[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

آزمون فرضیه بی‌ثباتی پول فریدمن در ایران: رویکردی نامتقارن از مدل بسط یافته VARMA, GARCH-M[1]

حامد عبدالملکی[2]، حسین اصغرپور[3]، جعفر حقیقت[4]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۳/۲۴

چکیده

حجم پول و سرعت گردش پول به عنوان متغیرهای مهم اقتصادی موثر بر تورم و تولید شناخته می شوند. سرعت گردش پول، یک مفهوم بسیار با اهمیت برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی است و از آنجا که به طور تنگانگی با رفتار تقاضا برای پول مرتبط است، اهمیت آن را بیش از پیش نمایان می‌کند. در این رابطه فریدمن معتقد است بی‌ثباتی رشد پول عامل اصلی نوسانات سرعت گردش پول می‌باشد که در ادبیات اقتصاد پولی به فرضیه بی‌ثباتی پولی فریدمن معروف است. هدف اصلی این تحقیق بررسی نوسانات سرعت گردش پول و تبیین علت آن از دیدگاه پول‌گرایان می‌باشد. در این راستا با استفاده داده‌های فصلی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱ اقتصاد ایران و در چارچوب آزمون علیت، فرضیه فریدمن مبنی‌بر تاثیر بی‌ثباتی رشد پول بر نوسانات سرعت گردش پول، برای کل‌های پولی (M_1 و M_2) مورد آزمون قرار گرفته است. الگوی مورد استفاده در این تحقیق مدل بسط یافته VARMA, GARCH-M و روش برآورد شبه حداکثر درستنمایی (QML) می‌باشد. نتایج نشان دهنده تأیید فرضیه فریدمن برای دوره مورد بررسی می‌باشد. به بیان دیگر، نتایج تحقیق دلالت بر وجود رابطه علی از بی‌ثباتی رشد پول به سرعت گردش پول می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: بی‌ثباتی رشد پول، سرعت گردش پول، مدل VARMA, GARCH-M.

طبقه‌بندی JEL: E40, E51

---

۱. این مقاله برگرفته از رساله دکتری آقای حامد عبدالملکی به راهنمایی مشترک آقایان دکتر حسین اصغرپور و دکتر جعفر حقیقت در دانشگاه تبریز است.

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، (نویسنده مسئول) Email: Hamedab1986@gmail.com

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز Email: Asgharpourh@yahoo.com

۴. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز Email: Haghighat@tabrizu.ac.ir

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

۱. مقدمه

حجم پول و سرعت گردش پول به عنوان متغیرهای مهم اقتصادی موثر بر تورم و تولید شناخته می شوند. سرعت گردش پول به عنوان یکی از مفاهیم مهم در اقتصاد با اثرگذاری بر جریان پولی جامعه، می‌تواند موجب تشدید یا تضعیف اثرات پولی بر اقتصاد شود. تغییرات حجم پول و نوسانات سرعت گردش و عوامل موثر برآنها نقش حایز اهمیتی در سیاستگزاری های پولی دارد، زیرا که افزایش نامتناسب حجم پول و پیرو آن حجم نقدینگی که بیانگر رشد ناصحیح و عدم هدایت آن می باشد می‌تواند منجر به بروز پیامدهای مخرب اقتصادی از جمله تورم افسار گیسخته در جامعه شود. بر این اساس، شناخت صحیح این متغیر و چگونگی تغییرات آن از اهمیت بسزایی برخوردار است. در حقیقت، افزایش یا کاهش سرعت گردش پول، تسریع یا کاهش جابجایی پول در اقتصاد و اثرگذاری بر تقاضای کالاها و خدمات را در پی خواهد داشت. از این‌رو، سرعت گردش پول دارای اثرات متقابلی با سایر متغیرهای اقتصادی می‌باشد (زراءنژاد، زارع و اکابری، ۱۳۹۰).

به لحاظ تئوریکی اثرات بی‌ثباتی رشد پول بر نوسانات گردش پول مبهم است. در این راستا مهم‌ترین نظریه مطرح شده مربوط به فرضیه بی‌ثباتی[1] پولی فریدمن است که بیان می‌کند "بی‌ثباتی رشد پول علت نوسانات سرعت گردش پول می‌باشد". این نظریه در ابتدای دهه ۱۹۸۰ در شرایطی که سرعت گردش پول در امریکا به شکل قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته بود، مطرح گردید. در این ارتباط فریدمن معتقد است بی‌ثباتی رشد پول دارای دو اثر درآمدی (به صورت اثر منفی) و اثر جانشینی (به صورت اثر مثبت) بر سرعت گردش پول است. از دیدگاه وی به دلیل غالب بودن اثر درآمدی بر اثر جانشینی، افزایش بی‌ثباتی رشد پول ناشی از عملیات فدرال رزرو موجب کاهش سرعت گردش پول در آن مقطع گردیده بود. در عمل (به لحاظ تجربی و شواهد آماری) برقراری این فرضیه نامشخص است زیرا که به لحاظ تئوریکی برآیند دو اثر جانشینی و درآمدی مبهم بوده و بسته به شرایط اقتصادی حاکم بر کشورها، اثر بی‌ثباتی رشد پول بر نوسانات سرعت

1. Volatility

گردش پول می‌تواند معنادار و یا غیر معنادار باشد. اثرات جانشینی و درآمدی حاصل از افزایش تغییرپذیری رشد پول بر نوسانات سرعت گردش پول به شرح زیر قابل بحث است:

اثر درآمدی به صورت کاهش سرعت گردش پول نمایان می‌شود بدین صورت که با نوسانات بیشتر، انگیزه‌های احتیاطی نگه‌داری پول به وسیله مردم افزایش می‌یابد و این امر به نوبه خود کاهش سرعت گردش پول را به همراه خواهد داشت. اثر جانشینی در خلاف جهت اثر درآمدی تاثیرگذار است یعنی بی‌ثباتی افزایش یافته متناظر با رشد پول موجب می‌شود تا تقاضا برای آن به عنوان واسطه مبادلات[1] کاهش و تقاضا برای سایر جانشین‌ها (ارزهای خاجی) افزایش یابد و این به نوبه خود افزایش سرعت گردش پول را در پی خواهد داشت (بالیمون و هاتون[2]، ۲۰۰۴).

در خصوص اثر درآمدی می‌توان چنین اظهار داشت در صورتی که افزایش نوسانات نرخ رشد عرضه پول بیانگر افزایش نااطمینانی باشد، این امر به نوبه خود منجر به افزایش در تقاضای پول به منظور انگیزه‌های احتیاطی شده و از این رو موجب کاهش در سرمایه گذاری خواهد شد (افزایش تقاضای احتیاطی پول به معنی کاهش تقاضا برای دارایی‌های مالی است). در نتیجه با ثابت ماندن سایر شرایط، سرعت گردش پول کاهش می‌یابد. لذا در این حالت اجرای یک سیاست پولی فعال به دلیل آنکه حجم عمده‌ای از عرضه پول جدید جذب تقاضای احتیاطی و سفته‌بازی شده و به بخش حقیقی اقتصاد منتقل نشده و یا اثرات آن بر بخش حقیقی ناچیز خواهد بود، توصیه نمی‌شود (بانتو و همکاران[3]، ۲۰۱۱).

در رابطه با اثرات جانشینی نیز می‌توان چنین استدلال کرد که با افزایش نوسانات ناشی از رشد پول، به دلیل افزایش نرخ تورم انتظاری، نرخ بهره حقیقی کاهش می‌یابد. با کاهش نرخ بهره حقیقی، دارایی‌های مالی و سرمایه‌ای در داخل به دلیل کاهش بازدهی واقعی آنها از جذابیت کمتری برای سرمایه‌گذاری برخوردار خواهند بود. لذا با کاهش میزان سرمایه‌گذاری توسط عاملان اقتصادی (داخلی و خارجی) تقاضا برای پول داخلی کاهش

1. Medium of Exchange
2. Baliamoune & Haughton
3. Baunto and et al.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

یافته و در مقابل تقاضا برای ارزها (به عنوان جانشینی برای پول داخلی) افزایش خواهد یافت که این امر به نوبه خود افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی را به دنبال خواهد داشت. در نتیجه هنگامی که اثر جانشینی غالب شود، سرعت گردش پول افزایش می‌یابد (همان منبع).

در محدوده‌ای که برآیند اثر درآمدی و اثر جانشینی معنی دار باشد، فرضیه بی‌ثباتی پول فریدمن برقرار بوده و قلمرو سیاست‌های احتیاطی پولی کاهش می‌یابد. به عنوان مثال: بانک مرکزی ممکن است تمایل داشته باشد به طور همزمان باشد عرضه پول و پایه پولی را افزایش دهد. اما افزایش نوسانات ناشی از عرضه پول ممکن است به نوبه خود منجر به کاهش سرعت، پول در گردش شود. اثر خالص بر روی عرضه پول تا حدودی غیر قابل پیش‌بینی است که می‌تواند اثربخشی سیاست پولی را به عنوان ابزاری جهت مقابله با بحران‌های اقتصادی، کاهش دهد. با توجه به این ابهامات نظری، اعتبار فرضیه فریدمن را تنها می‌توان از طریق آزمون تجربی مشخص کرد (بالیمون و هاتون، ۲۰۰۴).

با توجه به مطالب ذکر شده و اهمیت کارایی سیاست‌های پولی در مدیریت تقاضا و تثبیت نوسانات اقتصادی، بررسی فرضیه بی‌ثباتی پولی فریدمن در اقتصاد ایران ضروری است. برای همین منظور، مطالعه حاضر به بررسی بی‌ثباتی رشد پول و نوسانات سرعت گردش پول در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۷ با استفاده از مدل تعمیم یافته VARMA, GARHC-M می‌پردازد. در ادامه، مباحث مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است: در قسمت دوم ادبیات تحقیق بیان شده است. در قسمت سوم روش‌شناسی تحقیق و مطالعات تجربی مرتبط با موضوع ارایه شده است. بخش چهارم به داده‌ها، اطلاعات آماری و تحلیل یافته‌های تحقیق اختصاص دارد و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری بیان شده است.

۲. ادبیات تحقیق

در این بخش ابتدا مفهوم سرعت گردش پول و رابطه مبادله بیان و سپس مطالعات صورت گرفته در ارتباط با فرضیه فریدمن که بر تغییرپذیری رشد پول متمرکز می‌باشند، مطرح

می‌شود. نظریه مقداری پول بیان می‌کند که عرضه پول سطح قیمت‌ها را با فرض اینکه سرعت گردش پول و درآمد ملی واقعی ثابت باشند، تعیین می‌کند.

مفهوم سرعت گردش نخستین بار در آثارایروینگ فیشر[1] در سال ۱۹۲۰ با ارایه‌ی رابطه مبادله، مطرح شد. وی سرعت گردش پول را به عنوان "متوسط تعداد دفعاتی که پول در یک سال برای مبادله کالاها مورد استفاده قرار می‌گیرد" تعریف می‌کند. و نسخه‌ی معاملاتی رابطه مبادله را به صورت زیر تعریف می‌کند:

$$MV = \sum_{i=1}^{n} p_i q_i \qquad (۱)$$

که در آن M حجم پول، V سرعت گردش پول، p_i قیمت کالاها و q_i نیز مقدار مشخصی از کالاها در مبادله i است. نسخه‌ی ساده شده رابطه فیشر به شکل زیر است:

$$MV=PT \qquad (۲)$$

که در آن $p = \sum_{i=1}^{n} \frac{p_i}{n}$ و $T= \sum_{i=1}^{n} q_i$ است. با این حال به علت مشکلات محاسبه سمت راست معادلات (۱) و (۲) نمی‌توان از آنها در تحقیقات تجربی استفاده کرد. از این‌رو سمت راست رابطه مبادله به وسیله PQ تقریب زده می‌شود، که P بیانگر شاخص قیمت کالاها و خدمات در اقتصاد و Q درآمد ملی واقعی می‌باشد. به عنوان یک نتیجه‌گیری از معادلات (۱) و (۲) به رابطه (۳) می‌رسیم که از سوی فریدمن "فرم درآمدی" رابطه مبادله نامیده می‌شود:

$$MV = PQ \qquad (۳)$$

روابط (۱) و (۳) به طور طبیعی دو تعریف متفاوت از سرعت گردش پول را بیان می‌کنند که به صورت زیر می‌باشد:

$$V^T = \sum_{i=1}^{n} \frac{p_i q_i}{M} \qquad (۴)$$

$$V^I = \frac{PQ}{M} \qquad (۵)$$

1. Irving Fisher

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

که در آن V^T سرعت معاملاتی[1] گردش پول و V^I سرعت درآمدی[2] گردش پول می‌باشد (سیروشن، ۲۰۱۲). علی‌رغم استفاده از سرعت درآمدی به عنوان تقریبی از سرعت معاملاتی باید ذکر کرد که چنین تقریبی بحث برانگیز است. به عنوان مثال تائو[3] (۲۰۰۲) بیان می‌کند که سرعت درآمدی گردش پول به طور سیستماتیک حقیقت سرعت معاملاتی پول را نشان نمی‌دهد و بر اساس تحقیقات صورت گرفته نمی‌توان سرعت درآمدی را جایگزین سرعت معاملاتی کرد. دیدگاه‌های مختلفی با توجه به عوامل موثر بر نوسانات در سرعت گردش پول وجود دارد، با این حال، به طور کلی هیچ تئوری پذیرفته شده‌ای را نمی‌توان یافت که نوسانات سرعت گردش پول را توضیح دهد و صرفا تعدادی از مطالعات تجربی هستند که اشکال مختلف فرضیه‌های این حوزه را با توجه به دانش موجود در خصوص تغییرپذیری سرعت گردش پول آزمون می‌کنند.

از دیدگاه کلاسیک‌ها سرعت گردش پول تحت تاثیر تغییرات بنیادی در اقتصاد (مانند تغییرات کارایی سیستم بانکداری، شبکه حمل و نقل و...) و رفتارهای عاملان اقتصادی (مانند تغییر ترجیحات و الگوی تقاضای پول خانوارها) قرار می‌گیرد.کینز (۱۹۳۶) بیان می‌کند که سرعت گردش پول نبایستی ثابت فرض شود. از مهم‌ترین عوامل تاثیر گذار بر سرعت گردش پول از دیدگاه کینز عبارتند از: شخصیت نظام بانکی و سازمان‌های صنعتی، عادات اجتماعی، توزیع درآمد بین اقشار مختلف و هزینه‌های نگه‌داری پول نقد راکد، از دیدگاه وی هزینه‌های نگه‌داری پول نقد مهم‌ترین عامل تاثیرگذار بر سرعت گردش پول می‌باشد (کینز، ۱۹۳۶. ص ۲۰۱). از منظر دیدگاه ارایه شده انتظار می‌رود افزایش نرخ بهره یا تورم منجر به افزایش سرعت گردش پول به دلیل تمایل کمتری برای برای نگه‌داری پول نقد شود در حالی که کاهش نرخ بهره یا تورم، کاهش سرعت گردش پول را به همراه خواهد داشت.

1. Transaction Velocity
2. Income Velocity
3. Tao

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

بر خلاف اقتصاددانان کلاسیک که سرعت گردش پول را ثابت فرض می‌کنند، پولیون به رهبری فریدمن معتقدند که سرعت گردش پول (تقاضای پول) در بلند مدت با ثبات بوده و تغییرات آن قابل پیش‌بینی است. آنها ضمن پذیرش نوسانات و تغییرات جزعی سرعت گردش پول در کوتاه مدت، این متغیر را در بلند مدت با ثبات و قابل پیش‌بینی می‌دانند. بر اساس این دیدگاه عامل ایجاد موج‌های تورمی، افزایش رشد نقدینگی و حجم پول نسبت به تولید است (حسنوند، ۱۳۷۹). از دیدگاه فریدمن تصمیم در مورد نگهداری پول، از طریق انتخاب میان نگهداری پول، سایر دارایی‌هایی مالی و کالاهای فیزیکی انجام می‌شود. از آنجایی که تقاضا برای یک کالا به کل درآمد فرد، قیمت کالا، قیمت کالاهای جانشین و سلیقه و ترجیحات فرد بستگی دارد از این‌رو تقاضای افراد برای پول نیز به ثروت افراد، قیمت و بازدهی پول، قیمت و بازدهی سایر دارایی‌ها و سلیقه و ترجیحات آنها بستگی دارد.

تابع تقاضای پول فریدمن با استفاده از ترکیب پول و سایر دارایی‌ها به صورت معادله (۶) می‌باشد:

$$\frac{M^d}{P} = f(Y_P\,, r_b\,, r_m\,, r_e\,, \pi^e\,, w\,, u) \qquad (۶)$$

که در آن $\frac{M^d}{P}$ تقاضا برای مانده حقیقی پول، Y_P درآمد دائمی، r_b نرخ بازدهی اوراق قرضه، r_m نرخ بازدهی مورد انتظار پول، r_e نرخ بازدهی سهام، π^e نرخ تورم مورد انتظار، w نسبت سرمایه انسانی به سرمایه مادی و u سایر عوامل می‌باشد. بر خلاف نظریه کینز، نظریه فریدمن نشان می‌دهد که تغییرات نرخ بهره اثرات ناچیزی بر روی تقاضا برای پول دارد و نوسانات تصادفی در تقاضای پول کوچک می‌باشند. در نتیجه تقاضا برای پول را می‌توان با دقت توسط تابع تقاضای پول پیش‌بینی کرد.

به اعتقاد فریدمن تقاضای پول باثبات بوده و نسبت به تغییرات نرخ بهره حساس نیست. اما کاهش ناگهانی سرعت گردش پول ایالت متحده در اوایل دهه ۱۹۸۰ که با فرض ثبات تقاضای پول (ثبات سرعت گردش پول) وتطابق رشد پول و تورم در تضاد بود، خلاف نظریه پولیون را به همراه داشت. فریدمن (۱۹۸۴) ضمن دفاع از دیدگاه پولیون، کاهش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

یکباره در سرعت گردش پول را به علت افزایش بی‌ثباتی رشد پول می‌داند. به عقیده وی افزایش در نوسانات و بی‌ثباتی رشد پول با ایجاد سطوح بالاتری از عدم اطمینان در بازارهای مالی و افزایش تقاضا برای نگهداری پول به منظور انگیزه‌های احتیاطی، تأثیر منفی بر سرعت گردش پول در آن مقطع زمانی داشته است.

پس از بیان فرضیه فریدمن، نظریه بی‌ثباتی پولی وی بارها مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. مطالعات متعددی روش علیت گرنجر را برای آزمون فرضیه فریدمن مورد استفاده قرار داده‌اند به این صورت که بی‌ثباتی رشد پول عامل علی تغییرات سرعت گردش پول می‌باشد. برای این منظور آنها یک الگوی VAR دومتغیره را به صورت رابطه (۷) مورد استفاده قرار دادند که در آن فرض می‌شود اطلاعات مورد نیاز در مقادیر گذشته و حال متغیرها موجود است.

$$VG_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i VG_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j VOL_{j-t} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در آن VG_t بیانگر رشد سرعت گردش پول، VOL_t نشان دهنده بی‌ثباتی رشد پول می‌باشد که به صورت انحراف معیار متحرک رشد پول محاسبه می‌شود و ε_t نیز جمله اخلال نوفه سفید می‌باشد. نتایج تحقیقات صورت گرفته در این زمینه بیانگر نتایج متفاوتی می‌باشد بدین صورت که بخشی از مطالعات انجام شده در جهت تأیید فرضیه فریدمن نتیجه‌گیری کرده و بخشی دیگری نیز، شواهدی در جهت رد فرضیه فوق می‌یابند، بدین معنا که ارتباط علی بین تغییرپذیری رشد پول و سرعت گردش پول وجود ندارد. خلاصه‌ی بخشی از تحقیقات انجام شده در این زمینه که بر تغییرپذیری رشد پول متمرکز می‌باشند در جدول ۱ ارایه شده است.

جدول ۱- مطالعات انجام شده مرتبط با تحقیق

مطالعه	روش تحقیق (مدل، قلمرو زمانی و مکانی)	یافته‌ها
Hall & Nobel (1987)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۶۳:۱ تا ۱۹۸۴:۲ برای کشور آمریکا	تأیید فرضیه فریدمن
Chowdhury (1988)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR داده‌های فصلی ۱۹۶۴:۱ ۱۹۸۳:۴ برای کشورهای کانادا، آلمان، ایتالیا و ژاپن	تأیید فرضیه فریدمن
Mehra (1989)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR داده‌های فصلی از ۱۹۶۳:۱ تا ۱۹۸۷:۴ برای کشور آمریکا	رد فرضیه فریدمن
Brocato & Smith (1989)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR داده‌های ماهانه از ۱۹۶۲:۲ تا ۱۹۸۵:۹ برای کشور آمریکا	رد فرضیه فریدمن
Bordes (1990)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR داده‌های فصلی از ۱۹۷۱:۲ تا ۱۹۸۸:۲ برای کشور فرانسه	رد فرضیه فریدمن
Serletis (1990)	آزمون علیت هیشائو با استفاده از الگوی VAR چند متغیره داده‌های فصلی از ۱۹۷۰:۱ تا ۱۹۸۸:۱ برای کشورهای گروه G-7	تأیید فرضیه فریدمن
Thornton (1991)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR داده‌های ماهانه از ۱۹۶۶:۱ تا ۱۹۸۸:۱۱ برای کشور انگلستان	رد فرضیه فریدمن
Mohamed (1996)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR داده‌های سالانه از ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۴ برای کشور مالزی	تأیید فرضیه فریدمن
Bruggemann & Nautz (1997)	آزمون علیت گرنجر با استفاده مدل ARCH داده‌های فصلی از ۱۹۷۶:۱ تا ۱۹۹۵:۴ برای کشور آلمان	رد فرضیه فریدمن
Owoye (1997)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی VAR داده‌های سالانه از ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ برای گروه کشورهای کمتر توسعه یافته	تأیید فرضیه فریدمن
Baliamoune & Haughton (2004)	آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از رویکرد VECM داده‌های سالانه از ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹ برای کشور مصر	تأیید فرضیه فریدمن
Serlitis & Shahmoradi (2006)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از مدل VARMA, GARCH-M داده‌های ماهانه از ۱۹۵۹ تا ۲۰۰۴ برای کشور امریکا	تأیید فرضیه فریدمن
Baunto and etal. (2011)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از الگوی GARCH با در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری داده‌های فصلی از ۱۹۸۲:۲ تا ۲۰۰۶:۴ برای کشور فیلیپین	تأیید فرضیه فریدمن
Syrotion (2012)	آزمون علیت علیت گرنجر و تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی در چارچوب الگوی VAR و مدل VECM داده‌های فصلی از ۲۰۰۱:۱ تا ۲۰۱۱:۴ برای کشور اکراین	رد فرضیه فریدمن
Bahmani-oskooee & Bahmani (2014)	مدل تصحیح خطا داده‌های سالانه از ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۰ برای کشور کره جنوبی	تأیید فرضیه فریدمن
Pinno & Serletis (2016)	آزمون علیت گرنجر با استفاده از مدل سه متغیره VARMA, GARCH-M داده‌های ماهانه از ۱۹۶۷:۱ تا ۲۰۱۵:۸	تأیید فرضیه فریدمن

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

همان‌طور که مشاهده می‌شود در تمام مطالعات انجام شده، فرضیه فریدمن به وسیله علیت گرنجر مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است. تفاوت در نتایج برای کشور آمریکا به دلیل تفاوت در دوره زمانی مورد مطالعه، ساختار داده‌ها و تغییرات در تصریح و روش‌های اقتصادسنجی مورد بررسی می‌باشد. به عنوان مثال مهرا[1] (۱۹۸۹) نشان می‌دهد که نتایج پژوهش هال و نوبل نسبت به برخی تغییرات در تصریح از جمله تفاضل‌گیری و دوره زمانی مورد مطالعه مقاوم[2] نبوده است. نتایج مطالعه وی پس از افزایش دوره زمانی مورد مطالعه تا ۱۹۸۷:۴و تفاضل‌گیری از داده‌ها حاکی از آن است که بین تغییرپذیری رشد پول و سرعت گردش پول ارتباط علی وجود ندارد.

مطالعات انجام شده در داخل کشور بسیار اندک می‌باشد به گونه‌ای که تنها می‌توان به پژوهش صورت گرفته توسط حسنوند (۱۳۷۹) اشاره نمود. وی در مقاله‌ای با عنوان "پول‌گرایان و نوسان سرعت گردش پول ایران" به بررسی نوسانات سرعت گردش پول در ایران و تبیین علت آن از دیدگاه پول‌گریان پرداخته است وبا استفاده‌های داده‌های سری زمانی ۱۳۶۷-۱۳۴۰ رابطه تجربی بی‌ثباتی رشد پول و تغییرات سرعت گردش پول را مورد آزمون قرار می‌دهد. وی با تفکیک رشد پول، به رشد پول پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده در چارچوب یک مدل VAR چند متغیره نتیجه‌گیری می‌کند که بی‌ثباتی رشد پول پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده علیت گرنجری نوسانات سرعت گردش پول می‌باشد. نتایج تحقیق مذکور حاکی از آن است که بی‌ثباتی پولی، حداقل یکی از متغیرهای توضیح دهنده نوسانات سرعت گردش پول است.

مطالعه حاضراز جهت دوره زمانی و تکنیک اقتصاد سنجی مورد استفاده با مطالعه حسنوند (۱۳۷۹) متفاوت است. علاوه بر آن، مطالعه حاضر به لحاظ ساختار مدل و متغیرهای ملحوظ در مدل نیز با مطالعه مذکور تفاوت اساسی دارد. به طوری که در مطالعه حسنوند رابطه علی بین بی‌ثباتی رشد پول و نوسانات سرعت گردش پول صرفا دو متغیره بوده و متغیرهای کنترل در مدل لحاظ نشده است، در حالی که در مطالعه حاضر روابط علی بین متغیرهای اصلی مدل با لحاظ

1. Mehra
2. Robust

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

نمودن متغیرهای کنترل (تورم و رشد اقتصادی) و به صورت همزمان برآورد شده است. تمایز دیگر تحقیق حاضر گنجاندن مولفه‌ی عدم تقارن در ساختار ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی برای نوسانات متغیرهای رشد پول و سرعت گردش پول می‌باشد، زیرا که ممکن است پاسخ اقتصاد به شوک‌های مثبت و منفی پولی (با قدر مطلق یکسان) متفاوت باشد.

۳. مدل تحقیق و روش برآورد

رویکرد متداول در مطالعات انجام شده در زمینه آزمون فرضیه فریدمن مبنی‌بر اینکه نوسانات عرضه پول علیت گرنجر سرعت گردش پول می‌باشد، استفاده از انحراف معیار نرخ رشد پول به عنوان معیاری برای تغییرپذیری پول می‌باشد. لیکن چنین معیارهایی به دلیل برآوردهای ناپارامتریک موردی[1]، نامناسب هستند (سرلتیز و شاهمرادی[2]، ۲۰۰۶). از این‌رو به منظور آزمون فرضیه فریدمن و تبیین رفتار متغیرهای بی‌ثباتی رشد پول و سرعت گردش پول، مطابق سرلتیز و شاهمرادی از الگوی تعمیم یافته نامتقارن VARMA, GARCH-M به صورت رابطه (۸) استفاده می‌شود:

(۸)

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \Psi_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^{r} \Phi_k z_{t-k} + \sum_{l=1}^{s} \Theta_l e_{t-l} + \sum_{m=0}^{t} \Lambda_m x_{t-m} + e_t$$

$$e_t|\Omega_{t-1} \sim (0,H_t), \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{\upsilon\upsilon,t} & h_{\upsilon\mu,t} \\ h_{\mu\upsilon,t} & h_{\mu\mu,t} \end{bmatrix}$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} \upsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix}; a = \begin{bmatrix} a_\upsilon \\ a_\mu \end{bmatrix}; h_{t-j} = \begin{bmatrix} h_{\upsilon_{t-j}} \\ h_{\mu_{t-j}} \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} G_t \\ Inf_t \end{bmatrix}; e_t = \begin{bmatrix} e_{\upsilon_t} \\ e_{\mu_t} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^{(i)} & \gamma_{12}^{(i)} \\ \gamma_{21}^{(i)} & \gamma_{22}^{(i)} \end{bmatrix}; \Psi_j = \begin{bmatrix} \psi_{11}^{(j)} & \psi_{12}^{(j)} \\ \psi_{21}^{(j)} & \psi_{22}^{(j)} \end{bmatrix}; \Phi_k = \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(k)} & \phi_{12}^{(k)} \\ \phi_{21}^{(k)} & \phi_{22}^{(k)} \end{bmatrix}$$

$$\Theta_l = \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(l)} & \theta_{12}^{(l)} \\ \theta_{21}^{(l)} & \theta_{22}^{(l)} \end{bmatrix}; \Lambda_m = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^{(m)} & \lambda_{12}^{(m)} \\ \lambda_{21}^{(m)} & \lambda_{22}^{(m)} \end{bmatrix}$$

1. Ad hoc
2. Serlitis & Shahmoradi

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

که در آن Ω_{t-1} مجموعه اطلاعات موجود در زمان t-1 و H_t ماتریس واریانس-کو-واریانس شرطی می‌باشد. υ_t و μ_t به ترتیب بیانگر رشد سرعت گردش پول و رشد عرضه پول می‌باشند. سرلتیز (۱۹۹۰) عنوان می‌کند پیش‌بینی رشد سرعت گردش پول، تابعی است از یک سری مجموعه اطلاعات که پیش‌بینی بر مبنای آن صورت می پذیرد. به طور بالقوه یکی از عناصر مهم در این مجموعه اطلاعات، نوسانات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده رشد پول است. از منظر کلاسیک‌های جدید نوسانات پیش‌بینی شده متغیرهای اسمی خنثی بوده و صرفاً نوسانات پیش‌بینی نشده این متغیرها می‌تواند بر اقتصاد اثرگذار باشد. لذا تفکیک نوسانات رشد پول به اجزای پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده به منظور پیش‌بینی پذیری رشد سرعت گردش پول ضروری است. بر این اساس پژوهش‌های انجام شده در چارچوب معادله (۷) به دلیل آنکه نوسانات را به صورت پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده در نظر نمی‌گیرند، اطلاعات ارزشمندی را از دست داده و قابل اعتماد نمی‌باشند. از این‌رو به منظور بررسی و تفکیک نوسانات هریک از سری‌ها، h_{t-j} به عنوان نوسانات پیش‌بینی شده و z_{t-k} به عنوان نوسانات پیش‌بینی نشده در مدل لحاظ می‌شوند. نوسانات پیش‌بینی شده متغیرهای υ_t و μ_t در معادله (۸) به وسیله مدل BEKK و نوسانات پیش‌بینی نشده متغیرهای فوق نیز با استفاده از رابطه (۹) محاسبه می‌شوند.

$$z_{t-k}=\begin{bmatrix} z_{\upsilon_{t-k}} \\ z_{\mu_{t-k}} \end{bmatrix};\ z_{i_{t-k}}=\frac{e_{i_{t-k}}}{\sqrt{h_{ij_{t-k}}}};\ i,j=\upsilon,\mu \qquad (۹)$$

لازم به ذکر است اگرچه فرضیه فریدمن در رابطه با اثرات ناشی از تغییرات در نوسانات عرضه پول می‌باشد، اما با این حال پژوهش‌های پیشین در چارچوب رابطه (۷) سایرعوامل موثر بر سرعت گردش پول، همچون درآمد ملی و تورم را نادیده می‌گیرند. بر این اساس Inf_t و G_t که به ترتیب بیانگر نرخ تورم و نرخ رشد GDP حقیقی می‌باشند، به عنوان عوامل موثر بر سرعت گردش پول که تغییرات در تقاضای پول را در پی خواهند داشت، در مدل لحاظ می‌شوند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

۳-۱. ساختار واریانس-کوواریانس شرطی با استفاده از مدل نامتقارن BEKK[1]

شیوه متداول در مدلسازی ساختار واریانس-کوراریانس شرطی استفاده از مدل‌های تک متغیره و یامدل‌های چند متغیره کوواریانس-محدود است. در مدل‌های تک متغیره همانطور که از نامشان پیدا است امکان بررسی و مطالعه‌ی بیش از یک سری زمانی امکانپذیر نیست و مدل‌های چند متغیره کوواریانس-محدود نیز به دلیل عدم لحاظ اثرات سرریز تغییرات پیش‌بینی نشده هریک از سری‌ها بر دیگری، ممکن است خطای تصریح را تشدید نمایند (کرانر و ان‌جی[2]، ۱۹۹۸). برای آزمون فرضیه فریدمن لازم است از رویکردی استفاده شود که به وسیله آن معادلات مربوط به رشد عرضه پول، رشد سرعت گردش پول و نوسانات هر یک از این متغیرها به طور همزمان برآورد شود. این امر مستلزم آن است که مدلسازی انجام گرفته جهت برآورد ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی، غیر قطری باشد. یکی از مهم‌ترین مدل‌های خانواده GARCH که امکان لحاظ نمودن عناصر غیر قطری را فراهم می‌آورد مدل BEKK است. استفاده از مدل BEKK موجب پویایی قوی در ساختار ماتریس-کووراریانس سری‌ها شده به نحوی که بکارگیری آن اثرات متقابل میان مقادیر متغیرها و واریانس شرطی آنها را لحاظ می‌نماید (پینو و سرلتیز، ۲۰۱۶).

از جمله مشکلاتی استفاده از مدل‌های خانواده GARCH را با محدویت مواجه می‌کند آن است که در این مدل‌ها نوسانات مثبت و منفی با اندازه برابر (قدر مطلق برابر) اثر یکسانی بر ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی (Ht) دارند، از این ویژگی به عنوان اثر تقارن یادمی‌شود؛ اما ممکن است آنچه که در عمل رخ می‌دهد متفاوت باشد و واکنش اقتصاد به وقایع خوب و بد یکسان نباشد. از آنجا که اثرات نوسانات v_t و μ_t بر حسب شوک‌های مثبت و منفی عرضه‌ی پول می‌تواند منجر به ایجاد واکنش‌های متفاوتی گردد (یک شوک مثبت در مقایسه با یک شوک منفی با اندازه یکسان ممکن است اثرات یکسانی نداشته باشد) لذادر این پژوهش به منظور لحاظ نمودن اثر نوسانات v_t و μ_t در

1. Asymmetric
2. Kroner & Ng

الگوی بسط یافته VARMA از نسخه نامتقارن مدل BEKK، ارایه شده توسط گریر و همکاران[1] (۲۰۰۴)، به صورت رابطه (۱۰) استفاده می‌شود:

$$H_t=C'C+\sum_{k=1}^{g} A_K' \varepsilon_{t-k}\varepsilon_{t-k}' A_k+\sum_{l=1}^{f} B_j' H_{t-1} B_j+D'\xi_{t-1}\xi_{t-1}' D$$

$$C=\begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix};\ A=\begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix};\ B=\begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix};\ D=\begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix}; \qquad (۱۰)$$

$$\varepsilon_{t-1}=\begin{bmatrix} \varepsilon_{\upsilon,t-1} \\ \varepsilon_{\mu,t-1} \end{bmatrix};\ \xi_t=\begin{bmatrix} \xi_{\upsilon,t} \\ \xi_{\mu,t} \end{bmatrix};\ \xi_{t-1}=\begin{bmatrix} \min\{\varepsilon_{\upsilon,t-1}\} \\ \min\{\varepsilon_{\mu,t-1}\} \end{bmatrix}$$

که در آن C، یک ماتریس بالا مثلثی n×n مقادیر ثابت، A ماتریس n×n ضرایب ARCH برای تمامی مقادیر k، B ماتریس n×n ضرایب GARCH برای تمامی مقادیر j و D نیز ماتریس n×n واکنش های نامتقارن[2] می‌باشد. ویژگی این تصریح، بکارگیری نوسانات دوره‌های گذشته (H_{t-l}) و هم‌چنین مقادیر با وقفه‌ی $\varepsilon\varepsilon'$ و $\xi\xi'$، به منظور برآورد نوسانات جاری متغیرهای υ_t و μ_t می‌باشد. ξ_t نیز در برگیرنده‌ی واکنش‌های نامتقارن بالقوه می‌باشد. در این پژوهش برای معرفی مؤلفه‌ی عدم تقارن به فرآیند واریانس-کوواریانس شرطی از مفاهیم «اخبار خوب[3]» و «اخبار بد[4]» در خصوص رشد پول استفاده می‌شود. بر این اساس می‌توان به طور کلی می‌توان اظهار داشت چنانچه رشد پول بالاتر از حد انتظار باشد، به عنوان یک خبر بد برای اقتصاد در نظر گرفته می‌شود؛ از این‌رو اخبار بد در خصوص رشد پول به وسیله پسماندهای مثبت این متغیر لحاظ می‌شود و به صورت $\xi_{\mu,t}=\max\{\varepsilon_{\mu,t}\ ,\ 0\}$ تعریف می‌شود. از سوی دیگر اخبار در خصوص سرعت گردش پول به صورت $\xi_{\upsilon,t}=\max\{\varepsilon_{\upsilon,t}\ ,\ 0\}$ تعریف می‌شود. لازم به ذکر است که به عنوان یک مزیت، ماتریس واریانس-کوواریانس نسخه نامتقارن مدل BEKK قادر است تا اثرات نامتقارن و غیرقطری (تأثیر نوسانات شرطی یک متغیر بر متغیر دیگر) سری‌ها را در خود لحاظ نماید و به این ترتیب می‌توان این اثرات را مورد آزمون قرار داد. پارامترسازی[5] مدل

1. Gerier et al
2. Asymmetric Responses
2. Good News
3. Bad News
5. Parameterization

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

BEKK متضمن آن است که ماتریس H_t به ازای تمامی مقادیرε_t، مثبت معین باشد. در این مدل اطلاعات در دوره t-1 قابل دسترس می‌باشد و تعیین عناصر با وقفه ماتریس واریانس کوواریانس شرطی، متناظر با مقادیر غیرشرطی آن می‌باشد ($h_{\mu,t}=\sigma_{\mu}^2$). بنابراین مدل فوق بر روی اثر نوسانات دوره t-1 بر دوره t متمرکز می‌باشد (انگل و کرانر، ۱۹۹۵).

٤. داده‌ها و یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که ذکر شد هدف این تحقیق بررسی تطابق فرضیه فریدمن با ساختار اقتصاد ایران می‌باشد برای این منظور متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از: M_1 (اسکناس و مسکوک به علاوه سپرده‌های دیداری)، M_2 (M_1 به علاوه شبه پول)، تولید ناخالص داخلی (اسمی و حقیقی) و شاخص قیمت مصرف کننده[1] با تواتر فصلی[2] ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱ که از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی استخراج گردیده است[3]. همان‌گونه که ذکر شد هدف این تحقیق بررسی تطابق فرضیه فریدمن با ساختار اقتصاد ایران می‌باشد. در این تحقیق سرعت گردش پول به شکل معادله (۱۱) تعریف می‌شود:

$$V_{it} = \frac{GDP_n}{M_{it}}\ , i = 1,2 \qquad (۱۱)$$

که در آن GDP_n معرف تولید ناخالص داخلی اسمی (به قیمت جاری) است. بر این اساس به منظور تبیین رابطه علی میان بی‌ثباتی رشد پول و نوسانات سرعت گردش پول در ایران، متغیرهای مورد استفاده در مدل به شکل زیر تعریف می‌شوند:

υ_1: تفاضل مرتبه اول لگاریتم سرعت گردش پول بر مبنای M_1

υ_2: تفاضل مرتبه اول لگاریتم سرعت گردش پول بر مبنای M_2

μ_1: تفاضل مرتبه اول لگاریتم M_1

μ_2: تفاضل مرتبه اول لگاریتم M_2

1. Consumer Price Index

۲. کلیه متغیرهای بکار رفته در مدل تحقیق، فصلی زدایی شده‌اند.

۳. داده‌های سال ۱۳۹۳ مربوط به M1 و M2 و هم‌چنین داده‌های۱۳۹۳-۱۳۹۰ مربوط تولید ناخالص داخلی از نماگرهای اقتصادی جمع‌آوری گردیده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

Inf : تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده

G : تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی

از آنجا که داده‌های فصلی علاوه بر داشتن ریشهٔ واحد معمولی (غیر فصلی) ممکن است دارای ریشهٔ واحد فصلی نیز باشند، در این راستا، با توجه به فصلی بودن داده‌ها از آزمون هگی[1] برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد هگی در جدول (۲) نشان داده شده‌است. نتایج مندرج در جدول(۲) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها فاقد هر گونه ریشه واحد با تناوب فصلی هستند.

از آنجایی که تخمین معادلات (۸) و (۱۰) با استفاده از روش‌های خطی امکان‌پذیر نمی‌باشد. معادلات فوق با استفاده از روش شبه حداکثر راستنمایی[2] برآورد شده است. نتایج حاصل از تخمین این معادلات در جداول ۳ و ۴ ارایه شده است. به دلیل وجود پارامترهای زیاد در معادلات (۸) و (۱۰) که برابر با $[n + n2(p+q+r+s+t) + n(n+1)/2 + n^2(f+g+1)]$ می‌باشد، وقفه بهینه در این مدل به صورتی تعیین می‌شود که همبستگی سریالی و اثرات آرچ در پسماندهای استاندارد[3] شده وجود نداشته باشد. برای این منظور در معادله (۱)، $p = s = t = 1$ و $q = r = 2$ و در معادله (۲)، $f = g = 1$ تعیین می‌شود.

جدول۲- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

متغیر		0 $\pi_1 = 0$	π $\pi_2 = 0$	$\pi/2$ $\pi_3 = \pi_4 = 0$
M_1	υ_{M1}	-۳/۶۴	-۲/۹۱	۳/۶۵
	μ_{M1}	-۳/۰۲	-۲/۰۷	۳/۸۲
M_2	υ_{M2}	-۳/۳۵	-۲/۳۴	۴/۹۶
	μ_{M2}	-۳/۱۶	-۲/۳۳	۱۰/۸۹
inf		-۳/۳۷	-۴/۷۹	۱۰/۹۲
g		-۴/۷۱	-۳/۸۵	۷/۷۴
مقدار بحرانی آماره در سطح ۵ درصد		-۲/۸۸	-۱/۹۵	۳/۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

1. HEGY
2. Quasi Maximum Likelihood
3. Standardized Residuals

جدول۳- تخمین الگوی VARMA, MVGARCH-M برای M_1

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \Psi_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^{r} \Phi_k z_{t-k} + \sum_{l=1}^{s} \Theta_l e_{t-l} + \sum_{m=0}^{t} \Lambda_m x_{t-m} + e_t$$

$$a = \begin{bmatrix} -۰/۰۵۹ \\ (۰/۰۰۱) \\ ۰/۰۹۶ \\ (۰/۰۰۰) \end{bmatrix}; \quad \Gamma = \begin{bmatrix} ۰/۲۶۷ & -۰/۲۳۳ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۱۳) \\ -۰/۲۹۰ & ۰/۴۴۰ \\ (۰/۰۰۳) & (۰/۰۶۳) \end{bmatrix}; \quad \Psi_1 = \begin{bmatrix} -۰/۰۱۳ & -۰/۴۰۳ \\ (۰/۵۲۰) & (۰/۰۰۰) \\ -۰/۶۲۰ & ۰/۳۰۹ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۳۰) \end{bmatrix};$$

$$\Psi_2 = \begin{bmatrix} -۰/۳۹۲ & ۰/۹۷۴ \\ (۰/۰۶۱) & (۰/۰۰۸) \\ ۰/۷۳۶ & -۱/۰۰۵ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۹) \end{bmatrix}$$

$$\Phi_1 = \begin{bmatrix} ۰/۰۱۰ & ۰/۰۲۹ \\ (۰/۲۶۱) & (۰/۰۰۰) \\ ۰/۰۰۷ & -۰/۱۰۴ \\ (۰/۰۰۳) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix}; \quad \Phi_2 = \begin{bmatrix} ۰/۰۲۲ & -۰/۰۵۲ \\ (۰/۰۴۳) & (۰/۰۱۳) \\ -۰/۰۱۸ & ۰/۰۱۱ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۱) \end{bmatrix};$$

$$\Theta = \begin{bmatrix} ۰/۰۸۶ & -۰/۰۷۱ \\ (۰/۰۹۳) & (۰/۸۵۴) \\ ۰/۱۰۲ & -۰/۰۳۷ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۲۵) \end{bmatrix}; \quad \Lambda = \begin{bmatrix} ۰/۰۴۴ & ۰/۰۶۴ \\ (۰/۰۰۹) & (۰/۰۷۳) \\ ۰/۰۱۳ & ۰/۱۳۵ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۶) \end{bmatrix}$$

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می باشند.

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

جدول ٤- تخمین الگوی VARMA, GARCH-M **برای** M_2

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \Psi_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^{r} \Phi_k z_{t-k} + \sum_{l=1}^{s} \Theta_l e_{t-l} + \sum_{m=0}^{t} \Lambda_m x_{t-m} + e_t$$

$$a = \begin{bmatrix} -۰/۰۳۵ \\ (۰/۰۰۰) \\ ۰/۰۶۶ \\ (۰/۰۰۴) \end{bmatrix} ; \quad \Gamma = \begin{bmatrix} -۰/۱۴۱ & ۰/۰۹۶ \\ (۰/۰۰۳) & (۰/۰۰۷) \\ ۰/۵۶۱ & -۰/۲۲۷ \\ (۰/۰۱۲) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix} ; \quad \Psi_1 = \begin{bmatrix} -۰/۰۳۶ & ۱/۱۸۹ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰) \\ -۰/۱۷۷ & -۰/۸۵۴ \\ (۰/۰۱۱) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix};$$

$$\Psi_2 = \begin{bmatrix} ۰/۰۹۰ & -۰/۰۴۸ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۲۲) \\ -۰/۰۰۹ & ۰/۱۳۸ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۲۰) \end{bmatrix}$$

$$\Phi_1 = \begin{bmatrix} -۰/۰۲۶ & -۰/۲۴۴ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۹) \\ ۰/۰۱۰ & ۰/۰۰۵ \\ (۰/۰۰۶) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix} ; \quad \Phi_2 = \begin{bmatrix} -۰/۰۹۶ & -۰/۰۰۶ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۱۱) \\ ۰/۰۷۳ & ۰/۰۲۹ \\ (۰/۰۰۲) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix};$$

$$\Theta = \begin{bmatrix} ۰/۸۰۰ & ۰/۰۷۱ \\ (۰/۰۰۴) & (۰/۰۰۰) \\ -۰/۰۱۵ & ۱/۷۲۹ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۳) \end{bmatrix} ; \quad \Lambda = \begin{bmatrix} ۰/۰۱۶ & ۰/۰۹۵ \\ (۰/۰۳۰) & (۰/۰۰۱) \\ ۰/۰۲۲ & ۰/۱۰۶ \\ (۰/۰۲۵) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix}$$

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می باشند.

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

نتایج حاصل از برآورد ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی برای کل‌های پولی[1] (M_1 و M_2) در جداول ۵ و ۶ آورده شده است. این نتایج بیانگر وجود واریانس ناهمسانی شرطی معناداری در نمونه مورد استفاده می‌باشند. توزیع واریانس ناهمسان مستلزم آن است که ضرایب ماتریس‌های A، B وD مشترکا معنادار باشند ($A_{ij}=B_{ij}=D_{ij}=0,\ i,j=1,2$). اگرچه تمامی این ضرایب به صورت منفرد معنادار نبوده ولیکن با توجه به جدول ۷ این ضرایب به صورت مشترک معنادار می‌باشند و فرضیه صفر در سطح معناداری ۰/۰۱ درصد برای M_1 و M_2 رد می‌شود. به عبارت دیگر واریانس ناهمسانی شرطی معنی داری در داده‌ها وجود دارد. معناداری ضرایب مؤلفه‌های غیرقطری ماتریس A بیانگر آن است که لحاظ کردن عناصر غیرقطری، پایداری مدل را افزایش خواهد داد. معناداری عناصر غیرقطری ماتریس های B و D نیز نشان دهنده اثر گذاری مربع پسماندهای هر یک از سری‌های v_t و μ_t بر واریانس شرطی یکدیگر است.

به منظور بررسی وجود همبستگی سریالی در بین جملات اخلال، در این تحقیق ابتدا پسماندهای استاندارد شده تعریف شده و سپس بر مبنای پسماندهای استاندارد شده اقدام به آزمون همبستگی سریالی در بین جملات اخلال می‌شود. پسماندهای استانداردشده هر یک از سری‌های v_t و μ_t به صورت رابطهٔ (۱۲) تعریف می‌شود:

$$s_{j,t}=\frac{e_{j,t}}{\sqrt{h_{j,t}}} \quad , \quad j=v,\mu \qquad (۱۲)$$

نتایج جداول (۵) و (۶) نشان‌دهنده نبود همبستگی سریالی در پسماندهای استانداردشده و مربع آنهاست، لذا فرضیه صفر مبنی‌بر استقلال خطی جملات اخلال استاندارد شده و توان دوم آنها از مرتبهٔ چهارم و دوازدهم برای کل‌های پولی (M1 , M2) در سطح معناداری ۵ درصد رد نمی‌شود. هم‌چنین آماره‌ی آزمون J-B برای جملات اخلال استاندارد شده متغیرهای v_t و μ_t حاکی از آن است که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر توزیع نرمال جملات اخلال رد نمی‌شود.

1. Monetary Aggregate

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

جدول ۵- نتایج تخمین مدل نامتقارن BEKK برای M_1

ساختار ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی

$$H_t=C'C+\sum_{l=1}^{f} B_j' H_{t-1} B_j+\sum_{k=1}^{g} A_k' \varepsilon_{t-k}\varepsilon_{t-k}' A_k+D'\xi_{t-1}\xi_{t-1}' D$$

$$C=\begin{bmatrix} ۰/۰۲۵ & -۰/۰۳۹ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰) \\ ۰ & ۰/۰۰۸ \\ & (۰/۰۶۲) \end{bmatrix};\ B=\begin{bmatrix} ۰/۲۲۳ & -۰/۱۵۸ \\ (۰/۱۱۴) & (۰/۱۸۵) \\ ۰/۱۰۱ & -۰/۱۱۷ \\ (۰/۰۶۳) & (۰/۱۰۴) \end{bmatrix};\ A=\begin{bmatrix} ۰/۲۰۵ & ۰/۲۲۶ \\ (۰/۰۹۵) & (۰/۰۰۵) \\ -۰/۶۰۷ & ۰/۰۸۳ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۴۹۶) \end{bmatrix};\ D=\begin{bmatrix} -۱/۱۶۱ & ۰/۳۹۳ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۶) \\ -۰/۶۷۹ & ۰/۵۷۲ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۱۳) \end{bmatrix}$$

متغیر	mean	Var	Q(4)	$Q^2(4)$	Q(12)	$Q^2(12)$	J-B
$s_{v,t}$	۰/۰۵۴	۰/۹۵۵	۸/۱۳ (۰/۶۸)	(۰/۴۴) ۳/۷۰	(۰/۱۴) ۴۴/۶۹	(۰/۴۹) ۱۱/۴۱	(۰/۸۲) ۰/۳۸
$s_{\mu,t}$	-۰/۱۲۳	۱/۰۸۸	۷/۱۹ (۰/۳۶)	(۰/۳۰) ۴/۷۴	(۰/۳۴) ۲۷/۱۰	(۰/۴۸) ۱۱/۴۲	(۰/۲۳) ۳/۴۹

منبع: محاسبات تحقیق.

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

جدول٦- نتایج تخمین مدل نامتقارن BEKK برای M_2

ساختار ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی

$$H_t=C'C+\sum_{l=1}^{f} B_j' H_{t-1} B_j+\sum_{k=1}^{g} A_k' \varepsilon_{t-k}\varepsilon_{t-k}' A_k+D'\xi_{t-1}\xi_{t-1}' D$$

$$C=\begin{bmatrix} ۰/۰۱۶ & -۰/۰۰۴ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰) \\ & ۰/۰۰۶ \\ ۰ & (۰/۰۳۲) \end{bmatrix};\ B=\begin{bmatrix} ۰/۵۷۰ & -۰/۰۵۴ \\ (۰/۰۰۸) & (۰/۰۰۰) \\ -۰/۴۵۳ & ۰/۶۸۸ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix};\ A=\begin{bmatrix} ۰/۷۹۳ & ۰/۰۴۴ \\ (۰/۰۰۰) & (۰/۰۰۰) \\ -۰/۱۵۳ & ۰/۳۱۶ \\ (۰/۲۵۰) & (۰/۰۰۰) \end{bmatrix};\ D=\begin{bmatrix} ۰/۱۹۸ & ۰/۱۱۵ \\ (۰/۴۳۴) & (۰/۰۰۷) \\ -۱/۲۵۱ & ۰/۹۸ \\ (۰/۱۱۰) & (۰/۰۰۲) \end{bmatrix}$$

متغیر	mean	Var	Q(4)	$Q^2(4)$	Q(12)	$Q^2(12)$	J-B
$s_{v,t}$	-۰/۰۹	۱/۰۰	(۰/۷۵) ۱/۸۹	(۰/۵۷) ۲/۸۸	۶/۴۲ (۰/۸۹)	۸/۹۷ (۰/۸۰)	(۰/۶۹) ۵/۳۳
$s_{\mu,t}$	-۰/۰۴	۱/۰۲	(۰/۱۵) ۱۲/۲۶	(۰/۱۶) ۶/۴۷	(۰/۰۵) ۳۱/۹۲	(۰/۴۸) ۱۱/۵۳	(۰/۷۴) ۰/۵۹

منبع: محاسبات تحقیق.

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشند.

به منظورآزمون فرضیه فریدمن و نیز برقراری ارتباط میان نوسانات رشد پول و سرعت گردش پول سه فرضیه صفر به صورت زیر مطرح می‌شود:

۱. نوسانات پیش‌بینی شده نرخ رشد پول، علیت گرنجر سرعت گردش پول نمی‌باشد.

$$H_0 = \Psi_{12}^{(1)} = \Psi_{12}^{(2)} = 0$$

۲. نوسانات پیش‌بینی نشده نرخ رشد پول، علیت گرنجر سرعت گردش پول نمی‌باشد.

$$H_0 = \Phi_{12}^{(1)} = \Phi_{12}^{(2)} = 0$$

۳. نوسانات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده نرخ رشد پول، علیت گرنجر سرعت گردش پول نمی‌باشد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

$$H_0 = \Psi_{12}^{(1)} = \Psi_{12}^{(2)} = \Phi_{12}^{(1)} = \Phi_{12}^{(2)} = 0$$

نتایج جداول ۳ و ۴ برای کل‌های پولی (M_1 و M_2) به وضوح نشان می‌دهند که هر سه فرضیه فوق در سطح معناداری ۰/۰۱ درصد رد می‌شوند. هم‌چنین آزمون علیت انجام شده بر مبنای آماره‌های آزمون LR و والد[1]، که در جدول ۷ نیز ارائه شده، بیانگر نتایج مشابهی بوده، بر این اساس می‌توان اظهار داشت که نتایج این تحقیق، فرضیه بی‌ثباتی رشد پول فریدمن در رابطه با کشور ایران را مورد تأیید قرار می‌دهد. این نتایج سازگار با تحقیق حسنوند (۱۳۷۹) در این زمینه است . هم‌چنین با توجه به جدول ۷، فرضیه قطری بودن ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی که مستلزم عدم معناداری مشترک، مؤلفه‌های غیر-قطری ماتریس های A، B و D می‌باشد رد شده و فرضیه مقابل مبنی‌بر غیرقطری بودن

جدول۷- آزمون فرضیه‌ها

نوع آزمون	فرضیه صفر	سطح احتمال
Diagnal VARMA	$\Gamma^i_{12}=\Gamma^i_{21} = \theta^j_{12}=\theta^j_{21}=۰$	(۰/۰۰۰)
عدم گارچ (No GARCH)	$a_{ij}= b_{ij}= d_{ij}=۰$	(۰/۰۰۲)
عدم گارچ در میانگین (No GARCH-M)	$\Psi_{ij}=۰ , i,j=۱,۲$	(۰/۰۰۰)
عدم تقارن (No asymmetry)	$d_{i,j}=۰, i , j=۰$	(۰/۰۰۰)
گارچ قطری (Diagnal GARCH)	$a_{۱۲}=a_{۲۱}=b_{۱۲}=b_{۲۱}=d_{۱۲}=d_{۲۱}=۰$	(۰/۰۰۱)
عدم علیت پیش‌بینی شده	$\Psi_{12}^{(1)} = \Psi_{12}^{(2)} = ۰$	(۰/۰۰۰)
عدم علیت پیش‌بینی نشده	$\phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = ۰$	(۰/۰۰۰)
عدم علیت	$\Psi_{12}^{(1)} = \Psi_{12}^{(2)} = \phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = ۰$	(۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

فرآیند واریانس-کوواریانس پذیرفته می‌شود. علاوه بر آن می‌توان فرضیه متقارن بودن ماتریس کوواریانس شرطی را مورد آزمون قرار داد. چنانچه ضرایب ماتریس D مشترکاً معنادار باشند آن‌گاه می‌توان گفت که ماتریس کوواریانس شرطی از یک فرآیند نامتقارن

1. Wald

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

پیروی می‌نماید. با توجه به جداول ۵ و ۶ مؤلفه های ماتریس D به صورت منفرد و با توجه به جدول ۷ به صورت مشترک معنی‌دار می‌باشند، از این‌رو می‌توان اظهار داشت که فرضیه صفر (متقارن بودن) رد و فرضیه مقابل مبنی بر وجود الگوی نامتقارن در فرآیند ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی پذیرفته می‌شود.

٤-١- بررسی اعتبار و پایداری مدل

به منظور ارزیابی اعتبار مدل می‌توان از آزمون های عیب یابی ارایه شده توسط انگل و ان جی[1] (۱۹۹۳) و هم‌چنین انگل و کرانر (۱۹۹۵) استفاده کرد. این آزمون ها مبتنی بر مقایسه بین ماتریس حاصلضرب متقاطع[2] پسماندهای مدل تخمین زده شده با ماتریس کوواریانس تخمین زده شده، هستند. با بررسی عدم وجود الگوهای سیستماتیک در فاصله عمودی بین عناصر $\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t}$ و $h_{ij,t}$ می باشد می‌توان فهمید که آیا مدل تخمین زده شده می‌تواند توصیف خوبی از داده ها فراهم آورد یا خیر. این فاصله توسط پسماندهای تعمیم یافته (معادله ۱۳) قابل اندازه‌گیری است.

$$U_{ij,t} = \varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t} - h_{ij,t}\ , i,j = \upsilon,\mu \qquad (۱۳)$$

پسماندهای تعمیم یافته، فاصله‌ی بین نقطه‌ای روی نمودار پراکندگی $\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t}$ از نقطه‌ای متناظر روی منحنی سطح تاثیر اخبار[3] است. چنانچه مدل به خوبی تصریح شده باشد آنگاه $E_{t-1}(U_{ij,t}) = 0$ است، در واقع $U_{ij,t}$ می‌بایست با متغیرهای شناخته شده در زمان t-1 ناهمبسته باشد، به عبارت دیگر انتظارات غیرشرطی ماتریس کوواریانس ($\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t}$) بایستی برابر با انتظار شرطی آن ($h_{ij,t}$) باشد. از این‌رو تعیین تصریح غلط مدل می‌تواند به وسیله بررسی همبستگی پسماندهای تعمیم یافته با متغیرهای شناخته شده در زمان t-1 مورد آزمون قرار گیرد. بررسی همبستگی میان متغیرهای شناخته شده در زمان t-1 با پسماندهای تعمیم یافته این امکان را فراهم می‌آورد تا از تصریح صحیح مدل اطمینان حاصل شود. این متغیرها «شاخص‌های تصریح غلط[4]» نامیده می‌شوند. با استفاده از شاخص‌های تصریح غلط می‌توان

1. Engle & Ng
2. Cross-Product Matrix
3. News Impact Curve
4. Misspecifiction Indicators

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

آزمون کرد که آیا امکان پیش‌بینی مقادیر پسماندهای تعمیم یافته به وسیله برخی از متغیرهای مشاهده شده در گذشته (که در مدل لحاظ نگردیده‌اند) وجود دارد یا خیر (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۳). برای این منظور پیرو انگل و کرانر (۱۹۹۵) و شیلدز و همکاران[1] (۲۰۰۵) دو مجموعه از عامل‌های تصریح غلط تعریف می‌شوند. متغیرهای عامل مجموعه‌ی اول بر اساس علامت‌های احتمالی پسماندهای مدل $(\varepsilon_{\upsilon,t}\,,\varepsilon_{\mu,t})$ و متغیرهای عامل مجموعه دوم با توجه به علامت و اندازه شوک‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$R_1^{\upsilon}=I(\varepsilon_{\upsilon,t-1}<0)$

$R_1^{\mu}=I(\varepsilon_{\mu,t-1}<0)$

$R_1^{-,-}= I(\varepsilon_{\upsilon,t-1}<0,\varepsilon_{\mu,t-1}<0)$

$R_1^{-,+}=I(\varepsilon_{\upsilon,t-1}<0,\varepsilon_{\mu,t-1}>0)$

$R_1^{+,-}=I(\varepsilon_{\upsilon,t-1}>0,\varepsilon_{\mu,t-1}<0)$

$R_1^{+,+}= I(\varepsilon_{\upsilon,t-1}>0\ ,\ \varepsilon_{\mu,t-1}>0)$

$R_2^{\upsilon,\upsilon}=\varepsilon_{\upsilon,t-1}^2\ I\left(\varepsilon_{\upsilon,t-1}<0\right)$

$R_2^{\upsilon,\mu}=\varepsilon_{\upsilon,t-1}^2\ I\left(\varepsilon_{\mu,t-1}<0\right)$

$R_2^{\mu,\upsilon}=\varepsilon_{\mu,t-1}^2\ I\left(\varepsilon_{\upsilon,t-1}<0\right)$

$R_2^{\mu,\mu}=\varepsilon_{\mu,t-1}^2\ I\left(\varepsilon_{\mu,t-1}<0\right)$

در صورتیکه استدلال ارایه شده صحیح باشد، $I(\cdot)$ مقدار یک را انتخاب خواهد کرد و در غیر این صورت مقدار آن برابر صفر خواهد بود. معناداری هر یک از متغیرهای عامل بیانگر عدم توانایی مدل در پیش‌بینی اثرات شوک‌ها به هر یک از متغیرهای υ_t و μ_t است. نتایج جدول ۸ برای متغیرهای عامل مدل حکایت از عدم معناداری آماره‌های آزمون دارد، بر این اساس می‌توان اظهار داشت که تصریح مدل به درستی صورت پذیرفته و مدل ارایه شده اثرات شوک‌های مثبت و منفی را برای پیش‌بینی نوسانات، در خود لحاظ می‌کند.

1. Shields and et al.

جدول۸- آزمون‌های عیب‌یابی مبتنی بر سطح تأثیر اخبار

متغیر عامل	M_1	M_2
	$U_{\upsilon\mu,t}=\varepsilon_{\upsilon,t}\varepsilon_{\mu,t}-h_{\upsilon\mu,t}$	$U_{\upsilon\mu,t}=\varepsilon_{\upsilon,t}\varepsilon_{\mu,t}-h_{\upsilon\mu,t}$
R_1^{υ}	−۰/۲۰۷ (۰/۸۳۵)	−۰/۳۴۲(۰/۴۵۸)
R_1^{μ}	−۰/۱۷۰(۰/۵۴۷)	−۰/۰۳۹ (۰/۹۱۷)
$R_1^{-,-}$	−۰/۲۷۱(۰/۵۲۳)	−۰/۱۵۰(۰/۷۸۱)
$R_1^{+,-}$	−۰/۱۱۷(۰/۷۰۷)	۰/۱۴۶۰(۰/۵۴۷)
$R_1^{-,+}$	۰/۰۹۵(۰/۷۵۳)	−۰/۳۴۴(۰/۸۱۷)
$R_1^{+,+}$	۰/۲۴۵(۰/۶۱۱)	−۰/۸۳۰(۰/۷۳۲)
$R_2^{\upsilon,\upsilon}$	۰/۰۵۵(۰/۶۴۱)	۰/۱۱۸(۰/۴۳۷)
$R_2^{\upsilon,\mu}$	۰/۲۲۸(۰/۰۳۹)	۰/۱۰۷(۰/۲۰۵)
$R_2^{\mu,\upsilon}$	۰/۶۴۹(۰/۳۶۸)	−۰/۰۸۳(۰/۱۵۵)
$R_2^{\mu,\mu}$	−۰/۰۸۱(۰/۰۹۵)	۰/۰۸۱(۰/۱۶۹)

توضیح: تمامی آزمون‌ها دارای توزیع $\chi^2(1)$می‌باشند. اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری می‌باشند.

منبع: محاسبات تحقیق

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این تحقیق آزمون فرضیه بی‌ثباتی پولی فریدمن برای اقتصاد ایران بر مبنای کل‌های پولی (M_1 و M_2) طی دوره ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱ می‌باشد. در این راستا با استفاده از الگوی بسط یافته VARMA, GARCH-M و در چارچوب آزمون علیت گرنجر فرضیه فریدمن مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس نتایج می‌توان صحت نظریه فریدمن مبنی بر علیت گرنجر از بی‌ثباتی رشد پول به نوسانات سرعت گردش پول در ایران را، مورد تأیید قرار داد. لذا می‌توان گفت که تغییرپذیری رشد پول می‌تواند باعث افزایش تقاضای احتیاطی پول و کاهش سرعت گردش پول شود و این امر در نهایت موجب کاهش تقاضای کل در اقتصاد شده که به سهم خود سبب می‌شود امکان تحقق اهداف مورد نظر سیاست‌های پولی بانک مرکزی تضعیف شود. به عبارتی بی‌ثباتی رشد پول موجب می‌شود

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

نه تنها کارایی سیاست‌های بانک مرکزی تضعیف می‌شود، بلکه ممکن است مسئولین بانک مرکزی در تصمیم‌گیری‌های خود دچار اشتباه شده و از اهداف اصلی دور شوند.

هم‌چنین نتایج حاکی از آن است که نوسانات پیش‌بینی شده نرخ رشد پول ، نوسانات پیش‌بینی نشده نرخ رشد پول و در مجموع بی‌ثباتی نرخ رشد پول که توضیح دهنده نوسانات سرعت گردش پول می‌باشند، از عوامل تاثیرگذار بر تورم هستند و از آنجا که تورم دارای آثار و پیامدهای نامطلوب اقتصادی و اجتماعی بوده و یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های دولت محسوب می‌شود، لذا کاهش بی‌ثباتی رشد پول از مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی تحقیق حاضر می‌باشد. در این راستا ایجاد سیستم پولی باثبات و کنترل نرخ رشد پول می‌تواند در کاهش تورم مسئولان کشور را یاری نماید. با توجه به قانون پولی فریدمن می‌توان گفت چنانچه رشد نقدینگی به اندازه رشد اقتصادی صورت گیرد، در اقتصاد تورم ایجاد نخواهد شد. از این‌رو ایجاد ثبات رشد نقدینگی متناسب با رشد اقتصادی می‌تواند توصیه کاربردی تحقیق حاضر محسوب شود. در این ارتباط از جمله راهکارهای پیشنهادی ایجاد سیستم پولی باثبات می‌توان به استفاده از قواعد پولی شناخته شده همچون قاعده تیلور توسط مقامات بانک مرکزی اشاره کرد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]

[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]

منابع و مآخذ

- Baliamoune-Lutz, Mina, & Haughton, Jonathan. (2004). Velocity effects of increased variability in monetary growth in Egypt: A test of Friedman's velocity hypothesis. African Development Review, 16(1), 36-52.
- Baunto, Assad L, Bordes, Christian, Maveyraud, Samuel, & Rous, Philippe. (2011). Money growth and velocity with structural breaks: Evidence from the Philippines. Philippine Management Review, 18, 71-81.
- Bordes, Christian. (1990). Friedman's velocity hypothesis: Some evidence for France. Economics Letters, 32(3), 251-255.
- Brocato, Joe, & Smith, Kenneth L. (1989). Velocity and the Variability of Money Growth: Evidence from Granger-Causality Tests: Comment. Journal of Money, Credit and Banking, 21, 258-261.
- Brüggemann, Imke, & Nautz, Dieter. (1997). Money growth volatility and the demand for money in Germany: Friedman’s volatility hypothesis revisited. Review of World Economics, 133(3), 523-537.
- Chowdhury, Abdur R. (1988). Velocity and the variability of money growth: Some international evidence. Economics Letters, 27(4), 355-360.
- Engle, Robert F, & Kroner, Kenneth F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric theory, 11(1), 122-150.
- Engle, Robert F, & Ng, Victor K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. The Journal of Finance, 48(5), 1749-1778.
- Fattahi, S., Sohaili, K., & Abdolmaleki, H. (2014). Oil Price Uncertainty and Economic Growth in Iran: Evidence from Asymmetric VARMA, MVGARCH-M. Journal of Research in Economic Modeling 5(17): 57-85.
- Friedman, M. (1984) Lessons from the 1979Ð 82 monetary policy experiment, American Economic Review, 74, 397- 400.
- Hall, Thomas E, & Noble, Nicholas R. (1987). Velocity and the Variability of Money Growth: Evidence from Granger-Causality Tests: Note. Journal of Money, Credit and Banking, 19(1), 112-116.
- Keynes, John Maynard. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. HBJ edition 1964, Orlando, Florida: Harcourt Brace Jovanovich, p 201.
- Kroner, KE, & Ng, Victor K. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns. Review of Financial Studies, 11(4), 817-844.
- Mehra, Yash P. (1989). Velocity and the variability of money growth: evidence from Granger-causality tests reevaluated. Journal of Money, Credit, and Banking, 21(2), 87-82.
- Mohamed, Azali. (1996). Velocity and the variability of anticipated and unanticipated money growth in Malaysia. Applied Economics Letters, 3(11), 697-700.

- Owoye, Oluwole. (2010). Income velocity and the variability of money growth: evidence from less developed countries. Applied Economics, 29, 485-496.
- Pinno, Karl & Serletis, Apostolos. (2016). Money, Velocity, and the Stock Market. Open Economies Review 27:671–695.
- Serletis, Apostolos. (1990). Velocity effects of anticipated and unanticipated money growth and its variability. Applied Economics, 22(6), 775-784.
- Serletis, Apostolos, & Shahmoradi, Akbar. (2006). Velocity and the variability of money growth: evidence from a VARMA, GARCH-M model. Macroeconomic Dynamics, 10(05), 652-666.
- Shields, Kalvinder, Olekalns, Nilss, Henry, Ólan T, & Brooks, Chris. (2005). Measuring the response of macroeconomic uncertainty to shocks. Review of Economics and Statistics, 87(2), 362-370.
- Syrotion. R; Velocity of Money: Determinants in Ukraine (2012); MA Thesis in Financial Economics: Kyiv School of Economics: Ukraine.
- Tao, Jiang, Milton Friedman's paradox and Irving Fisher's Velocity: The Evidence. [on line] http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.333023, September 2002.
- Thornton, John. (1991). Velocity and the variability of monetary growth in the United Kingdom. Applied Economics, 23(4), 811-814.
- Thornton, John, & Molyneux, Philip. (1995). Velocity and the volatility of unanticipated and anticipated money supply in the United Kingdom. International Economic Journal, 9(3), 61-66.
- Zarra-Nezhad, M., et al. (2011). Estimation of Velocity of Money and Liquidity in Iran's Economy. Scientific Journal Management System 8(1): 123-145.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.7.28.2.6]
[DOI: 10.29252/jemr.7.28.75]