The Journal of PLANNING & BUDGETING
Vol. 27 | No. 4 | Winter 2023 | doi 10.52547/jpbud.27.4.23 | ISSN: 2251-9092
PP 23-60

Estimating Real Money Balance Effect on Private Consumption and Aggregate Demand for Iran's Economy

Mohadese Alizadeh[1] | m.alizadeh@imps.ac.ir
Ahmadreza Jalali-Naini[2] | a.jalali@imps.ac.ir
Majid Einian[3] | majid.einian@aalto.fi

Received: 04/12/2022 | Accepted: 21/02/2023

Abstract Real Money Balance indicates the impact of the changes in real money stock on real variables of the economy. This paper estimates the real money balance effects on private consumption and aggregate demand by using a structural estimation approach. The data that we use is Iran's annual data and runs from 1990 through 2019. The variables are real private consumption expenditures, M2 money stock, CPI, GDP, population, central bank's one-year interest rate, the arithmetic mean of growth rates of the price of durable commodities, the exchange rate, the price of gold, and the price of one square meter of land. The estimation shows that the parameter that indicates the importance of the real money balance effect on private consumption is significantly different from zero (0.952 and 0.814 from two different normalization estimations). In addition, the amount of real money balance effect on aggregate demand equals 1.691 which is significantly different from zero. These results indicate the importance of real money balance effects on private consumption and aggregate demand in Iran's economy. This means that real money influences all macroeconomic variables and has an important role in monetary transaction mechanisms. This result indicates the importance of monetary policy and shows why we cannot ignore money's role in the monetary transaction mechanism. It also illustrates the negative impacts of price rise in real variables on economics by decreasing real money balance.

Keywords: Private Consumption, Liquidity, Real Money Balance, Interest Rate, Business Cycle.

JEL Classification: E00, E32.

1. M.A. in Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran (Corresponding Author).
3. Postdoctoral Researcher, Aalto University, Finland.

تخمین اثر مانده حقیقی پول بر مصرف خصوصی و تقاضای کل در اقتصاد ایران

محدثه علی‌زاده | m.alizadeh@imps.ac.ir
دانش‌آموختهٔ کارشناسی ارشد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

سیداحمدرضا جلالی نایینی | a.jalali@imps.ac.ir
استاد گروه اقتصاد، عضو هیئت علمی موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

مجید عینیان | majid.einian@aalto.fi
دانشجوی فوق‌دکتری دانشگاه آلتو، فنلاند.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۳ | پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۲

چکیده: اثر مانده حقیقی به معنای اثر تغییر در موجودی واقعی پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد است. در این پژوهش اثر مانده حقیقی پول بر پویایی مصرف و تقاضای کل در قالب رویکرد برآورد ساختاری مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد الگو با داده‌های سالانه ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ برای متغیرهای مصرف خصوصی، تولید ناخالص داخلی، نقدینگی، جمعیت کشور، نرخ بهره یک‌ساله بانکی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ رشد قیمت کالاهای بادوام، نرخ ارز، قیمت زمین و نرخ طلا به‌دست می‌آید. طبق برآوردهای این پژوهش، میزان اثر مانده حقیقی پول بر مصرف خصوصی حقیقی در دو نرمال‌سازی متفاوت برابر با مقدارهای ۰/۹۵۲ و ۰/۸۱۴ برآورد می‌شود. همچنین، میزان اثر مانده حقیقی پول بر تقاضای کل حقیقی برابر با ۱/۶۹۱ است. این مسئله به این معناست که پول حقیقی بر تمامی متغیرهای اقتصاد کلان نیز اثر می‌گذارد و نقش مهمی در سازوکار انتقال پول بازی می‌کند. این مسئله، اهمیت به سیاستگذاری پولی و عدم حذف متغیر پول را در سازوکار انتقال پول برجسته می‌سازد و آثار منفی افزایش قیمت‌ها را بر بخش حقیقی اقتصاد از طریق کاهش مانده حقیقی پول نشان می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: مصرف خصوصی، نقدینگی، مانده پولی، نرخ بهره، چرخه تجاری.

طبقه‌بندی JEL: E00, E32.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه | شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.27.4.23 | سال بیست و هفتم | شماره ۴ | زمستان ۱۴۰۱ | ص ص ۶۰-۲۳

مقدمه

چندین موضوع در ادبیات پولی از گذشته مطرح بوده است. یکی از آن‌ها این پرسش است که اثر تغییر در کمّیت پول (یا تغییر در نرخ رشد پول) بر متغیرهای حقیقی مانند تولید (یا رشد تولید) در کوتاه‌مدت یا بلندمدت چیست. پرسش مرتبط با این موضوع آن است که تغییر در نرخ رشد پول از چه مجاری (سازوکار تسری)[1] بر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد؟ این پرسش طی دهه‌ها مرکز اصلی بسیاری از مناظرات و اختلافات در مکاتب نظری و پژوهش‌های تجربی اقتصاد کلان بوده است. مکاتب نوکینزین، نئوکلاسیک، نوکلاسیک‌ها (با تلفیق انتظارات عقلایی) و چرخه‌های تجاری حقیقی در روش و مجاری اثر (مالیات تورمی، چسبندگی اسمی و اثر ثروت) و میزان اثرگذاری پول در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اختلاف نظر دارند، اما در میان این مکاتب اختلاف نظر قابل‌توجهی در خصوص خنثایی پول در بلندمدت وجود ندارد.

موضوع دیگر در ارتباط با اثر مانده حقیقی[2] طرح شده است. اثر مانده حقیقی در ابتدا توسط دی‌اسکیتوزکی[3] (۱۹۴۱)، هابرلر[4] (۲۰۱۷)، و پیگو[5] (۱۹۴۳) مطرح شد. پیگو (۱۹۴۳)، نخستین فردی است که با طرح الگویی مبتنی بر نظریات کینز، موضوع اثر ثروت بر مصرف را مطرح می‌کند و از این مجرا ارتباط مستقیم را بین پول و تقاضای کل (تولید) شناسایی می‌کند. این تاثیر توسط پیگو نیز تحت آنچه «اثر پیگو» نامیده می‌شود، مورد توجه اقتصاددانان حوزه اقتصاد کلان قرار گرفت، اما پتنکین[6] (۱۹۶۵) آن را به عنوان یک انتخاب اصطلاحی بد توصیف کرد. اثر پیگو به صورت محدود بود و فقط برای نشان دادن تاثیر بر مصرف استفاده شد، در حالی که عبارت اثر مانده حقیقی با گنجاندن تمام تاثیرات احتمالی از تغییرات موجودی مانده‌های حقیقی، به شکل بامعناتر و مفیدتری مطرح شده است.

اثر مانده حقیقی توسط پتنکین (۱۹۶۵) به شکل گسترده‌ای توسعه یافت. واژه «اثر مانده حقیقی» توسط پتنکین و برای توضیح اثر تغییر در موجودی واقعی پول بر متغیرهای حقیقی، به‌ویژه مصرف، طرح شده است. در واقع، اثر مانده حقیقی تغییر در متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند مخارج مصرفی در نتیجهٔ تغییرات در ارزش واقعی موجودی پول در چرخه‌های اقتصادی را نشان می‌دهد. وی مجرای

1. Propagation Mechanism
2. Real Balance Effect
3. De Scitovszky
4. Haberler
5. Pigou
6. Patinkin

اثری را شناسایی و تعریف می‌کند که از طریق آن، یک تغییر در مانده حقیقی، یا از طریق تغییر در مقدار عرضه پول اسمی یا از طریق تغییر در سطح قیمت‌های اسمی به‌وجود می‌آید و از طریق تاثیر بر ثروت خانوار، بر مصرف و تولید اثر می‌گذارد. اثر مانده حقیقی به بانک مرکزی اجازه می‌دهد حتی زمانی که نرخ بهره اسمی به کران پایینی خود می‌رسد، بتواند بر اقتصاد اثر بگذارد (Ireland, 2005).

مک‌کالم[1] (۱۹۸۹)، این نکته را یادآور می‌شود که «اگر اثر مانده حقیقی وجود داشته باشد، پول در اقتصاد دیگر ابَرخنثا نیست» (ص ۱۲۱) و نرخ بهره حقیقی در حالت پایدار[2] با تغییر نرخ تورم تغییر می‌کند. او با استفاده از الگویی که در آن ثروت حقیقی بر مصرف خانوار اثر مثبت دارد، مانده حقیقی پول را به عنوان جزء پولی ثروت حقیقی، که توسط خانوار نگهداری می‌شود، معرفی می‌کند.

پتنکین (۱۹۶۵)، در نقدی که بر مدل استاندارد کلاسیک می‌نویسد، این ایراد را مطرح می‌کند که پول در معادلات الگوی کلاسیک بدون کاربرد است و کلاسیسیست‌ها دارای توهم پولی‌اند. او با وارد کردن اثر ثروت ناشی از نگهداری پول از تلفیق دو نظریه جداگانه ارزش و پول[3] کلاسیسیست‌ها، تحلیل اثر تغییر بر حجم پول را در یک الگوی تعادل عمومی ایستا باب می‌کند. سیدراسکی[4] (۱۹۶۷)، ایدهٔ پتنکین را در یک الگوی بین‌زمانی بازسازی می‌کند که در ادبیات اقتصاد پولی به الگوی پول در تابع مطلوبیت موسوم است. لوکاس[5] (۱۹۷۲)، مبانی نظری الگوهایی با نوسانات اقتصادی را که در آن‌ها پول عامل اصلی تحرکات تولید است، فراهم می‌کند و سیمز[6] (۱۹۸۰) نشان می‌دهد که پول علّیت گرانجری[7] بر تولید دارد، ولی وقتی نرخ بهره به الگو اضافه می‌شود این دلالت قابل‌تایید آماری نیست.

در الگوهای نوکینزی با رویکرد DSGE[8] که در بحث اثر سیاست پولی چارچوب رایج و غالب هستند، برای پول (و کانال معادله اولر)[9] در سازوکار انتقال سیاست پولی نقش اثرگذاری در نظر گرفته نمی‌شود. به این الگوها اصطلاحاً بدون پول گفته می‌شود.

1. McCallum
2. Steady-State
3. Value and Monetary Theory
4. Sidrauski
5. Lucas
6. Sims
7. Granger Causality
8. Dynamic Stochastic General Equilibrium
9. Euler Equation

دو نمونه از الگوهای اخیرتر نوکینزی، وودفورد[1] (۲۰۰۳) و آیرلند (۲۰۰۱) هستند. وودفورد (۲۰۰۳)، بر این عقیده است از آن‌جا که بانک مرکزی نرخ‌های بهره را کنترل می‌کند (بدون آن‌که به عرضه پول واکنش سیاستی نشان دهد)، پول نقش مهمی در تعیین مقادیر تعادلی سایر متغیرهای اقتصادی ایفا نمی‌کند و اثر کمی مانده حقیقی پول مقدار ناچیزی است. او با کالیبراسیون الگوی پول در تابع مطلوبیت برای اقتصاد کشور ایالات متحده و برآورد تابع، اندازهٔ این اثرات را بسیار کم ارزیابی می‌کند. مک‌کالم (۲۰۰۰) نیز با وجود استفاده از روش کالیبراسیون متفاوت، در نهایت به همین نتیجه همگرا می‌شود. همچنین، آیرلند (۲۰۰۱) با ارائه برآوردهای بیشینهٔ درست‌نمایی[2] از یک الگوی ساختاری بزرگ‌تر، در نهایت به نتیجهٔ «اثر قابل‌چشم‌پوشی و ناچیز مانده پولی» می‌رسد.

در حالی که نتایج حاصل از پژوهش‌های این اقتصاددانان حکایت از اثر ناچیز مانده حقیقی دارد، پژوهش فاوارا و گیوردانی[3] (۲۰۰۹) نتایجی کاملاً متفاوت به‌دست می‌دهد. در این پژوهش از الگوی بردار خودبرگشتی[4] ساختاری استفاده می‌شود. ایشان با استفاده از محدودیت‌های موجود در الگوی استاندارد نوکینزی، تکانه‌های کل‌های پولی را شناسایی می‌کنند و برخلاف پیش‌بینی‌های الگوی نوکینزین، درمی‌یابند که تکانه‌های تقاضای پول تاثیرات قابل‌توجه و مداومی بر تولید و قیمت‌ها دارند.

الگوی مورد نظر این پژوهش، که برگرفته از پژوهش دوریچ (۲۰۰۹) است، برداشتی از نظریه پتنکین است و در قالب الگوی پول در تابع مطلوبیت با مصرف و پول حقیقی جدایی‌ناپذیر تصریح می‌شود. این پژوهش با استفاده از رویکرد برآورد ساختاری، متفاوت با آنچه توسط وودفورد (۲۰۰۳) و آیرلند (۲۰۰۱) ارائه شده، به بررسی اهمیت اثر مانده حقیقی پول بر اقتصاد ایران و به‌طور مشخص‌تر میزان اثر مانده حقیقی بر مصرف می‌پردازد و به ارزیابی صحت نتایجِ به‌دست‌آمده از پژوهش‌های آن‌ها در مقابل فاوارا و گیوردانی (۲۰۰۹) اقدام می‌کند. به‌طور مشخص‌تر، در این پژوهش با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[5] معادلات پویای اولر برای مصرف (منحنی IS) و تقاضای پول (منحنی LM) حاصل از الگوی پول در تابع مطلوبیت جدایی‌ناپذیر در مصرف و پول حقیقی به‌طور مشترک تخمین زده می‌شوند و با برآورد پارامترهای این معادلات، میزان اثر مانده حقیقی پول بر مصرف سنجیده می‌شود.

اثر مانده حقیقی پول مجرایی را نشان می‌دهد که طی آن یک تغییر در مانده حقیقی پول، که به

1. Woodford
2. Maximum Likelihood
3. Favara & Giordani
4. Vector Auto-Regressive Approach
5. Generalized Method of Moments

علت تغییر در عرضه پول یا تغییر در سطح قیمت‌ها به‌وجود می‌آید، ثروت اشخاص و در نتیجه مصرف و تولید را متاثر می‌سازد. «اثر مانده حقیقی پول زمانی وجود دارد که مصرف (یا تقاضای کل) مستقیماً تحت تاثیر میزان مانده واقعی پول در بخش خصوصی، با دلایلی مستقل از حرکت نرخ بهره باشد که به‌طور معمول با تغییر در عرضه پول حقیقی همراه است، و در یک ساختار پول در تابع مطلوبیت، اثر مانده حقیقی پول زمانی رخ می‌دهد که تابع مطلوبیت در مصرف و پول حقیقی جدایی‌ناپذیر باشد» (Dorich, 2009: 2). به همین دلیل، در الگوی این پژوهش تنها تکانه تقاضای پول تصریح شده است. همچنین در این الگو، فرض جدایی‌ناپذیر بودن تابع مطلوبیت قید شده و مورد سنجش قرار گرفته است. همچنین، در پژوهش حاضر برای اولین بار در ادبیات پژوهشی ایران، مانده حقیقی از کانال معادله اولر بر مصرف و تولید اثر می‌گذارد.

هدف پژوهش این است که با استفاده از الگوی ارائه‌شده، نتایجِ الگوهای نئوکلاسیکی و نوکینزی، و در مقابل، پژوهش‌هایی مانند فاوارا و گیوردانی (۲۰۰۹) را در خصوص اثر مانده حقیقی پول بر مصرف و تقاضای کل مورد راستی‌آزمایی قرار دهد. همچنین، در این پژوهش بررسی می‌شود که میزان اثرگذاری پول بر مصرف چقدر است و آیا طبق نظر وودفورد، اثر مانده حقیقی پول بر پویایی مصرف خصوصی در ایران مقدار ناچیزی است یا آن‌که حجم پول اثر قابل‌توجهی بر مصرف دارد.

با وجود این‌که الگوی این پژوهش الهام‌گرفته از وودفورد (۲۰۰۳) است، روش استفاده‌شده از دو جهت با پژوهش وودفورد تفاوت دارد. یک این‌که از معنای گسترده‌تری برای پول استفاده شده و از داده‌های نقدینگی به‌جای پایه پولی، مورد استفاده توسط وودفورد، استفاده شده است. دوم این‌که وودفورد تمامی مقادیر پارامترها را با استفاده از کالیبراسیون مشخص کرده و بعد به صورت مستقیم میزان اثر مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی را با استفاده از این پارامترهای کالیبره‌شده به‌دست آورده است، در حالی که این پژوهش به تخمین پارامترهای الگو با استفاده از روش GMM می‌پردازد و اثر مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی را با استفاده از این تخمین‌ها به‌دست می‌آورد.

مبانی نظری پژوهش

منظور از «اثر ثروت» در الگوهای اقتصاد پولی آثار ناشی از تغییرات ثروت بر متغیرهای اقتصادی است. اثر تعادل واقعی به عنوان اثر ثروت ویژه، تمام آثار اقتصادی ناشی از تغییر در تعادل واقعی پول نقد[1] را پوشش می‌دهد (Felderer & Homburg, 1992). اصطلاح اثر تعادل واقعی که برای اولین

1. Real Cash Balance (M/P)

بار توسط دی‌اسکیتوزکی (۱۹۴۱)، هابرلر (۲۰۱۷)، و پیگو (۱۹۴۳) استفاده شد و توسط پتنکین (۱۹۶۵) بسط و توسعه یافت، به معنای مجرایی است که از طریق آن هر تغییری در تعادل واقعی پول که یا از طریق تغییر در عرضه اسمی پول یا از طریق تغییر در سطح اسمی قیمت‌ها ایجاد می‌شود، بر ثروت افراد و در نتیجه بر تولید و مصرف آن‌ها اثر می‌گذارد (Ireland, 2001).

ویکسل (۱۹۳۶)، با ارائه الگویی مغایر با نظریه مقداری مکتب کلاسیک و مطرح کردن وجود دو نرخ بهره (نرخ بهره وام‌ها و نرخ بهره طبیعی)، راهی جدید در سیاستگذاری پولی ایجاد می‌کند. در الگوی او کل‌های پولی متغیری درون‌زاست و بانک مرکزی صرفاً به تثبیت نرخ بهره می‌پردازد. الگوی معرفی‌شده توسط ویکسل به عنوان الگوی پایه‌ای مورد استفادهٔ بسیاری از اقتصاددانان از جمله وودفورد (۲۰۰۳) قرار گرفت.

پتنکین (۱۹۶۵)، با تلفیق دو نظریه ارزش و پول مکتب کلاسیک، اثر ثروت را وارد الگوهای اقتصادی می‌کند. در الگوی او توهم پولی که مکتب کلاسیک به آن دچار بود برطرف می‌شود و پول دیگر تنها به عنوان کالایی تزئینی وارد الگو نمی‌شود. او با وارد کردن اثر ثروت ناشی از نگهداری پول، تحلیل اثر تغییر در حجم پول را در الگوی تعادل عمومی ایستا باب می‌کند. سیدراسکی (۱۹۶۷)، با بسط الگوی رمزی[1] (۱۹۲۸)، اولین الگوی پول در تابع مطلوبیت را ارائه می‌دهد. از این پژوهش می‌توان به عنوان سنگ بنای تمام الگوهای پول در تابع مطلوبیت یاد کرد. تفاوت پژوهش او با کار پتنکین، در فرض اولیه آن‌هاست. سیدراسکی در تجزیه‌وتحلیل رفتار پس‌اندازی افراد، فرایند انباشت ثروت را مبنای کار خود قرار می‌دهد، در حالی که در الگوی پتنکین مبنا رشد پول و میزان عرضه و تقاضای آن است.

مقاله پایه‌ای لوکاس (۱۹۷۲) مبانی نظری الگوهایی با نوسانات اقتصادی را که در آن‌ها پول عامل اصلی تحرکات تولید است، فراهم می‌کند. لوکاس در این پژوهش به بررسی امکان وجود اثر حقیقی پول اسمی بر کل‌های حقیقی اقتصاد (مصرف و تولید) به لحاظ نظری می‌پردازد. در الگوی لوکاس، منحنی فیلیپس نه به عنوان یک واقعیت تجربی غیرقابل توضیح، بلکه به عنوان یک ویژگی اصلی برای حل الگوی تعادل عمومی به‌کار رفته است. رویکرد لوکاس، همان‌طور که خودِ او تاکید می‌کند، از بسیاری جهات نزدیک به رویکرد فلپس و همکاران[2] (۱۹۷۰) است. در الگوی استفاده‌شده توسط او، برای آن‌که همه انواع توهم پولی مد نظر قرار بگیرند، از دو شرط پیروی می‌شود: استفاده از منحنی

1. Ramsey
2. Phelps

فیلیپس با شرایط تسویه بازار قیمت‌ها و رفتار بهینه تمام عوامل با توجه به اهداف و انتظارات خود. لوکاس در این پژوهش یکی از دلایل ایجاد اختلال را وجود تغییرات تصادفی در مقدار پول می‌داند و بروز آن را در نوسانات قیمت اسمی در نظر می‌گیرد. الگوی مورد استفاده لوکاس در این پژوهش الگوی نسل‌های همپوشان برگرفته از ساموئلسون (۱۹۵۸)[1] است. نتیجهٔ غایی این است که پول یک حجاب است؛ اما وقتی حجاب نوسان می‌کند، خروجی واقعی ایجاد می‌شود.

سیمز (۱۹۸۰)، نشان می‌دهد که پول علّیت گرانجری بر تولید دارد و آثار حقیقی پول با تنظیم قیمت بدون اصطکاک و انتظارات منطقی از بین نمی‌رود، ولی وقتی نرخ بهره به الگو اضافه می‌شود، این دلالت قابل‌تایید آماری نیست. مک‌کالم (۱۹۸۹)، با استفاده از الگویی که در آن علاوه بر تولید حقیقی و نرخ بهره حقیقی، ثروت حقیقی نیز بر مصرف خانوار اثر مثبت دارد، مانده حقیقی پول را به عنوان جزء پولی ثروت حقیقی، که توسط خانوار نگهداری می‌شود، معرفی می‌کند. در این الگو، نرخ بهره حقیقی با تغییر نرخ تورم در حالت پایدار معادله IS تغییر می‌کند و در نتیجه اقتصاد دیگر ابَرخنثا نیست. مک‌کالم به این نتیجه می‌رسد که اگرچه هنوز وجود اثر مانده حقیقی در اقتصاد ثابت نشده، اما به صورت نظری اگر اثر مانده حقیقی پول مهم باشد، پول ابَرخنثا[2] نیست. سوانسن[3] (۱۹۹۸)، نیز به بررسی وجود علت گرانجری پول بر تولید (اثر نوسانات پول بر نوسانات تولید) می‌پردازد. نتایج پژوهش او اشاره دارد که رابطه علّی بین پول و تولید در طول زمان متفاوت است و وجود قدرت پیش‌بینی پول برای درآمد هنوز روشن نیست. فیشر[4] (۱۹۷۹)، از الگوی پولی بهینه برای تحلیل انباشت سرمایه در مسیر انتقالی استفاده می‌کند و این‌گونه نتیجه می‌گیرد که در الگویی با تابع مطلوبیت جدایی‌ناپذیر در مصرف و پول و با ریسک‌گریزی نسبی ثابت، نرخ رشد پول بر نرخ انباشت سرمایه اثرگذار است. مک‌کالم (۲۰۰۰)، از الگوی تعادل عمومی ساده با چسبندگی قیمت و نااطمینانی استفاده می‌کند. در این الگو، مطلوبیت فقط تابع مصرف است. الگوی مورد استفاده در این پژوهش با توجه به روابط تجربی تخمین زده‌شده در مطالعات مختلف با داده‌های ایالات متحده کالیبره می‌شود. نتیجهٔ این پژوهش از ابَرخنثایی پول حکایت دارد.

وودفورد (۲۰۰۳)، با استفاده از الگوی پول در تابع مطلوبیت برای داده‌های ایالات متحده به بررسی میزان اثرگذاری پول در ادوار تجاری می‌پردازد. او با الهام از پژوهش ویکسل (۱۹۳۶)، فرض

1. Samuelson
2. The Superneutrality of Money
3. Swanson
4. Fischer

می‌کند بانک مرکزی فقط به کنترل نرخ بهره می‌پردازد و سپس به این نتیجه می‌رسد که پول نقش مهمی در تعیین مقدار تعادلی سایر متغیرهای اقتصادی ایفا نمی‌کند و اثر مانده حقیقی پول مقدار ناچیزی است. می‌توان به پژوهش او دو ایراد وارد کرد: یکی استفاده از پایه پولی به‌جای استفاده از نقدینگی که تمام خدمات نقدینگی را شامل نمی‌شود و دیگری عدم استفاده از محدودیت‌های پویا در منحنی‌های IS-LM. در نهایت، او به بی‌اثر بودن مانده‌های پولی نمی‌رسد، اما مقدار اثر مانده حقیقی پولِ به‌دست‌آمده در پژوهشش آن‌قدر ناچیز است که می‌توان از آن چشم‌پوشی کرد. آیرلند (۲۰۰۱)، با استفاده از رشته معادلات گسترده‌ای با فرضیات و محدودیت‌های مقیدکننده، به تخمین میزان اثر مانده حقیقی پول بر متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد می‌پردازد. در پژوهش او، علاوه بر استفاده از معادلات IS-LM، از معادلات عرضه کل نیز استفاده می‌شود. او برای استفاده از معادله عرضه کل، فرض‌های معادله تولید خطی نسبت به نیروی کار را با هزینه تطبیقی قیمت رتمبرگ[1] (۱۹۸۲)، دستمزد انعطاف‌پذیر، حاشیه عدم مطلوبیت ثابت کار، و نبودِ سرمایه‌گذاری در اقتصاد اِعمال می‌کند. نتیجهٔ پژوهش او نیز بیانگر نتایج وودفورد (۲۰۰۳) است و از اثر ناچیز مانده حقیقی پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد حکایت دارد. رایز[2] (۲۰۰۷)، از الگویی با تابع مطلوبیت جدایی‌ناپذیر استفاده می‌کند. نتیجه نشان می‌دهد در شرایطی که تقاضای تعادلی پول واقعی نسبت به نرخ بهره اسمی کشش‌پذیر است و بر مطلوبیت نهایی مصرف اثر می‌گذارد، سیاست‌های پولی می‌تواند بر متغیرهای حقیقی اقتصاد اثرگذار باشد. دوریچ (۲۰۰۹)، با الهام از وودفورد (۲۰۰۳)، از الگوی پول در تابع مطلوبیت استفاده می‌کند. او به بررسی داده‌های ۱۹۵۹ تا ۲۰۰۴ ایالات متحده می‌پردازد و نتیجه می‌گیرد که پول اَبَرخنثا نیست و میزان اثر قابل‌ملاحظه‌ای بر تغییرات مصرف و تولید حول روند دارد.

باریل و همکاران[3] (۲۰۱۰)، با استفاده از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا در چارچوب نظریه نوکینزی به بررسی اثر تکانه‌های پولی و مالی بر بخش حقیقی اقتصاد در کشور اسپانیا می‌پردازد. نتیجهٔ این پژوهش بیانگر اثرگذاری این تکانه‌هاست. رابینسون[4] (۲۰۱۳)، با استفاده از الگوی BVAR-DSGE که تلفیق الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا و VAR است، اثر تکانه‌های پولی، فناوری و ترجیحات را بر متغیرهای کلان اقتصادی (تولید حقیقی و دستمزد حقیقی) در چرخه‌های تجاری حقیقی کشور استرالیا بررسی می‌کند. نتیجهٔ پژوهش او نیز تاثیر این تکانه‌ها را تایید می‌کند. مک‌کندلس و

1. Rotemberg
2. Reis
3. Burriel
4. Robinson

وبر[1] (۱۹۹۵)، با استفاده از چندین تعریف از پول و با بررسی داده‌های ۱۱۰ کشور در بازه زمانی ۳۰ ساله به بررسی رابطه بین پول و سایر متغیرهای اقتصادی در بلندمدت می‌پردازند. این دو با بررسی نرخ متوسط تورم، نرخ رشد تولید، و نرخ رشد پول (با اندازه‌گیری‌های متفاوت) به دو نتیجه همگرا می‌شوند: یک این‌که در بلندمدت رابطهٔ بین نرخ تورم و نرخ رشد پول تقریباً یک است؛ نتیجه‌ای که در کارهای برنتسِن و همکاران[2] (۲۰۱۱) که در بازه زمانی متفاوت و با تعداد کشورهای محدودتری انجام شد نیز مشاهده می‌شود. دوم آن‌که رابطه‌ای بین نرخ رشد پول و نرخ تورم با نرخ رشد تولید حقیقی وجود ندارد (بدین معنا که هیچ کانالی برای اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید حقیقی وجود ندارد). لازم به اشاره است که نتیجهٔ دوم به میزان نتیجهٔ یکم قابل‌اتکا نیست و مک‌کندلس و وبر (۱۹۹۵) رابطه‌ای مثبت بین نرخ رشد تولید حقیقی و نرخ رشد پول (و نه نرخ تورم) در کشورهای عضو OECD گزارش می‌کنند.

در ایران نیز پژوهش‌هایی در باب اثر سیاستگذاری پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است. مطالعات تجربی صورت‌گرفته در ایران به نتایج متفاوت و گاه کاملاً متضادی در مورد چگونگی اثرگذاری سیاستگذاری پولی بر بخش واقعی اقتصاد رسیده‌اند. در ادامه، به شرح مختصری از این پژوهش‌ها پرداخته می‌شود.

عسلی (۱۹۹۶)، با به‌کارگیری الگوهای اقتصادسنجی کلان به تحلیل سیاست‌های پولی و ارزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازند. او به کمک شبیه‌سازی‌های انجام‌شده در الگو به این نتیجه می‌رسد که اجرای سیاست پول انبساطی موجب کاهش سطح تولید کل، مصرف بخش خصوصی، و سرمایه‌گذاری این بخش می‌شود. از نتایج این پژوهش، می‌توان به «اثر مثبت و معنادار مانده حقیقی پول بر مصرف، که از آن می‌توان به عنوان اثر پیگو یاد کرد» اشاره داشت (Assali, 1996: 118). نوفرستی (۱۳۸۴)، با بهره‌گیری از الگوی کلان اقتصادسنجی تدوین‌شده به روش همجمعی، آثار ناشی از اجرای سیاست پولی را از طریق متغیر ابزار سیاستگذاری نرخ سپرده قانونی و همچنین بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی شبیه‌سازی می‌کند. نتایج پژوهش او حاکی اثرگذاری قابل‌توجه سیاستگذاری پولی در ایران است. به گفته او: «سیاست پولی انبساطی موجب می‌شود از یک‌سو تولید کل افزایش یابد که موجد اشتغال است و از سوی دیگر مصرف بخش خصوصی، صادرات غیرنفتی و واردات افزایش پیدا کند که باعث رونق و رفاه اقتصادی خواهد شد» (نوفرستی، ۱۳۸۴: ۱). جعفری صمیمی و عرفانی

1. McCandless & Weber
2. Berentsen

(۱۳۸۳)، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۱ اقتصاد ایران، خنثا بودن و ابَرخنثا بودن پول را مورد آزمون قرار می‌دهند. نتیجهٔ به‌دست‌آمده حاکی از آن است که پول در اقتصاد ایران خنثا بوده است، اما ابَرخنثا بودن پول برای اقتصاد ایران، در دوره تحت بررسی را نمی‌توان پذیرفت. صمدی و جلایی (۱۳۸۳)، با تخمین یک معادله خطی، به برآورد رابطه بین شکاف موجود بین تولید ناخالص واقعی و متغیر روند با متغیرهای درآمدهای نفت و گاز کشور، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، حجم نقدینگی واقعی و کسری بودجه دولت می‌پردازند. آن‌ها به این نتیجه می‌رسند که متغیرهای حجم نقدینگی و کسری بودجه اثر منفی بر جریان حرکت ادوار تجاری دارند و از آن‌جا که در اکثر سال‌ها کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی تامین مالی می‌شد، این دو متغیر اثری یکسان بر ادوار تجاری دارند. در پژوهش آن‌ها، میزان اثر حجم نقدینگی بر شکاف بین تولید ناخالص واقعی و متغیر روند حدود ۰/۷ برآورد می‌شود. مصلحی (۲۰۰۶)، اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران را با روش رگرسیون‌های نامرتبط برای داده‌های سری زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ بررسی می‌کند. نتیجهٔ پژوهش او این است که سیاست‌های پولی و مالی در ایران اثری بر بخش حقیقی اقتصاد ندارند و فقط بر بخش اسمی اقتصاد اثرگذارند. احمد و همکاران (۲۰۰۸)، با استفاده از اطلاعات سالانه دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ و با به‌کارگیری روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده[1] به تخمین تابع مصرف خصوصی می‌پردازند. نتیجهٔ پژوهش آن‌ها این است که «حجم نقدینگی واقعی به میزان ۰/۱ (به عنوان جانشینی برای ثروت حقیقی جامعه) دارای اثر مثبت و معناداری بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی است» (Ahmad *et al*., 2008: 1). امام‌قلی‌پور و عاقلی (۲۰۱۱)، با استفاده از اطلاعات سالانه دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های گسترده به بررسی اثر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران می‌پردازد. نتیجهٔ به‌دست‌آمده نشان می‌دهد میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی در بلندمدت مقدار قابل‌توجهی است. کمیجانی و همکاران (۲۰۱۳)، با استفاده از روش فیشر-سیتر (FS) و با استفاده از داده‌های ایران برای دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۸ به تخمین خنثایی و ابَرخنثایی پول می‌پردازند. نتایج از خنثا بودن و ابَرخنثا بودن پول حکایت می‌کند. پارسا و همکاران (۲۰۱۳)، به بررسی اهمیت اختلالات سیاست‌های پولی و مالی در شکل‌گیری سیکل‌های تجاری ایران و نیز تاثیر آن‌ها بر توزیع درآمد می‌پردازند. آن‌ها از فیلتر هادریک-پریسکات برای داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۲ به منظور محاسبه نوسانات درآمد ملّی و همین‌طور تکنیک تابع واکنش تحریک به منظور بررسی آثار تکانه‌های سیاست پولی و مالی استفاده می‌کنند. نتیجهٔ

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

پژوهش آن‌ها نمایانگر این است که چرخه‌های تجاری ایران در واکنش به تکانه‌های پولی و مالی هر دو واکنش نشان می‌دهد، اما از این میان آثار تکانه‌های مالی بیش‌تر است و تاثیر تکانه‌های پولی پس از یک یا دو دوره از بین می‌رود و در بلندمدت این تکانه‌ها تاثیر چندانی بر شکل‌گیری ادوار تجاری ندارد. محمدی و همکاران (۲۰۱۷)، با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زا (VECX) برای داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۲، به ارائه ساختاری از روابط بلندمدت میان متغیرهای کلیدی اقتصادی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد ضریب اثرگذاری مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی به میزان ۰/۴۲ و به‌شدت معنادار است. مولایی و علی (۲۰۱۸)، با استفاده از الگوی خودهمبستگی با وقفه‌های گسترده به اثر شوک‌های اقتصادی بر مصرف خانوارها در ایران طی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۳ می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد تکانه دائمی نقدینگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه‌ای مثبت و معنادار با مخارج مصرفی خانوارهای ایرانی دارد. ممی‌پور و همکاران (۲۰۱۸)، با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر در تشخیص ادوار تجاری و عوامل موثر بر احتمالات ماندن در دوران رکود و رونق یا گذار از وضعیتی به وضعیت دیگر، به بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۴ می‌پردازند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد سیاست‌های پولی و مالی انبساطی (به‌ترتیب افزایش نقدینگی و مخارج دولت) در دوران رونق، به افزایش طول دوران رونق منجر می‌شود.

الگوی پژوهش

در این بخش، الگوی استفاده‌شده در پژوهش، که برگرفته از الگوی دوریچ (۲۰۰۹) بوده و توسط وودفورد (۲۰۰۳) بسط یافته است، ارائه می‌شود. در این قالب از پویایی و محدودیت‌های میان‌معادله‌ای[1] که در معادلات IS و LM وجود دارد، به‌طور مشترک استفاده می‌شود تا اندازهٔ اثرات مانده حقیقی پول، که توسط پارامترهای الگو نشان داده شده است، تخمین زده شود. در این پژوهش از نقدینگی به‌جای پایه پولی استفاده شده است، به این دلیل که نقدینگی شامل کلیه دارایی‌هایی است که خدمات نقدینگی را ارائه می‌دهند و بنابراین معیار وسیع‌تری برای ارزش پول به عنوان وسیلهٔ پرداخت است.

هدف نهایی در به‌کارگیری الگو، به‌دست آوردن شکل خطی-لگاریتمی‌شده[2] معادله اولر برای مصرف (منحنی IS تعمیم‌یافته) و تقاضای پول (منحنی LM تعمیم‌یافته) از الگوی پول در تابع

1. Cross-Equation
2. Log-Linearized

مطلوبیت است که در بخش تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند. این معادلات رفتار بهینه‌سازی خانوارها را به همان شکلی که همتایان آن‌ها در الگوهای ارائه‌شده توسط وودفورد و آیرلند دارند، منعکس می‌کنند. در الگوی پول در تابع مطلوبیت، خانوار[1] نمونه به دنبال بیشینه‌سازی مطلوبیت انتظاری تنزیل‌شده[2] خویش در طی زمان است:

$$U = E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t[U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}; \varepsilon_t\right)]\right\} \quad (1)$$

که در آن $0 < \beta < 1$ ضریب تنزیل[3]، C_t سطح مصرف تنها کالای[4] اقتصاد، M_t مانده پولی خانوار در انتهای دوره، P_t قیمت پولی تنها کالاهای اقتصاد در زمان t و ε_t جزء اختلال خدمات نقدینگی است. تابع U مطلوبیت دوره‌ای غیرمستقیم است و هزینه‌های معامله را با سطح معینی از مانده پولی شامل می‌شود. این تابع، مقعر و اکیداً صعودی نسبت به مصرف و مانده پولی است. همچنین، فرض می‌شود تابع U برای این‌که مصرف و مانده پولی اکیداً کالاهای عادی هستند دلالت دارد، بدین معنا که فرض می‌شود مسیرهای افزایش درآمد در صورت وجود هرگونه قیمت نسبی مثبت محدود برای این دو کالا صعودی هستند. تمام فرضیات بالا با الگوی خُرد هزینه معاملات و الگوی هزینه خرید سازگارند. علاوه بر این، تابع مطلوبیت نسبت به مانده پولی و مصرف جدایی‌ناپذیر است. اگر $U_{cm} = 0$ باشد، تابع مطلوبیت نسبت به پول و مصرف جدایی‌پذیر خواهد بود و در نتیجه اثر مانده حقیقی پول وجود نخواهد داشت. همچنین، فرض می‌شود که اختلال در نقدینگی بر مطلوبیت حاشیه‌ای مصرف و پول، هر دو اثر می‌گذارد ($U_{c\varepsilon} \neq 0, U_{m\varepsilon} \neq 0$). بیشینه‌سازی مطلوبیت انتظاری باید با توجه به فرض محدودیت بودجه انجام شود. محدودیت بودجه در هر دوره توسط رابطه (۲) به‌دست می‌آید:

$$M_t + B_t \leq W_t + P_tY_t - T_t - P_tC_t \quad (2)$$

که در آن B_t ارزش اسمی کالای بدون ریسک خانوار در انتهای دوره، W_t سطح ثروت مالی در ابتدای دوره، Y_t منابع[5] برون‌زای (احتمالاً تصادفی[6]) تنها کالای اقتصاد، و T_t خالص مالیات اسمی جمع‌آوری‌شده توسط دولت است. مطابق قید محدودیت بودجه بالا، مجموع دارایی‌های مالی در انتهای یک دوره (پول و دارایی بدون ریسک) نمی‌تواند بیش از مجموع ثروت مالی آورده‌شده به آن

1. Household
2. Expected Discounted Utility
3. Discount Factor
4. Single Good
5. Endowment
6. Stochastic

دوره و درآمد غیرمالی کسب‌شده طی دوره منهای مالیات و سطح مصرف آن دوره باشد. دلیل عدم حضور نرخ‌های بهره در رابطه (۲) این است که فرض شده نرخ بهره بین دو دوره مجزا تغییر می‌کند. بنابراین، W_t شامل بهرهٔ به‌دست‌آمده از اوراق قرضه نگهداری‌شده در زمان *t-1* است. سطح ثروت کل در ابتدای دوره *t+1* از طریق رابطه (۳) به‌دست می‌آید:

$$W_{t+1} = (1 + i_t^m)M_t + A_{t+1} \qquad (۳)$$

که در آن i_t^m نرخ بهره اسمی نگهداری پول در پایان دوره t و A_{t+1} متغیر تصادفی بسته به وضعیت برای نشان دادن سبد انتخابی دارایی مالی غیرپولی خانوار است. طبق رابطه (۳)، W_{t+1} به عنوان تابع وضعیت تحقق‌یافته در زمان *t+1*، با تصمیماتِ گرفته‌شده در دوره t به‌دست آمده است. بنابراین W_t در رابطه (۲)، یک متغیر از پیش تعیین‌شده است.

در زمان انتخاب سبد دارایی مالی بدون ریسک، A_{t+1} یک متغیر تصادفی است که مقدار آن به شرایط موجود در دوره *t+1* بستگی خواهد داشت، اما خانوار ویژگی‌های کامل این متغیر تصادفی و ارزش آن را در هر دوره احتمالی انتخاب می‌کند. در نتیجه، نبودِ فرصت آربیتراژ[1] (شرط لازم برای تعادل) وجود ضریب تنزیل تصادفی (یکتا) $Q_{t,t+1}$ را با این ویژگی، که قیمت هرگونه سبد دارایی مالی با متغیر تصادفی A_{t+1} در دوره بعدی از رابطه (۴) به‌دست می‌آید، ایجاب می‌کند.

$$B_t = E_t\left[Q_{t,t+1}\, A_{t+1}\right] \qquad (۴)$$

نکتهٔ قابل‌ذکر این است که $Q_{t,t+1}$ از زمان t یک متغیر تصادفی باقی می‌ماند و E_t به انتظارات مشروط به وضعیت زمان t اشاره دارد. همچنین $Q_{0,t}$ نرخ تنزیل تصادفی است و $Q_{t,t} = 1$ و $\mathrm{E}_0 Q_{0,t} = \prod_{s=0}^{t-1} \frac{1}{1+i_s}$ است. با توجه به این ضریب تنزیل، i_t نرخ بهره یک‌دوره‌ای کالای بدون ریسک، از رابطه (۵) به‌دست می‌آید:

$$\frac{1}{1+i_t} = E_t\left[Q_{t,t+1}\right] \qquad (۵)$$

با جایگذاری رابطه (۳) و (۴) در رابطه (۲)، B_t از این معادله حذف و قید محدودیت بودجه به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

$$\left(1 - E_t Q_{t,t+1}(1 + i_t^m)\right) M_T + E_t\left[Q_{t,t+1}\, W_{t+1}\right] \le W_t + [P_t Y_t - T_t - P_t C_t]$$

رابطه (۶) از جایگذاری معادله (۵) در رابطه بالا حاصل می‌شود:

$$P_T C_t + \Delta_t M_t + E_T\left[Q_{t,t+1}\, W_{t+1}\right] \le W_t + [P_t Y_t - T_t] \qquad (۶)$$

1. Arbitrage

که در آن $\Delta_t = \frac{i_t - i_t^m}{1+i_t}$ هزینه فرصت نگهداری[1] پول است.

تعریفی کامل از قید محدودیت بودجه مستلزم تعریف محدودیت برای میزان استقراض به منظور جلوگیری از رخداد بازی (دسیسه) پونزی[2] است تا از سازگاری الگو با توالی نامحدود جریان محدودیت بودجه در یک الگو با افق بی‌نهایت جلوگیری شود. در این محدودیت، خانوار باید در پایان دوره t سبد کالای مثبت داشته باشد تا در دوره بعد بتواند وام بگیرد. در واقع، باید ثروت W_{t+1} منتقل‌شده به دوره بعد، محدودیت آن دوره را در هر حالتی که امکان دارد در زمان $t+1$ رخ بدهد برآورده کند، یعنی در رابطه (۷) صدق کند:

$$W_{t+1} \geq -\sum_{T=t+1}^{\infty} E_{t+1}\left[Q_{t+1,T}\left(P_T Y_T - T_T\right)\right]$$

در رابطه (۷)، نرخ تنزیل تصادفی عمومی $Q_{t,T}$ برای تنزیل درآمد اسمی در دوره T با توجه به دوره t از رابطه $Q_{T,t} \equiv \prod_{s=t+1}^{T} Q_{s-1,s}$ به‌دست می‌آید. رابطه (۷)، همچنین بر این نکته دلالت دارد که یک خانوار نمی‌تواند در هر دوره به میزان بیش از ارزش فعلی همه درآمدهای غیرمالی آینده پس از کسر مالیات بدهکار باشد. تمام دنبالهٔ بی‌نهایت محدودیت جریان بودجه (۶) و محدودیت‌های استقراض (۷) معادل یک تک‌معادله بین‌زمانی محدودیت بودجه خانوارند. نکته قابل‌توجه این است که اگر سمت راست رابطه (۷) تعریف‌شده نباشد (جمع نامحدود سمت چپ همگرا نباشد) قید محدودیت بودجه‌ای برای خانوار وجود نخواهد داشت، چرا که طرح پونزی امکان‌پذیر می‌شود و در نتیجه مصرف نامحدود امکان‌پذیر می‌گردد. بنابراین، رابطه (۷) باید به مواردی محدود شود که در آن‌ها طرح‌های پونزی امکان‌پذیر نیستند، یعنی در آن‌ها رابطه (۸) برای همه زمان‌ها برقرار است:

$$\sum_{T=t}^{\infty} E_t\left[Q_{t,T}\left(P_T Y_T - T_T\right)\right] < \infty \qquad (۸)$$

همچنین، قید محدودیت بودجه نامشخص است، مگر آن‌که نرخ بهره کالای بدون ریسک بیش‌تر از نرخ بهره پول باشد، یعنی $i_t \geq i_t^m$ در تمامی زمان‌ها برقرار باشد. در غیر این صورت، فرصتی برای آربیتراژ به‌وجود می‌آید، به این شکل که خانوار می‌تواند مصرف نامحدودی را از این طریق که با قرض گرفتن کالای بدون ریسک در یک دوره و فروش آن و نگهداری پول به اندازهٔ پرداخت بدهی در دوره

1. Opportunity Cost

۲. نوعی کلاهبرداری است که با پول گرفته‌شده از سرمایه‌گذارانِ بعدی، بازدهی را برای سرمایه‌گذارانِ جدید ایجاد می‌کند.

بعد مصرف اضافی داشته باشد، ایجاد کند. همچنین، از آن‌جا که تابع مطلوبیت نسبت به مصرف اکیداً صعودی است، چنین روندی پیوسته مطلوبیت خانوار را بدون توجه به این‌که مصرف تا چه سطحی افزایش یافته، افزایش می‌دهد. در نتیجه، برای کنترل این شرایط، باید شرط $i_t \geq i_t^m$ برقرار باشد.

با حضور محدودیت‌های بالا، امکان معادل‌سازی رابطه (۶) با یک تک‌معادله بین‌زمانی محدودیت بودجه خانوار وجود دارد. فرض شود یک مقدار مثبت و تصادفی برای $\{P_t\ , Q_{t,T}\}$ وجود دارد که در تمام زمان‌ها در معادلات (۸) و $i_t \geq i_t^m$ صدق می‌کند و همچنین $\{C_t\ , M_t\}$ میزان مصرف و مانده پولی خانوار، مقادیری نامنفی هستند. بنابراین، یک سبد مشخص دارایی مالی بدون ریسک برای خانوار وجود دارد که در هر زمان، در هر دو رابطه (۶) و (۷) صدق کند اگر و فقط اگر $\{C_t\ , M_t\}$ در قید محدودیت (۹) صدق کنند:[1]

$$\sum_{t=0}^{\infty} E_0 Q_{0,t}\ [P_t C_t + \Delta_t M_t] \leq W_0 + \sum_{t=0}^{\infty} E_0 Q_{0,t}\ [P_t Y_t - T_t] \qquad (۹)$$

قید محدودیت بودجه بین‌زمانی بالا این مسئله را بیان می‌کند که ارزش کنونی مصرف برنامه‌ریزی‌شدهٔ خانوار برای تمامی آینده نامحدود خود به علاوهٔ هزینه فرصت نگهداری پول برنامه‌ریزی‌شده‌اش نباید از میزان ثروت مالی اولیه خانوار به علاوهٔ ارزش کنونی درآمد پس از کسر مالیات انتظاری از منابعی غیر از دارایی مالی آن بیش‌تر شود. مسئله بیشینه‌سازی مطلوبیت خانوار این است که باید برای تمام زمان‌های $t \geq 0$، $C_t\ , M_t \geq 0$ را در حالتی انتخاب کند که رابطه (۵) با سطح ثروت اولیه W_0، قیمت کالای P_t و نرخ تنزیل تصادفی مورد انتظار برقرار باشد تا رابطه (۱) بیشینه شود.

از آن‌جا که این الگو اساساً مسئله بیشینه‌سازی تابع استاندارد مقعر با یک تک‌معادله محدودکنندهٔ قید بودجه است، شرایط لازم و کافی برای بیشینه‌سازی مطلوبیت خانوار به‌راحتی به‌دست می‌آید. اول این‌که معادلات (۸) و $i_t \geq i_t^m$ باید در تمام زمان‌ها برقرار باشند، چرا که در غیر این صورت طرح بهینه‌ای وجود نخواهد داشت (مصرف بیش‌تر همیشه امکان‌پذیر می‌شود). دوم این‌که در اقتصاد همراه با اصطکاک معاملاتی[2]، بهینه‌سازی مطلوبیت خانوار نیازمند این است که $U_m > 0$ و در نتیجه $i_t > i_t^m$ در همه زمان‌ها برقرار باشد. برای حل مسئله بیشینه‌سازی مطلوبیت خانوار باید ابتدا تابع

---

۱ . اثبات کامل این قضیه در وودفورد (۲۰۰۳) آورده شده است.

2. Transaction Friction

لاگرانژ و سپس شروط کان-تاکر ($x\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x}=0$) آن نوشته شود. پس از طی این مراحل و به‌دست آوردن مشتق‌های مرتبه اول، معادله اولر و تابع تقاضای پول به‌دست می‌آیند:

$$Euler\ Eq.(IS):\quad \frac{U_c\left(C_t,\frac{M_t}{P_t};\ \varepsilon_t\right)}{U_c\left(C_{t+1},\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}};\ \varepsilon_{t+1}\right)}=\frac{\beta}{Q_{t,t+1}}\frac{P_t}{P_{t+1}} \qquad (۱۰)$$

$$Money\ demand(LM):\quad \frac{U_m\left(C_t,\frac{M_t}{P_t};\ \varepsilon_t\right)}{U_C\left(C_t,\frac{M_t}{P_t};\ \varepsilon_t\right)}=\ \Delta_t \qquad (۱۱)$$

معادله (۱۰)، رابطه مصرف بین‌دوره‌ای (معادله اولر) و معادله (۱۱) رابطه بین پول و دارایی مالی جایگزین پول درون‌دوره‌ای (تابع تقاضای پول) است. با به‌کار بردن همزمان معادلات (۵) و (۱۰)، می‌توان معادله اولر را بازنویسی کرد:

$$1+i_t=\ \beta^{-1}\left\{E_T\left[\frac{U_c\left(C_{t+1},\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}};\ \varepsilon_{t+1}\right)}{U_c\left(C_t,\frac{M_t}{P_t};\ \varepsilon_t\right)}\frac{P_t}{P_{t+1}}\right]\right\}^{-1} \qquad (۱۲)$$

برای انجام بخش تجربی این پژوهش، نیاز است ابتدا حالت پایدار معادلات (۱۱) و (۱۲) نوشته شود و سپس انحرافات از حالت پایدار متغیرها در این معادلات تقریب زده شود.

$$S.S\ Euler\ E.q.:\ \frac{1+\bar{\imath}}{1+\bar{\pi}}=\frac{1}{\beta} \qquad (۱۳)$$

$$S.S\ Money\ Demand:\ \frac{U_m}{U_c}=\ \bar{\Delta} \qquad (۱۴)$$

که در آن $\bar{\pi}$، $\bar{\imath}$ و $\bar{\Delta}$ به‌ترتیب مقدارهای حالت پایدار متغیرهای تورم ناخالص، نرخ بهره اسمی، و هزینه فرصت نگهداری پول هستند. در معادلات بالا مشاهده می‌شود مانده حقیقی (m) اثری بر هیچ متغیری ندارد و نرخ بهره اسمی در حالت پایدار برابر با پارامتر نرخ تنزیل است. در نتیجه، می‌توان گفت پول در بلندمدت اثری بر روند متغیرهای حقیقی اقتصاد ندارد و خنثاست. برای آزمون اَبَرخنثایی پول در بلندمدت دو راه وجود دارد. در راه نخست، طبق مسیر والش[1] (۲۰۱۰) نیاز است که روابط عرضه کلی نیز بررسی شوند، که موضوع این پژوهش نیست. در راه دوم، از آن‌جا که طبق گفته مک‌کالم (۱۹۸۹) الگوی استفاده‌شده در این پژوهش الهام‌گرفته از پتنکین (۱۹۶۵) است و اثر

1. Walsh

ثروت پتنکین را بازتاب می‌دهد، اگر در معادله IS رابطه مستقیمی بین مانده حقیقی و مصرف حقیقی وجود داشته باشد و مانده حقیقی پول بر مصرف حقیقی اثر داشته باشد، پول اَبَرخنثا نیست. برای بررسی اثر مانده حقیقی پول بر نوسانات مصرف حول روند باید تقریب خطی-لگاریتمی منحنی‌های IS و LM با استفاده از روابط ریاضی نظریه تیلور[1] به‌دست آید. رابطه (۱۵)، تقریب خطی-لگاریتمی معادله (۱۴) است:

$$E_t(\hat{C}_{t+1} - \hat{C}_t) = \frac{\chi}{\sigma_c^{-1}} E_t(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t) + \frac{\hat{\imath}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}}{\sigma_c^{-1}} + \frac{U_{c\varepsilon}}{U_c\sigma_c^{-1}} E_t(\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t) \qquad (۱۵)$$

که در آن $\hat{C}_t = \log\left(\frac{C_t}{\bar{C}}\right)$، $\hat{m}_t = \log\left(\frac{m_t}{\bar{m}}\right)$، $\hat{\imath}_t = \log\left(\frac{1+i_t}{1+\bar{\imath}}\right)$، $\hat{\pi}_t = \log\left(\frac{P_t}{\bar{\pi}P_{t-1}}\right)$، $\sigma_c = -\frac{U_c}{\bar{C}\,U_{cc}}$، $\chi = \frac{\bar{m}\,U_{mc}}{U_c}$ است و $\bar{C}$ و $\bar{m}$ به‌ترتیب مقدارهای حالت پایدار متغیرهای مصرف و مانده حقیقی پول هستند. همچنین، علامت کلاه (^) روی متغیرها نشان‌دهندهٔ انحراف لگاریتمی آن‌ها از روند (حالت پایدار) در زمان t است.

در معادله (۱۵)، پارامتر σ_c^{-1} ضریب ریسک‌گریزی نسبی است و با توجه به شروط قیدشده برای تابع مطلوبیت، اکیداً صعودی است. پارامتر σ_c کشش جایگزینی بین‌زمانی برای مصرف حقیقی است و پارامتر χ نیز کشش مطلوبیت حاشیه‌ای مصرف نسبت به پول واقعی است. اگر این پارامتر برابر با صفر برآورد شود، در تابع مطلوبیت پول و مصرف جدایی‌پذیر است و مانده پولی اثری بر مصرف ندارد. تفاوت مقدار این پارامتر با صفر، نمایانگر جدایی‌ناپذیری پول و مصرف در تابع مطلوبیت و اثرگذاری مانده حقیقی پول بر نوسانات مصرف حول روند است. اهمیت اثر مانده حقیقی پول در این الگو با ضریب $\frac{\chi}{\sigma_c^{-1}}$ نشان داده می‌شود. این ضریب اثر یک درصد انحراف پول از حالت پایدار آن بر درصد انحراف مصرف از حالت پایدارش را اندازه می‌گیرد. اگر این ضریب به میزان زیادی از صفر فاصله داشته باشد، پول واقعی بر تقاضای کل اثر مستقیم دارد و در نتیجه بر تمام متغیرهای حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارد. همچنین، می‌توان گفت بزرگ بودن مقدار ضریب $\frac{\chi}{\sigma_c^{-1}}$ نشان می‌دهد که پول نقش مستقلی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند.

معادله (۱۵)، مبنای ایجاد بلوک تقاضای کل در بیش‌تر الگوهای اقتصاد کلانی است که برای تجزیه‌وتحلیل سیاست‌های پولی استفاده می‌شود. در حقیقت، ادغام معادله (۱۵) با شرط تسویه بازار، که جلوتر بیان خواهد شد، تقاضای کل را در یک اقتصاد بسته با سرمایه مستهلک‌شونده در یک دوره یا بدون سرمایه تعیین می‌کند. تقریب خطی-لگاریتمی متناظر برای معادله (۱۰) با توجه به حالت

1. Taylor Expansion Theory

پایدار آن در معادله (۱۴) به صورت رابطه (۱۶) است:

$$\widehat{m}_t = \eta_c \widehat{C}_t - \eta_i(\hat{\imath}_t - \hat{\imath}_t^m) + \left[\frac{U_{m\varepsilon}}{U_m} - \frac{U_{c\varepsilon}}{U_c}\right]\frac{1}{\sigma_m^{-1} + \chi}\ \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

که در آن $\eta_c = \frac{\frac{\bar{v}\chi}{\Delta} + \sigma_c^{-1}}{\sigma_c^{-1} + \chi}$ ، $\eta_i = \left(\frac{1+\bar{\imath}^m}{\bar{\imath} - \bar{\imath}^m}\right)\left(\frac{1}{\sigma_m^{-1} + \chi}\right)$ ، $\hat{\imath}_t^m = \log\left(\frac{1+i_t^m}{1+\bar{\imath}^m}\right)$ ، $\sigma_m = -\left(\frac{U_m}{\bar{m}\, U_{mm}}\right)$

$\bar{v} = \frac{\bar{C}}{\bar{m}}$ است $\bar{v}$ و $\bar{\imath}^m$ به‌ترتیب مقدارهای حالت پایدار سرعت پول و نرخ بهره اسمی پول هستند. پارامترهای η_c و η_i به‌ترتیب کشش مصرف و شبه‌کشش نرخ بهره نسبت به تقاضای پول‌اند و با توجه به شروط قیدشده برای تابع مطلوبیت اکیداً صعودی‌اند. آخرین جمله در رابطه (۱۶)، نمایانگر تکانه تقاضای پول (که توسط یک تابع خطی از اختلال در خدمات نقدینگی به‌دست می‌آید) است. در نهایت، فرض می‌شود جزء اختلال دارای میانگین صفر ($E(\varepsilon_t) = 0$) است و از رابطه خودبرگشتی[1] (۱۷) پیروی می‌کند:

$$\varepsilon_t = \rho_\varepsilon\, \varepsilon_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۷)$$

که در آن η_t نوآوری[2] با میانگین صفر و ناهمبسته رشته‌ای[3] است. فرض‌های مطرح‌شده برای جزء اختلال و η_t با ساختار فرض‌شده برای تکانه تقاضای پول در پژوهش‌های پیشین سازگارند (Ireland, 2001).

همان‌طور که در وودفورد (۲۰۰۳) و دوریچ (۲۰۰۹) مطرح شده، اگر فرض شود اقتصاد در تعادل است، می‌توان شرط تسویه بازار را برای تمامی زمان‌ها نوشت. در شرایط تسویه کامل بازارها در تعادل، تمامی کالاهای تولیدشده به مصرف می‌رسند. بدین معنا که عرضه برابر تقاضا یا به عبارت دیگر تولید[4] برابر مصرف است و بر رابطه تسویه بازار کالا دلالت دارد که به نتیجه $\widehat{C}_t = \widehat{Y}_t$ ختم می‌شود. این رابطه در حالت پایدار هم برقرار است. در نتیجه می‌توان نوشت $\overline{C}_t = \overline{Y}_t$. این شرط می‌تواند در بازنویسی معادلات (۱۶) و (۱۷) به عنوان تابعی از درصد تغییرات تولید (به‌جای مصرف) از حالت پایدار خود استفاده شود. در بخش تجربی پژوهش، از این جایگزین برای بررسی اثر پول بر تغییرات تولید حول روند استفاده می‌شود.

1. Auto-Regressive
2. Innovation
3. Serially Uncorrelated
4. Output

روش‌شناسی پژوهش

تصریح اقتصادسنجی

شکل اول نرمال‌سازی

برای استفاده از روش GMM، دو شرط متعامد[1] از الگوی توسعه‌یافته در فصل قبل استخراج می‌شوند. شرط یکم از تلفیق معادلات (۱۵)، (۱۶) و (۱۷) حاصل می‌شود، به این شکل که ابتدا با استفاده از معادله (۱۷) جمله آخر معادله (۱۵) بازنویسی می‌شود:

$$E_t(\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t) = E_t(\rho_\varepsilon \varepsilon_t + \eta_{t+1} - \varepsilon_t) = -(1-\rho_\varepsilon)\varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

و سپس با استفاده از معادلات (۱۶) و (۱۸)، معادله (۱۵) به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

(۱۹)

$$E_t(\hat{C}_{t+1} - \hat{C}_t) = \frac{\chi}{\sigma_c^{-1}} E_t(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t) + \frac{\hat{\imath}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}}{\sigma_c^{-1}} - \frac{(1-\rho_\varepsilon)\mu(\sigma_m^{-1} + \chi)v_t}{\sigma_c^{-1}}$$

که در آن $\mu = \frac{\frac{U_{c\varepsilon}}{U_c}}{\frac{U_{m\varepsilon}}{U_m} - \frac{U_{c\varepsilon}}{U_c}}$ و $v_t = \hat{m}_t - \eta_c\hat{C}_t + \eta_i(\hat{\imath}_t - \hat{\imath}_t^m)$ است. نخستین شرط متعامد از معادله (۱۹) به‌دست می‌آید و از این حقیقت که در شرایط انتظارات منطقی، اختلالاتِ پیش‌بینی‌شده در مصرف، پول حقیقی و تورم در دورهٔ پیشارو نباید ارتباطی با اطلاعات مربوط به دوره t و دوره‌های قبل‌تر داشته باشند تبعیت می‌کند. شرط متعامد یکم به شکل زیر است:

(۲۰)

$$E_t\left\{\left[(\hat{C}_{t+1} - \hat{C}_t) - \frac{\chi}{\sigma_c^{-1}} E_t(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t) - \frac{\hat{\imath}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}}{\sigma_c^{-1}} + \frac{(1-\rho_\varepsilon)\mu(\sigma_m^{-1} + \chi)v_t}{\sigma_c^{-1}}\right] z_t\right\} = 0$$

که در آن z_t بردار متغیرهای موجود در زمان t و زمان‌های قبل آن است. شرط متعامد دوم از تلفیق معادلات (۱۶) و (۱۷) حاصل می‌شود. این شرط نیز از این‌که تحت انتظارات منطقی تغییر (η_t) ارتباطی با اطلاعات دوره‌های قبل ندارد تبعیت می‌کند. در نتیجه، شرط متعامد دوم به شکل زیر به‌دست می‌آید:

(۲۱)

$$E_t\left\{\left[\hat{m}_t - \eta_c\hat{C}_t + \eta_i(\hat{\imath}_t - \hat{\imath}_t^m) - \rho_\varepsilon\left(\hat{m}_{t-1} - \eta_c\hat{C}_{t-1} + \eta_i(\hat{\imath}_{t-1} - \hat{\imath}_{t-1}^m)\right)\right] z_{t-1}\right\} = 0$$

1. Orthogonality Conditions

که در آن z_{t-1} بردار متغیرهای موجود در زمان t-1 و زمان‌های قبل آن است. شرایط متعامد معرفی‌شده با معادلات (۲۰) و (۲۱) مبنایی برای تخمین پارامترهای ساختاری مدل با روش GMM تشکیل می‌دهند. توجه به این نکته ضروری است که در این سیستم هشت پارامتر ساختاری وجود دارند: $\sigma_c^{-1}, \chi, \bar{\imath}, \bar{\imath}^m, \bar{v}, \sigma_m^{-1}, \rho_\varepsilon, \mu$. نمی‌توان تمام این هشت پارامتر را به‌طور همزمان از دستگاه استخراج کرد؛ بنابراین سه متغیر $\bar{\imath}, \bar{\imath}^m, \bar{v}$ کالیبره می‌شوند تا بتوان باقی پارامترها را تخمین زد. دلیل انتخاب این سه پارامتر این است که با توجه به تعریف پول، در تعریف این سه متغیر در الگو توافق وجود دارد. در واقع، تمام الگوهای پولی که در سیستم تجزیه‌وتحلیل اقتصاد کلان کار می‌کنند، مقادیر این سه پارامتر را برابر با مقدار میانگین آن‌ها در طول دوره مورد مطالعه قرار می‌دهند. این در حالی است که برای باقی پارامترها چنین موردی وجود ندارد. در این پژوهش نیز مقدار این سه پارامتر برابر با مقدار میانگین آن‌ها در طول دوره مورد مطالعه در نظر گرفته می‌شود.

شکل دوم نرمال‌سازی

در این‌جا ضروری است به یک نکته اقتصادسنجی توجه شود. در نمونه‌های کوچک، شیوه‌ای که شروط متعامد نوشته می‌شوند بر تخمین GMM اثر می‌گذارد. در واقع، هیچ‌گونه توافقی بر نحوهٔ تبیین شرط متعامد (۲۰) برای تخمین پارامترهای χ, σ_c^{-1} که میزان اهمیت اثر مانده حقیقی پول را اندازه می‌گیرند، وجود ندارد. یک روش نرمال‌سازی جایگزین برای محدودیت لحظه‌ای (۲۰)، معادله زیر است:

$$E_t\{[\sigma_c^{-1}(\hat{C}_{t+1} - \hat{C}_t) - \chi(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t) - (\hat{\imath}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + (1-\rho_\varepsilon)\mu(\sigma_m^{-1} + \chi)v_t]z_t\} = 0 \quad (۲۲)$$

هانسن و سینگلتون[1] (۱۹۸۳)، از شرط متعامد (۲۰) و هال[2] (۱۹۸۸) از شرط متعامد (۲۲)، بدون در نظر گرفتن وجود اثر مانده حقیقی پول ($\chi = 0$) و وجود تکانه تقاضای پول ($\mu = 0$) در معادله اولر استفاده کردند و به نتایج کاملاً متفاوتی دست یافتند.

در ادامه، تفاوت نتایج حاصل از برآورد پارامترها با جایگزینی معادله (۲۲) با شرط متعامد (۲۰) مورد بررسی قرار می‌گیرد تا میزان حساسیت نتایج الگوی این پژوهش به نحوهٔ نرمال‌سازی مشخص گردد. جدول (۱)، معادلات (۲۰) و (۲۱) را مد نظر قرار می‌دهد، در حالی که جدول (۲)، نتایج حاصل از برآورد پارامترها با معادلات (۲۱) و (۲۲) است.

1. Hansen & Singleton
2. Hall

بررسی پابرجایی نتایج با جایگزینی تقاضای کل

در این بخش با استفاده از شروط تسویه بازار و با جایگذاری تولید ناخالص داخلی به‌جای مصرف شخصی، به ارزیابی اثر مانده پولی بر این متغیر پرداخته می‌شود.

با وجود تفاوت در داده‌های مصرف شخصی و تولید ناخالص داخلی، استفاده از فرض برابری تولید با مصرف شخصی (استنتاج‌شده از فرض تسویه بازار) فرض پرکاربردی در الگوهای اقتصادی است (Woodford, 2003; Ireland, 2001; Murphy *et al.*, 1989)، چرا که طبق گفته وودفورد (۲۰۰۳: ۹۹): «تکانه‌های خریدهای دولتی دقیقاً همان تاثیر تکانه ε را دارد».

با استفاده از این شرط، می‌توان به بررسی نتایج حاصل از این پژوهش با نتایج به‌دست‌آمده توسط وودفورد (۲۰۰۳) پرداخت. با استفاده از این شرط، تنها تغییری که در تمام معادلات صورت می‌پذیرد، جایگذاری نماد Y به‌جای C در تمام این معادلات است. در نتیجه، تعریف برخی پارامترها نیز تغییر می‌کند:

$$\sigma_y = -\frac{U_y}{\bar{Y}\,U_{yy}}\,,\quad \chi = \frac{\bar{m}\,U_{my}}{U_y}\,,\quad \eta_y = \frac{\frac{\bar{v}\chi}{\Delta}+\sigma_y^{-1}}{\sigma_y^{-1}+\chi}\,,\quad \bar{v} = \frac{\bar{Y}}{\bar{m}}\,,\quad \mu = \frac{\frac{U_{y\varepsilon}}{U_y}}{\frac{U_{m\varepsilon}}{U_m}-\frac{U_{y\varepsilon}}{U_y}}\,,\quad v_t = \hat{m}_t - \eta_y\hat{Y}_t + \eta_i(\hat{\imath}_t - \hat{\imath}_t^m)$$

در این‌جا χ کشش مطلوبیت حاشیه‌ای تولید نسبت به پول حقیقی و η_y کشش تولید حقیقی نسبت به تقاضای پول است. در ادامه، معادلات (۲۰)، (۲۱) و (۲۲) به‌ترتیب به شکل زیر تغییر می‌کنند:

$$E_t\left\{\left[\left(\hat{Y}_{t+1} - \hat{Y}_t\right) - \frac{\chi}{\sigma_y^{-1}}E_t(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t) - \frac{\hat{\imath}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}}{\sigma_y^{-1}} + \frac{(1-\rho_\varepsilon)\mu(\sigma_m^{-1}+\chi)v_t}{\sigma_y^{-1}}\right]z_t\right\} = 0 \quad (۲۳)$$

$$E_t\left\{\left[\hat{m}_t - \eta_y\hat{Y}_t + \eta_i(\hat{\imath}_t - \hat{\imath}_t^m) - \rho_\varepsilon\left(\hat{m}_{t-1} - \eta_y\hat{Y}_{t-1} + \eta_i(\hat{\imath}_{t-1} - \hat{\imath}_{t-1}^m)\right)\right]z_{t-1}\right\} = 0 \quad (۲۴)$$

$$E_t\{\left[\sigma_y^{-1}\left(\hat{Y}_{t+1} - \hat{Y}_t\right) - \chi(\hat{m}_{t+1} - \hat{m}_t) - (\hat{\imath}_t - \hat{\pi}_{t+1}) + (1-\rho_\varepsilon)\mu(\sigma_m^{-1}+\chi)v_t\right]z_t\} \quad (۲۵)$$

در این بخش برای تولید از داده‌های تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌جای مصرف استفاده می‌شود.

معرفی داده‌ها و برآوردهای پایه

داده‌های این پژوهش، داده‌های سالانه منتشرشده توسط بانک مرکزی[1] و مرکز آمار ایران[2] از سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۸ است. تولید حقیقی ناخالص داخلی (Y) از تقسیم داده‌های تولید ناخالص داخلی در بخش درآمد و تولید ناخالص داخلی (داده‌های موجود در حساب‌های ملّی بانک مرکزی) بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌دست می‌آید. مصرف (C) با هزینه‌های واقعی مصرف شخصی (داده‌های موجود در حساب‌های ملّی بانک مرکزی) اندازه‌گیری می‌شود و مصرف حقیقی با تقسیم بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌دست می‌آید. مانده حقیقی پول با تقسیم نقدینگی (M_2) (داده‌های سری زمانی بانک مرکزی) بر CPI (شاخص قیمت مصرف‌کننده ارائه‌شده توسط بانک مرکزی) اندازه‌گیری می‌شود و تورم با درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) اعلام‌شده توسط بانک مرکزی به‌دست می‌آید. نرخ بهره (i) از میانگین نرخ رشد متغیرهای قیمت کالاهای بادوام (موجود در حساب‌های ملّی بانک مرکزی)، نرخ ارز، قیمت زمین (داده‌های قیمتی یک مترمربع زمین در سایت مرکز آمار ایران) و نرخ طلا به‌دست می‌آید. نرخ بهره i^m نیز از داده‌های نرخ بهره بانکی یک‌ساله بانک مرکزی استخراج می‌شود. مصرف حقیقی، تولید حقیقی و مانده حقیقی پول با تقسیم بر تعداد افراد کشور در هر سال به صورت سرانه محاسبه می‌شوند. داده‌های جمعیتی کشور از سایت مرکز آمار و با توجه به گزارش‌های سالانه میزان تولد و وفات افراد توسط سازمان ثبت احوال کشور طی سال‌های متفاوت و داده‌های جمعیتی سرشماری‌ها به‌دست می‌آیند. پیش از شروع تخمین، لگاریتم مصرف حقیقی سرانه، لگاریتم تولید حقیقی و لگاریتم مانده حقیقی پول سرانه با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات[3] روندزدایی می‌شوند. با توجه به این داده‌ها، برای اندازه‌گیری اثر مانده حقیقی پول بر مصرف حقیقی، مقدار پارامترهای $\bar{\iota} = 0.284;\ \bar{\iota}^m = 0.124;\ \bar{\upsilon} = 0.566$ به‌دست می‌آیند. برای اندازه‌گیری اثر مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی نیز سه متغیر $\bar{\iota}, \bar{\iota}^m, \bar{\upsilon}$ کالیبره می‌شوند که مقدار $\bar{\iota}^m$ و $\bar{\iota}$ مشابه بخش قبل و برابر $\bar{\iota} = 0.284;\ \bar{\iota}^m = 0.124$ است، اما مقدار $\bar{\upsilon} = 1.41$ است.

فیلتر هودریک-پرسکات

فیلتر هودریک-پروسکات روند زمانی غیرقابل مشاهده را برای متغیر سری زمانی ارائه می‌کند.

1. www.cbi.ir
2. www.amar.org.ir
3. Hodrick-Prescott (HP) Filter

این فیلتر برای تفکیک نوسانات دائمی و موقت در سری زمانی استفاده می‌شود. اساس کار این فیلتر بر این است که نوسانات را به نوسانات دائمی و نوسانات کوتاه‌مدت تفکیک می‌کند. برای مثال اگر y_t سری زمانی مورد نظر و g_t جزء روند غیرقابل مشاهده آن باشد، فیلتر HP این روند را به‌گونه‌ای تعریف می‌کند که مسئلهٔ کمینه‌سازی زیر را حل کند.

$$\min \sum_{t=0}^{T} (y_t - y_t^x)^2 + \lambda \sum_{t=0}^{T} [(y_{t+1}^x - y_t^x) - (y_t^x - y_{t-1}^x)]^2 \qquad (۲۶)$$

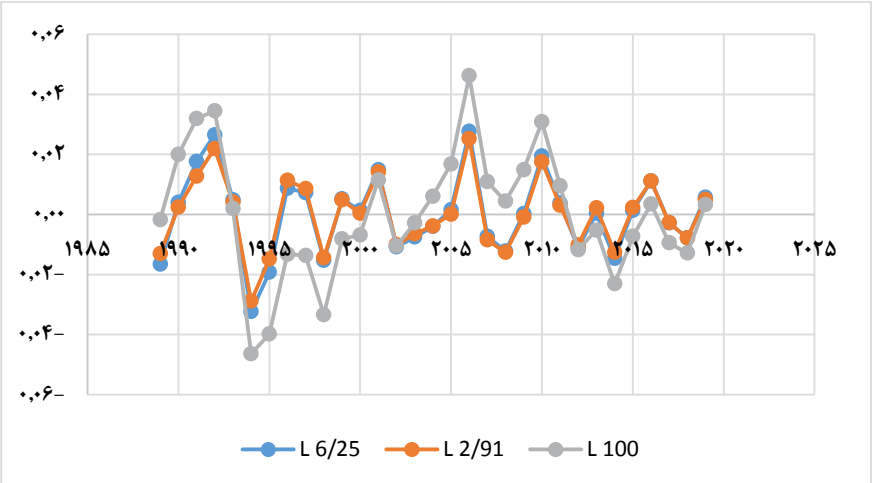
جزء چرخه‌ای این سری زمانی به شکل $y_t^c = y_t - y_t^x$ تعریف می‌شود. پارامتر λ میزان هموارای جزء روند را مشخص می‌کند. هرچه λ بیش‌تر شود، روند هموارتر است.

یکی از مسائل مهم در استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات انتخاب مقدار λ است. طبق پژوهش عینیان و برکچیان (۲۰۱۴)، اگر به فیلتر هودریک-پرسکات به عنوان یک فیلتر پایین‌گذر بنگریم، مقدار λ با بسامد قطع رابطه خواهد داشت. رابطه (۲۷)، نحوهٔ محاسبه پارامتر λ را با تناوب قطع نشان می‌دهد:

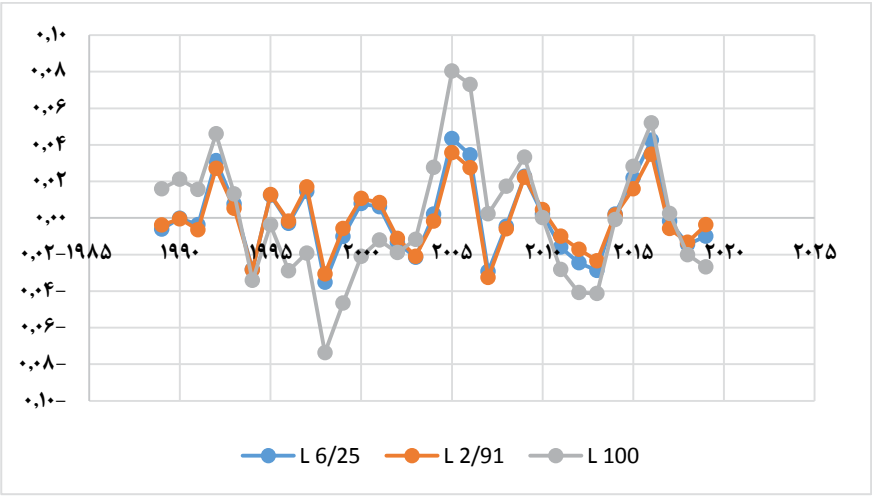
$$\lambda = \left[2\sin(\frac{\pi}{p})\right]^{-4} \qquad (۲۷)$$

ابتدا به بررسی مختصری در خصوص تغییرات پارامتر λ و اثر آن بر انحرافات مصرف شخصی حقیقی سرانه و تولید حقیقی سرانه از روند رشد بلندمدت می‌پردازیم. برای این کار، سه ضریب متفاوت ۲/۹۱، ۶/۲۵ و ۱۰۰ برای λ فرض می‌شود. دلیل فرض ضریب ۲/۹۱ آن است که در برخی برآوردها، بیش‌ترین طول دوره‌های تجاری (متغیر P) هشت سال فرض می‌شود و در نتیجه ضریبِ λ تخمین زده‌شده معادل این مقدار به‌دست می‌آید. ضریب ۶/۲۵ معیار است و برای P حدوداً ده سال به‌دست می‌آید. این ضریب، ضریبی پذیرفته‌شده در عموم پژوهش‌هاست. ضریب ۱۰۰ نیز در برخی پژوهش‌های داخلی برای داده‌های سالانه و بدون توجه به عدم انطباق آن با اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل‌شده، نشان‌دهندهٔ پرت بودن این مقدار برای ضریب λ است.

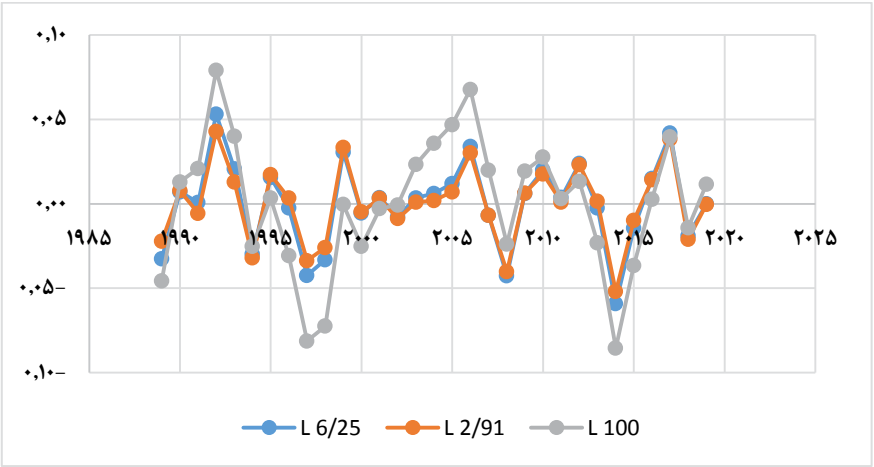
همان‌طور که در اشکال (۱)، (۲) و (۳) نمایان است، در حالی که مقدار انحرافات از روند رشد بلندمدت برای دو ضریب ۲/۹۱ و ۶/۲۵ مقداری جزئی و ناچیز است، با مقادیر حاصل از ضریب ۱۰۰ تفاوت عمده‌ای دارد.



شکل ۱: مقایسه انحرافات مصرف شخصی حقیقی سرانه از روند رشد بلندمدت با ضرایب λ متفاوت



شکل ۲: مقایسه انحرافات نقدینگی حقیقی سرانه از روند رشد بلندمدت با ضرایب λ متفاوت



شکل ۳: مقایسه انحرافات تولید حقیقی سرانه از روند رشد بلندمدت با ضرایب λ متفاوت

در این پژوهش، با توجه به داده‌های موجود برای اقتصاد ایران، برای داده‌های کشور ایران با تواتر سالانه مقدار λ برابر ۶/۲۵ در نظر گرفته می‌شود. همچنین، برای بررسی الگوی پژوهش از نرم‌افزار پایتون[1] استفاده می‌شود. روش اقتصادسنجی به‌کار گرفته‌شده در این پژوهش، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) است. از دلایل انتخاب این روش به‌جای انتخاب روش بیشینهٔ درست‌نمایی به سه مورد می‌توان اشاره کرد: ۱) بسیاری از برآوردگرها[2] را می‌توان از موارد خاص GMM دانست؛ ۲) برآوردگرهای بیشینهٔ درست‌نمایی دارای کم‌ترین واریانس در گروه برآوردگرهای ثابت و مجانبی هستند، اما نیاز به توصیف کاملی از مشخصات صحیح است و GMM گزینه‌ای مبتنی بر حداقل فرضیات است؛ و ۳) در جاهایی که به‌کار بردن روش بیشینهٔ درست‌نمایی بسیار سخت است، استفاده از روش GMM کاملاً ممکن است، چرا که با این روش فقط به بخشی از مشخصات الگو نیاز است.

در این پژوهش، برای استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و تخمین پارامترها در دستگاه معادلات با دو شرط لحظه‌ای[3]، از روش به‌کاررفته لین[4] (۲۰۰۱) استفاده شده است.

1. Python
2. Estimators
3. Moment Condition
4. Lin

آزمون آماری هانسن[1]

معتبر بودن متغیرهای ابزاری (برون‌زایی ابزارها) در برآورد به روش GMM فرض بسیار مهمی است. آزمون هانسن آزمونی استاندارد برای اعتبار تشخیص بیش از حد محدودیت‌ها[2] است؛ در واقع این آزمون، آزمونی استاندارد برای بررسی برون‌زایی متغیرهای ابزاری است. فرضیه صفر در این آزمون بیانگر عدم همبستگی متغیرهای ابزاری یا جزء اخلال رگرسیون است. در واقع J رایج‌ترین تشخیصی است که در روش GMM برای ارزیابی مناسب بودن الگو استفاده می‌شود. رد فرضیه صفر نشان می‌دهد که این ابزارها شرایط متعامد لازم را برای به‌کارگیری آن‌ها برآورده نمی‌کنند. ممکن است به این دلیل باشد که واقعاً برون‌زا نیستند، یا به این دلیل که به‌اشتباه از رگرسیون کنار گذاشته شده‌اند (Baum *et al.*, 2003).

برآورد پارامترها و تحلیل نتایج

آزمون GMM با تخمین همزمان معادلات اولر برای مصرف (منحنی IS تعمیم‌یافته) و تقاضای پول (منحنی LM تعمیم‌یافته)، نشان می‌دهد اثر مانده حقیقی پول (برخاسته از تابع مطلوبیت جدایی‌ناپذیر در مصرف و پول حقیقی) مقدار قابل‌توجهی است. این یافته‌ها با نتایج دوریج (۲۰۰۹) و فاوارا و گیوردانی (۲۰۰۹) سازگار است، هرچند در تضاد با نتایج وودفورد (۲۰۰۳) و آیرلند (۲۰۰۱) است. این نکته قابل‌ذکر است که برآوردهای انجام‌شده در این مقالات برای کشور آمریکاست و پژوهش خاصی در داخل ایران برای قیاس با نتیجهٔ این پژوهش وجود ندارد.

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، وودفورد (۲۰۰۳) تمامی مقادیر پارامترها را با استفاده از کالیبراسیون مشخص کرده و بعد به صورت مستقیم میزان اثر مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی را با استفاده از این پارامترهای کالیبره‌شده به‌دست آورده است؛ در حالی که این پژوهش به تخمین پارامترهای الگو با استفاده از روش GMM می‌پردازد و اثر مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی را با استفاده از این تخمین‌ها به‌دست می‌آورد. وودفورد (۲۰۰۳)، پارامتر σ_y^{-1} را با استفاده از نتایج رتمبرگ و وودفورد (۱۹۹۷) کالیبره می‌کند. او همچنین پارامترهای η_i و η_y را با استفاده از کار لوکاس (۲۰۰۰) و پارامترهای $\bar{\imath}, \bar{\imath}^m, \bar{v}$ را به شیوه‌ای مشابه این پژوهش کالیبره می‌کند. او در ادامه با استفاده از رابطه $\frac{\eta_y}{\eta_i} = \frac{\frac{\bar{v}\chi}{\Delta} + \sigma_y^{-1}}{\frac{1+\bar{\imath}^m}{\bar{\imath}-\bar{\imath}^m}}$ به‌دست‌آمده از الگوی MIU، پارامتر χ را نیز به‌دست می‌آورد.

1. Hansen's J Statistic
2. Over-Identifying Restrictions

نتایج برآورد میزان اثر مانده حقیقی پول بر مصرف

نتایج حاصل از نرمال‌سازی حالت یکم

جدول (۱)، برآورد پارامترهای الگو برای بررسی میزان اثر مانده پولی بر مصرف شخصی افراد با استفاده از معادلات (۲۰) و (۲۱) است.

جدول ۱: برآورد پارامترهای الگو با استفاده از معادلات (۲۰) و (۲۱)

GMM Euler Results			
Dep. Variable:	Euler	Hansen J:	6.847e-10
Model:	GMMEuler	Prob (Hansen J):	nan
Method:	GMM		
No. Observations:	24		
	coef	std err	
sigmainvers_c	0.9860	nan	
Chi	0.9389	7.38e+09	
mu	-0.0739	3.73e+07	
rho	1.0600	nan	
sigmainvers_m	1.9599	3.99e+08	

جدول (۱)، تخمین GMM متغیرهای ساختاری μ ،ρ_ε،σ_m^{-1}، χ،σ_c^{-1} را نشان می‌دهد. از این جدول همچنین نرخ $\frac{\chi}{\sigma_c^{-1}}$ که نشان‌دهندهٔ اهمیت اثر مانده حقیقی پول است و η_c که کشش مصرف نسبت به تقاضای پول است با استفاده از تخمین‌های متغیرهای ساختاری به‌دست می‌آید. در این جدول همچنین مقدار *p-value* آزمون آماری هانسن برای بیش‌شناسایی[1] محدودیت‌ها گزارش می‌شود. این جدول شامل متغیرهای نرخ بهره، تورم، مانده پولی و مصرف برای *t-3* تا *t-6* است. در این جدول، خطای استاندارد برای تمام پارامترها نیز گزارش شده است.

نتایج جالبی را می‌توان از تخمین‌های به‌دست‌آمده استخراج کرد. اول این‌که کشش مطلوبیت حاشیه‌ای مصرف نسبت به پول واقعی (χ) مشخصاً مقداری متفاوت از صفر دارد که نشان می‌دهد تابع مطلوبیت نسبت به مصرف و پول جدایی‌ناپذیر است و وجود اثر مانده حقیقی پول را تایید می‌کند. نتیجهٔ دوم و بسیار مهم این تخمین، برآورد اثر مانده حقیقی پول $(\frac{\chi}{\sigma_c^{-1}})$ است که مقداری قابل‌توجه و برابر ۰/۹۵۲ است. این مقدار نه‌تنها نزدیک به صفر نیست، که میزان اثر بالایی را نشان می‌دهد. از این

1. Over-Identifying

تخمین می‌توان نتیجه گرفت که پول نقش مستقلی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند. سوم این‌که مقدار به‌دست‌آمده برای کشش مصرف نسبت به تقاضای پول (η_c) مثبت و معنادار است. مورد چهارم این‌که تکانه تقاضای پول ادامه‌دار است ($\rho_\varepsilon \neq 0$) و مورد آخر این‌که صحت این آزمون با مقدار *p-value* آزمون آماری هانسن برای شناسایی محدودیت‌ها با سطح معناداری پنج درصد تایید می‌شود.

نتایج حاصل از نرمال‌سازی حالت دوم

جدول (۲)، برآورد پارامترهای الگو برای بررسی میزان اثر مانده پولی بر مصرف شخصی افراد با استفاده از معادلات (۲۱) و (۲۲) است.

جدول ۲: برآورد پارامترهای الگو با استفاده از معادلات (۲۱) و (۲۲)

GMM Euler Results			
Dep. Variable:	Euler	Hansen J:	1.035e-10
Model:	GMMEuler	Prob (Hansen J):	nan
Method:	GMM		
No. Observations:	24		
	coef	std err	
sigmainvers_c	0.9859	1.58e+08	
Chi	0.8030	3.94e+09	
mu	-0.0746	nan	
rho	1.0609	4.71e+10	
sigmainvers_m	1.9614	nan	

همان‌گونه که از این جدول پیداست، میزان اثر مانده حقیقی پول به نوع نرمال‌سازی حساس است. با توجه به جدول (۲) میزان اهمیت اثر مانده حقیقی پول ($\frac{\chi}{\sigma_c^{-1}}$) با نرمال‌سازی به شکل متفاوت تغییر می‌کند و برابر ۰/۸۱۴ می‌شود. دلیل اصلی این رخداد این است که تخمین درجهٔ ریسک‌گریزی نسبت به نحوهٔ نرمال‌سازی در روش GMM بسیار حساس است. البته مقدار اثر مانده پولی در تخمین دوم نیز همچنان حائز اهمیت است و تفاوت معناداری با صفر دارد که نشان از اهمیت اثر مانده حقیقی پول، فارغ از نوع نرمال‌سازی دارد.

در الگوی تابع مطلوبیت با مصرف و پول حقیقی جدایی‌ناپذیر، ضریب $\frac{\chi}{\sigma_c^{-1}}$ نشان‌دهندهٔ اهمیت اثر مانده حقیقی پول است. اگر این ضریب به میزان زیادی از صفر فاصله داشته باشد، پول واقعی بر تقاضای کل اثر مستقیم دارد و در نتیجه بر تمام متغیرهای حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارد. مقدار این

ضریب در دو برآورد انجام‌شده از ۰/۹۵۲ تا ۰/۸۱۴ بوده است. این دو مقدار اگرچه متفاوت، اما معنادار و نزدیک هم هستند و نشان می‌دهند پول نقش مستقلی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند.

نتایج این پژوهش حاکی از اثر قابل‌توجه پول بر مصرف شخصی و تولید در ایران است. این مسئله، اهمیت سیاستگذاری پولی و عدم حذف متغیر پول در سازوکار انتقال پول را برجسته می‌سازد، چرا که وجود این اثر کانال جدیدی از اثرگذاری بانک مرکزی (جز کانال نرخ بهره) را نشان می‌دهد و به بانک مرکزی اجازه می‌دهد حتی زمانی که نرخ بهره اسمی به کران پایینی خود می‌رسد، بتواند با ایجاد تغییر در عرضه پول اسمی یا قیمت‌های اسمی بر اقتصاد اثر بگذارد.

نتایج برآورد میزان اثر مانده حقیقی پول بر تولید ناخالص داخلی

نتایج حاصل از نرمال‌سازی حالت یکم

در جدول (۳)، به‌جای متغیر مصرف جدول (۱)، از داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود و معادلات (۲۳) و (۲۴) تخمین زده می‌شوند.

جدول ۳: برآورد پارامترهای الگو با استفاده از معادلات (۲۳) و (۲۴)

GMM Euler Results			
Dep. Variable:	Euler	Hansen J:	7.997e-16
Model:	GMMEuler	Prob (Hansen J):	nan
Method:	GMM		
No. Observations:	24		
	coef	std err	
sigmainvers_y	0.7775	nan	
Chi	1.3147	2.7e+09	
mu	-0.0071	nan	
rho	1.5460	nan	
sigmainvers_m	2.6873	nan	

جدول (۳)، تخمین GMM متغیرهای ساختاری μ ،ρ_ε ،σ_m^{-1} ،χ ،σ_y^{-1} را نشان می‌دهد. همانند جدول (۱)، این جدول نیز نرخ $\frac{\chi}{\sigma_y^{-1}}$ که نشان‌دهندهٔ اهمیت اثر مانده حقیقی پول است و η_y که کشش تولید نسبت به تقاضای پول است را با استفاده از تخمین‌های متغیرهای ساختاری نشان می‌دهد. در این جدول، مقدار p-value آزمون آماری هانسن نیز برای بیش‌شناسایی محدودیت‌ها گزارش می‌شود.

این جدول شامل متغیرهای نرخ بهره، تورم، مانده پولی و تولید برای t-3 تا t-6 است. در این جدول، خطای استاندارد برای تمام پارامترها نیز گزارش شده است.

از این جدول نیز همچون جدول (۱) می‌توان نتایج جالبی استخراج کرد. نخست این‌که میزان اثر مانده پولی ($\frac{\chi}{\sigma_y^{-1}}$) قابل‌توجه و برابر ۱/۶۹۱ است. این مقدار نه‌تنها نزدیک به صفر نیست، که میزان تاثیر بالایی را نشان می‌دهد؛ این‌که این پارامتر در این آزمون نیز غیرصفر و معنادار است، به دلیل جایگذاری داده‌های مصرف به‌جای تولید نیست. همچنین، در قیاس با کار وودفورد (۲۰۰۳) که میزان این اثر را در بیش‌ترین حالت برابر ۰/۲ به‌دست آورده است، این نتیجه تفاوت قابل‌توجهی دارد و میزان اثر بالاتری را تخمین می‌زند. همچنین، وقتی اثر مانده پولی وجود دارد، یک تغییر در نرخ بهره از دو طریق بر تقاضای کل اثر می‌گذارد. کانال یکم، کانال نرخ بهره است و کانال دوم، مسیر اثرات مانده حقیقی پول. کانال نرخ بهره، مسیری است که نرخ‌های بهره از آن طریق بر زمان‌بندی مطلوب مخارج خصوصی اثر می‌گذارند. کانال اثر مانده حقیقی پول نیز مسیری است که از طریق آن هر جابه‌جایی در نرخ‌های بهره، بر مطلوبیت حاشیه‌ای مصرف از طریق اثر بر مانده حقیقی پول اثر می‌گذارند. تغییر در پارامتر σ_y^{-1} معکوس حساسیت نرخ بهره به مخارج واقعی را نشان می‌دهد که منحصراً به علت کانال نرخ بهره است. مقدار اندازه‌گیری‌شده برای این پارامتر اکیداً صعودی و معنادار است. مورد سوم این‌که وقتی در الگو تولید به‌جای مصرف شخصی جایگذاری می‌شود، پارامتر χ کشش مطلوبیت حاشیه‌ای تولید نسبت به پول واقعی است. مقدارِ به‌دست‌آمده برای این پارامتر نیز مثبت و معنادار است. بنابراین، نتیجهٔ اصلی که از تخمین این پارامتر در بخش قبل حاصل شد، همچنان برقرار است: این‌که تابع مطلوبیت جدایی‌ناپذیر است. چهارم این‌که تکانه تقاضای پول ادامه‌دار است، و مورد آخر این‌که صحت این آزمون با مقدار *p-value* آزمون آماری هانسن برای بیش‌شناسایی محدودیت‌ها با سطح معناداری پنج درصد تایید می‌شود.

نتایج حاصل از نرمال‌سازی حالت دوم

جدول (۴)، برآورد پارامترهای الگو برای بررسی میزان اثر مانده پولی بر تولید ناخالص داخلی با استفاده از معادلات (۲۵) و (۲۴) است.

جدول ۴: برآورد پارامترهای الگو با استفاده از معادلات (۲۴) و (۲۵)

GMM Euler Results			
Dep. Variable:	Euler	Hansen J:	7.997e-16
Model:	GMMEuler	Prob (Hansen J):	nan
Method:	GMM		
No. Observations:	24		
	coef	std err	
sigmainvers_y	0.7775	nan	
Chi	1.3147	2.7e+09	
mu	-0.0071	nan	
rho	1.5460	nan	
sigmainvers_m	2.6873	nan	

همان‌گونه که از جدول (۴) پیداست، وقتی تولید ناخالص داخلی جایگزین مصرف می‌شود، حساسیت میزان اثر مانده حقیقی پول به نوع نرمال‌سازی کم می‌شود. با توجه به این جدول میزان اهمیت اثر مانده حقیقی پول ($\frac{\chi}{\sigma_y^{-1}}$) با نرمال‌سازی به شکل متفاوت تغییر می‌کند و برابر ۱/۶۹۱ می‌شود. این مقدار اگرچه با تخمین جدول (۳) متمایز است، اما میزان تغییرات اندکی را نشان می‌دهد.

همان‌طور که قبل‌تر گفته شد، ضریب $\frac{\chi}{\sigma_y^{-1}}$ نشان‌دهندهٔ اهمیت اثر مانده حقیقی پول است. اگر این ضریب به میزان زیادی از صفر فاصله داشته باشد، مانده حقیقی پول بر تقاضای کل اثر مستقیم دارد و در نتیجه بر تمام متغیرهای حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارد. مقدار این ضریب در دو برآورد انجام‌شده با جایگزینی داده‌های تولید ناخالص داخلی به‌جای مصرف شخصی ۱/۶۹۱ است که نشان می‌دهد پول نقش مستقلی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

در ادبیات اقتصادی ایران، برای تخمین اثر مانده پولی (حقیقی یا اسمی) بر مصرف و تولید حقیقی پژوهش‌های زیادی انجام نشده است. در دو پژوهش، به صورت ویژه، به بررسی اثر تکانه‌های پولی بر تولید حقیقی پرداخته شده است. در پژوهش صمدی و جلایی (۱۳۸۳) از میزان اثر ۰/۷ حجم نقدینگی واقعی بر شکاف بین تولید حقیقی و متغیر روند یاد شده است. همچنین، طبق این نتایج افزایش حجم نقدینگی حقیقی اثر منفی بر جریان ادوار تجاری در ایران دارد و موجب ایجاد

رکود اقتصادی می‌شود. محمدی و همکاران (۲۰۱۷)، ضریب مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی را مقدار مثبت ۰/۴۲ برآورد می‌کنند.

پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌های داخلی با رویکردی جدید به بررسی اثر مانده حقیقی پول بر مصرف و تولید حقیقی می‌پردازد و کانال جدیدی برای اثرگذاری سیاست‌های پولی، مجزا از کانال نرخ بهره، معرفی می‌کند. اثر مانده حقیقی کانالی را تعریف می‌کند که از طریق آن تغییر در مانده حقیقی (از طریق تغییر در مقدار عرضه پول اسمی یا تغییر در سطح قیمت‌های اسمی) بر ثروت خانوار و در نتیجه بر مصرف و تولید اثر می‌گذارد. الگوی استفاده‌شده در این پژوهش، الهام‌گرفته از پژوهش‌های وودفورد (۲۰۰۳) و دوریچ (۲۰۰۹) است. در این پژوهش با استفاده از تابع مطلوبیتی با مصرف و پول جدایی‌ناپذیر، به برآورد ساختاری معادلات ادوار تجاری اولر و تقاضای پول (IS, LM) پرداخته می‌شود و با تخمین پارامترهای این معادلات، میزان اثر مانده حقیقی پول بر مصرف و تولید سنجیده می‌شود. تفاوت این پژوهش با پژوهش‌های یادشده در الگوی استفاده‌شده و کانال اثرگذاری مانده حقیقی پول بر بخش حقیقی اقتصاد است. پژوهش حاضر نخستین پژوهشی در ایران است که در آن مانده حقیقی پول در معادله اولر ظاهر می‌شود و از این کانال بر مصرف حقیقی اثر می‌گذارد. همچنین، در ادامهٔ این پژوهش و با استفاده از قید تسویه بازارها، تولید حقیقی جایگزین مصرف حقیقی در معادلات می‌شود و اثر مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی نیز برآورد می‌شود.

تفاوت این پژوهش با پژوهش وودفورد، دو مورد اساسی است: یک این‌که وودفورد به کالیبراسیون تمامی پارامترهای الگو می‌پردازد، در حالی که در این پژوهش تمامی پارامترها با شیوهٔ GMM تخمین زده می‌شوند. مورد دوم این‌که در این پژوهش از داده‌های نقدینگی به‌جای پایه پولی، استفاده‌شده توسط وودفورد، استفاده می‌شود. تفاوت الگوی این پژوهش با کار انجام‌شده توسط دوریچ نیز در این نکته است که در آن پژوهش نیروی کار نیز وارد تابع مطلوبیت می‌شود، اما بعدتر بدون دلیلی قانع‌کننده، معادله مربوط به نیروی کار از برآوردها حذف می‌شود، در صورتی که در این الگو (مشابه کار وودفورد (۲۰۰۳)) اقتصاد موهبتی فرض می‌شود.

یکی از نکات قابل‌توجه در الگوی پول در تابع مطلوبیت این است که اگر فرض جدایی‌ناپذیری تابع مطلوبیت در پول و مصرف رد شود، میزان اثر مانده حقیقی پول نیز صفر می‌شود. غیرصفر بودن پارامتر χ نشان‌دهندهٔ جدایی‌ناپذیری تابع مطلوبیت در پول و مصرف و تاییدکنندهٔ فرض اولیه است. همچنین طبق نتایج، میزان اثر مانده حقیقی پول بر مصرف (که با پارامتر $\frac{\chi}{\sigma_y^{-1}}$ برآورد می‌شود) با دو شیوه نرمال‌سازی متفاوت، مقادیر ۰/۹۵۲ و ۰/۸۱۴ تخمین زده می‌شود. این دو مقدار اگرچه متفاوت،

اما مثبت و معنادارند و نشان می‌دهند پول نقش مستقلی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند. این نتایج همراستا با نتایج دوریچ (۲۰۰۹) است که میزان اثر مانده حقیقی پول بر مصرف حقیقی را در بازه ۰/۳۳ تا ۰/۶۱ تخمین زده است.

یکی از نتایج حاصل از معنادار بودن اثر مانده حقیقی پول بر مصرف حقیقی، ابَرخنثا نبودن پول در اقتصاد ایران است، چرا که طبق پژوهش مک‌کالم (۱۹۸۹) اگر اثر مانده حقیقی وجود داشته باشد، پول دیگر ابَرخنثا نیست. در خصوص ابَرخنثایی پول در اقتصاد ایران نیز پژوهش‌های زیادی انجام شده، که به نتایج متضادی دست یافته‌اند. نتایج این پژوهش بیانگر نتایج جعفری صمیمی و عرفانی (۱۳۸۳) است و در تضاد با پژوهش‌های کمیجانی و همکاران (۲۰۱۳) و ایزدخواستی (۲۰۱۸) قرار دارد.

در ادامهٔ این پژوهش، با استفاده از شرط تسویه بازارها و همچنین با توجه به فرض مطرح‌شده توسط وودفورد (۲۰۰۳)، که تکانه‌های خریدهای دولتی دقیقاً همان تاثیر تکانه ε را دارد، در معادلات نوشته‌شده به‌جای مصرف، تولید جایگزین می‌شود و سپس به بررسی اثر مانده حقیقی پول بر تقاضای کل پرداخته می‌شود. در این بخش نیز از دو شیوهٔ نرمال‌سازی متفاوت استفاده شده و میزان اثر مانده حقیقی پول بر تقاضای کل حاصل از تخمین معادلات اولر و تقاضای پول به این دو شیوه متفاوت، یکسان بوده و برابر مقدار مثبت و معنادار ۱/۶۹۱ به‌دست آمده است. این نتیجه، تفاوت فاحشی با نتیجه ۰/۲ حاصل‌شده از پژوهش وودفورد (۲۰۰۳) دارد و همراستا با نتایج دوریچ (۲۰۰۹) است که میزان اثر مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی را در بازه ۰/۴۷ تا ۱/۲۷ تخمین زده است. نکتهٔ قابل‌توجه این است که نتایج این پژوهش کاملاً همراستا با نتایج محمدی و همکاران (۲۰۱۷) برای اقتصاد ایران و حتی بالاتر از میزان اثر ۰/۴۲ مانده حقیقی پول بر تولید حقیقی برآوردشده توسط آنان است.

لازم به اشاره است که یکی از موارد موثر بر اثر مانده حقیقی پول در اقتصاد یک کشور میزان پیشرفته بودن نظام مالی است. بدین معنا که در کشوری با سیستم مالی ضعیف، افراد با پس‌انداز کردن پول مصرف خود را هموار می‌کنند و در نتیجه پول به‌طور مستقیم بر تعیین مصرف اثر می‌گذارد. در صورتی که در اقتصادی با سیستم مالی پیشرفته، نرخ بهره اهمیت بیش‌تری می‌یابد (و مطابق با گفته وودفورد (۲۰۰۳) اثر مانده حقیقی پول کم‌تر می‌شود). برای مثال، یکی از دلایل کاهش میزان اثر مانده حقیقی پول در اقتصاد آمریکا طی دهه‌های اخیر نسبت به دوران پیش از ۱۹۸۰، پیشرفته‌تر شدن سیستم مالی این کشور بیان شده است. طبق شواهد موجود، نظام مالی ایران، نظامی پیشرفته نیست که این مسئله همراستا با نتایج پژوهش حاضر است، به این معنا که مانده حقیقی پول

در اقتصاد ایران اثر قابل‌توجهی بر مصرف حقیقی دارد. این مورد، همچنین همراستا با نتایج گرمابی و همکاران (۲۰۲۱) است که در نظر گرفتن بخش مالی به فهم دقیق‌تر نوسانات ادوار تجاری اقتصاد ایران منجر می‌شود.

نتایج این پژوهش نمایانگر این است که آثار مانده حقیقی پول در ایران بر مصرف و تولید معنادار و قابل‌توجه است، زیرا مانده‌های حقیقی پول به‌طور مستقیم تقاضای کل را متاثر می‌سازند و از این مجرا عرضه و تقاضای پول بر پویایی تولید و تورم اثرگذار می‌شوند. اثر مستقیم پول حقیقی بر تقاضای کل همچنین به این معناست که این متغیر می‌تواند نقش موثری در سازوکار انتقال سیاست پولی داشته باشد. همچنین، طبق گفته دوریچ (۲۰۰۹: ۳۲): «پول در فراگرد تورم و تولید متغیری زائد نیست و وجود اثر معنادار مانده حقیقی پول بر انتخاب سیاست پولی اثرگذار است».

منابع

الف) انگلیسی

Ahmad, M., Tashkini, A., & Soori, A. R. (2008). The Estimation of Consumption Function in Iran's Economy. *Economics Research, 8*(28), 15-39. [In Farsi] https://joer.atu.ac.ir/article_3230.html?lang=en

Assali, M. (1996). *A Macroeconomic Model for a Developing Country: Estimation and Simulation of a Macroeconometric Model for Iran (1959-1993).* (Doctor of Philosophy). Durham University,

Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. *The Stata Journal, 3*(1), 1-31. https://doi.org/10.1177/1536867X0300300101

Berentsen, A., Menzio, G., & Wright, R. (2011). Inflation and Unemployment in the Long Run. *American Economic Review, 101*(1), 371-398. https://doi.org/10.1257/aer.101.1.371

Burriel, P., Fernández-Villaverde, J., & Rubio-Ramírez, J. F. (2010). MEDEA: A DSGE Model for the Spanish Economy. *SERIEs, 1*(1-2), 175-243. https://doi.org/10.1007/s13209-009-0011-x

De Scitovszky, T. (1941). Capital Accumulation, Employment and Price Rigidity. *The Review of Economic Studies, 8*(2), 69-88. https://doi.org/10.2307/2967464

Dorich, J. (2009). Resurrecting the Role of Real Money Balance Effects. *Bank of Canada, Working Paper No. 2009-24*

Einian, M., & Barakchian, S. M. (2014). Measuring and Dating Business Cycles in the Iranian Economy. *Journal of Monetary and Banking Research, 7*(20), 161-194. [In Farsi] https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-77-en.html

Emamgholipour, S., & Agheli, L. (2011). Impact of Wealth on the Consumption of Private Sector in Iran. *Economic Modelling, 6*(18), 61-81. [In Farsi]

https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555469.html?lang=en

Favara, G., & Giordani, P. (2009). Reconsidering the Role of Money for Output, Prices and Interest Rates. *Journal of Monetary Economics, 56*(3), 419-430. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2009.01.002

Felderer, B., & Homburg, S. (1992). *Macroeconomics and New Macroeconomics*: Springer Science & Business Media. https://doi.org/10.1007/978-3-642-58115-1

Fischer, S. (1979). Capital Accumulation on the Transition Path in a Monetary Optimizing Model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1433-1439. https://doi.org/10.2307/1914010

Garmabi, A., Jalali-Naiini, A., & Tavakolian, H. (2021). Investigating the Business Cycles of the Iranian Economy by Considering the Effect of Financial Accelerator in the Form of a DSGE Model. *Planning and Budgeting, 26*(1), 33-67. [In Farsi] http://jpbud.ir/article-1-2007-fa.html

Haberler, G. (2017). *Prosperity and Depression: A Theoretical Analysis of Cyclical Movements:* Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315127552

Hall, R. E. (1988). Intertemporal Substitution in Consumption. *Journal of Political Economy, 96*(2), 339-357. https://doi.org/10.1086/261539

Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1983). Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy, 91*(2), 249-265. https://doi.org/10.1086/261141

Ireland, P. N. (2001). Money's Role in the Monetary Business Cycle. *National Bureau of Economic Research, Working paper No. 8115*. https://doi.org/10.3386/w8115

Ireland, P. N. (2005). The Liquidity Trap, The Real Balance Effect, and the Friedman Rule. *International Economic Review, 46*(4), 1271-1301. https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2005.00367.x

Izadkhasti, H. (2018). Analyzing the Impact of Monetary Policy in a Dynamic General Equilibrium Model: Money in Utility Function Approach. *Journal of Economic Modeling Research, 9*(31), 71-101. [In Farsi] http://jemr.khu.ac.ir/article-1-1523-fa.html

Komijani, A., Bayat, S., & Sobhanian, S. M. M. (2013). Testing the Long Run Neutrality and Super-Neutrality of Money in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies, 9*(1), 3-16. [In Farsi] https://economic.mofidu.ac.ir/article_26150.html?lang=en

Lin, K.-P. (2001). *Computational Econometrics: GAUSS Programming for Econometricians and Financial Analysts*: ETEXT Textbook Publisher.

Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory, 4*(2), 103-124. https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1

Lucas Jr, R. E. (2000). Inflation and Welfare. *Econometrica, 68*(2), 247-274. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00109

Mamipour, S., Jafari, S., & Sasanian Asl, Z. (2018). The Effects of Fiscal and Monetary Policies on Iranian Business Cycle Dynamics with Time Varying Markov Switching Models. *Iranian Journal of Economic Research, 23*(75), 167-203. [In Farsi] https://doi.org/10.22054/ijer.2018.9125

McCallum, B. T. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*: Prentice Hall.

McCallum, B. T. (2000). Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates. *National Bureau of Economic Research, Working Paper 7677*. https://doi.org/10.3386/w7677

McCandless, G. T., & Weber, W. E. (1995). Some Monetary Facts. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 19*(3), 2-11. https://doi.org/10.21034/qr.1931
Mohamadi, T., Mousavi Nik, S. H., Bagheri Pormehr, S., Abdolahi, M., & Ziadlu, H. (2017). A Depiction on Macro-Economic Relations in Iran (A Long Run Structural Macro-Econometric Model). *Majlis and Rahbord, 24*(90), 35-72. [In Farsi] https://nashr.majles.ir/article_202.html?lang=en
Moslehi, F. (2006). The Role of Monetary Policy in Iran's Economy (1338-1383). *Iranian Journal of Economic Research, 8*(27), 133-151. [In Farsi] https://ijer.atu.ac.ir/article_3701.html?lang=en
Mowlaei, M., & Ali, O. (2018). Measuring the Consumption Smoothing of Iranian Households' Consumption Food Against the Temporary and Permanent Income Shocks. *Economic Growth and Development Research, 8*(31), 93-106. [In Farsi] https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_4343.html?lang=en
Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1989). Building Blocks of Market Clearing Business Cycle Models. *NBER Macroeconomics Annual, 4*(1), 247-287. https://doi.org/10.1086/654111
Parsa, H., Behboodi, M., & Parsa, A. (2013). Analysis of the Effects of Monetary Financial Policy Shocks on Formation of Trade Cycles and Ineome Distribution in Iran. *Development Economics and Planning, 2*(1), 123-134. [In Farsi]
Patinkin, D. (1965). *Money, Interest, and Prices: An Integration of Monetary and Value Theory:* Harper & Row.
Phelps, E. S. et al. (1970). *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory:* W. W. Norton & Co.
Pigou, A. C. (1943). The Classical Stationary State. *The Economic Journal, 53*(212), 343-351. https://doi.org/10.2307/2226394
Ramsey, F. P. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *The Economic Journal, 38*(152), 543-559. https://doi.org/10.2307/2224098
Reis, R. (2007). The Analytics of Monetary Non-Neutrality in the Sidrauski Model. *Economics Letters, 94*(1), 129-135. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.08.017
Robinson, T. (2013). Empirical Application| RDP 2013-06: Estimating and Identifying Empirical BVAR-DSGE Models for Small Open Economies. *Reserve Bank of Australia Research Discussion Papers.*
Rotemberg, J. J. (1982). Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy, 90*(6), 1187-1211. https://doi.org/10.1086/261117
Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. *NBER Macroeconomics Annual, 12*(1), 297-346. https://doi.org/10.1086/654340
Samuelson, P. A. (1958). An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy, 66*(6), 467-482. https://doi.org/10.1086/258100
Sidrauski, M. (1967). Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *The American Economic Review, 57*(2), 534-544.
Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. Econometrica: *Journal of the Econometric Society, 48*(1), 1-48. https://doi.org/10.2307/1912017

Swanson, N. R. (1998). Money and Output Viewed through a Rolling Window. *Journal of Monetary Economics, 41*(3), 455-474. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00005-1
Walsh, C. E. (2010). *Monetary Theory and Policy*: MIT Press.
Wicksell, K. (1936). *Interest and Prices*: Ludwig von Mises Institute.
Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy:* Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9781400830169

ب) فارسی

جعفری صمیمی، احمد، و عرفانی، علیرضا (۱۳۸۳). آزمون خنثا بودن و ابَرخنثا بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، ۳۹(۴)، ۱۳۸-۱۱۷.

صمدی، سعید، و جلایی، سیدعبدالمجید (۱۳۸۳). تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، ۳۹(۳)، ۱۵۳-۱۳۹.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۴). بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، ۴۰(۳)، ۲۹-۱.

نحوه ارجاع به مقاله:

علی‌زاده، محدثه؛ جلالی نایینی، احمدرضا، و عینیان، مجید (۱۴۰۱). تخمین اثر مانده حقیقی پول بر مصرف خصوصی و تقاضای کل در اقتصاد ایران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۷(۴)، ۶۰-۲۳.

Alizadeh, M., Einian, M., & Jalali Naini, A. (2022). Estimating Real Money Balance Effect on Private Consumption and Aggregate Demand. *Planning and Budgeting*, *27*(4). 23-60.

DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.27.4.23

Copyrights:

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