



Real Interest Rate and Inflation: Evidence from the Iranian Economy

Teymur Rahmani^a, Amin Haghnejad^{a,*}, and Hossein MohammadKhanlou^a

a. Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

* Corresponding author.

Article Info	Abstract
Article Type: Research Article Article History: Received: 23 April 2026 Revised: 31 May 2026 Accepted: 02 June 2026 Published: 28 June 2026 Keywords: <i>inflation,</i> <i>inflation expectations,</i> <i>real interest rate.</i> JEL Classification: <i>E31, E43, E50, E52.</i>	The effectiveness of the interest rate as a policy instrument for controlling inflation in Iran has long been a subject of debate. Drawing on the macroeconomic tradition initiated by Knut Wicksell, this study argues that the real interest rate is stationary in the long run and has no significant impact on inflation. In contrast, in the short run, a negative relationship exists between inflation and the real interest rate, consistent with contemporary monetary policy frameworks. To examine this relationship, expected inflation for the period 1394(8)-1404(8) is first estimated using a rolling VAR model based on key macroeconomic variables. This estimate is then used to construct the real interest rate by adjusting the nominal interest rate for inflation expectations. Subsequently, an ARDL approach is employed to investigate both short-run and long-run dynamics. The empirical results indicate that the real interest rate has no statistically significant effect on inflation in the long run, whereas it exerts a significant negative effect in the short run. These findings suggest that the interest rate is an effective tool for inflation control primarily in the short run. Moreover, the results are robust across alternative model specifications.

Cite to this paper: Rahmani, T., Haghnejad, A., & Mohammadkhanlou, H. (2026). Real Interest Rate and Inflation: Evidence from the Iranian Economy. *Journal of Economic Research*, 61(2), 371-421



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: <https://doi.org/10.22059/jte.2026.414274.1009085>

نرخ بهره حقیقی و تورم: شواهدی از اقتصاد ایران

تیمور رحمانی ، امین حق‌نژاد* ، و حسین محمدخانلو 

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول.

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۲/۰۳ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۳/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۱۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۴/۰۷ کلیدواژه‌ها: انتظارات تورمی، تورم، نرخ بهره حقیقی. طبقه‌بندی JEL: <i>E31, E43, E50, E52.</i>	مذتهاست که راجع به سودمند بودن ابزار نرخ بهره در کنترل تورم در ایران مباحثه وجود دارد. مطالعه حاضر بر اساس آنچه در تحلیل اقتصاد کلان از زمان نات ویکسل مطرح شده است، ادعا می‌کند که نرخ بهره حقیقی در بلندمدت فاقد روند بوده و اثری بر تورم ندارد اما در کوتاه مدت، بین نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی رابطه منفی وجود دارد که منطبق بر رویه سیاست‌گذاری پولی در حال حاضر در جهان است. در این راستا، ابتدا نرخ تورم انتظاری برای دوره زمانی (۱۴۰۴(۸) - ۱۳۹۴(۸) با استفاده از یک مدل VAR غلطان مبتنی بر متغیرهای کلان اقتصاد برآورد شده است؛ به گونه‌ای که این برآورد مبنای محاسبه نرخ بهره حقیقی از طریق تعدیل نرخ بهره اسمی با انتظارات تورمی قرار گرفته است. سپس، برای تحلیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، از رویکرد ARDL استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهند که نرخ بهره حقیقی در بلندمدت اثر معناداری بر تورم ندارد، در حالی که در کوتاه‌مدت اثر منفی و معنادار دارد. این یافته‌ها حاکی از آن است که استفاده از نرخ بهره به عنوان ابزار کنترل تورم در کوتاه‌مدت کارآمد است. همچنین، نتایج مطالعه با تصریح‌های مختلف دارای استحکام بوده است.

استناد به مقاله: رحمانی، تیمور، حق‌نژاد، امین، و محمدخانلو، حسین. (۱۴۰۵). نرخ بهره حقیقی و تورم: شواهدی از اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۱(۲)، ۳۷۱ - ۴۲۱.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انشارات دانشگاه تهران.

DOI: <https://doi.org/10.22059/jte.2026.414274.1009085>

مقدمه

امروزه متغیر میانی سیاست پولی در کشورهایی که به صورت رسمی هدف گذاری تورمی دارند، معمولاً نرخ بهره است. به طور مشخص، بانک های مرکزی با تعیین و تعدیل نرخ بهره سیاستی - که عموماً برابر با نرخ بهره بازار بین بانکی است - بر نرخ های بهره ابزارها و قراردادهای مالی تأثیر می گذارند و بدین ترتیب تحقق اهداف تورمی خود، چه از نوع اکید و چه انعطاف پذیر، را پیگیری می کنند. بدیهی است که نرخ بهره در این ساختار یک هدف میانی محسوب می شود؛ چراکه تعیین آن عملاً به معنای تنظیم حجم اعتبار و نقدینگی خلق شده در اقتصاد است که متعاقباً مخارج کل را تعیین می نماید. در واقع، بانک های مرکزی از یک قاعده واکنشی تبعیت می کنند؛ به این معنا که نرخ بهره سیاستی با توجه به انحراف تورم از مقدار هدف و در نظام های هدف گذاری انعطاف پذیر، همچنین بر مبنای انحراف سطح تولید از مقدار بالقوه تعیین می شود.

منطق به کارگیری نرخ بهره به عنوان متغیر میانی سیاست پولی این است که از منظر تجربی، ارتباط میان نرخ بهره و مخارج کل قابل اتکاتر است و قدرت گفت و گو و تأثیر گذاری نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی برای تغییر رفتار عاملان اقتصادی بالاتر است. بنابراین، استفاده از آن به عنوان هدف میانی برای تأثیر گذاری بر کل های پولی ارجحیت دارد. بر این اساس، بانک های مرکزی هنگامی که تورم را بالاتر از سطح هدف تشخیص دهند (یا در رژیم های هدف گذاری تورمی انعطاف پذیر، تولید را نیز بالاتر از سطح بالقوه ارزیابی کنند)، نرخ بهره سیاستی را افزایش می دهند و از این طریق بر نرخ های بهره سایر ابزارها تأثیر می گذارند. افزایش نرخ های بهره نیز از طریق اثر بر تصمیمات بین دوره ای مصرف کنندگان و سرمایه گذاران و همچنین از طریق تغییر قیمت دارایی ها و اثر ثروت، منجر به کاهش مخارج کل اقتصاد می شود و به بازگشت تورم به سطح هدف کمک می کند. در مقابل، زمانی که نرخ تورم پایین تر از هدف باشد، این سازوکار به صورت معکوس عمل می کند.

گرچه کنترل تورم و کاهش محسوس آن در عرصه جهانی عمدتاً هم‌زمان با گسترش نظام‌های «هدف‌گذاری تورمی» بوده است، این هم‌زمانی نباید به‌منزله انکار تجربه‌های موفق مهار تورم در ادوار پیشین تلقی شود. واقعیت آن است که کنترل تورم در چارچوب‌های گوناگون سیاستی و در بسترهای تاریخی متفاوت نیز محقق شده است. شواهدی بر این مدعا، تجربه آلمان در دهه‌های پس از ابرتورم ویرانگر ناشی از جنگ جهانی اول تا پیش از شکل‌گیری یورو است؛ دوره‌ای که این کشور به‌عنوان الگویی موفق در حفظ ثبات قیمتی شناخته می‌شد. نمونه‌ای دیگر اینکه در دهه ۱۳۴۰، نرخ تورم در اقتصاد ایران بدون آنکه چارچوب رسمی هدف‌گذاری تورمی در سیاست پولی کشور تعریف شده باشد، در سطحی بسیار پایین و باثبات قرار داشت. بنابراین، اتخاذ هدف‌گذاری تورمی شرط لازم برای توفیق در مهار تورم محسوب نمی‌شود. با این حال، باید اذعان داشت که این چارچوب سیاستی با ایجاد لنگر اسمی برای انتظارات تورمی، نه‌تنها به کاهش متوسط نرخ تورم، بلکه به تثبیت پایدار آن کمک می‌کند. در مجموع، تجربه تاریخی نشان می‌دهد که موفقیت در کنترل تورم منحصر به یک چارچوب سیاستی خاص نیست، اما هدف‌گذاری تورمی به‌دلیل قابلیت آن در مدیریت نظام‌مند انتظارات، به‌عنوان الگویی مؤثر در دستور کار بانک‌های مرکزی معاصر جای گرفته است.

می‌دانیم که در بلندمدت، شرط لازم برای حفظ تورم در سطوح پایین، کاهش نرخ رشد «کل‌های پولی»^۱ است که در اقتصاد ایران، شاخص مناسب برای این منظور حجم نقدینگی محسوب می‌شود. چنانچه به هر دلیلی، از جمله «سلطه مالی»، رشد حجم نقدینگی در افق بلندمدت بالا باشد، این امر لزوماً با نرخ تورم بالاتر همبستگی آماری خواهد داشت؛ حتی اگر این همبستگی به خودی خود دلالت بر علّیت نداشته باشد. با این حال، در خصوص رشد حجم پول و نقدینگی، می‌توان این رابطه را به‌عنوان یک رابطه علّی تلقی کرد. دلیل این امر به سزوکار

^۱. Monetary aggregates

خلق پول در نظام بانکی مدرن بازمی‌گردد: خلق پول و نقدینگی توسط نظام بانکی زمانی رخ می‌دهد که تصمیم به خرج کردن توسط عاملان خصوصی یا دولت، منجر به شکل‌گیری مخارجی می‌شود که بدون اتکا به رشد پول و نقدینگی، تحقق‌پذیر نیست. بنابراین، رشد بلندمدت حجم پول و نقدینگی در واقع بازتاب‌دهنده شکل‌گیری و گسترش مخارج کل در اقتصاد است. هرگاه این مخارج از ظرفیت تولیدی اقتصاد (عرضه کالاها و خدمات) فراتر رود، فشار بر قیمت‌ها اجتناب‌ناپذیر شده و تورم به‌عنوان پیامد طبیعی آن ظاهر می‌شود. از آنجا که نرخ بهره حقیقی در بلندمدت کم و بیش ثابت بوده و لذا فاقد همبستگی معنادار با نرخ تورم است و از طرف دیگر، از منظر تئوریک انتظار می‌رود نرخ بهره اسمی در بلندمدت نرخ تورم را به‌طور کامل در خود مستتر کند، نتیجه می‌گیریم که اثرگذاری تغییرات نرخ بهره اسمی بر مخارج کل و تورم از طریق کانال تغییر نرخ بهره حقیقی، تنها در کوتاه‌مدت امکان‌پذیر است. هدف‌گذاری تورمی نیز بر همین فرض بنیادین (ثبات بلندمدت نرخ بهره حقیقی) استوار است. بر این اساس، سیاست پولی با تغییر نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت، مخارج کل را در جهتی هدایت می‌کند که تورم به سطح هدف بازگردد و از نوسانات آن جلوگیری شود.

اگر این‌گونه به موضوع بنگریم، تحلیل نظری حکایت از وجود یک رابطه معکوس بین نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم در کوتاه‌مدت دارد؛ رابطه‌ای که از طریق تغییرپذیری نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت تحقق می‌یابد. با این وجود، در اقتصاد ایران بسیاری از تحلیلگران نسبت به تأثیرگذاری نرخ بهره حقیقی بر تورم تردید دارند، هرچند شواهد تجربی نیز بر انعکاس تغییرات نرخ بهره حقیقی در نرخ تورم دلالت دارند. این تقابل بین دیدگاه نظری و باور رایج در دیدگاه تحلیل‌گران ایران، مسأله اصلی پژوهش حاضر را شکل می‌دهد: آیا تغییرات نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت، تأثیر معکوس و معناداری بر نرخ تورم در ایران دارد؟ از آنجا که هدف‌گذاری تورمی به‌عنوان یک

چارچوب سیاستی، هم در محافل آکادمیک و هم در گفتمان سیاست‌گذاری ایران مورد بحث بوده است، آزمون تجربی این رابطه از ضرورت و اهمیت قابل توجهی برخوردار است.

در بخش‌های بعدی، ابتدا مبانی نظری مرتبط با رابطه نرخ بهره و تورم در چارچوب دیدگاه‌های مختلف اقتصاد کلان ارائه می‌شود و سازوکارهای اثرگذاری نرخ بهره بر تقاضای کل و سطح قیمت‌ها تبیین می‌گردد. سپس، مروری بر مطالعات تجربی انجام می‌شود تا جایگاه پژوهش حاضر در ادبیات موجود مشخص شود. در ادامه، تحلیل توصیفی و کیفی از رفتار نرخ بهره و تورم در اقتصاد ایران ارائه می‌گردد. بخش پنجم به معرفی متغیرها، داده‌ها و روش محاسبه نرخ تورم انتظاری و نرخ بهره حقیقی اختصاص دارد. در بخش ششم، چارچوب اقتصادسنجی مبتنی بر مدل ARDL تشریح می‌شود. بخش هفتم نیز به ارائه و تحلیل نتایج تجربی اختصاص دارد و در نهایت، مقاله با جمع‌بندی یافته‌ها و نتیجه‌گیری به پایان می‌رسد.

مبانی نظری: نرخ بهره، تقاضای کل و تورم

در تاریخ علم اقتصاد، به‌ویژه از آغاز قرن بیستم، نرخ بهره به‌عنوان متغیری محوری مطرح بوده و به‌طور مشخص در تحلیل‌های اقتصاد کلان مورد توجه جدی قرار گرفته است. این اهمیت را می‌توان در عناوین آثار برخی از اثرگذارترین اقتصاددانان قرن بیستم و حتی قرن بیست‌ویکم مشاهده کرد. کتاب‌هایی مانند «بهره و قیمت‌ها»^۱ اثر نات ویکسل^۲ (۱۸۹۸)، «نظریه نرخ بهره»^۳ اثر ایروینگ فیشر^۴ (۱۹۳۰)، «نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول»^۵ اثر جان مینارد کینز^۶ (۱۹۳۶)،

^۱ Interest and prices

^۲ Knut Wicksell

^۳ The theory of interest

^۴ Irving Fisher

^۵ The general theory of employment, interest and money

^۶ John Maynard Keynes

«پول، بهره و قیمت‌ها: ادغام نظریه پولی و نظریه ارزش»^۱ اثر دان پاتینکین^۲ (۱۹۶۵) و «بهره و قیمت‌ها»^۳ اثر مایکل وودفورد^۴ (۲۰۰۳)، همگی گواهی بر اهمیت نرخ بهره در تحلیل اقتصاد کلان و از جمله در ارتباط با تعیین سطح قیمت‌ها دارند.

شاید قدیمی‌ترین تحلیل از رابطه قیمت‌ها و نرخ بهره به نات ویکسل (۱۸۹۸) بازگردد که پیش از انتشار کتاب کینز و شکل‌گیری چارچوب منسجم اقتصاد کلان، با طرح مفهوم «نرخ بهره طبیعی» و «نرخ بهره بازار»، به تبیین این رابطه پرداخت. تحلیل ویکسل مبتنی بر این ایده بود که یک نرخ بهره طبیعی (در واقع نرخ بهره حقیقی تعادلی) وجود دارد که نرخ بهره در بلندمدت به سوی آن گرایش پیدا می‌کند. اگر در کوتاه‌مدت نرخ بهره تحقق‌یافته یا نرخ بهره بازار، به هر دلیلی از جمله سیاست‌گذاری پولی، به سطحی پایین‌تر از نرخ بهره طبیعی کاهش یابد، این امر موجب افزایش استقراض و سرمایه‌گذاری می‌شود. در نتیجه، تقاضای کل از عرضه کل فراتر رفته و سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد که همان پدیده تورم است. حالت عکس نیز زمانی رخ می‌دهد که نرخ بهره بازار بالاتر از نرخ بهره طبیعی قرار گیرد. این چارچوب نظری مبنای تفکیک میان نرخ بهره طبیعی و نرخ بهره بازار و در نتیجه تحلیل ارتباط کوتاه‌مدت میان نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها در ادبیات اقتصاد کلان شده است. در ادبیات تجربی مربوط به اقتصاد ایران نیز تلاش‌هایی برای برآورد نرخ بهره تعادلی یا طبیعی صورت گرفته است. در این زمینه، شاهمرادی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از یک چارچوب تعادل عمومی و رهیافت فیلتر کالمن، نرخ بهره واقعی تعادلی را برای اقتصاد ایران برآورد کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که این متغیر در طول زمان دارای نوساناتی بوده، اما حول یک مقدار میانگین نسبتاً پایدار حرکت می‌کند. این

¹. Money, interest, and prices: An integration of monetary and value theory

². Don Patinkin

³. Interest and prices

⁴. Michael Woodford

یافته‌ها با فرض وجود یک نرخ بهره طبیعی در تحلیل ویکسلی سازگار بوده و صرفاً به‌عنوان شاهی تجربی بر امکان‌پذیری این مفهوم در اقتصاد ایران قابل تفسیر است.

با وجود پذیرش گسترده این چارچوب در ادبیات اقتصاد کلان، تفسیر اثر نرخ بهره بر سطح قیمت‌ها همواره محل مناقشه بوده است. توماس توک^۱ (۱۸۴۴) نظریه‌ای موسوم به «اثر هزینه‌ای نرخ بهره»^۲ را مطرح کرد که بر اساس آن، افزایش نرخ بهره از طریق افزایش هزینه تأمین مالی بنگاه‌ها، به افزایش قیمت کالاها و در نتیجه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود و در مقابل، کاهش نرخ بهره به کاهش هزینه‌ها و افت سطح قیمت‌ها می‌انجامد. همان‌گونه که توماس هامفری^۳ (۱۹۷۹) در بازبینی این مناقشه تاریخی نشان می‌دهد، نقد ویکسل بر این دیدگاه مبتنی بر تمایز میان قیمت‌های نسبی و سطح عمومی قیمت‌ها است. در چارچوب تحلیل ویکسل، تغییر نرخ بهره تنها در صورتی می‌تواند بر سطح عمومی قیمت‌ها اثر بگذارد که از طریق ایجاد عدم تعادل میان سرمایه‌گذاری و پس‌انداز، به تغییر در تقاضای کل و در نهایت سطح فعالیت اقتصادی منجر شود، نه از طریق انتقال مستقیم به هزینه‌های تولید. بنابراین، در مقابل ادعای مکتب هزینه‌افزایی، افزایش نرخ بهره در منطق ویکسلی ذاتاً ضدتورمی است، زیرا با محدود کردن شکاف سرمایه‌گذاری و پس‌انداز، فشار تقاضایی بر سطح قیمت‌ها را کاهش می‌دهد. این تمایز تحلیلی یکی از پایه‌های مهم در شکل‌گیری برداشت مدرن از سازوکار انتقال سیاست پولی و رابطه نرخ بهره و تورم محسوب می‌شود.

با وجود طرح موضوع رابطه تورم و نرخ بهره در تحلیل ویکسل، آنچه سبب شد در چارچوب تحلیل اقتصاد کلان کینز زمینه شکل‌گیری رابطه نرخ بهره و تورم در قالب یک نظریه تعادل عمومی فراهم شود، کار اثرگذار هیکس^۴ (۱۹۳۷) بود. هیکس تلاش کرد با معرفی منحنی‌های

¹. Thomas Tooke

². Interest cost-push

³. Thomas Humphrey

⁴. Hicks

IS و LM، شکل ساده‌ای از مدل تعادل عمومی اقتصاد کلان ارائه دهد که در آن منحنی IS در اصل انعکاس اثر تغییرات نرخ بهره بر تقاضای کل از کانال سرمایه‌گذاری بود. از آنجا که کینز برخلاف فیشر (۱۹۳۰) (به‌عنوان تداوم بخش دیدگاه کلاسیک‌ها که تعیین نرخ بهره را به بخش حقیقی نسبت می‌دادند)، معتقد بود نرخ بهره را بازار پول تعیین می‌کند، هیکس با معرفی منحنی LM تلاش کرد تعیین نرخ بهره را در چارچوب یک نوع مدل تعادل عمومی تحلیل کند که در حالت عمومی حاصل اثر متقابل بازار کالا و پول است و صرفاً در حالت‌های خاص در بازار کالا یا بازار پول تعیین می‌شود. با این حال، تحلیل هیکس عمدتاً در شرایطی مطرح شد که در آن سطح عمومی قیمت‌ها ثابت است و گویی عرضه کل دارای کشش بی‌نهایت است.

گرچه تحلیل‌های کینز و پیروان او عمدتاً بر وضعیت کوتاه‌مدت و به‌ویژه رکود و وجود ظرفیت بیکار متمرکز بود، این بدان معنا نبود که در این چارچوب نظری هیچ جایی برای تحلیل تورم وجود ندارد. کارهای اثرگذار هانسن^۱ در دهه ۱۹۴۰ که شکل تکامل‌یافته آن در کتاب او راجع به نظریه پولی و سیاست مالی^۲ (۱۹۴۹) مطرح شد و همچنین کتاب ماندگار ساموئلسن^۳ (۱۹۴۸) و چاپ‌های بعدی آن، نقش مهمی در تشریح نحوه شکل‌گیری فشارهای قیمتی و پدیدار شدن تورم داشتند. با این وجود، آنچه سبب شد بخش عرضه اقتصاد در چارچوب تحلیلی اقتصاد کلان بیشتر مورد توجه قرار گیرد، مقاله فیلیپس^۴ (۱۹۵۸) بود. تا پیش از آنکه تحلیل‌های فریدمن^۵ راجع به شکل‌گیری تقاضای کل بر علم اقتصاد کلان مسلط شوند، دیدگاه متعارف آن بود که تغییرات برون‌زای تقاضای پول یا عرضه پول از طریق تغییر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی اثر می‌گذارد (مشروط بر آنکه توابع تقاضای پول و سرمایه‌گذاری شکل‌های حدی نداشته باشند) و در نهایت، در شرایطی که منحنی عرضه کل کشش بی‌نهایت نداشته باشد، به تغییر سطح

¹. Hansen

². Monetary theory and fiscal policy

³. Samuelson

⁴. Phillips

⁵. Friedman

عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود. به‌طور مشخص، افزایش عرضه پول توسط سیاست‌گذار پولی به کاهش نرخ بهره منجر می‌شود و از این طریق سرمایه‌گذاری و مصرف را افزایش داده و در نتیجه تقاضای کل را تقویت می‌کند. در صورتی که افزایش تولید یا عرضه مستلزم افزایش قیمت‌ها باشد، این فرایند سبب فشار بر روی قیمت‌ها شده و در صورت تداوم، به افزایش مستمر قیمت‌ها و بروز تورم منجر خواهد شد. با این حال، در دهه ۱۹۶۰ مباحثه سختی بین کینزین‌ها و آنچه بعداً پولیون نام گرفت، وجود داشت و آن مباحثه راجع به این نبود که تغییرات تقاضای کل عامل نوسانات اقتصاد کلان و از جمله تورم است بلکه راجع به این بود که آیا تغییرات برون‌زای عرضه پول نقش مهمی در تغییرات تقاضای کل دارد یا تغییر مخارج مستقل و از جمله اجزای سیاست مالی (برای مطالعه دقیق این مباحثه داغ به‌عنوان نمونه می‌توانید به اندو و مادیگلیانی (۱۹۶۵)، دپرانو و میر^۱ (۱۹۶۵)، اندو و مادیگلیانی^۲ (۱۹۶۵) و فریدمن و میزلمن^۳ (۱۹۶۵) رجوع کنید).

گرچه تحلیل متعارف مبتنی بر IS-LM و شکل کامل‌تر آن IS-LM-AS اثر سیاست پولی بر تقاضای کل و لذا تورم را از کانال اثر آن بر نرخ بهره بررسی می‌کرد و در نتیجه به رابطه‌ای معکوس بین نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم در ارتباط با سیاست پولی دست می‌یافت، اما مطالعات اثرگذار فریدمن (۱۹۵۶)، فریدمن و شوارتز^۴ (۱۹۶۳) و فریدمن (۱۹۶۸) عمدتاً بر اثر مستقیم سیاست پولی بر روی مخارج کل و به‌ویژه از طریق تغییر پرتفوی عاملان اقتصادی تأکید داشتند. در تحلیل فریدمن، هرگاه سیاست پولی سبب افزایش حجم پول می‌شود، در پرتفوی اشخاص سبب اضافه عرضه پول می‌شود که متناظر با اضافه تقاضا برای سایر دارایی‌ها و همچنین کالاها می‌شود. لذا، اثر سیاست پولی چندان متکی به اثر از کانال نرخ بهره نیست. بر همین اساس است که فریدمن، هنگامی که به اثر سیاست پولی بر نرخ بهره می‌پردازد، توضیح می‌دهد که سیاست

¹. DePrano and Mayer

². Ando and Modigliani

³. Friedman and Meiselman

⁴. Friedman and Schwartz

پولی، به‌ویژه در بلندمدت، تأثیری بر نرخ بهره ندارد و نرخ بهره‌ای که تحت تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرد، نرخ بهره اسمی است (فریدمن، ۱۹۶۸). با این حال، فریدمن همانند اقتصاددانان هم‌عصر خود بر این باور بود که نقش مسلط را در نوسانات اقتصاد کلان تقاضای کل ایفا می‌کند و تفاوت او با دیگران در این بود که نوسانات تقاضای کل عمدتاً از سیاست پولی نشأت می‌گیرد. از این‌رو، در مجموع تحلیل فریدمن و پول‌گرایی نیز چندان منکر اثر نرخ بهره بر تقاضای کل و از آن طریق بر تورم نبود.

اگر تحلیل‌های پول‌گرایی بر وجود یک رابطه مستحکم میان کل‌های پولی و سطح تقاضای کل تأکید داشت، به‌طور طبیعی این نتیجه حاصل می‌شد که کنترل کل‌های پولی برای کنترل تقاضای کل و به تبع آن متغیرهای حقیقی و اسمی ضرورت دارد. با این حال، پول‌گرایی در مسیر پیشنهاد یک سیاست پولی مبتنی بر قاعده پیش رفت؛ به این معنا که کنترل کل‌های پولی طبق یک قاعده می‌تواند بستر ثبات تقاضای کل و در نتیجه ثبات تولید و قیمت‌ها را فراهم سازد، نه اینکه بنا بر صلاحدید به کنترل و مدیریت فعال تقاضای کل بپردازد (به‌عنوان نمونه به کیدلند و پرسکات^۱ (۱۹۷۷) رجوع کنید). در عمل نیز بانک مرکزی آمریکا و برخی بانک‌های مرکزی دیگر از دهه ۱۹۷۰ به تعیین هدف برای انواعی از کل‌های پولی مانند M1، M2، یا ذخایر غیرقرضی روی آوردند و تا نیمه دوم دهه ۱۹۸۰ این سیاست تا حدی ادامه داشت. اما از اواخر دهه ۱۹۸۰، بانک مرکزی آمریکا و به تبع آن بسیاری از بانک‌های مرکزی، تعیین هدف برای کل‌های پولی را رها کردند و به تعیین هدف برای نرخ بهره به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی روی آوردند. برنانکه^۲ (۲۰۰۶) در یک تحلیل تاریخی کوتاه توضیح می‌دهد که در بیشتر دوره تاریخی پس از تأسیس فدرال رزرو، این هدف‌گذاری نرخ بهره بوده است که رواج بیشتری داشته است. وی کنار گذاشتن کل‌های پولی به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی را ناشی از گسست رابطه و همبستگی

^۱. Kydland and Prescott

^۲. Bernanke

میان کل‌های پولی و متغیرهای معرف سطح تقاضای کل می‌داند؛ گسستی که هم می‌تواند به بی‌ثباتی تقاضای پول و هم به نوآوری‌های بانکی نسبت داده شود.

اما به نظر می‌رسد آنچه موجب توجه بیشتر به رابطه نرخ بهره و تورم در تحلیل‌های کوتاه‌مدت شد، ظهور مدل‌های کینزی جدید در دهه ۱۹۸۰ بود؛ مدل‌هایی که در آنها منحنی IS کینزی جدید بر اساس رفتار بهینه بین‌دوره‌ای عاملان اقتصادی استخراج شد و در راستای بازگشت به نگاه کینز به نقش بازار پول در تعیین نرخ بهره، به تدریج به کنار گذاشتن منحنی LM و جایگزینی آن با یک قاعده واکنشی برای نرخ بهره انجامید. دلیل عمده این تغییر نیز به عدم استفاده از کل‌های پولی به عنوان هدف میانی سیاست پولی و نیز تفوق رابطه مستقیم نرخ بهره و تقاضای کل در دستیابی به اهداف تورمی نسبت داده می‌شود (رومر^۱، ۲۰۰۰). در چارچوب تکامل مدل‌های تعادل عمومی مبتنی بر بهینه‌سازی بین‌دوره‌ای مصرف و چسبندگی قیمت‌ها ناشی از رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها و در راستای مدل‌سازی دقیق‌تر رفتار واقعی سیاست‌گذاران پولی، به تدریج قاعده‌های واکنشی مبتنی بر نرخ بهره نیز شکل گرفت (تیلور^۲، ۱۹۹۳). در این قاعده‌ها، سیاست‌گذار پولی به انحراف نرخ تورم از مقدار هدف و نیز انحراف تولید حقیقی از سطح بالقوه واکنش نشان می‌دهد؛ موضوعی که در واقع بیانگر اهمیت رابطه نرخ بهره حقیقی و تورم است. در این چارچوب، مهار تورم مستلزم افزایش نرخ بهره حقیقی است، به گونه‌ای که نرخ بهره اسمی بیش از نرخ تورم (یا تورم انتظاری) افزایش یابد. این سازوکار از دهه ۱۹۹۰ به تدریج به بخشی از مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) در اقتصاد کلان تبدیل شد.

^۱. Romer

^۲. Taylor

مروری بر مطالعات تجربی

پیش از مرور مطالعات تجربی مرتبط با موضوع پژوهش، لازم است به چند نکته مهم توجه شود. اول آنکه نرخ بهره حقیقی از منظر تئوریک متغیری فاقد روند است؛ به این معنا که با وجود نوسانات کوتاه مدت، نرخ بهره حقیقی در بلندمدت به سمت مقدار ثابتی بازمی گردد. دلیل این موضوع ساده است: از منظر تئوریک، نرخ بهره حقیقی انعکاس دهنده نرخ بازدهی حقیقی سرمایه فیزیکی است. از آنجا که نرخ بازدهی حقیقی سرمایه فیزیکی نمی تواند به طور پیوسته صعودی یا نزولی باشد، نرخ بهره حقیقی نیز چنین نخواهد بود. در نتیجه، نمی توان میان تورم متوسط (که افزایش پی در پی سطح عمومی قیمت هاست) و نرخ بهره حقیقی رابطه ای پایدار شناسایی کرد. بنابراین، هر رابطه ای که بین نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی بدست آید، به تغییرات کوتاه مدت تورم مربوط می شود. به عبارت دیگر، هنگامی که در کوتاه مدت نرخ بهره حقیقی (چه بر اثر کاهش نرخ بهره اسمی و چه بر اثر افزایش انتظارات تورمی) کاهش می یابد، به تشدید فشار تورمی می انجامد و برعکس، در شرایطی که نرخ بهره حقیقی افزایش می یابد، اثر معکوس خواهد داشت.

اگر چنین است، چگونه می توان از رابطه تجربی بین نرخ بهره حقیقی و تورم سخن گفت؟ پاسخ باز هم ساده است. تداوم افزایش سطح عمومی قیمت ها (یا تورم) در یک کشور، در اصل ناشی از سیاست گذاری هایی است که به طور پی در پی نرخ بهره حقیقی را کاهش می دهند؛ اما برای آنکه بتوان در یک دوره کوتاه مدت نرخ بهره حقیقی را پائین آورد، حجم پول یا نقدینگی باید رشد بالایی تجربه کند. بنابراین، رشد بالای حجم پول و نقدینگی که در بلندمدت همبستگی بالایی با تورم دارد، در واقع انعکاس دهنده کاهش های مقطعی نرخ بهره حقیقی است. از آنجا که نرخ بهره حقیقی نمی تواند دارای روند باشد، تلاش برای کاهش موقتی آن از طریق تداوم رشد بالای نقدینگی صورت می گیرد. بدین ترتیب، رابطه تنگاتنگی که در متون متعارف بین نرخ تورم و رشد حجم پول و نقدینگی مشاهده می شود، در اصل انعکاس دهنده توالی رابطه منفی بین نرخ بهره

حقیقی و نرخ تورم است. به عبارت دیگر، رابطه نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم در کوتاهمدت، روی دیگر سکه‌ی رابطه رشد نقدینگی و نرخ تورم در بلندمدت است. هرچه رابطه رشد حجم پول و نقدینگی با نرخ تورم در کوتاهمدت ضعیف‌تر باشد، در مقابل، رابطه آنها در بلندمدت قوی‌تر خواهد بود. در مورد نرخ بهره حقیقی اما وضع برعکس است: در کوتاهمدت رابطه نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم قوی‌تر است، اما در بلندمدت، به دلیل فقدان روند در نرخ بهره حقیقی، این رابطه ضعیف‌تر می‌شود.

موضوع دیگری که لازم است مورد توجه قرار گیرد این است که سیاست‌گذاران به چنان قطعیتی در خصوص رابطه نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم در کوتاهمدت دست یافته‌اند که در سیاست‌گذاری پولی نوین، از تغییرات نرخ بهره حقیقی برای کاهش نوسانات نرخ تورم استفاده می‌شود. این که بانک‌های مرکزی هنگام افزایش نرخ تورم و برای بازگرداندن آن به سطح هدف، اقدام به افزایش نرخ بهره حقیقی می‌کنند و هنگام کاهش نرخ تورم و قرار گرفتن آن در سطحی پائین‌تر از مقدار هدف، اقدام به کاهش نرخ بهره حقیقی می‌نمایند، انعکاسی از مسلم بودن این رابطه در کوتاهمدت است. آنچه در اینجا بیان شد، روشن می‌کند که چرا مطالعات چندان بر اثر نرخ بهره حقیقی بر تورم متمرکز نبوده‌اند، بلکه بیشتر به دلالت‌های این رابطه توجه کرده‌اند.

بررسی رابطه نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم عمدتاً ذیل دو فرضیه انجام شده است. فرضیه نخست، فرضیه ویکسل است که بر اساس آن، بین نرخ بهره حقیقی (و به تبع آن نرخ بهره اسمی) و نرخ تورم در کوتاهمدت رابطه‌ای معکوس وجود دارد و می‌توان همبستگی میان آنها را ناشی از اثر علی نرخ بهره حقیقی بر نرخ تورم دانست. فرضیه دوم، فرضیه فیشر است که بر اساس آن، نرخ بهره حقیقی ثابت است (نرخ بهره اسمی متناسب با نرخ تورم یا دقیق‌تر، تورم انتظاری، تغییر می‌کند) و می‌توان همبستگی میان آنها را ناشی از اثر علی تورم بر نرخ بهره دانست. با این حال، آنچه در مرور مطالعات تجربی آشکار می‌شود، این است که این دو فرضیه نه در تضاد با یکدیگر،

بلکه در دو افق زمانی متفاوت قابل جمع‌بندی هستند. به عبارت دیگر، شواهد تجربی نشان می‌دهند که رابطه نرخ بهره و تورم یک رابطه ساده خطی و پایدار نیست، بلکه تابع افق زمانی و رژیم سیاست پولی است.

نقطه آغازین این مرور، مطالعه اثرگذار تیلور (۱۹۹۳) است که از مهم‌ترین تحلیل‌های نظری و تجربی در حوزه قواعد سیاست پولی به شمار می‌رود و به‌نوعی انعکاس‌دهنده اثر نرخ بهره حقیقی بر نرخ تورم است. تیلور با ارائه قاعده واکنشی نشان می‌دهد که آنچه بانک مرکزی آمریکا در کنترل تورم دنبال کرده است، می‌تواند در قالب یک قاعده واکنشی بیان شود که در آن نرخ بهره بازار بین‌بانکی رفتاری مشابه قاعده پیشنهادی او دارد. در این قاعده، نرخ بهره اسمی در واکنش به تورم، شدیدتر از نرخ تورم افزایش داده می‌شود؛ به‌گونه‌ای که در واکنش به افزایش تورم، نرخ بهره حقیقی نیز افزایش می‌یابد. این سازوکار از طریق کاهش فشارهای تقاضا، به تثبیت تورم کمک می‌کند. بنابراین، هم قاعده تیلور و هم شواهد تجربی مرتبط با آن، به‌طور ضمنی بیانگر آن است که افزایش نرخ بهره حقیقی از طریق سیاست پولی، به کاهش نرخ تورم در کوتاه‌مدت منجر می‌شود. به عبارت دیگر، در یک رژیم پولی مبتنی بر قاعده، واکنش نظام‌مند به تورم، نقش کلیدی در کنترل پویایی تورم دارد.

در پی معرفی قاعده تیلور، مطالعات تجربی متعددی به ارزیابی تجربی این چارچوب در رژیم‌های مختلف سیاست پولی پرداخته‌اند. کاستلنو و سوریکو^۱ (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای برای اقتصاد ایالات متحده نشان می‌دهند که «معمای قیمت^۲» در ادبیات تجربی عمدتاً در دوره‌هایی مشاهده می‌شود که سیاست پولی ماهیتی انفعالی داشته است. آنها در عین حال نشان می‌دهند که در رژیم‌های سیاست پولی فعال، که در آن نرخ بهره واکنش قوی و بیش از یک‌به‌یک نسبت به تورم دارد، این پدیده یا مشاهده نمی‌شود یا به‌طور معناداری تضعیف می‌شود. بنابراین، یافته‌های آنان

^۱. Castelnovo and Surico

^۲. Price puzzle

حاکمی از آن است که معمای قیمت یک ویژگی ساختاری اقتصاد نیست، بلکه نتیجه مشخصات تجربی نادرست در مدل‌های VAR و به‌ویژه حذف انتظارات تورمی از این مدل‌ها است. شواهد تجربی از اقتصادهای در حال گذار نیز این یافته را تأیید می‌کنند. مطالعه کروشک^۱ (۲۰۱۱) برای چهار کشور لهستان، جمهوری چک، اسلواکی و مجارستان با استفاده از یک مدل برداری تصحیح خطای ساختاری نشان می‌دهد که یک شوک انقباضی سیاست پولی اثر منفی و معناداری بر نرخ تورم دارد. برآوردهای مبتنی بر توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که افزایش یک واحد درصدی در نرخ بهره اسمی، نرخ تورم را حدود ۰.۵ تا ۱ واحد درصد کاهش می‌دهد. همچنین اثر این شوک نسبتاً سریع بوده و تورم طی ۴ تا ۶ ماه به سطح تعادلی بازمی‌گردد. بر این اساس، این مطالعه از این نتیجه حمایت می‌کند که رژیم هدف‌گذاری تورم می‌تواند چارچوب مؤثری برای کنترل تورم از طریق تنظیم نرخ بهره باشد. مطالعه کوزه^۲ و همکاران (۲۰۱۲) برای اقتصاد ترکیه طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۹ (دوره هدف‌گذاری تورم) نیز نشان می‌دهد که یک رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ تورم انتظاری وجود دارد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نرخ بهره سیاستی بانک مرکزی بر اساس انتظارات تورمی تعیین می‌شود و این نرخ از طریق سازوکار انتظارات بر نرخ‌های بهره بلندمدت اثر مثبت دارد که مؤید نظریه انتظارات ساختار زمانی نرخ بهره است. همچنین، تأیید شکل ضعیف اثر فشر (ضریب کمتر از یک) بیانگر آن است که نرخ بهره حقیقی بلندمدت در این دوره ثابت نبوده و سیاست پولی بر آن اثر گذاشته است. در مجموع، یافته‌ها از اعتبار رژیم هدف‌گذاری تورم در ترکیه و نزدیک شدن تورم تحقق‌یافته به سطوح هدف حمایت می‌کنند. هرچند تمرکز این مطالعه بر فرضیه فشر است، اما یافته‌شان مبنی بر اثرگذاری سیاست پولی بر نرخ بهره حقیقی، در حمایت از دیدگاه ویکسل قابل تفسیر است.

¹. Krušec

². Köse

در تکمیل شواهد تجربی، مرور تاریخی فیلدشتاین^۱ (۱۹۹۳) تصویر روشنی از پیامدهای غفلت از رابطه نرخ بهره حقیقی و تورم ارائه می‌دهد. فیلدشتاین، که در دوره ریاست‌جمهوری رونالد ریگان رئیس شورای مشاوران اقتصادی رئیس‌جمهور بود، در مروری بر سیاست مهار تورم پل ولکر، ضمن تشریح دقیق این تجربه مهم، یکی از عوامل کلیدی تشدید تورم در دهه ۱۹۷۰ را به کاهش نرخ بهره حقیقی در این دوره نسبت می‌دهد. وی نشان می‌دهد که بانک مرکزی در دهه ۱۹۷۰، افزایش نرخ بهره اسمی ناشی از افزایش متوسط تورم را به‌عنوان نشانه‌ای از انقباضی بودن سیاست پولی تلقی می‌کرد و بنابراین تلاش کافی برای مهار تورم به‌کار نمی‌گرفت، در حالی که نرخ بهره اسمی کمتر از نرخ تورم افزایش یافته بود و در نتیجه نرخ بهره حقیقی کاهش یافته بود. از این‌رو، مرور تاریخی او یکی از شواهد مرتبط با نقش نرخ بهره حقیقی در پویایی تورم در این دوره محسوب می‌شود.

در نهایت، کالوو و وِغ^۲ (۱۹۹۵) نیز در چارچوب یک مدل اقتصاد کوچک باز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر نشان می‌دهند که افزایش نرخ بهره پرداختی بر بخشی از دارایی‌های نقدی، از طریق تغییر در بازده نسبی پول و ترکیب دارایی‌های درون‌زا و برون‌زا، می‌تواند در کوتاه‌مدت به افزایش تقاضای پول و کاهش موقت سطح قیمت‌ها منجر شود. با این حال، این اثر پایدار نیست. در حالت افزایش موقت نرخ بهره (مطابق با تجربه برخی برنامه‌های تثبیت در اقتصادهای با تورم مزمن) سطح قیمت‌ها در ابتدا کاهش می‌یابد، اما نرخ تورم به‌سرعت مسیر افزایشی به خود می‌گیرد و اقتصاد ممکن است وارد یک دینامیک نوسانی و بی‌ثبات شود. همچنین، این مقاله با استناد به تجربه کشورهایی مانند آرژانتین، نشان می‌دهد که استفاده از نرخ‌های بهره بالا به‌عنوان ابزار تثبیت، در عمل یکی از اجزای مهم برنامه‌های ضدتورمی بوده است، هرچند اثرات پایداری آن مورد تردید قرار می‌گیرد. در مجموع، یافته‌های این مطالعه بیانگر آن است که اثر سیاست افزایش

^۱. Feldstein

^۲. Calvo and Végh

نرخ بهره بر تورم به‌طور اساسی به ماهیت موقتی یا دائمی بودن سیاست و واکنش‌های پویای اقتصاد کلان وابسته است و لزوماً به تثبیت پایدار سطح قیمت‌ها منجر نمی‌شود.

علی‌رغم نقش کوتاه‌مدت نرخ بهره در پویایی تورم که در مطالعات فوق به آن اشاره شد، بخش دیگری از ادبیات بر خنثی بودن بلندمدت این رابطه تأکید دارد. در بلندمدت، نرخ بهره حقیقی تمایل به بازگشت به میانگین دارد و از تورم جدا می‌شود. از جمله مطالعاتی که به بررسی فرضیه فیشر پرداخته‌اند، مطالعه میشکین^۱ (۱۹۹۲) است. میشکین بررسی می‌کند که چرا اثر فیشر در برخی دوره‌ها مشاهده می‌شود و در برخی دوره‌های دیگر مشاهده نمی‌شود. نتایج مطالعه او نشان می‌دهند که شواهد تجربی از وجود اثر فیشر کوتاه‌مدت، یعنی رابطه میان تغییرات نرخ بهره اسمی و تغییرات تورم انتظاری، حمایت نمی‌کند؛ اما در بلندمدت، هرگاه نرخ تورم و نرخ بهره اسمی دارای روند مشترک باشند، شواهد قوی از وجود اثر فیشر مشاهده می‌شود. این یافته بیانگر آن است که در بلندمدت نرخ بهره حقیقی حول یک مقدار تعادلی نوسان می‌کند و دارای خاصیت بازگشت به میانگین است، در حالی که در کوتاه‌مدت می‌تواند از این سطح تعادلی فاصله بگیرد. به عبارت دیگر، اثر فیشر یک پدیده بلندمدت است و تلاش برای مشاهده آن در داده‌های کوتاه‌مدت، به نتایج گمراه‌کننده منجر می‌شود.

اناری و کولاری^۲ (۲۰۱۶) پویایی نرخ تورم و نرخ بهره را در ایالات متحده و چند اقتصاد پیشرفته دیگر بررسی کرده‌اند تا فرضیه‌های فیشر و ویکسل را به‌طور هم‌زمان آزمون کنند. آنان تأکید می‌کنند که روابط مطرح‌شده در این دو نظریه ماهیتی ساختاری و پیشینی (ex ante) دارند، در حالی که شواهد تجربی معمولاً بر اساس داده‌های پسینی (ex post) و از طریق برآورد مدل‌های فرم حل شده اقتصادسنجی بدست می‌آیند. این ناهماهنگی میان چارچوب نظری و داده‌های مشاهده‌شده موجب شده است که در مطالعات تجربی، ضریب فیشر اغلب کمتر از واحد برآورد

^۱. Mishkin

^۲. Anari and Kolari

شود؛ پدیده‌ای که به «معمای فیشر»^۱ معروف است. نویسندگان با ارائه یک چارچوب نظری فیشر-ویکسل نشان می‌دهند که هر دو سازوکار به‌طور هم‌زمان در تعیین پویایی نرخ بهره و تورم نقش دارند. بر اساس این چارچوب، اثر منفی ویکسل (ناشی از رابطه معکوس میان نرخ بهره حقیقی و تورم) بخشی از اثر مثبت فیشر را خنثی می‌کند. با این حال، در بلندمدت و پس از اعمال روش‌های پیشنهادی برای بازیابی ضرایب پیشینی، ضریب فیشر به یک یا بیش از یک نزدیک می‌شود که با نسخه تعدیل‌شده مالیاتی داربی-فلدشتاین^۲ نیز سازگار است. بنابراین، این نتایج به معنای رد فرضیه فیشر نیست، بلکه بر لزوم تفکیک روابط ساختاری از روابط فرم حل شده و توجه به پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در برآورد این روابط تأکید دارد. در مجموع، این مطالعه وجود یک رابطه متقابل و هم‌زمان میان نرخ بهره اسمی و نرخ تورم را نشان می‌دهد که از برهم‌کنش دو سازوکار فیشر و ویکسل ناشی می‌شود. به عبارت دیگر، به‌کارگیری رویکردهای پویا و تفکیک افق‌های زمانی، تصویر واقعی‌تری از رابطه نرخ بهره و تورم ارائه می‌دهد که در آن هر دو فرضیه فیشر و ویکسل به‌طور هم‌زمان قابل تأیید هستند. این مطالعه به‌خوبی نشان می‌دهد که اثر منفی کوتاه‌مدت و خنثی بودن بلندمدت، دو روی یک سکه هستند و با یکدیگر تناقضی ندارند.

پلاکندراس^۳ و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های تاریخی بسیار بلندمدت برای مجموعه‌ای از اقتصادهای توسعه‌یافته که در برخی موارد تا سال ۱۳۱۰ میلادی را پوشش می‌دهد، بررسی کرده‌اند که آیا شوک‌های دائمی تورمی اثر پایداری بر نرخ بهره حقیقی دارند یا خیر. در این چارچوب، تمرکز اصلی مطالعه بر پاسخ به این پرسش است که آیا در بلندمدت، نرخ بهره حقیقی نسبت به تغییرات پایدار در تورم خنثی می‌ماند یا تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ موضوعی که با پیش‌بینی اثر فیشر مبنی بر برقراری رابطه یک‌به‌یک میان نرخ تورم و نرخ بهره اسمی در

¹. Fisher puzzle

³. Plakandaras

². Darby-Feldstein tax-adjusted version

بلندمدت ارتباط دارد. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهند که واکنش نرخ بهره حقیقی به شوک‌های دائمی تورمی در اغلب دوره‌های تاریخی و در افق بلندمدت ناچیز است؛ به این معنا که افزایش پایدار تورم معمولاً با افزایش متناسب نرخ بهره اسمی همراه می‌شود و در نتیجه، نرخ بهره حقیقی در بلندمدت تغییر معناداری نمی‌کند. با این وجود، این الگو در برخی دوره‌ها و مقاطع تاریخی به صورت محدود و گذرا نقض شده و شواهدی به نفع اثر ماندل-توبین^۱ مشاهده می‌شود. در مجموع، یافته‌های این مطالعه بیانگر آن است که در بلندمدت، نرخ بهره حقیقی در اقتصادهای توسعه‌یافته عمدتاً نسبت به شوک‌های دائمی تورمی خنثی بوده است. این نتیجه با اثر فیشر و اصل خنثی بودن پول در بلندمدت سازگار است.

لانه^۲ (۲۰۰۶) به بررسی پویایی‌های غیرخطی میان نرخ بهره و تورم در ایالات متحده با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۹۵۳ تا ۲۰۰۴ پرداخته است. وی با به کارگیری یک مدل غیرخطی که در آن تغییر رژیم‌ها توسط تغییرات نرخ بهره بلندمدت (نرخ اوراق قرضه ده‌ساله) به عنوان متغیر انتقالی هدایت می‌شود، نشان می‌دهد که نرخ بهره سه‌ماهه خزانه‌داری و تورم دارای یک مؤلفه غیرخطی مشترک هستند که بخش قابل توجهی از ماندگاری ظاهری^۳ این دو متغیر را تبیین می‌کند. یافته کلیدی آن است که نرخ بهره حقیقی فاقد این مؤلفه مشترک است؛ موضوعی که نشان‌دهنده حرکت تقریباً یک‌به‌یک نرخ بهره اسمی و تورم در بلندمدت و در نتیجه مانایی نرخ بهره حقیقی است. به بیان دیگر، نامانایی ظاهری^۴ که در چارچوب آزمون‌ها و مدل‌های خطی برای این متغیرها مشاهده می‌شود، عمدتاً ناشی از تغییر رژیم‌هاست، نه وجود یک فرآیند واقعاً نامانا. بنابراین، این مطالعه از فرضیه فیشر در بلندمدت حمایت می‌کند و نشان می‌دهد که در نظر

¹. Mundell-Tobin effect

². Lanne

³. Apparent persistence

⁴. Apparent nonstationary

گرفتن روابط غیرخطی می‌تواند تناقض‌های مشاهده‌شده در ادبیات خطی درباره رفتار نرخ بهره حقیقی را برطرف کند.

علاوه بر آزمون مستقیم فرضیه‌های ویکسل و فیشر، برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهند که رابطه نرخ بهره و تورم به شرایط نهادی، ریسک‌های اقتصاد کلان و ویژگی‌های ساختاری اقتصاد نیز وابسته است.

علاوه بر مطالعاتی که به آزمون مستقیم فرضیه‌های ویکسل و فیشر پرداخته‌اند، برخی پژوهش‌ها با تأکید بر نقش عوامل ساختاری، ریسک‌های سیستمی و تفاوت‌های نهادی، ابعاد دیگری از رابطه نرخ بهره و تورم را برجسته کرده‌اند. این مطالعات، اگرچه با یافته‌های پیشین در تعارض نیستند، نشان می‌دهند که اثرگذاری نرخ بهره بر تورم به شرایط نهادی و ساختاری هر اقتصاد وابسته است و از این‌رو، نمی‌توان آن را قاعده‌ای جهان‌شمول تلقی کرد. لئوولد^۱ (۱۹۸۱) در مطالعه‌ای تاریخی از اقتصاد ایالات متحده طی دوره ۱۷۹۰ تا ۱۹۷۹، رابطه میان نرخ‌های بهره اسمی و حقیقی و نرخ تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها را بررسی کرده و الگویی غیرخطی و نامتقارن را در این رابطه گزارش می‌دهد. نتایج وی نشان می‌دهند که هم نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و هم بلندمدت در دوره‌های تورم بالا و نیز در دوره‌های کاهش سطح عمومی قیمت‌ها (تورم منفی)، عموماً بالاتر از میانگین خود قرار دارند، در حالی که در دوره‌های ثبات نسبی قیمت‌ها در سطوح پایین‌تری مشاهده می‌شوند. این یافته بیانگر آن است که نرخ‌های بهره در دو انتهای طیف تغییرات قیمت، رفتار افزایشی دارند، در حالی که در میانه توزیع تغییرات قیمتی، به سطوح پایین‌تری گرایش دارند. نویسنده یکی از تبیین‌های احتمالی این الگو را به افزایش ریسک‌های اقتصادی در شرایط افراطی نسبت می‌دهد؛ به‌گونه‌ای که در دوره‌های تورم بالا، ریسک کاهش قدرت خرید و بی‌ثباتی اقتصادی و در دوره‌های کاهش سطح عمومی قیمت‌ها، ریسک رکود و افزایش ریسک اعتباری

¹. Leuthold

می‌تواند به افزایش نرخ‌های بهره منجر شود. علاوه بر این، وی دیدگاه رایج مبنی بر ثبات نسبی نرخ بهره حقیقی در سطح ۲ تا ۳ درصد را به چالش می‌کشد و با استناد به شواهد تاریخی نشان می‌دهد که نرخ بهره حقیقی در بلندمدت از نوسانات قابل توجهی برخوردار بوده و ثبات مشاهده‌شده در دوره ۱۹۵۰ تا ۱۹۶۹ را باید به‌عنوان یک استثنای تاریخی تلقی کرد.

لوپز و آریاگا^۱ (۲۰۱۹) در چارچوب ادبیات پساکینزی نشان می‌دهند که اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورمی در مکزیک از سال ۲۰۰۲ هم‌زمان با کاهش تورم بوده است. با این حال، آنان این کاهش تورم را عمدتاً به سیاست نرخ بهره نسبت نمی‌دهند و تأکید می‌کنند که تورم در مکزیک بیش از آنکه تحت تأثیر مدیریت تقاضای کل از طریق نرخ بهره باشد، توسط عوامل سمت عرضه، به‌ویژه هزینه‌های نیروی کار و نرخ ارز تعیین می‌شود. نتایج تجربی این مطالعه حاکی از آن است که رشد دستمزدها در دوره‌های افزایش تولید، به دلیل هم‌زمانی با رشد بهره‌وری، لزوماً به افزایش هزینه واحد نیروی کار منجر نمی‌شود. بنابراین، افزایش بهره‌وری نقش مهمی در مهار فشارهای تورمی ایفا می‌کند. این مطالعه بیانگر آن است که در اقتصادهای نوظهور، اثرگذاری نرخ بهره بر تورم ممکن است تحت تأثیر عوامل ساختاری مانند وابستگی به نرخ ارز و دستمزدها، ضعیف‌تر از اقتصادهای پیشرفته باشد.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد که هر دو فرضیه ویکسل و فیشر از پشتوانه تجربی برخوردارند، اما اعتبار هر یک به افق زمانی و رژیم سیاست پولی بستگی دارد. شواهد حاکی از آن است که افزایش نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت و در چارچوب رژیم‌های فعال سیاست پولی به کاهش تورم منجر می‌شود، در حالی که در بلندمدت، نرخ بهره حقیقی به سطح تعادلی خود بازمی‌گردد و اثر پایداری بر تورم ندارد. همچنین، مطالعات نشان می‌دهند که تعارض ظاهری میان این دو دیدگاه عمدتاً ناشی از نادیده گرفتن تفاوت افق‌های زمانی و ملاحظات روش‌شناختی در

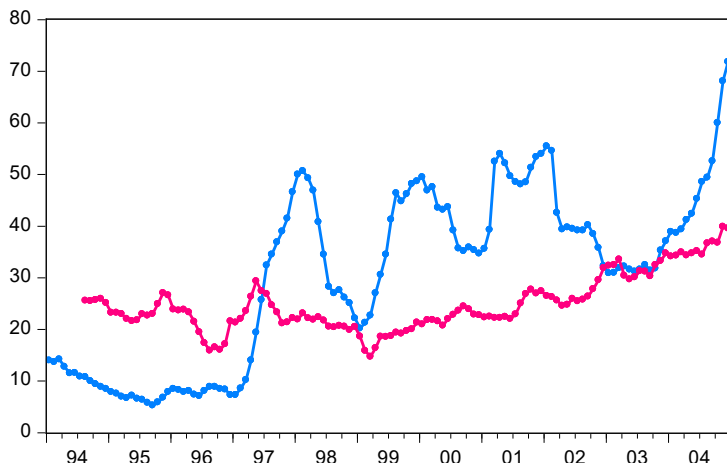
^۱. López and Arriaga

برآورد مدل هاست. با این حال، اثربخشی سیاست نرخ بهره در عمل به عواملی همچون اعتبار و تداوم سیاست پولی، انتظارات، ریسک‌های اقتصاد کلان و ویژگی‌های ساختاری اقتصاد، به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور و دارای تورم مزمن، وابسته است. این یافته‌ها مبنای نظری و تجربی مناسبی برای بررسی رابطه نرخ بهره حقیقی و تورم در اقتصاد ایران فراهم می‌کنند.

تحلیل نرخ بهره و تورم در ایران

همان‌طور که در بخش‌های پیشین اشاره شد، از آنجا که در بلندمدت نرخ بهره حقیقی کم‌وبیش گرایش به ثبات دارد و نرخ بهره اسمی نیز رابطه تقریباً یک‌به‌یک با نرخ تورم دارد، بحث درباره اثر نرخ بهره بر تورم عمدتاً کوتاه‌مدت است. این بدان معنی است که در کوتاه‌مدت، با کاهش نرخ بهره حقیقی - چه به‌واسطه سیاست پولی انبساطی و اثر نقدینگی و چه بر اثر شوک مثبت انتظارات تورمی - نرخ تورم افزایش می‌یابد و بالعکس برای افزایش نرخ بهره حقیقی نیز چنین است. گرچه برای نرخ تورم داده‌های طولانی سالانه و حتی ماهانه وجود دارد، اما برای نرخ بهره‌ای که غیردستوری و انعکاس‌دهنده وضعیت بازار باشد، داده‌های طولانی در دسترس نیست. استفاده از سایر پروکسی‌های نرخ بهره نیز می‌تواند مورد ایراد قرار گیرد. از آنجا که تمرکز بر رابطه نرخ بهره و تورم در کوتاه‌مدت است، می‌توان تحلیل را به دوره‌ای محدود کرد که داده نرخ بهره غیردستوری وجود دارد. از آبان ۱۳۹۴ برای نرخ بازده اوراق دولت در بازار ثانویه داده در دسترس است. با وجود اشکالات و مداخلاتی که در این بازار وجود دارد، این نرخ نسبت به سایر نرخ‌های بهره مانند نرخ سود تسهیلات، نرخ سود سپرده و حتی نرخ سود بازار بین‌بانکی بازتاب بهتری از وضعیت بازار ارائه می‌دهد. علاوه بر این، در دسترس بودن داده‌های ماهانه برای این نرخ حجم قابل‌توجهی از مشاهدات فراهم می‌آورد تا رابطه تورم و نرخ بهره در کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار گیرد.

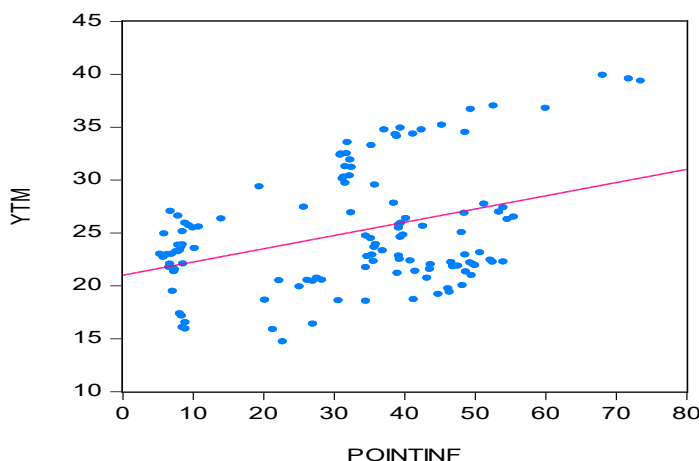
در شکل (۱)، نرخ تورم نقطه به نقطه و متوسط نرخ بازده اوراق دولت در بازار ثانویه برای دوره ۱۳۹۴(۸)-۱۴۰۴(۱۰) نشان داده شده‌اند.



شکل ۱. نرخ تورم نقطه به نقطه (آبی) و متوسط نرخ بازده اوراق دولت در بازار ثانویه (قرمز)، ۱۳۹۴(۸)-۱۴۰۵(۱)
منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که در شکل (۱) به‌خوبی دیده می‌شود، در نگاه اول رابطه چندان روشنی بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم نقطه‌به‌نقطه مشاهده نمی‌شود. با این حال، بررسی دقیق‌تر شکل حقیقت آماری دیگری را نشان می‌دهد: با تداوم تورم‌های بالا برای مدت قابل‌توجهی، نرخ بهره اسمی به تدریج روند افزایشی دنبال کرده است. تفسیر این امر آن است که استمرار تورم‌های بالا برای مدت قابل‌توجه، انتظارات تورمی بلندمدت را افزایش داده و این افزایش در نرخ بهره اسمی نمایان شده است؛ که تا حدی منطبق بر فرضیه فیشر است (به مطالعه رحمانی و همکاران، ۱۴۰۳ مراجعه شود). در شکل (۲) رابطه برازش متوسط نرخ بازده اوراق دولت در بازار ثانویه بر روی محور افقی و نرخ تورم نقطه به نقطه بر روی محور عمودی برای داده‌های ماهانه دوره ۱۴۰۵(۱)-

(۸) ۱۳۹۴ نشان داده شده است. همان‌طور که از شکل (۲) به خوبی مشاهده می‌شود، در کل رابطه مستقیمی بین متوسط نرخ بازده اوراق دولت (نرخ بهره اسمی) و نرخ تورم نقطه به نقطه وجود دارد. آشکار است که سایر عوامل مؤثر مانع از آن می‌شود که نقاط دقیقاً بر خط مستقیمی واقع شود که قابل انتظار است. موضوع مهم دیگری که باید توجه داشت، آن است که در دوره مورد بررسی حدود دو سال و پنج ماه به دلیل بحران بانکی و جنگ قیمتی بانک‌ها بر روی نرخ سود، با وجود آنکه نرخ تورم خیلی پایین بود، نرخ بهره اسمی خیلی بالا بود و با وجود آن پدیده این رابطه مستقیم در شکل (۲) مشاهده می‌شود.



شکل ۲. رابطه متوسط نرخ بازده اوراق دولت در بازار ثانویه و نرخ تورم نقطه به نقطه، (۱) ۱۴۰۵- (۸) ۱۳۹۴
منبع: یافته‌های پژوهش.

هرچند داده‌ای برای نرخ بهره حقیقی وجود ندارد و باید از ترکیب نرخ تورم انتظاری و نرخ بهره اسمی ساخته شود و خودِ نرخ تورم انتظاری هم فاقد داده است، اما بر اساس شواهد و قرائن می‌توان از شکل (۱) دلالت نرخ بهره حقیقی را برای نرخ تورم مشاهده کرد. در سال‌های پیش از ۱۳۹۷، به دلیل پائین بودن انتظارات تورمی و بالتبع بالا بودن نرخ بهره حقیقی، نرخ تورم در سطح

پائینی قرار گرفته است، گرچه عوامل دیگری نیز در این وضعیت مؤثر بوده‌اند. در سال ۱۳۹۷ با خروج ترامپ از برجام و جهش شدید انتظارات تورمی، نرخ بهره حقیقی کاهش چشمگیری داشته و در عوض نرخ تورم به شدت دچار جهش شده است. در سال ۱۳۹۹، با ظاهر شدن اثر فشار حدکثری ترامپ، نرخ تورم انتظاری به شدت افزایش یافته و در نتیجه نرخ بهره حقیقی به شدت کاهش یافته و در عوض نرخ تورم به شدت جهش کرده است. در سال ۱۴۰۱، ابتدا به دنبال حذف ارز ترجیحی و سپس در نیمسال دوم تحت تأثیر تحولات سیاسی، نرخ تورم انتظاری به شدت افزایش یافته و نرخ بهره حقیقی را دچار کاهش شدید کرده اما در عوض نرخ تورم دچار جهش شدیدی شده است. بالاخره، از زمستان ۱۴۰۳ و با روی کار آمدن ترامپ، انتظارات تورمی دچار افزایش شدید شد و در نتیجه نرخ بهره حقیقی به شدت کاهش یافت و در عوض نرخ تورم دچار جهش شدیدی شد. البته تحولات تورم به‌طور طبیعی به عوامل متعددی بستگی دارد، اما به نظر می‌رسد نرخ بهره حقیقی عامل کم‌اهمیتی در تغییرات نرخ تورم در کوتاه‌مدت نیست.

بنابراین، یک ارزیابی اولیه از شواهد تجربی حکایت از آن دارد که در دوره مورد بررسی، در مقاطعی که نرخ بهره حقیقی بالا بوده است، نرخ تورم فروکش کرده است و در مقاطعی که نرخ بهره حقیقی پائین و منفی بوده است، نرخ تورم بالا بوده است. به‌طور مشخص، طی بخشی از سال ۱۳۹۴ تا اواخر ۱۳۹۶ که نرخ بهره حقیقی در ایران خیلی بالا بوده است، نرخ تورم به‌طور قابل توجهی پائین بوده است. حتی در طول سال ۱۴۰۲ که به دلایلی، از جمله بهبود روابط با عربستان و کشورهای منطقه و لذا کاهش انتظارات تورمی و همچنین افزایش نرخ سود اسمی توسط بانک مرکزی، نرخ بهره حقیقی دچار افزایش شد، نرخ تورم فروکش کرد. از طرف دیگر، کاهش نرخ سود اسمی در اواخر سال ۱۳۹۸ و اوایل سال ۱۳۹۹ متأثر از سیاست مالی دولت و تأمین منابع از بانک مرکزی و هم‌زمان تشدید انتظارات تورمی متأثر از فشار حداکثری آمریکا و کاهش درآمدهای نفتی، سبب افزایش قابل توجه نرخ تورم شد. به همین ترتیب، در نیمه دوم سال

۱۴۰۱ با وجود آنکه اثر حذف ترجیحی اردیبهشت ماه تا آخر مرداد تقریباً تخلیه شده بود و تورم ماهانه به متوسط همیشگی بازگشته بود، حوادث سیاسی و شدت گرفتن انتظارات تورمی سبب جهش مجدد نرخ تورم شد. از فصل آخر سال ۱۴۰۳ و با انتخاب مجدد ترامپ و بدبینانه شدن انتظارات، نرخ بهره حقیقی شروع به کاهش کرد و نرخ تورم مسیر صعودی محسوسی را آغاز کرد. واضح است که آنچه اشاره شد، بدان معنی نیست که تغییرات و افت و خیز تورم فقط ناشی از تغییرات نرخ بهره حقیقی است، بلکه صرفاً توجه به این موضوع است که یک شاخص از نرخ بهره که تا حد زیادی نیروی بازار در تعیین آن نقش دارد، می‌تواند در نوسانات نرخ تورم حائز اهمیت باشد.

معرفی متغیرها، داده‌ها و محاسبه نرخ بهره حقیقی

برای بررسی تجربی رابطه نرخ بهره حقیقی و تورم در اقتصاد ایران، لازم است ابتدا نرخ بهره حقیقی سنجش شود. نرخ بهره حقیقی به عنوان تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم انتظاری تعریف می‌شود. اگرچه داده‌های نرخ بهره اسمی (نرخ بازده اوراق دولت در بازار ثانویه) با فراوانی ماهانه در دسترس هستند، اما چالش اصلی فقدان داده‌های منظم و قابل اتکا برای تورم انتظاری در اقتصاد ایران است. این کمبود داده، هرگونه مطالعه تجربی در این حوزه را با محدودیت مواجه می‌سازد و پژوهشگر را ناگزیر به استفاده از شاخص‌های جایگزین می‌کند. به‌طور کلی، سنجش تورم انتظاری از سه روش اصلی امکان‌پذیر است: روش نظرسنجی، روش مبتنی بر بازار و روش مدل‌سازی. در روش نظرسنجی، با پرسش مستقیم از خانوارها، بنگاه‌ها یا کارشناسان اقتصادی، انتظارات تورمی اندازه‌گیری می‌شود. در بسیاری از کشورها، شاخص‌هایی مانند نظرسنجی دانشگاه میشیگان به‌طور منظم منتشر می‌شوند. روش مبتنی بر بازار نیز با استفاده از اطلاعات مندرج در ابزارهای مالی مانند اوراق بهادار شاخص محور یا تفاوت بازده اوراق قرضه اسمی و حقیقی، انتظارات

تورمی را استخراج می‌کند. متأسفانه، در اقتصاد ایران هیچ‌یک از این دو روش به دلیل فقدان داده‌های منظم و قابل اتکا قابل استفاده نیستند. بنابراین، ناگزیر از استفاده از روش سوم یعنی مدل‌سازی اقتصادسنجی هستیم. در رویکرد مدل‌سازی، انتظارات تورمی بر اساس اطلاعات تاریخی تورم و سایر متغیرهای کلان برآورد می‌شود. این روش خود به دو شاخه اصلی شامل مدل‌های تک‌متغیره و چندمتغیره تقسیم می‌شود. مدل‌های تک‌متغیره عمدتاً بر اساس رفتار گذشته تورم، انتظارات را شکل می‌دهند و از این‌رو به انتظارات تطبیقی نزدیک‌تر هستند. در مقابل، مدل‌های چندمتغیره با بهره‌گیری از مجموعه وسیع‌تری از اطلاعات، امکان شکل‌گیری انتظارات عقلایی را بهتر منعکس می‌کنند.

در این پژوهش، به پیروی از مطالعه رحمانی و همکاران (۱۴۰۴)، برای سنجش تورم انتظاری از یک مدل خودرگرسیون برداری^۱ (VAR) به‌عنوان یک رویکرد چندمتغیره استفاده شده است. این رویکرد بر این فرض استوار است که عاملان اقتصادی برای شکل‌دهی انتظارات خود از مجموعه گسترده‌ای از اطلاعات در دسترس، شامل اطلاعات متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان، بهره می‌گیرند. از این‌رو، انتظارات استخراج‌شده در این چارچوب به مفهوم انتظارات عقلایی نزدیک‌تر تلقی می‌شوند. در این راستا، چهار متغیر کلان اقتصادی شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، نرخ ارز در بازار آزاد (EXR) و حجم نقدینگی (M2) در مدل وارد شده‌اند. داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی حقیقی از مرکز آمار ایران، داده‌های نرخ ارز از سامانه اطلاع‌رسانی طلا و ارز و داده‌های حجم نقدینگی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده‌اند. این داده‌ها به‌صورت ماهانه بوده و بازه زمانی خرداد ۱۳۸۵ تا آبان ۱۴۰۴ (یعنی ۲۴۴ مشاهده برای هر متغیر) را پوشش می‌دهند. یکی از چالش‌های اصلی در این بخش، ناهمگنی در فراوانی داده‌ها است. داده‌های تولید

^۱. Vector Autoregression

ناخالص داخلی با فراوانی فصلی منتشر می‌شوند، در حالی که داده‌های سایر متغیرها به صورت ماهانه در دسترس هستند. به منظور رفع این مسئله، از روش درون‌یابی^۱ برای تبدیل داده‌های فصلی به مقادیر ماهانه استفاده شده است.

به منظور استخراج «تورم انتظاری نقطه‌به‌نقطه» با استفاده از این رویکرد مدل‌محور، ابتدا متغیرهای GDP، CPI، EXR و M2 به لگاریتم طبیعی تبدیل شده و سپس از تفاضل مرتبه اول لگاریتم‌ها (۲۴۳ مشاهده برای هر متغیر) استفاده شده است. بدین ترتیب، نرخ‌های رشد لگاریتمی ماهانه (و برای CPI، نرخ تورم ماهانه) محاسبه گردیده است. در ادامه، یک مدل VAR غلتان با پنجره متحرک به طول ثابت ۱۱۳ مشاهده بر روی بردار متغیرهای تفاضل لگاریتمی برآورد شده است. طول وقفه‌ها در هر مرحله با معیار اطلاعاتی آکائیک^۲ (AIC) تعیین گردیده است. در این چارچوب، برای هر تاریخ پیش‌بینی از آبان ۱۳۹۴ تا آبان ۱۴۰۴، یک مدل VAR با استفاده از مشاهدات همان تاریخ و ۱۱۲ مشاهده قبل برآورد و سپس پیش‌بینی پویای نرخ تورم ماهانه تا افق ۱۲ ماه آینده استخراج شده است. در مرحله بعد، تورم انتظاری سالانه (نقطه‌به‌نقطه) به صورت مجموع این پیش‌بینی‌ها محاسبه گردیده است. در نهایت، به منظور ارائه نتایج به شکل متعارف، نرخ‌های لگاریتمی به نرخ‌های ساده تبدیل شده‌اند. این فرآیند برای دوره محاسبه تورم انتظاری از آبان ۱۳۹۴ تا آبان ۱۴۰۴ انجام شده تا سری زمانی کامل نرخ تورم انتظاری برای این دوره ایجاد شود. شایان ذکر است که برای تمامی مدل‌های VAR، شرط پایداری^۳ بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهند که در تمام برآوردها، معکوس ریشه‌های چندجمله‌ای مشخصه درون دایره واحد قرار دارند (قدرمطلق آنها کوچکتر از یک است). این نتیجه بیانگر تأمین شرط پایداری VAR

¹. Interpolation

². Akaike information criterion

³. Stability condition

و ایستایی سیستم است، به گونه‌ای که اثر شوک‌های وارده در طول زمان واگرا نشده و به تدریج فروکش می‌کند.

پس از محاسبه شاخص تورم انتظاری، نرخ بهره حقیقی بر اساس رابطه زیر محاسبه شده است:

$$r_t = \frac{1 + i_t}{1 + \pi_t^e} - 1 \quad (۱)$$

که i_t نرخ بهره اسمی (نرخ بازده اوراق دولت در بازار ثانویه)، π_t^e نرخ تورم انتظاری و r_t نرخ بهره حقیقی است.

در ادامه، به منظور بررسی تأثیر نرخ بهره حقیقی بر تورم، از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۱ (ARDL) استفاده شده است. متغیر وابسته مدل، نرخ تورم نقطه‌به‌نقطه (INF) و متغیرهای توضیحی شامل نرخ بهره حقیقی نقطه‌به‌نقطه (RIR)، رشد نقطه‌به‌نقطه حجم نقدینگی (M2G) و رشد نقطه‌به‌نقطه نرخ ارز (EXRG) هستند. دوره زمانی مورد استفاده در برآورد مدل ARDL از آبان ۱۳۹۴ تا آبان ۱۴۰۴ بوده و شامل ۱۲۱ مشاهده ماهانه است. شایان ذکر است که تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل بر حسب درصد اندازه‌گیری شده‌اند. با توجه به نقش تعیین‌کننده رشد نقدینگی و نوسانات نرخ ارز در تبیین رفتار تورم در اقتصاد ایران، متغیرهای M2G و EXRG به عنوان متغیرهای کنترلی اصلی در مدل لحاظ شده‌اند تا از تورش ناشی از حذف متغیرهای اثرگذار کاسته شده و برآوردهای قابل اتکاتری حاصل شود. علاوه بر این، به منظور کنترل اثر تحریم‌های بین‌المللی بر متغیرهای کلان اقتصادی در دوره مورد بررسی، یک متغیر مجازی (DUM) برای تفکیک رژیم‌های تحریمی وارد مدل شده است. این متغیر نشان‌دهنده

^۱. Autoregressive distributed lag

اعمال یا عدم اعمال تحریم‌های شدید و اثرگذار بوده و به‌گونه‌ای تعریف می‌شود که در دوره‌های تشدید تحریم‌ها مقدار یک و در سایر دوره‌ها - از جمله دوره اجرای برجام - مقدار صفر می‌گیرد. جدول (۱) آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل نهایی را نشان می‌دهد. با توجه به این جدول، میانگین نرخ تورم نقطه‌به‌نقطه طی دوره مورد بررسی حدود ۳۰.۴ درصد بوده است. همچنین، میانگین و میانه نرخ بهره حقیقی منفی است که نشان می‌دهد طی بخش عمده دوره مورد مطالعه، نرخ‌های بهره اسمی کمتر از تورم انتظاری قرار داشته‌اند. در میان متغیرها، رشد نرخ ارز بیشترین نوسان را داشته و انحراف معیار آن حدوداً برابر با ۵۲.۶۵ گزارش شده است. علاوه بر این، حداکثر رشد نقطه‌به‌نقطه نرخ ارز به حدود ۲۵۸ درصد رسیده که بیانگر وقوع شوک‌های ارزی شدید در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی است. تفاوت قابل توجه میانگین و میانه رشد نرخ ارز نیز حاکی از وجود توزیع نامتقارن و جهش‌های ارزی بزرگ در برخی دوره‌ها است. در مقابل، رشد نقدینگی نسبت به سایر متغیرها از نوسانات کمتری برخوردار بوده و رفتار باثبات‌تری را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
INF	۱۲۱	۳۰.۳۹۹۱	۳۴.۲۶۹۱	۱۵.۶۱۲۰	۵.۶۷۷۵	۵۵.۴۶۹۵
RIR	۱۲۱	-۰.۹۳۰۰	-۱.۴۱۹۸	۸.۵۰۲۳	-۳۴.۳۸۴۸	۱۳.۳۶۴۱
M2G	۱۲۱	۲۹.۹۴۶۳	۲۸.۴۱۶۳	۶.۱۹۵۳	۲۰.۱۳۲۱	۴۲.۸۱۹۲
EXRG	۱۲۱	۴۵.۸۹۴۳	۲۴.۵۲۱۳	۵۲.۶۴۵۴	-۱۹.۵۰۳۰	۲۵۸.۴۰۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: همه متغیرها بر حسب درصد اندازه‌گیری شده‌اند.

روشن‌شناسی اقتصادسنجی: رویکرد ARDL

به‌منظور بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ بهره حقیقی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران، در این پژوهش از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. متغیر وابسته مدل، نرخ تورم نقطه‌به‌نقطه (INF) و متغیرهای توضیحی شامل نرخ بهره حقیقی نقطه‌به‌نقطه (RIR)، رشد نقطه‌به‌نقطه حجم نقدینگی (M2G) و رشد نقطه‌به‌نقطه نرخ ارز (EXRG) هستند. انتخاب رویکرد ARDL به این دلیل است که این روش امکان بررسی هم‌زمان پویایی‌های کوتاه‌مدت و روابط بلندمدت میان متغیرها را فراهم می‌کند. این رویکرد که توسط پسران^۱ و همکاران (۱۹۹۶)، پسران و شین^۲ (۱۹۹۹) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده، به‌دلیل برخورداری از برخی مزایای روش‌شناختی، به یکی از رویکردهای پرکاربرد در اقتصادسنجی سری‌زمانی تجربی تبدیل شده است. حداقل دو ویژگی اصلی، جذابیت این چارچوب را به‌طور چشمگیری افزایش می‌دهند: نخست، رویکرد ARDL در نمونه‌های کوچک کارایی قابل‌قبولی دارد و برآوردهای فوق‌سازگار برای ضرایب بلندمدت بدست می‌دهد. دوم، این رویکرد برای تحلیل هم‌انباشتگی نیازمند پیش‌آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل نیست. این در حالی است که سایر روش‌های متداول هم‌انباشتگی مانند روش انگل و گرنجر^۳ (۱۹۸۷) و رویکردهای یوهانسن^۴ (۱۹۸۸) و یوهانسن و جوسلیوس^۵ (۱۹۹۰) مستلزم این هستند که تمامی متغیرها دارای درجه انباشتگی یک یا $I(1)$ باشند. این ویژگی، عدم اطمینان ناشی از پیش‌آزمون درجه انباشتگی متغیرها را برطرف می‌کند؛ زیرا آزمون‌های متداول ریشه واحد معمولاً از توان آماری پائینی برخوردارند و با نزدیک شدن یک یا چند ریشه از فرآیند تصادفی به مقدار واحد، توزیع مجانبی آماره‌های آزمون نیز تغییر می‌کند

^۱. Pesaran

^۲. Pesaran and Shin

^۳. Engle and Granger

^۴. Johansen

^۵. Johansen and Juselius

(پسران و پسران^۱، ۱۹۹۷). با این حال، همان طور که اوآتارا^۲ (۲۰۰۴) تأکید کرده است، اگر برخی از متغیرها دارای درجه انباشتگی بزرگتر از یک باشند، آماره‌های F پیشنهادی پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای آزمون وجود ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرها اعتبار خود را از دست می‌دهند، زیرا استخراج این آماره‌ها مبتنی بر فرض $I(0)$ یا $I(1)$ بودن کلیه متغیرها است. از این رو، انجام آزمون‌های ریشه واحد در چارچوب ARDL ممکن است همچنان ضروری باشد تا از عدم وجود متغیری با درجه انباشتگی بالاتر از یک اطمینان حاصل شد.

در رویکرد ARDL، نخست لازم است تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای توضیحی در مدل $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ زیر را تعیین کرد:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \theta_{1j} x_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{q_k} \theta_{kj} x_{k,t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که y_t متغیر وابسته و $x_{1t}, \dots, x_{kt}$ متغیرهای توضیحی هستند. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی^۳ استفاده کرد. همچنین، می‌توان روند زمانی یا متغیرهای مجازی را به مدل اضافه کرد. گام بعدی، به‌کارگیری آزمون کرانه‌ها^۴ جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت یا هم‌انباشتگی میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۲) در یک فرم تصحیح خطا^۵ به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \phi_{1j} \Delta x_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{q_k-1} \phi_{kj} \Delta x_{k,t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

¹. Pesaran and Pesaran

². Ouattara

³. Information criteria

⁴. Bound test

⁵. Error correction

سپس، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان متغیرها ($H_0: \rho = \theta_1 = \dots = \theta_k = 0$) آزمون می‌شود. چنانچه این فرضیه به لحاظ آماری رد شود یک ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. برای بررسی این فرضیه، آزمون والد به کار گرفته می‌شود. در این آزمون، جهت تصمیم‌گیری در خصوص رد یا عدم رد فرضیه صفر، مقدار محاسبه شده آماره F با مقادیر بحرانی کرانه‌ای که توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) گزارش شده‌اند، مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره آزمون از کرانه (مقدار بحرانی) بالا بزرگتر باشد، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح معناداری مورد نظر رد می‌شود. در این صورت، یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. در مرحله بعد، چنین بردار هم‌انباشتگی استخراج می‌شود. در این خصوص، پسران و دیگران (۲۰۰۱) پنج تصریح مختلف را در نظر می‌گیرند. تفاوت این تصریح‌ها در حضور یا عدم حضور عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله (۲) و بردار هم‌انباشتگی است. به‌عنوان مثال، در تصریح با عرض از مبدأ، ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad (4)$$

ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی با توجه به معادلات رگرسیونی (۲) و (۳) به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\beta_i = \frac{\sum_{j=0}^{q_i} \theta_{ij}}{1 - \sum_{j=1}^p \phi_j} = -\frac{\theta_i}{\rho}, \quad i = 1, \dots, k \quad (5)$$

عرض از مبدأ بلندمدت نیز به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta_0 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{j=1}^p \phi_j} = -\frac{\alpha_0}{\rho} \quad (6)$$

به‌منظور برآورد ضرایب بلندمدت، نخست مدل (۲) یا (۳) با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود و سپس بر اساس روابط (۵) و (۶)، برآوردهایی برای این ضرایب به‌دست می‌آید. خطای استاندارد هر یک از این ضرایب نیز می‌تواند بر مبنای خطای استاندارد ضرایب

برآورد شده در مدل (۲) با استفاده از روش دلتا به دست آید. علاوه بر این، می توان مدل تصحیح خطای (۳) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta y_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \varphi_{1j} \Delta x_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{q_k-1} \varphi_{kj} \Delta x_{k,t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

در این مدل، $\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{1,t-1} - \dots - \beta_k x_{k,t-1}$ عبارت تصحیح خطا^۱ (ECT) نامیده می شود که همان وقفه اول جزء خطای رابطه بلندمدت برآورد شده (۴) است. این عبارت بیانگر مقدار انحراف متغیر وابسته y از مسیر تعادلی بلندمدت خود در دوره زمانی $t-1$ را نشان می دهد. ضریب این عبارت (ρ) نیز سرعت تعدیل^۲ نامیده می شود و بیان می کند که در هر دوره زمانی چه نسبتی از انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می شود. انتظار می رود که علامت این ضریب منفی باشد. در این صورت، یک هم گرایی به مسیر تعادلی بلندمدت وجود دارد و هر انحرافی از این مسیر در طول زمان تصحیح می شود. ضرایب φ_{ij} و γ_j نیز بیان گر اثرات کوتاه مدت هستند. به عبارت دیگر، این ضرایب واکنش کوتاه-مدت متغیر y به وقفه های خود و دیگر متغیرها را نشان می دهند.

یافته های تجربی

در این بخش، نتایج تجربی پژوهش در چارچوب رویکرد ARDL ارائه و تحلیل می شوند. بدین منظور، ابتدا وضعیت مانایی متغیرهای مورد استفاده با بهره گیری از آزمون های ریشه واحد بررسی می شود تا از نبود متغیرهای دارای درجه انباشتگی بالاتر از یک اطمینان حاصل شود. سپس، مدل

¹. Error correction term (ECT)

². Speed of adjustment

ARDL مناسب برآورد و وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از آزمون کرانه‌ها بررسی می‌شود. در ادامه، ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل تصحیح خطا تفسیر شده و در نهایت، ثبات ساختاری مدل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۱ (ADF) و فیلپس-پرون^۲ (PP) در جدول (۲) ارائه شده‌اند. بر اساس این نتایج، متغیر RIR بر اساس هر دو آزمون ADF و PP و در تمامی تصریح‌ها در سطح مانا است. در مقابل، متغیرهای INF و M2G در سطح دارای ریشه واحد بوده و پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول در سطح معناداری ۱ درصد مانا می‌شوند. در خصوص متغیر EXRG، نتایج تا حدی به نوع آزمون و تصریح مدل وابسته است. در آزمون ADF، فرضیه صفر ریشه واحد برای این متغیر در سطح رد می‌شود (در سطوح معناداری ۱ یا ۵ درصد) که بیانگر مانایی آن است. با این حال، در آزمون PP تنها در تصریح بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، فرضیه صفر ریشه واحد در سطح معناداری ۱۰ درصد رد می‌شود، در حالی که در سایر تصریح‌ها، متغیر در سطح نامانا بوده و پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول مانا می‌شود. بنابراین، با توجه به مجموعه نتایج حاصل از دو آزمون، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای پژوهش ترکیبی از فرآیندهای $I(0)$ و $I(1)$ هستند و هیچ‌یک از آنها دارای درجه انباشتگی بالاتر از یک نیستند. در نتیجه، استفاده از رویکرد ARDL برای تحلیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مناسب و معتبر است.

^۱. Augmented Dickey-Fuller

^۲. Phillips-Perron

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	تصریح	آماره ADF		آماره PP	
		سطح	تفاضل اول	سطح	تفاضل اول
INF	C	-۲۰۵۱۶	-۵۵۷۱۰***	-۱۶۴۲۵	-۵۴۷۱۹***
	C+T	-۲۸۸۰۰	-۵۵۴۷۸***	-۲۳۲۹۲	-۵۴۴۶۷***
	No	-۰۳۱۷۲	-۵۵۴۲۳***	-۰۰۷۳۰	-۵۴۷۱۴***
RIR	C	-۴۴۲۱۵***	—	-۳۵۴۲۳***	—
	C+T	-۵۰۹۲۵***	—	-۳۸۸۴۱***	—
	No	-۴۳۸۰۸***	—	-۳۵۵۲۲***	—
M2G	C	-۰۴۵۹۵	-۹۲۴۱۷***	-۱۱۰۳۵	-۹۸۱۳۵***
	C+T	-۰۸۳۴۹	-۹۲۳۷۹***	-۱۴۲۹۴	-۹۷۹۳۲***
	No	۱۱۴۳۸	-۹۱۶۷۵***	۰۶۳۰۱	-۹۷۴۳۶***
EXRG	C	-۳۸۸۴۴***	—	-۲۵۶۹۰	-۴۳۷۵۳***
	C+T	-۳۸۵۸۵**	—	-۲۵۵۷۴	-۴۳۳۴۳***
	No	-۲۷۷۰۴***	—	-۱۸۰۱۱*	—

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: نمادهای C، C+T و No به ترتیب نشان‌دهنده تصریح‌های با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، با عرض از مبدأ و روند زمانی و بدون عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. علائم *، ** و *** به ترتیب بیانگر رد فرضیه صفر ریشه واحد در سطح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. آزمون ریشه واحد برای تفاضل اول یک سری زمانی تنها در صورتی انجام شده است که فرضیه صفر ریشه واحد برای سطح آن نتواند در سطح معناداری ۱، ۵ و یا ۱۰ درصد رد شود.

در گام بعدی، تعداد وقفه‌های بهینه مدل ARDL با استفاده از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) تعیین گردیده است. نتایج برآورد مدل منتخب $ARDL(2,1,0,1)$ در جدول (۳) گزارش شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، همه ضرایب برآورد شده به لحاظ آماری در سطوح ۱ یا ۵ درصد معنادار هستند. علاوه بر این، مقدار آماره F مدل برابر با ۱۲۶۲.۲۲ و مقدار احتمال

(p -value) متناظر با آن نزدیک به صفر است که نشان‌دهنده معناداری کلی مدل در سطح اطمینان بسیار بالا است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل $ARDL(2,1,0,1)$

متغیر وابسته: INF				
متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
INF_{t-1}	۱.۳۰۱۰	۰.۰۸۴۶	۱۵.۳۷۹۱	۰.۰۰۰۰
INF_{t-2}	-۰.۳۹۷۰	۰.۰۷۷۶	-۵.۱۱۸۸	۰.۰۰۰۰
RIR_t	-۰.۱۳۵۴	۰.۰۴۲۶	-۳.۱۷۷۲	۰.۰۰۱۹
RIR_{t-1}	۰.۱۳۳۷	۰.۰۳۶۴	۳.۶۷۶۹	۰.۰۰۰۴
$M2G_t$	۰.۰۹۰۸	۰.۰۳۶۱	۲.۵۱۶۹	۰.۰۱۳۳
$EXRG_t$	۰.۰۵۴۲	۰.۰۱۴۵	۳.۷۳۹۱	۰.۰۰۰۳
$EXRG_{t-1}$	-۰.۰۳۹۱	۰.۰۱۴۶	-۱.۹۹۰۷	۰.۰۴۹۰
DUM_t	۱.۸۴۵۰	۰.۷۶۰۶	۲.۴۲۵۶	۰.۰۱۶۹
c	-۲.۱۲۴۱	۱.۰۴۸۶	-۲.۰۲۵۷	۰.۰۴۵۲

منبع: یافته‌های پژوهش.

پس از برآورد مدل $ARDL$ ، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها بررسی شد. نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است. بر اساس این نتایج، مقدار آماره F برابر با ۶۶۵۷۲ بدست آمده که از تمامی مقادیر بحرانی کرانه بالای $I(1)$ در سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد بزرگتر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. این نتیجه وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها را تأیید کرده و مبنای به‌کارگیری مدل تصحیح خطا برای تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کند.

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

آماره آزمون				مقدار	
F				۶۶۵۷۲	
مقادیر بحرانی کرانه‌ها					
۱ درصد		۵ درصد		۱۰ درصد	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
۲۳۷۰	۳۲۰۰	۲۰۷۹	۳۶۷۰	۳۶۵۰	۴۶۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: $I(0)$ و $I(1)$ به ترتیب نشان‌دهنده کرانه‌های مانا (پائین) و نامانا (بالا) هستند.

در ادامه، نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در جدول (۵) ارائه شده‌اند. ضرایب بلندمدت (رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها) در بخش بالایی جدول گزارش شده‌اند. در این میان، نرخ بهره حقیقی (RIR) متغیر اصلی مورد توجه است. ضریب بلندمدت این متغیر برابر با -0.0168 - برآورد شده و مقدار احتمال متناظر با آن 0.9631 است. بنابراین، این ضریب حتی در سطح 10 درصد نیز معنادار نیست و نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر نبود اثر بلندمدت نرخ بهره حقیقی بر تورم را رد کرد. به عبارت دیگر، شواهد آماری در مورد رابطه بلندمدت میان نرخ بهره حقیقی و نرخ تورم وجود ندارد. این نتیجه به لحاظ نظری حائز اهمیت است، زیرا با پیش‌بینی نظریه ویکسل و چارچوب‌های پولی مدرن سازگار است که تأکید می‌کنند نرخ بهره حقیقی در بلندمدت تعیین‌کننده روند تورم نیست و مسیر بلندمدت تورم عمدتاً توسط متغیرهای پولی شکل می‌گیرد. در مقابل، متغیرهای پولی و ارزی در بلندمدت اثر معناداری بر تورم دارند. به طور مشخص، ضریب رشد نقدینگی ($M2G$) برابر با 0.9457 برآورد شده و در سطح 5 درصد از نظر آماری معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد افزایش یک واحد درصدی رشد نقدینگی در بلندمدت به افزایش 0.9457 واحد درصدی تورم منجر می‌شود که مؤید نقش پول در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها است. همچنین، ضریب رشد نرخ ارز (EXRG) برابر با 0.2622 برآورد شده و در سطح یک درصد معنادار است.

بنابراین، افزایش یک واحد درصدی رشد نرخ ارز در بلندمدت موجب افزایش ۰.۲۶۲۲ واحد درصدی تورم می‌شود. در مجموع، این نتایج نشان می‌دهند که متغیرهای پولی و ارزی نقش به‌سزایی در شکل‌گیری روند بلندمدت تورم در اقتصاد ایران دارند.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)

متغیر وابسته: ΔINF_t				
ضرایب بلندمدت:				
متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
RIR	-۰.۰۱۶۸	۰.۳۶۲۴	-۰.۰۴۶۳	۰.۹۶۳۱
$M2G$	۰.۹۴۵۷	۰.۳۸۶۲	۲.۴۴۸۴	۰.۰۱۵۹
$EXRG$	۰.۲۶۲۲	۰.۰۶۹۷	۳.۷۶۱۴	۰.۰۰۰۳
c	-۲۲.۱۳۰۶	۱۲.۲۹۱۲	-۱.۸۰۰۵	۰.۰۷۴۴
عبارت تصحیح خطا:				
$\hat{u}_{t-1}$	-۰.۰۰۹۶۰	۰.۰۱۶۵	-۵.۸۲۴۶	۰.۰۰۰۰
ضرایب کوتاه‌مدت:				
ΔINF_{t-1}	۰.۳۹۷۰	۰.۰۶۴۲	۶.۱۸۰۰	۰.۰۰۰۰
ΔRIR_t	-۰.۱۳۵۴	۰.۰۳۴۲	-۳.۹۵۲۷	۰.۰۰۰۱
$\Delta EXRG_t$	۰.۰۵۴۲	۰.۰۱۰۷	۵.۰۸۹۳	۰.۰۰۰۰
DUM_t	۱.۸۴۵۰	۰.۳۳۵۱	۵.۵۰۵۳	۰.۰۰۰۰
$R^2 = ۰.۶۸۸۳$				
F -statistic = ۳۰.۳۶۴۴, p -value = ۰.۰۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهش.

ضریب عبارت تصحیح خطا برابر با -۰.۰۰۹۶۰ برآورد شده و در سطح یک درصد از نظر آماری معنادار است. منفی و معنادار بودن این ضریب بیانگر وجود سازوکار تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. مقدار این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره (ماه)، ۹.۶ درصد از عدم تعادل تورم

تعدیل می‌شود؛ به‌طوری‌که پس از وقوع شوک و انحراف تورم از مسیر تعادلی بلندمدت، بخشی از این انحراف در هر دوره اصلاح شده و نرخ تورم به تدریج به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شود. نتایج مربوط به پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز در بخش پائین جدول گزارش شده‌اند. مهم‌ترین نتیجه مربوط به نرخ بهره حقیقی است. ضریب تغییرات این متغیر برابر با -0.1354 - برآورد شده و در سطح یک درصد از نظر آماری معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش یک واحد درصدی نرخ بهره حقیقی در هر دوره، نرخ تورم را در همان دوره 0.1354 واحد درصد کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت اثر آنی و معکوسی بر تورم دارد.

در خصوص سایر متغیرها، ضریب رشد نرخ ارز در کوتاه‌مدت برابر با 0.0542 برآورد شده و در سطح یک درصد معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد افزایش یک واحد درصدی رشد نرخ ارز موجب افزایش 0.0542 واحد درصدی تورم در همان دوره می‌شود. علاوه بر این، برآورد ضریب متغیر مجازی تحریم (DUM) برابر با 1.845 بوده و در سطح یک درصد معنادار است. این یافته نشان می‌دهد در دوره‌های تحریم شدید، نرخ تورم به‌طور متوسط حدود 1.845 واحد درصد بیشتر بوده است. در نهایت، نرخ رشد نقدینگی در کوتاه‌مدت اثری بر نرخ تورم ندارد. از آنجا که داده‌ها به صورت ماهانه هستند، نتایج کوتاه‌مدت قابل اعتنا هستند. در کوتاه‌مدت، رشد نقدینگی با سرعت زیادی در تورم منعکس نمی‌شود. در مقابل، افزایش نرخ بهره حقیقی که معمولاً با جهش شدید انتظارات تورمی همراه است، اثر خود را بر تورم به سرعت نمایان می‌کند. همچنین، از آنجا که جهش انتظارات تورمی در کوتاه‌مدت معمولاً با جهش نرخ ارز نیز همراه است، اثر نرخ ارز بر تورم نیز معنادار برآورد شده است.

با توجه به سطر آخر جدول (۵)، ضریب تعیین (R^2) مربوط به برآورد مدل تصحیح خطا برابر با 0.6883 بدست آمده که بیانگر آن است که 68.83 درصد از تغییرات متغیر وابسته (ΔINF_t) توسط متغیرهای واردشده در مدل توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، مقدار آماره F مدل برابر با

۳۰.۳۶۴۴ و مقدار احتمال (p -value) متناظر با آن نزدیک به صفر است که نشان‌دهنده معناداری کلی مدل در سطح اطمینان بسیار بالا است.

با توجه به اینکه مدل تصحیح خطای مبتنی بر ARDL با روش OLS برآورد می‌شود، برخورداری برآوردها از ویژگی‌های مطلوب و اعتبار استنباط‌های آماری، منوط به برقراری فروض کلاسیک رگرسیون است. در این میان، با توجه به بزرگ بودن حجم نمونه، حتی در صورت نقض فرض نرمال بودن اجزاء اخلاخل، توزیع مجانبی برآوردهای OLS نرمال خواهد بود. در نتیجه، آماره‌های استنباطی متعارف از اعتبار لازم برخوردارند؛ به‌طوری‌که آماره‌های t از توزیع t و آماره‌های F از توزیع F پیروی کرده و آزمون‌های معناداری ضرایب و معناداری کلی مدل قابل اتکا هستند. بنابراین، تمرکز اصلی بر روی بررسی فروض مربوط به خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و همخطی چندگانه است. در گام نخست، وجود خودهمبستگی اجزاء اخلاخل با استفاده از آزمون LM بروش-پاگان بررسی شد. نتایج نشان می‌دهند مقدار آماره χ^2 برابر با ۲۰۰۲۴۸ و مقدار احتمال متناظر با آن برابر با ۰.۳۶۳۳ است. از آنجا که این مقدار احتمال به مراتب بزرگ‌تر از سطوح معناداری متعارف است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی تا وقفه دوم رد نمی‌شود (برای سایر وقفه‌ها نیز نتایج مشابهی حاصل شده است). همچنین، مقدار آماره دوربین-واتسون برابر با ۱.۸۹۱۵ و نزدیک به مقدار مبنای ۲ است که شواهد بیشتری مبنی بر نبود خودهمبستگی مرتبه اول ارائه می‌کند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که مشکل خودهمبستگی در اجزاء اخلاخل مدل وجود ندارد. در مرحله بعد، برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون ARCH استفاده شد. مقدار آماره χ^2 برابر با ۰.۱۰۴۵ و مقدار احتمال متناظر با آن ۰.۹۴۹۱ بدست آمده است. با توجه به اینکه به این مقدار احتمال، فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس اجزاء خطا در سطوح معناداری متعارف رد نمی‌شود. بنابراین، شواهدی مبنی بر مسئله ناهمسانی واریانس در مدل مشاهده نمی‌شود (در این آزمون نیز تعداد وقفه‌ها معادل ۲ در نظر گرفته شده است. با این وجود، برای سایر

وقفه‌ها نیز نتایج مشابهی حاصل شده است). در نهایت، مسئله همخطی چندگانه میان متغیرهای توضیحی نیز مورد بررسی قرار گرفت. در ادبیات اقتصادسنجی، همخطی شدید معمولاً با نشانه‌هایی نظیر بزرگ شدن خطاهای استاندارد ضرایب، عدم معناداری ضرایب منفرد علی‌رغم معناداری کلی مدل، ناپایداری ضرایب و مقادیر بالای شاخص‌های تشخیصی همراه است. بررسی نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که هیچ‌یک از این نشانه‌ها در برآورد مدل تصحیح خطا مشاهده نمی‌شود؛ به‌طوری‌که اکثر ضرایب از نظر آماری معنادار بوده و خطاهای استاندارد آنها در سطوح متعارف قرار دارند. همچنین، ضریب تعیین معادل 0.6883 بدست آمده است که به مقدار ۱ نزدیک نیست. علاوه بر این، در ادامه این بخش نشان داده می‌شود شواهد آماری دال بر بی‌ثباتی ضرایب برآوردی مشاهده نمی‌شود. همچنین، بررسی ماتریس ضرایب همبستگی دوبه‌دوی متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد که همبستگی‌ها در سطوح بحرانی قرار ندارند و مقادیر ضریب تورم واریانس (VIF) نیز از حدود متعارف فراتر نمی‌روند. در مجموع، شواهد حاصل بیانگر آن است که همخطی چندگانه در مدل حاضر در حدی نیست که موجب تضعیف دقت برآورد ضرایب یا مخدوش شدن اعتبار استنباط‌های آماری شود.

در نهایت، برای اطمینان از ثبات و پایداری ساختاری^۱ مدل تصحیح خطای مبتنی بر ARDL، از آزمون مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی^۲ (CUSUM) که توسط براون^۳ و همکاران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، استفاده می‌شود. در این آزمون، آماره آزمون به‌همراه کرانه‌های بحرانی^۴ ۵ درصد ترسیم می‌شود. چنانچه مجموع تجمعی از ناحیه بین دو خط بحرانی خارج شود، نشان‌دهنده بی‌ثباتی پارامترهای مدل است. همان‌طور که در شکل (۳) مشاهده می‌شود،

¹. Structural stability

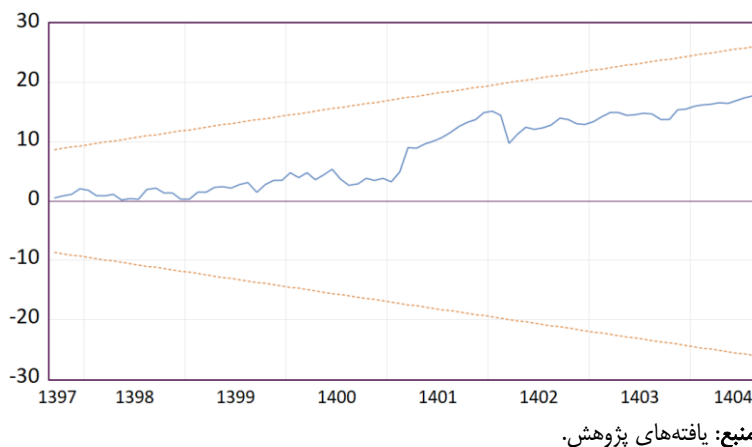
². Cumulative sum of recursive residuals

³. Brown

⁴. Critical bounds

آماره آزمون CUSUM به طور کامل درون حدود بحرانی ۵ درصدی باقی مانده است. در نتیجه، بردار ضرایب و واریانس خطای مدل در طول دوره مطالعه از ثبات ساختاری برخوردار بوده‌اند.

شکل ۳. نمودار مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM)



در مجموع، نتایج حاصل از به کارگیری رویکرد ARDL با چارچوب نظری ویکسل سازگار هستند. از یک طرف، شواهدی از اثر بلندمدت نرخ بهره حقیقی بر تورم مشاهده نمی‌شود. از طرف دیگر، نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت اثر منفی و معناداری بر تورم دارد. بنابراین، نرخ بهره حقیقی در اقتصاد ایران در افق کوتاه‌مدت می‌تواند به عنوان یکی از کانال‌های انتقال سیاست پولی عمل کند، در حالی که روند بلندمدت تورم عمدتاً توسط متغیرهای پولی و ارزی تعیین می‌شود.

نتیجه‌گیری

امروزه بانک‌های مرکزی برای کنترل تورم از نرخ بهره، به‌ویژه نرخ بازار بین‌بانکی، به عنوان هدف میانی سیاست پولی استفاده می‌کنند. منطق این رویکرد آن است که افزایش نرخ بهره از طریق کاهش مخارج کل، فشارهای تورمی را محدود می‌کند و در مقابل، کاهش نرخ بهره اثر معکوس

دارد. اگرچه در ادبیات اقتصاد کلان سابقه‌ای طولانی از تأکید بر رابطه معکوس نرخ بهره و مخارج کل وجود دارد، در تحلیل‌های نوین کینزی جدید این رابطه عمدتاً در قالب منحنی IS تبیین می‌شود. در این چارچوب، بانک‌های مرکزی فرض می‌کنند که افزایش نرخ بهره بین‌بانکی به افزایش نرخ بهره سایر ابزارها و قراردادهای مالی منجر می‌شود و در نتیجه، با افزایش هزینه تأمین مالی - از جمله از طریق نظام بانکی - تقاضای اعتبار کاهش یافته و در نهایت مخارج کل اقتصاد محدود می‌شود.

از آنجا که تمام تحلیل‌های اقتصاد کلان - از جمله مدل‌های تعادل عمومی نوین - نتیجه می‌گیرند که نرخ بهره حقیقی در بلندمدت یا تعادل یکنواخت کم‌وبیش ثابت است، پس اگر قرار باشد تغییر نرخ بهره بر نرخ تورم اثر بگذارد، این اثر باید ماهیتی کوتاه‌مدت داشته باشد. در عمل نیز سیاست پولی مبتنی بر تعیین نرخ بهره به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی به‌عنوان سازوکاری برای مدیریت کوتاه‌مدت اقتصاد کلان به کار گرفته می‌شود. ریشه‌های اولیه توجه به اثر نرخ بهره بر تورم در کوتاه‌مدت را می‌توان در آثار ویکسل جستجو کرد. از طرف دیگر، فرضیه فیشر ادعا می‌کند که در بلندمدت، نرخ تورم به‌طور کامل در نرخ بهره اسمی منعکس می‌شود؛ به‌گونه‌ای که در بلندمدت، این نرخ تورم است که نرخ بهره اسمی را تعیین می‌کند. در نتیجه، تحلیل تئوریک اقتصاد کلان در مورد رابطه نرخ بهره و تورم، نخست معطوف به رابطه نرخ بهره حقیقی و تورم است و دوم آنکه اساساً بر افق زمانی کوتاه‌مدت متمرکز است.

مطالعات متعددی در ادبیات اقتصاد کلان نشان می‌دهند که از یک‌سو نرخ بهره حقیقی در کوتاه‌مدت اثر منفی بر نرخ تورم دارد و از سوی دیگر، در بلندمدت رابطه‌ای مستقیم میان نرخ بهره اسمی و نرخ تورم وجود دارد، هرچند این رابطه لزوماً کامل و یک‌به‌یک نیست. در این مطالعه، بر اساس چارچوب نظری ارائه‌شده، استدلال می‌شود که در بلندمدت، به دلیل فاقد روند بودن نرخ بهره حقیقی، انتظار نمی‌رود این متغیر اثر معناداری بر تورم داشته باشد؛ در حالی که رشد نقدینگی

باید نقش تعیین کننده و معناداری در توضیح تورم بلندمدت ایفا کند. در مقابل، در کوتاه مدت انتظار می رود نرخ بهره حقیقی اثر منفی و معناداری بر تورم داشته باشد، در حالی که رشد نقدینگی - به ویژه در داده های با تواتر ماهانه - اثر معناداری بر تورم نشان نمی دهد.

در بخش تجربی مطالعه حاضر، ابتدا نرخ تورم انتظاری برای دوره زمانی (۸)۱۴۰۴- با استفاده از یک مدل VAR غلتان مبتنی بر متغیرهای کلان اقتصادی شامل تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، نرخ ارز و نرخ تورم برآورد شده است. سپس، این برآورد به عنوان مبنای محاسبه نرخ بهره حقیقی، از طریق تعدیل نرخ بهره اسمی (با استفاده از بازده اوراق بدهی دولت در بازار ثانویه به عنوان نرخ بهره مبتنی بر نیروهای بازار) با تورم انتظاری به کار گرفته شده است. در ادامه، با استفاده از داده های تولید شده برای نرخ بهره حقیقی، مدل ARDL برآورد شده و ضمن بررسی هم انباشتگی بین متغیرها، اثرات کوتاه مدت و بلندمدت نرخ بهره حقیقی، رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز بر تورم مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج تجربی نشان می دهد که بین متغیرهای مدل رابطه بلندمدت وجود دارد. در بلندمدت، نرخ بهره حقیقی اثر معناداری بر تورم ندارد، در حالی که رشد نقدینگی اثر قوی و معناداری بر تورم دارد. همچنین، نرخ ارز در هر دو افق کوتاه مدت و بلندمدت اثر معناداری بر تورم نشان می دهد، هرچند اثر بلندمدت آن در مقایسه با نقدینگی ضعیف تر است. در کوتاه مدت نیز نرخ بهره حقیقی اثر منفی و معناداری بر تورم دارد که با چارچوب نظری ارائه شده در مطالعه هم راستا است. بر این اساس، نرخ بهره حقیقی، به ویژه در کوتاه مدت، می تواند به عنوان ابزاری مؤثر در مهار تورم مورد استفاده قرار گیرد. از این رو، ادعای ناکارآمدی آن به عنوان ابزار کنترل تورم در کوتاه مدت مورد تأیید قرار نمی گیرد.

منابع

- رحمانی، تیمور، دارابی، مهدی، و محمدخانلو، حسین. (۱۴۰۴). تحلیل اثر تورم انتظاری بر تورم واقعی در چارچوب منحنی فیلیپس کینزی جدید. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۴)، ۱-۳۲.
- رحمانی، تیمور، شصتی، فاطمه، و محمدخانلو، حسین. (۱۴۰۳). ترکیب منابع پایه پولی و نرخ بهره در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴(۴)، ۷۱۵-۷۴۹.
- شاهمرادی، اصغر، کاوند، حسین، و ندری، کامران. (۱۳۸۹). برآورد نرخ بهره‌ی تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۶۸:۴-۱۳۸۶:۴) در قالب یک مدل تعادل عمومی. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۹۰)، ۱۹-۴۱.

References

- Anari, A., & Kolari, J. (2016). Dynamics of interest and inflation rates. *Journal of Empirical Finance*, 39(A), 129-144. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2016.06.001>.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1965). Reply to Ando and Modigliani and to DePrano and Mayer: Rejoinder. *The American Economic Review*, 55(4), 786-790. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1823935>.
- Bernanke, B. S. (2006). Monetary aggregates and monetary policy at the Federal Reserve: A historical perspective. Speech presented at the Fourth ECB Central Banking Conference, Frankfurt, Germany. *Board of Governors of the Federal Reserve System*. Retrieved from <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20061110a.htm>.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149-192. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2984889>.
- Calvo, G. A., & Végh, C. A. (1995). Fighting inflation with high interest rates: The small open economy case under flexible prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), 49-66. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2077850>.
- Castelnuovo, E., & Surico, P. (2010). Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle. *The Economic Journal*, 120(549), 1262-1283. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02368.x>.

Cecchetti, S. G., Hooper, P., Kasman, B. C., Schoenholtz, K. L., & Watson, M. W. (2007). Understanding the evolving inflation process. In 2007 US Monetary Policy Forum (5–23). Retrieved from <https://people.brandeis.edu/~cecchett/Polpdf/USMPF2007.pdf>.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/1913236>.

Feldstein, M. S. (1993, April). Monetary policy and inflation in the 1980s: A personal view. *NBER Working Paper*, 4322, Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=349265>.

Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. London: The Macmillan Company.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money—A restatement. In M. Friedman (Ed.), *Studies in the quantity theory of money* (3–21). Illinois: University of Chicago Press.

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1–17. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1831652>.

Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867–1960*. New Jersey: Princeton University Press.

Hansen, A. H. (1949). *Monetary theory and fiscal policy*. Delhi: Oxford & IBH Publishing Company.

Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the “classics”; a suggested interpretation. *Econometrica*, 5(2), 147–159. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1907242>.

Humphrey, T. M. (1979). The interest cost-push controversy. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, 65(1), 3–10. Retrieved from https://fraser.stlouisfed.org/files/docs/publications/frbrichreview/rev_frbrich197901.pdf.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3).

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand for money.

Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), 169–210. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>.

Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. London: Macmillan.

Köse, N., Emirmahmutoglu, F., & Aksoy, S. (2012). The interest rate–inflation relationship under an inflation targeting regime: The case of Turkey. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 476–485. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2012.03.001>.

Krušec, D. (2011). Is inflation targeting effective? Monetary transmission in Poland, the Czech Republic, Slovakia, and Hungary. *Eastern European Economics*, 49(1), 52–71. Retrieved from <https://doi.org/10.2753/EEE0012-8775490104>.

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473–492. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1830193>.

Lanne, M. (2006). Nonlinear dynamics of interest rate and inflation. *Journal of Applied Econometrics*, 21(8), 1157–1168. Retrieved from <https://doi.org/10.1002/jae.908>.

Leuthold, S. C. (1981). Interest rates, inflation and deflation. *Financial Analysts Journal*, 37(1), 28–41. Retrieved from <https://doi.org/10.2469/faj.v37.n1.28>.

López, J., & Valencia Arriaga, R. (2019). Fighting inflation in Mexico: Theory and evidence. *Journal of Post Keynesian Economics*, 42(2), 169–190. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/01603477.2018.1521288>.

Mishkin, F. S. (1992). Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 195–215. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90060-F](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90060-F).

Ouattara, B. (2004). The impact of project aid and programme aid on domestic savings: A case study of Côte d'Ivoire. Paper presented at the Centre for the Study of African Economies Conference on Growth, Poverty Reduction and Human Development in Africa.

Patinkin, D. (1965). Money, interest, and prices: An integration of monetary and value theory (2nd Ed.). New York: Harper & Row.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *DAE Working Paper*, 9514, 371–413. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/RePEc:cam:camdae:9514>.

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. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2678547>.

----- (1996). Testing for the existence of a long-run relationship. *Economics Letters*, 54(1), 97–105. Retrieved from [10.1016/0165-0510\(96\)00035-1](https://doi.org/10.1016/0165-0510(96)00035-1).

Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283–299. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.econ.1958.03.003>.

Plakandaras, V., Gupta, R., Karmakar, S., & Wohar, M. E. (2023). Are real interest rates a monetary phenomenon? Evidence from 700 years of data. *Research in International Business and Finance*, 66, 102010. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2023.102010>.

Romer, D. (2000). Keynesian macroeconomics without the LM curve. *Journal of Economic Perspectives*, 14(2), 149–169. Retrieved from <https://doi.org/10.1257/jep.14.2.149>.

Samuelson, P. A. (1948). Economics: An introductory analysis. New York: McGraw-Hill.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2007). Why has U.S. inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1), 3–33. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2007.00014.x>.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L).

The American Economic Review. (1965). American Economic Association, 55(4). Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1823934>.

Tooke, T. (1844). *An inquiry into the currency principle* (2nd Ed.). London: Longman, Brown, Green, and Longmans (Reprinted in 1964 as *Series of Reprints of Scarce Works on Political Economy*, 15. London: London School of Economics and Political Science).

Wicksell, K. (1898). Interest and prices. (Originally published in Swedish as *Geldzins und Güterpreise*). Zurich: Gustav Fischer.

Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. New Jersey: Princeton University Press.