

# Comparative Study of Phillips Curve under Dual-stickiness Model Considering Heterogeneity in Iran's Economy

Maryam Hematy<sup>1</sup>

| m.hemmati@mbri.ac.ir

Received: 18/10/2022 | Accepted: 06/12/2022

**Abstract** The trade-off between inflation and the output gap is different under each of the specifications of the Phillips curve, and therefore the optimal monetary policy will be different based on the assumption of each of these specifications. Considering the importance of the issue, and in order to identify the Phillips curve compatible with the stylized facts in the Iranian economy, by implementing the framework of the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model and Bayesian analysis, a wide range of pricing models including sticky information, Dual-stickiness, generalized Calvo, multi-sector and hybrid models have been compared and evaluated. To compare different pricing models in this study, four criteria have been applied: comparing the posterior probability of the models, comparing the moments of the simulated data of the model with real data, comparing the autocorrelation of the real inflation rate with the median of the posterior distribution of each of the models, and examining the impulse response functions. According to the results, the Phillips curve under Dual Stickiness is more consistent and compatible with the stylized facts in Iran's economy, compared with other Phillips specifications. In specifying the Phillips curve under Dual Stickiness, in addition to the expected inflation component, the lag of inflation also appears endogenous (due to the simultaneous assumption of two types of price and information stickiness).

**Keywords:** Phillips Curve, Pricing Model, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, Dual-stickiness Model, Bayesian Estimation.

**JEL Classification:** E31· E37· C53· D84.

1. Assistant Professor, Monetary and Currency Department, Monetary and Banking Research Institute. Tehran. Iran

# مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه با منحنی‌های فیلیپس با لحاظ ناهمگنی در اقتصاد ایران

m.hemmati@mbr.i.ac.ir

مریم همتی

استادیار گروه پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۱۵

دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۲۶

**چکیده:** رابطهٔ بده-بستان تورم و شکاف تولید تحت هر یک از تصریح‌های منحنی فیلیپس متفاوت است و سیاست پولی بهینه با فرض هر یک از این تصریح‌ها نیز فرق می‌کند. با درک اهمیت موضوع و به منظور شناسایی منحنی فیلیپس سازگار با واقعیات آشکار شده در اقتصاد ایران، در این پژوهش با استفاده از چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و تحلیل بیزی، طیف وسیعی از مدل‌های قیمتگذاری شامل مدل اطلاعات چسبنده، چسبندگی دوگانه (چسبندگی همزمان قیمت و اطلاعات)، کالو تعمیم‌یافته، چندبخشی و هایبرید مقایسه و ارزیابی شده است. به منظور مقایسه مدل‌های قیمتگذاری مختلف در این پژوهش از چهار معیار مقایسه احتمال پسین مدل‌ها، مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده مدل با داده‌های دنیای واقعی، مقایسه خودهمبستگی نرخ تورم واقعی با میانه توزیع پسین هر یک از مدل‌ها، و بررسی توابع واکنش آنی استفاده شده است. بر اساس نتایج، منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه نسبت به سایر تصریح‌های فیلیپس با واقعیات آشکار شده در اقتصاد ایران سازگاری بیش‌تری دارد. در تصریح منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه، علاوه بر جزء تورم انتظاری، جزء با وقفه تورم نیز به صورت درون‌زا (به دلیل فرض همزمان دو نوع چسبندگی قیمت و اطلاعات) ظاهر می‌شود.

**کلیدواژه‌ها:** منحنی فیلیپس، مدل قیمتگذاری، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، مدل چسبندگی دوگانه، برآورد بیزی.

طبقه‌بندی JEL: E31, E37, C53, D84

## مقدمه

از سال ۱۹۵۸ منحنی فیلیپس (رابطه عکس تورم و بیکاری) به مفهومی کلیدی در تحلیل‌های اقتصاد کلان و سیاستگذاری پولی تبدیل شده است. امروزه تصریح منحنی فیلیپس با نسخه پنجاه سال پیش آن بسیار متفاوت است. درک ما از رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها، عوامل تعیین‌کننده تحولات تورم، و نقش سیاست پولی به‌طور قابل‌توجهی از آن زمان دستخوش تغییر شده است. بنابراین، بررسی اعتبار نظری و تجربی تصریح‌های مختلف منحنی فیلیپس از اهمیت زیادی برخوردار است. هر یک از تصریح‌های منحنی فیلیپس دلالت‌های مختلفی برای سیاستگذاری پولی به همراه دارد، زیرا تحولات تورم و رابطه بده-بستان تورم و شکاف تولید در هر یک از تصریح‌های منحنی فیلیپس متفاوت است و سیاست پولی بهینه تحت هر یک از این تصریح‌ها نیز فرق می‌کند. منحنی فیلیپس بر وجود بده-بستان بین تولید و تورم دلالت دارد که سیاستگذار پولی بسته به ترجیحاتش قادر است ترکیب بهینه‌ای از تورم و تولید را انتخاب کند. برای مثال، تمایل سیاستگذار به رساندن نرخ بیکاری به کم‌ترین میزان باعث خواهد شد که اقتصاد نرخ تورم بالاتری را تحمل کند. البته بهره‌گیری از این بده-بستان تنها در کوتاه‌مدت برای مقام پولی امکان‌پذیر است. در نتیجه، مشخص است که نوع تصریح منحنی فیلیپس در تعیین سیاست پولی بهینه اثرگذار است.

از سویی دیگر، اثرات زیان‌بار تورم‌های مزمن و بالا بر اقتصاد باعث شده است که دولتمردان و مقامات پولی کشورها همواره درصدد رفع این پدیده و کاهش و کنترل تورم برآیند. بدین منظور، پیش‌بینی نحوه حرکت شاخص تورم از اهمیت بسزایی برخوردار است. بنابراین، ارائه الگوی اقتصادی مناسب برای پیش‌بینی تورم جایگاه ویژه‌ای دارد. در همین راستا، ارائه تصریح مناسبی از منحنی فیلیپس برای پیش‌بینی تورم ضرورت می‌یابد (Taiebnia et al., 2014).

با درک اهمیت موضوع و به منظور شناسایی منحنی فیلیپس سازگار با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران، در این پژوهش تصریح‌های مختلف منحنی فیلیپس در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مقایسه و بررسی شده است. اگرچه هیچ‌یک از تصریح‌های منحنی فیلیپس نمی‌تواند به‌طور کامل شواهد تجربی مشاهده‌شده را توضیح دهد، اما باید به‌طور دقیق‌تر بررسی شود کدام یک از تصریح‌ها بیش‌تر با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران تطابق دارد. در بیش‌تر پژوهش‌های تجربی در اقتصاد ایران از تصریح منحنی فیلیپس نوکینزی<sup>۱</sup> (NKPC) که مبتنی بر مدل قیمتگذاری کالوو<sup>۲</sup>

1. New-Keynesian Phillips Curve  
2. Calvo

است، استفاده می‌شود (Kavand, 2009; Tavakolian, 2015; Komijani & Tavakolian, 2012). تصریح NKPC دلالت بر این دارد که نرخ تورم در دوره جاری تابعی از شکاف تولید در دوره جاری و انتظارات از نرخ تورم در آینده است. در نتیجه، نرخ تورم در این الگو بسیار سریع به تکانه‌های سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد که در تناقض با شواهد تجربی است. بر اساس پژوهش‌های تجربی در اقتصاد ایران، تکانه پولی با تاخیر بر نرخ تورم تأثیر می‌گذارد یا چند فصل طول می‌کشد تا اثر تکانه پولی به‌طور کامل بر قیمت‌ها ظاهر شود. علت بروز این تناقض می‌تواند وجود اطلاعات چسبنده<sup>۱</sup> در اقتصاد ایران باشد.

**منکیو و رایس<sup>۲</sup> (۲۰۰۲)**، برای غلبه بر ضعف NKPC در شبیه‌سازی لختی [= اینرسی] تورم، مدل اطلاعات چسبنده را پیشنهاد می‌دهند. پویایی‌های تورم در الگوی **منکیو و رایس (۲۰۰۲)** توسط منحنی فیلیپس تحت اطلاعات چسبنده<sup>۳</sup> (SIPC) نشان داده می‌شود. مهم‌ترین ویژگی تصریح SIPC این است که نرخ تورم جاری نه‌تنها به شکاف تولید جاری، بلکه به انتظارات گذشته<sup>۴</sup> (یا مبتنی بر اطلاعات دوره‌های گذشته) از نرخ تورم و تغییرات شکاف تولید در دوره جاری نیز بستگی دارد. این ویژگی باعث می‌شود که برآورد تجربی پارامترهای SIPC با دشواری مواجه شود.

به منظور لحاظ چسبندگی اطلاعات در مدل DSGE لازم است که در گام نخست، بر اساس داده‌های دنیای واقعی، وجود این نوع از چسبندگی در اقتصاد ایران تایید شود. **همتی و همکاران (۲۰۱۶)**، به پیروی از رویکردهای پیشنهادشده **خان و ژو<sup>۵</sup> (۲۰۰۶)**، و **کویبیون<sup>۶</sup> (۲۰۱۰)** پارامتر چسبندگی اطلاعات را برای اقتصاد ایران برآورد کردند. بر اساس نتایج این پژوهش، متوسط درجه چسبندگی اطلاعات در اقتصاد ایران ۰/۵۱ است، یا به عبارت دیگر، متوسط تواتر به‌روزرسانی اطلاعات توسط بنگاه دو فصل است. با توجه به تایید وجود چسبندگی اطلاعات در اقتصاد ایران لازم است که در الگوهای تعادل عمومی به منظور تحلیل دقیق‌تر اثرات سیاست پولی، الگوی انتظارات عقلایی تحت اطلاعات چسبنده جایگزین اطلاعات کامل گردد. پس یکی از تصریح‌هایی که در این پژوهش برای منحنی فیلیپس در نظر گرفته شده است، منحنی فیلیپس تحت اطلاعات چسبنده است.

در ادبیات اقتصادی، پس از معرفی مدل اطلاعات چسبنده و عملکرد مناسب این مدل در نشان دادن

1. Sticky Information
2. Mankiw & Reis
3. Sticky Information Phillips Curve
4. Past Expectation
5. Khan & Zhu
6. Coibion

پویایی‌های تورم، پژوهش‌های بسیاری در دهه اخیر اقدام به ترکیب چسبندگی اطلاعات و چسبندگی قیمت و لحاظ همزمان این دو نوع از چسبندگی در مدل کردند (Knotek, 2010). در این پژوهش برای پر کردن شکاف موجود در ادبیات تجربی در اقتصاد ایران، برای نخستین بار منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه<sup>۱</sup> (قیمت و اطلاعات) برآورد و ارزیابی می‌شود. از طرف دیگر، پژوهش‌های تجربی مبتنی بر داده‌های خرد قیمت‌ها نشان می‌دهند که ناهمگنی<sup>۲</sup> قابل توجهی در درجه چسبندگی قیمت میان کالاها وجود دارد (Bils & Klenow, 2004; Klenow & Kryvtsov, 2008). این در حالی است که در مدل‌های کینزی جدید استاندارد، برای تمامی بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و واسطه، چسبندگی قیمت یکسانی در نظر گرفته می‌شود (Klenow & Kryvtsov, 2008). در سال‌های اخیر، به منظور مدلسازی ناهمگنی رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها، نسل جدیدی از مدل‌های قیمتگذاری معرفی شدند که در آن‌ها - برخلاف مدل‌های استاندارد قیمتگذاری - بین بنگاه‌ها از نظر درجه چسبندگی و همچنین نوع چسبندگی اسمی تفاوت‌هایی وجود دارد. در این پژوهش از دو رویکرد برای مدلسازی ناهمگنی در رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها استفاده شده است: (۱) در نظر گرفتن درجه‌های مختلف چسبندگی برای بنگاه‌ها (مدل کالوو تعمیم‌یافته)؛ و (۲) در نظر گرفتن مدل‌های مختلف قیمتگذاری برای بنگاه‌ها (مدل چندبخشی).

در این پژوهش به منظور شناسایی منحنی فیلیپس سازگار با اقتصاد ایران، پنج الگوی قیمتگذاری مختلف شامل کالوو با شاخص‌بندی جزئی (هایبرید<sup>۳</sup>)، اطلاعات چسبنده، چسبندگی دوگانه، چندبخشی، و کالوو تعمیم‌یافته در نظر گرفته شده است. بنابراین، پژوهش حاضر را می‌توان تلاشی در جهت پر کردن شکاف موجود در حوزه مقایسه تصریح‌های مختلف منحنی فیلیپس دانست. همچنین، به منظور مقایسه تصریح‌های مختلف منحنی فیلیپس، در این پژوهش از چهار معیار شامل (۱) مقایسه احتمال پسین مدل‌ها، (۲) مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده مدل با داده‌های دنیای واقعی، (۳) مقایسه خودهمبستگی نرخ تورم واقعی با میانه توزیع پسین هر یک از مدل‌ها، و (۴) بررسی توابع واکنش آنی<sup>۴</sup> (IRF) استفاده شده است. بر اساس نتایج، منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه (چسبندگی همزمان قیمت و اطلاعات) نسبت به سایر تصریح‌های فیلیپس با واقعیات آشکار شده در اقتصاد ایران سازگاری بیش‌تری دارد.

1. Dual Stickiness
2. Heterogeneity
3. Hybrid
4. Impulse Response Functions

## مبانی نظری پژوهش

### معرفی تصریح‌های مختلف منحنی فیلیپس

در این بخش، در مجموع پنج تصریح مختلف برای مدل قیمتگذاری بنگاه شامل (۱) مدل پایه (مدل کالوو با شاخص‌بندی جزئی)، (۲) مدل اطلاعات چسبنده، (۳) چسبندگی دوگانه، (۴) کالوو تعمیم‌یافته، و (۵) مدل چندبخشی (ترکیبی از چهار مدل قیمتگذاری شامل کالوو، اطلاعات چسبنده، انعطاف‌پذیر، و گذشته‌نگر) بررسی می‌شود و منحنی فیلیپس تحت هر یک از این مدل‌ها استخراج می‌گردد.

### منحنی فیلیپس‌ها بایرید

منحنی فیلیپس‌ها بایرید تحت فرض قیمتگذاری کالوو با شاخص‌بندی جزئی به‌دست می‌آید. ایده اصلی مدل قیمتگذاری کالوو با شاخص‌بندی این است که بهینه‌یابی و تصمیم‌گیری در خصوص قیمت کالا همانند چاپ مجدد فهرست برای بنگاه هزینه دارد و بنابراین، در هر دوره تنها کسری از بنگاه‌ها در تعیین قیمت کالای خود، بهینه‌یابی مجدد انجام می‌دهند. سایر بنگاه‌ها یا قیمت کالای خود را به‌طور کامل با تورم دوره قبل تعدیل می‌کنند (شاخص‌بندی کامل) یا درصدی از تورم دوره قبل را در تعیین قیمت کالای خود لحاظ می‌کنند (شاخص‌بندی جزئی). **وودفورد و والش**<sup>۱</sup> (۲۰۰۵)، شاخص‌بندی جزئی را این‌گونه تصریح می‌کنند که بنگاه‌هایی که قادر به بهینه‌یابی نیستند، درصدی از تورم دوره قبل را در تعدیل قیمت کالای خود در نظر می‌گیرند. اگر ضریب شاخص‌بندی ۱ باشد، آنگاه مدل پیشنهادی **وودفورد و والش** (۲۰۰۵) همان مدل پیشنهادی **کریستیانو و همکاران**<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) خواهد شد.

با توجه به قابلیت این مدل‌ها در نشان دادن اینرسی تورم، در نظر گرفتن شکلی از شاخص‌بندی در ساخت مدل‌های نوکینزی در دو دهه اخیر بسیار مرسوم شد. البته شواهد خرد تجربی در زمینه رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها ایده شاخص‌بندی را به‌طور کامل تأیید نمی‌کند. به همین دلیل، الگوهای دیگر مانند مدل اطلاعات چسبنده در ادبیات اقتصادی وارد شدند. احتمال تعدیل قیمت که در این مدل به صورت برون‌زا فرض می‌شود، از فرایند پواسن<sup>۳</sup> پیروی می‌کند. همچنین، فرض بر این است

1. Woodford & Walsh
2. Christiano *et al.*
3. Poisson

بنگاه‌هایی که قادر به بهینه‌یابی مجدد نیستند، قیمت کالای خود را بر اساس معادله (۱) تعدیل می‌کنند:

$$P_{j,t} = \left( \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_p} P_{j,t-1} \quad (1)$$

$\gamma_p$  درجه شاخص‌بندی قیمت است. اگر  $\gamma_p = 0$  باشد، آنگاه شاخص‌بندی وجود ندارد و قیمت کالاهای بنگاه‌هایی که قادر به بهینه‌یابی نیستند، دقیقاً قیمت دوره قبلشان است. اگر  $\gamma_p = 1$  باشد، آنگاه شاخص‌بندی کامل نسبت به تورم گذشته انجام می‌گیرد. هنگامی که بنگاه  $j$  در زمان  $t$  فرصت تعدیل قیمت را می‌یابد، قیمتی را انتخاب می‌کند ( $P_{j,t}$ ) که ارزش حال سود حقیقی مورد انتظارش را نسبت به قید تقاضای روبه‌روی بنگاه بیشینه نماید. در نهایت، حل مسئله بهینه‌یابی روبه‌روی بنگاه، منحنی فیلیپس‌هایبرید معادله (۲) را به دست می‌دهد:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1 + \beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1 + \beta\gamma_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1 + \beta\gamma_p} \frac{(1 - \beta\omega)(1 - \omega)}{\omega} [m\hat{c}_t + \hat{u}_t] \quad (2)$$

$\hat{u}_t$  در منحنی فیلیپس به عنوان شوک فشار هزینه تفسیر می‌شود. به این ترتیب، نرخ تورم در دوره جاری علاوه بر نرخ تورم انتظاری به نرخ تورم در دوره قبل نیز بستگی دارد.

### منحنی فیلیپس تحت اطلاعات چسبنده (SIPC)

**منکیو و رایس (۲۰۰۲)**، بیان می‌کنند که اطلاعات چسبنده یا انتشار کند اطلاعات راجع به وضعیت اقتصاد کلان می‌تواند در توضیح واکنش کند قیمت‌ها و بنابراین، اثرات حقیقی شوک‌های پولی بر اقتصاد موثر باشد. این مدل بر این فرض استوار است که بنگاه‌ها در هر دوره قادر به تعدیل قیمت کالای خود هستند، ولی در هر دوره تنها کسری از بنگاه‌ها ( $1 - \phi$ ) که به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند قادرند اطلاعات جدیدی راجع به وضعیت اقتصاد (و متغیرهای اثرگذار بر تصمیم‌های قیمت‌گذاری بنگاه) به دست آورند و در نتیجه، قیمت بهینه جدیدی را برای کالای خود محاسبه کنند. بقیه بنگاه‌ها که اطلاعات جدیدی راجع به شرایط اقتصادی به دست نیآورده‌اند، با همان قیمت‌های قبلی ادامه می‌دهند. در نتیجه، اطلاعات جدید راجع به متغیرهای کلیدی با تاخیر زمانی به همه بنگاه‌های اقتصاد می‌رسد. تحت سازوکار اطلاعات چسبنده، تعدیل قیمت به دلیل وجود چسبندگی اطلاعات به‌کندی اتفاق می‌افتد. احتمال به‌روزرسانی اطلاعات همانند احتمال تعدیل قیمت کالوو

تعریف می‌شود. بنگاه  $j$  که آخرین بار  $s$  دوره قبل اطلاعاتش را به‌روزرسانی کرده است، در دوره جاری قیمت زیر را تعیین می‌نماید:

$$P_{j,t}^s = E_{t-s} P_{j,t}^* \quad (3)$$

به عبارت دیگر، بنگاه مشروط بر آخرین اطلاعات دریافتی، در زمان  $t-s$  قیمت را در زمان  $t$  تعیین می‌نماید. فرض بر این است که بنگاه‌ها یکسان هستند، بنابراین داریم  $P_{j,t}^* = P_t^*$ . همچنین، تمامی بنگاه‌هایی که اطلاعاتشان مربوط به  $s$  دوره قبل است، قیمت یکسانی را برای کالای خود تعیین می‌کنند ( $P_{j,t}^s = P_t^s$ ).

$$P_t^s = E_{t-s} P_t^* \quad (4)$$

از معادله (4) مشاهده می‌شود، برخلاف مدل کالوو در این مدل، انتظارات گذشته‌نگر هستند. همان‌طور که پیش‌تر بیان شد،  $(1-\phi)$  درصد از بنگاه‌ها که به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند، می‌توانند اطلاعات خود را به‌روز کنند. این فرض نشان می‌دهد که این کسر از بنگاه‌ها در دوره  $t$  قیمت خود را برابر با  $P_t^*$  تعیین می‌کنند، زیرا اطلاعات کامل دارند. از  $(\phi)$  درصد بنگاه‌های باقیمانده،  $(1-\phi)$  درصد آن‌ها در دوره  $t-1$  اطلاعاتشان را به‌روز کرده‌اند. در نتیجه، کسر  $(1-\phi)\phi$  از بنگاه‌ها قیمت  $E_{t-1} P_t^*$  را در دوره  $t$  انتخاب می‌کنند. به همین ترتیب،  $\phi^2 = \phi - \phi(1-\phi)$  درصد از بنگاه‌های باقیمانده در هیچ‌یک از دوره‌های  $t$  و  $t-1$  اطلاعاتشان را به‌روز نکرده‌اند.  $(1-\phi)$  درصد از این بنگاه‌ها که آخرین بار دو دوره قبل (یعنی در دوره  $t-2$ ) اطلاعاتشان را به‌روز کرده‌اند، قیمت  $E_{t-2} P_t^*$  را در دوره  $t$  انتخاب می‌کنند. بنابراین، فرم لگاریتم خطی سطح قیمت کل نیز به شکل رابطه (5) قابل تعریف است:

$$\hat{P}_t = (1-\phi) \sum_{s=0}^{\infty} (\phi)^s E_{t-s} \hat{P}_t^* \quad (5)$$

پارامتر  $(\phi)$  بیانگر درجه چسبندگی اطلاعات است. اگر این پارامتر کوچک باشد، به این معناست که بنگاه‌ها غالباً اطلاعاتشان را به‌روز می‌کنند. برای برآورد رابطه (5) باید میزان قیمت بهینه یا  $P_t^*$  را به‌دست آوریم. با توجه به این‌که در این مدل چسبندگی قیمت وجود ندارد و قیمت‌ها می‌توانند در هر دوره تعدیل شوند، مسئله بهینه‌یابی بنگاه ایستا می‌شود. با جایگذاری تابع تقاضای روبه‌روی بنگاه  $z$  در تابع سود بنگاه و مشتق‌گیری از آن نسبت به شرط  $P_{j,t}$  مرتبه اول به صورت رابطه (6) به‌دست می‌آید:

$$P_{j,t} = \frac{\theta_t}{\theta_t - 1} E_{t-s} [mc_{j,t} P_t] \quad (6)$$



$P_{j,t}$  همان قیمت بهینه بنگاه است ( $P_{j,t} = P_{j,t}^*$ ). با لحاظ فرض یکسان بودن بنگاه‌ها و برابری  $P_t^* = P_{j,t}^*$ ، فرم لگاریتم خطی شرط مرتبه اول بالا را می‌توان به صورت معادله (۷) نوشت:

$$\hat{P}_t^* = m\hat{c}_t + \hat{P}_t - \frac{1}{\theta-1}\hat{\theta}_t \quad (7)$$

در معادله (۷)،  $\hat{u}_t = -\frac{1}{\theta-1}\hat{\theta}_t$  شوک فشار هزینه (یا همان شوک عرضه) است. یک شوک مثبت در  $\hat{u}_t$  قیمت بهینه بدون چسبندگی را افزایش می‌دهد. در شرایط فقدان چسبندگی در اقتصاد، یک درصد افزایش در  $\hat{u}_t$  باعث خواهد شد که بنگاه قیمتش را یک درصد افزایش دهد. همان‌طور که در معادله (۷) مشاهده می‌شود، شوک فشار هزینه از طریق نوسانات در کشش جانشینی  $\hat{\theta}_t$  ایجاد می‌شود. شوک منفی کشش جانشینی معادل شوک مثبت فشار هزینه است. با جایگذاری قیمت بهینه در معادله (۷) داریم:

$$\hat{P}_t = (1-\phi) \sum_{s=0}^{\infty} (\phi)^s E_{t-s} [m\hat{c}_t + \hat{P}_t + \hat{u}_t] \quad (8)$$

با کسر کردن  $\hat{P}_{t-1}$  از معادله (۸)، منحنی فیلیپس تحت اطلاعات چسبنده (SIPC) به صورت معادله (۹) به دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t = \frac{1-\phi}{\phi} [m\hat{c}_t + \hat{u}_t] + (1-\phi) \sum_{s=0}^{\infty} (\phi)^s E_{t-s-1} [\hat{\pi}_t + \Delta m\hat{c}_t + \Delta \hat{u}_t] \quad (9)$$

در معادله (۹)  $\Delta \hat{u}_t = \hat{u}_t - \hat{u}_{t-1}$  و  $\Delta m\hat{c}_t = m\hat{c}_t - m\hat{c}_{t-1}$  است.

### منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه<sup>۱</sup>

در این پژوهش برای توضیح لختی تورم، علاوه بر بررسی مدل اطلاعات چسبنده و مدل هایبرید، از رویکرد دیگری استفاده می‌شود. به پیروی از **دوپور و همکاران**<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، یک مدل قیمتگذاری معرفی می‌شود که در آن بنگاه‌ها به‌طور همزمان با دو نوع چسبندگی مواجه هستند. در این مدل هم چسبندگی قیمت و هم چسبندگی اطلاعات به صورت همزمان وجود دارد. این روش دو رشته از ادبیات چسبندگی را با یکدیگر ترکیب می‌نماید. در هر دوره بنگاه با احتمال  $(1-\omega)$  قادر به تغییر قیمت کالای خود است. همچنین، احتمال آن که در هر دوره بنگاه اطلاعاتش را به‌روزرسانی نماید، برابر با  $(1-\phi)$  است. فرض بر این است که این دو نوع چسبندگی مستقل از یکدیگر هستند (احتمال

1. Dual-Stickiness Model  
2. Dupor et al.

تغییر قیمت و به‌روزرسانی اطلاعات در طول زمان ناهمبسته هستند). به بیان دیگر، احتمال این‌که بنگاه فرصت تغییر قیمت را در یک دوره خاص بیابد، مستقل از این است که بنگاه در همان دوره بتواند اطلاعاتش را به‌روز کند. بنابراین، برای مثال، احتمال این‌که بنگاهی بتواند قیمتش را تغییر دهد و همچنین اطلاعاتش را به‌روز کند، برابر است با  $(1-\phi)(1-\omega)$  و احتمالی که بنگاه بتواند قیمتش را تغییر دهد، اما قادر به به‌روز کردن اطلاعاتش نباشد، در هر دوره برابر است با  $(\phi)(1-\omega)$ .

در این محیط، بنگاه‌ها به‌ندرت قادر به تغییر قیمت کالای خود هستند. از سوی دیگر، هنگامی هم که فرصت تغییر می‌یابند ناچار به تصمیم‌گیری بر اساس اطلاعات قدیمی هستند. به‌طور خاص، بنگاه  $j$  با اطلاعات  $s$  دوره قبل قیمت کالای خود را به‌نحوی انتخاب می‌کند که ارزش حال سود حقیقی مورد انتظارش را بیشینه نماید. مسئله بهینه‌یابی روبروی بنگاه به این صورت تعریف می‌شود: پیش از در نظر گرفتن دو نوع چسبندگی، لازم است ابتدا رفتار قیمت‌گذاری بنگاه فرضی را که با هیچ یک از دو نوع چسبندگی قیمت و اطلاعات مواجه نیست بررسی نماییم. مسئله بهینه‌سازی سود این بنگاه مانند مسئله بهینه‌یابی با لحاظ چسبندگی است، با این فرض که  $s = 0$  و  $\omega = 0$  است. اگر  $P_t^*$  لگاریتم قیمت بهینه در شرایط «بدون چسبندگی» باشد، آنگاه داریم:

$$\frac{P_t^*}{P_t} = \left( \frac{\theta_t}{\theta_t - 1} \right) mc_t \quad (10)$$

$mc_t$  هزینه نهایی حقیقی بنگاه است. معادله (10) به فرم خطی لگاریتمی شده به صورت  $\hat{p}_t^* = \hat{p}_t + m\hat{c}_t + \hat{u}_t$  است که  $\hat{u}_t$  معرف شوک فشار هزینه است و به صورت معادله (11) تعریف می‌شود:

$$\hat{u}_t = -\frac{1}{\theta - 1} \hat{\theta}_t \quad (11)$$

توجه کنید که اگر هیچ یک از چسبندگی‌های قیمت و اطلاعات وجود نداشت، همه بنگاه‌ها قیمت خود را به اندازه  $P_t^*$  تعیین می‌کردند. در این حالت، سطح قیمت کل با قیمت بهینه در شرایط نبود چسبندگی برابر بود، به عبارت دیگر  $P_t = P_t^*$ . هرچند در صورت وجود چسبندگی قیمت یا اطلاعات، به دلیل آن‌که  $P_t$  به‌طور متناسب با  $P_t^*$  تغییر نمی‌کند، دیگر وضعیت فوق برقرار نخواهد بود.

حال شرایطی را در نظر بگیرید که بنگاه با دو نوع چسبندگی قیمت و اطلاعات مواجه است. بنگاه‌هایی که در دوره  $t$  فرصت تعدیل قیمت کالای خود را می‌یابند، اگر اطلاعات یکسانی داشته باشند قیمت مشابهی را انتخاب می‌کنند، یا به بیان دیگر، رفتار متقارنی دارند. فرض کنید  $P_{t,s}$  قیمت بنگاهی است که  $s$  دوره از آخرین به‌روزرسانی اطلاعاتش می‌گذرد. ابتدا شرایطی را در نظر بگیرید

که بنگاه اطلاعات کامل دارد، یعنی در دوره جاری توانسته است اطلاعاتش را به‌روز نماید. قیمت انتخاب‌شده توسط بنگاهی با اطلاعات کامل را با  $p_t^f$  نشان می‌دهیم ( $p_t^f = p_{t,0}$ ). فرم لگاریتم خطی‌شده شرط مرتبه اول این بنگاه را می‌توان به صورت معادله (۱۲) نوشت:

$$\hat{p}_t^f = (1 - \beta\omega) \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \omega^k E_t(\hat{p}_{t+k}^*) \quad (12)$$

می‌توانیم معادله (۱۲) را به صورت زیر بنویسیم:

$$\hat{p}_t^f = (1 - \beta\omega) \hat{p}_t^* + (1 - \beta\omega) \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{k+1} \omega^{k+1} E_t(\hat{p}_{t+k+1}^*) \quad (13)$$

$$\hat{p}_t^f = (1 - \beta\omega) \hat{p}_t^* + \beta\omega E_t(\hat{p}_{t+1}^f) \quad (14)$$

اگر بنگاه قادر بود هر دوره قیمت کالای خود را تعدیل نماید (یعنی  $\omega = 0$ )، آنگاه قیمتی که انتخاب می‌کرد برابر با قیمت بهینه در شرایط نبود چسبندگی ( $\hat{p}_t^*$ ) بود. در این حالت که چسبندگی قیمت وجود دارد، بنگاه قیمت بهینه دوره آتی ( $\hat{p}_{t+1}^f$ ) را نیز در تصمیم‌گیری خود در نظر می‌گیرد. بنابراین، بنگاه قیمتی را تعیین می‌کند که میانگین وزنی از  $\hat{p}_t^*$  و  $\hat{p}_{t+1}^f$  باشد. وزن‌ها شامل  $\beta$  هستند، زیرا بنگاه اهمیت قیمت بهینه دوره آتی را تنزیل می‌کند. فرم لگاریتم خطی‌شده شرط مرتبه اول برای بنگاهی که آخرین بار  $s$  دوره قبل اطلاعاتش را به‌روز می‌کند به صورت ( $p_{t,s}^f = E_{t-s}(p_t^f)$ ) نوشته می‌شود. به بیان دیگر، بنگاه قیمت کالای خود را بر اساس انتظاراتش از قیمت بهینه اطلاعات کامل ( $p_t^f$ ) که مبتنی بر اطلاعات  $s$  دوره قبل است، تعیین می‌کند.

فرض کنید  $\hat{q}_t$  شاخص قیمت‌های تازه تعیین‌شده<sup>۱</sup> در زمان  $t$  باشد:

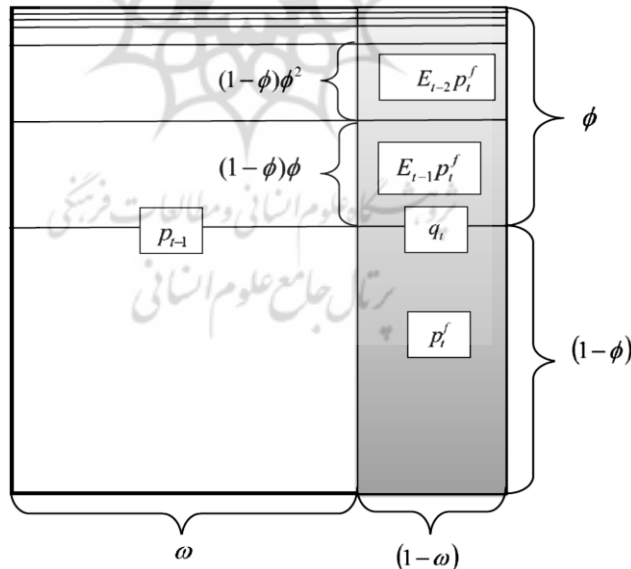
$$\hat{q}_t = (1 - \phi) \sum_{s=0}^{\infty} \phi^s E_{t-s}(\hat{p}_t^f) \quad (15)$$

$\hat{q}_t$  میانگین وزنی از قیمت‌های تعیین‌شده توسط بنگاه‌ها با مجموعه اطلاعات مختلف است. به این دلیل که کسر  $(1 - \phi)\phi^s$  از بنگاه‌ها دارای اطلاعات  $s$  دوره قبل هستند، وزن  $p_{t,s}^f = E_{t-s}(p_t^f)$  برابر است با  $(1 - \phi)\phi^s$  در نهایت، فرم لگاریتم خطی سطح قیمت کل به صورت رابطه (۱۶) تعریف می‌شود:

$$\hat{p}_t = \omega \hat{p}_{t-1} + (1 - \omega) \hat{q}_t \quad (16)$$

سطح قیمت کل به صورت میانگین وزنی از قیمت‌های تازه تعیین‌شده ( $\hat{q}_t$ ) و سطح قیمت در دوره قبل ( $\hat{p}_{t-1}$ ) تعریف می‌شود (زیرا بنگاه‌هایی که فرصت تعدیل قیمت کالای خود را نمی‌یابند، در دوره جاری قیمتشان همان قیمت دوره قبل است).

توزیع قیمت‌های تعیین‌شده توسط بنگاه‌ها را می‌توان به صورت شماتیک در شکل (۱) مشاهده کرد. توده واحدی از بنگاه‌ها وجود دارد که منطبق با سطح کل مستطیل است. در دوره  $t$  به دلیل چسبندگی قیمت، کسر  $\omega$  از بنگاه‌ها در ناحیه سفیدرنگ قیمت کالایشان همان قیمت دوره قبل  $P_{t-1}$  است. باقیمانده بنگاه‌ها ( $1-\omega$  درصد از بنگاه‌ها) در ناحیه خاکستری‌رنگ قادر به تغییر قیمت کالای خود هستند. متوسط قیمت کالاهای آن‌ها  $q_t$  است. بنابراین، سطح قیمت کل میانگین وزنی از  $P_{t-1}$  و  $q_t$  است. در ناحیه خاکستری، هر یک از قیمت‌ها بسته به آخرین دوره به‌روزرسانی اطلاعات متفاوت هستند. کسر  $1-\phi$  درصد از بنگاه‌ها در دوره  $t$  اطلاعاتشان را به‌روز می‌کنند و بنابراین، قیمت کالاهایشان را به میزان قیمت بهینه اطلاعات کامل یا همان  $P_t^f$  تعیین می‌کنند. کسر  $\phi(1-\phi)$  از بنگاه‌ها در ناحیه خاکستری اطلاعاتشان مربوط به یک دوره قبل است و بنابراین قیمت  $E_{t-1}P_t^f$  را برای کالا تعیین می‌کنند. کسر  $\phi^2(1-\phi)$  از بنگاه‌ها در ناحیه خاکستری اطلاعاتشان مربوط به دو دوره قبل است و بنابراین قیمت  $E_{t-2}P_t^f$  را برای کالا تعیین می‌کنند. این فرایند برای سایر بنگاه‌ها هم صدق می‌کند.



شکل ۱: ترکیب سطح قیمت کل در مدل چسبندگی دوگانه

از معادلات بالا می‌توان منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه را به صورت معادله (۱۷) استخراج نمود:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\omega\phi}{\zeta} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta\omega}{\zeta} E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \frac{(1-\phi)\chi}{\zeta} \hat{m}c_t + \frac{\phi\chi}{\zeta} (1-\phi) \sum_{s=0}^{\infty} \phi^s E_{t-s-1}(\Delta \hat{m}c_t + \hat{\pi}_t) + \eta_t + \frac{(1-\phi)\chi}{\zeta} u_t \quad (17)$$

در معادله (۱۷)  $\chi = (1-\omega)(1-\beta\omega)$  و  $\zeta = 1 - (1-\omega)(1-\phi) + \beta\phi\omega^2$  است.  $u_t$  معرف شوک فشار هزینه است.  $\eta_t$  یک جزء با میانگین صفر است که شامل مجموع نامتناهی از خطاهای پیش‌بینی تورم‌های آتی و همچنین تغییرات آتی هزینه نهایی است. این جزء به صورت معادله (۱۸) تعریف می‌شود:

$$\eta_t = - \frac{\beta\omega\phi(1-\omega)}{\zeta} (1-\phi) \sum_{s=0}^{\infty} \phi^s (1-\beta\omega) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\omega)^k [E_{t-s}(\Delta \hat{m}c_{t+k+1} + \hat{\pi}_{t+k+1}) - E_{t-s-1}(\Delta \hat{m}c_{t+k+1} + \hat{\pi}_{t+k+1})] \quad (18)$$

آنچه از معادله (۱۸) یا همان منحنی فیلیپس چسبندگی دوگانه (DSPC) استنتاج می‌شود این است که تورم در دوره جاری برخلاف مدل کالوو به تورم گذشته نیز بستگی دارد. این ویژگی کلیدی در نشان دادن تحولات و پویایی‌های تورم بسیار مهم است. زیرا بر اساس مطالعات تجربی، تورم درجه ماندگاری بالایی دارد (Tehranchian et al., 2013; Elahi et al., 2014).<sup>۱</sup> توجه کنید که جزء با وقفه تورم در صورتی که یکی از دو چسبندگی قیمت یا اطلاعات وجود نداشته باشد (به عبارت دیگر، یکی از احتمالات  $\omega$  یا  $\phi$  مساوی 0 باشد) از معادله (۱۸) حذف خواهد شد. بنابراین، ترکیب دو نوع چسبندگی باعث می‌شود که تورم با وقفه خود همبستگی داشته باشد. همچنین، DSPC شامل جزء خطای پیش‌بینی  $\eta_t$  نیز هست. این جزء دارای همبستگی سریالی است و بنابراین، می‌تواند منبع دیگری از ماندگاری تورم باشد. به دلیل وجود این عناصر در DSPC، مطالعات نشان داده‌اند که این مدل عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌های مرسوم دارد.

مشاهده می‌شود که با لحاظ برخی فروض، DSPC به منحنی فیلیپس مبتنی بر اطلاعات چسبنده

۱. طهرانچیان و همکاران (۲۰۱۳)، ماندگاری تورم را با استفاده از دو روش بیشینه درست‌نمایی و بیشینه درست‌نمایی تعدیل‌شده در دوره زمانی ۱۳۵۱ تا ۱۳۹۰ آزمون کردند. بر اساس نتایج آن‌ها، درجه انباشتگی در هر دو مدل کم‌تر از ۰/۵ به‌دست آمد که بیانگر ماندگاری نرخ تورم در اقتصاد ایران است. به عبارت دیگر، اثر یک تکانه بر نرخ تورم تا مدتی طولانی باقی خواهد ماند.

یا منحنی فیلپس نوکینزی تقلیل می‌یابد. زمانی که  $\phi = 0$  یا تمامی بنگاه‌ها در هر دوره قادر به به‌روزرسانی اطلاعات خود هستند، DSPC تبدیل به منحنی فیلپس نوکینزی استاندارد می‌شود. زمانی که  $\omega = 0$  یعنی تمام بنگاه‌ها می‌توانند در هر دوره از زمان نسبت به تعدیل قیمت کالای خود اقدام نمایند، آنگاه DSPC به منحنی فیلپس اطلاعات چسبنده - منکیو و رایس (۲۰۰۲) - تبدیل می‌شود. جزء با وقفه تورم به صورت درون‌زا و به دلیل فرض همزمان دو نوع چسبندگی ظاهر می‌شود. چسبندگی قیمت باعث می‌شود که تنها بخشی از بنگاه‌ها بتوانند قیمت کالای خود را تغییر دهند و از سوی دیگر، چسبندگی اطلاعات باعث می‌شود که بخشی از بنگاه‌هایی هم که فرصت تغییر قیمت می‌یابند، مانند بنگاه‌های دوره گذشته، قیمتگذاری انجام دهند (زیرا اطلاعاتی که بر اساس آن تصمیم‌گیری می‌کنند قدیمی است). این فروض باعث می‌شود که قیمت‌ها با وقفه خود همبسته باشند. بنابراین، جزء با وقفه تورم به دلیل تعامل این دو نوع چسبندگی ظاهر می‌شود. مدل چسبندگی دو گانه نسبت به مدل هایپرید، پایه خرد<sup>۱</sup> قابل قبول تری برای لختی تورم ارائه می‌دهد. در مدل هایپرید، بنگاه‌ها گذشته‌نگر فرض می‌شوند و جزء با وقفه تورم به صورت برون‌زا در مدل لحاظ می‌گردد. مدل چسبندگی دو گانه نسبت به مدل هایپرید تفاوت‌های اساسی دارد. در DSPC برخلاف مدل هایپرید، انتظارات با وقفه<sup>۲</sup> (یا مبتنی بر اطلاعات گذشته) مربوط به پیش‌بینی تغییرات هزینه نهایی و تورم در دوره جاری و آتی نیز وجود دارند.

### معرفی و مدلسازی ناهمگنی در رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها

ناهمگنی در رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها به دو صورت در ادبیات اقتصادی مدلسازی می‌شود: (۱) در نظر گرفتن درجه‌های مختلف چسبندگی برای بنگاه‌ها، و (۲) در نظر گرفتن مدل‌های مختلف قیمتگذاری برای بنگاه‌ها. در بخش‌های بعدی راجع به جزئیات هر یک از این روش‌ها توضیح داده می‌شود.

### مدل کالوو تعمیم‌یافته (لحاظ ناهمگنی در درجه چسبندگی بین بنگاه‌ها)

در چارچوب مدل کالوو تعمیم‌یافته، احتمال تغییر قیمت توسط بنگاه‌ها به مدت زمان سپری‌شده از آخرین تغییر بستگی دارد. به عبارت دیگر، احتمال تغییر قیمت پس از گذشت  $i$  دوره از آخرین تغییر با  $h_i$  نشان داده می‌شود و در ادبیات چسبندگی قیمت به تابع مخاطره<sup>۲</sup> معروف است. بنابراین،

1. Microfoundation
2. Lagged Expectations
3. Hazard Function

اگر  $F$  طولانی‌ترین مدت زمان طول عمر قیمت باشد، آنگاه می‌توان احتمالات تعدیل قیمت را به صورت  $h = \{h_i\}_{i=1}^F$  نشان داد.  $h_F$  برابر ۱ است در نتیجه برای  $F, i=1, \dots$  داریم  $h_i \in [0,1]$ . تفاوت بین مدل کالوو و تیلور در این است که احتمال تغییر قیمت در فرایند کالوو برخلاف تیلور تصادفی است. بنابراین، هنگامی که بنگاه قیمت کالایش را تغییر می‌دهد نمی‌داند که تا چه زمانی این قیمت ثابت باقی خواهد ماند (یا به عبارت دیگر، در چه دوره‌ای فرصت تعدیل قیمت را به دست می‌آورد). پس یک تابع بقا  $S(i)$  وجود دارد که احتمال عدم تغییر قیمت تا  $i$  دوره را نشان می‌دهد:

$$S(1) = 1, \quad S(i) = \prod_{j=1}^{i-1} (1 - h_j), \quad i = 2, \dots, F \quad (19)$$

در نتیجه، زمانی که بنگاه در دوره  $t$  قیمتش را تعدیل می‌نماید، از این مسئله آگاه است که این قیمت با احتمال ۱ برای یک دوره ثابت باقی می‌ماند ( $S(1) = 1$ )، با احتمال  $S(2)$  تا دست‌کم دو دوره بدون تغییر باقی می‌ماند و به همین ترتیب برای دوره‌های بعدی. مدل استاندارد کالوو حالت خاصی از این مدل تعمیم‌یافته است که در آن  $S(i) = (1 - \bar{h})^{i-1}$ ،  $h_i = \bar{h}$  و  $F = \infty$  است. یقیناً در هر مجموعه واقعی از داده‌ها،  $F$  کراندار است. قیمتی که بنگاه در هنگام یافتن فرصت برای تعدیل قیمت انتخاب می‌کند به صورت معادله (۲۰) تعریف می‌شود:

$$x_t = \frac{1}{\sum_{i=1}^F S(i) \beta^{i-1}} \sum_{i=1}^F S(i) \beta^{i-1} E_t p_{t+i-1}^* \quad (20)$$

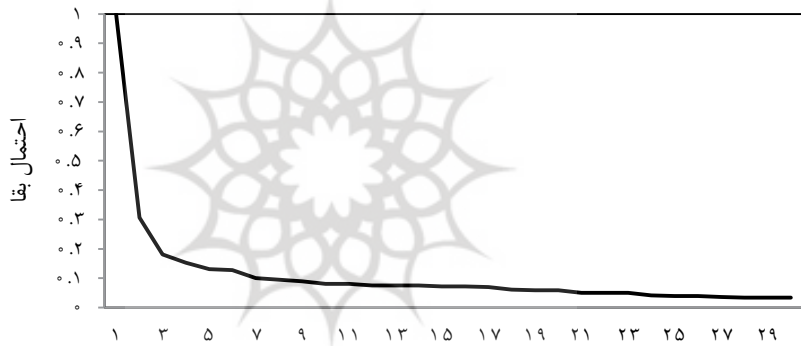
$P_t^*$  قیمت بهینه یا بیشینه‌کننده سود بنگاه در شرایط انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌هاست. سطح قیمت کل نیز به صورت میانگین وزنی از قیمت‌های تعیین‌شده در دوره جاری ( $x_t$ ) و قیمت‌های تعیین‌شده در دوره‌های گذشته است. وزن‌ها معرف کسری از بنگاه‌ها هستند که تا  $i$  دوره قیمت کالایشان ثابت باقی خواهد ماند.

$$P_t = \frac{1}{\sum_{i=1}^F S(i)} \sum_{i=1}^F S(i) x_{t-i+1} \quad (21)$$

با توجه به ساختار مدل کالوو تعمیم‌یافته لازم است ابتدا یک نقطه برش برای  $F$  انتخاب گردد. این مقدار در هر اقتصاد با استفاده از داده‌های خرد قیمت‌ها و با توجه به بیش‌ترین طول عمر قیمت کالاهای تعیین می‌شود. با توجه به شواهد تجربی در خصوص ناهمگنی در درجه چسبندگی قیمت‌ها در

اقتصاد ایران، مقدار ۱۰ برای F انتخاب می‌شود.

علاوه بر تعیین F در گام بعدی باید تابع بقا برای داده‌های قیمت در اقتصاد ایران برآورد گردد. به این منظور از تابع مخاطره که در پژوهش همتی و بیات (۲۰۱۳) بر اساس روش کاپلن-مایر<sup>۱</sup> و با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده برآورد شده، استفاده می‌شود. رابطه بین نرخ مخاطره و نرخ بقا در بالا اشاره شد. شکل (۲)، تابع بقا را برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد. توجه کنید که این برآوردها ماهانه است و برای استفاده از نرخ‌های بقا در الگوی DSGE پژوهش حاضر که مبتنی بر داده‌های فصلی است، باید تعدیلاتی صورت پذیرد. به عنوان نمونه  $S(2)$  معادل نرخ بقا در ماه چهارم و  $S(3)$  معادل نرخ بقای برآورده شده برای ماه هفتم است و به همین ترتیب برای سایر  $S(i)$ ها داریم.



شماره ۲: تابع بقا  
منبع: محاسبات پژوهش بر اساس تابع مخاطره همتی و بیات (۲۰۱۳)

### مدل چندبخشی (لحاظ ناهمگنی در مدل‌های قیمتگذاری بنگاه‌ها)

شناسایی ماهیت تصمیم‌های قیمتگذاری بنگاه‌ها عامل کلیدی در تحلیل اثرات سیاست پولی است. این فرض که تمامی بنگاه‌ها از فرایند قیمتگذاری یکسانی پیروی می‌نمایند ممکن است نتواند پویایی‌های اقتصاد کلان را به‌درستی نشان دهد. به عبارت دیگر، تمرکز بر مدل‌های DSGE که تنها



شامل یک مدل قیمتگذاری است می‌تواند بانک‌های مرکزی را در شناسایی اثرات سیاست پولی به خطا بیندازد (Coibion & Gorodnichenko, 2011). به منظور ارزیابی اهمیت نسبی ناهمگنی در رفتار قیمتگذاری بنگاه‌ها، رشته‌ای از تولیدکنندگان کالاها را واسطه را در نظر می‌گیریم که بسته به مدل قیمتگذاری‌شان به چهار نوع مختلف تقسیم می‌شوند. هر یک از این چهار نوع از بنگاه‌ها از یک مدل قیمتگذاری مختلف تبعیت می‌کنند. این مدل‌ها شامل مدل قیمت چسبنده کالوو، مدل اطلاعات چسبنده، مدل شاخص‌بندی جزئی، و بنگاه‌هایی که با محدودیتی در تعدیل قیمت مواجه نیستند و قیمت کالاهاشان کاملاً انعطاف‌پذیر است. در این روش امکان برآورد سهم هر یک از انواع بنگاه‌ها به روش بیزین وجود دارد. به این دلیل که در این روش امکان در نظر گرفتن چندین مدل قیمتگذاری به‌طور همزمان وجود دارد، جامعیت بیش‌تری در مقایسه با مدل‌های استاندارد (با تنها یک مدل قیمتگذاری) دارد.

بنگاه‌های تولیدکننده کالاها را واسطه بسته به مدل قیمتگذاری‌شان به چهار نوع دسته‌بندی می‌شوند: قیمت چسبنده کالوو، اطلاعات چسبنده، قیمت انعطاف‌پذیر، و شاخص‌بندی جزئی. سطح قیمت به صورت معادله (۲۲) تعریف می‌شود:

$$p_t = \left[ \int_0^{s_1} p_t^{sp}(j)^{1-\theta_t} dj + \int_{s_1}^{s_1+s_2} p_t^{si}(j)^{1-\theta_t} dj + \int_{s_1+s_2}^{s_1+s_2+s_3} p_t^{flex}(j)^{1-\theta_t} dj + \int_{s_1+s_2+s_3}^1 p_t^{ind}(j)^{1-\theta_t} dj \right]^{1/(1-\theta_t)} \quad (22)$$

$s_3$ ،  $s_2$ ،  $s_1$ ، پارامترهای هستند. پارامترهای نوع یکم تا چهارم هستند.  $ind$  و  $flex$ ،  $si$ ،  $sp$  نشان‌دهنده کسر بنگاه‌هایی است که به ترتیب به مدل‌های قیمتگذاری کالوو، اطلاعات چسبنده، و انعطاف‌پذیر تعلق دارند. کسر بنگاه‌هایی که از مدل شاخص‌بندی جزئی پیروی می‌کنند برابر است با  $s_4 = 1 - (s_1 + s_2 + s_3)$ . همچنین، این فرض برقرار است که بنگاه‌ها نمی‌توانند بین این چهار نوع جابه‌جا شوند. با تعریف سطح قیمت در بنگاه‌های نوع  $k$  به صورت  $p_t^k = \left[ s_k^{-1} \int_{s_{k-1}+s_{k-2}+\dots}^{s_k+s_{k-1}+\dots} p_t(j)^{1-\theta_t} dj \right]^{1/(1-\theta_t)}$  می‌توان سطح قیمت کل را به صورت معادله (۲۳) بازنویسی کرد:

$$p_t = \left[ s_1 p_t^{sp 1-\theta_t} + s_2 p_t^{si 1-\theta_t} + s_3 p_t^{flex 1-\theta_t} + s_4 p_t^{ind 1-\theta_t} \right]^{1/(1-\theta_t)} \quad (23)$$

در نهایت، نرخ تورم کل به صورت میانگین وزنی از نرخ‌های تورم در هر یک از چهار بخش اقتصاد تعریف می‌شود:

$$\hat{\pi}_t = s_1 \hat{\pi}_t^{sp} + s_2 \hat{\pi}_t^{si} + s_3 \hat{\pi}_t^{flex} + (1 - s_1 - s_2 - s_3) \hat{\pi}_t^{ind} + \hat{u}_t \quad (24)$$

## مدل پژوهش

چارچوب اصلی مدل DSGE پژوهش حاضر با استفاده از پژوهش‌های اسمتز و ووترز<sup>۱</sup> (۲۰۰۳)، کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵)، آدولفسون و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) و همچنین پژوهش‌هایی که در بخش تصریح منحنی‌های فیلیپس به آن‌ها اشاره شد، ساخته شده است. این مدل شامل پنج کارگزار است: (۱) خانوار نماینده، (۲) تولیدکننده کالای نهایی، (۳) دنباله‌ای از بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه، (۴) دولت، و (۵) بانک مرکزی. با توجه به تمرکز اصلی پژوهش بر مدلسازی انواع مختلف مدل‌های قیمتگذاری، سعی شده است مدل پایه حتی‌الامکان ساده و در عین حال گویای واقعیات اقتصاد ایران باشد. در ادامه، راجع به ترجیحات و مسئله بهینه‌یابی هر یک از کارگزاران توضیحاتی آورده می‌شود.

### خانوار

خانوار نماینده  $i \in [0,1]$  ارزش حال مطلوبیت بین‌دوره‌ای خود را با انتخاب میزان مصرف، سرمایه‌گذاری، میزان ساعت کاری، نرخ بهره‌برداری از سرمایه، اجاره دادن سرمایه به بنگاه‌ها، نگهداری تراز حقیقی پول، و اوراق مشارکت بیشینه می‌نماید:

$$\max_{\{C_t^i, L_t^i, \tilde{L}_t^i, K_t^i, B_t^i, m_t^i\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t f_t \left[ \frac{1}{1-\sigma_c} (C_t^i - H_t^i)^{1-\sigma_c} - \frac{\psi}{1+\sigma_l} (L_t^i)^{1+\sigma_l} + \frac{\gamma}{1-\sigma_m} \left( \frac{M_t^i}{P_t} \right)^{1-\sigma_m} \right] \quad (25)$$

که در این رابطه،  $\beta$  عامل تنزیل،  $f_t$  شوک کلی وارد شده به ترجیحات خانوار،  $C_t^i$  مصرف حقیقی خانوار  $i$ ، و  $H_t^i$  بیانگر وجود شکل‌گیری عادت<sup>۳</sup> است و به صورت نسبتی از مصرف سرانه کل در دوره گذشته تعریف می‌شود:  $H_t^i = h C_{t-1}^i$ . پارامتر  $h$  نشان‌دهنده درجه شکل‌گیری عادات است. هر خانوار در اقتصاد از مصرف در دوره جاری مطلوبیت مثبت کسب می‌کند اگر و تنها اگر میزان مصرفش بیش‌تر از کسر ثابتی ( $h$ ) از مصرف سرانه کل در دوره  $t-1$  باشد.  $L_t^i$  مجموع نیروی کار عرضه‌شده از سوی خانوار به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه،  $\frac{M_t^i}{P_t}$  تراز حقیقی پول،  $\sigma_c$  ضریب ریسک‌گریزی نسبی خانوار یا عکس کشش جانشینی بین‌زمانی مصرف،  $\sigma_m$  عکس کشش بهره‌ای تقاضای مانده‌های حقیقی پول، و  $\sigma_l$  عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی (عکس کشش عرضه

1. Smets & Wouters
2. Adolfson
3. Habit Formation

نیروی کار فریش<sup>۱</sup> است.

فرض می‌شود شوک ترجیحات از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به شرح معادله (۲۶) پیروی می‌کند:

$$\log f_t = \rho_f \log f_{t-1} + \varepsilon_t^f \quad (26)$$

بیشینه‌سازی تابع مطلوبیت بین دوره‌ای مفید است. یکی از قیدهای روبه‌روی خانوار، قید بودجه‌ی بین‌زمانی معادله (۲۷) است:

$$C_t^i + I_t^i + \frac{M_t^i}{P_t} + \frac{B_t^i}{P_t} \leq W_t^i L_t^i + (r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i) + \frac{M_{t-1}^i}{P_t} + R_{t-1} \frac{B_{t-1}^i}{P_t} + D_t^i - \frac{T_t^i}{P_t} \quad (27)$$

خانوار دارایی مالی‌اش را به صورت پول نقد ( $M_t$ ) و اوراق مشارکت یک دوره‌ای ( $B_t$ ) نگهداری می‌نماید. درآمد جاری و ثروت مالی برای تامین مالی مصرف و سرمایه‌گذاری توسط خانوار استفاده می‌شود. درآمد کل خانوار ( $Y_t^i$ ) شامل سه جزء است: درآمد حاصل از عرضه نیروی کار ( $W_t^i L_t^i$ ), بازده موجودی سرمایه بهره‌برداری شده منهای هزینه بهره‌برداری<sup>۲</sup> ( $r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i$ ) و بازده نقدی حقیقی دریافت‌شده از بنگاه تولیدکننده کالای واسطه که فرض می‌شود مالکش خانوار است ( $D_t^i$ ). بنابراین، درآمد کل را می‌توان به صورت  $Y_t^i = W_t^i L_t^i + (r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i) + D_t^i$  تعریف نمود. در معادله (۲۷)،  $W_t$  دستمزد حقیقی،  $r_t^k$  نرخ حقیقی اجاره سرمایه،  $R_{t-1}$  نرخ بازده اسمی ناخالص اوراق مشارکت،  $T_t$  خالص مالیات یکجای پرداختی به دولت از طرف خانوار،  $P_t$  سطح عمومی قیمت‌ها، و  $I_t$  سرمایه‌گذاری ناخالص است.

همان‌طور که گفته شد،  $\Psi(z_t^i)$  تابع هزینه بهره‌برداری از سرمایه است و فرض می‌شود  $\Psi(1) = 0$ . یعنی هنگامی که نرخ بهره‌برداری از سرمایه ۱۰۰ درصد است، هزینه بهره‌برداری از سرمایه ۰ است. در وضعیت باثبات، نرخ بهره‌برداری از سرمایه برابر با ۱ است. بنابراین، در وضعیت باثبات هزینه بهره‌برداری ۰ خواهد بود. این فرض به منظور ساده‌سازی محاسبات در لگاریتم خطی‌سازی لحاظ می‌شود.

قید دیگری که خانوار با آن روبه‌روست مربوط به هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری<sup>۳</sup> است. به پیروی از آدولفسون و همکاران (۲۰۰۷) فرض می‌شود تعدیل سرمایه‌گذاری با هزینه همراه است و بنابراین،

1. Frisch
2. Utilization Cost
3. Investment Adjustment Cost

معادله انباشت سرمایه<sup>۱</sup> در هر دوره به صورت معادله (۲۸) تعریف می‌شود:

$$K_t^i = (1 - \delta)K_{t-1}^i + \left[ 1 - S \left( \frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right) \right] I_t^i \chi_t \quad (28)$$

$\delta$  نرخ استهلاک و  $S \left( \frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right)$  تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است (هزینه تعدیل برحسب تغییر سطح سرمایه‌گذاری نسبت به دوره قبل است).<sup>۲</sup> تابع هزینه تعدیل به مقدار جاری و گذشته سرمایه‌گذاری بستگی دارد. به پیروی از کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) فرض می‌کنیم  $S(1) = S'(1) = 0$  و  $S''(1) > 0$  است. این فرم تبعی دلالت بر این دارد که تغییر سطح سرمایه‌گذاری دارای هزینه است و این هزینه با تغییر در سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و هزینه تعدیل در وضعیت باثبات 0 است. بنابراین، وضعیت باثبات مدل به پارامتر هزینه تعدیل سرمایه  $t = S''(1)$  بستگی ندارد، اما به‌طور قطع پویایی مدل تحت تاثیر پارامتر  $t$  قرار می‌گیرد.

در معادله (۲۸)،  $\chi_t$  شوک وارد شده به فناوری خاص سرمایه‌گذاری<sup>۳</sup> است که در بین تمامی خانوارها مشترک است. فرض می‌شود  $\chi_t$  از یک فرایند خودرگرسیون به شکل معادله (۲۹) تبعیت می‌کند:

$$\log \chi_t = \rho^x \log \chi_{t-1} + \varepsilon_t^x \quad (29)$$

با تعریف  $Q$  توپین<sup>۴</sup> به صورت نسبت دو ضریب لاگرانژ  $\left( q_t = \frac{h_t}{\lambda_t} \right)$  و از حل مسئله بیشینه‌سازی مقید چند رابطه حاصل می‌شود که عبارت‌اند از: معادله اولر مصرف، عرضه نیروی کار، تقاضای تراز حقیقی پول، پویایی قیمتگذاری سرمایه و معادله اولر سرمایه‌گذاری. فرم لگاریتم خطی شده معادلات اشاره‌شده از این قرار است:

$$\hat{c}_t = \frac{h}{1+h} \hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h} E_t \hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c} (\hat{f}_t - E_t \hat{f}_{t+1}) \quad (30)$$

$$\hat{w}_t = \sigma_l \hat{l}_t + \frac{\sigma_c}{1-h} (\hat{c}_t - h \hat{c}_{t-1}) \quad (31)$$

### 1. Capital Accumulation Equation

۲. هزینه تعدیل سرمایه به‌طور وسیع در ادبیات استفاده شده است. برای مثال، کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که با لحاظ هزینه تعدیل سرمایه در الگو می‌توان توابع واکنش کوهانی برای سرمایه‌گذاری، مصرف و اشتغال نسبت به شوک پولی به‌دست آورد که کاملاً با داده‌های دنیای واقع سازگاری دارد.

### 3. Investment-Specific Technology Shock

۴. Tobin. ارزش بازاری واحد اضافی سرمایه به هزینه جایگزینی آن.

$$\hat{m}_t = \frac{\sigma_c}{\sigma_m(1-h)} (\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) - \frac{1}{\sigma_m(\bar{R}-1)} \hat{R}_t \quad (32)$$

$$\hat{q}_t = -(\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + (1-\beta(1-\delta)) E_t \hat{r}_{t+1}^k + \beta(1-\delta) E_t \hat{q}_{t+1} \quad (33)$$

$$\hat{I}_t = \frac{1}{(1+\beta)_t} \hat{q}_t + \frac{1}{(1+\beta)} \hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{(1+\beta)} E_t \hat{I}_{t+1} + \hat{\chi}_t \quad (34)$$

در معادلات بالا،  $m_t$  تراز حقیقی پول،  $b_t$  موجودی حقیقی اوراق مشارکت، و  $\pi_t$  نرخ تورم است. نرخ تورم به صورت  $\frac{P_t}{P_{t-1}}$  تعریف می‌شود.

### بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در هر دوره  $y_{j,t}$  واحد از هر کالای واسطه را در قیمت اسمی  $P_{j,t}$  خریداری می‌کند تا مطابق با فناوری با بازده ثابت نسبت به مقیاس (۳۵) در تولید  $Y_t$  واحد از کالای نهایی استفاده کند:

$$Y_t \leq \left[ \int_0^1 (y_{j,t})^{\frac{\theta_t-1}{\theta_t}} d_j \right]^{\frac{\theta_t}{\theta_t-1}} \quad (35)$$

$y_{j,t}$  مقدار کالای واسطه تولیدشده توسط بنگاه  $j$  است.  $\theta_t$  کشش جانشینی<sup>۱</sup> بین کالاهاست.  $\theta_t$  اندیس  $t$  دارد و بیانگر متغیر بودن مارک‌آپ (حاشیه سود) در طول زمان است. اگر  $u_t$  شوک فشار هزینه (یا همان شوک عرضه) باشد، می‌توان فرض کرد که  $\theta_t \approx -u_t$  یا به عبارت دیگر، شوک منفی کشش جانشینی معادل شوک مثبت فشار هزینه است. یک شوک مثبت در  $u_t$  باعث افزایش قیمت بهینه بدون چسبندگی می‌شود. در شرایط فقدان چسبندگی در اقتصاد، یک درصد افزایش در  $u_t$  باعث خواهد شد که بنگاه قیمتش را یک درصد افزایش دهد. شوک فشار هزینه از طریق نوسانات در کشش جانشینی  $\hat{\theta}_t$  ایجاد می‌شود. همچنین، فرض بر این است که  $u_t$  از فرایند (۳۶) تبعیت می‌کند:

$$\log u_t = (1-\rho_\theta) \log u + \rho_\theta \log u_{t-1} + \varepsilon_t^\theta \quad (36)$$

شوک به  $u_t$  یا همان  $\varepsilon_t^\theta$  می‌تواند به صورت شوک مارک‌آپ قیمت تفسیر گردد. بنگاه کالاهایش را در یک بازار رقابت کامل به فروش می‌رساند. تولیدکننده کالای نهایی به دنبال کمینه کردن هزینه‌های خود است. از حل این مسئله، تقاضا برای کالای واسطه  $\lambda_t$  به شکل معادله (۳۷) به‌دست می‌آید:

$$y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t}\right)^{-\theta_t} Y_t \quad (37)$$

$P_{j,t}$  قیمت کالای واسطه  $z$  و  $P_t$  سطح قیمت کالای نهایی (یا همان سطح قیمت کل) است. تقاضا برای کالای  $z$  تابعی از نسبت قیمت آن کالا به سطح عمومی قیمت‌ها و همچنین تولید کل است. در نهایت، با توجه به فرض وجود رقابت کامل در بخش تولیدکننده کالای نهایی، می‌توان سطح قیمت کل را به صورت معادله (38) نوشت:

$$P_t = \left[ \int_0^1 (P_{j,t})^{1-\theta_t} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta_t}} \quad (38)$$

### بنگاه تولیدکننده کالای واسطه

در این مدل فرض بر این است که تعداد  $z$  بنگاه تولیدکننده کالای واسطه در یک بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. بنابراین، سطح نهاده‌های تولید (نیروی کار و سرمایه) و قیمت کالای خود را طوری انتخاب می‌کنند که سودشان بیشینه شود. تابع تولید کالاهای واسطه به شکل کاب داگلاس — با بازده ثابت به مقیاس — تعریف می‌شود:

$$y_{j,t} \leq A_t (L_{j,t})^{1-\alpha} (\tilde{K}_{j,t-1})^\alpha \quad (39)$$

$\tilde{K}_{j,t-1}$  سرمایه موثر یا بهره‌برداری شده است ( $\tilde{K}_{j,t-1} = z_t K_{j,t-1}$ ).  $\alpha$  سهم سرمایه در تولید و  $A_t$  بیانگر شوک بهره‌وری مشترک در میان تمام بنگاه‌هاست که از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول ذیل تبعیت می‌کند:

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A \quad (40)$$

مسئله تصمیم‌گیری بنگاه عبارت است از تعیین سرمایه و نیروی کار، به‌نحوی که هزینه‌هایش کمینه شود. به این ترتیب، تابع تقاضای نیروی کار و همچنین هزینه نهایی بنگاه به شکل زیر به‌دست می‌آیند:

$$L_t = \frac{(1-\alpha)r_t^k \tilde{K}_{t-1}}{\alpha w_t} \quad (41)$$

$$mc_t = \varpi_t = \frac{w_t^{1-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1} (r_t^k)^\alpha}{A_t \alpha} \quad (42)$$

در این پژوهش قصد داریم با جایگذاری مدل‌های مختلف قیمتگذاری در یک مدل تعادل عمومی،

به بررسی و مقایسه عملکرد آن‌ها با یک مدل قیمتگذاری مبنا<sup>۱</sup> بپردازیم. بنابراین، ابتدا نیاز داریم یک مدل مبنا یا پایه را تعریف نماییم. فرض بر این است که در مدل پایه، مدل قیمتگذاری بنگاه یک مدل کالوو با لحاظ شاخص‌بندی جزئی است.

## دولت

در هر دوره، دولت مخارج مصرفی‌اش را از طریق منابع مختلفی تامین مالی می‌نماید. این منابع شامل مالیات، اوراق مشارکت و استقراض از بانک مرکزی (در قالب افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی) است. بنابراین، قید بودجه دولت را می‌توان این‌گونه تعریف کرد:

$$G_t + i_t \frac{B_{t-1}}{P_t} = \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \quad (43)$$

همچنین، فرض می‌شود مخارج دولت تحت فرایندهای سیاسی بودجه‌ریزی و به صورت برون‌زا تعیین می‌گردد.

$$G_t = \rho_g G_{t-1} + (1 - \rho_g) \bar{G} + \varepsilon_t^g \quad (44)$$

$\bar{G}$  مقدار باثبات متغیر هزینه‌های دولت است.

## بانک مرکزی

مطالعات انجام‌شده در رابطه با شناسایی تابع واکنش بانک مرکزی ایران دلالت بر این دارد که بانک مرکزی از قاعده‌های مرسوم سیاست پولی (نظیر قاعده تیلور، مک‌کالوم<sup>۲</sup>) تبعیت نمی‌کند (Jalali-Naeini & Hemmaty, 2013; Hemmaty & Jalali-Naeini, 2015). بر اساس شواهد تجربی، نرخ رشد پایه پولی (به عنوان ابزار سیاستگذار پولی در ایران) به‌طور فعال به شکاف تولید و نرخ تورم از مقدار هدف واکنش نشان نمی‌دهد. همچنین، بر اساس مطالعات داخلی، برخلاف ضرایب مربوط به متغیرهای هدف (شکاف تورم و تولید) که نه علامت‌شان مطابق با نظریه‌های اقتصادی است و نه این‌که از نظر آماری معنادار هستند، ضریب وقفه اول نرخ رشد پایه پولی (که به عنوان ابزار سیاستگذاری پولی در نظر گرفته می‌شود) مثبت و معنادار است و بنابراین، می‌توان فرایند خودرگرسیون (۴۵) را برای بستن مدل بکار گرفت:

1. Benchmark
2. McCallum

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + v_t \quad (45)$$

در رابطه (45)  $\mu_t$  نرخ رشد پایه پولی در دوره  $t$  است ( $\mu_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$ ). حجم پایه پولی اسمی است. فرم لگاریتم خطی نرخ رشد پایه پولی برحسب تراز حقیقی پول به صورت  $\hat{\mu}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t$  است.

### تسویه بازار کالا

شرط تسویه بازار کالا به صورت رابطه (46) است:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \Psi(z_t) K_{t-1} \quad (46)$$

### نتایج پژوهش

روش مورد استفاده برای برآورد پارامترهای ساختاری مدل‌های قیمتگذاری، بیزین است. در این پژوهش از الگوریتم متروپولیس-هستینگز<sup>1</sup> برای برآورد پارامترهای مدل پایه و سایر مدل‌ها استفاده شده است. با توجه به این‌که شش شوک ساختاری شامل شوک بهره‌وری، ترجیحات، فشار هزینه، سرمایه‌گذاری، سیاست مالی و پولی در مدل وجود دارد، بنابراین می‌توان حداکثر شش متغیر قابل مشاهده برای برآورد مدل استفاده کرد. با توجه به شوک‌های ساختاری مدل، از شش متغیر قابل مشاهده شامل شکاف متغیرهای تولید، هزینه‌های مصرفی خصوصی، تورم، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، هزینه‌های مصرفی دولتی و نرخ رشد پایه پولی در فرایند برآورد بیزی استفاده شده است.

### تعیین توزیع‌های پیشین پارامترها

توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب می‌شود. همان‌طور که در **جدول (1)** نشان داده می‌شود، از توزیع بتا برای پارامترهای  $\alpha$ ,  $\phi$ ,  $\omega$ ,  $h$  و  $\gamma_p$  و ضرایب فرایندهای خودرگرسیون که در بازه صفر تا یک قرار دارند استفاده شده است. برای پارامترهایی مانند  $\sigma_c$ ,  $\sigma_m$  و  $\sigma_m$  که دارای دامنه مثبت هستند، از توزیع گاما استفاده می‌شود. از توزیع نرمال برای پارامترهایی مانند  $t$  استفاده می‌شود که بیکران هستند. برای انحراف معیار شوک‌ها، توزیع در نظر گرفته شده گامای معکوس با انحراف معیار بی‌نهایت است. توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترهای سه مدل (میانگین و انحراف معیار پسین پارامترها) در **جدول (1)** آورده شده است.



توزیع پیشین و پسین پارامترهای هر یک از مدل‌ها در **پیوست ۱** آورده شده است. به منظور تشخیص همگرایی تک‌تک پارامترها و کل پارامترهای مدل شبیه‌سازی شده از آزمون تشخیصی زنجیره مونت‌کالوی مارکوف تک‌متغیره و چندمتغیره<sup>۱</sup> استفاده شده است (**پیوست ۲** را ببینید). آزمون‌های همگرایی بروکز و گلن بیانگر این است که مشکلی در تخمین پارامترهای مدل وجود ندارد و این تخمین‌ها قابل اتکا هستند، زیرا تقریباً پس از گذشت ۴۰ هزار نمونه‌گیری همگرایی کلی حاصل شده است. همچنین، بررسی این آزمون برای تک‌تک پارامترها نیز رضایت‌بخش بوده است.<sup>۲</sup>

جدول ۱: توزیع پسین پارامترهای مدل‌ها

پارامتر توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مدل (۱) هایبرید	مدل (۲) چسبندگی اطلاعات	مدل (۳) چسبندگی دوگانه	مدل (۴) چندبخشی	مدل (۵) کالوو تعمیم یافته
$h$ بتا	$0/323$ ( $0/1$ )	$0/2389$ { $0/14-0/34$ }	$0/2405$ { $0/14-0/34$ }	$0/2623$ { $0/16-0/37$ }	$0/2587$ { $0/15-0/36$ }	$0/2539$ { $0/14-0/36$ }
$\sigma_c$ گاما	$44/16$ ( $0/1$ )	$4/1598$ { $3/99-4/32$ }	$4/165$ { $3/99-4/32$ }	$0/41687$ { $4-4/3$ }	$4/1732$ { $4-4/33$ }	$4/1565$ { $3/99-4/32$ }
$\sigma_l$ گاما	$2/89$ ( $0/1$ )	$2/9512$ { $2/78-3/12$ }	$2/897$ { $2/74-3/06$ }	$2/8993$ { $2/7-3/06$ }	$2/8994$ { $2/7-3/1$ }	$2/9281$ { $2/77-3/09$ }
$\sigma_m$ گاما	$1/85$ ( $0/19$ )	$2/1742$ { $1/85-2/49$ }	$2/012$ { $1/71-2/31$ }	$1/9558$ { $1/79-2/1$ }	$2/1113$ { $1/8-2/4$ }	$1/8084$ { $1/5-2/11$ }
$\omega$ بتا	$0/3931^5$ ( $0/0196$ )	$0/5263$ { $0/51-0/54$ }	-	$0/4763$ { $0/44-0/51$ }	$0/5308$ { $0/46-0/59$ }	-
$\phi$ بتا	$0/51$ ( $0/0$ )	-	$0/797$ { $0/78-0/81$ }	$0/7387$ { $0/71-0/76$ }	$0/6610$ { $0/59-0/73$ }	-
$\alpha$ بتا	$0/443$ ( $0/05$ )	$0/4775$ { $0/39-0/56$ }	$0/428$ { $0/35-0/51$ }	$0/440$ { $0/41-0/47$ }	$0/4375$ { $0/4-0/47$ }	$0/4437$ { $0/41-0/47$ }

## 1. MCMC Univariate/Multivariate Convergence Diagnostic

۲. نتایج مربوط به آزمون‌های بروکز و گلن برای تک‌تک پارامترهای هر یک از سه الگوی مورد بررسی به دلیل کمبود فضا گزارش نشده است و به درخواست خواننده قابل ارسال است.

۳. مبتنی بر برآورد مدل AR(1)

۴. عینیان و نیلی (۲۰۱۶)

۵. مبتنی بر برآورد بیزی این پارامتر در پژوهش توکلیان (۲۰۱۵)

ادامه جدول ۱: توزیع پسین پارامترهای مدل‌ها

پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مدل (۱) هایبرید	مدل (۲) چسبندگی اطلاعات	مدل (۳) چسبندگی دوگانه	مدل (۴) چندبخشی	مدل (۵) کالوو تعمیم یافته
$\psi$	نرمال	۰/۰۵ (۰/۰۱)	{۰/۱۲-۰/۱۴}	{۰/۱۵-۰/۱۹}	{۰/۱۳-۰/۱۴}	{۰/۱۵-۰/۲۱}	۰/۱۵۸۷
$l$	نرمال	۹/۰۵۲ <sup>۱</sup> (۱/۳۵۹)	{۰/۹۶-۲/۶}	{۵/۳۲-۱۰/۲}	{۶/۳-۱۰/۷}	{۶/۴-۱۰/۹}	۸/۴۷۶۸
$\rho_a$	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	{۰/۷۵-۰/۸۷}	{۰/۸۲-۰/۹۲}	{۰/۸۳-۰/۹۲}	{۰/۸۶-۰/۹۴}	۰/۵۱۲
$\rho_g$	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	{۰/۵۴-۰/۷۹}	{۰/۵۴-۰/۸۷}	{۰/۵۵-۰/۷۹}	{۰/۵۴-۰/۸۷}	۰/۶۶۶۴
$\rho_m$	بتا	۰/۴۴ <sup>۲</sup> (۰/۰۵)	{۰/۲۱-۰/۳۳}	{۰/۲۴-۰/۳۷}	{۰/۳۰-۰/۳۶}	{۰/۲۴-۰/۳۶}	۰/۳۰۵۹
$\rho_f$	بتا	۰/۲۷ <sup>۳</sup> (۰/۱)	{۰/۰۷-۰/۲۷}	{۰/۰۷-۰/۲۸}	{۰/۰۷-۰/۲۸}	{۰/۰۷-۰/۲۹}	۰/۱۷۸۲
$\rho_\theta$	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	{۰/۵۲-۰/۵۹}	{۰/۵۵-۰/۶۹}	{۰/۴۲-۰/۵۸}	{۰/۳۳-۰/۴۹}	۰/۵۶۰۲
$\rho_\chi$	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	{۰/۵۷-۰/۸۱}	{۰/۵۷-۰/۸۲}	{۰/۵۵-۰/۸۱}	{۰/۵۹-۰/۷۹}	۰/۶۹۴۶
$\gamma_p$	بتا	۰/۷ <sup>۴</sup> (۰/۰۵)	{۰/۶۸-۰/۸۳}	-	-	{۰/۷۰-۰/۷۴}	-
$s_1$	بتا	۰/۲۵ (۰/۰۵)	-	-	-	{۰/۱۳-۰/۱۷}	-
$s_2$	بتا	۰/۲۵ (۰/۰۵)	-	-	-	{۰/۰۹-۰/۱۷}	-
$s_3$	بتا	۰/۲۵ (۰/۰۵)	-	-	-	{۰/۰۶-۰/۰۷}	-

۱. آدولفسون و همکاران (۲۰۰۷)

۲. مبتنی بر برآورد مدل AR(1)

۳. گلین و کولیکوو (۲۰۱۱)

۴. مبتنی بر برآورد بیزی این پارامتر در پژوهش توکلین (۲۰۱۵)

ادامه جدول ۱: توزیع پسین پارامترهای مدل‌ها

پارامتر توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مدل (۱) هایبرید	مدل (۲) چسبندگی اطلاعات	مدل (۳) چسبندگی دوگانه	مدل (۴) چندبخشی	مدل (۵) کالوو تعمیم یافته
$\sigma_a$ گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۲۸۶۷ {۰/۲۴-۰/۳۳}	۰/۲۶۵ {۰/۲۲-۰/۳۱}	۰/۳۰۲۲ {۰/۲۶-۰/۳۴}	۰/۲۶۲۷ {۰/۲۲-۰/۳}	۰/۲۲۸۷ {۰/۱۹-۰/۲۶}
$\sigma_\theta$ گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۱/۴۳۳۴ {۱/۲۳-۱/۶۲}	۰/۸۶۵ {۰/۶۹-۱/۰۳}	۱/۴۴۲۸ {۱/۲-۱/۶}	۰/۱۹۸۸ {۰/۱۴-۰/۲۶}	۰/۸۵۸۴ {۰/۷۱-۰/۹۹}
$\sigma_m$ گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۵۰۰ {۰/۰۴-۰/۰۶}	۰/۰۵۰۶ {۰/۰۴-۰/۰۶}	۰/۰۵۰۷ {۰/۰۴-۰/۰۶}	۰/۰۵۰۷ {۰/۰۴-۰/۰۶}	۰/۰۵۰۸ {۰/۰۴-۰/۰۶}
$\sigma_g$ گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۷۷۳ {۰/۰۷-۰/۰۹}	۰/۰۷۷ {۰/۰۷-۰/۰۸}	۰/۰۷۷۴ {۰/۰۷-۰/۰۹}	۰/۰۷۷۲ {۰/۰۷-۰/۰۹}	۰/۰۷۷۱ {۰/۰۶۷-۰/۰۹}
$\sigma_f$ گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۱۷۸۳ {۰/۱۵-۰/۲۱}	۰/۱۶۷۸ {۰/۱۴-۰/۱۹}	۰/۱۸۴۰ {۰/۱۵-۰/۲۲}	۰/۱۷۸۹ {۰/۱۵-۰/۲۱}	۰/۱۸۸۷ {۰/۱۵-۰/۲۲}
$\sigma_\chi$ گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۴۴۲ {۰/۰۳-۰/۰۵}	۰/۰۲۹۶ {۰/۰۲-۰/۰۴}	۰/۰۳۰۹ {۰/۰۳-۰/۰۴}	۰/۰۳۳۸ {۰/۰۳-۰/۰۴}	۰/۰۳۵۳ {۰/۰۳-۰/۰۴}

توضیح: اعداد داخل کروشه بیانگر فاصله اطمینان ۹۰ درصد است.

### مقایسه مدل‌ها

معیارهایی که در این پژوهش برای مقایسه مدل‌های قیمتگذاری استفاده شده مبتنی بر (۱) مقایسه احتمال پسین مدل‌ها (روش مقایسه مدل بیزی<sup>۱</sup>)، (۲) مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده مدل با داده‌های دنیای واقعی، (۳) مقایسه خودهمبستگی نرخ تورم واقعی با میانه توزیع پسین هر یک از مدل‌ها، و (۴) بررسی توابع واکنش آنی (IRF) است. در این بخش هر یک از چهار معیار مذکور به ترتیب توضیح داده می‌شوند.

### روش مقایسه مدل بیزی

در این پژوهش، با استفاده از راست‌نمایی نهایی، مدل‌های مختلف قیمتگذاری با یکدیگر مقایسه می‌شوند. با این روش، می‌توانیم تعیین کنیم که هر یک از مدل‌های قیمتگذاری تا چه حد توانسته‌اند

داده‌های واقعی را توضیح دهند. یک مزیت معیار راست‌نمایی نهایی این است که از افزایش بی‌رویه پارامترها<sup>۱</sup> ممانعت می‌کند. بر اساس این معیار، مدل‌هایی با چسبندگی‌های بیش‌تر لزوماً رتبه بهتری به‌دست نخواهند آورد اگر چسبندگی‌های اضافی به توضیح بیش‌تر داده‌ها منجر نگردد. **جدول (۲)**، راست‌نمایی‌های نهایی را برای مدل‌های مختلف قیمتگذاری ارائه می‌دهد. بر اساس نتایج مشاهده می‌شود که مدل چسبندگی دوگانه با داده‌های دنیای واقعی سازگاری بیش‌تری دارد. در ستون دوم **جدول (۲)** احتمال پسین آورده شده است. در مقایسه مدل‌ها به روش بیز، احتمال پیشین مدل‌ها برابر فرض شده است. همان‌طور که اعداد ستون دوم نشان می‌دهد، داده‌های دنیای واقعی قویاً از مدل قیمتگذاری چسبندگی دوگانه پشتیبانی می‌کنند. احتمال پسین مدل قیمتگذاری چسبندگی دوگانه یک و این احتمال برای سایر مدل‌های قیمتگذاری صفر است. اگر احتمال‌های پسین به عنوان معیار کلی سازگاری با دنیای واقعی تفسیر گردند، آنگاه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مدل قیمتگذاری چسبندگی دوگانه به‌طور معناداری بهتر از سایر مدل‌های مورد بررسی قادر است داده‌های دنیای واقعی را توضیح دهد.

جدول ۲: مقایسه احتمال پسین مدل‌ها

احتمال پسین	لگاریتم راست‌نمایی نهایی	
۰	۵۵۶/۵۱	هایبرید
۰	۵۴۷/۸۷	اطلاعات چسبنده
۱	۵۸۷/۵۵	چسبندگی دوگانه
۰	۵۶۶/۱۶	کالوو تعمیم‌یافته
۰	۵۲۰/۰۹	چندبخشی

توضیح: مقایسه مدل‌ها مبتنی بر تقریب لاپلاس<sup>۲</sup> است. از یک توزیع یکنواخت برای تعیین احتمال‌های پیشین مدل‌ها استفاده شده و احتمال ۰/۲ برای تمامی مدل‌ها در نظر گرفته شده است.

## بررسی گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

هر کدام از پنج مدل مورد بررسی برای یکصد هزار دوره شبیه‌سازی شده‌اند. پس از شبیه‌سازی

1. Overparametrization
2. Laplace Approximation

مدل‌ها، گشتاورهای داده‌های تولیدشده توسط هر مدل با گشتاورهای مشاهده‌شده در داده‌های دنیای واقعی مقایسه شده است. مدلی که نزدیک‌ترین گشتاور به گشتاور داده‌های دنیای واقعی را تولید کرده باشد، به عنوان بهترین مدل که توانسته است واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران را نسبت به سایر مدل‌ها توضیح دهد انتخاب می‌شود. در **جدول (۳)**، مقایسه گشتاورهای مدل‌های قیمتگذاری مختلف آورده شده است. در این جدول از انحراف معیار به عنوان شاخص نوسانات استفاده شده است. این مقایسه صرفاً با تمرکز بر دو متغیر کلیدی، یعنی تورم و تولید، انجام شده است.

**جدول ۳: مقایسه گشتاورهای واقعی و شبیه‌سازی‌شده نرخ تورم و شکاف تولید**

نوسانات تورم	نوسانات شکاف تولید	
۰/۰۱۷۴۵۶	۰/۰۳۰۵۳۵	داده‌های واقعی
۰/۰۱۶۶۳۶	۰/۰۱۹۷۴۹	مدل هایبرید
۰/۰۲۳۳۱۱	۰/۰۳۵۹۹۰	مدل اطلاعات چسبنده
۰/۰۱۸۵۱۱	۰/۰۳۴۸۸۰	مدل چسبندگی دوگانه
۰/۰۲۴۹۸۱	۰/۰۲۷۳۲۰	مدل کالوو تعمیم‌یافته
۰/۰۲۱۵۸۱	۰/۰۳۵۳۹۵	مدل چندبخشی

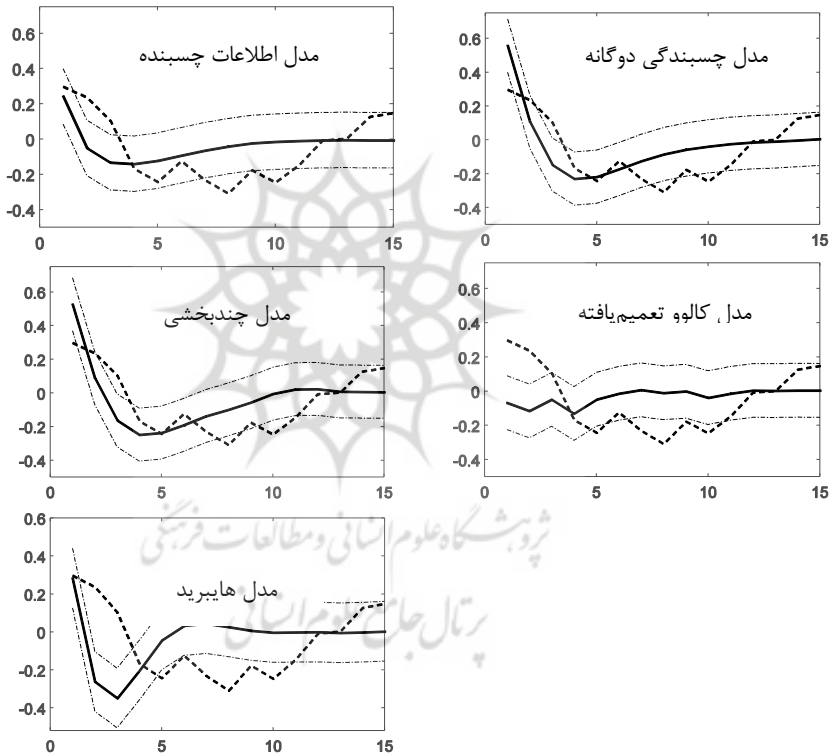
توضیح: منظور از نوسانات همان انحراف معیار است.

همان‌طور که از **جدول (۳)** مشاهده می‌شود، مدل هایبرید نزدیک‌ترین گشتاور به گشتاور داده‌های واقعی تورم را تولید کرده است. البته با وجود آن که مدل هایبرید نوسانات تورم را بهتر از سایر مدل‌ها شبیه‌سازی می‌کند، اما این مدل در شبیه‌سازی نوسانات شکاف تولید در مقایسه با بسیاری از مدل‌ها در وضعیت بدتری قرار دارد. مدل چسبندگی دوگانه پس از مدل هایبرید بیش‌ترین نزدیکی را به گشتاور داده‌های واقعی تورم دارد. علاوه بر این، مدل چسبندگی دوگانه عملکرد خوبی نیز در شبیه‌سازی نوسانات شکاف تولید دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مدل چسبندگی دوگانه بهترین عملکرد را در توضیح گشتاورهای داده‌های واقعی نرخ تورم و شکاف تولید دارد.

### معیار ماندگاری تورم

در ادبیات، در حمایت از دو مدل اطلاعات چسبنده و چسبندگی دوگانه بیان می‌شود که

این مدل‌ها به دلیل نوع تصریحی که دارند، قادر هستند ماندگاری تورم را بدون در نظر گرفتن شاخص‌بندی یا درجه بالای چسبندگی نشان دهند. بنابراین، یک روش مرسوم در ادبیات برای مقایسه عملکرد مدل‌های قیمتگذاری مختلف، بررسی توانایی آن‌ها در شبیه‌سازی ماندگاری تورم است. به همین منظور **شکل (۳)** ضرایب خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی شده نرخ تورم را با میزان ضرایب خودهمبستگی داده‌های تاریخی تورم نشان می‌دهد.



**شکل ۳: بررسی و مقایسه خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی تورم (در مدل‌های قیمتگذاری مختلف)**

توضیح: خط پیوسته نشان‌دهنده خودهمبستگی مربوط به داده‌های شبیه‌سازی شده و خط (-) نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۹۰ درصدی است. خط نقطه‌چین (- -) بیانگر ضرایب خودهمبستگی داده‌های تاریخی تورم است.

با وجود آن که مدل هایبیرید در وقفه اول بهتر از سایر مدل ها می تواند خودهمبستگی داده های واقعی تورم را شبیه سازی نماید، اما در وقفه های بیش تر از یک، ضرایب خودهمبستگی به سرعت کاهش می یابد و به زیر صفر می رود. در بیش تر وقفه ها، مدل هایبیرید ماندگاری تورم را بیش از حد برآورد می کند. در مدل هایبیرید، فاصله اطمینان ۹۰ درصدی، ضرایب خودهمبستگی در ۸ وقفه از ۱۵ وقفه را دربر نمی گیرد.

از میان مدل های مختلف، ضرایب خودرگرسیون در مدل چسبندگی دوگانه بیش ترین همبستگی را با ضرایب خودرگرسیونی داده های واقعی تورم دارد (تقریباً ۷۰ درصد). همچنین، از میان ۱۵ وقفه مورد بررسی تنها ۴ وقفه در فاصله اطمینان ۹۰ درصدی قرار نمی گیرند و سایر ضرایب در داخل این دامنه اطمینان هستند. البته شکاف میان ضرایب خودرگرسیونی داده های واقعی در این ۴ وقفه (وقفه یکم، سوم، هشتم، و دهم) با باند ۹۰ درصد نسبت به سایر مدل ها قابل اغماض است. این شواهد دلالت بر این دارد که مدل چسبندگی دوگانه توانسته است ماندگاری تورم را به صورت درون زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص بندی تولید کند. پس از مدل چسبندگی دوگانه، مدل چندبخشی نسبت به سایر مدل ها در شبیه سازی ماندگاری داده های واقعی تورم بهتر عمل کرده است. از میان ۱۵ وقفه مورد بررسی ۵ وقفه در فاصله اطمینان ۹۰ درصدی قرار نمی گیرند.

در مجموع، علت عملکرد بهتر دو مدل چسبندگی دوگانه و چندبخشی می تواند در نوع تصریح آن ها باشد. در مدل چسبندگی دوگانه، نرخ تورم در دوره جاری به نرخ تورم در دوره گذشته، نرخ تورم انتظاری و همچنین انتظارات گذشته از نرخ تورم بستگی دارد. به نوعی می توان گفت این مدل ترکیبی از دو تصریح مدل کالوو با شاخص بندی و مدل اطلاعات چسبنده را در خود جای داده است. در مدل چندبخشی نیز با توجه به سهم هر یک از چهار نوع بنگاه قیمتگذار (سهم بنگاه هایی که قیمت آن ها کاملاً انعطاف پذیر بوده ناچیز است) می توان بیان کرد که در این مدل نیز مانند مدل چسبندگی دوگانه نرخ تورم به سه جزء (۱) وقفه یکم تورم، (۲) نرخ تورم انتظاری، و (۳) انتظارات گذشته از نرخ تورم بستگی دارد. بنابراین همان طور که مشاهده می شود، این دو مدل در نشان دادن ماندگاری تورم نسبت به سایر مدل ها بهتر عمل کرده اند. البته باید توجه کرد که مدل چسبندگی چندبخشی نسبت به مدل چسبندگی دوگانه در وقفه های بیش تری ماندگاری تورم را از آنچه در دنیای واقعی است بیش تر برآورد کرده است. علت این بیش برآوردی شاید نوع تصریح مدل چندبخشی و سهم زیاد بنگاه های گذشته نگر در این مدل باشد. همان طور که در بخش های قبل گفته شد، حدود ۶۸ درصد از بنگاه ها در این مدل قیمت کالای خود را به صورت درصدی از تورم دوره گذشته تعدیل می کنند.

مدل کالوو تعمیم یافته در میان مدل‌ها بدترین عملکرد را از حیث شبیه‌سازی ماندگاری تورم داشته است. ضرایب خودهمبستگی در بیش‌تر وقفه‌ها در این مدل منفی برآورد شده است که با واقعیات اقتصاد ایران همخوانی ندارد. عملکرد ضعیف این مدل در تناقض با نتایج مطالعات بین‌المللی است که نشان می‌دهند تعمیم مدل کالوو استاندارد، به‌خوبی می‌تواند پویایی‌های تورم را توضیح دهد (Dixon & Le Bihan, 2012). علت این امر می‌تواند این باشد که در پژوهش حاضر برای مقارنه‌ی به نرخ‌های بقا از تابع مخاطره که در مطالعه همتی و بیات (۲۰۱۳) با استفاده از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارها برآورد گردیده استفاده شده است. با توجه به عدم دسترسی آزاد به مظنه‌های قیمت در اقتصاد ایران و محرمانه بودن این آمار، در پژوهش همتی و بیات (۲۰۱۳) به‌ناچار از شاخص قیمت اقلام مصرفی برای برآورد تابع خطر استفاده شده که همین امر برآوردها را با تورش مواجه ساخته است.

### بررسی توابع واکنش آنی

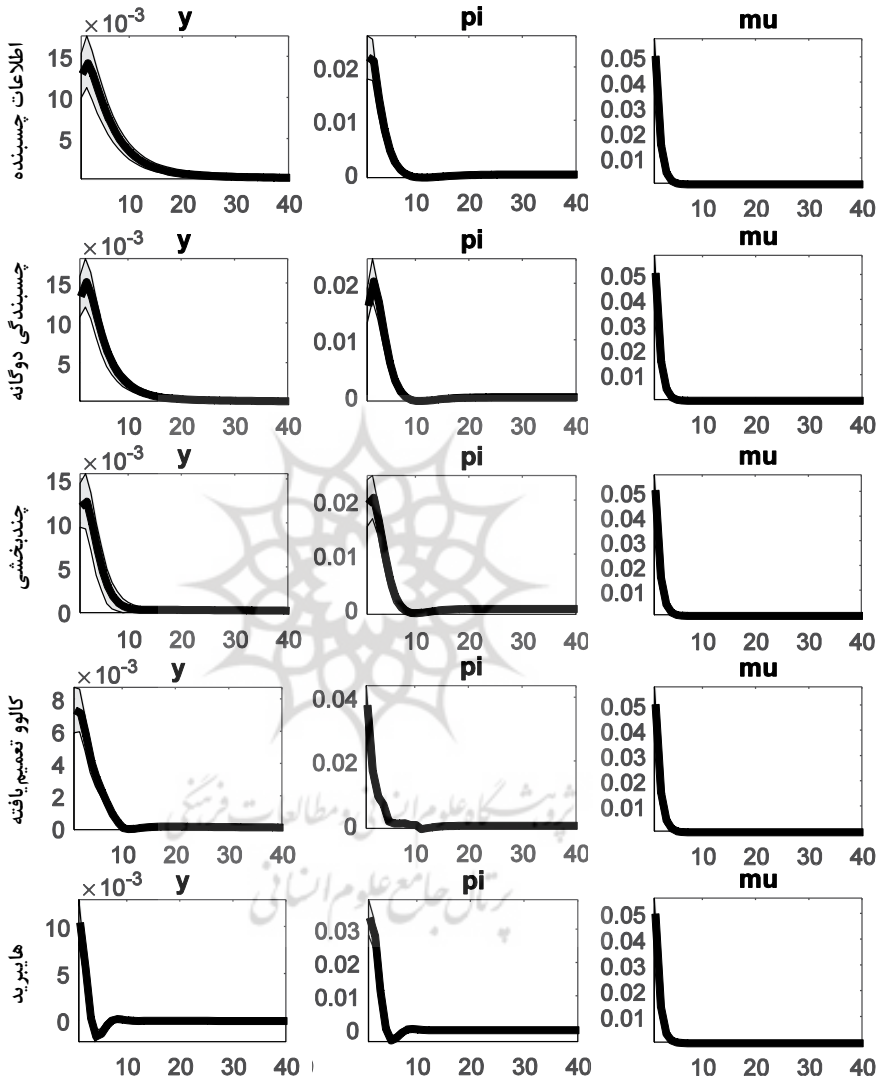
برای بررسی پویایی‌های متغیرهای کلیدی (نرخ تورم و شکاف تولید) نسبت به تکانه‌های مختلف، از توابع واکنش آنی، که بر اساس الگوی برآوردشده به‌دست می‌آیند، استفاده می‌شود. در این پژوهش توجه و تأکید اصلی بر بررسی تکانه‌های سیاست پولی بر اقتصاد است. پرسش مهم در تحلیل اثر تکانه‌های پولی این است که آیا نحوه واکنش تورم به تکانه پولی را می‌توان با نمودار کوهانی شکل<sup>۱</sup> نشان داد؟ به عبارت دیگر، آیا مدت زمانی طول خواهد کشید تا اثر یک تکانه پولی به‌طور کامل بر متغیر تورم تخلیه شود یا در همان لحظه وقوع تکانه، شاهد بیش‌ترین واکنش تورم خواهیم بود؟ منکیو و رایس (۲۰۰۲)، بیان می‌کنند که واکنش همراه با تأخیر تورم به شوک پولی در مدل‌های نوکینزی — با فرض مدل کالوو — مشاهده نمی‌شود. به عبارت دیگر، تابع واکنش نرخ تورم نسبت به شوک پولی کوهانی شکل نیست. این واقعیات آشکارشده معیار مرسوم برای ارزیابی نظری مدل‌های قیمتگذاری در ادبیات است (Christiano et al., 2005). شکل (۴)، میانه واکنش تورم به شوک پولی (به اندازه یک انحراف معیار) را به همراه فاصله اطمینان ۹۰ درصد برای پنج مدل قیمتگذاری این مطالعه نشان می‌دهد. بر اساس تصریح منحنی فیلیپس تحت اطلاعات چسبنده و چسبندگی دوگانه انتظار بر این است که این دو مدل بتوانند به‌خوبی لختی تورم و واکنش کُند قیمت‌ها به شوک پولی را شبیه‌سازی نمایند.



برخلاف انتظار در مدل اطلاعات چسبنده، واکنش همراه با تاخیر تورم مشاهده نمی‌شود و نرخ تورم در همان لحظه وقوع شوک پولی بیش‌ترین واکنش را نشان می‌دهد. در دوره دوم میزان واکنش قیمت‌ها با کاهش ناچیزی حول میزان واکنش دوره اول (وقوع شوک) باقی می‌ماند و در دوره‌های بعدی روند نزولی به خود می‌گیرد و در دوره نهم خط صفر را قطع می‌کند (به عبارت دیگر، اثر شوک پولی پس از ۹ دوره از بین می‌رود). این در حالی است که در مدل چسبندگی دوگانه تابع واکنش آنی تورم به شوک پولی کوهانی‌شکل است. به بیان دیگر، شوک پولی بیش‌ترین تاثیر خود را بر تورم در دوره دوم بر جای می‌گذارد که بیانگر لختی تورم است. همانند مدل اطلاعات چسبنده، تاثیر شوک پولی پس از گذشت ۹ فصل از بین می‌رود.

مدل چندبخشی به دلیل نوع تصریح و شباهت‌هایی که به مدل چسبندگی دوگانه دارد توانسته است تا حدودی واکنش همراه با تاخیر تورم به شوک پولی را نشان دهد. البته همان‌طور که از **شکل (۴)** مشخص است، تفاوت واکنش در دوره یکم و دوم در این مدل بسیار ناچیز است. رفتار تورم در مدل کالوو تعمیم‌یافته و هایبرید نیز مانند مدل اطلاعات چسبنده به‌نحوی است که شوک پولی در همان دوره اول بیش‌ترین تاثیر را بر این متغیر دارد. آنچه در مدل کالوو تعمیم‌یافته به چشم می‌خورد غیریکنواخت<sup>۱</sup> بودن تابع واکنش تورم است. این خاصیت غیریکنواخت بودن IRF تورم در تابع واکنش تورم به‌دست‌آمده از مدل VAR نیز مشاهده می‌شود.

بررسی تابع واکنش شکاف تولید به شوک پولی در مدل چسبندگی دوگانه نیز بیانگر کوهانی بودن این تابع است. به عبارت دیگر، حداکثر واکنش شکاف تولید به شوک پولی با یک وقفه همراه خواهد بود که نشان‌دهنده آثار با وقفه سیاست پولی بر تولید در این مدل است. به عبارت دیگر، اثر شوک انبساطی پولی بر تولید ابتدا به صورت افزایشی است، زیرا تقاضا در طول زمان رشد می‌کند و سرانجام کاهش می‌یابد، زیرا در نتیجه آن قیمت‌ها تعدیل می‌شود. وقفه زمانی میان اعمال سیاست پولی و اثر آن بر تولید و تورم توسط بسیاری از پژوهش‌های تجربی تایید شده است (Walsh, 2010). بنابراین می‌توان گفت الگوی چسبندگی دوگانه در نشان دادن آثار سیاست پولی نسبت به سایر الگوها قرابت بیش‌تری با واقعیات آشکار شده در اقتصاد ایران دارد.

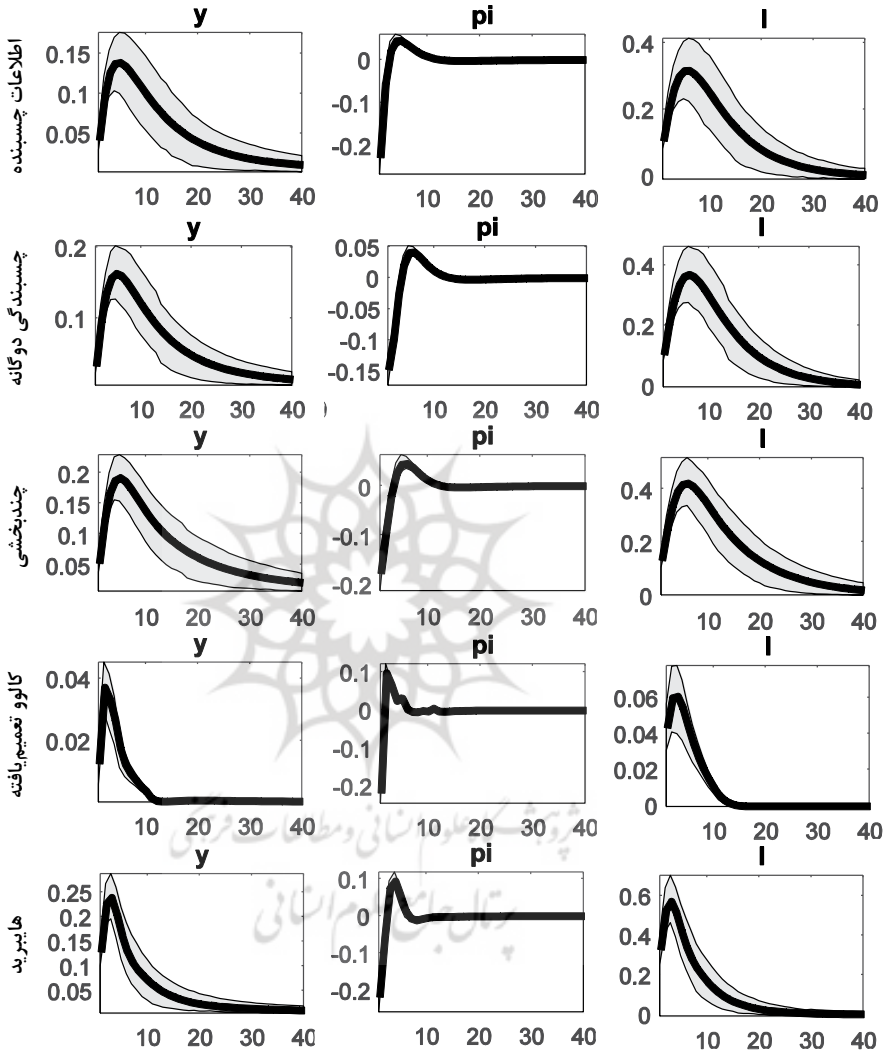


شکل ۴: توابع واکنش آنی نسبت به یک شوک پولی به اندازه یک انحراف معیار

توضیح: خط پیوسته نشان دهنده میانه واکنش ها در توزیع پسین است. نواحی خاکستری نشان دهنده فاصله اطمینان ۹۰ درصد هستند. محور افقی بر حسب فصل است (اندازه شوک پولی که به صورت یک انحراف معیار تعریف می شود در حدود ۵ درصد است).

علاوه بر بررسی اثر شوک پولی بر دو متغیر کلیدی تورم و تولید، در **شکل (۵)** توابع واکنش سه متغیر تورم، تولید، و سرمایه‌گذاری نسبت به شوک بهره‌وری آورده شده است. همان‌طور که انتظار می‌رود، واکنش تورم در اثر اصابت یک شوک بهره‌وری در تمامی مدل‌ها آنی است. به عبارت دیگر، در همان دوره یکم بیش‌ترین تاثیر شوک بهره‌وری بر تورم بروز می‌کند (برخلاف تاثیر همراه با تاخیر شوک پولی). همانند **شکل (۴)**، مشاهده می‌شود که IRF تورم در مدل کالوو تعمیم‌یافته نیز غیریکنواخت است. تابع واکنش تولید و سرمایه‌گذاری در اثر اصابت شوک بهره‌وری مثبت در تمامی مدل‌های مورد بررسی به شکل کوهانی است. البته در سه مدل اطلاعات چسبنده، چسبندگی دوگانه و چندبخشی این کوهانی بودن در مقایسه با دو مدل کالوو تعمیم‌یافته و هایبرید ملموس‌تر است و شوک بهره‌وری تاثیر طولانی‌تری بر تولید و سرمایه‌گذاری در این سه مدل مذکور دارد (اثر شوک پس از گذشت ۴۰ دوره از بین می‌رود).





شکل ۵: توابع واکنش آبی نسبت به یک شوک بهره‌وری به اندازه یک انحراف معیار

توضیح: خط پیوسته نشان‌دهنده میانه واکنش‌ها در توزیع پسین است. نواحی خاکستری نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۹۰ درصد هستند. محور افقی بر حسب فصل است.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش مقایسه تطبیقی انواع مختلف تصریح‌های منحنی فیلیپس و انتخاب تصریحی است که بیش‌ترین انطباق را با واقعیات آشکار شده در اقتصاد ایران، به‌ویژه در خصوص پویایی‌های نرخ تورم داراست. به منظور مقایسه مدل‌های قیمتگذاری مختلف از چهار معیار شامل (۱) مقایسه احتمال پسین مدل‌ها، (۲) مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده مدل با داده‌های دنیای واقعی، (۳) مقایسه خودهمبستگی نرخ تورم واقعی با میانه توزیع پسین هر یک از مدل‌ها، و (۴) بررسی توابع واکنش آنی (IRF) استفاده شد.

بر اساس معیار نخست، احتمال پسین مدل چسبندگی دوگانه نسبت به سایر مدل‌ها به‌طور قابل‌توجهی بالاتر بود. احتمال پسین مدل قیمتگذاری چسبندگی دوگانه یک و این احتمال برای سایر مدل‌های قیمتگذاری صفر است. نتایج بیانگر آن است که داده‌های دنیای واقعی قویاً از مدل قیمتگذاری چسبندگی دوگانه پشتیبانی می‌کنند. اگر احتمال‌های پسین به عنوان معیار کلی انطباق و سازگاری با دنیای واقعی تفسیر گردند، آنگاه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مدل قیمتگذاری چسبندگی دوگانه به‌طور معناداری بهتر از سایر مدل‌های مورد بررسی قادر است که داده‌های دنیای واقعی را توضیح دهد.

بر اساس معیار دوم، مدل چسبندگی دوگانه بهترین عملکرد را در توضیح همزمان گشتاورهای داده‌های واقعی نرخ تورم و شکاف تولید دارد.

بر اساس معیار سوم، ضرایب خودرگرسیون تورم در مدل چسبندگی دوگانه بیش‌ترین همبستگی را با ضرایب خودرگرسیون داده‌های واقعی تورم دارد (تقریباً ۷۰ درصد). همچنین از میان ۱۵ وقفه مورد بررسی تنها ۴ وقفه در فاصله اطمینان ۹۰ درصدی قرار نمی‌گیرند و سایر ضرایب در داخل این دامنه اطمینان هستند. البته شکاف میان ضرایب خودرگرسیون داده‌های واقعی در این ۴ وقفه (وقفه یکم، سوم، هشتم، و دهم) با فاصله اطمینان ۹۰ درصد نسبت به سایر مدل‌ها قابل‌اغماض است. این شواهد دلالت بر این دارد که مدل چسبندگی دوگانه توانسته است ماندگاری تورم را به صورت درون‌زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص‌بندی تولید کند.

بر اساس معیار چهارم نیز مدل چسبندگی دوگانه نسبت به سایر مدل‌ها بهتر می‌تواند لختی تورم و واکنش کند قیمت‌ها به شوک پولی را شبیه‌سازی کند. در این مدل تابع واکنش آنی تورم به شوک پولی کوهانی شکل است. به بیان دیگر، شوک پولی بیش‌ترین تاثیر خود را بر تورم در دوره دوم بر جای می‌گذارد و تاثیر شوک پولی پس از گذشت ۹ فصل از بین می‌رود.

در مجموع، منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه (چسبندگی همزمان قیمت و اطلاعات) نسبت به سایر تصریح‌های فیلیپس با واقعیات آشکار شده در اقتصاد ایران سازگاری بیش‌تری دارد. در تصریح منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه علاوه بر جزء تورم انتظاری و انتظارات گذشته از تورم (پیش‌بینی تورم با استفاده از اطلاعات قدیمی)، جزء با وقفه تورم نیز به صورت درون‌زا و به دلیل فرض همزمان دو نوع چسبندگی قیمت و اطلاعات ظاهر می‌شود. چسبندگی قیمت باعث می‌شود که تنها بخشی از بنگاه‌ها بتوانند قیمت کالای خود را تغییر دهند و از سویی دیگر، چسبندگی اطلاعات باعث می‌شود که بخشی از بنگاه‌هایی هم که فرصت تغییر قیمت می‌یابند، مانند بنگاه‌های دوره گذشته قیمت‌گذاری انجام دهند (زیرا اطلاعاتی که بر اساس آن تصمیم‌گیری می‌کنند قدیمی است). این فروض باعث می‌شود که قیمت‌ها با وقفه خود همبسته باشند. بنابراین، جزء با وقفه تورم به دلیل تعامل این دو نوع چسبندگی ظاهر می‌شود. مدل چسبندگی دوگانه نسبت به مدل هایبرید، پایه خرد قابل قبول‌تری برای لختی تورم ارائه می‌دهد. در مدل هایبرید بنگاه‌ها گذشته‌نگر فرض می‌شوند و جزء با وقفه تورم به صورت برون‌زا در مدل لحاظ می‌گردد.

با توجه به این‌که عملکرد طیف متنوعی از مدل‌های قیمت‌گذاری تحلیل و مقایسه شد، پژوهش حاضر می‌تواند به عنوان مرجعی در خصوص تعیین مدل قیمت‌گذاری مناسب در ساخت الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گیرد. به عبارت دیگر، این پژوهش سهم بسزایی در شناسایی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی در اقتصاد ایران و در نتیجه رفتار و پویایی‌های نرخ تورم دارد.

با توجه به این‌که منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه در شبیه‌سازی پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران عملکرد بهتری نسبت به سایر تصریح‌ها دارد، به منظور تحلیل اثرات سیاست پولی و بده-بستان نرخ تورم و تولید لازم است سیاستگذار نقش کلیدی و مهم چسبندگی اطلاعات را در کنار چسبندگی قیمت‌ها مد نظر قرار دهد. به عبارت دیگر، دو عامل چسبندگی اطلاعات و قیمت در کنار هم باعث می‌شود که نرخ تورم ماندگاری بیش‌تری داشته باشد و این ویژگی در صورتی که سیاستگذار پولی از سیاست‌های صلاح‌دید و غیرقابل پیش‌بینی استفاده کند، باعث می‌شود که نتواند در کنترل نرخ تورم موفق عمل کند.

## اظهاریه قدردانی

نویسندگان این پژوهش از حمایت‌های معنوی و توصیه‌های ارزشمند داوران محترم و ناشناس که نقش مهمی در ارتقای سطح کیفی مقاله داشته‌اند، تشکر می‌کنند.

## منابع

### الف) انگلیسی

Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.01.003>

Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, 112(5), 947-985. <https://doi.org/10.1086/422559>

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45. <https://doi.org/10.1086/426038>

Coibion, O. (2010). Testing the Sticky Information Phillips Curve. *The Review of Economics and Statistics*, 92(1), 87-101. <https://doi.org/10.1162/rest.2009.11148>

Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2011). Strategic Interaction among Heterogeneous Price-Setters in an Estimated DSGE Model. *Review of Economics and Statistics*, 93(3), 920-940. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00102](https://doi.org/10.1162/REST_a_00102)

Dixon, H., & Le Bihan, H. (2012). Generalised Taylor and Generalised Calvo Price and Wage Setting: Micro-Evidence with Macro Implications. *The Economic Journal*, 122(560), 532-554. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02497.x>

Dupor, B., Kitamura, T., & Tsuruga, T. (2010). Integrating Sticky Prices and Sticky Information. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3), 657-669. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00017](https://doi.org/10.1162/REST_a_00017)

Einian, M., & Nili, M. (2016). Consumption Smoothing and Borrowing Constraints: Evidence from Household Surveys of Iran. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2805089>

Elahi, N., Najarzadeh, A., & Asgari, M. (2014). Investigating the Inflation Persistence in Iran. *Planning and Budgeting*, 19(3), 47-68. <http://jpbud.ir/article-1-1205-fa.html>

Gelain, P., & Kulikov, D. (2011). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model with Financial Frictions for Estonia. *Eastern European Economics*, 49(5), 97-120. <https://doi.org/10.2753/EEEE0012-8775490505>

Hemmaty, M., & Bayat, S. (2013). Price Setting in Iran: Some Stylized Facts from CPI Micro Data. *Journal of Money and Economy*, 8(1), 75-108.

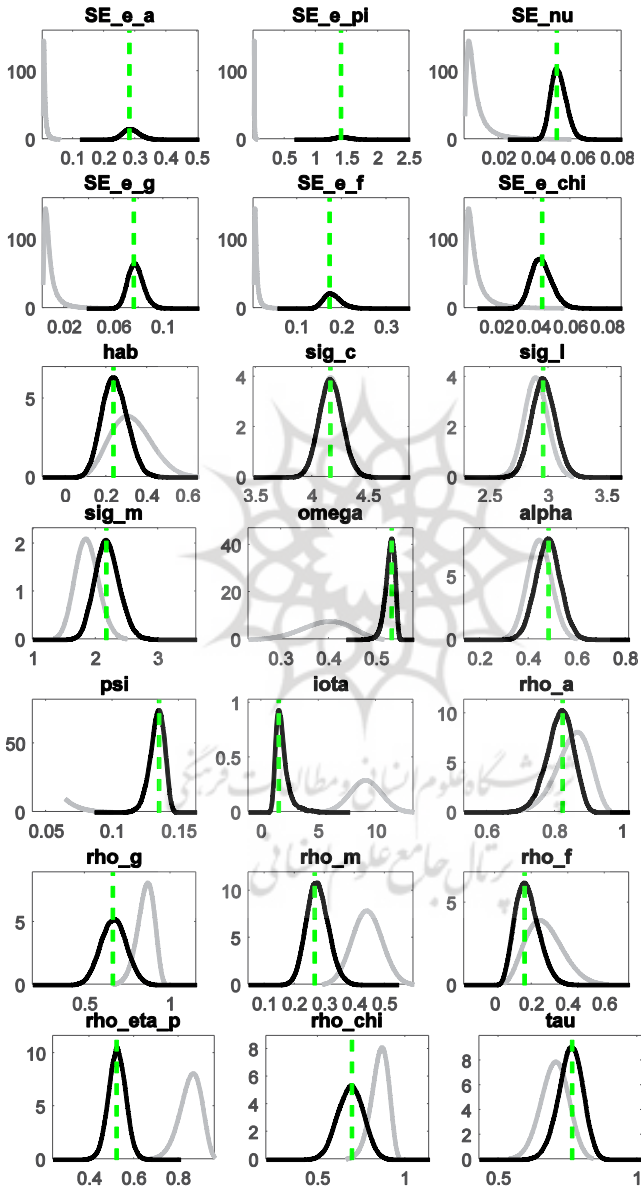
Hemmaty, M., & Jalali-Naini, A. (2015). Monetary Policy Reaction Functions in Iran: An Extended Kalman Filter Approach. *Journal of Money and Economy*, 10(3), 29-48.

Hemmaty, M., Pedram, M., & Tavakolian, H. (2016). The Role of Sticky Information

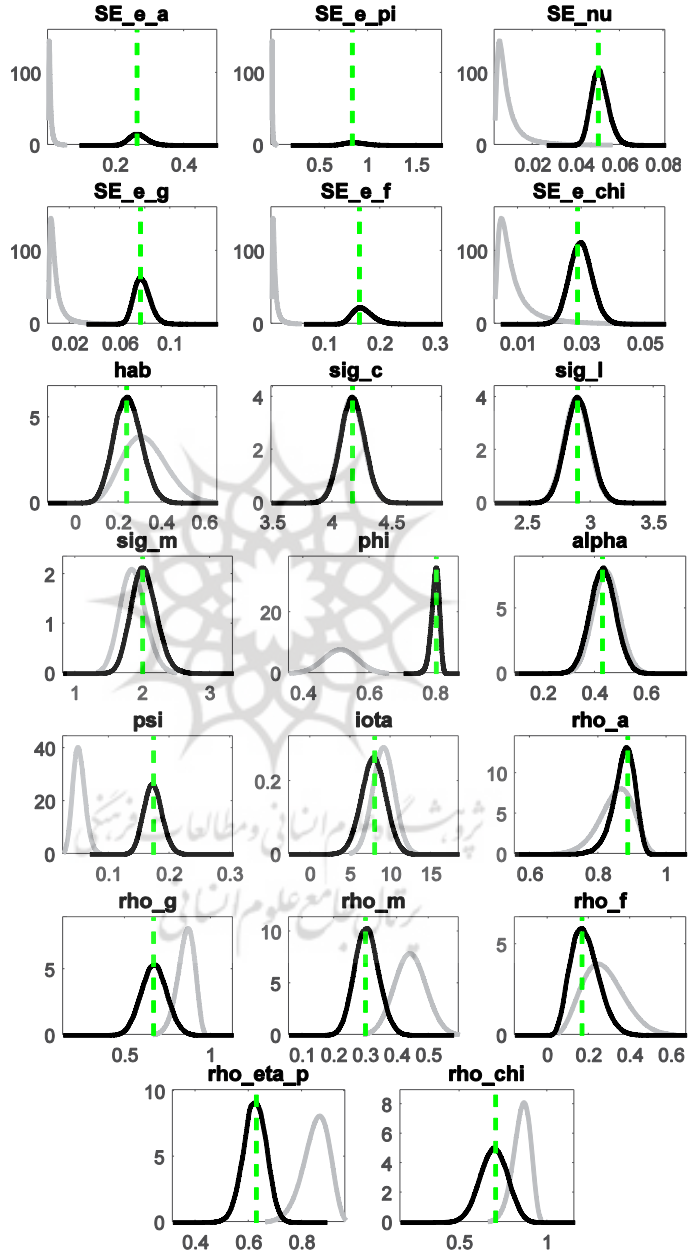
- on Inflation Dynamics: Evidence from Iran. *Economics Research*, 16(60), 107-151. <https://doi.org/10.22054/joer.2016.4203>
- Jalali-Naeini, A. & Hemmaty, M. (2013). *Linear and Non-Linear Estimation of Monetary Policy Reaction Functions in Iran*. 23<sup>th</sup> Annual Conference on Monetary and Foreign Exchange Policies. <https://civilica.com/doc/842850/>
- Kavand, H. (2009). *Explaining the Effects of Oil Revenues and Monetary Policies in the Form of a Trend Commercial Trend in the Iranian Economy*. (Doctoral Dissertation). University of Tehran,
- Khan, H., & Zhu, Z. (2006). Estimates of the Sticky-Information Phillips Curve for the United States. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(1), 195-207. <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0018>
- Klenow, P. J., & Kryvtsov, O. (2008). State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent US Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 863-904. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.3.863>
- Knotek II, E. S. (2010). A Tale of Two Rigidities: Sticky Prices in a Sticky-Information Environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(8), 1543-1564. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00353.x>
- Komijani, A., & Tavakolian, H. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 3(8), 87-117. <http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-fa.html>
- Mankiw, N. G., & Reis, R. (2002). Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328. <https://doi.org/10.1162/003355302320935034>
- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175. <https://doi.org/10.1162/154247603770383415>
- Taiebnia, A., Amiri, H., & Ravishi, F. (2014). The New Keynesian Phillips Curve and Forecasting Inflation. *Planning and Budgeting*, 18(4), 3-26. <http://jpbud.ir/article-1-1114-fa.html>
- Tavakolian, H. (2015). Optimal, Discretionary and Rule-Based Monetary Policy in Achieving 5-Year Development Plans' Inflation Target: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8(23), 1-38. <https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-225-en.html>
- Tehranchian, A. M., Jafari Samimi, A., & Balounejad Nouri, R. (2013). Inflation Persistence Test in Iran (1972-2011): Application of ARFIMA Models. *Economic Growth and Development Research*, 3(11), 28-19. [https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article\\_410.html](https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_410.html)
- Walsh, C. E. (2010). Transparency, the Opacity Bias, and Optimal Flexible Inflation Targeting. *ZBW Working Paper, No. 10-17*. <http://hdl.handle.net/10419/64078>
- Woodford, M., & Walsh, C. E. (2005). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. *Macroeconomic Dynamics*, 9(3), 462-468. <https://doi.org/10.1017/S1365100505040253>



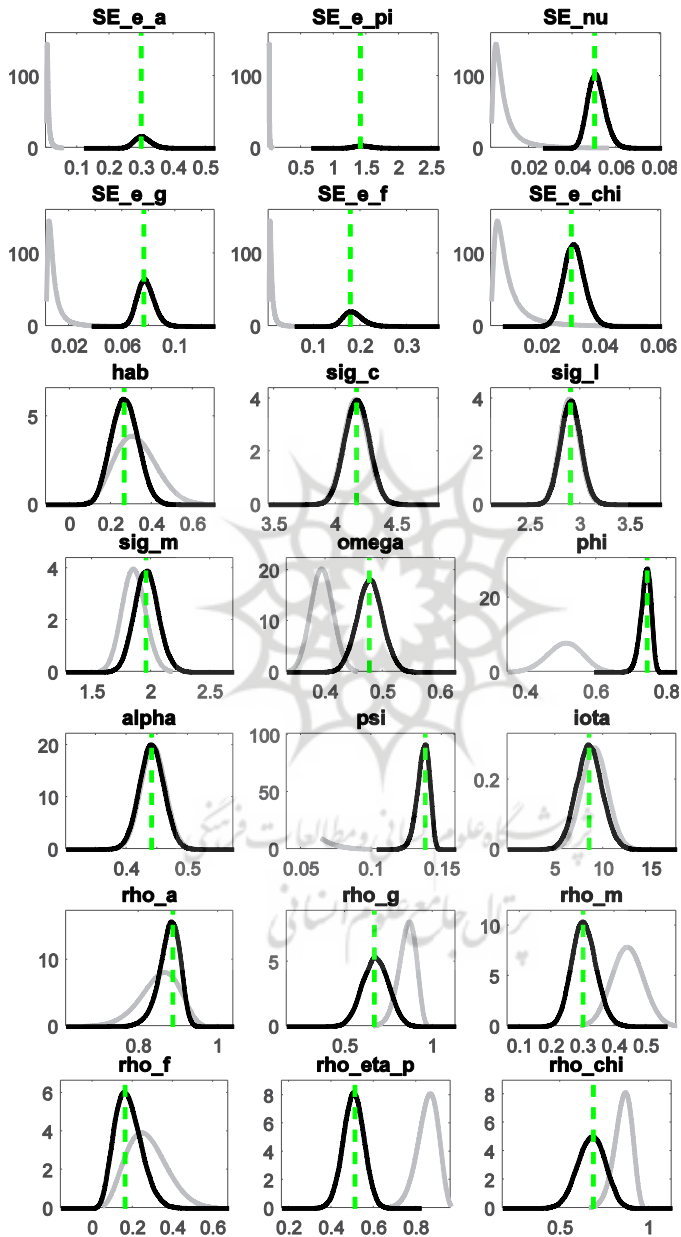
پیوست ۱:



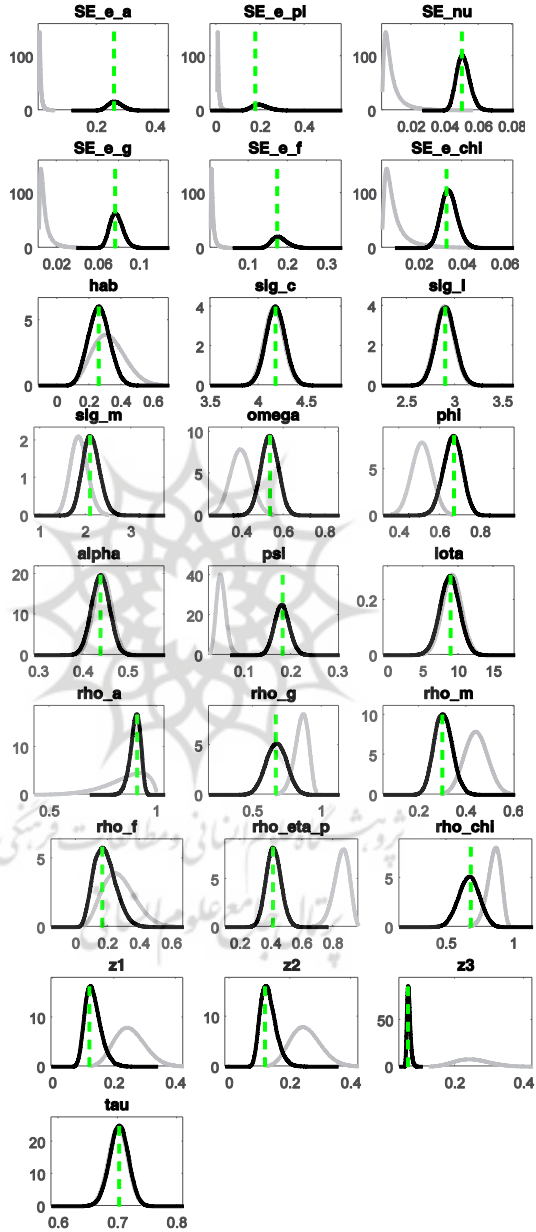
شکل ۱پ: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل هایبرید



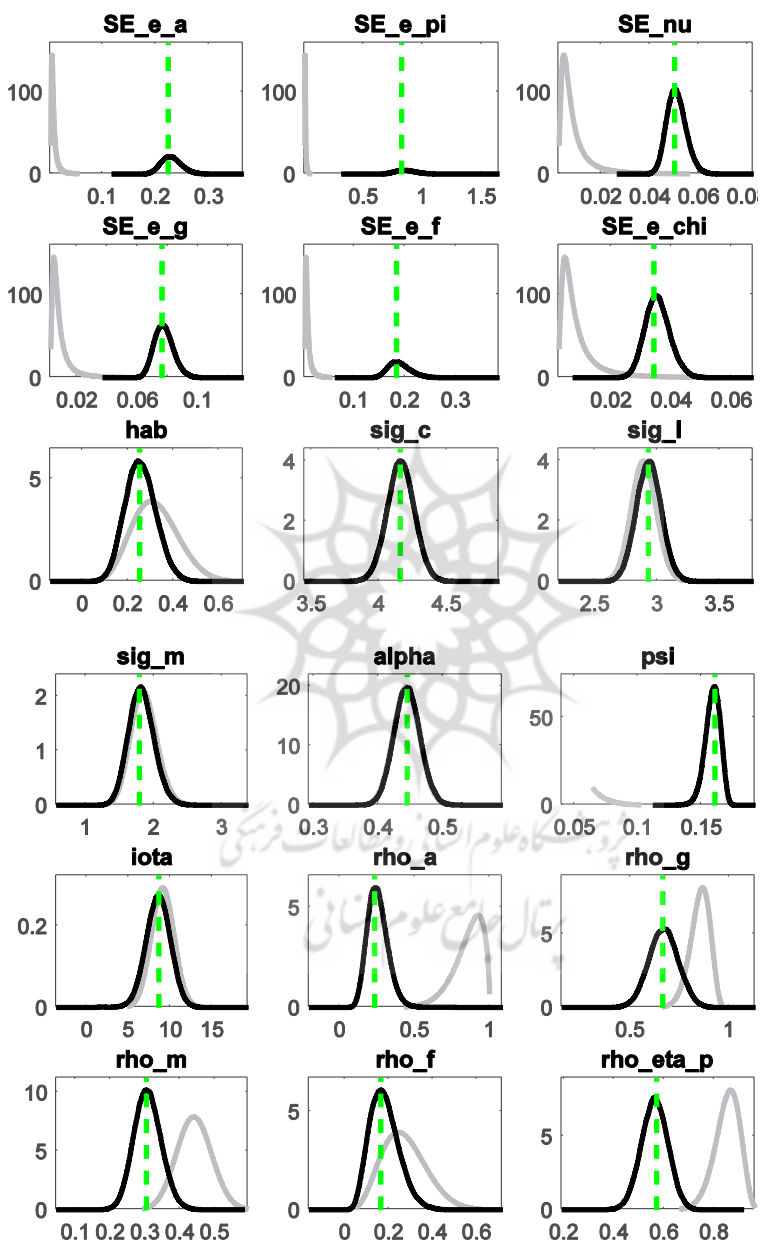
شکل ۲: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل اطلاعات چسبنده



شکل ۳: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل چسبندگی دوگانه

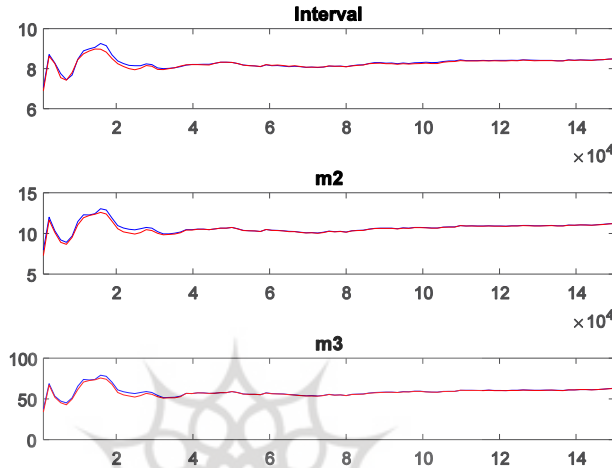


شکل ۴: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل چندبخشی



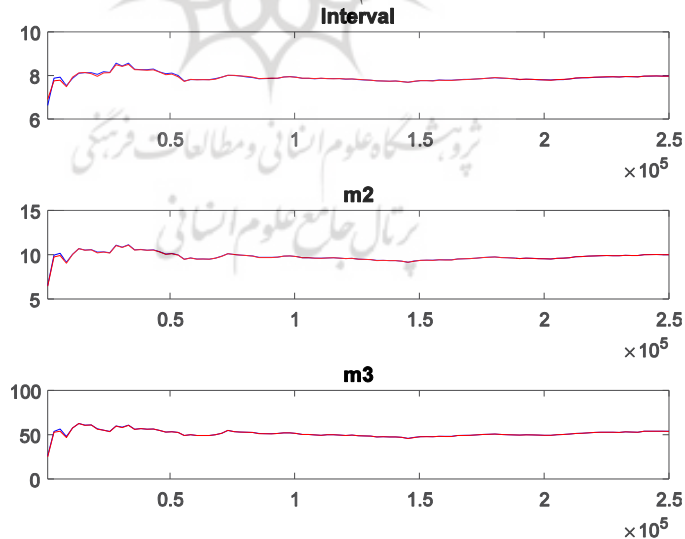
شکل ۵پ: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل کالوو تعمیم یافته

پیوست ۲: آزمون تشخیصی زنجیره مونت کارلو مارکوف (MCMC) چندمتغیره

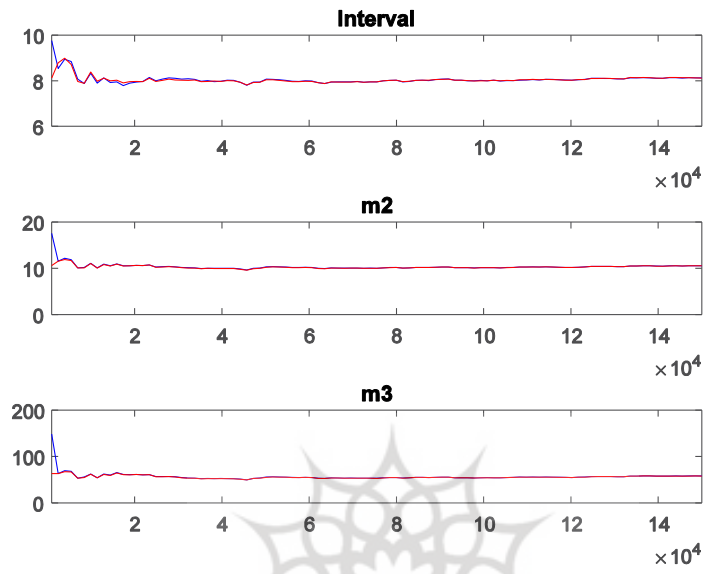


شکل ۶پ: آزمون همگرایی بوروکز و گلמן در مدل هایپرید

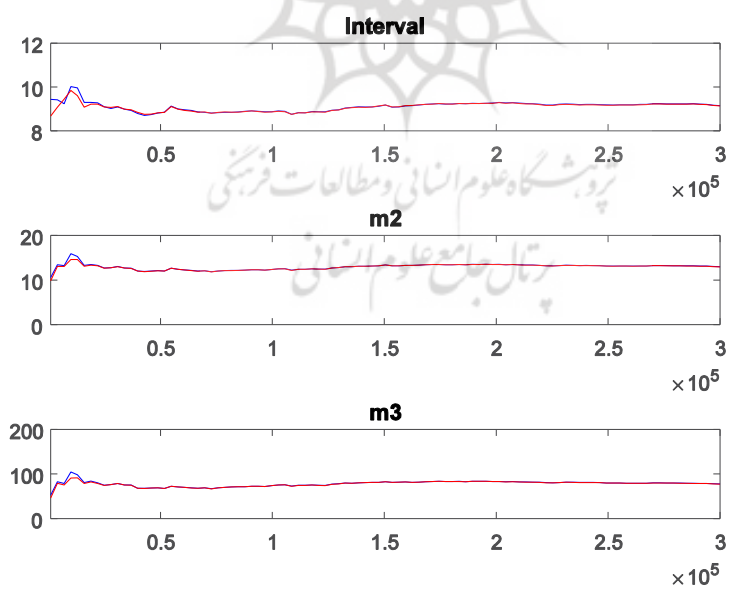
توضیح: خط آبی و قرمز به ترتیب نشان دهنده گشتاور مورد نظر بین زنجیره‌های و درون زنجیره‌ای است. اندازه «Interval» با استفاده از فواصل اطمینان ۸۰ درصد حول میانگین محاسبه می‌شود. «m۲» و «m۳» به ترتیب مبتنی بر واریانس و گشتاور مرتبه سوم هستند.



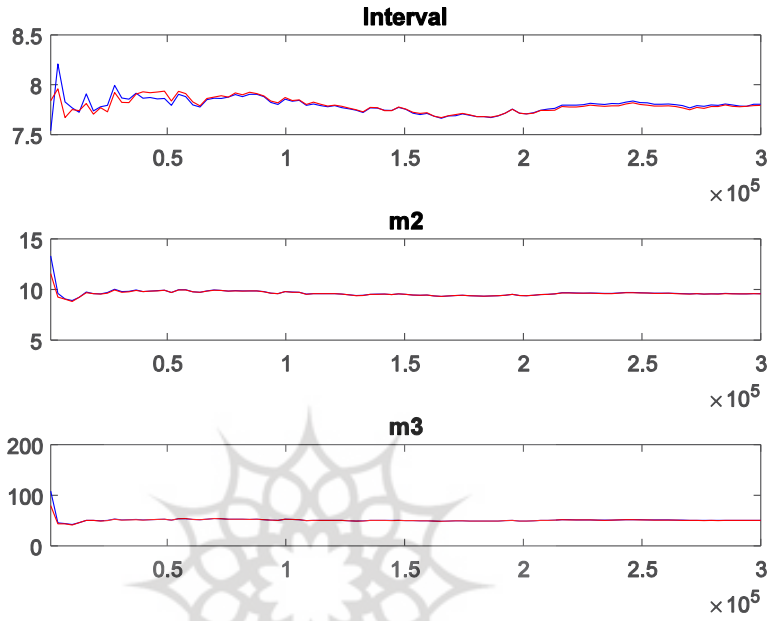
شکل ۷پ: آزمون همگرایی بوروکز و گلמן در مدل اطلاعات چسبنده



شکل ۸: آزمون همگرایی بوروکز و کلمن در مدل چسبندگی دوگانه



شکل ۹: آزمون همگرایی بوروکز و کلمن در مدل چندبخشی



شکل ۱۰: آزمون همگرایی بوروکز و گلنن در مدل کالوو تعمیم یافته

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی





نحوه ارجاع به مقاله:

همتی، مریم (۱۴۰۱). مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه با منحنی‌های فیلیپس با لحاظ ناهمگنی در اقتصاد ایران. نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۷(۳)، ۲۷-۷۴.  
Hemati, M. (2022). Comparative Study of Phillips Curve under Dual-stickiness Model Considering Heterogeneity in Iran's Economy. *Planning and Budgeting*, 27(3), 27-74.  
DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.3.27>

**Copyrights:**

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

