فصلنامه پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال چهاردهم، شماره ۵۰، زمستان ۱۴۰۰
صفحات ۷۴۷_۷۸۲

مدل‌سازی ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه در قالب الگوی DSGE؛ مطالعهٔ موردی اقتصاد ایران

مریم همتی *

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۵

چکیده

علی‌رغم اثبات تجربی تفاوت در درجهٔ چسبندگی قیمت کالاها، در مدل‌های کینزی جدید استاندارد برای تمام بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه، چسبندگی قیمت یکسانی در نظر گرفته می‌شود. در سال‌های اخیر، به‌منظور مدل‌سازی ناهمگنی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، نسلی جدید از مدل‌های قیمت‌گذاری معرفی شدند که در آن‌ها ـ برخلاف مدل‌های استاندارد قیمت‌گذاری ـ بین بنگاه‌ها از نظر درجهٔ چسبندگی قیمت و همچنین نوع چسبندگی اسمی تفاوت‌هایی وجود دارد. توجه به مسئلهٔ وجود ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها و مدل‌سازی آن به‌منظور بررسی دقیق‌تر آثار سیاست پولی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مطالعه با لحاظ تفاوت در درجهٔ چسبندگی قیمت و نیز تبعیت بنگاه‌ها از الگوهای مختلف قیمت‌گذاری کالا و خدمات، آثار سیاست پولی در متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان موردبررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج، الگوی چندبخشی که ترکیبی از چهار مدل قیمت‌گذاری (شامل مدل کالوو، کالوو با شاخص‌بندی جزئی (هایبرید)، اطلاعات چسبنده، و قیمت‌های کاملاً انعطاف‌پذیر) است، نسبت‌به سایر تصریح‌ها با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران انطباق بیشتری دارد. مدل چندبخشی بهترین عملکرد را در توضیح هم‌زمان گشتاورهای داده‌های واقعی نرخ تورم و شکاف تولید دارد. همچنین این مدل توانسته است ماندگاری تورم را به‌صورت درون‌زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص‌بندی توضیح دهد. علاوه‌براین، مدل چندبخشی نسبت‌به سایر مدل‌ها بهتر می‌تواند اینرسی تورم و واکنش کند قیمت‌ها به تکانهٔ پولی را شبیه‌سازی کند.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، ناهمگنی، درجهٔ چسبندگی قیمت، برآورد بیزی.
طبقه‌بندی JEL: E31، E37، E52.

* استادیار، گروه پول و ارز، پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی؛ m.hemmati@mbri.ac.ir

۱ مقدمه

مطالعات تجربی مبتنی بر داده‌های خرد قیمت‌ها نشان می‌دهد که ناهمگنی[1] قابل‌توجهی در درجهٔ چسبندگی قیمت میان کالاهای مختلف وجود دارد (بیلز و کلنو[2] (۲۰۰۴) و کلنو و کریستوو[3] (۲۰۰۸)). با فرض وجود تفاوت در درجهٔ چسبندگی قیمت کالاها، براثرِ اعمال سیاست پولی انبساطی، قیمت اقلامی که درجهٔ چسبندگی قیمت در آن‌ها بالاست، با تأخیر بسیار زیاد تعدیل می‌شود درحالی‌که قیمت اقلامی که درجهٔ چسبندگی در آن‌ها پایین‌تر است، سریع‌تر تعدیل می‌شود و در نتیجه شاهد تغییر قیمت‌های نسبی خواهیم بود. تغییر در قیمت‌های نسبی باعث ایجاد تغییرات در تولید بخش‌های مختلف می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، در بخش‌هایی که قیمت کالا در آن‌ها نسبت‌به سایر بخش‌ها پایین‌تر است، تقاضای روبه‌روی بنگاه بیشتر است و در نتیجه تولیدات این بخش نسبت‌به سایر بخش‌ها افزایش می‌یابد. تفاوت در درجهٔ چسبندگی قیمت بین بخش‌ها باعث می‌شود تا سیاست پولی آثار ناهمگنی در تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی داشته باشد؛ بنابراین، اندازه و ماندگاری آثار تکانه‌های پولی در کالاها و خدمات متفاوت است و به درجهٔ چسبندگی قیمت در میان اقلام بستگی دارد.

کاروالو[4] (۲۰۰۶)، بوآکز[5] و همکاران (۲۰۰۹)، و ناکامورا و استینسون[6] (۲۰۱۰) نشان دادند که درنظرگرفتن ناهمگنی در درجهٔ چسبندگی قیمت بین بنگاه‌ها باعث خواهد شد تا درجهٔ غیرخنثایی پول به‌طور قابل‌توجهی افزایش یابد (به‌عبارت‌دیگر، تکانه‌های سیاست پولی اثر بزرگ‌تر و پایدارتری در تولید حقیقی داشته باشند). بر اساس مطالعات مذکور می‌توان به این نتیجه رسید که ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها دلالت‌های مهمی برای تحلیل آثار سیاست پولی دارد. به‌منظور بررسی دقیق آثار سیاست پولی، توجه به مسئلهٔ وجود ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها و مدل‌سازی آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

---

[1] Heterogeneity
[2] Bils and Klenow
[3] Klenow and Krystov
[4] Carvalho
[5] Bouakez et al.
[6] Nakamura and Steinsson

مدل‌های قیمت‌گذاری وابسته به زمان استاندارد مانند مدل کالوو[1] (۱۹۸۳)، دلالت‌های محدودکننده‌ای برای توزیع دورهٔ ثبات قیمت‌ها[2] دارند. در مدل کالوو، بنگاه‌ها با احتمال تغییر قیمت یکسان (همگن) روبه‌رو هستند. در این مدل، احتمال تغییر قیمت ثابت است و در هر دوره، کسری از بنگاه‌ها که به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند، قادر به تغییر قیمت کالای خود هستند. احتمال اینکه بنگاهی در هر دوره قادر به تغییر قیمت کالای خود باشد، از فرایند پوآسن پیروی می‌کند. این احتمال که با $(1-\omega)$ نشان داده می‌شود، مستقل از زمان سپری‌شده از آخرین تعدیل قیمت توسط بنگاه است؛ بنابراین $\frac{1}{1-\omega}$ دوره طول می‌کشد تا بنگاه قیمت کالایش را تغییر دهد. در سطح کلان، پارامتر ω یا درجهٔ چسبندگی قیمت نشان‌دهندهٔ کسری از بنگاه‌هاست که در هر دوره، قادر به تعدیل قیمت کالای خود نیستند. در مدل‌های استاندارد، پارامتر چسبندگی برای تمام کالاها و خدمات یکسان فرض می‌شود و لذا اقتصاد از این نظر کاملاً همگن است. بااین‌وجود همان‌طور که گفته شد، تحقیقات اخیر نشان داده است که اثر تکانه‌های سیاست پولی به‌طور قابل‌توجهی در اقتصاد ناهمگن ــ که در آن هریک از بنگاه‌ها با احتمال تعدیل قیمت متفاوت روبه‌رو هستند ــ بیشتر از اقتصاد همگن است.

در سال‌های اخیر، به‌منظور مدل‌سازی ناهمگنی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، نسلی جدید از مدل‌های قیمت‌گذاری معرفی شدند که در آن‌ها ــ برخلافِ مدل‌های استاندارد قیمت‌گذاری ــ بین بنگاه‌ها از نظر درجهٔ چسبندگی قیمت و همچنین نوع چسبندگی اسمی تفاوت‌هایی وجود دارد.

در این مطالعه قصد داریم تا با مدل‌سازی صریح ناهمگنی در درجه و نوع چسبندگی قیمت موجود بین بنگاه‌ها، بررسی کنیم که درجهٔ غیرخنثایی پول تا چه حد در مدل اقتصاد ناهمگن افزایش خواهد یافت. همچنین، با توجه به وجود تفاوت‌های قابل‌ملاحظه میان برآوردهای درجهٔ چسبندگی اسمی مدل‌های کلان و مطالعات مبتنی بر داده‌های خرد قیمت‌ها، قصد داریم تا با لحاظ ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری، سازگاری بیشتری میان این برآوردها برقرار سازیم.

در این مطالعه، دو مدل قیمت‌گذاری ناهمگن که در ادبیات بیشترکاربرد دارند، به‌وسیلهٔ داده‌های اقتصاد ایران موردسنجش و ارزیابی قرارگرفته و عملکرد آن‌ها با مدل قیمت‌گذاری

---

[1] Calvo

[2] Price Durations

هایبرید مقایسه شده است. این دو مدل عبارت‌اند از کالوو تعمیم‌یافته[1] و مدل چندبخشی[2]. در مدل چندبخشی، این فرض که تمام بنگاه‌ها از فرایند قیمت‌گذاری یکسان پیروی می‌کنند، کنارگذاشته می‌شود. به‌منظور ارزیابی اهمیت نسبی ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، رشته‌ای از تولیدکنندگان کالاهای واسطه را در نظر می‌گیریم که بسته به مدل قیمت‌گذاری‌شان به چهار نوع مختلف تقسیم می‌شوند. هریک از این چهار نوع از بنگاه‌ها از مدل قیمت‌گذاری مختلف تبعیت می‌کنند. این مدل‌ها شامل مدل قیمت چسبندهٔ کالوو، مدل اطلاعات چسبنده، مدل کالوو با شاخص‌بندی جزئی (هایبرید)، و بنگاه‌هایی که با محدودیتی در تعدیل قیمت مواجه نیستند و قیمت کالاهایشان کاملاً انعطاف‌پذیر (با درجهٔ چسبندگی قیمت/اطلاعات صفر) است. در این روش، امکان برآورد سهم هریک از انواع بنگاه‌ها به روش بیزین وجود دارد. در این روش، امکان درنظرگرفتن چندین مدل قیمت‌گذاری به‌طور هم‌زمان وجود دارد و لذا جامعیت بیشتری در مقایسه با مدل‌های استاندارد (با تنها یک مدل قیمت‌گذاری) دارد.

به‌منظور مقایسهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری مختلف در این مطالعه از سه معیار مختلف شامل ۱ـ بررسی گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی‌شده با دنیای واقعی، ۲ـ ارزیابی ضرایب خودرگرسیونی تورم، و ۳ـ تابع واکنش آنی تورم استفاده شده است. بر اساس نتایج برآوردهای این مطالعه، مدل چندبخشی بهترین عملکرد را در توضیح هم‌زمان گشتاورهای داده‌های واقعی نرخ تورم و شکاف تولید دارد. همچنین این مدل توانسته است ماندگاری تورم را به‌صورت درون‌زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص‌بندی نشان دهد. علاوه‌براین، مدل چندبخشی نسبت‌به سایر مدل‌ها بهتر می‌تواند اینرسی تورم و واکنش کند قیمت‌ها به تکانهٔ پولی را شبیه‌سازی کند. در این مدل، تابع واکنش آنی تورم به تکانهٔ پولی کوهانی‌شکل است. لذا مدل چندبخشی با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران سازگاری و انطباق بیشتری دارد.

۲ پیشینهٔ تحقیق

ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها به دو صورت در ادبیات اقتصادی مدل‌سازی می‌شود: ۱ـ درنظرگرفتن درجه‌های مختلف چسبندگی اسمی برای بنگاه‌ها و ۲ـ درنظرگرفتن

---

[1] Generalized Calvo model

[2] Multi-sectorial Model

مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری برای بنگاه‌ها. در ادامه، مطالعاتی که با استفاده از رویکردهای مذکور به مدل‌سازی ناهمگنی پرداخته‌اند، بررسی می‌شود.

دیکسون و کارا[1] (۲۰۱۰) برای اولین بار مفهوم ناهمگنی در درجهٔ چسبندگی اسمی را در الگوی تیلور[2] وارد کردند و از شواهد تجربی منتج از داده‌های خرد قیمت‌ها به‌طور مستقیم در مقداردهی به پارامترهای مدل استفاده کردند. آن‌ها این مدل را مدل تیلور تعمیم‌یافته[3] (GT) نامیدند. در چهارچوب این مدل، آن‌ها عملکرد چهار دستهٔ کلی از مدل‌های تعیین قیمت‌ـ‌دستمزد (شامل تیلور،۱۹۸۰؛ کالوو، ۱۹۸۳؛ منکیو و ریس[4]، ۲۰۰۲؛ و کالوو با شاخص‌بندی جزئی، اسمتز و ووترز[5]، ۲۰۰۵) را مورد مقایسه قرار دادند. آن‌ها دریافتند که با فرض ناهمگنی در احتمال تغییر قیمت توسط بنگاه‌ها، تابع عکس‌العمل نرخ تورم ـ شبیه‌سازی‌شده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[6] ـ دارای تمام خصوصیات تابع عکس‌العمل برآوردشده از الگوی VAR است. بر اساس نتایج این مطالعه، مدل تیلور تعمیم‌یافته تنها مدلی است که می‌تواند تمام ویژگی‌های پویای نرخ تورم (شامل اثر باوقفه و پایدار تکانهٔ پولی در نرخ تورم) را تأمین کند. آن‌ها با استفاده از این چهارچوب توانستند ماندگاری نرخ تورم را توضیح دهند. تابع واکنش نرخ تورم به تکانهٔ پولی (۱ درصد تغییر در حجم پول) در مطالعهٔ آن‌ها شکل کوهانی داشت.

دیکسون و کارا (۲۰۱۲) مدل تیلور تعمیم‌یافته را به‌نحوی توسعه دادند که در آن، اقتصاد از بخش‌های متعددی تشکیل شده است که در آن‌ها قراردادهای هم‌پوشان[7] با طول قراردادهای مختلف وجود دارد. آن‌ها به بررسی آثار سیاست پولی در این مدل پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در این چهارچوب، هر زمان که طول قراردادها بیشتر باشد، تکانه‌های پولی آثار پایدارتری دارند. آن‌ها با استفاده از نتایج مطالعهٔ بیلز و کلنو (۲۰۰۴) توزیع طول قراردادها را مقداردهی کردند و دریافتند که مدل تیلور تعمیم‌یافته به‌خوبی با داده‌های اقتصاد امریکا سازگاری دارد.

---

[1] Dixon & Kara
[2] Taylor
[3] Generalized Taylor Model
[4] Mankiw & Reis
[5] Smets & Wouters
[6] Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE
[7] Overlapping Contracts

دیکسون و بیهان[1] (۲۰۱۲) به معرفی مدل کالوو تعمیم‌یافته پرداختند. در مدل GC برخلافِ مدل کالوو استاندارد، احتمال تغییر قیمت توسط بنگاه‌ها ثابت نیست، بلکه این احتمال به مدت زمان سپری‌شده از آخرین تغییر بستگی دارد. آن‌ها ضمن معرفی و تصریح مدل‌های تعمیم‌یافتهٔ تیلور و کالوو برای چسبندگی قیمت و دستمزد، به بررسی سازوکار انتقال سیاست پولی در هریک از مدل‌ها پرداختند. تمایز این مطالعه با مطالعات قبلی در زمینهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری تعمیم‌یافته این است که در این مطالعه، به‌طور مستقیم از شواهد خرد مربوط به توزیع تواتر تعدیل قیمت کالاها برای کالیبراسیون مدل‌ها استفاده شده است. بر اساس نتایج این مطالعه، مدل‌های کالوو تعمیم‌یافته و تیلور تعمیم‌یافته، برخلافِ مدل‌های استاندارد کالوو و تیلور، سازگاری کاملی با توزیع تواتر تعدیل قیمت مشاهده‌شده در داده‌های خرد قیمت‌ها دارند. با فرض مدل قیمت‌گذاری تیلور تعمیم‌یافته، تابع عکس‌العمل نرخ تورم نسبت‌به تکانهٔ پولی شکل کوهانی داشته و در مقایسه با سایر مدل‌های قیمت‌گذاری، ماندگاری بیشتری دارد. در مجموع، تمام این مطالعات نشان دادند که چهارچوب ناهمگن تعیین قیمت‌ها و دستمزدها بهتر می‌تواند اینرسی تورم را در مقایسه با مدل‌های کالوو و تیلور همگن توضیح دهد.

درنظرگرفتن مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری برای بنگاه‌ها در چهارچوب مدل DSGE، یکی دیگر از روش‌های درنظرگرفتن ناهمگنی در قیمت‌گذاری کالاها و خدمات توسط بنگاه‌های اقتصادی است. در ادامه، مطالعات مربوط به این دسته از مدل‌سازی‌ها آورده شده است.

کویبیون و گرودنیچنکو[2] (۲۰۱۱) برای اولین بار در مدل DSGE، چهار مدل قیمت‌گذاری را به‌طور هم‌زمان تصریح کردند (این مدل‌ها شامل مدل قیمت چسبندهٔ کالوو، اطلاعات چسبنده، گذشته‌نگر، و قیمت‌های انعطاف‌پذیر بود). آن‌ها بیان کردند که به‌دلیل ناهمگنی زیاد بین بنگاه‌ها از نظر رفتار قیمت‌گذاری (که مبتنی بر شواهد تجربی و طرح‌های پایش بنگاه‌ها بود)، درنظرگرفتن تنها یک مدل قیمت‌گذاری خاص می‌تواند در مدل‌سازی پویایی‌های اقتصاد و تحلیل آثار سیاست پولی ناموفق عمل کند. به این منظور، آن‌ها مدلی را تصریح کردند که در آن بنگاه‌ها بسته به نوع رفتار قیمت‌گذاری خود، از یکی از چهار مدل قیمت‌گذاری مذکور تبعیت می‌کنند. آن‌ها با استفاده از روش انطباق گشتاورهای متغیرهای مشاهدهٔ مدل با گشتاورهای این متغیرها در داده‌های دنیای واقع، سهم هریک از بنگاه‌ها را

---

[1] Dixon & Bihan

[2] Coibion & Gorodnichenko

برآورد کردند. بر اساس نتایج این مطالعه، در مجموع بیش از ۸۰ درصد از بنگاه‌ها از مدل قیمت چسبنده و اطلاعات چسبنده پیروی می‌کردند. همچنین برآوردها نشان می‌دهد که ۸ درصد از بنگاه‌ها با محدودیتی در تعدیل قیمت و اطلاعات خود مواجه نیستند و قیمت‌هایشان کاملاً انعطاف‌پذیر است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مدل ترکیبی عملکرد بهتری نسبت‌به مدل‌های استاندارد (با لحاظ تنها یکی از انواع مدل‌های قیمت‌گذاری) در شبیه‌سازی پویایی‌های نرخ تورم دارد.

ایجفینگر و همکاران[1] (۲۰۱۵) یک مدل DSGE توسعه دادند که در آن به‌طور هم‌زمان رفتار تعیین قیمت‌ها و دستمزدها ناهمگن بود. آن‌ها به پیروی از کویبیون و گرودنیچنکو (۲۰۱۱) چهار نوع بنگاه شامل قیمت چسبنده، اطلاعات چسبنده، گذشته‌نگر، و انعطاف‌پذیر را در نظر گرفتند. مطالعهٔ آن‌ها از دو جنبه مطالعهٔ کویبیون و گرودنیچنکو (۲۰۱۱) را تکمیل می‌کرد. اول، آن‌ها ناهمگنی را هم در تعیین قیمت و هم در تعیین دستمزد به‌طور هم‌زمان مدل‌سازی کردند. دوم، آن‌ها از روش برآورد بیزی استفاده کردند (کویبیون و گرودنیچنکو (۲۰۱۱) از رویکرد روش گشتاورها[2] برای برآورد پارامترهای مدل استفاده کردند). برآورد آن‌ها که مبتنی بر داده‌های امریکا در دورهٔ زمانی ۱۹۵۵ تا ۲۰۱۴ است، نشان می‌دهد که درنظرگرفتن چسبندگی دستمزدها باعث می‌شود تا داده‌های شبیه‌سازی‌شده انطباق بیشتری با داده‌های واقعی داشته باشند. آن‌ها نشان دادند که درنظرگرفتن ناهمگنی در تعیین دستمزد باعث می‌شود تا تکانهٔ بهره‌وری در مقایسه با مدل همگن تأثیر بیشتری در تولید داشته باشد. همچنین بر اساس نتایج این مطالعه، ۸۸ درصد از بنگاه‌ها در تعیین قیمت کالای خود از مدل کالوو تبعیت می‌کنند. برآوردها نشان می‌دهد، ۳۴ درصد از خانوارها در تعیین دستمزدها از مدل کالوو و ۲۰ درصد از آن‌ها از مدل اطلاعات چسبنده پیروی می‌کنند.

در مطالعات داخلی، مطالعه‌ای در خصوص مدل‌سازی ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها یافت نشد؛ اما بااین‌حال، در رابطه با شواهد تجربی وجود ناهمگنی در درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها می‌توان به مطالعهٔ همتی و بیات (۲۰۱۳) اشاره کرد که به برآورد میزان چسبندگی قیمت‌های خرده‌فروشی پرداخته‌اند. در این مطالعه با بهره‌گیری از داده‌های ماهانهٔ زیراجزای شاخص قیمت مصرف‌کننده (۳۵۹ قلم کالا و خدمت) در دورهٔ ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹۱:۷

---

[1] Eijffinger, Olarte & Uras

[2] Method of Moments

دو آمارهٔ «تواتر (فرکانس) تغییر قیمت»[1] و «مدت زمان ثبات قیمت»[2] برای تحلیل رفتار قیمت‌گذاری در ایران برآورد شده است. علی‌رغم آنکه در اکثر مطالعات انجام‌گرفته در کشورهای دیگر از اطلاعات مربوط به مظنه‌های قیمت[3] برای برآورد درجهٔ چسبندگی استفاده شده است، در مطالعهٔ مذکور، به‌دلیل دسترسی‌نداشتن به مظنه‌های قیمت ــ به‌علت محرمانه‌بودن این اطلاعات ــ از شاخص قیمت اقلام برای تحلیل استفاده شده است. استفاده از شاخص قیمت به‌جای مظنهٔ قیمت تاحدودی برآوردها را با تورش مواجه می‌کند که به‌دلیل محدودیت دسترسی به اطلاعات، غیرقابل‌اجتناب بوده است.

بر اساس نتایج این مطالعه، محاسبهٔ آمارهٔ تواتر تغییر قیمت برای ۳۵۹ قلم کالا و خدمت مصرفی گویای درجهٔ پایین چسبندگی کسر قابل‌توجهی از اقلام مصرفی است. تواتر تغییر قیمت ۷۱ قلم کالای مصرفی (۲۰ درصد سبد مصرفی خانوار) مابین ۹۰ تا ۱۰۰ درصد است، یعنی در ۹۰ تا ۱۰۰ درصد ماه‌های بررسی‌شده، قیمت این اقلام دستخوش تغییر شده است و بنابراین، درجهٔ چسبندگی قیمت در آن‌ها بسیار اندک و ناچیز است. چوله‌بودن توزیع تواتر تغییر قیمت اقلام به‌سمت چپ نشان می‌دهد که حجم انبوهی از اقلام (تقریباً ۸۰ درصد سبد) دارای تواتر تغییر بیشتر از ۵۰ درصد است و این به‌معنای انعطاف‌پذیری بالا در قیمت‌هاست. درجهٔ چسبندگی قیمت بین ۳۵۹ قلم کالا و خدمت مصرفی بسیار ناهمگن است. همچنین، تواتر تغییرات قیمت دامنه‌ای وسیع را شامل می‌شود به‌نحوی‌که در این دامنه، اقلامی وجود دارد که قیمتشان کاملاً انعطاف‌پذیر بوده است (به‌عبارت‌دیگر در ۱۰۰ درصد ماه‌های موردبررسی، قیمتشان دستخوش تغییر شده است) و همچنین اقلامی وجود دارد که در دورهٔ مذکور، قیمتشان ثابت بوده است (تواتر تغییر قیمت محاسبه‌شده برای آن‌ها صفر درصد بوده است). به‌عبارت‌دیگر، ناهمگنی قابل‌توجهی در درجهٔ چسبندگی بین اقلام مصرفی وجود دارد.

---

[1] Frequency of Price Changes

[2] Price Duration

[3] Price Quotes

جمع‌آوری اطلاعات مربوط به قیمت کالاها و خدمات در همهٔ شهرها از طریق مراجعهٔ مستقیم آمارگیران بانک مرکزی به حدود ۴۰۰۰۰ منبع اطلاع به‌صورت ماهانه صورت می‌گیرد. آمارگیران در هر ماه، قیمت جاری بیش از ۱۲۱۰۰۰ مظنه از کالاها و خدمات را پرسش می‌کنند که در ساخت شاخص بهای مصرف‌کننده مورداستفاده قرار می‌گیرد.

۳ مدل تحقیق

الگوی DSGE این مطالعه با بهره‌گیری از مقالات اسمتز و ووترز، ۲۰۰۳؛ کریستیانو، آیکِنبام، و ایوانز[1]، ۲۰۰۵؛ آدولفسون[2] و همکاران، ۲۰۰۷؛ و الهام از برخی از مقالاتی که در بررسی پیشینهٔ تحقیق به آن‌ها اشاره شد، ساخته شده است. با توجه به تمرکز اصلی تحقیق بر مدل‌سازی ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، سعی شده است تا مدل پایه حتی‌الامکان ساده و درعین‌حال گویای واقعیات اقتصاد ایران باشد.

۳. ۱ خانوار

خانوار نماینده ارزش کنونی 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:

(۱)

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

که در این رابطه، β عامل تنزیل، f_t تکانهٔ کلی واردشده به ترجیحات خانوار، C_t^i مصرف حقیقی خانوار i ام، و H_t بیانگر شکل‌گیری عادت[3] 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. L_t^i مجموع نیروی کار عرضه‌شده از سوی خانوار به بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه، $\frac{M_t^i}{P_t}$ 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 نسبت‌به دستمزد حقیقی (عکس کشش عرضه نیروی کار فریش[4]) است.

فرض می‌شود تکانهٔ ترجیحات از فرایند خودرگرسیونی مرتبهٔ اول به شرح ذیل پیروی می‌کند:

---

[1] Christiano, Eichenbaum & Evans

[2] Adolfson

[3] Habit Formation

[4] Frisch

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

حداکثرسازی تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای مقید است. یکی از قیدهای روبه‌روی خانوار، قید بودجهٔ بین‌زمانی ذیل 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 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[1] ($r_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \Psi(z_t^i) K_{t-1}^i$)، و بازده نقدی حقیقی دریافت‌شده از بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه که فرض می‌شود مالکش خانوار است (D_t).

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. $\Psi(z_t^i)$ تابع هزینهٔ بهره‌برداری از سرمایه است و فرض می‌شود $\Psi(1) = 0$؛ یعنی هنگامی‌که نرخ بهره‌برداری از سرمایه ۱۰۰ درصد است، هزینهٔ بهره‌برداری از سرمایه صفر است.

قید دیگری که خانوار با آن روبه‌روست، مربوط به هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری[2] است. به پیروی از آدولفسون و همکاران (۲۰۰۷)، فرض می‌شود تعدیل سرمایه‌گذاری با هزینه همراه است و بنابراین، معادلهٔ انباشت سرمایه[3] در هر دوره به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

---

[1] Utilization Cost

[2] Investment Adjustment Cost

[3] Capital Accumulation Equation

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

δ نرخ استهلاک و $S(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i})$ تابع هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری است (هزینهٔ تعدیل بر حسب تغییر سطح سرمایه‌گذاری نسبت‌به دورهٔ قبل است). 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 مدل به پارامتر هزینهٔ تعدیل سرمایه $\iota = S''(1)$ بستگی ندارد، اما به‌طورقطع، پویایی مدل تحت تأثیر پارامتر ι قرار می‌گیرد.

در معادلهٔ (۴)، χ_t تکانهٔ واردشده به فنّاوری خاص سرمایه‌گذاری[1] است که بین تمام خانوارها مشترک است. فرض می‌شود χ_t از فرایند خودرگرسیونی به‌شکل زیر تبعیت می‌کند:

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

با تعریف q توبین[2] به‌صورت نسبت دو ضریب لاگرانژ ($q_t = \frac{\mu_t}{\lambda_t}$ و μ_t و λ_t به‌ترتیب ضریب لاگرانژ مربوط به قید بودجهٔ خانوار و قانون انباشت سرمایه) و از حداکثرسازی (۱) نسبت‌به 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 خطی‌شده معادلات مذکور به‌قرار ذیل است:

---

[1] Investment-specific Technology Shock

[2] Tobin

ارزش بازاری واحد اضافی سرمایه به هزینهٔ جایگزینی آن.

(۶)

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

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

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

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

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

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.

۳. ۲ 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 نسبت‌به مقیاس زیر در تولید Y_t واحد از کالای نهایی مورداستفاده قرار دهد:

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

$y_{j,t}$ مقدار کالای واسطهٔ تولیدشده توسط بنگاه j است. θ_t کشش جانشینی[1] بین کالاهاست. θ_t اندیس t دارد و بیانگر متغیربودن مارک‌آپ (حاشیه سود) در طول زمان است. اگر u_t تکانهٔ فشار هزینه (یا همان تکانهٔ عرضه) باشد، می‌توان فرض کرد که $\theta_t \approx -u_t$ ؛ یا

[1] Elasticity of Substitution

به‌عبارت‌دیگر، تکانهٔ منفی کشش جانشینی معادل تکانهٔ مثبت فشار هزینه است. تکانهٔ 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 تا بنگاه قیمتش را یک درصد افزایش دهد. تکانهٔ فشار هزینه از طریق نوسانات در کشش جانشینی $\hat{\theta}_t$ ایجاد می‌شود. همچنین فرض بر این است که u_t از فرایند ذیل 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 تکانهٔ مارک‌آپ قیمت تفسیر شود. بنگاه کالاهایش را در بازار رقابت کامل می‌فروشد. تولیدکنندهٔ کالای نهایی به‌دنبال حداقل‌کردن هزینه‌های خود است. از حل این مسئله، تقاضا برای کالای واسطهٔ j ام به‌شکل ذیل به‌دست می‌آید:

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

$P_{j,t}$ قیمت کالای واسطه j و P_t سطح قیمت کالای نهایی (یا همان سطح قیمت کل) است. تقاضا برای کالای j 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 تولیدکنندهٔ کالای نهایی، می‌توان سطح قیمت کل را به‌صورت ذیل نوشت:

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

۳. ۳ بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه

در این مدل فرض بر این است که تعداد j بنگاه تولیدکنندهٔ کالای واسطه در 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 ــ با بازده ثابت به مقیاس ــ 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 تکانهٔ بهره‌وری مشترک در میان تمام بنگاه‌هاست که از فرایند خودرگرسیون مرتبهٔ اول ذیل 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 به‌نحوی‌که هزینه‌هایش حداقل شود. به‌این‌ترتیب، تابع تقاضای نیروی کار و همچنین هزینهٔ نهایی بنگاه به‌شکل ذیل به‌دست می‌آید:

$$L_t = \frac{(1-\alpha)\, r_t^k\, \tilde{K}_{t-1}}{\alpha\, w_t} \quad (۱۷)$$

$$mc_t = \varpi_t = \frac{w_t^{1-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1} (r_t^k)^{\alpha}}{A_t\, \alpha^{\alpha}} \quad (۱۸)$$

ضریب لاگرانژین ϖ_t مربوط به هزینهٔ نهایی تولید کالا توسط بنگاه واسطهٔ jام است.

همان‌طور که در بخش هدف تحقیق ذکر شد، در این مطالعه قصد داریم تا با لحاظ ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های واسطه و جایگذاری مدل‌های قیمت‌گذاری کالوو تعمیم‌یافته و مدل چندبخشی (ترکیبی از چهار مدل قیمت‌گذاری) در مدل تعادل عمومی به بررسی و مقایسهٔ عملکرد آن‌ها با مدل قیمت‌گذاری مبنا[1] بپردازیم؛ بنابراین، ابتدا نیاز داریم تا مدل مبنا یا پایه را تعریف کنیم. فرض بر این است که در مدل پایه، مدل قیمت‌گذاری بنگاه مدل کالوو با لحاظ شاخص‌بندی جزئی است. در این مدل فرض بر این است که در هر دوره، (1-ω) درصد از بنگاه‌ها که به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند، قادر به تغییر قیمت کالای خود هستند. احتمال تعدیل قیمت که در این مدل به‌صورت برون‌زا فرض می‌شود، از 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:

---

[1] Benchmark

$$P_{j,t} = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\gamma_p} P_{j,t-1} \tag{۱۹}$$

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 نسبت‌به 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 کنونی سود حقیقی موردانتظارش را نسبت‌به قید تقاضای روبه‌روی بنگاه حداکثر کند. در نهایت، حل مسئلهٔ بهینه‌یابی روبه‌روی بنگاه منحنی فیلیپس هایبرید ذیل را به‌دست می‌دهد:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_p} E_t\,\hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1+\beta\gamma_p}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\gamma_p}\,\frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\omega}\left[m\hat{c}_t + \hat{u}_t\right] \tag{۲۰}$$

$\hat{u}_t$ در منحنی فیلیپس به‌عنوان تکانهٔ 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

در هر دوره، دولت مخارج مصرفی‌اش را از طریق منابع مختلفی تأمین مالی می‌نماید. 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:

$$G_t + i_t\frac{B_{t-1}}{P_t} = \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \tag{۲۱}$$

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

$$G_t = \rho_g G_{t-1} + (1-\rho_g)\overline{G} + \varepsilon_t^g \tag{۲۲}$$

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

۳. ۵ بانک مرکزی

مطالعات انجام‌شده در مورد شناسایی تابع عکس‌العمل بانک مرکزی ایران، دلالت بر این دارد که بانک مرکزی از قاعده‌های مرسوم سیاست پولی (نظیر قاعدهٔ تیلور، مک کالووم[1]) تبعیت نمی‌نماید (ختایی و سیفی‌پور، ۱۳۸۵؛ و جلالی نائینی و همتی، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۵). بر اساس شواهد تجربی، نرخ رشد پایهٔ پولی (به‌عنوان ابزار سیاست‌گذار پولی در ایران) به‌طور فعال به شکاف تولید و نرخ تورم از مقدار هدف واکنش نشان نمی‌دهد. همچنین بر اساس مطالعات مذکور، برخلافِ 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 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 مدل به‌کار گرفت:

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \nu_t \qquad (۲۳)$$

در رابطهٔ بالا، μ_t نرخ رشد پایهٔ پولی در دورهٔ t است $\mu_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$. M_t حجم پایهٔ پولی اسمی است. فرم لگاریتم خطی نرخ رشد پایهٔ پولی بر حسب تراز حقیقی پول به‌صورت $\hat{\mu}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t$ است.

۳. ۶ تسویهٔ بازار کالا

شرط تسویهٔ بازار کالا به‌صورت ذیل است:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \Psi(z_t) K_{t-1} \qquad (۲۴)$$

به‌عبارت‌دیگر، برای تعادل در بازار کالا باید کل عرضه (سمت چپ رابطهٔ ۲۴) با کل تقاضا (سمت راست رابطهٔ ۲۴ که جمع مصرف، سرمایه‌گذاری، هزینه‌های دولت، و هزینهٔ بهره‌برداری از سرمایه است) برابر باشد.

---

[1] McCallum

۳. ۷ مدل‌های قیمت‌گذاری با لحاظ ناهمگنی

مهم‌ترین بخش مدل در مطالعهٔ حاضر، مدل‌سازی ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه است. روابط ساختاری که در بخش قبلی ارائه شد، برای تمام مدل‌های این مطالعه مشترک است. آنچه بین مدل‌ها متفاوت است، نحوهٔ مدل‌سازی چسبندگی‌های اسمی است. مدل‌های قیمت‌گذاری موردمطالعه برای الگوسازی ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در اقتصاد ایران شامل کالوو تعمیم‌یافته و مدل چندبخشی (ترکیبی از چهار مدل قیمت‌گذاری شامل کالوو، اطلاعات چسبنده، انعطاف‌پذیر، و گذشته‌نگر) است که در ادامه، ساختار آن‌ها توضیح داده می‌شود.

۳. ۷. ۱ مدل کالوو تعمیم‌یافته (لحاظ ناهمگنی در درجهٔ چسبندگی بین بنگاه‌ها)

در چهارچوب مدل کالوو تعمیم‌یافته، احتمال تغییر قیمت توسط بنگاه‌ها به مدت زمان سپری‌شده از آخرین تغییر بستگی دارد. به‌عبارت‌دیگر، 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[1] معروف است؛ بنابراین، اگر F طولانی‌ترین مدت زمان طول عمر قیمت باشد، آنگاه می‌توان احتمالات تعدیل قیمت را به‌صورت $h=\{h_i\}_{i=1}^{F}$ نشان داد. h_F برابر ۱ است، در نتیجه، برای $h_i \in [0,1]$ داریم i=1,…, F.

تفاوت میان مدل کالوو و تیلور در این است که احتمال تغییر قیمت در فرایند کالوو برخلاف تیلور تصادفی است؛ بنابراین، هنگامی‌که بنگاه قیمت کالایش را تغییر می‌دهد، نمی‌داند تا چه زمانی این قیمت ثابت باقی خواهد ماند (به‌عبارت‌دیگر، در چه دوره‌ای فرصت تعدیل قیمت را به‌دست می‌آورد). پس تابع بقایی[2] $S(i)$ وجود دارد که احتمال تغییرنکردن قیمت تا i دوره را نشان می‌دهد:

$$S(1)=1, \quad S(i)=\prod_{j=1}^{i-1}(1-h_j), \qquad i=2,...,F \tag{۲۵}$$

در نتیجه، زمانی که بنگاه در دورهٔ t قیمتش را تعدیل می‌کند، 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 حداقل دو دوره بدون تغییر باقی می‌ماند و به همین ترتیب برای دوره‌های بعدی. مدل

---

[1] Hazard function

[2] Survivor Function

استاندارد کالوو حالتی خاص از این مدل تعمیم‌یافته است که در آن $h_i = \bar{h}, S(i) = (1-\bar{h})^{i-1}$ و $F = \infty$ است. در هر مجموعهٔ واقعی از داده‌ها، F کراندار است.

قیمتی که بنگاه در هنگام یافتن فرصت برای تعدیل قیمت، انتخاب می‌کند به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$x_t = \frac{1}{\sum_{i=1}^{F} S(i)\,\beta^{i-1}} \sum_{i=1}^{F} S(i)\,\beta^{i-1}\,E_t\,p^*_{t+i-1} \qquad (۲۶)$$

p^*_t قیمت بهینه یا حداکثرکنندهٔ سود بنگاه در شرایط انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌هاست. سطح قیمت کل نیز به‌صورت میانگین وزنی از قیمت‌های تعیین‌شده در دورهٔ 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.

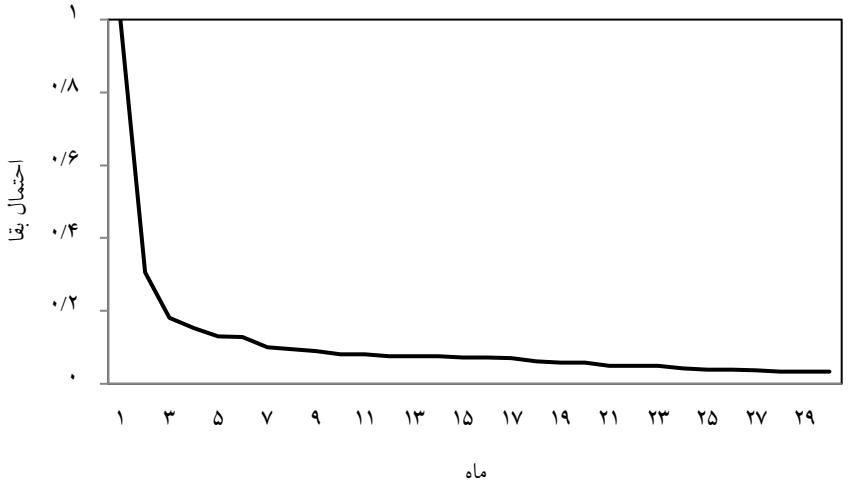
$$p_t = \frac{1}{\sum_{i=1}^{F} S(i)} \sum_{i=1}^{F} S(i)\,x_{t-i+1} \qquad (۲۷)$$

با توجه به ساختار مدل کالوو تعمیم‌یافته، لازم است ابتدا نقطه برشی برای F انتخاب شود. این مقدار در هر اقتصاد، با استفاده از داده‌های خرد قیمت‌ها و با توجه به حداکثر طول عمر قیمت کالاها تعیین می‌شود. با توجه به شواهد تجربی در خصوص ناهمگنی در درجهٔ 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 شود. به این منظور، از تابع مخاطره که در مطالعهٔ همتی و بیات (۲۰۱۳) بر اساس روش کاپلن‌ـ‌مایر[1] و با استفاده از داده‌های ماهانهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده برآورد شده است، استفاده می‌شود. رابطه میان نرخ مخاطره و نرخ بقا در بالا ذکر شد. شکل ۱ تابع بقا را برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد. توجه کنید که این برآوردها ماهانه است و برای استفاده از نرخ‌های بقا در الگوی DSGE این مطالعه که مبتنی بر داده‌های فصلی است، باید تعدیلاتی صورت

[1] Kaplan-Meier

پذیرد. به‌عنوان نمونه، $S(2)$ معادل نرخ بقا در ماه چهارم و $S(3)$ معادل نرخ بقای برآوردشده برای ماه هفتم است و به همین ترتیب برای سایر $S(i)$ ها داریم.



شکل ۱. تابع بقا. منبع: محاسبات تحقیق بر اساس تابع مخاطرهٔ مطالعه همتی و بیات (۲۰۱۳)

۳. ۷. ۲ مدل چندبخشی (لحاظ ناهمگنی در مدل‌های قیمت‌گذاری بنگاه‌ها)

در مدل‌های استاندارد کینزی جدید برای سادگی انجام‌دادن محاسبات، فرض اصلی این است که تمام بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای واسطه از مدل قیمت‌گذاری تبعیت می‌کنند که این مدل عمدتاً مدل کالوو است. انتخاب بین مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری معرفی‌شده در ادبیات و محدودکردن تمام بنگاه‌ها به یک مدل قیمت‌گذاری، فرضی بسیار محدودکننده است که با ادبیات تجربی همخوانی ندارد. در دنیای واقع، تصمیم‌گیری بنگاه‌ها برای تعیین قیمت بسته به نوع کالا و بازار آن می‌تواند تابع الگوهای مختلف باشد.

شناسایی ماهیت تصمیمات قیمت‌گذاری بنگاه‌ها عامل کلیدی در تحلیل آثار سیاست پولی است. این فرض که تمام بنگاه‌ها از فرایند قیمت‌گذاری یکسان پیروی می‌کنند، ممکن است نتواند پویایی‌های اقتصاد کلان را به‌درستی نشان دهد. به‌عبارت‌دیگر، تمرکز بر مدل‌های DSGE که تنها شامل یک مدل قیمت‌گذاری هستند، می‌تواند بانک‌های مرکزی را در شناسایی آثار سیاست پولی دچار خطا نماید (کویبیون و گورودنیچنکو (۲۰۱۱). به‌منظور ارزیابی اهمیت نسبی ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، رشته‌ای از تولیدکنندگان

کالاهای واسطه را در نظر می‌گیریم که بسته به مدل قیمت‌گذاری‌شان به چهار نوع مختلف تقسیم می‌شوند. هریک از این چهار نوع از بنگاه‌ها از 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 کالاهایشان کاملاً انعطاف‌پذیر است. در این روش، امکان برآورد سهم هریک از انواع بنگاه‌ها به روش بیزین وجود دارد. به این دلیل که در این روش امکان درنظرگرفتن چندین مدل قیمت‌گذاری به‌طور هم‌زمان وجود دارد، جامعیت بیشتری در مقایسه با مدل‌های استاندارد (با تنها یک مدل قیمت‌گذاری) دارد.

بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه بسته به مدل قیمت‌گذاری‌شان به چهار نوع دسته‌بندی می‌شوند: قیمت چسبندهٔ کالوو، اطلاعات چسبنده، قیمت انعطاف‌پذیر، و شاخص‌بندی جزئی. سطح قیمت به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p_t=\left[\int_0^{s_1} p_t^{sp}(j)^{1-\theta_t}dj+\int_{s_1}^{s_1+s_2} p_t^{si}(j)^{1-\theta_t}dj+\int_{s_1+s_2}^{s_1+s_2+s_3} p_t^{flex}(j)^{1-\theta_t}dj+\int_{s_1+s_2+s_3}^{1} p_t^{ind}(j)^{1-\theta_t}dj\right]^{1/(1-\theta_t)} \quad (۲۸)$$

sp، si، $flex$، و ind نشان‌دهندهٔ بنگاه‌های نوع اول تا چهارم هستند. پارامترهای s_1 ، s_2 ، و s_3 نشان‌دهندهٔ کسر بنگاه‌هایی است که به‌ترتیب 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 به‌صورت $p_t^k=[s_k^{-1}\int_{s_{k-1}+s_{k-2}+\ldots}^{s_k+s_{k-1}+\ldots} p_t(j)^{1-\theta_t}dj]^{1/(1-\theta_t)}$ ، می‌توان سطح قیمت کل را به‌صورت ذیل بازنویسی کرد:

$$p_t=\left[s_1 p_t^{sp^{1-\theta_t}}+s_2 p_t^{si^{1-\theta_t}}+s_3 p_t^{flex^{1-\theta_t}}+s_4 p_t^{ind^{1-\theta_t}}\right]^{1/(1-\theta_t)} \quad (۲۹)$$

با توجه به بخش‌های قبل، می‌توان نرخ تورم در هریک از چهار بخش مذکور را به‌صورت ذیل نوشت:

$$\hat{\pi}_t^{sp} = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}(m\hat{c}_t + \hat{\eta}_t^p) \quad (۳۰)$$

$$\hat{\pi}_t^{si} = \frac{1-\phi}{\phi} m\hat{c}_t + (1-\phi)\sum_{s=0}^{12}(\phi)^s E_{t-s-1}\left[\hat{\pi}_t + \Delta m\hat{c}_t\right] \quad (۳۱)$$

$$\hat{\pi}_t^{flx} = \hat{\pi}_t + \Delta m\hat{c}_t \quad (۳۲)$$

$$\hat{\pi}_t^{ind} = \gamma^p \hat{\pi}_{t-1} \quad (۳۳)$$

در نهایت، نرخ تورم کل به‌صورت میانگین وزنی از نرخ‌های تورم در هریک از چهار بخش اقتصاد تعریف می‌شود:

$$\hat{\pi}_t = s_1 \hat{\pi}_t^{sp} + s_2 \hat{\pi}_t^{si} + s_3 \hat{\pi}_t^{flx} + (1-s_1-s_2-s_3)\hat{\pi}_t^{ind} + \hat{u}_t \quad (۳۴)$$

$\hat{u}_t$ همان‌طور که در بخش‌های قبل ذکر شد، معرف تکانهٔ فشار هزینه است.

۴ برآورد مدل

روش مورداستفاده برای برآورد پارامترهای ساختاری مدل‌های قیمت‌گذاری، روش بیزین است. در این مطالعه، از الگوریتم متروپولیس‌ـ‌هستینگز برای برآورد پارامترهای مدل پایه و سایر مدل‌ها استفاده شده است. با توجه به اینکه شش تکانهٔ ساختاری شامل تکانهٔ بهره‌وری، ترجیحات، فشار هزینه، سرمایه‌گذاری، سیاست مالی و سیاست پولی در مدل وجود دارد، بنابراین، می‌توان حداکثر شش متغیر قابل‌مشاهده را برای برآورد مدل استفاده کرد. با توجه به تکانه‌های ساختاری مدل، شش متغیر 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.

۴. ۱ تعیین توزیع‌های پیشین پارامترها

توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع موردنظر انتخاب می‌شود. همان‌طور که در جدول ۱ نشان داده شده است، از توزیع بتا برای پارامترهای h ، ω ، ϕ ، α ، ψ ، γ_p ، و ضرایب فرایندهای خودرگرسیونی که در بازهٔ صفر تا یک قرار دارند، استفاده شده است. برای پارامترهایی مانند σ_c ، σ_l ، و σ_m که دارای دامنهٔ مثبت

هستند، از توزیع گاما استفاده می‌شود. از توزیع نرمال برای پارامترهایی مانند l استفاده می‌شود که بیکران هستند. برای انحراف معیار تکانه‌ها، توزیع درنظر گرفته‌شده 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 ۱ آورده شده است. به‌منظور تشخیص همگرایی تک‌تک پارامترها و کل پارامترهای مدل شبیه‌سازی‌شده، از آزمون تشخیصی زنجیرهٔ مونت کارلوی مارکوف تک‌متغیره و چندمتغیره[1] استفاده شده است. آزمون‌های همگرایی بروکز و گلمن بیانگر این است که مشکلی در تخمین پارامترهای مدل وجود نداشته و این تخمین‌ها قابل‌اتکا 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.[2]

جدول ۱

توزیع پسین پارامترهای مدل‌ها

پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	مدل ۱ هایبرید	مدل ۲ چندبخشی	مدل ۳ کالوو تعمیم‌یافته
h	بتا	۰/۳۲[3] (۰/۱)	۰/۲۳۸۹ {۰/۳۴-۰/۱۴}	۰/۲۵۸۷ {۰/۳۶-۰/۱۵}	۰/۲۵۳۹ {۰/۳۶-۰/۱۴}
σ_c	گاما	۴/۱۶[4] (۰/۱)	۴/۱۵۹۸ {۴/۳۲-۳/۹۹}	۴/۱۷۳۲ {۴/۳۳-۴}	۴/۱۵۶۵ {۴/۳۲-۳/۹۹}
σ_l	گاما	۲/۸۹ (۰/۱)	۲/۹۵۱۲ {۳/۱۲-۲/۷۸}	۲/۸۹۹۴ {۳/۱-۲/۷}	۲/۹۲۸۱ {۳/۰۹-۲/۷۷}
σ_m	گاما	۱/۸۵ (۰/۱۹)	۲/۱۷۴۲ {۲/۴۹-۱/۸۵}	۲/۱۱۱۳ {۲/۴-۱/۸}	۱/۸۰۸۴ {۲/۱۱-۱/۵}
ω	بتا	۰/۳۹۳۱[5]	۰/۵۲۶۳	۰/۵۳۰۸	–

[1] MCMC univariate/multivariate convergence diagnostic

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

[1] مبتنی بر برآورد مدل AR(1)

[2] مبتنی بر مطالعهٔ عینیان و نیلی (۲۰۱۶)

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

		(۰/۰۱۹۶)	{۰/۵۴-۰/۵۱}	{۰/۵۹-۰/۴۶}	
ϕ	بتا	۰/۵۱ (۰/۰۵)	–	۰/۶۶۱۰ {۰/۷۳-۰/۵۹}	–
α	بتا	۰/۴۴۳ (۰/۰۵)	۰/۴۷۷۵ {۰/۵۶-۰/۳۹}	۰/۴۳۷۵ {۰/۴۷-۰/۴}	۰/۴۴۳۷ {۰/۴۷-۰/۴۱}
ψ	نرمال	۰/۰۵ (۰/۰۱)	۰/۱۳۳۱ {۰/۱۴-۰/۱۲}	۰/۱۷۹۷ {۰/۲۱-۰/۱۵}	۰/۱۵۸۷ {۰/۱۷-۰/۱۵}
ι	نرمال	۹/۰۵۲[۱] (۱/۳۵۹)	۱/۷۸۱۳ {۲/۶-۰/۹۶}	۸/۷۱۲۶ {۱۰/۹-۶/۴}	۸/۴۷۶۸ {۱۰/۸-۶/۱}
ρ_a	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۸۱۲۲ {۰/۸۷-۰/۷۵}	۰/۸۹۸۰ {۰/۹۴-۰/۸۶}	۰/۵۱۲ {۰/۶-۰/۴}
ρ_g	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۶۶۴۵ {۰/۷۹-۰/۵۴}	۰/۶۶۷۸ {۰/۸۷-۰/۵۴}	۰/۶۶۶۴ {۰/۷۹-۰/۵۵}
ρ_m	بتا	۰/۴۴[۲] (۰/۰۵)	۰/۲۷۴۴ {۰/۳۳-۰/۲۱}	۰/۳۰۱۴ {۰/۳۶-۰/۲۴}	۰/۳۰۵۹ {۰/۳۷-۰/۲۴}
ρ_f	بتا	۰/۲۷[۳] (۰/۱)	۰/۱۷۴۰ {۰/۲۷-۰/۰۷}	۰/۱۸۰۳ {۰/۲۹-۰/۰۷}	۰/۱۷۸۲ {۰/۲۸-۰/۰۷}
ρ_θ	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۵۲۱۶ {۰/۵۹-۰/۵۲}	۰/۴۱۳۱ {۰/۴۹-۰/۳۳}	۰/۵۶۰۲ {۰/۶۴-۰/۴۷}
ρ_χ	بتا	۰/۸۵ (۰/۰۵)	۰/۶۸۳۸ {۰/۸-۰/۵۷}	۰/۶۶۴۰ {۰/۷۹-۰/۵۳}	۰/۶۹۴۶ {۰/۸۲-۰/۵۷}
γ_p	بتا	۰/۷[۴] (۰/۰۵)	۰/۷۵۶۵ {۰/۸۳-۰/۶۸}	۰/۷۰۱۴ {۰/۷۳-۰/۶۸}	–
s_1	بتا	۰/۲۵ (۰/۰۵)	–	۰/۱۳۰۲ {۰/۱۷-۰/۰۹}	–
s_2	بتا	۰/۲۵ (۰/۰۵)	–	۰/۱۲۷۲ {۰/۱۷-۰/۰۹}	–
s_3	بتا	۰/۲۵ (۰/۰۵)	–	۰/۰۶۵۱ {۰/۰۷-۰/۰۶}	–
σ_a	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۲۸۶۷ {۰/۳۳-۰/۲۴}	۰/۲۶۲۷ {۰/۳-۰/۲۲}	۰/۲۲۸۷ {۰/۲۶-۰/۱۹}

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

σ_θ	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۱/۴۳۳۴ {۱/۶۲-۱/۲۳}	۰/۱۹۸۸ {۰/۲۶-۰/۱۴}	۰/۸۵۸۴ {۰/۹۹-۰/۷۱}
σ_m	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۵۰۰ {۰/۰۶-۰/۰۴}	۰/۰۵۰۷ {۰/۰۶-۰/۴}	۰/۰۵۰۸ {۰/۰۶-۰/۰۴}
σ_g	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۷۷۳ {۰/۰۹-۰/۰۷}	۰/۰۷۷۲ {۰/۰۹-۰/۰۷}	۰/۰۷۷۱ {۰/۰۹-۰/۰۶۷}
σ_f	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۱۷۸۳ {۰/۲۱-۰/۱۵}	۰/۱۷۸۹ {۰/۲۱-۰/۱۵}	۰/۱۸۸۷ {۰/۲۲-۰/۱۵}
σ_χ	گامای معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۴۴۲ {۰/۰۵-۰/۰۳}	۰/۰۳۳۸ {۰/۰۴-۰/۰۳}	۰/۰۳۵۳ {۰/۰۴-۰/۰۳}

توضیحات جدول: اعداد داخل کروشه بیانگر فاصله اطمینان ۹۰ درصدی است.
منبع: محاسبات تحقیق

۲.۴ مقایسهٔ مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری

معیارهایی که در این مطالعه برای مقایسهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری استفاده شده، مبتنی بر ۱ــ مقایسهٔ گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی‌شدهٔ مدل با داده‌های دنیای واقعی، ۲ــ معیار ماندگاری تورم (مقایسهٔ خودهمبستگی نرخ تورم واقعی با میانهٔ توزیع پسین هریک از مدل‌ها)، و ۳ــ بررسی توابع عکس‌العمل آنی (IRF) است. در این بخش، هریک از سه معیار مذکور به‌ترتیب توضیح داده می‌شوند.

۱.۲.۴ بررسی گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی‌شده و داده‌های واقعی

در جدول ۲، مقایسهٔ گشتاورهای مدل‌های 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 ۲

مقایسهٔ گشتاورهای واقعی و شبیه‌سازی‌شدهٔ نرخ تورم و شکاف تولید

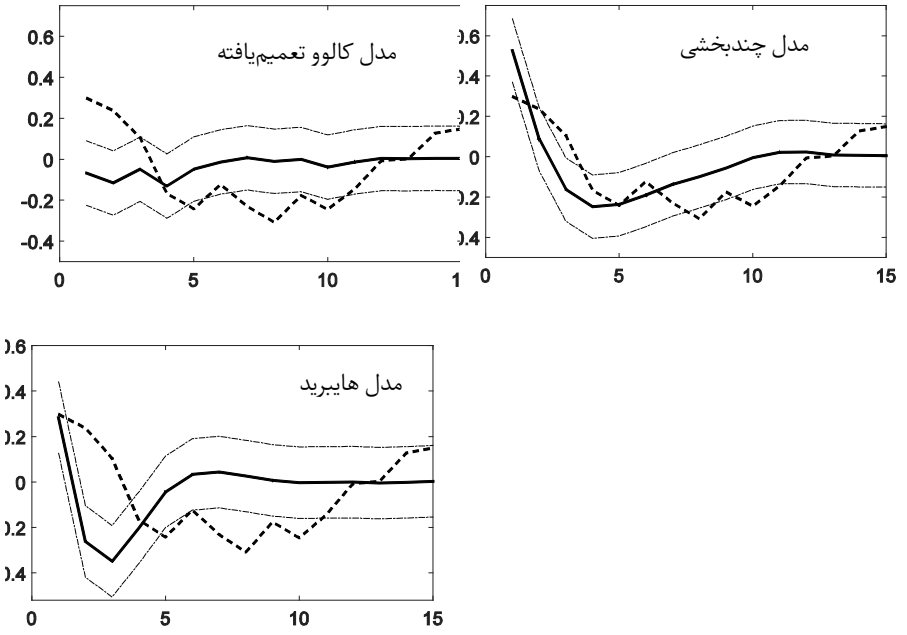
	نوسانات تورم	نوسانات شکاف تولید
داده‌های واقعی	۰/۰۱۷۴۵۶	۰/۰۳۰۵۳۵
مدل هایبرید	۰/۰۱۶۶۳۶	۰/۰۱۹۷۴۹
مدل کالوو تعمیم‌یافته	۰/۰۲۴۹۸۱	۰/۰۲۷۳۲۰
مدل چندبخشی	۰/۰۲۱۵۸۱	۰/۰۳۵۳۹۵

توضیحات: منظور از نوسانات همان انحراف معیار است.
منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول ۲، مدل هایبرید نزدیک‌ترین گشتاور به گشتاور داده‌های واقعی تورم را تولید کرده است. البته علی‌رغم آنکه مدل هایبرید نوسانات تورم را بهتر از سایر مدل‌ها شبیه‌سازی کرده است، این مدل در شبیه‌سازی نوسانات شکاف تولید در مقایسه با سایر مدل‌ها در وضعیت بدتری قرار دارد. مدل چندبخشی پس از مدل هایبرید، بیشترین نزدیکی را به گشتاور داده‌های واقعی تورم دارد. در خصوص شبیه‌سازی نوسانات شکاف تولید، مدل کالوو تعمیم‌یافته در مقایسه با سایر مدل‌ها عملکرد بهتری دارد.

۴. ۲. ۲ معیار ماندگاری تورم

شکل ۲ ضرایب خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شدهٔ نرخ تورم را با میزان ضرایب خودهمبستگی داده‌های تاریخی تورم نشان می‌دهد. علی‌رغم آنکه مدل هایبرید در وقفهٔ اول بهتر از سایر مدل‌ها می‌تواند خودهمبستگی داده‌های واقعی تورم را شبیه‌سازی کند، در وقفه‌های بیشتر از ۱، ضرایب خودهمبستگی به‌سرعت کاهش می‌یابد و به زیر صفر می‌رود. در بیشتر وقفه‌ها، مدل هایبرید ماندگاری تورم را بیش‌ازحد برآورد می‌کند. در مدل هایبرید، فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی، ضرایب خودهمبستگی در هشت وقفه از پانزده وقفه را دربرنمی‌گیرد.



شکل ۲. مقایسهٔ خودهمبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده و واقعی تورم. توضیحات: خط پیوسته نشان‌دهندهٔ خودهمبستگی مربوط به داده‌های شبیه‌سازی‌شده و خط (.) نشان‌دهندهٔ فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی است. خط نقطه‌چین (ـ ـ) بیانگر ضرایب خودهمبستگی داده‌های تاریخی تورم است.

مدل چندبخشی نسبت‌به سایر مدل‌ها در شبیه‌سازی ماندگاری داده‌های واقعی تورم بهتر عمل کرده است. از میان پانزده وقفهٔ موردبررسی، پنج 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 پنج وقفه، با باند ۹۰ درصد نسبت‌به سایر مدل‌ها قابل‌اغماض است. این شواهد دلالت بر این دارد که مدل چندبخشی توانسته است ماندگاری تورم را به‌صورت درون‌زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص‌بندی، تولید کند و علت عملکرد بهتر این مدل نوع تصریح آن است که ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری را در نظر می‌گیرد.

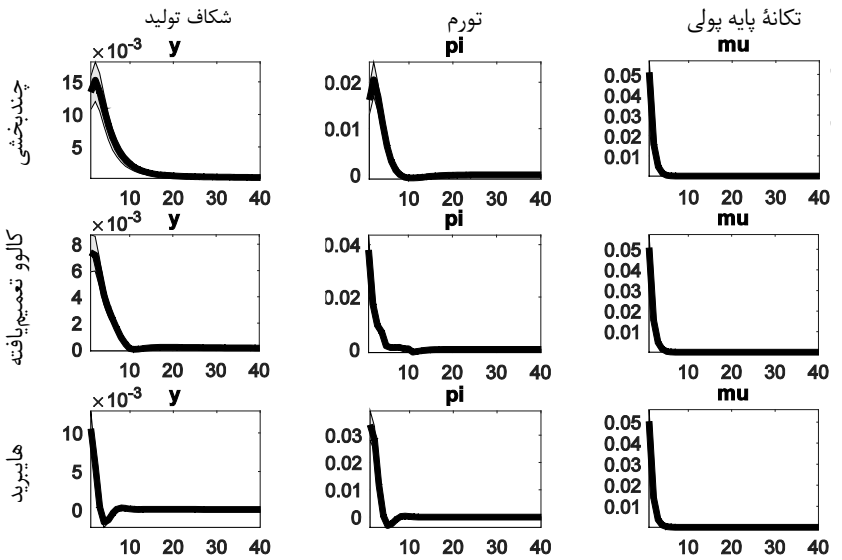
۴. ۲. ۳ بررسی توابع عکس‌العمل آنی

در این مطالعه با بررسی اثر تکانهٔ سیاست پولی در دو متغیر تورم و تولید در سه مدل هایبرید، چندبخشی، و کالوو تعمیم‌یافته سعی می‌شود به این سؤال پاسخ داده شود که آیا تفاوتی در نحوهٔ واکنش متغیرهای کلیدی به تکانهٔ مذکور در صورت لحاظ ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های واسطه وجود دارد یا خیر. شکل ۳ میانهٔ واکنش تورم به تکانهٔ پولی (به‌اندازهٔ یک انحراف معیار) را به همراه فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد برای سه مدل قیمت‌گذاری این مطالعه نشان می‌دهد. در مدل هایبرید و کالووتعمیم‌یافته، واکنش همراه با تأخیر تورم مشاهده نمی‌شود و نرخ تورم در همان لحظهٔ وقوع تکانهٔ پولی، بیشترین واکنش را نشان می‌دهد. این در حالی است که در مدل چندبخشی، تابع واکنش آنی تورم به تکانهٔ پولی کوهانی‌شکل است. به بیان دیگر، تکانهٔ پولی بیشترین تأثیر خود را در تورم در دورهٔ دوم به‌جای می‌گذارد که بیانگر لختی تورم است.

بررسی تابع واکنش شکاف تولید به تکانهٔ پولی در مدل چندبخشی، بیانگر کوهانی‌بودن این تابع است. به‌عبارت‌دیگر، حداکثر واکنش شکاف تولید به تکانهٔ پولی با وقفه همراه خواهد بود که نشان‌دهندهٔ آثار با وقفهٔ سیاست پولی در تولید در این مدل است. به‌عبارت‌دیگر، اثر تکانهٔ انبساطی پولی در تولید ابتدا به‌صورت افزایشی است، زیرا تقاضا در طول زمان رشد می‌کند و سرانجام کاهش می‌یابد و در نتیجهٔ آن قیمت‌ها تعدیل می‌شود. وقفهٔ زمانی میان اعمال سیاست پولی و اثر آن در تولید و تورم توسط بسیاری از مطالعات تجربی موردتأیید قرار گرفته است؛ بنابراین، می‌توان گفت الگوی چندبخشی در نشان‌دادن آثار سیاست پولی نسبت‌به سایر الگوها قرابت بیشتری با واقعیات آشکارشده در اقتصاد ایران دارد.[۱]

---

[۱] واقعیات آشکارشده در مورد پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران دلالت بر این دارد که ۱ــ تکانه‌های سیاست پولی با وقفه در نرخ تورم تأثیر می‌گذارند (زمان‌زاده (۱۳۹۰)) و ۲ــ تورم درجهٔ ماندگاری بالایی دارد (طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲) و الهی و همکاران (۱۳۹۳)). این در حالی است که بررسی مطالعات انجام‌شده در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، نشان می‌دهد که با فرض مدل قیمت‌گذاری کالوو، اثر تکانهٔ پولی در نرخ تورم پس از گذشت تنها دو فصل میرا می‌شود.



شکل ۳. توابع واکنش آنی نسبت‌به تکانهٔ پولی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار. توضیحات: خط پیوسته نشان‌دهندهٔ میانهٔ واکنش‌ها در توزیع پسین است. نواحی خاکستری نشان‌دهندهٔ فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصد است. محور افقی بر حسب فصل است. (اندازهٔ تکانهٔ پولی که به‌صورت یک انحراف معیار تعریف می‌شود، در حدود ۵ درصد است)

۵ بحث و نتیجه‌گیری

در الگوسازی‌های اقتصادی، عموماً فروضی در راستای ساده‌سازی مدل‌ها درنظر گرفته می‌شود. یکی از این فروض در ساخت الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، فرض همگن‌بودن درجهٔ چسبندگی میان کالاها و خدمات و پیروی تمام بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای واسطه از مدل قیمت‌گذاری یکسان برای تعیین قیمت کالاها و خدمات تولیدی است. این در حالی است که بر اساس مطالعات تجربی مبتنی بر داده‌های خرد قیمت‌ها چه در سطح بین‌المللی و چه در سطح داخلی، ناهمگنی قابل‌توجهی در درجهٔ چسبندگی قیمت میان کالاهای مختلف وجود دارد. در راستای مدل‌سازی ناهمگنی رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها، طیفی جدید از مدل‌های قیمت‌گذاری در ادبیات معرفی شدند که در آن‌ها، برخلافِ مدل‌های استاندارد قیمت‌گذاری، بین بنگاه‌ها از نظر درجهٔ چسبندگی و همچنین نوع چسبندگی اسمی تفاوت‌هایی وجود دارد. در این مطالعه، دو مدل قیمت‌گذاری ناهمگن که در ادبیات بیشتر

کاربرد دارد، به‌وسیلهٔ داده‌های اقتصاد ایران موردسنجش و ارزیابی قرارگرفته و عملکرد آن‌ها با مدل قیمت‌گذاری هایبرید مقایسه شده است.

با درنظرگرفتن الگوهای مختلف برای قیمت‌گذاری کالاها و خدمات، تصریح‌های متفاوتی نیز از منحنی فیلیپس به‌دست می‌آید. هریک از تصریح‌های منحنی فیلیپس دلالت‌های مختلفی برای سیاست‌گذاری پولی به‌همراه دارد، زیرا رابطهٔ بده‌بستان تورم و شکاف تولید در هریک از تصریح‌های منحنی فیلیپس متفاوت است و بنابراین، اثر تکانه‌های سیاست پولی تحت هریک از این تصریح‌ها نیز بالطبع متفاوت خواهد بود. حال این سؤال مطرح است که تا چه حد این ناهمگنی در درجهٔ چسبندگی اسمی، باعث تفاوت اثر سیاست پولی در متغیرهای اقتصاد کلان ــ در مقایسه با مدلی با چسبندگی یکسان ــ می‌شود. همچنین، آیا ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها می‌تواند موجب بهبود عملکرد مدل ازحیثِ شبیه‌سازی پویایی‌های تورم در اقتصاد ایران شود؟

به‌منظور مقایسهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری مختلف در این مطالعه، از سه معیار مختلف استفاده شده است. بر اساس معیار اول، مدل چندبخشی بهترین عملکرد را در توضیح هم‌زمان گشتاورهای داده‌های واقعی نرخ تورم و شکاف تولید دارد. بر اساس معیار دوم، ضرایب خودرگرسیونی تورم در مدل چندبخشی بیشترین همبستگی را با ضرایب خودرگرسیونی داده‌های واقعی تورم دارد. همچنین از میان پانزده وقفهٔ موردبررسی، تنها پنج 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 پنج وقفه با فاصلهٔ اطمینان ۹۰ درصدی نسبت‌به سایر مدل‌ها قابل‌اغماض است. این شواهد دلالت بر این دارد که مدل چندبخشی توانسته است ماندگاری تورم را به‌صورت درون‌زا و از طریق نوع تصریح الگو و نه لحاظ شاخص‌بندی تولیدکند. بر اساس معیار سوم نیز مدل چندبخشی نسبت به سایر مدل‌ها بهتر می‌تواند اینرسی تورم و واکنش کند قیمت‌ها به تکانه پولی را شبیه‌سازی نمایند. در این مدل تابع واکنش آنی تورم به تکانهٔ پولی کوهانی‌شکل است. به‌بیان‌دیگر، تکانهٔ پولی بیشترین تأثیر خود را در تورم در دورهٔ دوم به‌جای می‌گذارد.

بر اساس نتایج مقاله، مدل چندبخشی قیمت‌گذاری که در آن ناهمگنی رفتار بنگاه‌ها با فرض چهار نوع مدل قیمت‌گذاری در نظرگرفته شده است، ازحیث نشان‌دادن آثار سیاست پولی در متغیرهای کلیدی تورم و تولید، نسبت‌به مدل‌های همگن برتری داشته است. علت این امر آن است که نوع واکنش بنگاه‌ها به تکانهٔ پولی برخلاف مدل‌های همگن، یکسان نبوده و همین تفاوت در میزان واکنش باعث می‌شود تا اثر تکانهٔ پولی در سطح عمومی قیمت‌ها و نیز تولید (در نتیجهٔ تفاوت در قیمت‌های نسبی کالاها) با دقت بیشتری محاسبه شود. با

توجه به نتایج مدل تحقیق، سهم عمده‌ای از بنگاه‌ها رویکرد گذشته‌نگر در تعیین قیمت کالاها و خدمات دارند و همین موضوع باعث می‌شود تا پایداری تورم افزایش یابد. در این شرایط، سیاست‌گذاری پولی باید معطوف به اعلام هدف تورمی و پایبندی به آن در راستای مدیریت انتظارات تورمی باشد، به‌نحوی‌که درجهٔ پایداری تورم کاهش یافته و/یا به‌عبارت‌دیگر، سهم بنگاه‌های گذشته‌نگر در اقتصاد کاهش یابد.

با توجه به اینکه در مطالعهٔ حاضر، برای اولین بار ناهمگنی در رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای واسطه در چهارچوب DSGE مدل‌سازی شده است، می‌تواند به‌عنوان مطالعه‌ای در زمینهٔ تأثیرگذاری ناهمگنی‌های قیمت‌گذاری در نحوهٔ اثرگذاری تکانه‌های پولی مورداستفاده قرار گیرد.

فهرست منابع

الهی، ن.؛ نجارزاده، ا؛ و عسگری، م. (۱۳۹۳). ارزیابی ماندگاری تورم در ایران، *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*. ۳، ۶۸ـ۴۷.

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

ختایی، م. و سیفی پور، ر. (۱۳۸۵). ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳.

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

طهرانچیان، ا.؛ جعفری صمیمی، ا؛ و بالونژاد نوری، ر. (۱۳۹۲). آزمون ماندگاری تورم در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۱): کاربردی از الگوهای ARFIMA. *فصلنامهٔ پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۱۱.

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

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.

Bils, M., & Klenow, P. J. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112(5), 947-985.

Bouakez, H., Cardia, E., & Ruge‐Murcia, F. J. (2009). The Transmission of Monetary Policy in a Multisector Economy. *International Economic Review*, 50(4), 1243-1266.

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

Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers in Macroeconomics*, 2(1).

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.

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.

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.

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,* 42(1), 151-170.

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

Eijffinger, C. W. S., Olarte, A. G. and Uras, B. R. (2015). Heterogeneity in wage setting behavior in a New-Keynesian model. *European Banking Center Discussion Paper*, 2015-024.

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

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

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.

Mankiw, G. N. & 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.

Nakamura, E., & Steinsson, J. (2010). Monetary non-neutrality in a multi-sector menu cost model. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 961-1013.

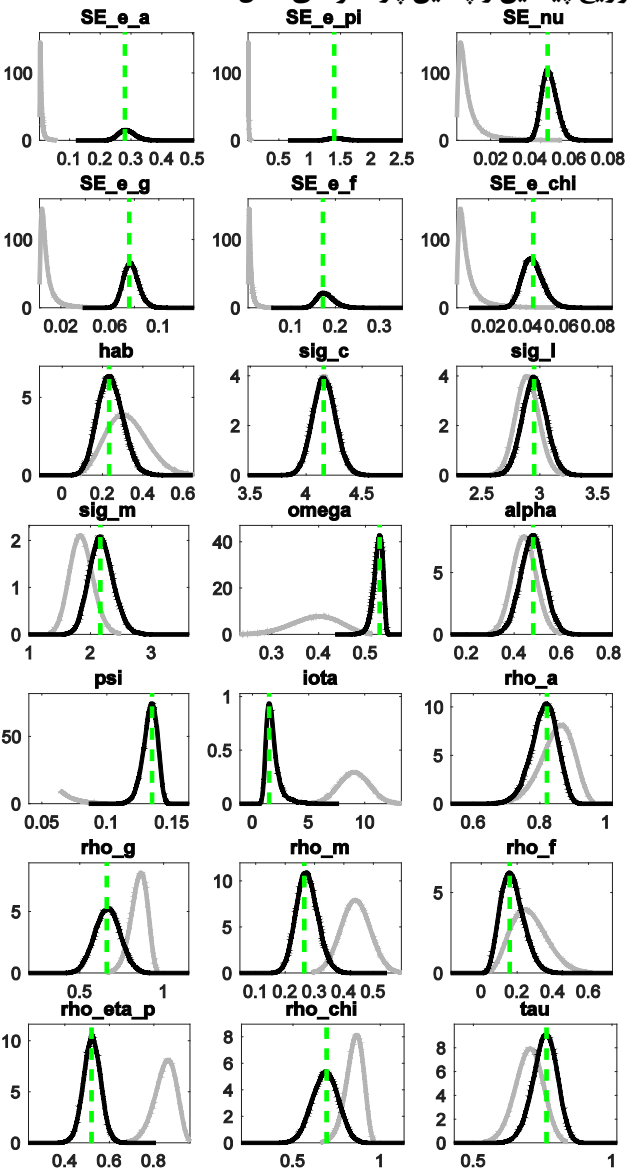
Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association*, 1(5), 1123-1175.

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.

Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), 1-23.

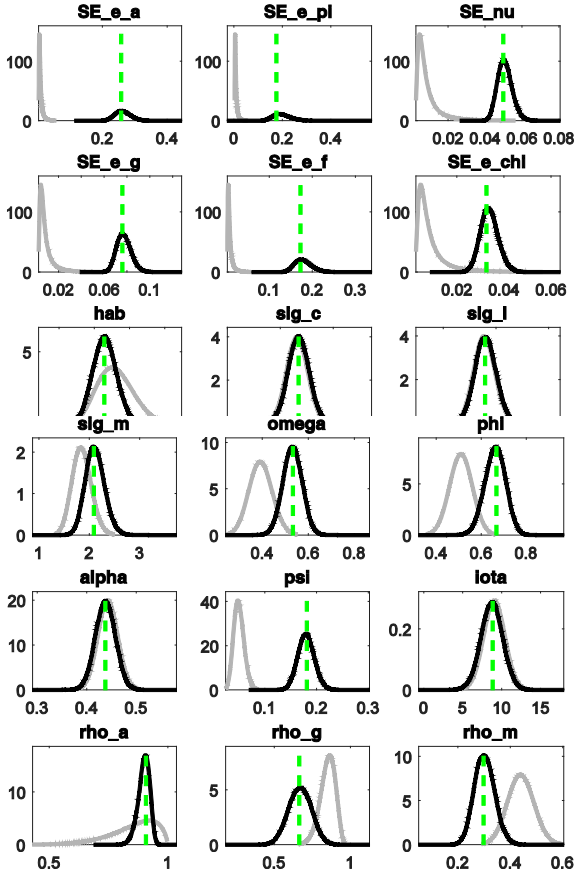
پیوست

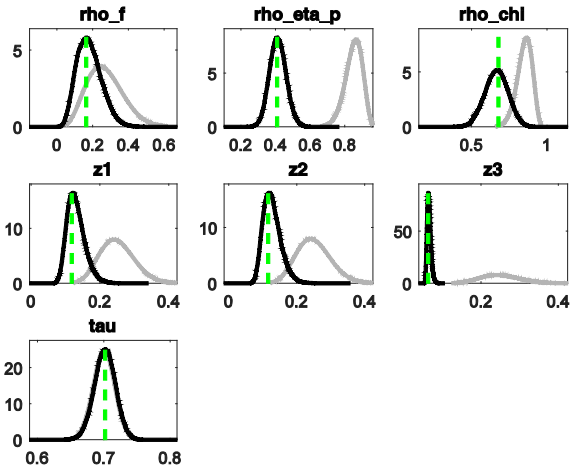
پیوست ۱ـ توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل



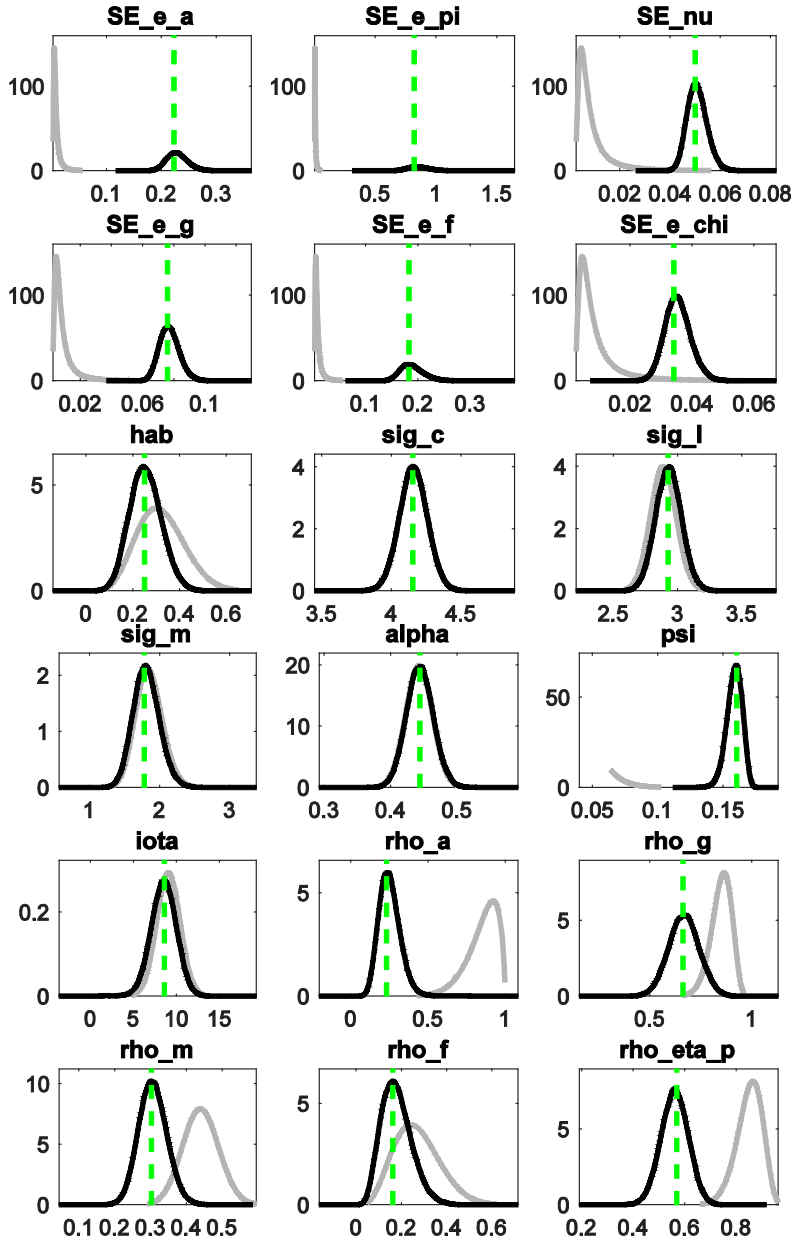
شکل ۱. مدل هایبرید

منبع: محاسبات تحقیق


SE_e_a
SE_e_pl
SE_nu
SE_e_g
SE_e_f
SE_e_chl
hab
sig_c
sig_l
sig_m
omega
phl
alpha
psi
lota
rho_a
rho_g
rho_m



شکل ۲. مدل چندبخشی
منبع: محاسبات تحقیق



شکل ۳. مدل کالوو تعمیم‌یافته
منبع: محاسبات تحقیق