورت زیر به‌دست می‌آید. رابطه (۷) عرضه نیروی کار و رابطه (۸) معادله اوایل خانوار پس‌اندازکننده است. رابطه (۹)، تصمیم به تقاضای بین‌دوره‌ای مسکن و معادله (۱۰) تقاضای پول را نشان می‌دهد:

$$C_t^S : \frac{1}{C_t^S} = \lambda_t \quad (6)$$

$$L_t^S : L_t^{S\eta} = \frac{w_t}{C_t^S} \quad (7)$$

$$\frac{D_t}{P_t} : \frac{1}{C_t^S} = \beta E_t \left\{ \frac{R_t^d}{C_{t+1}^S} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} \quad (8)$$

$$H_t^S : \frac{P_t^h}{C_t^S} = \frac{\vartheta_t^h}{H_t^S} + \beta E_t \left\{ (1 - \delta_H) \frac{P_{t+1}^h}{C_{t+1}^S} \right\} \quad (9)$$

$$\frac{M_t^S}{P_t} : \frac{\chi}{M_t^S / P_t} = \frac{1}{C_t^S} - \beta E_t \left\{ \frac{1}{C_{t+1}^S} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} \quad (10)$$

خانوارهای قرض‌گیرنده

خانوار قرض‌گیرنده که آن را با اندیس (b) نشان می‌دهیم، با ضریب تنزیل β_b دارای تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای به صورت رابطه (۱۱) است.

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t \left[\ln(C_t^b) + \vartheta_t^h \ln(H_t^b) - \frac{L_t^{b1+\eta}}{1+\eta} + \chi \ln\left(\frac{M_t^b}{P_t}\right) \right] \right\} \quad (11)$$

این تابع مشابه تابع مطلوبیت خانوار پس‌اندازکننده تعریف می‌شود و پارامتر ϑ_t^h شوک تقاضای مسکن نیز که بر مطلوبیت مصرف خدمات مسکن تاثیرگذار است، مشابه قبلی به صورت فرایند خودرگرسیو مرتبه اول مدلسازی می‌شود. خانوار قرض‌گیرنده تابع مطلوبیت خود را نسبت به قید بودجه و قید محدودیت قرض‌گیری بیشینه می‌کند. قید بودجه این خانوار مشابه خانوار صبور است.

در این تابع متغیر B_t^b مقدار تسهیلات اخذشده در قبال نرخ بهره R_t است.

$$C_t^b + \frac{M_t^b}{P_t} + P_t^h H_t^b + R_t \frac{B_{t-1}^b}{P_t} + T_t^b \leq \frac{B_t^b}{P_t} + \frac{M_{t-1}^b}{P_t} + (1 - \delta_H) P_{t-1}^h H_{t-1}^b + w_t^b L_t^b \quad (12)$$

از سوی دیگر، خانوارهای قرض‌گیرنده بنا به ویژگی خود در هر دوره تمایل به قرض‌گیری از واسطه‌های مالی بر اساس وثایق ملکی دارند که وابسته به قیمت املاک (مسکن و ساختمان) است. با توجه به میل خانوار قرض‌گیرنده به قرض‌گیری، احتمال نکول اعتبارات بالا می‌رود. بنابراین، با توجه به این‌که در صورت نکول اعتبارات این نوع از خانوارها هزینه‌هایی به واسطه‌های مالی تحمیل می‌شود، واسطه‌های مالی می‌کوشند محدودیتی در اعطای وام بانکی برای این خانوارها در نظر بگیرند. مشابه مدل کیوتاکو و مور (۱۹۹۷) و یاکوویلو (۲۰۰۵)، این محدودیت برای این نوع از خانوارهای قرض‌گیرنده غیرصبور و کارآفرینان اعمال می‌شود. می‌توان فرض کرد که واسطه‌های مالی در صورت نکول قرض‌گیرنده نسبت $(1 - m^b)$ را از ارزش وثایق هزینه می‌کنند تا وثایق را تملک کنند. در این‌جا $m^b \in (1/0)$ نشان‌دهنده نسبت وام به ارزش خالص^۱ قرض‌گیرنده در وضعیت پایدار است. بنابراین، سقف اعتبارات اعطایی به خانوارهای مزبور معادل $m^b E_t(P_{t+1}^h H_{t+1}^b \pi_{t+1} / R_t)$ خواهد بود.

$$\frac{B_t^b}{P_t} \leq m^b E_t(P_{t+1}^h H_{t+1}^b \pi_{t+1} / R_t) \quad (13)$$

با در نظر گرفتن تابع لاگرانژ و ضریب لاگرانژ λ_t برای قید بودجه خانوار می‌توان شرایط مرتبه اول را به‌دست آورد. در این‌جا μ_t^b ارزش سایه محدودیت قرض‌گیری در زمان t است.

$$\begin{aligned} \mathcal{L} : E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^b \left[\ln(C_t^b) + \theta_t^h \ln(H_t^b) - \frac{L_t^{b^{1+\eta}}}{1+\eta} + \chi \ln\left(\frac{M_t^b}{P_t}\right) \right. \right. \\ \left. \left. + \lambda_t \left(\frac{B_t^b}{P_t} + \frac{M_{t-1}^b}{P_t} + (1 - \delta_H) P_{t-1}^h H_{t-1}^b + w_t^b L_t^b - C_t^b - \frac{M_t^b}{P_t} - P_t^h H_t^b - R_{t-1} \frac{B_{t-1}^b}{P_t} - T_t^b \right) \right] \right. \\ \left. + \mu_t^b \left(m^b P_{t+1}^h H_{t+1}^b \pi_{t+1} - R_t \frac{B_t^b}{P_t} \right) \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

بنابراین، شرایط مرتبه اول برای خانوار قرض‌گیرنده نسبت به قید بودجه و محدودیت قرض‌گیری با وثایق برای متغیرهای نیروی کار (۱۵)، مانده پول (۱۶)، تسهیلات بانکی (۱۷)، و تقاضای مسکن (۱۸) به‌ترتیب ارائه می‌شود.

$$L_t^b : L_t^{b^\eta} = \frac{w_t}{C_t^b} \quad (15)$$

$$\frac{M_t^b}{P_t} : \frac{\chi}{M_t^b/P_t} = \frac{1}{C_t^b} - \beta E_t \left\{ \frac{1}{C_{t+1}^b} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} \quad (۱۶)$$

$$\frac{B_t^b}{P_t} : \frac{1}{C_t^b} = \beta_b E_t \left\{ \frac{R_t}{C_{t+1}^b} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} + \mu_t^b R_t \quad (۱۷)$$

$$H_t^b : \frac{P_t^h}{C_t^b} = \frac{\vartheta_t^h}{H_t^b} + E_t \left\{ (1 - \delta_H) \beta_b \frac{P_{t+1}^h}{C_{t+1}^b} + \frac{\mu_t^b m^b P_{t+1}^h P_{t+1}}{P_t} \right\} \quad (۱۸)$$

بناگاه کارآفرین

در این مدل، تولیدکنندگان کارآفرین تولید کالای واسطه‌ای را بر عهده دارند. آن‌ها برای این کار از سرمایه تولیدشده در پایان هر دوره، نیروی کار عرضه‌شده توسط خانوارهای پس‌اندازکننده و خانوارهای قرض‌گیرنده، و همچنین دارایی‌های ثابت مسکن و ساختمان استفاده می‌کنند. فناوری تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و به فرم تابع تولید کابداگلاس به صورت رابطه (۱۹) نوشته می‌شود.

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\sigma H_{t-1}^v L_t^s \alpha^{(1-\sigma-v)} L_t^{b(1-\alpha)(1-\sigma-v)} \quad (۱۹)$$

که در آن شوک بهره‌وری به صورت رابطه (۲۰ و ۲۱) خواهد بود:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \quad (۲۰)$$

$$\varepsilon_{A,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_A^2) \quad (۲۱)$$

در رابطه (۲۰)، $\bar{A}$ سطح باثبات بهره‌وری است. با فرض این‌که تولیدکننده کارآفرین کالای خود را به خرده‌فروشان می‌فروشد، $mc_t = \frac{1}{X_t}$ قیمت نسبی کالای فروشرفته توسط کارآفرین (کالای عمده‌فروشی) خواهد بود که در آن $X_t \equiv P_t/P_t^w$ مارک‌آپ ناخالص کالای نهایی بر کالای واسطه‌ای تولیدشده توسط کارآفرین است. از طرف دیگر، با توجه به تولید نهایی عامل سرمایه، Z_t به عنوان هزینه پرداخت‌شده به عامل سرمایه به صورت رابطه (۲۲) تشریح می‌شود:

$$Z_t = \frac{\alpha Y_t}{X_t K_{t-1}} \quad (۲۲)$$

مسئله بهینه‌سازی بین‌دوره‌ای کارآفرین عبارت است از به بیشینه رسانیدن مطلوبیت:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \ln C_t \quad (۲۳)$$

که در آن عامل تنزیل ذهنی کارآفرین کمتر از خانوار صبور است ($\gamma < \beta$). کارآفرینان تابع مطلوبیت خویش را با توجه به قید بودجه و قید محدودیت وثیقه‌گذاری بیشینه می‌کنند. قید بودجه کارآفرین عبارت است از:

$$C_t + P_t^h H_t + R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} + w_t^s L_t^s + w_t^b L_t^b + I_t + \xi_{Kt} + \xi_{Ht} \leq Y_t/X_t + (1 - \delta_H) P_t^h H_{t-1} + \frac{B_t}{P_t} \quad (24)$$

که در آن I_t جریان سرمایه‌گذاری بنگاه با توجه به ضریب استهلاک سرمایه δ عبارت است از:

$$I_t = K_t - (1 - \delta) K_{t-1} \quad (25)$$

در قید بودجه هزینه‌های تعدیل سرمایه و موجودی املاک به ترتیب با ξ_{Kt} و ξ_{Ht} نشان داده می‌شود که عبارت‌اند از:

$$\xi_{Kt} = \frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1} \quad (26)$$

$$\xi_{Ht} = \frac{\psi_H}{2\delta} \left(\frac{H_t - H_{t-1}}{H_{t-1}} \right)^2 H_{t-1} \quad (27)$$

واسطه‌های مالی در مواجهه با تقاضای قرض‌گیری بنگاه کارآفرین، که با استفاده از وثایق ملکی خود تقاضای اخذ وام دارند، محدودیت اعطای وام را اعمال می‌کنند. مشابه حالت خانوار قرض‌گیرنده، فرض می‌شود که واسطه‌های مالی در صورت نکول کارآفرین نسبت $(1 - m)$ را از ارزش وثایق هزینه می‌کنند تا وثایق را تملک کنند. بنابراین، سقف اعتبارات اعطایی به بنگاه‌های کارآفرین معادل $mE_t(P_{t+1}^h H_t \pi_{t+1}/R_t)$ خواهد بود. پس قید محدودیت قرض‌گیری بنگاه عبارت است از:

$$\frac{B_t}{P_t} \leq mE_t(P_{t+1}^h H_t \pi_{t+1}/R_t) \quad (28)$$

با در نظر گرفتن تابع لاگرانژ و ضریب لاگرانژ λ_t برای قید بودجه بنگاه می‌توان شرایط مرتبه اول را به دست آورد. در این جا μ_t^b ارزش سایه محدودیت قرض‌گیری در زمان t است. در این جا u_t ارزش سایه محدودیت سرمایه‌گذاری در زمان t است.

$$\begin{aligned} \mathcal{L} : E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \left[\ln \left(Y_t/X_t + (1 - \delta_H) P_t^h H_{t-1} + \frac{B_t}{P_t} - P_t^h H_t - R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} - w_t^s L_t^s - w_t^b L_t^b - I_t - \xi_{Kt} - \xi_{Ht} \right) \right. \right. \\ \left. \left. + \lambda_t \left(Y_t/X_t + (1 - \delta_H) P_t^h H_{t-1} + \frac{B_t}{P_t} - C_t - P_t^h H_t - R_{t-1} \frac{B_{t-1}}{P_t} - w_t^s L_t^s - w_t^b L_t^b - I_t - \xi_{Kt} - \xi_{Ht} \right) \right] \right. \\ \left. + \mu_t \left(m P_{t+1}^h H_t \pi_{t+1} - R_t \frac{B_t}{P_t} \right) + u_t (K_t - (1 - \delta) K_{t-1} - I_t) \right\} \quad (29) \end{aligned}$$

شرایط مرتبه اول برای بنگاه کارآفرین نسبت به قید بودجه و محدودیت قرض‌گیری با وثایق برای متغیرهای تسهیلات بانکی (۳۰)، سرمایه‌گذاری (۳۱)، سرمایه ثابت (۳۲)، تقاضای مسکن (۳۳)، نیروی کار خانوار سپرده‌گذار (۳۴)، و نیروی کار خانوار قرض‌گیرنده (۳۵) به ترتیب ارائه می‌شود.

$$\frac{B_t}{P_t} : \frac{1}{C_t} = \gamma E_t \left\{ \frac{R_t}{C_{t+1}} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} + \mu_t R_t \quad (30)$$

$$I_t : u_t = \frac{1}{C_t} \left(1 + \frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right) \right) \quad (31)$$

$$K_t : u_t = \gamma \frac{1}{C_{t+1}} \left(\frac{\psi_K}{\delta} \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t-1}} - \delta \right) \frac{I_{t+1}}{K_t} - \frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 \right) + \gamma E_t \left(\frac{Y_{t+1}}{C_{t+1} X_{t+1} K_t} + u_{t+1} (1 - \delta) \right) \quad (32)$$

$$H_t : \frac{P_t^h}{c_t} = E_t \left(\frac{\gamma}{C_{t+1}} \left(v \frac{Y_{t+1}}{X_{t+1} H_t} + (1 - \delta_H) P_{t+1}^h \right) + \mu_t m \pi_{t+1} P_{t+1}^h \right) \quad (33)$$

$$L_t^S : w_t^S = \frac{\alpha(1-\sigma-\nu)Y_t}{X_t L_t^S} \quad (34)$$

$$L_t^b : w_t^S = \frac{(1-\alpha)(1-\sigma-\nu)Y_t}{X_t L_t^b} \quad (35)$$

در این جا μ_t ارزش سایه محدودیت قرض گیری در زمان t است. معادله (۳۰)، شرایط بهینه تصمیم به قرض گیری و مصرف بین دوره‌ای را نشان می‌دهد. ترکیب معادلات (۳۱) و (۳۲)، بیانگر تصمیم بهینه برای سرمایه‌گذاری و مصرف بین دوره‌ای است. معادله (۳۳)، تصمیم بهینه برای خرید مسکن یا مصرف بین دوره‌ای است و معادلات (۳۴) و (۳۵)، تقاضای نیروی کار دو نوع خانوار است. با توجه به در نظر گرفتن هزینه‌ای معادل نسبت $(1-m)$ از ارزش وثایق برای تملک وثایق، در معادله (۳۳)، تعیین مقدار m درجه تعدیل لازم را به منظور کنترل اثر شتاب‌دهنده مالی در اختیار ما قرار می‌دهد. در پژوهش حاضر مشابه الگوی **یاکوویلو (۲۰۰۵)**، مقدار m معادل مقدار وضعیت پایدار نسبت وام به ارزش اسمی وثایق و مطابق دستورالعمل‌های بانک مرکزی کالیبره می‌شود.

تولیدکننده خرده‌فروش

تعداد زیادی از خرده‌فروشان در بازار رقابت انحصاری وجود دارند که به یک نرمال می‌شوند. تولیدکننده خرده‌فروش نام کالای واسطه‌ای را می‌خرد و آن را در یک بازار رقابت انحصاری تبدیل به کالای نهایی $Y_t(i)$ می‌کند. کالای نهایی قابل استفاده Y_t به صورت ترکیبی از کالاهای خرده‌فروشی خواهد بود:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (36)$$

که در آن ϵ کشش جانشینی میان کالاهای نهایی تولید شده است. با فرض قیمتگذاری $P_t(i)$ به عنوان قیمت اسمی کالای نام، برای کمینه کردن هزینه خانوار شاخص قیمت P_t به صورت رابطه (۳۷) خواهد بود:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\epsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (37)$$

با حل مسئله کمینه‌سازی تابع هزینه، تابع تقاضایی که هر تولیدکننده با آن مواجه است برابر است با:

$$Y_t(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\epsilon} Y_t \quad (38)$$

برای در نظر گرفتن اثر چسبندگی قیمتی، مطابق کالوو^۱ (۱۹۸۳)، در هر دوره تنها $(1 - \theta)$ درصد از کل بنگاه‌ها قیمت خود را تعدیل می‌کنند و نسبت θ از کل بنگاه‌ها تعدیل قیمتی نخواهند داشت. پارامتر معیاری از درجه چسبندگی اسمی است، به این معنا که یک بالاتر نشانگر این است که بنگاه‌های کم‌تری در هر دوره تعدیل می‌شوند و زمان انتظاری میان تغییرات طولانی‌تر است. مسئله قیمتگذاری در این بازار شامل انتخاب $P_t(i)$ برای بیشینه‌سازی تابع (۳۹) است:

$$\max_p E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \Delta_{t,t+k} \left(\left(\frac{P_t(i)}{P_{t+k}} \right) Y_{t+k}(i) - mc_{t+k}(i) Y_{t+k}(i) \right) \right] \quad (39)$$

که در آن $\Delta_{t,t+k} = \beta^k \frac{C_t}{C_{t+k}}$ و mc_t هزینه نهایی اسمی در دوره t است. در ادامه، با جایگذاری

$Y_{t+k}(i)$ برای به‌دست آوردن P_t^* تابع (۴۰) بیشینه‌سازی می‌شود:

$$\max_{P_t^*} E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \Delta_{t,t+k} \left(\left(\frac{P_t^*(i)}{P_{t+k}} \right)^{1-\epsilon} - mc_{t+k}(i) \left(\frac{P_t^*(i)}{P_{t+k}} \right)^{-\epsilon} \right) Y_{t+k} \right] \quad (40)$$

بنابراین خواهیم داشت:

$$P_t^*(i) = \frac{\epsilon}{1-\epsilon} \frac{E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \Delta_{t,t+k} (mc_{t+k}(i) Y_{t+k}(i)) / P_{t+k} \right]}{E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \Delta_{t,t+k} (Y_{t+k}(i)) / P_{t+k} \right]} \quad (41)$$

قیمت متوسط در دوره t عبارت است از:

$$P_t = [\theta P_t^{1-\epsilon} + (1 - \theta)(P_t^*)^{1-\epsilon}]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (42)$$

پس از خطی‌سازی و ترکیب شرایط بهینه با پویایی‌های قیمتی، با فرض $\pi = 1$ در شرایط یکنواخت، منحنی فلیپس نئوکینزین را می‌توان به صورت رابطه (۴۳) نوشت:

$$\tilde{\pi}_t = \beta E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\alpha} \tilde{mc}_t + \varepsilon_x \quad (43)$$

بانک‌های تجاری

در این مدل بانک‌های تجاری به عنوان واسطه مالی با استفاده از ترکیب سپرده‌ها D_t و سرمایه بانکی K_t^{ba} در سمت چپ ترازنامه به اعطای تسهیلات به خانوارهای قرض‌گیرنده B_t^b و بنگاه‌های کارآفرین B_t می‌پردازند. هزینه فعالیت بانکی مشابه مدل **گرالی و همکاران (۲۰۱۰)** به موقعیت سرمایه بانک‌ها مرتبط می‌شود. در این جا بانک‌ها با تابع هزینه تعدیل سرمایه درجه دوم مواجه هستند و به‌ازای اختلافی که بین نسبت سرمایه به تسهیلات بانک $\left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b + B_t}\right)$ و مقدار بهینه (v^b) این نسبت ایجاد می‌شود، مقدار هزینه تعدیل سرمایه مزبور افزایش می‌یابد. نسبت مزبور می‌تواند به عنوان شاخصی از نسبت کفایت سرمایه محسوب شود. تابع سود بانک‌ها عبارت است از:

$$\Pi_t = R(B_t^b + B_t) - R^d D_t - \frac{\phi}{2} \left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b + B_t} - v^b \right)^2 (B_t^b + B_t) \quad (44)$$

$$\tilde{K}_t^{ba} = \rho_k \tilde{K}_{t-1}^{ba} + \varepsilon_{k,t} \quad (45)$$

که بانک‌ها می‌کوشند آن را با توجه به قید ترازنامه‌ای خود بیشینه کنند:

$$B_t^b + B_t = D_t + K_t^{ba} \quad (46)$$

از بهینه‌سازی تابع هدف بانک‌های تجاری نسبت به قید ترازنامه رابطه نرخ بهره سپرده و نرخ بهره تسهیلات بانک به‌دست می‌آید که رابطه مذکور متناسب با مقدار شاخص نسبت کفایت سرمایه تغییر می‌کند.

$$R = R^d - \phi \left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b + B_t} \right) \left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b + B_t} - v^b \right) \quad (47)$$

سیاستگذار پولی

بر اساس مباحثی که در فصل پیشین ارائه شد و همچنین برخی از مطالعات مربوط به ادبیات سیاست پولی در ایران (Tavakolian, 2012)، در این جا قاعده نرخ رشد حجم پول به عنوان قاعده سیاستی در نظر گرفته می‌شود. مطابق رابطه μ_t به عنوان نرخ رشد حجم پول اسمی و m_t حجم پول واقعی است.

$$\mu_t = \frac{m_t}{m_{t-1}} \pi_t \quad (48)$$

در این رابطه μ_t نرخ رشد حجم پول اسمی و سطح مانای بلندمدت نرخ رشد حجم پول را نشان می‌دهد. θ_π و θ_y به ترتیب ضریب اهمیتی است که سیاستگذار پولی برای شکاف تورم و تولید می‌دهد.

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \theta_\pi \pi_t + \theta_y y_t + \varepsilon_{mon} \quad (49)$$

دولت

نقش دولت به عنوان سیاستگذار مالی در مدل حاضر لحاظ شده است. قید بودجه دولت به نحوی تعریف می‌شود که در آن مصارف شامل مخارج دولت g_t است. همچنین، منابع درآمدی دولت شامل مجموع درآمدهای مالیاتی T_t ، صادرات نفت به خارج از کشور Oil_t ، و خلق پول است.

$$P_t g_t = T_t + Oil_t + \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (50)$$

همچنین فرض می‌شود که درآمدهای نفتی از فرایند $AR(1)$ مطابق الگوهای زیر پیروی می‌کنند:

$$Oil_t = \rho_o Oil_{t-1} + \varepsilon_o \quad (51)$$

در این جا مالیات‌ها شامل دو بخش مالیات بر ارزش افزوده و مالیات بر درآمد است که به صورت رابطه (52) تشریح می‌شود:

$$T_t = \tau_c C_t + \tau_y y_t \quad (52)$$

شرط تسویه بازار

در بازار کالاهای نهایی، شرط تعادل برابری عرضه کل و تقاضا به صورت رابطه (53) است:

$$y_t + Oil_t = c_t^s + c_t^b + c_t + I_t + g_t \quad (53)$$

در این رابطه مجموع تولید کالاهای نهایی غیرنفتی و نفتی با مجموع مصرف خانوار صبور، مصرف خانوار غیرصبور، مصرف کارآفرین، سرمایه‌گذاری کل، و مخارج دولتی برابر است. در مدل ارائه شده در این بخش، منشأ وجود اثر شتاب‌دهنده مالی، وجود اصطکاک مالی ناشی از قید وثیقه‌گیری برای بنگاه کارآفرین و خانوار قرض‌گیرنده است. این موضوع موجب جیره‌بندی اعتبارات بر اساس قیمت وثایق ملکی خواهد شد. محدودیت قرض‌گیری با استانداردها و معیارهای حاکم بر اعطای اعتبار بانکی کشور ایران که مقدار اعتبار را محدود به کسری از وثایق می‌کند، سازگار است. در حالت حدی چنانچه ضریب $(m = m_b = 1)$ قرار داده شود، اثر محدودیت وثایق و متعاقب آن اثر اصطکاک مالی از مدل حذف می‌شود و در حالت حدی $(m = m_b = 0)$ شاهد هستیم که اثر اصطکاک مالی بیشینه می‌شود. مدل حاضر این امکان را در اختیار می‌گذارد که ضمن مشاهده اثر شوک‌هایی مانند شوک پولی یا شوک فناوری به مدل، پاسخ متغیرهای اقتصاد کلان همچون مصرف، تولید، و تورم را در سناریوهای مختلف با درجات متفاوت اصطکاک مالی بررسی کنیم. بنابراین، لزوم توجه سیاستگذار پولی به وجود پدیده شتاب‌دهنده مالی و به‌طور خاص نوسان قیمت دارایی‌ها (مسکن و ساختمان) با حل مدل و تحلیل نتایج آن مشخص می‌شود.

نتایج برآورد مدل

در حل مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی پس از بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی با توجه به قیدهای مربوطه، مقادیر متغیرها در وضعیت پایدار بررسی می‌شود و سپس انحراف معیار آن‌ها از این مسیر در صورت وارد شدن شوک‌های مختلف به مدل ارزیابی می‌شود. فرض اولیه در استخراج مقدار متغیرها در وضعیت تعادل پایدار، فرض مشابه و همسان بودن کلیه فعالان هر بخش، اعم از خانوارها، بنگاه‌های کارآفرین، و بنگاه‌های خرده‌فروشی است. مدل حاضر دارای ۲۴ معادله و ۲۴ مجهول است که پس از به‌دست آوردن مقادیر مانای کلیه متغیرها در سیستم معادلات معرفی شده در مدل، حل آن مورد توجه قرار می‌گیرد. از آن‌جا که مدل مورد استفاده در این پژوهش خطی است، ابتدا لگاریتم-خطی‌سازی معادلات مدل مورد توجه قرار می‌گیرد. پس از آن، از روش تخمین بیزین برای تخمین برخی پارامترها استفاده می‌شود. حل مدل و ترسیم اشکال توابع واکنش آنی در محیط MATLAB و با استفاده از نرم‌افزار داینار انجام می‌شود. در این میان برای مقداردهی برخی ضرایب و پارامترهای مدل از مطالعات و مشاهدات پژوهش استفاده می‌شود. در نهایت، پس از استفاده از پارامترهای کالیبره‌شده و توزیع‌های مناسب پیشین برای پارامترهای تخمین‌زده‌شده، اهداف پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

کالیبراسیون و برآورد الگوی مدل

کالیبراسیون یکی از مهم‌ترین مراحل ارزیابی تجربی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در مکاتب ادوار تجاری حقیقی و نئوکینزی است که مبتنی بر مقداردهی پارامترهای الگو بر اساس مطالعات موجود در موضوع و محاسبه است. رویکرد تلفیقی به معنای کاربرد ترکیبی از کالیبراسیون و برآورد برخی از پارامترهای مدل که با استفاده از تکنیک بیزی تخمین زده می‌شوند، دارای مزیت انطباق بهتر نتایج مدل با شرایط واقعی اقتصاد است. پس از به‌دست آوردن سیستم معادلات خطی بخش قبل، در این بخش کالیبراسیون مدل مد نظر قرار می‌گیرد. با توجه به این‌که پژوهش حاضر در کشور ایران و با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در فاصله زمانی خرداد ۱۳۸۸ تا خرداد ۱۳۹۹ انجام می‌گیرد، پارامترها و ضرایب مدل باید به‌گونه‌ای کالیبره شوند که همزمان با برقراری فروض نظری اقتصادی با روند متغیرهای اقتصادی ایران همخوانی داشته باشند. بنابراین، برای کالیبراسیون پارامترها و ضرایب مدل علاوه بر مطالعات خارجی از برخی مطالعات پیشین در کشور ایران نیز

استفاده می‌شود. برای مثال، ارزیابی‌هایی متفاوتی از ضریب تنزیل برای کشور ایران وجود دارد مانند پژوهش **کاوند (۱۳۸۸)** که ضریب تنزیل ۰/۹۷ برآورد شده است. در این جا با توجه به این که خانوارها به دو دسته صبور و غیرصبور تقسیم شده‌اند، فرض می‌شود که ضریب تنزیل این دو دسته با فاصله برابر بین ضریب تنزیل اشاره شده معادل ۰/۹۹ و ۰/۹۵ باشد که با **یاکوویلو (۲۰۰۵)** نیز منطبق است. **جدول (۱)**، به معرفی و مقداردهی پارامترهای مدل به همراه منابع مورد استناد اختصاص دارد.

جدول ۱: مقادیر پارامترهای مدل

پارامتر	تعریف	مقدار	منبع	پارامتر	تعریف	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت خانوار سپرده‌گذار	۰/۹۹	یاکوویلو (۲۰۰۵)	δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	امینی و حاجی محمد (۱۳۸۴)
β_b	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت خانوار قرض‌گیرنده	۰/۹۵	یاکوویلو (۲۰۰۵)	O/G	نسبت درآمد نفتی دولت به هزینه دولت	۰/۱۰۶	محاسبه‌های مدل
γ	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت کارآفرین	۰/۹۸	یاکوویلو (۲۰۰۵)	T/G	نسبت مالیات به هزینه دولت	۰/۴	محاسبه‌های مدل
ϑ^h	وزن مسکن در تابع مطلوبیت خانوار	۰/۲	گرالی و همکاران (۲۰۱۰)	G/Y	نسبت هزینه دولت به تولید	۰/۱۷	محاسبه‌های مدل
τ_c	نرخ مالیات بر مصرف	۰/۰۹	محاسبه‌های مدل	O/Y	نسبت درآمد نفتی به تولید	۰/۰۱۸	محاسبه‌های مدل
τ_y	نرخ مالیات بر درآمد	۰/۱۵	محاسبه‌های مدل	ψ_K	پارامتر تعدیل سرمایه	۸/۶	احمدیان (۲۰۱۶)
X	نرخ مارک‌آپ	۱/۲۷۹	فخرحسینی و همکاران (۲۰۱۲)	ν	سهم مسکن و ساختمان در تابع تولید	۰/۰۳	یاکوویلو (۲۰۰۵)
M/G	نسبت نقدینگی به هزینه دولت	۶/۰۲	محاسبه‌های مدل	η	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۱۷	طایی (۲۰۰۷)
m	شاخص وام به ارزش خالص املاک وثیقه‌ای کارآفرین (ضریب شتاب‌دهنده مالی کارآفرین)	۰/۳۵	دستورالعمل اجرای وثایق و تضمین‌ها و محاسبه‌های مدل	m^b	شاخص وام به ارزش خالص املاک وثیقه‌ای خانوار قرض‌گیرنده (ضریب شتاب‌دهنده مالی خانوار)	۰/۳۷	دستورالعمل اجرای وثایق و تضمین‌ها و محاسبه‌های مدل
ν^b	نسبت بهینه سرمایه به دارایی بانک	۰/۰۸	دستورالعمل نسبت کفایت سرمایه	$\frac{K^{ba}}{B^b + B}$	نسبت سرمایه به تسهیلات بانک‌ها	۰/۰۲۵	محاسبه‌های مدل

برای برآورد سایر پارامترهای الگو از روش بیزی و الگوریتم متروپولیس - هستینگز^۱ استفاده می‌شود. تخمین بیزی مبتنی بر تابع بیشینه‌سازی راست‌نمایی مربوط به سیستم تعادل عمومی پویای تصادفی است. در چارچوب تخمین بیزی، پارامترها به عنوان متغیرهای تصادفی در نظر گرفته می‌شوند و از این‌رو، هدف از تخمین بیزین ایجاد جملات احتمالی شرطی در مورد پارامترهاست. مشروط به ساختار مدل، داده‌های مشاهده‌شده و توزیع پیشین برای پارامترها مشخص می‌شود. سپس از دو مورد اول برای تشکیل یک تابع احتمال استفاده می‌شود و با کمک توزیع پیشین با استفاده از قانون بیز، توزیع پسین به دست می‌آید. در اغلب مدل‌های DSGE نئوکینزی برآورد پارامترهای کلیدی با استفاده از توزیع پیشین صورت می‌گیرد. بزرگ‌ترین مزیت استفاده از توزیع پیشین بکارگیری اطلاعات مطالعات قبلی برای منطقی کردن تخمین است و ما را از انجام آزمون‌های جدید برای تأیید تخمین بی‌نیاز می‌کند.

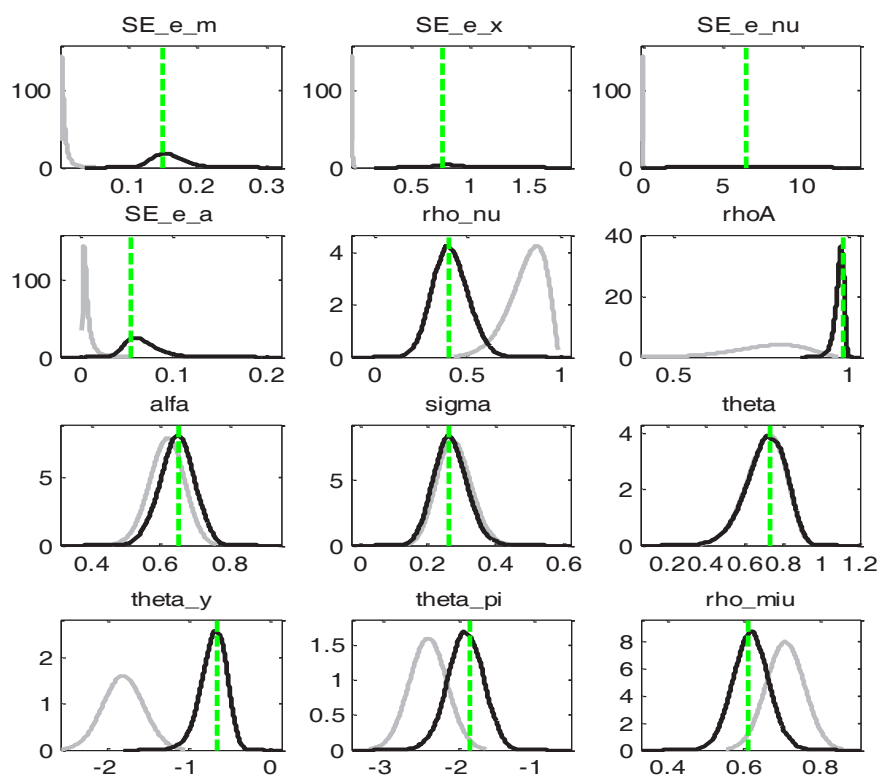
برای تعیین مشخصات پیشین پارامترها وجود اطلاعات زیادی لازم است و این موضوع به این خاطر است که غیر از مقدار متوسط انتظاری پارامترها، توزیع پیشین پارامترها نیز مهم است. در این‌جا با استفاده از مقالات اخیر داخلی و خارجی برای تخمین مدل‌های مشابه و با استفاده از اطلاعات قبلی، از توزیع‌های متفاوتی برای مقادیر پارامتری استفاده می‌شود. بدین شرح که از توزیع گامای معکوس برای مقادیر پارامترهایی که باید با حد پایین صفر محدود شوند و از نظر مقداری به نسبت کوچک باشند، استفاده می‌شوند. این توزیع بیش‌تر برای توزیع انحراف استاندارد شوک‌ها اختصاص داده شده است. توزیع بتا برای پارامترهایی است که بین صفر تا یک محدود هستند و توزیع نرمال برای مقادیر پارامترهایی با مقادیر مثبت و منفی استفاده می‌شود. همان‌طور که در **جدول (۲)** نشان داده می‌شود، برای پارامترهایی چون ضریب خودرگرسیون تقاضای مسکن، ضریب خودرگرسیون بهره‌وری، سهم سرمایه در تولید، و ضریب چسبندگی قیمت‌ها توزیع بتا در نظر گرفته شده است. پارامترهایی همچون ضریب اهمیت تورم در تابع واکنش سیاست پولی، ضریب اهمیت تولید در تابع واکنش سیاست پولی، و ضریب خودرگرسیون سیاست پولی پیروی می‌کنند. کلیه پارامترهای خطای استاندارد همچون خطای استاندارد تکانه پولی و خطای استاندارد تکانه بهره‌وری توزیع گامای معکوس دارند. پس از انجام تخمین، مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین پارامترهای مورد نظر بر اساس سری زمانی متغیرهای انتخابی اقتصاد ایران و توزیع‌های انتخاب‌شده برای پارامترها به دست می‌آید.

جدول ۲: نتایج برآورد پارامترهای مدل

پارامتر	توزیع	توزیع پیشین		توزیع پسین	
		انحراف میانگین معیار	فاصله اطمینان	انحراف میانگین معیار	انحراف میانگین معیار
ضریب خودرگرسیون تقاضای مسکن	ρ_{θ}	بتا	۰/۸۲	۰/۱	۰/۲۸۵
ضریب خودرگرسیون بهره‌وری	ρ_a	بتا	۰/۷۷	۰/۱	۰/۹۵۷۵
سهم سرمایه در تولید	σ	بتا	۰/۲۸	۰/۰۵	۰/۱۷۴۸
ضریب سهم نیروی کار خانوار پس‌اندازکننده	α	بتا	۰/۶۲	۰/۰۵	۰/۵۶۱۸
احتمال ثابت ماندن قیمت‌ها	θ	بتا	۰/۷۱	۰/۱	۰/۵۹۴۷
ضریب اهمیت تورم در تابع واکنش سیاست پولی	θ_{π}	نرمال	-۲/۴	۰/۲۵	-۲/۳۱۵
ضریب اهمیت تولید در تابع واکنش سیاست پولی	θ_y	نرمال	-۱/۸	۰/۲۵	-۰/۸۵۱
ضریب خودرگرسیون سیاست پولی	ρ_{μ}	نرمال	۰/۷۱	۰/۰۵	۰/۶۸۷۳
خطای استاندارد تکانه پولی	ε_{mon}	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۱۱۳۸
خطای استاندارد تکانه Cost Push	ε_x	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۷۲۸۷
خطای استاندارد تکانه ترجیحات مسکن	ε_{θ}	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۴/۵۷۱۶
خطای استاندارد تکانه بهره‌وری	ε_A	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۴۴۳

شکل (۱)، توزیع‌های پسین و پیشین پارامترها را نمایش می‌دهد. توزیع‌های پسین تخمین زده‌شده شکل متعارف خود را دارند و مد آن‌ها به‌درستی تعیین شده است. چنانچه در تخمین بیزی اطلاعات پیشین کاملاً دقیق باشند، چگالی پسین پارامترها معادل چگالی پیشین آن‌ها می‌شود و تابع درست‌نمایی اطلاعاتی بیش از اطلاعات موجود ندارد. در غیر این صورت، روش تخمین بیزی تبدیل

به برآورد بیشینه درست‌نمایی می‌شود. در حالت بینابینی، رویکرد بیزی روشی بین کالیبراسیون و بیشینه درست‌نمایی خواهد بود که در آن، چگالی پسین میانگین وزنی از چگالی پیشین و تابع درست‌نمایی است (Hamilton, 1994).



شکل ۱: چگالی پسین و پیشین پارامترها بر پایه الگوریتم متروپولیس - هستینگز

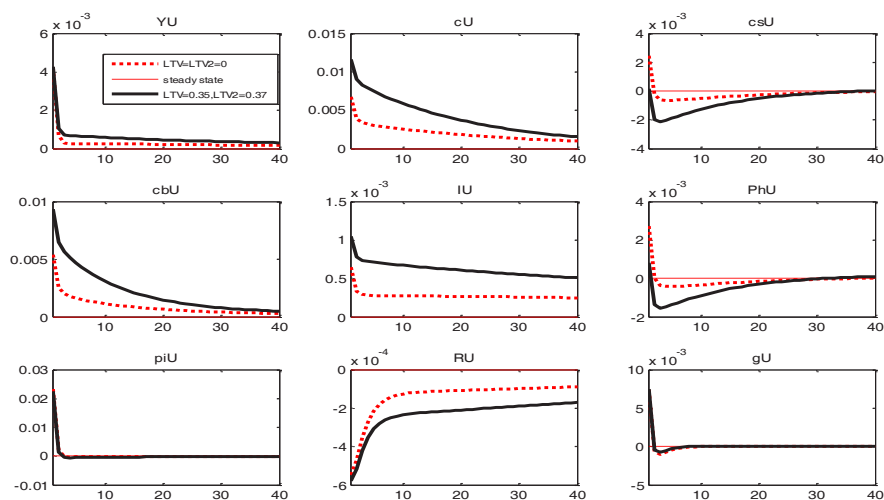
نتایج رفتار توابع واکنش‌آنی

در این بخش، نحوه رفتار توابع واکنش‌آنی متغیرهای مدل در برابر شوک‌های پولی، فناوری، ترجیحات مسکن، و شوک درآمد نفتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین، مقایسه توابع واکنش‌آنی

در دو سناریوی بیشینه بودن درجه اصطکاک مالی و درجات پایین‌تر اصطکاک مالی (سناریوی پایه) در بخش اخذ اعتبارات خانوارها و بنگاه‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد. همان‌طور که تحلیل می‌شود، رفتار شوک‌های مزبور با شواهد تجربی اقتصاد ایران، مباحث نظری و انتظارات پژوهش حاضر مطابقت دارد.

شوکل پولی

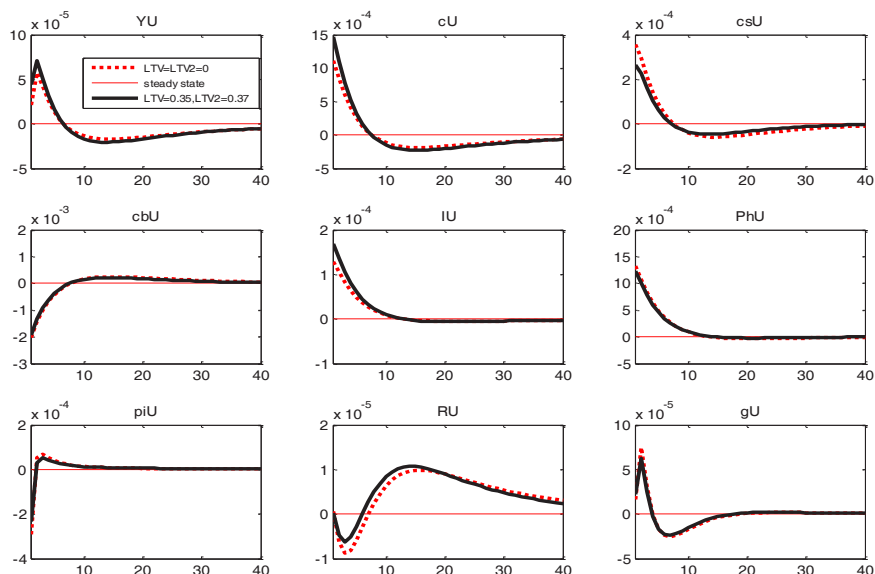
همان‌طور که انتظار می‌رود، یک تکانه مثبت پولی سبب افزایش تورم و تولید می‌شود. اگرچه تولید پس از ۲ دوره (فصل) به سطح پایدار خود بازمی‌گردد. زمانی که اثر اصطکاک مالی بیشینه است ($m = LTV = 0$) و ($m_b = LTV_b = 0$) اثر شوک اولیه بر تولید به‌طور ملموسی کمتر است و از سوی دیگر، اثر آن زودتر خنثی می‌شود. با در نظر گرفتن بیشینه اصطکاک مالی، قیمت مسکن در ابتدا افزایش می‌یابد، اثرات تکانه انبساط پولی با افزایش ناگهانی قیمت مسکن و کاهش تقاضا دنبال می‌شود و به‌سرعت تخلیه می‌شود. با این حال، زمانی که اثر شوک پولی در شرایط مقادیر یکنواخت برای اقتصاد ایران ($m = 0/35$ ، $m_b = 0/37$) بررسی می‌شود، اثر افزایش ابتدایی بر قیمت مسکن کمتر است. پس از اثر منفی اولیه تکانه پولی بر نرخ بهره، این نرخ به‌تدریج به وضعیت پایدار میل می‌کند که با کاهش تقاضای برای خرید مسکن همراه خواهد بود که موجب کاهش قیمت مسکن می‌شود تا به‌تدریج اثر تکانه ناپدید شود. افزایش اولیه قیمت مسکن با توجه به کاهش نرخ بهره بانکی و تشدید میل به اخذ وام در نتیجه شوک مثبت پولی منطقی است. با در نظر گرفتن اثر شتاب‌دهنده مالی (محدودیت وثیقه‌ای برای وام‌گیری)، اگرچه افزایش قیمت مسکن را حتی با درجات بیش‌تری شاهد هستیم، ولی افزایش اولیه قیمت مسکن به دلیل پایداری تقاضای مسکن و تداوم وثیقه‌گذاری بانکی نمی‌تواند با افت قابل‌توجهی مشابه حالت پایه ادامه یابد. این موضوع با ثبات مقطعی قیمت مسکن با وجود از بین رفتن اثر اولیه شوک نقدینگی کشور در برخی دوره‌ها همخوانی دارد و توضیح بهتری را برای چرخه‌های تجاری کشور ایران ارائه می‌دهد. از طرف دیگر، مصرف‌کننده‌ها در اثر تکانه مثبت پولی در ابتدا افزایش می‌یابد، ولی در شرایط بیشینه بودن اصطکاک مالی به دلیل محدودیت حداکثری برای قرض‌گیری از بانک، افزایش اولیه مصرف کمتر خواهد بود. این موضوع در مورد خانوار سپرده‌گذار صبور که قید وثیقه‌گذاری را پیشروی خود ندارد، به صورت معکوس عمل می‌کند. سرمایه‌گذاری و هزینه‌های دولت در هر دو حالت با افزایش اولیه همراه هستند، ولی با بیشینه بودن اصطکاک مالی سرمایه‌گذاری اولیه کمتر افزایش می‌یابد (شکل ۲).



شکل ۲: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه پولی

شوگ ترجیحات مسکن

یک شوگ مثبت به تقاضای مسکن در هر دو سناریو موجب افزایش اولیه تولید می‌شود. با این حال، افزایش اولیه پس از ۵ دوره افت می‌کند. این موضوع با افزایش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از شوگ اولیه به تقاضای مسکن که البته به تدریج به وضعیت پایدار میل می‌کند، سازگار است. این شوگ اولیه با افزایش مصرف خانوار پس‌اندازکننده همراه است، ولی این موضوع در خصوص مصرف خانوار غیرصبور قرض‌گیرنده که خواهان وثیقه‌گذاری مسکن است تفاوت دارد. با وجود این که افزایش تقاضای مسکن قیمت مسکن را افزایش می‌دهد، ولی تورم کلی اقتصاد افت می‌کند. با این حال، به تدریج و با کاهش نرخ بهره، تورم به تدریج افزایش می‌یابد (شکل ۳).

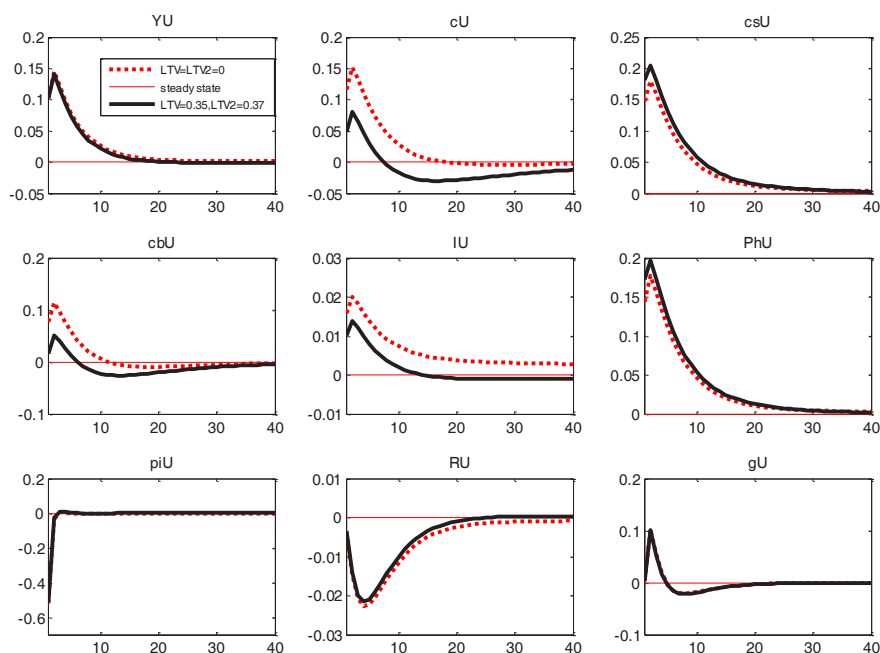


شکل ۳: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه ترجیحات مسکن

شوگ فناوری

یک شوگ بهره‌وری مثبت به اقتصاد اثرات واقعی دارد. همان‌طور که **شکل (۴)** در مورد تولید ناخالص واقعی نشان می‌دهد، تولید واقعی در دو دوره اول جهش مثبتی دارد، ولی به تدریج اثر شوگ اولیه از بین می‌رود و پس از ۱۰ دوره تولید به وضعیت پایدار برمی‌گردد. کشش بسیار پایین حجم تسهیلات‌دهی بانک‌های ایران نسبت به میزان بهره‌وری و ارتقای فناوری بنگاه‌های اقتصادی موجب می‌شود که اثر شوگ بهره‌وری بر تولید در سناریوهای متفاوت با درجات مختلف اصطکاک مالی تفاوت چندانی نداشته باشند. بنابراین، تفاوت اثر این شوگ در مورد درجات مختلف اصطکاک مالی محسوس نیست. شوگ مثبت فناوری علاوه بر افزایش تولید سبب کاهش قیمت‌ها با وجود افزایش قیمت مسکن هم می‌شود. با این حال، محاسبه‌ها نشان می‌دهد در شرایط تسهیل وام‌دهی و کم شدن درجه اصطکاک مالی دامنه نوسان قیمت مسکن بالاتر می‌رود. از طرف دیگر، با افزایش درجه اصطکاک مالی و اثرگذاری بیش‌تر ارزش خالص بنگاه در مقدار تسهیلات قابل‌دریافت از بخش بانکی،

شوگ فناوری اثرگذاری اولیه بالاتری بر میزان اخذ وام بنگاه کارآفرین و افزایش سرمایه‌گذاری خواهد داشت. همان‌طور که در شکل (۴) مشخص است، تکانه مثبت بهره‌وری در گام اول به کاهش نرخ بهره می‌انجامد. کاهش اولیه نرخ بهره حقیقی با کاهش نرخ تورم همراه می‌شود. در هر دو سناریو، شوگ فناوری اثر مثبت اولیه بر مصرف خانوار سپرده‌گذار دارد، در حالی که این اثر بر خانوار غیرصبور مواجه با محدودیت قرض‌گیری متفاوت است و مصرف خانوار قرض‌گیرنده پس از شوگ فناوری در حالت بیشینه بودن اصطکاک مالی، با افزایش اولیه بیش‌تری مواجه است.

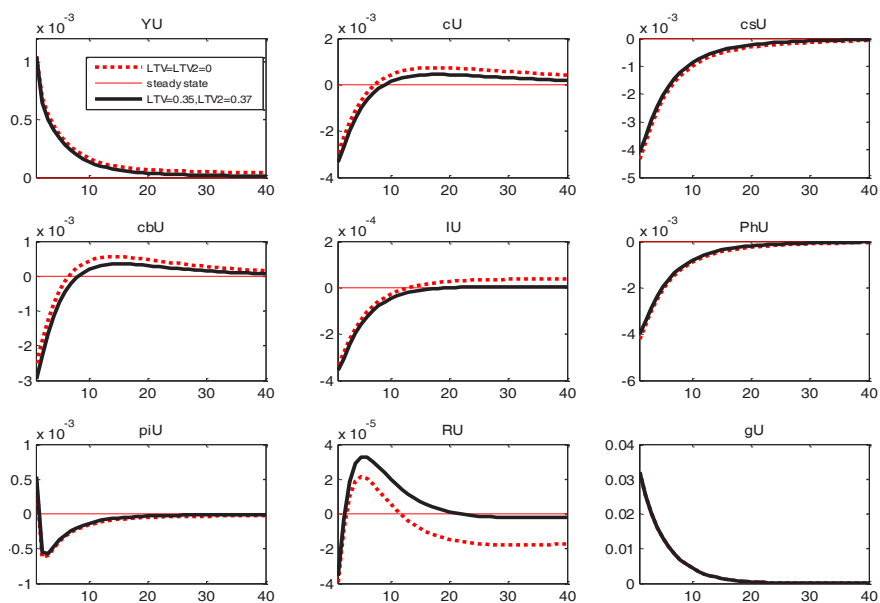


شکل ۴: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه فناوری

شوگ نفتی

در صورت بروز شوک مثبت درآمد نفتی، مخارج دولت با افزایش اولیه مواجه می‌شود. پس از افزایش محسوس مخارج دولت تولید نیز به میزان قابل‌توجهی زیاد می‌شود. به دنبال افزایش نقدینگی

که به دنبال شوک نفتی رخ می‌دهد، تورم متناسب با آن افزایش می‌یابد. در این میان، با وجود این که مخارج دولت ناشی از افزایش درآمد نفتی افزایش می‌یابد، ولی به دلیل افزایش تورم از مصرف خانوارها در هر دو سناریو کاسته می‌شود. ولی این کاهش اولیه مصرف به دلیل تعدیل نرخ تورم و انتقال نقدینگی جدید ناشی از رشد پایه پولی پس از ۵ دوره به افزایش مصرف خانوارها به‌ویژه خانوارهای قرض‌گیرنده می‌انجامد. همان‌طور که شکل (۵) نشان می‌دهد، اثرات شوک نفتی در شرایط بیشینه بودن درجه اصطکاک مالی بر متغیر تولید بالاتر است.



شکل ۵: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه نفتی

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به بررسی نقش شتاب‌دهنده ناشی از اصطکاک مالی در ادوار تجاری اقتصاد ایران از کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان بانک‌ها متمرکز است؛ اگرچه ورود بخش بانکی و شاخص نسبت کفایت سرمایه آن‌ها به مدل پژوهش نقش ترازنامه بانک‌ها را در بروز اصطکاک مالی اقتصاد ایران

نیز وارد مدل می‌کند. با توجه به ضعف مولفه اعتبارسنجی مشتریان بانکی در کشور ایران، در اغلب موارد اعطای اعتبارات به بنگاه‌ها و خانوارهای قرض‌گیرنده در قبال وثایق ملکی همچون مسکن، ساختمان، و زمین و بدون تحمیل نرخ‌های بهره متنوع به تسهیلات‌گیرندگان انجام می‌شود. بنابراین، برای درک صحیح پدیده اصطکاک مالی در نظام اعتباری کشور ایران و بررسی اثر شتاب‌دهنده مالی در این اقتصاد به‌جای استفاده از روش **برنانه و همکاران (۱۹۹۹) (BGG)**، از روش **کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) و یاکوویلو (۲۰۰۵)** مبتنی بر محدودیت وثایق استفاده می‌شود. در این میان، اگرچه توضیح اثر شتاب‌دهنده مالی در شرایط تورمی اقتصاد ایران مطابق با الگوی **یاکوویلو (۲۰۰۵)** قابل توضیح است، ولی اثرگذاری پدیده شتاب‌دهندگی در شرایط رکودی اقتصاد ایران که در اغلب مواقع با تورم همراه است و در ادبیات اقتصادی به رکود تورمی شهرت دارد، به ریسک‌گریز بودن بانک‌های ایرانی در مواجهه با مشتریانی که در قبال وثایق پرارزش درخواست تسهیلات دارند، برمی‌گردد. نگرانی بانکداران از نقد نشدن وثیقه‌های مزبور در شرایط رکود تورمی موجب کاهش اعطای تسهیلات و پایین آمدن نسبت وام به ارزش وثایق می‌گردد. بنابراین، اثرگذاری سازوکار شتاب‌دهنده مالی در دوره‌های رکود تورمی همچون سایر دوره‌های رکودی تایید می‌شود.

تخمین‌های پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد بیزین و داده‌های روندزدایی‌شده اقتصاد ایران انجام شد. نتایج برآوردهای بیزین مدل نشان می‌دهد که گشتاورهای متغیرهای واقعی و داده‌های شبیه‌سازی‌شده مدل تا اندازه زیادی بر هم منطبق هستند. همچنین، نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که در شرایط فرض بیشینه بودن درجه اصطکاک مالی که در کالیبراسیون پارامتر نسبت وام به ارزش وثایق ظاهر می‌شود و در مدل با $(LTV_b = LTV = 0)$ نشان داده می‌شود، شوک‌های پولی قابلیت اثرگذاری پایین‌تری بر متغیرهای اصلی همچون مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده و بنگاه‌های کارآفرین، سرمایه‌گذاری، و تولید دارند. این امر در خصوص آثار شوک فناوری معکوس است، به این معنا که با افزایش درجه اصطکاک مالی نسبت به سناریوی پایه، قابلیت اثرگذاری شوک فناوری بر متغیرهای اصلی همچون مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده و بنگاه‌های کارآفرین، سرمایه‌گذاری، و تولید (البته به اندازه کم‌تری نسبت به متغیرهای قبلی) افزایش می‌یابد. بنابراین، فرضیه پژوهش مبنی بر این‌که لحاظ کردن پدیده اصطکاک مالی در ادوار تجاری اقتصاد ایران بر میزان اثرگذاری شوک‌های پولی و حقیقی و در نتیجه توابع واکنش آنی متغیرهای اصلی مدل موثر است، تایید می‌شود؛ اگرچه تغییرات مزبور در پاسخ متغیرهای مدل به شوک‌های ترجیحات مسکن و شوک نفتی نسبت به شوک‌های پولی و بهره‌وری کم‌تر محسوس است.

الگوی طراحی‌شده در این پژوهش به سیاستگذار اقتصادی کمک می‌کند که در مواجهه با تکانه‌های مختلف، با در نظر گرفتن اثر شتاب‌دهنده مالی، درک بهتری از آثار این تکانه‌ها داشته باشد و با اعمال سیاست‌های مناسب، ناکارایی‌های محتمل به‌ویژه در حوزه اعطای تسهیلات بانکی را کمینه نماید. توجه به شاخص‌های سلامت بانکی به‌ویژه نسبت کفایت سرمایه از سوی سیاستگذار نیز می‌تواند با کاستن از درجه اصطکاک مالی به تحقق اهداف پولی کمک شایانی نماید. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی الگوی حاضر با تصریح بازار بین‌بانکی و سیاستگذاری بانک مرکزی در این خصوص بسط یابد.

منابع

الف) انگلیسی

- Ahmadyan, A. (2016). Modeling a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Iranian Bank Withdrawal. *The Journal of Economic Policy*, 7(14), 77-103. http://ep.yazd.ac.ir/article_717.html
- Altman, E. I., & Saunders, A. (2001). An Analysis and Critique of the BIS Proposal on Capital Adequacy and Ratings. In *Risk Management: The State of the Art* (pp. 167-186): Springer.
- Arslan, Y., Guler, B., & Kuruscu, B. (2020). Credit Supply Driven Boom-Bust Cycles. *BIS Working Papers No. 885*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3573994>
- Bartmann, R. (2017). Causes and Effects of 2008 Financial Crisis: Hochschule Furtwangen.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *Handbook of Macroeconomics*, 1(1), 1341-1393. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)
- Beutler, T., Bichsel, R., Bruhin, A., & Danton, J. (2020). The Impact of Interest Rate Risk on Bank Lending. *Journal of Banking & Finance*, 115(1), 105797. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.105797>
- Blanchard, O. J., & Kahn, C. M. (1980). The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48(5), 1305-1311. <https://doi.org/10.2307/1912186>
- Borio, C., Furfine, C., & Lowe, P. (2001). Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: *Issues and Policy Options*. *BIS Papers*, 1(3), 1-57. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1165494>
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (1997). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis. *The American Economic Review*, 87(5), 893-910.
- Dargahi, H., & Hadian, M. (2016). Evaluation of Fiscal and Monetary Shocks with

- Emphasis on the Interactions of Banking System Balance Sheet and the Real Sector of Iran's Economy: A DSGE Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(1), 1-28. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4828.html
- Dib, A. (2010). *Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles*. Bank of Canada Working Paper No. 24.
- Fakhrehosseini, S. F., Shahmoradi, A., & Ehsani, M. A. (2012). Sticky Prices, Wages and Monetary Policy in the Iranian Economy. *The Economic Research*, 12(1), 1-30. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-6736-fa.html>
- Farzin Vash, A., Ehsani, M. A., & Keshavarz, H. (2015). Financial Frictions and Labor Market Fluctuations (Case Study Iran's Economy as a Small Open Economy). *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 50(2), 415-447. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2015.55088>
- 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>
- Gertler, M. (1988). Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(3), 559-588. <https://doi.org/10.2307/1992535>
- Gertler, M., & Bernanke, B. (1989). Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations. *In Business Cycle Theory*: Edward Elgar Publishing Ltd.
- Goodhart, C., Hofmann, B., & Segoviano, M. (2004). Bank Regulation and Macroeconomic Fluctuations. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(4), 591-615. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grh034>
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Econometrics*: Princeton University Press Princeton.
- Holmstrom, B., & Tirole, J. (1997). Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 663-691. <https://doi.org/10.1162/003355397555316>
- Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739-764.
- Iacoviello, M., & Neri, S. (2010). Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 125-164.
- Jacques, K. T. (2008). Capital Shocks, Bank Asset Allocation, and the Revised Basel Accord. *Review of Financial Economics*, 17(2), 79-91. <https://doi.org/10.1016/j.rfe.2007.03.003>
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.
- Lowe, P. W. (2002). Credit Risk Measurement and Procyclicality. *BIS Working Paper No. 116*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.846268>
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- Pietrunti, M. (2017). Financial Frictions and the Real Economy. *ESRB Working Paper Series No. 41*
- Shahhoseini, S., & Bahrami, J. (2016). Assessment of Macroeconomic Fluctuations and Monetary Transmission Channel in Iran; Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Economics Research*, 16(60), 1-49. <https://dx.doi.org/10.22054/joer.2016.4200>
- Suh, H. (2012). Macroprudential Policy: Its Effects and Relationship to Monetary Policy.

- FRB of Philadelphia Working Paper No. 12-28. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2182741>
- Taei, H. (2007). An Estimation of Labour Supply Function Using the Iranian Micro Data. *Iranian Journal of Economic Research*, 8(29), 93-112. http://ijer.atu.ac.ir/article_3675.html
- Tavakolian, H. (2012). A New Keynesian Phillips Curve in a DSGE Model for Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 47(3), 1-22. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2012.29251>
- Townsend, R. M. (1979). Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification. *Journal of Economic Theory*, 21(2), 265-293. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(79\)90031-0](https://doi.org/10.1016/0022-0531(79)90031-0)
- Van den Heuvel, S. (2002). Does Bank Capital Matter for Monetary Transmission? *Economic Policy Review*, 8(1), 259-265.

ب) فارسی

- امینی، علیرضا، و حاجی محمد، نشاط (۱۳۸۴). برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی ۱۳۸۱-۱۳۳۸. نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۰(۱)، ۵۳-۸۶. <http://jpbud.ir/article-1-208-fa.html>
- کاوند، حسین (۱۳۸۸). تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران. پایان‌نامه دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری و عوامل موثر بر آن: شواهدی از داده‌های خرد قیمتی کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه رفاه

madanizadeh@sharif.edu

سیدعلی مدنی‌زاده

استادیار اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

معصومه ساعدی

کارشناسی ارشد اقتصاد، از دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۱۶

دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۸

چکیده: چسبندگی قیمت‌ها که با شاخص‌هایی همچون بسامد تغییرات قیمت و دوره ماندگاری قیمت‌ها اندازه‌گیری می‌شود، یکی از مولفه‌های تأثیرگذار بر نحوه مدیریت و کنترل نقش آفرینی سیاست‌های پولی در اقتصاد است. در واقع، می‌توان گفت چسبندگی قیمت‌ها از جهت ایجاد امکان بهبود متغیرهای حقیقی در کوتاه‌مدت به نفع سیاست‌گذاری پولی است. کشف عوامل موثر بر شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری نیز به سیاست‌گذار پولی این امکان را می‌دهد که بتواند از طریق رصد تحولات این عوامل تأثیرگذار، تغییرات شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری را تا حدودی پیش‌بینی کند. محاسبات صورت گرفته برای دوره زمانی ۱۷ ساله - از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ - با استفاده از ۸۴ میلیون داده خرد قیمتی کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه که وزن ۵۰ درصدی از سبد مصرفی خانوارها را شامل می‌شود، حاکی از آن است که قیمت کالاهای به‌طور متوسط بیش از ۲/۵۲ ماه ماندگاری ندارد و در هر ماه به‌طور متوسط قیمت دست‌کم ۴۷/۳۴ درصد کالاهای مورد بررسی دستخوش تغییر شده است. این امر نشانگر کم بودن چسبندگی قیمت در ایران است. در راستای کشف عوامل موثر بر شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری، نتایج نشان می‌دهد که بسامد تغییرات قیمت با نرخ تورم (بر مبنای هر دو شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده) رابطه مثبت آستانه‌ای دارد، به‌طوری که با عبور از نرخ تورم آستانه ۱۸ درصد، شدت این اثر مثبت کم‌تر می‌شود. همچنین، نرخ ارز روندزدایی شده با اندازه تغییر قیمت همبستگی مستقیم دارد. نکته قابل توجه آن که نرخ تورم به‌تنهایی عامل اصلی توضیح‌دهنده رفتار قیمت‌گذاری نیست، بلکه رشد نقدینگی، رشد تولید، و رشد نرخ ارز نیز اثرات مثبت قابل توجهی بر بسامد و اندازه تغییرات قیمت دارند.

کلیدواژه‌ها: رفتار قیمت‌گذاری، چسبندگی قیمت، بسامد تغییرات قیمت، اندازه تغییرات قیمت، دوره ماندگاری قیمت.

طبقه‌بندی JEL: E5, E31, E30.

مقدمه

این پژوهش با استفاده از ۸۴ میلیون داده قیمتی ماهانه فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه برای دوره زمانی ۱۷ ساله - از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ - ابتدا شاخص‌های رفتار قیمتگذاری را محاسبه می‌کند و سپس میزان و نوع رابطه آن‌ها با نرخ تورم (خطی، درجه دوم یا آستانه‌ای) را شناسایی می‌نماید. به علاوه، پژوهش حاضر تاثیر یا عدم تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نقدینگی و نرخ ارز بر شاخص‌های رفتار قیمتگذاری و همچنین تاثیر این متغیرها را بر رابطه میان شاخص‌ها و نرخ تورم بررسی می‌کند.

چسبندگی یا همان انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها که با شاخص‌هایی همچون بسامد تغییرات قیمت^۱، اندازه تغییرات قیمت^۲، و دوره ماندگاری قیمت‌ها^۳ تعیین می‌شود، یکی از مولفه‌های تاثیرگذار بر نحوه مدیریت و کنترل نقش‌آفرینی سیاست‌های پولی در اقتصاد است. در واقع، درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها میزان تاثیر پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید و بیکاری را در کوتاه‌مدت تعیین می‌کند. برای مثال، با فرض انعطاف‌پذیر بودن قیمت‌ها در صورتی که حجم پول افزایش یابد، طبق نظریه رفتار عقلایی، مردم به این واقعیت واقفند که نسبت دستمزدها و قیمت‌ها تغییری نکرده است. در نتیجهٔ این روند تمام نوسانات حجم پول روی قیمت تخلیه خواهد شد و افزایش حجم پول تاثیری بر هیچ متغیر حقیقی اقتصاد نخواهد داشت (Lucas, 1996; Sargent & Wallace, 1975; 1976). اما در عمل ممکن است به علت هزینه‌بر بودن پردازش اطلاعات و فرایند تغییر قیمت، قیمت‌ها انعطاف‌پذیری خود را تا حدودی از دست بدهند. در این صورت چسبندگی قیمت‌ها باعث به تاخیر افتادن تخلیه نوسانات حجم پول روی قیمت‌ها یا همان ایجاد تورم می‌شود و سیاستگذار پولی می‌تواند برای دستیابی به موفقیت‌های گذرا و کوتاه‌مدتی همچون کاهش بیکاری، بدون داشتن نگرانی از بالا رفتن تورم در آینده نزدیک، پایه پولی را افزایش دهد. از این‌رو، می‌توان گفت چسبندگی قیمت‌ها از جهت ایجاد امکان کاهش بیکاری یا افزایش تولید در کوتاه‌مدت به نفع سیاستگذاری پولی است.

مطالعاتی همچون گولوسوف و لوکاس^۴ (۲۰۰۷)، میزان چسبندگی قیمت‌ها را بررسی می‌کنند تا به ملاحظات سیاستگذاران در خصوص توانایی‌های سیاست پولی برای دستیابی به اهداف کوتاه‌مدت در مورد بیکاری یا تولید بپردازند. به منظور استفاده از چسبندگی محاسبه‌شده قیمت‌ها در تحلیل

1. Frequency of Price Changes
2. Magnitude of Price Changes
3. Duration
4. Golosov & Lucas

میزان کارآمدی سیاست‌های پولی، عوامل موثر بر چسبندگی قیمت‌ها نیز باید مورد بررسی قرار گیرند. بنابراین، علاوه بر محاسبه میزان چسبندگی قیمت‌ها، شناسایی عوامل موثر بر آن نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. این مهم در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران این حوزه واقع شده است. از جمله مهم‌ترین این عوامل می‌توان به نرخ تورم اشاره کرد، چرا که این متغیر برای احاد اقتصادی قابل مشاهده و ملموس است و می‌تواند به‌طور مستقیم بر تصمیم‌های بنگاه‌های اقتصادی درباره تعدیل قیمت‌هایشان اثرگذار باشد. مطالعات سال‌های اخیر هر یک به‌گونه‌ای به تبیین چگونگی و شدت تاثیرپذیری بسامد و اندازه تغییر قیمت از نرخ تورم پرداخته و برخی از آن‌ها، بسامد و اندازه تغییرات قیمت را با نرخ تورم همبسته یافته‌اند (همتی و بیات ۱۳۹۱؛ و Bayat & Madanizadeh, 2019; Bayat & Jabal Ameli, 2019). در همین راستا، این پژوهش با استفاده از داده‌های خرد قیمتی فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه، ابتدا طبق روش گنگنون^۱ (۲۰۰۹)، بسامد و اندازه تغییرات قیمت را محاسبه می‌کند. سپس تحت مدل رگرسیونی پانل با اثرات ثابت، به بررسی چگونگی (خطی، درجه دوم یا آستانه‌ای) و شدت تاثیرپذیری شاخص‌های رفتار قیمتگذاری از نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده و سایر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازد.

تفاوت اصلی پژوهش حاضر نسبت به مطالعات پیشین انجام‌شده در ایران را می‌توان در داده‌های مورد استفاده دانست. در این پژوهش از داده خرد فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه مشتمل بر ۸۴ میلیون مشاهده از قیمت ماهانه اجناس موجود در شعب سراسر کشور این فروشگاه، برای بازه زمانی ۱۷ ساله از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ استفاده شده است. این مجموعه داده‌ها طیف وسیعی از کالاها را که در شش گروه مواد غذایی و آشامیدنی، مواد غذایی تازه، بهداشتی و آرایشی، لوازم خانگی و صنعتی سبک، لوازم تحریر اداری فرهنگی، پوشاک و منسوجات طبقه‌بندی شده‌اند، شامل می‌شود.

محاسبات صورت‌گرفته نشان می‌دهد میانگین بسامد تغییرات قیمت کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه رفاه برابر با ۴۷/۳۴ درصد است. این بدان معناست که در هر ماه به‌طور متوسط قیمت ۴۷/۳۴ درصد از کل کالاهای فروشگاه‌های رفاه تغییر کرده است. همچنین، میانگین دوره ماندگاری ضمنی قیمت‌ها برابر با ۲/۵۲ ماه است، بدین معنا که قیمت‌ها به‌طور متوسط ۲/۵۲ ماه ثابت باقی مانده‌اند. در مورد رابطه میان شاخص‌های رفتار قیمتگذاری با نرخ تورم و سایر متغیرهای کلان اقتصادی مشاهده می‌شود که بین بسامد تغییر قیمت و نرخ تورم رابطه مستقیم آستانه‌ای (با نرخ تورم آستانه‌ای ۱۸ درصد) به‌گونه‌ای برقرار است که شدت این رابطه بعد از آستانه کم‌تر می‌شود. به‌طوری که با ثبات

سایر شرایط، افزایش یک واحد درصد تورم، بسامد تغییر قیمت را در زمان پایین تر بودن تورم از سطح آستانه به طور متوسط $0/618$ واحد درصد، و در زمان بالاتر بودن تورم از سطح آستانه به طور متوسط $0/44$ واحد درصد افزایش می دهد. بر اساس این، به نظر می رسد که در زمان های تورم بالا، قیمتگذاران چون به کاهش قدرت خرید مردم در سطح جامعه واقف هستند، کم تر از زمان های تورم پایین قیمت کالاها را تغییر می دهند. به علاوه، نشان داده می شود که نقدینگی اثر مثبت بر بسامد تغییرات قیمت دارد، به طوری که این اثر در زمان هایی که نقدینگی روندزایی شده در حال افزایش است، شدیدتر است. تولید در زمان های رکود اثر منفی و در زمان های رونق اثر مثبت قابل توجهی بر بسامد تغییرات قیمت دارد. همچنین، نقدینگی در زمان هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است و نرخ ارز در زمان هایی که خالص نرخ ارز در حال افزایش است، اثر مثبت بر اندازه تغییر قیمت دارند. از این رو، به نظر می رسد سیاستگذار پولی برای پیش بینی اثر سیاست ها نباید تنها تحولات نرخ تورم را بررسی کند، بلکه لازم است به تغییرات نقدینگی، تولید، و نرخ ارز نیز توجه ویژه ای داشته باشد. برای مثال، در زمان هایی که نرخ ارز روندزایی شده در حال کاهش است، با $0/1$ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نرخ ارز، اندازه تغییر قیمت $0/6$ ($0/12 + 0/6$) واحد افزایش می یابد. علاوه بر این، در مورد اثر تغییرات نقدینگی روندزایی شده مشاهده می شود در زمان هایی که خالص نقدینگی در حال کاهش است، با $0/1$ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت $0/66$ واحد زیاد می شود. از طرف دیگر، در زمان هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است، اثر شدیدتر می شود و با افزایش $0/1$ واحد تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت $0/86$ ($0/20 + 0/66$) واحد افزایش می یابد. در همین راستا، اثر لگاریتم نقدینگی بر میزان تغییر قیمت در زمان های افزایش و کاهش خالص نقدینگی در بازه $(0/60 + 0/38)$ قرار می گیرد.

در خصوص تولید نیز می توان گفت که $0/1$ واحد افزایش تغییرات خالص لگاریتم تولید به $6/29$ واحد کاهش بسامد تغییر قیمت منجر می شود، در صورتی که این متغیر مثبت با همین میزان بسامد تغییر قیمت $7/80$ ($14/09 + 6/29$) واحد افزایش می یابد. بنابراین، تغییرات خالص تولید در زمان های رکود، اثر منفی و در زمان های رونق اثر مثبت بر تغییرات بسامد تغییر قیمت دارد.

مبانی نظری پژوهش

قیمت‌های چسبیده یکی از عناصر اصلی سازوکارهای انتقال در بسیاری از مدل‌های اقتصاد کلان هستند. طی ۲۰ سال گذشته، در خلال کارهای تجربی فراوان سعی شده است که چسبندگی قیمت‌ها اندازه‌گیری و اساس خُرد آن فهمیده شود، چرا که این موضوع در تعیین میزان اثرگذاری سیاست‌های پولی بر وضعیت حقیقی اقتصاد نقش مهمی دارد. طبق مبانی نظری، سیاست‌های پولی تنها زمانی می‌توانند بر متغیرهای حقیقی اقتصاد کلان مانند بیکاری و تولید در کوتاه‌مدت اثر بگذارند که قیمت‌ها چسبیده باشند، زیرا در غیر این صورت تمام نوسانات حجم پول روی قیمت‌ها تخلیه خواهد شد و افزایش حجم پول تاثیری بر هیچ متغیر حقیقی اقتصاد نخواهد داشت.

در نخستین پژوهش‌هایی که در زمینه سیاست‌های پولی و عوامل تاثیرگذار و تاثیرپذیر از آن نوشته شده، به نظر می‌رسد یکی از اهداف اصلی پژوهشگران کمک به سیاست‌گذاران برای تصمیم‌گیری بوده است. برای مثال مک‌کانلس و وبر^۲ (۱۹۹۵)، با بررسی ۱۱۰ کشور طی ۳۰ سال، در راستای ملاحظات سیاست‌گذاران در خصوص توانایی‌های سیاست پولی برای دستیابی به اهداف کوتاه‌مدت در مورد تورم یا تولید، ارتباط بلندمدت میان رشد پول و سایر متغیرها را بررسی می‌کنند. آن‌ها درمی‌یابند که بین نرخ رشد عرضه پول و نرخ تورم در بلندمدت، با هر دو نوع تعریف گسترده و محدود از پول، همبستگی نزدیک به یک وجود دارد که این یافته با نظریه مقداری پول نیز همخوانی دارد. تلز و زو^۳ (۲۰۰۵)، نیز با نظر به اهمیت فراهم کردن نقدینگی با کشش در قیمت‌های ثابت از منظر سیاست‌گذاری پولی، به تخمین تقاضای پایدار پول می‌پردازند و ادعا می‌کنند که پس از اعمال تغییرات قانونی و نوآوری‌هایی که از ۱۹۸۰ به بعد در صنعت پرداخت ایجاد شده است، M1 معیار مناسبی برای پول نیست و استفاده از MZM^4 باعث می‌شود رابطه بلندمدت بین پول و هزینه فرصت آن حفظ شود. از حدود ۲۰ سال پیش که دسترسی به مظنه‌های قیمتی و شاخص قیمت اقلام سبد مصرف‌کننده برای پژوهشگران ممکن شد، پژوهش‌های متعددی برای کشورهای مختلف صورت گرفت که در آن‌ها

1. Micro Foundation
2. McCandless & Weber
3. Teles & Zhou

۴. سپرده‌های کوتاه‌مدت و سپرده‌های قرض‌الحسنه که جزو شبه‌پول به حساب می‌آیند و نهایتاً جزو نقدینگی لحاظ می‌شوند، در واقع درست مثل حجم پول عمل می‌کنند. بنابراین، در یک تعریف ساده می‌توان MZM (Money Zero Maturity) را حاصل جمع حجم پول، سپرده‌های کوتاه‌مدت، و سپرده‌های قرض‌الحسنه دانست.

پژوهشگران به محاسبه شاخص‌های رفتار قیمتگذاری پرداختند. برای مثال **بیلز و کلنو**^۱ (۲۰۰۴)، با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده در آمریکا درمی‌یابند که نیمی از قیمت‌ها کمتر از ۴/۳ ماه ثابت مانده‌اند. کار **بیلز و کلنو** (۲۰۰۴) توسط **ناکامورا و استاینسون**^۲ (۲۰۰۸) ادامه یافت، اما با این تفاوت که **ناکامورا و استاینسون** (۲۰۰۸) از اطلاعاتی با جزئیات بیشتر استفاده می‌کنند. آن‌ها نشان می‌دهند که میانه بسامد تغییر قیمت با در نظر گرفتن حراج‌ها حدود ۲۰ درصد در ماه و در حالت غیرحراج برای همان کالاها، بسته به بازه زمانی حدود ۹ تا ۱۲ درصد در ماه است. **ولفسبرگ**^۳ (۲۰۰۹)، نیز با استفاده از بیش از ۱۴ میلیون قیمت ماهانه خرده‌فروشی در نروژ نشان می‌دهد که قیمت‌ها در تورم بالا به‌طور متوسط هر ۷ ماه یک‌بار و در تورم پایین هر ۱۲ ماه یک‌بار تغییر کرده‌اند. علاوه بر محاسبه میزان چسبندگی قیمت‌ها توسط آماره‌های مختلف، پژوهشگران به مدلسازی رفتار قیمتگذاری نیز پرداخته‌اند. امروزه در مبانی نظری دو دسته مدل برای توضیح رفتار قیمتگذاری وجود دارد: مدل وابسته به زمان^۴ و مدل وابسته به وضعیت^۵. در مدل وابسته به زمان، تعداد و میزان تغییرات قیمت متغیری برون‌زا و جدا از وضعیت اقتصاد کلان است. ولی در مدل وابسته به وضعیت رفتار قیمتگذاری متغیری درون‌زا فرض می‌شود که وابسته به شاخص‌های کلان اقتصادی است و از آن‌ها تاثیر می‌پذیرد. **کالوو**^۶ (۱۹۸۳) و **تیلور**^۷ (۱۹۸۰)، به توضیح مدل‌های وابسته به زمان و **بارو**^۸ (۱۹۷۲) و **ششینسکی و ویز**^۹ (۱۹۷۷) به توضیح مدل‌های وابسته به وضعیت می‌پردازند، اما **آلوارز و همکاران**^{۱۰} (۲۰۱۷) با ارائه شواهدی نشان می‌دهند که فقط برای شوک‌های پولی بزرگ مدل‌های وابسته به زمان و وضعیت واقعاً متفاوت هستند. آن‌ها معتقدند که به‌طور خاص در کلاس گسترده مدل‌هایی که در آن‌ها شوک‌ها مسیر پیوسته دارند، زمانی که شوک‌ها کوچک‌اند انتشار یک ضربه پولی، مستقل از ماهیت اصطکاک قیمت چسبنده است. در عوض، انتشار شوک‌های بزرگ به ماهیت اصطکاک بستگی دارد. در مدل‌های وابسته به زمان، پاسخ ضربه‌ای تورم به شوک‌های پولی مستقل از

1. Bils & Klenow
2. Nakamura & Steinsson
3. Wulfsberg
4. Time-Dependent
5. State-Dependent
6. Calvo
7. Taylor
8. Barro
9. Sheshinski & Weiss
10. Alvarez *et al.*

اندازه شوک است، در حالی که در مدل‌های وابسته به وضعیت، غیرخطی است.

پس از ارائه مدل‌های رفتار قیمتگذاری، مطالعات متعددی به شناسایی عوامل تاثیرگذار بر چسبندگی قیمت‌ها پرداخته و تلاش کرده‌اند مشخص کنند رفتار قیمتگذاری از مدل وابسته به زمان تبعیت می‌کند یا از مدل وابسته به وضعیت. برای مثال **ناکامورا و استاینسون (۲۰۰۸)**، نشان می‌دهند که بسامد افزایش قیمت برای کشور آمریکا به شدت با تورم تغییر می‌کند، در حالی که در مورد بسامد کاهش قیمت و اندازه افزایش و کاهش قیمت این‌طور نیست. **ولفسبرگ (۲۰۰۹)**، نیز با بررسی دوره زمانی ۳۰ ساله نروژ درمی‌یابد که بنگاه‌ها نه تنها اندازه تغییر قیمت، بلکه زمان تغییر قیمت را نیز به عنوان متغیر تصمیم‌گیری در نظر می‌گیرند، بنابراین، باید احتمال تغییر قیمت‌ها را متغیری درون‌زا در نظر گرفت که به وضعیت اقتصاد بستگی دارد.

از آن‌جا که تغییرات کوچک تورم مانع نتیجه‌گیری دقیق در مورد نحوه اثرگذاری تورم بر تغییرات قیمت می‌شود، برخی مطالعات به بررسی دوره‌هایی می‌پردازند که هم تورم پایین و هم تورم بالا را شامل شود. برای مثال **آلوارز و همکاران (۲۰۱۹)**، با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده آرژانتین نتیجه می‌گیرند که در نزدیکی تورم صفر، بسامد متوسط تغییر قیمت تقریباً به تورم بستگی ندارد، اما در نرخ‌های بالای تورم، کشش بسامد متوسط تغییرات قیمت نسبت به تورم تقریباً دوسوم است. **گگنون (۲۰۰۹)**، نیز با استفاده از اطلاعات خرد مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده در مکزیک برای سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴ که در آن تورم بین ۶/۵ تا بیش از ۹۰ درصد متغیر بود، نشان می‌دهد که در تورم‌های پایین (کم‌تر از ۱۵-۱۰ درصد)، به‌طور کلی اقتصاد ویژگی‌های مشترکی با مدل‌های وابسته به زمان دارد و در تورم‌های بالا (بیش‌تر از ۱۵-۱۰ درصد) به شدت وابسته به وضعیت عمل می‌کند. یعنی در نرخ‌های تورم پایین رابطه‌ای بین رفتار قیمتگذاری و نرخ تورم وجود ندارد، اما در نرخ‌های تورم بالا رابطه‌ای مثبت و معنادار بین رفتار قیمتگذاری و نرخ تورم مشاهده می‌شود. در همین راستا برای بررسی رفتار قیمتگذاری در اقتصاد ایران نیز مطالعاتی انجام شده است که از جمله می‌توان به پژوهش **بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)** اشاره کرد. آن‌ها به دلیل عدم دسترسی به مظنه‌های قیمتی از اطلاعات زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده در بازه زمانی ۲۳ ساله از فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۹۲ استفاده می‌کنند و به بررسی واکنش شاخص‌های رفتار قیمتگذاری به تحولات نرخ تورم می‌پردازند، و نشان می‌دهند که رفتار اقلام قیمتگذاری شده توسط دولت اولاً نسبت به تورم واکنش آستانه‌ای دارد و ثانیاً نسبت به نرخ تورم غالباً بی‌معناست. همچنین آن‌ها نشان می‌دهند که آستانه تورم تولیدکننده ۱۸ درصد و آستانه تورم مصرف‌کننده ۱۵ درصد است. **بیات و جبل‌عاملی**

(۲۰۱۹)، مطالعه مزبور را یک قدم پیش می‌برند و علاوه بر نرخ تورم، وضعیت رونق و رکود و رژیم ارزی را نیز به عنوان فضای اقتصاد کلان در نظر می‌گیرند و از این طریق تصویر دقیق‌تری از تاثیر محیط اقتصاد کلان بر رفتار قیمتگذاری به‌دست می‌آورند. محاسبات آن‌ها نشان می‌دهد که حتی در شرایط تورم پایین، رکود اقتصادی و ثبات ارزی نیز ۶۱/۷ درصد از کالاهای یک ماه تغییر قیمت می‌دهند و عملاً اثرگذاری سیاست پولی در ایران بسیار اندک است. **همتی و بیات (۲۰۱۳)**، نشان می‌دهند که ماهانه ۷۵ درصد از قیمت کالاهای موجود در سبد خانوار تغییر می‌کنند. **صیقلانی و رحمانی (۲۰۱۸)**، نشان می‌دهد که چسبندگی قیمت در گروه‌های کالایی مختلف متفاوت است. هرچه بازار گروه‌های کالایی به رقابتی نزدیک‌تر باشد، چسبندگی کم‌تری از خود نشان می‌دهند و هرچه قیمتگذاری و انحصار در این گروه‌ها بیش‌تر باشد (مانند بازار انرژی) پاسخ این گروه‌های کالایی به شوک نقدینگی ضعیف‌تر است. در نهایت **کرمی و همکاران (۲۰۱۶)**، نشان می‌دهند که متغیرهای تورم، رشد نقدینگی، رشد کسری بودجه، رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نرخ ارز، و انتظارات تورمی به‌خوبی می‌تواند مسیرهای سیاستگذاری مناسب را برای کنترل و هدفگذاری تورم ارائه کند که این موضوع همگام با یافته‌های پژوهش حاضر است.

نظر به اهمیت فراوان موضوع چسبندگی قیمت‌ها در حوزه سیاستگذاری پولی، این پژوهش قصد دارد به این پرسش‌ها پاسخ دهد: میزان چسبندگی قیمت (متوسط بسامد تغییرات قیمت) کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه‌های رفاه چقدر است؟ بسامد تغییرات قیمت به نرخ تورم وابسته است یا خیر؟ اگر وابسته است کدام نرخ تورم (مصرف‌کننده یا تولیدکننده) و چگونه (خطی، درجه دو یا آستانه‌ای)؟ آیا متغیرهای کلان اقتصادی بر بسامد تغییرات قیمت اثرگذارند؟ آیا متغیرهای کلان اقتصادی بر میزان رابطه بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم نیز موثرند؟ با یافتن پاسخ این پرسش‌ها می‌توان رفتار قیمتگذاری بنگاه‌های اقتصادی را در ایران شناسایی کرد و به درک بهتری از میزان کارآمدی سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران دست یافت. **جدول (۱)**، خلاصه‌ای از برخی مطالعات پیشین انجام‌شده را در زمینه موضوع چسبندگی قیمت‌ها ارائه می‌کند.

جدول ۱: مرور ادبیات

منبع	زمینه پژوهش	بازه زمانی	داده	مطنه	نتایج
Bils & Klenow (2004)	ایالات متحده	۱۹۹۵-۲۰۰۲	*	دوره ماندگاری قیمت‌ها: ۴/۳ ماه.	
Nakamura & Steinsson (2008)	ایالات متحده	۱۹۹۸-۲۰۰۵	*	فرکانس افزایش قیمت به شدت با تورم همبسته است، اما فرکانس کاهش قیمت و اندازه افزایش و کاهش قیمت نه.	
Wulfsberg (2009)	نروژ	۱۹۷۰-۲۰۰۴	*	همبستگی شدید فرکانس افزایش قیمت و تورم، همبستگی منفی اندازه تغییر قیمت و تورم.	
Gagnon (2009)	مکزیک	۱۹۹۴-۲۰۰۴	*	رابطه آستانه‌ای (تنها زمانی که تورم بیش از ۱۵-۱۰ درصد باشد، فرکانس تغییر قیمت با تورم همبسته است)، همبستگی قوی تورم، و اندازه تغییر قیمت هم در زمان تورم زیاد و هم تورم کم.	
Alvarez et al. (2017)	آرژانتین	۱۹۸۸-۱۹۹۷	*	ناهمبستگی فرکانس تغییر قیمت با تورم در تورم‌های کم‌تر از ۲۰ درصد.	
Bayat & Madanizadeh (2019)	ایران	۱۹۹۰-۲۰۱۳	*	رفتار قیمت‌گذاری در نرخ‌های تورم زیاد و کم متفاوت است.	

روش‌شناسی پژوهش

طبق مطالعه بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)، میانگین بسامد تغییرات قیمت ۲۰۰ قلم^۱ زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده در بازه زمانی فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۹۲، ۶۹ درصد بوده است. این مطالعه همچنین تاثیر نرخ تورم تولیدکننده بر بسامد تغییرات قیمت را آستانه‌ای و مثبت یافته است، به‌طوری که تا وقتی نرخ تورم تولیدکننده کم‌تر از سطح آستانه ۱۸ درصد باشد، اثرات مثبت

۱. تعداد اقلام زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده ۳۵۰ قلم است، اما با توجه به این‌که در بازه زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ سال پایه سه بار تغییر کرده، در این پژوهش تنها اقلام مشترک موجود در این سال‌ها مبتنی بر سال پایه ۱۳۹۰ مد نظر قرار گرفته که تعداد آن‌ها ۲۰۰ قلم بوده است.

نرخ تورم تولیدکننده قوی تر از زمانی است که نرخ تورم تولیدکننده بیش تر از سطح آستانه ۱۸ درصد باشد. بنابراین، در سطوح پایین تورم، تغییرات نرخ تورم تولیدکننده با شدت بیش تری بسامد تغییرات قیمت را متاثر می کند. طبق توضیحات مذکور سه فرضیه زیر را برای پاسخ پرسش های این پژوهش مطرح می کنیم.

H₁: میزان چسبندگی قیمت کالاها/ عرضه شده در فروشگاه های رفاه بیش از ۵۰ درصد و دوره ماندگاری قیمت ها حدود دو ماه است.

H₂: بسامد تغییرات قیمت با نرخ تورم مصرف کننده و تولیدکننده رابطه آستانه ای دارد.

H₃: متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ تورم، نقدینگی، تولید، نرخ ارز، حجم واردات کل، قیمت نفت، متغیرهای مجازی هدفمندی بارانه ها، تحریم، دولت یازدهم، گروه کالا و استان) بر بسامد تغییرات قیمت اثرگذارند. متغیرهای کلان اقتصادی همچنین بر میزان رابطه بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم نیز موثرند.

برای بررسی این فرضیه ها از مدل های ارائه شده در بخش تصریح مدل استفاده می کنیم.

داده

در این پژوهش از داده های قیمتی ماهانه فروشگاه های زنجیره ای رفاه^۱ در بازه زمانی ۱۷ ساله از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ استفاده شده است.^۲ اطلاعات مربوط به آبان سال ۱۳۹۶ به بعد جزو سال مالی جاری شرکت محسوب می شود و به دلیل محرمانه بودن قابل دسترسی نیست. شرکت فروشگاه های زنجیره ای رفاه یکی از گسترده ترین شبکه های توزیع کالا در ایران است که از اردیبهشت سال ۱۳۷۴ با هدف تهیه، تامین، توزیع و فروش کالاهای مصرفی و بادوام در سطح خرده فروشی فعالیت می کند. این شرکت در حال حاضر با ۳۵۰ فروشگاه به همراه ۷۰۰۰ کارکن در سراسر کشور و با مشارکت بیش از ۳۲۰۰ شرکت تولیدی و تامین کننده در حال خدمت رسانی به خانواده های ایرانی است. اقلام عرضه شده در این فروشگاه ها طیف وسیعی از کالاهای مصرفی و بادوام را پوشش می دهد که می توان آن ها را در شش گروه مواد غذایی و آشامیدنی، مواد غذایی تازه، بهداشتی و آرایشی، لوازم خانگی و صنعتی سبک، لوازم تحریر اداری فرهنگی، پوشاک و منسوجات دسته بندی کرد. مجموعه داده های مذکور مشتمل بر ۸۴ میلیون مشاهده از قیمت ماهانه کالاهای موجود در شعب

۱. <https://refah.ir>

۲. فرایند پاکسازی داده ها به تشریح در پیوست ارائه گردیده است.

سراسر کشور این فروشگاه است و به تفکیک استان و شعبه قابل دسترسی است. در طی این ۱۷ سال اطلاعات قیمتی برای ۱۰۲۰۴۱۷ قلم کالا به ثبت رسیده که ۱۸/۵ درصد این اقلام متعلق به گروه مواد غذایی و آشامیدنی، ۰/۷ درصد متعلق به مواد غذایی تازه، ۱۰/۳ درصد لوازم بهداشتی و آرایشی، ۲۸/۳ درصد مربوط به لوازم خانگی و صنعتی، ۱۹/۵ درصد لوازم تحریر اداری فرهنگی، و ۲۲/۶ درصد پوشاک و منسوجات بوده است. علاوه بر داده‌های مذکور، از اطلاعات مربوط به برخی متغیرهای کلان اقتصادی که می‌توانند بسامد و اندازه تغییرات قیمت را تحت تاثیر قرار دهند نیز در تصریحات مدل رگرسیون استفاده شده است. این متغیرها عبارت‌اند از نرخ تورم ماهانه و نقطه به نقطه شاخص قیمت تولیدکننده، نرخ تورم ماهانه و نقطه به نقطه شاخص قیمت مصرف‌کننده، نقدینگی، نرخ ارز، حجم کل واردات، قیمت نفت و تولید. تمامی این اطلاعات از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۱ استخراج شده است.

شاخص‌های رفتار قیمتگذاری

در اقتصاد برای توصیف رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها، سه آماره اصلی وجود دارد که عبارت‌اند از بسامد تغییر قیمت، اندازه تغییر قیمت، و دوره ماندگاری قیمت‌ها. بسامد و اندازه تغییر قیمت را می‌توان به بسامد و اندازه افزایش و کاهش قیمت نیز تفکیک کرد. در ادامه به تعریف و نحوه محاسبه این آماره‌ها پرداخته می‌شود.

ابتدا شاخص تغییر قیمت هر کالا که نشان‌دهنده تغییر یا عدم تغییر قیمت کالا نسبت به ماه قبل است، به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود که در آن p_{ijt} قیمت کالای i در استان j و ماه t است:

$$I_{ijt} = \begin{cases} 0 & \text{if } p_{ijt} = p_{ijt-1} \\ 1 & \text{if } p_{ijt} \neq p_{ijt-1} \end{cases} \quad (1)$$

این پژوهش بسامد تغییر قیمت را به روش گنگون (۲۰۰۹) محاسبه می‌کند. گنگون (۲۰۰۹)، بسامد تغییرات قیمت در هر ماه را به صورت نسبت تعداد کالاهای تغییر قیمت یافته در آن ماه به تعداد کل کالاهای تعریف می‌کند. از آنجایی که داده‌های قیمتی مورد استفاده در این پژوهش به تفکیک استان قابل دسترسی هستند، تفکیک استان را در تعریف بسامد تغییر قیمت به روش گنگون (۲۰۰۹) طبق رابطه (۲) لحاظ می‌کنیم.

1. <https://www.cbi.ir>

$$f_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^n I_{ijt}}{n_{jt}} * 100 \quad (2)$$

به‌طوری که I_{ijt} شاخص تغییر قیمت کالای i در استان j و ماه t است که در رابطه (۱) تعریف شد. f_{jt} بسامد تغییر قیمت برای استان j در ماه t و n_{jt} تعداد کل کالاها در استان j و ماه t است. تعریف بسامد افزایش و کاهش قیمت، که آن‌ها را به‌ترتیب با f_{jt}^+ و f_{jt}^- نمایش می‌دهیم، در رابطه (۳) و (۴) بیان شده است.

$$f_{jt}^+ = \frac{\sum_{i=1}^n I_{ijt}^+}{n_{jt}} * 100 \quad (3)$$

$$f_{jt}^- = \frac{\sum_{i=1}^n I_{ijt}^-}{n_{jt}} * 100 \quad (4)$$

که در آن‌ها I_{ijt}^+ شاخص افزایش قیمت کالای i در استان j و ماه t و I_{ijt}^- شاخص کاهش قیمت کالای i در استان j و ماه t است و n_{jt} تعداد کل کالاها در استان j و ماه t است. طبق تعاریف ارائه‌شده در روابط (۲) تا (۴)، رابطه $f_{jt} = f_{jt}^+ + f_{jt}^-$ برقرار است.

آماره دوم مورد محاسبه، اندازه تغییر قیمت کالای i در استان j و ماه t است که آن را با ΔP_{ijt} نمایش می‌دهیم و طبق رابطه (۵) محاسبه می‌شود. این آماره بیان می‌کند که یک کالای خاص در ماه مورد نظر به‌طور متوسط چه میزان (قدر مطلق) تغییر قیمت داشته است.

$$\Delta P_{ijt} = \frac{\frac{P_{ijt} - P_{ij(t-\Delta t)}}{P_{ij(t-\Delta t)}}}{\Delta t} * 100 \quad (5)$$

که در آن P_{ijt} قیمت کالای i در استان j و ماه t ، و Δt بازه زمانی است که در آن کالا دچار تغییر قیمت شده است. رابطه (۶)، نحوه محاسبه اندازه افزایش قیمت کالای i را در استان j و ماه t که با ΔP_{ijt}^+ نمایش می‌دهیم، نشان می‌دهد.

$$\Delta P_{ijt}^+ = \frac{\frac{\Delta P_{ij(t-\Delta t),t}^+}{P_{ij(t-\Delta t)}}}{\Delta t} * 100 \quad (6)$$

همانند اندازه افزایش قیمت، اندازه کاهش قیمت را نیز توسط رابطه (۷) محاسبه می‌کنیم.

$$\Delta P_{ijt}^- = \frac{\frac{\Delta P_{ij(t-\Delta t),t}^-}{P_{ij(t-\Delta t)}}}{\Delta t} * 100 \quad (7)$$

آماره دیگری که در بررسی رفتار قیمتگذاری باید محاسبه شود، دوره ماندگاری قیمت‌هاست. این آماره با بسامد تغییر قیمت رابطه معکوس دارد. اگر احتمال تغییر قیمت‌ها در هر دوره ثابت باشد، آن‌گاه دوره ماندگاری ضمنی^۱ قیمت‌ها طبق رابطه (۸) محاسبه می‌شود (Hemmaty & Bayat, 2013). این آماره بیان می‌کند که کالای i در استان j و ماه t چه مدت زمان (برحسب ماه) ثابت مانده است.

$$ID_{jt} = \frac{-100}{\ln(1 - f_{jt}/100)} \quad (8)$$

که در آن f_{jt} بسامد تغییر قیمت کالاها در استان j در ماه t است. اما اگر فرض کنیم که تغییر قیمت‌ها حداکثر یک‌بار در ماه به‌وقوع می‌پیوندد، ماندگاری تغییرات قیمت، ماندگاری کاذب^۲ نامیده می‌شود و از رابطه (۹) برای محاسبه آن استفاده می‌شود (Hemmaty & Bayat, 2013).

$$PD_{jt} = \frac{100}{f_{jt}} \quad (9)$$

که در آن f_{jt} بسامد تغییر قیمت کالاها در استان j در ماه t است.

خلاصه آماری داده

در این بخش ابتدا آماره‌های مربوط به رفتار قیمتگذاری یعنی بسامد تغییر، اندازه تغییر، و دوره ماندگاری قیمت‌ها طبق تعاریف ارائه‌شده در بخش قبل محاسبه می‌شود و سپس بر مبنای این محاسبات، رابطه میان این آماره‌ها و نرخ تورم بررسی می‌شود^۳. نیاز به یادآوری است که در این محاسبات برای «تغییر» قیمت تعاریف متفاوتی می‌توان در نظر گرفت. در محاسبات این پژوهش تغییرات بزرگ‌تر از صفر به عنوان تغییر قیمت در نظر گرفته شده است. **جدول (۲)** میانه، میانگین، و انحراف استاندارد بسامد تغییر، اندازه تغییر، و دوره ماندگاری قیمت‌ها را ارائه می‌دهد. همچنین در این جدول، آماره‌ها به تفکیک افزایش و کاهش قیمت گزارش شده‌اند.

1. Implied Duration

2. Pseudo Duration

۳. خلاصه آماری داده‌ها به تفکیک گروه‌های کالایی در جداول (۱پ) و (۲پ) بخش پیوست ارائه شده است.

جدول ۲: خلاصه آماری از داده

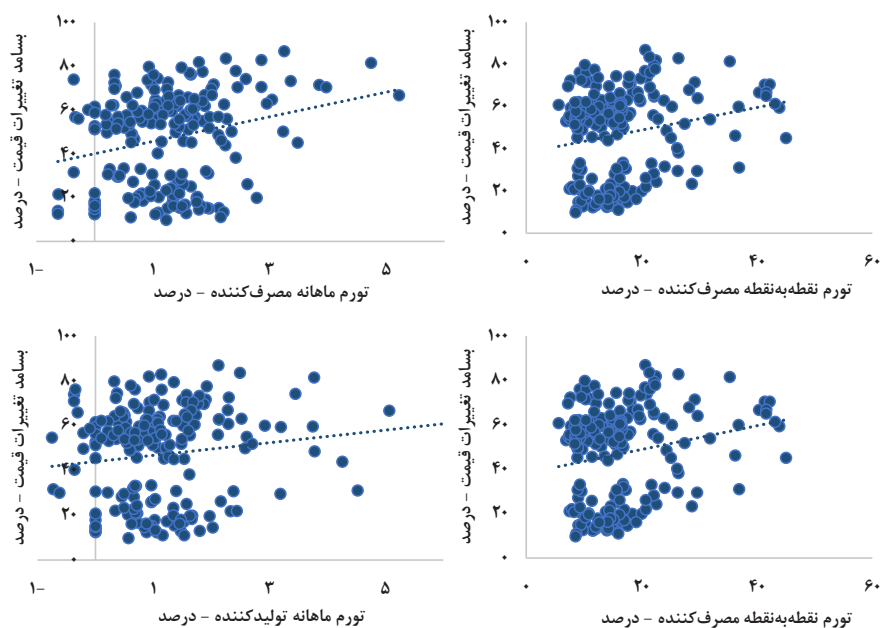
تعداد مشاهده	انحراف استاندارد	میانگین	میانه	
۵۵۴۸	۲۲/۴۱	۴۷/۳۴	۵۳/۳۵	فرکانس تغییر قیمت
۵۵۴۸	۲۰/۴۷	۲۹/۱۲	۲۰/۵۵	فرکانس افزایش قیمت
۵۵۴۸	۲۰/۱۱	۱۸/۲۲	۸/۱۲	فرکانس کاهش قیمت
۵۵۴۸	۲/۳۷	۳/۰۸	۱/۸۷	دوره ماندگاری کاذب
۵۵۴۸	۲/۴۰	۲/۵۲	۱/۳۱	دوره ماندگاری ضمنی
-	۱۸/۹	۶۹	۷۱/۴	فرکانس تغییر قیمت طبق پژوهش بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)
۷۷۷۰۵۷۸	۱۲/۲۸	۱/۸۸	۰/۹۶	اندازه تغییر قیمت
۴۷۱۲۲۲۴	۱۴/۱۳	۵/۶۵	۳/۱۲	اندازه افزایش قیمت
۳۰۵۸۳۵۴	۴/۴۷	۳/۹۳	۲/۶۷	اندازه کاهش قیمت

توضیح: بسامدهای تغییر قیمت بر اساس روش ارائه شده در پژوهش **گنگون (۲۰۰۹)** محاسبه شده‌اند. در این روش، بسامد تغییر قیمت در هر استان-ماه به صورت نسبت تعداد کالاهای تغییر قیمت یافته در آن استان-ماه به تعداد کل کالاها تعریف می‌شود (نتایج مطالعه **بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)** به دلیل ایجاد امکان مقایسه آورده شده است). اعداد بسامد و اندازه به درصد و دوره ماندگاری قیمت‌ها به ماه است. در محاسبات تغییرات «بزرگ‌تر از صفر» به عنوان تغییر قیمت در نظر گرفته شده است.

نتایج محاسبات ارائه شده در **جدول (۲)** نشان می‌دهد میانگین بسامد تغییر قیمت برابر با ۴۷/۳۴ درصد است. این بدان معناست که در هر ماه به‌طور متوسط قیمت ۴۷/۳۴ درصد از کل کالاها تغییر کرده است. همچنین در این جدول مشاهده می‌شود که میانگین بسامد افزایش قیمت نسبت به میانگین بسامد کاهش قیمت بیش‌تر است، که این بیش‌تر بودن با نتایج به‌دست آمده در سایر کشورها سازگار است. اما سهم کاهش قیمت‌ها از کل تغییرات در نتایج این پژوهش بیش‌تر از سایر کشورهاست، به‌طوری که ۳۸/۵ درصد از تغییرات قیمت مربوط به کاهش قیمت است که این عدد برای دوران با تورم بالا در نروژ ۲۴ درصد گزارش شده است. نکته دیگر این‌که با توجه به تعاریف بسامد تغییر، افزایش و کاهش قیمت، همان‌طور که انتظار می‌رفت، مجموع میانگین بسامد افزایش قیمت و میانگین بسامد کاهش قیمت برابر با میانگین بسامد تغییر قیمت است.

میانگین بسامد تغییر قیمت به‌دست آمده در **بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)** ۶۹ درصد بوده است. دلیل بیش‌تر بودن این عدد نسبت به ۴۷/۳۴ درصد، این است که داده مورد استفاده آن‌ها داده تجمیع شده بوده، اما داده مورد استفاده در این پژوهش در سطح خرد است. میانگین دوره ماندگاری ضمنی

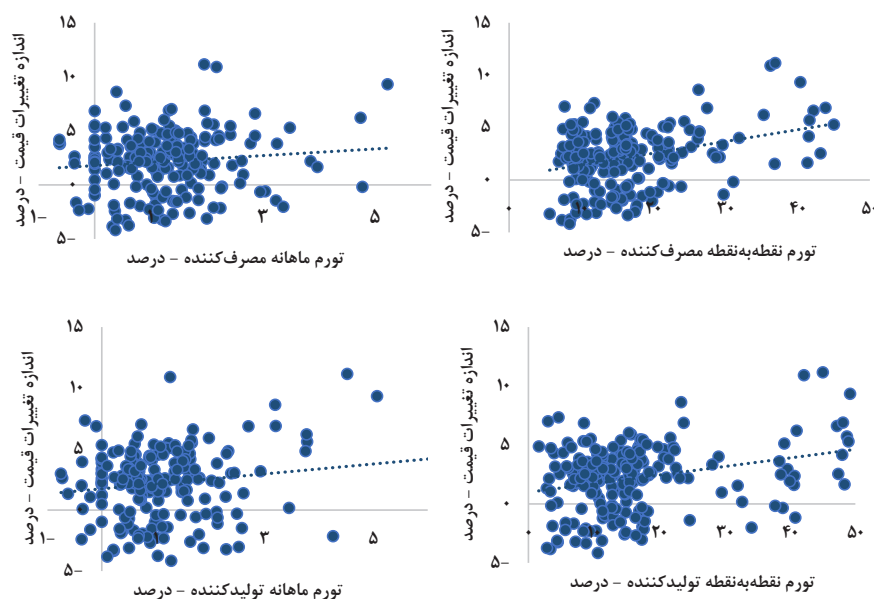
قیمت‌ها برابر با ۲/۵۲ ماه به‌دست آمده که بیانگر این است که قیمت‌ها به‌طور متوسط ۲/۵۲ ماه ثابت باقی مانده‌اند. همان‌طور که انتظار می‌رفت، این نتایج حاکی از ضعیف بودن چسبندگی قیمت کالاها در اقتصاد ایران است. البته با توجه به محدودیت‌های داده مورد استفاده، نمی‌توان دقیقاً همین اعداد را به کل قیمت‌ها در کشور تعمیم داد، اما می‌توان گفت که دوره ماندگاری قیمت‌ها در ایران بیش‌تر از اعداد گزارش‌شده برای قیمت‌های فروشگاه رفاه نیست.



شکل ۱: بسامد تغییرات قیمت (محور عمودی) و تورم (محور افقی)

انتظار می‌رود که در ابتدای امر و حتی بدون در نظر گرفتن سایر متغیرهای توضیحی لازم، بین بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم رابطه مستقیم مشاهده شود. بدین منظور شکل‌های (۱) و (۲)، برای دستیابی به دید کلی از این رابطه رسم شده‌اند. در این اشکال برای بررسی رابطه میان بسامد و اندازه تغییرات قیمت با نرخ تورم، از تورم ماهانه و نقطه‌به‌نقطه برای هر دو نرخ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده استفاده شده است. شکل (۱)، رابطه بین بسامد تغییر

قیمت و نرخ‌های تورم و شکل (۲)، رابطه بین اندازه تغییرات قیمت و نرخ تورم را نمایش می‌دهد. بررسی این شکل‌ها نشان می‌دهد که در ابتدای امر و حتی بدون کنترل اثر سایر متغیرهای توضیحی، بین نرخ تورم با بسامد و اندازه تغییر قیمت رابطه مثبتی مشاهده می‌شود. البته برای محاسبه دقیق میزان و جهت اثرگذاری نرخ تورم بر بسامد و اندازه تغییر قیمت، لازم است اثر تمامی عوامل موثر دیگر کنترل شود. در ادامه، تمامی متغیرهای توضیحی که احتمالاً می‌توانند بر رفتار قیمتگذاری آحاد اقتصادی اثرگذار باشند به همراه سازوکار اثرگذاری هر یک معرفی می‌شود و مدل‌های رگرسیونی مناسب برای تخمین میزان اثرگذاری آن‌ها شرح داده می‌شود.



شکل ۲: اندازه تغییرات قیمت (محور عمودی) و تورم (محور افقی)

تصریح مدل

الگوهای رگرسیونی

در بخش میانی نظری پژوهش بیان شد که برخی پژوهش‌ها از جمله **ولفسبرگ (۲۰۰۹)** رابطه بسامد و اندازه تغییرات قیمت با نرخ تورم را خطی و مثبت یافته‌اند. از این‌رو، برای آزمون وجود رابطه خطی بین نرخ تورم با بسامد و اندازه تغییرات قیمت به‌ترتیب از رگرسیون‌های روابط (۱۰) و (۱۱) استفاده می‌کنیم.

$$f_{jt} = \alpha + \beta\pi_t + \gamma X_{jt} + \delta X'_t + \delta' X'_t Z_t + \epsilon_{jt} \quad (10)$$

$$m_{ijt} = \alpha + \beta\pi_t + \gamma X_{ijt} + \delta X'_t + \delta' X'_t Z_t + \epsilon_{ijt} \quad (11)$$

برخی پژوهش‌ها مانند **بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)** بیان می‌کنند که نرخ تورم ممکن است اثر درجه دو بر بسامد و اندازه تغییرات قیمت داشته باشد. به همین دلیل رگرسیون‌های روابط (۱۲) و (۱۳) برای آزمون وجود رابطه درجه دوم بین نرخ تورم به‌ترتیب با بسامد و اندازه تغییرات قیمت ارائه شده است.

$$f_{jt} = \alpha + \beta\pi_t + \beta'\pi_t^2 + \gamma X_{jt} + \delta X'_t + \delta' X'_t Z_t + \epsilon_{jt} \quad (12)$$

$$m_{ijt} = \alpha + \beta\pi_t + \beta'\pi_t^2 + \gamma X_{ijt} + \delta X'_t + \delta' X'_t Z_t + \epsilon_{ijt} \quad (13)$$

در روابط (۱۰) تا (۱۳)، بسامد تغییرات قیمت و m_{ijt} نمایانگر اندازه تغییرات قیمت است. π_t نرخ تورم و X' بردار نماینده آن دسته از متغیرهای توضیحی است که می‌خواهیم اثر آن‌ها را در زمان‌های مثبت یا منفی بودنشان به‌طور جداگانه بررسی کنیم. X نیز بردار نماینده سایر متغیرهای توضیحی مدل است که در بخش متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده می‌شود. Z_t بردار متغیرهای صفر و یکی است که مثبت یا منفی بودن متغیرهای بردار X' را مشخص می‌کند و مولفه‌های آن به صورت رابطه (۱۴) تعریف می‌شود.

$$Z_t = \begin{cases} 0 & \text{if } x'_t < 0 \\ 1 & \text{if } x'_t \geq 0 \end{cases} \quad (14)$$

یکی دیگر از فرضیه‌های مطرح، وجود رابطه آستانه‌ای بسامد و اندازه تغییرات قیمت با نرخ تورم است که **گنگنون (۲۰۰۹)**، **آلوارز و همکاران (۲۰۱۹)**، و **بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹)** آن را تایید می‌کنند. برای آزمون این فرضیه در مورد داده‌های فروشگاه رفاه از مدل‌های رگرسیونی آستانه‌ای روابط (۱۵)

و (۱۶) استفاده می‌کنیم.^۱

$$f_{jt} = (\alpha_0 + \beta_0 \pi_t) I(\pi_t, \pi^*) + (\alpha_1 + \beta_1 \pi_t) I(\pi_t, \pi^*) + \gamma X_{jt} + \delta X'_t + \delta' X'_t Z_t + \epsilon_{jt} \quad (۱۵)$$

$$m_{ijt} = (\alpha_0 + \beta_0 \pi_t) I(\pi_t, \pi^*) + (\alpha_1 + \beta_1 \pi_t) I(\pi_t, \pi^*) + \gamma X_{ijt} + \delta X'_t + \delta' X'_t Z_t + \epsilon_{ijt} \quad (۱۶)$$

که در آن‌ها f_{jt} بسامد تغییرات قیمت و m_{ijt} نمایانگر اندازه تغییرات قیمت است. π^* سطح آستانه‌ای تورم است و $I(\pi_t, \pi^*)$ متغیر صفر و یکی است که بالا یا پایین‌تر بودن نرخ تورم از سطح آستانه را مشخص می‌کند و به صورت رابطه (۱۷) تعریف می‌شود. X' بردار نماینده آن دسته از متغیرهای توضیحی است که می‌خواهیم اثر آن‌ها را در زمان‌های مثبت یا منفی بودنشان به‌طور جداگانه بررسی کنیم. X نیز بردار نماینده سایر متغیرهای توضیحی مدل است که در بخش متغیرهای توضیحی مدل توضیح داده می‌شود. Z_t بردار متغیرهای صفر و یکی است که مثبت یا منفی بودن متغیرهای بردار X' را مشخص می‌کند و مولفه‌های آن به صورت رابطه (۱۸) تعریف می‌شود.

$$I(\pi_t, \pi^*) = \begin{cases} 0 & \text{if } \pi_t < \pi^* \\ 1 & \text{if } \pi_t \geq \pi^* \end{cases} \quad (۱۷)$$

$$Z_t = \begin{cases} 0 & \text{if } x'_t < 0 \\ 1 & \text{if } x'_t \geq 0 \end{cases} \quad (۱۸)$$

بر اساس فرضیه‌های مطرح‌شده، انتظار می‌رود اجرای تصریحات مذکور، رابطه آستانه‌ای متغیرهای رفتار قیمتگذاری را با نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده نشان دهند. به علاوه، انتظار می‌رود این تصریحات، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بسامد تغییرات قیمت و همچنین تاثیر آن‌ها را بر میزان رابطه بسامد تغییرات قیمت و نرخ تورم آشکار سازد.

متغیرهای توضیحی مدل

این بخش به معرفی سایر متغیرهای توضیحی (علاوه بر نرخ تورم) و تبیین دلیل انتخاب آن‌ها و این‌که از طریق چه سازوکاری بر متغیرهای وابسته یعنی بسامد و اندازه تغییرات قیمت اثر می‌گذارند می‌پردازد. این متغیرها عبارت‌اند از تغییرات نقدینگی روندزایی شده، تغییرات نرخ ارز روندزایی شده، تغییرات تولید

۱. یکسان‌سازی عرض از مبدأ خط رگرسیون در نقطه آستانه به روش بیات و مدنی‌زاده (۲۰۱۹) انجام شده است.

روندزدایی‌شده، لگاریتم حجم واردات کل، رشد قیمت نفت، متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها، متغیر مجازی تحریم‌ها، متغیر مجازی دولت یازدهم، متغیر مجازی گروه کالا، و متغیر مجازی استان.

تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده: از آن‌جا که رشد نقدینگی مهم‌ترین عامل موثر بر تورم در بلندمدت است، افزایش آن می‌تواند سیگنالی برای افزایش نرخ تورم در آینده باشد، زیرا در هنگام افزایش رشد نقدینگی، قیمت‌گذاران برای حفظ سودآوری خود در مقابل افزایش تورم در آینده، قیمت‌هایشان را با تصمیم‌گیری درباره بسامد و اندازه تغییرات قیمت تعدیل می‌کنند. علاوه بر این، با افزایش نقدینگی تمایل مردم برای خرید کالا نیز افزایش می‌یابد و این منجر می‌شود که فروشندگان تقاضای بیش‌تری را احساس کنند و در نتیجه، قیمت‌هایشان را تعدیل نمایند. برای جداسازی مسیر بلندمدت نقدینگی در اقتصاد ایران که به عوامل ساختاری مرتبط است، این متغیر روندزدایی شده است. به علاوه، به منظور بررسی جداگانه تاثیر تغییرات نقدینگی بر بسامد تغییرات قیمت در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال کاهش یا افزایش است، این متغیر به تفکیک مقادیر مثبت و منفی در مدل لحاظ شده است.

تغییرات تولید روندزدایی‌شده: تحولات رشد تولید نمایانگر دوران رکود یا رونق در اقتصاد کشور است. در پی افزایش رشد تولید یا همان پررونق شدن شرایط اقتصادی کشور، معاملات انجام‌شده در بازار نیز رونق می‌گیرند. در این شرایط طبیعی به نظر می‌رسد که قیمت‌گذاران برای کسب سود بیش‌تر، درباره قیمت محصولات خود تجدیدنظر کنند. برای جداسازی مسیر بلندمدت تولید در اقتصاد ایران که به عوامل ساختاری همچون بهره‌وری مرتبط است، این متغیر روندزدایی شده است. به علاوه، به منظور بررسی جداگانه تاثیر تغییرات تولید بر بسامد تغییرات قیمت در زمان‌های رکود و رونق، این متغیر به تفکیک مقادیر مثبت و منفی در مدل لحاظ شده است.

لگاریتم حجم واردات کل: تغییرات حجم واردات به نوعی نشان‌دهنده تحولات تنوع کالاهای موجود در بازار است. به بیان دقیق‌تر، با افزایش حجم واردات کل، محصولات رقیب بیش‌تر و متنوع‌تری برای محصولات موجود در بازار عرضه می‌شود و ممکن است قیمت‌گذاران برای عقب نماندن از این رقابت قیمت محصولاتشان را به تناسب تعدیل کنند. بنابراین، می‌توان گفت که حجم واردات کل، بسامد و اندازه تغییر قیمت‌ها را متاثر می‌سازد.

تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده: نرخ ارز، لنگر انتظارات تورمی مردم در ایران است. افزایش نرخ ارز، بر قیمت کالاهای وارداتی و نیز قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی اثر می‌گذارد و سیگنال افزایش قیمت‌های آتی در اقتصاد را می‌دهد. در نتیجه، می‌تواند متغیرهای تصمیم‌گیری قیمت‌گذاران را تحت

تاثیر قرار دهد. برای جداسازی مسیر بلندمدت نرخ ارز در اقتصاد ایران که به عوامل ساختاری مرتبط است، این متغیر روندزدایی شده است. به علاوه، به منظور بررسی جداگانه تاثیر تغییرات نرخ ارز بر بسامد تغییرات قیمت در زمان‌هایی که خالص نرخ ارز در حال کاهش یا افزایش است، این متغیر به تفکیک مقادیر مثبت و منفی در مدل لحاظ شده است.

رشد قیمت نفت: رشد قیمت نفت از کانال تامین مالی کسری بودجه دولت بر نرخ تورم اثرگذار است. تغییرات نرخ تورم نیز رفتار قیمتگذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد. متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها: طرح هدفمندی یارانه‌ها از طریق افزایش نقدینگی می‌تواند بر تورم آتی اثرگذار باشد.

متغیر مجازی تحریم: تحریم‌های اقتصادی تحمیل شده بر کشور را می‌توان به عنوان شوک منفی وارد شده بر اقتصاد در نظر گرفت که با کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای، سیگنال افزایش قیمت‌های آتی در اقتصاد را می‌دهد که این می‌تواند عامل تغییر روال تعدیل قیمت‌ها باشد.

متغیر مجازی دولت یازدهم: دولت یازدهم با هدف قرار دادن نرخ تورم و در نتیجه تا حدودی مدیریت انتظارات توانست مردم کشور را نسبت به آینده اقتصاد خوش‌بین کند و فضای کلی جامعه را به سمت آرامش و اطمینان سوق دهد. بدین ترتیب، انتظار می‌رود که در این دوران رویه قبلی قیمتگذاران مبنی بر واکنش‌های سریع نسبت به هر سیگنال کوچک اقتصادی تغییر کند و در عوض مردم با التهاب و نگرانی کم‌تری نسبت به تعدیل قیمت محصولاتشان بپردازند.

متغیر مجازی گروه کالا: در بخش خلاصه آماری از داده‌ها، نشان داده شد که بسامد و اندازه تغییرات قیمت میان گروه‌های مختلف کالا ناهمگون است. بنابراین، برای جدا کردن اثر گروه‌های کالا پنج متغیر مجازی (برای شش گروه کالا) در نظر گرفته شد.

متغیر مجازی استان: ناهمگونی بسامد و اندازه تغییرات قیمت میان استان‌های مختلف کشور نیز در بخش خلاصه آماری داده‌ها ارائه شد. در نتیجه، علاوه بر گروه‌های کالا، اثر استان نیز باید جدا شود. به همین منظور ۳۱ متغیر مجازی (برای ۳۲ استان کشور) در نظر گرفته شد.

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

این بخش به ارائه پاسخ پرسش‌های این پژوهش که در بخش مبانی نظری پژوهش بیان شد، می‌پردازد. محاسبات صورت گرفته حاکی از آن است که میانگین بسامد تغییرات قیمت برابر با ۴۷/۳۴ درصد است، این بدان معناست که در هر ماه به‌طور متوسط قیمت ۴۷/۳۴ درصد از کل کالاهای

فروشگاه‌های رفاه تغییر کرده است. مطابق با نتایج ارائه‌شده در **جدول (۳)**، بسامد تغییرات قیمت با نرخ‌های تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده رابطه آستانه‌ای مثبت دارد، به‌طوری که با عبور از نرخ تورم آستانه از شدت این اثر مثبت کاسته می‌شود. در ادامه، به جزئیات این روابط و تحلیل کمی اثرات پرداخته خواهد شد.

نتایج مربوط به بسامد تغییرات قیمت

جدول (۳)، تصریحات رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر نرخ تورم و سایر متغیرهای توضیحی را ارائه می‌دهد.^۱ در این جدول، در هر تصریح متغیرهای توضیحی یک‌به‌یک به مدل اضافه شده‌اند، زیرا با افزودن مرحله‌به‌مرحله متغیرهای توضیحی می‌توان تغییری را که هر متغیر در ضرایب رگرسیون ایجاد می‌کند مشاهده کرد. در ستون ۱ این **جدول (۳)**، مشاهده می‌شود که بدون کنترل هیچ متغیر دیگری، رابطه آستانه‌ای بین بسامد تغییر قیمت و تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده وجود دارد، به‌طوری که زمانی که سطح تورم پایین‌تر از نقطه آستانه یعنی ۱۸ درصد قرار دارد، رابطه معکوس است و با افزایش یک واحد تورم، بسامد تغییر قیمت به‌طور میانگین $0/۱۸۵$ واحد کاهش می‌یابد. اما زمانی که تورم بالای ۱۸ درصد است، رابطه مستقیم است و با افزایش یک واحد تورم، بسامد تغییر قیمت به‌طور میانگین $0/۶۳ + 0/۸۱۵ - 0/۱۸۵$ واحد افزایش می‌یابد. دلیل این رابطه مثبت را می‌توان این‌طور توضیح داد که افزایش نرخ تورم تولیدکننده سیگنالی از افزایش قیمت مصرف‌کننده در آینده است. در واقع انتظار می‌رود با افزایش قیمت نهاده‌های تولید قیمت نهایی کالاها نیز افزایش یابد. بنابراین، هرچه تورم تولیدکننده بیش‌تر باشد، تعداد تغییر قیمت کالاهای نهایی نیز برای پوشش هزینه‌های تولید بیش‌تر خواهد شد.

در ستون ۲ **جدول (۳)**، متغیر تغییرات نقدینگی روندزدایی‌شده به تفکیک زمان‌هایی که این متغیر مثبت یا منفی است (یعنی به‌ترتیب در زمان‌های افزایش یا کاهش خالص نقدینگی) به مدل اضافه شده است. ستون ۳ نیز به‌طور جداگانه در زمان‌های مثبت یا منفی بودن تغییرات نرخ ارز روندزدایی‌شده (یعنی به‌ترتیب در زمان‌های افزایش یا کاهش خالص نرخ ارز)، تاثیر این متغیر بر بسامد تغییر قیمت را شامل می‌شود. مشاهده می‌شود که با اضافه کردن این دو متغیر، ضریب تورم

۱. جداول (۳) و (۴) پیوست رگرسیون‌ها را به صورت تک‌متغیره برای اندازه تغییر و بسامد تغییرات تخمین می‌زند تا رابطه کلی و تاثیرگذاری هر متغیر را نشان دهد.

در زمان‌هایی که تورم بالاتر از سطح آستانه قرار دارد، همچنان مثبت است اما $0/087$ واحد نسبت به ستون ۱ کم‌تر شده است.

در ستون ۹ جدول (۳)، با قرار دادن تمام متغیرهای توضیحی در مدل، اثر هر یک از آن‌ها در کنار حضور متغیرهای دیگر بررسی شده است. در این تصریح مشاهده می‌شود که بین نرخ تورم و بسامد تغییر قیمت، هم قبل و هم بعد از آستانه نرخ تورم رابطه مستقیم برقرار است، اما شدت این رابطه بعد از آستانه کم‌تر می‌شود، به‌طوری که افزایش یک واحد تورم نقطه‌به‌نقطه تولیدکننده با ثبات تمام سایر شرایط، بسامد تغییر قیمت را در زمان پایین‌تر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط $0/618$ واحد و در زمان بالاتر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط $0/044$ واحد افزایش می‌دهد. کاهش شدت اثر مستقیم تورم بر بسامد تغییر قیمت را می‌توان این‌طور توضیح داد که زمانی که تورم از سطح آستانه بالاتر می‌رود، قدرت خرید مردم در سطح جامعه بسیار کاهش می‌یابد و قیمت‌گذاران چون به این واقعیت واقفند کم‌تر از زمان‌های تورم پایین، قیمت کالاهایشان را تغییر می‌دهند.

در این تصریح در مورد اثر تغییرات نقدینگی روندزدایی شده مشاهده می‌شود که در صورت منفی بودن این متغیر، یعنی در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال کاهش است، با $0/01$ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت $0/66$ واحد زیاد می‌شود. از طرف دیگر، در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است، اثر شدیدتر می‌شود و با افزایش $0/01$ واحد تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، بسامد تغییر قیمت $0/86$ ($0/20 + 0/66$) واحد افزایش می‌یابد، زیرا افزایش نقدینگی انتظاراتی در راستای افزایش تورم در آینده ایجاد می‌کند. بنابراین، قیمت‌گذاران برای مقابله با آن، قیمت تعداد بیش‌تری از کالاها را تغییر می‌دهند و بسامد تغییر قیمت افزایش می‌یابد.

در مورد تغییرات تولید روندزدایی شده مشاهده می‌شود، زمانی که این متغیر منفی است، یعنی در زمان‌هایی که خالص تولید در حال کاهش است، $0/01$ واحد افزایش تغییرات خالص لگاریتم تولید به $6/29$ واحد کاهش بسامد تغییر قیمت منجر می‌شود، اما در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که خالص تولید در حال افزایش است، با افزایش $0/01$ واحد تغییرات خالص لگاریتم تولید، بسامد تغییر قیمت $7/80$ ($14/09 + 6/29$) واحد افزایش می‌یابد. بنابراین، تغییرات خالص تولید در زمان‌های رکود، اثر منفی و در زمان‌های رونق اثر مثبت بر تغییرات بسامد تغییر قیمت دارد. افزایش حجم واردات می‌تواند نشانه‌ای از افزایش تنوع کالاهای بازار باشد. بنابراین قیمت‌گذاران داخلی، قیمت تعداد کالاهای بیش‌تری را به منظور رقابت با کالاهای خارجی تغییر می‌دهند. طبق

ستون ۹ جدول (۳)، یک درصد افزایش حجم واردات، بسامد تغییر قیمت را به‌طور متوسط ۱۳/۴۴ واحد افزایش می‌دهد.

اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها از کانال افزایش تورم انتظاری بر بسامد تغییر قیمت‌ها اثر دارد، زیرا با اجرای این طرح مردم این سیگنال را دریافت می‌کنند که این امر در آینده باعث افزایش نرخ تورم خواهد شد. ستون ۹ جدول (۳) نشان می‌دهد که اجرای هدفمندی یارانه‌ها به‌طور متوسط ۸/۹۷۵ واحد افزایش بسامد تغییر قیمت را در پی دارد. همچنین، با اعمال تحریم‌ها و در صورت ثبات سایر شرایط، بسامد تغییر قیمت به‌طور متوسط ۵/۷۰۱ واحد بیش‌تر می‌شود، زیرا اعمال تحریم‌ها شوک منفی برای اقتصاد تلقی می‌شود و با ایجاد التهاب و نگرانی در میان آحاد اقتصادی، انتظار افراد را از تورم آینده بالا می‌برد و باعث می‌شود قیمت‌گذاران قیمت تعداد کالاهای بیش‌تری را تغییر دهند. ضریب مربوط به متغیر مجازی دولت یازدهم در ستون ۹ منفی است. با توجه به اثر مثبتی که این دولت در شرایط عمومی جامعه از ثبات و آرامش اقتصادی داشته، این نتیجه منطقی و مورد انتظار است.

جدول ۳: نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر متغیرهای توضیحی

(۹)	(۸)	(۷)	(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
۰/۶۱۸***	۰/۳۹***	۰/۷۳۱***	۰/۸۵۲***	۰/۲۲۸***	۰/۰۷۵۶*	-۰/۲۳۸***	-۰/۱۶۲***	-۰/۱۸۵***	تورم نقطه به نقطه تولید کننده
(۱۳/۲۲)	(۱۳/۸۳)	(۱۶/۱۴)	(۲۰/۷۵)	(۷/۰۵)	(۲/۶۴)	(-۷/۷۷)	(-۵/۴۵)	(-۵/۳۲)	
-۰/۵۷۴***	-۰/۳۷۴***	-۰/۴۴۴***	-۰/۴۳۸***	۰/۲۶۰***	۰/۳۹۸***	۰/۷۸۱***	۰/۸۴۳***	۰/۸۱۵***	متغیر آستانه تورم نقطه به نقطه
(-۱۳/۵۱)	(-۸/۹۰)	(-۱۱/۰۸)	(-۱۱/۱۵)	(۷/۶۰)	(۹/۶۳)	(۱۷/۰۵)	(۱۷/۳۹)	(۱۵/۷۸)	تولید کننده
۶۵/۸۴***	۳۶/۵۹*	-۵/۴۳۴	۹۹/۹۳***	۱۰/۸۱۳***	۳۴/۲۱	-۵/۸۵/۰***	-۵/۳۲/۶***		تغییرات نقدینگی روندزادایی شده -
(۴/۰۸)	(۲/۲۹)	(-۰/۳۷)	(۵/۱۸)	(۵/۴۰)	(۱/۶۴)	(-۱۷/۷۷)	(-۱۶/۱۵)		
۲۰/۱۲	۵۱/۸۰*	۷۶/۸۴**	-۵۲/۸۲	-۱۸۵/۷***	۳۱/۴۰	۷۱۸/۸***	۶۰۸/۹***		تغییرات نقدینگی روندزادایی شده +
(۰/۸۰)	(۲/۰۸)	(۳/۱۶)	(-۱/۷۸)	(-۵/۹۵)	(۰/۸۳)	(۱۳/۷۶)	(۱۱/۶۴)		
-۱۴۳/۳***	-۱۵۴/۷***	-۱۶۱/۵***	-۱۶۶/۵***	-۲۴۳/۲***	-۲۹۰/۹***	-۲۹۶/۲***			تغییرات نرخ ارز روندزادایی شده -
(-۲۶/۶۴)	(-۳۰/۵۷)	(-۳۱/۰۲)	(-۳۱/۱۹)	(-۳۲/۴۹)	(-۳۴/۳۸)	(-۳۶/۳۶)			
۷۱/۶۵***	۱۱۱/۳***	۱۱۹/۵***	۱۴۰/۵***	۲۴۵/۵***	۳۴۱/۱***	۳۴۷/۸***			تغییرات نرخ ارز روندزادایی شده +
(۱۲/۲۶)	(۲۵/۱۵)	(۳۶/۷۵)	(۲۷/۹۲)	(۳۱/۹۲)	(۳۷/۵۶)	(۳۹/۶۹)			
-۶۲۸/۸***	-۷۳۰/۵***	-۷۳۲/۵***	-۷۹۷/۰***	-۸۵۰/۰***	-۸۱۳/۶***				تغییرات تولید روندزادایی شده -
(-۳۲/۹۴)	(-۳۸/۴۷)	(-۳۸/۶۶)	(-۳۹/۷۰)	(-۴۲/۵۵)	(-۴۴/۰۶)				
۱۴۰۸/۹***	۱۴۹۶/۶***	۱۴۹۱/۵***	۱۵۹۴/۳***	۱۵۶۰/۳***	۱۴۶۳/۹***				تغییرات تولید روندزادایی شده +
(۳۷/۱۴)	(۳۸/۸۹)	(۳۸/۷۵)	(۴۰/۱۱)	(۳۹/۱۸)	(۴۰/۰۸)				
۱۳/۴***	۱۴/۴۹***	۱۶/۱۶***	۱۴/۰۰***	۱۶/۰۳***					حجم واردات
(۲۴/۶۰)	(۲۴/۱۹)	(۲۶/۹۶)	(۲۳/۱۳)	(۲۶/۶۲)					
-۰/۰۱۹۲***	-۰/۰۱۶۶***	-۰/۰۱۵۳***	-۰/۰۲۰۵***						رشد قیمت نفت
(-۲۶/۹۳)	(-۲۱/۳۶)	(-۲۱/۰۸)	(-۲۸/۶۵)						

نتایج مربوط به اندازه تغییرات قیمت

جدول (۴)، تصریحات رگرسیون اندازه تغییرات قیمت را بر نرخ تورم و سایر متغیرهای توضیحی ارائه می‌دهد. در این جدول نیز، در هر تصریح، متغیرهای توضیحی یک‌به‌یک به مدل اضافه شده‌اند، زیرا با افزودن مرحله‌به‌مرحله متغیرهای توضیحی می‌توان تغییری را که هر متغیر در ضرایب رگرسیون ایجاد می‌کند مشاهده کرد. در ستون ۱ **جدول (۴)**، مشاهده می‌شود که بدون کنترل سایر شرایط، با افزایش یک واحد تورم ماهانه تولیدکننده، اندازه تغییر قیمت به‌طور میانگین $0/608$ واحد افزایش می‌یابد. پیش‌تر دیدیم که بسامد تغییر قیمت به روش **گنگون (۲۰۰۹)** نیز با تورم تولیدکننده رابطه مثبت معناداری دارد. در واقع، این‌طور به نظر می‌رسد که با افزایش نرخ تورم تولیدکننده و افزایش قیمت نهاده‌های تولید، قیمت‌گذاران انگیزه دارند که برای پوشش هزینه‌های تولید قیمت نهایی کالاها را با اندازه بیش‌تری نیز تغییر دهند تا سود خود را حفظ کنند.

در ستون ۹ **جدول (۴)** با قرار دادن تمام متغیرهای توضیحی در مدل، اثر هر یک از آن‌ها در کنار حضور متغیرهای دیگر بررسی شده است. در این تصریح مشاهده می‌شود که افزایش یک واحد تورم ماهانه تولیدکننده با ثبات تمام سایر شرایط، اندازه تغییر قیمت را به‌طور متوسط $0/526$ واحد افزایش می‌دهد. مشاهده می‌شود که ضریب مربوط به نرخ تورم ماهانه تولیدکننده از ستون اول ($0/608$) تا دهم ($0/526$)، $0/082$ واحد کم شده است. این بدان معناست که در تصریح اول $0/082$ واحد از ضریب تورم در اصل مربوط به سایر متغیرهای کلان اقتصادی است که تغییر آن‌ها در نهایت موجب تغییر در نرخ تورم می‌شود و اضافه کردن آن‌ها در تصریحات بعدی باعث می‌شود اثرشان از ضریب تورم خارج شود و این ضریب کاهش یابد.

در مورد اثر تغییرات نقدینگی روندزایی شده در ستون ۹ **جدول (۴)** مشاهده می‌شود که در صورت منفی بودن این متغیر، یعنی در زمان‌هایی که نقدینگی روندزایی شده در حال کاهش است، با $0/1$ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، اندازه تغییر قیمت $0/38$ واحد کم می‌شود. از طرف دیگر، در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که نقدینگی روندزایی شده در حال افزایش است، اثر این متغیر معکوس می‌شود و با افزایش $0/1$ واحد افزایش تغییرات خالص لگاریتم نقدینگی، اندازه تغییر قیمت $0/22 + 0/60 - 0/38$ واحد افزایش می‌یابد، زیرا افزایش نقدینگی انتظاراتی را در راستای افزایش تورم در آینده ایجاد می‌کند و قیمت‌گذاران برای مقابله با آن، قیمت کالاها را به میزان بیش‌تری تغییر می‌دهند.

اثر تغییرات نرخ ارز روندزایی شده نیز در ستون ۹ **جدول (۴)** مشاهده می‌شود. در صورت منفی بودن این متغیر، یعنی در زمان‌هایی که نرخ ارز روندزایی شده در حال کاهش است، با $0/01$ افزایش تغییرات خالص لگاریتم نرخ ارز، اندازه تغییر قیمت $0/06$ واحد کم می‌شود. اما در صورتی که این متغیر مثبت باشد، یعنی در زمان‌هایی که نرخ ارز روندزایی شده در حال افزایش است، با افزایش $0/01$ واحد تغییرات خالص لگاریتم نرخ ارز، اندازه تغییر قیمت $0/06$ ($0/12 + 0/06$) واحد افزایش می‌یابد، زیرا افزایش نرخ ارز روندزایی شده نسبت به ماه قبل سیگنالی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی در آینده به نسبت نزدیک است. بنابراین، قیمت‌گذاران داخلی مزیت نسبی دارند و با توجه به افزایش قیمت کالای رقیب، میزان قیمت کالای خود را با فراغ بال بیش‌تری تغییر می‌دهند.

اثر مستقیم هدفمندی یارانه‌ها نیز مورد انتظار بود، زیرا اجرای این طرح از طریق افزایش تورم انتظاری، واکنش قیمت‌گذاران را در پی دارد. با توجه به ستون ۹ **جدول (۴)**، اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها به‌طور میانگین باعث $0/945$ واحد افزایش اندازه تغییر قیمت می‌شود.

ضریب مربوط به متغیر مجازی دولت یازدهم نیز در ستون ۹ **جدول (۴)** منفی است. با توجه به اثر مثبتی که این دولت در شرایط عمومی جامعه از ثبات و آرامش اقتصادی دارد، این نتیجه منطقی و مورد انتظار است. ثبات و آرامش ایجادشده در سطح جامعه طی این دولت، باعث می‌شود که قیمت‌گذاران اندازه تغییر قیمت کالاهای خود را کاهش دهند.

آزمون‌های پایداری نتایج

جداول (۵) و (۶)، پایداری نتایج ارائه‌شده در بخش قبل را نسبت به نرخ تورم‌های مختلف، یعنی ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده یا تولیدکننده نشان می‌دهند. همان‌طور که در تصریحات **جدول (۵)** مشاهده می‌شود، بسامد تغییر قیمت با همه نرخ تورم‌های ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده و تولیدکننده رابطه مستقیم آستانه‌ای دارد، به‌طوری که شدت اثرگذاری بعد از آستانه کاهش می‌یابد. به علاوه، رابطه مثبت تولید با بسامد تغییر قیمت در زمان‌های رونق و رابطه منفی آن‌ها در زمان‌های رکود نیز در هر چهار تصریح **جدول (۵)** پایدار است. **جدول (۶)**، نیز نشان می‌دهد که بین اندازه تغییر قیمت و همه نرخ تورم‌های ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده و تولیدکننده رابطه مستقیم برقرار است. به علاوه، نقدینگی در زمان‌هایی که نقدینگی در حال افزایش است و نرخ ارز در زمان‌هایی که نرخ ارز در حال افزایش است، در هر چهار تصریح اثر مثبت معناداری بر اندازه تغییر قیمت دارند.

جدول ۵: آزمون های پایداری نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت

(۴)	(۳)	(۲)	(۱)
			تورم ماهانه مصرف کننده
			۴/۰۲۹*** (۲۰/۵۹)
			متغیر آستانه تورم ماهانه مصرف کننده
			-۰/۰۳۳۳ (-۰/۱۱)
		۰/۹۴۰*** (۱۶/۷۵)	تورم نقطه به نقطه مصرف کننده
		-۰/۹۳۷*** (-۱۵/۵۶)	متغیر آستانه تورم نقطه به نقطه مصرف کننده
	۱/۰۴۸*** (۷/۷۶)		تورم ماهانه تولید کننده
	-۱/۰۳۷*** (-۷/۵۸)		متغیر آستانه تورم ماهانه تولید کننده
۰/۶۱۸*** (۱۳/۳۲)			تورم نقطه به نقطه تولید کننده
-۰/۵۷۴*** (-۱۳/۵۱)			متغیر آستانه تورم نقطه به نقطه تولید کننده
۶۵/۸۴*** (۴/۰۸)	۳۷/۱۳ (۱/۴۲)	۹۵/۴۱*** (۶/۴۳)	تغییرات نقدینگی روندزادایی شده -
۲۰/۱۲ (۰/۸۰)	۶۶/۴۶* (۳/۳۰)	-۱۰/۵۱۷*** (-۳/۸۵)	تغییرات نقدینگی روندزادایی شده +
-۱۴۳/۳*** (-۲۶/۶۴)	-۱۶۱/۲*** (-۲۵/۹۳)	-۱۴۶/۸*** (-۲۶/۶۷)	تغییرات نرخ ارز روندزادایی شده -

ادامه جدول ۵: آزمون های بایداری نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت

(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
۷۱/۶۵*** (۱/۲/۶)	۹۳/۱۱*** (۱۴/۱۰)	۷۵/۱۱*** (۱۳/۲۶)	۴۹/۳۸*** (۸۰۲)	تغییرات نرخ ارز روندزادایی شده +
-۶۲/۸۸*** (-۳۲/۹۴)	-۵۹۲/۵*** (-۳۲/۲۴)	-۶۱۶/۸*** (-۳۵۰/۱۰)	-۵۸۵/۷*** (-۳۳/۰۵)	تغییرات تولید روندزادایی شده -
۱۴۰/۸۹*** (۳۷/۱۴)	۱۳۳۱/۷*** (۳۴/۵۶)	۱۴۰/۸/۵*** (۳۸/۸۵)	۱۳۲۵/۱*** (۳۵/۵۷)	تغییرات تولید روندزادایی شده +
۱۳/۴۴*** (۳۴/۶۰)	۱۳/۳۳*** (۳۱/۴۵)	۱۳/۶۱*** (۳۶/۴۳)	۱۲/۱۹*** (۳۰/۱۵)	حجم واردات
-۰/۱۹۲*** (-۲۶/۹۳)	-۰/۱۵۶*** (-۲۷/۵۱)	-۰/۱۶۴*** (-۲۹/۱۰)	-۰/۱۶۳*** (-۲۷/۲۴)	رشد قیمت نفت
۸/۹۷۵*** (۱۱/۱۹)	۱۱/۰۵*** (۲۰/۰۹)	۸/۱۸۸*** (۱۲/۶۷)	۸/۳۱۴*** (۱۵/۲۶)	متغیر مجازی هدفمندی یارانه ها
۵۷۰۰۱*** (۱۱/۴۲)	۷/۴۱۶*** (۱۴/۱۱)	۶/۶۶۲*** (۱۲/۸۳)	۶/۷۴۱*** (۱۳/۰۵)	متغیر مجازی تحریم
-۹/۴۳۵*** (-۱۰/۴۱)	-۱/۲۸*** (-۱۵/۱۶)	-۹/۷۷۳*** (-۱۲/۵۸)	-۸/۳۶۸*** (-۱۱/۳۵)	متغیر مجازی دولت یازدهم
-۸۸/۵۵*** (-۱/۸/۸۳)	۸۱/۷۱*** (۱۵/۶۷)	۹۵/۶۰*** (۲۰/۱۴)	۷۲/۴۵*** (۱۴/۳۰)	ثابت
۳۹۷۸	۳۹۷۸	۳۹۷۸	۳۹۷۸	تعداد مشاهده
۰/۵۵۶	۰/۵۴۶	۰/۵۶۲	۰/۵۶۶	R2

اعداد داخل پرانتز نشانگر مقدار آماره آهستند. علامت * نشان دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

جدول ۶: آزمون‌های پایداری نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت

(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
			۰/۵۲۵*** (۴۴/۲۴)	تورم ماهانه مصرف کننده
			۰/۰۸۶۵*** (۱۰۶/۳۱)	تورم نقطه‌به‌نقطه مصرف کننده
			۰/۱۸۸*** (۴۹/۳۰)	تورم ماهانه تولید کننده
۰/۰۵۱۰*** (۶۳/۹۶)				تورم نقطه‌به‌نقطه تولید کننده
-۳۸/۱۲*** (-۵۲/۷۴)	-۳۵/۱۷*** (-۴۸/۷۱)	-۲۷/۱۰*** (-۳۶/۹۳)	-۳۲/۶۶*** (-۳۲/۲۹)	تغییرات نقدینگی روندزادای شده -
۵۰/۵۰*** (۵۱/۲۲)	۵۴/۹۸*** (۵۶/۱۸)	۳۴/۴۵*** (۳۴/۱۳)	۳۴/۷۷*** (۳۳/۶۸)	تغییرات نقدینگی روندزادای شده +
-۲/۵۴۹*** (-۸/۱۱)	-۲/۷۰۱*** (-۱۱/۷۸)	۴/۲۶۲*** (۱۲/۳۴)	-۲/۰۹۳*** (-۶/۷۲)	تغییرات نرخ ارز روندزادای شده -
۹/۵۶۹*** (۲۶/۱۵)	۴/۹۹۹*** (۱۲/۸۰)	۰/۴۱۱ (۱/۰۹)	۴/۹۳۱*** (۱۳/۲۱)	تغییرات نرخ ارز روندزادای شده +
-۱/۳۰۹*** (-۱۸/۶۶)	۰/۹۳۹ (۱/۴۲)	-۱۰/۱۷۷*** (-۱۵/۲۲)	-۰/۰۳۴۰ (-۰/۰۵)	تغییرات تولید روندزادای شده -
-۴/۶۰۸*** (-۴/۳۱)	-۲۴/۸۳*** (-۲۴/۲۹)	۰/۴۷۷ (۰/۴۶)	-۲۰/۱۵*** (-۱۹/۷۸)	تغییرات تولید روندزادای شده +

ادامه جدول ۶: آزمون‌های پایداری نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت

(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
-۲/۵۷۷***	-۳/۱۲۷***	-۲/۲۸۵***	-۳/۲۵۷***	حجم واردات
(-۱۰۲/۸۸)	(-۱۲۶/۵۰)	(-۹۰/۶۴)	(-۱۳۲/۴۳)	
-۰/۰۰۵۵۹***	-۰/۰۰۲۶۸***	-۰/۰۰۲۰۱***	-۰/۰۰۳۱۴***	رشد قیمت نفت
(-۲۰/۰۸)	(-۱۰/۶۷)	(-۸/۱۲)	(-۱۲/۵۹)	
۰/۲۱۶***	۱/۰۵۱***	۰/۴۴۶***	۰/۷۱۶***	متغیر مجازی هدفمندی یارانه‌ها
(۶/۴۳)	(۳۱/۶۷)	(۱۲/۶۰)	(۲۲/۵۷)	
-۰/۲۶۷***	-۰/۰۸۱۱***	-۰/۲۶۰***	-۰/۰۱۹۰***	متغیر مجازی تحریم
(-۱۰/۰۱)	(-۳/۰۸)	(-۹/۸۹)	(-۷/۱۲)	
-۰/۰۹۴۰***	-۱/۷۵۵***	-۱/۰۴۴***	-۱/۳۴۳***	متغیر مجازی دولت یازدهم
(-۴۱/۷۷)	(-۸۹/۰۱)	(-۵۱/۹۳)	(-۶۹/۳۲)	
۲۱/۳۴***	۲۶/۱۱***	۱۸/۴۲***	۲۷/۲۹***	ثابت
(۱۰۴/۵۴)	(۱۲۹/۳۸)	(۸۸/۲۸)	(۱۳۶/۴۰)	
۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	۶۱۹۷۹۵۶	تعداد مشاهده
۰/۰۲۸	۰/۰۲۸	۰/۰۲۹	۰/۰۲۹	R2

اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره هستند. علامت * نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش از ۸۴ میلیون داده خرد قیمتی فروشگاه‌های زنجیره‌ای رفاه در بازه زمانی ۱۷ ساله، از آبان ۱۳۷۹ تا مهر ۱۳۹۶ استفاده کرده است تا شاخص‌های رفتار قیمت‌گذاری و در نتیجه میزان چسبندگی قیمت کالاها را محاسبه کند و چگونگی تاثیرپذیری این شاخص‌ها را از نرخ تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بررسی نماید.

این پژوهش در ابتدا به محاسبه آماره‌های توصیف‌کننده چسبندگی قیمت پرداخته است. طبق محاسبات صورت گرفته میانگین بسامد تغییر قیمت برابر با $47/34$ درصد است، یعنی در هر ماه به‌طور میانگین $47/34$ درصد از کالاهای مورد بررسی دچار تغییر قیمت شده‌اند. همچنین، میانگین دوره ماندگاری ضمنی قیمت‌ها برابر با $2/52$ ماه است، بدین معنا که قیمت‌ها به‌طور متوسط $2/52$ ماه ثابت باقی مانده‌اند. البته با توجه به محدودیت‌های داده مورد استفاده، نمی‌توان دقیقاً همین اعداد را به کل قیمت‌ها در کشور تعمیم داد، اما با توجه به این محدودیت که فروشگاه رفاه شامل کالاهایی است که قیمت آن‌ها به‌طور دولتی و سراسری تعیین می‌شود، می‌توان گفت که دوره ماندگاری قیمت کالاها در ایران بیش‌تر از اعداد محاسبه‌شده برای قیمت‌های فروشگاه رفاه نیست.

سپس برای پاسخ به این پرسش که «آیا چسبندگی قیمت‌ها از متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه نرخ تورم اثر می‌پذیرد یا خیر؟»، بسامد تغییر قیمت و اندازه تغییر قیمت به عنوان متغیر وابسته به همراه متغیرهای توضیحی مناسبی که طبق مبانی نظری انتظار تاثیرگذاری آن‌ها وجود داشت، در مدل‌های رگرسیونی خطی و آستانه‌ای قرار داده شد. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که نرخ تورم بر بسامد و اندازه تغییرات قیمت اثر مثبت و معناداری دارد. محاسبات نشان می‌دهد که بین بسامد تغییر قیمت و نرخ تورم رابطه مستقیم آستانه‌ای (با نرخ تورم آستانه ۱۸ درصد) به‌گونه‌ای برقرار است که شدت این رابطه بعد از آستانه کم‌تر می‌شود. به‌طوری که با ثبات سایر شرایط، افزایش یک واحد درصد تورم، بسامد تغییر قیمت را در زمان پایین‌تر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط $0/618$ واحد درصد و در زمان بالاتر بودن تورم از سطح آستانه به‌طور متوسط $0/044$ واحد درصد افزایش می‌دهد. بر اساس این، به نظر می‌رسد که در زمان‌های تورم بالا، قیمت‌گذاران چون به کاهش قدرت خرید مردم در سطح جامعه واقفند، قیمت کالاها را کم‌تر از زمان‌های تورم پایین تغییر می‌دهند. به علاوه، نشان داده شد که متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد نقدینگی، نرخ ارز، و تولید نیز بر بسامد و اندازه تغییر قیمت اثرگذارند.

طبق رگرسیون‌های انجام‌شده مشخص شد که نقدینگی اثر مثبت بر «بسامد» تغییرات قیمت

دارد، به‌طوری که این اثر در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است شدیدتر است. تولید در زمان‌های رکود اثر منفی و در زمان‌های رونق اثر مثبت قابل‌توجهی بر «بسامد» تغییرات قیمت دارد. همچنین، نقدینگی در زمان‌هایی که خالص نقدینگی در حال افزایش است و نرخ ارز در زمان‌هایی که خالص نرخ ارز در حال افزایش است، اثر مثبت بر «اندازه» تغییر قیمت دارند. از این‌رو، به نظر می‌رسد سیاستگذار پولی برای پیش‌بینی اثر سیاست‌ها نباید تنها تحولات نرخ تورم را بررسی کند، بلکه لازم است به تغییرات نقدینگی، تولید، و نرخ ارز نیز توجه ویژه‌ای داشته باشد. نتایج مذکور نسبت به نرخ تورم‌های ماهانه و نقطه‌به‌نقطه مصرف‌کننده و تولیدکننده پایدار است. در نهایت گفتنی است که تخمین‌های انجام‌شده با محدودیت‌های داده‌ای همراه بوده که این محدودیت‌ها به تشریح در بخش محدودیت‌های داده در پیوست مورد بحث قرار گرفته است.

اظهاریه

با تشکر و قدردانی از مدیریت دفتر مرکزی فروشگاه رفاه که با در اختیار قرار دادن داده‌های مورد نیاز، امکان انجام این پژوهش را فراهم کردند.

منابع

الف) انگلیسی

- Alvarez, F., Beraja, M., Gonzalez-Rozada, M., & Neumeyer, P. A. (2019). From Hyperinflation to Stable Prices: Argentina's Evidence on Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(1), 451-505. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy022>
- Alvarez, F., Lippi, F., & Passadore, J. (2017). Are State-and Time-Dependent Models Really Different? *NBER Macroeconomics Annual*, 31(1), 379-457. <https://doi.org/10.1086/690243>
- Barro, R. J. (1972). A Theory of Monopolistic Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, 39(1), 17-26. <https://doi.org/10.2307/2296440>
- Bayat, S., & Jabal Ameli, P. (2019). Policy Requirements under Different Macroeconomic Conditions: An Application of Micro CPI Data. *Journal of Monetary & Banking Research*, 12(39), 1-22. <http://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-1146-fa.html>
- Bayat, S., & Madanizadeh, S. A. (2019). The Threshold Reaction of Price Setting Behavior Indexes to Inflation Rate Changes: An Application of Price Micro Information to Understand the Changes of Price Rigidity Degree. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 27(90), 7-56. <http://qjerp.ir/article-1-2136-en.html>

- Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, 112(5), 947-985. <https://doi.org/10.1086/422559>
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Gagnon, E. (2009). Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1221-1263. <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.3.1221>
- Golosov, M., & Lucas Jr, R. E. (2007). Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*, 115(2), 171-199. <https://doi.org/10.1086/512625>
- Hemmaty, M., & Bayat, S. (2013). Price Setting in Iran: Some Stylized Facts from CPI Micro Data. *Journal of Money and Economy*, 8(1), 75-108.
- Karami, H., Bayat, S., & Bahador, A. (2016). Policy Making Requirements for Inflation Targeting Framework in Iran: Applying SVARX Model. *The Journal of Planning and Budgeting*, 20(4), 31-54. <http://jpbud.ir/article-1-1150-fa.html>
- Lucas Jr, R. E. (1996). Nobel Lecture: Monetary Neutrality. *Journal of Political Economy*, 104(4), 661-682. <https://doi.org/10.1086/262037>
- McCandless, G. T., & Weber, W. E. (1995). Some Monetary Facts. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 19(3), 2-11.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4), 1415-1464. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.4.1415>
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1975). "Rational" Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, 83(2), 241-254. <https://doi.org/10.1086/260321>
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1976). Rational Expectations and the Theory of Economic Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2(2), 169-183. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(76\)90032-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(76)90032-5)
- Seighalani, S., & Rahmani, T. (2018). An Analysis of the Relationship between Monetary Shocks and Inflation Rate of CPI Components for Testing Price Stickiness. *The Journal of Planning and Budgeting*, 22(3), 3-22. <http://jpbud.ir/article-1-1742-fa.html>
- Sheshinski, E., & Weiss, Y. (1977). Inflation and Costs of Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, 44(2), 287-303. <https://doi.org/10.2307/2297067>
- Taylor, J. B. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), 1-23. <https://doi.org/10.1086/260845>
- Teles, P., & Zhou, R. (2005). A Stable Money Demand: Looking for the Right Monetary Aggregate. *Federal Reserve Bank of Chicago*, 29(1), 50-63.
- Wulfsberg, F. (2009). *Price Adjustments and Inflation-Evidence from Norwegian Consumer Price Data 1975-2004*: Working Paper, No. 2009/11. <http://hdl.handle.net/11250/2577448>

(ب) فارسی

همتی، مریم، و بیات، سعید (۱۳۹۱). بررسی درجه چسبندگی قیمت‌ها. *نشریه تازه‌های اقتصاد*، ۱(۱۳۸).

۶۴-۶۵

پیوست**الف. محدودیت‌های داده**

در این بخش، محدودیت‌هایی که در داده‌های مورد استفاده وجود دارد، شرح داده می‌شود: کالاهای حراج: بخشی از کالاهای حراج از طریق کد کالا قابل تفکیک هستند، اما بخش دیگر قابل شناسایی نیستند.

اقلام دولتی و غیردولتی: کالاهای عرضه‌شده در فروشگاه‌های رفاه از نظر سیستم قیمتگذاری دو دسته‌اند: دسته اول کالاهای سراسری که قیمت آن‌ها در کل کشور به‌طور هماهنگ تعیین می‌شود. دسته دوم کالاهای محلی که قیمتشان سراسری نیست. این دو دسته کالا از طریق کد کالاها قابل تفکیک نیستند. به دلیل کم بودن واریانس قیمت هر کالا میان شعبه‌های مختلف یک استان، شعبه اصلی هر استان را نگه داشته و باقی شعب را از داده‌ها حذف کرده‌ایم. با حذف شعب فرعی استان‌ها، تعداد مشاهده‌ها از ۸۴ میلیون به ۲۹ میلیون مشاهده تقلیل یافت.

داده مورد استفاده در این پژوهش، ۵۵ درصد وزنی سبد مصرف‌کننده (که در محاسبه شاخص قیمت مصرف‌کننده توسط بانک مرکزی مورد استفاده قرار می‌گیرد) را شامل نمی‌شود که این امر به دلیل وجود مواردی از جمله اجاره مسکن (با وزن ۲۵)، داروها و خدمات پزشکی (با وزن ۵/۵)، خودروها (با وزن ۵)، هزینه حمل‌ونقل (با وزن ۲/۸۵)، اجرت خدمات مختلف مانند شهریه تحصیل (با وزن ۲)، انرژی و سوخت، خدمات مسافرتی و غیره در سبد مصرف‌کننده است که در فروشگاه‌های رفاه عرضه نمی‌شود. هرچند داده‌های فروشگاه رفاه از جنس مظنه هستند، اما در مورد تغییر قیمت این اقلام انتظار می‌رود هیئت‌مدیره فروشگاه نقش جدی داشته باشد، یعنی ممکن است اگر داده‌های فروشگاه دیگری (حتی با اقلام مشابه فروشگاه رفاه) مبنای محاسبات قرار گیرد، ماندگاری قیمت‌ها متفاوت از این مطالعه به‌دست آید. بنابراین، نقص کار کردن با این داده‌ها این است که میزان ماندگاری قیمت به‌دست‌آمده از این مطالعه لزوماً نماینده کاملی از ماندگاری قیمت کالاها در اقتصاد ایران نیست.

ب. پاکسازی داده

این بخش نحوه پاکسازی داده‌ها قبل از انجام محاسبات را شرح می‌دهد. برای جلوگیری از ایجاد خطای اندازه‌گیری در محاسبه نتایج مورد نظر، داده‌ها را به این روش تمیز کرده‌ایم: بدین منظور

مقادیری از متغیرها که به دلیل خطای اپراتور یا هر دلیل دیگری اشتباه ثبت شده بود شناسایی شد. سپس در صورت امکان اصلاح شد و در غیر این صورت از داده‌ها حذف شد. لیست موارد اصلاح یا حذف‌شده به شرح زیر است:

قیمت نامعتبر: مواردی که قیمتشان به‌طور غیرمنطقی کوچک‌تر از ۱۰۰ ریال بود از داده‌ها حذف شد. مواردی همچون تلویزیون، رادیوضبط، اتوبخار، گوشت، مرغ، و بخاری گازی با این قیمت غیرمنطقی بودند و حذف شدند. اما کیسه نایلکس مخصوص حمل کالا در انواع سایزها با قیمت کم‌تر از ۱۰۰ ریال منطقی بود.

کد کالای نامعتبر: مواردی که کد کالای آن‌ها مجموعه‌ای از اشکال نامفهوم بود از داده‌ها حذف شد.

تاریخ نامعتبر: مواردی که در آن‌ها عددی خارج از بازه ۱ تا ۱۲ برای ماه ثبت شده بود در صورت امکان اصلاح شد و در غیر این صورت حذف شد.

کالاهای اشنا‌تینون: این دسته اجناس که از روی کد یکتای کالاها قابل تشخیص بودند نیز از داده‌ها حذف شدند، چون قیمتی برای آن‌ها ثبت نشده بود.

از آن‌جا که این پژوهش قصد بررسی روند تغییرات قیمت کالاها را در طول زمان دارد، برای قیمت هر کالا طول داده قابل‌قبولی مورد نیاز است. به همین دلیل، کالاها با توالی قیمت کم‌تر از ۲۴ ماه را نیز از داده‌ها کنار گذاشتیم. پس از این اصلاح، تعداد مشاهده‌ها از ۲۹ میلیون به ۱۶ میلیون مشاهده تقلیل یافت.

پ. خلاصه آماری از داده

یکی از موضوعات قابل‌توجه که در داده‌ها مشاهده می‌شود، وجود ناهمگونی بسامد تغییرات قیمت در میان گروه‌های مختلف کالایی است. میانگین و انحراف استاندارد بسامد تغییرات قیمت و اندازه تغییرات قیمت به تفکیک گروه‌های کالایی در جداول (۱پ) و (۲پ) گزارش شده است. همان‌طور که در جدول (۱پ) مشاهده می‌شود، مواد غذایی تازه بیش‌ترین بسامد «تغییر» و «افزایش» قیمت، و لوازم تحریر و اداری کم‌ترین بسامد «تغییر»، «افزایش» و «کاهش» قیمت را داشته‌اند. بیش‌ترین بسامد «کاهش» قیمت مربوط به گروه پوشاک بوده است.

جدول ۱پ: خلاصه آماری بسامد تغییرات قیمت به تفکیک گروه‌های کالا

بهداشتی آرایشی	تحریر و اداری	خانگی و صنعتی	خوراکی آشامیدنی	غذایی تازه	پوشاک	کل
۴۶,۹۱	۳۴,۶۱	۴۶,۳۶	۴۹,۰۶	۵۲,۳۳	۴۵,۰۷	۴۵,۷۲
(۲۳,۵۴)	(۲۱,۹۲)	(۲۴,۱۲)	(۲۰,۶۶)	(۲۸,۳۷)	(۲۵,۰۳)	(۲۴,۶۴)
۲۸,۶۶	۱۹,۳۷	۲۸,۰۴	۳۱,۰۴	۳۲,۹۹	۲۵,۳۰	۲۷,۵۷
(۲۱,۱۰)	(۱۹,۰۳)	(۲۲,۰۹)	(۱۹,۵۵)	(۲۶,۱۹)	(۲۲,۵۱)	(۲۲,۲۶)
۱۸,۲۵	۱۵,۲۴	۱۸,۳۲	۱۸,۰۱	۱۹,۳۴	۱۹,۷۷	۱۸,۱۶
(۲۰,۴۴)	(۲۰,۰۳)	(۲۳,۵۲)	(۱۸,۴۷)	(۲۵,۴۶)	(۲۳,۹۲)	(۲۲,۱۱)
۳,۳۸۸	۶,۵۸۳	۳,۵۱۰	۲,۶۳۱	۴,۶۸۱	۴,۳۹۹	۴,۱۹۹
(۳,۱۲۵)	(۷,۱۷۲)	(۳,۱۲۹)	(۱,۵۴۶)	(۹,۱۴۷)	(۴,۶۳۰)	(۵,۵۸۷)
تعداد مشاهده						۱۲۱۸

جدول ۲پ: خلاصه آماری اندازه تغییرات قیمت به تفکیک گروه‌های کالا

بهداشتی آرایشی	تحریر و اداری	خانگی و صنعتی	خوراکی آشامیدنی	غذایی تازه	پوشاک	کل
۱,۰۶۸۲	۱,۱۹۲	۱,۰۸۴۴	۲,۲۰۹	۴,۲۶۳	۰,۶۹۱	۱,۰۸۷۷
(۹,۸۷۳)	(۲۰,۷۱)	(۱۲,۸۷)	(۱۰,۹۸)	(۱۰۷,۶)	(۹,۲۱۲)	(۱۲,۲۸)
۵,۰۶۰۶	۴,۲۳۸	۵,۶۹۰	۵,۰۸۶۱	۹,۴۵۱	۴,۳۹۹	۵,۶۴۷
(۱۰,۴۰)	(۲۷,۵۳)	(۱۵,۲۳)	(۱۲,۰۴)	(۱۳۷,۴)	(۱۰,۶۹)	(۱۴,۱۳)
۴,۰۱۷۸	۲,۴۵۲	۳,۷۵۴	۳,۹۳۹	۳,۸۸۵	۳,۶۶۶	۳,۹۳۱
(۴,۹۲۲)	(۳,۲۸۵)	(۴,۰۰۴)	(۴,۳۵۰)	(۴,۱۲۳)	(۳,۸۹۳)	(۴,۴۷۳)
تعداد مشاهده						۷۷۶۹۲۵۶

با توجه به **جدول (۲پ)**، بیش‌ترین و کم‌ترین اندازه «تغییر» قیمت به‌ترتیب مربوط به گروه مواد غذایی تازه و پوشاک و منسوجات بوده است. مواد غذایی تازه همچنین بیش‌ترین اندازه «افزایش» قیمت را نیز داشته است، اما بیش‌ترین اندازه «کاهش» قیمت مربوط به گروه بهداشتی و آرایشی بوده است.

ت. جداول رگرسیون

در راستای کشف رابطه نرخ تورم با بسامد تغییر قیمت و همچنین تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شدت این رابطه، در **جدول (۳پ)** در هر مرحله، تورم ماهانه تولیدکننده را همراه با تنها یکی از متغیرهای توضیحی در مدل رگرسیون قرار دادیم تا بتوانیم تاثیر قرارگیری هر متغیر همراه را با نرخ تورم در مدل مشاهده کنیم. در واقع، به این طریق می‌توان دید که با اضافه کردن هر متغیر به تصریح، ضریب تورم در مدل چه تغییری می‌کند. **جدول (۴پ)** نیز همین روند را برای اندازه تغییرات قیمت نشان می‌دهد.

اداره جدول ۳پ: نتایج رگرسیون بسامد تغییرات قیمت بر هر متغیر توضیحی به صورت جداگانه

	(۹)	(۸)	(۷)	(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
متغیر مجازی هدفمندی پارانها			۱۳,۳۹*** (۲۵,۹۶)							
متغیر مجازی تحریم			۱۳,۶۱*** (۲۳,۷۴)							
متغیر مجازی دولت یازدهم			۱۰,۵۹*** (۱۷,۲۹)							
ثابت		۲۵,۲۶*** (۳۹,۶۴)	۲۶,۳۵*** (۴۷,۹۷)	۲۸,۶۸*** (۴۳,۳۰)	-۳۲,۴۵*** (-۶,۷۹)	۲۱,۴۳*** (۳۲,۳۳)	۲۵,۵۷*** (۳۵,۶۰)	۲۵,۰۳*** (۳۲,۹۳)	۳۴,۷۷*** (۴۶,۱۷)	
تعداد مشاهده		۵۵۴۸	۵۵۴۸	۵۵۴۸	۴۵۱۰	۵۰۱۶	۵۵۴۸	۵۲۶۸	۵۵۴۸	
R2		۰,۳۱۷	۰,۳۳۱	۰,۳۵۵	۰,۳۱۰	۰,۴۰۶	۰,۳۰۹	۰,۳۱۶	۰,۲۹۲	

این جدول نتایج حاصل از رگرسیون بسامد تغییر قیمت محاسبه شده را به روش **گگنون (۲۰۰۹)** بر نرخ تورم نقطه به نقطه تولید کننده به همراه کنترل مرحله به مرحله اثر سایر متغیرهای توضیحی ارائه می کند. رگرسیون های پابل به صورت Fixed Effect تخمین زده شده اند. اعداد داخل پرانتز نشانگر مقدار آماره آهستند. علامت * نشان دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

ادامه جدول ۴پ: نتایج رگرسیون اندازه تغییرات قیمت بر هر متغیر توضیحی به صورت جداگانه

(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)	(۹)	(۱۰)
حجم واردات	-۳,۲۷۳ ^{***} (-۱۴۷,۰۰۰)								
رشد قیمت	-۰,۰۰۰۲۷۳ ^{***} (-۱۳,۵۵)								
نفت									
متغیر مجازی هدفمندی یارانهها	۰,۰۸۷۱ ^{***} (۵۲,۹۵)								
متغیر مجازی تحریم	۰,۰۳۰۳ ^{***} (۳۲,۸۲)								
متغیر مجازی دولت یازدهم	-۱,۰۵۱ ^{***} (-۸۵,۵۵)								
ثابت	۱,۱۹۱ ^{***} (۶۶,۵۱)	۰,۶۴۳ ^{***} (۳۳,۵۱)	۱,۰۶۸ ^{***} (۵۳,۵۲)	۰,۵۹۱ ^{***} (۲۸,۴۳)	۱,۱۷۱ ^{***} (۵۶,۵۹)	۲۷,۴۸ ^{***} (۱۵۴,۱۴)	۱,۱۵۴ ^{***} (۶۳,۵۷)	۰,۰۷۱۱ ^{***} (۳۳,۱۵)	۱,۰۸۹ ^{***} (۵۸,۰۰۸)
تعداد مشاهده	۷۷۷۰,۵۷۸	۷۷۷۰,۵۷۸	۷۳۳۹۱۴۷	۷۷۷۰,۵۷۸	۶۸۸۲۱۲۸	۶۸۸۲۱۲۸	۷۷۷۰,۵۷۸	۷۷۷۰,۵۷۸	۷۷۷۰,۵۷۸
R2	۰,۰۳۷	۰,۰۲۶	۰,۰۲۷	۰,۰۲۳	۰,۰۲۷	۰,۰۲۹	۰,۰۲۷	۰,۰۲۸	۰,۰۲۸

این جدول نتایج حاصل از رگرسیون اندازه تغییر قیمت را بر نرخ تورم ماهانه تولید کننده و مخدور آن به همراه کنترل مرحله به مرحله اثر سایر متغیرهای توضیحی ارائه می کند.
رگرسیون های پابل به صورت Fixed Effect تخمین زده شده اند. اعداد داخل پرانتز نمایانگر مقدار آماره t هستند. علامت * نشان دهنده معناداری در سطح ۵ درصد، ** در سطح ۱ درصد، و *** در سطح ۰/۱ درصد است.

ارزیابی مدل‌های سنجش فرار مالیاتی از اقتصاد نئوکلاسیک تا اقتصاد رفتاری: رهیافت تحلیل سلسله‌مراتبی در اقتصاد ایران

وحیده احمدی | s.ahmadi@rose.shirazu.ac.ir

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

روح‌اله شهنازی | rshahnazi2004@yahoo.com

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
(نویسنده مسئول).

کریم اسلام‌ویان | keslamlo@shirazu.ac.ir

استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

احمد صدرايي جواهری

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۰۳/۱۰

دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۲۴

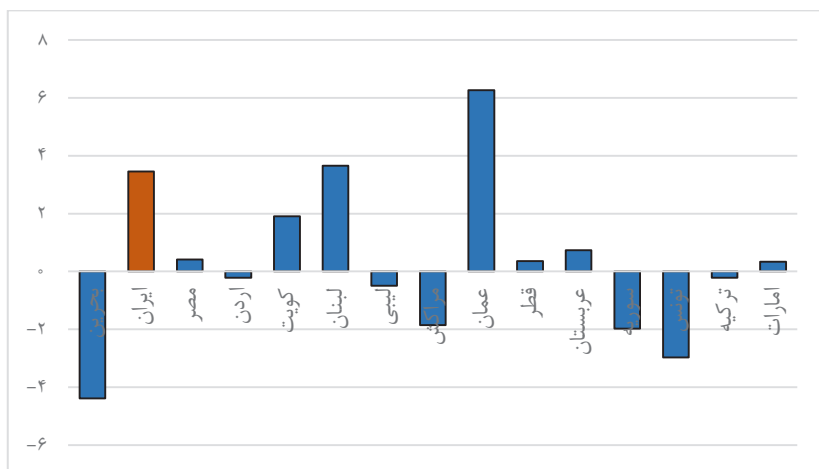
چکیده: مالیات به عنوان مهم‌ترین منبع درآمدی دولت‌ها و یکی از ابزارهای سیاستی در سیاست‌گذاری‌های توسعه نقش کلیدی ایفا می‌نماید. در این پژوهش، تکامل مدل‌های مختلف فرار مالیاتی از رویکرد نئوکلاسیک تا اقتصاد رفتاری و سیر تکاملی مدل‌ها و چالش‌ها و نتایج تجربی به‌دست‌آمده از این مدل‌ها مورد بررسی قرار گرفته و پیش‌فرض متغیرهای موثر بر فرار مالیاتی در هر یک از مدل‌ها استخراج و تحلیل شده است. سپس با استفاده از روش تحلیل سلسله‌مراتبی با توجه به نظرات متخصصان حوزه مالیاتی عوامل موثر بر فرار مالیاتی در مدل‌های مختلف رتبه‌بندی می‌شود تا مشخص شود که مدل بهتر برای توضیح و سنجش عوامل موثر بر فرار مالیاتی در ایران کدام است. نتایج نشان می‌دهد که عدم ثبات ترجیحات، زیان‌گریزی، و ابهام‌گریزی از عوامل اصلی تاثیرگذار بر فرار مالیاتی هستند. همچنین، پیش‌فرض رفتاری عقلایی و سازگاری رفتاری کم‌ترین درجه توضیح‌دهندگی فرار مالیاتی را در ایران دارد. براساس نتایج به‌دست‌آمده، در تحلیل و سنجش فرار مالیاتی در ایران نیاز به اصلاح پارادایم به سمت مدل‌های اقتصاد رفتاری است.

کلیدواژه‌ها: فرار مالیاتی، اقتصاد نئوکلاسیک، اقتصاد رفتاری، تحلیل سلسله‌مراتبی، سیاست‌گذاری مالیاتی.

طبقه‌بندی JEL: C60, H26

مقدمه

انجام تعهدات دولت در عرصه‌های اقتصادی و اجتماعی و تلاش در راستای تحقق اهدافی همچون رشد اقتصادی، ثبات قیمت‌ها، افزایش اشتغال، و توزیع عادلانه درآمد نیازمند منابع درآمدی است. تجربه کشورها نشان می‌دهد که درآمدهای مالیاتی مناسب‌ترین منبع درآمدی دولت‌هاست و مالیات به عنوان ابزاری کارآمد در راستای اجرای سیاست‌های اقتصادی و هدایت اقتصاد در مسیر اهداف کلان اقتصادی نظیر تثبیت اقتصادی، ایجاد اشتغال، رشد اقتصادی، و بهبود رفاه اجتماعی محسوب می‌گردد (Hadian & Tahvili, 2013). یکی از معضلات اساسی که سیستم مالیاتی کشور با آن مواجه است، وجود اقتصاد سایه و فرار مالیاتی است. فرار مالیاتی نه تنها به کاهش درآمد منجر می‌گردد، بلکه به ایجاد اختلالات جدی در توزیع منابع و فعالیت‌های اقتصادی می‌انجامد (Hadian & Tahvili, 2013). گزارش بانک جهانی از اندازه اقتصاد سایه در ۱۵۸ کشور جهان نشان می‌دهد که با وجود این که ایران به لحاظ این شاخص از جایگاه مناسبی در خاورمیانه برخوردار است^۱، اما بررسی روند تغییرات این متغیر طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۰ نشان می‌دهد (شکل ۱) که ایران بعد از عمان و لبنان بیش‌ترین درصد رشد را در اندازه اقتصاد سایه در این دوره زمانی دارد (Medina & Schneider, 2018). افزایش نرخ بیکاری، تورم، و کسری بودجه دولت از عواملی است که طی سال‌های اخیر در رشد اندازه اقتصاد سایه و فرار مالیاتی در کشور تاثیرگذار بوده است (Motallebi et al., 2020).



شکل ۱: رشد اقتصاد سایه در کشورهای خاورمیانه طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۰

۱. اندازه اقتصاد سایه در ایران (۱۸/۳۸) از میانگین کشورهای خاورمیانه (۲۳/۵۷) کم‌تر است.

تاکنون ارزیابی‌های آماری متعددی توسط تحلیلگران مالی و اقتصاددانان (Sadeghi & Shakibaei, 2001) و امیدپور و همکاران، ۱۳۹۴) در تخمین فرار مالیاتی و اقتصاد سایه در اقتصاد ایران انجام گرفته که نشان داده معضل فرار مالیاتی جدی بوده است. پیچیدگی ساختار مالیاتی کشور از حیث تنوع و عدم شفافیت قوانین و مقررات در پیوند با ساختار اقتصادی خاص کشور به افزایش احتمال و تنوع روش‌های فرار مالیاتی در اقتصاد منجر شده است. در عین حال، ضعف نهادی و سازوکارهای متنوع جمع‌آوری مالیات مشکلات را تشدید نموده است.

با توجه به اهمیت فرار مالیاتی در کاهش معنادار درآمدهای مالیاتی در بیش‌تر کشورهای جهان، مطالعات متعددی برای شناخت دلایل فرار مالیاتی انجام گرفته است (Allingham & Sandmo, 1972; Friedland, 1982; Snow & Warren, 2007). این پژوهش‌ها که سیر تکاملی آن از اقتصاد نئوکلاسیک تا اقتصاد رفتاری را شامل می‌گردد، پارامترهای متعددی را در آزمون عوامل موثر بر فرار مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند. با پیشرفت علم کامپیوتر، روش‌های شبیه‌سازی مبتنی بر مدل‌های عامل‌مبنا^۱ به منظور توضیح پدیده‌های پیچیده اجتماعی نظیر فرار مالیاتی، تحولی شگرف در بررسی عوامل تعیین‌کننده فرار مالیاتی ایجاد نموده است.

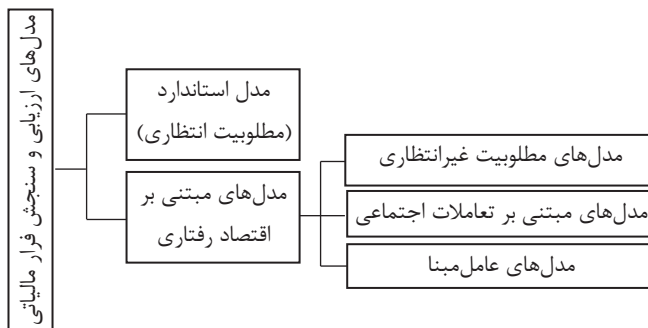
در این پژوهش سعی می‌شود ضمن معرفی مدل‌های نئوکلاسیک فرار مالیاتی و اشکالات آن، روند تکاملی این مدل‌ها از اقتصاد نئوکلاسیک به اقتصاد رفتاری به منظور تبیین دقیق نتایج آن‌ها با نتایج دنیای واقعی مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد. بررسی مطالعات انجام‌یافته در زمینه فرار مالیاتی در اقتصاد ایران (Fotros & Dalaei Milan, 2016; Rezagholizadeh et al., 2019) نشان می‌دهد که تنها بر عوامل اقتصادی موثر بر این پدیده تاکید گردیده و نقش عوامل روانی و رفتاری، و تاثیر هنجارهای اجتماعی بر فرار مالیاتی نادیده گرفته شده است. اما نکته‌ای که وجود دارد آن است که فرار مالیاتی فقط ریشه اقتصادی ندارد و نقش عوامل رفتاری و نهادی نیز در شکل‌گیری آن باید مد نظر قرار گیرد (Andrei et al., 2014; Hokamp, 2014; Korobow et al., 2007). با توجه به ابهامات موجود در خصوص تعیین کاراترین پارامترها برای تحلیل فرار مالیاتی در اقتصاد ایران، پس از بررسی نظریه‌های موجود و استخراج فروض و پارامترهای مرتبط با هر مدل، معیارهای اصلی این مدل‌ها استخراج شدند و از طریق نظرسنجی از خبرگان مالیاتی کشور و با استفاده از روش تحلیل سلسله‌مراتبی^۲ (AHP) درجه اهمیت معیارها به منظور تعیین مناسب‌ترین پارامترها برای تحلیل فضای مالیات در اقتصاد کشور تعیین گردید.

1. Agent Based Models
2. Analytical Hierarchy Process

پژوهش شامل چهار بخش است. پس از بیان مقدمه‌ای در خصوص اهمیت درآمدهای مالیاتی در تامین منابع درآمدی دولت در بخش نخست، در بخش دوم مبانی نظری مدل‌های تحلیل و سنجش فرار مالیاتی ارائه می‌شود. در بخش سوم روش پژوهش بیان می‌شود و معیارهای ارزیابی فرار مالیاتی با استفاده از روش تحلیل سلسله‌مراتبی مشخص می‌گردد. در نهایت، بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

طبیعت جرم‌شناسانه فرار مالیاتی و مجازات ناشی از آن سبب می‌شود که فرار مالیاتی عموماً به‌آسانی قابل مشاهده نباشد و اقتصاددانان از روش‌های غیرمستقیم برای شناسایی و سنجش فرار مالیاتی استفاده کنند. همان‌طور که در **شکل (۲)** مشخص شده، مدل‌های ارزیابی و تحلیل فرار مالیاتی شامل سه دسته اصلی مدل‌های استاندارد با مطلوبیت انتظاری، مدل‌های غیرانتظاری تحت ریسک یا ناطمینانی، و مدل‌های عامل‌مبنا می‌شوند. در ادامه به صورت مختصر هر یک از مدل‌ها تشریح می‌گردد.



شکل ۲: مدل‌های ارزیابی و تحلیل فرار مالیاتی

مروری بر مدل‌های تصمیم برای فرار مالیاتی

در این بخش به صورت خلاصه مروری بر نظریه‌های اقتصادی که در تصمیم برای فرار مالیاتی کاربرد دارد ارائه می‌گردد. به این منظور ابتدا مدل مطلوبیت انتظاری توصیف می‌شود و محدودیت‌های آن مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و سپس تلاش‌هایی که توسط پژوهشگران برای رفع این محدودیت‌ها از

طریق وارد کردن ایده‌های اقتصاد رفتاری به مدل‌ها به انجام رسیده، به صورت مختصر ارائه می‌گردد.

مدل‌های مبتنی بر مطلوبیت انتظاری

نقطه شروع مدلسازی تصمیم برای فرار مالیاتی، بررسی رفتار پرداخت‌کننده مالیات با سطح درآمد مشخصی است که انتخاب می‌نماید چه مقدار از این درآمد را اظهار نماید. این وضعیتی است که برای اولین بار در پژوهش آلینگام و ساندمو (۱۹۷۲) مورد مطالعه قرار گرفت. فرض می‌شود که درآمد افراد برای سازمان مالیاتی ناشناخته است. همچنین، پرداخت‌کننده احتمال هدف ممیزی را می‌داند. کشف درآمد اظهارنشده توسط ممیزی به دریافت مالیات به اضافه جریمه منجر می‌گردد. فرض می‌شود سطح درآمد واقعی Y ، سطح درآمد اظهارشده به سازمان مالیاتی X باشد. بنابراین، درآمد اظهارنشده معادل $E = Y - X$ خواهد بود. نرخ مالیات در τ ثابت است و جریمه اگر ممیزی صورت گیرد، معادل $f\tau E$ خواهد بود. مسئله تصمیم برای پرداخت‌کننده انتخاب سطح E خواهد بود. بعد از تصمیم برای فرار مالیاتی دو وضعیت قابل‌پیش‌بینی است. اگر فرار مالیاتی موفقیت‌آمیز باشد، درآمد در دسترس فرد $Y^n = Y - \tau X$ و اگر فرار شناسایی شود، درآمد در دسترس $Y^c = Y - \tau Y - f\tau E$ خواهد بود. این دو وضعیت با احتمال هدف $1-p$ و p اتفاق می‌افتد. پرداخت‌کننده سطح درآمد هدف را در هر وضعیت با استفاده از تابع مطلوبیت $U(0)$ که دارای فروض استاندارد $U' > 0$ و $U'' < 0$ است مورد ارزیابی قرار می‌دهد. مسئله بهینه‌یابی که پرداخت‌کننده با آن مواجه است به صورت رابطه (۱) نوشته می‌شود:

$$\max V = PU(Y[1 - \tau] - f\tau E) + [1 - P]U(Y[1 - \tau] + \tau E) \quad (۱)$$

شرایط مرتبه اول و دوم برای دستیابی به نقطه بهینه داخلی^۱ به صورت روابط (۲) و (۳) به دست می‌آید:

$$-PfU'(Y^c) + [1 - P]U'(Y^n) = 0 \quad (۲)$$

$$S \equiv Pf^2U''(Y^c) + [1 - P]U''(Y^n) < 0 \quad (۳)$$

شرط کافی فرار مالیاتی از طریق معادله (۲) در $E = 0$ به دست می‌آید. این نشان می‌دهد که سطح انتخاب برای فرار مالیاتی $E > 0$ زمانی بهینه است که شرط $f < \frac{1-p}{p} \equiv \bar{f}(P)$ برقرار باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، شرط کافی مستقل از ترجیحات است. بنابراین، اگر یک پرداخت‌کننده فرار را انتخاب کند، پس همه باید فرار را انتخاب نمایند. علاوه بر این، مدل پیش‌بینی می‌نماید که

همه پرداخت کنندگان باید فرار را انتخاب نمایند، اگر $P < 0.5$ باشد. بنابراین، ارزش احتمال ممیزی برای ممانعت از فرار مالیاتی فراتر از آن چیزی است که مشاهده می‌شود.

اسلمرد و ییتزاکي^۱ (۲۰۰۲)، نشان می‌دهند که بخش اعظمی از افراد واقعاً انتخاب می‌کنند که همه درآمد خود را اظهار نمایند و به این صورت اولین چالش مدل نئوکلاسیک فرار مالیاتی مشخص گردید. تابع هدفی که در مدل **آلینگام و ساندمو** (۱۹۷۲) مورد استفاده قرار می‌گیرد اکیداً مقعر^۲ است. بنابراین، اگر راه‌حل داخلی وجود داشته باشد باید منحصر به فرد باشد. افزایش در P یا f میزان E را کاهش می‌دهد. پیش‌بینی اثر افزایش نرخ مالیات بر فرار مالیاتی معادل $\frac{dE}{d\tau} = -\frac{1}{S} \frac{\partial^2 V}{\partial E \partial \tau}$ است. با استفاده از معیار آروپرات $r(I) = -\frac{U''(I)}{U'(I)}$ از ریسک‌گریزی مطلق، $\frac{\partial^2 V}{\partial E \partial \tau} = PfU'(Y^C)[Y[r(Y^n) - r(Y^C)] - E[r(Y^n) + r(Y^C)f]]$ می‌گردد (Pratt, 1978). اگر ریسک‌گریزی مطلق کاهشی باشد، زمانی که درآمد افزایش می‌یابد $r(Y^n) < r(Y^C)$ است. بنابراین، $\frac{\partial^2 V}{\partial E \partial \tau} < 0$ دلالت بر این دارد که سطح فرار زمانی که نرخ مالیات افزایش می‌یابد پایین خواهد آمد. این نتایج در تضاد با بسیاری از شواهد تجربی است (Andreoni et al., 1998; Cowell, 2003; Frey & Feld, 2002). منبع این نتایج این است که جریمه مضربی از فرار مالیاتی است. نرخ موثر جریمه معادل ftE است. بنابراین، جریمه زمانی که نرخ مالیات کاهش می‌یابد سخت‌تر می‌شود که این خود مانع فرار مالیاتی می‌گردد، اما شواهد تجربی اندکی این نتایج را تایید می‌کنند (Hokamp et al., 2018). برخی دیگر از کاستی‌هایی که در نظریه مطلوبیت انتظاری وجود دارد عبارت‌اند از:

۱. تابع مطلوبیت لزوماً خطی نیست و با توجه به متفاوت بودن ترجیحات افراد در بیش‌تر موارد به صورت غیرخطی خواهد بود.
۲. افراد به احتمالات زیاد و کم نسبت به احتمالات متوسط حساسیت بیش‌تری نشان می‌دهند. بنابراین، احتمالات یکسان ارزش مساوی ندارند و ارزش واقعی احتمالات با ارزش عددی آن‌ها متفاوت است. برای مثال، می‌توان بیان کرد احتمال وقوع یک تصمیم در حالت صفر تا یک درصد نسبت به تصمیم با احتمال وقوع ۵۵ تا ۵۶ درصد از نظر عددی یکسان است، اما ارزش واقعی این دو حالت برای فرد تصمیم‌گیرنده یکسان نیست.
۳. ترجیحات افراد در طول زمان تغییر می‌کند. بنابراین، مطلوبیت آن‌ها نیز برحسب دوره‌های

1. Slemrod & Yitzhaki

2. Strictly Concave

زمانی متفاوت خواهد بود. اما در نظریه مطلوبیت انتظاری فرض می‌شود که میزان مطلوبیت همواره ثابت است.

۴. حساسیت افراد نسبت به تابع زیان در مقایسه با تابع سود بیش‌تر است. بنابراین، افراد نسبت به کمینه کردن زیان خود اقدام می‌کنند (Cartwright, 2018).

همه این کاستی‌ها به ارائه نظریه مطلوبیت غیرانتظاری منجر گردید.

مدل‌های مبتنی بر مطلوبیت غیرانتظاری^۱

در نظریه مطلوبیت غیرانتظاری مدل‌های انتخاب تحت ریسک و نااطمینانی^۲ مطرح است که به صورت مختصر مدل‌های انتخاب تحت ریسک و نااطمینانی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مدل‌های انتخاب تحت شرایط ریسک

مدل مطلوبیت انتظاری وابسته به رتبه^۳

این مدل ابتدا توسط **کوچین**^۴ (۱۹۸۱) مطرح گردید. در مدل اولیه $(p_1, x_1; \dots; p_n, x_n)$ مجموعه‌ای از $n, \dots, 1 = j$ نتیجه وجود دارد که بخشی از مجموعه وضعیت‌های موجود (Ω) را نشان می‌دهد. احتمالات $p_1, \dots, p_n$ غیرمنفی هستند و مجموع آن‌ها برابر یک است. تابع مطلوبیت وزنی به صورت رابطه (۴) است:

$$\sum_{j=1}^n \pi_j U(x_j) \quad (4)$$

که در آن U تابع مطلوبیت و π_j اهمیت وزن برای نتیجه x_j را نشان می‌دهد که ممکن است متفاوت با احتمال p_j باشد. بنابر **جانسون و شکاد**^۵ (۱۹۸۹)، وزن‌های تصمیم مرتبط با بازه زمانی است که در آن تصمیم‌گیرنده نتایج را مقایسه می‌نماید. او سپس به تابع مطلوبیت رتبه‌ای دست یافت. مطابق نظریه کلاسیک مطلوبیت انتظاری، وزن تصمیم (π_j) تنها به احتمال (p_j) بستگی دارد. به

1. Non-Expected Utility Theory

۲. تفاوت بین ریسک و نااطمینانی در این است که در ریسک احتمال وقوع هر پیامد مشخص است، اما در نااطمینانی مشخص نیست.

3. Rank Dependent Expected Utility Theory

4. Quiggin

5. Johanson & Schekade

عبارت دیگر، وزن تصمیم مستقل از سایر نتایج و احتمالات ممکن است. پس تابع مطلوبیت انتظاری به صورت رابطه (۵) بیان می‌شود:

$$\sum_{j=1}^n w(p_j) U(x_j) \quad (5)$$

نکته‌ای که وجود دارد آن است که تصمیم‌گیری فرد نه تنها به نتیجه‌ای که به دست می‌آورد وابسته است، بلکه به احتمال آن نتیجه و مقایسه آن با دیگر نتایج نیز بستگی دارد. فرض کنید تصمیم‌گیرنده یک فرد بدبین است و بخت‌آزمایی با نتایج زیر را بررسی می‌نماید:

$$\left(\frac{1}{3}, 30; \frac{1}{3}, 20; \frac{1}{3}, 10\right)$$

بنابراین، او توجه بیش‌تری به احتمال $\frac{1}{3}$ با نتیجه ۱۰ (بدترین نتیجه) خواهد داشت. پس می‌توان بیان داشت که وزن تصمیم برای نتیجه $(\pi_3 = 10)$ معادل $\frac{1}{2}$ است و تصمیم‌گیرنده توجه به نسبت کم‌تری به سایر نتایج دارد $(\pi_2 + \pi_3 = \frac{1}{2})$. بنابراین، او نیمی از مابقی توجه خود را به نتیجه ۲۰ خواهد داشت. پس $\pi_2 > \frac{1}{4}$; $\pi_2 = \frac{1}{3}$ و مابقی توجه به نتیجه ۳۰ است که بسیار کوچک و معادل $\pi_1 = \frac{1}{6}$ است. به‌طور معمول، چنین وضعیت‌هایی هر روز در رفتار بشر اتفاق می‌افتد. بر اساس قانون مورفی^۱، بدبینی، ناشی از باور غیرمنطقی از وقوع یک حادثه نامطلوب است که منجر می‌شود تصمیم‌گیرنده احتمالات غیرواقعی و نامطلوب را بیش از حد وزن‌دهی نماید که این امر او را وادار به گرفتن تصمیم‌های احتیاطی و حساب‌شده می‌نماید.

نوع دیگری از رتبه‌بندی جایی است که در آن هر دو بدترین و بهترین نتیجه مد نظر گیرنده است و توجه کم‌تری به نتایج میانی دارد. بنابراین، او به این نتیجه رسید که وزن تصمیم π_j که از نتیجه x_j به دست می‌آید، نه تنها به احتمال آن (p_j) بلکه به وضعیت آن در رتبه‌بندی بستگی دارد. بنابراین اگر $x_1 > \dots > x_n$ باشد، تابع مطلوبیت انتظاری وابسته به رتبه به صورت رابطه (۶) بیان می‌گردد:

$$RDU(p_1, x_1; \dots, p_n, x_n) = \sum_{j=1}^n \pi_j U(x_j) \quad (6)$$

که در آن $\pi_j = w(p_1 + \dots + p_j) - w(p_1 + \dots + p_{j-1})$ است. بر اساس این، کویجین (۱۹۸۱) به این نتیجه می‌رسد که تابع مطلوبیت انتظاری وابسته به رتبه باید به صورت S معکوس باشد. به عبارتی، تصمیم‌گیرنده برای نتایجی که با احتمال کم در برگیرنده سود است ریسک‌پذیر، و برای نتایجی که با احتمال کم دربرگیرنده زیان است، ریسک‌گریز خواهد بود. پس فرض اکیداً مقعر بودن تابع مطلوبیت انتظاری ون نیومن - مورگنسترن^۲ نقض می‌گردد (Quiggin, 1981).

1. Murphy Law

2. Von Neumann & Morgenstren

مدل چشم‌انداز^۱

ایده اصلی نظریه چشم‌انداز این است که نقطه مرجعی^۲ وجود دارد که نسبت به آن زیان‌ها و فواید سنجیده می‌شود (شکل ۳). این نظریه ابتدا توسط کاهنمن و تورسکی^۳ (۱۹۷۹) ارائه گردید. بر اساس نظریه، هر تصمیم‌گیرنده چشم‌اندازهای در دسترس خود را ارزیابی می‌نماید و چشم‌انداز با بالاترین ارزش را انتخاب می‌کند (Kahneman Tversky, 1979). این فرایند با بررسی تصمیم‌گیرنده‌ای که انتخاب بین دو چشم‌انداز را مورد بررسی قرار می‌دهد به شرح زیر تشریح می‌گردد:

- چشم‌انداز اول با احتمال p_1 اتفاق می‌افتد و نسبت به نقطه مرجع R نتیجه $y = I^+ - R$ را دارد.

- چشم‌انداز دیگر با احتمال p_2 نسبت به نقطه مرجع نتیجه $y = I^- - R$ را در بر دارد. ارزش کل

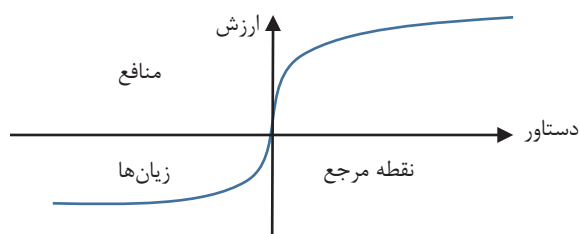
این تابع چشم‌انداز به صورت رابطه (۷) اندازه‌گیری می‌شود:

$$v = w_1(p_1)v(x) + w_2(p_2)v(y) \quad (7)$$

که در آن $w_i(p_i)$ وزن‌های تصمیم هستند. با فرض این که $w_i(p_i) \equiv p_i$ و فروض زیر برقرار باشد:

$v''(z) > 0$ برای $z < 0$ و $v''(z) < 0$ برای $z > 0$ شرط تحدب برای زیان‌ها و تقعر در فواید

برقرار خواهد بود (Hashimzade et al., 2013).

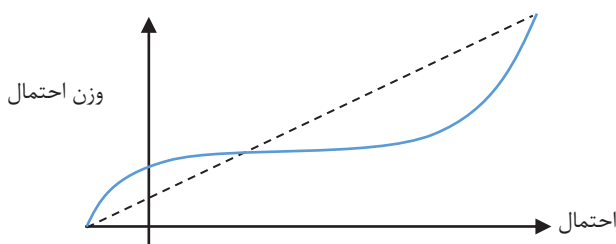


شکل ۳: تابع چشم‌انداز

1. Prospect Theory
2. Reference Point
3. Kahneman & Tversky

مدل چشم انداز تجمعی^۱

نظریه چشم انداز انتخاب میان چشم اندازهای ریسکی را برای تعداد کمی از نتایج نشان می دهد که با تعدیل آن توسط همین پژوهشگران در نظریه چشم انداز تجمعی قابل بسط به تعداد زیادی از نتایج است. آنچه در نظریه چشم انداز تجمعی اهمیت دارد تابع وزنی احتمال است (شکل ۴) که بیانگر دو ویژگی کاهش حساسیت و جذابیت است. تغییر احتمال تصمیم گیری فرد بین صفر و یک ناشی از ویژگی کاهش حساسیت، تعیین کننده تحذب یا تقعر تابع (شکل تابع) است. به دلیل وجود نقطه مرجع، افراد احتمال وقوع نتیجه را با آن نقطه مقایسه می نمایند. به بیان دیگر، حساسیت نسبت به احتمالات در نقاط نزدیک به مرجع برای افراد بیش تر است. علاوه بر این، افراد در تصمیم گیری های خود توانایی سنجش و مقایسه دارند که این امر سبب تقلیل حساسیت می شود. تصمیم گیری برای افراد درجه اهمیت یکسانی ندارد و درجه اهمیت آن ها توسط ویژگی جذابیت تعیین می شود. بر مبنای اصل جذابیت، تابع وزنی احتمال در بالا یا پایین خط ۴۵ درجه قرار می گیرد (Mosleh et al., 2013).



شکل ۴: تابع وزنی در نظریه چشم انداز تجمعی

بنابراین، چشم انداز شامل مجموعه زوج های $\{x_i, A_i\}$ که در آن x_i بیانگر نتیجه ای است که در صورت وقوع چشم انداز A_i اتفاق می افتد. برای $x_i < 0$ $i = -m, \dots, 0$ و برای $x_i > 0$ $i = 1, \dots, n$ است. f^+ و f^- به عنوان بخش های مثبت و منفی تابع چشم انداز معرفی می شوند. بنابراین، نظریه چشم انداز تجمعی به صورت رابطه (۸) بیان می شود:

$$(v(f) = v(f^+) + v(f^-)) \quad (8)$$

که در آن $v(f^+) = \sum_{i=1}^n w_i^+ v(x_i)$ و $v(f^-) = \sum_{i=-m}^0 w_i^- v(x_i)$ و وزن های تصمیم گیری به صورت رابطه (۹) هستند:

$$\begin{cases} w_n^+ = w^+(A_n), w_{-m}^- = w^-(A_{-m}) \\ w_i^+ = w^+(A_i \cup \dots \cup A_n) - w^+(A_{i+1} \cup \dots \cup A_n) \\ w_i^- = w^-(A_{-m} \cup \dots \cup A_i) - w^-(A_{-m} \cup \dots \cup A_{i-1}) \end{cases} \quad (9)$$

اگر احتمال مثبت p_i برای هر x_i وجود داشته باشد، بنابراین وزن‌های تصمیم به صورت رابطه (۱۰) هستند:

$$\begin{cases} w_n^+ = w^+(p_n), w_{-m}^- = w^-(p_{-m}) \\ w_i^+ = w^+(p_i + \dots + p_n) - w^+(p_{i+1} + \dots + p_n) \\ w_i^- = w^-(p_{-m} + \dots + p_i) - w^-(p_{-m} + \dots + p_{i-1}) \end{cases} \quad (10)$$

از آنجایی که شکل تابعی مشخصی برای پیامدها تعریف نشده است، اما به نظر می‌رسد نظریه چشم‌انداز در خصوص مسئله انتخاب، انعطاف‌پذیری بالایی داشته باشد. همچنین، با توجه به این که این تابع در فواید مقعر و در زیان‌ها محدب است، شواهد روان‌شناسی را هم در بر خواهد گرفت. با وجود پیشرفت‌هایی که نظریه چشم‌انداز در خصوص پیش‌بینی رفتارهای ناشی از فرار مالیاتی ایجاد نموده است، اما هنوز تناقضاتی در پیش‌بینی این مدل‌ها (به‌ویژه تاثیر نرخ مالیات بر فرار مالیاتی) مشاهده می‌گردد (Tversky & Kahneman, 1992).

مدل‌های انتخاب تحت شرایط نااطمینانی

مدل‌های مبتنی بر ابهام‌گریزی^۱

اسنو و وارن (۲۰۰۷)، برای اولین بار ایده ابهام را برای تصمیم در زمینه فرار مالیاتی مورد استفاده قرار می‌دهند. ابهام در مدل آنان به معنای کمبود اطلاعات دقیق در خصوص احتمال ممیزی است. بنابراین، از توزیع احتمال مرتبه دوم برای احتمال ممیزی استفاده می‌کنند. افزایش در ابهام به افزایش پراکندگی این توزیع احتمال منجر می‌گردد. این دو نشان می‌دهند که افزایش نااطمینانی در خصوص احتمال ممیزی به افزایش قبول مالیاتی برای مشمول ابهام‌گریز و کاهش قبول مالیاتی برای مشمول ابهام‌دوست^۲ منجر می‌گردد. آن‌ها با استفاده از شواهد آزمایشگاهی نشان می‌دهند که افراد بر اساس ترجیحات در ابهام، ناهمگن هستند. پس ترجیحات افراد برای فرار مالیاتی بسته به ابهام در سیاستگذاری‌های مالیاتی متفاوت خواهد بود.

1. Ambiguity Aversion
2. Ambiguity Lovers

ایده بالاتر یا پایین‌تر بودن ابهام، ایده‌ای جالب توجه در تصمیم برای قبول مالیاتی است، زیرا پرسش‌های مهم سیاستی درباره اثر شفافیت بیش‌تر یا کم‌تر در فرایند ممیزی مطرح است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش در ابهام با شفافیت کم‌تر در فرایند ممیزی به افزایش بیش‌تر قبول مالیاتی منجر می‌گردد. بنابراین، با وارد نمودن ابهام سطح قبول مالیاتی از مدل استاندارد بیش‌تر می‌شود، اما باز هم وارد نمودن این پارامتر مسیر تاثیر مالیات بر فرار مالیاتی را آن‌چنان که شواهد تجربی به‌دست‌آمده از موسسه خدمات درآمدی داخلی ایالات متحده^۱ نشان می‌دهند، تغییر نمی‌دهد (Snow & Warren, 2007).

مدل‌های مبتنی بر هزینه‌های فیزیکی و هنجارهای اجتماعی^۲

فرضی که در مدل‌های نئوکلاسیک وجود دارد آن است که تصمیم هر پرداخت‌کننده برای قبول یا فرار مالیاتی مستقل از دیگر پرداخت‌کنندگان است. دلیلی که برای لحاظ نمودن تعاملات اجتماعی وجود دارد آن است که احساس گناهی که فرد از فرار مالیاتی انجام می‌دهد بستگی به تفکر یا عمل سایر افراد در اجتماع دارد. اولین مدلی که هزینه‌های اجتماعی فرار مالیاتی را مورد بحث قرار می‌دهد، توسط **گوردون (۱۹۸۹)**^۳ ارائه می‌شود. ایده‌ای که استفاده می‌شود آن است که پرداخت‌کننده‌ای که فرار مالیاتی انجام می‌دهد اگر ممیزی شود متحمل احساس گناه یا ناراحتی خواهد شد که این سطح مطلوبیت او را کاهش خواهد داد. بر اساس این، پیامد پرداخت‌کننده مالیات به صورت رابطه (۱۱) به‌دست می‌آید:

$$V = PU(Y[1 - \tau] - f\tau E) + [1 - P]U(Y[1 - \tau] + \tau E) - \chi E \quad (11)$$

که در آن χE هزینه مطلوبیت ناشی از فرار مالیاتی است. ارزش بالاتر χ به عنوان هزینه‌های فیزیکی بالاتر ناشی از فرار تعبیر می‌گردد. بنابراین، فرار مالیاتی زمانی اتفاق خواهد افتاد که $V - \chi > 0$ باشد. بسط دوم مدل هزینه‌های اجتماعی بر اساس این است که ارزش χ در میان پرداخت‌کنندگان مختلف متفاوت باشد. بنابراین، پرداخت‌کنندگانی که $V - \chi > 0$ داشته باشند فرارکننده مالیات، و آن‌هایی که $V - \chi < 0$ داشته باشند، قبول‌کننده مالیات خواهند بود. این شرط اجازه می‌دهد که جمعیت پرداخت‌کنندگان به دو گروه قبول‌کننده و فرارکننده مالیات تقسیم‌بندی گردد (Gordon, 1989).

فرض جایگزین دیگر، افزایش و کاهش مطلوبیتی است که از تعقیب هنجارهای اجتماعی توسط

1. Internal Revenue Service

2. Physic Cost and Social Custom Models

3. Gordon

قبول کننده و فرار کننده مالیات ایجاد می‌گردد. فرض بر این است که فایده‌ای که از افزایش مطلوبیت در نتیجه تعقیب هنجارهای اجتماعی ایجاد می‌گردد تابعی افزایشی از نسبت پرداخت‌کنندگانی است که قبول مالیات انجام می‌دهند. این نگرش توسط میلز و نیلور (۱۹۹۶)^۱ پیشنهاد گردید که مشتمل بر مراحل زیر است:

فرض شده است که سطح مطلوبیت پرداخت‌کننده‌ای که با درآمد Y و نرخ مالیات τ مواجه است، در صورتی که فرار مالیاتی انجام ندهد به صورت $V^{NE} = U(Y[1 - \tau]) + bR(1 - \mu) + c$ است. پارامترهای $b \geq 0, c \geq 0$ گرایش هر پرداخت‌کننده را به هنجارهای اجتماعی نشان می‌دهد که انتظار بر این است که میان پرداخت‌کنندگان مختلف متفاوت باشد و μ نسبت جمعیت فرارکننده مالیاتی است. زمانی که تصمیم برای فرار گرفته می‌شود، سطح مطلوبیت معادل $V^E = \max\{PU(Y[1 - \tau] - f\tau[Y - X]) + [1 - P]U(Y - \tau X)\}$ است که مطلوبیت ناشی از تعقیب هنجارهای اجتماعی زمانی که فرار انتخاب می‌گردد کاهش می‌یابد. سطح بهینه گزارش درآمد باید شرط مرتبه اول رابطه (۱۲) را ارضا نماید:

$$PfU'(Y[1 - \tau] - f\tau[Y - X]) - [1 - P]U'(Y - \tau X) = 0 \quad (12)$$

آنچه از شرط مرتبه اول استنباط می‌گردد آن است که اگر فرار انتخاب گردد، سطح عدم قبول معادل مدل استاندارد است. بر اساس این، مدل فرار مالیاتی انتخاب خواهد شد اگر $V^E > V^{NE}$ باشد. نکته‌ای که از مدل می‌توان فهمید این است که با حضور هزینه‌های فیزیکی، قبول کامل می‌تواند اتفاق بیافتد، حتی اگر بازدهی انتظاری ناشی از فرار مثبت باشد. این زمانی اتفاق می‌افتد که بازدهی ناشی از عدم قبول به اندازه کافی ضرر عدم تعقیب هنجارهای اجتماعی را جبران ننماید. علاوه بر این، انتخاب فرار یا عدم فرار مالیاتی بستگی به نسبت جمعیتی (μ) دارد که فرار مالیاتی انجام می‌دهند. بنابراین، تصمیم قبول توسط پرداخت‌کننده به جای این که در محیطی جدا صورت گیرد، در نتیجه تعاملات اجتماعی انجام می‌گردد. بنابراین، در سطح تعادل با مشخص شدن نسبت دقیقی از μ سطح بهینه فرار مالیاتی مشخص خواهد شد (Myles & Naylor, 1996).

تراکسلر^۲ (۲۰۱۰)، تاثیر هنجار اجتماعی در کاهش مطلوبیت را زمانی که فرار مالیاتی اتفاق می‌افتد مورد بحث قرار می‌دهد. تابع مطلوبیتی که تعریف گردید معادل $V^E = E[U(X)] - E_i \theta_i c(\mu)$ بود که در آن θ_i هنجار اجتماعی مختص هر فرد و $c(\mu)$ قدرت هنجار برای بخشی از فرارکنندگان

1. Myles & Naylor

2. Traxler

بود. در مدل آنان فرض می‌شود که $c'(\mu) \leq 0$ است که نشان‌دهنده آن است که با افزایش در نسبت پرداخت‌کنندگانی که از هنجار اجتماعی انحراف پیدا می‌کنند، هزینه‌های اجتماعی ناشی از فرار کاهش می‌یابد (Traxler, 2010).

مدل‌های مبتنی بر اخلاق مالیاتی^۱

تورگلر و شالتگر^۲ (۲۰۰۶)، اخلاق مالیاتی را به عنوان انگیزه ذاتی در پرداخت مالیات تعریف می‌کنند. اخلاق مالیاتی در واقع تمایل افراد به پرداخت مالیات است، به نحوی که بتواند سهم منصفانه‌ای از تامین مالی کالای عمومی را عهده‌دار باشد. پس این پارامتر بر تصمیم افراد برای قبول مالیاتی تاثیرگذار است. اگرچه فهم اخلاق مالیاتی ساده است، اما لحاظ کردن این مفهوم در مدل‌های تصمیم برای قبول مالیاتی به شیوه‌ای که قابلیت تحلیل داشته باشد، مشکل است (Torgler & Schaltegger, 2006). دل‌انو^۳ (۲۰۰۹)، مدل گوردون (۱۹۸۹) را با وارد نمودن اخلاق مالیاتی بسط می‌دهد و ارزیابی می‌کند که چگونه قبول مالیاتی می‌تواند تحت تاثیر اخلاق مالیاتی باشد که اخلاق مالیاتی نیز خود تحت تاثیر گرایش درونی افراد به درستکاری و شرم اجتماعی است. او اخلاق مالیاتی را به دو اثر وجدان گناهکار^۴ و رسوایی عمومی^۵ تفکیک می‌کند که هر دوی این هزینه‌ها مطلوبیت فرارکننده مالیات را کاهش می‌دهند. همچنین، فرض می‌شود که هر دو این گرایش‌ها تحت تاثیر درک پرداخت‌کننده مالیات از میزان فرار مالیاتی در جامعه و رفتار ماموران مالیاتی قرار دارد. بر اساس این، مدل او به صورت رابطه (۱۳) تعریف می‌شود:

$$V = pU(Y^c) + [1 - p]U(Y^n) - vE - \phi pE \quad (13)$$

که در آن هزینه‌های روانی vE و ϕpE است. v بیانگر ویژگی درستکاری فرد است و سطح شرم اجتماعی از طریق درجه انصاف (ϕ) و کیفیت رابطه میان مشمول و مامور مالیاتی تعیین می‌شود. هر چیزی که انصاف در پرداخت مالیات را (نظیر افزایش فرار مالیاتی) کاهش دهد، به کاهش ϕ منجر می‌شود و هزینه شرم اجتماعی ناشی از فرار را کاهش می‌دهد. به طور مشابه، کیفیت رابطه (p) نیز می‌تواند تحت تاثیر اعمال مامور مالیاتی قرار گیرد. اگر افزایش در نرخ مالیات به کاهش در هر یک از این دو پارامتر (ϕ و p) یا هر دوی آن‌ها منجر گردد، اثر نرخ مالیات در مقایسه با مدل استاندارد

1. Tax Moral Models
2. Torgler & Schaltegger
3. Dell'Anno
4. Guilty Conscience
5. Public Disgrace

معکوس می‌شود (Dell'Anno, 2009).

با معرفی هزینه‌های فیزیکی، هنجارهای اجتماعی و اخلاق مالیاتی، مدل‌های اصلاح‌شده مبتنی بر فروض اقتصاد رفتاری قادر شدند برخی از شواهد تجربی فرار مالیاتی را که مدل‌های استاندارد مطلوبیت انتظاری قادر به توضیح آن نبودند، بیان نمایند. به‌طور خلاصه، می‌توان بیان نمود که مدل‌های سنتی فرار مالیاتی با دو مشکل عمده مواجه بودند: الف. این مدل‌ها سطح فرار مالیاتی را بیش از حد تخمین می‌زدند؛ و ب. مدل‌ها پیش‌بینی می‌نمایند که با افزایش نرخ مالیات، فرار مالیاتی کاهش می‌یابد که در تضاد با شواهد تجربی است.

این نقایص به توسعه معنادار و بازبینی دوباره در ادبیات قبول مالیاتی و استفاده از ایده‌های اقتصاد رفتاری منجر گردید. بر اساس این، می‌توان مدل‌های اصلاحی را به دو گروه طبقه‌بندی نمود. اولین گروه، مدل‌هایی هستند که مدل استاندارد را با استفاده از نظریه مطلوبیت غیرانتظاری اصلاح می‌نمایند. این مدل‌ها دامنه وسیع‌تری را برای ترجیحات در نظر می‌گیرند و محدودیت‌هایی را که از طریق مطلوبیت انتظاری بر ترجیحات وضع می‌شود نادیده می‌گیرند. دومین گروه از این مدل‌ها دامنه‌ای از پارامترها را در نظر می‌گیرند که این امکان را ایجاد می‌نماید به‌گونه‌ی وسیع‌تری تعاملات اجتماعی میان پرداخت‌کنندگان را منعکس نماید. در نتیجه، این مدل‌ها پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به مدل‌های استاندارد فراهم می‌آورند. اما نکته‌ای که در این مدل‌ها وجود دارد آن است که پیش‌بینی واقعی مدل با مد نظر قرار دادن تعاملات اجتماعی بستگی به ساختاری دارد که پارامترها وارد مدل می‌گردند. نکته دارای اهمیتی که در این مدل‌ها مغفول مانده آن است که باورها و گرایش‌های افراد درون محیط اجتماعی شکل می‌گیرد که این مهم در این مدل‌ها قابل بررسی نیست. علاوه بر این، مشکلاتی که این مدل‌ها با آن مواجه هستند آن است که با توجه به این که مفهوم اخلاق مالیاتی دامنه وسیعی از پارامترها را در نظر می‌گیرد، پس مدل‌سازی آن در قالب سیستم معادلات با چالش‌های فراوانی مواجه است.

جدول ۱: بررسی مقایسه‌ای مدل‌های ارزیابی فرار مالیاتی

نظریه	فروض	متغیرهای موثر	شرح	منبع	ایرادها
مدل مطلوبیت انتظاری	مالیات‌دهندگان همگن، عقلانی و ریسک‌گریز (ریسک‌گریزی مطلق کاهشی)، بیشینه‌کننده مطلوبیت انتظاری (وزن نیومن - مورگسترن) تابع مطلوبیت خطی، یکسان بودن ترجیحات در طول زمان	درآمد، جریمه، نرخ مالیات، احتمال به دام افتادن، میزان ممیزی مالیاتی	استفاده از ادبیات اقتصاد جرم و انتخاب پر آشوبی بهینه	(Allingham & Sandmo, 1972)	نتایج در تضاد با شواهد تجربی، فرض ریسک‌گریزی مطلق کاهشی برای همه افراد، تابع مطلوبیت خطی، یکسان بودن حساسیت افراد به احتمالات متفاوت، عدم تغییر ترجیحات افراد در طول زمان
نظریه مطلوبیت غیرانتظاری وابسته به رتبه	لحاظ وزن برای هر احتمال، اهمیت بیش‌تر بدترین و بهترین نتیجه نسبت به نتایج میانی، ریسک‌پذیری برای نتایجی که با احتمال کم درگیرنده سود است و ریسک‌گریزی برای نتایجی که با احتمال کم درگیرنده زیان است.	درآمد، جریمه، نرخ مالیات، احتمال به دام افتادن، میزان ممیزی مالیاتی	برای نرخ جریمه مشخص، قبول کامل مالیاتی در احتمال ممیزی پایین‌تر در نظریه مطلوبیت انتظاری وابسته به رتبه نسبت به نظریه مطلوبیت انتظاری اتفاق می‌افتد.	(Quiggin, 1981; Johanson & Schekade, 1989)	تناقض نتایج با شواهد تجربی
نظریه مطلوبیت غیرانتظاری نظریه چشم‌انداز	وجود نقطه مرجع، تابع مطلوبیت غیرخطی، نامساوی بودن ارزش احتمالات، تغییر ترجیحات افراد در طول زمان، زیان‌گریزی وابستگی جرایم با احتمال ممیزی	درآمد، جریمه، نرخ مالیات، احتمال ممیزی، وزن احتمال ممیزی	شرط تعجب برای زبان‌ها و تقعر در فواید برقرار خواهد بود. در نقاط نزدیک به مرجع، حساسیت نسبت به احتمالات بیش‌تر است.	(Kahneman & Tversky, 1979; Hashimzade <i>et al.</i> , 2013; Deghghan <i>et al.</i> , 2018)	تناقضاتی در پیش‌بینی این مدل‌ها با آنچه شواهد تجربی نشان می‌دهد (به‌ویژه تاثیر نرخ مالیات بر فرار مالیاتی) مشاهده می‌گردد (Tversky & Kahneman, 1992)

ادامه جدول ۱: بررسی مقایسه‌ای مدل‌های ارزیابی قرار مالیاتی

نظریه	فروض	متغیرهای موثر	شرح	منبع	ایرادها
مدل‌های انتخاب تحت نااطمینانی ایهام‌گریزی	احتمال هدف ناشناخته و تمام احتمالات شرطی است. ترجیح معاملات از ناشناخته‌ها، افراد بر اساس ترجیحات در ایهام، ناهمگی هستند و افزایش در ایهام به افزایش ریسک منجر می‌گردد.	درآمد، جریمه، نرخ مالیات، احتمال ممیزی، احساس گناه، اثر ترکیبی گرایش مسئولان و اثر گروه اجتماعی	ایهام در مدل به معنای کمبود اطلاعات دقیق در خصوص احتمال ممیزی، افزایش در ایهام در فرایند ممیزی به افزایش بیش تر قبول مالیاتی منجر می‌گردد.	(Snow & Warren, 2007)	با وارد نمودن ایهام سطح قبول مالیاتی از مدل استاندارد بیش تر می‌شود، اما باز هم وارد نمودن این پارامتر مسیر تاثیر مالیات بر فرار مالیاتی، را آن چنان که شواهد تجربی نشان می‌دهند، تغییر نمی‌دهد (Snow & Warren, 2007)
مدل‌های مبتنی بر تعاملات اجتماعی (هزینه فیزیکی و هنجار اجتماعی)	فرار مالیاتی شامل هزینه‌های روانی از قبیل ترس و شومساری می‌شود.	درآمد، جریمه، نرخ مالیات، احتمال ممیزی، احساس گناه، اثر ترکیبی گرایش مسئولان و اثر گروه اجتماعی	با افزایش فایده نهایی انتظاری، فرار مالیاتی افزایش و با افزایش اخلاقیات، فرار کاهش می‌یابد.	(Gordon, 1989)	نمود انطباق با شواهد در رابطه میان نرخ مالیات و فرار مالیاتی
مدل‌های مبتنی بر تعاملات اجتماعی (اخلاق مالیاتی)	اخلاق مالیاتی تحت تاثیر دو اثر وجدان، درآمد، جریمه، نرخ مالیات، گناهکار و رسوایی عمومی است. اگر افزایش در نرخ مالیات به کاهش در هر میزان ممیزی مالیاتی، ایجاد یک از این دو پارامتر یا هر دوی آن‌ها فرهنگی، هنجارهای مذهبی، منجر گردد، اثر نرخ مالیات در مقایسه با ایجاد نهادی (درجه اعتماد به نهادهای متولی مالیات) مدل استاندارد معکوس می‌شود.	تغییر در هر یک از ابعاد اخلاق مالیاتی می‌تواند به کاهش قبول مالیاتی منجر گردد. غرور ملی و هنجارهای مذهبی موثر	(Torgler & Schaltegger, 2006; Gordon, 1989; Frey & Feld, 2002)	با توجه به این که مفهوم اخلاق مالیاتی دامنه وسیعی از پارامترها را در نظر می‌گیرد، پس مدلسازی آن در قالب سیستم معادلات با چالش‌های فراوانی مواجه است.	

روش‌شناسی پژوهش

روش تحلیل سلسله‌مراتبی

مطابق محمد باقری و جهان‌شاد (۲۰۲۰)، در خصوص اولویت‌بندی معیارهای فرار مالیاتی بر اساس تکنیک AHP یا فرایند تحلیل سلسله‌مراتبی، در این مطالعه نیز تلاش گردید بر اساس منطق AHP مدل‌های مختلف فرار مالیاتی بر اساس معیارهای مرتبط با هر مدل بر اساس نمونه‌ای متشکل از میزان و سرمیزان مالیاتی سازمان امور مالیاتی کشور، سازمان‌های استانی و استادان دانشگاه متخصص در حوزه مالیات اولویت‌بندی گردد. اولین گام برای شناسایی پارامترهای کلیدی که در انتخاب فرد در فرار مالیاتی تاثیر می‌گذارد مرور ادبیات فرار مالیاتی و شناسایی متغیرهای اثرگذار بر فرار مالیاتی است که در بخش قبل به تفصیل ارائه گردید. در مرحله بعد، پرسشنامه‌ای بر اساس مقایسه‌های زوجی از پارامترهای موثر بر فرار مالیاتی بر اساس طیف ۹ تایی لیکرت طراحی گردید (جدول ۲). در گام نهایی تحلیل داده‌ها و محاسبه اهمیت هر یک از عوامل با استفاده از تحلیل سلسله‌مراتبی انجام گرفت. روش تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP) به افراد اجازه می‌دهد اهمیت نسبی معیارها و زیرمعیارها را نسبت به هدف برآورد نمایند که این برآوردها می‌تواند به صورت عددی یا لغوی باشد.

جدول ۲: نحوه کامل کردن پرسشنامه

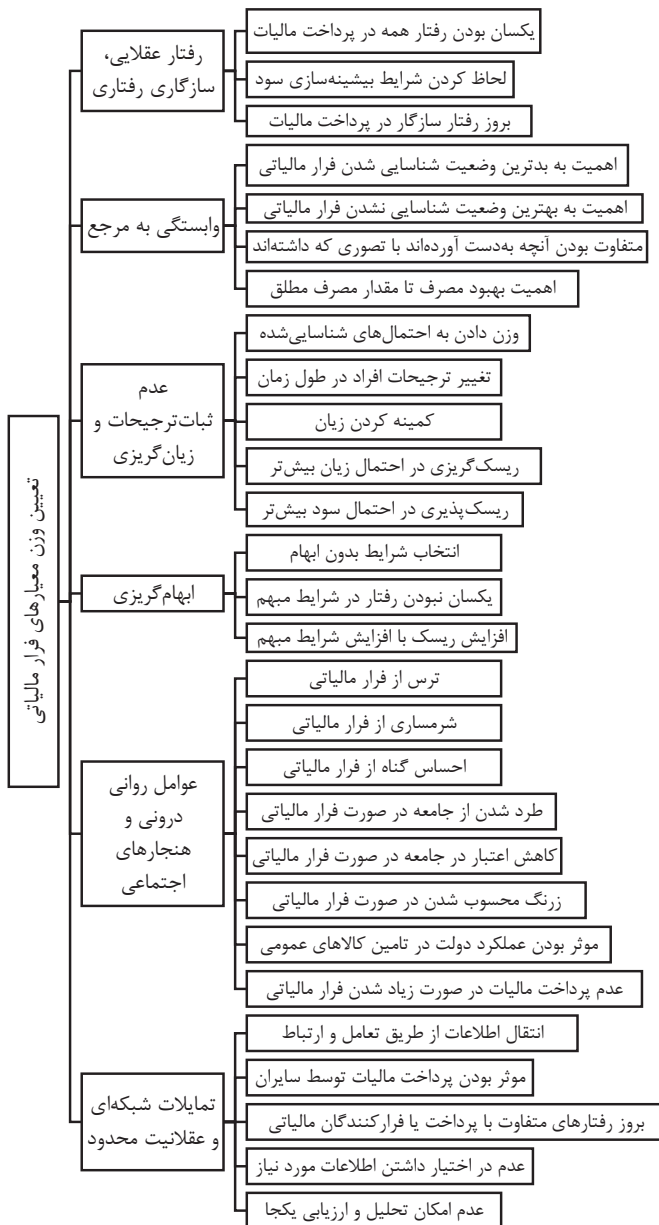
معیار		شدت اهمیت نسبی																معیار	
A	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	B	

در خصوص انتخاب تعداد افراد نمونه در ادبیات مربوط به روش‌های سنجش نظر خبرگان، معمولاً تعداد خبرگان بین ۱۰ تا ۱۸ نفر در نظر گرفته می‌شود (Okoli & Pawlowski, 2004). در این پژوهش، تعداد افراد در نمونه انتخابی ۱۷ نفر از میزان، سرمیزان، مدیران ارشد مالیاتی استان‌ها، و استادان دانشگاه در حوزه اقتصاد بخش عمومی بوده‌اند که از طریق ارسال پرسشنامه برخط (آنلاین) و مصاحبه حضوری پس از تشریح و تبیین نحوه پاسخگویی و وزن‌دهی به معیارها به پرسش‌ها پاسخ داده‌اند. میانگین سنی این افراد ۴۸/۵ سال است و بیش از ۸۰ درصد افراد حاضر در نمونه دارای تحصیلات کارشناسی ارشد و بالاتر هستند. در این پژوهش، به منظور تجزیه و تحلیل نتایج AHP از

نرم افزار Expert Choice¹¹ استفاده شده و نتایج حاصل از ۱۷ پرسشنامه مبتنی بر نظرسنجی از خبرگان مالیاتی با هم تلفیق و در نهایت وزن نهایی، اولویت‌بندی معیارها و نرخ سازگاری کلی مربوط به معیارها به دست آمده است.

ساخت سلسله‌مراتبی

مسئله در این مرحله تعریف می‌شود و هدف از تصمیم‌گیری به صورت سلسله‌مراتبی از عوامل و عناصر تشکیل‌دهنده تصمیم ترسیم می‌شود. فرایند تحلیل سلسله‌مراتبی، نیازمند شکستن مسئله تصمیم با چندین شاخص به سلسله‌مراتبی از سطوح است. بدین منظور از درخت تصمیم استفاده می‌شود که دارای سه سطح است: سطح اول شامل هدف کلی تصمیم‌گیری است. در سطح دوم معیارهای کلی قرار دارند که تصمیم‌گیری بر اساس آنها صورت می‌گیرد. در سطح سوم زیرمعیارها قرار می‌گیرند. در این پژوهش، هدف کلی (سطح اول) تعیین وزن معیارهای فرار مالیاتی است. برای تعیین معیارها و زیرمعیارهای (سطح دو و سه) مورد استفاده ابتدا بر اساس مبانی نظری بیان‌شده در خصوص مدل‌های فرار مالیاتی، فروض و متغیرهای موثر هر یک از مدل‌ها استخراج شده است (جدول ۱). سپس بر اساس این فروض، خلاصه معیارها و زیرمعیارهای موثر بر فرار مالیاتی شناسایی می‌شود که در شکل (۵) ارائه می‌گردد.



شکل ۵: درخت سلسله‌مراتبی معیارهای فرار مالیاتی

بر اساس ویژگی‌های مدل‌های فرار مالیاتی تشریح‌شده، مدل‌های مزبور در این پژوهش به شش معیار تقسیم گردید و با توجه به فروض هر یک از مدل‌ها، زیرمعیارهای مرتبط با هر معیار مشخص شد و در نهایت اولویت‌بندی معیارها بر اساس منطق مقایسه‌های زوجی به عمل آمد.

مقایسه‌های زوجی

خبرگان در این مرحله مقایسه‌هایی را میان معیارها و زیرمعیارهای تصمیم‌گیری انجام می‌دهند و امتیاز آن‌ها را نسبت به یکدیگر تعیین می‌کنند. این مقایسه‌ها بر اساس **جدول (۲)** انجام می‌شود. ارجحیت یک گزینه یا عامل نسبت به خودش مساوی یک است. پس اصل معکوس بودن یک عامل نسبت به دیگری و ارجحیت یک برای یک عامل یا گزینه نسبت به خودش، دو خاصیت اصلی ماتریس مقایسه‌ای دوجه‌دویی در فرایند AHP هستند. این دو خاصیت باعث می‌شود که برای مقایسه n معیار یا گزینه، تصمیم‌گیرنده تنها به $\frac{n(n-1)}{2}$ پرسش‌ها پاسخ دهد (**قدسی‌پور، ۱۳۹۸**). در مرحله بعد، برای به‌دست آوردن میزان اولویت نسبی هر کدام از گزینه‌ها با توجه به معیارهای فرار مالیاتی ماتریس نرمال تشکیل می‌گردد. برای این منظور باید هر عنصر از ماتریس را بر جمع کل ستون همان عنصر تقسیم نمود. نیاز به اشاره است که جمع مقادیر ستون‌ها در یک ماتریس نرمال باید معادل یک شود. در نهایت، میانگین اعداد هر ردیف ماتریس نرمال به‌دست می‌آید تا اولویت (میزان اهمیت) عامل مربوط در سطر مذکور به‌دست آورده شود.

از آنجایی که پژوهش حاضر بر تصمیم‌گیری گروهی مبتنی است، لازم است بر اساس ۱۷ پرسشنامه جمع‌آوری‌شده، ماتریس تلفیق‌شده گروهی تشکیل گردد. یکی از بهترین روش‌های حصول به ماتریس تلفیق‌شده گروهی، استفاده از میانگین هندسی است، به این دلیل که میانگین مذکور خاصیت عکس‌پذیری را در مقایسه‌ها حفظ می‌نماید. بنابراین، با تلفیق نظرات گروه خبرگان به وسیله میانگین هندسی، ماتریس گروهی تشکیل شد و ابتدا نرخ سازگاری قضاوت‌های گروهی مورد بررسی قرار گرفت، و سپس مراحل محاسباتی قبل برای آن صورت پذیرفت.

تجزیه و تحلیل اطلاعات

بررسی سازگاری در قضاوت‌ها

یکی از مزایای فرایند تحلیل سلسله‌مراتبی کنترل سازگاری در قضاوت‌های انجام‌شده برای تعیین

ضریب اهمیت معیارها و گزینه‌هاست. به عبارت دیگر، اطلاع از سازگاری قضاوت‌ها به این دلیل دارای اهمیت است که احساس نشود این قضاوت‌ها به صورت تصادفی اعمال شده‌اند. از طرف دیگر، رسیدن به سازگاری کامل مشکل است. وقتی اهمیت معیارها نسبت به یکدیگر برآورد می‌شود، احتمال ناسازگاری در قضاوت‌ها وجود دارد، یعنی اگر A دو برابر B اهمیت داشته باشد و B سه برابر C مهم باشد، چنانچه A شش برابر C اهمیت داشته باشد این قضاوت سازگار است. اما با وجود همه کوشش‌ها، عقاید و احساس‌های افراد اغلب اوقات ناهماهنگ است. پس باید سنج‌های را یافت که میزان ناهماهنگی خبرگان را نمایان سازد. سازوکاری که ساعتی^۱ (۱۹۸۰) برای بررسی ناسازگاری در قضاوت‌ها در نظر می‌گیرد، محاسبه ضریبی به نام نرخ ناسازگاری است. محدوده قابل قبول ناسازگاری در هر سیستم به تصمیم‌گیرنده بستگی دارد، اما در حالت کلی ساعتی پیشنهاد می‌کند که اگر ناسازگاری تصمیم بیش‌تر از ۰/۱ باشد، بهتر است تصمیم‌گیرنده در قضاوت‌های خود تجدید نظر کند و چنانچه نرخ سازگاری کم‌تر از این مقدار باشد، ماتریس مقایسه‌ها از سازگاری قابل قبولی برخوردار است (قدسی‌پور، ۱۳۹۸).

بدین منظور، ابتدا نرخ سازگاری هر پاسخگو با نرم‌افزار Expert Choice 11 به دست آمد و بخش‌هایی که دارای نرخ سازگاری بیش‌تر از ۰/۱ بودند، برای تجدید نظر مجدداً ارسال شد و پس از دریافت مجدد نرخ سازگاری آن‌ها محاسبه گردید. سپس با استفاده از میانگین هندسی، نظرات پاسخ‌دهندگان ترکیب گردیده و نرخ سازگاری نهایی محاسبه شده است. از آن جایی که در تمام محاسبات نرخ سازگاری کم‌تر از ۰/۱ است، همان‌طور که جدول (۳) نشان می‌دهد، ماتریس‌های تلفیقی مقایسه‌های زوجی گروهی در مورد معیارها و گزینه‌های فرارهای مالیاتی از سازگاری قابل قبولی برخوردار هستند.

جدول ۳: نرخ سازگاری معیارها و گزینه‌های سنجش فرارهای مالیاتی

معیار	نرخ سازگاری
رفتار عقلایی و سازگاری رفتاری	۰/۰۰۱
وابستگی به مرجع	۰/۰۰۵
عدم ثبات ترجیحات و زیان‌گریزی	۰/۰۰۴
ابهام‌گریزی	۰/۰۰۵
عوامل روانی درونی و هنجارهای اجتماعی	۰/۰۰۱
تمایلات شبکه‌ای و عقلانیت محدود	۰/۰۰۳

اولویت‌بندی معیارهای فرار مالیاتی

نتایج **شکل (۶)** نشان می‌دهد که اولویت معیارهای فرار مالیاتی از دیدگاه خبرگان به ترتیب عدم ثبات ترجیحات و زیان‌گریزی، ابهام‌گریزی، تمایلات شبکه‌ای و عقلانیت محدود، وابستگی به مرجع، عوامل روانی درونی و هنجارهای اجتماعی، و رفتار عقلایی و سازگاری رفتاری است.



شکل ۶: اولویت‌بندی معیارهای فرار مالیاتی

همان‌طور که در **شکل (۶)** نشان داده می‌شود، عدم ثبات ترجیحات و زیان‌گریزی که خود شامل زیرمعیارهای احتمالات وزن‌داده‌شده شامل تغییر ترجیحات در طول زمان، کمینه کردن زیان، ریسک‌گریزی در احتمال زیان بیش‌تر، و ریسک‌پذیری در احتمال سود بیش‌تر است، از نظر خبرگان مالیاتی دارای بالاترین اولویت است. به عبارت دیگر، همچنان که شواهد تجربی نشان می‌دهد، علاوه بر این که ترجیحات افراد در طول زمان دستخوش تغییر می‌گردد، افراد نسبت به زیان حساسیت بیش‌تری نسبت به سود قائل می‌شوند. بنابراین، چنانچه سیاست‌های مالیاتی به‌نحوی طراحی گردد که افراد مشمول مالیات به این تلقی دست یابند که در صورت فرار مالیاتی دچار زیان خواهند شد، میزان فرار مالیاتی کاهش خواهد یافت. همچنین، معیار ابهام‌گریزی نشان می‌دهد که افراد همواره از شرایط مبهم پرهیز می‌نمایند. بنابراین، از دید خبرگان مالیاتی هرچه میزان ابهام در احتمال ممیزی بیش‌تر باشد، میزان فرار مالیاتی کاهش می‌یابد.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت درآمدهای مالیاتی در تامین مالی منابع درآمدی دولت و تأثیری که فرار مالیاتی بر عدم تحقق درآمدها و تخصیص نامناسب مخارج عمومی دولت ایفا می‌نماید، شناسایی عوامل

موثر بر فرار مالیاتی و ارائه راهکارهای اثربخش برای کاهش این پدیده که دولت‌ها را در رسیدن به اهداف درآمدی آن‌ها کمک می‌کند، همواره مورد توجه دولت‌ها بوده است (امیری، ۱۳۹۶). هدف پژوهش حاضر، شناسایی اصلی‌ترین پارامترهای موثر بر فرار مالیاتی در اقتصاد ایران به منظور اتخاذ سیاستگذاری بهینه مالیاتی در راستای کاهش فرار مالیاتی و افزایش درآمدهای مالیاتی دولت است. به این منظور، ضمن بررسی روند تکامل مدل‌های مختلف فرار مالیاتی از اقتصاد نئوکلاسیک به اقتصاد رفتاری و شناسایی فروض حاکم بر هر یک از مدل‌ها با استفاده از روش پژوهش اکتشافی و بر اساس روش تحلیل سلسله‌مراتبی مبتنی بر نظرات خبرگان مالیاتی، عمده‌ترین معیارهای فرار مالیاتی در اقتصاد ایران شناسایی شدند.

نتایج نشان می‌دهد که عدم ثبات ترجیحات و زیان‌گریزی و ابهام‌گریزی از دیدگاه خبرگان مالیاتی، عوامل اصلی تاثیرگذار بر فرار مالیاتی هستند. بدبینی ناشی از باور غیرمنطقی از وقوع یک حادثه نامطلوب (زیان ناشی از شناخته شدن به عنوان فرارکننده مالیاتی) به این تصمیم منجر می‌شود که تصمیم‌گیرنده احتمالات نامطلوب را بیش از حد وزن‌دهی نماید که این امر او را وادار به گرفتن تصمیم‌های احتیاطی و حساب‌شده می‌نماید (Quiggin, 1981). پس این امر تاثیر قابل‌توجهی بر کاهش فرار مالیاتی به منظور اجتناب از پرداخت جرایم مالیاتی داشته که از دیدگاه خبرگان مالیاتی نیز دارای اهمیت شناخته شده است.

از آن‌جا که پرسش‌های مهم سیاستی درباره اثر شفافیت بیش‌تر یا کم‌تر بر فرایند ممیزی مطرح است و با توجه به این‌که از یک طرف ترجیحات افراد در طول زمان و با توجه به عوامل اقتصادی-اجتماعی دستخوش تغییر است، و از سوی دیگر این ترجیحات در ابهام ناهمگن است، پس افزایش ابهام در احتمال ممیزی مالیاتی به دلیل ترس از شناخته شدن به عنوان فرارکننده مالیاتی از دیدگاه خبرگان مالیاتی تاثیر قابل‌توجهی بر افزایش قبول مالیاتی داشته است.

بررسی مطالعات انجام‌یافته در خصوص فرار مالیاتی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که رویکرد بیش‌تر این پژوهش‌ها مبتنی بر مدل‌های استاندارد فرار مالیاتی (رفتار عقلایی و سازگاری رفتاری) است (امیری، ۱۳۹۶) (که مبتنی بر همگنی ترجیحات در میان افراد و در طول زمان و اطلاعات کامل در خصوص احتمال ممیزی است). این نتیجه از نظر خبرگان مالیاتی کشور کم‌ترین میزان اهمیت را در میان معیارهای فرار مالیاتی داشته است. بنابراین، با توجه به اهمیت پارامترهای رفتاری در ترسیم فضای واقعی‌تر مالیات لازم است پژوهش‌های بیش‌تری در این زمینه در کشور صورت گیرد. با توجه به این‌که فضای مالیات متشکل از گروه‌های گوناگون از افراد ناهمگن با عقلانیت محدود است

که در تعامل با یکدیگر قرار دارند، پس به منظور شناخت دقیق محیط مالیات در هر کشور نیاز است الگوهای پیچیده رفتاری افراد در محیط اجتماعی آن کشور مورد تحلیل قرار گیرد تا بتوان راهکاری مناسب برای کاهش فرار مالیاتی ارائه نمود. با توجه به این که تقریباً در تمامی مطالعات انجام‌یافته در کشور، پدیده فرار مالیاتی تنها از دیدگاه مولفه‌های اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است، پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی بررسی دقیق‌تر فرار مالیاتی با لحاظ نمودن الگوهای رفتاری در محیطی متشکل از هنجارها و باورهای اجتماعی انجام پذیرد تا بتوان فهم دقیق‌تری از عوامل موثر بر ایجاد و گسترش این پدیده در اقتصاد کشور ایجاد نمود و پیشنهادهای اجرایی کاراتری در راستای سیاستگذاری اثربخش مالیاتی به مسئولان مالیاتی کشور ارائه نمود.

یکی از محدودیت‌هایی که این پژوهش با آن مواجه بود، عدم امکان دسترسی به نظرات کارشناسان خبره مالیاتی در کل استان‌های کشور بود. اما نتایج نظرسنجی از کارشناسان خبره‌ای که در این نظرسنجی شرکت نموده‌اند نشان داده که عوامل رفتاری و اجتماعی نقش انکارناپذیری در فرار مالیاتی در کشور داشته‌اند.

اظهاریه

در این پژوهش همکاران علمی، داوران ناشناس، و ویراستار علمی نشریه برنامه‌ریزی و بودجه (مازیار چاپک) نکات ارزشمندی مطرح نمودند که باعث بهبود قابل‌توجه محتوای پژوهش شد. از این‌رو، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از آنان به دلیل همکاری صمیمانه‌شان سپاسگزاری نمایند.

منابع

الف) انگلیسی

- Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis. *Taxation: Critical Perspectives on the World Economy*, 3(1), 323-338.
- Andrei, A. L., Comer, K., & Koehler, M. (2014). An Agent-Based Model of Network Effects on Tax Compliance and Evasion. *Journal of Economic Psychology*, 40(1), 119-133. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2013.01.002>
- Andreoni, J., Erard, B., & Feinstein, J. (1998). Tax Compliance. *Journal of Economic Literature*, 36(2), 818-860.
- Cartwright, E. (2018). Advanced Introduction to Behavioral Economics by John F. Tomer. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 16(1), 93-99.

- Cowell, F. (2003). Sticks and Carrots. *Distributional Analysis Research Programme, Discussion Paper No. 68*.
- Dehghan, S., Mousavi Jahromi, Y., & Abdoli, G. (2018). Prospect Theory; New Approach in Explaining Tax Evasion Phenomenon. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 53(1), 1-23. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2018.64841>
- Dell'Anno, R. (2009). Tax Evasion, Tax Morale and Policy Maker's Effectiveness. *The Journal of Socio-Economics*, 38(6), 988-997. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2009.06.005>
- Fotros, M. H., & Dalaei Milan, A. (2016). Examination of Underground Economy and Tax Evasion within the Framework of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models (DSGE). *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 7(25), 65-84. http://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_2588.html
- Frey, B. S., & Feld, L. P. (2002). Deterrence and Morale in Taxation: An Empirical Analysis. *Cesifo Working Paper No. 760*.
- Friedland, N. (1982). A Note on Tax Evasion as a Function of the Quality of Information about the Magnitude and Credibility of Threatened Fines: Some Preliminary Research. *Journal of Applied Social Psychology*, 12(1), 54-59. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1982.tb00848.x>
- Gordon, J. P. (1989). Individual Morality and Reputation Costs as Deterrents to Tax Evasion. *European Economic Review*, 33(4), 797-805. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(89\)90026-3](https://doi.org/10.1016/0014-2921(89)90026-3)
- Hadian, E., & Tahvili, A. (2013). Tax Evasion and Its Determinants in the Iranian Economy (1971-2007). *The Journal of Planning and Budgeting*, 18(2), 39-58. <http://jpbud.ir/article-1-982-fa.html>
- Hashimzade, N., Myles, G. D., & Tran-Nam, B. (2013). Applications of Behavioural Economics to Tax Evasion. *Journal of Economic Surveys*, 27(5), 941-977. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2012.00733.x>
- Hokamp, S. (2014). Dynamics of Tax Evasion with Back Auditing, Social Norm Updating, and Public Goods Provision—An Agent-Based Simulation. *Journal of Economic Psychology*, 40(1), 187-199. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2013.01.006>
- Hokamp, S., Gulyás, L., Koehler, M., & Wijesinghe, S. (2018). *Agent-Based Modeling of Tax Evasion: Theoretical Aspects and Computational Simulations*: John Wiley & Sons.
- Johnson, E. J., & Schkade, D. A. (1989). Bias in Utility Assessments: Further Evidence and Explanations. *Management Science*, 35(4), 406-424. <https://doi.org/10.1287/mnsc.35.4.406>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, 47(2), 363-391.
- Korobow, A., Johnson, C., & Axtell, R. (2007). An Agent-Based Model of Tax Compliance with Social Networks. *National Tax Journal*, 60(3), 589-610.
- Medina, L., & Schneider, M. F. (2018). *Shadow Economies Around the World: What Did We Learn over the Last 20 Years?* International Monetary Fund.
- Mohammad Bagheri, M., & Jahanshad, A. (2020). Identifying and Prioritizing Factors Responsible for Tax Evasion and Selecting the Best Solution to Reduce It. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 7(1), 118-137. <https://dx.doi.org/10.30507/jmsp.2020.102396>
- Mosleh Shirazi, A., Namazi, M., Mohammadi, A., & Rajabi, A. (2013). Prospect Theory and Modeling Industrial Manager Decision Making Pattern. *Journal of Industrial Management Perspective*, 3(2), 9-33. http://jimp.sbu.ac.ir/article_87311.html
- Motallebi, M., Alizadeh, M., & Faraji Dizaji, S. (2020). Estimating Shadow Economy and

- Tax Evasion using Governmental Financial Discipline Variables. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(4), 69-100. <https://dx.doi.org/10.22055/jqe.2019.26886.1926>
- Myles, G. D., & Naylor, R. A. (1996). A Model of Tax Evasion with Group Conformity and Social Customs. *European Journal of Political Economy*, 12(1), 49-66. [https://doi.org/10.1016/0176-2680\(95\)00037-2](https://doi.org/10.1016/0176-2680(95)00037-2)
- Okoli, C., & Pawlowski, S. D. (2004). The Delphi Method as a Research Tool: An Example, Design Considerations and Applications. *Information & Management*, 42(1), 15-29. <https://doi.org/10.1016/j.im.2003.11.002>
- Pratt, J. W. (1978). Risk Aversion in the Small and in the Large. In *Uncertainty in Economics* (pp. 59-79): Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-214850-7.50010-3>
- Quiggin, J. (1981). Risk Perception and Risk Aversion among Australian Farmers. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 25(2), 160-169. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.1981.tb00393.x>
- Rezagholizadeh, M., Aghaei, M., & Alami, A. (2019). Estimating Tax Evasion in Iran and Investigating Its Causes and Effects: A Multiple Indicators-Multiple Causes (MIMIC) Approach. *Majlis and Rahbord*, 26(97), 191-226. https://nashr.majles.ir/article_301.html
- Saaty, T. L. (1980). *The Analytic Hierarchy Process*: McGraw Hill.
- Sadeghi, H., & Shakibaei, A. (2001). Tax Evasion and the Size of Iran's Underground Economy. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 1(27), 55-76. http://economic.mofidu.ac.ir/article_47839.html
- Slemrod, J., & Yitzhaki, S. (2002). Tax Avoidance, Evasion, and Administration. In *Handbook of Public Economics* (Vol. 3, pp. 1423-1470): Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4420\(02\)80026-X](https://doi.org/10.1016/S1573-4420(02)80026-X)
- Snow, A., & Warren Jr, R. S. (2007). Audit Uncertainty, Bayesian Updating, and Tax Evasion. *Public Finance Review*, 35(5), 555-571. <https://doi.org/10.1177/1091142107299609>
- Torgler, B., & Schaltegger, C. A. (2006). Tax Morale: A Survey with a Special Focus on Switzerland. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, 142(III), 395-425.
- Traxler, C. (2010). Social Norms and Conditional Cooperative Taxpayers. *European Journal of Political Economy*, 26(1), 89-103. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2009.11.001>
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4), 297-323. <https://doi.org/10.1007/BF00122574>

(ب) فارسی

- امیدی‌پور، رضا؛ پژویان، جمشید؛ محمدی، تیمور، و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۴). برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی: تحلیل تجربی در ایران. *نشریه پژوهشنامه مالیات*، ۲۳(۲۸)، ۹۴-۶۹. <http://taxjournal.ir/article-1-764-fa.html>
- امیری، میثم (۱۳۹۶). اقتصاد رفتاری و فرار مالیاتی. *نشریه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷(۶۴)، ۱۳۰-۹۵. <https://dx.doi.org/10.22054/joer.2017.7670>
- قدسی‌پور، سیدحسین (۱۳۹۸). *فرایند تحلیل سلسله‌مراتبی (AHP)*. انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر.

در جستجوی «اثر استیو جابز»: مدیران تا چه اندازه در تصمیم‌ها و عملکرد شرکت‌های بورسی در ایران موثرند؟

ebrahimnejad@sharif.ir

علی ابراهیم‌نژاد

استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

m.barakchian@imps.ac.ir

سیدمهدی برکچیان

استادیار موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

20nb17@queensu.ca

نیلوفر بهادری

کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۰/۳/۲۶

دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۲۴

چکیده: هدف اصلی این پژوهش، برآورد تاثیر مدیران بر تغییر سیاست و عملکرد بنگاه‌هاست. به این منظور، تاثیر مدیران بر سیاست‌های مالی و سرمایه‌گذاری و نیز عملکرد بنگاه‌ها بین سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۹ با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی بررسی می‌شود. علاوه بر این، توصیف جامعی از ویژگی‌های هیئت‌مدیره و ویژگی‌های مدیران ارشد شرکت‌های حاضر در بازار سهام ایران ارائه می‌شود. طول عمر مدیریتی به‌طور متوسط دوسال هر فرد در هیئت‌مدیره، عضویت بیش‌تر اعضای هیئت‌مدیره در تنها یک شرکت، رابطه معکوس تجربه و تحصیلات مدیران، و حضور بسیار کم‌رنگ زنان در ترکیب مدیریتی شرکت‌های بورسی برخی از این یافته‌ها هستند. یافته‌های اصلی پژوهش نشان می‌دهند که تاثیر مدیران بر متغیرهای عملکردی شرکت‌ها قابل توجه است و این اثر در مقایسه با تاثیر مدیران بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری و مالی بنگاه‌ها بزرگ‌تر است. دیگر این که تاثیر مدیران بر سیاست‌های مختلف بنگاه‌ها متفاوت است، در برخی سیاست‌ها این نقش پررنگ‌تر و در بخشی کم‌رنگ‌تر است. همچنین، درصد به‌نسبت کمی از مدیران بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری، مالی، و عملکرد شرکت‌ها اثر معنادار می‌گذارند و اندازه اثر برای درصد کمی از مدیران قابل توجه است.

کلیدواژه‌ها: اعضای هیئت‌مدیره، مدیرعامل، سیاست‌های سرمایه‌گذاری و مالی، عملکرد بنگاه، داده‌های تابلویی.

مقدمه

یکی از نخستین آموزه‌های مالی شرکتی این است که مدیران شرکت‌ها بر اساس مجموعه‌ای از معیارهای کمی و غیرسلیقه‌ای همچون خالص ارزش حال مثبت^۱ و نرخ بازده داخلی^۲، تصمیم‌ها و سیاست‌های مالی و سرمایه‌گذاری بنگاه را تعیین می‌کنند و هدف بیشینه‌سازی ثروت سهامداران را محقق می‌سازند. بر اساس این آموزه‌ها، اعمال سلیقه و به‌اصطلاح «سبک مدیریتی» توسط مدیران در انتخاب سیاست‌های مالی و سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها جایگاهی ندارد و صرفاً شاخص‌ها و معیارهای کمی برای ارزیابی پروژه‌ها و سایر تصمیم‌های مالی بنگاه مدنظر قرار می‌گیرد. در نظریه‌های اقتصاد خرد نیز به نقش افراد در عملکرد و رفتار شرکت‌ها تقریباً توجهی نمی‌شود و در بررسی رفتار بنگاه به عنوان عامل اقتصادی که هدفش صرفاً بیشینه‌سازی سود است، بیش‌تر عوامل مربوط به مشخصات بنگاه و صنعت برای توضیح چرایی تفاوت موجود میان شرکت‌ها تحلیل می‌شود. اما به نظر می‌رسد شرکت‌ها در دنیای واقعی به‌گونه‌ی دیگری عمل می‌کنند. بخش زیادی از انرژی سهامداران و هیئت‌مدیره شرکت‌ها صرف انتخاب مدیران توانمند می‌شود. به علاوه، مدیران حقوق و پاداش قابل‌توجهی دریافت می‌کنند و در صورت عملکرد ضعیف شرکت برکنار می‌شوند. برای نمونه، بخش بزرگی از موفقیت و رشد شرکت اپل و افزایش سهم بازار آن از ۲ تا ۲۱۰ میلیارد دلار بین سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۷ به استیو جابز، مدیرعامل این شرکت نسبت داده می‌شود. **کوچ و همکاران (۲۰۱۱)**^۳، نشان می‌دهند که هر اعلامیه‌ای از وضعیت سلامتی استیو جابز بر سهم بازار شرکت اپل اثرگذار بوده است، اگرچه این اثر همیشه منفی و معنادار نبوده است. به علاوه، در برخی پژوهش‌ها نشان داده می‌شود که مرگ مدیران عامل اثر منفی بر قیمت سهام شرکت‌ها دارد (Salas, 2010). به دلیل ویژگی‌های مدیریتی فوق‌العاده و غیرمتعارف استیو جابز در هنگام مدیرعاملی شرکت اپل، این شرکت برای سال‌ها با رشد خیره‌کننده‌ای توسعه پیدا کرد. همین قابلیت‌های ویژه جابز سبب شد که درگذشت او با نگرانی نسبت به آینده شرکت اپل و افت قابل‌ملاحظه قیمت سهام آن همراه شود. اصطلاح «اثر استیو جابز» که در سال‌های اخیر در بخشی از ادبیات مدیریت گسترش پیدا کرده، به همین قابلیت‌های فوق‌العاده برخی مدیران اشاره دارد. مرگ استیو جابز باعث افت ۱/۵ درصدی قیمت سهام شرکت اپل شد. همچنین، با اعلام خبر انتصاب مدیرعامل جدید، که سال‌ها در شرکت اپل به عنوان عضو هیئت‌مدیره کار کرده بود، سهام شرکت اپل ۵/۱۳ درصد افزایش یافت (Zhang, 2015). بنابراین در دنیای واقع، ظاهراً مدیران بسیار مهم‌تر از نظریه‌های اقتصادی و مالی هستند.

1. Net Present Value (NPV)
2. Internal Rate of Return (IRR)
3. Koch *et al.*

در ادبیات راهبرد {=استراتژی} و منابع انسانی نیز برخلاف ادبیات اقتصاد، نقش مدیران بسیار پررنگ است. این پژوهش به دنبال بررسی این پرسش است که آیا مدیران ارشد بنگاه‌ها - شامل مدیرعامل و اعضای هیئت‌مدیره - واقعاً در عملکرد و سیاست‌های مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیرگذار هستند یا خیر. با وجود آن‌که بسیاری از شاخه‌های مدیریت با استفاده از ابزارهایی همچون مطالعات موردی^۱، به بررسی توانمندی‌ها و عملکرد مدیران می‌پردازند، اما به دلیل روش‌شناسی مبتنی بر مطالعات موردی یا نظرسنجی^۲، این پژوهش‌ها در مقایسه با ابزارهای اقتصادسنجی رایج در پژوهش‌های مالی شرکتی، در میان متخصصان حوزه مالی شرکتی از مقبولیت به‌نسبت کمی برخوردار هستند. بنابراین، نقطه قوت اصلی پژوهش حاضر را می‌توان در بکارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی برای پاسخ به یک پرسش ظاهراً کیفی و مدیریتی یعنی تأثیر مدیران بر سیاست‌های بنگاه دانست.

در ایران، پژوهش‌های تجربی اندکی پیرامون تأثیر مدیران عامل و اعضای هیئت‌مدیره بر خروجی‌های شرکت‌ها انجام شده است (باری و فتحی ارطه، ۱۳۹۵؛ ملازاده و همکاران، ۱۳۹۵؛ و Behmanesh et al., 2020). بر اساس بررسی‌های انجام‌شده در ادبیات داخلی، تاکنون پژوهشی در مورد تخمین اثرات ثابت مدیران و تأثیر آن‌ها بر تصمیم‌های مالی و سرمایه‌گذاری و عملکرد بنگاه‌ها انجام نشده است. این در حالی است که این موضوع در ایران از جنبه‌های مختلف جذابیت خاص خود را دارد. برای مثال، در کشور ما اعضای هیئت‌مدیره به‌طور معمول به نمایندگی از سهامداران حقوقی در هیئت‌مدیره حضور دارند و به عنوان عضو هیئت‌مدیره مستقل فعالیت نمی‌کنند. به عبارت دیگر، به‌طور معمول در ایران سهامداران حقوقی عضو هیئت‌مدیره هستند و افرادی صرفاً آن‌ها را نمایندگی می‌کنند. این موضوع می‌تواند بر میزان استقلال رأی اعضای هیئت‌مدیره و ویژگی‌های فردی و مدیریتی آن‌ها بر تصمیم‌های بنگاه اثر منفی داشته باشد. در مورد مدیران عامل هم با توجه به وابستگی بخش زیادی از بنگاه‌های بورسی به دولت یا نهادهای دولتی، شواهد عمومی حاکی از تغییرهای زیاد مدیریتی در این بنگاه‌هاست و بسیاری معتقدند مدیران صرفاً مجری دستورهای نهادهای بالاسری خود هستند و به‌طور مستقل قدرت تصمیم‌گیری ندارند. علاوه بر این، با توجه به بالا بودن نوسان‌های اقتصادی در ایران که تأثیر زیادی بر سودآوری و عملکرد شرکت‌ها دارد، ممکن است این طور به نظر برسد که این‌که چه کسی مدیر باشد اثر ناچیزی در مقابل اثر این نوسان‌ها دارد. به عبارت دیگر، عملکرد بنگاه بیش‌تر تحت تأثیر عوامل اقتصاد کلان و تلاطم‌های سیستماتیک تعیین

1. Case Study
2. Survey

می‌شود. با توجه به نکته‌های اشاره‌شده، این پرسش مهم و قابل توجه است که آیا در ایران، مدیران^۱ اصولاً اثر معناداری بر سیاست‌ها و عملکرد بنگاه‌ها دارند. برای پاسخ به این پرسش، رابطه میان اثرات ثابت مدیران^۲ بر عملکرد و سیاست‌های مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در گام نخست، با استفاده از بزرگ‌ترین مجموعه داده در دسترس مربوط به ترکیب مدیران ۴۸۸ شرکت حاضر در بورس تهران و فرابورس ایران بین سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۹ برای اولین بار توصیف جامعی از ویژگی‌های هیئت‌مدیره و ویژگی‌های مدیران ارشد شرکت‌ها ارائه می‌شود. برخی از شواهد آماری به دست آمده به این شرح هستند: زنان کمتر از ۲ درصد کل اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها را تشکیل می‌دهند؛ حدود ۳۰ درصد اعضای هیئت‌مدیره به صورت موظف فعالیت می‌کنند؛ به طور متوسط سالانه یک سوم از اعضای هیئت‌مدیره هر شرکت تغییر می‌کنند؛ هر عضو هیئت‌مدیره به طور متوسط دو سال در یک شرکت حضور دارد؛ هر مدیرعامل نیز به طور متوسط دو سال در یک شرکت می‌ماند، و در یک چهارم شرکت‌ها عمر متوسط یک مدیرعامل کمتر از یک سال است^۳؛ تقریباً ۸۰ درصد اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها صرفاً در یک شرکت حضور دارند؛ و حدود ۸۰ درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدارک کارشناسی و کارشناسی ارشد هستند. در گام دوم، با ادغام مجموعه داده مشخصات اعضای هیئت‌مدیره با مجموعه داده‌های صورت‌های مالی شرکت‌ها، تاثیر مدیران بر سیاست‌های مالی و سرمایه‌گذاری و عملکرد بنگاه‌ها بین سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۹ با استفاده از روش رگرسیون داده‌های تابلویی بررسی می‌شود.^۴ به این منظور، اثرهای منحصر به فرد مدیران به رگرسیون‌هایی شامل دیگر عوامل تعیین‌کننده تغییر سیاست‌ها و عملکرد بنگاه‌ها اضافه می‌شود تا مشاهده شود که آیا می‌توان بخشی از تغییرها را در سیاست‌ها و عملکرد بنگاه‌ها به مدیران حاکم بر آنها نسبت داد یا خیر. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که مدیران می‌توانند بخشی از تغییرها را در سیاست و عملکرد شرکت‌های خود توضیح دهند. البته نقش مدیران در توضیح خروجی‌های شرکت برای سیاست‌های مختلف متفاوت است؛ در برخی سیاست‌ها این نقش پررنگ‌تر و در برخی

۱. منظور مدیران عامل و اعضای هیئت‌مدیره است.

2. Manager Fixed Effect

۳. این آمار نگران‌کننده در مورد جابه‌جایی سریع مدیران عامل از بی‌ثباتی مدیریتی در شرکت‌های بورسی حکایت می‌کند که به نوعی بهترین شرکت‌های کشور نیز محسوب می‌شوند.

۴. بخشی از داده‌ها بعد از ادغام دو مجموعه داده مورد استفاده از بین می‌روند، به همین دلیل، سال‌های مورد بررسی در گام دوم بازه کوتاه‌تری را شامل می‌شود.

کمرنگ‌تر است. علاوه بر این، یافته‌های مربوط به اندازه اثر مدیران در این پژوهش نشان می‌دهد که درصد بسیار کمی از مدیران (به‌ویژه مدیران عامل) نقش تعیین‌کننده‌ای در توضیح خروجی‌های بنگاه دارند و بیش‌تر مدیران نقش کوچک و نزدیک به صفر در توضیح تغییرها در خروجی بنگاه‌ها دارند. در ادامه، ابتدا ادبیات مربوط به پژوهش مرور می‌شود. سپس داده‌ها و نحوه محاسبه متغیرها توضیح داده می‌شود. سپس مدل و رگرسیون‌ها معرفی و نتایج توضیح داده می‌شوند. در پایان، بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

همان‌طور که گفته شد، بخش عمده پژوهش‌های انجام‌شده در ادبیات علم اقتصاد، تاثیر منحصر به فرد مدیران را بر عملکرد بنگاه‌ها نادیده گرفته و در اغلب موارد برای توضیح رفتار و عملکرد شرکت بر مشخصات بازار، صنعت، و بنگاه اتکا کرده‌اند. در این پژوهش‌ها، بخش زیادی از ناهمگونی در عملیات بنگاه‌ها غیرقابل توضیح باقی مانده است (Kaplan & Zingales, 1997; Smith & Watts, 1992; Titman & Wessels, 1988). برای مثال، ادبیات گسترده‌ای در حوزه مالی شرکتی، وجود حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی را مربوط به ناکارایی‌های بازار سرمایه و مشکلات نمایندگی^۱ می‌دانند، ولی نتوانسته‌اند تفاوت در حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی را در میان شرکت‌ها به‌طور کامل توضیح دهند (Fazzari et al., 1987).

ادبیات گسترده‌ای نیز در علم اقتصاد مدعی بی‌تاثیر بودن ویژگی‌های مدیران بر رفتار و عملکرد بنگاه است. در دیدگاه نئوکلاسیک تنها نقش مدیر بیشینه کردن ثروت مالکان بنگاه است و مدیران، همگن و جانشین کامل همدیگر در نظر گرفته می‌شوند. نظریه نمایندگی^۲ برخی از ضعف‌های رویکرد نئوکلاسیک را حل کرده است. این نظریه تعارض منافع میان مدیران و سهامداران را مورد توجه قرار می‌دهد و فرض بیشینه کردن ثروت سهامداران توسط مدیران را زیر سوال می‌برد، اما همچنان مشکل تعارض منافع را برای همه مدیران یکسان می‌انگارد. بنابراین، تغییر در رفتار شرکت و تفاوت میان شرکت‌ها را به ناهمگونی در سازوکارهای حکمرانی شرکتی میان بنگاه‌ها نسبت می‌دهد (Hart, 1989). در این نظریه، مدیر زمانی می‌تواند ترجیح‌ها و اولویت‌های شخصی خود را به بنگاه اعمال کند که توانایی بنگاه در کنترل او ضعیف باشد. بنابراین در نظریه نمایندگی، برخی ترجیح‌ها و اولویت‌های مدیر مانند ریسک‌پذیری و میزان ثروت می‌تواند بر راهبردهای بنگاه تاثیر بگذارد که میزان این تاثیرگذاری به توانایی هیئت‌مدیره

1. Agency Problem
2. Agency Theory

در کنترل مدیران وابسته است (Bertrand & Schoar, 2003).

دو جریان دیگر نیز در ادبیات راهبرد با بررسی رابطه بین مدیر و بنگاه به نتایج مشابهی رسیده‌اند. دیدگاه کنترل بیرونی^۱ بیان می‌کند که محدودیت‌های سازمانی و محیطی، مثل هنجارها و فرهنگ، انتخاب‌های مدیران را در هنگام تصمیم‌گیری محدود می‌کنند، زیرا باعث می‌شود مدیران برای تطابق با انتظارات بیرونی برای نشان دادن رفتار عقلایی از دیگر مدیران تقلید کنند و در نتیجه این رفتار، مدیران همگن به نظر برسند (Liebersohn & O'Connor, 1972). جریان دوم بیان می‌کند که فرایندهای انتخاب مدیران ارشد در شرکت‌هاست که به شباهت در پیش‌زمینه و تجربه مدیران منجر می‌شود و ناهمگونی میان مدیران را کاهش می‌دهد (Hitt & Tyler, 1991). این سازوکار باعث می‌شود که افراد با ویژگی‌های مشابه، موقعیت‌های شغلی مشابهی را در شرکت‌های مختلف اشغال کنند (Hambrick, 2007).

در مقابل این ادبیات که از بی‌تاثیر بودن مدیر یا مشابه بودن اثرهای مدیران مختلف بر شرکت می‌گویند، پژوهش‌های گسترده‌ای بر اهمیت نقش مدیرعامل تاکید دارند. همبریک و میسون^۲ (۱۹۸۴)، نظریه رده‌های بالاتر^۳ را معرفی می‌کنند که تجربه‌ها، ارزش‌ها، و ویژگی‌های شخصیتی مدیران بر انتخاب‌های آن‌ها تاثیرگذار هستند. در این ادبیات برای توضیح چرایی رفتار و عملکرد بنگاه‌ها، اریب‌های رفتاری و شخصیتی مدیران بررسی می‌شوند. این اریب‌های رفتاری می‌تواند خوش‌بینی و اعتماد به نفس بیش از حد^۴ مدیرعامل باشد. برای مثال، اعتماد به نفس بیش از حد مدیر ممکن است اخلاقی‌هایی در سیاست سرمایه‌گذاری شرکت ایجاد کند. مدیری که اعتماد به نفس زیادی دارد، به صورت سیستماتیک بازدهی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را بیش از میزان واقعی برآورد می‌کند و تامین مالی خارجی را به دلیل ارزان پنداشتن سهام شرکت هزینه‌بر می‌داند. چنین مدیری اگر منابع مالی داخلی به حد کافی داشته باشد و توسط سازوکارهای حاکمیت شرکتی و بازار سرمایه محدود نباشد، نسبت به حالت بهینه بیش‌تر سرمایه‌گذاری می‌کند. از طرفی اگر منابع مالی نداشته باشد، سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد تا از منابع مالی خارجی استفاده نکند. از این‌رو، حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی علاوه بر شرایط بازار و ویژگی‌های شرکت، تحت تاثیر ویژگی‌های فردی مدیران مانند اعتماد به نفس بیش از حد نیز هست (Heaton, 2005; Malmendier, 2005; Tate, 2005; 2008; Gervais et al., 2011). در همین ارتباط فدایی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۱)، با

1. External Control
2. Hambrick & Mason
3. Upper Echelon Theory
4. Overconfidence

استفاده از اطلاعات شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهند در شرکت‌هایی که محدودیت مالی زیادی وجود دارد، حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی منفی است. در پژوهشی دیگر **ابراهیمی و احمدی مقدم (۱۳۹۵)**، نشان می‌دهند مدیرانی که اعتماد به نفس بیش از حد دارند، دقت اطلاعات خود، و به دنبال آن سود و جریان نقدی آینده شرکت خود را بیش از حد تخمین می‌زنند. در نتیجه، این اعتماد به نفس زیاد بر مدیریت سود واقعی اثر مثبت و معناداری می‌گذارد و در ادامه هزینه‌هایی را بر سرمایه‌گذاران شرکت‌ها تحمیل می‌کنند.

بخش دیگری از این ادبیات رابطه بین مدیران و تغییر در عملیات بنگاه را بررسی می‌کند. یافته‌های مربوط به این ادبیات نشان می‌دهد که تغییر مدیران اتفاق مهمی برای شرکت‌هاست و باعث برگشت از تصمیم‌های پیشین و اتخاذ سیاست‌های جدید می‌شود. در این ادبیات بعد از تغییر مدیر، چه به صورت اجباری و چه به دلیل عوامل طبیعی مثل بازنشستگی یا مرگ، تغییرهای بزرگی در شرکت‌ها روی داده است (**Denis & Denis, 1995; Weisbach, 1995; Bennedsen et al., 2006; Fee et al., 2013**). بخشی از این ادبیات هم اثر منحصر به فرد مدیران را بر سیاست‌ها یا عملکرد بنگاه بررسی می‌کنند. **برتراند و شوار (۲۰۰۳)**، سبک مدیریت را یک ویژگی ذاتی، منحصر به فرد، و ثابت معرفی می‌کنند که برای تصمیم‌های سیاستی و عملکرد شرکت اهمیت دارد. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که اثرات ثابت مدیر، تعیین‌کننده طیف گسترده‌ای از متغیرهای شرکتی است و اضافه کردن آن به مدل‌هایی شامل اثرات ثابت بنگاه، به توضیح تغییر در عملکرد شرکت کمک شایانی می‌کند. پژوهش‌های مشابه نیز با تخمین اثرات ثابت مدیران نشان می‌دهند که مدیران عامل برای توضیح تغییر در عملیات بنگاه‌ها نقش کلیدی دارند (**Adams et al., 2005; Bamber et al., 2010; Dyreng et al., 2010**). پژوهش حاضر نیز با استفاده از رویکرد ادبیات مربوط به اثرات ثابت مدیر (**Bertrand & Schoar, 2003**)، به دنبال بررسی میزان اهمیت و تاثیرگذاری مدیران بر رفتار و عملکرد بنگاه‌هاست.

روش‌شناسی پژوهش

وقتی می‌خواهیم تفاوت‌های سیستماتیک میان عملکرد مدیران را بررسی کنیم، یک روش این است که معناداری اثرات ثابت مدیران را در بنگاه‌ها صرفاً با کنترل عوامل قابل‌مشاهده بنگاه‌ها بسنجیم. ولی مشکل این است که تفاوت در عملیات و عملکرد میان بنگاه‌ها ممکن است به دلیل عامل سوم باشد که غیرقابل‌مشاهده است و این عامل با اثرات ثابت مدیران نیز همبسته باشد. به همین دلیل در تصریح مدل رگرسیون، اثر ثابت مدیر و بنگاه به صورت جداگانه لحاظ می‌شود. بنابراین، برای

هر متغیر وابسته مورد بررسی رابطه (۱) مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$y_{it} = \alpha_t + \gamma_i + \beta X_{it} + \sum_{CEO=1}^{n-1} \lambda_{CEO} I_{CEO} + \sum_{board=1}^{m-1} \lambda_{board} I_{board} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در این رگرسیون α_t اثر ثابت سال، γ_i اثر ثابت بنگاه، X_{it} بردار حاوی متغیرهای کنترلی متغیر با زمان در سطح شرکت، و y_{it} متغیرهای مورد بررسی شامل سیاست‌های سرمایه‌گذاری، سیاست‌های مالی، و عملکرد است. از آن‌جا که می‌خواهیم اثر مدیرعامل و اعضای هیئت‌مدیره شرکت را جداگانه شناسایی کنیم، دو گروه متغیر اثرات ثابت مدیر ایجاد می‌کنیم، یکی اثر ثابت مدیرعامل (I_{CEO}) و دیگری اثر ثابت عضو هیئت‌مدیره (I_{board}). متغیر مجازی I_{CEO} (I_{board}) برای هر فرد با یک کد ملی منحصر به فرد تعریف می‌شود. این متغیر، مقدار ۱ می‌گیرد، وقتی که آن فرد، در سال t مدیرعامل (عضو هیئت‌مدیره) شرکت باشد، و در غیر این صورت (یعنی برای تمام شرکت سال‌هایی که این فرد مدیرعامل نباشد) مقدار ۰ می‌گیرد. در نتیجه برای n نفر مدیرعامل، $n - 1$ متغیر مجازی و برای m نفر هیئت‌مدیره، $m - 1$ متغیر مجازی به رگرسیون اضافه می‌شود. در تمامی رگرسیون‌ها برای حل مشکل مربوط به همبستگی سریالی^۲، خوشه‌بندی خطای استاندارد^۳ در سطح بنگاه انجام می‌شود. همان‌طور که می‌دانیم، همبستگی سریالی میان اجزای خطاها می‌تواند به تخمین اشتباه از خطاهای استاندارد و در نتیجه غیرمعتبر بودن آزمون‌های آماری منجر شود.

یکی از محدودیت‌های رابطه (۱) این است که تخمین اثرات ثابت مدیر برای مدیرانی که در دوره مورد بررسی هیچ‌گاه یک شرکت را ترک نکرده‌اند، امکان‌پذیر نیست. برای مثال، اثر یک مدیر مشخص که هرگز به شرکت‌های دیگر جابه‌جا نشده است و فقط در یک شرکت فعالیت کرده است، نمی‌تواند به‌طور مستقل از اثر ثابت بنگاه تخمین زده شود. در واقع، عاملی که کمک می‌کند بشود اثر مدیران را جدا از اثر بنگاهی که در آن حضور دارند تخمین زد، در نظر گرفتن مدیرانی است که در دوره مورد بررسی دست‌کم دوبار بنگاه خود را تغییر داده باشند. در غیر این صورت، اثر ثابت بنگاه و مدیر همخطی کامل^۴ پیدا می‌کنند. نیاز به تأکید است از آن‌جا که تخصیص مدیران به بنگاه‌ها تصادفی نیست (Gabaix & Landier, 2008)، و تغییر مدیران خود اتفاقی درون‌زاست، بنابراین انتظار نمی‌رود که بتوان اثر علی مدیران را بر سیاست‌ها و عملکرد بنگاه به‌دقت تخمین زد. در این‌جا به دنبال این هستیم که شواهدی مبنی بر همبستگی تغییر سیاست‌ها و عملکرد شرکت‌ها با تغییر اشخاص مدیران در این شرکت‌ها به‌دست آوریم.

1. Dummy Variable
2. Serial Correlation or Autocorrelation
3. Clustered Standard Errors
4. Perfect Collinearity

نیاز به یادآوری است، با توجه به ساختار هیئت‌مدیره شرکت‌ها در ایران، به‌طور معمول اعضای هیئت‌مدیره تابع سهامداران حقوقی شرکت هستند. بنابراین، رابطه‌ای که میان مدیران و رفتارهای بنگاه‌شناسایی می‌شود می‌تواند از اثر ناشی از سیاست‌های سهامداران حقوقی تأثیر بپذیرد. برای مثال، ممکن است بخش عمده سهام یک شرکت متعلق به یک مجموعه باشد و این مجموعه سه نماینده در هیئت‌مدیره شرکت داشته باشد و شرکت دیگری که سهام کم‌تری در این شرکت دارد فقط یک نماینده در شرکت داشته باشد. بنابراین، میان نماینده شرکت با سهام بزرگ‌تر و نمایندگی شرکت با سهام کوچک‌تر تفاوت وجود دارد و به‌احتمال قدرت و نفوذی که نماینده سهامدار بزرگ‌تر در تصمیم‌گیری دارد، بیش‌تر خواهد بود.^۱

تجزیه و تحلیل داده‌ها

حوزه بررسی این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران و فرابورس ایران هستند. به منظور گردآوری داده‌های مورد نیاز پژوهش، دو مجموعه داده جمع‌آوری شده است. یکی از آن‌ها از صورت‌های مالی سالانه شرکت‌ها از وب‌سایت مدیریت فناوری بورس تهران^۲ و نرم‌افزار ره‌آورد نوین^۳ گردآوری شده است. صورت‌های مالی گردآوری‌شده شامل ترازنامه، صورت سود و زیان، صورت جریان وجوه نقد، و صورت نسبت‌های مالی شرکت‌ها می‌شود. علاوه بر این، قیمت روزانه سهام شرکت‌های بورسی از سایت مدیریت فناوری بورس تهران استخراج شده است. مجموعه داده دیگر گردآوری‌شده اطلاعات مربوط به مدیرعامل و هیئت‌مدیره شرکت‌های بورسی است. داده‌های مربوط به اعضای هیئت‌مدیره و مدیرعامل شامل نام و نام خانوادگی، کد ملی، سمت، عضویت موظف یا غیرموظف، مدرک تحصیلی، و نام عضو حقیقی یا حقوقی است که فرد نمایندگی می‌کند و از راه اطلاعاتیه‌های «معرفی یا تغییر در ترکیب اعضای هیئت‌مدیره»^۴ از راه سامانه کدال^۵ به صورت دستی جمع‌آوری شده است. داده‌ها شامل ۴۸۸ شرکت بورس تهران و فرابورس ایران از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ است. انتخاب بازه زمانی با هدف جامعیت هرچه بیش‌تر نمونه و بیش‌ترین پوشش زمانی و البته با توجه به

۱. بر اساس قانون تجارت، هر عضو حقوقی فقط می‌تواند یک نماینده به هیئت‌مدیره شرکت معرفی کند، اما بسیاری از شرکت‌ها با اعطای سهام‌های کوچک به شرکت‌های زیرمجموعه خود نماینده‌های بیش‌تری از جانب خود، البته به صورت غیرمستقیم، در هیئت‌مدیره شرکتی که در آن سهام بزرگی دارند، منصوب می‌کنند.

2. www.tsetmc.com

۳. کد «ن - ۴۵»

4. www.codal.ir

دشواری و محدودیت‌های ناشی از جمع‌آوری دستی داده‌ها صورت گرفته است. با توجه به این‌که تاکنون پایگاه داده جامع و تصویر کلی از وضعیت و ویژگی‌های مدیران عامل و اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌های بورسی در ایران ارائه نشده است، در گام نخست تلاش می‌شود یک تصویر کلی از ویژگی‌های هیئت‌مدیره شرکت‌ها و مدیران ارائه شود. در **جدول (۱)**، خلاصه آماری داده‌های مدیران ارائه می‌شود. نیاز به یادآوری است که این متغیرها ابتدا برای هر شرکت در تاریخ‌های مختلف میانگین گرفته شده است و سپس خلاصه آماری این متغیرها در مقطع شرکت‌ها ارائه می‌شود. اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها موظف یا غیرموظف هستند. اعضای موظف علاوه بر عضویت در هیئت‌مدیره، در شرکت حضور دارند و به‌طور معمول دارای سمت اجرایی و شغل مستمری در شرکت هستند، ولی اعضای غیرموظف رابطه استخدامی با شرکت ندارند و فقط در تصمیم‌گیری‌های شرکت به عنوان عضو هیئت‌مدیره نقش دارند. انتخاب اعضای هیئت‌مدیره یکی از راه‌های نظارت مستقیم سهامداران بر شرکت‌هاست. از آن‌جا که ممکن است منافع سهامداران با اعضای هیئت‌مدیره موظف هم‌راستا نباشد، حضور اعضای غیرموظف در هیئت‌مدیره به عنوان یک سیاست در جهت بهبود نظام حاکمیتی شرکت شناخته می‌شود (Rasaiian, 2010). اگرچه ایزدینی و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، نشان می‌دهند که اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره در ایران نقش نظارتی چندانی ندارند و کمک چندانی به کاهش تضاد منافع میان سهامداران و مدیران شرکت نمی‌کنند. آن‌ها ادعا می‌کنند که با توجه به قانون تجارت ایران، که اعضای هیئت‌مدیره باید دست‌کم پنج نفر باشند، اعضای غیرموظف به عنوان ابزاری برای به حد نصاب رسیدن اعضای هیئت‌مدیره در شرکت‌ها استفاده می‌شوند. با توجه به سطر دوم **جدول (۱)**، هر شرکت در سال‌های نمونه به‌طور متوسط ۳۰/۵ درصد اعضای موظف دارد و نیمی از شرکت‌ها بیش از ۲۸ درصد از اعضای هیئت‌مدیره آن‌ها موظف هستند. علاوه بر این، در برخی شرکت‌ها هیچ عضو موظفی نبوده است و در برخی شرکت‌ها همه اعضا موظف بوده‌اند. بنابراین، به نظر می‌رسد در بیش‌تر شرکت‌ها، اکثریت هیئت‌مدیره با اعضای غیرموظف است.

درصد تغییر سالانه^۲ اعضای هیئت‌مدیره در هر شرکت در سال‌های نمونه به‌طور متوسط ۳۵ درصد است که نشان می‌دهد به‌طور متوسط سالانه یک‌سوم از اعضای هیئت‌مدیره هر شرکت تغییر می‌کنند. دو مورد بعدی که در **جدول (۱)** گزارش می‌شود، مدت زمان ماندگاری^۳ اعضای هیئت‌مدیره و مدیرعامل است. همان‌طور که در سطر چهارم جدول مشاهده می‌شود، هر عضو هیئت‌مدیره به‌طور

1. Izadinia et al.
2. Annual Turnover
3. Tenure

متوسط ۷۳۹ روز (حدود دو سال) در هر شرکت در این سمت مانده است که هم‌راستا با قانون تجارت است. به‌طور مشابه، هر مدیرعامل به‌طور متوسط ۷۸۵ روز در هر شرکت به عنوان مدیرعامل حضور داشته است، البته در حدود یک‌چهارم شرکت‌ها عمر متوسط مدیرعامل کم‌تر از یک‌سال بوده است. در سطر ششم **جدول (۱)** می‌توان دید که در هر شرکت احتمال این که مدیرعامل عضو هیئت‌مدیره آن شرکت باشد، به صورت متوسط $37/8$ درصد است. در ادامه، خلاصه آماری حضور مدیران زن در شرکت‌های ایرانی گزارش می‌شود که کم‌تر از ۲ درصد از کل مدیران را شامل می‌شوند. دست‌کم در دوسوم شرکت‌ها، هیچ‌یک از اعضای هیئت‌مدیره و مدیرعامل زن نیست.

جدول ۱: خلاصه آماری مدیران شرکت‌های ایران از ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷

تعداد مشاهده	میانگین استاندارد	خطای کم‌ترین	۲۵٪	میان ۷۵٪	بیش‌ترین	
۴۸۸	۵/۱	۰/۴۷	۵	۵	۵	تعداد اعضای هیئت‌مدیره
۴۸۸	۳۰/۵	۱۹/۲	۰	۲۰	۴۰	درصد اعضای موظف
۴۸۷	۳۴/۹	۲۴/۹	۰	۲۱/۷	۳۳/۶	درصد تغییر سالانه هیئت‌مدیره
۶۱۱۸	۷۳۹/۳	۶۴۱/۹	۵	۲۲۷	۵۹۵	مدت ماندگاری هیئت‌مدیره (روز)
۱۱۹۱	۷۸۵/۶	۵۷۶/۲	۱۸	۳۳۵	۶۸۰	مدت ماندگاری مدیرعامل (روز)
۴۸۸	۳۷/۸	۲۶/۵	۰	۱۸/۲	۳۳/۳	احتمال عضویت مدیرعامل در هیئت‌مدیره
۴۸۱	۱/۵۵	۵/۷۵	۰	۰	۰	درصد مدیران زن در هیئت‌مدیره
۷۷	۸۵۳/۸	۸۸۷/۲	۲۵	۱۴۲	۶۲۰	مدت ماندگاری زنان در هیئت‌مدیره (روز)

توضیحات: در این جدول اطلاعات مربوط به هیئت‌مدیره و مدیران عامل ۴۸۸ شرکت ارائه می‌شود که مشاهده‌ها در همه سطرها جدول، به‌جز سطرهای مربوط به مدت ماندگاری مدیران، در سطح شرکت است. بدین صورت که ابتدا برای زمان‌های مختلف در هر شرکت میانگینی محاسبه، و سپس روی میانگین متغیرهای شرکت‌ها خلاصه آماری گزارش می‌شود. تعداد مشاهده‌ها در متغیرهای مربوط به مدت ماندگاری مدیران در هر شرکت در سطح شرکت - مدیر هستند. بدین صورت که ابتدا مدت ماندگاری هر مدیر در هر شرکتی که در آن حضور داشته تهیه، و سپس خلاصه آماری مدیران منحصر به فرد (بر اساس کد ملی) در شرکت‌ها گزارش می‌شود.

در جدول (۲)، خلاصه‌ای از چگونگی توزیع مدیران در شرکت‌ها آورده می‌شود. برای مثال، حدود ۹ درصد اعضای هیئت‌مدیره همزمان در دو شرکت مشغول به کار بوده‌اند.

جدول ۲: توزیع مدیران در شرکت‌ها

مدیرعامل	هیئت‌مدیره	
۱۰۰۷	۴۴۷۹	تعداد مدیران منحصر به فرد
%۹۱	%۷۸	درصد مدیرانی که فقط در یک شرکت بوده‌اند
%۷	%۱۵	درصد مدیرانی که در دو شرکت حضور داشته‌اند
%۴	%۹/۲	درصد مدیرانی که در دو شرکت همزمان حضور داشته‌اند
%۲/۹	%۲/۶	درصد مدیرانی که بعد از خروج از شرکت به شرکتی دیگر رفته‌اند
%۰/۶۲	%۱۳/۷	درصد شرکت‌هایی که در آن‌ها زنان حضور دارند

توضیحات: در این جدول اطلاعاتی از مدیران ۴۸۸ شرکت ایرانی در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ ارائه می‌شود. در سطر اول، تعداد مدیران عامل و اعضای هیئت‌مدیره منحصر به فرد (بر اساس کد ملی) در این سال‌ها نشان داده می‌شود.

در جدول (۳)، خلاصه آماری میزان تحصیلات اعضای هیئت‌مدیره و مدیرعامل گزارش می‌شود. بیش‌ترین درصد گزارش‌شده سطح تحصیلات در میان اعضای هیئت‌مدیره کارشناسی و در میان مدیران عامل کارشناسی ارشد است. همچنین، در گذر سال‌ها درصد مدیران عامل با مدرک کارشناسی ارشد افزایش، و مدیران با مدرک کارشناسی کاهش یافته است.^۱ علاوه بر این، مدت زمان ماندگاری اعضای هیئت‌مدیره و مدیرعامل بر اساس میزان تحصیلات آن‌ها در داده‌ها بررسی می‌شود که شواهد نشان می‌دهد هرچه سطح تحصیلات مدیران کم‌تر باشد، میزان ماندگاری آن‌ها در شرکت‌ها بیش‌تر است. اعضای هیئت‌مدیره و مدیرعامل با مدرک کم‌تر از کارشناسی، بیش‌ترین ماندگاری را در شرکت‌ها دارند، و مدیران با مدرک دکتری هم کم‌ترین میزان ماندگاری را در شرکت‌ها دارند. می‌توان حدس زد که مدیران با تحصیلات پایین‌تر، به‌احتمال سن بیش‌تر و تجربه بالاتری دارند، و سال‌های کمتری را در محیط تحصیلی گذرانده‌اند و زودتر وارد بازار کار شده‌اند.

۱. با هدف رعایت اختصار این اعداد گزارش نشده‌اند.

جدول ۳: میزان تحصیلات مدیران (درصد)

دکتری	کارشناسی ارشد	کارشناسی	کمتر از کارشناسی	
۱۸/۱۶	۳۸/۰۲	۴۱/۸۶	۱/۹۶	اعضای هیئت مدیره
۱۷/۹	۴۰/۶۲	۳۹/۹۸	۱/۵	مدیران عامل
۹/۲۶	۵۱/۸۵	۳۷/۰۴	۱/۸۵	اعضای زن هیئت مدیره

توضیحات: آمار این جدول بر اساس اطلاعات مدیران ۴۸۸ شرکت بورسی ایران در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ ارائه می‌شود.

در ادامه، سیاست‌های سرمایه‌گذاری و مالی و عملکرد شرکت‌ها و تاثیر فردی مدیران بر آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرند. یکی از معیارهای ارزیابی سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت، نسبت مخارج سرمایه‌ای^۱ به کل دارایی‌های شرکت است. مخارج سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی هستند که از آن‌ها انتظار کسب منافع بلندمدت می‌رود (اکبری و همکاران، ۱۳۹۶). در این پژوهش، این متغیر برابر با وجه نقد پرداختی برای خرید دارایی‌های ثابت تقسیم بر کل دارایی‌های سال پیش شرکت در نظر گرفته می‌شود (Hemmati et al., 2015). دیگر معیارهای مربوط به سیاست‌های سرمایه‌گذاری مورد بررسی در این پژوهش، حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی^۲ و کیوی توبین^۳ هستند. کیوی توبین که نشان از فرصت‌های رشد شرکت دارد، از تقسیم ارزش بازاری دارایی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها به دست می‌آید. ارزش بازاری دارایی‌ها برابر مجموع ارزش دفتری بدهی‌ها و ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام است. ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام از حاصل ضرب قیمت سهام در تعداد سهم هر شرکت به دست می‌آید. این شاخص از ارزش سهام می‌تواند روی تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مدیران تاثیر بگذارد. از طرف دیگر، حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی، هزینه بالای تامین مالی خارجی را نسبت به تامین مالی داخلی نشان می‌دهد (Fazzari et al., 1987). چرا که شواهد نشان می‌دهد هر زمان جریان نقد کم‌تر باشد، سرمایه‌گذاری کم‌تر از حالت بهینه صورت می‌گیرد و همچنین هر زمان جریان نقد در شرکت بیش‌تر باشد، سرمایه‌گذاری بیش از حد اتفاق می‌افتد. در این پژوهش، جریان نقدی به عنوان خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی بر خالص دارایی‌های ثابت اندازه‌گیری می‌شود. تغییر در کل دارایی‌ها از تغییر در دارایی‌های جاری مثل موجودی انبار و حساب‌های دریافتنی ناشی می‌شود که ممکن است تابع عوامل خارج

1. Capital Expenditure
2. Investment to Cash Flow Sensitivity
3. Tobin's Q

از کنترل مدیر باشد. در حالی که تغییر در دارایی‌های ثابت می‌تواند تصمیم‌های آگاهانه مدیران را منعکس کند، بنابراین انتخاب مناسب‌تری برای محاسبه نسبت جریان نقد به نظر می‌رسد. دسته دیگر سیاست‌های مالی مورد بررسی شرکت‌ها شامل اهرم مالی^۱ و سیاست تقسیم سود^۲ می‌شود. اهرم مالی به صورت ارزش دفتری بدهی‌ها بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. نسبت تقسیم سود در این پژوهش، از نسبت سود نقدی پرداختی بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. سیاست تقسیم سود به تصمیم‌های شرکت در رابطه با پرداخت سود نقدی به سهامداران اشاره دارد.^۳ برای بررسی تغییر در عملکرد بنگاه‌ها نیز از بازده دارایی‌ها^۴ و بازده عملیاتی دارایی‌ها^۵ استفاده می‌شود. بازده دارایی‌ها از نسبت سود و زیان پس از کسر مالیات بر کل دارایی‌ها و بازده عملیاتی دارایی‌ها از نسبت جریان نقدی عملیاتی بر کل دارایی‌ها به دست می‌آید. جریان نقدی عملیاتی نیز از صورت جریان وجوه نقد استخراج می‌شود. در این پژوهش، به این دلیل از شاخص دیگری علاوه بر بازده دارایی‌ها استفاده می‌شود که ممکن است نرخ بازده دارایی‌ها شاخصی دقیق و واقعی از عملکرد مدیران نباشد. زیرا این شاخص عملکرد در معرض دستکاری توسط مدیران قرار دارد، در حالی که جریان نقدی عملیاتی کم‌تر در معرض این دستکاری است و به احتمال بهتر می‌تواند عملکرد را نشان دهد. در این پژوهش، دو مجموعه داده جمع‌آوری شده از مدیران و صورت‌های مالی شرکت‌ها با هم ادغام می‌شوند. در مجموعه داده نهایی می‌توان اطلاعات شرکت‌ها را در کنار اطلاعات مربوط به مدیران این شرکت‌ها در طول زمان مشاهده کرد. در ادامه نیز دو فیلتر بر مجموعه داده ادغام‌شده اعمال می‌شود. نخست این که مدیرانی در نمونه نگه داشته می‌شوند که بیش‌تر از یک سال در هر شرکت مانده‌اند تا دست کم زمان معقولی برای بروز اثرات احتمالی مدیران بر عملکرد بنگاه وجود داشته باشد. سپس داده‌های شرکت‌هایی نگه داشته می‌شوند که دست کم یک مدیر آن‌ها در دست کم یک شرکت دیگر مشاهده شده باشد، زیرا با توجه به استفاده از اثرات ثابت بنگاه در رگرسیون‌ها، مشاهده‌های مربوط به مدیرانی که صرفاً در یک شرکت بوده‌اند، عملاً حذف خواهد شد. برای هر بنگاهی که این شرایط را داشته باشد، همه مشاهده‌ها را اعم از سال‌هایی که مدیران شرکت در شرکت‌های دیگر حضور نداشته‌اند، نگه

1. Leverage

2. Dividend Policy

۳. مطابق قانون تجارت در ایران، تصمیم نهایی درباره میزان سود تقسیمی در مجمع و با رأی‌گیری از سهامداران انجام می‌شود.

4. Return on Assets

5. Operating Return on Assets

می‌داریم. پس از اعمال این فیلترها، داده نهایی شامل ۱۶۰ شرکت با ۱۷۰ عضو هیئت‌مدیره و ۲۵۸ مدیرعامل از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ است.^۱ در جدول (۴)، خلاصه آماری متغیرهای سیاستی و عملکردی شرکت‌ها در مجموعه داده نهایی که گزارش می‌شود با داده‌های مدیران ادغام شده است.

جدول ۴: خلاصه آماری متغیرهای سیاستی و عملکردی شرکت‌ها

تعداد مشاهده	میانگین	خطای استاندارد	۲۵٪	میان	۷۵٪
لگاریتم کل دارایی‌ها	۵۸۶	۱۴/۹	۱/۸	۱۳/۸	۱۴/۶
سرمایه‌گذاری	۵۱۰	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۴
جریان نقدی ^۲	۵۲۷	۱/۶	۵/۶	۰/۱	۰/۵
کیوی توپین	۵۸۶	۱/۲	۰/۵	۰/۸	۱/۰
اهرم مالی	۵۸۶	۰/۵	۰/۳	۰/۳	۰/۷
نسبت تقسیم سود	۵۸۶	۰/۷	۴/۲	۰/۱	۰/۷
بازده دارایی‌ها (درصد)	۵۸۶	۹/۲	۱۴/۱	۱/۹	۸/۳
بازده عملیاتی دارایی‌ها (درصد)	۵۸۶	۱۱	۱۳	۲	۸

توضیحات: آمار این جدول بر اساس اطلاعات ۱۶۰ شرکت بورسی ایران در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ و بعد از اعمال فیلتر روی داده‌های مدیران ارائه می‌شود. تعداد مشاهده‌ها بر اساس اطلاعات شرکت‌ها در سطح زمان است.

حال به بررسی نتایج آزمون فرضیه‌ها پرداخته می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده از رگرسیون (۱) برای متغیرهای سیاستی (به عنوان متغیر وابسته) در جداول (۵)، (۶)، و (۷) آورده می‌شود. برای هر متغیر سیاستی در ستون اول نتایج رگرسیون بدون اثرات ثابت مدیر گزارش می‌شود. به این صورت که ابتدا رگرسیونی شامل اثرات ثابت بنگاه، اثرات ثابت سال، و عوامل متغیر با زمان بنگاه تخمین زده می‌شود. سپس در ستون دوم، همین رگرسیون به اضافه اثرات ثابت مدیرعامل برآورد می‌شود و در ستون سوم به اضافه اثرات ثابت جداگانه مدیرعامل و اعضای هیئت‌مدیره تخمین زده می‌شود. با توجه به نتایج می‌توان گفت، اگرچه اثرات مختص مدیران بر تصمیم‌گیری‌های سیاستی شرکت‌ها چندان قابل‌ملاحظه نیست (چون R^2 تعدیل‌شده افزایش اندکی دارد)، اما تاثیر مدیران بر متغیرهای

۱. نیاز به یادآوری است که تعداد اعضای هیئت‌مدیره منحصر به فردی که در این مرحله باقی می‌ماند، ۱۰۶۵ نفر است که چون نمی‌شود این تعداد متغیر مجازی را در رگرسیون‌ها گذاشت، فقط آن بخشی از اعضای هیئت‌مدیره نگه داشته شده‌اند که در بیش از یک شرکت حضور داشته‌اند.

۲. جریان نقدی بخش کوچکی از شرکت‌ها به دلیل غیرمتعارف و پرت بودن از میانگین داده‌ها حذف شده‌اند.

عملکردی شرکت‌ها قابل توجه است. اضافه کردن متغیرهای اثرات ثابت مدیرعامل و هیئت‌مدیره R^2 تعدیل شده، رگرسیون بازده دارایی‌ها را به میزان ۱۰ درصد و رگرسیون بازده عملیاتی دارایی‌ها را به میزان بیش از ۲۰ درصد افزایش می‌دهد. همچنین، آماره F آزمون معناداری اثرات مدیران در تمام جداول، بزرگ و مقدار - پی^۱ آن‌ها نزدیک به صفر است و از این‌رو، می‌توان فرض صفر بودن همه اثرات ثابت مدیران را رد کرد. نیاز به یادآوری است که فرض صفر این آزمون فرض قوی‌ای است که بیان می‌کند اثر همه افراد به صورت همزمان صفر است. بنابراین، رد شدن این فرض به معنای معنادار بودن اثر تک‌تک مدیران در این دو دسته نیست، بلکه به معنای معنادار بودن اثر دست‌کم یک یا چند مدیر است. همان‌طور که در بخش داده‌ها اشاره شد، فقط اعضای هیئت‌مدیره‌ای در نمونه نگه داشته شدند که دست‌کم در دو شرکت حضور داشته باشند، و البته لزومی به همزمان بودن حضور در شرکت‌های مختلف نیست. این فیلتر به این دلیل بر داده‌های پژوهش اعمال می‌شود که با توجه به حجم محدود نمونه در دسترس (حدود ۵۰۰ مشاهده برای هر رگرسیون)، کنترل کردن ۱۰۶۵ اثر ثابت برای هیئت‌مدیره در رگرسیون‌ها با توجه به درجات آزادی مقدور نیست. بنابراین، معناداری آزمون فیشر گزارش شده در جداول می‌تواند به این خاطر باشد که اعضای هیئت‌مدیره در نظر گرفته شده در نمونه، به احتمال عملکرد و قدرت و نفوذ بالاتری در شرکت‌ها دارند که در دو یا چند شرکت حضور دارند. از این‌رو، نمی‌توان اثر تخمین زده شده را به همه اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها (که تعداد قابل ملاحظه‌ای از آن‌ها فقط در یک شرکت حضور داشته‌اند و در رگرسیون‌ها لحاظ نشده‌اند) تعمیم داد.

در **جدول (۵)**، سه متغیر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها بررسی می‌شوند. متغیر نخست نسبت مخارج سرمایه‌ای به کل دارایی‌هاست که برای آن علاوه بر اثرات ثابت بنگاه و سال، جریان نقدی، لگاریتم کل دارایی‌ها در دوره قبل، و کیوی توبین دوره قبل کنترل می‌شود. متغیر کیوی توبین اهمیت قابل توجهی در تصمیم‌گیری‌های مربوط به سرمایه‌گذاری برای توسعه دادن سرمایه دارد، و همان‌طور که دیده می‌شود، در تمامی رگرسیون‌های این جدول ضریب کیوی توبین مثبت است، به این معنا که هرچه فرصت‌های پیشروی شرکت بیش‌تر باشد، سرمایه‌گذاری داخلی بیش‌تری صورت می‌پذیرد. متغیرهای وابسته بعدی در **جدول (۵)** «حساسیت سرمایه‌گذاری به کیوی توبین» و «حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی» هستند و معادله تخمین این رگرسیون‌ها با رابطه (۱) که در بخش پیشین آورده می‌شود، متفاوت است. در واقع، علاوه بر این‌که ممکن است مدیران بر میزان سرمایه‌گذاری تاثیر داشته باشند، تاثیر آن‌ها بر میزان حساسیت سرمایه‌گذاری به فرصت‌های رشد و جریان نقدی

شرکت مورد بررسی قرار می‌گیرد. در تخمین این حساسیت‌ها از ضرب متغیرها^۱ استفاده می‌شود و رگرسیون حساسیت سرمایه‌گذاری به کیوی توبین به صورت رابطه (۲) نوشته می‌شود:

(۲)

$$inv_{it} = \alpha_t + \gamma_i + \gamma_i \times tobin\ q + \beta X_{it} + \sum_{CEO=1}^{n-1} \rho I_{CEO} \times tobin\ q + \sum_{board=1}^{m-1} \mu I_{board} \times tobin\ q + \varepsilon_{it}$$

در رابطه (۲)، متغیر سمت چپ سرمایه‌گذاری است و در سمت راست، علاوه بر اثرات ثابت سال (α_t) و بنگاه (γ_i) و متغیرهای کنترلی شامل لگاریتم دارایی‌های کل در دوره پیش، جریان نقدی، و کیوی توبین در دوره پیش، متغیر حاصل ضرب اثر ثابت بنگاه در متغیر وقفه کیوی توبین و متغیر حاصل ضرب اثر ثابت مدیران در وقفه کیوی توبین به معادله رگرسیون اضافه می‌شود. ضرایب مورد علاقه در این رگرسیون ضرایب ρ و μ هستند، که بررسی می‌کنند آیا حساسیت سرمایه‌گذاری به فرصت‌های رشد متأثر از مدیران و اعضای هیئت‌مدیره است یا خیر. همان‌طور که می‌دانیم، اضافه کردن اثر ثابت یک متغیر به رگرسیون اجازه می‌دهد عرض از مبدأ آن متغیر در شرایط مختلف متفاوت باشد. این در حالی است که اضافه کردن عبارت حاصل ضرب آن متغیر در متغیر کنترلی اجازه می‌دهد شیب رگرسیون برای شرایط مختلف تغییر کند. در ستون‌های بعدی، برای تخمین حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی به‌جای کیوی توبین، متغیر جریان نقدی قرار می‌گیرد.

نتایج **جدول (۵)** نشان می‌دهد که با اضافه کردن عبارت حاصل ضرب اثر ثابت مدیرعامل و کیوی توبین قدرت توضیح‌دهندگی مدل از ۹۲ به ۹۶ درصد افزایش یافته است. به علاوه، آزمون معناداری فیشر برای اثر ثابت مدیرعامل نشان می‌دهد که فرض بی‌معنا بودن اثرات مدیران رد می‌شود. رگرسیون آخر که علاوه بر مدیرعامل، اثر ثابت هیئت‌مدیره را نیز شامل می‌شود، نتایج مشابهی را نشان می‌دهد. ستون آخر **جدول (۵)**، نتایج رابطه (۲) را برای حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی نشان می‌دهد که به‌جای کیوی توبین در این معادله جریان نقدی گذاشته شده است.

جدول ۶)، نتایج رابطه (۱) را برای متغیرهای اهرم مالی و سود تقسیمی گزارش می‌کند. مشابه نتایج مربوط به سرمایه‌گذاری در **جدول ۵)،** قدرت توضیح‌دهندگی مدل با اضافه کردن اثرات ثابت مدیرعامل و اثرات ثابت هیئت‌مدیره به میزان اندکی افزایش پیدا می‌کند. فرض صفر آزمون فیشر مبنی بر تاثیرگذار نبودن مدیران در این رگرسیون‌ها رد می‌شود که نشان می‌دهد تفاوت‌های میان مدیران می‌تواند بخشی از تغییرها را در سیاست‌ها توضیح دهد.

جدول ۶: اثرات مدیران بر سیاست‌های مالی شرکت‌ها

اهرم مالی	اهرم مالی	اهرم مالی	تقسیم سود	تقسیم سود	تقسیم سود	تقسیم سود
۰/۰۲۳۵	۰/۰۰۱۵	-۰/۰۴۰۱	-۰/۰۷۲۴	۰/۰۷۰۴	۰/۰۴۳۷	لگاریتم کل دارایی‌ها (1-t)
(۰/۰۱۸۹)	(۰/۰۲۰۸)	(۰/۰۲۸۶)	(۰/۱۶۹۰)	(۰/۲۱۴۶)	(۰/۱۱۴۰)	
-۰/۰۰۵۸***	-۰/۰۰۶۵***	-۰/۰۰۶۴***	۰/۰۰۱۴***	۰/۰۰۲۷***	۰/۰۰۵۹***	بازده دارایی‌ها
(۰/۰۰۰۶)	(۰/۰۰۰۶)	(۰/۰۰۰۹)	(۰/۰۰۴۹)	(۰/۰۰۱۰)	(۰/۰۰۲۷)	
۹/۱۷	۷/۴		۲/۳۸	۱۱/۵		آزمون فیشر - اثرات ثابت مدیرعامل
(۰/۰۰)	(۰/۰۰)		(۰/۰۱)	(۰/۰۰)		
۳/۷۸			۲۴/۳۸			آزمون فیشر - اثرات ثابت هیئت‌مدیره
(۰/۰۰)			(۰/۰۰)			
۱۶/۸	۹/۸		۵/۴	۱۰/۳		درصد مدیران موثر
۰/۹۱۹۱	۰/۹۴۹۱	۰/۹۵۲۷	۰/۹۷۵۱	۰/۹۸۱۷	۰/۹۹۷۶	تعدیل شده
بله	بله	بله	بله	بله	بله	اثر ثابت سال
بله	بله	بله	بله	بله	بله	اثر ثابت بنگاه
۵۱۴	۵۱۴	۵۱۴	۵۸۵	۵۸۵	۵۸۵	تعداد مشاهده

توضیحات: در این جدول، نتایج رگرسیون‌های دو متغیر سیاست مالی بر متغیرهای سمت راست جدول آورده می‌شود. در سطرهای اول و دوم، داخل پرانتز خطای استاندارد ضرایب می‌آید. در سطر سوم و چهارم، نتایج آزمون فیشر برای معناداری مدیران و داخل پرانتز مقدار - پی آزمون می‌آید. در هر رگرسیون که مدیران در آن حضور دارند، درصد مدیرانی که اثر معنادار دارند، در جدول آورده می‌شود. نمادهای **، * و * به ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱، ۵، و ۱۰ درصد هستند.

جدول ۷: اثرات مدیران بر عملکرد شرکت‌ها

بازده	بازده	بازده	بازده عملیاتی	بازده عملیاتی	بازده عملیاتی
دارایی‌ها	دارایی‌ها	دارایی‌ها	دارایی‌ها	دارایی‌ها	دارایی‌ها
۳/۰۱۵۶	۵/۳۶۱۵***	۶/۷۴۰۷***	۰/۰۴۱۹	۰/۱۰۲۵***	۰/۰۴۸۲
(۱/۶۷۱)	(۲/۱۲۷۲)	(۲/۷۵۲۵)	(۰/۰۲۲۶)	(۰/۰۲۸۵)	(۰/۰۳۴۶)
آزمون فیش - اثرات	۱۰/۳	۶/۶		۹/۴	۶/۱۶
ثابت مدیرعامل	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)		(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
آزمون فیش - اثرات		۵/۰۰			۴/۵
ثابت هیئت‌مدیره		(۰/۰۰)			(۰/۰۰)
درصد مدیران موثر	۳۱/۴	۱۶/۲		۱۷/۲	۱۳/۷
تعدیل شده	۰/۷۸۹۲	۰/۸۴۲۴	۰/۸۸۰۶	۰/۶۹۱۶	۰/۷۸۱۵
اثر ثابت سال	بله	بله	بله	بله	بله
اثر ثابت بنگاه	بله	بله	بله	بله	بله
تعداد مشاهده	۵۸۶	۵۸۶	۵۸۶	۵۸۶	۵۸۶

توضیحات: در این جدول، نتایج رگرسیون‌های دو متغیر بازدهی بر متغیرهای سمت راست جدول آورده می‌شود. در سطر اول داخل پرانتز خطای استاندارد ضریب می‌آید. در سطر دوم و سوم، نتایج آزمون فیش برای معناداری مدیران و داخل پرانتز مقدار - پی آزمون می‌آید. در هر رگرسیون که متغیر اثر ثابت مدیران حضور دارند، درصد مدیرانی که اثر معنادار دارند، در جدول گزارش می‌شود. نمادهای **، *، و * به ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱، ۵، و ۱۰ درصد هستند.

در نهایت در **جدول (۷)**، دو شاخص از عملکرد شرکت شامل بازده دارایی‌ها و بازده عملیاتی دارایی‌ها با استفاده از رابطه (۱) بررسی می‌شود که در این رگرسیون‌ها اثر ثابت بنگاه، اثر ثابت سال، و لگاریتم کل دارایی‌ها کنترل می‌شوند. نتایج به دست آمده از رگرسیون‌ها نشان می‌دهد که اضافه کردن اثر مدیران، R^2 تعدیل شده را به میزان قابل توجهی (بین ۱۰ تا ۲۰ درصد) افزایش می‌دهد. آزمون‌های فیش بر اثرات ثابت مدیرعامل و اثر ثابت هیئت‌مدیره مجدداً فرض بی‌اثر بودن مدیران را رد می‌کند، ضمن این که درصد مدیران با ضریب تاثیر معنادار حتی تا ۲۱ درصد هم افزایش پیدا می‌کند (در رگرسیون مربوط به اثر مدیران عامل بر بازده دارایی‌ها). این نتایج گویای آن است که اثر ناشی از توانایی‌های مدیران بر عملکرد بنگاه‌ها قابل توجه است و این اثر در مقایسه با اثر مدیران بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری و مالی بنگاه‌ها بزرگ‌تر است. در رگرسیون مربوط به بازده دارایی‌ها که ۲۱ درصد کل مدیران اثر معناداری داشتند، حدود ۳۲ درصد اثر مثبت، و حدود ۶۸ درصد از مدیران اثر منفی بر بازده دارایی‌ها دارند که نکته دارای اهمیتی است. به منظور بررسی پایداری و اعتبار

نتایج، از آن جا که این امکان وجود دارد که محرک نتایج به دست آمده در بخش قبل شرکت‌هایی با شاخص‌های عملکردی یا سرمایه‌گذاری و مالی خیلی بالا یا خیلی پایین باشند، ابتدا ۵ درصد بالا و پایین داده‌های مربوط به متغیرهای وابسته حذف شدند و دوباره رگرسیون‌ها با داده‌های محدود شده اجرا شدند. جدول نتایج به دست آمده از این رگرسیون‌ها به دلیل اختصار در متن آورده نشده‌اند. نتایج به دست آمده از تحلیل حساسیت نیز بیانگر نتایج پیشین هستند و حاکی از آن هستند که مدیران، به‌ویژه مدیران عامل، اثر معناداری بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری و مالی و عملکرد شرکت‌ها دارند و توانستند بخش قابل توجهی از تغییرها را در متغیرهای سرمایه‌گذاری، مالی، و عملکردی شرکت‌ها توضیح دهند.

توزیع اندازه اثرات ثابت مدیران

در جدول (۸)، توزیع اثرات ثابت مدیران برای همه متغیرهای سیاستی و عملکردی شرکت‌ها گزارش می‌شود. به منظور تسهیل در تفسیر اثرات ثابت مدیران، هر اثر ثابت با تقسیم بر میانگین متغیر وابسته در همان رگرسیون، نرمالایز، و سپس صدک‌های توزیع آن استخراج می‌شود. نتایج گزارش شده در جدول (۸) نشان می‌دهد که (۱) اثرات ثابت بخش مهمی از مدیران بسیار اندک و در حدود صفر است (به دلیل خلاصه کردن جدول، اعداد مربوط به دهک‌های ۳ تا ۷ که عمدتاً نزدیک صفر است، در جدول گزارش نشده است). (۲) درصد اندکی از مدیران تاثیرات قابل ملاحظه‌ای بر سیاست‌ها (به‌جز اهرم مالی) و عملکرد شرکت‌ها دارند (نگاه کنید به ستون‌های مربوط به صدک‌های ۱۰ و ۹۰). (۳) واریانس اثرات ثابت مدیران برای تمام متغیرهای سیاستی و عملکردی (به‌جز اهرم مالی) بزرگ است. هم آماره انحراف معیار حاکی از این موضوع است و هم اختلاف بین صدک ۱۰ و صدک ۹۰ در تمام سطرها قابل ملاحظه است. برای نمونه، سطر یک نشان می‌دهد در حالی که برخی مدیران عامل باعث می‌شوند میزان سرمایه‌گذاری شرکت به اندازه نیمی از متوسط سرمایه‌گذاری در هر شرکت کاهش یابد، برخی دیگر از مدیران عامل سبب می‌شوند که سرمایه‌گذاری تا ۷۰ درصد متوسط سرمایه‌گذاری هر شرکت افزایش یابد. (۴) برای همه متغیرهای سیاستی و عملکردی (به‌جز بازدهی روی دارایی) اثرات ثابت مدیران عامل در مقایسه با اثرات ثابت هیئت‌مدیره بزرگ‌تر و مثبت‌تر است. در مجموع، به نظر می‌رسد برخی از مدیران عامل تاثیرات چشمگیری بر سیاست‌ها (به‌جز اهرم مالی) و عملکردهای شرکت‌ها دارند.

جدول ۸: توزیع اثرات ثابت مدیران

اثرات ثابت مدیران عامل							
میانگین	خطای استاندارد	۱۰٪	۲۰٪	۳۰٪	میانۀ ۷۰٪	۸۰٪	۹۰٪
سرمایه‌گذاری	۰/۰۹۶۰	۱/۰۵۴۴	-۰/۵۳۴۲	.	.	۰/۴۶۲۳	۰/۷۱۹۲
حساسیت							
سرمایه‌گذاری	۰/۴۷۶۹	۶/۰۴۰۲	-۰/۰۵۸۹	.	.	.	۰/۳۹۳۸
به کیوی توپین							
حساسیت							
سرمایه‌گذاری	۴/۴۷۰۱	۷۵/۲۵۹	-۰/۳۸۸۴	.	.	.	۰/۳۰۷۵
به جریان نقدی							
اهرم مالی	۰/۰۰۲۱	۰/۱۸۰۳	-۰/۱۲۸۱	.	.	۰/۰۱۸۴	۰/۱۹۱۳
تقسیم سود	-۰/۰۷۰۱	۱/۳۶۹۵	-۰/۱۸۶۱	-۰/۰۶۱۴	-۰/۰۰۱۲	۰/۱۱۰۵	۰/۳۰۳۲
بازدهی روی دارایی‌ها	-۰/۰۹۲۰	۰/۷۸۸۱	-۰/۷۴۹۵	-۰/۰۹۷۳	.	۰/۰۳۰۴	۰/۵۶۵۱
اثرات ثابت هیئت‌مدیره							
میانگین	خطای استاندارد	۱۰٪	۲۰٪	۳۰٪	میانۀ ۷۰٪	۸۰٪	۹۰٪
سرمایه‌گذاری	-۰/۰۱۲۲	۰/۹۹۰۰	-۰/۶۱۹۴	-۰/۱۵۲۲	.	.	۰/۲۰۱۹
حساسیت							
سرمایه‌گذاری	-۰/۰۱۵۷	۰/۵۲۰۴	.	.	.	.	۰/۰۵۷۱
به کیوی توپین							
حساسیت							
سرمایه‌گذاری	-۰/۰۴۶۷	۱/۸۷۱۷	.	.	.	.	۰/۰۹۸۰
به جریان نقدی							
اهرم مالی	۰/۰۰۸۱	۰/۱۱۷۰	-۰/۰۷۷۲	-۰/۰۱۴۶	.	۰/۰۲۷۴	۰/۱۱۳۱
تقسیم سود	۰/۰۴۰۲	۱/۶۷۸۲	-۰/۳۲۶۱	-۰/۰۱۲۹	.	۰/۰۱۸۳	۰/۳۱۴۱
بازدهی روی دارایی‌ها	۰/۰۲۷۷	۰/۵۵۰۵	-۰/۴۴۵۱	-۰/۱۶۲۴	-۰/۰۰۴۷	۰/۲۲۹۵	۰/۴۶۶۹

توضیحات: در این جدول، خلاصه آماری اثرات ثابت تخمین زده شده برای مدیران عامل و هیئت‌مدیره به صورت جداگانه آورده می‌شود. این اثرات از برآورد رگرسیون‌های داده تابلویی برای ۱۶۰ شرکت در دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ به دست می‌آید. به منظور تسهیل در تفسیر اثرات ثابت مدیران، هر اثر ثابت با تقسیم بر میانگین متغیر وابسته در همان رگرسیون، نرمالایز، و سپس صدک‌های توزیع آن استخراج می‌شود.

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش، با استفاده از اطلاعات ۴۸۸ شرکت حاضر در بورس تهران و فرابورس ایران در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ ابتدا تلاش شد یک تصویر کلی از ویژگی‌های هیئت‌مدیره و ویژگی‌های مدیران شرکت‌های حاضر در بورس تهران و فرابورس ایران ارائه شود. سپس با ادغام داده‌های مربوط به مدیران با صورت‌های مالی شرکت‌ها، نمونه اصلی پژوهش به هدف بررسی نقش مدیران در تصمیم‌های مالی و سرمایه‌گذاری و عملکرد بنگاه‌ها شکل گرفت.

برخی از شواهد آماری به‌دست‌آمده از مدیران ۴۸۸ شرکت به این شرح هستند: زنان کم‌تر از ۲ درصد کل اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها را تشکیل می‌دهند؛ حدود ۳۰ درصد اعضای هیئت‌مدیره به صورت موظف فعالیت می‌کنند؛ به‌طور متوسط سالانه یک‌سوم از اعضای هیئت‌مدیره هر شرکت تغییر می‌کنند؛ تقریباً ۸۰ درصد اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها صرفاً در یک شرکت حضور داشته‌اند؛ هر عضو هیئت‌مدیره و مدیرعامل به‌طور متوسط ۲ سال در یک شرکت حضور داشته است؛ و در یک‌چهارم شرکت‌ها عمر متوسط یک مدیرعامل کم‌تر از یک سال است که این آمار نگران‌کننده در مورد جابه‌جایی سریع مدیران عامل از بی‌ثباتی مدیریتی در شرکت‌های بورسی حکایت می‌کند.

به منظور بررسی پرسش اصلی پژوهش، با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ نشان داده شد که می‌توان بخش قابل‌توجهی از تغییر سیاست‌ها و عملکرد شرکت‌ها را به مدیران حاکم بر آن‌ها نسبت داد. یافته‌ها نشان می‌دهند که حدود ۲۰-۱۰ درصد از مدیران بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری، مالی، و عملکرد شرکت‌ها تاثیر معنادار می‌گذارند. همچنین، تاثیرگذاری مدیران بر متغیرهای عملکردی شرکت‌ها بیش‌تر از متغیرهای سیاست‌گذاری و مالی است و افزودن متغیرهای مجازی اثرات ثابت مدیران، R^2 تعدیل‌شده رگرسیون‌های مربوط به متغیرهای عملکردی را بین ۱۰ تا ۲۰ درصد افزایش می‌دهد. در حالی که برای رگرسیون‌های مربوط به متغیرهای سیاستی افزایش R^2 تعدیل‌شده کم‌تر از ۵ درصد است. همچنین، بررسی اندازه اثرات ثابت مدیران نشان می‌دهد در حالی که اندازه اثرات ثابت برای بیش‌تر مدیران نزدیک صفر است، اندازه اثر ثابت تعداد کمی از مدیران عامل بسیار بزرگ است.

به‌طور کلی با توجه به یافته‌ها می‌توان استنتاج کرد که تعداد کمی از مدیران بورسی در تغییر سیاست‌های شرکت نقش بزرگ و تعیین‌کننده‌ای دارند، و نقش بسیاری دیگر از مدیران بسیار کوچک است. می‌توان ادعا کرد مدیرانی که نقش بزرگی در تغییر سیاست‌ها و عملکرد شرکت خود داشته‌اند، قابلیت‌های غیرمتعارفی نسبت به بیش‌تر مدیران دارند. با توجه به کم بودن تعداد مشاهده‌های نمونه و

زیاد شدن متغیرهای مستقل، اثرات ثابت سهامداران حقوقی در مجموعه رگرسیون‌ها کنترل نشده‌اند که از محدودیت‌های این پژوهش به‌شمار می‌رود. در پژوهش‌های آینده در صورت جمع‌آوری نمونه بزرگ‌تری از داده‌ها می‌توان نقش سهامداران حقوقی را از نقش مدیران تفکیک کرد. همچنین، برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود زمان‌بندی و پویایی‌های تاثیر تغییرات مدیران بر سیاست‌ها، عملکرد، و تغییر قیمت سهام شرکت‌ها بررسی شود.

اظهاریه

این پژوهش از توصیه‌های علمی ارزنده داوران ناشناس و ویراستار علمی نشریه «برنامه‌ریزی و بودجه» (مازیا چابک) برخوردار شده است که بدین وسیله از ایشان قدردانی می‌شود.

منابع

الف) انگلیسی

- Adams, R. B., Almeida, H., & Ferreira, D. (2005). Powerful CEOs and Their Impact on Corporate Performance. *The Review of Financial Studies*, 18(4), 1403-1432. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhi030>
- Bamber, L. S., Jiang, J., & Wang, I. Y. (2010). What's My Style? The Influence of Top Managers on Voluntary Corporate Financial Disclosure. *The Accounting Review*, 85(4), 1131-1162. <https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.4.1131>
- Behmanesh, M., Totianisfahani, S., & Mirsepasi, N. (2020). The Investigation of the Association between CEO Financial Expertise and Financial Policies in Firms Enlisted Tehran Stock Exchange. *Journal of Business Management*, 12(47), 267-290. http://bmj.iauctb.ac.ir/article_677475.html
- Bennedsen, M., Perez-Gonzalez, F., & Wolfenzon, D. (2006). Do CEOs Matter? *Working Paper / Department of Economics. Copenhagen Business School, No. 13-2007*. <http://hdl.handle.net/10419/208545>
- Bertrand, M., & Schoar, A. (2003). Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1169-1208. <https://doi.org/10.1162/003355503322552775>
- Denis, D. J., & Denis, D. K. (1995). Performance Changes Following Top Management Dismissals. *The Journal of Finance*, 50(4), 1029-1057. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04049.x>
- Dyreng, S. D., Hanlon, M., & Maydew, E. L. (2010). The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review*, 85(4), 1163-1189. <https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.4.1163>

- Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1987). Financing Constraints and Corporate Investment. *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper Series No.* 2387.
- Fee, C. E., Hadlock, C. J., & Pierce, J. R. (2013). Managers With and Without Style: Evidence Using Exogenous Variation. *The Review of Financial Studies*, 26(3), 567-601. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs131>
- Gabaix, X., & Landier, A. (2008). Why Has CEO Pay Increased So Much? *The Quarterly Journal of Economics*, 123(1), 49-100. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.1.49>
- Gervais, S., Heaton, J. B., & Odean, T. (2011). Overconfidence, Compensation Contracts, and Capital Budgeting. *The Journal of Finance*, 66(5), 1735-1777. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01686.x>
- Hambrick, D. C. (2007). Upper Echelons Theory: An Update. *Academy of Management Journal*, 32(2), 334-343. <https://doi.org/10.5465/amr.2007.24345254>
- Hambrick, D. C., & Mason, P. A. (1984). Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *Academy of Management Review*, 9(2), 193-206. <https://doi.org/10.5465/amr.1984.4277628>
- Hart, O. (1989). Economist's Perspective on the Theory of the Firm. *Columbia Law Review*, 89(7), 1757-1774.
- Heaton, J. B. (2005). Managerial Optimism and Corporate Finance. In *Advances in Behavioral Finance, Volume II* (pp. 667-684): Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400829125-022>
- Hemmati, H., Faraj Zadeh Dehkordi, H., & Asefi Yeganmahalleh, F. (2015). The Investigation of the Effect of Cash Flow Uncertainty on the Investment-Dividends Sensitivity. *Financial Management Strategy*, 3(2), 107-126. <https://dx.doi.org/10.22051/jfm.2015.2170>
- Hitt, M. A., & Tyler, B. B. (1991). Strategic Decision Models: Integrating Different Perspectives. *Strategic Management Journal*, 12(5), 327-351. <https://doi.org/10.1002/smj.4250120502>
- Izadinia, N., Rasaiian, A., & Rezaei-Rajaei, A. (2012). The Relationship of Dividend Smoothing with Corporate Governance Tools and Stock Liquidity. *The Journal of Planning and Budgeting*, 17(3), 53-77. <http://jpbud.ir/article-1-636-en.html>
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- Koch, J. V., Fenili, R. N., & Cebula, R. J. (2011). Do Investors Care If Steve Jobs Is Healthy? *Atlantic Economic Journal*, 39(1), 59-70. <https://doi.org/10.1007/s11293-010-9261-z>
- Lieberson, S., & O'Connor, J. F. (1972). Leadership and Organizational Performance: A Study of Large Corporations. *American Sociological Review*, 37(2), 117-130. <https://doi.org/10.2307/2094020>
- Malmendier, U., & Tate, G. (2005). CEO Overconfidence and Corporate Investment. *The Journal of Finance*, 60(6), 2661-2700. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00813.x>
- Malmendier, U., & Tate, G. (2008). Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction. *Journal of Financial Economics*, 89(1), 20-43. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.07.002>
- Rasaiian, A. (2010). Analyzing the Impact of Board Characteristics on the Capital Structure of the Corporations Accepted in Tehran Stock Exchange. *The Journal of Planning and*

- Budgeting*, 15(1), 191-204. <http://jpbud.ir/article-1-80-en.html>
- Salas, J. M. (2010). Entrenchment, Governance, and the Stock Price Reaction to Sudden Executive Deaths. *Journal of Banking & Finance*, 34(3), 656-666. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.09.002>
- Smith Jr, C. W., & Watts, R. L. (1992). The Investment Opportunity set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies. *Journal of Financial Economics*, 32(3), 263-292. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90029-W](https://doi.org/10.1016/0304-405X(92)90029-W)
- Titman, S., & Wessels, R. (1988). The Determinants of Capital Structure Choice. *The Journal of Finance*, 43(1), 1-19. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb02585.x>
- Weisbach, M. S. (1995). CEO Turnover and the Firm's Investment Decisions. *Journal of Financial Economics*, 37(2), 159-188. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(94\)00793-Z](https://doi.org/10.1016/0304-405X(94)00793-Z)
- Zhang, Y. (2015). How Does Untimely Death of an Executive Affect Stock Prices and Company Performance? *All Graduate Plan B and other Reports*. 454. <https://digitalcommons.usu.edu/gradreports/454>

ب) فارسی

- ابراهیمی، سیدکاظم، و احمدی مقدم، منصور (۱۳۹۵). تاثیر بیش اطمینانی مدیران بر مدیریت سود واقعی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۶(۱۵)، ۲۳-۹. http://jfmp.sbu.ac.ir/article_94950.html
- اکبری، محسن؛ فتاحی، سعید؛ فرخنده، مهسا، و ایاغ، زهرا (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین فرصت‌های سرمایه‌گذاری و حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی. *نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۷(۱۷)، ۶۸-۴۹. http://jfmp.sbu.ac.ir/article_95057.html
- فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل؛ اسدی، غلامحسین، و اقبال‌نیا، محمد (۱۳۹۱). بررسی اثر محدودیت‌های مالی روی حساسیت سرمایه‌گذاری بر جریان‌های نقدی. *نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱(۷)، ۳۱-۹. http://jfmp.sbu.ac.ir/article_94201.html
- ملازاده، محمد؛ لاری دشت بیاض، محمود، و ساعی، محمدجواد (۱۳۹۵). تاثیر دانش مالی مدیرعامل بر روی مدیریت سود. *نشریه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۸(۳۰)، ۶۰-۳۷. http://faar.iauctb.ac.ir/article_525407.html
- یاری، فرانک، و فتاحی ارطه، کیوان (۱۳۹۵). تاثیر قدرت تصمیم‌گیری مدیرعامل بر عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه مطالعات مدیریت و حسابداری*، ۲(۳)، ۳۰۰-۲۸۵.

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

يذيرش: ۱۴۰۰/۰۳/۲۶

دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۰۶

کلیدواژه‌ها: اقتصاد نئوکلاسیکی، رفتار عقلایی، اقتصاد رفتاری، باز بودن به نقد، یادگیری از خطا، تعادل عمومی، مکتب اتریشی، کارل پوپر.

طبقه‌بندی JEL: D83, D50, B13, B25.

مقدمه

در اوایل قرن بیستم، رابینز^۱ (۱۹۳۴) اقتصاد را علم تخصیص منابع کمیاب به نیازهای نامحدود تعریف کرد. اقتصاد نئوکلاسیک این تعریف از علم اقتصاد را پذیرفته و اساس تحلیل سازوکار بازار قرار داده است. برای طرح پرسش‌های مقاله و پاسخ به آن‌ها، ابتدا باید نگاهی به ارتباط بین مفهوم رفتار عقلایی و تعریف علم اقتصاد داشته باشیم. علم اقتصاد فرض می‌کند که ترجیحات انسانی از هر جامعه‌ای به جامعه دیگر می‌تواند متفاوت باشد، اما ترجیح مطلوبیت یا سود بیش‌تر بر کم‌تر اکسیوم (اصل موضوعه) مشترک رفتار عقلایی در همه جوامع است. بنابراین، اهداف غایی برای تحلیل اقتصادی پارامتری برون‌زاست و تمرکز تحلیل اقتصادی باید به حل مساله تخصیص منابع کمیاب به آن اهداف داده‌شده^۲ معطوف گردد. دو پرسش اصلی این پژوهش عبارت‌اند از: الف. آیا ایده عقلانیت به عنوان «باز بودن به نقد»^۳ و یادگیری از خطا نقشی در شکل‌گیری معنای رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیکی داشته است؟ اگر نه، ب. آیا ایده عقلانیت به عنوان باز بودن به نقد می‌تواند باعث بهبود معنای رفتار عقلایی در علم اقتصاد گردد؟

برای پاسخ به این پرسش‌ها، پژوهش از روش تحلیلی^۴ و قیاس اکسیوماتیک^۵ استفاده می‌کند. پاسخ‌ها در قالب دو فرضیه ارائه می‌شوند و برای ارزیابی آن‌ها نتایج استدلال‌ها با توجه به صحت یا نادرستی مقدماتشان بررسی می‌گردند. نویسندگان حاضر استدلال‌های خود را در دفاع از دو فرضیه پیشنهادی درباره شکل‌گیری مفهوم رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیک و پیامدهای آن برای توضیح سازوکار بازار رقابتی و تعادل عمومی در اقتصاد در متن ادبیات موضوع قرار می‌دهد و از نقدهای اقتصاددانان اتریشی در این زمینه‌ها کمک می‌گیرد. مطابق روش قیاس اکسیوماتیک، وقتی خطای مقدمات یک استدلال قیاسی آشکار شود، نادرستی نتایج آن استدلال را می‌توان نشان داد.

این پژوهش در جستجوی یک رهیافت نظری اصیل^۶ به مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد است. در این راستا، سهم مقاله آن است که رابطه ایده یادگیری از خطا را با مفهوم رفتار عقلایی در اقتصاد

1. Robbins
2. Given Ultimate Goals
3. Openness to Criticism
4. Analytical Method
5. Axiomatic Deduction

۶. قیاس اکسیوماتیک به آن استدلال قیاسی گفته می‌شود که در آن صحت نتایج استدلال قیاسی در نهایت وابسته به صحت مقدماتی است که اصول موضوعه تلقی می‌شود و در مورد صحت آن‌ها تردیدی وجود ندارد.

7. Original Theoretical Contribution

نئوکلاسیک مورد واکاوی قرار می‌دهد و استدلال می‌کند که این خطاناپذیر فرض کردن تصمیمات عقلایی است که پاسخ نئوکلاسیک‌ها را به مسئله اقتصادی جامعه موجه می‌کند. پژوهش حاضر نشان می‌دهد اگرچه اقتصاددانان اتریشی، مانند هایک و کریزنر، تا حدی توانسته‌اند از ایده یادگیری از خطا برای توضیح نقش رفتار عقلایی در شکل‌گیری فرایند بازار رقابتی استفاده کنند، اما آن‌ها ایده عقلانیت به عنوان «باز بودن به نقد» و یادگیری سازمان‌یافته از خطا را از طریق حدس و ابطال اساس تحلیل خود از رفتار عقلایی و فرایند بازار قرار نداده‌اند. این پژوهش پیشنهاد می‌کند که با استفاده از نظریه عقلانیت پوپر^۱ می‌توان ایده یادگیری از خطا را وارد تعریف رفتار عقلایی در علم اقتصاد کرد. دو پرسش اساسی این مقاله عبارت‌اند از: نخست، ارتباط معنای رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیک با ایده یادگیری از خطا چیست؟ دوم، آیا تعریف عقلانیت به عنوان «باز به نقد بودن» می‌تواند ایده یادگیری از طریق حدس و ابطال را وارد مدل رفتار عقلایی در علم اقتصاد کند؟ برای پاسخ به این پرسش‌ها، مقاله از سه بخش اصلی تشکیل شده است: بخش اول مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی و نقش آن در تحلیل سازوکار بازار را توضیح می‌دهد. در این رابطه نقدهای اقتصاد رفتاری بر مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی طرح می‌شود. بخش دوم نقدهای اتریشی‌ها بر مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی مورد بحث قرار می‌گیرد تا نشان داده شود که چگونه ایده یادگیری از خطا با مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد ارتباط پیدا می‌کند. بخش سوم با معرفی نظریه عقلانیت پوپر استدلال می‌کند که می‌توان گام جدیدی را برای برقراری ارتباط بین ایده یادگیری از خطا و مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد برداشت.

مبانی نظری پژوهش

مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی و سازوکار بازار رقابتی

در پاسخ به پرسش نخست، پژوهش حاضر دو استدلال اصلی^۲ را ارائه می‌کند: اول، توضیح این‌که چرا معنای نئوکلاسیکی رفتار عقلایی مستقل از ایده یادگیری از خطا شکل گرفته و چگونه تحلیل نئوکلاسیکی سازوکار بازار را تحت تاثیر قرار داده است. دوم، ایده یادگیری از خطا چگونه با فرضیه انتظارات عقلایی، که برای توضیح انتظارات از آینده ارائه شده، ارتباط پیدا می‌کند.

1. Karl Raimund Popper (1902-1994)
2. Main Arguments (Proofs)

مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی و کارکرد سازوکار بازار

در مقاله نظریه اقتصادی و فرضیه عقلانیت، آرو^۱ (۱۹۹۰) می‌گوید: «نظریه اقتصادی همواره بر فرضیه‌ای درباره عقلانیت تکیه داشته است» (۲۷). برای درک مفهوم رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیک باید از انقلاب مارژینالیستی^۲ شروع کرد. اصطلاح نئوکلاسیک^۳ توسط ویبلن^۴ (۱۹۰۰) ابداع شد تا نشان دهد که اقتصاد نئوکلاسیکی وجه تمایز مهمی با اقتصاد کلاسیکی دارد و انقلاب مارژینالیستی معرف این وجه تمایز است. بررسی انقلاب مارژینالیستی ما را با مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی و نقش آن مفهوم در توفیق نئوکلاسیک‌ها برای اثبات وجود یک وضعیت تعادل عمومی در اقتصاد آزاد آشنا می‌کند (Morgan, 2015). بنابراین، با توضیح انقلاب مارژینالیستی می‌توان فرضیه نخست پژوهش، یعنی استقلال مفهوم نئوکلاسیکی عقلانیت از ایده یادگیری از خطا را بررسی کرد. آرو (۱۹۹۰)، بیان می‌کند که برای اقتصاددانان کلاسیکی مانند اسمیت^۵ و ریکاردو^۶، عقلانیت مفهوم محدودی داشت: «ترجیح بیش‌تر بر کم‌تر». سرمایه‌داران آن صنایعی را تامین مالی می‌کنند که نرخ بازدهی بیش‌تری داشته باشد و صاحبان زمین املاک خود را به قیمت‌هایی اجاره می‌دهند که از پرداخت مشابه برای استفاده در تولید بیش‌تر باشد. فرضیه عقلانیت برای این اقتصاددانان کلاسیک همان بیشینه‌سازی سود توسط بنگاه بود. در واقع، کلاسیک‌ها فرضیه‌ای برای توضیح رفتار عقلایی مصرف‌کننده نداشتند (Arrow, 1990). برای مثال، ریکاردو (۱۹۳۲)، نقش تقاضا را در تعیین قیمت نادیده گرفته و هزینه تولید را عامل تعیین قیمت می‌دانست. نظریه ارزش کلاسیکی، که یک نظریه ارزش کار^۷ بود، بهای یک کالا را با میزان نیروی کاری می‌سنجید که برای تولید آن کالا صرف شده بود.

به تدریج در میان اقتصاددانان این توجه پیدا شد که تقاضا برای یک کالا نیز باید نقشی در تعیین قیمت آن کالا داشته باشد و عقلانیت مصرف‌کننده در تعیین ارزش کالاها و عوامل تولید موثر است. در واقع، انقلاب مارژینالیستی یک گذار از نظریه ارزش کار کلاسیکی، مبتنی بر عقلانیت تولیدکننده، به یک نظریه ارزش جدید مبتنی بر عقلانیت تولیدکننده و مصرف‌کننده بود. نظریه مطلوبیت نهایی

1. Arrow
2. Marginalist Revolution
3. Neoclassic
4. Veblen
5. Adam Smith (1723-1790)
6. David Ricardo (1772-1823)
7. The Labour Theory of Value

ارزش^۱ نظریه‌ای بود که ارزش یک کالا را به اندازه فایده نهایی آن کالا برای تحقق ترجیحات ذهنی افراد می‌دانست.

استنلی جونز^۲، کارل منگر^۳، و لئون والراس^۴، بنیانگذاران انقلاب مارژینالیستی بودند، انقلابی که زمینه شکل‌گیری فرضیه نئوکلاسیکی عقلانیت را فراهم آورد. این فرضیه توسط کارهای آلفرد مارشال^۵ و دیگران به گونه‌ای توسعه یافت که نه تنها رفتار تولیدکنندگان، بلکه رفتار مصرف‌کنندگان را در بر گرفت. در نتیجه، به تدریج این امکان به وجود آمد که والراس، آرو، و دبرو^۶ بتوانند با ساختن مدل‌های ریاضی بر اساس رفتار عقلایی کارگزاران کارکرد سازوکار عرضه و تقاضا را برای رسیدن به یک تعادل عمومی در اقتصاد آزاد توضیح دهند. انقلاب مارژینالیستی که متأثر از نظریه مطلوبیت نهایی ارزش بود، برداشتی تازه از رفتار عقلایی را فراروی اقتصاد نئوکلاسیک قرار داد تا به کمک آن بتواند نه تنها انتخاب عقلایی مصرف‌کنندگان، بلکه انتخاب عقلایی تولیدکنندگان را در چارچوب یک فرضیه واحد رفتار عقلایی توضیح دهد.

مارژینالیست‌ها از نظریه مطلوبیت نهایی ارزش برای توضیح اهمیت تقاضا در تعیین قیمت یک کالا استفاده کردند. این نظریه مطلوبیت نهایی ارزش بود که زمینه را برای تعریف رفتار عقلایی در قالب ترجیحات مصرفی سازگار و منحنی‌های بی‌تفاوتی فراهم آورد. اگرچه جونز، منگر، و والراس تعریف واحدی از نظریه مذکور نداشتند، اما همه آن‌ها معتقد بودند که ترجیحات ذهنی نقش مهمی در تحلیل رفتار عقلایی در علم اقتصاد دارد.

آنچه برای بحث حاضر اهمیت دارد، تحلیل جونز از نظریه مطلوبیت نهایی ارزش و اهمیت آن برای مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی است. این مفهوم عقلانیت توسط دیگر اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند مارشال، والراس، آرو، و دبرو برای تحلیل سازوکار بازار و اثبات وجود یک تعادل عمومی در اقتصاد رقابتی بکار گرفته شد. به طور خلاصه جونز (۱۸۷۹)، نظریه مطلوبیت نهایی ارزش را در قالب فایده‌گرایی بنتامی^۷ درک می‌کرد. همان‌طور که ویسکواتوف^۸ (۲۰۰۱) می‌گوید، فایده‌گرایی بنتام تنها زمانی وارد اقتصاد نئوکلاسیک شد که جونز و والراس آن را به یک نظریه مطلوبیت نهایی ارزش تبدیل

1. The Marginal Utility Theory of Value
2. Stanley Jevons (1835-1882)
3. Karl Menger (1902-1985)
4. Leon Walras (1834-1910)
5. Alfred Marshall (1842-1924)
6. Debreu (1921-2004)
7. Bentham's Utilitarianism
8. Viskovatoff

کرده بودند. جونز (۱۸۷۹)، استدلال کرد که باید نقش تقاضا برای یک کالا را در تعیین قیمت آن بر اساس فایده‌ای که آخرین واحد مصرف آن کالا نصیب فرد می‌کند، توضیح داد.

با الهام از تحلیل جونز (۱۸۷۹)، درباره نقش ترجیحات ذهنی در تعیین قیمت کالاها، مارشال (۱۸۹۰) متوجه شد که قیمت یک کالا را نمی‌توان صرفاً توسط تقاضای آن تعیین کرد، بلکه باید نقش عرضه آن کالا را نیز در تعیین قیمتش در نظر گرفت. اما چگونه یک فرضیه واحد عقلانیت در اقتصاد نئوکلاسیک برای توضیح شکل‌گیری قیمت در بازار شکل گرفت؟

در پاسخ باید گفت که کاربرد ریاضیات حداکثرسازی^۱ برای عملیاتی‌سازی مفهوم رفتار عقلایی با توجه به نظریه مطلوبیت نهایی ارزش بود که مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی را شکل داد. توضیح اصطلاح «مارژینال»^۲ کمک مهمی به درک نقش ریاضیات حداکثرسازی در این راستا می‌کند. به لحاظ ریاضی، اصطلاح مارژینال برای واحدهای نهایی بکار می‌رود که تحلیل آن‌ها برای تعیین روند تغییرات رفتار یک پدیده اهمیت اساسی دارد. شایان ذکر است، همان‌طور که ماروسکی^۳ (۱۹۸۴) در فیزیک و انقلاب مارژینالیستی می‌گوید، اصل حداقل تلاش^۴ بدان معناست که وقتی تغییری در طبیعت به وجود می‌آید، مقدار تلاشی که برای تحقق آن تغییر صورت می‌گیرد، معمولاً در حداقل ممکن است. مارژینالیست‌ها از این اصل برای تحلیل کنش اقتصادی به مثابه یک حرکت استفاده کردند. اصل حداقل تلاش به فیزیک و اقتصاد در تعیین یک مسیر خاص حرکت (کنش) در میان مسیرهای مختلف ممکن، یعنی مسیرهای حداکثر یا حداقل کمک اساسی کرد. اما نباید فراموش کرد که این تحلیل ریاضی در علم فیزیک برای توصیف مسیرهای حداکثری یا حداقلی در حرکت پدیده‌ای استفاده می‌شد، که دسترسی به عقل محدود عاملی برای بروز خطا در تشخیص نقاط حداکثر یا حداقل به شمار نمی‌آمد (Koslowski, 1990).

اکنون می‌توان گفت که گسترش کاربرد ایده تغییرات مارژینال از فیزیک به اقتصاد، این امکان را برای نئوکلاسیک‌ها فراهم آورد که برای توضیح رفتار عقلایی به مثابه حرکتی پویا در جستجوی سود یا مطلوبیت بیش‌تر، بتوانند از منطق ریاضی واحدی استفاده کنند. این منطق ریاضی حاکم بر قوانین حرکت پدیده‌ها بود که امکان ارائه فرضیه واحد عقلانیت را برای نئوکلاسیک‌ها فراهم آورد، تا نه تنها رفتار عقلایی مصرف‌کننده، بلکه رفتار عقلایی تولیدکننده را به استفاده از حساب تغییرات نهایی توضیح دهند.

1. Mathematics of Maximization
2. Marginal
3. Mirowski
4. The Principle of Least Efforts

به علاوه، آن‌ها توانستند اصول مطلوبیت و بازدهی نهایی را نیز بر اساس ایده تغییرات نهایی ارائه کنند. کاربرد منطق ریاضی یادشده برای توضیح رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیکی بدین معناست که ارزش (مطلوبیت ذهنی) یک کالا برای یک مصرف‌کننده به میزان رضایتی بستگی دارد که واحد نهایی مصرف آن ایجاد می‌کند. همین منطق ریاضی، اقتصاددانان نئوکلاسیکی را به قوانین مطلوبیت و بازدهی نهایی نزولی هدایت کرد که برای تحلیل رفتار عقلایی مصرف‌کننده و تولیدکننده اهمیت اساسی دارد. بر اساس قانون مطلوبیت نهایی نزولی^۱، مصرف اولین واحد از کالا رضایت بیشتری را در مقایسه با مصرف دومین واحد آن ایجاد می‌کند و همین‌طور مصرف دومین واحد، مطلوبیت بیشتری را در مقایسه با مصرف سومین واحد، و این روند تا جایی ادامه پیدا می‌کند که مطلوبیت نهایی آن کالا برای مصرف‌کننده به صفر برسد. در نتیجه، مارژینالیزم از حساب تغییرات^۲ استفاده می‌کند، برای توضیح آن‌که چرا کارگزاران اقتصادی _ خواه مصرف‌کننده خواه تولیدکننده _ برای آن‌که بتوانند به هدف حداکثر مطلوبیت یا سود برسند، از قوانین مطلوبیت و بازدهی نهایی نزولی پیروی می‌کنند. مصرف‌کننده تا جایی تقاضای خود را برای یک کالا افزایش می‌دهد که پس از آن، دیگر مصرف بیش‌تر رضایت ذهنی برای وی ایجاد نمی‌کند و تولیدکننده نیز تا جایی میزان بکارگیری عوامل تولید را افزایش می‌دهد که پس از آن، دیگر آن عوامل سود بیش‌تری برای بنگاه ایجاد نمی‌کند.

به نظر می‌رسد که تفسیر سنتی ریاضی و غیرتصادفی^۳ یادشده از رفتار عقلایی در قالب الگویی ایستا^۴ تدوین شده است، به‌گونه‌ای که بتوان از آن الگو جواب یکتایی گرفت. بنابراین، این چارچوب سنتی برای لحاظ کردن وقوع خطا در تشخیص نقاط حداکثر و حداقل الگوسازی نشده و در نتیجه جایی برای یادگیری از خطا نداشته است. البته توسعه نظریات در قالب اقتصاد نئوکلاسیکی به این موضوع به صورت مختلف پرداخته شده است (Johanson, 2004). شایان ذکر است که اقتصاد رفتاری، که از داخل جریان اقتصاد نئوکلاسیکی مفهوم سنتی رفتار عقلایی را نقد کرده، نشان داده که تصمیمات کارگزاران اقتصادی می‌توانند دچار خطای سیستماتیک گردد. در این‌جا با اشاره‌ای مختصر به مباحث اقتصاد رفتاری^۵ در رابطه با معنای رفتار عقلایی، ارتباط آن با ایده یادگیری از خطا مورد توجه قرار می‌گیرد.

1. Diminishing Marginal Utility
2. Calculus of Variations
3. Non-Stochastic (Deterministic)
4. Static
5. Behavioral Economics

اقتصاد رفتاری و معنای رفتار عقلایی

هدف اصلی بحث حاضر آن است که نشان دهد چگونه اقتصاد رفتاری مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی را از دیدگاه روان‌شناختی مورد نقد قرار می‌دهد و ارتباط این نقدها با نقش ایده یادگیری از خطا در مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد چه می‌تواند باشد؟ در پژوهشی تحت عنوان اقتصادی رفتاری: گذشته حال و آینده، تالر^۱ (۲۰۱۶) چنین استدلال می‌کند که اقتصاد رفتاری از ترکیب روان‌شناسی و اقتصاد شکل گرفته است. اقتصاد رفتاری برداشت نئوکلاسیکی رفتار عقلایی را در نقد مفهوم انسان اقتصادی^۲ و جایگزینی آن به یک انسان واقعی^۳ مورد پرسش قرار می‌دهد. اقتصاد رفتاری می‌گوید که انسان واقعی در تصمیم‌گیری خود با محدودیت شناخت و در نتیجه با ناعلمانی روبه‌روست. به عبارت ساده، انسان واقعی از دانش کاملی برای انتخاب‌های بهینه (عقلایی)، آن‌طور که مدل انتخاب عقلایی نئوکلاسیکی فرض می‌کند، برخوردار نیست. بنابراین، نقد اقتصاد رفتاری بر مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی به‌طور مستقیم این ادعای اصلی را هدف می‌گیرد که انسان اقتصادی دارای ظرفیت شناختی نامحدودی است که او را قادر به تشخیص نقاط بهینه حداکثرکننده مطلوبیت و سود خود می‌سازد. به عبارت دیگر، برخلاف مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی، انسان واقعی از منظر اقتصاد رفتاری دارای ظرفیت شناختی نامحدود^۴ نیست که بتواند مطابق با آن برداشت از رفتار عقلایی عمل کند (Thaler, 2016). انسان واقعی دارای ظرفیت شناختی محدود است. بنابراین، او با عقلانیتی سازگار با آن محدودیت ظرفیت شناختی در دنیای واقعی تصمیم می‌گیرد.

در همین راستا، اقتصاد رفتاری مفهوم نئوکلاسیکی عقلانیت را یک مدل تجویزی (نورماتیو)^۵ درباره رفتار عقلایی معرفی می‌کند که نمی‌تواند با واقعیت‌های تجربی داوری شود. در مقابل، اقتصاد رفتاری می‌خواهد یک مدل قابل‌آزمون تجربی (توصیفی) از رفتار عقلایی ارائه کند که اساس آن مدل پذیرش محدودیت ظرفیت شناختی کارگزار اقتصادی در سازگار کردن نیازها و امکانات خود با محدودیت‌های موجود است. مدلی که بتواند با آزمون تجربی مورد ارزیابی قرار گیرد و در صورت مقاومت در مقابل آزمون تجربی، و نه صرفاً با تکیه بر استنتاج قیاسی از اکسیوم‌های بدهی فرض شده درباره رفتار عقلایی، مدلی واقع‌بینانه از رفتار عقلایی کارگزار اقتصادی ارائه کند (Thaler, 2015).

1. Thaler
2. Homo Economicus
3. Humans
4. Infinite Cognitive Capacity
5. Normative

تعریف علم اقتصاد از رفتار عقلایی تبدیل می‌کند. در این رویکرد روان‌شناختی به کنش عقلایی، محدودیت ظرفیت شناختی و نااطمینانی ناشی از آن به درک واقع‌گرایانه‌ای از رفتار عقلایی رهنمون می‌شود. در این راستا، ایده یادگیری از خطا می‌تواند با محدودیت ظرفیت شناختی کارگزار اقتصادی مرتبط شود.

اقتصاددانان رفتاری متوجه شده‌اند که در نظر گرفتن خطای تصادفی به عنوان راهکاری برای مواجهه با چالش‌های ناشی از ظرفیت شناختی محدود کارگزار اقتصادی نمی‌تواند نشان دهد که چرا انسان واقعی دچار خطای سیستماتیک می‌شود و توجه به این نوع خطاست که ما را با واقعیت کنش اقتصادی آشنا می‌کند. در این رابطه **تالر (۲۰۱۵: ۱۵۸۱)** می‌نویسد: «حتی اگر فرض کنیم که انتخاب بهینه یک کارگزار اقتصادی می‌تواند با خطای تصادفی روبه‌رو باشد، از آن جایی که این خطاها به‌طور تصادفی توزیع شده‌اند، متوسط آن‌ها صفر خواهد بود». بنابراین، پیامدهای رفتارهای عقلایی (بهینه) که خطای تصادفی را در مدل رفتار عقلایی در نظر می‌گیرد، در نهایت به چیزی متفاوت از پیش‌بینی مدل نئوکلاسیکی رفتار عقلایی منتهی نمی‌گردند. آنچه اقتصاد رفتاری را به واسطه بکارگیری یک برداشت روان‌شناسانه از رفتاری عقلایی متمایز می‌کند تاکید بر امکان بروز خطای سیستماتیک در اثر محدودیت ظرفیت شناختی کارگزار و نااطمینانی ناشی از یک چنین خطایی است.

کانمن و تورسکی^۱ (۱۹۷۹)، با ارائه نظریه چشم‌انداز نشان می‌دهند که یک سلسله از آزمایش‌های تجربی بیانگر آن است که آنچه روان‌شناسان تحت عنوان قضاوت از آن یاد می‌کنند و اقتصاددانان ممکن است آن را انتظارات یا باورها بنامند، می‌تواند به‌طور سیستماتیکی دچار خطا باشد. **سایمون^۲ (۱۹۸۶)**، استدلال می‌کند که عقلانیت اقتصادی یک عقلانیت محتوایی است: ترجیح مطلوبیت بیش‌تر بر کم‌تر. اما عقلانیت در روان‌شناسی یک عقلانیت رویه‌ای^۳ است. کارگزار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیکی همواره تصمیمی می‌گیرد که به‌طور محتوایی بهترین انتخاب با داده تابع مطلوبیتش است. اما کارگزار عقلایی در روان‌شناسی تصمیم خود را به‌گونه‌ای می‌گیرد که با توجه به دانش و ابزارهای محاسباتی در دسترس بتواند یک تصمیم معقول به‌شمار آید. بدین ترتیب، ظرفیت محدود شناختی کارگزار نقش اساسی در برداشت اقتصاد رفتاری درباره مفهوم رفتار عقلایی دارد. در همین راستا فرضیه **کانمن و تورسکی (۱۹۷۹)** در نظریه چشم‌انداز آن بود که افراد قضاوت‌های

1. Kahneman & Tversky

2. Simon

3. Procedural Rationality

خود را اغلب با استفاده از برخی قواعد راهنما^۱ انجام می‌دهند. یک مثال، قاعده راهنمای در دسترس بودن است که بر اساس آن افراد فراوانی برخی حوادث را به راحتی با یادآوری چند نمونه از آن حادثه برآورد می‌کنند. اگرچه این قاعده راهنما برای فرد متقاعدکننده به نظر می‌رسد، اما بکارگیری آن باعث پیش‌بینی همراه با خطای سیستماتیک در مواردی می‌شود که فراوانی مذکور همگرا نگردد. نظریه چشم‌انداز کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) یک نظریه توصیفی درباره مدل تصمیم‌گیری تحت شرایط نااطمینانی ارائه می‌کند که محدودیت ظرفیت شناختی کارگزار و پیامد آن را برای بروز خطاهای سیستماتیک در نظر می‌گیرد و بدیلی برای نظریه مطلوبیت انتظاری^۲ فان نیومان و مورگنسترن^۳ (۱۹۵۳) به‌شمار می‌آید که توسط اقتصاددانان به عنوان نظریه‌ای شناخته می‌شود که توضیح می‌دهد چگونه یک کارگزار عقلایی انتخاب‌های توأم با ریسک را انجام می‌دهد.

اقتصاد رفتاری به موضوع یادگیری در رابطه با رفتار عقلایی توجه دارد. در این رویکرد با استفاده از روان‌شناسی گفته می‌شود که یادگیری وقتی صورت می‌گیرد که یک بازخورد فوری مفید وجود داشته باشد. اما یادگیری حتی در یک محیط خیلی ساده هم می‌تواند فرایند سختی باشد. با توجه به این نکات، ظرفیت محدود شناختی کارگزار امکان یادگیری را برای او فراهم می‌آورد، اما هنوز با ادعایی که کارگزار می‌تواند نقاط بهینه حداکثرکننده مطلوبیت یا سود را بدون خطا تشخیص دهد فاصله زیادی دارد.

با توجه به ملاحظات فوق، نظریه چشم‌انداز که نظریه انتخاب تحت شرایط محدودیت ظرفیت شناختی و نااطمینانی را مورد بازنگری قرار می‌دهد و در عمل جایگزینی برای مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی به‌شمار می‌آید (Kahneman & Tversky, 1979)، باید افزود اگرچه نظریه مطلوبیت انتظاری ابزاری قوی برای تحلیل تصمیم‌گیری در شرایط نااطمینانی است، برای مدتی طولانی روشن بود که رفتار فرد در هر دو زمینه آزمایشگاهی و در چارچوب بازار نسبت به پیش‌بینی‌های مدل‌های ساده مطلوبیت انتظاری انحراف دارد. این تخلف‌ها از پیش‌بینی‌های مدل مطلوبیت انتظاری تا قبل از اواخر دهه ۱۹۷۰ به‌طور گسترده‌ای نادیده گرفته شده بودند. اما در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ بدیل‌های مختلفی مطرح شدند که قابل‌ذکرترین آن‌ها نظریه چشم‌انداز ارائه‌شده توسط کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) است.

با توجه با مباحث پیشین درباره اقتصاد رفتاری و تاکید آن بر محدودیت‌های شناختی کارگزار

1. Some Kind of Rule of Heuristic
2. Expected Utility (EU) Theory
3. Von Neumann & Morgenstern

اقتصادی، اکنون بهتر می‌توان رابطه بین مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی و نظریه تعادل عمومی نئوکلاسیک‌ها را درک کرد. با شکل‌گیری فرضیه واحد عقلانیت، نظریه ارزش کار کلاسیکی جای خود را به نظریه نئوکلاسیکی قیمت داد. مطابق با این نظریه، قیمت کالاها و عوامل تولید توسط عرضه و تقاضای بازار تعیین می‌شود و سازوکار شکل‌گیری قیمت‌ها نیز باید بر اساس تحلیل مارژینالیستی درباره نقاط بهینه مصرف و تولید توضیح داده شود (Granovetter, 2017).

فرضیه نئوکلاسیکی رفتار عقلایی می‌گوید مصرف‌کنندگان عقلایی رفتار می‌کنند، چرا که آن‌ها با توجه به محدودیت بودجه خود همواره مطلوبیت بیش‌تر را به مطلوبیت کم‌تر ترجیح می‌دهند؛ البته تا جایی که مصرف بیش‌تر کالا دیگر برای آن‌ها رضایتی نداشته باشد (Morgan, 2015). همچنین، تولیدکنندگان عقلایی رفتار می‌کنند، چرا که آن‌ها با توجه به محدودیت بودجه خود همواره بازدهی بیش‌تر عوامل تولید را بر بازدهی کم‌تر ترجیح می‌دهند؛ البته تا جایی که استفاده بیش‌تر از عوامل تولید دیگر باعث افزایش تولید بنگاه نگردد. اکنون باید دید که چگونه خطانپذیری رفتار عقلایی باعث می‌شود که تحلیل نئوکلاسیک‌ها از انتخاب‌های بهینه حداکثرکننده مطلوبیت و سود، امکان توضیح کارکرد یک بازار رقابتی را بر اساس سازوکار عرضه و تقاضا فراهم آورد. با توجه به استدلال‌ها، به نظر می‌رسد همان‌طور که آرو (۱۹۹۰) بیان می‌کند، اقتصاد نئوکلاسیک فرض می‌کند که دانش کامل افراد از ترجیحات مصرفی و ظرفیت‌های تولیدی، آن‌ها را به انتخاب‌های حداکثرکننده مطلوبیت و سود قادر می‌سازد. بنابراین، نه‌تنها بررسی مفهوم رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیک، بلکه بررسی سازوکار عرضه و تقاضا در یک بازار رقابتی می‌تواند نشان دهد که ایده یادگیری از خطا نقشی در تحلیل نئوکلاسیک‌ها در این زمینه‌ها نداشته است، چرا که فرض ضمنی تحلیل مارژینالیستی آن است که مصرف‌کننده و تولیدکننده عقلایی در پیروی از قوانین مطلوبیت یا بازدهی نهایی نزولی، خطایی را مرتکب نمی‌شوند. به همین دلیل، آن‌ها می‌توانند نقاط حداکثرکننده مطلوبیت و سود خود را دقیقاً مطابق مدل ریاضی انتخاب بهینه برگزینند. بر اساس این استدلال، نویسنده حاضر معتقد است که ارتباطی را نمی‌توان بین تعریف نئوکلاسیکی رفتاری عقلایی و ایده یادگیری از خطا ملاحظه کرد.

همان‌طور که آرو (۱۹۹۰) می‌گوید، زمانی که جان استوارت میل^۱ متوجه شد که تقاضا برای یک کالا به قیمت‌ها وابسته است، آشکار شد که از محدودیت بودجه یک فرد می‌توان به راحتی فهمید که تقاضای وی برای یک کالا به قیمت همه کالاها وابسته است. مارژینالیست‌ها متوجه اهمیت کلیدی این نکته برای کاربرد فرضیه عقلانیت خود به منظور توضیح نقش سازوکار بازار در ایجاد تعادل

1. John Stuart Mill (1806-1873)

عمومی در اقتصاد شدند. اگر فرضیه عقلانیت نئوکلاسیکی به معنای آن است که مصرف‌کننده و تولیدکننده مطلوبیت و سود خود را با توجه به محدودیت بودجه‌شان بیشینه (حداکثر) می‌کنند، محدودیتی که خود تحت تاثیر قیمت‌های تعادلی بازار^۱ قرار دارد، پس قیمت تعادلی بازار از طریق تاثیر متعادل‌کننده خود بر رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان زمینه‌ایثبات وجود تعادل عمومی را در اقتصاد فراهم می‌آورد.

تعریف منحنی‌های بی‌تفاوتی^۲ مصرف‌کننده و تولیدکننده نیز کمک مهمی به مدل‌های ریاضی انتخاب عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیک کرد. فروض سازگاری^۳ و تمامیت^۴ انتخاب‌های عقلایی نشان می‌دهد که منحنی‌های بی‌تفاوتی مطلوبیت مصرف‌کننده (یا منحنی‌های بی‌تفاوتی امکانات تولیدکننده) با یکدیگر تلاقی پیدا نمی‌کنند و در اثر افزایش یا کاهش خط بودجه با آن مماس می‌شوند. بنابراین، با استفاده از روش لاگرانژ^۵ می‌توان نقاط بیشینه‌کننده مطلوبیت یا سود را برای مصرف‌کننده و تولیدکننده در جایی تعیین کرد که منحنی‌های بی‌تفاوتی خطوط بودجه را قطع می‌کنند.

از آنجایی که نئوکلاسیک‌ها فرض می‌کنند که پیروی یک مصرف‌کننده بیشینه‌کننده مطلوبیت از اصل سازگاری و قانون مطلوبیت نهایی نزولی امری خطاناپذیر است، آن‌ها نشان می‌دهند تا جایی که محدودیت بودجه به مصرف‌کننده اجازه می‌دهد، او می‌تواند ترکیب‌های سازگاری را از کالاهای جانشین حاوی مطلوبیت یکسان انتخاب کند. به علاوه، چون مصرف بیش‌تر کالاها باعث کاهش مطلوبیت آن‌ها می‌شود، کاهش قیمت آن کالاها در بازار باعث افزایش تقاضای آن‌ها تا جایی می‌شود که مطلوبیت نهایی کالاها صفر شود. در این شرایط، مصرف‌کننده با توجه به منحنی‌های بی‌تفاوتی خود تا جایی افزایش قدرت خرید خود را برای کسب مطلوبیت بیش‌تر مفید تلقی می‌کند که رضایت بیش‌تری از واحدهای نهایی مصرف کالاها انتخاب به‌دست آورد. به تعبیر ریاضی، جایی که تغییرات تابع مصرف مقید به محدودیت بودجه صفر شود، نقطه اوج مصرف عقلایی خواهد بود. بدین ترتیب، از فرضیه نئوکلاسیکی مصرف‌کننده عقلایی با محدودیت بودجه و گیرنده قیمت تعادلی بازار، یک منحنی تقاضا با شیب نزولی استخراج می‌شود.

نئوکلاسیک‌ها استدلال مشابه البته با مضمون متفاوتی را در مورد نقاط بهینه عملکرد یک

1. Equilibrium Market Prices
2. Indifference Curves
3. Consistency
4. Completeness
5. Lagrange Method

تولیدکننده عقلایی بیشینه‌کننده سود و دارای محدودیت امکانات تولید و گیرنده قیمت‌های تعادلی عوامل تولید از بازار ارائه می‌کنند. این استدلال به استخراج یک منحنی عرضه با شیب صعودی منتج می‌گردد. به عقیده نویسنده حاضر، تفسیر نئوکلاسیکی رفتارهای عقلایی مصرف‌کننده و تولیدکننده و نقش آن رفتارها در شکل‌گیری منحنی‌های تقاضا و عرضه و توضیح سازوکار بازار متکی بر اکسیوم خطاناپذیری انتخاب عقلایی است. بنابراین، ایده یادگیری از خطا نمی‌تواند جایی در تحلیل نئوکلاسیکی سازوکار بازار داشته باشد. البته باید یادآوری کرد که قیمت‌های تعادلی بازار برای مدل نئوکلاسیکی رفتار عقلایی پارامتری برون‌زاست و مفهوم عقلانیت به معنای بیشینه کردن نفع شخصی باید با توجه به آن پارامتر درک شود. اما در این جا یک پرسش کلیدی پیش می‌آید که آیا به کارگزار اقتصادی برای تعیین قیمت‌های تعادلی در یک بازار رقابتی، دسترسی به عقل عاملیتی^۱ می‌دهد؟

اقتصاد نئوکلاسیکی رفتار عقلایی منعکس در منحنی‌های عرضه و تقاضا را مبنای تحلیلی از سازوکار بازار رقابتی قرار می‌دهد که بر اساس آن در قیمت‌های تعادلی بازار، نه‌تنها مصرف‌کننده به بیشینه مطلوبیت با توجه به محدودیت بودجه می‌رسد، بلکه تولیدکننده به بیشینه سود با توجه به محدودیت امکانات تولید می‌رسد. بدین ترتیب، سازوکار بازار به پاسخی مناسب برای مسئله اقتصادی جامعه تبدیل می‌شود: وقتی قیمت یک کالا پایین می‌آید، با توجه به محدودیت بودجه مصرف‌کننده، تقاضای وی برای آن کالا افزایش پیدا می‌کند، یعنی مصرف‌کننده روی منحنی تقاضای خود مصرف بیش‌تری می‌کند. اما به‌طور همزمان، کاهش قیمت آن کالا عرضه آن را در بازار افزایش می‌دهد، چرا که تولیدکننده افزایش سود خود را در تامین تقاضای اضافی از طریق افزایش تولید با توجه به بودجه‌اش می‌بیند. در این شرایط، تولیدکننده با بهره‌برداری بیش‌تر از عوامل تولید میزان تولید محصول به بازار را روی منحنی عرضه خود افزایش می‌دهد. بر اساس واکنش‌های عقلایی مصرف‌کننده و تولیدکننده، کاهش قیمت یک کالا باعث افزایش تولید و مصرف آن کالا می‌گردد. اما این افزایش تولید و مصرف برای همیشه ادامه پیدا نمی‌کند و در جایی متوقف می‌شود که سازوکار بازار شکاف تقاضا و عرضه را در یک قیمت تعادلی پر می‌کند. اما چگونه این تسویه در بازار اتفاق می‌افتد؟

نئوکلاسیک‌ها از قوانین مطلوبیت و بازدهی نهایی نزولی بهره می‌گیرند تا نشان دهند چگونه تسویه بازار رقابتی به سوی یک تعادل عمومی اتفاق می‌افتد: هنگامی که قیمت یک کالا کاهش پیدا می‌کند، مصرف‌کننده عقلایی فقط تا جایی تقاضای خود از آن کالا را افزایش می‌دهد که مصرف بیش‌تر کالا هنوز برایش رضایت داشته باشد. بنابراین، حرکت او روی منحنی تقاضا تا جایی ادامه

1. Agency

می‌یابد که مطلوبیت اضافی ناشی از مصرف کالا با توجه به قید بودجه صفر شود. در سوی مقابل، با کاهش قیمت آن کالا، تولیدکننده عقلایی فقط تا جایی حاضر به استفاده بیش‌تر از عوامل تولید خود برای تامین تقاضای اضافی است که بهره‌وری نهایی عوامل تولید وی صفر شود. بنابراین، این تحلیل نئوکلاسیکی از تغییرات مارژینال مطلوبیت مصرف‌کننده و بهره‌وری عوامل تولید است که سازوکار بازار رقابتی را قادر به تسویه بازار یعنی پر کردن شکاف تقاضا و عرضه برای یک کالا می‌کند. دقیقاً جایی فرایند تسویه بازار به نتیجه می‌رسد که ارزش ذهنی یک کالا با بهره‌وری (کارایی فنی) عوامل تولید آن کالا برابر شود. از آن جایی که فرض می‌شود رفتارهای عقلایی مصرف‌کننده و تولیدکننده مصون از هر گونه خطایی هستند، یک چنان مصنوعیتی از خطاست که تحلیل نئوکلاسیکی سازوکار بازار را به لحاظ تطابق با واقعیت عینی تضمین می‌کند. بدین خاطر، فرضیه نخست پژوهش حاضر، مبنی بر این‌که خطاناپذیری رفتار عقلایی مقدمه استدلال ریاضی نئوکلاسیک‌ها درباره کارکرد سازوکار بازار رقابتی است، تایید می‌شود.

تحلیل نئوکلاسیکی سازوکار بازار متکی بر فرضیه عقلانیت و فروض مکمل دیگری مانند همگنی کالاها و عوامل تولید است. مازاد تقاضا یا عرضه کالاها به واسطه واکنش‌های عقلایی کارگزاران اقتصادی تسویه می‌شود. اما دقیقاً در چه نقطه‌ای؟ جایی که ارزش ذهنی یک کالا با کارایی فنی عوامل تولید برابر می‌شوند. در این نقطه، مصرف‌کننده انگیزه‌ای برای مصرف بیش‌تر و بنگاه انگیزه‌ای برای تولید بیش‌تر ندارد، در نتیجه بازار تسویه می‌شود.

پارتو^۱ (۱۹۷۱)، نشان می‌دهد که در یک بازار رقابتی، قیمت‌های تعادلی مطلوبیت نهایی یک کالا را با بهره‌وری نهایی عوامل تولید برابر می‌کنند و بدین ترتیب، مسئله تخصیص بهینه عوامل تولید کمیاب به ترجیحات ذهنی به بهترین وجه ممکن حل می‌گردد. البته زمانی که فروض اشاره‌شده در قالب الگوهای نئوکلاسیکی رها می‌گردد، این قابلیت را دارند که انحراف از تخصیص بهینه را تبیین کنند (Hart, 1975; Radner, 1982). وقتی از سطح فرد به سطح همه کارگزاران می‌رویم، نئوکلاسیک‌ها برای آن‌که بتوانند نقش سازوکار بازار را در رسیدن به تعادل عمومی توضیح دهند، باید نشان دهند که قیمت‌های برنامه‌های مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان را متقابلاً هماهنگ می‌کنند. همان‌طور که گفته شد، برون‌زا فرض کردن قیمت تعادلی در یک بازار رقابتی کمک اساسی به حل مسئله مذکور می‌کند. وقتی مصرف‌کنندگان یا تولیدکنندگان از قیمت‌های تعادلی بازار برای تعیین خطوط بودجه و مصرف و تولید بهینه خود استفاده می‌کنند، آن‌ها ناخواسته عاملی متعادل‌کننده

را وارد تصمیمات خود می‌کنند که می‌تواند برنامه‌های جداگانه آن‌ها را به‌طور متقابل سازگار کند. از آنجایی که آن قیمت‌های تعادلی داده‌شده به مدل رفتار عقلایی فرد از قبل ترجیحات مصرفی و امکانات تولیدی را در بازار به عنوان یک کل برابر ساخته است، تصمیماتی که از یک‌سو، خود به لحاظ فردی بهینه و عاری از هر خطایی است، و از سوی دیگر، بر اساس آن قیمت‌های متعادل‌کننده بازار شکل می‌گیرند، در نهایت متقابلاً با یکدیگر هماهنگ می‌شوند و نتیجه منطقی این هماهنگی متقابل چیزی کم‌تر از یک وضعیت تعادلی عمومی در اقتصاد آزاد نخواهد بود. بدین ترتیب، با فرض خطاناپذیری تصمیمات عقلایی افراد نه‌تنها درستی تحلیل نئوکلاسیکی از سازوکار بازار، بلکه صحت تحلیل نئوکلاسیکی درباره وجود یک وضعیت تعادل عمومی در اقتصاد تضمین شده است.

به نظر می‌رسد، اقتصاد نئوکلاسیکی به‌جای دست نامرئی آدام اسمیت از فرض قیمت‌های تعادلی برون‌زا استفاده می‌کند تا به لحاظ ریاضی اثبات کند که مسئله بسیار پیچیده هماهنگی متقابل و همزمان رفتارهای عقلایی کارگزاران متعدد در یک اقتصاد از طریق سازوکار قیمت‌ها قابل حل است. والراس^۱ (۱۹۵۴)، نخستین کسی است که یک مدل ریاضی برای اثبات وجود یک تعادل عمومی در اقتصاد رقابتی ارائه می‌کند. او نشان می‌دهد که تحت شرایط معینی رفتار بیشینه‌کننده تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان به تعادل میان مقادیر معینی از عرضه و تقاضا برای هر محصول و هر بازار عوامل تولید می‌انجامد.

به منظور توسعه مدل تعادل عمومی، آرو و دبرو^۲ (۱۹۵۴) یک اثبات ریاضی ارائه می‌کنند تا نشان دهند وجود یک تعادل عمومی در اقتصاد بازار ناشی از یک فرایند تعدیل پویاست. قیمت‌ها به عنوان سیگنال‌هایی از یک تابع مازاد تقاضا تغییر می‌کنند، در حالی که تقاضاهای اضافی در بازگشت مطابق با تغییرات قیمت‌ها تعدیل می‌شوند. همان‌طور که بنیتی و همکاران^۳ (۲۰۰۴) و فیول^۴ (۱۹۸۷) بحث می‌کنند، آرو و دبرو (۱۹۵۴) نشان می‌دهند که اگر چنان فرایندی به سوی یک وضعیت تعادلی ادامه پیدا کند، آن وضعیت پایدار خواهد بود. موسزار^۵ (۲۰۱۷: ۱۵۴-۱۵۳)، مدل تعادل عمومی آرو و دبرو (۱۹۵۴) را به‌طور خلاصه چنین توصیف می‌کند: «مدل مذکور از این فرض شروع می‌کند که یک

1. Walras
2. Arrow & Debreu
3. Benetti *et al.*
4. Feiwei
5. Móczár

تبادل رقابتی^۱ باید یک بهینه پارتو^۲ باشد و همه بهینه‌های پارتو نیز باید بالقوه تعادل‌های رقابتی تلقی شوند. بنابراین، برای نشان دادن کارایی بازار آزاد در تخصیص بهینه منابع کمیاب اثبات وجود یک سطح تعادلی در اقتصاد رقابتی ضروری است^۳. مدل تعادل عمومی آرو - دبرو فرض می‌کند که هر مصرف‌کننده‌ای یک انتخاب مصرفی مقیدشده به بودجه‌اش و یک مجموعه از پرداخت‌های انتظاری دارد که به تقاضا برای محصولات و عرضه عوامل تولید منجر می‌شود. به‌طور مشابه، هر بنگاه یک انتخاب برای داده‌ها و ستانده‌های خود دارد که به سود انتظاری برای آن بنگاه و تصمیم‌گیری برای عرضه کالاها و تقاضای عوامل تولید منجر می‌شود. با این مقدمات درباره انتخاب‌های عقلایی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، مدل آرو-دبرو فرض می‌کند که یک سازمانده خیالی بازار^۴، که والراس آن را حراج‌گزار می‌نامید، ابتدا قیمت‌هایی را انتخاب می‌کند که واکنش تقاضا و عرضه را در بازار به یکدیگر امکان‌پذیر می‌سازد. واکنش بعدی به قیمت‌ها توسط همان سازمانده خیالی بازار انتخاب می‌شود. همان کسی که قیمت‌های پیشنهادی او اساس تصمیمات همه کارگزاران است. در این شرایط، واکنش‌های عقلایی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان به تقاضاها و عرضه‌های کارایی منتهی می‌شوند. سپس سازمانده خیالی تقاضاها و عرضه‌ها را با هم مقایسه می‌کند و متناسب با آن‌ها قیمت‌ها را مجدداً تعدیل می‌نماید، به‌گونه‌ای که قیمت‌های جدید باعث تسویه بازار یا حذف مازاد تقاضا و عرضه شوند.

از آنجایی که این فرایند در نهایت به ارائه کالاها و عوامل تولیدی می‌انجامد که در قیمت‌های پیشنهادی آن سازمانده خیالی تقاضا یا عرضه شده است، قیمت نهایی که بتواند آن عرضه‌ها و تقاضاها را برابر کند، یک قیمت تعادلی خواهد بود. آرو و دبرو (۱۹۵۴) می‌گویند این قیمت تعادلی بهینه پارتو نیز هست، چرا که در آن قیمت ارزش ذهنی یک کالا با بهره‌وری (کارایی فنی) عوامل تولید برابر می‌شود و هر تغییر جدیدی در مبادلات، وضعیت موجود را بهتر نمی‌کند. اما اگر درست باشد که فرض کنیم سازمانده بازار موجودی خیالی است، آیا درست نیست که به‌طور مشابه فرض کنیم که این کارگزار خیالی برای انتخاب و تعدیل قیمت‌ها باید از دانش کاملی درباره عرضه و تقاضای همه شرکت‌کنندگان در بازار برخوردار باشد تا قیمت‌های بازار را دقیقاً به همان میزان تعدیل کند که با برانگیختن واکنش‌های مناسب کارگزاران، شکاف عرضه و تقاضا را کاملاً تسویه کند، به‌گونه‌ای که قیمت تعادلی به‌دست‌آمده بهینه پارتو هم باشد؟ به علاوه، باید فرض کنیم که مصرف‌کنندگان و

1. Competitive Equilibrium
2. Pareto-Efficient
3. A Fictive Market-Organizer

تولیدکنندگان نیز پیام‌های آن سازمانده خیالی را بدون هیچ خطایی دریافت می‌کنند و واکنش کاملاً درستی از خود به آن پیام‌ها نشان می‌دهند، تا آن سازمانده بتواند با محاسبه دقیق آن واکنش‌ها، تعدیلی پویا را برای تسویه کامل بازار سازماندهی کند. قابل‌اشاره است که مدل تعادل عمومی آرو - دبرو از دیدگاه فروض اساسی آن، به‌ویژه فرض اطلاعات کامل کارگزاران، مورد انتقادهای زیادی قرار گرفته است. برای نمونه **کورنای**^۱ (۱۹۷۱)، فروض مدل تعادل عمومی آرو - دبرو را چندان با واقعیت‌های اقتصادی سازگار نمی‌بیند.

فرضیه انتظارات عقلایی و ارتباط آن با مفهوم رفتار عقلایی

اقتصاددانان کلاسیک جدید^۲ در پاسخ به نقدهای جان مینارد کینز^۳ به مدل نئوکلاسیکی تعادل عمومی، فرضیه انتظارات عقلایی^۴ را ارائه کردند. مطابق نظر **کینز** (۱۹۳۶)، نمی‌توان گفت اگر همه افراد در جستجوی نفع شخصی باشند، سازوکار عرضه و تقاضا بازارها را به‌طور خودکار در وضعیت تعادل عمومی قرار می‌دهد. چرا که اگرچه افراد در جستجوی نفع شخصی عقلایی عمل می‌کنند، اما ناطمینانی گسترده محدودیت‌های شدیدی را بر توانایی آن‌ها برای محاسبات عقلایی و دقیق درباره آینده اعمال می‌کند (**پسران و لاوسون**، ۱۳۷۶). کینز معتقد بود که انتظارات نادرست از آینده، سرمایه‌گذاران و کارگران را فاقد آن اطلاعاتی می‌سازد که تحقق تعادل عمومی در اقتصاد بدان نیاز دارد. کینز به نقش خطای تصمیماتی که همراه با انتظارات آتی هستند در ایجاد عدم تعادل در بازار آزاد واقف بود. او می‌گوید چون افراد به واسطه ناطمینانی ممکن است بخواهند که به‌جای سرمایه‌گذاری پول خود را نقد نگه دارند، ایجاد تقاضای اضافی برای پول با افزایش کالاهای غیرپولی فروش‌نرفته همراه می‌شود. اما این تقاضای اضافی عموماً به افزایش تولید و اشتغال برای تامین تقاضای حاصل‌شده منجر نمی‌شود (**پسران و لاوسون**، ۱۳۷۶). در نتیجه، اقتصاد با کمبود تقاضای موثر برای کالاها و تعادل عمومی همراه با اشتغال ناقص مواجه می‌گردد.

فرضیه انتظارات عقلایی و ارتباط آن با مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی

با توجه مقدمات فوق، در این بخش نقش فرضیه انتظارات عقلایی در رابطه با مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی به اجمال مورد بحث قرار می‌گیرد. اما ابتدا باید یادآوری کرد که بحث این پژوهش

1. Kornai
2. New Classical Economists
3. John Mynard Keynes (1883-1946)
4. Rational Expectation Hypothesis

در رابطه با فرضیه انتظارات عقلایی بر این پرسش متمرکز می‌شود که آیا فرضیه انتظارات عقلایی نقشی را برای یادگیری از خطا در مفهوم رفتار عقلایی در نظر می‌گیرد؟ برخی مانند بولارد (۱۹۹۱)^۱ معتقدند که فرضیه انتظارات عقلایی حاوی سازوکار مشخصی درباره یادگیری نیست. اما اگر فرضیه مذکور سازوکار یادگیری را مشخص نکرده باشد، چگونه می‌تواند توضیح دهد که کارگزار دانش لازم را برای پیش‌بینی درست آینده به‌دست می‌آورد؟ چرا که منظور از یادگیری در این‌جا نمی‌تواند چیزی جز کسب همان دانش باشد. بنابراین، به نظر می‌رسد مراجعه به تحلیل نظریه‌پردازان انتظارات عقلایی، مانند لوکاس و سارجنت^۲ (۱۹۸۱)، می‌تواند ما را به آن سازوکار یادگیری که فرضیه انتظارات عقلایی را در بر دارد و پیامدهای آن برای توسعه مفهوم رفتار عقلایی به‌ویژه از نظر ارتباط آن با ایده یادگیری از خطا ضروری است، راهنمایی کند.

انتظارات عقلایی و مسئله استفاده عقلایی از اطلاعات

فرضیه انتظارات عقلایی فرضیه‌ای است درباره چگونگی استفاده عقلایی (بهینه) از اطلاعات موجود برای شکل‌دهی به انتظارات آتی. اگر به مفهوم رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیکی توجه کنیم می‌توانیم به تشابه ایده استفاده عقلایی از اطلاعات درباره آینده با ایده استفاده عقلایی از اطلاعات در زمان حال پی ببریم. اگرچه مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی باید در اکسیوم ترجیح بیش‌تر بر کم‌تر جستجو شود، اما انقلاب مارژینالیستی با طرح ایده مطلوبیت (و بازدهی) نهایی نزولی از اکسیوم یادشده تفسیر جدیدی ارائه می‌کند: ترجیح بیش‌تر بر کم‌تر تا جایی که استفاده بیش‌تر دیگر مطلوبیت (یا بازدهی) بیش‌تری در بر نداشته باشد. مارژینالیست‌ها با استفاده از ریاضیات حداکثرسازی نشان می‌دهند که معنای رفتار عقلایی با انتخاب بهینه ارتباط تنگاتنگ دارد، چرا که انتخاب بهینه انتخابی است که مطلوبیت یا سود را با توجه به امکانات موجود حداکثر می‌کند.

در این‌جاست که مسئله استفاده عقلایی از اطلاعات با معنای رفتار عقلایی پیوند می‌خورد. همان‌طور که در بحث اقتصاد رفتاری آورده شد، اقتصاد نئوکلاسیکی فرض می‌کند که کارگزار دارای ظرفیت شناختی نامحدودی است که می‌تواند بدون خطا نقاط بهینه مصرف و تولید (ترجیح بیش‌تر بر کم‌تر) را تشخیص دهد. در این شرایط نمی‌توان معنای نئوکلاسیکی رفتار عقلایی را از ظرفیت شناختی نامحدودی جدا کرد که برای کارگزار برای استفاده عقلایی از اطلاعات (در زمان حال) فرض می‌کند که بتواند هدف ترجیح بیش‌تر بر کم‌تر را در عمل محقق سازد. فرضیه انتظارات عقلایی این

1. Bullard

2. Lucas & Sargent

ظرفیت نامحدود شناختی را به زمان آینده تسری می‌دهد. البته آن فرضیه می‌پذیرد که همان‌طور که دانش کارگزار از زمان حال می‌تواند دچار خطای تصادفی شود، دانش او از آینده هم می‌تواند دچار خطای تصادفی گردد. اما همان‌طور که نقد اقتصاد رفتاری بر معنای نئوکلاسیکی رفتار عقلایی نشان می‌دهد، نمی‌تواند در چارچوب مفهوم نئوکلاسیکی رفتار عقلایی خطای سیستماتیکی را در انتخاب عقلایی کارگزار تصور کرد. فرضیه انتظارات عقلایی عدم بروز خطای سیستماتیک را در استفاده عقلایی از اطلاعات موجود از زمان حال به آینده تسری می‌دهد. در این رابطه است که می‌توان دید چگونه فرضیه انتظارات عقلایی به نئوکلاسیک‌ها کمک می‌کند تا نشان دهند چگونه انتظارات از آینده نمی‌تواند مانعی برای تحقق تعادل عمومی در اقتصاد باشد، جایی که کارگزاران از اطلاعات موجود برای پیش‌بینی آینده استفاده عقلایی می‌کنند.

استفاده عقلایی از اطلاعات و کمینه کردن خطای تصادفی در فرضیه انتظارات عقلایی

با توجه مباحث یادشده، فرضیه انتظارات عقلایی بدان معناست که شکل‌گیری انتظارات خود عقلایی است. عقلایی بودن در این‌جا به معنای استفاده بهینه از اطلاعات برای تصمیم‌گیری صحیح است. انتظارات عقلایی هستند چرا که از اطلاعات موجود برای پیش‌بینی آینده استفاده بهینه می‌کنند. بنابراین، فرضیه انتظارات عقلایی بر پیش‌فرض بهینه بودن رفتار عقلایی^۱ یعنی استفاده بهینه کارگزار از اطلاعات کمیاب تکیه دارد. کارگزار برای شکل‌دهی به انتظارات آتی خود از دانش موجود بهترین استفاده را می‌کند. با توجه به مباحث گذشته، بهینه بودن رفتار عقلایی یعنی استفاده عقلایی از اطلاعات برای ترجیح بیش‌تر بر کم‌تر با سازوکار یادگیری در فرضیه انتظارات عقلایی، که با کمینه (حداقل) کردن خطای تصادفی^۲ در پیش‌بینی آینده ارتباط نزدیکی پیدا می‌کند. کارگزار در جستجوی اطلاعات بیش‌تر تا جایی است که فایده نهایی آن بیش‌تر از هزینه نهایی‌اش باشد. اما بدین منظور باید خطای تصادفی این جستجو را کمینه کند. به عبارت دیگر، او نباید در تشخیص نقاط بهینه جستجوی اطلاعات (استفاده عقلایی از اطلاعات موجود) دچار خطای سیستماتیکی شود. منظور از یادگیری از خطا، به مثابه یک سازوکار یادگیری برای تشکیل انتظارات عقلایی آن است که کارگزار، اطلاعات مورد نیاز پیش‌بینی صحیح آینده را از طریق کمینه کردن خطای پیش‌بینی خود به‌دست آورد، به‌گونه‌ای که دچار خطای سیستماتیکی نشود. در همین راستا، همان‌طور که

اوانز و هانکافوشی^۱ (۲۰۰۱: ۵) بیان می‌کنند: «انتظارات عقلایی به مثابه انتظاراتی تعریف می‌شوند که به لحاظ ریاضی مشروط به همه اطلاعات در دسترس کارگزار هستند». در این‌جا منظور از یادگیری، بهینه‌سازی استفاده از اطلاعات با توجه محدودیت‌های موجود است. کارگزار با یادگیری از کمینه کردن خطای خود از بروز یک خطای سیستماتیک در پیش‌بینی‌ها جلوگیری می‌کند. فرض اساسی فرضیه انتظارات عقلایی آن است که کارگزار، مانند یک اقتصادسنج، از مدل‌های آماری برای پیش‌بینی خود استفاده می‌کند. چون این مدل‌ها بر اساس مفهوم تصادفی خطا شکل گرفته‌اند، کارگزار اقتصادی با استفاده بهینه از اطلاعات در دسترس یاد می‌گیرد که چگونه خطای تصادفی انتظارات عقلایی خود از آینده را کمینه کند.

برای نشان دادن آن‌که فرضیه انتظارات عقلایی با معرفی سازوکار یادگیری از کمینه کردن خطای تصادفی به توسعه مفهوم رفتار عقلایی کمک کرده، لازم است ابتدا اشاره‌ای به طرح اولیه آن فرضیه توسط جان موث^۲ داشته باشیم. موث (۱۹۶۱) می‌گوید که مسئله تصمیم‌گیری بهینه کارگزار نمی‌تواند بدون وارد ساختن انتظارات آتی از بازار در مدل اقتصادی حل شود. راه‌حل ابتکاری موث (۱۹۶۱) برای وارد کردن انتظارات در مدل اقتصادی، ارائهٔ یک فرضیه انتظارات عقلایی بود. این فرضیه عبارت از آن بود که توزیع احتمالات ذهنی افراد درباره پیامدهای بازار برای یک مجموعه اطلاعات مشابه، تمایل دارد که با پیش‌بینی نظریه (یعنی توزیع احتمالات عینی آن پیامدها) سازگار باشد.^۳ البته باید یادآوری شود که موث (۱۹۶۱) به‌طور مشخص معین نکرد که فرضیه انتظارات عقلایی چگونه با بهینه بودن رفتار عقلایی مرتبط می‌شود.

در مقابل، لوکاس (۱۹۷۳؛ ۱۹۷۵)^۴ فرضیه انتظارات عقلایی را به‌گونه‌ای ارائه می‌کند که بتواند بهینه بودن انتظارات را خود به عنوان یک تصمیم عقلایی نشان دهد. بدین منظور لوکاس (۱۹۷۳)، بر این نکته تأکید می‌کند که همه کارگزاران از اطلاعات در دسترس به‌طور بهینه برای شکل‌دهی به انتظارات خود استفاده می‌کنند. معنای پیش‌بینی بهینه در این‌جا همان پیش‌بینی حداقل خطای

1. Evans & Honkapohja
2. John Muth (1930-2005)

۳. در چارچوب مفهومی موث (۱۹۶۱)، انتظار ذهنی کارگزاران اقتصادی برابر است با انتظار ریاضی شرطی متغیر مورد پیش‌بینی. برای مثال، برای متغیر x در زمان $t+1$ و دسترسی داشتن به مجموعه Ω شامل اطلاعات موجود در t ، انتظار ریاضی شرطی به‌طور نمادین برابر است با $E(x_{t+1}|\Omega_t)$ و خطای سیستماتیک این انتظار برابر صفر است. $E(x_{t+1} - x_{t+1}^e) = E[x_{t+1} - E(x_{t+1}|\Omega_t)] = E[(x_{t+1} - E(x_{t+1}|\Omega_t)) - E(x_{t+1} - E(x_{t+1}|\Omega_t))] = 0$

4. Lucas

مربعات مشروط به اطلاعات در دسترس کارگزار است. بدین ترتیب، لوکاس (۱۹۷۳) روش حداقل مربعات را برای یادگیری از خطا تصادفی به عنوان معیاری برای تعریف انتظارات بهینه پیشنهاد می‌کند. فرضیه انتظارات عقلایی لوکاس پیشنهاد می‌کند که کارگزار اقتصادی بر اساس توزیع احتمالی تعادلی^۱ داده‌شده و اطلاعات در دسترس خود، خطای تصادفی انتظارات از آینده را کمینه می‌کند. در واقع، روش کمینه کردن خطا خود سازوکاری برای بهینه کردن مشروط انتظارات از آینده با توجه به اطلاعات در دسترس است. بدین ترتیب، کارگزار انتظارات خود از آینده را با یادگیری از کمینه کردن خطا بهینه می‌کند. در نتیجه، جایی که کاربرد روش حداقل خطا از ارتکاب خطای سیستماتیکی توسط کارگزار در پیش‌بینی آینده جلوگیری می‌کند، لوکاس از فرضیه انتظارات عقلایی برای نشان دادن آن که کاهش خطاها به همگرایی رفتارهای عقلایی به سمت تعادل انتظارات عقلایی^۲ منتهی می‌گردد، استفاده می‌کند. بنابراین، با وجود نااطمینانی که انتظارات آتی برای تصمیمات بهینه به‌وجود می‌آورد، از آن جایی که خطاهای سیستماتیکی در پیش‌بینی‌های کارگزاران از آینده اتفاق نمی‌افتند، تعادل انتظارات عقلایی بیانگر تخصیص بهینه منابع کمیاب به نیازهای متنوع افراد است. در همین راستا، لوکاس و سارجنت (۱۹۸۱) می‌گویند که نگاه جبرگرایانه^۳ به تحلیل رفتار کارگزار اقتصادی باید جای خود را به نگاهی آماری دهد تا بتوان تصادفی بودن رفتار فرد^۴ را در مدل رفتار عقلایی به عنوان یک انتخاب بهینه درون‌زا کرد. مارث و سارجنت^۵ (۱۹۸۹)، نیز از مدل حداقل مربعات یادگیری برای توضیح سازوکار شکل‌گیری انتظارات افراد استفاده می‌کنند.

بولارد (۱۹۹۱)، معتقد است اگرچه وقتی بخواهیم از تکنیک‌های اقتصادسنجی برای حل مسئله استنتاج فردی در پیش‌بینی آینده استفاده کنیم، رگرسیون حداقل مربعات نقطه شروع خوبی است، اما حتی با استفاده از این روش یادگیری پیامدهایی سیاستی مدل‌های تعادل انتظارات عقلایی متفاوت خواهند بود؛ حتی در جایی که خطای سیستماتیک هم حذف شده باشد. با توجه به این نکته، بسیاری از مدل‌های انتظارات عقلایی با تعادل‌های چندگانه مشخص می‌شوند. البته او با پیشنهاد مارث و سارجنت (۱۹۸۹) مبنی بر نقش همگرایی یادگیری‌ها به واسطه کاهش خطاهای تصادفی در ایجاد تعادل انتظارات عقلایی مخالفتی ندارد، اما در عین حال می‌گوید یک روش معقول شکل‌گیری انتظارات همواره باعث همگرایی به سوی تعادل انتظارات عقلایی نمی‌گردد.

1. The Equilibrium Probability Distribution
2. Rational Expectation Equilibrium
3. Deterministic
4. Randomness of Individual's Behavior
5. Marcet & Sargent

همان‌طور که **اوانز و هانکافوشی (۲۰۰۱)** اشاره می‌کنند، تحولات اخیر در مدل‌های انتظارات فراتر از انتظارات عقلایی رفته و توجه خاصی به سازوکارهای یادگیری داشته است. آن‌ها نشان می‌دهند که مواردی وجود دارند که فرایند یادگیری به سمت یک تعادل انتظارات عقلایی همگرا نمی‌شود و این هنگامی اتفاق می‌افتد که یا کارگزاران از همه اطلاعات مرتبط استفاده نمی‌کنند یا آن‌ها از یک قاعده یادگیری استفاده می‌کنند که به همگرایی کامل منتهی نمی‌گردد. در همین رابطه باید اشاره کرد که **آرو (۱۹۸۶)** در نقد خود بر فرضیه انتظارات عقلایی می‌گوید، هزینه دستیابی به اطلاعات گسترده از شرایط بازار، که بسیار مورد تاکید طرفداران سیستم قیمت‌ها در مقابل برنامه‌ریزی متمرکز بوده است، نمی‌تواند با فرضیه‌ای سازگار باشد که کارگزار اقتصادی را برای پیش‌بینی صحیح از آینده، درگیر جمع‌آوری گسترده اطلاعات از بازار و پردازش آن‌ها بدون توجه به هزینه‌های این کار می‌کند. بنابراین، مسئله هزینه جستجوی اطلاعات توسط کارگزار نکته مهمی است که باید در ارزیابی نقش فرضیه انتظارات عقلایی در توسعه مفهوم رفتار عقلایی در نظر گرفته شود. در عین حال، با درون‌زا کردن انتظارات از آینده در مفهوم رفتار عقلایی، تعادل انتظارات عقلایی جایگزین تعادل آرو-دبرویی می‌شود تا نشان دهد حتی با وجود ناطمینانی انتظارات از آینده، سازوکار عرضه و تقاضا می‌تواند کماکان بازارهای رقابتی را به سوی تعادل عمومی سوق دهد. اما آیا می‌توان خطای انسانی ناشی از محدودیت دانش و عقلانیت را صرفاً به خطای تصادفی محدود کرد؟ به علاوه، نحوه معرفی انتظارات به مدل رفتار عقلایی توسط فرضیه انتظارات عقلایی بیانگر آن است که درک کارگزاران درباره مدل‌های اقتصادی خود دچار خطای نظام‌یافته‌ای نمی‌شود. اما به نظر نمی‌رسد که فرضیه انتظارات عقلایی همه چالش‌هایی را که خطاهای انسانی، فراتر از خطای تصادفی، برای تحلیل رفتار عقلایی به وجود می‌آورند به‌طور کامل برطرف سازد. اگرچه این فرضیه پیشرفت مهمی در این راستا به‌شمار می‌آید. باید اضافه کرد که در سه دهه گذشته موضوع «خوی حیوانی‌شده»^۱ که توسط کینز مطرح شد، در قالب الگوهای تعادل عمومی پویا با انتظارات عقلایی برای توضیح پدیده اثر تغییر در ذهنیت و انتظارات (و نه بر اساس متغیرهای بنیادین) بر فرایند فعالیت‌های اقتصادی و مسیر تعادلی و امکان ایجاد تعادل چندگانه استفاده می‌شود. در برخی از این الگوها (**Farmer, 1999; 2010**) اشتباه در پیش‌بینی می‌تواند به تغییر در مسیر تعادلی منجر شود. در دهه اخیر، این ایده که تغییرات در باورهای کارگزاران اقتصادی می‌تواند نقش مهمی در ادوار تجاری داشته باشد، گام بلندی در این زمینه بوده

۱. خوی حیوانی‌شده اشاره به نقش احساسات در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی دارد. در حالی که رفتارهای اقتصادی منطقاً نباید تحت تاثیر احساسات قرار گیرند، اما در عمل این رفتارها متأثر از احساسات هستند.

است. اکنون که بحث پیرامون رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیکی و ارتباط آن فرضیه انتظارات عقلایی به پایان رسیده است، نوبت بدان می‌رسد که به مفهوم رفتار عقلایی در دیدگاه اقتصاد اتریشی و ارتباط آن با ایده یادگیری از خطا پرداخته شود.

مکتب اتریشی: عقلانیت، یادگیری از خطا، و فرایند بازار

در این بخش و بخش بعدی استدلال‌های نویسندگان حاضر در دفاع از فرضیه دوم ارائه می‌شوند. با بررسی نقدهای هایک^۱ و کریزنر^۲ بر مفهوم نئوکلاسیکی عقلانیت، تحلیل آن‌ها درباره معنای رفتار عقلایی و پیامدهایش برای توضیح فرایند بازار آشکار می‌شود. در حالی که مکتب اتریشی به نقش ایده یادگیری از خطا در توضیح فرایند بازار و تعادل عمومی توجه خوبی داشته، اما هنوز تعریف عقلانیت در مکتب اتریشی با تعریف پوپری عقلانیت به مثابه باز بودن به نقد تفاوت اساسی دارد.

همان‌طور که گفته شد، اقتصاد نئوکلاسیکی از فرض برون‌زا بودن قیمت تعادلی برای رفتار عقلایی، برای نشان دادن هماهنگ شدن متقابل تصمیمات فردی از طریق سازوکار بازار استفاده می‌کند. اما آن فرض باعث می‌شود که تحلیل نئوکلاسیکی درباره نقش رفتار عقلایی در ایجاد تعادل عمومی تنها به یافتن نقاط تلاقی ترجیحات مصرفی یا ظرفیت‌های تولیدی با خطوط بودجه محدود شود. اگرچه این سطح از شناسایی عاملیت برای کارگزار اقتصادی در راستای ایجاد تعادل عمومی در اقتصاد اهمیت کمی ندارد، اما فرضیه نئوکلاسیکی عقلانیت چیزی در مورد این که آیا در یک بازار رقابتی کارگزاران باید صرفاً قیمت‌پذیر باشند یا قیمتگذار هم می‌توانند باشند، نمی‌گوید. البته باید افزود که اگر ساختار بازار رقابت انحصاری یا انحصاری باشد، در آن صورت مطابق مدل‌های نئوکلاسیکی کارگزاران قیمتگذار خواهند بود، در حالی که انتظارات هم می‌توانند عقلایی باشند.

کریزنر (۲۰۰۰؛ ۱۹۹۲)، نقش رفتار عقلایی را در رابطه با قیمت‌های تعادلی به دو سطح تقسیم می‌کند: از یک سو، قیمت‌های تعادلی یک نقش هماهنگ‌کننده برای بازار بازی می‌کنند، چرا که مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان آن قیمت‌ها را به عنوان قیمت‌هایی در نظر می‌گیرند که در دوره‌های قبلی ترجیحات مصرفی را با امکانات تولیدی به‌طور نسبی هماهنگ کرده‌اند. اما از آنجایی که آن قیمت‌های تعادلی نمی‌توانند بدون هیچ خطایی عرضه و تقاضا را برابر کرده باشند، همواره این امکان وجود دارد که کارگزاران اقتصادی، به‌ویژه کارآفرینان، بتوانند قیمت‌های تعادلی جدیدی را کشف کنند. **کریزنر (۱۹۷۴: ۱)**، در این جا به نقش اکتشافی قیمت‌های تعادلی توجه می‌کند: «کارآفرینان

1. Friedrich Hayek (1899-1992)

2. Israel Kirzner (1930-)

قیمت‌های جدیدی را کشف می‌کنند که ترجیحات مصرفی و امکانات تولیدی را در مقایسه با قیمت‌های قبلی بهتر هماهنگ می‌کنند». کریزرن کشف قیمت‌های تعادلی جدید را محصول فعالیت کارآفرینان در یک فضای رقابتی می‌داند. کارآفرینان با کشف فرصت‌های سودآور باعث شکل‌گیری قیمت‌های تعادلی جدیدی می‌شوند که هماهنگی بیش‌تری را بین عرضه و تقاضا در بازار به‌وجود می‌آورند. نقد مکتب اتریشی بر مفهوم نئوکلاسیکی عقلانیت آن است که انتخاب‌های عقلایی کارگزاران را نمی‌توان انتخاب‌هایی مبتنی بر اطلاعات کامل دانست. بنابراین، انتخاب‌های مبتنی بر اطلاعات ناقص به یک وضعیت تعادل عمومی آرو-دبرویی منتهی نمی‌شود و باید به‌جای تعادل عمومی از فرایند بازار^۱ سخن گفت (Coyne & Boettke, 2020).

هایک (۱۹۴۸)، بیان می‌کند که اگر کارگزاران از اطلاعات کامل و عقلانیت خطاناپذیری برخوردار بودند، وقتی تعادل عمومی به عنوان یک وضعیت پایدار در اقتصاد برقرار شد، دیگر به‌جز شوک‌های برون‌زا عامل دیگری نمی‌توانست آن را تغییر دهد. برای مثال، امکان تغییر وضعیت تعادل عمومی در اثر عواملی مانند تصمیمات بهتر کارگزاران برای دستیابی به نفع شخصی بیش‌تر وجود ندارد. اما اگر وضعیت تعادل عمومی در اقتصاد بتواند از طریق تصحیح تصمیمات قبلی و ایجاد هماهنگی بیش‌تر بین عرضه و تقاضا تغییر کند، دیگر نمی‌توان رفتار عقلایی و تعادل عمومی را آن‌طور صورت‌بندی کرد که نئوکلاسیک‌ها کرده بودند. اما پرسشی که برای پژوهش حاضر اهمیت دارد آن است که آیا برداشت اتریشی‌ها از کشف‌های کارآفرینانه با تعریف پوپری عقلانیت، به عنوان باز بودن به نقد، سازگاری دارد؟ قبل از پاسخ دادن به این پرسش، باید به تحلیل هایک از نقش محدودیت دانش انسانی در به‌وجود آمدن نظم خودجوش بازار آزاد و اهمیت اساسی آن برای حل مسئله اقتصادی جامعه نگاهی داشته باشیم.

هایک (۱۹۴۸: ۷۷) می‌نویسد: «اگر بتوانیم از نظام ترجیحات معینی شروع کنیم و اگر به منابع کمیاب شناخت کامل پیدا کرده باشیم، مشکلی که برای حل مسئله اقتصادی جامعه می‌ماند صرفاً مسئله منطق است - یعنی پاسخ به این پرسش که بهترین کاربرد منابع کمیاب به ترجیحات داده‌شده چیست؟ بر اساس حساب اقتصادی می‌توان شرط‌های لازمه را برای حل مسئله بهینه‌سازی به‌طور کامل به‌دست آورد و به صورت ریاضی بیان کرد. این شرط‌ها به مختصرترین بیان عبارت‌اند از این که نرخ‌های نهایی جانشینی بین دو کالا یا دو عامل باید در تمام کاربردهای مختلف آن‌ها یکسان باشند». از دیدگاه **هایک (۱۹۴۸)**، حساب اقتصادی که تاکنون برای حل این مسئله منطقی ارائه شده،

اگرچه گام مهمی برای حل مسئله اقتصادی جامعه بوده، اما مبتنی بر این فرض نادرست بوده است که داده‌هایی که حساب اقتصادی از آن‌ها آغاز شده‌اند، عملاً در اختیار کارگزاران بوده است. **هایک (۱۹۴۸: ۷۷)**، در نقد خود به آن حساب اقتصادی نئوکلاسیکی می‌گوید: «ما واقعیت آن است که این داده‌ها در مورد کل جامعه هرگز به یک ذهن به‌تنهایی داده نشده است تا آن ذهن بتواند در عمل به نتایج منطقی مترتب به آن‌ها برسد». نقد معرفت‌شناختی هایک متوجه فرض نئوکلاسیکی اطلاعات کامل کارگزار است.

برخلاف نئوکلاسیک‌ها، هایک مسئله اقتصادی جامعه را بر اساس ایده تقسیم دانش^۱ تعریف می‌کند: چگونه می‌توان از منابع شناخته‌شده برای هر عضوی از جامعه در راه هدف‌هایی که اهمیت نسبی آن‌ها را فقط خود افراد می‌دانند، بهترین استفاده را برد؟ اگر همه افراد دارای اطلاعات کامل و انتظارات عقلایی از آینده بودند، مشکلی برای شناخت بهترین کاربرد منابع کمیاب برای تامین بیش‌ترین نیازهای خود نداشتند. بنابراین، اقتصاددان می‌توانست با استفاده از حساب اقتصادی تطابق کامل برنامه‌های افراد را با اهدافشان اثبات کند. اما جایی که ترجیحات فردی یا ظرفیت‌های تولیدی هر فردی تنها برای خود او معلوم است، نمی‌توان رفتار عقلایی را چنان تعریف کرد که گویی افراد از اطلاعات کامل و خطاناپذیری نه‌تنها در مورد برنامه خود، بلکه در مورد برنامه‌های دیگران برخوردار هستند و رفتار عقلایی آن‌ها سازوکار عرضه و تقاضا را برای تخصیص بدون خطای منابع کمیاب به نیازهای متنوع افراد فعال می‌کند (Butos, 1985).

از نظر هایک، برای حل مسئله اقتصادی جامعه باید نظم خودجوش بازار آزاد را شناخت که می‌تواند دانش پراکنده در جامعه را برای تخصیص بهینه منابع بسیج کند. جایی که پراکندگی دانش اقتصادی و مبادله داوطلبانه افراد پذیرفته شده باشد، رقابت میان کارگزاران اقتصادی به‌طور ناخواسته به شکل‌گیری قیمت‌های نسبی منتهی می‌گردد که آن دانش پراکنده را به اقتصادی‌ترین وجه، اما نه به مفهوم ریاضی کلمه بهینه، در اختیار مشارکت‌کنندگان بازار قرار می‌دهد. رقابت در بازار آزاد را نیز باید به عنوان فرایندی از کشف‌های افرادی درک کرد که قادر هستند به بهترین وجه خطاهای خود را بشناسند و تصحیح کنند، کسانی که راه‌های سازماندهی بهتر فعالیت‌های اقتصادی را به‌گونه‌ای که نیازهای آن‌ها را بهتر برآورده سازند، کشف می‌کنند. برای اتریشی‌ها، کارکرد مرکزی بازار تولید اطلاعات اقتصادی مناسب برای هماهنگی تصمیمات افراد در شرایط نااطمینانی است، به‌گونه‌ای که افراد بتوانند به‌طور منظم به اهداف خود دست یابند (Coyne & Boettke, 2020). هایک معتقد است که مفهوم

نئوکلاسیکی رقابت آن را از محتوای واقعی خود تهی می‌کند، چرا که اگر همه افراد گیرنده قیمت تعادلی باشند، دیگر انگیزه‌ای برای کسب فرصت‌های سودآور از طریق بهبود الگوهای تولید و مصرف فعلی نخواهند داشت. آن‌ها فقط سعی می‌کنند به بهترین وجه نسبت به وضع موجود واکنش عقلایی نشان دهند. هایک رقابت را به عنوان یک رویه^۱ کشف فرصت‌های سودآور می‌بیند (Hayek, 2002).

رفتار عقلایی افراد نیز در چارچوب برداشت هایک از نقش رقابت در اقتصاد تعریف می‌شود. اگر رقابت به معنای سبقت جستن در کسب چیزی است که دیگران هم به دنبال آن هستند، رقابت مصرف‌کنندگان را وادار می‌سازد که برای استفاده مناسب از بودجه محدود خود در پی خرید آن کالاها و خدماتی باشند که بهایی کم‌تر و کیفیتی بهتری داشته باشند. در این شرایط، نه تنها مصرف‌کنندگان با پیشنهاد قیمت‌های مناسب برای خرید کالاها و خدمات مقرون به صرفه‌تر از یکدیگر سبقت می‌جویند، بلکه تولیدکنندگان را نیز وادار به تولید کالاها و خدماتی با کیفیت بهتر و قیمت ارزان‌تر می‌کنند. اگر رقابت بدان معنا باشد که افراد برای دستیابی به فرصت‌های سودآوری از یکدیگر سبقت می‌جویند، نباید مانند نئوکلاسیک‌ها فرض کنیم که رقبا بتوانند از شرایط بازار اطلاعات کاملی داشته باشند. این خواست سبقت‌جویی برای کسب سود بیش‌تر است که افراد را وادار می‌سازد از دانش و توانایی‌های خاص خود برای غلبه بر دیگران استفاده کنند (غنی‌نژاد، ۱۳۷۶). به‌طور مشابه، تولیدکنندگان نیز در رقابتی که میان خود برای کسب سود بیش‌تر ایجاد می‌کنند سعی دارند با پیشنهاد قیمت‌هایی جذاب به عوامل تولید خود، آن‌ها را برای عرضه محصولات ارزان‌تر با کیفیت بهتر ترغیب کنند. هایک می‌گوید برای کشف نظامی از قیمت‌ها که کارکرد بازار را امکان‌پذیر می‌سازند، چاره‌ای جز استفاده از روش آزمون و خطا که در چارچوب آن همه مشارکت‌کنندگان به تدریج نکات مهم و مرتبط را یاد می‌گیرند، وجود ندارد. او برتری بازار آزاد بر برنامه‌ریزی سوسیالیستی را در نقش قیمت‌های نسبی برای جمع‌آوری و پردازش دانش پراکنده در جامعه برای تخصیص منابع کمیاب می‌بیند.

در حالی که هایک از رفتار عقلایی تعریف روشنی ارائه نکرده و بیش‌تر بر پیامدهای ایده تقسیم دانش خود برای نظم خودجوش بازار متمرکز بوده است، کریزنر (۱۹۹۲) رفتار عقلایی را کنشی هدفمند و هوشیارانه^۱ تعریف می‌کند و پیامد آن را برای شناخت فرایند بازار به مثابه کشف‌های کارآفرینانه-رقابتی^۲ استنتاج می‌نماید. او می‌افزاید که کارآفرینان در پی کشف فرصت‌های سودآور

1. Purposefully Aiming and Alertness
2. Entrepreneurial - Competitive Discoveries

هستند، اما در عین حال نسبت به آن فرصت‌ها غفلت محض^۱ دارند. کارآفرینان معمولاً نمی‌دانند که از چه فرصت‌های سودآوری بی‌خبرند. اگر آن‌ها از فرصت‌های سودآور اطلاع داشتند، آن‌طور که نظریه جستجو^۲ فرض می‌کند (Stigler, 1961)، می‌توانستند با پرداخت هزینه‌های جستجو، اطلاعات لازمه را برای دستیابی به آن فرصت‌های سودآور به‌دست آورند. اما غفلت محض باعث می‌شود که جستجوی از قبل برنامه‌ریزی‌شده فرصت‌های سودآور برای کارآفرینان میسر نباشد.

با طرح پدیده غفلت محض، کریزنر (۲۰۰۰: ۲۲۷-۲۲۵) رفتار عقلایی را با مقوله کارآفرینی پیوند می‌زند: «کارآفرینان عقلایی عمل می‌کند چرا که در جستجوی فرصت‌های سودآور، آن‌ها نه تنها هدفمند عمل می‌کنند، بلکه خود را نسبت به کشف آن فرصت‌ها هوشیار نگاه می‌دارند». این تعریف رفتار عقلایی نیازمند فرض اطلاعات کامل یا عقلانیت خطاناپذیر نیست. کارآفرینان در شرایطی که اطلاعات ناقص داشته و انتظاراتشان از آینده قطعی نبوده باشد هم می‌توانند هدفمند و هوشیارانه عمل کنند. یادگیری در این‌جا یادگیری از خطای تصادفی نیست، بلکه کشف‌های کارآفرینانه-رقابتی است. تفسیری که کریزنر از این آزمون و خطای هوشیارانه دارد باید در چارچوب ایده غفلت محض او درک شود.

کریزنر بازار رقابتی را فرایند کشف‌های کارآفرینانه-رقابتی تعریف می‌کند. از آن‌جایی که ورود همه کارآفرینان بالقوه به یک بازار رقابتی مجاز است، در اثر فعالیت‌های کارآفرینان فرایندی از آزمون و خطا در بازار شکل می‌گیرد که دانش پراکنده در جامعه را به مناسب‌ترین وجهی در اختیار همه مشارکت‌کنندگان قرار می‌دهد. کریزنر بروز عدم تعادل در اقتصاد را ناشی از پدیده غفلت محض می‌داند. انتظارات از آینده نیز در این شرایط نمی‌توانند کاملاً عقلایی باشد. با توجه با ملاحظات فوق، رابطه مفهوم رفتار عقلایی و نظریه فرایند بازار^۳ در اقتصاد اتریشی قابل توضیح می‌گردد. کریزنر (۲۰۰۰: ۲۲۵)، بر اساس تعریف خود از یک رفتار عقلایی به عنوان جستجوی هدفمند و هوشیارانه فرصت‌های سودآور، نقش سازوکار عرضه و تقاضا را در شکل‌دهی به فرایند بازار چنین توضیح می‌دهد: «برخلاف تحلیل نئوکلاسیکی از سازوکار بازار، نقطه شروع نباید اثبات وجود تعادل عمومی در اقتصاد در شرایط اطلاعات کامل افراد باشد. بلکه نقطه شروع تحلیل اقتصادی باید تحلیل عدم تعادلی باشد که به واسطه غفلت محض از فرصت‌های سودآور به‌وجود آمده است». کشف فرصت‌های سودآور با جستجوی هدفمند و هوشیارانه آن‌ها میسر می‌شود و باعث کاهش شکاف عرضه و تقاضا می‌گردد.

1. Sheer Ignorance
2. Search Theory
3. Theory of Market Process

کریزنر این کشف‌های کارآفرینانه - رقابتی را اساس تحلیل خود از نقش سازوکار عرضه و تقاضا در گذار از عدم تعادل به تعادل اقتصادی قرار می‌دهد. وقتی کشف‌های کارآفرینانه شکاف عرضه و تقاضا را کاهش می‌دهند، قیمت‌های تعادلی ناشی از تسویه بازار تصمیمات مربوط به عرضه و تقاضا را بهتر هماهنگ می‌کنند و در نتیجه گرایش‌های تعادلی در اقتصاد ایجاد می‌شوند.

مباحث گفته‌شده درباره تفسیر مکتب اتریشی از رفتار عقلایی و نقش آن در شکل‌گیری فرایند بازار، زمینه تایید فرضیه دوم این مقاله را فراهم می‌آورد. این که مکتب اتریشی ایده یادگیری از خطا را تا حدی برای درک بهتر سازوکار بازار بکار می‌گیرد، پژوهش را قادر می‌سازد که اهمیت نظریه عقلانیت پوپر را برای بازسازی فرضیه رفتار عقلایی در علم اقتصاد توضیح دهد. فرضیه اتریشی عقلانیت این امکان را برای نظریه بازار اتریشی^۱ فراهم می‌آورد که از اکسیوم‌های واقع‌بینانه‌تری برای استنتاجات قیاسی خود استفاده کند. اگرچه مکتب اتریشی با توضیح نقش کشف‌های کارآفرینانه - رقابتی در فرایند بازار به درک نقش کلیدی یادگیری از خطا در تحلیل فرایند بازار کمک زیادی کرده، اما نمی‌توان گفت که ایده پوپری عقلانیت در تحلیل اتریشی‌ها از فرایند بازار بکار گرفته شده است. بدین لحاظ، نظریه عقلانیت پوپر می‌تواند برای برداشتن گام جدیدی برای استفاده از ایده یادگیری نظام‌یافته از خطا در نظریه اقتصادی کاندید خوبی به‌شمار آید. باید یادآوری کرد که در قالب الگوهای کلاسیک‌های جدید، نظریه موث (۱۹۶۱) مورد بازنگری قرار گرفته و الگوهای یادگیری در فرایند تشکیل انتظارات رواج یافته است. همان‌طور که اوانز و هانکافوشی (۲۰۰۱) بحث کرده‌اند مدل‌های کابوب^۲ و رمزی^۳ نمونه‌های مناسبی در این زمینه هستند. برای مثال، مدل کابوب یک بازار رقابتی واحدی را فرض می‌کند که دارای یک تاخیر زمانی در تولید است. همچنین، مدل فرض می‌کند در حالی که تقاضا با قیمت‌های عمومی در بازار رابطه منفی دارد، عرضه با قیمت‌های انتظاری رابطه مثبت دارد. در این مدل، شوک‌هایی به هر دو طرف تقاضا و عرضه وارد می‌شوند و خطاهای واقع‌شده همان خطاهای تصادفی فرض می‌شوند که در هر دو تابع تقاضا و عرضه، همانند هر مدل رگرسیونی دیگر در نظر گرفته شده‌اند. تفسیری که این مدل از تابع عرضه ارائه می‌کند، ناظر بر وجود یک دوره تاخیر در تولید است. بنابراین، فرض می‌شود تصمیمات تولیدی یک دوره متکی بر تصمیمات تولیدی در یک دوره قبل است.

1. Austrian Theory of Market Process
2. The Cobweb Model
3. The Ramsey Model

«مدل کابوب به‌طور معمول از ایده کارگزار معرف^۱، یعنی همه کارگزاران دارای انتظارات واحدی هستند، استفاده می‌کند. مدل مذکور وضعیت تسویه بازار را در نظر می‌گیرد که در واقع مثالی برای روابط تعادلی موقت بین تقاضا و عرضه است و در آن قیمت جاری به قیمت‌های انتظاری وابسته است» (Evans & Honkapohja, 2001: 8-9). در این‌جا باید تاکید کرد که در مدل کابوب خطای مدل محدود به خطای تصادفی شده که در توابع رگرسیونی تقاضا و عرضه منعکس شده است. اما، همان‌طور که در بخش بعد خواهیم دید، خطای مدل‌های علمی را نمی‌توان صرفاً به خطای تصادفی محدود کرد. عقلانیت حدسی-ابطالی که کارل پوپر معرفی می‌کند، این امکان را برای ما فراهم می‌آورد که بتوان خطاهای سیستماتیک تصمیمات عقلایی کارگزاران اقتصادی را در قالب یک یادگیری سازمان‌یافته از حدس‌های ابطال‌شده در نظر گرفت و معنای رفتار عقلایی کارگزاران اقتصادی را که معطوف به انتظارات از آینده نیز است، در چارچوب ایده یادگیری از طریق حدس و ابطال مورد بازتعریف قرار داد.

عقلانیت حدسی - ابطالی پوپر و یادگیری سازمان‌یافته از خطا

در این بخش پایانی، استدلال نویسنده حاضر برای پاسخ به پرسش دوم کامل می‌شود. همان‌طور که قبلاً آمده است، پژوهش پیشنهاد می‌کند که نظریه عقلانیت به مثابه «باز بودن به نقد»، که توسط کارل پوپر مطرح شد، می‌تواند به بهبود تعریف رفتار عقلایی در علم اقتصاد کمک کند. پوپر (۱۹۷۰) شاید اولین فیلسوف علمی باشد که تفسیر نظام‌مندی از فرایند یادگیری سازمان‌یافته از خطا با طرح روش حدس‌ها و ابطال‌ها^۲ ارائه کرده است. برای آن‌که ارتباط بخش حاضر با مباحث دو بخش قبلی روشن شود، باید یادآوری کرد که در دو بخش قبلی ارتباط ایده یادگیری از خطا با معنای رفتار عقلایی در علم اقتصاد از دیدگاه نئوکلاسیک‌ها و اثربشی‌ها بررسی شد. بخش حاضر بحث می‌کند که نظریه عقلانیت پوپر که مبتنی بر نظریه دانش علمی اوست، چگونه می‌تواند ایده یادگیری از خطا را به‌طور نظام‌یافته‌ای وارد مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد کند. از این طریق، تفاوت رویکرد حدسی-ابطالی به مفهوم عقلانیت با دیدگاه‌های نئوکلاسیکی و اثربشی درباره عقلانیت نیز بهتر آشکار می‌شود.

در مورد تفاوت عمده‌ای که نظریه عقلانیت پوپر با برداشت نئوکلاسیکی عقلانیت و ارتباط آن با ایده یادگیری از خطا دارد باید گفت که پوپر دانش انسانی را کامل نمی‌داند و خطاپذیری آن را نیز

1. The Representative Agent
2. Conjectures and Refutations

به خطای تصادفی محدود نمی‌کند. بلکه، مطابق نظریه عقلانیت پوپر، خطا بیانگر ابطال حدسی است که به‌طور آگاهانه طراحی شده و نادرستی آن را آزمون تجربی آشکار کرده است. در نتیجه، وقتی یک حدس (فرضیه) ابطال می‌شود، پس دچار خطای سیستماتیک و اساسی بوده است. یادگیری از خطا نیز آموختن از خطاهای سیستماتیک و نه صرفاً خطای تصادفی خواهد بود. پوپر (۱۹۵۹)، معتقد است که باز نگاه داشتن فرضیه‌های علمی به نقد باعث کاهش خطای سیستماتیک می‌شود، چرا که با یادگیری از هر فرضیه ابطال‌شده می‌توان فرضیه جدیدی ارائه کرد که خطای قبلی را نداشته باشد. در مورد تفاوت عمده‌ای که نظریه عقلانیت پوپر با برداشت اتریشی‌ها در رابطه با پیوند بین عقلانیت و یادگیری از خطا دارد نیز باید گفت که پوپر یادگیری از خطا را محصول کشف‌های خودجوش در شرایط غفلت محض نمی‌داند. در حالی که اتریشی‌ها معتقدند که وقتی افراد دچار غفلت محض شوند، عقلانیت را باید صرفاً هوشیاری نسبت به کشف فرصت‌های سودآور تلقی کرد. پوپر معتقد است که به لحاظ معرفت‌شناسی نه جهل کامل (غفلت محض) و نه اطلاعات کامل بیانگر شناخت انسانی نیست. بلکه افراد دارای دانش و عقلانیت محدودی هستند که تنها با باز نگاه داشتن نظام‌یافته حدس‌ها به نقد و یادگیری از خطای آن‌هاست که می‌توان محدودیت دانش و عقلانیت را به‌تدریج کاهش داد. به‌طور خلاصه، در مقابل رویکردهای نئوکلاسیکی و اتریشی، نظریه دانش پوپر (۱۹۵۹) بر اساس این فرض بنیادی شکل گرفته که شناخت انسانی با فروض اطلاع کامل یا جهل مطلق سازگار نیست. اگر بخواهیم از نظریه دانش پوپر به سوی عقلانیت انتقادی^۱ وی حرکت کنیم و آن را برای تعریف مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد بکار ببریم، باید توجه داشته باشیم که کنشگر عقلایی نه از اطلاع کامل برخوردار است، آن‌طور که فرضیه نئوکلاسیکی عقلانیت مدعی است، و نه در وضعیت جهل کامل یا غفلت محض قرار دارد، آن‌طور که فرضیه اتریشی عقلانیت ادعا می‌کند. به همین دلیل، عقلانیت حدسی-ابطالی پوپر، بهتر از دو فرضیه عقلانیت یادشده می‌تواند پایه معرفت‌شناختی^۲ لازم را برای تعریف رفتار عقلایی در علم اقتصاد فراهم آورد.

نظریه دانش پوپر می‌گوید که دانش انسانی از جمله دانش علمی، از طریق فرایند آگاهانه حدس و ابطال شکل می‌گیرد و رشد می‌کند. در حالی که کسی نمی‌تواند حدس‌های خود را اثبات کند، اما می‌تواند آن حدس‌ها را با شواهد یا دلایل نظری ابطال کند. بر اساس نظریه دانش پوپر، غفلت محض نباید اساس تحلیل دانش انسانی قرار گیرد، چرا که هر معرفتی از مسئله شروع می‌شود و شناخت

1. Critical Rationalism
2. Epistemological Foundation

مسئله خود بیانگر حداقلی از آگاهی فرد درباره موضوع مورد بررسی است.

اگر در برداشت کلاسیک‌های جدید در رابطه با فرضیه انتظارات عقلایی فرض بر آن است که کارگزار اقتصاد بر اساس مدل صحیح اقتصادی^۱ پیش‌بینی می‌کند، در این رابطه نظریه دانش علمی پوپر می‌گوید که هر مدل علمی، از جمله مدل‌های علم اقتصاد، فرضیه‌هایی (حدس‌هایی) هستند که تا وقتی در آزمون‌های تجربی ابطال نشده باشند می‌توانند معتبر و درست تلقی شوند. اما از آنجایی که همواره امکان خطا در ارائه مدل‌های علمی وجود دارد، برای کشف خطاهای آن مدل‌ها باید آن‌ها را به نقد باز نگاه داشت. این باز بودن مدل‌های علمی به نقد امکان یادگیری از خطاهای سیستماتیک آن‌ها را فراهم می‌آورد. هر مدلی که با آزمون‌های تجربی جدید ابطال شود، دچار خطایی اساسی است و باید مدلی تازه جایگزین آن شود. بنابراین، رشد دانش علمی از طریق حدس‌های نوآورانه و مواجهه کردن آن‌ها با آزمون‌های سازمان‌یافته و یادگیری از خطاها صورت می‌گیرد.

فلسفه علم حدسی - ابطالی پوپر به برداشت جدیدی از عقلانیت، به عنوان باز بودن به نقد منتهی شده است که به اعتقاد نویسنده حاضر می‌تواند برای بازسازی فرضیه رفتار عقلایی در علوم اجتماعی و اقتصاد بسیار مهم بوده باشد (Alamuti, 2021). مطابق نظریه‌های دانش و عقلانیت پوپر، پس از تعریف مسئله، فرایند آگاهانه یادگیری از خطا با حدس‌های نوآورانه‌ای که کارگزار برای حل مسئله خود می‌زند، شروع می‌شود. اما برای دآوری در مورد صحت و سقم آن حدس، کارگزار باید در پی دلایل ابطال‌کننده باشد. اگر فرد نتوانست شاهی ابطال‌کننده پیدا کند، حدس او به‌طور موقت راه‌حل معتبری برای مسئله مورد نظر خواهد بود. بنابراین، در چارچوب تحلیل فرایند حدس و ابطال، پوپر معنای روشنی برای خطاپذیری دانش و عقل انسانی و ایده یادگیری سازمان‌یافته از خطا ارائه می‌کند. برداشت پوپر نه خطاپذیری شناخت انسانی را با پذیرش فرض اطلاعات کامل افراد کاملاً نادیده می‌گیرد و نه خطای شناخت انسانی را با پذیرش فرض غفلت محض آن‌قدر بزرگ می‌کند که یادگیری از خطا را نتوان فرایندی آگاهانه تلقی کرد. به‌طور خلاصه می‌توان گفت، نظریه پوپری عقلانیت به مثابه باز بودن به نقد متکی بر نظریه حدسی - ابطالی دانش اوست (Miller, 2017). بنابراین، می‌توان کنشگر عقلایی را فردی تعریف کرد که برای حل مسائل خود به‌طور آگاهانه حدس‌هایی را می‌زند و آن‌ها را نسبت به نقدهای بالقوه باز نگاه می‌دارد تا با جستجوی سازمان‌یافته شواهد یا دلایل ابطال‌گر، درستی راه‌حل حدسی خود را برای مسئله مورد نظر آزمون کند. یادگیری از خطا در این تعریف از عقلانیت، که پوپر آن را عقلانیت انتقادی می‌نامد، نقش کلیدی دارد. فرایند یادگیری از خطا فرایند سازمان‌یافته آموختن از

حدس‌هایی است که از طریق آزمون‌های سخت ابطال می‌شوند. سازوکار یادگیری و رشد دانش انسانی، حدس‌های نوآورانه و ابطال سازمان‌یافته آن‌هاست. در این‌جا می‌توان گفت که توسعه و تحول موضوع انتظارات عقلایی در قالب الگوهایی که در مورد یادگیری مطرح شده‌اند با نظریه‌های پوپر نزدیک‌تر است (Evans & Honkapohja, 2001; Bullard, 1991).

در همین رابطه باید افزود، همان‌طور که **اوانز و هانکافوشی (۲۰۰۱)** بحث می‌کنند، انتظارات یک نقش کلیدی در الگوهای اقتصاد کلان بازی می‌کند: (۱) تصمیمات بخش خصوصی مانند تصمیمات سرمایه‌گذاری و پس‌انداز تصمیماتی با نگاه به آینده هستند، و (۲) پیش‌بینی‌ها (ازجمله پیش‌بینی‌های بخش خصوصی) از تورم و تولید آتی نقش کلیدی در سیاست پولی بازی می‌کنند. با توجه به این نکات می‌توان گفت که نظریه‌های انتظارات در طول زمان تکامل پیدا کرده‌اند: از انتظارات ایستا در دهه ۱۹۳۰ تا انتظارات تطبیقی در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ و سپس طرح انتظارات عقلایی در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰. در این راستا، نظریه انتظارات عقلایی یک فرض مرجع به‌شمار می‌آید. از زمان **لوکاس (۱۹۷۳؛ ۱۹۷۵)** و **سارجنت (۱۹۹۳)**، نظریه انتظارات عقلایی فرض استاندارد در نظریه سیاست اقتصادی به‌شمار آمده است. این نظریه فرض می‌کند که کارگزاران و سیاستگذاران نه تنها از مدل صحیح اقتصادی، بلکه از همه پارامترهای آن مدل و نیز از این‌که سایر کارگزاران عقلایی رفتار می‌کنند و می‌دانند که دیگران می‌دانند، دانش و آگاهی کافی دارند. اما در واقع، فرضیه انتظارات عقلایی ظرفیت شناختی کارگزاران و سیاستگذاران را بیش از حد برآورد می‌کند که این نامعقول به نظر می‌رسد.

بنابراین، ما به یک مدل مناسب انتظارات متکی بر «عقلانیت مرزدار»^۱ (محدود) نیاز داریم. در پاسخ به این پرسش که چگونه می‌توان چنین مدلی را ارائه کرد، یک نکته مهم توجه به اصل سازگاری شناختی^۲ است. کارگزاران اقتصادی باید به اندازه اقتصاددانان باهوش باشند. بنابراین، اگر اقتصاددانان متغیرهای اقتصادی را با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی پیش‌بینی می‌کنند، اصل سازگاری شناختی حاکی از آن است که کارگزاران نیز می‌توانند مانند اقتصادسنج‌ها عمل کنند. البته کارگزاران بخش خصوصی و اقتصاددانان مدل‌های صحیح را نمی‌دانند. آن‌ها مدل‌ها را فرموله می‌کنند و سپس تخمین می‌زنند. وقتی که اطلاعات جدیدی به‌دست می‌آید، این مدل‌ها مورد بازنگری قرار می‌گیرند و مجدداً برآورد می‌شوند. در این‌جا فرایندی از یادگیری شکل می‌گیرد که کارگزاران مانند اقتصاددانان از آن برای شکل‌دهی به

1. Bounded Rationality
2. The Cognitive Consistency Principle

انتظارات صحیح‌تر استفاده می‌کنند. یادگیری ممکن است به انتظارات عقلایی رهنمون بشود یا نشود. وقتی که یک کارگزار بخش خصوصی از یک قاعده یادگیری پیروی می‌کند، امکان بروز ناپایداری در انتظارات عقلایی همراه با یادگیری وجود دارد. در همین رابطه، در برخی مدل‌ها وقوع تعادل چندگانه در نظر گرفته شده است. در این‌جا یادگیری به مثابه یک معیار انتخاب در نظر گرفته می‌شود. این یادگیری‌ها می‌توانند یادگیری پویای سنتی یا یادگیری بی‌وقفه باشند.

نکته مهم در همین زمینه درک نقش کاربرد عقلانیت محدود در رابطه با مسئله یادگیری از خطاست (Hommes & Wagener, 2009). همان‌طور که سارجنت (۱۹۹۳) مطرح می‌کند، کارگزاران اقتصادی در شکل‌دهی به انتظارات آتی خود می‌توانند دچار خطای سیستماتیک شوند. مطابق تفسیر پوپری از عقلانیت محدود، که پوپر آن را عقلانیت انتقادی می‌نامد، رعایت اصل سازگاری شناختی بدان معناست که، با توجه به ظرفیت شناختی محدود همه افراد، نه‌تنها کارگزاران بلکه اقتصاددانان از طریق روش حدس و ابطال، دانش لازمه را برای اتخاذ تصمیمات عقلایی به‌دست می‌آورند و یادگیری از خطاهای سیستماتیک (حدس‌های ابطال‌شده) بخش تفکیک‌ناپذیر تصمیمات عقلایی به‌شمار می‌آید.

بررسی کاربرد نظریه عقلانیت پوپر، یعنی باز بودن به نقد و یادگیری از خطا، در تحلیل سازوکار بازار و گرایش‌های تعادل عمومی در اقتصاد از حیثه این پژوهش خارج است. اما می‌توان به این نکته در این زمینه بسنده کرد که بر اساس نظریه عقلانیت پوپر، رفتار عقلایی در اقتصاد را می‌توان رفتاری در جستجوی مطلوبیت یا سود بیش‌تر دید که دانش لازم برای تحقق آن اهداف را از طریق حدس و ابطال و یادگیری نظام‌مند از خطاها به‌دست می‌آورد. به عبارت دیگر، هر مصرف‌کننده یا تولیدکننده عقلایی با مسئله استفاده مناسب از منابع محدود برای دستیابی به ترجیحات یا سود بیش‌تر روبه‌روست. در این شرایط، مصرف‌کننده عقلایی حدس‌هایی را برای حل مسئله خود می‌زند و آن‌ها را در فضای بازار در معرض آزمون می‌گذارد. وقتی حدس‌های او ابطال شدند، با یادگیری نظام‌مند از خطاهای خود حدس‌های جدیدی می‌زند که بتواند مسئله اقتصادی او را بهتر حل کند. در طرف عرضه نیز تولیدکننده عقلایی برای حل مسئله استفاده مناسب از عوامل تولید برای کسب بیش‌ترین سود حدس‌هایی می‌زند و در فضای بازار آن‌ها را به آزمون می‌گذارد. حدس‌های ابطال‌شده باعث می‌شوند که برنامه‌های قبلی تولیدکننده مورد تجدید نظر قرار گیرد و راه‌حل‌های جدیدی برای دستیابی به سود بیش‌تر ارائه شوند. بدین ترتیب، می‌توان دید که بکارگیری مفهوم عقلانیت به مثابه باز بودن به نقد، ایده یادگیری از خطا را وارد مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش در پی پاسخ به دو پرسش است: آیا ایده یادگیری از خطا نقشی در شکل‌گیری مفهوم رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیکی دارد؟ اگر نه، آیا کاربرد نظریه عقلانیت پوپر، به عنوان باز بودن به نقد و یادگیری از خطا، می‌تواند به توسعه مفهوم رفتار عقلایی در علم اقتصاد کمک کند؟ پژوهش برای پاسخ به این دو پرسش، دو فرضیه را طرح و بررسی می‌کند: فرضیه نخست، مفهوم رفتار عقلایی در اقتصاد نئوکلاسیکی مستقل از ایده یادگیری از خطا شکل گرفته است، و فرضیه دوم، با توجه نقدهای مکتب اتریشی بر فرضیه نئوکلاسیکی رفتار عقلایی، نظریه عقلانیت پوپر کاندید خوبی برای کاربرد ایده یادگیری از خطا به منظور بهبود فرضیه رفتار عقلایی در علم اقتصاد است. مقاله با بررسی این دو فرضیه به نتایج زیر دست یافته است:

۱) فرضیه نئوکلاسیکی رفتار عقلایی تصمیمات اقتصادی افراد را در چارچوب مدل‌هایی توضیح می‌دهد که جایی را برای وقوع خطای سیستماتیک در انتخاب بهینه ترجیحات مصرفی برای بیشینه کردن مطلوبیت یا انتخاب بهینه عوامل تولید برای بیشینه کردن سود نمی‌گذارد. اما مدل‌های ریاضی انتخاب بهینه مصرف‌کننده و تولیدکننده به درک علم اقتصاد از کارکرد سازوکار بازار آزاد و تعادل عمومی در اقتصاد در وضعیت ایده‌آلی که همه کارگزاران از اطلاعات کامل و انتظارات عقلایی از آینده برخوردار باشند، کمک مهمی کرده‌اند.

۲) اقتصاددانان اتریشی مانند هایک و کریزنر متوجه شدند که محدودیت و پراکندگی دانش به کارگزاران اقتصادی اجازه نمی‌دهد که مطابق مدل‌های نئوکلاسیکی رفتار عقلایی و تعادل عمومی عمل کنند. اما در عین حال این سازوکار بازار آزاد است که راه‌حل مسئله اقتصادی جامعه به‌شمار می‌آید. این اقتصاددانان در تفسیر متفاوت خود از فرایند بازار نقش یادگیری کارآفرینانه-رقابتی را پررنگ کرده و ایده یادگیری از خطا را تا حدی در نظریه فرایند بازار درون‌زا کرده‌اند. اما این یادگیری تحت تاثیر تاکید بر پدیده غفلت محض است و نمی‌تواند یک یادگیری آگاهانه تلقی شود.

۳) پژوهش حاضر پیشنهاد می‌کند که نظریه عقلانیت پوپر به مثابه باز بودن به نقد می‌تواند به بهبود فرضیه رفتار عقلایی در علم اقتصاد کمک موثری کند. بر اساس این، کارگزار اقتصادی برای حل مسئله اقتصادی خود حدس‌هایی می‌زند و در فضای بازار رقابتی آن‌ها را آزمون می‌کند. یادگیری از حدس‌های ابطال‌شده، کارگزاران اقتصادی را به کشف فرصت‌های سودآور قادر می‌سازد و بازار را از عدم تعادل به سمت تعادل سوق می‌دهد تا بهتر بتواند منابع کمیاب را به نیازهای متنوع تخصیص

دهد. به نظر می‌رسد که بر اساس یک تعریف پوپری از رفتار عقلایی بتوان تحلیل‌های جدیدی درباره کارآفرینی، رقابت، انتظارات عقلایی، سازوکار تسویه بازار، و تعادل عمومی ارائه کرد.

اظهاریه

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

منابع

الف) انگلیسی

- Alamuti, M. M. (2021). *Critical Rationalism and the Theory of Society: Critical Rationalism and the Open Society Volume 1*: Routledge.
- Arrow, K. J. (1986). Rationality of Self and Others in an Economic System. *Journal of Business*, 59(4), 385-399.
- Arrow, K. J. (1990). Economic Theory and the Hypothesis of Rationality. In *Utility and Probability* (pp. 25-37): Springer.
- Arrow, K. J., & Debreu, G. (1954). Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 265-290. <https://doi.org/10.2307/1907353>
- Benetti, C., Nadal, A., & Salas, C. (2004). *The Law of Supply and Demand in the Proof of Existence of General Competitive Equilibrium*: Routledge.
- Bullard, J. (1991). Learning, Rational Expectations and Policy: A Summary of Recent Research. Federal Reserve Bank of St. Louis *Review*, 73(January/February 1991).
- Butos, W. N. (1985). Hayek and General Equilibrium Analysis. *Southern Economic Journal*, 52(2), 332-343. <https://doi.org/10.2307/1059619>
- Coyne, C. J., & Boettke, P. J. (2020). *The Essential Austrian Economics*: Fraser Institute
- Evans, G. W., & Honkapohja, S. (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*: Princeton University Press.
- Farmer, R. E. (1999). *The Macroeconomics of Self-Fulfilling Prophecies*: MIT Press.
- Farmer, R. E. (2010). *How the Economy Works: Confidence, Crashes and Self-Fulfilling Prophecies*: Oxford University Press.
- Feiwel, G. R. (1987). *Arrow and the Ascent of Modern Economic Theory*: Springer.
- Granovetter, M. (2017). *Society and Economy*: Harvard University Press.
- Hart, O. D. (1975). On the Optimality of Equilibrium when the Market Structure is Incomplete. *Journal of Economic Theory*, 11(3), 418-443. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(75\)90028-9](https://doi.org/10.1016/0022-0531(75)90028-9)
- Hayek, F. A. (1948). *The Use of Knowledge in Society*. In *Individualism and Economic Order*: University of Chicago Press.

- Hayek, F. A. (2002). Competition as a Discovery Procedure. *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 5(3), 9-23.
- Hommes, C. H., & Wagener, F. (2009). Bounded Rationality and Learning in Complex Markets. *Handbook of Economic Complexity*, 87-123.
- Jevons, W. S. (1879). *The Theory of Political Economy*: Macmillan and Company.
- Johanson, M. (2004). *Resource Allocation under Uncertainty _ Applications in Mobile Communications*. (Doctor of Philosophy). Uppsala University.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 363-391.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*: Palgrave Macmillan.
- Kirzner, I. M. (1974). *Competition and Entrepreneurship*: University of Chicago Press.
- Kirzner, I. M. (1992). *The Meaning of the Market Process: Essays in the Development of Modern Austrian Economics*: Routledge.
- Kirzner, I. M. (2000). *The Driving Force of the Market: Essays in Austrian Economics*: Routledge.
- Kornai, J. (1971). *Anti-Equilibrium; on Economic Systems Theory and the Tasks of Research*: North-Holland Publishing Company.
- Koslowski, P. (1990). The Categorical and Ontological Presuppositions of Austrian and Neoclassical Economics. *General Equilibrium or Market Process: Neoclassical and Austrian Theories of Economics*, JCB Mohr, Tübingen.
- Lucas Jr, R. E. (1975). An Equilibrium Model of the Business Cycle. *Journal of Political Economy*, 83(6), 1113-1144. <https://doi.org/10.1086/260386>
- Lucas, R. E. (1973). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(1), 13-34.
- Lucas, R. E., & Sargent, T. J. (1981). *Rational Expectations and Econometric Practice* (Vol. 2): The University of Minnesota Press.
- Marcet, A., & Sargent, T. J. (1989). Convergence of Least Squares Learning Mechanisms in Self-Referential Linear Stochastic Models. *Journal of Economic Theory*, 48(2), 337-368. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(89\)90032-X](https://doi.org/10.1016/0022-0531(89)90032-X)
- Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*: Mac-Millan.
- Miller, D. (2017). *Out of Error: Further Essays on Critical Rationalism*: Routledge.
- Mirowski, P. (1984). Physics and the 'Marginalist Revolution'. *Cambridge Journal of Economics*, 8(4), 361-379.
- Móczár, J. (2017). Arrow-Debreu Model versus Kornai-Critique. *Athens Journal of Business and Economics*, 3(2), 143-170. <https://www.econbiz.de/ppn/886731933>
- Morgan, J. (2015). *What is Neoclassical Economics? Debating the Origins, Meaning and Significance*: Routledge.
- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 29(3), 315-335. <https://doi.org/10.2307/1909635>
- Pareto, V. (1971). *Manual of Political Economy*: Oxford University Press.
- Popper, K. (1970). *Conjectures and Refutations: The Growth of Scientific Knowledge*: Routledge.
- Popper, K. R. (1959). *The Logic of Scientific Discovery*: Routledge.

- Radner, R. (1982). Equilibrium under Uncertainty. *Handbook of Mathematical Economics*, 2(1), 923-1006. [https://doi.org/10.1016/S1573-4382\(82\)02015-3](https://doi.org/10.1016/S1573-4382(82)02015-3)
- Ricardo, D. (1932). *Principles of Political Economy and Taxation*: Bell and Sons.
- Robbins, L. (1934). *An Essay on the Nature and Significance of Economic Science*: Ludwig von Mises Institute.
- Sargent, T. J. (1993). Bounded Rationality in Macroeconomics: The Arne Ryde Memorial Lectures. *OUP Catalogue*. Oxford University Press
- Simon, H. A. (1986). Rationality in Psychology and Economics. *Journal of Business*, 59(4), 209-224.
- Stigler, G. J. (1961). The Economics of Information. *Journal of Political Economy*, 69(3), 213-225. <https://doi.org/10.1086/258464>
- Thaler, R. H. (2015). *Misbehaving: The Making of Behavioral Economics*: W. W. Norton & Company.
- Thaler, R. H. (2016). Behavioral Economics: Past, Present, and Future. *American Economic Review*, 106(7), 1577-1600.
- Veblen, T. (1900). The Preconceptions of Economic Science. *The Quarterly Journal of Economics*, 14(2), 240-269. <https://doi.org/10.2307/1883770>
- Viskovatoff, A. (2001). Rationality as Optimal Choice versus Rationality as Valid Inference. *Journal of Economic Methodology*, 8(2), 313-337. <https://doi.org/10.1080/13501780110047336>
- Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1953). *Theory of Games and Economic Behavior*: Princeton University Press.
- Walras, L. (1954). *Elements of Pure Economics*. Translated by William Jaffé: George Allen & Unwin.

ب) فارسی

- پسران، هاشم، و لاوسون، تونی (۱۳۷۶). بررسی جنبه‌های روش‌شناختی اقتصاد کینز. ترجمه غلامرضا آزاد (ارمکی)، انتشارات دیدار.
- غنی‌نژاد اهری، موسی (۱۳۷۶). مقدمه‌ای بر معرفت‌شناسی علم/اقتصاد. انتشارات موسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه.

راهنمای اشتراک نشریه برنامه ریزی و بودجه

[illegible]

(لطفاً یک نسخه از تصویر رسید بانکی را تا هنگام دریافت فصلنامه نزد خود نگه دارید)

فصلنامه علمی - پژوهشی

بىرنامە رىزىوېلۇچە

برگ اشتراک نشریه برنامه‌ریزی و بودجه

شخصی:

نام: نام خانوادگی:

..... رشته تحصیلی: میزان تحصیلات:

اداری:

نام دستگاه درخواست کننده: قسمت / واحد:

شماره فیش بانکی / حواله بانکی: تاریخ:

مبلغ واریزی: ریال

..... نشانی برای تحویل نشریه: استان: شهر/ شهرستان:

خیابان: کوچه: پلاک: طبقه: کدپستی:

صندوق پستی: شماره تماس: پست الکترونیک:

شماره اشتراک (در صورت مشترک بودن):

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 نرم افزارهای 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 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 فرایند فصل نامه حذف خواهد شد و تمام عواقب ناشی از آن بر عهدهٔ تک‌تک 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 ختم‌شی 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 نظرمثبت 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.

The Concept of Rational Behavior and the Problem of Learning from Error in Neoclassical Economics: With a view of the Austrian's Critiques

Masoud Mohammadi Alamuti¹ | m.alamuti@imps.ac.ir

Received: 2021/01/25 | Accepted: 2021/06/16

Abstract The concept of rational behavior has a significant role in economics and the analysis of market economy and general equilibrium. Moreover, there exists a logical relationship between the limits of rationality and learning from error. Through explaining the concept of rational behavior in neoclassical economics and its relationship with the rational expectation hypothesis this article addresses the following two questions: First, has the idea of learning from error played a role in the formation of the neoclassical concept of rational behavior? If not, secondly, can this idea play a role in improving the meaning of rational behavior in economics? In response to these questions, the article goes through the following discussions: (a) the neoclassical concept of rational behaviors is reviewed and the critiques of behavioral economics and the theories of choice under uncertainty are discussed, (b) the rational usage of information and its relationship with the meaning of rational behavior are examined, and in this context, the importance of the idea of learning from error is explored, and (c) Karl Popper's theory of rationality as openness to criticism and its consequence for the idea of learning from error in terms of conjecture and refutation will be discussed. The article finally uses the Austrian economists', i.e. Hayek and Krizner, critiques regarding the neoclassical concept of rational behavior in order to demonstrate that Popper's theory of rationality can improve the concept of rational behavior in economics.

Keywords: Neoclassical Economics, Rational Behavior, Behavioral Economics, Openness to Criticism, Learning from Error, General Equilibrium, Austrian School, Karl Popper.

JEL Classification: B25, B13, D50, D83.

1. Assistant Professor, Institute for management and planning studies, Tehran, Iran.

In Search of the “Steve Jobs Effect”: How Influential Are Managers in Iranian Firms’ Decisions and Performance?

Ali Ebrahimnejad¹

Seyed Mahdi Barakchian²

Niloofar Bahadori³

ebrahimnejad@sharif.ir

m.barakchian@imps.ac.ir

20nb17@queensu.ca

Received: 2021/03/14 | Accepted: 2021/06/16

Abstract This paper aims to estimate the influence of managers, including CEOs and members of the board, on changing the firms’ policies and performances. To this end, we first assemble a hand-collected database on the composition of the boards of directors and CEOs across 488 firms listed on the Tehran Stock Exchange and Iran Fara Bourse Co. for the period 2010-2018. We provide an overview of the characteristics of the top executives of the Iranian firms for the first time. Some of the findings point out an average of two-year tenure for managers in companies, the presence of the majority of the board members in only one company over our sample period, the inverse relationship between the managers’ tenure and their level of education, and low participation of women as managers. Having combined these data with the data from the financial statements, we ran a set of regressions on a sample period of 2010-2016 to identify whether managers have significant effects on the firms’ behavior and performance. The results show a significant increase in the adjusted R^2 for the regressions of the firms’ performance - in contrast to the regressions of the firms’ policies - after adding managers fixed effects. Meanwhile, only a small fraction of managers have significant effects in the regressions, and for a small fraction of them the magnitude of the effects is large.

Keywords: Corporate Finance, Manager-Specific Effects, Financial Policies, Firm Performance, Investment Decisions, Panel Data.

JEL Classification: O16, G30, G31.

1. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

2. Assistant Professor, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.

3. M.A. in Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).

Evaluation of Tax Evasion Models Based on the Views from Neoclassical to Behavioral Economics: Analytical Hierarchy Process Approach in Economy of Iran

Vahideh Ahmadi¹

Rooholah Shahnazi²

Karim Eslamloueyan³

Ahmad Sadraei Javaheri⁴

s.ahmadi@rose.shirazu.ac.ir

rshahnazi2004@yahoo.com

keslamlo@shirazu.ac.ir

Received: 2021/03/14 | Accepted: 2021/05/31

Abstract Taxes, as the most important source of government revenue and one of the economic policy instruments, play a key role in development policies. In this study, the evolution process of different models of tax evasion (from neoclassical approach to behavioral economics) is investigated, also the assumptions and variables of these models are analyzed. Then, using the analytical hierarchy process (AHP) based on the opinions of tax experts, the factors affecting tax evasion are ranked in different models to determine which model is superior in explaining and measuring the factors affecting tax evasion in Iran. The results show that instability of preferences, loss avoidance, and ambiguity avoidance are the main factors influencing tax evasion. Correspondingly, rational behavior and behavioral adaptation have the least explanatory power as regards tax evasion in Iran. Based on the results, in analyzing and measuring Iran's tax evasion, a paradigm shift towards behavioral economy models is needed.

Keywords: Tax Evasion, Neoclassical Economics, Behavioral Economics, Analytical Hierarchy Process (AHP), Tax Policy.

JEL Classification: H26· C60.

1. Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, University of Shiraz, Shiraz, Iran.

2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, University of Shiraz, Shiraz, Iran (Corresponding Author).

3. Professor, Faculty of Economics, Department of Economics, Management and Social Sciences, University of Shiraz, Shiraz, Iran.

4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, University of Shiraz, Shiraz, Iran.

Pricing Behavior Indicators and the Factors Affecting It: Evidence from Refah Stores' Price Microdata

Seyed Ali Madanizadeh¹
Masoumeh Saedi²

madanizadeh@sharif.edu

Received: 2021/02/06 | Accepted: 2021/06/06

Abstract Price stickiness, measured by indicators like frequency and duration of price changes, determines the short-term real effects of monetary policy in the economy. Discovering the factors affecting price adjustment allows the monetary policymaker to predict the changes in pricing behavior by monitoring the changes of these influential factors. Employing microdata of 84 million monthly price observations from the Refah chain stores in Iran shows that on average, goods' prices did not last more than 2.52 months and the price of at least 47.34 percent of examined goods changed every month, meaning that the price stickiness is pretty weak in Iran's economy and there is a little room for the monetary authority to influence the real economy. Moreover, as regards the factors affecting the price-setting behaviors, the results show that the frequency of price changes has a positive threshold correlation with the inflation rate; As the inflation crosses 18%, the intensity of this positive effect decreases. It is important to note that inflation is not the only factor explaining the pricing behavior, but the growth rate of liquidity, GDP and exchange rate also have significant positive effects on the frequency and magnitude of price changes.

Keywords: Pricing Behavior, Price Stickiness, Frequency of Price Changes, Magnitude of Price Changes, Duration of Price Changes.

JEL Classification: E30, E31, E5.

1. Assistant Professor, Faculty of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).

2. M.A. in Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

Investigating the Business Cycles of the Iranian Economy by Considering the Effect of Financial Accelerator in the Form of a DSGE Model

Abolfazl Garmabi¹

| agarmabi@mporg.ir

Seyed Ahmadreza Jalali-Naini²

| a.jalali@imps.ac.ir

Hossein Tavakolian³

| hossein.tavakolian@atu.ac.ir

Received: 2021/04/28 | Accepted: 2021/08/01

Abstract

The present study attempts to analyze the effect of the financial accelerator component on the business cycles of the Iranian economy by considering the financial friction in the process of obtaining bank loans. In addition, the inclusion of banks' capital adequacy ratio in the model enters the role of banks' balance sheets in the occurrence of financial friction in the Iranian economy. Weak credit rating of bank customers in Iran makes it possible to use a document-based approach to properly understand the financial friction in the credit system, instead of using the inspection algorithm of lending banks and covering their costs through different interest rates. For this purpose, a dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) is designed in accordance with the structural features of the Iranian economy, and is estimated using the Bayesian approach and seasonal data in the period 2020-2009. The results indicate that taking the financial sector into account leads to a more accurate understanding of the fluctuations of business cycles in the Iranian economy. This is determined by comparing the instantaneous reaction functions of the main variables of the model in two scenarios with different degrees of financial friction. The results of the study also show that the changes due to the financial accelerator component in the impact of monetary shocks and productivity are more noticeable than other shocks.

Keywords: Business Cycles, Financial Accelerator, Financial Friction, DSGE Model, Bayesian Estimation.

JEL Classification: E31, E32, E44, C11.

1. Ph.D. Student of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran (Corresponding Author).

2. Professor, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran

3. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Determinants of Government Budget Deficit in the Economy of Iran Emphasizing the Economic and Political Economic Factors

Alireza Saedi Sarkhanlou¹ | saedi@ndf.ir

Hassan Dargahi² | h-dargahi@sbu.ac.ir

Received: 2021/03/03 | Accepted: 2021/06/16

Abstract In order to implement structural reform in the government budget of Iran, it is necessary to analyze the budgetary characteristics. This paper attempts to identify the determinants of budget deficit by using ARDL modeling based on the Iranian budget records for the period 1964-2020. Theoretical and empirical evidence both show that three main factors including budgeting structure, macroeconomic situation, and political economic forces could play a definite role in the budget deficit. Long term estimated coefficients of the research models explain that budget deficit will be worsened with bigger size of government, and with the increase in the government expenditure dispersion in comparison with the government revenues dispersion, also with a bigger share of public investment in total investment, and finally with wider GDP gap and inflation gap. Correspondingly, more inequality of income leads to a bigger deficit. The results also indicate that in the economy of Iran expenditures are a driving force that brings about the budget deficit. It is evident that in a resource-based economy, an increase in revenues of resource exports would relocate the economy to the positive output gap and boom cycle that in turn will push governments to a higher level of expenditures and a budget deficit. During the recession period in which government revenues decline, the recurrent expenditures resist adjustment due to its sticky behavior, hence the deficit gets worse. Meanwhile, political economic factors such as weakness of the government power and pressure by interest groups, all together have magnifying effects on worsening the budget deficit. During the era that foreign reserves in Stabilization Account and National Development Fund were enough to compensate deficits, the presence of the wealth effect on government expenditures, and thus on the budget deficit, is confirmed.

Keywords: Government Budget, Budget Deficit, Government Expenditure, Political Economy, Economy of Iran.

JEL Classification: E62, H61, H62, E32.

1. Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Iran.

2. Associate Professor, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Iran (Corresponding Author).

M. Fadaee, Ph.D.
Gh. Farjadi, Ph.D.
M. Hadian, Ph.D.
A. Jalali-Naini, Ph.D.
K. Nadri, Ph.D.
Sh. Seighalani

Abstracts Translator:
Ali Rostamiaan

Editor:
Seyed Hossein Chabok

Designer:
Saeed Zeraati

Table of Contents

- **Determinants of Government Budget Deficit in the Economy of Iran Emphasizing the Economic and Political Economic Factors** | 3
Alireza Saedi Sarkhanlou and Hassan Dargahi
- **Investigating the Business Cycles of the Iranian Economy by Considering the Effect of Financial Accelerator in the Form of a DSGE Model** | 33
Abolfazl Garmabi, Seyed Ahmadreza Jalali-Naini and Hossein Tavakolian
- **Pricing Behavior Indicators and the Factors Affecting It: Evidence from Refah Stores' Price Microdata** | 69
Seyed Ali Madanizadeh and Masoumeh Saedi
- **Evaluation of Tax Evasion Models Based on the Views from Neoclassical to Behavioral Economics: Analytical Hierarchy Process Approach in Economy of Iran** | 115
Vahideh Ahmadi, Rooholah Shahnazi, Karim Eslamloueyan and Ahmad Sadraei Javaheri
- **In Search of the "Steve Jobs Effect": How Influential Are Managers in Iranian Firms' Decisions and Performance?** | 143
Ali Ebrahimnejad, Seyed Mahdi Barakchian and Niloofar Bahadori
- **The Concept of Rational Behavior and the Problem of Learning from Error in Neoclassical Economics: With a view of the Austrian's Critiques** | 169
Masoud Mohamadi Alamuti

Editorial Board in Alphabetical Order

Rahi Abouk

Associate Professor, Department of Economics,
Finance and Global Business, William Paterson
University (NewJersey)

Jafar Ebadi

Associate Professor, Faculty of Economics,
University of Tehran (Iran)

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)

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)



Institute for Management and
Planning Studies

Managing Director:

Mohammad Nahavandian, 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@jpbud.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