

بررسی پایداری و سکون تورم در ایران: مقایسه‌ی دو الگوی چسبندگی قیمت هایبرید و چسبندگی اطلاعات

علی حسین صمدی^۱ سکینه اوجی مهر^۲
تاریخ دریافت ۹۳/۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۲۲

چکیده

الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، از عمده ترین الگوهای مورد استفاده برای تحلیل پایداری و سکون تورم است. در سال های اخیر، الگوی چسبندگی اطلاعات منکیو و ریس (۲۰۰۲)، نیز مورد توجه بسیاری از تحلیلگران اقتصادی قرار گرفته است. از این رو در مطالعه ی حاضر تلاش شده است این دو الگو با بهره گیری از روش تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ساختار کینزین های جدید، مورد بررسی و مقایسه قرار گیرند. بدین منظور از داده های ۴:۱۳۹۱-۱:۱۳۷۰، اقتصاد ایران استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد ضریب سکون تورم حاکی از آن است که، سکون تورم در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید بیشتر از الگوی چسبندگی اطلاعات می باشد. تحلیل پایداری تورم بر اساس مقایسه‌ی تابع خودهمبستگی داده های اصلی و داده های شبیه سازی شده، نشان می دهد که الگوی چسبندگی قیمت هایبرید بهتر از الگوی چسبندگی اطلاعات، پایداری تورم را

۱. دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، (نویسنده مسئول)؛ Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir

۲. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه شیراز؛ Email: oujimehrs@yahoo.com

نشان می‌دهد. از این رو به نظر می‌رسد الگوی چسبندگی قیمت هایبرید نسبت به چسبندگی اطلاعات، تطابق بیشتری با اقتصاد ایران داشته و سیاستگذاران اقتصادی می‌توانند با اطمینان بیشتری از نتایج این الگو بهره ببرند.

واژگان کلیدی: تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، کینزین های جدید، الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، الگوی چسبندگی اطلاعات
طبقه بندی JEL: E12, E31



۱. مقدمه

سازوکار قیمت گذاری بنگاه‌ها، از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده رفتار تورم در پاسخ به تغییرات سیاست پولی است. نتایج بسیاری از مطالعات اخیر^۱، حاکی از آن است که بنگاه‌ها قادر به تنظیم قیمت بهینه در هر لحظه از زمان نیستند و تصمیمات آن‌ها برای تنظیم قیمت، تحت تأثیر عواملی مانند هزینه‌های جمع‌آوری، جذب و پردازش اطلاعات یا عدم توانایی آن‌ها در تغییر قیمت، می‌باشد (ترابانت و ریکسبنک^۲، ۲۰۰۷). به بیان دیگر، بنگاه‌ها به دلیل چسبندگی اطلاعات^۳ یا چسبندگی قیمت^۴، قادر به تعدیل سریع قیمت‌ها نیستند. وجود چسبندگی‌های مذکور می‌تواند بر رفتار تورم در قبال تغییرات سیاست پولی یا سایر تکانه‌های اقتصادی، مؤثر بوده و منجر به وقوع اثرات حقیقی تورم شود.

محققان، معمولاً در توضیح رفتار تورم در برابر تکانه‌های اقتصادی از مفاهیم سکون^۵ و پایداری^۶ استفاده می‌کنند. اینرسی، لختی یا سکون، تطبیق آهسته‌ی یک متغیر، نسبت به تغییرات پیش‌بینی نشده در اقتصاد است. اگر یک متغیر اینرسی نداشته باشد، کاملاً انعطاف‌پذیر خواهد بود. مفاهیم اینرسی و چسبندگی، به صورت مترادف استفاده می‌گردد. بر خلاف اینرسی، مفهوم پایداری به بازگشت آهسته‌ی یک متغیر به حالت پایای^۷ خود بعد از وقوع یک تکانه‌ی پیش‌بینی نشده بر می‌گردد. با این تعریف، می‌توان گفت، یک متغیر دارای سکون است، اگر و تنها اگر مقادیر گذشته یا انتظارات گذشته درباره‌ی مقدار جاری آن، تأثیر مستقیم بر مقادیر جاری آن داشته باشد. بر خلاف آن، پایداری یک متغیر می‌تواند ناشی از منابع مختلفی باشد که یکی از آن‌ها سکون متغیر مفروض است. یک متغیر می‌تواند پایدار باشد حتی اگر چسبنده نباشد (لندوای^۸، ۲۰۰۴).

بنابراین، لختی، سکون یا اینرسی تورم را می‌توان فرایندی نامید که در آن، تورم

-
1. Walsh (2003) and Woodford (2003)
 2. Trabandt and Riksbank
 3. Sticky Information
 4. Sticky Price
 5. Inertia
 6. Persistence
 7. Steady State
 8. Lendvai

جاری بوسیله مقادیر دوره‌ی گذشته‌ی خود، تعیین شده و ناشی از واکنش آهسته‌ی قیمت‌ها نسبت به سیاست‌های تورم‌زدایی است. پایداری تورم نیز، دوره‌ی زمانی مورد نیاز برای اثرگذاری این تکانه‌ها بر تورم، انتقال و ناپدید شدن آن‌هاست. آگاهی از میزان پایداری تورم اطلاعات ارزشمندی را در رابطه با چگونگی تعدیل نرخ بهره به منظور رسیدن به نرخ تورم مطلوب، در اختیار بانک مرکزی قرار می‌دهد (اسپولبار و همکاران^۱، ۲۰۱۲). از طرفی، وقتی تورم دارای سکون یا لختی است، بانک مرکزی نمی‌تواند بدون بالا بردن نرخ بیکاری به سطحی بالاتر از بیکاری طبیعی، اقدام به تورم‌زدایی نماید. بدین ترتیب بانک مرکزی با ریسک معاوضه‌ی بین تورم‌زدایی و افزایش بیکاری مواجه خواهد بود. از این رو، برآورد درجه‌ی سکون تورم برای طراحی سیاست‌های مناسب تورم‌زدایی ضروری به نظر می‌رسد (موریاما^۲، ۲۰۱۱).

سکون و پایداری تورم، معمولاً به دو روش توسط محققان مورد بررسی قرار گرفته است. برخی از محققان با استفاده از روش‌های سری زمانی و گروهی دیگر با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی^۳، به بررسی سکون و پایداری تورم پرداخته‌اند. به نظر می‌رسد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به دلیل در نظر گرفتن عکس‌العمل تورم در برابر تکانه‌های مختلف اقتصادی، بهتر از روش‌های سری زمانی بتواند پایداری و سکون تورم را ارزیابی کند. از این رو مطالعه‌ی حاضر نیز با استفاده از روش مذکور، پویایی‌های تورم را بررسی خواهد کرد. لازم به ذکر است، ضریب سکون تورم در برخی مطالعات داخلی با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیز محاسبه شده است. اما کلیه‌ی مطالعات مذکور با استفاده از الگوی چسبندگی قیمت‌های بیرید^۴ به برآورد ضریب سکون تورم پرداخته‌اند. این در حالی است که مطالعه‌ی حاضر علاوه بر الگوی چسبندگی قیمت‌های بیرید از الگوی چسبندگی اطلاعات نیز استفاده

1. Spulbar et al
 2. Moriyama
 3. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
 4. The Hybrid Sticky Prices Model

می‌کند. الگوی چسبندگی اطلاعات، توسط منکیو و ریس^۱ (۲۰۰۲) و به دنبال ناکاراآمدی الگوی چسبندگی قیمت در توضیح پایداری تورم، معرفی شده است. منکیو و ریس معتقدند الگوی چسبندگی اطلاعات بهتر از چسبندگی قیمت، قادر به توضیح پویایی‌های تورم خواهد بود.

بنابراین، در مطالعه‌ی حاضر، تلاش شده است تا با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی، توانایی الگوی چسبندگی اطلاعات در مقایسه با الگوی چسبندگی قیمت‌هایبیرید، در توضیح پویایی‌های تورم فصلی دوره‌ی ۱۳۹۱:۴-۱۳۷۰:۱، کشور ایران، مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. بدین ترتیب ساختار مطالعه‌ی حاضر به صورت زیر می‌باشد:

پس از مقدمه و در بخش دوم، مبانی نظری پژوهش آمده است. پیشینه‌ی تحقیق نیز در بخش سوم، ارائه شده است. پس از آن، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مورد استفاده، معرفی و سپس، یافته‌های تجربی پژوهش آورده شده است. در پایان نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری، بیان شده است.

۲. مبانی نظری

برای توضیح رفتار تورم در پاسخ به تغییرات سیاست پولی یا به عبارتی پویایی‌های تورم، ساز و کار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، یک عامل کلیدی محسوب می‌شود. ساز و کار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها از جمله مفاهیم اساسی مطرح شده در الگوهای کینزین جدید می‌باشد.

اولین نسل الگوهای کینزین جدید توسط تیلور^۲ (۱۹۸۰) و کالوو^۳ (۱۹۸۳) توسعه داده شده است. الگوهای معرفی شده توسط این محققان، در فرض تعدیل ناقص قیمت، مشترکند اما در ساختار چسبندگی قیمت، با هم فرق می‌کنند. در الگوهای قراردادهای هم‌پوشان^۴ یا قراردادهای نامنظم^۵ تیلور، اقتصاد بین چند دسته بنگاه تقسیم شده که قیمت‌های

1. Mankiw and Reis
2. Taylor
3. Calvo
4. Overlapping Contracts
5. Staggered Contracts

مختلفی را تنظیم می‌کنند. اما الگوی کالو و یک قاعده‌ی تعدیل، قیمت احتمالی را در نظر می‌گیرد که تحت آن، هر بنگاه قادر است با یک احتمال ثابت، در هر دوره زمانی مفروض، قیمت خود را تغییر دهد. در سال‌های اخیر این الگوها به دلیل عدم توانایی در بیان صحیح پایداری تورم، به چالش کشیده شده‌اند. اخیراً الگوهای جدیدی بر مبنای دو الگوی مذکور برای حل معمای پایداری تورم مطرح شده است. از یک سو، فوهرر و مور^۱ (۱۹۹۵) الگوی تیلور را با اضافه کردن وقفه‌های تورم، بسط داده‌اند تا مؤلفه‌ی گذشته‌نگر، در پویایی تورم وجود داشته باشد. از طرف دیگر، الگوی کالو و نیز به دو روش نظری تقسیم شده است. روش اول که توسط گالی و گرتلر^۲ (۱۹۹۹)، مطرح شده، با حفظ فرض چسبندگی قیمت‌ها، فرض می‌کند که تعدادی از بنگاه‌ها، گذشته‌نگر هستند. این فرض منجر به معرفی منحنی فیلیپس کینزین جدیدی‌ها برپایه‌ی شده است. این محققین، دو گروه از بنگاه‌ها را در اقتصاد در نظر گرفتند: درصد ω از بنگاه‌ها، از قاعده‌ی گذشته‌نگر برای تعدیل قیمت‌های خود استفاده می‌کنند در حالی که بقیه یعنی درصد $(1-\omega)$ با استفاده از قاعده‌ی آینده‌نگر، قیمت جدید P_t^f را

$$P_t^f = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_t P_{t+j}^* \quad \text{انتخاب می‌کنند:} \quad (1)$$

کسر ω از بنگاه‌ها، از قاعده‌ی گذشته‌نگر برای تعدیل قیمت‌های جدید خود، P_t^b استفاده می‌کنند، به صورت زیر:

$$P_t^b = x_{t-1} + \pi_{t-1} \quad (2)$$

که در آن x_t ، شاخص قیمت برای قیمت‌های تغییر یافته در دوره‌ی $t-1$ بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$x_t = (1-\omega)P_t^f + \omega P_t^b \quad (3)$$

1. fuhrer and Moore
2. Gali and Gertler

سطح قیمت کل (P^t) نیز به صورت زیر فرض می شود:

$$P^t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j x_{t-j} \quad (۴)$$

با استفاده از این تصریح، منحنی فیلیپس کینزین های جدید هایبیریادی پس از خطی لگاریتمی کردن را می توان بر حسب انحراف از مقادیر پایای متغیرها، به صورت استخراج کرد:

$$\hat{\pi}_t = \gamma^f E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma^b \hat{\pi}_{t-1} + \chi \hat{v}_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن $\gamma^f = \frac{(1-\lambda)}{1-\lambda+\omega}$ ، $\gamma^b = \frac{\omega}{1-\lambda+\omega}$ ، $\chi = \frac{(1-\omega)\lambda^2\phi}{1-\lambda+\omega}$ ، ε_t و χ تکنه‌ی عرضه‌ی کل با توزیع نرمال می باشد (آیسا و همکاران، ۲۰۰۷).

در روش دوم که توسط منکیو و ریس (۲۰۰۲)، مطرح شده، به جای چسبندگی قیمت، فرض چسبندگی اطلاعات در نظر گرفته شده است. در الگوی اطلاعات چسبنده، فرض بر این است که در هر دوره، درصدی از جمعیت، خود را مطابق با شرایط فعلی اقتصاد، به روز می کنند و بر اساس اطلاعات خود، قیمت های بهینه را محاسبه می کنند. این در حالی است که سایر افراد، قیمت گذاری را بر اساس اطلاعات گذشته، انجام می دهند. در واقع این الگو، مؤلفه های الگوی تعدیل تصادفی کالوو^۱ (۱۹۸۳) را با مؤلفه های الگوی اطلاعات ناقص لوکاس، ترکیب می کند (منکیو و ریس، ۲۰۰۲).

در این الگو، فرض می شود که همه بنگاه ها، آینده نگر هستند و مسیر کامل قیمت های آینده یک قیمت ثابت را انتخاب نمی کنند. قیمت ها کاملاً انعطاف پذیر بوده و هر بنگاه می تواند قیمت متفاوتی برای هر دوره ی آتی، انتخاب نماید. فرض کنید، $x_{t,t+i}$ قیمت انتخابی در دوره ی t و $t+i$ است. فرض می شود، در هر دوره، درصدی (λ)، از بنگاه ها مسیر بهینه ی قیمت خود، $\{x_{t,t+j}\}_{j \in [0;+\infty]}$ ، را به صورت زیر انتخاب می کنند:

1. Aissa et al
2. Calvo,s Model of Random Adjustment

$$x_{t,t+j} = E_t P_{t+j}^* \quad (۶)$$

همچنین فرض می‌شود، سطح قیمت‌های جاری p_t به صورت میانگین وزنی کلیه قیمت‌ها در زمان t ، به صورت رابطه‌ی زیر می‌باشد:

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j x_{t-j,t} \quad (۷)$$

از آن جا که برخی بنگاه‌ها، مسیر قیمتی خود را به روز نمی‌کنند، سطح قیمت جاری به انتظارات قبلی آن‌ها درباره‌ی قیمت بهینه، بستگی دارد. منحنی فیلیپس منتج از الگوی اطلاعات چسبنده، پس از خطی لگاریتمی شدن، بر حسب انحراف از مقادیر پایای متغیرها، به صورت زیر می‌باشد^۱:

$$\hat{\pi}_t = \kappa \hat{y}_t + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} (\hat{\pi}_t + \phi \Delta \hat{y}_t) + \varepsilon_t \quad (۸)$$

که در آن $\kappa = (\lambda\phi)/(1-\lambda)$ ، $\Delta \hat{y}_t = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}$ ، ε_t ، تکانه‌ی عرضه‌ی کل با توزیع نرمال می‌باشد.

مفاهیم به کار گرفته شده در الگوی اطلاعات چسبنده به الگوی قرارداد فیشر (۱۹۷۷)، بسیار نزدیک است. در الگوی فیشر نیز قیمت جاری به انتظارات شکل گرفته در گذشته در مورد سطح قیمت‌ها، بستگی دارد. اما در الگوی فیشر تأثیر انتظارات گذشته بر قیمت جاری، به دلیل بسته شدن قراردادها در دوره‌ی گذشته است. در حالی که در الگوی اطلاعات چسبنده، تصمیم‌گیری برخی قیمت‌گذاران بر اساس تصمیمات و اطلاعات قدیمی، علت وقوع چنین پدیده‌ای است. این در حالی است که در الگوی چسبندگی قیمت، انتظارات جاری در مورد شرایط آتی اقتصاد، بر سطوح قیمت جاری، مؤثر است. از طرفی، منبع سکون تورم نیز در دو الگو با یکدیگر متفاوت است. در الگوی اطلاعات چسبنده، سکون تورم ناشی از انتشار آهسته‌ی اطلاعات است، در حالی که در الگوی چسبندگی قیمت گالی و گرتر (۱۹۹۹)، سکون تورم بوجود آمده به این دلیل است که

۱. برای جزئیات بیشتر در مورد نحوه‌ی استخراج، به والش (Walsh, 2010) مراجعه کنید.

بنگاه‌های غیر بهینه ساز^۱، قیمت‌گذاری را بر اساس تورم دوره‌ی گذشته انجام می‌دهند. در حقیقت، مؤسسات از مجموعه اطلاعات تاریخ گذشته‌ی بسیار محدودی استفاده می‌کنند (ترابانت و ریکسبنک، ۲۰۰۷).

در مجموع با توجه به اهمیت هر دو نوع انتظارات و احتمال وجود هر دو نوع بنگاه‌های اطلاعات چسبنده و قیمت چسبنده در اقتصاد، به دنبال ساخت الگویی هستیم که بتواند به خوبی الگوی غالب قیمت‌گذاری را نشان دهد.

۳. پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی خصوصاً توسط محققان خارجی در رابطه با پایداری و سکون تورم انجام شده است. تعدادی از این مطالعات، با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی و گروهی دیگر با بهره‌گیری از روش‌های سری زمانی به بررسی و تجزیه و تحلیل این پدیده پرداخته‌اند. در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره شده است:

ترابانت و ریکسبنک (۲۰۰۷)، تلاش کرده‌اند تا سکون تورم را در کشور آمریکا با استفاده از الگوی اطلاعات چسبنده توضیح دهند. این محققان بعد از برآورد الگوی اطلاعات چسبنده با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی، نتایج حاصله را با الگوی چسبندگی قیمت کالو همراه تعدیل پویای تورم، مقایسه کرده و به این مهم دست یافته‌اند که هر دو الگو، نتایج یکسانی را به دست می‌آورد.

کارایانی^۲ (۲۰۰۹)، تلاش کرده است تا پایداری تورم در کشور رومانی را بررسی کند. بدین منظور یک بار الگوی محدودیت نقدینگی^۳ متعارف و یک بار الگوی محدودیت نقدینگی با فرض درون‌زا بودن حجم پول را با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی، برآورد و نتایج آن‌ها را با هم مقایسه کرده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که الگوی محدودیت نقدینگی متعارف، بهتر می‌تواند پایداری تورم را در اقتصاد رومانی و

1. Non- Optimizing
2. Caraiani
3. Cash In Advance

برای دوره‌های زمانی کوتاه‌تر، محاسبه کند.

میناگ و همکاران^۱ (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ی خود میزان چسبندگی مورد نیاز برای محاسبه پایداری تورم در داده‌های کشور انگلستان را مورد بررسی قرار داده‌اند. این محققان، الگوهای مختلف را با درجات متفاوت چسبندگی با کمک روش تعادل عمومی پویای تصادفی، برآورد کرده و به این نتیجه دست یافته‌اند که الگوهای با چسبندگی اسمی کمتر، پایداری تورم را بهتر توضیح می‌دهند.

موریاما^۲ (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های مقطعی مربوط به بیش از صد کشور، به مقایسه‌ی درجه‌ی سکون تورم موجود در کشور مصر نسبت به سایر کشورها پرداخته است. وی درجه سکون تورم را معادل با مجموع ضرایب فرایند اتورگرسیو تورم با تخمین ناریب متوسط^۳ در نظر گرفته است. نتایج مطالعه‌ی مذکور حاکی از درجه بالای سکون تورم در مصر نسبت به سایر کشورها می‌باشد.

اسپولبار و همکاران (۲۰۱۲)، به منظور ارزیابی سکون و پایداری تورم، به تجزیه و تحلیل سیاست‌های پولی بانک مرکزی رومانی طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. این محققان یک الگوی ساده‌ی کینزین‌های جدید همراه با مؤلفه‌ی آینده نگر و همچنین، یک الگویی که دربرگیرنده سکون تورم باشد را به روش تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد کرده‌اند. نتایج مطالعه‌ی مذکور نشان می‌دهد که سکون تورم در رومانی طی دوره‌ی مورد مطالعه، ۰/۸۱ می‌باشد.

پایداری و سکون تورم از جمله موضوعاتی است که کمتر مورد توجه محققان داخلی بوده است، به طوری که تنها سه مطالعه‌ی داخلی در این باره وجود دارد که در ذیل به آن‌ها اشاره شده است.

مرزبان و نجاتی (۱۳۸۸)، با استفاده از الگوی بای و پرون، ثبات ساختاری پایداری تورم و پارامترهای منحنی فیلیپس را در ایران، طی دوره‌ی ۸۷-۱۳۴۰، مورد آزمون قرار

1. Meenagh et al
2. Moriyama
3. Median Unbiased Estimate

داده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد، تورم در ایران، ضمن داشتن نوسانات زیاد، از پایداری بالایی نیز برخوردار است.

طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲)، با بهره‌گیری از الگوی اتورگرسیو، میانگین متحرک انباشته کسری^۱، به آزمون پایداری تورم در ایران، طی سال‌های ۹۰-۱۳۵۱، پرداخته‌اند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که فرضیه‌ی پایداری تورم در ایران، رد نمی‌شود.

جعفری صمیمی و بالونژاد نوری (۱۳۹۲)، نیز به منظور بررسی وجود پایداری در نرخ تورم ایران، طی سال‌های ۹۰-۱۳۵۱، درجه انباشتگی کسری را با استفاده از روش‌های نیمه پارامتریک، تعدیل رابینسون^۲، ریزل^۳، وایتل^۴ و موجک‌ها، تخمین زده و پایداری تورم را در ایران طی دوره‌ی مورد بررسی تأیید کرده‌اند.

در میان مطالعات داخلی، مطالعه‌ای که مستقیماً به بررسی پویایی‌های تورم، با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته باشد، وجود ندارد. با این وجود، توکلیان (۱۳۹۱)، کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) و شاه‌مرادی و صارم (۱۳۹۲)، ضمن پرداختن به موضوع مورد نظر خود، سکون تورم را نیز محاسبه کرده‌اند. به همین دلیل قبل از طراحی الگوی مناسب جهت بررسی سکون و پایداری تورم در ایران، سه الگوی استفاده شده در مطالعات مذکور، در جدول شماره‌ی (۱)، با هم مقایسه شده‌اند.

مقایسه‌ی سه الگو، نشان می‌دهد که ساده‌ترین الگو توسط توکلیان (۱۳۹۱)، ارائه شده اما بالاترین درجه‌ی سکون تورم نیز در این الگو به دست آمده است. ضمن اینکه هر سه مطالعه از الگوی چسبندگی قیمت‌های برید استفاده کرده‌اند.

-
1. Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average Model
 2. Robinson
 3. Reisen
 4. Whittle

جدول ۱. مقایسه‌ی الگوهای استفاده شده برای محاسبه‌ی سکون تورم با استفاده از روش تعادل

عمومی پویای تصادفی

نویسندگان	دوره‌ی مورد مطالعه	ویژگی‌های الگو	ضریب سکون تورم
توکلیان (۱۳۹۱)	۸۷-۱۳۶۷	استفاده از نرخ رشد حجم پول به جای نرخ بهره در معادله‌ی تیلور-الگوی چسبندگی قیمت کالو-منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هابیریدی-پرونا در نظر گرفتن موجودی سرمایه	۰/۷۹
کميجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۸۹-۱۳۶۷	الگوی چسبندگی قیمت کالو-منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هابیریدی-مد نظر قرار دادن تکانه‌ی نفتی، مخارج و سرمایه‌ی دولتی در الگو	۰/۶۰
شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲)	۸۷-۱۳۵۰	استفاده از نرخ رشد حجم پول به جای نرخ بهره در معادله‌ی تیلور و معادله‌ی تقاضا-الگوی چسبندگی قیمت کالو-منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هابیریدی-مد نظر قرار دادن تکانه‌ی نفتی	۰/۵۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴. الگوی تحقیق و روش برآورد

در مقاله‌ی حاضر، با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، به مقایسه‌ی دو الگوی چسبندگی اطلاعات و چسبندگی قیمت هابیرید، در اقتصاد ایران پرداخته شده است. الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در مطالعه‌ی حاضر شامل چهار بخش خانوار، بنگاه‌ها، دولت و بانک مرکزی می‌باشد که در ادامه به اختصار توضیح داده شده‌اند.

۴-۱. خانوارها

فرض بر این است که خانوار به دنبال حداکثر سازی تابع مطلوبیت مورد انتظار خود، با مد نظر قرار دادن قید بودجه، می‌باشد. تابع مطلوبیت خانوار به صورت زیر در نظر گرفته شده است^۱ که مشروط به قید بودجه، حداکثر می‌شود. بنابراین مسأله‌ی خانوار را می‌توان به صورت زیر نوشت:

۱. شکل تابعی تابع مطلوبیت مورد استفاده در مطالعه‌ی حاضر به تبعیت از بسیاری مطالعات داخلی از جمله توکلیان (۱۳۹۱)، کميجانی و توکلیان (۱۳۹۱) و شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) می‌باشد.

$$MaxU(C_t, 1 - N_t) = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\tau}}{1+\tau} \quad (9)$$

S.t.

$$C_t + \frac{B_t}{p_t} = \left(\frac{W_t}{P_t} \right) N_t + (1 + i_{t-1}) \left(\frac{B_{t-1}}{p_t} \right) + \Pi_t$$

که در آن، C_t کالای مصرفی مرکب^۱، N_t ساعات کار، Π_t سود حقیقی بنگاه‌هاست که به خانوار می‌رسد، p_t سطح عمومی قیمت‌ها، W_t نرخ دستمزد نیروی کار، B_t اوراق قرضه و i_t نرخ بهره‌ی اسمی است. σ, τ نیز به ترتیب، عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف و عکس کشش عرضه‌ی نیروی کار است. بر اساس شرایط مرتبه‌ی اول و خطی لگاریتمی کردن نتیجه‌ی حاصله، منحنی IS به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{y}_t = E_t \hat{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (\hat{i}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

که در آن \hat{y}_t شکاف تولید، \hat{i}_t نرخ بهره‌ی اسمی، $\hat{\pi}_{t+1}$ نرخ تورم می‌باشد که همگی به صورت انحراف از مقدار پایا در نظر گرفته شده‌اند. E_t نیز عملگر امید ریاضی و ε_t تکانه‌ی تقاضای کل با توزیع نرمال می‌باشد. همانطور که ملاحظه می‌شود، منحنی تقاضای به دست آمده در رابطه‌ی (۱۰)، شامل انتظارات و مؤلفه‌های آینده نگر بوده و با منحنی IS متعارف، متفاوت است.

۴-۲. بنگاه‌ها

در مطالعه‌ی چسبندگی‌های اسمی، از یک الگوی پایه که در آن، بازار تولید کالاهای واسطه به صورت رقابت انحصاری است، استفاده می‌شود. البته، رقابت ناقص به تنهایی منجر به ناخشنای پول نمی‌شود. زیرا اگر قیمت‌ها آزادانه تعدیل شوند، تغییرات حجم پول، باعث تغییر متناسب کلیه‌ی قیمت‌ها شده و در نتیجه تعادل حقیقی تغییر نمی‌کند. بنابراین

1. Composite

۲. نحوه‌ی استخراج این تابع در پیوست توضیح داده شده است.

چسبندگی‌های اسمی در ایجاد اثر حقیقی پول دارای نقشی کلیدی هستند (والش، ۲۰۱۰). در مطالعه‌ی حاضر، با در نظر گرفتن دو الگوی چسبندگی قیمت‌های برید و چسبندگی اطلاعات به صورت مجزا و با فرض بازار رقابت انحصاری کالاهای واسطه، منحنی فیلیپس به صورت روابط شماره ۵) و ۸) استخراج شده است.

۳-۴. دولت

با وجود اینکه در بیشتر الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر کینزین‌های جدید، دولت حضور مؤثری ندارد و اصولاً این الگوها برای تحلیل سیاست‌های پولی گسترش یافته‌اند، اما در مقاله‌ی حاضر به دلیل نقش پررنگ دولت در اقتصاد ایران، بودجه‌ی آن و تکانه‌ی مخارج دولت وارد الگو شده است. بنا بر واقعیات اقتصاد ایران، سه روش برای تأمین مالی دولت تعریف شده است که عبارتند از مالیات، درآمدهای نفتی و خلق پول یا همان استقراض از بانک مرکزی^۱ (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹). بر این اساس می‌توان معادله‌ی مخارج دولت را به صورت زیر نوشت:

$$G_t = T_t + oil_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} \quad (11)$$

که در آن، G_t ، مخارج حقیقی دولت و T_t ، oil_t ، $\frac{M_t - M_{t-1}}{p_t}$ به ترتیب درآمدهای حقیقی حاصل از مالیات، نفت و درآمدی است که دولت از محل خلق پول به دست می‌آید. پس از خطی‌لگاریتمی کردن، می‌توان الگو را به صورت زیر نوشت^۲:

$$\hat{G}_t = \frac{\bar{T}}{\bar{G}} \hat{T}_t + \frac{\bar{oil}}{\bar{G}} \hat{oil}_t + \frac{\bar{m}}{\bar{G}} [\hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t] \quad (12)$$

که در آن، \hat{G}_t ، \bar{G} ، \hat{m}_t ، \bar{m} ، \hat{oil}_t ، \bar{oil} ، \hat{T}_t ، \bar{T} به ترتیب مقادیر پایا و انحراف از مقادیر

۱. لازم به ذکر است که منابع تأمین مالی دولت بیشتر از موارد مذکور است که برای سادگی، به آن‌ها اشاره نشده است.

۲. نحوه‌ی استخراج نزد نویسندگان، موجود است و به دلیل محدودیت فضا در اینجا ارایه نشده است.

پایای متغیرهای مخارج حقیقی دولت، حجم پول، درآمد نفتی و مالیاتی است. فرض می‌شود که مخارج دولت و درآمدهای نفتی از یک فرایند $AR(1)$ تبعیت می‌کنند:

$$\hat{G}_t = \rho_g \hat{G}_{t-1} + \varepsilon_g \quad (13)$$

$$\hat{oil}_t = \rho_{oil} \hat{oil}_{t-1} + \varepsilon_o \quad (14)$$

که در آن ε_g تکانه‌ی مخارج مصرفی دولت و ε_o تکانه‌ی نفتی است.

با استفاده از شرط مرتبه اول بهینه سازی مطلوبیت خانوار، نیز می‌توان رابطه‌ی ای برای تقاضای حقیقی پول نوشت که پس از خطی لگارتیمی کردن به صورت زیر بیان می‌شود^۱:

$$\hat{m}_t = \eta_y \hat{y}_t - \eta_i \hat{i}_t \quad (15)$$

که در آن $\hat{m}_t, \hat{y}_t, \hat{i}_t$ به ترتیب، انحراف از مقادیر پایای متغیرهای حجم حقیقی پول، تولید و نرخ بهره می‌باشد.

۴-۴. بانک مرکزی

در دهه‌ی اخیر، استفاده از قواعد سیاست پولی برای ارزیابی و توصیف عملکرد سیاستی بانک مرکزی، به سرعت رشد و گسترش یافته است. قاعده‌ی سیاست پولی^۲ به بیان ساده، برنامه‌ای احتمالی است که شرایطی را که تحت آن، بانک مرکزی می‌بایست ابزارهای سیاست پولی را تغییر دهد، مشخص می‌کند. برای مثال قاعده‌ی تیلور (۱۹۹۰)، تغییر در ابزارها را همگام با افزایش تورم و یا افزایش شکاف میان تولید ناخالص داخلی واقعی و بالقوه، توضیح می‌دهد. قاعده‌ی سیاست پولی تیلور، ابتدا برای ایالات متحده‌ی آمریکا طراحی شده بود. اما این سؤال مطرح می‌شود که آیا می‌توان از این قاعده برای اقتصادهای نوظهور نیز استفاده کرد یا نه؟ تیلور معتقد است قواعد سیاستی اغلب همان مزایایی که در اقتصادهای توسعه یافته، داشته، در اقتصادهای نوظهور نیز دارند. اما در تعیین

۱. نحوه‌ی استخراج نزد نویسندگان، موجود است و به دلیل محدودیت فضا در اینجا ارایه نشده است.

2. Monetary Policy Rule

ابزار سیاستی باید دقت کرد. در کشورهای توسعه یافته معمولاً نرخ بهره‌ی کوتاه مدت شبانه^۱ ابزار سیاست پولی است. این در حالی است که در کشورهای در حال توسعه، ابزار سیاستی می‌تواند پایه‌ی پولی یا سایر مجموعه‌های پولی باشد. مک کالم^۲ (۱۹۸۸)، بر مزایای ابزار مجموعه‌ی پولی در قواعد سیاستی به ویژه بر ابزار قاعده‌ی نرخ رشد ثابت حجم پول مطرح شده توسط فریدمن، تأکید کرده است. اگر در اندازه‌گیری نرخ بهره، عدم اطمینان زیادی وجود داشته باشد، یا اگر سرمایه‌گذاری یا خالص صادرات با تکانه‌های نسبتاً بزرگی مواجه باشد، ابزار ترجیحی، مجموعه‌ی پولی است. این مسأله هنگامی که اندازه‌گیری نرخ بهره‌ی واقعی تعادلی، مشکل باشد نیز صدق می‌کند. در مقابل اگر، اثرگذاری تکانه‌ها بر اقتصاد زیاد باشد، نرخ بهره ابزار مناسب‌تری است (تیلور، ۲۰۰۰).

با وجود حمایت برخی اقتصاددانان از ابزار حجم پول، بانک‌های مرکزی بندرت برای موجودی پول، چیزی بیش از یک نقش فرعی در سیاست‌گذاری، قایل شده‌اند. پول پر قدرت تنها شاخص موجودی پول است که در کنترل بانک مرکزی است. اما این شاخص با تقاضای کل، ارتباط نزدیکی ندارد. سایر شاخص‌های موجودی پول مانند M_2 نیز که ارتباط نزدیکی با تقاضای کل دارند، به سختی توسط بانک مرکزی قابل کنترل هستند. علاوه بر این، در بسیاری از کشورها، رابطه‌ی بین تمامی شاخص‌های موجودی پول و تقاضای کل در دهه‌های اخیر از بین رفته است که این امر باعث تضعیف بیشتر ابزار پولی شده است. بنابراین بانک‌های مرکزی در بیشتر موارد، نرخ بهره‌ی اسمی کوتاه مدت را در واکنش به اختلالات اقتصادی، تعدیل می‌کنند (رومر، ۲۰۱۲).

در مورد اقتصاد ایران، درباره‌ی قاعده‌ی سیاست پولی اتفاق نظر وجود ندارد. طوری که دیدگاه‌های مختلف ارائه شده در این رابطه را می‌توان در چهار گروه کلی دسته‌بندی

۱. بعد از اتمام عملیات روزمره‌ی بانکی، یک بانک ممکن است با کسری یا مازاد منابع مواجه باشد. نرخ‌ی که براساس آن، بانک‌ها این منابع مازاد را به یکدیگر قرض داده یا سپرده‌گذاری می‌کنند، نرخ بهره‌ی شبانه (Overnight) نامیده می‌شود.

کرد:

الف) گروهی از محققان، به دلیل سلطه‌ی سیاست مالی^۱، دولت و مقام پولی را به عنوان یک هویت واحد در نظر گرفته‌اند. این محققان، دولت را مسؤول اعمال سیاست‌های پولی و مالی دانسته و تنها یک رابطه‌ی ساده برای نرخ رشد حجم پول در نظر گرفته‌اند. تقویوسف‌فرزاده (۱۳۸۸)، متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) و وزراء نژاد و انواری (۱۳۹۱) از این دسته‌اند.

ب) برخی محققان نیز معتقدند که بانک مرکزی از قاعده‌ی خاصی در سیاست‌گذاری پولی استفاده نمی‌کند. بنابراین لحاظ کردن تابع عکس‌العملی مانند قاعده‌ی تیلور برای اقتصاد ایران، فرض درستی نیست. بنابراین از تابعی که رفتار صلاح‌دید بانک مرکزی را در سیاست‌گذاری نشان می‌دهد، استفاده کرده‌اند. کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) و مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) از جمله‌ی این محققان هستند.

ج) برخی از محققان از قاعده‌ی تیلور به عنوان قاعده‌ی سیاست پولی در اقتصاد ایران استفاده کرده‌اند. شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱) از این دسته‌اند. در مطالعه‌ی مذکور، از نرخ سود بانکی به عنوان نرخ بهره‌ی تیلور استفاده شده است که به نظر می‌رسد فرض درستی نیست. زیرا نرخ سود بانکی در ایران به صورت دستوری تعیین می‌گردد.

د) در بیشتر مطالعات موجود داخلی، از قاعده‌ی تیلور تعدیل شده استفاده شده است. در این مطالعات با اعتقاد به این که بانک مرکزی ایران، کل‌های پولی را به عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند و در برنامه‌های توسعه نیز نرخ رشد حجم نقدینگی جهت دستیابی به اهداف تورمی، هدف‌گذاری می‌شود، کل‌های پولی به عنوان ابزار سیاست پولی پذیرفته شده‌اند. لذا در قاعده‌ی تیلور به جای ابزار نرخ بهره از نرخ رشد پایه‌ی پولی یا نرخ رشد نقدینگی استفاده شده است. این مطالعات شامل مطالعات؛ در گاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹)، توکلیان (۱۳۹۱)، خورسندی و همکاران (۱۳۹۱) و تقی نژاد عمران و بهمن (۱۳۹۱) می‌باشد.

با ترکیب نظریات فوق می‌توان به یک جمع‌بندی رسید. بدین ترتیب که با وجود تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی (سلطه‌ی مالی)، بانک مرکزی ایران از یک سو با تعیین دستوری نرخ سود بانکی، در حقیقت ابزار نرخ بهره را در دست دارد و از طرف دیگر تلاش می‌کند با تغییر برخی اجزای پایه‌ی پولی، حجم نقدینگی را کنترل کند و به عبارت دیگر از ابزار پولی استفاده می‌کند. در واقع، بانک مرکزی یک سیاست صلاح‌دیدی را اعمال می‌نماید. تعیین نرخ سود بانکی، صرفاً در راستای اجرای بانکداری بدون ربا بوده و در واکنش به شرایط اقتصادی، تغییر نمی‌کند. از طرفی با گسترش بانکداری الکترونیک و سرعت بالای نقل و انتقالات پول، کنترل حجم پول نیز توسط بانک مرکزی، بسیار مشکل شده است. بنابراین، در این شرایط نمی‌توان از ابزار پولی به عنوان ابزاری مفید بهره جست. از این رو در مطالعه‌ی حاضر، برای انعکاس رفتار بانک مرکزی، از قاعده‌ی تیلور استفاده شده با این فرض که نرخ بهره به صورت درونزا در الگو تعیین شود.

قاعده تیلور به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\hat{i}_t = \rho \hat{i}_t + (1 - \rho)(\alpha_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + \alpha_y \hat{y}_t) + \varepsilon_t^i \quad (16)$$

که در آن ε_t^i ، تکانه‌ی سیاست پولی با توزیع نرمال، است. ρ ، درجه‌ی هموارسازی نرخ بهره در سیاست پولی را نشان می‌دهد. فرض شده است که سیاست‌گذاران در تثبیت تورم، نگاهی آینده‌نگر دارند هرچند که آن‌ها در پاسخ به فعالیت‌های اقتصادی جاری، واکنش نشان می‌دهند. پاسخ بانک مرکزی به تورم و شکاف تولید به ترتیب، بوسیله‌ی پارامترهای α_π و α_y تعیین می‌شود.

۴-۵. شرط تسویه‌ی بازار

در نهایت، شرط تسویه‌ی بازار پس از خطی‌لگاریتمی شدن را می‌توان به صورت زیر

بیان نوشت^۱:

۱. نحوه‌ی استخراج نزد نویسندگان، موجود است و به دلیل محدودیت فضا در اینجا ارایه نشده است.

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}} \hat{c}_t + \frac{\bar{i}}{\bar{y}} \hat{i}_t + \frac{\bar{G}}{\bar{y}} \hat{G}_t \quad (17)$$

که در آن، $\bar{y}, \bar{c}, \bar{i}, \bar{G}$ به $\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{i}_t, \hat{G}_t$ ترتیب مقادیر پایا و انحراف از مقادیر پایای متغیرهای مخارج دولت، مصرف خصوصی و تولید می‌باشد.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

در الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، معمولاً به سه روش پویاییهای تورم، ارزیابی می‌شود. ۱- بررسی پارامتر برآوردی مرتبط با تورم با وقفه در منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هایرید (سکوتورم). ۲- تابع خود همبستگی تورم (بررسی پایداری تورم). ۳- توابع عکس‌العمل آنی (بررسی پایداری تورم).

در تحقیق حاضر، برآوردها برای دو الگوی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هایرید (چسبندگی قیمت هایرید) و منحنی فیلیپس اطلاعات چسبنده، با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی، به صورت مجزا انجام شده و کلیه موارد مذکور، مورد بررسی قرار گرفته است. در پایان نیز، نتایج حاصل از دو الگو با یکدیگر مقایسه شده تا بهترین الگو برای توصیف پویایی‌های تورم، مشخص شود.

روابط نهایی مورد استفاده در مطالعه‌ی حاضر شامل روابط (۱۰)، (۱۲)، (۱۳)، (۱۴)، (۱۵)، (۱۶)، (۱۷) و (۵) یا (۸) می‌باشد. پارامترهای موجود در این روابط، در جداول شماره‌ی (۲) و (۳)، همراه با مأخذ، ذکر شده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه نیز، شامل مقادیر حقیقی تولید ناخالص داخلی، درآمد مالیاتی دولت، درآمدهای حاصل از نفت، مخارج دولت، حجم نقدینگی و شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد. این داده‌ها مربوط به دوره‌ی ۴:۱۳۹۱-۱:۱۳۷۰ اقتصاد ایران می‌باشد. برای آماده‌سازی داده‌ها، مراحل زیر انجام شده است:

(۱) تعدیل فصلی، (۲) روندزدایی با استفاده از فیلتر هدریک-پریسکات، (۳) لگاریتم‌گیری از مقادیر روند زدایی شده و مقادیر اصلی داده‌ها، (۴) محاسبه‌ی تفاضل لگاریتم مقادیر روندزدایی شده و مقادیر اصلی.

داده‌های نهایی به دست آمده پس از انجام مراحل فوق، به عنوان انحراف از مقدار پایا، در برآوردها مورد استفاده قرار می‌گیرند. لازم به ذکر است، کلیه‌ی داده‌های مذکور، مانا می‌باشند^۱. در ادامه با استفاده از نرم‌افزار داینرا^۲ (نسخه‌ی ۴) و بهره‌گیری از داده‌های فوق، همچنین مقادیر اولیه‌ی پارامترهای الگو، مقادیر نهایی پارامترها با استفاده از روش بی‌زین، برآورد می‌شود.

۵-۱. بررسی سکون تورم (مقداردهی^۳ نسبت‌ها و پارامترهای الگو)

برای بررسی سکون تورم، پارامتر برآوردی مرتبط با تورم باوقفه در منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هابیرید، باید برآورد گردد. با توجه به شکل لگاریتمی خطی شده‌ی معادلات الگو، ضرایب متغیرهایی که به شکل انحراف از مقدار پایا هستند، به دو گروه تقسیم می‌شوند. گروه اول، پارامترهای الگو می‌باشند که توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین^۴ این پارامترها با استفاده از مطالعات قبلی یا روش‌های اقتصادسنجی مشخص می‌گردد. نرم‌افزار داینرا با استفاده از این اطلاعات و با بهره‌گیری از الگوریتم متروپلیس-هستینگز^۵، میانگین و انحراف معیار توزیع پسین^۶ پارامترها را برآورد می‌نماید. نتایج حاصله در هر دو الگوی چسبندگی قیمت و چسبندگی اطلاعات، به همراه توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین پارامترها، در جدول شماره‌ی (۲)، ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 رتال جامع علوم انسانی

۱. نتایج حاصل از آزمون‌های مانایی با استفاده از روش دیکی-فولر، دیکی-فولر تعمیم یافته و Kpss. نزد نویسندگان موجود است.

2. Dynare
3. Calibration
4. Prior
5. Metropolis-Hastings
6. Posterior

جدول ۲. پارامترهای مقداردهی شده در دو الگوی چسبندگی اطلاعات

و چسبندگی قیمت هایبیرید

پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	منبع	میانگین پسین در الگوی چسبندگی قیمت (انحراف معیار پسین)	میانگین پسین در الگوی چسبندگی اطلاعات (انحراف معیار پسین)
	بتا	۰/۶۰۱۹ (۰/۰۵۷)	کمیجانی و توکلیمان (۱۳۹۱)	۰/۷۰۸۱ (۰/۰۱۲)	-----
σ	گاما	۱/۵۲۰۹ (۰/۰۵)	کمیجانی و توکلیمان (۱۳۹۱)	۱/۶۱۴۹ (۰/۰۵)	۰/۵۲۹۲ (۰/۰۵)
ω	بتا	۰/۵۸ (۰/۰۱۹۶)	کمیجانی و توکلیمان (۱۳۹۱)	۰/۶۱۳۶ (۰/۰۱۹)	-----
ρ	نرمال	۰/۴۹۶۷ (۰/۰۱)	اسپولبار و همکاران (۲۰۱۲)	۰/۳۹۵ (۰/۰۱)	۰/۴۵۶۸ (۰/۰۱)
α_π	نرمال	۱/۷۵ (۰/۰۲)	اسپولبار و همکاران (۲۰۱۲)	۲/۳۴۷۲ (۰/۰۲)	۱/۷۱۹۲ (۰/۰۲)
α_y	نرمال	۰/۶۵۴ (۰/۰۱۵)	اسپولبار و همکاران (۲۰۱۲)	۱/۲۴۷ (۰/۰۱۵)	۰/۷۰۸۸ (۰/۰۱۵)
ρ_{oil}	بتا	۰/۷۷ (۰/۰۴۶)	محاسبات تحقیق	۰/۶۶۷ (۰/۰۴۶)	۰/۶۷۶۳ (۰/۰۴۶)
ρ_g	بتا	۰/۹۵ (۰/۰۰۱)	محاسبات تحقیق	۰/۹۵۰۱ (۰/۰۰۱)	۰/۹۵ (۰/۰۰۱)
λ	بتا	۰/۲۵ (۰/۰۵)	منکیو و ریس (۲۰۰۲)	-----	۰/۵۶۲۹ (۰/۰۵)
ϕ	بتا	۰/۱ (۰/۰۰۵)	منکیو و ریس (۲۰۰۲)	-----	۰/۱۰۵۹ (۰/۰۰۵)
η_i	گاما	۲/۲۴ (۰/۰۱۴۴)	کمیجانی و توکلیمان (۱۳۹۱)	۰/۷۴۶۲ (۰/۰۰۲)	۰/۶۹۵۳ (۰/۰۰۲)
η_y	گاما	۲/۲۱۵۶ (۰/۰۴۹۹)	کمیجانی و توکلیمان (۱۳۹۱)	۰/۱۰۴۹ (۰/۰۰۲)	۰/۱۰۱۰ (۰/۰۰۲)

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت: برخی پارامترها مختص الگوی چسبندگی اطلاعات و برخی مختص الگوی چسبندگی قیمت می باشد. مقدار پارامتری که در هر الگو موجود نیست با خط چین مشخص شده است.

گروه دوم، نسبت‌هایی مثل نسبت درآمد مالیاتی به مخارج دولت هستند که با استفاده از مقادیر با ثبات متغیرها، طی دوره‌ی مورد بررسی به دست می‌آیند. این نسبت‌های مقداردهی شده در جدول شماره‌ی (۳)، ارائه شده است.

جدول ۳. نسبت‌های مقداردهی شده

نسبت	\bar{T} / \bar{G}	oil / \bar{G}	\bar{m} / \bar{G}	\bar{G} / \bar{y}	\bar{c} / \bar{y}	\bar{i} / \bar{y}
مقدار	۱/۰۳	۱/۱۵۵	۱/۵۵	۰/۶۶	۰/۸۹	۰/۸۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانطور که جدول شماره‌ی (۲) نشان می‌دهد، γ^b (مؤلفه‌ی گذشته نگر تورم در الگوی چسبندگی قیمت‌هایبرید)، تقریباً معادل با ۰/۷۱ به دست آمد. این مقدار، نشان‌دهنده‌ی اینرسی تورم در الگوی مذکور است. این در حالی است که ضریبی که اینرسی تورم را در الگوی چسبندگی اطلاعات نشان می‌دهد، (λ) ، برابر با ۰/۵۶ است. به عبارت دیگر، اینرسی تورم در الگوی چسبندگی قیمت بیشتر از چسبندگی اطلاعات است. لازم به ذکر است، سایر پارامترها در هر دو الگو، تفاوت چندانی با هم ندارند. در مجموع، نتایج حاصل از هر دو الگو، مؤید این نکته است که تورم در اقتصاد ایران دارای سکون یا لختی است. بنابراین می‌توان گفت قیمت‌ها واکنش آهسته‌ای به سیاست‌های تورم‌زدایی از خود نشان می‌دهند و اثرات حقیقی تغییر در حجم پول (ناخنثایی پول) قابل مشاهده خواهد بود.

۲-۵. بررسی پایداری تورم

۲-۵-۱. محاسبه تابع خودهمبستگی تورم

پس از برآورد پارامترها، می‌توان از مقادیر برآورد شده، برای شبیه‌سازی الگو استفاده کرد. در تحقیق حاضر به پیروی از کارایانی^۱ (۲۰۰۹)، برای تحلیل پایداری تورم از تابع خودهمبستگی مقادیر اصلی و شبیه‌سازی شده‌ی تورم استفاده شده است. در جدول

1. Caraiiani

شماره‌ی (۴)، مقادیر تابع خودهمبستگی داده‌های تورم، تابع خود همبستگی داده‌های شبیه‌سازی شده‌ی آن در هر یک از دو الگوی چسبندگی قیمت و چسبندگی اطلاعات، تا پنج وقفه ارائه شده است.

جدول ۴. تابع خودهمبستگی تورم داده‌های اصلی و داده‌های شبیه‌سازی شده در الگوی چسبندگی اطلاعات و چسبندگی قیمت

وقفه ۱	وقفه ۲	وقفه ۳	وقفه ۴	وقفه ۵	تابع خودهمبستگی با وقفه‌های نوع داده مختلف
۰/۵۹۹	۰/۲۳۵	۰/۱	-۰/۰۳۶	-۰/۰۱۶	داده‌های اصلی تورم
۰/۵۸۴۶	۰/۳۴۱۸	۰/۱۹۶۰	۰/۱۱۱۱	۰/۰۶۲	داده‌های شبیه‌سازی شده‌ی تورم در الگوی چسبندگی قیمت
-۰/۱۱۸۶	-۰/۰۲۸	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۲۷	-۰/۰۰۰۳	داده‌های شبیه‌سازی شده‌ی تورم در الگوی چسبندگی اطلاعات

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانطور که جدول شماره‌ی (۴) نشان می‌دهد، خودهمبستگی تورم با استفاده از داده‌های اصلی، با افزایش وقفه‌ها در حال کاهش است، طوری که از میزان ۰/۵۹۹ در وقفه‌ی اول، به میزان ۰/۰۱۶- در وقفه‌ی پنجم می‌رسد. مقایسه‌ی تابع خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی شده‌ی تورم در الگوی چسبندگی اطلاعات با تابع خود همبستگی داده‌های اصلی، حاکی از آن است که الگوی چسبندگی اطلاعات، قادر به توضیح پایداری تورم در اقتصاد ایران نیست. تابع خودهمبستگی داده‌های اصلی تا سه وقفه، مقدارش مثبت است و با اضافه شدن هر وقفه، کاهش می‌یابد. اما در مورد داده‌های شبیه‌سازی با استفاده از الگوی چسبندگی اطلاعات، تورم با وقفه‌های خود، همبستگی ضعیف و منفی دارد، به عبارت دیگر در این الگو، تورم دارای پایداری کمی است و به سرعت تعدیل می‌شود.

در مجموع می‌توان گفت الگوی چسبندگی قیمت «هایبرید» بهتر از الگوی چسبندگی اطلاعات، می‌تواند پایداری تورم در اقتصاد ایران را نشان دهد. زیرا، میزان خود همبستگی تورم در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید تشابه بیشتری با خودهمبستگی تورم در داده‌های اصلی، حداقل تا سه وقفه، دارد.

۳-۵. بررسی توابع عکس‌العمل آنی

روش دوم برای تجزیه و تحلیل پایداری تورم، بررسی توابع عکس‌العمل آنی تورم در برابر تکانه‌های اقتصادی است. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، پایداری تورم، در واقع دوره‌ی زمانی مورد نیاز برای اثر گذاری تکانه‌های اقتصادی بر تورم، انتقال و ناپدید شدن آن‌هاست. هر چه بازگشت تورم به حالت پایای خود بعد از وقوع یک تکانه‌ی پیش‌بینی نشده، آهسته‌تر باشد، پایداری تورم بیشتر خواهد بود.

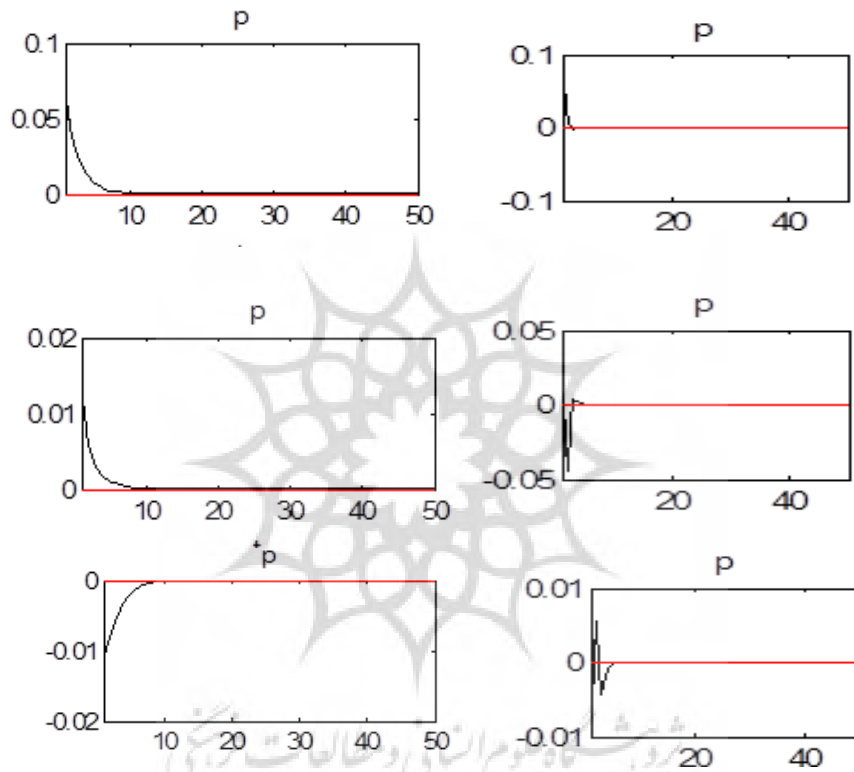
در مطالعه حاضر، تأثیر سه تکانه‌ی عرضه‌ی کل^۱، تقاضای کل و تکانه‌ی سیاست پولی بر تورم، مورد ارزیابی قرار گرفته است. نمودارهای ردیف اول در شکل شماره‌ی (۱)، اثر تکانه‌ی عرضه‌ی کل بر تورم، در دو الگوی چسبندگی قیمت هایبرید و چسبندگی اطلاعات را با هم مقایسه می‌کند. با اعمال یک تکانه‌ی عرضه‌ی کل^۲، تورم زیاد شده (بر اساس منحنی فیلیپس)، و دوباره به حالت باثبات خود باز می‌گردد. اما همانطور که شکل شماره‌ی (۱)، نشان می‌دهد؛ این بازگشت در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید حدوداً ۱۰ فصل و در الگوی چسبندگی اطلاعات، کمتر از ۵ فصل، طول می‌کشد. بنابراین پایداری تورم در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید نسبت به الگوی چسبندگی اطلاعات، در برابر تکانه‌ی عرضه‌ی کل، بیشتر است.

نمودارهای ردیف دوم در شکل شماره (۱)، نیز اثر تکانه‌ی تقاضای کل را بر تورم در دو الگو نشان می‌دهد. با اعمال تکانه‌ی تقاضای کل در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید،

۱. تکانه‌ی عرضه‌ی کل در برخی متون، تکانه‌ی فشارهزینه یا تکانه‌ی تورمی نیز نامیده شده است.

۲. تکانه‌ی عرضه‌ی کل، در برخی متون، تکانه‌ی هزینه نیز نامیده شده است.

قیمت‌ها ناگهان زیاد شده اما به تدریج و پس از تقریباً ۱۰ فصل به حالت با ثبات خود باز می‌گردد. این در حالی است که با اعمال تکانه‌ی تقاضا، تورم، ابتدا کاهش و سپس به سرعت زیاد شده تا به سطح باثبات خود باز گردد. بنابراین پایداری تورم در الگوی چسبندگی قیمت در برابر تکانه‌ی تقاضای کل نیز بیشتر است.



الف) الگوی چسبندگی اطلاعات
ب) الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید
شکل ۱. اثر تکانه‌های اقتصادی بر تورم در دو الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید و چسبندگی اطلاعات

مأخذ: محاسبات محقق

یادداشت: نمودارهای ردیف اول، اثر تکانه‌ی عرضه‌ی کل بر تورم در دو الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید و چسبندگی اطلاعات را نشان می‌دهد. نمودارهای ردیف دوم، اثر تکانه‌ی تقاضای کل بر تورم در دو الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید و چسبندگی اطلاعات را نشان می‌دهد. نمودارهای ردیف سوم، اثر تکانه‌ی سیاست پولی بر تورم در دو الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید و چسبندگی اطلاعات را نشان می‌دهد.

ردیف سوم از شکل شماره ی (۱)، اثر تکانه ی سیاست پولی^۱ بر تورم را نشان می‌دهد. همان طور که ملاحظه می‌شود، با اعمال یک تکانه ی سیاست پولی، در الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید، تورم ناگهان کاهش می‌باید اما بتدریج زیاد شده تا به مقدار با ثبات اولیه باز گردد. اما در الگوی چسبندگی اطلاعات، تورم دارای نوسانات زیادی است. ابتدا کمی کاهش یافته، سپس به شدت زیاد شده و بلافاصله به شدت کم می‌شود و در نهایت آنقدر افزایش یافته تا به مقدار باثبات خود باز گردد.

در مجموع می‌توان گفت که تورم در الگوی اطلاعات چسبنده، واکنش نسبتاً سریعی به تکانه‌های اقتصادی نشان می‌دهد. این در حالی است که تورم دارای مقداری سکون یا اینرسی است و نمی‌تواند به این سرعت تغییر نماید. بنابراین به نظر می‌رسد الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید، بهتر از الگوی چسبندگی اطلاعات، پایداری تورم در اقتصاد ایران را توضیح می‌دهد.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بررسی پویایی‌های تورم از جمله مباحث کلیدی در تحلیل‌های پولی است، طوری که محققین زیادی با استفاده از شیوه‌های مختلف، به این امر پرداخته‌اند. در تحقیق حاضر سعی شده است به طور خاص، سکون و پایداری تورم در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۴:۱۳۹۱-۱:۱۳۷۱ مورد ارزیابی قرار گیرد. سکون تورم، فرایندی است که در آن، تورم جاری به وسیله‌ی مقادیر گذشته‌ی تورم، تعیین می‌شود. به عبارت دیگر، سکون تورم، نشان‌دهنده‌ی چسبندگی تورم است. پایداری تورم نیز طول مدت برگشت به حالت با ثبات تورم بعد از اعمال یک تکانه‌ی پیش‌بینی نشده، می‌باشد.

برای رسیدن به هدف مد نظر مقاله‌ی حاضر، از روش تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ساختار کینزین‌های جدید استفاده شده است. در نظریه‌ی کینزین‌های جدید، برای تحلیل پایداری و سکون تورم، عمدتاً از الگوی چسبندگی قیمت هایبیرید استفاده

۱. منظور از تکانه‌ی سیاست پولی در مقاله‌ی حاضر، تکانه‌ی نرخ بهره می‌باشد.

می‌شود. اما در مقاله‌ی حاضر، علاوه بر آزمون الگوی چسبندگی قیمت‌های پیرید، از الگوی چسبندگی اطلاعات نیز در تحلیل سکون و پایداری تورم استفاده شده و نتایج هر دو الگو مورد مقایسه قرار گرفته است.

نتایج حاصل از برآورد دو الگو به روش تعادل عمومی پویای تصادفی، نشان می‌دهد که سکون تورم در الگوی چسبندگی قیمت‌های پیرید، $0/71$ و در الگوی چسبندگی اطلاعات، $0/56$ به دست آمده است که حاکی از میزان بالای سکون تورم در اقتصاد ایران است. بنابراین، سیاست‌های تورم‌زدایی در ایران، به سرعت نتیجه نخواهد داد، ضمن اینکه منجر به افزایش بیکاری نیز خواهد شد.

پایداری تورم نیز به دو روش مقایسه شده است. در روش اول، تابع خود همبستگی داده‌های اصلی تورم و داده‌های شبیه‌سازی شده در هر دو الگو، مقایسه شده است. وجود خودهمبستگی بین وقفه‌های مختلف داده‌های تورم، می‌تواند نشان‌دهنده‌ی وجود پایداری در تورم باشد. پس از مشاهده‌ی این خودهمبستگی بین داده‌های اصلی تورم، خود همبستگی بین وقفه‌های مختلف داده‌های شبیه‌سازی شده‌ی حاصل از برآورد هر دو الگو نیز، بررسی شد. نتایج، حاکی از آن است که الگوی چسبندگی قیمت‌های پیرید، بهتر از الگوی چسبندگی اطلاعات، پایداری تورم را توضیح می‌دهد. زیرا داده‌های حاصل از شبیه‌سازی الگوی چسبندگی قیمت‌مانند داده‌های اصلی، نسبت به چند وقفه، دارای خودهمبستگی مثبت بود اما داده‌های حاصل از شبیه‌سازی الگوی چسبندگی اطلاعات، نشان‌دهنده‌ی خودهمبستگی منفی بین وقفه‌های مختلف تورم بود. روش دوم نیز بررسی توابع عکس‌العمل آنی تورم نسبت به تکانه‌های اقتصادی است. تکانه‌های در نظر گرفته شده در این پژوهش، تکانه‌ی عرضه‌ی کل، تکانه‌ی تقاضای کل و تکانه‌ی سیاست پولی است. نمودارهای مرتبط با توابع عکس‌العمل تورم در برابر تکانه‌های مذکور، نشان می‌دهد که بعد از وقوع هر یک از این تکانه‌ها در اقتصاد، تورم در الگوی چسبندگی قیمت نسبت به چسبندگی اطلاعات، برای برگشت به حالت باثبات، نیاز به مدت زمان بیشتر دارد، یعنی پایداری تورم در این الگو، بیشتر است. از این رو، می‌توان گفت، نتایج به

دست آمده از این روش نیز حاکی از برتری الگوی چسبندگی قیمت هایبرید نسبت به الگوی چسبندگی اطلاعات در تحلیل پایداری تورم می باشد.

بنابراین در مجموع به نظر می رسد؛ الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، توصیف بهتری از پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران ارائه می نماید. از این رو سیاست گذاران اقتصادی با اطمینان بیشتری می توانند به نتایج حاصل از الگوی مذکور تکیه کرده و از آن ها در سیاست های تورم زدایی یا معاوضه ی تولید و تورم، استفاده کنند.

با توجه به منابع محور بودن اقتصاد ایران و تأثیر زیاد تکانه های نرخ ارز، محاسبه ی سکون و پایداری تورم در یک اقتصاد باز، جهت تحقیقات آتی، پیشنهاد می گردد!



پیوست ۱: نحوه استخراج منحنی IS

پس از انجام حداکثر سازی تابع مطلوبیت انتظاری، مشروط به قید بودجه ی مفروض با استفاده از ضریب لاگرانژ، می توان رابطه ی اولر را برای مصرف به صورت زیر استخراج نمود:

$$c_t^{-\sigma} = \beta(1+i_t)E_t\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right)c_{t+1}^{-\sigma} \quad (پ ۱)$$

سپس با جایگزینی معادلات زیر، می توان رابطه ی شماره ی (پ ۱) را خطی لگاریتمی نمود:

$$\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right) = \pi^{-1}_{t+1} = \frac{1-\hat{\pi}_{t+1}}{\bar{\pi}}$$

خطی لگاریتمی نمود:

$$c_t^{-\sigma} = \bar{c}^{-\sigma}(1-\sigma\hat{c}_t) \quad (پ ۲)$$

$$\beta = \frac{1}{1+\bar{r}}$$

$$1+\bar{r} = \frac{1+\bar{i}}{1+\bar{\pi}}$$

$$\beta(1+i_t) = \frac{(1+\bar{\pi})(1+i_t)}{(1+\bar{i})} = (1+\bar{\pi})(1+\hat{i})$$

$$\frac{1+\bar{\pi}}{\bar{\pi}} \approx 1$$

که در آن، $\bar{\pi}, \hat{\pi}_t, \bar{c}, \hat{c}_t, \bar{i}, \hat{i}_t$ به ترتیب مقادیر با ثبات و انحراف از مقدار با ثبات تورم، مصرف، نرخ بهره ی اسمی و \bar{r} مقدار با ثبات نرخ بهره ی حقیقی می باشد. در نهایت رابطه ی زیر به دست می آید:

$$\hat{c}_t = E_t\hat{c}_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(\hat{i}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}) \quad (پ ۳)$$

با جایگذاری انحراف از مقدار با ثبات شکاف تولید به جای مصرف، خواهیم داشت:

$$\hat{y}_t = E_t\hat{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(\hat{i}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}) \quad (پ ۴)$$

منابع و مأخذ

- تقوی، مهدی، و صفرزاده، اسماعیل (۱۳۸۸). نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید. فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۳)، ۱۰۴-۷۷.
- تقی نژاد عمران، وحید، و بهمن، محمد. (۱۳۹۱). قاعده‌ی گسترش یافته‌ی تیلور: مطالعه‌ی موردی ایران ۸۶-۱۳۵۷. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۹(۹)، ۱۹-۱.
- توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۳)، ۲۲-۱.
- جعفری صمیمی، احمد، و بالونژاد نوری، روزبه. (۱۳۹۲). کاربرد روش‌های نیمه پارامتریک و موجک‌ها در بررسی وجود پایداری نرخ تورم ایران. فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۳)، ۳۰-۱۵.
- خورسندی، مرتضی، اسلاملوئیان، کریم، و ذوالنور، حسین. (۱۳۹۱). قاعده‌ی بهینه برای سیاست پولی با فرض پایداری تورم: مورد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵۱(۵۱)، ۷۰-۴۳.
- درگاهی، حسن، و شربت اوغلی، رویا. (۱۳۸۹). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۹۳(۹۳)، ۲۷-۱.
- زراءنژاد، منصور، و انواری، ابراهیم. (۱۳۹۱). تعیین سیاست‌های پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران در فضای نااطمینانی با استفاده از مدل اقتصاد کلان پایه خرد. دوفصلنامه اقتصاد پولی و مالی، ۳(۳)، ۲۷-۱.
- شاه حسینی، سمیه، و بهرامی، جاوید. (۱۳۹۱). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵۳(۵۳)، ۸۳-۵۵.
- شاهمرادی، اصغر، و صارم، مهدی. (۱۳۹۲). سیاست پولی بهینه و هدفگذاری تورم در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۸(۲)، ۴۲-۲۵.

- طهرانچیان، امیرمنصور، جعفری صمیمی، احمد، و بالو نژاد نوری، روزبه. (۱۳۹۲). آزمون پایداری تورم در ایران (۹۰-۱۳۵۱). فصلنامه ی پژوهش های رشد و توسعه ی اقتصادی، (۱۱)، ۱۹-۲۹.
- کمیجانی، اکبر، و توکلین، حسین. (۱۳۹۱). سیاستگذاری پولی تحت سلطه ی مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. فصلنامه ی تحقیقات مدلسازی اقتصادی، (۸)، ۸۷-۱۱۷.
- متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز، شاهمرادی، اصغر، و کمیجانی، اکبر. (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده ی نفت. فصلنامه پژوهش های اقتصادی، (۴)، ۸۷-۱۱۶.
- مرزبان، حسین، و نجاتی، مهدی. (۱۳۸۸). شکست ساختاری در ماندگاری تورم و منحنی فیلیپس در ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، (۲)، ۱-۲۶.
- مهرگان، نادر، و دلیری، حسن. (۱۳۹۲). واکنش بانک ها در برابر سیاست های پولی بر اساس مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، (۶۶)، ۳۹-۶۸.

- Aissa, M. S., O. Musy & J. C. Perea. (2007). Modelling Inflation Persistence With Periodicity Changes in Fixed and Predetermined Prices Models. *Economic Modelling*, 24, 823-838.
- Caraianni, P. (2009)... Inflation Persistence and DSGE Models. An Application on Romanian Economy. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 3 (3), 179-188.
- Juillard, M., O. Kamenik, M. Kumhof & D. Laxton. (2008). Optimal Price Setting and Inflation Inertia in a Rational Expectations Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32, 2584-2621.
- Lendvai, J. (2004). Inflation Inertia and Monetary Policy Shocks. *Discussion Papers No. 17 Institute of Economics Hungarian Academy of Sciences*.
- Mankiw, G. N., & R. Reis (2002). Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.
- Meenagh, D., P. Minford, E. Nowell, P. Sofat & N. Srinivasan. (2009). Can the Facts of UK Inflation Persistence be explained by Nominal Rigidity? *Economic Modelling*, 26, 978-992.

- Moriyama. K. (2011). Inflation Inertia in Egypt and Its Policy Implications. *IMF Working Paper WP/11/160*, 1-27.
- Romer. D. (2012). *Advanced Macroeconomics*. University of California, Berkley. Fourth Edition.
- Spulbar, C., M. Nitoi&C. Stanciu. (2012). Inflation Inertia and Inflation Persistence in Romania Using a DSGE Approach. *Scientific Annals of the 'Alex and ru Loan Cuza' University of Las*, 59, 115-125.
- Taylor, J. B. (2000). Using monetary Policy Rules in Emerging Market Economies. *A Revised Version of a Paper Presented at The 75th Anniversary Conference at the Bank of Mexico*.
- Trab&t. M. & S. Riksbank. (2007). Sticky Information vs. Sticky Prices: A Horse Race in a DSGE Framework. Mimeo, Humboldt University.
- Walsh. C. (2010). *Monetary Theory and Policy*. Massachusetts Institute of Technology. Third Edition.

