

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۹/ صفحات ۶۰-۲۹

اثر نابرابری جنسیتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی^۱

محمد مهدی زارع شحنه

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه یزد، mm.zare59@gmail.com

زهرا نصراللهی*

دانشیار اقتصاد دانشگاه یزد، nasr@yazd.ac.ir

حجت پارسا

استادیار اقتصاد دانشگاه خلیج فارس، hparsa@pgu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۷/۰۶

چکیده

با توجه به نقش زنان (به عنوان نیمی از جمعیت جامعه) در فعالیتهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی، هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر تکانه مثبت عرضه نیروی کار زن، تکانه پولی و تکانه تکنولوژی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران است. برای مشاهده تأثیرات این تکانه‌ها بر متغیرهایی مانند تولید، اشتغال زنان، مردان، اشتغال کل و شکاف جنسیتی در اشتغال، از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تکانه پولی و تکانه تکنولوژی، موجب افزایش تولید، اشتغال کل، اشتغال زنان و مردان می‌شوند. این تکانه‌ها اشتغال مردان را بیش از اشتغال زنان افزایش داده، در نتیجه، نابرابری جنسیتی در بازار کار افزایش می‌یابد. تکانه مثبت عرضه نیروی کار زن، تولید، اشتغال کل و اشتغال زنان را افزایش، و اشتغال مردان را کاهش می‌دهد. در نتیجه این تکانه، نابرابری جنسیتی در اشتغال کاهش می‌یابد. مدل ارائه شده در این پژوهش، به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کمک می‌کند تا هنگام اجرای سیاست‌های اقتصادی، تأثیرات این سیاست‌ها، بر متغیرهای اقتصادی، به خصوص بر میزان اشتغال زنان و مردان، را برآورد نمایند و با اعمال سیاست‌های مناسب، عدم کارآیی‌های ناشی از این سیاست‌ها را کاهش دهند.

واژه‌های کلیدی: نابرابری جنسیتی، اشتغال، کالیبراسیون، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: E12، J42، C11

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه یزد است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

زنان یکی از گروه‌های اجتماعی، متأثر از کیفیت زندگی و در عین حال مؤثر بر آن هستند. این بخش از جامعه، ارتباط مؤثری با سایر گروه‌های جامعه دارند. علاوه بر این، زنان نقش فعالی در پیشرفت‌های اقتصادی و توسعه پایدار دارند. آنان برای تسریع روند تغییر و توسعه پایدار جامعه، مسئولیت بسیار جدی و تعیین‌کننده‌ای بر عهده دارند. به همین دلیل، کشورهایی که در مسیر توسعه قرار دارند به این مهم پی برده‌اند که ایجاد جامعه سالم در گرو وجود زنان فعال و مؤثر است. حضور گسترده زنان در جامعه پیامدهایی همچون کاهش بار تکفل مردان، افزایش سطح درآمد خانواده، و به تبع آن کاهش هزینه‌های تولید و خدمات در جامعه را در پی داشته، منجر به رشد و توسعه می‌شود (اسدزاده و همکاران^۱، ۱۳۹۶، ص. ۳۶۰).

توجه به نقش زنان به عنوان نیمی از منابع انسانی نه تنها از اهداف اساسی توسعه اجتماعی و اقتصادی محسوب می‌شود، بلکه ابزاری کارا در تحقق اهداف توسعه پایدار به شمار می‌رود. از این‌رو میزان مشارکت و نقش زنان یکی از شاخص‌های رشد و توسعه اقتصادی است. مشاهدات نشان می‌دهد که سهم زنان در مراحل اولیه رشد و توسعه اندک است اما به مرور و با خروج از مراحل اولیه توسعه به دلیل کمبود نیروی کار مرد و افزایش تقاضا برای زنان، سهم آنها نیز افزایش می‌یابد. علاوه بر این با پیشرفت علم و گسترش تجهیزات، از شدت مشغله درون منزل کاسته شده و اوقات بیشتری در اختیار زنان برای فعالیت‌های بیرونی ایجاد می‌شود (بزازان و گناوه‌ای^۲، ۱۳۹۵، ص. ۱۱۶). زنان در اقتصاد، و به ویژه از نظر اشتغال با نابرابری جنسیتی روبرو هستند. میزان مشارکت نیروی کار زن کمتر از نیروی کار مرد، و نرخ بیکاری آنان اغلب بالاتر است. بر اساس نتایج طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران در بهار ۱۳۹۷، نرخ مشارکت اقتصادی (جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر) زنان و مردان به ترتیب ۱۶/۸ و ۶۵/۳ درصد است. همچنین نرخ بیکاری زنان ۱۹/۲ و مردان ۱۰/۳ درصد است (صباغی و همکاران^۳، ۱۳۹۷، ص.

^۱Asadzadeh, Mirani, Ghazikhani, Esmail Derjani & Honardost (2017).

^۲Bazzazan and Genavei (2016)

^۳Sabaghi, Zamani, Delazimi, Ebrahimi, Yazdan Talab, Sadeghi, & Qarazi (2018).

۱۵) که این آمار نشان‌دهنده‌ی حضور کم‌رنگ زنان در فعالیت‌های اقتصادی و بازار کار است.

در سال‌های اخیر، کاربرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در پژوهش‌ها و تحلیل‌های اقتصادی در اقتصاد ایران رایج شده است. این الگوها به منظور بررسی تأثیر سیاست‌های اقتصادی به ویژه سیاست پولی مورد استفاده سیاست‌گذاران و پژوهشگران قرار می‌گیرد. تاکنون الگوهای ارائه شده، بازار کار را به صورت تفکیک جنسیتی در نظر نگرفته‌اند. بنابراین با توجه به اهمیت نیروی کار زن و نابرابری جنسیتی در اقتصاد، در این مقاله بازار کار بر اساس نیروی کار مرد و زن به صورت تفکیک شده، در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مدل‌سازی می‌شود. تا علاوه بر پویایی‌های سایر بخش‌ها، پویایی‌های بازار کار به ویژه نیروی کار زن را نیز در نظر بگیرد. در این الگو، دولت و بانک مرکزی به عنوان کارگزار واحد در نظر گرفته شده، و فرض چسبندگی قیمت نیز لحاظ شده است. ضرایب معادلات با کمک نرم‌افزار داینار^۱ مقداردهی می‌شوند و تأثیر تکانه‌های مختلف بر متغیرهای مورد نظر با توجه به توابع عکس‌العمل آنی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند.

در این راستا، ساختار مطالعه حاضر به این صورت است که: در بخش بعدی، ادبیات موضوع و مطالعات تجربی ارائه شده است. در این بخش ابتدا ادبیات موضوع و سپس مطالعات تجربی ارائه می‌شود. بخش‌های سوم و چهارم، الگو و یافته‌های تحقیق را ارائه می‌کند. در نهایت بخش پایانی، شامل نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی می‌باشد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در بحث نابرابری جنسیتی باید به جنبه‌های تفاوت احتمالی بین زن و مرد در سه بعد روانی، جسمانی و استعداد توجه کرد. تمایزهای جسمانی حقیقتی غیرقابل انکار هستند، زیرا هم مصداق خارجی دارد و هم اینکه مطالعات علمی این موضوع را تأیید می‌کنند. در مورد وجود یا عدم وجود دیگر جنبه‌های تفاوت بین زن و مرد، مطالعات

^۱Dynare

روان‌شناختی زیادی صورت گرفته و نظریه‌های متنوعی ارائه و آزمون شده‌اند (رحمانی و کاوه^۱، ۱۳۹۴، ص. ۵۹۳).

نابرابری جنسیتی، ویژگی اکثر کشورهای در حال توسعه است. نابرابری در ابعاد مختلف به صورت نابرابری در دستیابی به فرصت‌ها، نابرابری در دستمزد، نابرابری در اشتغال، نابرابری در تحصیل، نابرابری در موقعیت‌های سیاسی و نهایتاً نابرابری در قدرت چانه‌زنی درون خانواده ظاهر می‌شود. هر چند که این نوع نابرابری‌ها از نظر عدالت اجتماعی نامطلوب است، می‌توان استدلال نمود که نابرابری به صورت استفاده ناکارا از ظرفیت بالقوه زنان در بازار، موجب کاهش بهره‌وری می‌شود. علاوه بر این، نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد. هزینه‌های نابرابری جنسیتی بسیار زیاد است، زیرا نه تنها رفاه زنان را کاهش می‌دهد، بلکه بر رفاه مردان و فرزندان مؤثر بوده، رفاه خانواده را نیز کاهش می‌دهد. در نهایت، نابرابری جنسیتی در اشتغال و دسترسی به منابع، سبب زیان‌های رفاهی و عدم تخصیص بهینه منابع می‌شود (افشاری و کاکاوند^۲، ۱۳۹۵، ص. ۸).

برابری جنسیتی یکی از مسائل مهم حقوق بشر بوده و دستیابی به آن برای افزایش رشد اقتصادی و افزایش بهره‌وری ضروری است. از این رو، دلایل زیادی برای نگرانی در مورد نابرابری‌های جنسیتی در ابعاد مهمی چون اشتغال، آموزش، دستمزد و بهداشت وجود دارد (کلاسن و لامانا^۳، ۲۰۰۹، ص. ۹۱). اهمیت این مسئله تا حدی است که، دسترسی عادلانه به اشتغال، یکی از الزامات بنیادی برای دستیابی به رشد همه‌جانبه و علی‌الخصوص برای برابری جنسیتی است (سگینو و براونشتیان^۴، ۲۰۱۹، ص. ۹۷۶). بنابراین، برنامه‌ریزان باید با سیاستگذاری‌های مناسب و هدفمند، این نابرابری‌ها را کاهش دهند.

ادبیات تجربی گسترده‌ای دریافته‌اند که نابرابری جنسیتی در اشتغال و آموزش، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. در واقع، پژوهشگران برای مدلسازی نابرابری جنسیتی در

¹Rahmani and Kaveh (2015)

²Afshari and Kakavand (2016)

³Klasen and Lamanna

⁴Seguino and braunstein

چارچوب اقتصاد کلان، به منظور مطالعه اثر برخی از سیاست‌های خاص جنسیتی، بر جنسیت و اقتصاد، تلاش کرده‌اند. با این حال، بسیاری از این ادبیات در مورد چگونگی رابطه بین جنسیت و رشد متمرکز شده‌اند (کرا، ۲۰۱۶، ص. ۱).

بنابراین با توجه به این مطالب، بررسی اثرات سیاست‌های مختلف بر مسائل مربوط به زنان در حوزه‌های مختلف از جمله اشتغال، لازم و ضروری به نظر می‌رسد، همچنین تأثیر میزان مشارکت زنان بر متغیرهای اقتصادی نیز از جایگاه و اهمیت خاصی برخوردار است، لذا مطالعه حاضر بر آن است تا در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی (تکانه عرضه نیروی کار زن و تکانه تکنولوژی) بر متغیرهای کلان، از جمله تولید، اشتغال زنان، اشتغال مردان، نابرابری جنسیتی در اشتغال را در ایران مورد بررسی قرار دهد.

لذا هدف تحقیق حاضر پاسخ به سؤالات زیر است:

- تکانه مثبت عرضه نیروی کار زن، چه تأثیری بر میزان تولید، اشتغال زنان، مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی می‌گذارد؟
- تکانه تکنولوژی چه تأثیری بر تولید و سطح اشتغال زنان، مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی دارد؟
- تکانه پولی چه تأثیری بر تولید و سطح اشتغال زنان، مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی دارد؟

۲-۲- پیشینه پژوهش

مطالعات زیادی در حوزه‌ی نابرابری جنسیتی صورت گرفته است که در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

کازانجیان و همکاران^۲ (۲۰۱۹) نابرابری جنسیتی و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که نابرابری جنسیتی منجر به کاهش تنوع کالاهای تولیدی یک کشور و صادرات آن به خصوص برای کشورهای درحال توسعه و کشورهای کم درآمد خواهد شد. در این مطالعه بیان می‌شود که این اتفاق از طریق دو کانال رخ

¹ Khera

² Kazandjian et al.

خواهد داد: اول شکاف جنسیتی در فرصت‌ها مثل نرخ ثبت‌نام پایین‌تر دختران نسبت به پسران و دوم شکاف جنسیتی در بازار نیروی کار که مانعی برای توسعه ایده‌های جدید محسوب شده و کارایی نیروی کار را کاهش خواهد داد. برآوردهای تجربی این مطالعه این فرضیه‌ها را تأیید کرده و شواهدی ارائه می‌کند که سیاست‌های برابری جنسیتی می‌تواند به کشورها در توسعه اقتصادی‌شان کمک کند (ص. ۱). استاتسکای و زامن^۱ (۲۰۱۶) اثر بودجه‌بندی جنسیتی را بر نابرابری جنسیتی و مخارج مالی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که استان‌هایی که تلاش‌هایی در جهت بودجه‌بندی جنسیتی انجام داده‌اند، در ثبت‌نام مدارس از برابری جنسیتی بالاتری نسبت به سایر استان‌ها برخوردار بوده‌اند؛ هر چند که رشد اقتصادی به تنهایی برای ایجاد برابری جنسیتی کافی نیست (ص. ۱). کرا (۲۰۱۶) در پژوهشی اثرات کلان اقتصادی متقابل بین بخش غیررسمی و نابرابری جنسیتی را در بازار کار هند بررسی کرد. در این راستا برای بررسی اثر سیاست‌های با هدف‌گذاری جنسیتی بر مشارکت نیروی کار زنان، اشتغال رسمی زنان، شکاف جنسیتی دستمزد، همچنین تولید کل اقتصاد، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) طراحی کرد. نتایج این مطالعه نشان داد که گرچه این سیاست‌ها برای افزایش مشارکت نیروی کار زن و تولید اتخاذ شده‌اند، اما عدم ایجاد اشتغال کافی در بخش رسمی به دلیل عدم انعطاف بازار کار، منجر به یک افزایش در اشتغال غیررسمی و ایجاد شکاف‌های وسیع‌تر جنسیتی در اشتغال رسمی و دستمزدها می‌شود (ص. ۱). ایستین و پراکاش^۲ (۲۰۱۳) به بررسی رابطه میان توسعه اقتصادی و نابرابری جنسیتی در کشورهای توسعه‌یافته با استفاده از مفهوم منحنی کوزنتس پرداختند. نتایج آنها مؤید یک رابطه S شکل میان توسعه اقتصادی و نابرابری جنسیتی است. آنها بیان کردند که رابطه میان این دو متغیر دارای سه قسمت است؛ در قسمت اول توسعه اقتصادی موجب بهبود نابرابری جنسیتی می‌شود، در قسمت دوم این روند ثابت شده یا اندکی کاهش خواهد یافت. در قسمت سوم، مجدداً توسعه اقتصادی موجب بهبود نابرابری جنسیتی می‌شود. بر این اساس در

¹ Stotsky and Zaman

² Eastin and Prakash

هر یک از قسمت‌ها به ویژه در قسمت دوم، برای بهبود شاخص‌های جنسیتی متناسب با توسعه اقتصادی باید سیاستی متناسب با آن ساختار اتخاذ شود (ص. ۱۵۶). براونستین و هینتز^۱ (۲۰۰۶) به بررسی اثرات نامطلوب کاهش تورم در اشتغال، و تفاوت تأثیر آن بر اشتغال زنان و مردان پرداختند. سؤالی که مطرح کردند این است که چگونه شاخص‌های سیاست پولی به اثرات استخدامی وابسته به جنسیت مرتبط هستند؟ آنها رابطه بین سیاست‌های کاهش تورم و اشتغال رسمی زنان و مردان را در ۱۷ کشور با درآمد پایین و متوسط، مورد بررسی قرار دادند و برای برآورد خود از فیلتر هدریک پرسکات استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی تأثیر منفی بر اشتغال زنان دارد. از سوی دیگر، حفظ یک نرخ ارز رقابتی می‌تواند به کاهش این تأثیر کمک کند. برای سیاست پولی غیر انقباضی، آنها رابطه قوی میان ابزار سیاست و اشتغال رسمی زنان پیدا نکردند (ص. ۱۷۳). اسدزاده و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی نقش اشتغال و تحصیلات زنان بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. آنها با استفاده از الگوریتم جست و جوی گرانشی^۲ و الگوریتم بهینه‌سازی کرم شب تاب^۳، به برآورد تابع رشد و توسعه اقتصادی کشور در قالب معادلات غیرخطی با تأکید بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان و سطح تحصیلات آنان پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که افزایش نرخ مشارکت اقتصادی زنان در بازار کار تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی کشور داشته و افزایش میزان تحصیلات آنان در قالب متغیر تقاطعی بر نرخ مشارکت اقتصادی زنان و در نهایت تولید ناخالص داخلی کشور تأثیر مثبت داشته است (ص. ۳۵۹). پناهی، سلمانی و آل‌عمران^۴ (۱۳۹۵) با استفاده از روش جوهانسن و جوسلیوس به بررسی تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود (ص. ۴۳). افشاری و کاکاوند (۱۳۹۵) به محاسبه نابرابری جنسیتی استانی پرداخته و سپس اثر نابرابری بر رشد را از طریق دو کانال بهره‌وری و باروری با استفاده از داده‌های پانل استانی دوره زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۱ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که بهره‌وری و باروری هر دو بر رشد استانی

¹ Braunstein and Heintz

² Gravitational Search Algorithm

³ Firefly Algorithm

⁴ Panahi, Salmani and Aleemran (2016)

اثر مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین مدل نشان‌دهنده یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین نابرابری جنسیتی و باروری و یک رابطه منفی بین نابرابری و بهره‌وری است. تأثیر نابرابری بر رشد برآیند اثر بهره‌وری و باروری است که اثر اول غالب بوده و در نتیجه نابرابری بر رشد استانی اثر منفی و معنی‌داری دارد (ص. ۷). رزمی و کاووسی^۱ (۱۳۹۳) با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات، به بررسی رابطه بین توسعه اقتصادی و نابرابری جنسیتی در استان‌های ایران پرداختند. نتایج آنها نشان داد که یک ارتباط U وارونه بین نابرابری جنسیتی و درآمد سرانه وجود دارد. همچنین ارتباط معکوسی بین نابرابری جنسیتی با صادرات و ارتباط مستقیمی با سهم بخش صنعت در اقتصاد مشاهده کردند (ص. ۹۹). پرتوی، امینی و گودرزی^۲ (۱۳۸۸) به بررسی اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. نتایج آنها نشان داد که آموزش تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد و به هر میزان نابرابری جنسیتی در بخش‌های آموزش و اشتغال کاهش یابد نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. بنابراین با افزایش متوسط سال‌های تحصیل زنان رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (ص. ۵۱).

وجه تمایز مطالعه حاضر نسبت به سایر مطالعات، استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و بررسی تجربی نابرابری جنسیتی در سطح کلان می‌باشد؛ همچنین در این مطالعه علاوه بر بررسی تأثیر تکانه مثبت عرضه نیروی کار زن بر رشد اقتصادی، تأثیر آن بر سایر متغیرهای کلان نیز بررسی می‌شود. این در حالی است که اکثر مطالعات صرفاً تأثیر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی را مد نظر قرار داده‌اند. علاوه بر این، تأثیر تکانه‌های مختلف بر اشتغال زنان، مردان و نابرابری جنسیتی در بازار کار نیز مورد ارزیابی قرار گرفته است.

۳- طراحی الگوی مدل

در این بخش مدل پایه توضیح داده می‌شود. یک اقتصاد بسته (سه بخشی) شامل خانوارها، بنگاه‌ها، و دولت است. خانوارها شامل مردان (m) و زنان (f) است که از مصرف کالا و نگهداری پول مطلوبیت کسب کرده و از کار کردن مطلوبیت از دست

¹ Razmi and Kavosi (2014)

² Partovi, Amini and Goodarzi (2009)

می‌دهند و به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت خود با توجه به محدودیت بودجه هستند. بنگاه‌ها شامل بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و نهایی هستند. بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای (در فضای رقابت انحصاری) برای تولید کالا، نیروی کار را با سرمایه ترکیب می‌کنند. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی (در فضای رقابت کامل)، کالاهای واسطه‌ای را خریداری کرده و از ترکیب آنها طبق یک تابع تولید با بازده ثابت به مقیاس، کالاهای نهایی مصرفی را تولید می‌کند. بانک مرکزی و دولت سیاست‌های پولی و مالی اتخاذ می‌کنند. از آنجایی که بخش عظیمی از بودجه دولت از طریق فروش نفت تأمین می‌شود، بنابراین عملکرد بانک مرکزی از دولت مستقل نبوده و دولت در سیاست‌های پولی اتخاذ شده از سوی بانک مرکزی اثرگذار است. به همین علت، در این الگو، کارگزار واحدی به نام دولت-مقام پولی تعریف می‌شود، که متشکل از دولت و بانک مرکزی است. فرض می‌شود که قیمت‌ها چسبنده بوده و از فرآیند کالوو^۱ پیروی می‌کنند.

در ادامه رفتار هر عامل به صورت کامل توضیح داده می‌شود.

خانوارها

فرض بر این است که اقتصاد مورد بررسی از خانوارهای یکسانی تشکیل شده که دارای عمری نامحدود هستند. خانوار نمونه به عنوان نماینده جهت بررسی در نظر گرفته می‌شود.

تابع مطلوبیت کل خانوار (U_t^2) ، مجموع وزنی مطلوبیت مردان (U_t^m) و زنان (U_t^f) است:

$$U_t = BP \cdot U_t^m + (1-BP) \cdot U_t^f \quad (1)$$

β نرخ تنزیل، و BP ، قدرت چانه‌زنی درون خانوار مردان نسبت به زنان است. هر عضو خانوار از مصرف کالا و نگهداری مانده‌های حقیقی پول مطلوبیت کسب کرده و از کار کردن مطلوبیت از دست می‌دهد:

¹ Calvo

² این تابع مطلوبیت اقتباسی از تابع مطلوبیت کرا (۲۰۱۶) است که با توجه به ورود پول در تابع مطلوبیت و تغییر در ابزار سیاست پولی، تعدیلاتی در آن صورت گرفته است. تابع مطلوبیت فوق MIU نامیده می‌شود.

$$U_t^m = Lnc_t + \frac{m_t}{1-\phi} - \mu_{m,t} \frac{I_t^{m(1+\phi_m)}}{1+\phi_m} \quad (2)$$

$$U_t^f = Lnc_t + \frac{m_t}{1-\phi} - \mu_{f,t} \frac{I_t^{f(1+\phi_f)}}{1+\phi_f} \quad (3)$$

به طوری که c_t ، m_t به ترتیب مصرف و مانده‌های واقعی پول، I_t^m و I_t^f نیروی کار مرد و زن، ϕ عکس کشش تقاضای مانده‌های حقیقی پول، ϕ_m و ϕ_f به ترتیب عکس کشش عرضه نیروی کار مرد و زن است.

$\mu_{m,t}$ و $\mu_{f,t}$ بیانگر عدم مطلوبیت نیروی کار زن و مرد است و از فرآیند خودرگسیون مرتبه اول به صورت زیر پیروی می‌کنند:

$$\tilde{\mu}_{f,t} = \rho_{\mu_f} \tilde{\mu}_{f,t-1} + \tilde{\epsilon}_{\mu_{f,t}} \quad (4)$$

$$\tilde{\mu}_{m,t} = \rho_{\mu_m} \tilde{\mu}_{m,t-1} + \tilde{\epsilon}_{\mu_{m,t}} \quad (5)$$

که محدودیت‌هایی را بر مشارکت نیروی کار (به ویژه برای نیروی کار زن)، در خارج از منزل ایجاد می‌کنند. میزان عدم مطلوبیت کار زن و مرد یکسان نیست که این خود باعث تفاوت در میزان عرضه نیروی کار زن و مرد می‌شود. معمولاً عدم مطلوبیت کار زنان بیش از زنان است که این خود می‌تواند ناشی از مسائل فرهنگی و محدودیت‌های موجود برای ورود زنان به بازار کار باشد. در این الگو، علاوه بر بررسی تأثیر میزان عدم مطلوبیت کار زن (تکانه عرضه نیروی کار زن)، نیروی کار به دو نوع نیروی کار زن و مرد تفکیک شده است که این موارد از نوآوری‌های پژوهش نسبت به سایر الگوهای طراحی شده در اقتصاد ایران است. خانوار مطلوبیت خود را نسبت به قید بودجه حداکثر می‌نماید:

$$C_t + M_t + I_t + T_t + B_t \leq D_t + R_t k_{t-1} + M_{t-1} + (1+r_{t-1}^b)B_{t-1} + W_t^m \cdot I_t^m + W_t^f \cdot I_t^f \quad (6)$$

که با تقسیم رابطه بالا بر p_t ، قید بودجه حقیقی به صورت رابطه (7) ارائه می‌شود:

$$c_t + m_t + i_t + t_t + b_t \leq d_t + r_t \cdot k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1+r_{t-1}^b) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + w_t^m \cdot I_t^m + w_t^f \cdot I_t^f \quad (7)$$

سمت چپ قید بودجه، مخارج حقیقی خانوار را نشان می‌دهد؛ که شامل، t_t مالیات‌های پرداختی به دولت، c_t ، مخارج مصرفی خانوارها، i_t ، سرمایه‌گذاری خانوارها، b_t ، اوراق

مشارکت و m_t تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول در زمان t است. سمت راست، منابع حقیقی خانوار را نشان می‌دهد، که در آن $w_t^m \cdot I_t^m$ و $w_t^f \cdot I_t^f$ دستمزد حقیقی خانوار بابت عرضه نیروی کار زن و مرد، b_{t-1} ، اوراق مشارکت دوره قبل به اضافه r_{t-1}^b نرخ بازدهی آن، $r_t \cdot k_{t-1}$ اجاره حقیقی سرمایه است که خانوارها بابت اجاره سرمایه از بنگاه‌ها دریافت می‌کنند، m_{t-1} مانده‌های حقیقی پول از دوره قبل و d_t سود حقیقی بنگاه‌هاست که با توجه به اینکه خانوارها مالک بنگاه‌ها هستند، توسط خانوارها دریافت می‌شود. با در نظر گرفتن δ به عنوان نرخ استهلاک سرمایه‌های فیزیکی، جریان پویای سرمایه‌گذاری از رابطه زیر پیروی می‌کند:

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + i_t \quad (۸)$$

سپس معادله لاگرانژ را تشکیل داده و شرایط مرتبه اول حداکثرسازی مطلوبیت به دست می‌آید:

$$L = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[BP \left(\text{Lnc}_t + \frac{m_t}{1-\varphi}^{1-\varphi} - \mu_{m,t} \frac{I_t^{m(1+\varphi_m)}}{1+\varphi_m} \right) + (1 - \text{BP}) \left(\text{Lnc}_t + \frac{m_t}{1-\varphi_t}^{1-\varphi} - \mu_{f,t} \frac{I_t^{f(1+\varphi_f)}}{1+\varphi_f} \right) \right] - E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[c_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} - (1 + r_{t-1}^b) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + k_t - (1 - \delta)k_{t-1} + t_t + d_t + b_t - r_t \cdot k_{t-1} - w_t^m \cdot I_t^m - w_t^f \cdot I_t^f \right] \quad (۹)$$

شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی به صورت روابط (۱۰) تا (۱۵) حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = 0 \Rightarrow \frac{1}{c_t} - \lambda_t = 0 \quad (۱۰)$$

$$\frac{\partial L}{\partial I_t^m} = 0 \rightarrow -BP \cdot \mu_{m,t} \cdot I_t^{m(\varphi_m)} + w_t^m \lambda_t = 0 \quad (۱۱)$$

$$\frac{\partial L}{\partial I_t^f} = 0 \rightarrow -(1-BP) \cdot \mu_{f,t} \cdot I_t^{f(\varphi_f)} + w_t^f \lambda_t = 0 \quad (۱۲)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_t} = 0 \Rightarrow (m_t)^{-\varphi} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (۱۳)$$

$$\frac{\partial L}{\partial k_t} = 0 \Rightarrow -\lambda_t + \beta E_t \lambda_{t+1} (1 - \delta) + \beta E_t (\lambda_{t+1} r_{t+1}) = 0 \quad (۱۴)$$

$$\frac{\partial L}{\partial b_t} = 0 \Rightarrow -\lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1} (1 + r_t^b)}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (۱۵)$$

به طوری که با ساده‌سازی و جایگذاری، روابط بالا به صورت روابط (۱۶) تا (۲۰) در می‌آیند:

$$-BP \cdot \mu_{m,t} \cdot (l_t^m)^{\phi_m} + \frac{1}{c_t} w_t^m = 0 \quad (16)$$

$$-(1-BP) \cdot \mu_{f,t} \cdot (l_t^f)^{\phi_f} + \frac{1}{c_t} w_t^f = 0 \quad (17)$$

$$\frac{1}{c_t} = \beta(1+r_t^b) E_t \frac{1}{c_{t+1} \pi_{t+1}} \quad (18)$$

$$E_t \left[\frac{\pi_{t+1}}{1+r_t^b} \{ (1-\delta) + r_{t+1} \} \right] = 1 \quad (19)$$

$$m_t^{-\phi} + \frac{1}{c_t} - \beta E_t \frac{1}{\pi_{t+1} c_{t+1}} = 0 \quad (20)$$

که به ترتیب تابع عرضه نیروی کار مرد، تابع عرضه نیروی کار زن، معادله اولر مصرف، معادله فیشر و تقاضای پول است.

تولیدکنندگان

بنگاه‌های تولیدی، شامل بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای هستند. تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. در این بازار زنجیره‌ای از تولیدکنندگان وجود دارد که دارای قدرت بازاری هستند، به طوری که هر یک کالای متمایز خود را به تولیدکننده نهایی که در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند، می‌فروشند و تولیدکننده نهایی به عنوان جمع‌گر^۱، کالاهای واسطه‌ای متمایز را با یکدیگر ترکیب کرده و کالای نهایی را تولید می‌کند.

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه نماینده، در هر دوره، کالاهای واسطه‌ای y_t را به قیمت p_t خریداری کرده و از ترکیب آنها طبق یک تابع تولید با بازده ثابت به مقیاس، کالاهای نهایی مصرفی، y_t را تولید می‌کند. کالاهای واسطه‌ای خریداری شده، متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت، θ ، بین آنها برقرار است، که تولیدکننده کالای نهایی، آنها را بر

^۱Aggregator

اساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز^۱ (۱۹۷۷) که به شکل رابطه (۲۱) است، ترکیب می‌کند:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (21)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، y_t را طوری انتخاب می‌کند که سود خود را حداکثر کند، یعنی رابطه (۲۲)، را برای تمام زمان‌های ... و ۲ و ۱ t حداکثر می‌کند:

$$P_t \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 p_t(i) y_t(i) di = 0 \quad (22)$$

شرط مرتبه اول این مسئله بیشینه‌سازی، رابطه (۲۳)، را نتیجه می‌دهد. این رابطه، تابع تقاضا برای کالای واسطه‌ای i را نشان می‌دهد:

$$y_t(i) = \left(\frac{p_t(i)}{p_t} \right)^{-\theta} y_t \quad (23)$$

از آنجا که طبق مفروضات در نظر گرفته شده، بنگاه تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی، در فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند، بنابراین سود ناشی از فعالیت این بنگاه در تعادل صفر خواهد بود. با استفاده از این شرط، شاخص قیمت کالاها و خدمات به صورت رابطه (۲۴) حاصل می‌شود:

$$p_t = \left[\int_0^1 p_t(i)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (24)$$

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه‌های واسطه‌ای، کالای واسطه‌ای y_t را با استفاده از عوامل تولید و تکنولوژی A_t ^۲، تولید می‌کنند. تابع تولید از نوع کاب-داگلاس بوده، بنگاه‌ها، سرمایه را با نیروی کار ترکیب می‌کنند:

$$y_t = A_t (k_{t-1})^\alpha (l_t)^{1-\alpha} \quad (25)$$

که α ، سهم سرمایه در تولید است و A_t ضریب بهره‌وری است که از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی کرده و به صورت رابطه (۲۶) است:

$$\tilde{A}_t = \rho_A \cdot \tilde{A}_{t-1} + \tilde{\epsilon}_{A_t} \quad (26)$$

¹Dixit and Stiglitz

^۲ A_t توزیع‌گر تصادفی برای بهره‌وری کل بوده و از فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند.

کل نیروی کار l_t ، دارای کشش جانشینی ثابت برای کارگران مرد و زن است، که P ، کشش جانشینی را تعیین می‌کند:

$$l_t = \left[\omega (\text{skill}^m l_t^m)^P + (1-\omega) (\text{skill}^f l_t^f)^P \right]^{\frac{1}{P}} \quad (27)$$

که ω ترجیحات نسبی بنگاه‌ها برای استخدام کارگران مرد نسبت به کارگران زن می‌باشد^۱. تفاوت در سطح مهارت کارگران مرد و زن (skill^f و skill^m) منطبق با فاصله جنسیتی در تحصیلات است^۲.

بنگاه‌ها، l_t^m ، l_t^f و k_{t-1} را از طریق حداقل کردن تابع هزینه نسبت به سطح ثابتی از تولید، به دست می‌آورند:

$$L = r_t k_{t-1} + w_t^m \cdot l_t^m + w_t^f \cdot l_t^f - \lambda_t [y_t - A_t l_t^{1-\alpha} \cdot k_{t-1}^\alpha] \quad (28)$$

شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی بنگاه‌ها (انتخاب ترکیب بهینه نهاده‌ها) به صورت روابط (۲۹) تا (۳۱) به دست می‌آید:

$$\frac{\partial l}{\partial l_t^m} = 0 \Rightarrow w_t^m - \omega(1-\alpha)\lambda_t y_t l_t^{P-1} l_t^{m(P-1)} \text{skill}^{m(P)} = 0 \quad (29)$$

$$\frac{\partial l}{\partial l_t^f} = 0 \Rightarrow w_t^f - \omega(1-\alpha)\lambda_t y_t l_t^{P-1} l_t^{f(P-1)} \text{skill}^{f(P)} = 0 \quad (30)$$

$$\frac{\partial l}{\partial k_{t-1}} = 0 \Rightarrow r_t - \alpha \lambda_t y_t k_{t-1}^{-1} = 0 \quad (31)$$

که این روابط به ترتیب توابع تقاضای نیروی کار مرد و زن، و تقاضای سرمایه را نشان می‌دهند. برای به دست آوردن تابع هزینه نهایی، باید مقادیر بهینه نهاده‌های تولید را در تابع هزینه کل جایگذاری نموده، و با مشتق‌گیری نسبت به سطح تولید، این تابع را به دست آورد. در نتیجه این فرآیند، تابع هزینه نهایی استخراج می‌شود:

$$mc_t = \frac{r_t^\alpha w_t^{1-\alpha}}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} A_t} \quad (32)$$

با توجه به سطح دستمزد نیروی کار زن و مرد، دستمزد کل به صورت رابطه (۳۳) است:

^۱ می‌توان این را به عنوان تورش به سمت جنسیت مرد در استخدام تلقی کرد، که گستردگی تبعیض جنسیتی در استخدام را نشان می‌دهد.

^۲ این مهارت همچنین در بخش‌های مختلف متفاوت و ناشی از تفاوت در آموزش و کارایی کارگران است.

$$W_t = \left[\omega \left(\frac{W_t^m}{\omega} \right)^{\frac{p}{p-1}} + (1-\omega) \left(\frac{W_t^f}{1-\omega} \right)^{\frac{p}{p-1}} \right]^{\frac{p-1}{p}} \quad (33)$$

یکی از مهمترین اهداف این پژوهش، بررسی تأثیر سیاست‌های مختلف اقتصادی بر فاصله (نابرابری) جنسیتی در اشتغال بین مردان و زنان است، لذا متغیری جهت اندازه‌گیری شکاف جنسیتی در اشتغال به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g_{l,t} = \frac{l_t^m}{l_t^f} \quad (34)$$

که در آن $g_{l,t}$ ، نشان دهنده نسبت اشتغال مردان به زنان، در طی زمان است و میزان آن می‌تواند در اثر سیاست‌ها و تکانه‌های مختلف، تغییر نماید. باید یادآوری شود که این متغیر هیچ نقشی از نظر تأثیرگذاری بر متغیرهای مدل نداشته و صرفاً یک نوآوری به منظور ارزیابی دقیق‌تر نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌ها بر نابرابری جنسیتی در اشتغال است.

در نهایت فرم خطی شده آن به صورت رابطه (۳۵) است:

$$\tilde{g}_{l,t} = \tilde{l}_t^m - \tilde{l}_t^f \quad (35)$$

تعدیل قیمت^۱

عموماً بنگاه‌های واسطه‌ای در بازار به صورت رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند، بنابراین قیمت کالاها چسبنده است. چسبندگی معرف حالتی است که در آن یک متغیر تمایل به تغییر ندارد. مثلاً امکان دارد که نیروهای بازار، ارزش اسمی دستمزد کارگران در صنعت را کاهش دهند، اما دستمزدها تمایل داشته باشند که حداقل در کوتاه‌مدت در سطح قبلی باقی بمانند. چسبندگی قیمت به این معنی است که هر گونه تغییری در تقاضا، نهایتاً منجر به تغییرات سریع در قیمت‌ها نشود، در مقابل، این احتمال وجود دارد که به تغییر در محصول یا اشتغال منتهی شود. بنابراین بازارها شفاف نمی‌شوند و چسبندگی قیمت‌ها به عنوان یک معضل مشاهده خواهد شد. چسبندگی‌های اسمی، هنگامی رخ می‌دهد که در مقابل تغییرات ایجاد شده در تقاضای اسمی، عواملی مانع از تعدیل سطح اسمی قیمتی شود. انعطاف‌ناپذیری در قیمت‌های اسمی با استفاده از

¹ price-setting

روش‌های گوناگونی توضیح داده می‌شود. برای مثال، در روش نیلور (۱۹۷۹) انعطاف‌پذیری به این گونه وارد مدل می‌شود که بنگاه سریعاً پس از وقوع تکانه، بهینه‌یابی نمی‌کند و هر T دوره یک بار، با روش بهینه‌یابی شروع به قیمت‌گذاری محصول می‌کند و قیمت‌ها متناوباً تعدیل می‌شود. در روش کالوو (۱۹۸۳)^۱ در هر دوره، گروهی از بنگاه‌ها، قیمت خود را به صورت بهینه تنظیم می‌کنند و باقی بنگاه‌ها هیچ‌گونه تغییری در قیمت نمی‌دهند. در الگوی روتمبرگ (۱۹۸۲)^۲ که به روش هزینه فهرست بهای کالا مشهور است، تعدیل قیمت هر دوره نیازمند پوشش هزینه‌ای است که تابعی از مقدار تولید نشان داده می‌شود. در این مطالعه، ساز و کار قیمت‌گذاری از روش کالوو (۱۹۸۳) پیروی می‌کند. در این چارچوب، هر بنگاه واسطه‌ای در هر دوره زمانی معین، با احتمال $1-\theta_p$ ، قیمتش را (مستقل از آخرین زمانی که تعدیل قیمت انجام داده است) تعدیل می‌کند. بنابراین در دوره t ، تنها $1-\theta_p$ درصد از بنگاه‌ها امکان مشخص کردن قیمت بهینه را دارند و سایرین (یعنی θ_p درصد از بنگاه‌ها)، این امکان را ندارند. فرض می‌شود آن گروه از بنگاه‌ها که نمی‌توانند قیمت‌ها را تعدیل کنند، قیمت‌هایشان را بر اساس رابطه (۳۶) با توجه به تورم دوره گذشته شاخص‌بندی می‌کنند:

$$P_t(j) = (\pi_{t-1})^\gamma P_{t-1}(j) \quad (36)$$

میزان شاخص‌بندی توسط ضریب γ تعیین می‌گردد. در این جا اگر $\gamma=0$ باشد دلالت بر عدم وجود شاخص‌بندی و $\gamma=1$ دلالت بر شاخص‌بندی کامل دارد.

بنابراین، قیمت کل از جمع قیمت بنگاه‌هایی که به تعدیل قیمت می‌پردازند و بنگاه‌هایی که توانایی تغییر قیمت را ندارند، حاصل می‌شود. بنگاه‌ها باید با انتخاب سرمایه، نیروی کار و قیمت، در مورد تعدیل قیمت طوری تصمیم‌گیری کنند که هزینه (سود) آنها با توجه به دستمزد، نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها و تابع تقاضایشان، حداقل (حداکثر) شود؛ به طوری که θ_p درصد از بنگاه‌ها (که توانایی تعدیل قیمت را ندارند)، فقط می‌توانند درباره سرمایه و نیروی کار خود تصمیم بگیرند. موضوع تعدیل قیمت $1-\theta_p$

1 Calvo, Guillermo

2 Rotemberg

درصد از بنگاه‌هایی که می‌توانند تعدیل قیمت^۱ کنند به صورت رابطه (۳۷) تعیین می‌شود:

$$\max_{p_t(j)} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\omega\beta)^s \Delta_{s,t+s} \left[\left(\frac{\prod_{k=0}^{s-1} \pi_{t+k}^{\gamma} P_t(j)}{P_{t+s}} \right)^{1-\theta} - mc_{t+s} \left(\frac{\prod_{k=0}^{s-1} \pi_{t+k}^{\gamma} P_t(j)}{P_{t+s}} \right)^{-\theta} \right] Y_{t+s} \quad (37)$$

با حداکثرسازی رابطه (۳۷)، منحنی فیلیپس کینزی جدید، مطابق با رابطه (۳۸)، حاصل می‌شود:

$$\tilde{\pi}_t = \frac{\gamma}{(1+\beta\gamma)} \tilde{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{(1+\beta\gamma)} E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p(1+\beta\gamma)} (\tilde{m}c_t) \quad (38)$$

دولت و بانک مرکزی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت جداگانه مدل‌سازی کرد بلکه باید این دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت. بانک مرکزی سیاست پولی را در جهت دستیابی به افزایش رشد اقتصادی و حفظ ثبات قیمت‌ها اعمال می‌کند، در عین حالی که بودجه دولت را متوازن نگه دارد. به دلیل وجود سلطه مالی، در صورت ایجاد کسری بودجه، دولت از بانک مرکزی استقراض می‌کند. در این شرایط، قید بودجه دولت به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$G_t + (1+r_{t-1}^b)B_{t-1} = T_t + B_t + (M_t - M_{t-1}) \quad (39)$$

و بر اساس مقادیر حقیقی به این صورت است:

$$g_t + (1+r_{t-1}^b) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} = t_t + b_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (40)$$

همچنین مخارج دولت، از فرآیند خودرگرسیون زیر تبعیت می‌کند:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + e_{g_t} \rho_g \in (-1, 1), e_{g_t} \sim N(0, \sigma^2) \quad (41)$$

که g_t مخارج حقیقی دولت در دوره t است.

^۱ جهت بررسی دقیق نحوه استخراج منحنی فیلیپس به کتاب الگوهای DSGE در نرم افزار DYNARE نوشته حسین توکلیان و مهدی صارم، پیوست و، صفحات ۲۴۹ تا ۲۵۷ مراجعه شود.

یک سیاست پولی مناسب باید نسبت به تغییرات تولید و تورم حساس باشد و نرخ بهره باید به عنوان یک ابزار سیاستی، قابل تعدیل و انعطاف‌پذیر باشد. در این چارچوب در اکثر مطالعات خارجی، از قاعده تیلور (۱۹۹۳) استفاده می‌شود. در چارچوب این قاعده، مقام پولی از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی، به عنوان یک ابزار سیاستی، با توجه به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود، تصمیمات مناسب را اعمال می‌کند. در اقتصاد ایران، نرخ بهره به شیوه دستوری تعیین می‌شود، لذا مبنای سیاست‌گذاری، تغییرات حجم پول است.

سیاستگذار، نرخ حجم پول را به گونه‌ای تعیین می‌کند که به اهدافش که حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، برسد و تابع عکس‌العمل پولی به صورت رابطه (۴۲) است:

$$\tilde{u}_t = \rho_u \cdot \tilde{u}_{t-1} + \rho_y \cdot \tilde{y}_t + \rho_\pi \cdot \tilde{\pi}_t + \tilde{v}_t \quad \text{و} \quad \tilde{u}_t = \tilde{m}_t - \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\pi}_t \quad (42)$$

m_t حجم پول حقیقی، u_t رشد حجم پول، \tilde{y}_t شکاف تولید است که انحراف لگاریتمی تولید را از سطح تولید بالفوه نشان می‌دهد، $\tilde{\pi}_t$ شکاف تورم است که انحراف لگاریتمی تورم را از سطح تورم هدف نشان می‌دهد. همچنین v_t شوک عرضه پول است که از فرآیند خودرگرسیون زیر پیروی می‌کند:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + e_{v_t}, e_{v_t} \sim N(0, \sigma^2) \quad (43)$$

شرط تسویه بازار

رفتار کارگزاران اقتصادی در مدل‌های DSGE منجر به شکل‌گیری تعادل عمومی می‌شود؛ همه بازارها در شرایط تعادل باید تسویه شوند. شرط کلی تعادل در این مدل صورت رابطه (۴۴) است:

$$y_t = c_t + i_t + g_t \quad (44)$$

رابطه (۴۴) معرف سمت عرضه و تقاضای اقتصاد است.

لگاریتم-خطی‌سازی

در الگوهای DSGE، معادلات رفتار بهینه کارگزاران اقتصادی، شرایط مرتبه اول، شرایط تسویه بازارها و تکانه‌ها، به شکل غیرخطی هستند که به خاطر مشکلات

تکنیکی، راه‌حل دقیقی برای این روابط در دسترس نیست و باید به راه‌حل‌های تقریبی اکتفا نمود. یکی از رایج‌ترین روش‌ها، روش تقریب لگاریتم - خطی^۱ است. در لگاریتم - خطی‌سازی، یک معادله‌ی غیرخطی، به یک معادله‌ای تبدیل می‌شود که بر حسب انحراف لگاریتمی هر متغیر، از مقدار باثباتش^۲، خطی است. روش جای‌گذاری پیشنهادی اوهلیگ^۳ (۱۹۹۹) و استفاده از بسط تیلور^۴، از معروف‌ترین روش‌های لگاریتم - خطی‌سازی هستند. در این مقاله، سیستم معادلات حول مقادیر تعادلی با روش اوهلیگ، لگاریتم - خطی شده‌اند.

مقداردهی مدل

مرحله بعد از حل سیستم معادلات خطی، مقداردهی^۵ مدل است. مقداردهی مدل عبارت است از تعیین مقادیر پارامترهای معادلات؛ به طوری که با کاربرد مدل مقداردهی شده، بتوان مقادیر متغیرهای درون‌زا را مجدداً تولید کرد. یک الگو، زمانی مقداردهی شده است که ضرایب آن از سایر مطالعات تجربی یا مطالعات اقتصادسنجی (حتی غیرمرتبط)، یا به طور کلی، به نحوی توسط پژوهش‌گر انتخاب شوند که الگو توانایی بازسازی برخی از ویژگی‌های دنیای واقعی را داشته باشد (هوور^۶، ۱۹۹۵). با تصریح معادلات مدل در وضعیت پایدار، برخی از پارامترها بر حسب متغیرها به دست می‌آیند. بنابراین با قرارگیری میانگین متغیرها به جای وضعیت باثباتشان، می‌توان این پارامترها (نسبت‌ها) را محاسبه نمود. این پارامترها در جدول (۱) ارائه شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این مقاله برای این پارامترها (پارامترهای جدول ۱)، داده‌های تولید ناخالص داخلی، مخارج سرمایه‌گذاری کل، مخارج دولت، مخارج مصرفی، حجم پول، شاخص دستمزد زنان، مردان و شاخص دستمزد کل در دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ هستند. همه متغیرها (به جز شاخص‌های دستمزد)، از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، و شاخص دستمزد از داده‌های مرکز آمار به دست آمده‌اند. همچنین پارامترهای کالیبره شده مدل نیز در جدول (۲) نشان داده شده است.

¹ Log - Linear Approximation Method

² Steady - State

³ Uhlig

⁴ Taylor

⁵ Calibration

⁶ Hoover

جدول (۱): نسبت‌های محاسبه شده

$\frac{\bar{w}^f}{\bar{w}}$	$\frac{\bar{w}^m}{\bar{w}}$	$\frac{\bar{g}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{i}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$
۰/۸۵	۱/۱۴	۰/۵۴۷	۰/۳۲۵	۰/۱۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): پارامترهای کالیبره شده

منبع	مقدار	نام پارامتر	علامت اختصاری
جعفری صمیمی، توکلین و حاجی کرمی ^۱ (۱۳۹۶)	۰/۲۳۶	درصد بنگاه‌هایی که تعدیل قیمت نمی‌کنند.	θ_p
کرا (۲۰۱۶)	۳/۶۱	عکس کشش عرضه نیروی کار زن	φ_f
کرا (۲۰۱۶)	۲/۱	عکس کشش عرضه نیروی کار مرد	φ_m
توکلین ^۲ (۱۳۹۱)	۰/۹۵	نرخ تنزیل ترجیحات	β
جوان، افشاری و توکلین ^۳ (۱۳۹۶)	۲/۶۳	عکس کشش تقاضای پول	Φ
جوان، افشاری و توکلین (۱۳۹۶)	۰/۵۴۷	ضریب خودهمبستگی سیاست پولی	ρ_g
بهرامی نیا، ابوالحسنی و ابراهیمی ^۴ (۱۳۹۷)	۰/۶۹	ضریب خودهمبستگی مخارج دولت	ρ_v
اسفندیاری، دهمرده و کاوند ^۵ (۱۳۹۳)	۰/۷۲	ضریب خودهمبستگی تکنانه تکنولوژی	ρ_A
جوان، افشاری و توکلین (۱۳۹۶)	۰/۶۹	ضریب خودهمبستگی پولی در تابع عکس‌العمل پولی	ρ_u
مرکز آمار ایران (۱۳۹۵)	۹/۱	ضریب مهارت مردان	$skill^m$
مرکز آمار ایران (۱۳۹۵)	۸	ضریب مهارت زنان	$skill^f$
باس ^۶ (۲۰۱۷)	۰/۳۹	ضریب فرآیند خود رگرسیون عرضه نیروی کار مرد	ρ_m

¹ Jafari Samimi, Tavakolian and Hajikarami (2017)

² Tavakolian (2012)

³ Javan, Afshari and Tavakolian (2017)

⁴ Bahrami Nia, Abolhassani and Ebrahimi (2018)

⁵ Esfandiari, Dehmardeh and Kavand (2014)

⁶ Baas

۵۱	فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۹
----	--

ρ_f	ضریب فرایند خودرگرسیون عرضه نیروی کار زن	۰/۴۶	باس (۲۰۱۷)
ω	ترجیح نسبی بنگاه‌ها برای استخدام کارگر مرد نسبت به کارگر زن	۰/۸۵	رنانی، اربابیان و میرزایی ^۱ (۱۳۹۰)
ρ	کشش جانشینی بین نیروی کار زن و مرد	۰/۶	کرا (۲۰۱۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه، ارزیابی مدل و تحلیل نتایج بر اساس گشتاورهای متغیرهای درون‌زای مدل و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر تکانه‌های مختلف^۲، تعریف می‌شود و مقایسه آن با شواهد علمی، که حاکی از تأثیر این تکانه‌ها بر متغیرهای مورد نظر است، صورت می‌گیرد^۳.

۴- تحلیل‌های تجربی

به منظور ارزیابی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، از دو دسته خروجی حاصل از مقداردهی الگو استفاده می‌شود. دسته اول از خروجی‌ها، گشتاورهای متغیرهای درون‌زای الگو هستند که با مقایسه آنها با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی، می‌توان موفقیت الگو را در شبیه‌سازی واقعیت‌های اقتصادی، مورد ارزیابی قرار داد. دسته دوم، بررسی توابع واکنش آنی^۴ متغیرهای الگو، در برابر تکانه‌های مختلف خواهد بود. نحوه عکس‌العمل متغیرها نسبت به تکانه‌ها، بر اساس مبانی نظری و شواهد دنیای واقعی صورت می‌گیرد.

مقایسه گشتاورهای الگو

جدول (۳)، نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای داده‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای داده‌های واقعی را نشان می‌دهد. بر این اساس، نوسانات مصرف از نوسانات تولید کمتر

^۱ Renani, Arbabian and Mirzaei (2011)

^۲ واژه‌های تکانه، تکانه و ضربه به یک معنی هستند. به عنوان مثال: تکانه پولی به معنای افزایش حجم پول است.

^۳ داینار، نرم افزار قابل اجرا تحت نرم افزار متلب (MATLAB) است که به منظور تخمین و شبیه سازی الگوهای

DSGE طراحی شده است. برای آشنایی بیشتر رجوع شود به: www.dynare.org

^۴ Impulse Response Function (IRF)

است. با توجه به نتایج حاصل از داده‌های شبیه‌سازی شده، ملاحظه می‌شود که این نتایج، مطابق با داده‌های واقعی است.

جدول (۳): مقایسه گشتاور داده‌های شبیه‌سازی شده با گشتاور داده‌های واقعی

متغیر	انحراف معیار		نوسانات نسبی ^۱	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی
تولید	۰/۰۲۹	۰/۰۲۲	۱	۱
مصرف	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۷۵	۰/۵۱

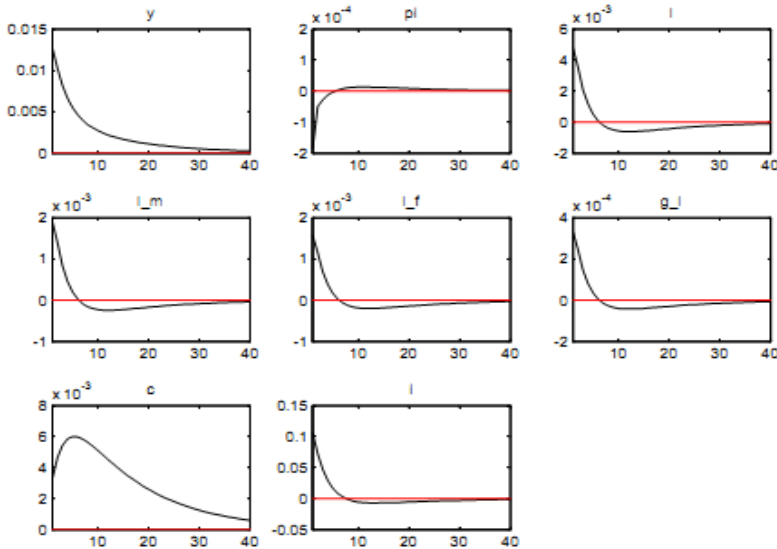
منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی توابع عکس‌العمل آنی

نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی، اثرات تکانه‌های پولی و غیر پولی را به شرح زیر نشان می‌دهد. همانگونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، افزایش نرخ رشد حجم پول به عنوان یک سیاست پولی، تقاضای کل و سرمایه‌گذاری را افزایش داده، به دنبال آن، تولید و اشتغال نیز افزایش می‌یابند. سرمایه‌گذاری پس از ۳۳ دوره و تولید نیز پس از ۳۳ دوره به وضعیت باثبات خود بر می‌گردند. این تکانه باعث افزایش اشتغال زنان و مردان و اشتغال کل شده است. تأثیر این تکانه بر اشتغال زنان، کمتر از اشتغال مردان است که این امر سبب افزایش شکاف جنسیتی در اشتغال و بازار کار می‌شود و سطح نابرابری پس از ۳۵ دوره به وضعیت باثبات خود بر می‌گردد. اشتغال کل پس از ۳۰، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۳۳ و ۳۰ دوره به وضعیت باثباتشان بر خواهند گشت.

^۱ نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید کل

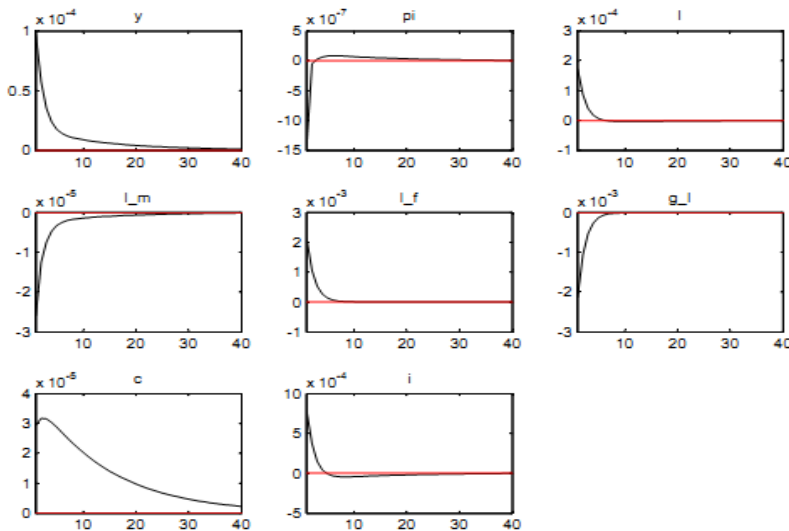
نمودار (۱): تکانه پولی



منبع: یافته‌های تحقیق

تکانه مثبت عرضه نیروی کار زن به معنی کاهش عدم مطلوبیت کار زنان است. این کاهش عدم مطلوبیت، می‌تواند ناشی از افزایش تمهیدات نگهداری کودکان در جامعه، افزایش امنیت شغلی، و نظایر آن باشد. با توجه به نمودار (۲)، این تکانه منجر به افزایش تولید و سرمایه‌گذاری و کاهش نرخ تورم می‌شود. سرمایه‌گذاری پس از ۳۰ دوره، تولید و تورم نیز به ترتیب پس از ۳۰ و ۲۸ دوره به وضعیت باثباتشان بر می‌گردند. همچنین این تکانه، اشتغال زنان و اشتغال کل را افزایش داده و منجر به کاهش اشتغال مردان می‌شود. در مجموع، این تکانه، نابرابری جنسیتی در اشتغال را کاهش می‌دهد و سطح نابرابری پس از ۸ دوره به وضعیت باثبات خود بر می‌گردد. اشتغال کل پس از ۵، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۲۵ و ۱۰ دوره به وضعیت باثباتشان بر خواهند گشت.

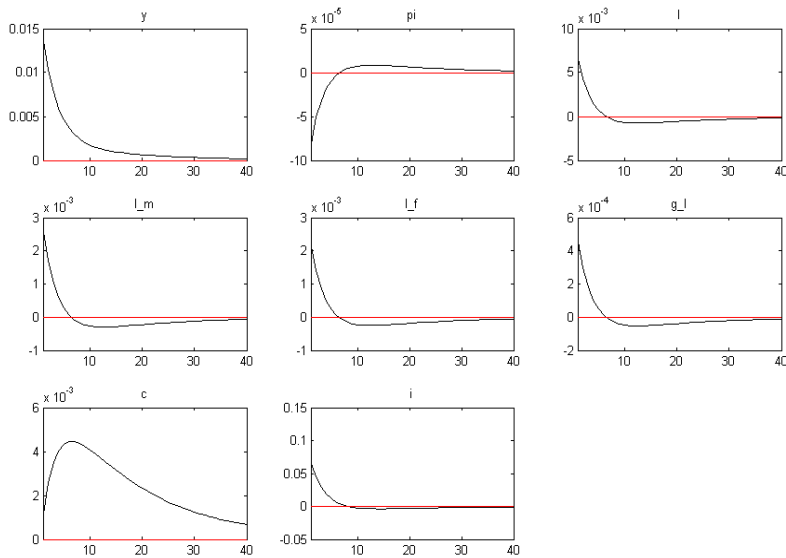
نمودار (۲): تکانه مثبت عرضه نیروی کار زن



منبع: یافته‌های تحقیق

تکانه تکنولوژی در نمودار (۳) نشان داده شده است. این تکانه، باعث افزایش تولید و سرمایه‌گذاری و کاهش تورم می‌شود. سرمایه‌گذاری پس از ۲۰ دوره، تورم و تولید نیز پس از ۳۲ دوره به وضعیت باثباتشان بر می‌گردند. تکانه تکنولوژی، ابتدا اشتغال زنان و مردان و اشتغال کل را افزایش داده و این اثر پس از چند دوره صفر شده و حتی منفی می‌شود، ولی پس از چند دوره، این متغیرها مجدد به مسیر اولیه خود بر می‌گردند. در مجموع، تأثیر این سیاست بر اشتغال مردان بیشتر از اشتغال زنان بوده، لذا شکاف جنسیتی، g_l ، افزایش می‌یابد. این متغیر پس از ۳۰ دوره به وضعیت باثبات خود باز می‌گردد. اشتغال کل پس از ۲۵ دوره، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۳۸ و ۳۵ دوره به وضعیت باثباتشان برخواهند گشت.

نمودار (۳): تکانه تکنولوژی



منبع: یافته‌های تحقیق

در مجموع نتایج مدل و مقایسه آن با داده‌های دنیای واقعی و نظریات اقتصادی، نشان می‌دهد که مدل ارائه شده تا حد زیادی می‌تواند نوسانات سیکلی متغیرهای کلان اقتصادی را تبیین نماید و با واقعیات اقتصاد ایران سازگار است.

۵- نتیجه‌گیری

نتایج به دست آمده نشان دادند که تکانه تکنولوژی باعث افزایش تولید و کاهش تورم می‌شود. این تکانه اشتغال زنان و مردان و اشتغال کل را افزایش داده است. این تکانه، در مجموع سبب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می‌شود. تکانه مثبت عرضه نیروی کار زن منجر به افزایش تولید، افزایش اشتغال زنان، کاهش اشتغال مردان و افزایش اشتغال کل می‌شود. تأثیر این تکانه، در مجموع نابرابری جنسیتی در اشتغال را کاهش می‌دهد. همچنین نتایج نشان داد که اگر سیاست‌گذار نرخ رشد حجم پول را افزایش دهد، این امر موجب افزایش تولید، اشتغال زنان، مردان و اشتغال کل می‌گردد.

با این تفاوت که این سیاست، اشتغال مردان را بیش از اشتغال زنان متأثر ساخته، موجب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می‌شود. مدل ارائه شده در این پژوهش، به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کمک می‌کند تا هنگام اجرای سیاست‌های اقتصادی، تأثیرات این سیاست‌ها، بر متغیرهای اقتصادی، به خصوص بر میزان اشتغال زنان و مردان، را برآورد نمایند و با اعمال سیاست‌های مناسب، عدم کارآیی‌های ناشی از این سیاست‌ها را کاهش دهند. با توجه به الگوی ارائه شده در این پژوهش، برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود که این الگو گسترش یافته و ابعاد دیگری از نابرابری جنسیتی بررسی شود تا جنبه‌ها و واقعیت‌های بیشتری از اقتصاد ایران را نشان دهد.

فهرست منابع

۱. اسدزاده، احمد، میرانی، نینا، قاضی‌خانی، فروغ، اسمعیل‌درجانی، نجمه، و هنردوست، عطیه (۱۳۹۶). بررسی نقش اشتغال و تحصیلات زنان بر رشد اقتصادی ایران. زن در توسعه و سیاست، دوره ۱۵(۳)، ۳۸۱-۳۵۹.
۲. اسفندیاری، مرضیه، دهمرده، نظر، و کاوند، حسین (۱۳۹۳). بازار دوگانه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۴(۱)، ۲۱۷-۲۳۸.
۳. افشاری، زهرا، و کاوند، سمیرا (۱۳۹۵). اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی در ایران (با تأکید بر داده‌های پانل استانی). فصلنامه مطالعات زنان، ۱۴(۳)، ۳۳-۷.
۴. بزازان، فاطمه، و گناوه‌ای، فرخ. (۱۳۹۵). رشد بخشی و اثر آن بر درآمد جنسیتی نیروی کار در ایران (رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی). مطالعات اجتماعی روانشناختی زنان، ۱۴(۳)، ۱۱۵-۱۳۶.
۵. بهرامی‌نیا، ابراهیم، ابوالحسنی، اصغر، و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۷). مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن. سیاست‌گذاری اقتصادی، ۲۰(۱۰)، ۷۱-۱۰۲.
۶. پرتوی، بامداد، امینی، صفیاری، و گودرزی، امیر. (۱۳۸۸). بررسی اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی ایران. مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۹)، ۵۱-۷۶.
۷. پناهی، حسین، سلمانی، بهزاد، و آل‌عمران، سیدعلی (۱۳۹۵). تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران. جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه، ۵(۱)، ۴۳-۶۱.
۸. توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۳)، ۲۲-۱.
۹. توکلیان، حسین، و صارم، مهدی (۱۳۹۶). الگوهای DSGE در نرم‌افزار Dynare (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران). تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.
۱۰. جعفری‌صمیمی، احمد، توکلیان، حسین، و حاجی‌کرمی، مرضیه (۱۳۹۶). ارزیابی سیاست‌های پولی در شرایط شوک نرخ ارز: رویکرد MDSGE. فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۲۳(۶)، ۱-۳۴.

۱۱. جوان، موراشین، افشاری، زهرا، و توکلیان، حسین (۱۳۹۶). اثر اختلالات بازار کار بر پویایی‌های اقتصاد کلان در چارچوب یک الگوی کینزی جدید. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۸۴، ۲۶۵-۲۲۹.

۱۲. رحمانی، تیمور، و کاوه، سپیده (۱۳۹۴). آیا تبعیض جنسیتی عامل بازدارنده رشد اقتصادی کشورهاست؟. تحقیقات اقتصادی، ۵۰(۳)، ۶۱۶-۵۹۳.

۱۳. رزمی، سیدمحمدجواد، و کاووسی، شراره. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین توسعه اقتصادی و نابرابری جنسیتی در استان‌های ایران. اقتصاد و توسعه منطقه‌ای. ۲۱، ۹۹-۱۲۱.

۱۴. رنانی، محسن، اربابیان، شیرین، و میرزایی، محمد (۱۳۹۰). شناخت ساختار اشتغال زنان در بخش غیررسمی کشور. فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، ۱ (۱)، ۳۸-۶۲.

۱۵. صباغی، شهلا، زمانی، سمیرا، دل‌عظیمی، فریده، ابراهیمی، زهرا، یزدان‌طلب، مهناز، صادقی، فرشته، و قارزی، زهره (۱۳۹۷). گزیده‌های آماری، بهار ۱۳۹۷. تهران: وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی.

1. Afshari, Z., & Kakavand, S. (2016). The impact of gender inequality on economic growth in Iran (with emphasis on provincial panel data). *Journal of Women's Studies*, 14 (3), 7-33 (In Persian).

2. Asadzadeh, A., Mirani, N., Ghazikhani, F., Esmail Derjani, N., & A., Honardost (2017). Investigating the role of women's employment and education on Iran's economic growth. *Women in Development and Politics*, 15 (3), 381-359 (In Persian).

3. Baas, T. & Shamsfakhr, F. (2017). Times of crisis and female labor force participation - Lessons from the Spanish flu. In the *Annual International Conference on Macroeconomic Analysis and International Finance*. (pp. 1-98) Essen: Germany.

4. Bahrami Nia, E., Abolhassani, A., & I., Ebrahimi (2018). New Keynesian stochastic dynamic general equilibrium model for Iran's housing economy. *Economic Policy*, 20 (10), 71- 102 (In Persian).

5. Bazzazan, F., & Genavei, F. (2016). Sectional growth and its impact on gender income in Iran (social accounting matrix approach). *Social Psychological Studies in Women*, 14 (3), 115-136 (In Persian).

6. Braunstein, E., & Heintz, J. (2006). Gender bias and central bank policy: employment and inflation reduction. *International Review of Applied Economics*, 22(2), 173-186.

7. Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
8. Eastin, J., & Prakash, A. (2013). Economic development and gender equality: Is there a gender Kuznets curve. *World Politics*, 65(1), 156-186.
9. Esfandiari, M., Dehmardeh, N., & H., Kavand (2014). Dual market within the framework of a dynamic stochastic general equilibrium model. *Quarterly Journal of Economic Research*, 4(1), 238-217 (In Persian).
10. Hoover, K. D. (1995). Facts and artefacts: Calibration and the empirical assessment of real business cycle models. *Oxford Economic Papers*, 47(1), 24-44.
11. Jafari Samimi, A., Tavakolian, H., & M., Hajikarami (2017). Monetary policy evaluation in exchange rate shock terms: The MDSGE Approach. *Journal of Iran's Applied Economic Studies*, 23 (6), 1-34 (In Persian).
12. Javan, M., Afshari, Z., & H., Tavakolian (2017). The effect of labor market disruptions on macroeconomic dynamics in the context of a new Keynesian model. *Journal of Business Research*, 84, 265-229 (In Persian).
13. Kazandjian, R., Kolovich, L., Kochhar, K., & Newiak, M. (2019). Gender equality and economic diversification. *Social Sciences*, 18 (4), 1-24.
14. Khera, P. (2016). Macroeconomic impacts of gender inequality and informality in India. *International Monetary Fund*, 10(5089), WP/16/16, 1-65.
15. Klasen, S. & Lamanna, F. (2009). The Impact of gender inequality in education and employment on economic growth: New evidence for a panel of countries. *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.
16. Panahi, H., Salmani, B., & S. A., Aleemran (2016). The impact of gender inequality in education on Iran's economic growth. *Economic Sociology and Development*, 5 (1), 43-61 (In Persian).
17. Partovi, B., Amini, S., & A., Goodarzi (2010). The effect of gender inequality on economic growth in Iran. *Economic Modeling*, 3 (9), 51-76 (In Persian).
18. Rahmani, T., & Kaveh, S. (2015). Is gender discrimination a deterrent to economic growth? *Economic Research*, 50 (3), 616-593 (In Persian).
19. Razmi, S. M. J., & Kavosi, S. (2014). Investigating the relationship between economic development and gender inequality in Iran's provinces. *Regional Economics and Development*, 21, 99-121 (In Persian).
20. Renani, M., Arbabian, S., & M., Mirzaei (2011). Understanding the structure of women's employment in the informal sector of the country. *Economic Research of Thought Way*, 1 (1), 36-62 (In Persian).
21. Rotemberg, J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, 49, 517-531.

22. Sabaghi, S., Zamani, S., Delazimi, F., Ebrahimi, Z., Yazdan Talab, M., Sadeghi, F., & Z., Qarazi (2018). *Statistical excerpts, spring 2018*. Tehran: Ministry of Cooperative, Labor and Social Welfare, (In Persian).
23. Seguino, S. & Braunstein, E. (2019). The costs of exclusion: gender job segregation, structural change and the labour share of income. *Development and Change*, 50(4), 976-1008.
24. Stotsky, J. G. M., & Zaman, A. (2016). The influence of gender budgeting in Indian states on gender inequality and fiscal spending. *International Monetary Fund*, 18(17), WP/16/227, 1-44.
25. Tavakolian, H. (2012). Investigating the New Philips Keynesian curve in a dynamic stochastic general equilibrium model for Iran. *Economic Research*, 47 (3), 22-1 (In Persian).
26. Tavakolian, H., & Sarem, M. (2017). *DSGE patterns in dynare software (modeling, solving and estimation based on Iran's economy)*. Tehran: Monetary and Banking Research Institute, (In Persian).
27. Uhlig, H. (1999). A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily, computational methods for the study of dynamic economies. *Oxford: Oxford University press*: 30-61.