تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

اثر سیاست پولی بر پایداری اقتصاد کلان در ایران در مدل‌های نوکینزی رفتاری و متعارف

مهسا باقرزاده [۱]، **زهرا افشاری*** [۱]، **حسین توکلیان** [۲]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

۲. گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۵
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۱۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۵
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵

کلیدواژه‌ها:
افق زمانی محدود،
مدل نوکینزی،
برآورد بیزی،
یادگیری،
سیاست پولی.

طبقه‌بندی JEL:
C11, E52, E70

چکیده

در این مقاله، با تخمین چندین مدل نوکینزی (NK) با ویژگی‌های رفتاری با فرض عقلانیت محدود با لحاظ کردن یادگیری عامل‌ها و برنامه‌ریزی افق زمانی محدود، به ارزیابی توانمندی این مدل‌ها در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف در پیش‌بینی آثار شوک سیاست پولی پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها در چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد بیزی با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۴۰۱:۴-۱۳۶۷:۲ نشان داده است که اولاً، مدل نوکینزی که در آن بخش قابل توجهی از کارگزاران افق زمانی محدود دارند سازگاری بیشتری با داده‌های اقتصاد ایران دارد. ثانیاً، در اثر وقوع شوک پولی، مدل‌های افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف به‌دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته، نوسانات کمتر و ماندگاری بیشتری دارند، بنابراین واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم در مدل‌های با افق زمانی محدود در مقایسه با مدل کینزی متعارف، کمتر تهاجمی می‌باشد. نتایج دلالت بر این دارد که وارد کردن عقلانیت محدود و برنامه‌ریزی افق زمانی محدود، توانایی پیش‌بینی اثر شوک‌های سیاست پولی در اقتصاد ایران را بهبود می‌دهد.

باقرزاده، مهسا، افشاری، زهرا و توکلیان، حسین (۱۴۰۳). اثر سیاست پولی بر پایداری اقتصاد کلان در ایران در مدل‌های نوکینزی رفتاری و متعارف، *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۱)، ۵۱-۲۱.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.
© نویسندگان.
DOI: http//doi.org/10.22059/JTE.2024.95996

۱- مقدمه

اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته با شوک‌های گوناگونی هم چون جنگ ایران و عراق، تحریم‌های اقتصادی علیه ایران شوک‌های نفتی و غیره مواجه بوده که متعاقب آن شوک‌هایی بر سمت عرضه و تقاضای اقتصاد وارد شده است. این شوک‌ها سبب شده است که ایران نوسانات سیکلی عمیقی را تجربه کند، به‌طوری‌که نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی در ایران از سال ۱۹۶۳ تا ۲۰۲۳ به‌طور متوسط ۴/۰۰ درصد بوده است که در سه ماهه دوم سال ۱۹۹۲ به بالاترین حد خود یعنی ۲۳/۰۱ درصد و در سه ماهه چهارم سال ۱۹۷۹ به پایین‌ترین حد خود یعنی ۱۲/۵۴- درصد رسیده است (مرکز آمار ایران). از سوی دیگر، نرخ تورم با توجه به آمار و اطلاعات موجود در بیشتر سال‌ها به دلایل متعددی مانند جنگ ایران و عراق، فشار تقاضا از جمله رشد پایه پولی، فشار هزینه از جمله شوک‌های عرضه و افزایش قیمت نهاده‌ها به‌ویژه حامل‌های انرژی، شوک‌های نفتی، عوامل ساختاری و شوک‌های خارجی، دو رقمی بوده و کنترل آن همواره به‌عنوان یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران و مقامات پولی در اقتصاد ایران به شمار می‌آید. نرخ تورم در ایران از سال ۱۹۵۷ تا ۲۰۲۳ به‌طور متوسط ۱۶/۰۱ درصد بوده است که در می۱۹۹۵ به بالاترین حد خود یعنی ۵۹/۰۲ درصد و در آوریل ۱۹۵۸ به پایین‌ترین حد خود یعنی ۳/۲۷- درصد رسیده است (مرکز آمار ایران). بنابراین برای تثبیت تولید و تورم در ایران، طراحی مدل مناسب منطبق با واقعیت اقتصاد ایران می‌تواند سیاست‌گذاران را در درک و استنباط صحیح‌تری از آثار شوک‌های وارد بر اقتصاد و طراحی سیاست پولی مناسب جهت مقابله با این شوک‌ها یاری کند.

اقتصاددانان کلان همواره به نقش مهم انتظارات در اثربخشی سیاست پولی تأکید دارند. مطالعه اولیه آثار سیاست پولی با فرض انتظارات عقلایی و عقلانیت و رفتار آینده‌نگر عامل‌ها شکل گرفته است. با پیشرفت حوزه اقتصاد محاسباتی مبتنی بر عامل، پژوهش‌های نوینی در طراحی سیاست پولی با استفاده از مدل‌های نوکینزین و کینزی با فرض عقلانیت محدود با در نظر گرفتن یادگیری عامل‌ها و افق برنامه‌ریزی محدود، جایگزین فرض انتظارات عقلایی و افق زمانی نامحدود مدل‌های قبلی شده است. ادبیات رو به رشدی در مورد دلالت‌های سیاستی مدل‌های کلان اقتصادی سازگار با عناصر رفتاری مبتنی بر قضاوت انسان و توانایی‌های شناختی حاصل از تجربیات شکل گرفته است (لایند و وترز[1]، ۲۰۱۶).

مطالعات گوناگونی در اقتصاد ایران به‌منظور بررسی اثر سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد در مدل نوکینزی متعارف با در نظر گرفتن بازار سهام (بیات و افشاری، ۱۳۹۵)، بیکاری (جوان و

1. Lindé and Wouters

افشاری، ۱۳۹۷)، انواع مدل‌های منحنی فیلیپس با درجه چسبندگی‌های مختلف، چسبندگی دستمزد انجام گرفته است (همتی، ۱۴۰۰؛ فرنقی و افشاری، ۱۴۰۰). مطالعات دیگر ناهمگنی عامل‌ها در شکل‌گیری انتظارات را به مدل نوکینزی اضافه کرده‌اند (خلیلی‌عراقی و گودرزی، ۱۳۹۵؛ ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۸؛ عباسی و همکاران، ۱۴۰۰)، اما تاکنون هیچ مطالعه‌ای مبتنی بر مدل نوکینزی رفتاری برای ایران انجام نشده است، لذا در این مقاله با تخمین چندین مدل نوکینزی با ویژگی‌های رفتاری و جایگزین کردن عقلانیت محدود شده به‌صورت یادگیری عامل‌ها و افق برنامه‌ریزی محدود در فرآیند تصمیم‌گیری عامل‌ها به ارزیابی توانایی این مدل‌ها در پیش‌بینی نوسانات تولید و تورم در مقایسه با مدل کینزی متعارف می‌پردازد. مدل‌ها با استفاده از رویکرد بیزی با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۷:۲- ۱۴۰۱:۴ برآورد می‌شود و سازگاری این مدل‌ها با نوسانات تورم و تولید در ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. افزون بر این، اثر شوک‌های پولی بر نوسانات سیکلی و روندی تولید و تورم و واکنش سیاست‌گذار پولی در مقابله با شوک‌ها در مدل‌های کینزی با افق محدود و نوکینزی متعارف نیز مورد مقایسه قرار می‌گیرند.

برای دستیابی به اهداف فوق، این مقاله به‌صورت ذیل سازمان‌دهی شده است: در ابتدا به مروری بر ادبیات نظری و پیشینه تجربی پژوهش پرداخته می‌شود. بخش‌های بعدی مقاله به مدل‌سازی نوکینزی با افق زمانی محدود و برآورد مدل‌ها، تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

هر چند مطالعه آثار سیاست پولی با فرض انتظارات عقلایی متداول است، ولی با توجه به شواهد تجربی در مورد قضاوت انسان و محدودیت‌های توانایی‌های شناختی، ادبیات رو به رشدی در مورد دلالت‌های سیاستی مدل‌های کلان اقتصادی سازگار با این شواهد تجربی، شکل گرفته است. برای مثال: گابیکس[1](۲۰۱۸)، گارسیا و وودفورد[2] (۲۰۱۹)، فارهی و ورنینگ[3] (۲۰۱۸) و انجلیتوس و لیان[4] (۲۰۱۸). این ادبیات به مزیت‌های این رویکرد شامل در نظر گرفتن درک عامل‌ها از اختلالات اقتصادی آینده در مدل‌های اقتصاد کلان و تحت تأثیر قرار گرفتن اثر سیاست پولی و تغییر در سیاست پولی بهینه تأکید کرده است.

1. Gabaix
2. Garcia-Schmidt and Woodford
3. Farhi and Werning
4. Angeletos and Lian

این مدل‌ها می‌توانند در واکنش به سیاست پولی، پویایی‌های واقع‌بینانه‌تر ایجاد کنند. طرفداران مدل‌های کلان رفتاری به معمای راهنمای رو به جلو[1] اشاره می‌کنند که در آن یک تعهد قابل اعتماد برای ثابت نگه داشتن نرخ سیاستی در آینده دور در مدل‌های نوکینزی (NK) با عاملان عقلایی، اثرات غیرمنطقی بزرگی بر تورم و تولید جاری دارد. به‌طور متقابل، آنها نشان داده‌اند که در مدل‌های نوکینزی که در آن انتظارات با شواهد رفتاری سازگار است، چنین پازلی وجود ندارد. دل نگرو، جیانونی و پترسون (۲۰۱۲) و مک کی و همکاران (۲۰۱۶)، گاست[2] و همکاران (۲۰۱۸). اگرچه این نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های کلان رفتاری جایگزین امیدوارکننده‌ای برای مدل‌های انتظارات عقلایی هستند، ولی سؤال این است که آیا این مدل‌ها می‌توانند راهنمای کمّی خوبی برای سیاست پولی باشند.

بر اساس اقتصاد کلان رفتاری، بایستی فروض حاکم در مدل‌های استاندارد نوکینزی مبتنی بر واقعیات موجود در روابط عامل‌ها و فرآیند تصمیم‌گیری آنها اصلاح شود تا بتوان نتایج تحلیلی درست‌تری را درباره موضوعات مختلف از جمله شناسایی بهتر نحوه عملکرد بانک مرکزی در واکنش به نوسانات متغیرها در اقتصاد از این مدل‌ها به‌دست آورد. در این راستا، مدل نوکینزی با افق زمانی محدود که توسط وودفورد[3] (۲۰۱۸) به لحاظ تئوری مطرح شده، یکی از رویکردهای نوین در راستای تکمیل و اصلاح مدل‌های نوکینزی بر مبنای اقتصاد محاسباتی مبتنی بر عامل است که در آن فروض عقلانیت محدود شده به‌جای عقلانیت کامل عامل‌ها به‌صورت فرآیند یادگیری در یک برنامه‌ریزی رو به جلو و مبتنی بر تخمین توابع ارزش توسط عامل‌ها، افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت به‌جای افق برنامه‌ریزی نامحدود برای حل مسأله بهینه‌یابی عامل‌ها لحاظ شده است. این مدل مبتنی بر ساختار برنامه‌های هوش مصنوعی می‌باشد که در آن تصمیم‌گیرنده‌ها برای حل مسأله، آینده را تا دوره زمانی محدودی در نظر می‌گیرند، سپس از یک تابع ارزش حاصل از یادگیری مبتنی بر تجربیات پیشین استفاده می‌کنند. ویژگی مهم مدل نوکینزی با افق زمانی محدود، این است که در آن مقادیر تعادلی متغیرها می‌تواند به یک جزء سیکلی و یک جزء روند تجزیه شود و اجزای روند و سیکل متغیرها به یکدیگر مرتبط شوند. این ایده در تحلیل اقتصادسنجی فرم تلخیص یافته[4] حداقل از زمان مقاله نلسون و پلاسر[5] (۱۹۸۲) مطرح شده است، اما در مدل‌های آماری، وجود چنین همبستگی‌ای بدون پیش فرض‌های جدی

1. forward guidance puzzle
2. Gust
3. Woodford
4. reduced-form econometric analysis
5. Nelson and Plosser

می‌تواند خطای شناسایی[1] ایجاد کند. در تضاد با مدل‌های با افق زمانی نامحدود، وودفورد (۲۰۱۸)، با برطرف کردن محدودیت‌های تئوری برای لحاظ کردن این همبستگی در رویکرد افق زمانی محدود نشان داده است که اجزای سیکلی متغیرها عامل تعیین‌کننده مقادیر روند آنها در مدل‌ها می‌باشد. اجزای سیکلی توسط عناصر آینده‌نگر و اجزای روند توسط روش به‌روزرسانی باورهای عامل‌ها درباره توابع ارزش خود تعیین می‌شود. مهم‌تر این‌که زمانی که بخش قابل توجهی از عامل‌ها افق برنامه‌ریزی کوتاهی دارند، مدل، قادر به ایجاد ماندگاری درون‌زا در پویایی‌های متغیرها از طریق روش به‌روزرسانی باور عامل‌ها درباره توابع ارزش خود، می‌باشد. افزون بر این، تجزیه متغیرها به اجزای روند و سیکل در مدل افق زمانی محدود، امکان ارزیابی شوک‌های پولی و ساختاری در مدل را فراهم می‌کند.

۳- پیشینه تجربی پژوهش

در این بخش، مطالعات تجربی انجام گرفته در زمینه تأثیر سیاست پولی در مدل‌های نوکینزی رفتاری اصلاح شده (با لحاظ عقلانیت محدود شده در قالب یادگیری عامل‌ها و ناهمگنی در افق‌های پیش‌بینی توسط عامل‌ها) بر پویایی‌های تولید و تورم، مورد بررسی قرار گرفته است. در ابتدا به بررسی مطالعات انجام شده در خارج از کشور پرداخته شده است. برخی از این مطالعات مانند: هومس[2] و همکاران (۲۰۱۹) مفهوم تعادل یادگیری رفتاری، کولی[3] (۲۰۲۱)، مفهوم یادگیری تطبیقی، ژانگ و ساچت[4] (۲۰۲۲) قواعد اکتشافی پیش‌بینی برای شکل‌گیری انتظارات توسط عامل‌ها را به‌منظور لحاظ کردن عقلانیت محدود شده (یادگیری عامل‌ها) در مدل‌های نوکینزی وارد کرده و به بررسی تأثیر شوک‌ها بر نوسانات بخش واقعی اقتصاد و ارزیابی اثر سیاست پولی به‌منظور کنترل این نوسانات پرداخته‌اند.

در برخی از مطالعات دیگر، افق پیش‌بینی و برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت و ناهمگنی عامل‌ها در افق برنامه‌ریزی برای فرآیندهای تصمیم‌گیری توسط آنها نیز در مدل نوکینزی لحاظ شده است. در این مطالعات مانند: التون[5] و همکاران (۲۰۱۸)، امکان پیش‌بینی کوتاه‌مدت یا بلندمدت توسط عامل‌ها، گروت و مازلیس[6] (۲۰۲۰)، بی‌توجهی، میزان اعتبار، افق برنامه‌ریزی محدود و یادگیری، کولاسا[7] و همکاران (۲۰۲۲)، نگاه کاملاً کوتاه‌مدت عامل‌ها در پیش‌بینی نرخ ارز در مدل‌های

1. identification difficult
2. Hommes
3. Cole
4. Jang and Sacht
5. Elton
6. Groot and Mazelis
7. Kolasa

نوکینزی متعارف منظور شده است. از دیگر مطالعات مهم انجام گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعه گاست و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد که در آن به تخمین یک مدل نوکینزی با رویکرد افق زمانی محدود که اخیراً به‌وسیله وودفورد (۲۰۱۸) پیشنهاد شده، پرداخته‌اند. برآورد تجربی آنها نشان می‌دهد که افق‌های زمانی بیشتر خانوارها و بنگاه‌ها کمتر از دو سال هستند. تخمین‌های آنها دلالت بر وجود درجه قابل توجهی از افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت داشته، که به‌طور قابل ملاحظه‌ای اثرات تغییرات آتی مورد انتظار سیاست پولی روی اقتصاد کلان را کاهش می‌دهد.

در داخل کشور نیز مطالعات گوناگونی مانند: جوان و افشاری (۱۳۹۷) با وارد کردن بیکاری، توکلیان و همکاران (۱۳۹۸) با در نظر گرفتن رویکرد نظریه بازی‌ها، فرنقی و افشاری (۱۴۰۰) با واردکردن انواع مختلف چسبندگی دستمزد و قیمت‌ها، حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)، با لحاظ کردن فرض درجه عبور نرخ ارز در محیط‌های تورمی مختلف در مدل نوکینزی متعارف با افق زمانی نامحدود، به‌منظور بررسی اثر سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد انجام شده است. در برخی از مطالعات دیگر انجام گرفته در داخل کشور مانند خلیلی عراقی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۵)، با در نظر گرفتن ناهمگنی عامل‌ها در شکل‌گیری انتظارات توسط آنها و بررسی پایداری تورم، عباسی‌نژاد و گنجی (۱۳۹۷)، با واردکردن انتظارات تطبیقی و بررسی سازگاری زمانی *سیاست پولی* بهینه، کانور و همکاران (۱۳۹۸)، با در نظر گرفتن ناهمگنی در خانوارها و بررسی قاعده سیاست پولی، عباسی و همکاران (۱۴۰۰) با وارد کردن انتظارات ناهمگن (آینده‌نگر عقلایی و گذشته‌نگر تطبیقی) و سلطه مالی و بررسی قاعده پولی مناسب، تأثیر فرض ناهمگنی عامل‌ها در مدل نوکینزی متعارف با افق زمانی نامحدود، مورد ارزیابی قرار گرفته است.

با وجود آنکه مطالعات مختلفی در کشور با استفاده از مدل نوکینزی متعارف برای بررسی اثر سیاست پولی بر نوسانات بخش واقعی اقتصاد انجام گرفته، اما تاکنون مطالعه تجربی با استفاده از مدل‌های نوکینزی رفتاری انجام نشده است، لذا در این مقاله به بررسی میزان و ماندگاری اثر شوک سیاست پولی با استفاده از یک مدل نوکینزی با عقلانیت محدود شده به‌صورت یادگیری و افق برنامه‌ریزی محدود در فرآیندهای تصمیم‌گیری توسط عامل‌ها بر نوسانات تولید و تورم به تفکیک اجزای روند و سیکل این متغیرها و بررسی واکنش‌های بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم در اقتصاد ایران پرداخته شده است.

۴- مدل، داده‌ها و برآورد

مدل این مطالعه مبتنی بر مطالعات وودفورد (۲۰۱۸) و گاست و همکاران (۲۰۲۰)، نوکینزی رفتاری با عقلانیت محدود شده به‌صورت یادگیری عامل‌ها و افق زمانی محدود در چهارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی می‌باشد. پایه این مدل نوکینزی است که بنگاه‌های رقابت

انحصاری قیمت‌ها را به‌صورت متناوب[1] تعدیل می‌کنند و خانوارها تصمیمات بین دورهای مصرف و پس‌انداز را می‌گیرند. خانوارها و بنگاه‌ها مانند مدل نوکینزی دارای عمر نامحدود بوده و نیاز به آینده‌نگری برای اتخاذ تصمیمات فعلی خود درباره پس‌انداز و مصرف بین دورهای و قیمت‌گذاری بهینه دارند، اما برد آینده‌نگری توسط عامل‌ها محدود می‌باشد و تصمیمات خانوارها و بنگاه‌ها بر اساس برنامه‌های طرح ریزی شده برای یک افق زمانی مشخص (برای مثال، k دوره افق زمانی) انجام می‌شود؛ با وجود اینکه تصمیمات آنها دارای پیامدهایی است که ورای آن افق زمانی کوتاه تداوم دارد. در انجام این کار، خانوارها و بنگاه‌ها بسیار پیچیده و پیشرفته عمل می‌کنند؛ بدین معنی که تصمیمات جاری آنها مستلزم پیش‌بینی‌ها و برنامه‌های کاملاً وابسته به وضعیت[2] در افق زمانی محدود می‌باشد. به ویژه، در مدل افق زمانی محدود فرض شده است که بخشی از عامل‌ها دارای توانایی‌های شناختی محدود بوده و قادر به استفاده از محیط مدل برای استنباط درست از توابع ارزش خود و تفاوت آنها در وضعیت‌های ممکن نیستند. این گروه از عامل‌ها باور خود درباره توابع ارزش را در طول زمان با به‌دست آوردن اطلاعات، به روز می‌کنند. این امر، شکلی از عقلانیت محدود شده را معرفی می‌کند که در آن عامل‌ها برنامه‌ها را در زمان t درطول k دوره بعدی انتخاب می‌کنند، اما تنها بخشی از برنامه زمان t را به کار می‌گیرند. در حقیقت، در دوره t+1، هر عامل با برنامه‌ای که در زمان t انتخاب شده، ادامه نخواهد داد، اما برنامه جدیدی را انتخاب خواهد کرد و تصمیمات دوره t+1 را بر مبنای آن برنامه بازنگری شده، پایه‌ریزی می‌کند. بدین صورت که در دوره‌ی t +1، هر عامل تنها برای k−۱، دوره رو به جلو برنامه‌ریزی خواهد کرد، در دوره‌ی t+۲، هر عامل تنها برای k−۲ دوره رو به جلو برنامه‌ریزی خواهد کرد و الی آخر، بنابراین هر عامل به‌طور حتم همان تابع ارزش استفاده شده در زمان t را مورد استفاده قرار نخواهد داد و تابع ارزش خود را بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده از تجربه گذشته برای تصمیمات در زمان t+1 به روز می‌کند؛ به عبارت دیگر، با توجه به اینکه بخشی از عامل‌ها عقلانیت محدود شده دارند، تصمیماتی که در دوره t برای k دوره بعدی برنامه‌ریزی کرده‌اند را در هر دوره اصلاح می‌کنند. در دوره t+1، برنامه‌های مربوط به k-1 دوره بعد، در دوره t+2 برنامه‌های مربوط به k-2 دوره بعد و الی آخر را مورد بازنگری قرار می‌دهند. از آنجا که بازنگری تصمیمات از طریق به روز رسانی توابع ارزش در هر دوره بر اساس اطلاعات به‌دست آمده از گذشته انجام می‌شود، پیامدهای تصمیم‌گیری در هر دوره ادامه‌دار بوده و تصمیمات برنامه‌ریزی عامل‌ها در هر دوره در برنامه‌های دوره بعدی آنها نیز مؤثر خواهد بود.

1. staggered fashion
2. fully-state contingent plans

بنابراین پویایی‌های تعادل می‌تواند به دو جزء تجزیه شود: جزء سیکلی، که به وسیله رفتار آینده‌نگر عامل‌ها و جزء روندی، که با توجه به روش به روز رسانی باور عامل‌ها در مورد توابع ارزش خود، تعیین می‌شوند. در ادامه به ارایه بلوک‌های غیرسیاستی و سیاستی مدل پرداخته می‌شود.

خانوار

اقتصاد از تعداد زیادی از خانوارهای همسان تشکیل شده است که درآمد خود را در یک افق محدود به‌دست آورده و هزینه می‌کنند. در هر زمان t، خانوار i به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری خود است، با این فرض که خانوار در یک برنامه‌ریزی رو به جلوی مشخص، تنها برای k دوره مشارکت می‌کند، بدان مفهوم که در دوره‌ی t (و با توجه به حالت s_t در آن زمان)، مقادیر وابسته به وضعیت موجود $\{C_\tau^i(s_\tau)\}$ را تنها برای حالت‌های احتمالی s_τ *که* ممکن است در زمان‌های $t \le \tau \le t+k$ *به‌دست* آیند، انتخاب می‌کند. تابع هدف خانوار با افق زمانی محدود به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$E_t^k\left[\sum_{\tau=t}^{t+k}\beta^{\tau-t}u\left(C_\tau^i, \frac{M_\tau^i}{P_\tau}; \xi_\tau\right)+\beta^{k+1}\upsilon\left(w_{t+k+1}^i; s_{t+k}\right)\right] \qquad (۱)$$

که در آن C_τ^i مخارج خانوار i در دوره‌ی τ در خصوص یک کالای ترکیبی است. H_τ^i ساعات کاری در دوره‌ی τ، w_τ^i ارزش اسمی ثروت خانوار به‌صورت مجموع اوراق اسمی یک دوره‌ای و تراز حقیقی پول نگهداری شده توسط خانوار و ξ_τ بردار اختلالات برون‌زا می‌باشد، که می‌تواند اختلالات مربوط به مخارج جاری ضروری یا عدم مطلوبیت حاصل از کار را شامل شود. هدف خانوار، حداکثر ارزش حال تابع مطلوبیت در رابطه (۱) برای k دوره افق برنامه‌ریزی خود با توجه به قید بودجه می‌باشد. محدودیت بودجه خانوار به قرار زیر است:

$$B_{\tau+1}^i+\frac{M_{\tau+1}^i}{P_{\tau+1}}=(1+i_\tau)\left[B_\tau^i/\Pi_\tau+Y_\tau-C_\tau+\frac{M_\tau^i}{P_\tau}\right] \qquad (۲)$$

برای هر دوره $\tau < t$ برقرار است که $\Pi_\tau \equiv P_\tau/P_{\tau-1}$ نرخ تورم نهایی بین دوره‌ی τ-1 و τ می‌باشد.

در این مدل فرض شده است که یادگیری سازگار (تطبیقی) توابع ارزش با به‌روزرسانی باورها و به‌دست آوردن تابع ارزش از طریق تجربه عامل‌ها اتفاق می‌افتد.

$$v_{t+1}(W) = \gamma v_t^{est}(W) + (1-\gamma)v_t(W)$$

در اینجا پارامتر یادگیری عایدی ثابت $0<\gamma<1$، نشان‌دهنده‌ی نرخی است که در آن اختلاف میان تابع ارزش فرضی و برآورد جدید، به وسیله‌ی تعدیل تابع ارزش فرضی تصحیح می‌شود. در حقیقت بیانگر وزنی است که خانوار به تخمین فعلی از عرض از مبدأ لگاریتمی خطی

شده مقدار نهایی ثروت در زمان t می‌دهد. v_t^{est} بیانگر عرض از مبدأ به روز شده‌ای است که خانوار بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده در دوره t محاسبه می‌کند.

همچنین با توجه به تئوری افق زمانی مطرح شده توسط وودفورد، می‌توان تولید کل را به‌صورت مجموع تولید سیکلی ($\tilde{y}_t$) و تولید روندی ($\bar{y}_t$) نوشت:

$$y_t=\tilde{y}_t+\bar{y}_t$$

نتایج حاصل از لگاریتمی- خطی سازی برنامه بهینه خانوارها و پویایی‌های یادگیری آنها، معادلات منحنی IS (معادله (۳)) و تقاضای تراز حقیقی پول (معادله (۴)) به قرار ذیل است:

$$y_t- \xi_t^*- \bar{y}_t= \rho\, E_t[y_{t+1}- \xi_{t+1}^*- \bar{y}_{t+1}]-\frac{1}{\sigma}[(\hat{i}_t - \bar{i}_t) - \rho\, E_t(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1})] \qquad (۳)$$

که در آن:

y_t تولید کل، ξ_t^* شوک تقاضا، $\bar{y}_t$ جزء روند تولید (تولید روند)، ρ پارامتر ناهمگنی در افق برنامه‌ریزی توسط عامل‌ها، $E_t[y_{t+1}- \xi_{t+1}- \bar{y}_{t+1}]$ مقدار مورد انتظار تولید سیکلی آتی، σ پارامتر عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، $\hat{i}_t$ نرخ بهره کل، $\bar{i}_t$ جزء روند نرخ بهره (نرخ بهره روند) و $E_t(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1})$ مقدار مورد انتظار تورم سیکلی آتی می‌باشد.

$$\hat{m}_t - \overline{\hat{m}}_t = \frac{\sigma}{b}(y_t - \xi_t^* - \bar{y}_t) - \frac{1}{b}(\hat{i}_t - \bar{i}) \qquad (۴)$$

$\hat{m}_t$ تقاضای کل برای تراز حقیقی پول $(m_t=\frac{M_t}{p_t})$، $\overline{\hat{m}}_t$ جزء روند تقاضا برای تراز حقیقی پول (تقاضای پول روند و b عکس کشش تقاضای پول می‌باشد.

$$\bar{y}_t = -\frac{1}{\sigma\,(1-\rho)}\left[\bar{i}_t - \rho\bar{\pi}_t\right] + v_t \qquad (۵)$$

$\bar{\pi}_t$ جزء روند تورم (تورم روند)، v_t تابع ارزش فرضی برای خانوارها در دوره t می‌باشد.

$$\overline{\hat{m}}_t= \frac{\sigma}{b}\bar{y}_t-\frac{1}{b}\,\bar{i}_t \qquad (۶)$$

$$v_{t+1} = \gamma\, v_t^{est} + (1-\gamma)\, v_t$$

v_{t+1} تابع ارزش فرضی برای خانوارها در دوره t+1، γ پارامتر سرعت به روز رسانی تابع ارزش یا سرعت یادگیری از تجربه‌های گذشته توسط خانوارها، v_t^{est} تابع ارزش تخمینی و به روز رسانی شده توسط خانوارها بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده در دوره t بوده،

$$v_t^{est} = y_t - \xi_t^* + \sigma\pi_t$$

که در آن π_t تورم کل می‌باشد.

متغیرها در معادلات به‌صورت انحراف از وضعیت باثبات هستند. تولید کل و تقاضای کل برای تراز حقیقی پول در انحراف از "روند" نوشته شده است. روندها در طول زمان تغییر می‌کنند و با علامت یک "بار" روی یک متغیر نشان داده می‌شوند.

فرض می‌شود که شوک تقاضا از فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\xi_t^* = \rho_{\xi^*}\ \xi_{t-1}^* + \epsilon_{\xi^*}$$

معادله (۳)، مربوط به منحنی IS متفاوت از مدل نوکینزی متعارف می‌باشد؛ پارامتر ρ منعکس‌کننده ناهمگنی افق‌های برنامه‌ریزی در میان خانوارها در مقابل مقادیر انتظاری شکاف تولید سیکلی آتی اضافه شده است. همچنین با توجه به معادلات (۵ و ۶)، نوسانات تولید روند برخلاف مدل نوکینزی متعارف، برون‌زا نبوده و به تابع ارزش خانوارها بستگی دارد که به‌طور درون‌زا و بر اساس به روز رسانی باور آنها درباره توابع ارزش خود با استفاده از تجربه‌های گذشته، تعیین می‌شود.

بنگاه‌ها

بنگاه، قیمت P_t^f را از طریق حداکثر کردن تابع هدف بر اساس رابطه (۶) تعیین می‌کند. مانند بخش خانوار، فرض می‌شود که بنگاه تنها برای j دوره جلوتر برنامه‌ریزی کرده و با توجه به ارزیابی شرایط ممکن در دوره‌ی $t+j$، تابع ارزبه‌منظورمنظور حداکثر کردن سود و تعیین قیمت بهینه، برآورد می‌کند.

$$\widehat{E}_t^f\left[\sum_{\tau=t}^{t+j}(\alpha\beta)^{\tau-t}\lambda_\tau\ H\left(P_t^f\overline{\Pi}^{\tau-t}/P_\tau;\ Z_\tau\right)+\ (\alpha\beta)^{j+1}\tilde{\upsilon}\left(P_t^f\overline{\Pi}^{j}/P_{t+j}\ ;\ s_{t+j}\right)\right] \qquad (۷)$$

که در آن:

$\tilde{\upsilon}\left(r_{t+j}^f;\ s_{t+j}\right)$ برآورد بنگاه از ارزش سودهای واقعی تنزیل شده از دوره‌ی $t+j+1$ به بعد، مشروط به حالت s_{t+j} در دوره‌ی $t+j$ است. بنگاه قیمت خود را در دوره‌های بین $t+1$ و $t+j+1$ بازبینی نمی‌کند و قیمت نسبی r_{t+j}^f در دوره $t+j$ را اعمال می‌کند. Z_τ یک بردار از متغیرهای اثرگذار بر سود بنگاه در تاریخ τ است که خارج از کنترل هر بنگاه می‌باشد.

پارامتر α درصدی از بنگاه‌ها است که در هر دوره قیمت‌های خود را بازنگری نمی‌کنند، پارامتر β نرخ ترجیحات زمانی مصرف کننده می‌باشد.

همچنین فرض شده توابع ارزش با توجه به فرآیند به روز رسانی باورها از طریق کسب تجربه توسط بنگاه‌ها به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{v}_{t+1}(r) = \tilde{\gamma}\,\tilde{v}_t^{est}(r) + (1-\tilde{\gamma})\,\tilde{v}_t(r) \qquad (۸)$$

در اینجا پارامتر یادگیری عایدی ثابت $0<\tilde{\gamma}<1$ نشان‌دهنده‌ی نرخی است که در آن انحراف تابع ارزش فرضی و برآورد جدید با تعدیل تابع ارزش فرضی توسط بنگاه‌ها تصحیح می‌شود.

با توجه به تئوری افق زمانی مطرح شده توسط وودفورد، می‌توان تورم کل را به‌صورت مجموع تورم سیکلی و تورم روند نوشت:

$$\pi_t = \tilde{\pi}_t + \bar{\pi}_t$$

در نهایت بعد از لگاریتمی خطی معادلات، نتایج ذیل از بهینه‌سازی تصمیمات بنگاه‌ها در مدل نوکینزی با رویکرد افق برنامه‌ریزی محدود برای معادله فیلیپس به‌دست می‌آید:

$$\pi_t - \bar{\pi}_t = \kappa(y_t - s_t^* - \bar{y}_t) + \beta \rho E_t[\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}] \quad (۹)$$

که در آن:

پارامتر κ شیب منحنی فیلیپس، متغیر s_t^* شوک عرضه می‌باشد.

$$\bar{\pi}_t = \frac{\kappa}{1-\beta\rho}\bar{y}_t + \frac{(1-\rho)(1-\alpha)\beta}{1-\beta\rho}\tilde{v}_t \quad (۱۰)$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \tilde{\gamma}\,\tilde{v}_t^{est} + (1-\tilde{\gamma})\,\tilde{v}_t \quad (۱۱)$$

$\tilde{v}_{t+1}$ تابع ارزش فرضی برای بنگاه‌ها در دوره t+1، $\tilde{\gamma}$ پارامتر سرعت به روز رسانی تابع ارزش یا سرعت یادگیری از تجربه‌های گذشته توسط بنگاه‌ها، $\tilde{v}_t^{est}$ تابع ارزش تخمینی و به روز رسانی شده توسط بنگاه‌ها بر مبنای اطلاعات به‌دست آمده در دوره t می‌باشد.

$$\tilde{v}_t^{est} = p_t^{*k} = (1-\alpha)^{-1}\pi_t$$

متغیرها به‌صورت انحراف از وضعیت باثبات هستند. تورم کل در انحراف از «روند» نوشته شده است. s_t^* معرف شوک عرضه می‌باشد. فرض می‌شود که شوک عرضه از فرآیند خودرگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$s_t^* = \rho_{s^*} s_{t-1}^* + \epsilon_{s^*}$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، معادله (۹) مربوط به منحنی فیلیپس در این مدل متفاوت از معادله فیلیپس در مدل نوکینزی متعارف می‌باشد. پارامتر ρ منعکس‌کننده ناهمگنی افق‌های برنامه‌ریزی در میان عامل‌ها، در مقابل مقادیر انتظاری تورم سیکلی آتی قرار گرفته است. با توجه به معادلات (۱۰ و ۱۱)، انحرافات تورم روند از وضعیت باثبات برخلاف مدل نوکینزی متعارف، برون‌زا نبوده و به تابع ارزش بنگاه‌ها بستگی دارد که به‌طور درون‌زا و بر اساس به روز رسانی باور آنها درباره توابع ارزش خود با استفاده از تجربه‌های گذشته، تعیین می‌شود.

بانک مرکزی

نرخ یا کمیت ابزار سیاست پولی، متغیری است که سیاست‌گذار پولی با توجه به اطلاعاتی که در مورد وضعیت اقتصادی دارد، برای مدیریت اقتصاد کلان تنظیم می‌کند و از این منظر، متغیری درون‌زا است. در بخش وسیعی از ادبیات موضوع این نوع نگرش وجود دارد که می‌توان قاعده سیاست پولی را نحوه تعدیل متغیر ابزاری (به‌طور معمول نرخ بهره کوتاه‌مدت، پایه پولی یا نرخ ارز) در واکنش به متغیرهای اقتصادی هدف شده بانک مرکزی دانست. نوع اهداف سیاستی و اولویت بندی اهداف تأثیر زیادی بر نحوه اجرای سیاست پولی دارد. از منظر بانک مرکزی ج.ا.ا،

«مهم‌ترین اهداف سیاست‌های کلان اقتصادی به‌طور اعم و سیاست‌های پولی، ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی و سطح مطلوب اشتغال است». متغیرهایی که می‌توانند در حکم ابزار سیاست پولی قرار گیرند عبارتند از: نرخ سود بانکی (مانند نرخ موزون تسهیلات)، پایه پولی یا اجزای آن، سقف‌های اعتباری و نرخ‌های ذخیره قانونی. در ایران به ندرت از نرخ‌های ذخیره قانونی برای هدایت سیاست پولی استفاده شده و چند سال است که سقف اعتباری اعمال نمی‌شود، اما دیگر متغیرها مانند نرخ سود بانکی، حداقل در برخی دوره‌ها به‌عنوان ابزار سیاستی فعال بوده اند. پایه پولی و اجزای آن که بالقوه تحت کنترل بانک مرکزی است، اصلی‌ترین ابزار اعلام شده سیاست پولی در کشور می‌باشد. همچنین اگر فرض رفتاری آن باشد که نرخ‌های سود بانکی نقش محدودی در سیاست‌گذاری پولی در ایران ایفا می‌کند و نرخ سود بانکی ابزار اولیه اجرای سیاست پولی نیست، حجم پول، گزینه مناسب دیگری برای تصریح ابزار در تابع واکنشی سیاست‌گذار پولی می‌باشد. این تصریح با اهداف میانی اعلام شده بانک مرکزی همخوانی بیشتری دارد، لذا در این مطالعه، فرض می‌شود که بانک مرکزی بر اساس قاعده مک کالم رشد حجم پول را در واکنش به تغییرات شکاف تولید و تورم از مقادیر تعادلی آنها، تغییر می‌دهد. فرم لگاریتمی- خطی شده قاعده پولی بانک مرکزی به‌صورت رابطه (۱۲) تعریف شده است.

$$\mu_t - \bar{\mu}_t = \phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \phi_y(y_t - \bar{y}_t) + \mu_t^* \qquad (۱۲)$$

که در آن:

μ_t رشد حجم پول اسمی یا رشد پایه پولی، $\bar{\mu}_t$ جزء روند رشد پایه پولی یا رشد پایه پولی روند، ϕ_π ضریب اهمیت شکاف تورم سیکلی در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی، ϕ_y ضریب اهمیت شکاف تولید سیکلی در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی و μ_t^* شوک پولی می‌باشد.

$$\bar{\mu}_t = \bar{\phi}_\pi \ \bar{\pi}_t + \bar{\phi}_y \bar{y}_t \qquad (۱۳)$$

$\bar{\phi}_\pi$ ضریب اهمیت شکاف تورم روند در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی، $\bar{\phi}$ ضریب اهمیت شکاف تولید روند در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی می‌باشد.

$$\mu_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \pi_t \qquad (۱۴)$$

$$\bar{\mu}_t = \overline{\hat{m}}_t + \bar{\pi}_t$$

متغیرها به‌صورت انحراف از وضعیت باثبات هستند. تورم کل در انحراف از «روند» نوشته شده است. μ_t^* معرف شوک پولی می‌باشد. فرض می‌شود شوک پولی (μ_t^*) از یک فرآیند خود رگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$\mu_t^* = \rho_{\mu^*}\mu_{t-1}^* + \epsilon_{\mu^*}$$

در تمام معادلات از معادله (۳) تا معادله (۱۴)، متغیرهای روند انحراف از حالت پایدار غیرتصادفی هستند، به طوری که این روندها می‌توانند حرکات فرکانس بسیار پایین را در این متغیرها منعکس کنند، اما نه آنهایی که با تغییر در حالت پایدار مدل مرتبط هستند.

با توجه به حل معادلات حاصل از بهینه‌یابی رفتار عامل‌ها و قاعده پولی بانک مرکزی، سیستم معادلات تعیین کننده تولید و تورم سیکلی به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$\tilde{H}_t = \rho M \cdot E_t[\tilde{H}_{t+1}] + N.u_t \qquad (۱۵)$$

که در آن:

$$\tilde{H}_t = (\tilde{y}_t - \xi_t^*, \tilde{\pi}_t)' \qquad \text{و} \qquad u_t = (\mu_t^* + \phi_y \xi_t^* , \xi_t^* - s_t^*)'$$

و ماتریس‌های ضرایب N و M و مقدار پارامتر δ به‌صورت ذیل می‌باشد:

$$M = \frac{1}{\delta}\begin{pmatrix} \sigma & 1 + b\beta(\phi_\pi - ۱) \\ \kappa\sigma & \kappa + \beta(2\sigma - b\phi_y) \end{pmatrix} \qquad \text{و} \qquad N = \frac{1}{\delta}\begin{pmatrix} b & b\kappa(\phi_\pi - 1) \\ \kappa b & \kappa\left(2\sigma - b\phi_y\right) \end{pmatrix}$$

$$\delta = 2\sigma - b\phi_y - b\kappa(\phi_\pi - 1)$$

مقادیر ماتریس‌های N و M به پارامترهای ساختاری مدل از جمله پارامترهای مربوط به قاعده سیاست پولی ϕ_y وϕ_π، بستگی دارد. هر چه واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات تولید سیکلی (ϕ_y) و تورم سیکلی (ϕ_π) بیشتر باشد، تورم و تولید سیکلی حساسیت بیشتری به مقادیر آتی مورد انتظار خود نشان می‌دهند. از سیستم معادلات فوق می‌توان دریافت که مقادیر سیکلی متغیرها به مقادیر شوک‌های وارد شده به اقتصاد بستگی داشته و مستقل از مقادیر روند تولید، روند تورم و نرخ سیاست پولی می‌باشد.

با توجه به حل معادلات حاصل از بهینه یابی رفتار عامل‌ها و قاعده پولی بانک مرکزی، سیستم معادلات تعیین کننده تولید و تورم روند به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$\bar{H}_t = \Lambda \bar{H}_{t-1} + (1-\rho)\,\gamma\, Q\, H_{t-1} \qquad (۱۶)$$

که در آن:

$$\Lambda = \frac{1}{\Delta}\begin{bmatrix} (1-\beta\rho)\left[\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y\right](1-\gamma) - \kappa\left(b\bar{\phi}_\pi + \rho\right)(1-\tilde{\gamma}) & (1-\beta\rho)(b(\bar{\phi}_\pi - 1) + \rho)(\gamma - \tilde{\gamma}) \\ -\kappa\left[\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y\right](\gamma - \tilde{\gamma}) & -\kappa(1-\gamma)\left(b\bar{\phi}_\pi + \rho\right) + (1-\beta)\left[\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y\right](1-\tilde{\gamma}) \end{bmatrix}$$

و

$$Q = \frac{1}{\Delta}\begin{bmatrix} \sigma(1-\beta\rho) & (1-\beta\rho) + \beta\dfrac{\tilde{\gamma}}{\gamma}\left(b(\bar{\phi}_\pi - 1) + \rho\right) \\ \sigma\kappa & \kappa + \beta\dfrac{\tilde{\gamma}}{\gamma}\left[\sigma(2-\rho) - b\bar{\phi}_y\right] \end{bmatrix}$$

$$\Delta= (1 - \beta\rho)[\sigma(2 - \rho) - b\bar{\phi}_y] - \kappa\,(b(\bar{\phi}_\pi - ۱) + \rho)$$

از معادله (۱۶) می‌توان استنباط کرد که با توجه به وابسته بودن مقادیر ماتریس Λ به پارامترهای ساختاری مدل مانند $\bar{\phi}_\pi$ ، $\bar{\phi}_y$، مقادیر تولید روند و تورم روند به نحوه واکنش سیاست پولی به نوسانات این متغیرها بستگی دارد.

با توجه به اینکه مقدار سیکلی هر متغیر برابر با اختلاف مقدار کل و روند آن متغیر می‌باشد:

$\widetilde{H}_t= H_t - \overline{H}_t$

بنابراین می‌توان سیستم معادلات (۱۶) را به‌صورت ذیل نوشت:

$$\overline{H}_t =[\Lambda +(1-\rho)\ \gamma\ Q]\overline{H}_{t-1} +(1-\rho)\ \gamma\ Q\,\widetilde{H}_{t-1} \qquad (۱۷)$$

بنابراین مقادیر تولید روند و تورم روند به مقادیر سیکلی گذشته آنها بستگی دارد.

تعادل کل مدل از سیستم آینده نگر تعیین کننده اجزای سیکلی (۱۵) و سیستم گذشته نگر تعیین کننده اجزای روند مدل (۱۷) به‌دست می‌آید. با توجه به مستقل بودن مقادیر سیکلی از باور عامل‌ها درباره مقادیر روند، می‌توان مقادیر سیکلی را با حل سیستم معادلات (۱۵) برای متغیرهای سیکلی به‌دست آورد و سپس با استفاده از این مقادیر، روند متغیرها در سیستم معادلات (۱۷) را تعیین کرد.

اثری که متغیرهای سیکلی بر متغیرهای روند دارند، به چند عامل و پارامتر اصلی بستگی دارد:

۱- افق برنامه‌ریزی عامل‌ها (ρ): هرچه مقدار این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد، سهم کمتری از عامل‌ها دارای افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت هستند و آثار نوسانات متغیرهای سیکلی بر متغیرهای روند کمتر خواهد بود. در حقیقت روندها در مقادیر متناظر با وضعیت باثبات خود ثابت می‌مانند و و پویایی‌های سیکلی مدل مشابه با مدل نوکینزی متعارف خواهد شد.

۲- سرعتی که عامل‌ها توابع ارزش خود را به روز می‌کنند ($\tilde{\gamma}$, γ): اگر مقدار $\tilde{\gamma}=\gamma$ در نظر گرفته شود؛ به این مفهوم که خانوارها و بنگاه‌ها با سرعت مشابهی توابع ارزش خود را به روز می‌کنند. هرچه عامل‌ها توابع ارزش خود را سریعتر به روز کنند (γ به یک نزدیک‌تر باشد)، واکنش متغیرهای روند به نوسانات سیکلی بیشتر خواهد بود.

۳- میزان واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات در متغیرهای روند ($\bar{\phi}_\pi$, $\bar{\phi}_y$): در حقیقت ضرایب واکنش سیاست پولی بلندمدت، ماندگاری این روند از طریق تحت تأثیر قرار دادن مقادیر گذشته سیکلی (ماتریس Q) تحت تأثیر قرار می‌دهد. هر چقدر ابزار سیاست پولی واکنش شدیدتری به نوسانات تورم روند داشته باشد ($\bar{\phi}_\pi$ بزرگ‌تر)، تورم روند و تولید روند حساسیت بیشتری به نوسانات در تورم و تولید سیکلی نشان خواهند داد. هر چقدر ابزار سیاست پولی واکنش شدیدتری به نوسانات تولید روند داشته باشد ($\bar{\phi}_y$ بزرگ‌تر)، حساسیت تورم روند به

نوسانات در تولید سیکلی بیشتر ولی به نوسانات در تورم سیکلی کمتر می‌شود و همچنین حساسیت تولید روند به نوسانات در تولید و تورم سیکلی بیشتر خواهد شد.

۵- داده‌ها، تخمین مدل‌ها و بررسی نتایج

داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های فصلی تعدیل شده مربوط به اقتصاد ایران شامل متغیرهای: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵، شاخص قیمت مصرف‌کننده و پایه پولی از فصل دوم سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۱ استفاده شده است. با توجه به آن که همه متغیرها در الگو به‌صورت لگاریتم نسبت هر متغیر به وضعیت پایدار تعریف شده‌اند، نرخ رشد متغیرها بر اساس ادبیات مکتب نوکینزی بر اساس لگاریتم نسبت هر متغیر به مقدار گذشته آن به‌دست آمده است.

مدل‌ها

به‌منظور بررسی تأثیر متفاوت بودن سرعت به روز رسانی تابع ارزش توسط خانوارها (γ) در مقایسه با سرعت به روز رسانی تابع ارزش توسط بنگاه‌ها ($\tilde{\gamma}$) و همچنین بررسی تأثیر متفاوت بودن واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم سیکلی (ϕ_π , ϕ_y) در مقایسه با واکنش به نوسانات تولید و تورم روند ($\bar{\phi}_\pi$, $\bar{\phi}_y$) بر نتایج حاصل از الگوی نوکینزی با افق زمانی محدود و مقایسه آن با الگوی نوکینزی متعارف، ۴ مدل به شرح جدول (۱) برآورد شده که در ادامه به توضیح آنها پرداخته شده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. پارامترهای کلیدی در مدل‌های تخمین زده شده مختلف

مدل	تعریف مدل	پارامترهای کلیدی تخمین زده شده	پارامترهای ثابت	پارامترهای لحاظ نشده
۱	نوکینزی متعارف (کاملاً آینده نگر و عقلایی)	ϕ_π, ϕ_y	$\rho=1$	$\rho, \gamma, \bar{\phi}_\pi, \bar{\phi}_y$
۲	مدل افق زمانی محدود-پایه	$\rho, \gamma, \phi_\pi, \phi_y$	$\gamma = \tilde{\gamma}$ $\phi_y = \bar{\phi}_y$ $\phi_\pi = \bar{\phi}_\pi$	–
۳	مدل افق زمانی محدود-$\tilde{\gamma}$	$\rho, \gamma, \tilde{\gamma}, \phi_\pi, \phi_y$	$\phi_y = \bar{\phi}_y$ $\phi_\pi = \bar{\phi}_\pi$	–
٤	مدل افق زمانی محدود-$\bar{\phi}$	$\rho, \gamma, \phi_\pi, \phi_y, \bar{\phi}_\pi, \bar{\phi}_y$	$\gamma = \tilde{\gamma}$	–

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: در تمام مدل‌ها، ۰٫۷۵ $= \alpha$ به‌عنوان پارامتر ثابت لحاظ گردیده است.

مدل اول مربوط به مدل نوکینزی (که در آن همه عامل‌ها رویکرد کاملاً آینده‌نگرانه دارند) با سه شوک و قاعده پولی می‌باشد. این مدل با $\rho=1$ سازگار است. بقیه مدل‌ها نسخه‌هایی از مدل با افق محدود زمانی هستند. در مدل دوم، مدل افق زمانی محدود – پایه فرض شده است که پارامتر یادگیری با عایدی ثابت (γ) میان خانوارها و بنگاه‌ها یکسان است. همچنین ضرایب واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم روند و نوسانات سیکلی کوتاه‌مدت یکسان فرض شده است ($\phi_\pi = \bar{\phi}_\pi$ و $\phi_y = \bar{\phi}_y$). در مدل سوم، مدل افق زمانی محدود – $\tilde{\gamma}$، فرض شده است که خانوارها و بنگاه‌ها با سرعت‌های متفاوتی اقدام به یادگیری و به روزرسانی توابع ارزش خود می‌کنند. در مدل چهارم، مدل افق زمانی محدود – $\bar{\phi}$، پارامترهای واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات در تولید و تورم روند متفاوت از پارامترهای واکنش به نوسانات سیکلی این متغیرها لحاظ شده است.

برآورد پارامترها

به‌طور کلی، برآورد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در دهه‌های اخیر، با رویکرد بیزی انجام گرفته است. تحلیل بیزی به‌عنوان جایگزینی برای آمار کلاسیک بوده و یکی از رویکردهای جایگزین برای تکنیک‌های برآورد حداکثر راستنمایی، این رویکرد می‌باشد (بیات و افشاری، ۱۳۹۶). در این مطالعه از رویکرد بیزی با سیستم معادلات فضا – حالت گاسین خطی *با*

الگوریتم نمونه‌گیری مونت کارلو زنجیره‌ای به پیروی از هرست و اسکارفید[1] (۲۰۱۴) و زبان‌های برنامه نویسی پایتون نسخه ۳,۶ (۹۰ درصد از کدهای برنامه‌نویسی برای مدل) و فورترن (حدود ده درصد از کدها) برای ساخت مدل‌ها و برآورد پارامترهای ساختاری در آنها استفاده شده است.

سیستم معادلات فضا–حالت معمولاًبرای الگوهای سری زمانی پویایی به کار می‌روند که در خود متغیرهای حالت غیرقابل مشاهده دارند (مانند مقادیر انتظاری متغیرها). الگوی حالت – فضا شامل دو معادله‌گذار[2] (معادله حالت) و معادله اندازه‌گیری[3] می‌باشد؛ معادله اندازه‌گیری یا قابل مشاهده معادله‌ای است که رابطه بین متغیرهای مشاهده شده (داده‌ها) و متغیرهای حالت غیرقابل مشاهده را توضیح می‌دهد. معادله‌گذار معادله‌ای است که پویایی‌های متغیرهای حالت را توضیح می‌دهد. معادله‌گذار شکلی از یک معادله تفاضلی مرتبه اول در بردار حالت است.

به‌طور کلی الگوی فضا – حالت به‌صورت ذیل می‌باشد:

$Y_t=H_t\beta_t+Az_t+e_t$ (معادله اندازه‌گیری)

$\beta_t=\mu^{\sim}+F\beta_{t-1}+\nu_t$ (معادله گذار)

$e_t\sim i.i.d.N(0,R)$,

$\nu_t\sim i.i.d.N(0,Q)$,

که در آن y_t یک بردار $n\times1$ از متغیرهای مشاهده شده در زمان t است. β_t برداری $k\times1$ از متغیرهای حالت غیرقابل مشاهده می‌باشد. H_t یک ماتریس $n\times k$ است که بردار مشاهده شده و غیرقابل مشاهده β را به یکدیگر مرتبط می‌سازد. z_t یک بردار $r\times1$ از متغیرهای برون‌زا یا متغیرهای مشاهده شده از قبل معین است. ν_t و $\mu^{\sim}$ بردارهای $k\times1$ هستند. عناصر ماتریس H_t می‌تواند یا داده‌های مربوط به متغیرهای برون‌زا یا پارامترهای ثابت باشد. با نوشتن یک الگوی سری زمانی به شکل الگوی حالت – فضا، می‌توان فیلتر کالمن را برای استنباط در مورد بردار متغیرهای حالت β_t به شرط پارامترهای الگو و مجموعه اطلاعات مناسب به کار برد. الگوریتم فیلترگیری پایه و هموارسازی همانند الگوریتم‌های ارائه شده در قبل با کمی تعدیل است.

لذا برآورد بیزی از طریق سیستم فضا – حالت، نیازمند تعریف معادلات حالت یا گذار (معادلاتی که پویایی‌های متغیرهای حالت را توضیح می‌دهد) و معادلات مربوط به تعریف متغیرهای قابل مشاهده یا قابل اندازه‌گیری (معادلاتی که بین متغیرهای حالت و متغیرهای قابل مشاهده، ارتباط برقرار می‌کند) است. معادلات حالت (گذار) در این مطالعه شامل معادلات (۳) الی (۱۴) می‌باشد.

1. Herbst and Schorfheide
2. transition equation
3. measurement equation

معادلات اندازه‌گیری یا قابل مشاهده برای مدل با پیروی از مطالعه انجام شده توسط ادوارد و همکاران (۲۰۲۰) به‌صورت ذیل تعریف شده است:

$Ygr_t=y^Q+y_t-y_{t-1}$

$Inf_t=\pi^A+4*\pi_t$

$Mog_t=Mo^A+4*Mo_t$

که در آن: Ygr_t نرخ رشد تولید در دوره t، Inf_t تورم در دوره t و Mog_t نرخ رشد حجم پول در دوه t می‌باشد.

y^Q، π^A و Mo^A به ترتیب متوسط رشد تولید ناخالص داخلی، متوسط تورم و متوسط رشد حجم پول می‌باشد.

برای تخمین پارامترها به روش بیزین، لازم است که ابتدا پارامترها مقداردهی شده و نوع توزیع چگالی احتمال پیشین و میانگین پیشین مشخص شود. در این بخش، نتایج حاصل از تخمین پارامترها به‌صورت میانگین و انحراف معیار مربوط به توزیع احتمال‌های پسین برای هر یک از مدل‌ها در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. برآورد پارامترهای الگو

نام پارامتر	تعریف	نوع توزیع پیشین	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین			
					نوکینزی متعارف	افق زمانی- پایه	افق زمانی محدود-$\bar{\phi}$	افق زمانی محدود-$\tilde{\gamma}$
y^Q	متوسط رشد تولید	نرمال	۰/۵	محاسبه محقق براساس داده‌های اقتصاد ایران	۰/۷۴ (۰/۰۴)	۰/۷۲ (۰/۰۸)	۰/۷۱ (۰/۰۸)	۰/۷۴ (۰/۰۴)
Π^A	متوسط تورم	نرمال	۴	محاسبه محقق براساس داده‌های اقتصاد ایران	۴/۳۵ (۰/۷۵)	۴/۰۳ (۰/۹۱)	۴/۳۱ (۰/۷۵)	۴/۲۹ (۰/۹)
Mo^A	متوسط رشد پایه پولی	نرمال	۴	محاسبه محقق براساس داده‌های اقتصاد ایران	۴/۱۳ (۰/۷۱)	۴/۱۸ (۰/۶۸)	۴ (۰/۷۱)	۴/۱۶ (۰/۷۱)
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	گاما	۲	(گاست و همکاران، ۲۰۲۲)	۱/۰۸ (۰/۰۱)	۱/۲۶ (۰/۵۳)	۱/۴۵ (۰/۷۳)	۱/۰۹ (۰/۰۳)
β	نرخ ترجیحات زمانی	بتا	۰/۹۷	(توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۸۸	۰/۹۴	۰/۸۹	۰/۹۴

نام پارامتر	تعریف	نوع توزیع پیشین	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین			
					نوکینزی متعارف	افق زمانی- پایه	افق زمانی محدود-$\bar{\phi}$	افق زمانی محدود-$\tilde{\gamma}$
	مصرف کننده				(۰/۱۸)	(۰/۱۲)	(۰/۱۷)	(۰/۱۲)
b	عکس کشش تقاضای پول	گاما	۱/۴	(توکلیان، ۱۳۹۱)	۱/۴۳ (۰/۰۵)	۱/۴۳ (۰/۰۵)	۱/۴۱ (۰/۰۶)	۱/۴۳ (۰/۰۵)
ρ	تعیین کننده ناهمگنی در طول افق برنامه‌ریزی عامل‌ها	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)		۰/۸۶ (۰/۲)	۰/۸۲ (۰/۲۵)	۰/۸۴ (۰/۱۱)
ɣ	سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط خانوارها	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۲)		۰/۱۸ (۰/۲۳)	۰/۳۰ (۰/۲۹)	۰/۲۱ (۰/۲۵)
$\tilde{\gamma}$	سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط بنگاه‌ها	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)				۰/۱۲ (۰/۱۷)
k	شیب منحنی فیلیپس	گاما	۰/۰۵	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	۰/۰۸ (۰/۰۳)	۰/۰۲ (۰/۰۵)	۰/۰۴ (۰/۰۵)	۰/۰۶ (۰/۰۷)
ϕ_π	ضریب اهمیت شکاف تورم سیکلی در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	نرمال	-۲/۴۴	(جوان و افشاری، ۱۳۹۷)	-۲/۴۹ (۰/۲۶)	-۲/۳۸ (۰/۲۱)	-۲/۱۹ (۰/۲۳)	-۲/۲۷ (۰/۲۲)
ϕ_y	ضریب اهمیت شکاف تولید سیکلی در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	نرمال	-۱/۸۴	(جوان و افشاری، ۱۳۹۷)	-۱/۹۱ (۰/۱۹)	-۱/۷۳ (۰/۱۶)	-۱/۶۲ (۰/۱۸)	-۱/۶۷ (۰/۱۷)
$\bar{\phi}_\pi$	ضریب اهمیت شکاف تورم روند در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	نرمال	-۲/۴۴	(جوان و افشاری، به پیروی از گاست و همکاران، ۲۰۲۰)			-۲/۵۴ (۰/۲۸)	
$\bar{\phi}_y$	ضریب اهمیت شکاف تولید روند در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	نرمال	-۱/۸۴	(جوان و افشاری، به پیروی از گاست و همکاران، ۲۰۲۰)			-۱/۴۹ (۰/۱۳)	

نام پارامتر	تعریف	نوع توزیع پیشین	میانگین پیشین	منبع	میانگین پسین			
					نوکینزی متعارف	افق زمانی- پایه	افق زمانی محدود-$\bar{\phi}$	افق زمانی محدود-$\tilde{\gamma}$
ρ_{ξ^*}	ضریب اتورگرسیو تکانه تقاضا	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	۰/۰۶ (۰/۰۵)	۰/۱۸ (۰/۲۵)	۰/۳۶ (۰/۳۲)	۰/۱۶ (۰/۲۵)
ρ_{s^*}	ضریب اتورگرسیو تکانه عرضه	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	۰/۶۵ (۰/۱۶)	۰/۶۹ (۰/۰۸)	۰/۷۸ (۰/۱۰)	۰/۶۸ (۰/۱۳)
ρ_{μ^*}	ضریب اتورگرسیو تکانه عرضه	یکنواخت	۰	(گاست و همکاران، ۲۰۲۰)	۰/۶۱ (۰/۰۵)	۰/۸۴ (۰/۰۵)	۰/۸۷ (۰/۰۵)	۰/۸۴ (۰/۰۶)
σ_{ξ^*}	انحراف استاندارد تکانه تقاضا	معکوس گاما	۰/۴۵۳	–	۰/۹۳ (۱/۷۵)	۰/۸۲ (۱/۷۳)	۰/۵۴ (۱/۷۴)	۰/۷۲ (۱/۷۵)
σ_{s^*}	انحراف استاندارد تکانه عرضه	معکوس گاما	۰/۴۵۳	–	۱/۳۶ (۱/۹۸)	۱/۷۴ (۱/۷۳)	۰/۹۶ (۱/۴۵)	۰/۹۸ (۱/۷۵)
σ_{μ^*}	انحراف استاندارد تکانه پولی	معکوس گاما	۰/۴۵۳	–	۰/۸۴ (۱/۳۳)	۰/۵۴ (۱/۷۱)	۰/۶۱ (۱/۶۹)	۰/۷۸ (۱/۷۲)
Log MDD	لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها				-۱۲۸۲/۴۵	-۱۲۲۸/۷	-۱۲۱۷/۷۳	-۱۲۵۹/۹۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

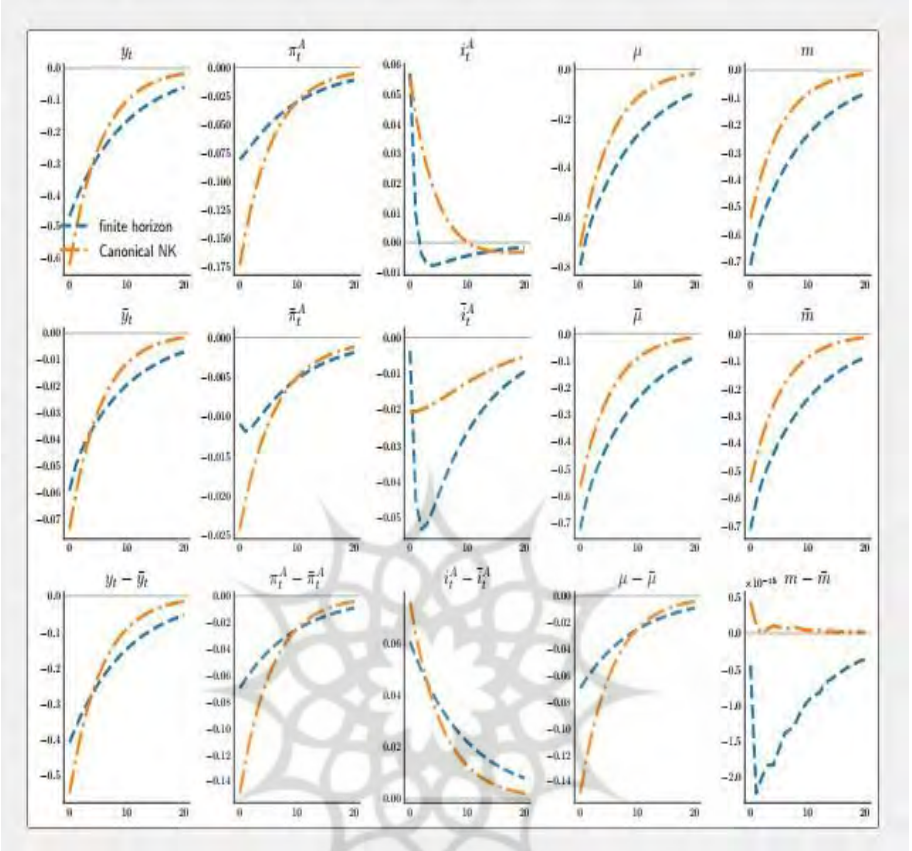
نتایج حاصل از برآورد پارامترها با توجه به جدول (۲) نشان می‌دهد که تخمین‌های پارامتر مربوط به طول افق برنامه‌ریزی توسط عامل‌ها (ρ) در اشکال مختلف مدل افق زمانی محدود، کمتر از یک برآورد شده است. بدین مفهوم که بخشی از عامل‌ها افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت دارند. این کاهش در درجه رفتار کاملاً آینده نگرانه عامل‌ها، واکنش تولید به‌صورت انحراف از وضعیت باثبات آن به نوسانات در رشد پایه پولی و واکنش تورم به نوسانات سیکلی در اقتصاد را کاهش می‌دهد؛ بدین مفهوم که در صورت وقوع شوک سیاست پولی، واکنش اولیه تولید و تورم به شوک پولی در مدل افق زمانی محدود کمتر از مدل نوکینزی متعارف که در آن همه عامل‌ها کاملاً آینده‌نگر هستند، می‌باشد.

همچنین جدول (۲) نشان می‌دهد که به‌روزرسانی آهسته توابع ارزش توسط عامل‌ها نقش مهمی در درک بهتر داده‌های تجمیعی دارد؛ به ویژه آنکه توزیع پیشین پارامتر γ مربوط به‌سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط خانوارها در تمام اشکال مربوط به مدل افق زمانی محدود کوچک است و میانگین توزیع پسین آن بین ۰/۱۸ تا ۰/۳ تخمین زده شده است. در مدل افق زمانی محدود-$\bar{\gamma}$، میانگین توزیع پسین $\bar{\gamma}$، ۰/۱۲ است که با سرعت کمتر به‌روزرسانی توابع ارزش توسط بنگاه‌ها سازگار است، بنابراین خانوارها و بنگاه‌ها توابع ارزش خود را هنگام دسترسی به مشاهدات جدید با کسب تجربه، به آهستگی به‌روز می‌کنند. این کندی، منجر به ماندگاری بیشتر تمامی شوک‌ها شامل شوک‌های عرضه، تقاضا و پولی در مدل‌های افق زمانی محدود شده است. به‌ویژه میانگین برآورد شده ρ_{μ^*} در مدل کینزی پایه حدود ۰/۶۱ و در مدل‌های افق زمانی محدود حدود ۰/۸۵ می‌باشد.

واکنش پویا به شوک سیاست پولی انقباضی

در این بخش، واکنش‌های آنی متغیرهای تولید کل، تورم کل و رشد پایه پولی کل به تفکیک اجزای سیکل و روند این متغیرها به به یک انحراف معیار کاهش در ϵ_μ (شوک پولی انقباضی) در مدل افق زمانی محدود- $\bar{\phi}$ و نوکینزی متعارف در ایران در نمودار (۱) بررسی شده است. پارامترهای این مدل‌ها با توجه به ستون میانگین پسین جدول (۲) در بازه اطمینان نود درصد به‌دست آمده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۱. واکنش‌های آنی متغیرها به شوک پولی انقباضی در مدل افق زمانی محدود-$\bar{\phi}$ و نوکینزی متعارف در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش.

نمودار (۱) نشان می‌دهد در اثر شوک پولی انقباضی به میزان یک انحراف معیار کاهش در عرضه پول توابع واکنش متغیرها در مدل نوکینزی متعارف و مدل با افق زمانی محدود متفاوت است، به‌طوری‌که: واکنش اولیه تولید و تورم کل، تولید و تورم روند، تولید و تورم سیکلی در مدل نوکینزی متعارف در مقایسه با مدل افق زمانی محدود- $\bar{\phi}$، بیشتر است؛ یعنی در مدلی که کارگزاران افق زمانی محدود دارند، نوسانات در پی وقوع شوک پولی، کمتر است.

نکته قابل بررسی دیگر، مقایسه ماندگاری اثر شوک پولی بر نوسانات متغیرها (انحرافات متغیرها از وضعیت باثبات آنها) در دو مدل می‌باشد. همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، متغیرهای تولید و تورم کل و اجزای سیکل و روند آنها در زمان وقوع شوک در هر دو مدل،

کاهش یافته و سرعت بازگشت آنها به وضعیت باثبات بسیار آهسته می‌باشد، به طوری که پس از گذشت ۲۰ دوره هنوز به مقدار وضعیت باثبات خود نرسیده‌اند. در حقیقت متغیرها در مدل افق زمانی محدود-$\bar{\phi}$ با تاخیر بیشتری در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف به سمت مقادیر باثبات خود همگرا می‌شوند. این امر حاکی از ماندگاری بیشتر آثار شوک پولی بر متغیرهای مذکور در مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف به‌دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته و تعدیل آهسته انحرافات متغیرهای روند از وضعیت باثبات آنها در این مدل می‌باشد. نتیجه این که در اثر وقوع شوک پولی در مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف، به‌دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته و تعدیل آهسته انحرافات متغیرهای روند از وضعیت باثبات آنها، نوسانات کمتر و ماندگاری بیشتر است.

واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم

با توجه به ضرایب تخمین زده شده مربوط به واکنش ابزار سیاست پولی به نوسانات تولید و تورم در جدول (۲)، رشد پایه پولی، واکنش نسبتا کمتری به نوسانات سیکلی در تورم در تمام اشکال مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف دارد. واکنش رشد پایه پولی به انحرافات تورم سیکلی از مقدار وضعیت باثبات آن، برابر با ۲/۴۹ – در مدل نوکینزی متعارف و ۲/۳۸– در مدل افق زمانی محدود-پایه، ۲/۱۹– در مدل افق زمانی- $\bar{\phi}$ و ۲/۲۷– در مدل افق زمانی- $\tilde{\gamma}$ می‌باشد. واکنش رشد پایه پولی به نوسانات در تولید سیکلی، ۱/۹۱– در مدل نوکینزی متعارف، ۱/۷۳– در مدل افق زمانی-پایه، ۱/۶۲– در مدل افق زمانی- $\bar{\phi}$ و ۱/۶۷– در مدل افق زمانی- $\tilde{\gamma}$ است، بنابراین در مدل‌های با افق زمانی محدود در مقایسه با مدل کینزی متعارف نیاز است که واکنش بانک مرکزی در مواجهه با شوک پولی در اقتصاد، کمتر تهاجمی باشد.

نکته مهم دیگر واکنش متفاوت بانک مرکزی به نوسانات سیکلی تولید و تورم و نوسانات در روند این متغیرها می‌باشد. با توجه به جدول (۲) در مدل افق زمانی محدود- $\bar{\phi}$، ضریب واکنش بانک مرکزی به انحرافات تورم روند، ۲/۵۴– بیشتر از ضریب واکنش به انحرافات تورم سیکلی، ۲/۱۹– می‌باشد. همچنین ضریب واکنش بانک مرکزی به انحرافات تولید روند از مقدار وضعیت باثبات آن، ۱/۴۹–کمتر از واکنش به انحرافات تولید سیکلی، ۱/۶۲– است، بنابراین بانک مرکزی از طریق تغییر در رشد پایه پولی به نوسانات تورم روند به‌صورت تهاجمی تر در مقایسه با نوسانات تورم سیکلی واکنش نشان می‌دهد. همچنین واکنش بانک مرکزی به نوسانات کوتاه‌مدت تولید سیکلی در مقایسه با نوسانات تولید روند، تهاجمی‌تر است.

برازندگی مدل

ردیف آخر جدول (۲)، «لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها» برای چهار مدل برآورد شده را نشان می‌دهد که معیار سنجشی از متناسب بودن مدل‌ها با داده‌های پژوهش می‌باشد و مقدار آن حاصل جانبی توالی الگوریتم مونت کارلو است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LOG\ P(Y) = \log\left(\int P(Y|\theta)P(\theta)\, d\theta \right)$$

مقدار کوچک‌تر شاخص لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها برای مدل افق زمانی محدود-$\bar{\phi}$، حاکی از برازش بهتر آن در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف و دو مدل دیگر از رویکرد افق زمانی محدود می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

محققان در سال‌های اخیر، فرض عامل‌ها با انتظارات کاملاً عقلایی و آینده‌نگر را با بسیاری از ویژگی‌های رفتاری مبتنی بر قضاوت‌های انسان و توانایی‌های شناختی حاصل از مطالعات تجربی و آزمایشگاهی در مدل‌های نوکینزی جایگزین کرده‌اند. خانوارها و بنگاه‌ها با رفتار گذشته نگر در افق زمانی محدود، با توجه به توابع ارزشی که تصمیم گیرندگان با میانگین‌گیری تجربیات گذشته خود در حالت‌های مختلف و تجربه آموخته شده از محیطی که ممکن است به‌طور ماندگار با حالت پایدار متفاوت باشد، برنامه بهینه کوتاه‌مدت را تنظیم می‌کنند.

برای دستیابی به این هدف، از مبانی نظری وودفورد (۲۰۱۸) که در آن کارگزاران بر اساس یک برنامه‌ریزی افق محدود تصمیم می‌گیرند، استفاده شده است. خانوارها و بنگاه‌ها برنامه بهینه کوتاه‌مدت را با توجه به توابع ارزشی که عامل‌ها با میانگین‌گیری از گذشته خود و تجربه کافی از فضای متفاوت با وضعیت باثبات آموخته‌اند، تنظیم می‌کنند. در این مقاله، با تخمین سه مدل نوکینزی با ویژگی‌های رفتاری، به ارزیابی توانایی این مدل‌ها در محاسبه نوسانات تورم، تولید و مقایسه آن با مدل نوکینزی متعارف در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۶۷:۲-۱۴۰۱:۴ پرداخته شده است.

مقدار پایین‌تر شاخص لگاریتم چگالی نهایی داده‌ها نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران مدل با افق زمانی محدود با یادگیری عامل‌ها، دارای برازش بهتری نسبت به مدل نوکینزی متعارف و دو مدل دیگر رویکرد افق زمانی محدود می‌باشد.

مقدار پارامتر مربوط به سرعت به روز رسانی توابع ارزش توسط عامل‌ها در تمام اشکال مربوط به مدل افق زمانی محدود کوچک بوده و بین ۰/۱۲ تا ۰/۳ برآورد شده است که نشان می‌دهد خانوارها و بنگاه‌ها توابع ارزش خود را هنگام دسترسی به مشاهدات جدید با کسب

تجربه، به آهستگی به‌روز می‌کنند. هم‌چنین نتایج نشان داده است که: اولاً، در صورت وقوع شوک سیاست پولی، واکنش اولیه تولید و تورم در مدل افق زمانی محدود کمتر از مدل نوکینزی متعارف است. ثانیاً، در مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف، به‌دلیل یادگیری آهسته عامل‌ها از تجربیات گذشته و تعدیل آهسته انحرافات متغیرهای روند از وضعیت باثبات آنها، نوسانات کمتر و ماندگاری بیشتر است.

با توجه به موارد فوق، می‌توان دریافت که واکنش بانک مرکزی به نوسانات تولید و تورم در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت متفاوت است. بانک مرکزی در مواجهه با شوک پولی واکنش کمتری به نوسانات سیکلی در تولید و تورم در تمام اشکال مدل افق زمانی محدود در مقایسه با مدل نوکینزی متعارف داشته است. همچنین بانک مرکزی به‌طور تهاجمی تر نسبت به انحرافات تورم روند از مقدار وضعیت باثبات آن در مقایسه با انحرافات تورم سیکلی واکنش نشان می‌دهد. بالاخره واکنش بانک مرکزی به انحرافات تولید سیکلی در مقایسه با انحرافات تولید روند از مقدار وضعیت باثبات آن، تهاجمی‌تر می‌باشد.

طراحی مدل قابل انطباق با اقتصاد ایران از اهمیت ویژه‌ای برای پیش‌بینی آثار شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای اقتصادی برخوردار است. هر چند وارد کردن اقتصاد رفتاری و یادگیری عامل‌ها قدمی در دستیابی به این مهم می‌باشد، ولی به‌منظور بهبود مدل، پیشنهاد می‌شود ناهمگنی‌ها در رفتار عامل‌های اقتصادی شامل ثروت، پیش‌بینی قیمت با توجه به افق زمانی متفاوت عامل‌ها، وارد شود. از آنجا که در طراحی مدل مقاله از تراکم سرمایه و سرمایه‌گذاری تجرید شده است، پیشنهاد می‌شود این متغیرها در مدل افق زمانی محدود، وارد شده و امکان بررسی سرمایه‌گذاری و قیمت سرمایه فراهم شود.

پیوست[۱]

با شرایط مرتبه اول و لگاریتمی خطی‌سازی معادلات، نتایج ذیل از بهینه‌سازی تصمیمات خانوارهای دارای یک افق برنامه‌ریزی j دوره‌ای در مدل نوکینزی با رویکرد افق برنامه‌ریزی محدود برای معادلات مخارج جاری و تقاضا برای نگهداری تراز حقیقی پول حاصل شده است:

$$y_t^j - \xi_t = E_t\left[y_{t+1}^{j-1} - \xi_{t+1}\right] - \frac{1}{\sigma}\left(\hat{i}_t^j - E_t\pi_{t+1}^{j-1}\right) \qquad (۱)$$

$$\hat{m}_t^j = \frac{\sigma}{b} y^j{}_t - \frac{1}{b}\hat{i}_t^j$$

۱. جزئیات بیشتر و کامل‌تر استخراج روابط و معادلات در رساله دکتری مهسا باقرزاده دانشگاه الزهرا (س) به‌راهنمایی خانم دکتر زهرا افشاری

در حالی که مخارج کلی و تقاضا برای نگهداری تراز حقیقی پول خانوارهای دارای افق برنامه‌ریزی با دوره‌ی صفر باید روابط ذیل را برقرار کند:

$$y_t^0 - \xi_t = -\frac{1}{\sigma}\hat{i}_t^0 \qquad (۲)$$

$$\hat{m}_t^0 = \frac{\sigma}{b}y_t^0 - \frac{1}{b}\hat{i}_t^0$$

به‌منظور لحاظ کردن ناهمگنی در طول افق برنامه‌ریزی میان خانوارها، فرض می‌شود که در هر دوره، نسبت ω_j از خانوارها دارای افق برنامه‌ریزی به طول j باشند:

$$y_t = \sum_j \omega_j y_t^j \qquad (۳)$$

$$\hat{m}_t = \sum_j \omega_j \hat{m}_t^j \qquad (۴)$$

با توجه به پیچیدگی و بالا بودن ابعاد سیستم معادلات در رویکرد افق زمانی محدود، حالت خاصی که $\omega_j=(1-\rho)\rho^j$ به ازای $0<\rho<1$ است را در نظر می‌گیریم. آنگاه می‌توان از معادلات (۱) و (۲) برای دستیابی به معادله مخارج کل و معادله مربوط به تقاضا برای تراز حقیقی پول میانگین گرفت؛ در این صورت معادلات زیر حاصل خواهد شد:

$$y_t - \xi_t = \rho E_t[y_{t+1} - \xi_{t+1}] - \frac{1}{\sigma}(\hat{i}_t - \rho E_t\pi_{t+1}) \qquad (۵)$$

$$\hat{m}_t = \frac{\sigma}{b}y_t - \frac{1}{b}\hat{i}_t \qquad (۶)$$

همچنین براساس تئوری افق زمانی مطرح شده توسط وودفورد (۲۰۱۸)، می‌توان تحول تعادلی پیش‌بینی شده‌ی متغیر درون‌زای y_t را به شکل جمع دو مؤلفه سیکلی و روندی نشان داد:

$$y_t = \tilde{y}_t + \bar{y}_t$$
$$\hat{m}_t = \widetilde{\hat{m}}_t + \overline{\hat{m}}_t$$

در هر کدام از این موارد علامت (~) نشان‌دهنده‌ی مقدار سیکلی متغیر است، با فرض اینکه در تمامی شرایط $\nu_t=\tilde{\nu}_t=0$ باشد. مؤلفه‌های با علامت بار نشان‌دهنده‌ی مقدار روندی متغیرها هستند که در نتیجه‌ی تغییرات $\tilde{\nu}_t$ وν_t ایجاد شده‌اند. تحولات متغیر $(\tilde{y}_t)$ برای تمام افق‌ها $j\geq 0$ را می‌توان با معادله (۸) توصیف کرد. برای محاسبه مقدار متغیر روند $(\bar{y}_t)$، باید اثراتی را بررسی کرد که روی متغیر درون‌زای اختلالات تابع ارزش اعمال می‌شود.

مسیر متغیر $\{\tilde{y}_t\}$ باید در معادله (۵) صدق کند؛ به عبارت دیگر پویایی واقعی $\{y_t\}$ باید در رابطه ذیل صدق کند:

$$y_t - \xi_t - \bar{y}_t = \rho E_t[y_{t+1} - \xi_{t+1} - \bar{y}_{t+1}] - \frac{1}{\sigma}[(\hat{i}_t - \bar{i}_t) - \rho E_t(\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1})] \qquad (۷)$$

مسیر متغیر $\{\widetilde{\hat{m}}_t\}$ نیز باید در معادله (۶) صدق کند. به عبارت دیگر پویایی واقعی$\{\hat{m}_t\}$ رابطه ذیل را برقرار سازد:

$$\hat{m}_t - \overline{\hat{m}}_t = \frac{\sigma}{b}(y_t - \xi_t - \bar{y}_t) - \frac{1}{b}(\hat{i}_t - \bar{i}) \qquad (۸)$$

همچنین به ازای $j\geq 1$، معادلات مخارج جاری روند و تقاضای پول روند برای خانوارهای دارای یک افق برنامه‌ریزی j دوره‌ای باید روابط بازگشتی ذیل را برقرار کند:

$$\bar{y}_t^j = \bar{y}_t^{j-1} - \frac{1}{\sigma}\left[\bar{i}_t^j - \bar{\pi}_t^{j-1}\right] \qquad (۹)$$
$$\overline{\hat{m}}_t^j = \frac{\sigma}{b}\bar{y}_t^j - \frac{1}{b}\bar{i}_t^j$$

افزون بر این، مخارج کلی روند و تقاضای پول روند برای خانوارهای دارای افق برنامه‌ریزی با دوره‌ی صفر باید در روابط ذیل صدق کند:

$$\bar{y}_t^o = -\frac{1}{\sigma} i_t^o + \nu_t \qquad (۱۰)$$
$$\overline{\hat{m}}_t^o = \frac{\sigma}{b}\bar{y}_t^o - \frac{1}{b}\bar{i}_t^o$$

می‌توان سیستمی را که شامل روابط (۹) و (۱۰) است را به‌صورت بازگشتی حل کرد تا به کمک آن $\bar{y}_t^j$ و $\overline{\hat{m}}_t^j$ برای تمامی $j\geq 0$ به‌دست آورده شود.

می‌توان از معادلات (۹) و (۱۰) در افق‌های مختلف j میانگین گرفت؛ در این صورت خواهیم داشت:

$$\bar{y}_t = -\frac{1}{\sigma(1-\rho)}\left[\bar{i}_t - \rho\bar{\pi}_t\right] + \nu_t \qquad (۱۱)$$
$$\overline{\hat{m}}_t = \frac{\sigma}{b}\bar{y}_t - \frac{1}{b}\bar{i}_t$$

همچنین با لگاریتمی-خطی سازی پویایی‌های یادگیری مربوط به خانوارها، نتایج ذیل حاصل شده است:

$$\nu_t^{est} = y_t - \xi_t + \sigma\pi_t \qquad (۱۲)$$
$$\nu_{t+1} = \gamma\,\nu_t^{est} + (1-\gamma)\,\nu_t$$

بنگاه‌ها

از بهینه‌سازی با به‌دست آوردن شرایط مرتبه اول و لگاریتمی خطی سازی معادلات مربوط به تصمیمات بهینه بنگاه‌ها در مدل نوکینزی با رویکرد افق زمانی محدود، معادلات ذیل حاصل شده است:

$$\pi_t^j = k\,y_t^j + \beta\,E_t\pi_{t+1}^{j-1} \qquad (۱۳)$$
$$\pi_t^o = k(y_t^o - s_t)$$

فرض می‌شود که در هر دوره نسبتی مانند $\tilde{\omega}_j$ از بنگاه‌ها نیز دارای افق‌های برنامه‌ریزی با طول j باشند، به گونه‌ای که دنباله $\{\omega_j,\tilde{\omega}_j\}$ در رابطه $\sum_j \omega_j=\sum_j \tilde{\omega}_j$ صدق کند. در حالت خاصی

که $\omega_j=\tilde{\omega}_j=(1-\rho)\rho^j$ به ازای $0 < \rho < 1$ باشد، آن گاه می‌توان از معادلات فوق نیز میانگین گرفت تا معادله فیلیپس حاصل شود:

$$\pi_t = k(y_t - s_t) + \beta \rho E_t\pi_{t+1} \qquad (۱۴)$$

همچنین می‌توان تحول تعادلی پیش‌بینی شده متغیر درون‌زای π_t را به شکل جمع دو مؤلفه سیکلی و روندی نشان داد:

$$\pi_t = \tilde{\pi}_t + \bar{\pi}_t$$

مسیر متغیر $\tilde{\pi}_t$ باید در معادله (۱۴) صدق کند. به عبارت دیگر، پویایی واقعی π_t باید در رابطه زیر صدق کند:

$$\pi_t - \bar{\pi}_t = \kappa \left(y_t - s_t - \bar{y}_t\right) + \beta \rho E_t[\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}] \qquad (۱۵)$$

$$\bar{\pi}_t = \frac{\kappa}{1-\beta\rho}\bar{y}_t + \frac{(1-\rho)(1-\alpha)\beta}{1-\beta\rho}\tilde{v}_t$$

همچنین با لگاریتمی- خطی‌سازی پویایی‌های یادگیری مربوط به بنگاه‌ها، نتایج ذیل حاصل شده است:

$$\tilde{v}_t^{est} = p_t^{*k} = (1-\alpha)^{-1}\pi_t$$
$$\tilde{v}_{t+1} = \tilde{\gamma}\,\tilde{v}_t^{est} + (1-\tilde{\gamma})\,\tilde{v}_t$$

منابع

۱. ابوطالبی، مینا (۱۳۹۶). *تحلیل عامل محور از اثرات سرریزی و بازخوردی در مدل داده ستانده دو منطقه‌ای (استان اصفهان و سایر استان‌های کشور)* (رساله دکتری). دانشگاه اصفهان، ایران.

۲. اکبری، نعمت‌الله و ابوطالبی، مینا (۱۳۹۹). *تحلیل داده ستانده منطقه‌ای*. تهران: سازمان برنامه و بودجه کشور.

۳. ---------- (۱۳۹۷). شبیه‌سازی الگوی داده ستانده ترتیبی (جدول داده ستانده ایران، ۱۳۹۰). *پنجمین همایش کاربرد الگوهای داده - ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی و اجتماعی*، دانشگاه الزهرا، تهران.

۴. آسیایی، محمد (۱۳۸۰). محاسبه ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۷۰. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳)، ۱۲۷-۱۶۰.

۵. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۹). گزارش موجودی سرمایه کشور سال ۱۳۹۰.

۶. ---------- (۱۳۹۶). گزارش موجودی سرمایه کشور سال ۱۳۹۸.

۷. بانویی، علی اصغر (۱۳۷۵). کاربرد الگوی پویای داده ستانده در برنامه‌ریزی اقتصادی ایران. *علمی برنامه‌ریزی و بودجه*، ۴(۲)، ۲۱-۳۸.

۸. بزازان، فاطمه و سماواتی، آیدا (۱۳۹۹). آثار توزیعی مالیات بر دی اکسید کربن بر مخارج خانوارها در ایران: رویکرد داده ستانده زیست‌محیطی. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۱)، ۲۳۹-۲۶۴.

۹. جهانگرد، اسفندیار (۱۳۹۳). *تحلیل‌های داده ستانده (فناوری، برنامه‌ریزی و توسعه)*. تهران: انتشارات آماره.

۱۰. رومر، دیوید (۱۴۰۰). *اقتصاد کلان پیشرفته رومر* (ترجمه منصور خلیلی عراقی و علی سوری)، تهران: نور علم.

۱۱. سازمان ملی بهره‌وری (۱۳۹۸).

۱۲. سوری، علی (۱۳۸۴). *تحلیل داده ستانده*. همدان: انتشارات نور علم.

۱۳. شرکت، افسانه، بانویی، علی اصغر، جهانگرد، اسفندیار و نصیری اقدم، علی (۱۴۰۰). شناسایی مناطق و فعالیت‌های اولویت‌دار در ایجاد ظرفیت بالقوه مالیات بر ارزش افزوده. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۵ (۵۶)، ۱۵-۳۰.

۱۴. صادقی شاهدانی، مهدی (۱۳۹۴)، مدل‌سازی داده ستانده، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، ۲۵.

۱۵. عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۵). تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده ستانده. *پژوهش‌های بازرگانی*، ۱۰ (۳۸)، ۱ -۲۸.

۱۶. مرکز آمار ایران. (۱۳۹۸).

۱۷. نوری، فریبا (۱۳۹۰). *ارزیابی سرمایه‌گذاری بخشی در برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی* (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه الزهرا (س)، تهران.

18. Abbasinejad, H. (2006). Analysis of the Effect of The Increase in the Price of Petroleum Products on the Economic Sectors Using the Input-Output Table. *Business Research, 10*(38), 1-28. (in Persian)
19. AbuTalebi, M (2016). *Factor-based Analysis of Spillover and Feedback Effects in the Two-Region Input-Output Model; Isfahan Province and Other Provinces of the Country* (Doctoral Dissertation). University of Isfahan, Isfahan (in Persian).
20. AbuTalebi, M., & Akbari, N. (2017). Simulation of Sequential Input-Output Model (Iran Output Data Table, 2019). *The 5th Conference on The Use of Data-Output Models in Economic and Social Planning*, Tehran: Al-Zahra University (in Persian).
21. Akbari, N., & Abutalebi, M. (2019). Regional Data Analysis. *Program and Budget Organization of the Country*, 23-24. (In Persian).

22. Akbari, N., & Amini, M. (2023). Estimating the Investment Required to Achieve the Goals of the Sixth Economic Development Program Based on the National Dynamic Input-Output Table. *Applied Economics Studies of Iran*. (In Persian).
23. Asiayi, M. (2010). Calculating the Matrix of Inter-Sectoral Capital Coefficients in Iran's Economy for The Years 2013. *Iranian Economic Research Quarterly, 9*,127-160.
24. Banoui, A. (1996). The Application of Dynamic Model of Data Output in Economic Planning of Iran. *Scientific Journal of Planning and Budgeting, 4*(2), 21-38 (In Persian).
25. Baranov, A., Pavlov, V., Slepenkova, M., & Tagaeva, T. (2018). Dynamic Input-output Model with a Human Capital Block Applied to Forecasting of the Russian Economy. *Macroeconomic Problems, 29*(6),1-29.
26. Barker, K., & Santos, J. R. (2010). Measuring the Efficacy of Inventory with a Dynamic Input–Output Model. *International Journal of Production Economics*, *126*(1), 130-143..
27. Bazzazan, F. (2002). *A Dynamic Input-Output Price Model with Application to Iran* (Published Doctoral dissertation). University of Liverpool, Liverpool.
28. Bezazan, F., & Samavati, A. (2019). Distributive Effects of Carbon Dioxide Tax on Household Expenditure in Iran: An Environmental input-output Approach. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories, 7*(1), 239-264 (in Persian).
29. Cao, R. (2022). Regional Tourism Economic Impact Evaluation Based on Dynamic Input-Output Model. *Journal of Mathematics, 2022*.
30. Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2019). The country's capital balance report for 2013 (in Persian).
31. ---------- (2016). The Country's Capital Balance Report for 2018 (in Persian).
32. Chen, Y., & Dai, W. (2022). Tracking Control of the Dynamic Input-Output Economic System Based on Data Fusion. *Security and Communication Networks, 20*(22), 1-19.
33. DiFrancesco, R. (1998). Large Projects in Hinterland Regions: A Dynamic Multiregional Input Output Model for Assessing the Economic Impacts. *Geographical Analysis, 30*(1), 15-34.
34. Duchin, F., & Szyld, D. B. (1985). A Dynamic Input-Output Model With Assured Positive Output. *Institute for Economic Analysis, New York University, 2*(3), 1-25.
35. Gossling, W. F. (1975). *A Dynamic Model of Capital Replacement. In Capital Co-ts and Dynamic Input-Output Models*. London: Input-Output Publishing Co.

36. Han,Y., Lou, X., Feng, M., Geng, Z., Chen, L., & Ping, W. (2022). Energy Consumption Analysis and Saving of Buildings Based on Static and Dynamic Input-Output Models. *Energy, 239*.
37. Hvrlant, D., & Soytas, M. A. (2020). Saudi Vision 2030 Dynamic Input-Output Table: A Tool for Quantifying the Sustainable Development Targets of Saudi Arabia. *Research Square, 2*(3),1-30.
38. Iran Statistics Center. (2018) (In Persian).
39. Jahangard, E. (2013). *Input-output Analysis (Technology, Planning and Development)*. Tehran: Amareh Publications (In Persian).
40. Johansen, L. (1978). On the Theory of Dynamic Input-Output Models with Different Time Profiles of Capital Construction and Finite Life-Time of Capital Equipment. *Journal of Economic Theory, 19*(2), 513-533.
41. Kohno, H., & Higano, Y. (2022). Optimal Planning of Asian Expressway Network with Dynamic Interregional Input–Output Programming Model. Public Investment Criteria.
42. Leontief, W. (1953). Dynamic Analysis. In W. Leontief (Ed.), *Studies in the Structure of the American Economy*. New York: Oxford University.
43. Liew, C. K. (1977). Dynamic Multipliers for a Regional Input-Output Model. *The Annals of Regional Science, 11*, 94-106.
44. Ma, N., Yin, G., Li, H., Sun, W., Wang, Z., Liu, G., & Xie, D. (2022). The Optimal Industrial Carbon Tax for China under Carbon Intensity Constraints: A Dynamic Input–Output Optimization Model. *Environmental Science and Pollution Research, 29*(35), 53191-53211.
45. National Productivity Organization. (2018) (In Persian).
46. Nouri, F. (2018). *Evaluation of Sector Investment in the Third Program of Economic, Social and Cultural Development* (Master's Thesis). Al-Zahra University, Tehran (In Persian).
47. Ressl, S., Caiani, A., Lamperti, F., Guerini, M., Vanni, F., Fagiolo, G., Ferraresi, T., Ghezzi, L., Napoletano, M., & Roventini, A. (2021). Assessing the economic effects of lockdowns in Italy: a dynamic Input-Output approach. Institute of Economic. *Scuola Superiore Sant Anna, 4*(2), 20-50.
48. Romer, D. (2021). *Romer's Advanced Macroeconomics* (Trans. by M. Khalili Iraqi and A. Souri), Tehran: Noor Alam (In Persian).
49. Sadeghi Shabanehi, M. (2014). *Input-Output Modeling*. Tehran: Imam Sadegh University Press (In Persian).
50. Sherkat, A., Banoui, A., Jahangard, E., & Nasiri Aghdam, A. (2021). Identification of Priority Areas and Activities in Creating the Potential Capacity of Value Added Tax. *Economic Modeling, 15*(56), 15-30 (in Persian).

51. Shibusawa, H., & Matsushima, D. (2022). Assessing the Economic Impact of Tsunami and Nuclear Power Plant Disasters in Shizuoka, Japan: A Dynamic Inter-Regional Input–Output (IRIO) Approach. *Asia-Pacific Journal of Regional Science, 6*, 1-22.
52. Souri, A. (1384). *Analysis of the Resulting Data*. Hamadan: Noor Alam Publications (In Persian).
53. Uehara, T., Cordier, M., & Hamaide, B. (2018). Fully Dynamic Input-Output/System Dynamics Modeling for Ecological-Economic System Analysis. *Sustainability, 10*(6), 1765-1777.
54. Zhai, M., Huang, G., Liu, L., & Su, S. (2018). Dynamic input-output analysis for energy metabolism system in the Province of Guangdong, China. *Journal of Cleaner Production, 15*(1), 1-35.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی