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

علی‌حسین صمدی[۱] سکینه اوجی مهر[۲]

تاریخ دریافت۹۳/۱/۱۸ 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 ۱۳۹۱:۴-۱۳۷۰:۱، 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 می دهد. از این رو به نظر می رسد 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 بنگاه ها، از مهم ترینعوامل تعیین کننده ی رفتار تورم در پاسخ به تغییرات سیاست پولی است. نتایج بسیاری از مطالعات اخیر[1]، حاکی از آن است که بنگاه‌ها قادر به تنظیم قیمت بهینه در هر لحظه از زمان نیستند و تصمیمات آن ها برای تنظیم قیمت، تحت تأثیر عواملی مانند هزینه‌های جمع‌آوری، جذب و پردازش اطلاعات یا عدم توانایی آن‌ها در تغییر قیمت، می باشد(ترابانت و ریکسبنک[2]، ۲۰۰۷). به بیان دیگر، بنگاه‌ها به دلیل چسبندگی اطلاعات[3] یا چسبندگی قیمت[4]، قادر به تعدیل سریع قیمت ها نیستند. وجود چسبندگی های مذکورمی تواند 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 تکانه های اقتصادی از مفاهیم سکون[5] و پایداری[6] استفاده می کنند. اینرسی، لختی یا سکون، تطبیق آهسته ی یک متغیر، نسبت به تغییرات پیش بینی نشده در اقتصاد است. اگر یک متغیر اینرسی نداشته باشد، کاملاً انعطاف‌پذیر خواهد بود. مفاهیم اینرسی و چسبندگی، به صورت مترادف استفاده می گردد. بر خلاف اینرسی، مفهوم پایداری به بازگشت آهسته ی یک متغیر به حالت پایای[7] خود بعد از وقوع یک تکانه ی پیش بینی نشده بر می گردد.با این تعریف، می توان 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 آن ها سکون متغیر مفروض است. یک متغیر می تواند پایدار باشد حتی اگر چسبنده نباشد (لندوای[8]، ۲۰۰۴).

بنابراین، لختی، سکون یا اینرسی تورم را می توان 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 سیاست های تورم زدایی است. پایداری تورم نیز، دوره ی زمانی مورد نیاز برای اثرگذاری این تکانه ها بر تورم، انتقال و ناپدید شدن آن هاست.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 می دهد (اسپولبار و همکاران[1] ،۲۰۱۲). از طرفی، وقتی تورم دارای سکون یا لختی است، بانک مرکزی نمی تواند بدون بالا بردن نرخ بیکاری به سطحی بالاتر از بیکاری طبیعی، اقدام به تورم زدایی نماید. بدین ترتیب بانک مرکزی با ریسک معاوضه ی بین تورم زدایی و افزایش بیکاری مواجه خواهد بود. از این رو، برآورد درجه ی سکون تورم برای طراحی سیاست های مناسب تورم زدایی ضروری به نظر می رسد(موریاما[2]، ۲۰۱۱).

سکون و پایداری تورم، معمولاً به دو روش توسط محققان مورد بررسی قرار گرفته است. برخی از محققان با استفاده از روش های سری زمانی وگروهی دیگر با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[3]، به بررسی سکون و پایداری تورمپرداخته اند.

به نظر می رسد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به دلیل در نظر گرفتن عکس‌العمل تورم در برابر تکانه های مختلف اقتصادی، بهتر از روش های سری زمانی بتواند پایداری و سکون تورم را ارزیابی کند. از این رو مطالعه ی 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 قیمت هایبرید[4] به برآورد ضریب سکون تورم پرداخته‌اند. این در حالی است که مطالعه‌ی حاضر علاوه بر الگوی چسبندگی قیمت هایبرید 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[1] (۲۰۰۲) و به دنبال ناکارآمدی 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 قیمت هایبرید، درتوضیح پویایی های تورم فصلی دوره‌ی ۴:۱۳۹۱-۱:۱۳۷۰، کشور ایران، مورد بررسی و آزمونقرار گیرد. بدین ترتیب ساختار مطالعه ی حاضر به صورت زیر می باشد:

پس از مقدمه و دربخش 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، معرفیو سپس، یافته‌های تجربی پژوهش آورده شده است. در پایان نیز جمع بندی و نتیجه‌گیری، بیان شده است.

۲. مبانی نظری

برای توضیح رفتار تورم در پاسخ به تغییرات سیاست پولی یا به عبارتی پویایی های تورم، ساز و کار قیمت گذاری بنگاه ها، یک عامل کلیدی محسوب می شود. ساز و کار قیمت‌گذاری بنگاه ها از جمله مفاهیم اساسی مطرح شده در الگوهای کینزین جدید می‌باشد.

اولین نسل الگوهای کینزین جدید توسط تیلور[2] (۱۹۸۰) و کالوو[3] (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 می کنند. در الگوی قراردادهای هم پوشان[4] یا قراردادهای نامنظم[5] تیلور، اقتصاد بین چند دسته بنگاه تقسیم شده که قیمت های

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

مختلفی را تنظیم می‌کنند. اما الگوی کالوو 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 سال های 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[1] (۱۹۹۵) الگوی تیلور را با اضافه کردن وقفه‌های تورم، بسط داده اند تا مؤلفه‌ی گذشته‌نگر، در پویایی تورم وجود داشته باشد. از طرف دیگر، الگوی کالوو نیز به دو روش نظری تقسیم شده است. روش اول که توسط گالی و گرتلر[2] (۱۹۹۹)، مطرح شده، با حفظ فرض چسبندگی قیمت ها، فرض می کند که تعدادی از بنگاه ها، گذشته نگر هستند. این فرض منجر به معرفی منحنی فیلیپس کینزین جدید هایبریدی شده است.این محققین، دو گروه از بنگاه ها را در اقتصاد در نظر گرفتند: درصد ω از بنگاه ها، از قاعده ی گذشته نگر برای تعدیل قیمت های خود استفاده می کنند در حالی که بقیه یعنی درصد$(1-\omega)$ با استفاده از قاعده‌ی آینده نگر ، قیمت جدید P_t^f را انتخاب می‌کنند:

$$P_t^f = \lambda\sum_{j=0}^{\infty}(1-\lambda)^j E_t P_{t+j}^* \qquad (۱)$$

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

$$P_t^b = x_{t-1} + \pi_{t-1} \qquad (۲)$$

که در آن x_t، شاخص قیمت برای قیمت های تغییر یافته در دوره ی $t-1$ بوده و به صورت زیر تعریف می شود:

$$x_t = (1-\omega)P_t^f + \omega P_t^b \qquad (۳)$$

1. fuhrer and Moore
2. Gali and Gertler

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

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

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

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

که در آن $\gamma^f = \frac{(1-\lambda)}{1-\lambda+\omega}$ ، $\gamma^b = \frac{\omega}{1-\lambda+\omega}$ ، $\chi = \frac{(1-\omega)\lambda^2\phi}{1-\lambda+\omega}$ و ε_t، تکانه‌ی عرضه‌ی کل با توزیع نرمال می باشد (آیسا و همکاران[1]، 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 می‌کنند و بر اساس اطلاعات خود، قیمت‌های بهینه را محاسبه می‌کنند. این در حالی است که سایر افراد، قیمت‌گذاری را بر اساس اطلاعات گذشته، انجام می‌دهند. در واقع این الگو، مؤلفه‌های الگوی تعدیل تصادفی کالوو[2] (۱۹۸۳) را با مؤلفه های الگوی اطلاعات ناقص لوکاس، ترکیب می‌کند (منکیو و ریس، ۲۰۰۲).

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

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

$$x_{t,t+j} = E_t P^*_{t+j} \qquad (۶)$$

همچنین فرض می شود، سطح قیمت های جاری p_t به صورت میانگین وزنی کلیه‌ی قیمت‌ها در زمان t، به صورت رابطه‌ی زیر می‌باشد:

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

از آن جا که برخی بنگاه ها، مسیر قیمتی خود را به روز نمی‌کنند، سطح قیمت جاری به انتظارات قبلی آن ها درباره ی 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 می باشد[۱]:

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

که در آن $\kappa = (\lambda\phi)/(1-\lambda)$ ، $\Delta \hat{y}_t = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}$ و ε_t، تکانه ی عرضه ی کل با توزیع نرمال می باشد.

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 قیمت ها، بستگی دارد. اما در الگوی فیشر تأثیر انتظارت گذشته بر قیمت جاری، به دلیل بسته شدن قراردادها در دوره ی گذشته است. در حالی که در الگوی اطلاعات چسبنده، تصمیم گیری برخی قیمت گذاران بر اساس تصمیمات و اطلاعات قدیمی، علت وقوع چنین پدیده ای 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 آهسته ی اطلاعات است، در حالی که در الگوی چسبندگی قیمت گالی و گرتلر (۱۹۹۹)، سکون تورم بوجود آمده به این دلیل است که

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

بنگاه‌های غیر بهینه ساز[1]، 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 روش های 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 کرده اند 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 کالوو همراه تعدیل پویای تورم، مقایسه کرده و به این مهم دسته یافته اند که هر دو الگو، نتایج یکسانی را به دست می‌آورد.

کارایانی[2](۲۰۰۹)، تلاش کرده است تا پایداری تورم درکشور رومانی را بررسی کند. بدین منظور یک بار الگوی محدودیت نقدینگی[3] 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[1] (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، برآوردکرده و به این نتیجه دست یافته‌اند که الگوهای با چسبندگی اسمی کمتر، پایداری تورم را بهتر توضیح می‌دهند.

موریاما[2] (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 نااریب متوسط[3] در نظر گرفته است. نتایج مطالعه ی 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 دوره ی 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[1]، به آزمون پایداری تورم در ایران، طی سال های ۹۰-۱۳۵۱، پرداخته اند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که فرضیه ی پایداری تورم در ایران، رد نمی شود.

جعفری صمیمی و بالونژاد نوری (۱۳۹۲)، نیز به منظور بررسی وجود پایداری در نرخ تورم ایران، طی سال های ۹۰-۱۳۵۱، درجه انباشتگی کسری را با استفاده از روش‌های نیمه پارامتریک، تعدیل رابینسون[2]، ریزل[3]، وایتل[4] و موجک ها، تخمین‌زده و پایداری تورم را در ایران طی دوره‌ی مورد بررسی تأیید کرده‌اند.

در میان مطالعات داخلی، مطالعه‌ای که مستقیماً به بررسی پویایی های 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 قیمت هایبرید 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	ویژگی های الگو	ضریب سکون تورم
توکلیان (۱۳۹۱)	۸۷-۱۳۶۷	استفاده از نرخ رشد حجم پول به جای نرخ بهره در معادله ی تیلور- الگوی چسبندگی قیمت کالوو- منحنی فیلیپس کینزین های جدید هایبریدی- برونزا در نظر گرفتن موجودی سرمایه	۰/۷۹
کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۸۹-۱۳۶۷	الگوی چسبندگی قیمت کالوو- منحنی فیلیپس کینزین های جدید هایبریدی- مد نظر قرار دادن تکانه ی نفتی، مخارج و سرمایه ی دولتی در الگو	۰/۶۰
شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲)	۸۷-۱۳۵۰	استفاده از نرخ رشد حجم پول به جای نرخ بهره در معادله ی تیلور و معادله ی تقاضا- الگوی چسبندگی قیمت کالوو- منحنی فیلیپس کینزین های جدید هایبریدی- مد نظر قرار دادن تکانه ی نفتی	۰/۵۴

مأخذ: یافته های تحقیق

٤. 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 هایبرید، 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.

٤-١. 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[1] که مشروط به قید بودجه، حداکثر می شود. 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)، کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) و شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) می باشد.

$$MaxU(C_t,1-N_t)=E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}-\frac{N_t^{1+\tau}}{1+\tau} \qquad (۹)$$

$$S.t.$$

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

که در آن، C_t کالای مصرفی مرکب[1]، 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 عرضه ی نیروی کار است.بر اساس شرایط مرتبه‌ی اول وخطی لگاریتمی کردن نتیجه ی حاصله، منحنی ISبه صورت زیر به دست می‌آید[2]:

$$\hat{y}_t=E_t\hat{y}_{t+1}-\frac{1}{\sigma}\left(\hat{i}_t-E_t\hat{\pi}_{t+1}\right)+\varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

که در آن $\hat{y}_t$ شکاف تولید، $\hat{i}_t$ نرخ بهره ی اسمی، $\hat{\pi}_{t+1}$ نرخ تورم می باشد که همگی به صورت انحراف از مقدار پایا در نظر گرفته شده اند. E_t نیز عملگر امید ریاضی و ε_t تکانه ی تقاضای کل با توزیع نرمال می باشد. همانطور که ملاحظه می‌شود،منحنی تقاضای به دست آمده در رابطه ی (۱۰)، شامل انتظارات و مؤلفه های آینده نگر بوده و با منحنی IS متعارف، متفاوت است.

٤-۲. بنگاه‌ها

در مطالعه‌ی چسبندگی های 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 ناخنثایی پول نمی‌شود. زیرا اگر قیمت‌ها آزادانه تعدیل شوند، تغییرات حجم پول، باعث تغییر متناسب کلیه‌ی قیمت‌ها شده و درنتیجه تعادل حقیقی تغییر نمی‌کند. بنابراین

1. Composite

۲. نحوه ی 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 قیمت هایبرید و چسبندگی اطلاعات به صورت مجزا و با فرض بازار رقابت انحصاری کالاهای واسطه، منحنی فیلیپس به صورت روابط شماره ی (۵) و (۸)استخراج شده است.

٤-۳. دولت

با وجود اینکه در بیشتر الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی برکینزین‌های 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:

$$G_t = T_t + oil_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} \qquad (۱۱)$$

که در آن، G_t، مخارج حقیقی دولت و $\frac{M_t - M_{t-1}}{p_t}, oil_t, T_t$ به ترتیب درآمدهای حقیقی حاصل از مالیات، نفت و درآمدی است که دولت از محل خلق پول به دست می آید. پس از خطی لگاریتمی کردن، می توان الگو را به صورت زیر نوشت[۲]:

$$\hat{G}_t = \frac{\overline{T}}{\overline{G}}\hat{T}_t + \frac{o\bar{i}\bar{l}}{\overline{G}}\hat{oil}_t + \frac{\overline{m}}{\overline{G}}\left[\hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t\right] \qquad (۱۲)$$

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

۱. لازم‌به‌ذکر است که منابع تأمین مالی دولت بیشتر از موارد مذکور است که برای سادگی، به آن‌ها اشاره نشده‌است.

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 در آمدهای نفتی از یک فرایند $AR(1)$ تبعیت می کنند:

$$\hat{G}_t = \rho_g \hat{G}_{t-1} + \varepsilon_g \qquad (۱۳)$$

$$\hat{oil}_t = \rho_{oil} \hat{oil}_{t-1} + \varepsilon_o \qquad (۱۴)$$

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

با استفاده از شرط مرتبه اول بهینه سازی مطلوبیت خانوار ، نیز می توان رابطه ای برای تقاضای حقیقی پول نوشت که پس از خطی لگارتیمی کردن به صورت زیر بیان می شود[1]:

$$\hat{m}_t = \eta_y \hat{y} - \eta_i \hat{i}_t \qquad (۱۵)$$

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

٤-٤. 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[2] به بیان ساده، برنامه‌ای احتمالی است که شرایطی را که تحت آن، بانک مرکزی می‌بایست ابزارهای سیاست پولی را تغییر دهد، مشخص می کند. 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. نحوه ی 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 بهره ی کوتاه مدت شبانه[1] 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[2] (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 ازکشورها، رابطه‌ی بین تمامی شاخص‌های موجودی پول و تقاضای کل در دهه های 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.

2. Maccallum

کرد:

الف) گروهی از محققان، به دلیل سلطه‌ی سیاست مالی[1]، 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. تقویوصفرزاده (۱۳۸۸)، متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) وزراءنژاد و انواری (۱۳۹۱) ازاین 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 صلاحدیدی 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، کل های 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؛ درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹)، توکلیان (۱۳۹۱)، خورسندی و همکاران (۱۳۹۱) و تقی نژاد عمران و بهمن (۱۳۹۱) می‌باشد.

---

1. Fiscal Dominance

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 می شود:

$$\hat{i}_t = \rho\hat{i}_t + (1-\rho)\left(\alpha_\pi E_t\hat{\pi}_{t+1} + \alpha_y\hat{y}_t\right) + \varepsilon_t^i \qquad (۱۶)$$

که در آن ε_t^i، تکانه ی سیاست پولی با توزیع نرمال، است. ρ، درجه ی هموارسازی نرخ بهره در سیاست پولی را نشان می دهد. فرض شده است که سیاستگذاران در تثبیت تورم، نگاهی آینده نگر دارند هرچند که آن ها در پاسخ به فعالیت های اقتصادی جاری، واکنش نشان می‌دهند. پاسخ بانک مرکزی به تورم و شکاف تولید به ترتیب، بوسیله‌ی پارامترهای α_π و α_y تعیین می‌شود.

٤-٥. شرط تسویه‌ی بازار

در نهایت، شرط تسویه‌ی بازار پس از خطی لگاریتمی شدن را می توان به صورت زیر بیان نوشت[۱]:

---

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

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}}\hat{c}_t + \frac{\bar{i}}{\bar{y}}\hat{i}_t + \frac{\overline{G}}{\bar{y}}\hat{G}_t \qquad (۱۷)$$

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

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

درالگوهای 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 هایبرید (سکونتورم). 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 هایبرید (چسبندگی قیمت هایبرید) و منحنی فیلیپس اطلاعات چسبنده، با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی، به صورت مجزا انجام شده و کلیه‌ی موارد مذکور، مورد بررسی قرار گرفته است. در پایان نیز، نتایج حاصل از دو الگو با یکدیگر مقایسه شده تا بهترین الگو برای توصیف پویایی های 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 ۱۳۹۱:۴-۱۳۷۰:۱ اقتصاد ایران می‌باشد. برای آماده‌سازی داده ها، 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 داده های مذکور، مانا می‌باشند[۱]. در ادامه با استفاده از نرم‌افزار داینر[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] نسبت ها و پارامترهای الگو)

برای بررسی سکون تورم، پارامتر برآوردی مرتبط با تورم باوقفه در منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید هایبرید، 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 اقتصاد سنجی مشخص می‌گردد. نرم‌افزار داینر 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.

---

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 هایبرید

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 توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۷۰۸۱ (۰/۰۱۲)	------
σ	گاما	۱/۵۲۰۹ (۰/۰۵)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۱/۶۱۴۹ (۰/۰۵)	۰/۵۲۹۲ (۰/۰۵)
ω	بتا	۰/۵۸ (۰/۰۱۹۶)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۶۱۳۶ (۰/۰۱۹)	-------
ρ	نرمال	۰/۴۹۶۷ (۰,۱)	اسپولبار و همکاران (۲۰۱۲)	۰/۳۹۵ (۰/۱)	۰/۴۵۶۸ (۰/۱)
α_π	نرمال	۱/۷۵ (۰/۲)	اسپولبار و همکاران (۲۰۱۲)	۲/۳۴۷۲ (۰/۲)	۱/۷۱۹۲ (۰/۲)
α_y	نرمال	۰/۶۵۴ (۰/۱۵)	اسپولبار و همکاران (۲۰۱۲)	۱/۲۴۷ (۰/۱۵)	۰/۷۰۸۸ (۰/۱۵)
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 توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۷۴۶۲ (۰/۰۲)	۰/۶۹۵۳ (۰/۰۲)
η_y	گاما	۲/۲۱۵۶ (۰/۰۴۹۹)	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۱۰۴۹ (۰/۰۲)	۰/۱۰۱۰ (۰/۰۲)

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادداشت: برخی پارامترها مختص الگوی چسبندگی اطلاعات و برخی مختص الگوی چسبندگی قیمت می‌باشد. 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. نسبت های مقداردهی شده

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانطور که جدول شماره ی (۲) نشان می دهد، γ^b (مؤلفه‌ی گذشته نگر تورم در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید)، 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 می دهد، (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 قیمت ها واکنش آهسته ای به سیاست‌های تورم زدایی از خود نشان می‌دهند و اثرات حقیقی تغییر در حجم پول (ناخنثایی پول) قابل مشاهده خواهد بود.

۵-۲. بررسی پایداری تورم

۵-۲-۱. محاسبه تابع خودهمبستگی تورم

پس از برآورد پارامترها، می توان از مقادیر برآورد شده، برای شبیه سازی الگو استفاده کرد. در تحقیق حاضر به پیروی از کارایانی[1] (۲۰۰۹)، برای تحلیل پایداری تورم از تابع خودهمبستگی مقادیر اصلی و شبیه سازی شده ی تورم استفاده شده است. در جدول

1. Caraiani

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 ٤. تابع خودهمبستگی تورم داده های اصلی و داده های شبیه سازی شده در الگوی چسبندگی اطلاعات و چسبندگی قیمت

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانطور که جدول شماره ی (۴) نشان می دهد، خودهمبستگی تورم با استفاده از داده‌های اصلی، با افزایش وقفه ها در حال کاهش است، طوری که از میزان ۰/۵۹۹ در وقفه‌ی اول، به میزان ۰/۰۱۶- در وقفه‌ی پنجم می رسد. 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 داده های اصلی تا سه وقفه، مقدارش مثبت است و با اضافه شدن هر وقفه، کاهش می یابد. اما در مورد داده های شبیه‌سازی با استفاده از الگوی چسبندگی اطلاعات، تورم با وقفه های 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 داده های اصلی، حداقل تا سه وقفه، دارد.

۵-۳. بررسی توابع عکس‌العمل آنی

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

در مطالعه حاضر، تأثیر سه تکانه‌ی عرضه‌ی کل[1]، تقاضای کل و تکانه‌ی سیاست پولی بر تورم، مورد ارزیابی قرار گرفته است. نمودارهای ردیف اول در شکل شماره‌ی (۱)، اثر تکانه ی عرضه ی کل بر تورم، در دو الگوی چسبندگی قیمت هایبرید و چسبندگی اطلاعات را با هم مقایسه می‌کند. با اعمال یک تکانه ی عرضه ی کل[2]، تورم زیاد شده (بر اساس منحنی فیلیپس)، و دوباره به حالت باثبات خود باز می‌گردد. اما همانطور که شکل شماره ی (۱)، نشان می دهد؛ 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 تکانه ی عرضه ی کل، بیشتر است.

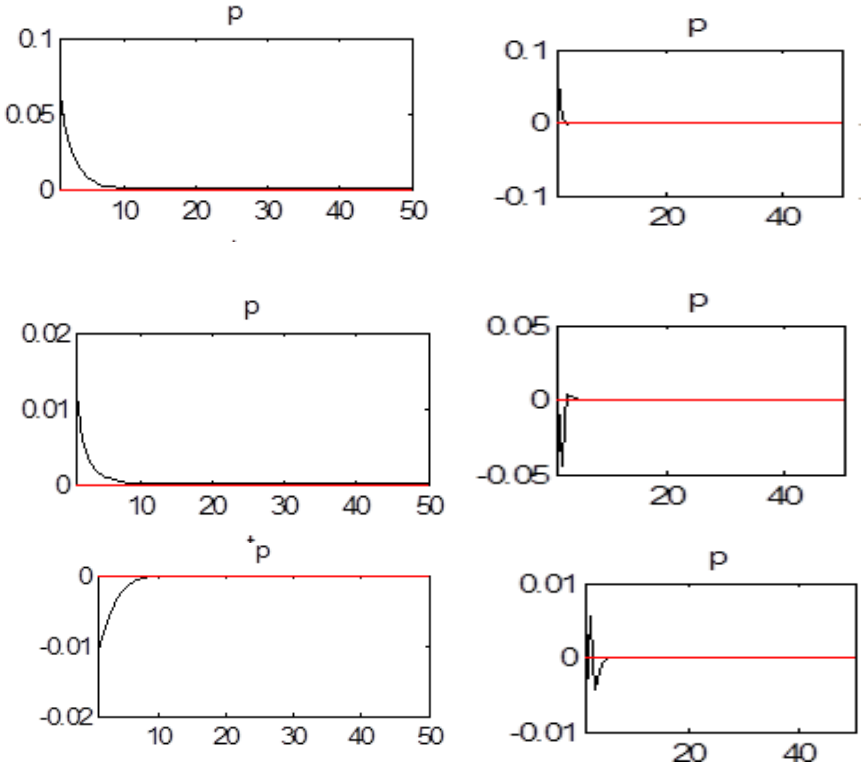
نمودارهای ردیف دوم در شکل شماره (۱)، نیز اثر تکانه‌ی تقاضای کل را بر تورم در دو الگو نشان می دهد. با اعمال تکانه ی تقاضای کل در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید،

---

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 تکانه ی تقاضا، تورم، ابتدا کاهش و سپس به سرعت زیاد شده تا به سطح باثبات خود بازگردد. بنابراین پایداری تورم در الگوی چسبندگی قیمت در برابر تکانه ی تقاضای کل نیز بیشتر است.



الف) الگوی چسبندگی اطلاعات *ب) الگوی چسبندگی قیمت هایبرید*

شکل ۱. اثر تکانه‌های اقتصادی بر تورم در دو الگوی چسبندگی قیمت هایبرید و چسبندگی اطلاعات

مأخذ: محاسبات محقق

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

ردیف سوم از شکل شماره ی (۱)، اثر تکانه ی سیاست پولی[1] بر تورم را نشان می‌دهد. همان طور که ملاحظه می شود، با اعمال یک تکانه ی سیاست پولی، در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، تورم ناگهان کاهش می باید 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 می شود و در نهایت آنقدر افزایش یافته تا به مقدار باثبات خود بازگردد.

در مجموع می توان گفت که تورم در الگوی اطلاعات چسبنده، واکنش نسبتاً سریعی به تکانه‌های اقتصادی نشان می دهد. این در حالی است که تورم دارای مقداری سکون یا اینرسی است و نمی تواند به این سرعت تغییر نماید. بنابراین به نظر می رسد الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، بهتر از الگوی چسبندگی اطلاعات، پایداری تورم در اقتصاد ایران را توضیح می‌دهد.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بررسی پویایی‌های تورم از جمله مباحث کلیدی در تحلیل های پولی است، طوری که محققین زیادی با استفاده از شیوه های مختلف، به این امر پرداخته اند. در تحقیق حاضر سعی شده است به طور خاص،سکونو پایداری تورم در اقتصاد ایران طی دوره‌ی۱۳۹۱:۴-۱۳۷۱:۱ مورد ارزیابی قرار گیرد. سکون تورم، فرایندی است که در آن، تورم جاری به‌وسیله‌ی مقادیر گذشته ی 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 نظریه ی کینزین های جدید، برای تحلیل پایداری و سکون تورم، عمدتاً از الگوی چسبندگی قیمت هایبرید استفاده

---

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

می‌شود. اما در مقاله ی حاضر، علاوه بر آزمون الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، 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 می دهد که سکون تورم در الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، ۰/۷۱ و در الگوی چسبندگی اطلاعات، ۰/۵۶ به دست آمده است که حاکی از میزان بالای سکون تورم در اقتصاد ایران است. بنابراین، سیاست های تورم زدایی 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 داده های شبیه‌سازی شده در هر دو الگو، مقایسه شده است. وجود خودهمبستگی بین وقفه های مختلف داده‌های تورم، می تواند نشان دهنده ی وجود پایداری در تورم باشد. پس از مشاهده‌ی این خودهمبستگی بین داده های اصلی تورم، خود همبستگی بین وقفه های مختلف داده‌های شبیه‌سازی شده‌ی حاصل از برآورد هر دو الگو نیز، بررسی شد. نتایج، حاکی از آن است که الگوی چسبندگی قیمت هایبرید، بهتر از الگوی چسبندگی اطلاعات، پایداری تورم را توضیح می‌دهد. زیرا داده‌های حاصل از شبیه‌سازی الگوی چسبندگی قیمت مانند داده‌های اصلی، نسبت به چند وقفه، دارای خودهمبستگی مثبت بود اما داده‌های حاصل از شبیه‌سازی الگوی چسبندگی اطلاعات، نشان دهنده‌ی خودهمبستگی منفی بین وقفه های مختلف تورم بود. روش دوم نیز بررسی توابع عکس‌العمل آنی تورم نسبت به تکانه های اقتصادی است. تکانه های 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 تکانه های مذکور، نشان می‌دهد که بعد از وقوع هر یک از این تکانه ها 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، می توان 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 می‌توانند 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، محاسبه‌ی سکون و پایداری تورم در یک اقتصاد باز، جهت تحقیقات آتی، پیشنهاد می گردد[1].

۱. از پیشنهاد یکی از داروان محترم در این زمینه، سپاسگزاریم.

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:

$$c_t^{-\sigma} = \beta(1+i_t)E_t\left(\frac{p_t}{p_{t+1}}\right)c_{t+1}^{-\sigma} \qquad (پ۱)$$

سپس با جایگزینی معادلات زیر، می‌توان رابطه ی شماره ی (پ۱) را خطی لگاریتمی نمود:

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

$$c_t^{-\sigma} = \bar{c}^{-\sigma}\left(1-\sigma\hat{c}_t\right) \qquad (پ۲)$$

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

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

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

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

که در آن، $\hat{i}_t, \bar{i}, \hat{c}_t, \bar{c}, \hat{\pi}_t, \bar{\pi}$ به ترتیب مقادیر با ثبات و انحراف از مقدار با ثبات تورم، مصرف، نرخ بهره‌ی اسمی و $\bar{r}$ مقدار با ثبات نرخ بهره‌ی حقیقی می‌باشد.

در نهایت رابطه‌ی زیر به دست می آید:

$$\hat{c}_t = E_t\hat{c}_{t+1} - \frac{1}{\sigma}\left(\hat{i}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}\right) \qquad (پ۳)$$

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

$$\hat{y}_t = E_t\hat{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma}\left(\hat{i}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}\right) \qquad (پ۴)$$

منابع و مآخذ

- تقوی، مهدی، و صفرزاده، اسماعیل (۱۳۸۸). نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید. فصلنامه ی مدلسازی اقتصادی، ۳(۳)، ۱۰۴-۷۷.
- تقی نژاد عمران،وحید.، و بهمن، محمد. (۱۳۹۱). قاعده ی گسترش یافته ی تیلور: مطالعه ی موردی ایران ۸۶-۱۳۵۷. فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی،(۹)، ۱۹-۱.
- توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. مجله ی تحقیقات اقتصادی،۴۷(۳)،۲۲-۱.
- جعفری صمیمی، احمد.، و بالونژاد نوری، روزبه. (۱۳۹۲). کاربرد روش های نیمه پارامتریک و موجک ها در بررسی وجود پایداری نرخ تورم ایران. فصلنامه ی مدلسازی اقتصادی،(۳)، ۳۰-۱۵.
- خورسندی، مرتضی.، اسلاملوئیان، کریم.، و ذوالنور، حسین. (۱۳۹۱). قاعده ی بهینه برای سیاست پولی با فرض پایداری تورم: مورد ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران،(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. مجله ی تحقیقات اقتصادی،(۹۳)، ۲۷-۱.
- زراءنژاد، منصور.، و انواری، ابراهیم. (۱۳۹۱). تعیین سیاست های پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران در فضای نااطمینانی با استفاده از مدل اقتصاد کلان پایه خرد. دوفصلنامه اقتصاد پولی و مالی،(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. فصلنامه ی پژوهش های اقتصادی ایران،(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)، ۲۹-۱۹.
- کمیجانی، اکبر.، و توکلیان، 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)، ۱۱۷-۸۷.
- 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)، ۱۱۶-۸۷.
- مرزبان، حسین.، و نجاتی، مهدی. (۱۳۸۸). شکست ساختاری در ماندگاری تورم و منحنی فیلیپس در ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی،(۲)، ۲۶-۱.
- 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)، ۶۸-۳۹.

- Aissa, M. S., O. Musy& J. C. Pereau. (2007). Modelling Inflation Persistence With Periodicity Changes in Fixed and Predetermined Prices Models. *Economic Modelling*, 24, 823–838.
- Caraiani, P.(2009)... Inflation Persistence and DSGEModels. An Application on Romanian Economy.*EconomicComputation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 3 (3), 179-188.
- Juillard.M, O. Kamenikb, M. Kumhof&D. Laxtonc. (2008). Optimal Price Setting and Inflation Inertia in a Rational Expectations Model. *Journal of Economic Dynamics andControl*,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: AProposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *Quarterly JournalofEconomics*, 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, Berkrley. Fourth Edition.
- Spulbar, C., M. Nitoi&C. Stanciu. (2012). Inflation Inertia and Inflation Persistence in Romania Using a DSGEApproach. *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 DSGEFramework.Mimeo, Humboldt University.
- Walsh. C. (2010).*Monetary Theory and Policy*.Massachusetts Institute of Technology. Third Edition.