فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۸۲-۶۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (65-82)

تأثیر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر نابرابری جنسیتی در چارچوب یک الگوی نیوکینزی در ایران

محمد مهدی زارع شحنه[۱]، *زهرا نصراللهی[۲]، حجت پارسا[۳]
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد
۳. استادیار اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر
(دریافت: ۱۳۹۸/۱/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۸/٤/۱۹)

The Impact of Monetary, Fiscal and Oil Shocks on Gender Inequality within the Framework of a New Keynesian Model in Iran

Mohammad Mehdi Zare Shahneh[1], *Zahra Nasrollahi[2], Hojat Parsa[3]
1. Ph.D Student in Economics, Yazd University, Yazd, Iran
2. Associate Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
3. Assistant Professor of Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran
(**Received:** 8/April/2019 **Accepted:** 10/July/2019)

چکیده:
نیروی انسانی یکی از ارکان و عناصر اصلی رشد و توسعه هر کشوری به شمار می‌آید. در این جهت زنان به عنوان نیمی از جمعیت جامعه، نقشی تعیین‌کننده در پیشبرد اهداف رشد و توسعه دارند. بنابراین اولاً می‌بایست در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها این بخش از جامعه را مورد توجه قرار داد. ثانیاً سیاست‌گذاری‌های مختلف می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر کمّیت و کیفیت عملکرد آنان به جای بگذارد. یکی از جنبه‌های مرتبط با این بحث، نحوه اثرگذاری سیاست‌های کلان اقتصادی بر میزان مشارکت زنان در بازار کار و شکاف جنسیتی در اشتغال است. لذا این مقاله، در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی، به بررسی تأثیر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید، اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در بازار کار ایران می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که تمامی شوک‌ها (شوک پولی، مالی و نفتی)، موجب افزایش تولید، اشتغال زنان و مردان، و اشتغال کل می‌شوند. این شوک‌ها، اشتغال مردان را بیش از اشتغال زنان افزایش می‌دهند، در نتیجه، نابرابری جنسیتی در بازار کار افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: نابرابری جنسیتی، سیاست‌های اقتصادی، اشتغال، الگوی نیوکینزی.
طبقه‌بندی JEL: E60، E20، E12.

Abstract:
Human resources are considered as one of the pillars and key elements of the growth and development of each country. In this regard, women, as half of the population of the society, play a decisive role in advancing the goals of growth and development. So, first of all, it is necessary to consider this part of the society in planning and policy. Second, different policies can have different effects on the quantity and quality of their performance. One aspect of this discussion is how macroeconomic policies affect women's participation in the labor market and gender gaps in employment. Therefore, in this paper, the effects of monetary, fiscal and oil shocks on macroeconomic variables such as production, employment of women and men, total employment and gender inequality in the labor market are discussed, in the framework of a DSGE model. The results indicate that all shocks (monetary, fiscal and oil shocks) increase production, employment of women and men, and total employment. These shocks increase men's employment more than women's, and as a result, gender inequality in the labor market increases.

Keywords: Gender Inequality, Economic Policies, Employment, New Keynesian Model.
JEL: E60, E20, E12.

* **نویسنده مسئول:** زهرا نصراللهی
E-mail: nasr@yazd.ac.ir

*Corresponding Author: Zahra Nasrollahi

۱- مقدمه

تلاش جهت بهبود و استفاده مؤثر و کارآمد از منابع گوناگون، مانند نیروی کار، سرمایه و انرژی، هدف اکثر برنامه ریزان، مدیران و دولت‌هاست. از طرفی برای ارتقای سطح زندگی بشر و پی‌ریزی جوامع مرفه‌تر، توسعه منابع انسانی و افزایش بهره‌وری آنها، هدفی والا برای دولت‌ها و بنگاه‌ها تلقی می‌شود. در این میان به طور خاص، توجه به نیروی کار زن می تواند به استفاده بهینه تر از نیروی کار منجر شود. دسترسی عادلانه به اشتغال، یکی از الزامات بنیادی برای دستیابی به رشد همه جانبه و علی الخصوص برای برابری جنسیتی است (سگینو و براونشتیان[1]، ۲۰۱۹: ۹۷۶).

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 می دهد. درنهایت، نابرابری جنسیتی در اشتغال و دسترسی به منابع، سبب زیان‌های رفاهی و عدم تخصیص بهینه منابع می‌شود (افشاری و کاکاوند، ۱۳۹۵: ۸).

نابرابری جنسیتی، معضلی است که اکثر جوامع از جمله ایران با آن دست به گریبان هستند. بر اساس نتایج طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران در بهار ۱۳۹۷، سه شاخص میزان مشارکت اقتصادی، اشتغال و بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر، به شکل کلی و به تفکیک زن و مرد به شرح زیر است:

میزان مشارکت اقتصادی، ۲۷۳۸۶۷۰۵ نفر می باشد که از این بین تعداد مردان ۲۱۸۲۰۰۴۸ و جمعیت زنان ۵۵۶۶۶۵۷ تفر است. با توجه به این آمار، نرخ مشارکت اقتصادی کل ۴۱/۱ درصد و این نرخ برای زنان و مردان به ترتیب ۱۶/۸ و ۶۵/۳ درصد است. همچنین این آمارها نشان می دهد که میزان اشتغال کل، ۲۴۰۶۴۶۹۰ نفر است که میزان اشتغال زنان و مردان به ترتیب ۴۴۹۵۸۱۵ و ۱۹۵۶۸۸۷۴ نفر می‌باشد. بنابراین درصد اشتغال زنان و مردان نیز به ترتیب ۱۳/۵ و ۵۸/۶ درصد است. میزان بیکاری کل، ۳۳۲۲۰۱۵ نفر، و برای زنان و مردان به ترتیب ۱۰۷۰۸۴۱ و ۲۲۵۱۱۷۳ نفر است. در نتیجه نرخ بیکاری زنان ۱۹/۲ و مردان ۱۰/۳ درصد است. این ارقام نشان دهنده حضور کم‌رنگ زنان در فعالیت های اقتصادی و وجود شکاف جنسیتی زیاد در بازار کار ایران است (صباغی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵).

میزان این نوع نابرابری ها می تواند تأثیرات زیادی بر متغیرهای اقتصادی در سطح خرد و کلان داشته باشد. همچنین این نابرابری‌ها خود نیز از سیاست‌های اقتصادی (پولی و غیرپولی) تأثیر می‌پذیرند (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۳). سیاست‌های مختلف اقتصادی از نظر میزان و جهت می‌توانند اثرات متفاوتی بر میزان اشتغال زنان و مردان داشته باشند، که این خود می تواند موجب تأثیر بر شکاف جنسیتی در بازار کار شود. اهمیت این مسئله تا حدی است که برابری جنسیتی و جنبه‌های مختلف توسعه، به یک محیط حمایتی اقتصاد کلان نیاز دارد (سگوینو، ۲۰۱۹: ۵۱۹).

طی چند سال اخیر، محققین ایرانی در پژوهش ها و تحلیل های اقتصادی خود، الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی را جهت بررسی تأثیر سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان، مورد استفاده قرار داده‌اند. الگوهای DSGE ارائه شده، تاکنون بازار کار را به صورت تفکیک جنسیتی در نظر نگرفته‌اند. همچنین در کمتر مطالعه‌ای، تأثیر شوک‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری جنسیتی در بازار کار بررسی شده است. بنابراین با توجه به اهمیت میزان مشارکت نیروی کار زن و شکاف جنسیتی در اشتغال، در این مقاله، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب مکتب نیوکینزی با در نظر گرفتن نابرابری جنسیتی و تفکیک نیروی کار به زن و مرد برای اقتصاد ایران طراحی گردید، تا از طریق آن بتوان تأثیر شوک های پولی، مالی و نفتی را بر میزان تولید، اشتغال زنان و مردان و نابرابری جنسیتی در اشتغال را بررسی نمود. علاوه بر این، در مقاله حاضر، پویایی‌های بازار کار به ویژه، نیروی کار زن مورد توجه و تأکید قرار گرفت. در این الگو، دولت و بانک

1. Seguino & Braunstein (2019)

مرکزی به عنوان کارگزار واحد در نظر گرفته شده، و فرض چسبندگی قیمت نیز به پیروی از کالوو[1] (۱۹۸۳)، لحاظ شده است. ضرایب معادلات با رویکرد بیزی و با استفاده از نرم‌افزار داینر[2] برآورد شده، تأثیر شوک‌های مختلف بر متغیرهای مورد نظر با توجه به توابع عکس‌العمل آنی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. در این راستا، ساختار مقاله به این صورت ارائه می شود: در بخش بعد، ادبیات موضوع، مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه شده است. بخش های سوم و چهارم، الگو و یافته های تحقیق را ارائه می‌دهند. در نهایت، بخش پایانی، شامل نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی می‌باشد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

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 گروه های 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 فعّال و مؤثر است. اشتغال و آموزش زنان نقش مهمی در توسعه دارد. حضور گسترده زنان در جامعه پیامدهایی همچون کاهش بار تکفّل مردان، افزایش سطح درآمد خانواده و به تبع آن کاهش هزینه های تولید و خدمات در جامعه را در پی داشته، منجر به رشد و توسعه می شود (اسدزاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۶۰).

یکی از راه‌های ایجاد برابری جنسیتی فراهم نمودن فرصت‌های بیشتر آموزش، فراگیری فنون و اشتغال برای بانوان است. اهمیت این مسئله تا حدی است که در اعلامیه کپنهاک و در اجلاس هیئت رؤسای سازمان ملل در سال ۱۹۹۵، توسعه جهانی مصادف با اشتغال کامل، برابری میان زنان و مردان و دسترسی آنان به مسائل اقتصادی، سیاسی، آموزشی و مراقبت های بهداشتی مطرح شد. بنابراین تلاش برای ایجاد برابری و شرایطی که امکان دسترسی عادلانه و متناسب با شایستگی فردی در ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی وجود داشته باشد، گامی در راستای تحقق توسعه پایدار است.

برابری جنسیتی یکی از مسائل مهم حقوق بشر بوده و دستیابی به آن برای افزایش رشد اقتصادی و افزایش بهره وری 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[3]، ۲۰۰۹: ۹۱). مطالعات تجربی گسترده‌ای به این نتیجه رسیدند که نابرابری جنسیتی (در اشتغال و آموزش) بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. در واقع، پژوهشگران برای مدل سازی نابرابری جنسیتی در 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[4]، ۲۰۱۶: ۱). برای بسیاری، ارتباط اقتصاد کلان با نابرابری جنسیتی یک موضوع جدید و نامأنوس است. به این معنی که سیاست‌های اقتصاد کلان به لحاظ جنسیتی، نژادی و طبقاتی خنثی نیست. این در حالی است که به منظور بهبود برابری جنسیتی، باید به اثرات توزیعی این نوع سیاست‌ها توجه داشت. از طرف دیگر، در بحث افزایش برابری جنسیتی باید بهبود اشتغال (و معیشت)، معیار اصلی اقتصادی باشد. مطالعات در حوزه برابری جنسیتی نشان داد که لحاظ شاخص عدالت جنسیتی برای توسعه پایدار ضروری است (سگوینو[5]، ۲۰۱۹: ۵۲۰). بنابراین مقاله حاضر بر آن است تا در چارچوب یک الگوی نیوکینزی، تأثیر شوک‌های پولی و غیرپولی (شوک مخارج دولت و شوک درآمد نفت) را بر متغیرهای اقتصاد کلان، مورد بررسی قرار دهد. لذا سؤالات تحقیق عبارتند از:

- شوک مالی، چه تأثیری بر میزان تولید کل، اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در اشتغال می‌گذارد؟
- شوک پولی چه تأثیری بر تولید کل، سطح اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در اشتغال دارد؟
- شوک نفتی چه تأثیری بر تولید کل، سطح اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در اشتغال دارد؟

1. Calvo (1983)
2. Dynare
3. Klasen & Lamanna (2009)
4. Khera (2016)
5. Seguino (2019)

۲-۲- مطالعات تجربی

در حیطه نابرابری جنسیتی، مطالعات زیادی صورت گرفته است که از این میان می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود.

سگوینو در مطالعه‌ای به بررسی و تفسیر پژوهش‌های صورت گرفته در ارتباط با بحث نابرابری جنسیتی و سیاست‌های کلان پرداخت. وی در این مطالعه، سیاست‌های کلان و ابزارهایی که برابری جنسیتی را پشتیبانی می‌کنند، استخراج نمود. در میان ابزارهایی که شناسایی شد، هزینه‌های دولتی در رابطه با زیرساخت های فیزیکی و اجتماعی به عنوان هدف قرار گرفته است. یکی از نتایج مهم این مطالعه این است که تأمین مالی برای برابری جنسیتی که موجب افزایش بهره‌وری اقتصادی می‌شود، می‌تواند پایدار باشد (سگوینو، ۲۰۱۹: ۵۰۴).

کرا 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 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 (کرا، ۲۰۱۶: ۱).

لوکارنو به بررسی این موضوع پرداخت که آیا برابری جنسیتی و پیشرفت زنان می تواند پتانسیل رشد در اروپا را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج این مطالعه تأییدکننده مطالعات نظری بوده و شواهدی از اثر منفی فاصله نیروی کار و فاصله دستمزد بر رشد اقتصادی بلندمدت را نشان داد (لوکارنو، ۲۰۱۶: ۱).

کاور و لچمان[1] در مطالعه ای به بررسی رابطه نرخ مشارکت نیروی کار زن و رشد اقتصادی در ۱۶۲ کشور منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ پرداختند. در این پژوهش کشورها بر اساس سطح درآمد به چهار گروه دسته‌بندی شدند. نتایج نشان داد که در کشورهای با درآمد بالا و متوسط یک رابطه U شکل بین توسعه اقتصادی و میزان مشارکت نیروی کار زن وجود دارد. ولی این رابطه برای کشور های با درآمد پایین تأیید نشد (کاور و لچمان، ۲۰۱۵: ۹۰).

گدیس و کلسن[2] با استفاده از داده‌های ۱۰۲ کشور عضو و ۱۷۷ کشور غیرعضو OECD به بررسی رشد اقتصادی و نابرابری جنسیتی پرداختند. نتایج آنها نشان داد که رابطه رشد اقتصادی و نابرابری جنسیتی در کشورهای OECD از یک فرم U برعکس تبعیت می‌کند در حالی‌که در سایر کشورها چنین فرمی را مشاهده نکردند (گدیس و کلسن، ۲۰۱۴: ۶۳۹).

وریک[3] در پژوهشی به بررسی رابطه نرخ مشارکت نیروی کار زن و توسعه اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا پرداخت. وی از داده های پانل دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۹ برای ۱۷۲ کشور استفاده کرد. نتایج نشان داد که در این کشور ها یک رابطه غیرخطی و U مانند بین نرخ مشارکت نیروی کار زن و توسعه اقتصادی وجود دارد (وریک، ۲۰۱۴: ۸۷).

هینتز[4] با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۶ کشور، اثر سیاست‌های کلان بر نسبت اشتغال مردان به زنان را (به عنوان شاخصی برای نابرابری جنسیتی) مورد ارزیابی قرار داد. نتایج وی نشان داد که رشد اقتصادی، لگاریتم سهم مخارج دولت از GDP و لگاریتم سهم صادرات کالاها و خدمات از GDP، بر شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر مثبت دارد، همچنین شاخص لگاریتم سهم واردات از GDP و نرخ‌های بهره حقیقی کوتاه‌مدت، دارای اثر منفی بر شاخص نابرابری جنسیتی است (هینتز، ۲۰۰۶: ۱).

اسدزاده و همکاران در مطالعه ای به بررسی تأثیر اشتغال و آموزش زنان بر رشد اقتصادی کشور برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۰ پرداختند. آنها به وسیله الگوریتم بهینه سازی کرم شب تاب (FA) و الگوریتم جستجوی گرانشی (GSA)، تابع رشد و توسعه اقتصادی را در قالب معادلات غیرخطی (با تأکید بر سطح آموزش و نرخ مشارکت اقتصادی زنان) برآورد کردند. نتایج نشان دهنده تأثیر مثبت و معنی دار نرخ مشارکت اقتصادی زنان در بازار کار بر رشد اقتصادی کشور است. همچنین نتایج بیانگر تأثیر مثبت آموزش بر نرخ مشارکت زنان و رشد اقتصادی است (اسدزاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۵۹).

1. Kaur & Lechman (2015)

2. Gaddis & Klsen (2014)
3. Verick (2014)
4. Heintz (2006)

افشاری و کاکاوند در پژوهشی، نابرابری جنسیتی استانی را محاسبه کردند. آنها تأثیر نابرابری جنسیتی بر رشد را از طریق دو کانال بهره‌وری و باروری با کمک داده‌های پانل استانی در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۷مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که باروری و بهره وری هر دو تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد استانی داشته‌اند. در ضمن نتایج نشان دهنده وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین نابرابری جنسیتی و باروری و یک رابطه منفی و معنی‌دار بین نابرابری و بهره‌وری است. تأثیر نابرابری بر رشد، برآیند تأثیر باروری و بهره وری بر رشد است که اثر دوم غالب بوده و در نتیجه نابرابری جنسیتی بر رشد استانی اثر منفی و معنی‌داری دارد (افشاری و کاکاوند، ۱۳۹۵: ۷).

رحمانی و کاوه در مطالعه‌ای به بررسی جنبه‌های مختلف نابرابری جنسیتی از جمله نابرابری جنسیتی در اشتغال، آموزش و دستمزد پرداختند. آنها رابطه بین نابرابری جنسیتی و رشد اقتصادی را در قالب یک مدل اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های تلفیقی ۲۶ کشور عضو OECD برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج نشان داد که نابرابری جنسیتی در دستمزد و تحصیلات اثر منفی و نابرابری در اشتغال اثر غیرخطی بر رشد اقتصادی دارد (رحمانی و کاوه، ۱۳۹۴: ۵۹۳).

علمی و روستایی در مطالعه‌ای به بررسی تأثیرات توسعه اقتصادی در چارچوب فرضیه U شکل و سایر عوامل اثرگذار بر نرخ مشارکت نیروی کار زن در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا پرداختند. در این پژوهش از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ استفاده شد. نتایج برآورد نشان داد که در کشورهای منتخب رابطه توسعه اقتصادی و نرخ مشارکت نیروی کار زن به صورت U شکل است (علمی و روستایی، ۱۳۹۳: ۱۱).

وجه تمایز مقاله حاضر نسبت به مطالعات پیشین، بررسی تجربی نابرابری جنسیتی در سطح اقتصاد کلان و استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی است؛ همچنین اکثر مطالعات صرفا تأثیر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی را مورد توجه قرار داده‌اند، در حالی که این پژوهش، تأثیر سیاست‌ها و شوک های مختلف را بر میزان مشارکت زنان و نابرابری جنسیتی در بازار کار بررسی می‌کند.

۳- روش شناسی

۳-۱- بررسی الگو

در این بخش مدل پایه توضیح داده می شود. یک اقتصاد بسته شامل خانوارها، تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای و نهایی، 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 می دهند و به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت خود با توجه به محدودیت بودجه هستند. بنگاه های تولیدکننده کالا های واسطه ای در فضای رقابت انحصاری فعالیت دارند و برای تولید کالا، نیروی کار را با سرمایه ترکیب می‌کنند. بانک مرکزی و دولت سیاست‌های پولی و مالی اتخاذ می‌کنند. فرض می‌شود که قیمت‌ها چسبنده بوده و از فرایند کالوو[1] پیروی می‌کنند.

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

خانوارها

فرض بر این است که اقتصاد مورد بررسی از خانوار های 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:

(۱)

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{BP.U_t^m + (1-BP)U_t^f\}$$

β نرخ تنزیل، و $BP \in (0,1)$، 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:

(۲)

$$U_t^m = LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_m \frac{l_t^{m\,(1+\varphi_m)}}{1+\varphi_m}$$

(۳)

$$U_t^f = LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_f \frac{l_t^{f\,(1+\varphi_f)}}{1+\varphi_f}$$

1. Calvo

۲. 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.

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

μ_m و μ_f بیانگر عدم مطلوبیت کار مرد و زن است که محدودیت‌هایی را بر مشارکت نیروی کار (به ویژه برای نیروی کار زن)، در خارج از منزل ایجاد می کند. در این الگو، نیروی کار به دو نوع نیروی کار زن و مرد تفکیک شده است که این مورد یکی از نوآوری‌های پژوهش نسبت به سایر الگوهای طراحی شده در اقتصاد ایران است. خانوار مطلوبیت خود را نسبت به قید بودجه (۵) حداکثر می‌نماید:

(۴)

$$C_t + M_t + I_t + T_t + B_t \le D_t + r_t.K_{t-1} + M_{t-1} + \left(1+r_{t-1}^b\right)B_{t-1} + W_t^m.l_t^m + W_t^f.l_t^f$$

که با تقسیم رابطه بالا بر p_t، قید بودجه حقیقی به صورت رابطه (۵) ارائه می‌شود:

(۵)

$$c_t + m_t + i_t + t_t + b_t \le d_t + r_t.k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1+r_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + w_t^m.l_t^m + w_t^f.l_t^f$$

سمت چپ قید بودجه، مخارج حقیقی خانوار را نشان می دهد؛ که شامل c_t، مخارج مصرفی خانوار ها، 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 می دهد، که در آن $w_t^m.l_t^m$ و $w_t^f.l_t^f$ 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، $r_t.k_{t-1}$ اجاره حقیقی سرمایه است که خانوار ها بابت اجاره سرمایه از بنگاه ها دریافت می کنند، m_{t-1} مانده‌های حقیقی پول از دوره قبل، t_t مالیات‌های پرداختی به دولت و d_t سود حقیقی بنگاه‌هاست که با توجه به اینکه خانوارها مالک بنگاه ها هستند، توسط خانوارها دریافت می‌شود. با در نظر گرفتن δ به عنوان نرخ استهلاک سرمایه‌های فیزیکی، جریان پویای سرمایه‌گذاری از رابطه زیر پیروی می‌کند:

(۶)

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

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

(۷)

$$L = E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\begin{array}{l} BP(LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_m\frac{l_t^{m^{(1+\varphi_m)}}}{1+\varphi_m}) + \\ (1-BP)(LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_f\frac{l_t^{f(1+\varphi_f)}}{1+\varphi_f}) \end{array}\right]$$

$$-E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\lambda_t\left[\begin{array}{l} c_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} - (1+r_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + k_t - (1-\delta)k_{t-1} \\ +t_t + d_t + b_t - r_t.k_{t-1} - w_t^m.l_t^m - w_t^f.l_t^f \end{array}\right]$$

شرایط مرتبه اول بهینه یابی به صورت روابط (۸) تا (۱۳) حاصل می‌شود:

(۸)

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = 0 \Rightarrow \frac{1}{c} - \lambda_t = 0$$

(۹)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^m} = 0 \rightarrow -BP.\mu_m.l^{m(\varphi_m)} + w_t^m\lambda_t = 0$$

(۱۰)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^f} = 0 \rightarrow -(1-BP).\mu_f.l^{f(\varphi_f)} + w_t^f\lambda_t = 0$$

(۱۱)

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

(۱۲)

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

(۱۳)

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

به طوری که با ساده سازی و جایگذاری، روابط بالا به صورت روابط (۱۴) تا (۱۸) در می‌آیند:

(۱۴)

$$-BP.\mu_{m,t}.(l_t^m)^{\varphi_m} + \frac{1}{c_t}w_t^m = 0$$

(۱۵)

$$-(1-BP).\mu_{f,t}.(l_t^f)^{\varphi_f} + \frac{1}{c_t}w_t^f = 0$$

(۱۶)

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

(۱۷)

$$\mathrm{Et}[\frac{\pi_{t+1}}{1+r_t^b}\{(1-\delta)+r_{t+1}\}]=1$$

(۱۸)

$$\mathrm{m}_t^{-\varphi}+\frac{1}{c_t}\lambda_t-\beta E_t\frac{1}{\pi_{t+1}c_{t+1}}=0$$

که به ترتیب تابع عرضه‌ی نیروی کار مرد، تابع عرضه‌ی نیروی کار زن، معادله‌ی اولر مصرف، معادله‌ی 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[1]، کالاهای واسطه‌ای متمایز را با یکدیگر ترکیب کرده و کالای نهایی را تولید می‌کند.

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه نماینده، در هر دوره، کالا های واسطه‌ای $y_t(i)$ را به قیمت $P_t(i)$ خریداری کرده و از ترکیب آنها طبق یک تابع تولید با بازده ثابت به مقیاس، کالاهای نهایی مصرفی، y_t، را تولید می کند. کالا های 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 اساس یک جمع گر دیکسیت–استیگلیتز[2] (۱۹۷۷) که به شکل رابطه (۱۹) است، ترکیب می‌کند:

(۱۹)

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

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، $y_t(i)$ را طوری انتخاب می‌کند که سود خود را حداکثر کند، یعنی رابطه (۱۹)، را برای تمام زمان‌های ... و ۲ و ۱ =t حداکثر می‌کند:

(۲۰)

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

شرط مرتبه اول این مسئله بیشینه سازی، رابطه (۲۱)، را نتیجه می دهد. این رابطه، تابع تقاضا برای کالای واسطه‌ای i را نشان می‌دهد[3]:

(۲۱)

$$y_t(i)=(\frac{p_t(i)}{p_t})^{-\theta}y_t$$

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 (۲۲) حاصل می‌شود:

(۲۲)

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

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه های واسطه‌ای، کالای واسطه‌ای Y_t را با استفاده از عوامل تولید و تکنولوژی A_t[4]، تولید می‌کنند. تابع تولید از نوع کاب– داگلاس بوده، بنگاه‌ها، سرمایه را با نیروی کار ترکیب می‌کنند:

(۲۳)

$$Y_t=A_t\left(K_t\right)^{\alpha}\left(l_t\right)^{1-\alpha}$$

که $\alpha\in(0,1)$، سهم سرمایه در تولید است و A_t ضریب بهره‌وری است که از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی کرده و به صورت رابطه (۲۴) است:

(۲۴)

$$\tilde{A}_t=\rho_A.\tilde{A}_{t-1}+\tilde{e}_{A\,t}$$

کل نیروی کار l_t، دارای کشش جانشینی ثابت برای کارگران

1. Aggregator
2. Dixit & Stiglitz (1977)

۳. برای اثبات این رابطه به Walsh, C. E. (2003: 235-237) مراجعه شود.

۴. A_t توزیع‌گر تصادفی برای بهره‌وری کل بوده و از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند.

مرد و زن است، که $\rho \in (-\infty,1]$، کشش جانشینی را تعیین می‌کند:

(۲۵)

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

که $\omega \in (0,1)$ ترجیحات نسبی بنگاه‌ها برای استخدام کارگران مرد نسبت به کارگران زن می‌باشد[۱]. تفاوت در سطح مهارت کارگران مرد و زن ($skill^m, skill^f$) منطبق با فاصله جنسیتی در تحصیلات است[۲].

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

$$L = r_t k_t + w_t^m . l_t^m + w_t^f . l_t^f + \lambda_t \left[y_t - A_t l_t^{1-\propto} k_t^{\propto}\right] \quad (۲۶)$$

شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی بنگاه‌ها (انتخاب ترکیب بهینه نهاده‌ها) به صورت روابط (۲۷) تا (۲۹) به دست می‌آید:

(۲۷)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^m} = 0 \Rightarrow w_t^m - \lambda_t y_t l_t^{-\rho} \; l_t^{m(1-\rho)}(1-\propto)\,\omega\, skill^{m(\rho)} = 0$$

(۲۸)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^m} = 0 \Rightarrow w_t^m - \lambda_t y_t l_t^{-\rho} \; l_t^{m(1-\rho)}(1-\propto)\,\omega\, skill^{m(\rho)} = 0$$

(۲۹)

$$\frac{\partial L}{\partial k_t} = 0 \Rightarrow r_t - \propto . \lambda_t . y_t . k_t^{-1} = 0$$

که روابط (۲۷) تا (۲۹) توابع تقاضای نیروی کار مرد و زن، و تقاضای سرمایه را نشان می‌دهد. برای به دست آوردن تابع هزینه نهایی، باید مقادیر بهینه نهاده‌های تولید (l_tوk_t) را در تابع هزینه کل جایگذاری نموده، و با مشتق‌گیری نسبت به سطح تولید، y_t، این تابع را به دست آورد. در نتیجه این فرایند، تابع هزینه نهایی استخراج می‌شود:

$$mc_t = \frac{r_t^{\alpha} w_t^{1-\alpha}}{\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha} A_t} \quad (۳۰)$$

با توجه به سطح دستمزد نیروی کار زن و مرد، دستمزد کل به صورت رابطه (۳۱) است:

(۳۱)

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

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 اندازه گیری شکاف جنسیتی در اشتغال به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g_{l,t} = \frac{l_t^m}{l_t^f} \quad (۳۲)$$

که در آن $g_{l\,t}$، نشان دهنده نسبت اشتغال مردان به زنان، در طی زمان است. این متغیر در هر دوره عددی بین صفر و یک است و میزان آن می‌تواند در اثر سیاست‌ها و شوک‌های مختلف، تغییر نماید. باید یادآوری شود که این متغیر هیچ نقشی از نظر تأثیرگذاری بر متغیر های مدل نداشته و صرفاً یک نوآوری به منظور ارزیابی دقیق تر نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌ها بر نابرابری جنسیتی در اشتغال است.

در نهایت فرم خطی شده $g_{l\,t}$، به صورت رابطه (۳۳) است:

(۳۳)

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

تعدیل قیمت[۳]

عموماً بنگاه های 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 دستمزد ها تمایل داشته باشند که حداقل در کوتاه مدت 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

۱. می‌توان این را به عنوان تورش به سمت جنسیت مرد در استخدام تلقی کرد، که گستردگی تبعیض جنسیتی در استخدام را نشان می‌دهد. $\omega = 0.5$ دلالت بر عدم تبعیض جنسیتی دارد؛ در حالی‌که $\omega > 0.5$، نشان دهنده تبعیض جنسیتی بنگاه بر علیه زنان است.

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

3. Price-Setting

منتهی شود. بنابراین بازارها شفاف نمی‌شوند و چسبندگی قیمت‌ها به عنوان یک معضل مشاهده خواهد شد. چسبندگی های 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 روش های گوناگونی توضیح داده می شود. برای مثال، در روش تیلور (۱۹۷۹) انعطاف‌پذیری این گونه وارد مدل می‌شود که بنگاه سریعاً پس از وقوع شوک، بهینه‌یابی نمی‌کند و هر T دوره یک بار، با روش بهینه یابی شروع به قیمت گذاری محصول می‌کند و قیمت‌ها متناوباً تعدیل می‌شود. در روش کالوو (۱۹۸۳)[1] در هر دوره، گروهی از بنگاه ها، قیمت خود را به صورت بهینه تنظیم می‌کنند و باقی بنگاه‌ها هیچ‌گونه تغییری در قیمت نمی دهند. در الگوی روتمبرگ (۱۹۸۲)[2] 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 بنگاه ها 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 (۳۴) با توجه به تورم دوره گذشته شاخص‌بندی می‌کنند:

$$P_t(j) = \pi_{t-1}.P_{t-1}(j) \qquad (۳۴)$$

بنابراین، قیمت کل از جمع قیمت بنگاه هایی که به تعدیل قیمت می‌پردازند و بنگاه‌هایی که توانایی تغییر قیمت را ندارند، حاصل می شود. بنگاه ها 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 قیمت ها و تابع تقاضایشان، حداقل (حداکثر) شود؛ به طوری که θ_P درصد از بنگاه ها (که توانایی تعدیل قیمت را ندارند)، فقط می توانند درباره سرمایه و نیروی کار خود تصمیم بگیرند.

1. Calvo (1983)
2. Rotemberg (1982)

موضوع تعدیل قیمت $1-\theta_P$ درصد از بنگاه‌هایی که می توانند تعدیل قیمت[3] کنند به صورت رابطه (۳۵) تعیین می‌شود:

(۳۵)

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

با حداکثرسازی رابطه (۳۵)، منحنی فیلیپس کینزی جدید، مطابق با رابطه (۳۶)، حاصل می‌شود:

(۳۶)

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

دولت به عنوان مقام پولی و مالی

بانک مرکزی هر کشور، مسئول سیاستگذاری پولی می‌باشد. مقام پولی با به کار بردن سیاست های پولی درصدد تثبیت قیمت‌ها، تعادل در تراز پرداخت‌ها و تسریع رشد اقتصادی است. از آنجایی که اقتصاد ایران وابسته به نفت است و دولت نقش مهمی را در اقتصاد ایفا می کند، این دو بخش باید به دقت مورد توجه قرار گیرند (توکلیان، ۱۳۹۱: ۱۰). نکته قابل ذکر در مورد مقام پولی در ایران این است 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 می شود، که متشکل از دولت و بانک مرکزی است. این کارگزار، اجرای سیاست های پولی و مالی را به عهده دارد. مخارج دولت، g_t، از محل خلق پول، $m_t - m_{t-1}$، خالص مالیات‌ها، t_t، اوراق مشارکت، b_t، و درآمد نفت، or_t، تأمین

۳. 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.

می‌شود؛ که درآمد حاصل از فروش نفت بعد از تبدیل شدن به ریال، بر پایه پولی و حجم پول اثر می‌گذارد و به وسیله حجم پول به جریان فعالیت‌های اقتصادی وارد می‌شود[1]. بنابراین به منظور جلوگیری از احتساب مجدد درآمدهای نفتی در بودجه دولت، این بخش در قید بودجه دولت در نظر گرفته نمی‌شود. در این شرایط، قید بودجه دولت به صورت رابطه (۳۷) ارائه می‌شود:

(۳۷)

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

و بر اساس مقادیر حقیقی به صورت رابطه (۳۸) است:

(۳۸)

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

همچنین مخارج دولت، از فرایند خودرگرسیون زیر تبعیت می‌کند:

(۳۹)

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

که g_t مخارج حقیقی دولت در دوره t است.

به دلیل تبدیل دلارهای حاصل از فروش نفت به پول داخلی، ارتباط معنی‌داری بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی وجود دارد. در واقع، علاوه بر تغییراتی که در اثر تصمیمات مستقل مقام پولی بر نرخ رشد پول ایجاد می‌شود، تکانه‌های وارد شده به درآمدهای نفتی نیز نرخ رشد حجم پول را متأثر می‌سازد.

در ضمن فرض می‌شود درآمدهای نفتی، از فرایند خودرگرسیون (۴۰) پیروی می‌کند:

(۴۰)

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + e_{or_t} \ , \ e_g \approx N(0,\sigma^2)$$

در اقتصاد ایران، نرخ بهره دستوری تعیین می‌شود، لذا به منظور شبیه‌سازی قاعده تیلور، مبنای سیاست‌گذاری، تغییرات حجم پول است. اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۲۸) و بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۷: ۸۸) مدل تعادل عمومی پویای تصادفی را برای اقتصاد ایران طراحی کردند که نرخ رشد حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است. در این مطالعه نیز تغییرات حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود. بنابراین قاعده سیاست پولی در اقتصاد ایران به صورت رابطه (۴۱) است:

(۴۱)

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \omega_{or} e_{or_t} + \omega_g e_{g_t} + e_{u_t} \ , \ u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$$

که u_t نرخ رشد ناخالص عرضه پول در دوره t، e_{u_t} شوک عرضه پول با میانگین صفر و انحراف معیار σ_u است که از نظر سریالی مستقل و دارای توزیع نرمال است. e_{or_t} و e_{g_t} شوک درآمدهای نفت و شوک مخارج دولت است که باعث رشد حجم پول می‌شود؛ ω_{or} و ω_g ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و مخارج دولت را با رشد پول نشان می‌دهند. بر اساس رابطه بالا، تغییرات حجم پول، به درآمد نفت، حجم پول دوره قبل و مخارج دولت بستگی دارد. می‌توان u_t را به صورت زیر نیز نشان داد:

(۴۲)

$$\tilde{u_t} = \tilde{m}_t - \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\pi}_t$$

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 (۴۳) است:

(۴۳)

$$y_t = c_t + i_t + g_t$$

رابطه (۴۳) معرف سمت عرضه و تقاضای اقتصاد است. مصرف کالاها و خدمات، c_t، مخارج دولت، g_t، و سرمایه‌گذاری در تولید کالاها، i_t در سمت تقاضای اقتصاد قرار دارد.

---

۱. پایه پولی بر اساس ترازنامه بانک مرکزی برابر است با: $m_t = dc_t + fr_t$، که در آن dc_t اعتبارات داخلی و fr_t خالص دارایی‌هایی خارجی بانک مرکزی است و قسمتی از دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از محل درآمدهای نفت به دست می‌آید. یعنی: $fr_t = (fr_{t-1}/\pi_{F,t}) + or_t$. بر این اساس دلارهای نفتی پس از تبدیل شدن به ریال وارد پایه پولی شده و نیازی به محاسبه مجدد آن در قید بودجه نیست.

لگاریتم– خطی سازی

در الگو های DSGE، معادلات رفتار بهینه کارگزاران اقتصادی، شرایط مرتبه اول، شرایط تسویه بازارها و شوک‌ها، به شکل غیرخطی هستند که به خاطر مشکلات تکنیکی، راه‌حل دقیقی برای این روابط در دسترس نیست و باید به راه‌حل های تقریبی اکتفا نمود. یکی از رایج‌ترین روش ها، روش تقریب لگاریتم – خطی[1] است.

در لگاریتم– خطی سازی، یک معادله غیرخطی، به یک معادله‌ای تبدیل می‌شود که بر حسب انحراف لگاریتمی هر متغیر، از مقدار باثباتش[2]، خطی است. روش جای‌گذاری پیشنهادی اوهلیگ[3] (۱۹۹۹) و استفاده از بسط تیلور[4]، از معروف‌ترین روش های لگاریتم–خطی‌سازی هستند. در این رساله، سیستم معادلات حول مقادیر تعادلی با روش اوهلیگ، لگاریتم– خطی شده‌اند.

٤- نتایج برآورد مدل

با تصریح معادلات مدل در وضعیت پایدار، برخی از پارامتر ها بر حسب متغیرها به دست می‌آیند. بنابراین با قرارگیری میانگین متغیر ها به جای وضعیت باثباتشان، می‌توان این پارامترها را محاسبه نمود و نیازی به تخمین آنها نیست. این پارامتر ها در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

جدول ۱. نسبت‌های محاسبه شده

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

جهت تخمین سایر متغیرها، از روش بیزی و الگوریتم متروپولیس–هستینگز استفاده شده است. از الگوریتم متروپولیس هستینگز با یک میلیون برداشت نمونه و پنج زنجیره موازی، جهت تخمین چگالی پسین پارامترها استفاده می‌شود. داده های مورد نیاز در این مقاله، داده‌های تعدیل شده فصلی تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده، مخارج سرمایه گذاری کل، درآمدهای نفتی، مخارج دولت و حجم پول در دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۳:۴ هستند. تمامی داده‌ها با روش X12، فصلی‌زدایی شده‌اند. از داده‌های حجم پول و شاخص قیمت مصرف‌کننده به ترتیب برای محاسبه نرخ رشد پایه پولی و تورم استفاده شده است. به وسیله فیلتر هدریک–پرسکات، جزء روند از داده ها جدا شده و بر جزء ادواری تحلیل انجام گرفت.

جدول ۲. تخمین پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین	مقدار برآورد شده
β	نرخ ترجیح زمانی	نرمال	۰/۹۵	۰/۹۵۶
φ_f	عکس کشش عرضه نیروی کار زن	گاما	۲/۳۸	۲/۳۷۸
φ_m	عکس کشش عرضه نیروی کار مرد	گاما	۲/۱۲	۲/۱۳۲
δ	نرخ استهلاک	بتا	۰/۰۲۵	۰/۲۴۸
α	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰/۴۰	۰/۴۱۵
θ_P	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	۰/۶۸	۰/۲۸۸
ρ_g	ضریب خودرگرسیون مخارج دولت	بتا	۰/۶۵	۰/۴۳
ρ_A	ضریب خودرگرسیون تکانه بهره وری	بتا	۰/۷۱۲	۰/۶۲۹
ρ_u	ضریب خودرگرسیون تکانه پولی	بتا	۰/۵۶۲	۰/۲۴۴
$skill^m$	ضریب مهارت نیروی کار مرد	گاما	۹/۱	۹/۰۹
$skill^f$	ضریب مهارت نیروی کار زن	گاما	۸	۷/۹۹
ρ	کشش جانشینی نیروی کار مرد و زن	نرمال	۰/۳۶	۰/۲۵۱
ω	ترجیح نسبی بنگاه برای استخدام نیروی کار مرد نسبت به نیروی کار زن	بتا	۰/۷۱	۰/۷۰۵
φ	عکس کشش تقاضای پول	گاما	۲/۱	۲/۱
ρ_{or}	ضریب خودرگرسیون تکانه نفتی	بتا	۰/۶۸	۰/۶۸۱
ω_{or}	ضریب اهمیت درآمد نفت در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰/۳۵	۰/۰۲
ω_g	ضریب اهمیت مخارج دولت در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰/۵۵	۰/۱۱
δ_A	خطای استاندارد تکانه بهره وری	گاما معکوس	۰/۰۲	۰/۰۲۴
δ_u	خطای استاندارد تکانه پولی	گاما معکوس	۰/۰۵	۰/۰۴
δ_g	خطای استاندارد تکانه مخارج دولتی	گاما معکوس	۰/۰۵.	۰/۱۱
δ_{or}	خطای استاندارد تکانه نفتی	گاما معکوس	۰/۰۵	۰/۱۶

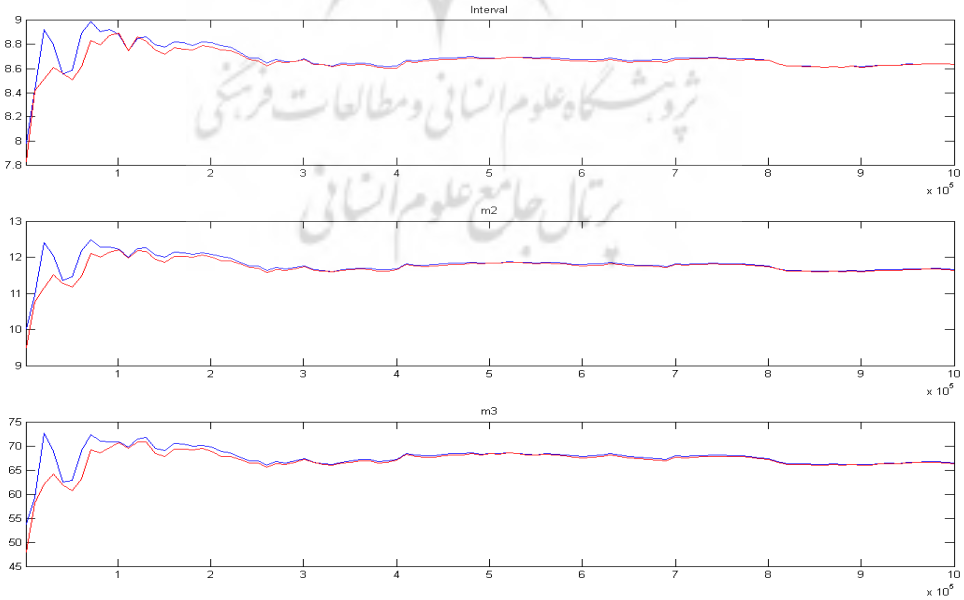
مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Log – Linear Approximation Method
2. Steady - State
3. Uhlig (1999)
4. Taylor

تخمین بیزی مبتنی بر تابع حداکثر درست‌نمایی مربوط به سیستم تعادل عمومی تصادفی پویاست. مزیتی که این روش دارد این است که می‌توان اطلاعات اضافی را از راه توزیع‌های پیشین در خصوص پارامتر ها به مدل اضافه کرد. در واقع تخمین بیزی یک الگوی DSGE، بر اساس یک تابع درست نمایی است که از حل مدل به صورت لگاریتم–خطی به دست می‌آید.

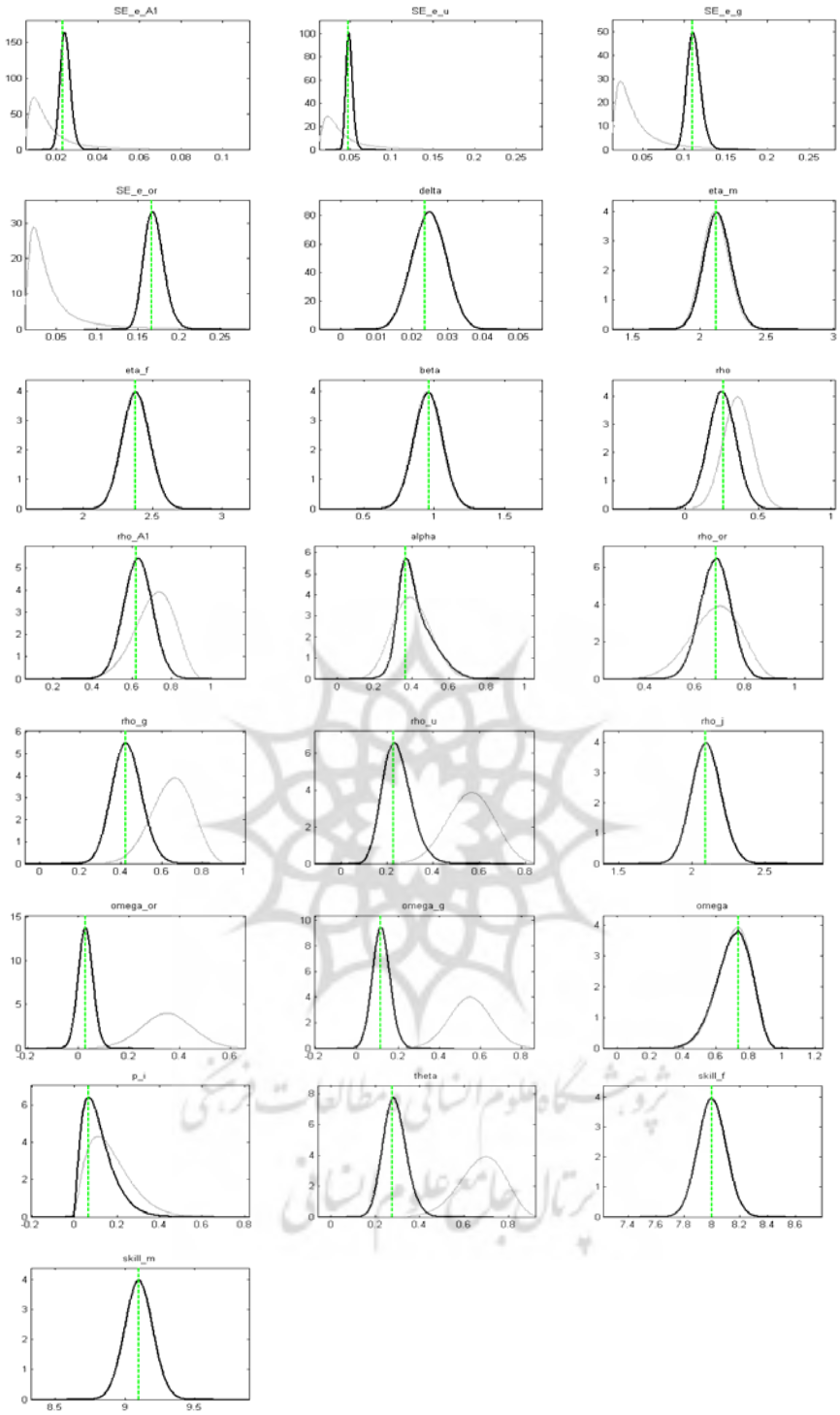
به منظور برآورد پارامترها، باید نوع توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین آنها مشخص شود. در جدول (۲)، نوع توزیع و میانگین پیشین و نتایج حاصل از تخمین پارامترها (میانگین پسین) ارائه شده است. در برآورد بیزی، باید چگالی های پیشین احتمالی هر پارامتر مشخص شود. نرم‌افزار داینار، پنج چگالی احتمال گاما، گامای معکوس، بتا، یکنواخت و نرمال را می پذیرد. چگالی نرمال دامنه اعداد حقیقی را پوشش می دهد، بنابراین چگالی نرمال برای توضیح ویژگی پارامتر هایی که دارای مقادیر مثبت و منفی هستند، مناسب است. دامنه چگالی احتمال گاما دارای حد پایین است، لذا این توزیع برای توضیح پارامترهایی که دارای حد پایین هستند مناسب است. چگالی بتا، دامنه ای را که پوشش می دهد توسط حد بالا و پایین مشخص می شود. این چگالی برای تخمین پارامتر هایی که دارای حد بالا و پایین هستند مناسب است. ویژگی چگالی گاما معکوس نزدیک به گاماست با این تفاوت که حد پایین آن صفر است. همچنین این چگالی می تواند انحراف معیار بی‌نهایت داشته باشد، لذا چگالی گاما معکوس برای تخمین انحراف معیار شوک ها مناسب است. چگالی یکنواخت شبیه چگالی بتا بوده، دارای حد بالا و پایین است با این تفاوت که در این چگالی نیازی به میانگین و انحراف معیار نیست. چگالی یکنواخت برای پارامتر هایی که اطلاعات اولیه کافی در مورد آنها وجود ندارد مناسب است (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶: ۴۳۵).

یکی از آزمون های مهم داینار، آزمون تشخیصی زنجیره مارکف–مونت–کارلو است که به وسیله آن می توان بررسی کرد که آیا مشکلی در برآورد پارامترهای مدل وجود دارد و برآورد ها قابل اتکا هستند. داینار چندین بار شبیه سازی متروپولیس–هستینگز را تکرار می کند و در هر بار، کار را از یک نقطه شروع می کند. اگر نتایج این زنجیره ها منطقی باشد، باید رفتار آنها نیز شبیه هم باشد و به سمت همدیگر همگرا شوند. سه شاخص interval، m2 و m3 در نموداری مجزّا توسط داینار ارائه می‌شود که به ترتیب نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارامترهاست. اگر در این نمودارها شباهتی وجود نداشته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع‌های پیشین به درستی تعریف نشده‌اند. با توجه به نمودار (۱)، این دو منحنی به سمت یکدیگر همگرا شده‌اند.



نمودار ۱. ارزیابی همگرایی تخمین بیزی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. چگالی پیشین و پسین پارامترهای مدل

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲)، نشان‌دهنده توزیع‌های پیشین و پسین پارامترهای مدل می‌باشد که بر اساس آن، توزیع‌های پسین شکل متعارف خود را داشته و مد آنها به درستی تعیین شده است. در برخی از این نمودارها، چگالی پیشین بر هم منطبق هستند که نشان می دهد که یا اطلاعات پیشین در مورد این نوع پارامترها کاملاً درست بوده، یا اینکه به کمک داده‌های

استفاده شده در مدل نمی‌توان این پارامترها را تخمین زد. هر دو وضعیت بیانگر کالیبره شدن پارامتر مورد نظر است. اگر در روش بیزی اطلاعات پیشین دقیق باشند، این روش به کالیبراسیون تبدیل می‌شود. اگر این اطلاعات کاملاً نادرست باشد، روش بیزی به روش حداکثر درست‌نمایی تبدیل می‌شود و چگالی پسین پارامتر، معادل تابع درست‌نمایی است. رویکرد بیزی روشی بین رویکرد حداکثر درست نمایی و کالیبراسیون است که در آن چگالی پسین، میانگین وزنی از چگالی پیشین پارامتر و تابع حداکثر درست نمایی است (جوان و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۵۶).

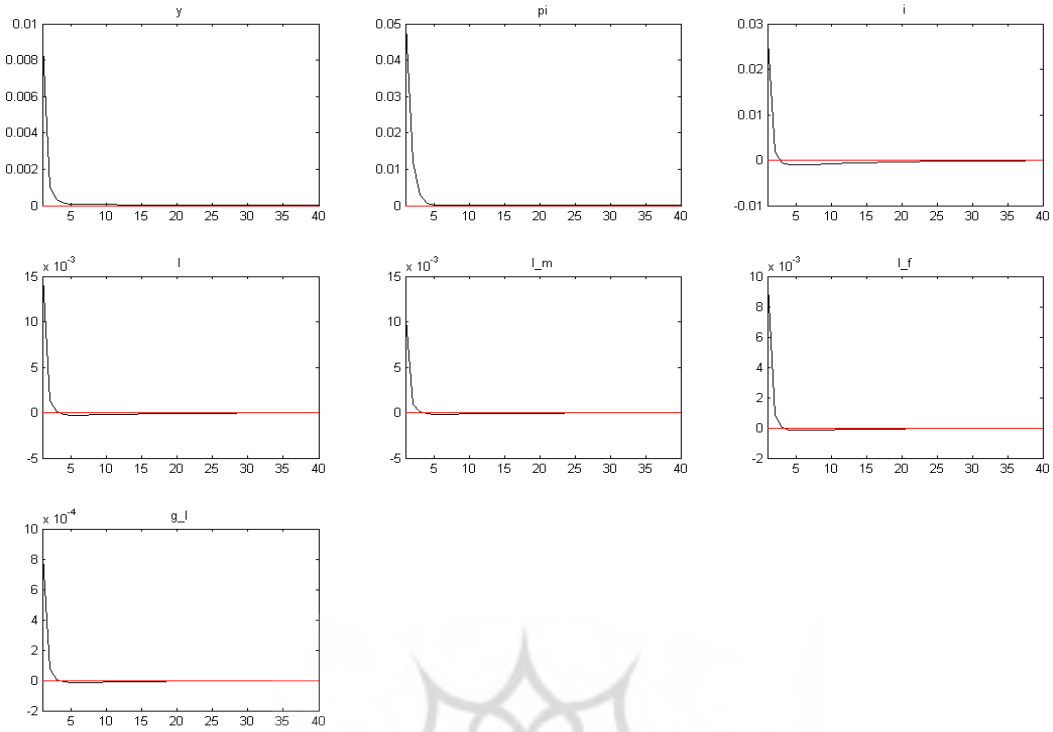
بررسی اثرات تکانه‌های مختلف بر پویایی‌های متغیرها

نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی، اثرات شوک‌های پولی و غیر پولی را به شرح زیر نشان می‌دهد.

افزایش نرخ رشد حجم پول u_t، به عنوان یک سیاست پولی، تقاضای کل را افزایش داده است. همان گونه که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، افزایش تقاضای کل، سبب افزایش سرمایه‌گذاری، تولید و تورم می‌شود. سرمایه‌گذاری پس از ۱۴ دوره، تولید و تورم نیز پس از ۵ دوره به وضعیت باثباتشان برمی‌گردند. این شوک باعث افزایش اشتغال مردان، زنان و اشتغال کل می‌شود. تأثیر این شوک بر نرخ رشد اشتغال مردان، بیش از زنان است که این باعث افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می شود و سطح نابرابری پس از ۲۰ دوره به وضعیت باثبات خود برمی‌گردد. اشتغال کل پس از ۶، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۱۰ و ۸ دوره به وضعیت باثباتشان برخواهند گشت. بخشی از نتایج فوق، مانند تأثیر سیاست پولی بر تولید کل، تورم و اشتغال، با نتایج مطالعه جوان و همکاران (۱۳۹۶: ۲۶۰)، و در بحث تأثیرگذاری بر سرمایه‌گذاری و تورم با مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۳۴) مشابه است.

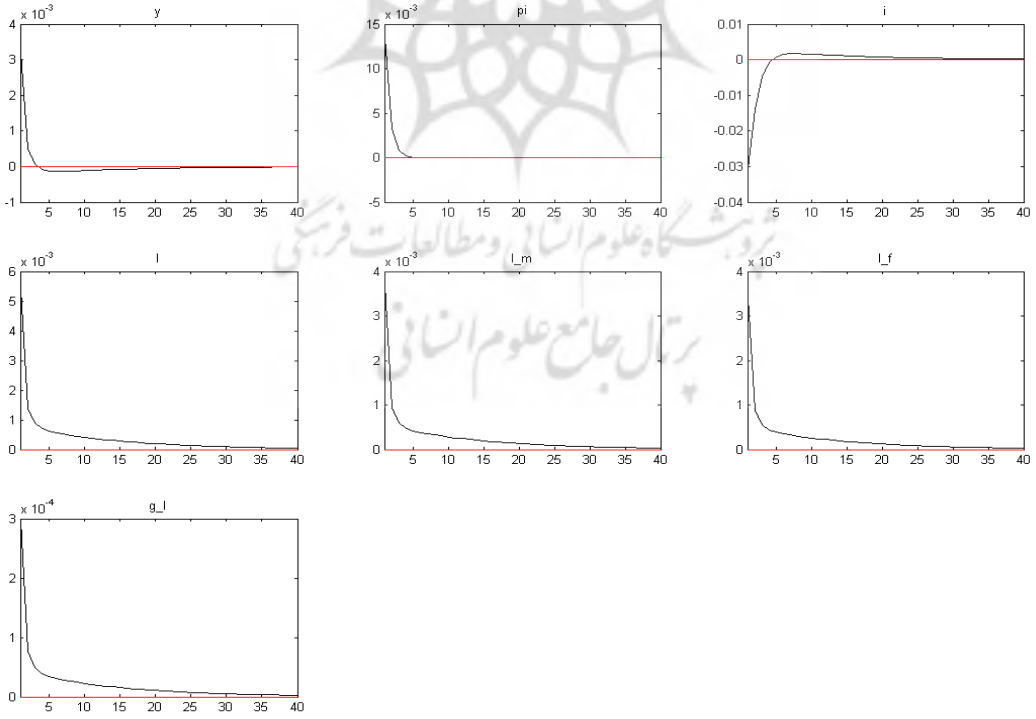
طبق نمودار (۴) سیاست مالی (افزایش g_t)، تقاضای کل را افزایش می‌دهد. تغییرات تقاضا نیز می‌تواند درآمد قابل تصرف، توزیع درآمد، اشتغال، سطح قیمت‌ها و سایر متغیرها را تحت تأثیر قرار دهد. این سیاست از طریق تأثیر بر تقاضای کل، منجر به افزایش سطح تولید و سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. افزایش مخارج دولت به دلیل اثر برون‌زایی باعث کاهش سرمایه‌گذاری شده است. سرمایه‌گذاری پس از ۲۵ دوره، تولید و تورم نیز به ترتیب پس از ۶ و ۸ دوره به وضعیت باثباتشان برمی‌گردند. سیاست مالی، افزایش اشتغال مردان و زنان و در نتیجه، اشتغال کل را به دنبال دارد، ولی تأثیر کمتری بر نرخ رشد اشتغال زنان نسبت به اشتغال مردان داشته، و در نتیجه نابرابری جنسیتی در بازار کار را افزایش داده و این متغیر پس از ۳۳ دوره به روند باثبات خود برمی‌گردد. اشتغال کل پس از ۳۴ دوره، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۳۵ و ۳۷ دوره به وضعیت باثباتشان برخواهند گشت. این نتایج تا حد زیادی از جمله تأثیر بر سرمایه‌گذاری، اشتغال و تولید کل، با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۳۲) مطابقت دارد.

درآمدهای نفتی، یکی از عوامل اثرگذار بر متغیرهای اقتصادی، از جمله تولید، تورم و اشتغال، در اقتصاد ایران می‌باشد. دولت درآمد نفت را از طریق نقدینگی به بازار تزریق می‌کند، که این امر، دو پیامد را به همراه دارد: ۱- افزایش نقدینگی و ۲- افزایش تقاضای بخش خصوصی و خانوار ها. با افزایش درآمدهای نفتی معمولاً دولت‌ها دستمزدها، پرداخت‌های انتقالی و اشتغال را افزایش داده و در مجموع، تقاضای کل را افزایش می‌دهند. طبق نمودار ۵، شوک نفتی منجر به افزایش تولید کل، تورم و سرمایه‌گذاری شده است. سرمایه‌گذاری پس از ۲۰ دوره، تورم و تولید نیز پس از ۵ دوره به وضعیت باثباتشان برمی‌گردند. این شوک اشتغال زنان، مردان و اشتغال کل را افزایش می دهد با این توضیح که تأثیرش بر نرخ رشد اشتغال مردان بیش از اشتغال زنان می‌باشد و در مجموع سبب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار شده، و این متغیر پس از ۱۸ دوره به وضعیت باثبات خود باز می‌گردد. اشتغال کل پس از ۱۳ دوره، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۸ و ۶ دوره به وضعیت باثباتشان برخوهند گشت. بخشی از این نتایج، در خصوص تأثیر بر تولید و اشتغال کل، با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۳۳) مطابقت دارد.



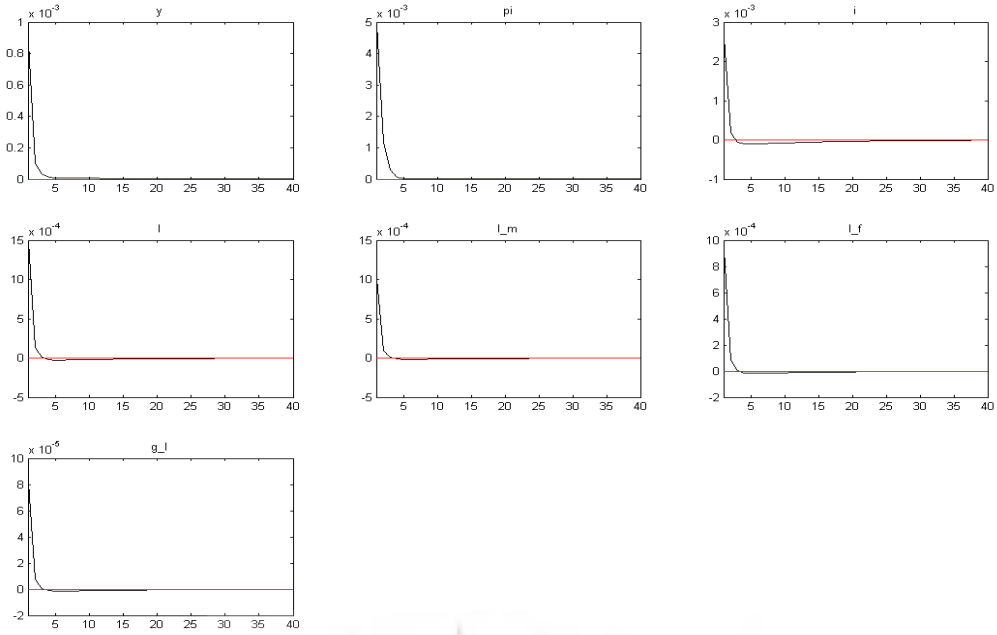
نمودار ۳. اثرات شوک پولی ۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ٤. اثرات شوک مخارج دولت

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۵. اثرات شوک نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج به دست آمده نشان می دهند که سیاست پولی، موجب افزایش تولید، اشتغال زنان، مردان و اشتغال کل می گردد. این سیاست، نرخ رشد اشتغال زنان را کمتر از اشتغال مردان متأثر ساخته، موجب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می شود. بخشی از نتایج فوق، از جمله تأثیر این سیاست بر تولید و اشتغال، با نتایج مطالعات جوان و همکاران (۱۳۹۶) و اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) مشابه است. همچنین سیاست مالی، تولید، اشتغال کل، اشتغال مردان و زنان را افزایش می‌دهد. ولی تأثیر این سیاست بر نرخ رشد اشتغال مردان بیش از اشتغال زنان بوده، در نتیجه موجب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می شود. بخشی از این نتایج مانند تأثیر سیاست مالی بر اشتغال کل و تولید با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت دارد. تکانه نفتی نیز مانند تکانه پولی و مالی، منجر به افزایش تولید، افزایش اشتغال زنان، مردان و افزایش اشتغال کل می شود. بخشی از این نتایج با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت دارد. این شوک، در مجموع نابرابری جنسیتی در اشتغال را افزایش می‌دهد. الگوی طراحی شده در این مقاله، به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این آگاهی را می‌دهد که تمامی شوک‌های پولی، مالی و نفتی با وجود اینکه در مجموع اشتغال زنان، مردان و اشتغال کل را افزایش می دهند ولی شکاف جنسیتی در بازار کار را افزایش می‌دهند لذا دولت و برنامه‌ریزان می‌بایست با اعمال سیاست‌های مناسب و تعدیلات ساختاری، از قبیل افزایش آموزش زنان، کاهش نابرابری در استخدام زنان در مشاغل رسمی، بهبود و ایجاد تمهیدات عمومی (از قبیل ایجاد مراکز مراقبت از کودکان) و ایجاد امنیت در محیط کار برای زنان، عدم کارآیی‌های ناشی از این شوک‌ها را کاهش دهند. الگوی ارائه شده در این پژوهش، به برخی از جنبه‌های نابرابری جنسیتی پرداخت، لذا برای بررسی واقع‌گرایانه تر از اقتصاد ایران، به پژوهشگران جهت پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود که این الگو را گسترش داده، و جنبه‌های دیگری از نابرابری جنسیتی را مورد بررسی قرار دهند.

منابع

اسدزاده، احمد؛ میرانی، نینا؛ قاضی خانی، فروغ؛ اسمعیل درجانی، نجمه و هنردوست، عطیه (۱۳۹۶). "بررسی نقش اشتغال و تحصیلات زنان بر رشد اقتصادی ایران". *زن در توسعه و سیاست*، دوره ۱۵، شماره ۳، ۳۸۱-۳۵۹.

اسفندیاری، مرضیه؛ دهمرده، نظر و کاوند، حسین (۱۳۹۳). "بازار دوگانه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱، ۲۳۸-۲۱۷.

افشاری، زهرا و کاکاوند، سمیرا (۱۳۹۵). "اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی در ایران (با تأکید بر داده‌های پانل استانی)". *فصلنامه مطالعات زنان*، سال چهاردهم، شماره ۲، ۳۳-۷.

بهرامی‌نیا، ابراهیم؛ ابوالحسنی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۷). "مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن". *سیاست‌گذاری اقتصادی*، دوره بیستم، شماره ۱۰، ۱۰۲-۷۱.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره چهل و هفتم، شماره ۳، ۲۲-۱.

توکلیان، حسین و صارم، مهدی (۱۳۹۶). "الگوهای DSGE در نرم‌افزار Dynare (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران)". تهران، *پژوهشکده پولی و بانکی*، اول، ۱۳۹۶.

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

راعی، رضا؛ ایروانی، محمد جواد و احمدی، تیرداد (۱۳۹۷). "شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۴۴-۲۹.

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

صباغی، شهلا؛ زمانی، سمیرا؛ دل عظیمی، فریده؛ ابراهیمی، زهرا؛ یزدان‌طلب، مهناز؛ صادقی، فرشته و قارزی، زهره (۱۳۹۷). "گزیده های آماری، بهار ۱۳۹۷". تهران، وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی، مرکز آمار و اطلاعات راهبردی.

علمی، زهرا و روستایی، خیزران (۱۳۹۳). "اثر توسعه بر مشارکت اقتصادی زنان در کشورهای منا با استفاده از روش پانل پروبیت کسری". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۴، ۲۸-۱۱.

ملکی حسنوند، بهزاد؛ جعفری، محمد؛ فتاحی، شهرام و غفاری، هادی (۱۳۹۸). "سازوکار اثرگذاری هم‌زمان حکمرانی خوب و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۱۱۴-۹۹.

Calvo, G. (1983). “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework”. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.

Gaddis, I. & Klasen, S. (2014). “Economic Development, Structural Change, and Women’s Labor Force Participation”. *Journal of Population Economics*, *27*(3), 639-681.

Heintz, J. (2006). “Globalization, Economic Policy and Employment: Poverty and Gender Implications”. *Geneva: International Labour Organization*, 1- 83.

Kaur, H. & Lechman, E. (2015). “Economic and Female Labor Force Participation–Verifaying the U-Feminization Hypothesis New Evidence for 162 Countries Over the Period 1990-2012”. *Journal of Sciences Papers Economics Sociology*, 8(1), 90-101.

Khera, P. (2016). “Macroeconomic Impacts of Gender Inequality and Informality in India”. *International Monetary Fund*, WP/16/16, 1-65.

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.

Locarno, A. (2016). “Can Gender Equality

and Women's Empowerment Unlock Growth Potential in Europe*?*". *Economic Challenges and Gender Inequality in Europe*. ID Number: 183481, 1-47.

Rotemberg, J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output". *Review of Economic Studies*, 49, 517–531.

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.

Seguino, S. (2019). "Macroeconomic Policy Tools to Finance Gender Equality". *Development Policy Review*, 37(4), 504-525.

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.

Verick, S. (2014). "Female Labor Force Participation in Developing Countries". *(International Labour Organization, India, and IZA, Germany)*, PP 87-110.

Walsh, C. E. (2003). "Monetary Theory and Policy". *Cambridge and London: The MIT Press, Second Edition*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی