فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال یازدهم، شمارهٔ ۳۸، زمستان ۱۳۹۷
صفحات ۶۵۵_۶۹۸

ارزیابی و مقایسهٔ الگوهای مختلف قیمت‌گذاری بنگاه در اقتصاد ایران (رویکرد DSGE)

مریم همتی [*] **حسین توکلیان** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۰۶

چکیده

با توجه به کمبود شواهد تجربی کافی در ارتباط با رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در اقتصاد ایران، هیچ توافق کلی در مورد نحوهٔ معرفی چسبندگی‌های اسمی در الگوهای کلان پولی (نوکینزی) وجود ندارد. در این شرایط، انتخاب یک الگوی قیمت‌گذاری کاملاً وابسته به نظر محقق است. نداشتن درک درستی از اینکه تفاوت در الگوهای قیمت‌گذاری تا چه حد در تحلیل تأثیرات سیاست‌های پولی از اهمیت برخوردار است، می‌تواند ارزیابی سیاست‌ها را با چالش جدی مواجه کند. به‌منظور پرکردن این شکاف، در این مطالعه با استفاده از چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و تحلیل بیزی، طیفی از الگوهای قیمت‌گذاری شامل الگوی اطلاعات چسبنده (منکیو و ریس، ۲۰۰۲)، چسبندگی دوگانه (دوپور و همکاران، ۲۰۱۰)، و هایبرید مورد مقایسه و ارزیابی قرارگرفته است. به‌منظور مقایسهٔ الگوهای قیمت‌گذاری مختلف در این مطالعه از چهار معیار شامل ۱_ مقایسهٔ احتمال پسین الگوها، ۲_ مقایسهٔ گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی‌شدهٔ الگو با داده‌های دنیای واقعی، ۳_ مقایسهٔ خودهمبستگی نرخ تورم واقعی با میانهٔ توزیع پسین هریک از الگوها، و ۴_ بررسی توابع عکس‌العمل آنی استفاده شده است. بر اساس نتایج، منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه (چسبندگی هم‌زمان قیمت و اطلاعات) نسبت به سایر تصریح‌های فیلیپس با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران سازگاری و انطباق بیشتری دارد.

واژه‌های کلیدی: الگوی قیمت‌گذاری، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، الگوی چسبندگی دوگانه، برآورد بیزی.
طبقه‌بندی JEL: E31، E37، E52

[*] استادیار گروه اقتصاد پژوهشکده پولی و بانکی، (نویسنده مسئول)؛Hematy.maryam@yahoo.com
[†] استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی؛hossein.tavakolian@atu.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

۱ مقدمه

با توجه به کمبود شواهد کافی در ارتباط با رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در اقتصاد ایران، درحال حاضر هیچ توافق کلی در مورد نحوهٔ معرفی چسبندگی‌های اسمی در الگوهای کلان پولی (نوکینزی) وجود ندارد. در این شرایط، انتخاب یک الگوی قیمت‌گذاری کاملاً وابسته به‌نظر محقق است. نداشتن درک درستی از اینکه تفاوت در الگوهای قیمت‌گذاری تا چه حد در تحلیل تأثیرات سیاست‌های پولی از اهمیت برخوردار است، می‌تواند ارزیابی سیاست‌ها را با چالش جدی مواجه کند. هریک از انواع مختلف الگوهای چسبندگی قیمت دلالت‌های سیاست‌گذاری متفاوتی را به‌همراه دارند؛ برای مثال در الگوهای قیمت‌گذاری وابسته به وضعیت، اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در ابعاد وسیع باعث می‌شود قیمت کالاها فاصلهٔ زیادی از قیمت بهینه پیدا کند و بنگاه‌های بیشتری اقدام به واکنش سریع به تکانه پولی نمایند. واکنش سریع بنگاه‌ها به تکانه پولی در نهایت به خنثی‌شدن سیاست پولی در اقتصاد منجر می‌گردد. به‌طور کلی، تأثیرات اقتصاد کلان تکانه‌های پولی به ماهیت چسبندگی‌های اسمی در اقتصاد بستگی دارد. بنابراین، شناسایی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی و تشخیص سازگارترین الگوی تعدیل قیمت در هر اقتصاد برای تحلیل تأثیرات سیاست‌های پولی مهم و حیاتی است. در چهارچوب کینزی جدید، تحلیل تأثیرات سیاست پولی در صورت انتخاب الگوی تعدیل قیمتی، که با واقعیات اقتصاد ناسازگاری دارد، ما را به نتایج نادرستی می‌رساند.

الگوی قیمت‌گذاری، که به‌طور وسیع در ادبیات نوکینزی مورد استفاده قرار می‌گیرد، الگوی قیمت چسبندهٔ[1] کالوو[2] (۱۹۸۳) است که فرض می‌کند در هر دوره تعدادی از بنگاه‌ها ـ که تصادفی انتخاب می‌شوند ـ قادر خواهند بود قیمت کالاهایشان را تعدیل کنند. این الگوی قیمت‌گذاری به‌دلیل سادگی در الگوسازی از مقبولیت بیشتری نسبت به سایر الگوها برخوردار است. بااین‌حال، مطالعات بسیاری به اشکالات و نقاط ضعف این الگو اشاره کرده‌اند (منکیو و ریس[3]، ۲۰۰۲؛ دیکسون و کارا[4]، ۲۰۱۰). این مطالعات نشان دادند واکنش نرخ

[1] sticky price model
[2] Calvo
[3] Mankiw & Reis
[4] Dixton & Kara

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

تورم به تکانهٔ سیاست پولی در الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی[1] (DSGE) که از الگوی کالوو استفاده کرده‌اند ــ برخلاف الگوهای اقتصادسنجی (نظیر الگوهای خودرگرسیونی برداری[2] (VAR)) ــ ماندگاری بسیار کمی دارد، به‌نحوی که اثر این تکانه پس از چند دوره سریعاً از بین می‌رود. بنابراین، این انتقاد کلی بر الگوی کالوو وارد است که نمی‌تواند ماندگاری نرخ تورم را الگوسازی کند. واقعیات آشکارشده در ارتباط با پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران دلالت بر این دارد که ۱ــ تکانه‌های سیاست پولی باوقفه در نرخ تورم تأثیر می‌گذارند (زمان‌زاده، ۱۳۹۰[3]). ۲ــ تورم درجهٔ ماندگاری بالایی دارد (طهرانچیان و همکاران[4]، ۱۳۹۲؛ الهی و همکاران، ۱۳۹۳). این در حالی است که بررسی مطالعات انجام‌شده در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی نشان می‌دهد که با فرض الگوی قیمت‌گذاری کالوو، اثر تکانهٔ پولی در نرخ تورم پس از گذشت تنها دو فصل میرا می‌شود (برای نمونه، نگاه کنید به کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱). به‌منظور پرکردن این شکاف، در این مطالعه قصد داریم با استفاده از چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و تحلیل بیزی[5]، طیفی از الگوهای قیمت‌گذاری را مقایسه و ارزیابی کنیم.

به همین منظور در بخش دوم روش‌های ارزیابی و مقایسه الگوهای قیمت‌گذاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم الگوی تحقیق تصریح می‌شود . بخش‌های چهارم و پنجم به برآورد الگو و همچنین مقایسه الگوهای مختلف قیمت‌گذاری می‌پردازد و در بخش پایانی جمع‌بندی مباحث در خصوص الگوی قیمت‌گذاری مناسب و سازگار با اقتصاد ایران ارائه می‌گردد.

---

[1] Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

[2] vector auto-regressive

[3] زمان‌زاده (۱۳۹۰) با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری با متغیرهای برون‌زا (VECMX) در دورهٔ زمانی فصل اول ۱۳۶۷ تا فصل دوم ۱۳۸۷ به بررسی تأثیرات تکانه‌های پولی در عملکرد متغیرهای اقتصاد کلان ازجمله نرخ تورم پرداخت. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تقریباً ۸ فصل طول می‌کشد تا اثر تکانهٔ پولی به‌طور کامل در نرخ تورم تخلیه شود. مطالعات دیگر هم مؤید این حقیقت است.

[4] طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲) ماندگاری تورم را با استفاده از دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل‌شده در دورهٔ زمانی ۱۳۵۱ تا ۱۳۹۰ مورد آزمون قرار دادند. بر اساس نتایج آن‌ها، درجهٔ انباشتگی در هر دو الگو کمتر از ۰/۵ به‌دست آمد که مؤید ماندگاری نرخ تورم در اقتصاد ایران است. به‌عبارت دیگر، اثر یک تکانه در نرخ تورم تا مدتی طولانی باقی خواهد ماند.

[5] Bayesian Method

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

۲ پیشینهٔ تحقیق

الگوهای قیمت‌گذاری در سطح بنگاه با استفاده از دو رویکرد مورد ارزیابی قرار می‌گیرند: ۱ـ برآورد تجربی تصریح‌های مختلف منحنی فیلیپس با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و بهره‌گیری از شکل خلاصه‌شدهٔ[1] الگو، و ۲ـ مقایسهٔ الگوهای قیمت‌گذاری مختلف در چهارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) و شبیه‌سازی پویایی‌های تورم کل. در ادامه، مطالعات بین‌المللی که با استفاده از رویکرد دوم به مقایسهٔ الگوهای قیمت‌گذاری پرداخته‌اند، بررسی می‌شود. در بخش بعد، مطالعاتی که در اقتصاد ایران در این حوزه انجام شده است مرور خواهد شد.

رابانالا و روبیو ـ رامیرز[2] (۲۰۰۵) با بیان اینکه الگوی نوکینزی مبنا (با فرض الگوی قیمت‌گذاری کالوو) قادر به نشان‌دادن ماندگاری مشاهده‌شده در نرخ تورم، تولید، و دستمزدها در دنیای واقعی نیست، الگوی کالوو را به سه شکل بسط دادند تا سازگاری بهتری با شواهد تجربی داشته باشد. آن‌ها از روش بیزین برای برآورد و مقایسهٔ الگوی قیمت چسبندهٔ کالوو و سه بسط مختلف این الگو استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد اضافه‌کردن شاخص‌بندی قیمت باعث بهترشدن برازش الگوی کالوو شده است. همچنین، الگوهایی که در آن‌ها چسبندگی قیمت و دستمزد هر دو لحاظ شده است، بر الگوهایی که تنها چسبندگی قیمت را در نظر می‌گیرند برتری دارند.

ترابانت[3] (۲۰۰۷) در چهارچوب یک الگوی DSGE اقتصاد بسته به مقایسهٔ دو الگوی قیمت‌گذاری کالوو و اطلاعات چسبنده پرداخت. او همچنین الگوی کالوو را با فرض وجود شاخص‌بندی نیز مورد بررسی قرار داد. بر اساس نتایج این مطالعه، الگوی اطلاعات چسبنده می‌تواند سه ویژگی ۱ـ واکنش تورم به تکانه پولی با تأخیر همراه است؛ ۲ـ سیاست‌های ضدتورمی اعلام‌شده و قابل‌اعتماد[4] (کاهش اعلام‌شده در نرخ رشد پول) باعث کاهش تورم و تولید می‌شود؛ و ۳ـ تورم با تشدید فعالیت‌های اقتصادی شتاب می‌گیرد را نشان دهد. ترابانت (۲۰۰۷) نشان داد الگوی DSGE با فرض الگوی قیمت‌گذاری اطلاعات چسبنده قادر است هر سه ویژگی را شبیه‌سازی کند.

---

[1] reduced form

[2] Rabanala & Rubio-Ramirez

[3] Trabandt

[4] announced and credible disinflations

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

لافرته[1] (۲۰۰۷) سه سازوکار مختلف قیمت‌گذاری (شامل الگوی کالوو با شاخص‌بندی (اسمتز و ووترز[2]، ۲۰۰۵)، الگوی داتسی، کینگ، و ولمن[3] (۱۹۹۹)[4]، و الگوی اطلاعات چسبنده) را در یک الگوی DSGE کوچک بسته برای اقتصاد امریکا برآورد و مقایسه کرد. بر اساس نتایج این مطالعه، الگوی قیمت‌گذاری ولمن بر دو الگوی دیگر برتری دارد.

کرنوک و سوآنسون[5] (۲۰۰۷) سه الگوی قیمت‌گذاری متفاوت (الگوی کالوو، قیمت چسبنده با شاخص‌بندی (کریستیانو، آیکنبام، و ایوانز[6] (۲۰۰۱)، و اطلاعات چسبنده) را با استفاده از روش‌های بررسی تابع واکنش‌های آنی، توابع خودهمبستگی، و آزمون دقت توزیعی[7] سری‌های شبیه‌سازی‌شده با سری‌های تاریخی تورم و تولید مورد مقایسه و ارزیابی قرار دادند. بر اساس نتایج این مطالعه، برای سطح استانداردی از چسبندگی (برای مثال، تعدیل سالانهٔ قیمت‌ها و اطلاعات)، الگوی قیمت چسبنده با شاخص‌بندی بر دیگر الگوهای قیمت‌گذاری برتری دارد.

در مجموع، بررسی مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد:

- در همهٔ مطالعات از یک الگوی DSGE اقتصاد بسته بهره گرفته شده است.
- الگوی DSGE در این مطالعات همگی دارای مقیاسی کوچک هستند.
- در بیشتر مطالعات، تعداد الگوهای قیمت‌گذاری مورد بررسی بسیار محدود بوده است.

همچنین، از مطالعات انجام‌شده در داخل کشور در زمینهٔ مقایسهٔ الگوهای قیمت‌گذاری می‌توان به مطالعات توکلیان (۱۳۹۱)، صارم (۱۳۹۳)، و صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۴) اشاره کرد. در ادامه، بیشتر راجع به این مطالعات توضیح داده می‌شود.

توکلیان (۱۳۹۱) عملکرد سه الگوی قیمت‌گذاری شامل کالوو، کالوو با شاخص‌بندی جزئی، و کالوو با شاخص‌بندی کامل را با فرض دو تابع واکنش مختلف برای بانک مرکزی (تصریح اول: بانک مرکزی تنها به شکاف تورم واکنش نشان می‌دهد؛ تصریح دوم: بانک مرکزی به شکاف تورم و تولید توأمان واکنش نشان می‌دهد) بررسی کرد. از میان شش الگوی مورد بررسی در این مطالعه، الگوی قیمت‌گذاری کالوو با شاخص‌بندی جزئی با فرض تصریح

---

[1] Laforte

[2] Smets & Wouters

[3] Dotsey, King, & Wolman

[4] در آن احتمال تعدیل قیمت تابعی غیرکاهشی از مدت‌زمان سپری‌شده از آخرین تعدیل قیمت است.

[5] Korenok & Swanson

[6] Christiano, Eichenbaum, & Evans

[7] distributional accuracy test

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

دوم تابع واکنش بانک مرکزی (واکنش به شکاف تورم و تولید) با اقتصاد ایران تطابق بیشتری داشت.

صارم (۱۳۹۳) برای نخستین‌بار به ارزیابی و مقایسهٔ الگوی اطلاعات چسبنده با الگوهای قیمت‌گذاری کالوو، گذشته‌نگر، و هایبریدی در توضیح پویایی‌های تورم و تولید پرداخت. او در این مطالعه، با فرض الگوهای قیمت‌گذاری مذکور، اثر سیاست پولی را در اقتصاد ایران بررسی کرد. نتایج شبیه‌سازی در این مطالعه نشان می‌دهد الگوی اطلاعات چسبنده در توضیح آثار سیاست پولی نسبت به سایر الگوها عملکرد بهتری دارد. همچنین، نتایج مربوط به شبیه‌سازی اثر تکانهٔ سیاست پولی دلالت بر این دارد که رفتار تورم و شکاف تولید در الگوی اطلاعات چسبنده با آنچه در واقعیت از سیاست پولی مشاهده می‌شود سازگاری بیشتری دارد.

صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۴) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی و ارزیابی دو الگوی چسبندگی قیمت هایبرید و اطلاعات چسبندهٔ منکیو و ریس (۲۰۰۲) پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران و مقایسهٔ سکون و ماندگاری نرخ تورم در دو الگوی مذکور به این نتیجه رسیدند که الگوی چسبندگی قیمت هایبرید بهتر از الگوی اطلاعات چسبنده سکون و ماندگاری نرخ تورم را نشان می‌دهد. در مجموع، نتایج این مطالعه دلالت بر این دارد که الگوی چسبندگی قیمت هایبرید نسبت به چسبندگی اطلاعات، تطابق بیشتری با اقتصاد ایران دارد. این نتیجه در تضاد با یافتهٔ مطالعهٔ صارم (۱۳۹۳) است. نکته‌ای که لازم است بدان توجه شود آن است که در هر دوی مطالعات مذکور، به‌دلیل فقدان مطالعهٔ تجربی در خصوص برآورد درجهٔ چسبندگی اطلاعات در اقتصاد ایران، درجهٔ این نوع از چسبندگی بر اساس مطالعات خارجی مقداردهی شده است (و یا در برآورد بیزی، میانگین پیشین این پارامتر از مطالعات خارجی اقتباس شده است[1]).

در مقایسه با مطالعات داخلی و بیشتر مطالعات خارجی، می‌توان مزیت‌های زیر را برای مطالعهٔ حاضر برشمرد:

- این تحقیق از یک الگوی ساختاری برای تحلیل و مقایسهٔ الگوهای قیمت‌گذاری مختلف استفاده می‌کند، درحالی‌که بیشتر مطالعات در این زمینه صرفاً به برآورد تجربی معادلات قیمت‌گذاری می‌پردازند. با برآورد یک الگوی کاملاً ساختاری قادر خواهیم بود الگوهای قیمت‌گذاری را از لحاظ مختلف با یکدیگر مقایسه کنیم.

[1] صمدی و اوجی‌مهر (۱۳۹۴) در برآورد بیزین پارامترهای الگو تعادل عمومی پویای تصادفی، به پیروی از مطالعهٔ منکیو و ریس (۲۰۰۲)، میانگین پیشین را برای درجهٔ چسبندگی اطلاعات معادل ۰/۷۵ در نظر گرفتند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

- استفاده از برآورد بیزین، علاوه بر آنکه عملکرد بهتری نسبت به برآوردهای گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداکثر راست‌نمایی دارد، در صورت تصریح نادرست الگو نیز در مقایسه با سایر روش‌ها، برآوردهای سازگاری را به‌دست می‌دهد.

۳ الگوی تحقیق

چهارچوب اصلی الگوی DSGE این مطالعه با استفاده از مقالات اسمتز و ووترز (۲۰۰۳)، کریستیانو، آیکنبام، و ایوانز (۲۰۰۵)، آدالفسون[1] و همکاران (۲۰۰۷)، و الهام از برخی از مقالاتی که در بررسی پیشینهٔ تحقیق به آن‌ها اشاره شد، ساخته شده است. این الگو شامل ۴ کارگزار است: ۱ـ خانوار نماینده، ۲ـ تولیدکنندهٔ کالای نهایی، ۳ـ دنباله‌ای از بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه، ۴ـ دولت و بانک مرکزی. با توجه به تمرکز اصلی تحقیق بر الگوسازی انواع مختلف الگوهای قیمت‌گذاری، سعی شده است الگوی پایه حتی‌الامکان ساده و درعین‌حال گویای واقعیات اقتصاد ایران باشد. در ادامه، راجع به ترجیحات و مسئلهٔ بهینه‌یابی هریک از کارگزاران توضیحاتی آورده می‌شود.

۱.۳ 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، اجاره‌دادن سرمایه به بنگاه‌ها، نگهداری تراز حقیقی پول و اوراق مشارکت حداکثر می‌کند:

$$\max_{\{C_t^i, I_t^i, L_t^i, z_t^i, K_t^i, b_t^i, m_t^i\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t f_t \left[\frac{1}{1-\sigma_c}(C_t^i - H_t)^{1-\sigma_c} - \frac{\psi}{1+\sigma_l}(L_t^i)^{1+\sigma_l} + \frac{\gamma}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t^i}{P_t}\right)^{1-\sigma_m} \right] \quad (۱)$$

که در این رابطه β عامل تنزیل، f_t تکانه کلی واردشده به ترجیحات خانوار، C_t^i مصرف حقیقی خانوار iام، H_t بیانگر وجود شکل‌گیری عادت[2] است و به‌صورت نسبتی از مصرف سرانهٔ کل در دورهٔ گذشته تعریف می‌شود: $H_t = hC_{t-1}$. پارامتر h نشان‌دهندهٔ درجهٔ شکل‌گیری عادات است. هر خانوار در اقتصاد از مصرف در دورهٔ جاری مطلوبیت مثبت کسب می‌کند اگر و تنها اگر میزان مصرفش بیشتر از کسر ثابتی (h) از مصرف سرانهٔ کل در دورهٔ t-1 باشد. L_t^i مجموع نیروی کار عرضه‌شده از سوی خانوار به بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای

[1] Adolfson
[2] habit formation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

واسطه، M_t^i/P_t تراز حقیقی پول، σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی خانوار یا عکس کشش جانشینی بین‌زمانی مصرف، σ_m عکس کشش بهره‌ای تقاضای مانده‌های حقیقی پول، و σ_l عکس کشش عرضهٔ نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی (عکس کشش عرضهٔ نیروی کار فریش[1]) است.

فرض می‌شود تکانه ترجیحات از یک فرایند خودرگرسیونی مرتبهٔ اول به شرح زیر پیروی می‌کند:

$$\log f_t = \rho_f \log f_{t-1} + \varepsilon_t^f \qquad (۲)$$

حداکثرسازی تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای مقید است. یکی از قیدهای روبه‌روی خانوار قید بودجهٔ بین‌زمانی زیر است:

$$C_t^i + I_t^i + \frac{M_t^i}{P_t} + \frac{B_t^i}{P_t} \le W_t^i L_t^i + \left(r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i\right) + \frac{M_{t-1}^i}{P_t} + R_{t-1}\frac{B_{t-1}^i}{P_t} + D_t^i - \frac{T_t^i}{P_t} \qquad (۳)$$

خانوار دارایی مالی‌اش را به‌صورت پول نقد (M_t) و اوراق مشارکت یک‌دوره‌ای (B_t) نگهداری می‌کند. درآمد جاری و ثروت مالی برای تأمین مالی مصرف و سرمایه‌گذاری توسط خانوار استفاده می‌شود. درآمد کل خانوار (Y_t^i) شامل سه جزء است: درآمد حاصل از عرضهٔ نیروی کار ($W_t^i L_t^i$)، بازده موجودی سرمایهٔ بهره‌برداری‌شده منهای هزینهٔ بهره‌برداری[2] $\left(r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i\right)$ و بازده نقدی حقیقی دریافت‌شده از بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه که فرض می‌شود مالکش خانوار است (D_t). بنابراین، درآمد کل را می‌توان به‌صورت $Y_t^i = W_t^i L_t^i + \left(r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i\right) + D_t$ تعریف کرد.

در معادلهٔ (۳)، W_t دستمزد حقیقی، r_t^k نرخ حقیقی اجارهٔ 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 هزینهٔ بهره‌برداری از سرمایه است و فرض می‌شود $\Psi(1) = 0$ یعنی هنگامی که نرخ بهره‌برداری از سرمایه ۱۰۰ درصد است، هزینهٔ بهره‌برداری از سرمایه صفر است. در وضعیت باثبات، نرخ بهره‌برداری از سرمایه برابر با یک است؛ بنابراین

[1] Frisch
[2] utilization cost

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

در وضعیت باثبات هزینهٔ بهره‌برداری صفر خواهد بود. این فرض به‌منظور ساده‌سازی محاسبات در لگاریتم خطی‌سازی لحاظ می‌شود.

قید دیگری که خانوار با آن روبه‌روست مربوط به هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری[1] است. به پیروی از آدولفسون و همکاران (۲۰۰۷)، فرض می‌شود تعدیل سرمایه‌گذاری با هزینه همراه است و بنابراین معادلهٔ انباشت سرمایه[2] در هر دوره به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$K_t^i = (1-\delta)K_{t-1}^i + \left[1 - S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)\right] I_t^i \, \chi_t \qquad (۴)$$

δ نرخ استهلاک و $S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)$ تابع هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری است (هزینهٔ تعدیل برحسب تغییر سطح سرمایه‌گذاری نسبت به دورهٔ قبل است).[3] تابع هزینهٔ تعدیل به مقدار جاری و گذشتهٔ 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 هزینهٔ تعدیل در وضعیت باثبات صفر است. بنابراین، وضعیت باثبات الگو به پارامتر هزینهٔ تعدیل سرمایه $\iota = S''(1)$ بستگی ندارد، اما به‌طور قطع پویایی الگو تحت‌تأثیر پارامتر ι قرار می‌گیرد.

در معادلهٔ (۴)، χ_t تکانه واردشده به فنّاوری خاص سرمایه‌گذاری[4] است که در بین همهٔ خانوارها مشترک است. فرض می‌شود χ_t از یک فرایند خودرگرسیونی به‌شکل زیر تبعیت می‌کند:

---

[1] investment adjustment cost

[2] capital accumulation equation

[3] هزینهٔ تعدیل سرمایه به‌طور وسیع در ادبیات مورد استفاده قرارگرفته است؛ برای مثال، کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) نشان دادند با لحاظ هزینهٔ تعدیل سرمایه در الگو می‌توان توابع واکنش کوهانی برای سرمایه‌گذاری، مصرف، و اشتغال نسبت به تکانه پولی به‌دست آورد که کاملاً با داده‌های دنیای واقع سازگاری دارد.

[4] investment-specific technology shock

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

$$\log \chi_t = \rho_\chi \log \chi_{t-1} + \varepsilon_t^\chi \quad (۵)$$

با تعریف q توبین[1] به‌صورت نسبت دو ضریب لاگرانژ[2] $\left(q_t = \frac{\mu_t}{\lambda_t} \right)$ و از حداکثرسازی (۱) نسبت به دو قید (۳) و (۴) چند رابطه حاصل می‌شود که عبارت‌اند از: معادلهٔ اولر مصرف، عرضهٔ نیروی کار، تقاضای تراز حقیقی پول، پویایی قیمت‌گذاری سرمایه، و معادلهٔ اولر سرمایه‌گذاری. فرم لگاریتم خطی‌شدهٔ معادلات مذکور به قرار زیر است:

$$\hat{c}_t = \frac{h}{1+h}\hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h} E_t\hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c}(\hat{R}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-h}{(1+h)\sigma_c}(\hat{f}_t - E_t\hat{f}_{t+1}) \quad (۶)$$

$$\hat{w}_t = \sigma_l \hat{l}_t + \frac{\sigma_c}{1-h}(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) \quad (۷)$$

$$\hat{m}_t = \frac{\sigma_c}{\sigma_m(1-h)}(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) - \frac{1}{\sigma_m(\bar{R}-1)}\hat{R}_t \quad (۸)$$

$$\hat{q}_t = -(\hat{R}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1}) + (1-\beta(1-\delta))E_t\hat{r}_{t+1}^k + \beta(1-\delta)E_t\hat{q}_{t+1} \quad (۹)$$

$$\hat{I}_t = \frac{1}{(1+\beta)\iota}\hat{q}_t + \frac{1}{(1+\beta)}\hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{(1+\beta)}E_t\hat{I}_{t+1} + \hat{\chi}_t \quad (۱۰)$$

در معادلات بالا، m_t تراز حقیقی پول، b_t موجودی حقیقی اوراق مشارکت، و π_t نرخ تورم است. نرخ تورم به‌صورت $\frac{P_t}{P_{t-1}}$ تعریف می‌شود. در معادلهٔ (۱۰)، $\iota = S''(1)$ کشش تابع هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری (S) است. فرض وجود هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری در الگو باعث می‌شود سرمایه‌گذاری به میزان وقفهٔ خود بستگی یابد و در نتیجه اینرسی سرمایه‌گذاری در الگو لحاظ شود. همچنین به‌دلیل وجود هزینهٔ تعدیل، تصمیمات سرمایه‌گذاری جلونگر است (وجود جزء $E_t\hat{I}_{t+1}$ در معادلهٔ سرمایه‌گذاری). هرقدر پارامتر ι بزرگ‌تر باشد،

---

[1] Tobin

ارزش بازاری واحد اضافی سرمایه به هزینهٔ جایگزینی آن.

[2] λ_t و μ_t به‌ترتیب ضریب لاگرانژ مربوط به قید بودجهٔ خانوار و قانون انباشت سرمایه

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

حساسیت سرمایه‌گذاری در دورهٔ t به قیمت (ارزش) سایه‌ای سرمایهٔ نصب‌شده[1] ($\hat{q}_t$) کمتر است.

۲.۳ بنگاه تولیدکنندهٔ کالای نهایی

بنگاه تولیدکنندهٔ 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 فنّاوری با بازده ثابت نسبت به مقیاس زیر در تولید Y_t واحد از کالای نهایی مورد استفاده قرار دهد:

$$Y_t \leq \left[\int_0^1 (y_{j,t})^{\frac{(\theta_t - 1)}{\theta_t}} d_j \right]^{\frac{\theta_t}{\theta_t - 1}} \qquad (۱۱)$$

$y_{j,t}$ مقدار کالای واسطهٔ تولیدشده توسط بنگاه j است. θ_t کشش جانشینی[2] بین کالاهاست. θ_t اندیس t دارد و بیانگر متغیربودن مارک‌آپ (حاشیهٔ سود) در طول زمان است. اگر u_t تکانه فشار هزینه (همان تکانه عرضه) باشد، می‌توان فرض کرد که $\theta_t \approx -u_t$. یا به‌عبارت دیگر، تکانه منفی کشش جانشینی معادل تکانه مثبت فشار هزینه است. یک تکانه مثبت در u_t باعث افزایش قیمت بهینه بدون چسبندگی می‌شود. در شرایط فقدان چسبندگی در اقتصاد، ۱ درصد افزایش در u_t باعث خواهد شد بنگاه قیمتش را ۱ درصد افزایش دهد. تکانه فشار هزینه از طریق نوسانات در کشش جانشینی $\hat{\theta}_t$ ایجاد می‌شود.

همچنین، فرض بر این است که u_t از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$\log u_t = (1-\rho_\theta)\log u + \rho_\theta \log u_{t-1} + \varepsilon_t^\theta \qquad (۱۲)$$

تکانه به u_t یا همان ε_t^θ می‌تواند به‌صورت تکانه مارک‌آپ قیمت تفسیر شود.

بنگاه کالاهایش را در یک بازار رقابت کامل به فروش می‌رساند. تولیدکنندهٔ کالای نهایی به‌دنبال حداقل‌کردن هزینه‌های خود نسبت به قید (۱۱) است. از حل مسئلهٔ بهینه‌یابی، تقاضا برای کالای واسطهٔ j ام به‌شکل زیر به‌دست می‌آید:

---

[1] shadow price of installed capital

[2] elasticity of substitution

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

$$y_{j,t} = (\frac{P_{j,t}}{P_t})^{-\theta_t} Y_t \quad (۱۳)$$

$P_{j,t}$ قیمت کالای واسطهٔ j و P_t سطح قیمت کالای نهایی (همان سطح قیمت کل) است. در نهایت، با توجه به فرض وجود رقابت کامل در بخش تولیدکنندهٔ کالای نهایی، می‌توان سطح قیمت کل را به‌صورت زیر نوشت:

$$P_t = [\int_0^1 (P_{j,t})^{1-\theta_t} dj]^{\frac{1}{1-\theta_t}} \quad (۱۴)$$

۳.۳ بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه

در این الگو فرض بر این است که تعداد j بنگاه تولیدکنندهٔ 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 حداکثر شود.

تابع تولید کالاهای واسطه به‌شکل کاب داگلاس ـ با بازده ثابت به مقیاس ـ تعریف می‌شود:

$$y_{j,t} \le A_t (L_{j,t})^{1-\alpha} (\tilde{K}_{j,t-1})^{\alpha} \quad (۱۵)$$

$\tilde{K}_{j,t-1}$ سرمایهٔ مؤثر یا بهره‌برداری‌شده است ($\tilde{K}_{j,t-1} = z_t K_{j,t-1}$). α سهم سرمایه در تولید و A_t بیانگر تکانه بهره‌وری مشترک در میان تمام بنگاه‌هاست که از فرایند خودرگرسیون مرتبهٔ اول زیر تبعیت می‌کند:

$$\log A_t = \rho_a \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A \quad (۱۶)$$

مسئلهٔ تصمیم‌گیری بنگاه عبارت است از تعیین سرمایه و نیروی کار به‌نحوی که هزینه‌هایش حداقل شود. به‌این‌ترتیب، تابع تقاضای نیروی کار و همچنین هزینهٔ نهایی بنگاه به‌دست می‌آید.

همان‌طور که در بخش هدف تحقیق ذکر شد، در این مطالعه قصد داریم با جای‌گذاری الگوهای مختلف قیمت‌گذاری در یک الگوی تعادل عمومی، به بررسی و مقایسهٔ عملکرد آن‌ها

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

با یک الگوی قیمت‌گذاری مبنا[1] بپردازیم. بنابراین، ابتدا نیاز داریم یک الگوی مبنا یا پایه را تعریف کنیم. فرض بر این است که در الگوی پایه، الگوی قیمت‌گذاری بنگاه یک الگوی کالوو با لحاظ شاخص‌بندی جزئی است. در این الگو فرض بر این است که در هر دوره (ω-1) درصد از بنگاه‌ها که به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند قادر به تغییر قیمت کالای خود هستند. احتمال تعدیل قیمت که در این الگو به‌صورت برون‌زا فرض می‌شود، از یک فرایند پوآسن پیروی می‌کند. همچنین، فرض بر این است که بنگاه‌هایی که قادر به بهینه‌یابی مجدد نیستند، قیمت کالای خود را بر اساس معادلهٔ زیر تعدیل می‌کنند:

$$P_{j,t} = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\gamma_p} P_{j,t-1} \qquad (۱۷)$$

γ_p درجهٔ شاخص‌بندی قیمت است. اگر $\gamma_p = 0$ باشد، آنگاه شاخص‌بندی وجود ندارد و قیمت کالاهای بنگاه‌هایی که قادر به بهینه‌یابی نیستند دقیقاً قیمت دورهٔ قبلشان است. اگر $\gamma_p = 1$ باشد، آنگاه شاخص‌بندی کامل نسبت به تورم گذشته انجام می‌گیرد.

هنگامی‌که 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 حداکثر کند. از حل مسئلهٔ بهینه‌یابی بنگاه، منحنی فیلیپس هایبرید به‌شکل زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_p} E_t\,\hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1+\beta\gamma_p}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\gamma_p}\,\frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\omega}\left[m\hat{c}_t + \hat{u}_t\right] \qquad (۱۸)$$

$\hat{u}_t$ در منحنی فیلیپس به‌عنوان تکانه فشار هزینه تفسیر می‌شود. به‌این‌ترتیب، نرخ تورم در دورهٔ جاری علاوه بر نرخ تورم انتظاری، به نرخ تورم در دورهٔ قبل نیز بستگی دارد.

۴.۳ دولت و بانک مرکزی

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

[1] benchmark

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

$$G_t + i_t \frac{B_{t-1}}{P_t} = \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \quad (۱۹)$$

همچنین، فرض می‌شود مخارج دولت تحت فرایندهای سیاسی بودجه‌ریزی و به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود.

$$G_t = \rho_g G_{t-1} + (1-\rho_g)\overline{G} + \varepsilon_t^g \quad (۲۰)$$

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

همچنین، شرط تسویهٔ بازار کالا به‌صورت ذیل است:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \Psi(z_t) K_{t-1} \quad (۲۱)$$

۱.۴.۳ تابع عکس‌العمل بانک مرکزی ایران

مطالعات انجام‌شده در رابطه با شناسایی تابع عکس‌العمل بانک مرکزی ایران دلالت بر این دارد که بانک مرکزی از قاعده‌های مرسوم سیاست پولی (نظیر قاعدهٔ تیلور[1]، مک‌کالوم[2]) تبعیت نمی‌کند (ختایی و سیفی‌پور، ۱۳۸۵؛ جلالی نائینی و همتی، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۵). بر اساس شواهد تجربی، نرخ رشد پایهٔ پولی (به‌عنوان ابزار سیاست‌گذار پولی در ایران[3]) 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 معنادارند، ضریب وقفهٔ اول نرخ رشد پایهٔ پولی (که به‌عنوان ابزار سیاست‌گذاری پولی در نظر گرفته می‌شود) مثبت و معنادار است و بنابراین می‌توان فرایند خودرگرسیونی زیر را برای بستن الگو به‌کار گرفت:

---

[1] Taylor

[2] McCallum

[3] از طرفی با توجه به تعیین دستوری نرخ سود بانکی به‌صورت سالانه توسط شورای پول و اعتبار (در دورهٔ مورد بررسی)، عملاً این نرخ ــ برخلاف قاعدهٔ تیلور ــ تحولات سیاست‌گذاری پولی در نتیجهٔ تحولات متغیرهای کلان اقتصادی (شکاف تورم و تولید) را نشان نمی‌دهد. یکی دیگر از ابزارهای پولی که در قاعدهٔ مک‌کالوم هم مورد استفاده قرار گرفته پایهٔ پولی است. با وجود آنکه در اقتصاد ایران پایهٔ پولی نیز تحت‌تأثیر بدهی دولت و بانک‌ها به بانک مرکزی است، شاید انتخاب این متغیر نیز به‌عنوان ابزار با چالش‌هایی همراه باشد؛ ولی با توجه به نبود ابزاری دیگر در این مطالعه از این متغیر استفاده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \nu_t \quad (۲۲)$$

در رابطهٔ بالا، μ_t نرخ رشد پایهٔ پولی در دورهٔ t است. فرم لگاریتم خطی نرخ رشد پایهٔ پولی برحسب تراز حقیقی پول به‌صورت ذیل است:

$$\hat{\mu}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t \quad (۲۳)$$

۵.۳ الگوهای قیمت‌گذاری

مهم‌ترین بخش الگو در مطالعهٔ حاضر الگوسازی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه است. روابط ساختاری، که در بخش پیشین ارائه شد، برای کل الگوهای این مطالعه مشترک است. آنچه در بین الگوها متفاوت است نحوهٔ الگوسازی چسبندگی‌های اسمی است. الگوهای قیمت‌گذاری مورد مطالعه را می‌توان به سه دستهٔ کلی طبقه‌بندی کرد: ۱ـ الگوهایی که در آن‌ها چسبندگی اسمی به‌دلیل عدم توانایی بنگاه در تعدیل قیمت‌ها بروز می‌کند (چسبندگی قیمت)؛ ۲ـ الگوهایی که در آن‌ها بنگاه‌ها در هنگام بهنگام‌رسانی مجموعهٔ اطلاعاتی که برای تعیین قیمت بهینه مورد استفاده قرار می‌دهند، با نوعی از اصطکاک به نام چسبندگی اطلاعات مواجه‌اند؛ ۳ـ الگوی چسبندگی دوگانه[1] که در آن بنگاه‌ها با هر دو نوع چسبندگی به‌طور هم‌زمان مواجه‌اند.

در الگوی پایه که در بخش قبل آورده شد، الگوی کالوو با شاخص‌بندی جزئی که در دسته‌بندی الگوهای چسبندگی قیمت قرار می‌گیرند، در نظر گرفته شد.

در مجموع، سه شیوهٔ متفاوت از رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در این مطالعه بررسی می‌شود. این سه الگو عبارت‌اند از: ۱ـ الگوی پایه (الگوی کالوو با شاخص‌بندی جزئی)، ۲ـ الگوی اطلاعات چسبنده، ۳ـ چسبندگی دوگانه. در ادامه، راجع به نحوهٔ الگوسازی هریک از الگوهای فوق توضیحات بیشتری ارائه می‌گردد.

۱.۵.۳ الگوی اطلاعات چسبنده

منکیو و ریس (۲۰۰۲) بیان کردند اطلاعات چسبنده یا انتشارکند اطلاعات راجع به وضعیت اقتصاد کلان می‌تواند در توضیح واکنش کند قیمت‌ها و بنابراین تأثیرات حقیقی تکانه‌های پولی در اقتصاد مؤثر باشد.

[1] Dual Stickiness Model

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

این الگو 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 در تصمیمات قیمت‌گذاری بنگاه) به‌دست آورند و در نتیجه قیمت بهینهٔ جدیدی برای کالای خود محاسبه کنند. بقیهٔ بنگاه‌ها که اطلاعات جدیدی راجع به شرایط اقتصادی به‌دست نیاورده‌اند با همان قیمت‌های قبلی ادامه می‌دهند. در نتیجه، اطلاعات جدید راجع به متغیرهای کلیدی با یک تأخیر زمانی به همهٔ بنگاه‌های اقتصاد می‌رسد. تحت سازوکار اطلاعات چسبنده، تعدیل قیمت به‌دلیل وجود چسبندگی اطلاعات به‌کندی اتفاق می‌افتد. احتمال بهنگام‌رسانی اطلاعات همانند احتمال تعدیل قیمت کالوو تعریف می‌شود.

بنگاه j که آخرین بار s دورهٔ قبل اطلاعاتش را بهنگام‌رسانی کرده است، در دورهٔ جاری قیمت زیر را تعیین می‌کند:

$$P_{j,t}^{s} = E_{t-s}P_{j,t}^{*} \qquad (۲۴)$$

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

برخلاف الگوی کالوو، در این الگو انتظارات گذشته‌نگرند. همان‌طور که آمد، $(1-\phi)$ درصد از بنگاه‌ها که به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند می‌توانند اطلاعات خود را بهنگام کنند. این فرض دلالت بر این دارد که این کسر از بنگاه‌ها در دورهٔ t قیمت خود را برابر با P_t^{*} تعیین می‌کنند، زیرا اطلاعات کامل دارند. از (ϕ) درصد بنگاه‌های باقی‌مانده، $(1-\phi)$ درصد آن‌ها در دورهٔ t-1 اطلاعاتشان را بهنگام کرده‌اند. در نتیجه، کسر $\phi(1-\phi)$ از بنگاه‌ها قیمت $E_{t-1}P_t^{*}$ را در دورهٔ t انتخاب می‌کنند. به همین ترتیب، $\phi-\phi(1-\phi)=\phi^2$ درصد از بنگاه‌های باقی‌مانده در هیچ‌یک از دوره‌های t و t-1 اطلاعتشان را بهنگام نکرده‌اند. $(1-\phi)$ درصد از این بنگاه‌ها که آخرین بار دو دورهٔ قبل (در دورهٔ t-2) اطلاعتشان را بهنگام کرده‌اند، قیمت $E_{t-2}P_t^{*}$ را در دورهٔ t انتخاب می‌کنند. بنابراین، فرم لگاریتم خطی سطح قیمت کل نیز به‌شکل زیر قابل‌تعریف است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

$$\hat{P}_t = (1-\phi)\sum_{s=0}^{\infty}(\phi)^s E_{t-s}\hat{P}_t^* \qquad (۲۵)$$

پارامتر (ϕ) بیانگر درجهٔ چسبندگی اطلاعات است. اگر این پارامتر کوچک باشد، به این معناست که بنگاه‌ها غالباً اطلاعاتشان را بهنگام می‌کنند.

با توجه به اینکه در این الگو چسبندگی قیمت وجود ندارد و قیمت‌ها می‌توانند در هر دوره تعدیل شوند، مسئلهٔ بهینه‌یابی بنگاه ایستا (استاتیک) می‌شود. از حل مسئلهٔ بهینه‌یابی، منحنی فیلیپس تحت اطلاعات چسبنده (SIPC) به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t = \frac{1-\phi}{\phi}\left[m\hat{c}_t + \hat{u}_t\right] + (1-\phi)\sum_{s=0}^{\infty}(\phi)^s E_{t-s-1}\left[\hat{\pi}_t + \Delta m\hat{c}_t + \Delta\hat{u}_t\right] \qquad (۲۶)$$

در معادلهٔ بالا $\Delta m\hat{c}_t = m\hat{c}_t - m\hat{c}_{t-1}$ و $\Delta\hat{u}_t = \hat{u}_t - \hat{u}_{t-1}$ است.

۲.۵.۳ الگوی چسبندگی دوگانه

در این مطالعه برای توضیح اینرسی تورم علاوه بر بررسی الگوی چسبندگی اطلاعات و الگوی هایبرید، از رویکرد دیگری استفاده می‌شود. به پیروی از دوپور، کیتامورا، و تسوروگا[1] (۲۰۱۰)، یک الگوی قیمت‌گذاری معرفی می‌شود که در آن بنگاه‌ها هم‌زمان با دو نوع چسبندگی مواجه‌اند. در این الگو، هم چسبندگی قیمت و هم چسبندگی اطلاعات به‌صورت هم‌زمان وجود دارد. این روش دو رشته از ادبیات چسبندگی را با یکدیگر ترکیب می‌کند. در هر دوره، بنگاه با احتمال $(1-\omega)$ قادر به تغییر قیمت کالای خود است. همچنین، احتمال آنکه در هر دوره بنگاه اطلاعاتش را بهنگام‌رسانی کند برابر با $(1-\phi)$ است. فرض بر این است که این دو نوع چسبندگی مستقل از یکدیگرند. بنابراین برای مثال، احتمال اینکه بنگاهی بتواند قیمتش را تغییر دهد و همچنین اطلاعاتش را بهنگام کند برابر است با $(1-\omega)(1-\phi)$.

در این محیط، بنگاه‌ها به‌ندرت قادر به تغییر قیمت کالای خود هستند. از سویی دیگر، هنگامی هم که فرصت تغییر می‌یابند ناچار به تصمیم‌گیری بر اساس اطلاعات قدیمی‌اند. به‌طور خاص، بنگاه j با اطلاعات s دورهٔ قبل قیمت کالای خود را به‌نحوی انتخاب می‌کند که

[1] Dupor, Kitamura, & Tsuruga

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

ارزش حال سود حقیقی مورد انتظارش را حداکثر کند. از حل مسئلهٔ بهینه‌یابی روبه‌روی بنگاه، منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه به‌صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\omega\phi}{\zeta}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta\omega}{\zeta}E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \frac{(1-\phi)\chi}{\zeta}\hat{mc}_t + \frac{\phi\chi}{\zeta}(1-\phi)\sum_{s=0}^{\infty}\phi^s E_{t-s-1}(\Delta\hat{mc}_t + \hat{\pi}_t) + \eta_t + \frac{(1-\phi)\chi}{\zeta}u_t \quad (۲۷)$$

در معادلهٔ بالا $\chi = (1-\omega)(1-\beta\omega)$ و $\zeta = 1-(1-\omega)(1-\phi)+\beta\phi\omega^2$ است. u_t معرف تکانه فشار هزینه است.

η_t یک جزء با میانگین صفر است که شامل مجموع نامتناهی از خطاهای پیش‌بینی تورم‌های آتی و همچنین تغییرات آتی هزینهٔ نهایی است. این جزء به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\eta_t = -\frac{\beta\omega\phi(1-\omega)}{\zeta}(1-\phi)\sum_{s=0}^{\infty}\phi^s(1-\beta\omega)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\omega)^k \left[E_{t-s}(\Delta\hat{mc}_{t+k+1}+\hat{\pi}_{t+k+1}) - E_{t-s-1}(\Delta\hat{mc}_{t+k+1}+\hat{\pi}_{t+k+1})\right] \quad (۲۸)$$

آنچه از معادلهٔ بالا یا همان منحنی فیلیپس چسبندگی دوگانه (DSPC) استنتاج می‌شود این است که تورم در دورهٔ جاری ــ برخلاف الگوی کالوو ــ به تورم گذشته نیز بستگی دارد. این ویژگی کلیدی در نشان‌دادن تحولات و پویایی‌های تورم بسیار مهم است، زیرا بر اساس مطالعات تجربی، تورم درجهٔ ماندگاری بالایی دارد. توجه کنید که جزء باوقفهٔ تورم درصورتی‌که یکی از دو چسبندگی قیمت یا اطلاعات وجود نداشته باشد (به‌عبارت دیگر یکی از احتمالات ω یا ϕ مساوی صفر باشد)، از معادلهٔ بالا حذف خواهد شد. بنابراین، ترکیب دو نوع چسبندگی باعث شده است تورم با وقفهٔ خود همبستگی داشته باشد. همچنین، DSPC شامل جزء خطای پیش‌بینی η_t نیز است. این جزء دارای همبستگی سریالی است و بنابراین می‌تواند منبع دیگری از ماندگاری تورم باشد. به‌دلیل وجود این عناصر در DSPC، مطالعات نشان داده‌اند این الگو عملکرد بهتری نسبت به سایر الگوهای مرسوم دارد.

مشاهده می‌شود با لحاظ برخی فروض، DSPC به منحنی فیلیپس مبتنی بر اطلاعات چسبنده یا منحنی فیلیپس نوکینزی تقلیل می‌یابد. زمانی که $\phi = 0$ و یا تمام بنگاه‌ها در هر

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

دوره قادر به بهنگام‌رسانی اطلاعات خود هستند، DSPC تبدیل به منحنی فیلیپس نوکینزی استاندارد می‌شود. زمانی که $\omega = 0$ یعنی تمام بنگاه‌ها می‌توانند در هر دوره از زمان نسبت به تعدیل قیمت کالای خود اقدام کنند، آنگاه DSPC به منحنی فیلیپس اطلاعات چسبنده ـ منکیو و ریس (۲۰۰۲) ـ تبدیل می‌شود.

جزء با وقفهٔ تورم به‌صورت درون‌زا و به‌دلیل فرض هم‌زمان دو نوع چسبندگی ظاهر می‌شود. چسبندگی قیمت باعث می‌شود تا تنها بخشی از بنگاه‌ها بتوانند قیمت کالای خود را تغییر دهند و از سویی دیگر چسبندگی اطلاعات باعث می‌شود تا بخشی از بنگاه‌هایی هم که فرصت تغییر قیمت می‌یابند مانند بنگاه‌های دورهٔ گذشته قیمت‌گذاری انجام دهند (زیرا اطلاعاتی که بر اساس آن تصمیم‌گیری می‌کنند قدیمی است). این فروض باعث می‌شود قیمت‌ها به وقفهٔ خود همبسته باشند. بنابراین، جزء با وقفهٔ تورم به‌دلیل تعامل این دو نوع چسبندگی ظاهر می‌شود. الگوی چسبندگی دوگانه نسبت به الگوی هایبرید پایهٔ خرد قابل‌قبول‌تری برای اینرسی تورم ارائه می‌دهد. در الگوی هایبرید، بنگاه‌ها گذشته‌نگر فرض می‌شوند و جزء با وقفهٔ تورم به‌صورت برون‌زا در الگو لحاظ می‌شود.

الگوی چسبندگی دوگانه نسبت به الگوی هایبرید تفاوت‌های اساسی دارد. در DSPC برخلاف الگوی هایبرید، انتظارت باوقفه[1] (مبتنی بر اطلاعات گذشته) مربوط به پیش‌بینی تغییرات هزینهٔ نهایی و تورم در دورهٔ جاری و آتی نیز وجود دارد.

۴ برآورد الگو

روش مورد استفاده برای برآورد پارامترهای ساختاری الگوهای قیمت‌گذاری روش بیزین است. مرحلهٔ اول در استفاده از روش بیزین تعریف توابع توزیع پیشین[2] برای پارامترهای الگوست. در مرحلهٔ بعد با استفاده از داده‌های برخی از متغیرهای قابل‌مشاهدهٔ الگو و ترکیب تابع توزیع پیشین با تابع حداکثر راست‌نمایی، تابع توزیع پسین[3] برآورد می‌گردد. میانهٔ توزیع پسین نشان‌دهندهٔ مقدار پارامتر ساختاری مورد نظر است. در این مطالعه، از الگوریتم متروپولیس ـ هستینگز جهت برآورد پارامترهای الگوی پایه و سایر الگوها استفاده شده است.

با توجه به اینکه شش تکانه ساختاری شامل تکانه بهره‌وری، ترجیحات، فشار هزینه، سرمایه‌گذاری، سیاست مالی و پولی در الگو وجود دارد، بنابراین می‌توان حداکثر هفت متغیر قابل‌مشاهده برای برآورد الگو استفاده کرد. با توجه به تکانه‌های ساختاری الگو، هفت متغیر

[1] lagged expectations
[2] prior distribution
[3] posterior distribution

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

قابل‌مشاهده شامل شکاف متغیرهای تولید، هزینه‌های مصرفی خصوصی، تورم، تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص، هزینه‌های مصرفی دولتی، و نرخ رشد پایهٔ پولی در فرایند برآورد بیزی استفاده شده است.

نظر به بهره‌گیری از داده‌های فصلی، در گام نخست لازم است تأثیرات فصلی با استفاده از یکی از تکنیک‌های تعدیل فصلی حذف شود. در این مطالعه از روش X12 برای تعدیل فصلی متغیرها استفاده شده است. شکاف تولید به‌صورت انحراف لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت از تولید بالقوه تعریف می‌شود. تولید بالقوه نیز با استفاده از فیلتر هودریک‌ـ پرسکات[1] (HP) با فرض پارامتر هموارسازی $\lambda = 677$ محاسبه می‌شود(عینیان و برکچیان،۱۳۹۳). به‌منظور محاسبهٔ شکاف سایر متغیرها نظیر هزینه‌های مصرفی خصوصی و دولتی و تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص نیز از این روش استفاده می‌شود.

۱.۴ مقداردهی به برخی از پارامترها

پیش از برآورد پارامترهای الگو به روش بیزین، لازم است برخی از پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند مشخص و مقدار آن‌ها کالیبره شود. در این مطالعه، فرض بر این است که لگاریتم تورم در وضعیت باثبات صفر نیست (کوگلی و سوردون[2]، ۲۰۰۸). اگر مقدار میانگین تورم را در طول دورهٔ مورد بررسی (۶۹ تا ۹۱) به‌عنوان مقدار باثبات این متغیر در نظر بگیریم، آنگاه میانگین تورم عبارت است از ۱/۰۴۶. البته، توجه کنید که تعریف ما از نرخ تورم به‌صورت نسبت شاخص قیمت در دورهٔ جاری به دورهٔ قبل است و بنابراین به‌صورت ناخالص تعریف می‌شود. همچنین، نرخ تورم به‌صورت فصلی است. بنابراین در تواتر سال، میانگین نرخ تورم در طول دوره تقریباً ۱۸ درصد است.

همچنین، با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران و با این فرض که میانگین متغیرها در طول دورهٔ مورد بررسی معیار مناسبی از مقادیر آن‌ها در وضعیت باثبات است، می‌توان نسبت‌های $\bar{c}/\bar{y}$، $\bar{g}/\bar{y}$ و $\bar{k}/\bar{y}$ را محاسبه کرد. $\bar{I}/\bar{y}$ برابر است با $(1-\bar{c}/\bar{y}-\bar{g}/\bar{y})$.

اگر معادلهٔ انباشت سرمایه را در وضعیت باثبات بنویسیم (به یاد داشته باشید که $S(1)=0$) نرخ استهلاک به‌صورت $\delta = \frac{\bar{I}}{\bar{k}}$ به‌دست خواهد آمد. به‌این‌ترتیب، استهلاک برابر است با نسبت سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه در وضعیت باثبات. با توجه به اینکه

[1] Hodrick-Prescott

[2] Cogley & Sbordone

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

داده‌های مربوط به موجودی سرمایه در تواتر فصلی در دسترس نیست، به‌ناچار در این مطالعه از داده‌های سالانهٔ تشکیل سرمایهٔ ناخالص (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) و موجودی سرمایهٔ خالص به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ جهت محاسبهٔ نرخ استهلاک استفاده می‌شود.[۱] توجه کنید نرخ استهلاک محاسبه‌شده به این طریق، نرخ سالانهٔ استهلاک سرمایه است و بنابراین باید بر چهار تقسیم شود تا نرخ استهلاک فصلی به‌دست آید.

اگر معادلهٔ (۱۰) را در وضعیت باثبات بنویسیم، خواهیم داشت:

$$\bar{\lambda} - \beta\left[\frac{\bar{\lambda}}{\bar{\pi}}\bar{R}\right] = 0 \;\rightarrow\; \beta = \frac{\bar{\pi}}{\bar{R}}$$

β را برابر با ۰/۹۷ مقداردهی می‌کنیم. با توجه به برابری $\beta = \frac{\bar{\pi}}{\bar{R}}$ ، این میزان در نظر گرفته‌شده برای بتا معادل نرخ سود حول ۳۰ درصد سالانه است (توجه کنید که $\bar{R}$ برابر است با $1+\bar{i}$، یعنی میانگین نرخ سود به علاوهٔ یک). با توجه به وجود بازار غیرمتشکل پولی در اقتصاد ایران و شکاف قابل‌توجه نرخ سود در این بازار و بازار پول رسمی[۲]، نرخ تنزیل درنظر گرفته‌شده در این مطالعه با نرخ سود در بازار مسکن استیجاری انطباق دارد.

با توجه به توضیحات فوق، مقادیر مربوط به پارامترهای مذکور در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱

پارامترهای کالیبره‌شدهٔ الگو بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

β	δ	$\bar{\pi}$	$\bar{k}/\bar{y}$	$\bar{g}/\bar{y}$	$\bar{I}/\bar{y}$	$\bar{c}/\bar{y}$
۰/۹۷	۰/۰۱۹۷	۱/۰۴۶۹	۳/۶۵	۰/۱۱۹	۰/۳۵۱	۰/۵۳

منبع: محاسبات تحقیق

۲.۴ تعیین توزیع‌های پیشین پارامترها

به‌منظور انجام برآورد بیزین، نخست باید توزیع، میانگین، و انحراف معیار پیشین برای پارامترهایی که می‌خواهیم برآورد کنیم تعیین شود. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب می‌شود.

---

[۱] این داده‌ها در بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی تا سال ۱۳۹۱ در دسترس است (http://tsd.cbi.ir/)

[۲] نرخ‌های سود در بازار غیرمتشکل پولی به‌طور رسمی توسط بانک مرکزی منتشر نمی‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

همان‌طور که در جدول ۲ نشان داده شده است، از توزیع بتا برای پارامترهای h ، ω ، ϕ ، α ، ψ ، γ_p و ضرایب فرایندهای خودرگرسیونی که در بازه صفر تا یک قرار دارند استفاده شده است. همچنین، توزیع گاما توزیعی با دامنهٔ از صفر تا بی‌نهایت است. به همین دلیل، برای پارامترهایی مانند σ_c ، σ_l ، و σ_m که دارای دامنهٔ مثبت‌اند، از این توزیع استفاده می‌شود. درصورتی‌که برای این پارامترها از توزیع نرمال استفاده شود، ممکن است برای مشاهدات با چند انحراف معیار پایین‌تر از میانگین، به مقادیری برسیم که خارج از دامنهٔ مدنظر برای آن پارامتر هستند. از توزیع نرمال برای پارامترهایی مانند ι استفاده می‌شود که بیکران‌اند[1]. برای انحراف معیار تکانه‌ها توزیع درنظرگرفته‌شده گامای معکوس[2] با انحراف معیار بی‌نهایت است.

توزیع، میانگین، و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترهای سه الگو (میانگین و انحراف معیار پسین[3] پارامترها) در جدول ۲ آورده شده است.[4] توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگوهای مختلف این مطالعه در پیوست ۱ آورده شده است.

به‌منظور تشخیص همگرایی تک‌تک پارامترها و کل پارامترهای الگوی شبیه‌سازی‌شده از آزمون تشخیصی زنجیرهٔ مونت‌کالوی مارکوف تک‌متغیره و چندمتغیره[5] استفاده شده است. آزمون‌های همگرایی بروکز و گلمن بیانگر این است که مشکلی در تخمین پارامترهای الگو وجود ندارد و این تخمین‌ها قابل‌اتکا هستند، زیرا تقریباً پس از گذشت ۴۰ هزار نمونه‌گیری همگرایی کلی[6] حاصل شده است (پیوست ۲). همچنین، بررسی این آزمون برای تک‌تک پارامترها نیز رضایت‌بخش بوده است.[7]

شباهت بسیار نزدیک چگالی پیشین و پسین پارامترهای σ_c و σ_l به آن معناست که یا میانگین چگالی احتمال پیشین درست بوده یا اینکه نمی‌توان از تابع درست‌نمایی و بنابراین داده‌های مورد استفاده برای برآورد، اطلاعاتی بیش از اطلاعات اولیه استخراج کرد.

---

[1] unbounded

[2] inverse-gamma

[3] posterior mean and standard deviation

[4] برآورد بیزی الگو با استفاده از برنامهٔ Dynare تحت نرم‌افزار MATLAB صورت گرفته است.

[5] MCMC univariate/multivariate convergence diagnostic

[6] overall convergence

[7] نتایج مربوط به آزمون‌های بروکز و گلمن برای تک‌تک پارامترهای هریک از سه الگوی مورد بررسی به‌دلیل کمبود فضا در این مطالعه گزارش نشده و به درخواست خواننده قابل‌ارسال است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

درصورتی‌که حالت دوم صحیح باشد، نتایج برآورد بیزی بدان‌معنی خواهد بود که این پارامترها کالیبره شده‌اند.

جدول ۲

توزیع پسین پارامترهای الگوها

پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	الگوی ۱ هایبرید	الگوی ۲ چسبندگی اطلاعات	الگوی ۳ چسبندگی دوگانه
h	بتا	۰/۳۲[۱] (۰/۱)	۰/۲۳۸۹ {۰/۱۴ـ۰/۳۴}	۰/۲۴۰۵ {۰/۱۴ـ۰/۳۴}	۰/۲۶۲۳ {۰/۱۶ـ۰/۳۷}
σ_c	گاما	۴/۱۶[۲] (۰/۱)	۴/۱۵۹۸ {۳/۹۹ـ۴/۳۲}	۴/۱۶۵ {۳/۹۹ـ۴/۳۲}	۰/۴۱۶۸۷ {۴ـ۴/۳}
σ_l	گاما	۲/۸۹ (۰/۱)	۲/۹۵۱۲ {۲/۷۸ـ۳/۱۲}	۲/۸۹۷ {۲/۷۴ـ۳/۰۶}	۲/۸۹۹۳ {۲/۷ـ۳/۰۶}
σ_m	گاما	۱/۸۵ (۰/۱۹)	۲/۱۷۴۲ {۱/۸۵ـ۲/۴۹}	۲/۰۱۲ {۱/۷۱ـ۲/۳۱}	۱/۹۵۵۸ {۱/۷۹ـ۲/۱}
ω	بتا	۰/۳۹۳۱[۳] (۰/۰۱۹۶)	۰/۵۲۶۳ {۰/۵۱ـ۰/۵۴}	–	۰/۴۷۶۳ {۰/۴۴ـ۰/۵۱}
ϕ	بتا	۰/۵۱ (۰/۰۵)	–	۰/۷۹۷ {۰/۷۸ـ۰/۸۱}	۰/۷۳۸۷ {۰/۷۱ـ۰/۷۶}
α	بتا	۰/۴۴۳ (۰/۰۵)	۰/۴۷۷۵ {۰/۳۹ـ۰/۵۶}	۰/۴۲۸ {۰/۳۵ـ۰/۵۱}	۰/۴۴۰۰ {۰/۴۱ـ۰/۴۷}
ψ	نرمال	۰/۰۵ (۰/۰۱)	۰/۱۳۳۱ {۰/۱۲ـ۰/۱۴}	۰/۱۷۲ {۰/۱۵ـ۰/۱۹}	۰/۱۳۶۴ {۰/۱۳ـ۰/۱۴}

[۱] مبتنی بر برآورد الگوی AR(1)

[۲] عینیان و نیلی (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های سالانهٔ «هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی» در بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۱، به بررسی پویایی مصرف خانوارهای ایرانی پرداخت. با برآورد معادلهٔ اولر مصرف، کشش جانشینی بین‌دوره‌ای مصرف را با استفاده از تصریح‌های مختلف در بازه (۰/۰۹،۰/۲۴) برآورد کرد. میانگین و میانهٔ برآوردها به‌ترتیب ۰/۱۳۴۵ و ۰/۱۲ بود. به‌منظور کالیبراسیون الگوی مطالعهٔ حاضر از حد بالای برآوردها (۰/۲۴) برای محاسبهٔ عکس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای مصرف استفاده شده است. مقداردهی فعلی (۴/۱۶) در مقایسه با مقداردهی این پارامتر در سایر مطالعات انجام‌شده در ایران اختلاف قابل‌توجهی دارد. این اختلاف از آنجا نشئت می‌گیرد که مقداردهی در سایر مطالعات داخلی بر اساس مقدار این پارامتر در کشورهای توسعه‌یافته انتخاب شده است. درحالی‌که بر اساس مطالعات تجربی، در کشورهای درحال توسعه مقدار برآوردشده برای پارامتر کشش جانشینی مصرف اختلاف قابل‌توجهی با مقدار این پارامتر در کشورهای توسعه‌یافته دارد (هاورانک و همکاران، ۲۰۱۴).

[۳] مبتنی بر برآورد بیزی این پارامتر در مطالعهٔ توکلیان (۱۳۹۳)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

ادامه جدول ۲

پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	الگوی ۱ هایبرید	الگوی ۲ چسبندگی اطلاعات	الگوی ۳ چسبندگی دوگانه
ι	نرمال	۹/۰۵۲[۱] (۱/۳۵۹)	۱/۷۸۱۳ {۰/۹۶_۲/۶}	۷/۷۸۹ {۵/۳۲_۱۰/۲}	۸/۴۸۶۳ {۶/۳_۱۰/۷}
ρ_a	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۸۱۲۲ {۰/۷۵_۰/۸۷}	۰/۸۷۲ {۰/۸۲_۰/۹۲}	۰/۸۷۵۰ {۰/۸۳_۰۳۹۲}
ρ_g	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۶۶۴۵ {۰/۵۴_۰/۷۹}	۰/۶۶۵ {۰/۵۴_۰/۸۷}	۰/۶۷۰۱ {۰/۵۵_۰/۷۹}
ρ_m	بتا	۰/۴۴[۲] (۰/۰۵)	۰/۲۷۴۴ {۰/۲۱_۰/۳۳}	۰/۳۰۲ {۰/۲۴_۰/۳۷}	۰/۳۰۲۰ {۰/۲۴_۰/۳۶}
ρ_f	بتا	۰/۲۷[۳] (۰/۱)	۰/۱۷۴۰ {۰/۰۷_۰/۲۷}	۰/۱۷۹ {۰/۰۷_۰/۲۸}	۰/۱۷۵۵ {۰/۰۷_۰/۲۸}
ρ_θ	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۵۲۱۶ {۰/۵۲_۰/۵۹}	۰/۶۲۰ {۰/۵۵_۰/۶۹}	۰/۵۰۱۷ {۰/۴۲_۰/۵۸}
ρ_χ	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۶۸۳۸ {۰/۵۷_۰/۸}	۰/۶۹۱ {۰/۵۷_۰/۸۲}	۰/۶۷۲۳ {۰/۵۵_۰/۸}
γ_p	بتا	۰/۷[۴] (۰/۰۵)	۰/۷۵۶۵ {۰/۶۸_۰/۸۳}	–	–
σ_a	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۲۸۶۷ {۰/۲۴_۰/۳۳}	۰/۲۶۵ {۰/۲۲_۰/۳۱}	۰/۳۰۲۲ {۰/۲۶_۰/۳۴}
σ_θ	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۱/۴۳۳۴ {۱/۲۳_۱/۶۲}	۰/۸۶۵ {۰/۶۹_۱/۰۳}	۱/۴۴۲۸ {۱/۲_۱/۶}
σ_m	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۵۰۰ {۰/۰۴_۰/۰۶}	۰/۰۵۰۶ {۰/۰۴_۰/۰۶}	۰/۰۵۰۷ {۰/۰۴_۰/۰۶}
σ_g	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۷۷۳ {۰/۰۷_۰/۰۹}	۰/۰۷۷ {۰/۰۷_۰/۰۸}	۰/۰۷۷۴ {۰/۰۷_۰/۰۹}
σ_f	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۱۷۸۳ {۰/۱۵_۰/۲۱}	۰/۱۶۷۸ {۰/۱۴_۰/۱۹}	۰/۱۸۴۰ {۰/۱۵_۰/۲۲}
σ_χ	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۴۴۲ {۰/۰۳_۰/۰۵}	۰/۰۲۹۶ {۰/۰۲_۰/۰۴}	۰/۰۳۰۹ {۰/۰۳_۰/۰۴}

توضیحات جدول: اعداد داخل کروشه بیانگر فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد است.

[۱] آدالفسون و همکاران، ۲۰۰۷
[۲] مبتنی بر برآورد الگوی AR(1)
[۳] گلین و کولیکوو، ۲۰۰۹
[۴] مبتنی بر برآورد بیزی این پارامتر در مطالعهٔ توکلیان (۱۳۹۳)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

۵ مقایسهٔ الگوهای مختلف قیمت‌گذاری

معیارهایی که در این مطالعه برای مقایسهٔ الگوهای قیمت‌گذاری استفاده شده است مبتنی بر ۱ـ مقایسهٔ احتمال پسین الگوها (روش مقایسهٔ الگوی بیزی[1])، ۲ـ مقایسهٔ گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی‌شدهٔ الگو با داده‌های دنیای واقعی، ۳ـ مقایسهٔ خودهمبستگی نرخ تورم واقعی با میانهٔ توزیع پسین هریک از الگوها، و ۴ـ بررسی توابع عکس‌العمل آنی (IRF) است. در این بخش، هریک از این چهار معیار به‌ترتیب توضیح داده می‌شود.

۱.۵ روش مقایسهٔ الگوی بیزی

در این مطالعه، با استفاده از راست‌نمایی نهایی، الگوهای مختلف قیمت‌گذاری با یکدیگر مقایسه می‌شوند. با این روش، می‌توانیم تعیین کنیم هریک از الگوهای قیمت‌گذاری تا چه حد توانسته‌اند داده‌های واقعی را توضیح دهند. یک مزیت معیار راست‌نمایی نهایی این است که از افزایش بی‌رویهٔ پارامترها[2] ممانعت به عمل می‌آورد. به‌عبارت دیگر بر اساس این معیار، الگوهایی با چسبندگی‌های بیشتر لزوماً رتبهٔ بهتری به‌دست نخواهند آورد اگر چسبندگی‌های اضافی به توضیح بیشتر داده‌ها منجر نگردد.

جدول ۳ راست‌نمایی‌های نهایی را برای الگوهای مختلف قیمت‌گذاری ارائه می‌دهد. بر اساس نتایج، مشاهده می‌شود که الگوی چسبندگی دوگانه با داده‌های دنیای واقعی انطباق بیشتری دارد. در ستون دوم جدول ۳ احتمال پسین آورده شده است. در مقایسهٔ الگوها به روش بیز، احتمال پیشین الگوها برابر فرض شده است. همان‌طور که اعداد ستون دوم نشان می‌دهد، داده‌های دنیای واقعی قویاً از الگوی قیمت‌گذاری چسبندگی دوگانه پشتیبانی می‌کنند. احتمال پسین الگوی قیمت‌گذاری چسبندگی دوگانه یک و این احتمال برای سایر الگوهای قیمت‌گذاری صفر است. اگر احتمال‌های پسین به‌عنوان معیار کلی انطباق و سازگاری با دنیای واقعی تفسیر شوند، آنگاه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که الگوی قیمت‌گذاری چسبندگی دوگانه به‌طور معناداری بهتر از سایر الگوهای مورد بررسی قادر است داده‌های دنیای واقعی را توضیح دهد.

---

[1] Baysian Model Comparison

[2] overparametrization

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

جدول ۳
مقایسهٔ احتمال پسین الگوها

	لگاریتم راست‌نمایی نهایی	احتمال پسین
هایبرید	۵۵۶/۵۱	۰
اطلاعات چسبنده	۵۴۷/۸۷	۰
چسبندگی دوگانه	۵۸۷/۵۵	۱

توضیح جدول: مقایسهٔ الگوها مبتنی بر تقریب لاپلاس[1] است. از یک توزیع یکنواخت برای تعیین احتمال‌های پیشین الگوها استفاده شده و احتمال ۰/۲ برای تمام الگوها در نظر گرفته شده است.

۲.۵ بررسی گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی‌شده و داده‌های واقعی

هرکدام از سه الگوی مورد بررسی برای ۱۰۰ هزار دوره شبیه‌سازی شده‌اند. پس از شبیه‌سازی الگوها، گشتاورهای داده‌های تولیدشده توسط هر الگو با گشتاورهای مشاهده‌شده در داده‌های دنیای واقعی مورد مقایسه قرار گرفته است. الگویی که نزدیک‌ترین گشتاور به گشتاور داده‌های دنیای واقعی را تولید کرده باشد به‌عنوان بهترین الگو که توانسته است واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران را نسبت به سایر الگوها توضیح دهد، انتخاب می‌شود. در جدول ۴، مقایسهٔ گشتاورهای الگوهای قیمت‌گذاری مختلف آورده شده است. در این جدول، از انحراف معیار به‌عنوان شاخص نوسانات استفاده شده است. این مقایسه صرفاً با تمرکز بر دو متغیر کلیدی یعنی تورم و تولید انجام شده است.

جدول ۴
مقایسهٔ گشتاورهای واقعی و شبیه‌سازی‌شدهٔ نرخ تورم و شکاف تولید

	نوسانات تورم	نوسانات شکاف تولید
داده‌های واقعی	۰/۰۱۷۴۵۶	۰/۰۳۰۵۳۵
الگوی هایبرید	۰/۰۱۶۶۳۶	۰/۰۱۹۷۴۹
الگوی اطلاعات چسبنده	۰/۰۲۳۳۱۱	۰/۰۳۵۹۹۰
الگوی چسبندگی دوگانه	۰/۰۱۸۵۱۱	۰/۰۳۴۸۸۰

توضیحات: منظور از نوسانات همان انحراف معیار است.

همان‌طور که از جدول ۴ مشاهده می‌شود، الگوی هایبرید نزدیک‌ترین گشتاور به گشتاور داده‌های واقعی تورم را تولید کرده است. البته به‌رغم آنکه الگوی هایبرید نوسانات تورم را

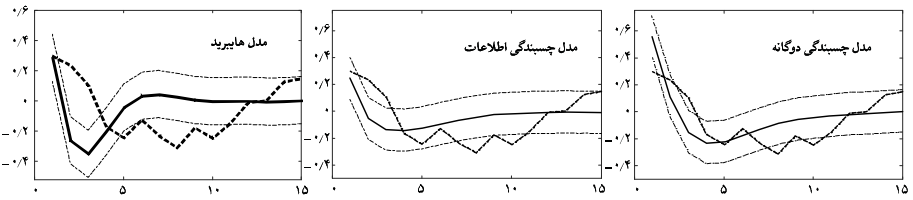
[1] Laplace Approximation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

بهتر از سایر الگوها شبیه‌سازی کرده است، این الگو در شبیه‌سازی نوسانات شکاف تولید در مقایسه با بسیاری از الگوها در وضعیت بدتری قرار دارد. الگوی چسبندگی دوگانه پس از الگوی هایبرید بیشترین نزدیکی را به گشتاور داده‌های واقعی تورم دارد. علاوه بر این، الگوی چسبندگی دوگانه عملکرد خوبی نیز در شبیه‌سازی نوسانات شکاف تولید دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه‌گیری کرد الگوی چسبندگی دوگانه بهترین عملکرد را در توضیح گشتاورهای داده‌های واقعی نرخ تورم و شکاف تولید دارد.

۳.۵ معیار ماندگاری تورم

در ادبیات، در حمایت از دو الگوی چسبندگی اطلاعات و چسبندگی دوگانه بیان می‌شود که این الگوها به‌دلیل نوع تصریحی که دارند، قادرند ماندگاری تورم را بدون درنظرگرفتن شاخص‌بندی و یا درجهٔ بالای چسبندگی نشان دهند. بنابراین، یک روش مرسوم در ادبیات برای مقایسهٔ عملکرد الگوهای قیمت‌گذاری مختلف، بررسی توانایی آن‌ها در شبیه‌سازی ماندگاری تورم است. به همین منظور، شکل ۱ ضرایب خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شدهٔ نرخ تورم را با میزان ضرایب خودهمبستگی داده‌های تاریخی تورم نشان می‌دهد.



شکل ۱. بررسی و مقایسهٔ خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده و واقعی تورم (در الگوهای قیمت‌گذاری مختلف)

توضیحات: خط پیوسته نشان‌دهندهٔ خودهمبستگی مربوط به داده‌های شبیه‌سازی‌شده و خط (ـ) نشان‌دهندهٔ فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی است. خط نقطه‌چین (ـ ـ) بیانگر ضرایب خودهمبستگی داده‌های تاریخی تورم است.

به‌رغم آنکه الگوی هایبرید در وقفهٔ اول بهتر از سایر الگوها می‌تواند خودهمبستگی داده‌های واقعی تورم را شبیه‌سازی کند، در وقفه‌های بیشتر از یک، ضرایب خودهمبستگی به‌سرعت کاهش می‌یابد و به زیر صفر می‌رود. در بیشتر وقفه‌ها، الگوی هایبرید ماندگاری تورم را

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

بیش‌ازحد برآورد می‌کند. در الگوی هایبرید، فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی، ضرایب خودهمبستگی در ۸ وقفه از ۱۵ وقفه را دربر نمی‌گیرد.

از میان الگوهای مختلف، ضرایب خودرگرسیونی در الگوی چسبندگی دوگانه بیشترین همبستگی را با ضرایب خودرگرسیونی داده‌های واقعی تورم دارد (تقریباً ۷۰ درصد). همچنین، از میان ۱۵ وقفهٔ مورد بررسی تنها چهار وقفه در فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی قرار نمی‌گیرند و سایر ضرایب در داخل این دامنهٔ اطمینان هستند. البته، شکاف میان ضرایب خودرگرسیونی داده‌های واقعی در این چهار وقفه (وقفهٔ اول، سوم، هشتم، و دهم) با باند ۹۰ درصد نسبت به سایر الگوها قابل‌اغماض است. این شواهد دلالت بر این دارد که الگوی چسبندگی دوگانه توانسته است ماندگاری تورم را به‌صورت درون‌زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص‌بندی تولید کند.

در مجموع، علت عملکرد بهتر الگوی چسبندگی دوگانه می‌تواند در نوع تصریح آن باشد. در الگوی چسبندگی دوگانه، نرخ تورم در دورهٔ جاری به نرخ تورم در دورهٔ گذشته، نرخ تورم انتظاری، و همچنین انتظارات گذشته از نرخ تورم بستگی دارد. به‌نوعی می‌توان گفت این الگو ترکیبی از دو تصریح الگوی کالوو با شاخص‌بندی و الگوی اطلاعات چسبنده را در خود جای داده است.

۴.۵ بررسی توابع عکس‌العمل آنی

جهت بررسی پویایی‌های متغیرهای کلیدی (نرخ تورم و شکاف تولید) نسبت به تکانه‌های مختلف، از توابع عکس‌العمل آنی که بر اساس الگوی برآوردشده به‌دست می‌آیند، استفاده می‌شود. در این مطالعه، توجه و تأکید اصلی بر بررسی تکانه‌های سیاست پولی بر اقتصاد است. سؤال مهم در تحلیل اثر تکانه‌های پولی این است که آیا نحوهٔ واکنش تورم به تکانهٔ پولی را می‌توان با نمودار کوهانی شکل[1] نشان داد. به‌عبارت دیگر، آیا مدت‌زمانی طول خواهد کشید تا اثر یک تکانهٔ پولی به‌طور کامل در متغیر تورم تخلیه شود یا در همان لحظهٔ وقوع تکانه شاهد بیشترین واکنش تورم خواهیم بود؟

منکیو و ریس (۲۰۰۲) بیان کردند که واکنش همراه با تأخیر تورم به تکانه پولی در الگوهای نوکینزی ــ با فرض الگوی کالوو ــ مشاهد نمی‌شود. به‌عبارت دیگر، تابع واکنش نرخ تورم نسبت به تکانه پولی کوهانی‌شکل نیست. این واقعیات آشکارشده یک معیار مرسوم برای ارزیابی نظری الگوهای قیمت‌گذاری در ادبیات است (کریستیانو، آیکنبام، و اوانز

[1] hump-shaped

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

(۲۰۰۱و ۲۰۰۵)). شکل ۲ میانهٔ واکنش تورم به تکانه پولی (به اندازهٔ یک انحراف معیار) را به‌همراه فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد برای سه الگوی قیمت‌گذاری این مطالعه نشان می‌دهد. بر اساس تصریح منحنی فیلیپس تحت اطلاعات چسبنده و چسبندگی دوگانه، انتظار بر این است که این دو الگو بتوانند به‌خوبی اینرسی تورم و واکنش کند قیمت‌ها به تکانه پولی را شبیه‌سازی کنند.

برخلاف انتظار در الگوی اطلاعات چسبنده، واکنش همراه با تأخیر تورم مشاهده نمی‌شود و نرخ تورم در همان لحظهٔ وقوع تکانه پولی بیشترین واکنش را نشان می‌دهد. در دورهٔ دوم، میزان واکنش قیمت‌ها با کاهش ناچیزی حول میزان واکنش دورهٔ اول (وقوع تکانه) باقی می‌ماند و در دوره‌های بعدی روند نزولی به خود می‌گیرد و در دورهٔ نهم خط صفر را قطع می‌کند (به‌عبارت دیگر، اثر تکانه پولی پس از نُه دوره از بین می‌رود).

این در حالی است که در الگوی چسبندگی دوگانه تابع واکنش آنی تورم به تکانه پولی کوهانی‌شکل است. به بیان دیگر، تکانه پولی بیشترین تأثیر خود را در تورم در دورهٔ دوم به جای می‌گذارد که بیانگر لختی تورم است. همانند الگوی چسبندگی اطلاعات، تأثیر تکانه پولی پس از گذشت نُه فصل از بین می‌رود.

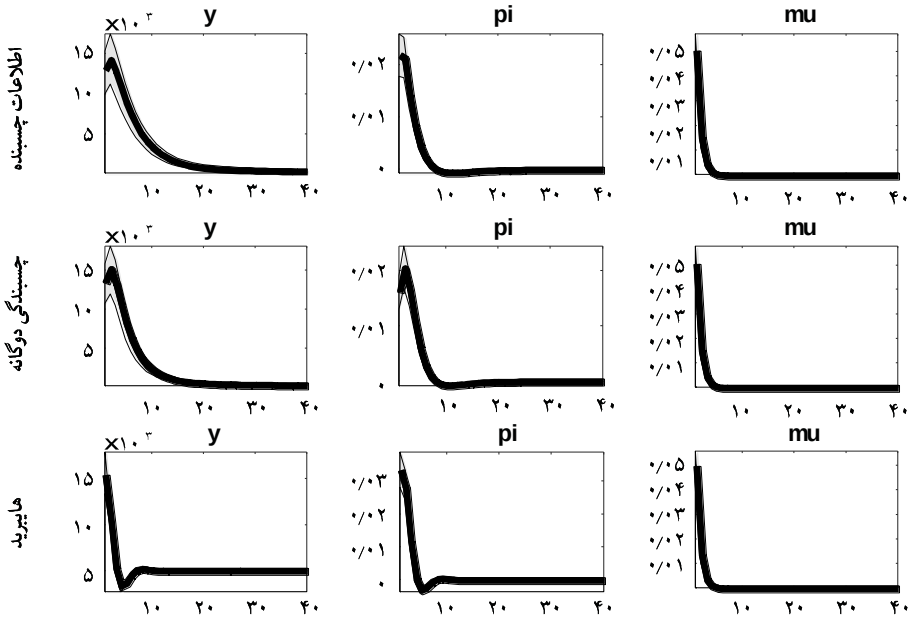
رفتار تورم در الگوی هایبرید نیز مانند الگوی چسبندگی اطلاعات به‌نحوی است که تکانه پولی در همان دورهٔ اول بیشترین تأثیر را در این متغیر دارد.

بررسی تابع واکنش شکاف تولید به تکانه پولی در الگوی چسبندگی دوگانه نیز بیانگر کوهانی‌بودن این تابع است. به‌عبارت دیگر، حداکثر واکنش شکاف تولید به تکانه پولی با یک وقفه همراه خواهد بود که نشان‌دهندهٔ آثار باوقفهٔ سیاست پولی در تولید در این الگوست. به‌عبارت دیگر، اثر تکانه انبساطی پولی در تولید ابتدا به‌صورت افزایشی است، زیرا تقاضا در طول زمان رشد می‌کند و سرانجام کاهش می‌یابد، زیرا در نتیجهٔ آن قیمت‌ها تعدیل می‌شود. وقفهٔ زمانی میان اعمال سیاست پولی و اثر آن در تولید و تورم توسط بسیاری از مطالعات تجربی مورد تأیید قرارگرفته است (والش[1]، ۲۰۱۰). بنابراین، می‌توان گفت الگوی چسبندگی دوگانه در نشان‌دادن آثار سیاست پولی نسبت به سایر الگوها قرابت بیشتری با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران دارد.

[1] Walsh

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

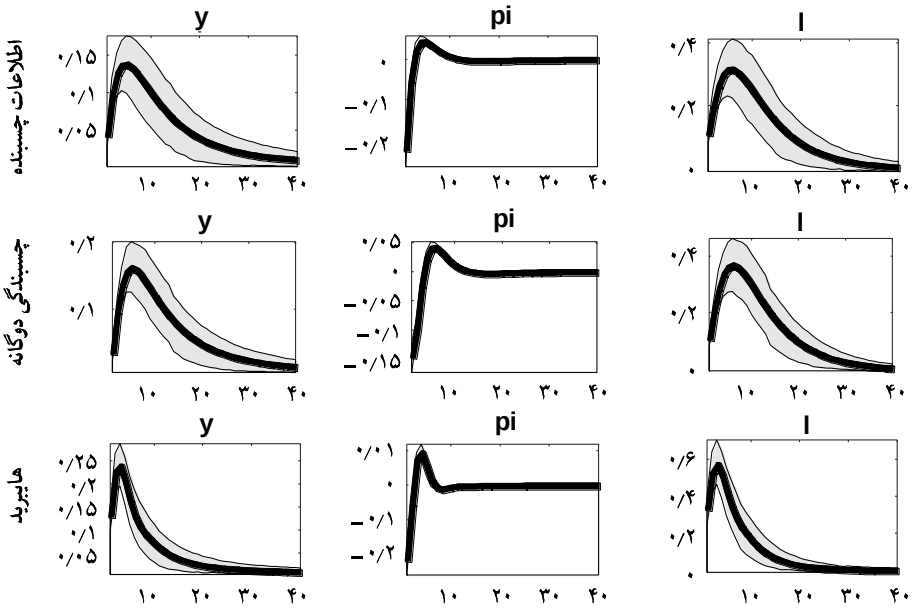


شکل ۲. توابع واکنش آنی نسبت به یک تکانه پولی به اندازهٔ یک انحراف معیار
توضیحات: خط پیوسته نشان‌دهندهٔ میانهٔ واکنش‌ها در توزیع پسین است. نواحی خاکستری نشان‌دهندهٔ فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدند. محور افقی برحسب فصل است (اندازهٔ تکانه پولی که به‌صورت یک انحراف معیار تعریف می‌شود در حدود ۵ درصد است).

علاوه بر بررسی اثر تکانه پولی در دو متغیر کلیدی تورم و تولید، در شکل ۳ توابع واکنش سه متغیر تورم، تولید، و سرمایه‌گذاری نسبت به تکانه بهره‌وری آورده شده است. همان‌طور که انتظار می‌رود، واکنش تورم براثر اصابت یک تکانه بهره‌وری در تمام الگوها آنی است. به‌عبارت دیگر، در همان دورهٔ اول بیشترین تأثیر تکانه بهره‌وری در تورم بروز می‌کند (برخلاف تأثیر همراه با تأخیر تکانه پولی).

تابع واکنش تولید و سرمایه‌گذاری براثر اصابت تکانه بهره‌وری مثبت در تمام الگوهای مورد بررسی به‌شکل کوهانی است. البته در الگوی چسبندگی اطلاعات و چسبندگی دوگانه، این کوهانی‌بودن در مقایسه با الگوی هایبرید ملموس‌تر است و تکانه بهره‌وری تأثیر طولانی‌تری در تولید و سرمایه‌گذاری در این دو این الگو دارد (اثر تکانه پس از گذشت ۴۰ دوره از بین می‌رود).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]



شکل ۳. توابع واکنش آنی نسبت به یک تکانه بهره‌وری به اندازهٔ یک انحراف معیار

توضیحات: خط پیوسته نشان‌دهندهٔ میانهٔ واکنش‌ها در توزیع پسین است. نواحی خاکستری نشان‌دهندهٔ فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدند. محور افقی برحسب فصل است.

۶ جمع‌بندی

هریک از تصریح‌های منحنی فیلیپس دلالت‌های مختلفی برای سیاست‌گذاری پولی به‌همراه دارد، زیرا تحولات تورم و رابطهٔ بده‌بستان تورم و شکاف تولید در هریک از تصریح‌های منحنی فیلیپس متفاوت است و بنابراین سیاست پولی بهینه تحت هریک از این تصریح‌ها نیز بالتبع متفاوت خواهد بود. با درک اهمیت موضوع و به‌منظور شناسایی منحنی فیلیپس سازگار با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران، در این مطالعه تصریح‌های مختلف منحنی فیلیپس در چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مورد مقایسه و بررسی قرارگرفت. بدین‌منظور، الگوهای قیمت‌گذاری مختلف شامل کالوو با شاخص‌بندی جزئی (هایبرید)، چسبندگی اطلاعات، و چسبندگی دوگانه در نظرگرفته شد.

به‌منظور مقایسهٔ الگوهای قیمت‌گذاری مختلف در این مطالعه از چهار معیار استفاده شد. بر اساس معیار اول، احتمال پسین الگوی چسبندگی دوگانه نسبت به سایر الگوها به‌طور

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

قابل‌توجهی بالاتر بود. احتمال پسین الگوی قیمت‌گذاری چسبندگی دوگانه یک و این احتمال برای سایر الگوهای قیمت‌گذاری صفر است. نتایج بیانگر آن است که داده‌های دنیای واقعی قویاً از الگوی قیمت‌گذاری چسبندگی دوگانه پشتیبانی می‌کند. اگر احتمال‌های پسین به‌عنوان معیار کلی انطباق و سازگاری با دنیای واقعی تفسیر شوند، آنگاه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که الگوی قیمت‌گذاری چسبندگی دوگانه به‌طور معناداری بهتر از سایر الگوهای مورد بررسی قادر است داده‌های دنیای واقعی را توضیح دهد.

بر اساس معیار دوم، الگوی چسبندگی دوگانه بهترین عملکرد را در توضیح هم‌زمان گشتاورهای داده‌های واقعی نرخ تورم و شکاف تولید دارد. بر اساس معیار سوم، ضرایب خودرگرسیونی تورم در الگوی چسبندگی دوگانه بیشترین همبستگی را با ضرایب خودرگرسیونی داده‌های واقعی تورم دارد (تقریباً ۷۰ درصد). همچنین، از میان ۱۵ وقفهٔ مورد بررسی تنها چهار وقفه در فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی قرار نمی‌گیرند و سایر ضرایب در داخل این دامنهٔ اطمینان هستند. البته، شکاف میان ضرایب خودرگرسیونی داده‌های واقعی در این چهار وقفه (وقفهٔ اول، سوم، هشتم، و دهم) با فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد نسبت به سایر الگوها قابل‌اغماض است. این شواهد دلالت بر این دارد که الگوی چسبندگی دوگانه توانسته است ماندگاری تورم را به‌صورت درون‌زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص‌بندی تولید کند.

بر اساس معیار چهارم نیز الگوی چسبندگی دوگانه نسبت به سایر الگوها بهتر می‌تواند اینرسی تورم و واکنش کند قیمت‌ها به تکانه پولی را شبیه‌سازی کند. در این الگو، تابع واکنش آنی تورم به تکانه پولی کوهانی‌شکل است. به بیان دیگر، تکانه پولی بیشترین تأثیر خود را در تورم در دورهٔ دوم بر جای می‌گذارد و تأثیر تکانه پولی پس از گذشت نُه فصل از بین می‌رود.

در مجموع، منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه (چسبندگی هم‌زمان قیمت و اطلاعات) نسبت به سایر تصریح‌های فیلیپس با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران سازگاری و انطباق 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 وقفهٔ تورم نیز به‌صورت درون‌زا و به‌دلیل فرض هم‌زمان دو نوع چسبندگی قیمت و اطلاعات ظاهر می‌شود. چسبندگی قیمت باعث می‌شود تنها بخشی از بنگاه‌ها بتوانند قیمت کالای خود را تغییر دهند و از سویی دیگر چسبندگی اطلاعات باعث می‌شود تا بخشی از بنگاه‌هایی هم که فرصت تغییر قیمت می‌یابند مانند بنگاه‌های دورهٔ گذشته قیمت‌گذاری انجام دهند (زیرا اطلاعاتی که بر اساس آن تصمیم‌گیری می‌کنند قدیمی است). این فروض باعث می‌شود قیمت‌ها به وقفهٔ خود همبسته باشند. بنابراین، جزء با وقفهٔ تورم به‌دلیل تعامل این دو نوع

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

چسبندگی ظاهر می‌شود. الگوی چسبندگی دوگانه نسبت به الگوی هایبرید، پایهٔ خرد[1] قابل‌قبول‌تری برای اینرسی تورم ارائه می‌دهد. در الگوی هایبرید، بنگاه‌ها گذشته‌نگر فرض می‌شوند و جزء با وقفهٔ تورم به‌صورت برون‌زا در الگو لحاظ می‌گردد.

با توجه به اینکه در مطالعهٔ حاضر عملکرد طیف متنوعی از الگوهای قیمت‌گذاری مورد تحلیل و مقایسه قرار گرفت، این مطالعه می‌تواند به‌عنوان یک مطالعهٔ مرجع در خصوص تعیین الگوی قیمت‌گذاری مناسب در ساخت الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گیرد.

فهرست منابع

توکلیان، ح. (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۳)، ۲۲ـ۱.

توکلیان، ح. (۱۳۹۳). سیاست‌گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنج‌سالهٔ توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی ـ بانکی*، ۲۰، ۱ـ۳۸.

زمان‌زاده، ح. (۱۳۹۰). مدل‌سازی تکانه‌های پولی و نفتی در اقتصاد کلان ایران (VECMX). *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۹، ۹۱ـ۱۱۶.

سلیانی، س. م. (۱۳۸۳). بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران. تهران: پژوهشکدهٔ پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

صارم، م. (۱۳۹۳). انتخاب الگوی قیمت‌گذاری مناسب برای اقتصاد ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲ (۷۰)، ۱۸۰ـ۱۶۱.

صمدی، ع. و اوجی‌مهر، س. (۱۳۹۴). بررسی ماندگاری و سکون تورم در ایران: مقایسهٔ دو الگوی چسبندگی قیمت هیبرید و چسبندگی اطلاعات. *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۹، ۴۱ـ۷۲.

طهرانچیان، ا.، جعفری صمیمی، ا.، و بالونژاد نوری، ر. (۱۳۹۲). آزمون ماندگاری تورم در ایران (۱۳۵۱ـ۱۳۹۰): کاربردی از الگوهای ARFIMA. *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۱۱، ۲۸-۱۹.

عینیان، م. و برکچیان، م. (۱۳۹۳). شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران. *فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۲۰، ۱۶۱ـ۱۹۴.

کمیجانی، ا.، و توکلیان، ح. (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطهٔ مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۸، ۸۷ـ۱۱۷.

[1] Microfoundation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

الهی، ن.، نجارزاده، ا.، و عسگری، م. (۱۳۹۳). ارزیابی ماندگاری تورم در ایران. *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، ۳، ۴۷ـ۶۸.

Adolfson, M., Laseen, S., Linde, J., & Villani, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, XII (1983), 383–398.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C.L. (2001). *Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy* (NBER Working Paper Series, 8403).

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.

Dixon H, Kara E (2010). Can we explain inflation persistence in a way that is consistent with the micro-evidence on nominal rigidity, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 42(1), pp.151-170.

Dotsey, M., King, R. G., & Wolman, A. L. (1999). State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 655-690.

Dupor, B., Kitamura, T., & Tsuruga, T. (2010). Integrating sticky prices and sticky information. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3), 657-669.

Einian, M., & Nili, M. (2016). Consumption smoothing and borrowing constraints: Evidence from household surveys of Iran. Available at SSRN 2805089.

Gelain, P., & Kulikov, D. (2009). *An estimated dynamic stochastic general equilibrium model for Estonia. Bank of Estonia* (Working Paper 5/2009).

Hematy, M., & Jalali-Naini, A. R. (2015). Monetary policy reaction functions in Iran: an extended Kalman filter approach. *Journal of Money and Economy*, 10(3), 29-48.

Ibarra-Ramirez, R. (2010). *Forecasting Inflation in Mexico using factor models: Do disaggregated CPI data improve forecast accuracy?* (Bank of Mexico Working Paper, 2010-1).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

Jalali-Naini, A. R., & Hemmaty, M. (2013). Threshold effects in the monetary policy reaction function: Evidence from Central Bank of Iran. *Journal of Money and Economy*, 8(1), 1-30.

Korenok, O., & Swanson, N. R. (2007). How sticky is sticky enough? A distributional and impulse response analysis of new Keynesian DSGE models. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(6), 1481-1508.

Laforte, J. P. (2007). Pricing models: A Bayesian DSGE approach for the US economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(s1), 127-154.

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.

Rabanal, P., & Rubio-Ramírez, J. F. (2005). Comparing New Keynesian models of the business cycle: A Bayesian approach. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1151-1166.

Smets, F., & Wouters, R. (2005). Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: A Bayesian DSGE approach. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 161-183.

Trabandt, M. (2007). Sticky information vs. sticky prices: A horse race in a DSGE framework. *Riksbank Research Paper Series*, 209.

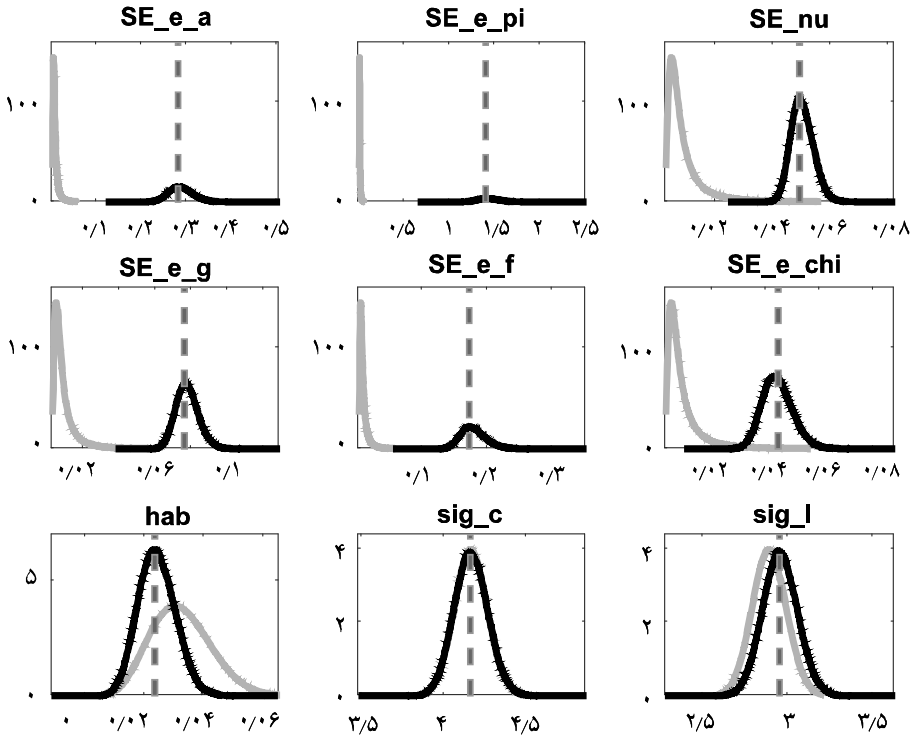
Walsh, C. E. (2010). Monetary theory & policy. Cambridge, MIT Press.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

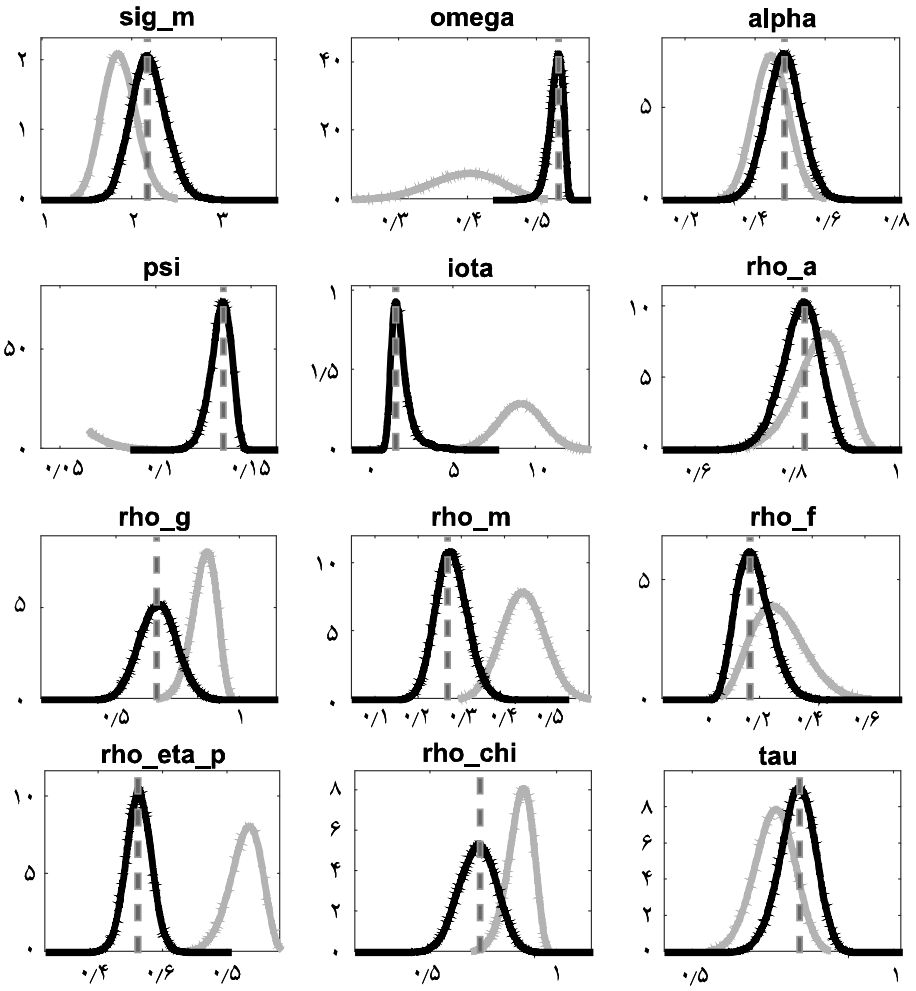
پیوست

پیوست ۱. توزیع پیشین و پسین پارامترهای الگوی مبنا



[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

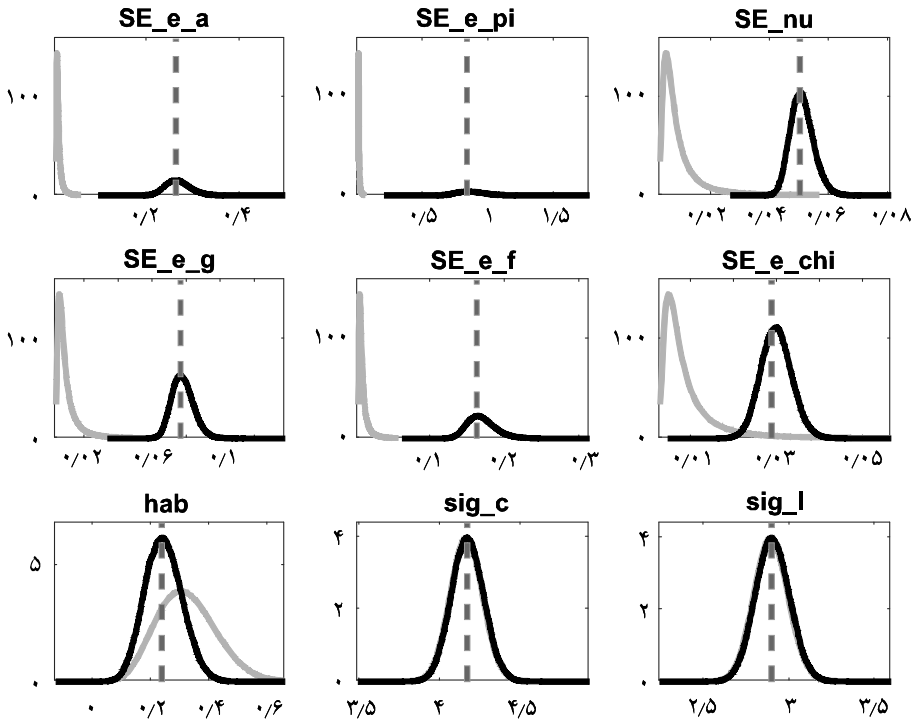
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]



شکل ۴. توزیع پسین پارامترهای الگوی هایبرید

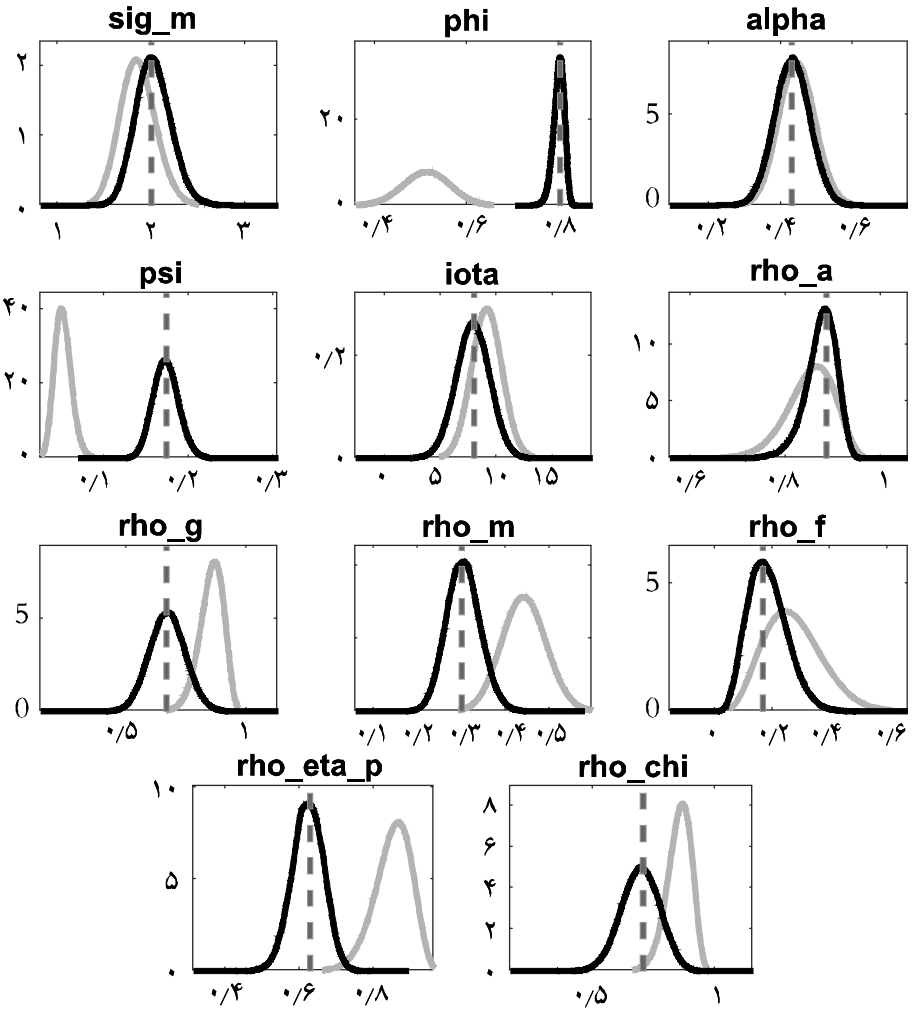
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]



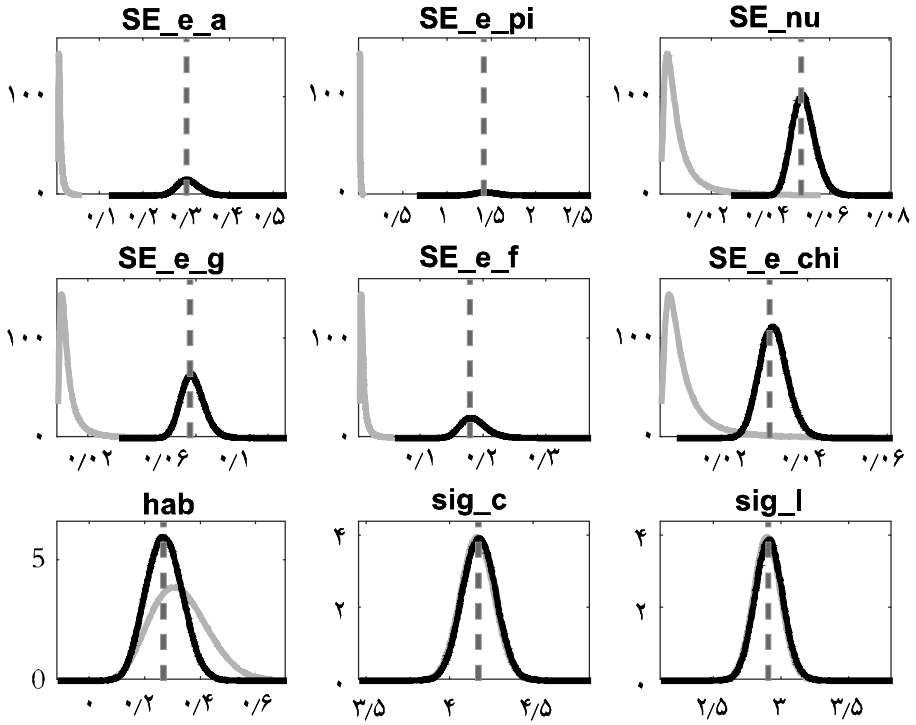
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]



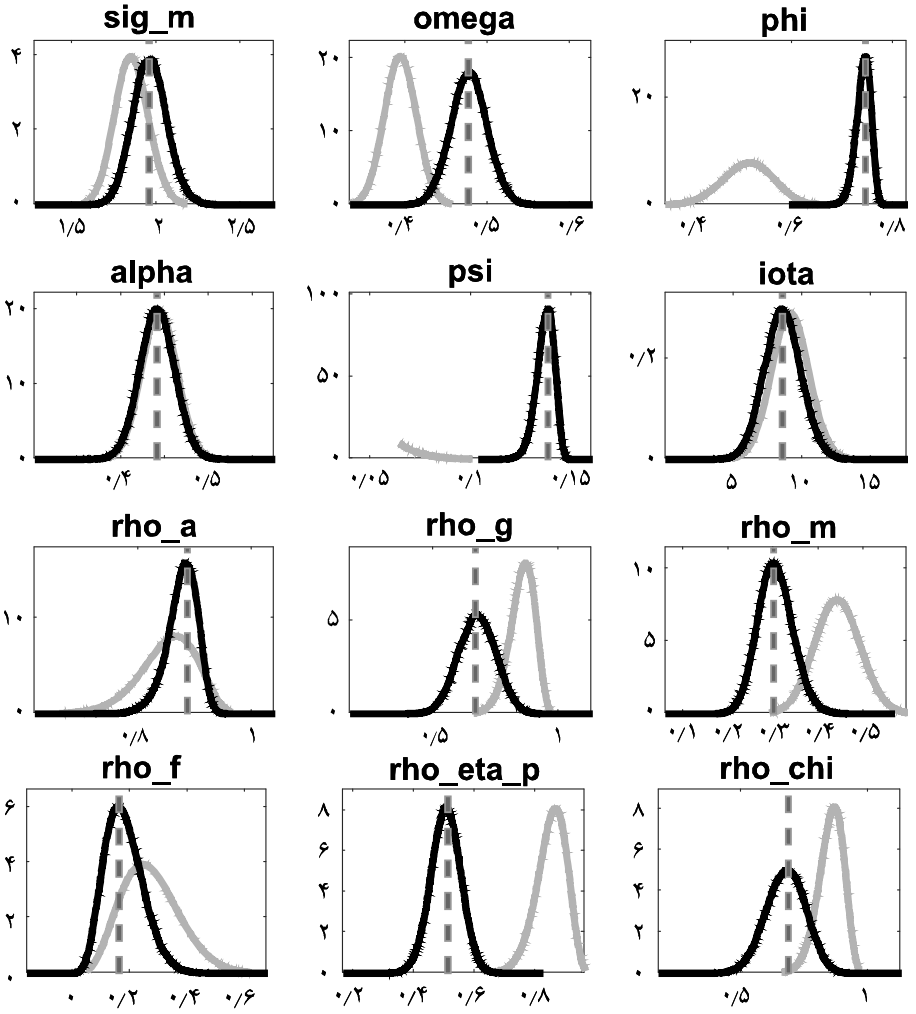
شکل ۵. توزیع پسین پارامترهای الگوی اطلاعات چسبنده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]



[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

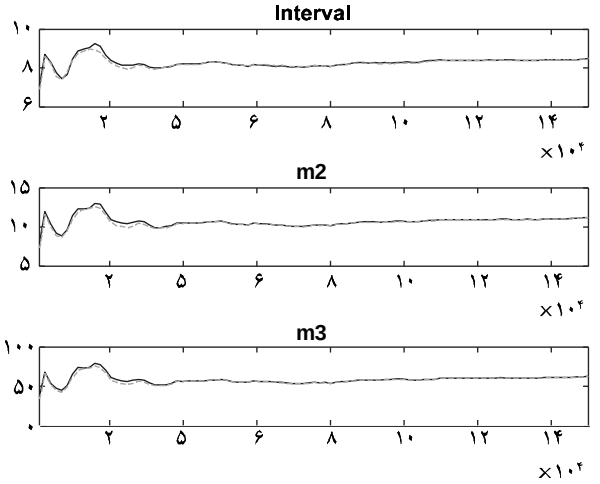
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]



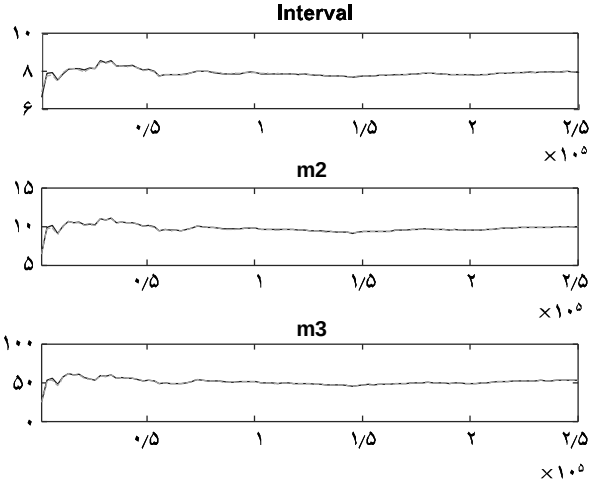
شکل ۶. توزیع پسین پارامترهای الگوی چسبندگی دوگانه

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

پیوست ۲. آزمون تشخیصی زنجیرهٔ مونت‌کارلو مارکوف (MCMC) چندمتغیره

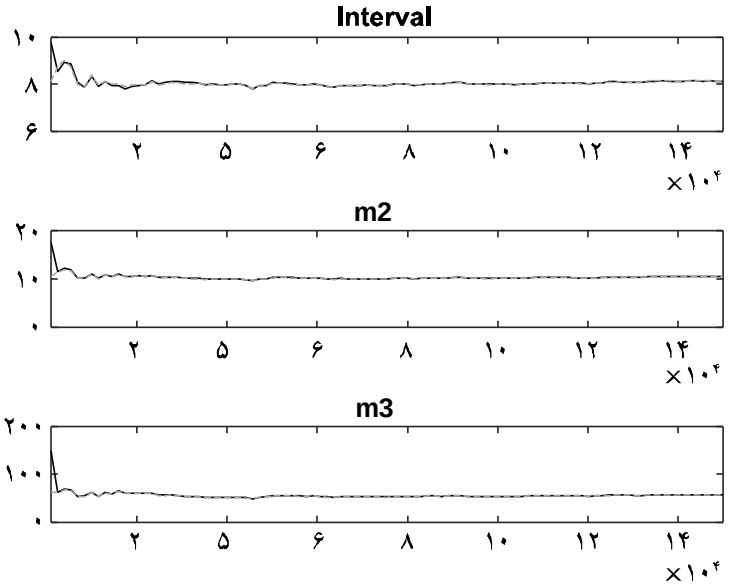


شکل ۷. آزمون همگرایی بوروکز و گلمن در الگوی هایبرید



شکل ۸. آزمون همگرایی بوروکز و گلمن در الگوی اطلاعات چسبنده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]



شکل ۹. آزمون همگرایی بوروکز و گلمن در الگوی چسبندگی دوگانه

توضیحات: خط سیاه و خاکستری به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ گشتاور موردنظر بین‌زنجیره‌ای و درون‌زنجیره‌ای است. اندازهٔ «Interval» با استفاده از فواصل اطمینان ۸۰ درصد حول میانگین محاسبه می‌شود. «m2» و «m3» به‌ترتیب مبتنی بر واریانس و گشتاور مرتبهٔ سوم هستند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1397.11.38.6.1]
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]