

اثر اختلالات بازار کار بر پویایی‌های اقتصاد کلان در چارچوب یک الگوی کینزی جدید^۱

موراشین جوان^۲ زهرا افشاری^۳

حسین توکلیان^۴

پذیرش: ۹۵/۱۲/۲۱

دریافت: ۹۵/۷/۱۰

بیکاری / چسبندگی اسمی / مارک‌آپ دستمزد / رویکرد بیزی

چکیده

در این مقاله، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران طراحی شده است، به طوری که در آن علاوه بر اختلالات بازار کالا، اختلالات بازار کار هم دیده می‌شود. به عبارت دیگر، در این الگو با فرض عدم تعادل در بازار کار به پیروی از گالی (۲۰۱۱)، بیکاری در الگو لحاظ شده است. مشارکت این مقاله در ادبیات اقتصادی این است که بازار کار به صورت ناهمگن فرض شده، به طوری که هرکدام از نیروی کار در نوع خاصی از کار متخصص‌اند. اختلالات بازار کار نیز به صورت قدرت بازاری و چسبندگی دستمزد وارد شده است. همچنین، فرض می‌شود تسهیم ریسک کامل در درون خانوار وجود دارد که مصرف یکسانی برای تمام اعضای خانوار، صرف نظر از شاغل و بیکار بودن آن‌ها، تضمین

۱. این مقاله از پایان‌نامه دکتر با عنوان «سیاست پولی و بازار کار: یک الگوی نوکینزی» و به راهنمایی خانم دکتر زهرا افشاری در دانشکده اقتصاد دانشگاه الزهرا استخراج شده است.

javan.moorashin@gmail.com

afsharizah@gmail.com

tavakolianh@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری دانشگاه الزهرا

۳. استاد دانشگاه الزهرا

۴. استادیار دانشگاه علامه طباطبایی

■ موراشین جوان، نویسنده مسئول.

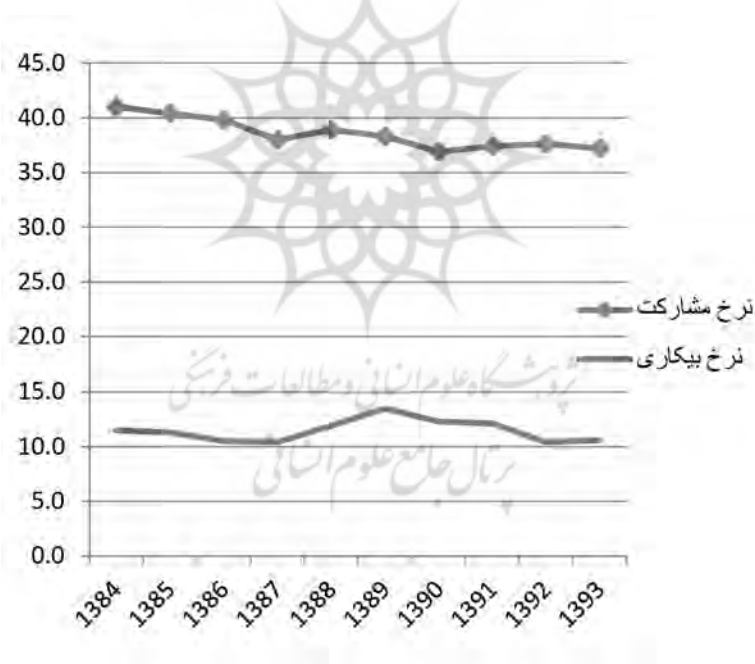
می‌کند. در این الگو، پس از برآورد پارامترها با استفاده از رویکرد بیزی، به بررسی اثرات تکانه‌های تکنولوژی، پولی و عرضه نیروی کار بر پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصاد در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ پرداخته شده است. نتایج توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به تکانه‌های مختلف نشان می‌دهد تکانه‌های منفی عرضه نیروی کار، تکانه مثبت پولی و تکانه منفی تکنولوژی سبب کاهش نرخ بیکاری شده و دانستن این آثار، سیاستگذاران را به سوی تصمیم‌گیری بهتری سوق می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: C11, E24, E32



مقدمه

اشتغال و بیکاری از جمله موضوعات اساسی اقتصاد هر کشوری بوده و افزایش اشتغال و کاهش بیکاری نشانگر عملکرد اقتصاد کلان است. اقتصاددانان کلان بر نرخ بیکاری به‌عنوان یک شاخص مهم اقتصادی تمرکز می‌کنند. با نگاهی به شاخص‌های بازار کار در ایران، همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، نرخ مشارکت اقتصادی^۱ روند نزولی داشته و از ۴۱ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۳۷/۲ درصد در سال ۱۳۹۳ رسیده است. اگرچه نرخ بیکاری از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ روند نزولی داشته و از ۱۱/۵ درصد به ۱۰/۴ درصد رسیده است، اما از ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۱ به شدت افزایش یافته و در سال ۱۳۸۹ به ۱۳/۵ درصد رسیده و پس از آن، در سال ۱۳۹۳ به ۱۰/۶ درصد کاهش یافته است. به‌عبارت دیگر، همواره نرخ بیکاری عددهای بالای ۱۰ درصد را تجربه کرده است.



نمودار ۱- نرخ مشارکت و نرخ بیکاری سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۳

۱. نرخ مشارکت اقتصادی عبارت است از نسبت جمعیت فعال ده‌ساله و بیشتر (شاغل و بیکار) به کل جمعیت ده‌ساله و بیشتر.

در سال‌های اخیر استفاده از چارچوب الگوی کینزی جدید برای تجزیه و تحلیل نوسانات و سیاست‌های تثبیت راجح شده است. این چارچوب، سازگاری درونی الگوهای تعادل عمومی پویا را با فروض کینزی ترکیب می‌کند و بنابراین، کارایی سیاست پولی را افزایش می‌دهد^۱. بسیاری از بانک‌های مرکزی و مؤسسات سیاستی، نسخه‌ای از الگوی کینزی جدید با مقیاس متوسط را به‌عنوان بخشی از جعبه ابزار خود برای هدف‌های شبیه‌سازی و پیش‌بینی اتخاذ می‌کنند؛ اما این الگوها هم مانند سایر الگوها عاری از انتقاد نیستند. در بین تمام کاستی‌ها، منظور نکردن بیکاری اغلب به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین کاستی‌ها محسوب می‌شود. به اعتقاد گالی و گرتلر و سایرین (۲۰۰۹)، در نظر نگرفتن بیکاری در الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)^۲، نشان از کاستی این الگوها دارد؛ زیرا بیکاری شاخص مهم و مرکزی سیاست‌گذاری است و نباید در الگوسازی نادیده گرفته شود^۳.

بنابراین، در سال‌های گذشته تعداد فزاینده‌ای از پژوهشگران جهت رفع این کاستی کوشیدند و چارچوب‌هایی طراحی کردند که چسبندگی‌های اسمی و غیرخنثایی پولی الگوی کینزی جدید را با غیر کامل بودن‌های بازار کار (که سبب پیدایش بیکاری می‌شوند) ترکیب می‌کنند. بسیاری از تحقیقات اخیر در ایران به طراحی یک الگوی DSGE با وجود اختلالات بازار کالا پرداخته‌اند، ولی اغلب آن‌ها اختلالات بازار کار را لحاظ نکرده‌اند. بنابراین، مقاله حاضر می‌کوشد به پیروی از گالی (۲۰۱۱)، الگوی DSGE متناسبی با اقتصاد ایران با لحاظ بیکاری طراحی کند که در آن، بیکاری با وجود چسبندگی دستمزد و قدرت بازاری در بازار کار توجیه می‌شود. همچنین، در این الگو ویژگی‌های اقتصاد ایران از جمله سلطه مالی دولت در سیاست‌گذاری پولی در نظر گرفته شده است. در چارچوب الگوی طراحی شده اثر تکانه‌های پولی، تکنولوژی و عرضه نیروی کار بر پویایی متغیرهای کلان اقتصادی بررسی می‌شود.

برای برآورد الگو با توجه به مزایای روش بیزی، پارامترهای سیستم معادلات به روش بیزی با استفاده از برنامه داینر تحت نرم‌افزار MATLAB برآورد می‌شوند. براساس آن، متغیرهای اقتصادی شبیه‌سازی می‌شوند. سپس، برای بررسی پویایی‌های متغیرهای مهم

1. Gali (2010).

2. Dynamic Stochastic General Equilibrium.

3. Gali, Smets and Wouters (2012).

اقتصادی در اثر تکانه‌های عرضه نیروی کار، تکنولوژی و پولی، توابع واکنش آنی ارائه می‌شود. برای دستیابی به اهداف فوق ارائه مقاله به صورت زیر ساماندهی شده است:

نخست مروری بر مطالعات انجام شده صورت می‌گیرد. سپس، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی چندبخشی طراحی شده است و آنگاه روش حل و برآورد پارامترهای الگو بر مبنای روش بیزی ارائه می‌شود. و در نهایت، با استفاده از توابع واکنش آنی به تحلیل تأثیر تکانه‌های پولی، عرضه نیروی کار و تکنولوژی بر اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. سرانجام، نتیجه‌گیری براساس یافته‌ها و در چارچوب الگو، موضوع بخش پایانی مقاله خواهد بود.

۱. پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی در زمینه موضوع بیکاری در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را می‌توان در چارچوب دو رویکرد کلی جست‌وجو و انطباق و یا قدرت بازاری در بازارهای کار بررسی کرد. در سال‌های اخیر مقالات بسیاری سعی کردند که با لحاظ اصطکاک‌های بازار کار، بیکاری را در الگوهای تعادل عمومی بگنجانند. بسیاری از مقالات، اصطکاک‌های جست‌وجو و انطباق را به‌عنوان اصطکاک بازار کار معرفی می‌کنند. اولین بار الگوی جست‌وجو و انطباق در بازار کار در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب کینزی جدید در سال ۱۹۹۴ توسط مورتسن و پیساریدس^۱ انجام شد. مقالاتی مثل مرز^۲ و آندولفاتو^۳ دلالت‌های اصطکاک جست‌وجو و انطباق را برای نوسانات اقتصادی در یک الگوی استاندارد RBC^۴ مطالعه می‌کردند. به‌رحال، الگوی بیکاری جست‌وجو و انطباق مورتسن و پیساریدس نمی‌توانست با واقعیات مشاهده شده مهم در داده‌ها منطبق شود. به‌طور خاص، این نوع الگوها عملکرد خوبی برای توضیح نوسانات زیاد و ماندگار بیکاری، شغل‌های بدون متصدی^۵ و فشرده‌گی بازار^۶ و رفتار دستمزد حقیقی در داده‌ها نداشتند. تا این که گالی اولین بار در سال ۲۰۱۱ تفسیر متفاوتی از بیکاری معرفی

1. Mortensen, D. T. and C. A. Pissarides (1994).

2. Merz (1995).

3. Andolfatto (1996).

4. Real Business Cycle.

5. Vacant Job.

6. Market Tightness.

کرد. در الگوی وی، بیکاری حاصل وجود قدرت بازاری و چسبندگی دستمزد در بازار کار بود. در ایران مطالعات بازار کار و بیکاری محدود به مطالعات غیر DSGE بوده است و تنها پژوهش‌های معدودی تاکنون به نقش اختلالات بازار کار پرداخته‌اند. در ادامه، به بررسی برخی از مهم‌ترین مقالات مربوط به هر دو رویکرد جست‌وجو و انطباق و گالی پرداخته می‌شود. در آخر نیز پژوهش‌های داخل کشور در قالب الگوی DSGE بحث می‌شود.

ارسک، هندرسن و لوین^۱ به ارائه یک الگوی بهینه‌سازی بنگاه می‌پردازند که در آن، هر دو بازار کار و کالا رقابت انحصاری دارند و قراردادهای اسمی تأخیری در نظر گرفته شده است. همچنین، بهینه پرتو فقط زمانی قابل حصول است که هر دو دستمزدها و قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر باشند. بنابراین، وقتی قیمت‌ها و دستمزدها چسبندگی دارند، با سیاست پولی نمی‌توان به سطح رفاه بهینه پرتو دست یافت. ایشان الگویی با کالاهای متفاوت تولید شده در دو مرحله را در نظر گرفتند که در آن، قیمت‌های هر دو کالای نهایی و واسطه به صورت تأخیری تعیین می‌شود. آن‌ها در این الگو فرض می‌کنند که هر دو دستمزدها و قیمت‌ها در اقتصادهای واقعی چسبنده است^۲. همچنین، نتایج مطالعات آن‌ها نشان می‌دهد که با هدف گذاری اکید تورم قیمتی، زیان‌های رفاهی نسبتاً بزرگی ایجاد می‌شود، در حالی که بسیاری از قاعده‌های سیاستی ساده دیگر تقریباً به خوبی قاعده بهینه است.

کریستوفل و لینزرت^۳ در مقاله خود بازار کار را با فرض اصطکاک بازار کار و چسبندگی دستمزد وارد الگوی ادوار تجاری کینزی جدید می‌کنند. چسبندگی دستمزد حقیقی در الگو با تعدیلات اشتغال تعامل دارد و ساعات کاری بر پویایی تورم از طریق هزینه‌های نهایی مؤثر است. براساس نتایج مطالعه ایشان، پاسخ بیکاری و تورم به نرخ بهره به درجه چسبندگی دستمزد بستگی دارد. عموماً، هر چه دستمزدها چسبنده‌تر باشند، نوسانات تورم تداوم بیشتری دارد. به علاوه، اثر تکانه سیاست پولی بر بیکاری و تورم به نهادهای بازار از قبیل قدرت چانه‌زنی وابسته است.

1. Ereg, Christopher J.; Dale W. Henderson and Andrew T. Levin (2000).

۲. برخی مقالات دیگر به چسبندگی قیمت‌ها بیش از چسبندگی دستمزد تأکید دارند (زیرا معتقدند قراردادهای اشتغال وابسته به وضعیت اقتصادی، به‌طور اساسی از هرگونه تخصیص اشتباه نیروی کار به علت وجود قراردادهای دستمزد اسمی جلوگیری می‌کند).

3. Christoffel, Kia and Tobias Linzert (November 2005).

اسمتز و وترز^۱ در سال ۲۰۰۷ به طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای بررسی منابع نوسانات ادوار تجاری در اقتصاد امریکا پرداختند. ایشان به همراه گالی^۲ به پیروی از الگوی گالی (۲۰۱۰)، بیکاری غیرداوطلبانه را به‌عنوان یک متغیر قابل مشاهده وارد الگوی اسمتز و وترز (۲۰۰۷) کردند. بیکاری در الگوی آنها نتیجه وجود قدرت بازاری در بازارهای نیروی کار بوده و نوسانات بیکاری در الگوی ایشان نیز حاصل تغییرات مارک‌آپ دستمزد و یا چسبندگی‌های اسمی دستمزد است. نتایج بررسی آنها بیانگر این امر بود که تکانه‌های عرضه نیروی کار، نقش محدودی در به‌وجود آوردن نوسانات بیکاری دارد. آنها همچنین نشان دادند بیشتر نوسانات بیکاری در کوتاه مدت و میان مدت به دلیل تکانه‌های تقاضا است.

گالی^۳ براساس الگوی ارسنگ و همکاران، یک تفسیر متفاوت برای معرفی بیکاری در قالب یک الگوی کینزی جدید پیشنهاد می‌دهد. وی در الگوی خود به ارزیابی نقش بالقوه چسبندگی دستمزد اسمی به‌عنوان منبع نوسانات بیکاری در پاسخ به تکانه‌های مختلف پرداخته و بیکاری را حاصل وجود قدرت بازاری در بازار کار می‌داند. براساس نتایج وی، چسبندگی دستمزد تنها منبع نوسانات بیکاری در الگو است و هرچه درجه چسبندگی بالاتر باشد، نوسانات بیکاری در الگو افزایش می‌یابد. درنهایت، مقاله به بررسی سیاست بهینه پولی پرداخته و نتایج نشان می‌دهد در این الگو برای دستیابی به سیاست پولی بهینه، بانک مرکزی باید به‌طور همزمان به تمام متغیرهای بیکاری، تولید و تورم پاسخ دهد.

انگلر^۴ یک الگوی کینزی جدید براساس الگوی گالی (۲۰۱۰) برای بیکاری طراحی کرد که بر این فرض اساسی استوار بود که ریسک بیکاری به‌صورت منفی بر مطلوبیت نیروی کار شاغل اثر می‌گذارد. یعنی یک افزایش در بیکاری، به دلیل افزایش ریسک بیکار شدن، ذهنیت خوب نیروی کار را کاهش می‌دهد. انگلر از یک اقتصاد باز برای شبیه‌سازی اقتصاد خود استفاده می‌کند و یافته اصلی پژوهش‌اش این است که لحاظ بیکاری، نتایج تجربی الگوی کینزی جدید را بهبود می‌بخشد. در الگوی وی، نیروی کار در پاسخ به یک تکانه سیاست پولی انبساطی افزایش می‌یابد.

1. Smets, F. and R. Wouters (2007).

2. Gali, Jordi; Frank Smets and Raf Wouters (2010).

3. Gali, Jordi (2011).

4. Engler, Philipp (2011).

کریستیانو و همکاران^۱ یک الگوی پولی با بیکاری غیرارادی طراحی کردند که در آن نرخ مشارکت نیروی کار در طول ادوار تجاری نوسان می‌کند. این الگو به خوبی می‌تواند پاسخ‌های نرخ اشتغال و بیکاری را به تکانه‌های سیاست پولی و تکنولوژی در الگو بیان کند. کریستیانو و همکاران (۲۰۱۳) یک الگوی کینزی جدید را با وجود سرمایه و یک اینرسی دستمزد درونزا و بدون هیچ چسبندگی اسمی برونزا معرفی کرده و به بررسی این امر می‌پردازند که چگونه بنگاه‌ها و نیروی کار بر سر دستمزد چانه می‌زنند. ایشان در مقاله خود به چگونگی پاسخ بازار کار به تکانه‌های سیاست پولی و تکنولوژی پرداختند. وجود اینرسی دستمزد در الگوی آن‌ها سبب می‌شود چگونگی رفتار بنگاه‌ها و کارگران در زمان چانه‌زنی برای تعیین دستمزدها قابل بررسی شود.

ارسک و لوین (۲۰۱۳) در مقاله خود به بررسی نرخ مشارکت نیروی کار و سیاست پولی در دوران بحران بزرگ امریکا پرداخته و یک الگوی کینزی جدید طراحی کردند که در آن، نوسانات نرخ مشارکت نیروی کار تغییرات درونزا دارد. ایشان از این الگو برای ارزیابی دلالت‌های سیاست پولی استفاده کردند. همچنین، الگوی آن‌ها چگونگی اثرگذاری شرایط تقاضای ضعیف بازار کار (بیکاری بالا و بازدهی کم نیروی کار) بر مشارکت نیروی کار را تحلیل می‌کند. ویژگی دیگر الگوی آن‌ها وجود یک هزینه تعدیل جابجایی نیروی کار بین بخش‌های خانه و بازار کار است. این هزینه تعدیل به توضیح این امر کمک می‌کند که چگونه تغییرات نسبتاً موقتی بیکاری سبب تغییرات کوچک نرخ مشارکت می‌شود، درحالی‌که بحران‌های بزرگ ممکن است سبب تغییرات بزرگی در نرخ مشارکت شود. در صورت عدم وجود هزینه‌های تعدیل، نرخ مشارکت مستقیماً با نرخ اشتغال نوسان می‌کند. آن‌ها معتقدند تبادلی بین اهداف سیاست پولی (ایجاد رونق اقتصادی و تثبیت تورم) وجود دارد که از کالیبراسیون پارامترهای کلیدی الگو متأثر می‌شود.

ژانگ^۲ نیز برای توضیح نرخ بیکاری بالا و پایدار امریکا در زمان بحران و پس از آن، الگویی را با لحاظ اصطکاک‌های جست‌وجو و انطباق، اینرسی دستمزد درونزا و تکانه‌های عواید بیکاری طراحی کرده است. فراغت در الگوی وی در تابع مطلوبیت لحاظ نشده است و به جای آن، در قید بودجه دیده می‌شود، یعنی ارزش بیکاری برحسب مصرف کالاها در

1. Christiano, Lawrence J.; Mathias Trabandt and Karl Walentin (2012).

2. Zhang, Ji. (2014).

نظر گرفته شده است و به‌عنوان بخشی از درآمد خانوار آورده می‌شود. همچنین، در این مقاله فرض می‌شود فرآیند تعیین دستمزد براساس الگوی کریستیانو و همکاران (۲۰۱۳) است که اینرسی دستمزد نتیجه تعادلی تغییر فرآیند پیشنهاد چانه‌زنی است. نتایج پژوهش وی حاکی از آن است که تکانه‌های عواید بیکاری بیشتر سبب ایجاد نوسانات بیکاری می‌شوند. در حقیقت، ژانگ معتقد است گسترش عواید بیکاری به افزایش نرخ بیکاری کمک می‌کند.

گالی (۲۰۱۵) به بررسی منابع رفتار ریشه واحد نرخ بیکاری در اروپا با استفاده از یک الگوی کینزی جدید پرداخته و می‌کوشد بیکاری ناهمگرا را در یک الگوی کلان استاندارد قرار دهد. مقاله وی در کنار تجزیه و تحلیل‌های مزایای لحاظ بیکاری در الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در مناطق اروپا را اثبات می‌کند. وی سه فرض برای منبع ریشه واحد بودن نرخ بیکاری معرفی کرده است: فرض نرخ طبیعی بیکاری، فرض تبادل بلندمدت بین بیکاری و تورم و فرض هایستریسیس^۱. نتایج این مقاله پیشنهاد می‌دهد هیچ کدام از این سه فرض به‌تنهایی نمی‌تواند در دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۰ بیکاری و تورم دستمزد به‌وجود آورده باشد. به اعتقاد ایشان، دو فرض تبادل بلندمدت و هایستریسیس بیشتر از فرض نرخ طبیعی برای تفسیر نوسانات بیکاری مفید هستند؛ به‌خصوص، فرضیه تبادل بلندمدت که در اصل سبب افزایش بیکاری در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ به‌عنوان یک نتیجه دوره ضد تورمی است. فرضیه هایستریسیس نیز سبب ماندگاری قابل توجه تورم دستمزد در دوره بعد از ۱۹۹۴ است.

فرزین‌وش، احسانی و کشاورز (۱۳۹۴) نیز به بررسی اثر تکانه مالی و اصطکاک مالی بر نوسانات بازار کار پرداخته و نشان دادند اصطکاک مالی در اثرگذاری تکانه‌های دارایی کارآفرینان، نرخ بهره و سرمایه‌گذاری بر نوسانات بازار کار نقش مهمی دارد. به این منظور، ایشان یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را با استفاده از الگوی جست‌وجو و تطبیق برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد باز کوچک طراحی کرده و نشان دادند یک تکانه مالی منفی باعث افزایش نرخ بیکاری و کاهش ارائه فرصت‌های شغلی توسط کارآفرینان می‌شود. همچنین، نتیجه گرفتند اصطکاک مالی سبب تقویت تکانه‌های مالی و نوسانات

بزرگ‌تری در بیکاری و ارائه فرصت‌های شغلی می‌شود. به اعتقاد ایشان، تکانه نرخ بهره با کاهش سرمایه‌گذاری و ارائه فرصت‌های شغلی کم‌تر، سبب افزایش بیکاری می‌شود. در ایران نیز مطالعات بسیاری در حیطه DSGE صورت گرفته است. اما همان‌طور که گفته شد، اغلب این مقالات به اختلالات بازار کالا پرداخته‌اند، درحالی‌که تاکنون تنها تعداد اندکی از آن‌ها اختلالات بازار کار را بررسی کرده‌اند. بنابراین، با توجه به اهمیت موضوع بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در اقتصاد ایران، این مقاله می‌کوشد علاوه بر در نظر گرفتن اختلالات بازار کالا در اقتصادی مشابه اقتصاد ایران، اختلالات بازار کار را نیز در نظر گرفته و اثرات تکانه‌های مختلف را در چنین الگویی بررسی کند.

۲. مبانی نظری الگو

هدف این مقاله طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی از نوع کینزی جدید برای اقتصاد ایران است که در آن از الگوی گالی (۲۰۱۱) برای تعریف بیکاری (اختلالات بازار کار) با لحاظ قیمت‌گذاری و دستمزد تأخیری استفاده شده است. در این الگو کارگزاران اقتصادی شامل خانوار، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و کالاهای واسطه‌ای، دولت و بانک مرکزی است که در یک محیط اقتصادی بسته رفتار اقتصادی خود را شکل می‌دهند. همچنین، فرض می‌شود دستمزدها و قیمت‌ها چسبنده بوده و از قیمت‌گذاری کالو پیروی می‌کنند. دو نوع بنگاه در نظر گرفته می‌شود، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه. یک بنگاه تولیدکننده کالای نهایی که در فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند، کالای مصرفی نهایی را با استفاده از زنجیره‌ای از کالاهای واسطه تولید می‌کند. بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه نیز، کالاهای واسطه‌ای را با استفاده از نیروی کار خانوار و سرمایه در فضای رقابت انحصاری تولید می‌کنند. خانوارها ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری را با توجه به قید بودجه خود و بنگاه‌ها سود خود را نسبت به تابع تولید خود حداکثر می‌کنند.

مقام پولی در این مقاله با توجه به ویژگی‌های اقتصاد ایران، از جمله وجود سلطه مالی و اثرات آن در ترازنامه بانک مرکزی و نحوه رفتار دولت با پروژه‌های عمرانی و جاری طراحی شده است. در این الگو، دولت با فرض بودجه متوازن طراحی شده است، به طوری که

درآمدهای حاصل از مالیات و خلق پول را بین مخارج جاری و عمرانی خود تخصیص دهد. در زیر به طور تفصیلی به بررسی رفتار کارگزاران اقتصادی پرداخته می‌شود.

۲-۱. خانوار

اقتصادی متشکل از تعداد بسیاری خانوارهای مشابه مفروض است که عمری نامحدود داشته و از مصرف کالاها و نگهداری پول مطلوبیت و از کار کردن عدم مطلوبیت کسب می‌کند. یکی از نوآوری‌های این مقاله نسبت به سایر الگوهای طراحی شده برای اقتصاد ایران این است که خانوار نیروی کار خود را با تخصص‌های گوناگون عرضه می‌کند. فرض می‌شود دستمزد نیروی کار توسط اتحادیه کارگری (نیروی کار متخصص) مشخص می‌شود. در این صورت، سطح اشتغال هر نوع نیروی کار متخصص توسط تصمیم‌های تقاضای نیروی کار بنگاه‌ها تعیین می‌شود. بنابراین، دستمزد نیروی کار و سطح اشتغال برای هر فرد خانوار داده شده است. این تصریح، بیکاری را در الگو تبیین می‌کند. همچنین، در این مقاله فرض می‌شود ساعات کار غیرقابل تقسیم است، یعنی در هر دوره نیروی کار یا شاغل است یا بیکار. با لحاظ این فرض تمامی نوسانات نیروی کار نشانگر نوسانات اشتغال است. بنابراین، فرض غیرقابل تقسیم بودن نیروی کار فرض مناسبی است، زیرا با این فرض می‌توان بیکاری را تعریف کرد. نکته قابل توجه در این بخش این است که هر خانوار طیفی از اعضا دارد که هر عضو خانوار دارای دو بُعد است که می‌توان آن را با یک شاخص دو بُعدی به صورت $(i, j) \in [0,1] * [0,1]$ نمایش داد. اولین بعد شاخص $i \in [0,1]$ نمایانگر نوع خدمت نیروی کار است که هر عضو خانوار خاص در آن متخصص است. شاخص دوم عدم مطلوبیت کار را تعیین می‌کند که در صورت شاغل بودن فرد برابر با χ_j^{ϕ} است و در صورت بی‌کار بودن برابر با صفر است؛ به طوری که، $\phi \geq 0$ و $\chi_j \geq 0$ است، که در آن ϕ عکس کشش نیروی کار فریش^۱ و χ_j یک انتقال‌دهنده ترجیحات برونزا یا تکانه عرضه نیروی کار و j نیروی کار است. به دلیل تفاوت تخصص‌های کارگران می‌توان گفت نیروی کار خانوارها همگن نیست. مطلوبیت ناشی از مصرف در این مقاله لگاریتمی و جدایی‌پذیر به صورت یک شاخص CES^۲ از مقدار مصرف شده کالاهای مختلف است.

1. Frisch.

2. Constant Elasticity of Substitution.

همانند بسیاری از تحقیقات از جمله گالی (۲۰۱۱)، فرض می‌شود که تسهیم ریسک کامل در درون خانوار وجود دارد که این فرض با جدا در نظر گرفتن ترجیحات، سطح یکسانی از مصرف را برای تمام اعضای خانوار صرف نظر از شاغل و بیکار بودن آنها، تضمین می‌کند. بنابراین، مطلوبیت خانوار، که حاصل جمع مطلوبیت اعضای خانوار است، به صورت زیر نشان داده می‌شود:

(۱)

$$U(C_t, \{N_t(i)\}; \chi_t, MB_t) \equiv \log C_t - \chi_t \int_0^1 \int_0^{N_t(i)} j^\varphi dj di + \frac{\kappa}{1-b} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right)^{1-b} = \\ \log C_t - \chi_t \int_0^1 \frac{N_t(i)^{1+\varphi}}{1+\varphi} di + \frac{\kappa}{1-b} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right)^{1-b}$$

به طوری که $C_t \equiv \left(\int_0^1 C_t(z)^{1-\frac{1}{\varepsilon_p}} dz \right)^{\frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p-1}}$ و $C_t(z)$ نشانگر مقدار مصرف شده کالای z است به ازای $i \in [0,1]$ ، C_t بیانگر کل مصرف خانوار است. $N_t(i) \in [0,1]$ نیز کسری از اعضای متخصص از نوع i است که در زمان t استخدام می‌شوند و به صورت تجمیع عدم مطلوبیت‌های حاصل از کار انواع نیروی کار متخصص از نوع i است. MB_t ارزش اسمی پول نگهداری شده نزد خانوار است. $\frac{1}{\varphi} \geq 0$ کشش نیروی کار فریش و $\frac{1}{b} \geq 0$ کشش تقاضا برای مانده حقیقی پول است. ε_p نیز کشش جانشینی بین کالاها است. همچنین، فرض می‌شود $\xi_t = \log \chi_t$ است و از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند، یعنی $\xi_t = \rho_\xi \xi_{t-1} + \varepsilon_t^\xi$. به طوری که $\rho_\xi \in [0,1]$ و ε_t^ξ یک فرآیند نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس σ_ξ^2 است. بنابراین، هر خانوار ارزش حال مطلوبیت را نسبت به قید بودجه در طول حیات خود مطابق رابطه زیر حداکثر می‌کند:

$$\text{Max} \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, \{N_t(i)\}; \chi_t, MB_t) \quad (۲)$$

s.t.

$$P_t C_t + B_t + P_t T_t + P_t I_t + MB_t$$

$$\leq \int_0^1 W_t(l) N_t(l) dl + P_t R_t K_{t-1} + (1 + r_{t-1}) B_{t-1} + MB_{t-1} + D_t$$

۱. منبع اقتباس تابع مطلوبیت خانوار در این مقاله، تابع مطلوبیت پیشنهادی گالی (۲۰۱۱) است، اما با توجه به تغییر ابزار سیاست پولی در این مقاله، تعدیلاتی در آن صورت گرفته است. از این رو یک تابع MIU برای بخش خانوار در نظر گرفته شده است.

سیر تشکیل سرمایه نیز به صورت زیر است:

$$K_t = (1-\delta) K_{t-1} + I_t \quad (۳)$$

خانوار با داشتن پول دوره قبل MB_{t-1} ، و اوراق مشارکت دوره قبل B_{t-1} با بازده آن (نرخ بازده حقیقی خالص اوراق مشارکت یک دوره‌ای r_{t-1} است) وارد دوره t می‌شود. خانوار در ازای عرضه نیروی کار خود، دستمزدی به اندازه $W_t N_t$ دریافت می‌کند که دستمزد اسمی برای خدمت i است، همچنین، با اجاره سرمایه خود درآمدی به اندازه $P_t R_t K_{t-1}$ دریافت می‌کند که اجاره سرمایه حقیقی R_t و سرمایه دوره قبل K_{t-1} است. به علاوه، به دلیل مالکیت بنگاه‌ها توسط خانوارها، سود بنگاه تولیدکننده کالای واسطه D_t به خانوار تعلق می‌گیرد. خانوار کلیه این منابع را برای تأمین مالی مصرف C_t (که قیمت هر واحد آن P_t است) و انباشت دارایی اوراق مشارکت تک دوره‌ای B_t و نگهداری پول مورد استفاده MB_t قرار می‌دهد. همچنین، خانوار از درآمد این منابع به اندازه T_t مالیات می‌پردازد و به اندازه I_t سرمایه‌گذاری می‌کند. در قید بودجه، متغیرها به صورت اسمی هستند. $\delta \in (0,1)$ نرخ استهلاک سرمایه خصوصی و $0 \leq \beta \leq 1$ عامل تنزیل است.

از حداکثرسازی مسأله رابطه (۲)، شرایط مرتبه اول در روابط (۴)، (۵) و (۶) نشان داده شده است که به ترتیب عبارتند از معادله استاندارد اوایلر مصرف (۴)، تقاضای حقیقی پول (۵) و رابطه فیشر (۶). نکته مورد توجه این است که در الگوی طراحی شده عرضه نیروی کار از بخش خانوار به دست نمی‌آید و به صورت جداگانه در ادامه استخراج می‌شود.

$$\beta(1+r_t) = E_t \left(\frac{P_{t+1} C_{t+1}}{P_t C_t} \right) \quad (۴)$$

$$\kappa C_t \left(\frac{MB_t}{P_t} \right)^{-b} + \frac{1}{1+r_t} = 1 \quad (۵)$$

$$R_t + (1-\delta) = E_t \frac{1+r_t}{\pi_{t+1}} \quad (۶)$$

تقاضای بهینه برای هر کالا حاصل حداکثرسازی تابع کل مخارج مصرفی خانوار نسبت به رابطه شاخص مصرف کل است. بنابراین، براساس تابع لاگرانژ زیر و مشتق‌گیری نسبت به $C_t(Z)$ تقاضای بهینه برای هر کالا به صورت رابطه (۷) به دست می‌آید:

$$L = \int_0^1 C_t(z) P_t(z) dz + \psi_t \left[C_t - \left[\int_0^1 C_t(z)^{1-\frac{1}{\varepsilon_p}} dz \right]^{\frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p-1}} \right] \quad (7)$$

$$C_t(Z) = \left(\frac{P_t(Z)}{P_t} \right)^{-\hat{\sigma}_p} C_t$$

که $P_t \equiv \left(\int_0^1 P_t(Z)^{1-\hat{\sigma}_p} dz \right)^{\frac{1}{1-\hat{\sigma}_p}}$ شاخص قیمت برای کالاها ی نهایی است.

۲-۲. تعیین دستمزد

فرض می شود که دستمزد نیروی کار متخصص $W_t(i)$ در یک اتحادیه تعیین می شود. در این صورت $N_t(i)$ سطح اشتغال هر نوع نیروی کار متخصص توسط تصمیمات تقاضای نیروی کار بنگاه ها تعیین می شود. بنابراین $W_t(i)$ و $N_t(i)$ برای هر فرد خانوار معین است. در این الگو فرض بر این است که چسبندگی دستمزد وجود دارد و به پیروی از الگوی کالو (۱۹۸۳) فرض می شود که نیروی کار متخصص در هر نوع کار داده شده (یا اتحادیه ها)، دستمزد را با احتمال $1-\theta_w$ در هر دوره تعدیل می کنند. این احتمال مستقل از آخرین زمانی است که دستمزد تعدیل شده، به علاوه، مستقل از نوع نیروی کار نیز هست. بنابراین، کسری از کارگران θ_w در هر دوره دستمزد خود را بدون تغییر نگه می دارند و θ_w را شاخص طبیعی چسبندگی دستمزد می گویند.

نیروی کار زمانی که مجدداً دستمزد خود را در دوره t بهینه یابی می کند، یک دستمزد W_t^* برای به حداکثر رساندن مطلوبیت خانوارها انتخاب می کند، به طوری که تمام متغیرها از جمله شاخص دستمزد کل $W_t \equiv \left(\int_0^1 w_t(i)^{1-\varepsilon_w^*} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_w^*}}$ و تقاضای نیروی کار را داده شده فرض می کند.

$$N_{t+k|t} = \left(\frac{W_t^*}{W_{t+k}} \right)^{-\varepsilon_t^w} \int_0^1 N_{t+k}(z) dz \quad (8)$$

در رابطه بالا $N_{t+k|t}$ مقدار تقاضا شده نیروی کار در دوره $t+k$ است، در صورتی که دستمزد برای آخرین بار در دوره t تعدیل شده باشد. $N_{t+k}(z)$ شاخص اشتغال بنگاه z و W_{t+k} دستمزد در دوره $t+k$ است. ε_t^w کشش جانشینی بین دستمزدها است.

شرط مرتبه اول دستمزد بهینه برای دستمزدها به صورت زیر است:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ N_{t+k|t} U_c(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}, MB_{t+k}) \frac{W_t^*}{P_{t+k}} + M_t^w U_n(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}, MB_{t+k}) \right\} = 0 \quad (9)$$

به طوری که $M_t^w \equiv \frac{\varepsilon_t^w}{\varepsilon_t^w - 1}$ مارک آب دستمزد دلخواه یا بدون اصطکاک، U_c مطلوبیت نهایی مصرف، U_n مطلوبیت نهایی کار است.

می‌توانیم نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و ساعات کار در دوره $t+k$ برای خانواری که در دوره t به تعدیل مجدد دستمزد پرداخته است به صورت $MRS_{t+k|t} \equiv -\frac{U_n(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}, MB_{t+k})}{U_c(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}, MB_{t+k})}$ تعریف کنیم. بنابراین، شرط بهینه (۹) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ N_{t+k|t} U_c(C_{t+k|t}, N_{t+k|t}, MB_{t+k}) \left(\frac{W_t^*}{P_{t+k}} - M_t^w MRS_{t+k|t} \right) \right\} = 0 \quad (10)$$

با لگاریتم خطی کردن شرط بالا قاعده تعیین دستمزد به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\widehat{W}_t^* = \mu_t^w + (1 - \beta\theta_w) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \left\{ \widehat{MRS}_{t+k|t} + \widehat{P}_{t+k} \right\} \quad (11)$$

به طوری که علامت (\wedge) بالای متغیر بیانگر لگاریتم متغیر و $\mu_t^w \equiv \log M_t^w$ است. باید توجه داشت در غیاب چسبندگی دستمزد ($\theta_w = 0$) رابطه بالا به صورت $\widehat{W}_t^* = \widehat{W}_t = \mu_t^w + \widehat{MRS}_t + \widehat{P}_t$ درمی‌آید و به طور ضمنی بیان می‌کند دستمزد برابر است با یک مارک آب ثابت به علاوه نرخ نهایی جانشینی که قیمت آن تعدیل شده است. وقتی چسبندگی دستمزدها وجود دارد، دستمزدهای جدید در یک مارک آب ثابت به علاوه میانگین موزون نرخ نهایی جانشینی جاری و انتظاری آتی (تعدیل شده با قیمت) تعیین می‌شود. در این الگو نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و اشتغال در دوره $t+k$ برای نیروی کاری که دستمزد خود را در دوره t مجدداً تعدیل می‌کند برابر است با $MRS_{t+k|t} \equiv \chi_t C_t N_{t+k|t}^\varphi$ ، به طوری که $N_t \equiv \int_0^1 N_t(i) di$ نرخ اشتغال کل است. بنابراین، بعد از لگاریتم از آن می‌توان نوشت:

$$\begin{aligned} \widehat{MRS}_{t+k|t} &= \widehat{MRS}_{t+k} + \varphi (\widehat{N}_{t+k|t} - \widehat{N}_{t+k}) \\ &= \widehat{MRS}_{t+k} - \varepsilon_t^w \varphi (\widehat{W}_t^* - \widehat{W}_{t+k}) \end{aligned} \quad (12)$$

خطی لگاریتمی کردن عبارت شاخص کل دستمزد حول نقطه باثبات تورم صفر عبارت است از:

$$\widehat{W}_t = \theta_w \widehat{W}_{t-1} + (1 - \theta_w) \widehat{W}_t^* \quad (13)$$

با جای گذاری رابطه (۱۱) در رابطه (۱۳) می توان معادله تورم دستمزد پایه ای را استخراج کرد.

$$\widehat{\pi}_t^w = \beta E_t \{ \widehat{\pi}_{t+1}^w \} - \lambda_w (\mu_t^w - \mu^w) + \varepsilon_t^w \quad (14)$$

به طوری که $\pi_t^w \equiv W_t - W_{t-1}$ تورم دستمزد است و $\mu_t^w \equiv \widehat{w}_t - \widehat{p}_t - m\widehat{r}s_t$ لگاریتم مارک آپ دستمزد متوسط است و همچنین $\lambda_w \equiv \frac{(1 - \theta_w)(1 - \beta\theta_w)}{\theta_w(1 + \varepsilon_w\phi)}$ است. به عبارت دیگر، تورم دستمزد رابطه مثبتی با تورم دستمزد دوره بعد و رابطه منفی با انحرافات مارک آپ دستمزد متوسط از مقدار دلخواهش دارد.

با تعریف دستمزد حقیقی به صورت $w_t = W_t - p_t$ ، اتحاد زیر رابطه بین دستمزد حقیقی و تورم قیمت و تورم دستمزد را بیان می کند:

$$\widehat{w}_t = \widehat{w}_{t-1} + \pi_t^w - \pi_t \quad (15)$$

۲-۳. معرفی بیکاری

در این الگو لزوماً تقاضا و عرضه نیروی کار با هم برابر نیست، بنابراین، بیکاری به پیروی از گالی (۲۰۱۱) تعریف می شود. یک نیروی کار متخصص از نوع i در صورت اشتغال با عدم مطلوبیتی برابر با $\chi_i j^\phi$ مواجه است. با در نظر گرفتن رفاه خانوار به عنوان معیار، فرد در دوره t تمایل به کار کردن دارد، اگر و فقط اگر رابطه زیر برقرار باشد.

$$\frac{W_t(i)}{P_t} \geq \chi_i C_i j^\phi \quad (16)$$

یعنی فقط و فقط زمانی فرد حاضر به کار است که دستمزد حقیقی نیروی کار از عدم مطلوبیت نیروی کارش بیشتر باشد. عبارت عدم مطلوبیت کار کردن بر حسب مطلوبیت نهایی مصرف بیان می شود، یعنی فرد در صورت کار کردن با عدم مطلوبیتی برابر $\chi_i j^\phi$ مواجه است که با تقسیم عدم مطلوبیت کار کردن بر مطلوبیت نهایی مصرف $(\frac{1}{C_i})$ ، عبارت سمت راست رابطه (۱۶) به دست می آید. با در نظر گرفتن حالت تساوی رابطه (۱۶) و لگاریتمی خطی کردن، رابطه

(۱۷) به دست می‌آید:

$$\widehat{W}_i - \widehat{P}_i = \widehat{C}_i + \varphi \widehat{L}_i + \xi_i \quad (17)$$

نیروی کار به صورت $L_i = \int_0^1 L_i(i) di$ نشان داده می‌شود.

به طوری که $\xi_i = \log \chi_i$ معادله (۱۷) را می‌توان عرضه نیروی کار یا شرط مشارکت در نیروی کار دانست. بنابراین، همان‌طور که قبلاً نیز گفته شد، عرضه نیروی کار از تعریف رابطه (۱۶) و نه از حداکثرسازی مطلوبیت خانوار به دست آمده است. حال نرخ بیکاری u_i را به عنوان تفاوت لگاریتمی بین عرضه نیروی کار (\widehat{L}_i) و اشتغال (\widehat{N}_i) تعریف می‌کنیم، بنابراین:

$$u_i = \widehat{L}_i - \widehat{N}_i \quad (18)$$

در حالتی که بیکاری وجود داشته باشد، عرضه نیروی کار برابر با تقاضای نیروی کار نیست، بنابراین، در صورت عدم برقراری رابطه (۱۷)، می‌توان مارک‌آپ دستمزد متوسط را به صورت $\mu_i^w = (\widehat{W}_i - \widehat{P}_i) - (\widehat{C}_i + \varphi \widehat{N}_i + \xi_i)$ تعریف کرد. با ترکیب تعریف مارک‌آپ دستمزد با رابطه (۱۷) و (۱۸) رابطه بین مارک‌آپ دستمزد و نرخ بیکاری به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\mu_i^w = \varphi u_i \quad (19)$$

بنابراین، نرخ بیکاری در دوره t متناسب با مارک‌آپ دستمزد است. هر کاهش در مارک‌آپ به دلیل کاهش در دستمزد واقعی یا افزایش در مصرف و اشتغال، سبب کاهش نرخ بیکاری می‌شود، به گونه‌ای که افراد بیکار شاغل می‌شوند و یا این که مشارکت افراد در کار کم می‌شود. قدرت این اثر با پارامتر φ یعنی درجه عدم مطلوبیت ناشی از کار کردن تعیین می‌شود.

این تعریف نرخ بیکاری بسیار مشابه تعریف متعارف بیکاری است. اشتغال با فرض معین بودن دستمزد، از طرف بنگاه تعیین می‌شود. از طرف دیگر، عرضه نیروی کار را خانوار تعیین می‌کند. چسبندگی اسمی دستمزد نیز علت وجود بیکاری است. می‌توان نرخ بیکاری طبیعی u^n را با فرض عدم وجود چسبندگی اسمی تعریف کرد.

با در نظر گرفتن این فرض، نرخ بیکاری طبیعی به طور متناسب با مارک آپ دلخواه ثابت به صورت برونزا نوسان می‌کند. بنابراین، با فرض مارک آپ دلخواه ثابت، نرخ بیکاری طبیعی هم یک مقدار ثابت برابر با مقدار زیر است:

$$u^n = \frac{\mu^w}{\varphi} \quad (20)$$

معادله (۱۹) و (۲۰) ماهیت کامل بیکاری را در این الگو مشخص می‌کند. معادله (۲۰) نشان می‌دهد وجود قدرت بازاری که در بازار کار با مارک آپ دستمزد مثبت تجلی می‌یابد، سبب ایجاد بیکاری مثبت حتی در غیاب چسبندگی دستمزد اسمی می‌شود. همچنین، براساس معادله (۱۹)، نوسانات بیکاری نتیجه نوسانات مارک آپ دستمزد است. مطابق با فروض در نظر گرفته شده، نوسانات مارک آپ، نتیجه نوسانات میزان چسبندگی دستمزد اسمی است. می‌توان گفت نرخ بیکاری طبیعی با نوسانات مارک آپ دلخواه دستمزد تغییر می‌کند، درحالی که نوسانات نرخ بیکاری از دو عنصر تشکیل شده است: اول، تغییرات نرخ طبیعی (که حاصل تغییرات در مارک آپ دستمزد دلخواه است) و دوم، انحرافات مارک آپ‌های دستمزد از مقدار دلخواهش که به دلیل چسبندگی دستمزد ایجاد می‌شود. در نهایت، با ترکیب رابطه‌های (۱۴)، (۱۹) و (۲۰) می‌توان رابطه تورم دستمزد و نرخ بیکاری را به صورت زیر نوشت:

$$\pi_t^w = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^w \} - \lambda_w \varphi (u_t - u^n) \quad (21)$$

معادله (۲۱) را می‌توان منحنی فیلیپس دستمزد کینزی جدید نامید. اگر به معادله (۲۱) توجه کنید، مشاهده می‌شود این رابطه، یک رابطه آینده‌نگر است و برخلاف منحنی فیلیپس اولیه یک رابطه تجربی بدون مبانی نظری نیست.

۲-۴. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

فرض می‌شود یک بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در اقتصاد وجود دارد که $Y_t(Z)$ واحد از تولید بنگاه‌های رقابت انحصاری تولیدکننده کالای واسطه‌ای، $Z \in [0,1]$ را در قیمت اسمی $P_t(Z)$ می‌خرد تا Y_t واحد کالای نهایی را با استفاده از تکنولوژی با بازده ثابت نسبت به مقیاس زیر تولید کند.

$$\left[\int_0^1 Y_t(z)^{\theta_t-1} / \theta_t dz \right]^{\theta_t / (\theta_t-1)} \geq Y_t \quad (22)$$

که $\log \theta_t = \rho_\theta \log \theta_{t-1} + \varepsilon_t^\theta$ است و از یک فرآیند AR(1) پیروی می‌کند. در این معادله $\theta_t \in [1, \infty)$ کشش جانشینی است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در یک بازار رقابت کامل فعالیت کرده و سود خود را با قید تابع تولید فوق حداکثر می‌کند.

$$\max P_t Y_t - \int_0^1 P_t(z) Y_t(z) dz$$

با حداکثر کردن تابع سود، تقاضا برای کالای بنگاه تولیدکننده کالای واسطه به شکل زیر به دست می‌آید:

$$Y_t(z) = \left(\frac{p_t(z)}{p_t} \right)^{-\theta_t} Y_t \quad (23)$$

همچنین قیمت نهایی از شرط سود صفر تولیدکننده کالای نهایی به صورت زیر است:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\theta_t} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta_t}} \quad (24)$$

۲-۵. بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه

فرض کنید طیفی از بنگاه‌های رقابت انحصاری وجود دارد که هر یک با توجه به تابع تولید رابطه (۲۵)، محصولات متفاوتی تولید می‌کنند، که Z (به‌طوری که $Z \in [0, 1]$) نمایانگر نوع محصول تولیدی است. تولیدکنندگان کالای واسطه در یک بازار رقابتی سرمایه را اجاره کرده و نیروی کار خود را استخدام می‌کنند. بنگاه Z ام، $K_{t-1}(Z)$ ، $Z \in [0, 1]$ واحد سرمایه، KG_{t-1} واحد سرمایه دولتی و $L_t(Z)$ واحد نیروی کار را برای تولید $Y_t(Z)$ واحد کالای واسطه براساس تابع تولید زیر انتخاب کند:

$$Y_t(z) = A_t \left[K_{t-1}(Z) KG_{t-1}^\psi \right]^\alpha N_t(z)^{1-\alpha} \quad (25)$$

در آن $\alpha \in (0, 1)$ سهم سرمایه در تولید و A_t تکانه تکنولوژی است که از فرایند

خودرگرسیون مرتبه اول زیر تبعیت می کند:

$$\log A_t = \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_t^A \quad (26)$$

KG حجم سرمایه دولت است که فرض شده است به صورت سرمایه افزا در تولید کالای واسطه تأثیر می گذارد. $\psi \in [0, 1]$ شاخص میزان تأثیر گذاری سرمایه دولت در تولید را نشان می دهد. یعنی $\psi = 0$ بیانگر بی تأثیری سرمایه دولتی بر تولید است و نیز این که دو نوع سرمایه خصوصی و دولتی سرمایه جانشین یکدیگر نمی شوند، $\psi = 1$ به این معنی است که تأثیر سرمایه دولتی بر تولید همانند تأثیر سرمایه خصوصی بر تولید است^۱.

فرض بر این است که مکانیسم قیمت گذاری از فرآیند کالو (۱۹۸۳) پیروی می کند. هر بنگاه واسطه در هر دوره زمانی معین با احتمال $1 - \theta_p$ قیمت خود را تعدیل می کند، مستقل از آخرین زمانی که تعدیل قیمت انجام داده اند. بنابراین، در دوره t تنها $1 - \theta_p$ درصد بنگاه ها امکان اتخاذ قیمت بهینه را دارند و مابقی بنگاه ها (یعنی θ_p) این امکان را ندارند. فرض می شود بنگاه هایی که این امکان را ندارند، قیمت های خود را براساس رابطه $p_t(i) = \pi_{t-1} p_{t-1}(i)$ و براساس تورم دوره گذشته شاخص بندی می کنند. در نتیجه، قیمت کل از جمع قیمت بنگاه هایی که تعدیل قیمت انجام می دهند و آن هایی که قیمت را تغییر نمی دهند، به دست می آید. بنابراین، مسأله تصمیم گیری بنگاه هایی که تعدیل قیمت می کنند عبارت است از انتخاب سرمایه $K_{t-1}(Z)$ ، نیروی کار $N_t(Z)$ و سطح قیمت $P_t(Z)$ ، به نحوی که هزینه (یا سود) آنان با دستمزد حقیقی w_t ، نرخ اجاره سرمایه R_t ، سطح عمومی قیمت ها P_t ، و تابع تقاضای داده شده (۲۳)، حداقل (حداکثر) شود. در حالی که نسبت θ_p درصد بنگاه ها نمی توانند قیمت های شان را تعدیل کنند و فقط می توانند درباره سرمایه و نیروی کار خود تصمیم بگیرند. مسأله حداقل سازی هزینه بنگاه های تولید کننده کالای واسطه به صورت زیر خواهد بود:

$$\min W_t(i) N_t(i) + R_t K_{t-1}(Z) + \phi_t(Z) \left[Y_t(Z) - A_t \left[K_{t-1}(Z) KG_{t-1}^\psi \right]^\alpha N_t(Z)^{1-\alpha} \right]$$

که در آن، ضریب لاگراژ عبارت است از هزینه نهایی تولید یک واحد کالای واسطه زام. از مسأله حداقل سازی هزینه تولید کننده کالای واسطه، تقاضای نیروی کار (۲۷)، هزینه نهایی تولید یک واحد کالای واسطه (۲۸) به دست می‌آید که به صورت معادلات زیر است:

$$\frac{W_t(Z)}{R_t} = \frac{(1-\alpha)K_{t-1}(Z)}{\alpha N_t(Z)} \quad (27)$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha}\right)^\alpha \frac{1}{A_t} W_t(Z)^{1-\alpha} \left(\frac{R_t}{KG_{t-1}^\nu}\right)^\alpha \quad (28)$$

این دو معادله به همراه تابع تولید (۲۵) و حرکت تکانه تکنولوژی (۲۶) و قاعده تشکیل سرمایه (۳) روابط مربوط به تولید را تشکیل می‌دهند.

همچنین، مسأله انتخاب قیمت $1-\theta_p$ درصد از بنگاه‌هایی که می‌توانند قیمت‌شان را تعدیل کنند، عبارت است از:

$$E_t \sum_{Z=0}^{\infty} (\xi\beta)^Z \frac{\lambda_{t+Z}}{\lambda_t} [P_t(Z) - mc_t(Z)] \left[\frac{P_t(Z)}{P_{t+Z}}\right]^{1-\theta_p} Y_{t+Z} \quad (29)$$

λ_t مطلوبیت نهایی مصرف است. سود بنگاه‌ها با یکدیگر جمع شده و به صورت سود توزیع شده به خانوارها به عنوان سهامداران بازگردانده می‌شود.

از حداکثر سازی این مسأله منحنی فیلیس کینزی جدید به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\theta_p)(1-\theta_p\beta)}{\theta_p} (m\hat{c}_t + \theta_t) \quad (30)$$

۲-۶. دولت و بانک مرکزی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا الگوسازی کرد، بلکه باید هر دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت. فرض بر این است که دولت می‌کوشد بودجه خود را متوازن نگه دارد، لذا بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌کند که دولت به هدف توازن بودجه دست یابد. به عبارت دیگر، بانک مرکزی می‌کوشد سیاست گذاری پولی خود را در جهت نیل به دو هدف ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی حفظ کند، در عین حال که بودجه دولت را در توازن نگاه می‌دارد. از جمله ویژگی‌های خاص ایران می‌توان به دو ویژگی مهم دولت و بانک مرکزی اشاره

کرد. اولاً وجود سلطه مالی در اقتصاد ایران است که دولت در صورت ایجاد کسری بودجه از بانک مرکزی استقراض می‌کند.

ثانیاً، نحوه هزینه کردن دولت و نحوه تأثیر آن بر تولید است. در این مقاله فرض بر این است که هزینه‌های دولت به دو صورت جاری و عمرانی رخ داده و تشکیل سرمایه دولتی نیز با تأخیر رخ می‌دهد. با این توضیحات قید بودجه دولت به صورت اسمی عبارت است از:

$$P_t G_t + (1 + r_{t-1}) B_{t-1} = P_t T_t + B_t + (MB_t - MB_{t-1}) \quad (31)$$

به طوری که G_t مخارج دولت، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، B_t اوراق مشارکت، T_t مالیات‌ها و MB_t پایه پولی است. هر دو طرف رابطه (۳۱) را بر P_t تقسیم کرده و رابطه (۳۲) حاصل می‌شود:

$$G_t + (1 + r_{t-1}) \frac{B_{t-1}}{P_t} = T_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{(MB_t - MB_{t-1})}{P_t} \quad (32)$$

که در آن مخارج دولت به صورت مجموع مخارج جاری (GC_t) و مخارج عمرانی (GI_t) تعریف می‌شود.

$$G_t = GC_t + GI_t \quad (33)$$

علت این تفکیک مخارج این است که بتوان تأثیر تأخیرهای ایجادشده در پروژه‌های عمرانی دولت را به خوبی نشان داد. از این رو، فرض می‌شود سرمایه‌گذاری دولتی در طول زمان به تدریج شکل می‌گیرد و بنابراین، سرمایه دولتی را تا چندین دوره نمی‌توان به کار برد. برای نمایش تأخیر بین زمان تصویب پروژه عمرانی دولت و زمان به ثمر رسیدن این سرمایه‌گذاری به شکل سرمایه، تصویب سرمایه‌گذاری دولت در بودجه در زمان t ، با A_t^I و تعداد فصل‌های لازم برای تکمیل پروژه سرمایه‌گذاری با N نشان داده می‌شود. بنابراین، قاعده تشکیل سرمایه دولتی به صورت زیر است:

$$KG_t = (1 - \delta_g) KG_{t-1} + A_{t-N+1}^I \quad (34)$$

۱. به دلیل این که برای برآورد پارامترها از داده‌های فصلی استفاده شده است، لذا به داده‌های فصلی به ثمر رسیدن پروژه عمرانی نیازمندیم.

به طوری که KG سرمایه دولتی، δ_g نرخ استهلاک سرمایه دولتی و A_t^I سرمایه گذاری دولتی تصویب شده در بودجه از یک فرآیند AR(1) به شکل لگاریتم خطی شده به صورت زیر تبعیت می کند.

$$A_t^I = \rho_I A_{t-1}^I + \varepsilon_t^I \quad (35)$$

$$\varepsilon_t^I \approx i.i.d.N(0, \sigma_I^2)$$

هزینه سرمایه گذاری‌های انجام شده که بیانگر مخارج عمرانی است به صورت زیر نوشته می شود:

$$GI_t = \sum_{n=0}^{N-1} \phi_n A_{t-n}^I \quad (36)$$

که در آن $\sum_{n=0}^{N-1} \phi_n = 1$ است. ϕ ها نرخ سرمایه گذاری انجام شده در هر دوره را نشان می دهد. اگر $N=1$ باشد، طبق رابطه (۳۶) به این معنی است که هیچ تأخیری بین زمان تصویب و زمان به ثمر رسیدن سرمایه گذاری دولتی وجود ندارد. بنابراین، $\phi_0 = 1$ و $GI_t = A_t^I$ است. فرض بر این است که کارگزاران اقتصادی مقادیر جاری و گذشته اجزای اخلاص، $\{\varepsilon_{t-j}^I\}_{j=0}^{\infty}$ ، را مشاهده می کنند. بنابراین، از بودجه تصویب شده آگاه بوده و زمان اتمام پروژه‌ها برای آنان اهمیت دارد. همچنین، فرض می شود مخارج جاری دولت نیز از یک فرآیند AR(1) تبعیت می کند و دولت به صورت زیر تعریف می شود:

$$GC_t = \rho_{GC} GC_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (37)$$

رابطه (۳۸) تعریف رشد پایه پولی است که به صورت خطی لگاریتمی نوشته شده است:

$$\dot{mb}_t = M\dot{B}_t - M\dot{B}_{t-1} = m\dot{b}_t - m\dot{b}_{t-1} + \pi_t \quad (38)$$

به طوری که \dot{mb}_t نرخ رشد پایه پولی و π_t تورم است.

همچنین، فرض می شود تابع عکس‌العمل سیاستگذاری پولی به نحوی است که سیاستگذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می کند تا به اهداف خود برسد. این فرضی است که می تواند رفتار سیاستگذار پولی در اقتصاد ایران را توضیح دهد. از آنجا

که هدف بانک مرکزی حفظ ثبات تورم و افزایش رشد اقتصادی است، تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی عبارت است از:

$$\dot{mb}_t = \rho_{DC} \dot{mb}_{t-1} + \gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t + v_t \quad (39)$$

به طوری که v_t از یک فرآیند $AR(1)$ به صورت زیر پیروی می‌کند:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^{mb} \quad \varepsilon_t^{mb} \approx i.i.d.N(0, \sigma_{mb}^2) \quad (40)$$

چنانچه قید بودجه دولت (۳۲) و قید بودجه مصرف‌کننده (۲) با هم ترکیب شوند، شرط تسویه بازار کالاها و خدمات به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Y_t = C_t + G_t + I_t \quad (41)$$

همچنین سرمایه‌گذاری کل IT_t به صورت زیر است:

$$IT_t = I_t + GI_t \quad (42)$$

۳. برآورد الگو

با تصریح معادلات اصلی الگو در حالت پایدار، برخی پارامترها برحسب متغیرها به دست می‌آید. بنابراین، با قرارگیری میانگین متغیرها به جای وضعیت باثبات متغیرها می‌توان این پارامترها را محاسبه کرد و نیازی به برآورد آنها نیست. مقادیر این پارامترها در جدول (۱) نمایش داده شده است.

برای محاسبه نرخ سرمایه‌گذاری در هر دوره (معادله ۳۶) چنین فرض می‌شود که یک تأخیر زمانی سه ساله (یعنی ۱۲ فصل) وجود دارد که در فصل اول به دلیل فرآیند مدیریتی پروژه عمرانی دولت هیچ‌گونه پیشرفتی ندارد. در سه فصل بعدی سال اول نیز فرض می‌شود ۲۵ درصد پروژه اجرا شده و ۷۵ درصد مابقی آن در دو سال بعد تکمیل می‌شود. بنابراین، $\phi_i = 0.25/3$ برای $i=1,2,3$ و $\phi_i = 0.75/3$ برای $i=4,5,\dots,11$

برای برآورد سایر پارامترهای این الگو از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس - هستینگز استفاده شده است. با استفاده از الگوریتم متروپولیس - هستینگز ده زنجیره موازی با حجم

یک میلیون برداشت نمونه برای به‌دست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می‌شود. افزون بر این، داده‌های مورد استفاده در این مطالعه^۱، داده‌های تعدیل شده فصلی شاخص قیمت مصرف کننده، تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی دولت، مخارج سرمایه‌گذاری کل، نرخ مشارکت اقتصادی، شاخص دستمزد خدمات ساختمانی و حجم پول در دوره ۱۳۸۴:۱ تا ۱۳۹۳:۴ هستند^۲ و تمام داده‌ها با استفاده از روش X12 فصلی‌زدایی شده‌اند. از داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده نیز برای تورم و از حجم پول برای نرخ رشد پایه پولی استفاده شده است. با استفاده از فیلتر هدریک - پرسکات، جزء روند از داده‌ها جدا شده و بر جزء ادواری تحلیل انجام گرفت.

جدول ۱- شاخص‌های کالیبره شده الگو

$\frac{\bar{g}i}{\bar{it}}$	$\frac{\bar{i}}{\bar{it}}$	$\frac{\bar{it}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{g}c}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	δ
۰/۲۷	۰/۷۳	۰/۲۳۴	۰/۲۱۶	۰/۵۵	۰/۰۱۳
	\bar{r}	$\bar{R}\bar{\pi}$	$\bar{\pi}$	$\frac{\bar{g}c}{\bar{g}}$	$\frac{\bar{g}i}{\bar{g}}$
	۰/۱۳۳۶	۰/۸	۱/۰۴۴۹	۰/۵۹۸۷	۰/۴۰۱۳

منبع: محاسبات نویسنده‌گان.

همچنین، با استفاده از میانگین داده نرخ بیکاری طبیعی برگرفته از مقاله اخباری و محقق‌نیا (۱۳۹۴) و فرمول (۲۰) مارک‌آپ دستمزد دلخواه محاسبه گردید.

تخمین بیزی مبتنی بر تابع حداکثر راست‌نمایی مربوط به سیستم تعادل عمومی پویای تصادفی است. مزیت این روش این است که می‌توان اطلاعات اضافی را از راه توزیع‌های پیشین در خصوص پارامترها به الگو افزود. در واقع تخمین بیزی یک الگوی DSGE، براساس یک تابع درست‌نمایی است که از حل الگو به صورت لگاریتم خطی به‌دست آمده است.

۱. برای برآورد الگو از برنامه Dynare تحت نرم‌افزار Matlab استفاده شده است.
۲. به‌دلیل عدم وجود داده فصلی نرخ مشارکت اقتصادی در سال‌های قبل از ۱۳۸۴، امکان استفاده از سری زمانی طولانی‌تری نبود.
۳. داده‌های واقعی پس از فصلی‌زدایی و لگاریتمی کردن، با استفاده از فیلتر هدریک - پرسکات روندزدایی شده‌اند.

برای برآورد باید نوع توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین^۱ پارامترها تعیین شود. توزیع، میانگین، انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد پارامترها (میانگین پسین^۲) در جدول (۲) ارائه شده است. در این مقاله، توزیع پیشین برای هر پارامتر براساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب می‌شود. برای مثال، توزیع بتا برای برآورد پارامترهایی مناسب است که در بازه [۰ ۱] باشد. بنابراین، برای برآورد پارامترهایی مانند شاخص چسبندگی قیمت یا دستمزد از چنین توزیعی استفاده می‌شود. همچنین، توزیع معکوس گاما برای برآورد پارامترهایی مناسب است که غیرمنفی بوده و انحراف معیار بی‌نهایت دارند. با این توضیحات توزیع معکوس گاما برای برآورد پارامترهایی مانند انحراف معیار تکانه‌ها مناسب است.

جدول ۲- برآورد پارامترهای الگو

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	برآورد
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف کننده	بتا	۰/۹۴۸ (۰/۰۲۲)	۰/۱۴۹۶
θ_p	درصد بنگاه‌هایی که به تعدیل قیمت خود نمی‌پردازند	بتا	۰/۴ ۰/۰۲	۰/۰۸۱۰
θ_w	درصد نیروی کاری که دستمزد خود را تعدیل نمی‌کنند	بتا	۰/۵	۰/۳۹۶۶
α	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰/۴۲ (۰/۱)	۰/۱۲۸۸
ψ	کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	نرمال	۰/۰۱۰۴۱ (۰/۰۴)	۰/۰۰۸۳
φ	عکس کشش نیروی کار فریش	گاما	۲/۲۵ ۰/۰۷	۲/۲۳۸۳
b	عکس کشش تراز حقیقی پول	گاما	۲/۶۹ (۰/۰۵)	۲/۶۳۳۸۸
γ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۲/۴۴۷۶ (۰/۲۵)	-۰/۶۶۶۶

1. Prior.

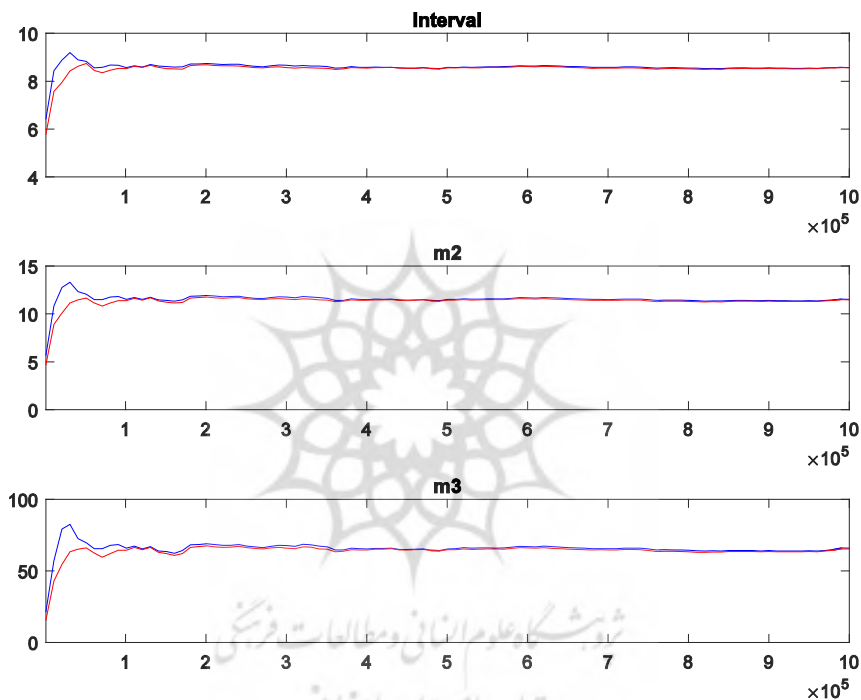
2. Posterior.

پارامتر	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	برآورد
γ_y	ضرب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	-۱/۸۴۲۷ (۰/۲۵)	-۲/۸۲۱۷
σ_a	خطای استاندارد تکانه تکنولوژی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۰۲۵۳
σ_χ	خطای استاندارد تکانه عرضه نیروی کار	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۲/۴۲۵۳
σ_{mb}	خطای استاندارد تکانه سیاست پولی	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۱۰۶۹
σ_I	خطای استاندارد تکانه سرمایه‌گذاری مصوب در بودجه	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۱/۶۷۲۶
σ_g	خطای استاندارد تکانه هزینه‌های دولت	گامای معکوس	۰/۰۵ (∞)	۰/۱۲۱۰
ρ_a	ضرب فرآیند خودرگرسیون تکنولوژی	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۶۹۹۳
ρ_χ	ضرب فرآیند خودرگرسیون تکانه عرضه نیروی کار	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۷۴۱۶
ρ_I	ضرب فرآیند خودرگرسیون سرمایه‌گذاری مصوب در بودجه	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۷۷۴۳
ρ_g	ضرب فرآیند خودرگرسیون هزینه‌های دولتی	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۶۸۶۷
ρ_v	ضرب فرآیند خودرگرسیون سیاست پولی	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۵۴۷۱
ρ_{DC}	ضرب فرآیند خودرگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل پولی	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۶۹۱۴

منبع: محاسبات نویسنده‌گان.

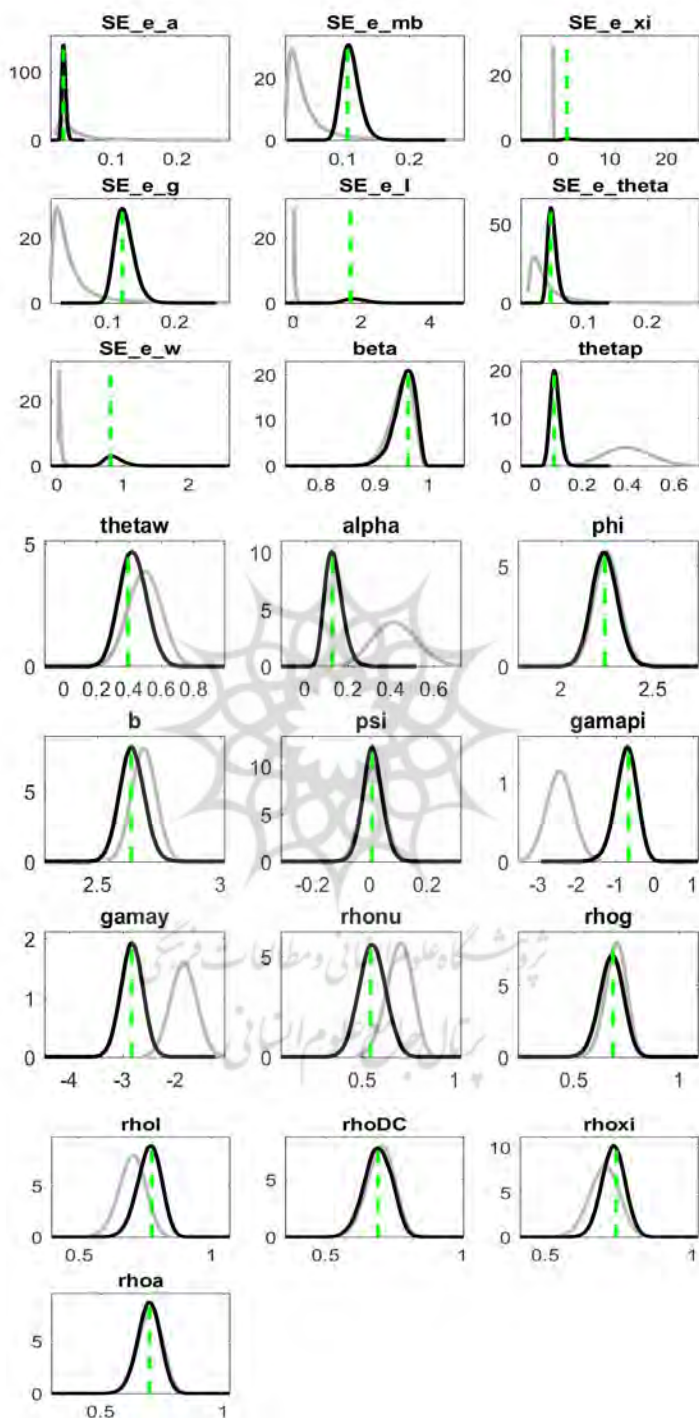
یکی از نتایج مهم آزمون داینر، آزمون تشخیصی زنجیره مارکف مونت کارلو است که نشان می‌دهد مشکلی در تخمین پارامترهای الگو وجود ندارد و تخمین‌ها قابل اتکا هستند. نرم‌افزار داینر چندین بار شبیه‌سازی متروپولیس هستینگز را انجام می‌دهد و هربار کار خود را از یک نقطه آغاز می‌کند. اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد، باید رفتار آن‌ها شبیه

هم بوده و یا به سمت یکدیگر همگرا شوند. داینر سه شاخص Interval، m2 و m3 را در نموداری مجزا ارائه می‌دهد که به ترتیب بیانگر فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارامترهاست. اگر شباهت در این نمودارها وجود نداشته باشند، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع‌های پیشین درست نیست. همان‌طور که نمودار (۲) مشاهده می‌شود، این دو منحنی به سمت یکدیگر همگرا شده‌اند.



نمودار ۲- همگرایی ارزیابی برآورد بیزی

نمودار (۳) توزیع‌های پسین و پیشین پارامترها را نمایش می‌دهد و براساس آن، توزیع‌های پسین شکل متعارف خود را داشته و مد آن‌ها به درستی تعیین شده است. در برخی نمودارهای گزارش شده در نمودار (۳) چگالی پیشین و پسین بر هم منطبق شدند که بیانگر این امر است که یا اطلاعات پیشین در مورد این پارامترها کاملاً صحیح بوده است و یا این که با استفاده از داده‌های مورد استفاده نمی‌توان این پارامترها را برآورد کرد. در صورت صحت هر کدام از این حالت‌ها، نتیجه بیانگر کالیبره شدن آن پارامتر است.



نمودار ۳- چگالی پسین و پیشین پارامترها بر پایه الگوریتم متروپولیس-هستینگز.

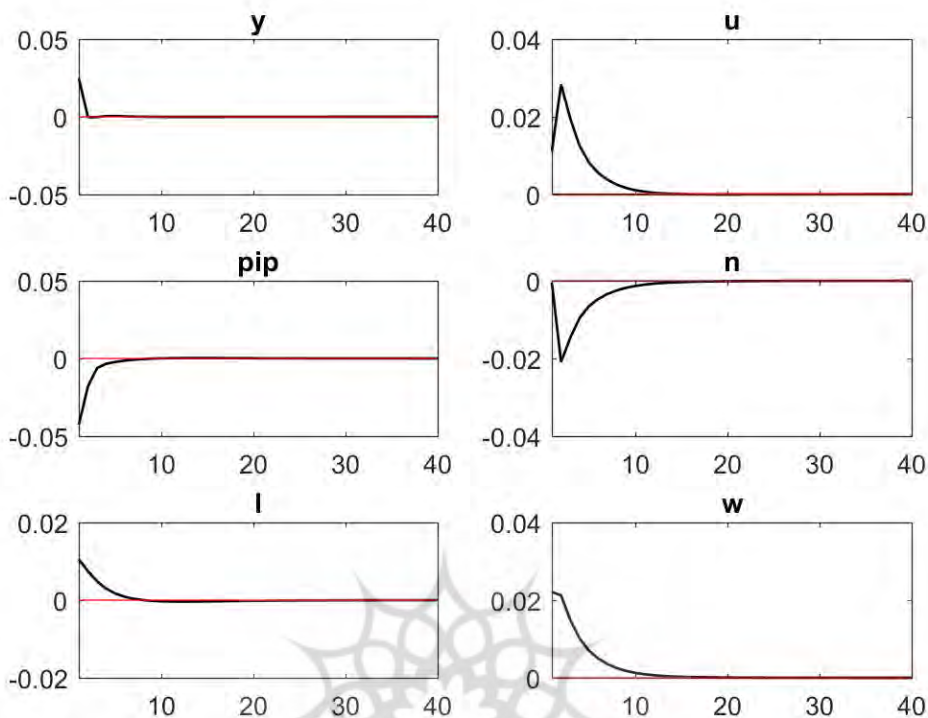
در رویکرد بیزی، چنانچه اطلاعات پیشین دقیق و صحیح باشند، روش بیزی به کالیبراسیون تبدیل می‌شود، یعنی در این حالت، چگالی پسین پارامتر معادل چگالی پیشین آن شده و تابع درست‌نمایی اطلاعاتی بیش از اطلاعات موجود، ندارد. اما اگر این اطلاعات کاملاً نادرست باشد، رویکرد بیزی تبدیل به روش تابع درست‌نمایی خواهد شد. در این حالت، چگالی پسین پارامتر معادل تابع درست‌نمایی حاصل از داده‌های استفاده می‌شود. در حالت بینابینی، رویکرد بیزی روشی مابین کالیبراسیون و حداکثر درست‌نمایی خواهد بود که در آن، چگالی پسین میانگین وزنی از چگالی پیشین و تابع درست‌نمایی است.^۱

۴. اثرات تکانه‌های مختلف بر پویایی متغیرهای کلان اقتصادی

در ادامه پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی متغیرهای الگو در برابر تکانه‌های وارد شده مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۴-۱. تکانه مثبت تکنولوژی

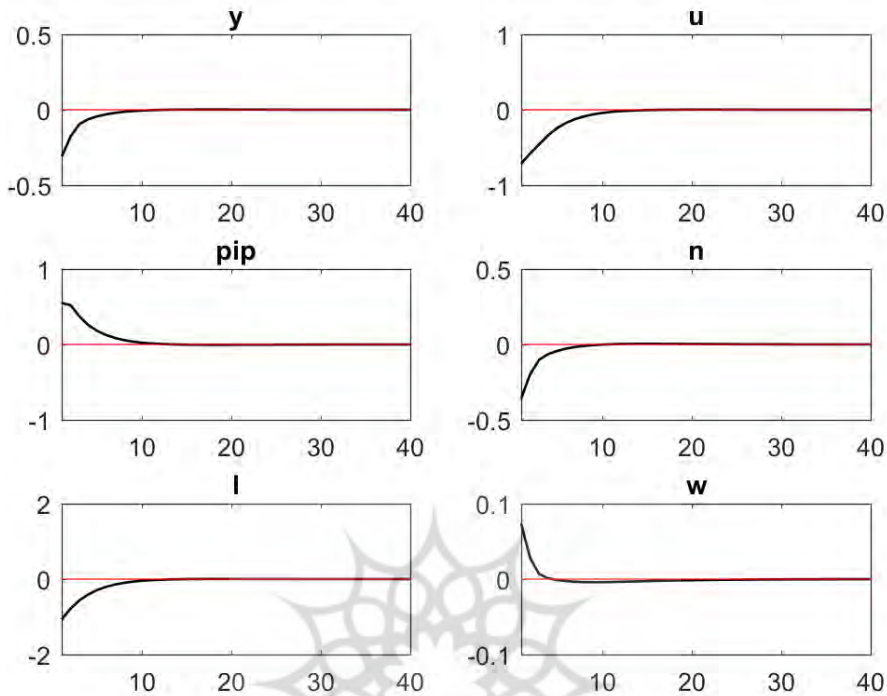
نمودار (۴) واکنش متغیرهای تولید (y)، نرخ بیکاری (u)، تورم (π)، اشتغال (n)، عرضه نیروی کار (l) و دستمزد حقیقی (w) را به تکانه مثبت تکنولوژی نشان داده است. همان‌طور که انتظار می‌رود، تکانه تکنولوژی سبب انتقال تابع عرضه در جهت افزایش عرضه و در نتیجه کاهش تورم و افزایش تولید می‌شود. با بهبود تکنولوژی و جایگزینی ماشین‌آلات با تکنولوژی بالاتر و پیشرفته‌تر، نیروی کار کم‌تری تقاضا می‌شود و بنابراین، اشتغال نیز کاهش می‌یابد. به دلیل کاهش اشتغال، بیکاری افزایش می‌یابد. اشتغال در لحظه نخست کاهش بسیار کمی داشته و سپس روند کاهشی دارد. با کاهش تورم، دستمزدهای حقیقی افزایش می‌یابد. همچنین، با افزایش دستمزدها و هزینه‌برتر شدن استخدام نیروی کار برای صاحبان بنگاه‌ها، تقاضای نیروی کار و اشتغال کاهش می‌یابد. با افزایش دستمزدهای حقیقی، انگیزه کار کردن افراد افزایش یافته و در نتیجه، عرضه نیروی کار نیز افزایش می‌یابد. در نهایت، تمامی متغیرها به وضعیت بلندمدت خود باز می‌گردند.



نمودار ۴-۲. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه تکنولوژی

۴-۲. تکانه منفی عرضه نیروی کار

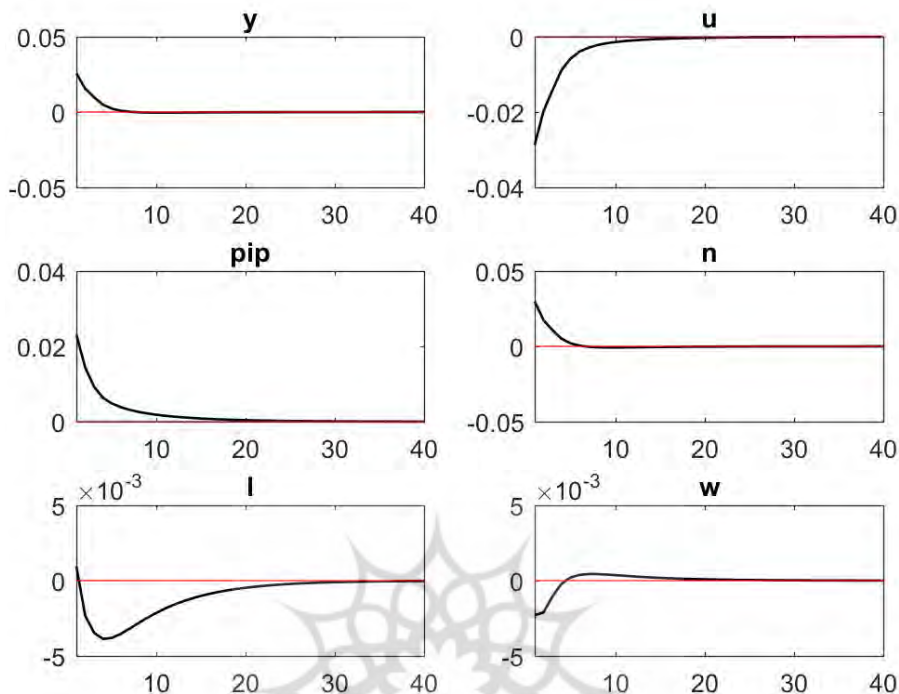
نمودار (۵) واکنش متغیرهای الگو را به تکانه مثبت β نشان می‌دهد. با توجه به رابطه (۲) این تکانه مثبت به صورت تکانه منفی عرضه نیروی کار تفسیر می‌شود. منظور از تکانه منفی عرضه نیروی کار در این الگو، کاهش نرخ مشارکت به دلیل تغییر در ترجیحات نیروی کار بدون در نظر گرفتن تغییرات مصرف و دستمزد حقیقی است. با کاهش عرضه نیروی کار، بیکاری کاهش یافته و دستمزدهای حقیقی و تورم افزایش می‌یابند. بانک مرکزی نیز بر اساس قاعده سیاست پولی مطابق با رابطه (۴۵)، حجم پول را کاهش می‌دهد که این امر سبب کاهش تولید و اشتغال می‌شود. با کاهش اشتغال نیز تولید کاهش می‌یابد و تمام متغیرها به سطح اولیه خود برمی‌گردند.



نمودار ۵- توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه عرضه نیروی کار

۳-۴. تکانه مثبت پولی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

مطابق نمودار (۶) یک تکانه مثبت پولی، سبب افزایش تورم و تولید می‌شود. مطابق انتظار و مطابق با رابطه تابع تولید (۲۵)، با افزایش تولید، اشتغال نیز افزایش می‌یابد. با افزایش تورم، دستمزدهای حقیقی کاهش می‌یابد. کاهش دستمزدهای حقیقی مطابق رابطه (۱۶) و به دلیل کاهش انگیزه کار کردن افراد سبب کاهش عرضه نیروی کار می‌شود. در نهایت مطابق با تعریف نرخ بیکاری (۱۸) ابتدا با افزایش اشتغال و سپس کاهش عرضه نیروی کار، بیکاری کاهش می‌یابد. همه متغیرها در بلندمدت به سرعت به سطح اولیه خود بازمی‌گردند. بنابراین می‌توان گفت یک تکانه مثبت پولی با وجود اینکه سبب افزایش تورم می‌شود اما تولید را افزایش و بیکاری را کاهش می‌دهد.



نمودار ۶- توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به تکانه پولی

به این ترتیب، چنانچه از خروجی‌های الگو برمی‌آید، الگوی ارائه شده در این مقاله، تا حد زیادی می‌تواند گویای نوسانات سیکلی متغیرهای اقتصاد کلان باشد و با انتظارات تئوریک سازگار است. بنابراین می‌توان گفت الگو طراحی مناسبی برای ایران است. پیشنهاد می‌شود برای مطالعات بعدی الگو بسط داده شود تا واقعیات بیشتری را از اقتصاد ایران منعکس کند.

جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله با طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و به پیروی از گالی به اختلالات بازار کار علاوه بر اختلالات بازار کالا توجه شده است. در این مقاله اختلالات در بازار کار به صورت قدرت بازاری و چسبندگی دستمزد از نوع کالو به‌عنوان منبعی برای تبیین بیکاری در نظر گرفته شده است. به علاوه بازار کار به صورت ناهمگن فرض شده است، به طوری که هر کدام از نیروی کار در کار خاصی متخصص‌اند. همچنین، فرض

می‌شود تسهیم ریسک کامل در درون خانوار وجود دارد که مصرف یکسانی را برای تمام اعضای خانوار صرف نظر از شاغل و بیکار بودن آن‌ها تضمین می‌کند. پارامترهای الگو با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۴ به روش بیزی برآورد شده‌اند. تأثیر تکانه‌های منفی عرضه نیروی کار و تکانه‌های مثبت پولی و تکنولوژی در این مقاله بررسی می‌شود.

نتایج توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به تکانه‌های مختلف نشان می‌دهد که تکانه مثبت تکنولوژی با افزایش دستمزدهای حقیقی سبب افزایش عرضه نیروی کار می‌شود و به دلیل پیشرفت فناوری و جایگزینی ماشین‌آلات به جای نیروی کار سبب کاهش تقاضای نیروی کار و افزایش بیکاری می‌شود. همچنین تکانه منفی عرضه نیروی کار به طور مستقیم سبب کاهش عرضه نیروی کار می‌شود و با افزایش دستمزدهای حقیقی، تقاضای نیروی کار را کاهش می‌دهد. در نهایت تکانه مثبت پولی با افزایش تولید سبب افزایش تقاضای نیروی کار می‌شود و به دلیل کاهش دستمزدهای حقیقی سبب کاهش انگیزه و در نتیجه عرضه نیروی کار می‌شود.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که کاهش عرضه نیروی کار و افزایش پایه پولی سبب کاهش نرخ بیکاری و افزایش تورم می‌شوند، در حالی که مطابق انتظار تکانه منفی عرضه نیروی کار، تولید را کاهش می‌دهد و تکانه مثبت پولی، افزایش تولید را سبب می‌شود. اما یک بهبود تکنولوژی نیز علاوه بر افزایش تولید و کاهش تورم، به دلیل استفاده بیشتر از تکنولوژی نسبت به نیروی کار، بیکاری را افزایش می‌دهد.

الگوی طراحی شده این مقاله به سیاستگذار اقتصادی کمک می‌کند تا در صورت مواجهه با تکانه‌های مختلف، آثار این شوک‌ها را بر متغیرهای کلان اقتصادی برآورد کرده و با اعمال سیاست‌های پولی مناسب به این تکانه‌ها پاسخ دهد و ناکارایی‌های حاصل از وقوع تکانه را به حداقل رساند. با توجه به این که در این مقاله سعی شده الگویی با مقیاس متوسط اقتصادی معرفی و تبیین شود، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی این الگو بسط یافته تا واقعیات بیشتری از اقتصاد کشور را دربرگیرد.

منابع

- اخباری، محمد و محقق‌نیا، محمدجواد (۱۳۹۴)؛ «برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در اقتصاد ایران و کاربرد آن در سیاستگذاری اقتصادی»، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۱، ش. ۴، صص ۱۱۳-۱۳۴.
- اسفندیاری، مرضیه، دهمرده و حسین کاوند (۱۳۹۳)؛ «بازار کار دوگانه در چارچوب یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، سال چهاردهم، ش. ۱، صص ۲۳۸-۲۱۷.
- بهرامی، جاوید و نیره سادات قریشی (۱۳۹۰)؛ «تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی»، فصلنامه الگو سازی اقتصادی، سال پنجم، ش. ۱، صص ۲۲-۱.
- تو کلیان، حسین (۱۳۹۱)؛ «بررسی منحنی فلیس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، د ۴۷، ش. ۳، صص ۲۲-۱.
- تو کلیان، حسین (۱۳۹۳)؛ «برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی»، فصلنامه پژوهش‌های پولی بانکی، سال هفتم، ش. ۲۱، صص ۳۵۹-۳۲۹.
- کمیحانی، اکبر و حسین تو کلیان (۱۳۹۱)؛ «سیاستگذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک الگو تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران»، فصلنامه تحقیقات الگو سازی اقتصادی، ش. ۸، صص ۱۱۷-۸۷.
- فرجی، مریم و زهرا افشاری (۱۳۹۴)؛ «تکانه‌های قیمت نفت و نوسانات اقتصادی در ایران در چارچوب الگو اقتصاد باز کینزی جدید»، پژوهشنامه بازرگانی، ش. ۷۶، صص ۱۱۳-۸۳.
- فرزین‌وش، اسداله؛ محمدعلی احسانی و هادی کشاورز (۱۳۹۴)؛ «اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار (مطالعه موردی: اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد باز کوچک)»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۰، ش. ۲، صص ۴۴۷-۴۱۵.
- متوسلی، محمود؛ ایلناز ابراهیمی، اصغر شاهمرادی و اکبر کمیجانی (۱۳۸۹)؛ «طراحی یک الگو تعادل عمومی تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دهم، ش. ۴، صص ۱۱۶-۸۷.
- Altavilla, Carlo and Matteo Ciccarelli (2009); "The Effects of Monetary Policy on Unemployment Dynamics under Model Uncertainty", *Working Paper*, no. 1089.
- Blanchard, Olivier and Jordi Gali (2008); "Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment", *NBER Working Paper*, no. 13897.
- Casares, Miguel (2010); "Unemployment as Excess Supply of Labor: Implications for Wage and Price Inflation," *Journal of Monetary Economics*, no. 57(2), pp. 233-243.
- Christoffel, Kia and Tobias Linzert (November 2005); "The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Unemployment and Inflation Dynamics", *Working Paper*, no. 556, Eurosystem Inflation Persistence Network.
- Christiano, Lawrence J.; Martin Eichenbaum and Charles L. Evans (2005); "Nominal

- Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, vol. 113, no. 1, pp. 1-45.
- Christiano, Lawrence J.; Mathias Trabandt and Karl Walentin (2012), “Involuntary Unemployment and the Business Cycle”, *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, no.238.
- Engler, Philipp (2011), “Monetary Policy and Unemployment in Open Economies”, *School of Business & Economics Discussion Paper: Economics*, no. 2011/24.
- Erceg, Christopher J. and Andrew T. Levin (2013); “Labor Force Participation and Monetary Policy in the Wake of the Great Recession”, *IMF working paper*.
- Gali, Jordi (2002); “New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle”, in M. Dewatripont, L. Hansen, and S. Turnosky (editors), *Advances in Economics and Econometrics*, volume III, 151-197, 2003, Cambridge University Press.
- Gali, Jordi (2010); “Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspective”, CREI, Universitat Pompeu Fabra and Barcelona GSE.
- Galí, Jordi (2011b); *Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspective*, MIT Press (Cambridge, MA).
- Gali, Jordi; Smets Frank and Wouters Rafal (2012); “Unemployment in an Estimated New Keynesian Model”, *National Bank of Poland working paper*, no. 106.
- Gali, Jordi (2015); “Hysteresis and European Unemployment Problem Revisited”, *CREI*, Universitat Pompeu Fabra, and Barcelona GSE.
- Galí, Jordi (2015); *Monetary Policy, Inflation, and Business Cycle*, Second Edition, Princeton University Press.
- Kavand, H. and J.S Ferris (2011); “The Inflationary Effects of Stochastic Resource Revenues in Resource-rich Economies with Less Well Developed Financial Markets”, *Applied Economic*, pp.1-10.
- Smets, F. and R. Wouters (2007); “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, vol.97, no.3, pp.586-606.
- Stockhammer, Engelbert and Simon Sturn (2012); “The Impact of Monetary Policy on Unemployment Hysteresis”, *Applied Economics*, no.44, pp. 2743-2756.
- Zhang, Ji (2014); “Unemployment Benefits and Matching Efficiency in an Estimated DSGE Model with Labor Market Search Friction”, PBC School of Finance, Tsinghua University.

پیوست:

اسامی متغیرهای نمودار (۳)

درصد نیروی کاری که به تعدیل دستمزد خود نمی‌پردازند	thetaw	خطای استاندارد تکانه عرضه نیروی کار	SE_e_xi
سهم سرمایه در تولید	alpha	خطای استاندارد تکانه سیاست پولی	SE_e_mb
عکس کشش نیروی کار فریش	phi	خطای استاندارد تکانه هزینه‌های دولت	SE_e_g
عکس کشش تراز حقیقی پول	b	خطای استاندارد تکانه تکنولوژی	SE_e_a
کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	psi	خطای استاندارد تکانه سرمایه‌گذاری مصوب در بودجه	SE_e_l
ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	gamapi	خطای استاندارد مارک‌آپ قیمت	SE_e_theta
خطای استاندارد تکانه هزینه‌های دولت	rhog	خطای استاندارد مارک‌آپ دستمزد	SE_e_w
ضریب فرآیند خود رگرسیون سیاست پولی	rhonu	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	beta
ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	gamay	درصد بنگاه‌هایی که به تعدیل قیمت خود نمی‌پردازند	thetap
خطای استاندارد تکانه عرضه نیروی کار	rhoxi	ضریب فرآیند خود رگرسیون سرمایه‌گذاری مصوب در بودجه	rhoI
ضریب فرآیند خود رگرسیون تکنولوژی	rhoa	ضریب فرآیند خود رگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل پولی	rhoDC