فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۰۲، بهار ۱۴۰۱، ۵۸-۳۷

مقاله پژوهشی: اثرات اقتصاد کلان تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[۱]

حیدر زبیدی * کریم امامی **

تیمور محمدی * فرهاد غفاری **

دریافت: ۱۴۰۰/۲/۲۵ پذیرش: ۱۴۰۰/۶/۶

تبعیض جنسیتی / بازار کار / سیاست پولی / تکنولوژی / مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

چکیده

هدف این مقاله تبیین اثرات اقتصاد کلان تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران بر اساس رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی است. برای این منظور یک مدل استاندارد کینزی جدید با لحاظ عامل‌های زن و مرد در بخش خانوار، کار در بازار کار با دستمزد و کار خانگی بدون دستمزد و رفتار تبعیض‌آمیز بنگاه‌ها در بازار کار بر اساس داده‌ها و اطلاعات اقتصاد ایران طی

---

۱. ۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری حیدر زبیدی با راهنمایی دکتر کریم امامی و مشاوره دکتر تیمور محمدی و دکتر فرهاد غفاری در واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران می‌باشد.

*. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. h_zobeidy@yahoo.com

**. استادیار اقتصاد،دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران،ایران karim_emami@yahoo.com

***. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران،ایران atmahamadi@gmail.com

****. دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران farhad.ghaffari@yahoo.com

■ کریم امامی، نویسنده مسئول.

دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷ مقداردهی و حل شده است. نتایج حاصل از حل مدل نشان داد که تبعیض جنسیتی باعث تخصیص ناکارای زمان کار بین زنان و مردان در وضعیت یکنواخت می‌گردد. این ناکارایی علاوه بر ایجاد شکاف جنسیتی دستمزد باعث کاهش دستمزد زنان و مردان، تولید، مصرف و رفاه خانوارها نسبت به شرایط عدم وجود تبعیض می‌گردد. نتایج حاصل از شبیه‌سازی توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر شوک سیاست پولی انبساطی نشان داد که در شرایط وجود تبعیض، افزایش دستمزد زنان و مردان، تولید، مصرف و تورم در مقایسه با شرایط عدم وجود تبعیض کمتر است. همچنین نتایج حاصل از شبیه‌سازی توابع عکس‌العمل آنی متغیرها در برابر شوک مثبت تکنولوژی نشان داد که در شرایط وجود تبعیض افزایش دستمزد زنان و مردان، تولید و مصرف در مقایسه با شرایط عدم وجود تبعیض کمتر و کاهش تورم بیشتر است.

طبقه‌بندی JEL: J71, E12, E52,O33

مقدمه

تبعیض از نظر مفهومی عبارت است از «اقدامات، رویه‌ها یا سیاست‌هایی که به صورت ناروا زیان یا محرومیت‌های نسبی را بر اشخاص به علت عضویت آنها در یک گروه اجتماعی تحمیل می‌کنند»[1]. این پدیده می‌تواند به صورت تبعیض نژادی، تبعیض جنسیتی، تبعیض دینی و مذهبی، تبعیض زبانی و... نمود پیدا کرده و در محیط‌های گوناگون اتفاق بیفتد که از جمله آنها بازار کار است. شایع‌ترین نوع تبعیض در بازار کار تبعیض جنسیتی است. تبعیض جنسیتی در بازار کار می‌تواند به اشکال مختلفی اعمال گردد که رایج‌ترین آنها تبعیض در استخدام، تبعیض در دستمزد و تبعیض در ارتقای شغلی می‌باشند.

به طور کلی وجود موانع و محدودیت‌های جنسیتی در دستیابی عادلانه به امکانات و فرصت‌ها از جمله مشکلاتی هستند که زنان در همه کشورها با آنها روبرو می‌باشند. بنابر گزارش شکاف جنسیتی ۲۰۲۰ مجمع جهانی اقتصاد با روند فعلی، برای بستن شکاف جنسیتی در جهان و دستیابی به برابری بین زنان و مردان ۹۹/۵ سال زمان لازم است.

در ایران نیز علیرغم برابری نسبی جمعیت در سن کار زنان و مردان شواهد آماری و نیز مطالعات داخلی صورت گرفته نشان می‌دهند که زنان در بازار کار ایران نسبت به مردان دسترسی محدودتری به فرصت‌های شغلی دارند و در صورت دسترسی نیز با تبعیض جنسیتی در دستمزد روبرو می‌شوند. بر اساس نتایج طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران شکاف جنسیتی نسبی بین زنان و مردان در شاخص «زمان اختصاص یافته به اشتغال و فعالیت‌های مرتبط با مزد» طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ به طور میانگین ۸۷ درصد و شکاف جنسیتی دستمزد برای برخی مشاغل منتخب کشاورزی تا ۳۰ درصد نیز گسترش می‌یابد.

تبعیض جنسیتی در بازار کار به این دلیل که باعث تخصیص ناکارای منابع و سرمایه‌های محدود انسانی می‌گردد، عواقب منفی اقتصادی گسترده‌ای را در پی دارد. از این رو در سال‌های اخیر بررسی اثرات اقتصادی این پدیده از جنبه‌های مختلف مورد توجه محافل دانشگاهی و نهادهای بین‌المللی قرار گرفته و مطالعات متعددی در این زمینه صورت گرفته است. در بعد داخلی اما علیرغم اهمیت موضوع، مطالعات پیشین اغلب درصدد اثبات وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران و یا ارائه میزان شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض

1. Stanford Encyclopedia of Philosophy

بوده‌اند. نوآوری مطالعه حاضر این است که با بهره‌گیری از رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[1](DSGE) اثرگذاری پدیده تبعیض جنسیتی در بازار کار بر مقادیر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در وضعیت یکنواخت و نیز اثرگذاری دو شوک سیاست پولی و تکنولوژی بر این متغیرها را در شرایط وجود و عدم وجود تبعیض مورد بررسی قرار می‌دهد. مزیت رویکرد به کار رفته این است که علاوه بر فراهم‌سازی امکان تبیین اثرات ایستا و پویای تبعیض جنسیتی، محاسبه میزان شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض را امکان‌پذیر می‌سازد.

مطالب این مقاله به این شرح سازماندهی شده‌اند که پس از ارائه مقدمه، در بخش دوم ادبیات تحقیق مرور می‌شود. در بخش سوم مدل نظری تشریح خواهد شد. بخش چهارم نتایج حاصل از حل مدل مورد بحث قرار می‌گیرند. در بخش پنجم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۱. مروری بر ادبیات تحقیق

سوال اصلی که در بررسی تبعیض در بازار کار مطرح می‌شود این است که «علت بروز و تداوم این پدیده چیست؟». در پاسخ به این سوال بحث‌ها و گفتگوهای فراوانی میان اقتصاددانان خصوصا در دهه‌های ۷۰ و ۸۰ میلادی صورت گرفته که به مطرح شدن نظریه‌های متعددی منجر شده است. به طور کلی نظریه‌های تبعیض در بازار کار در غالب دو رویکرد رقیب دسته‌بندی می‌شوند: رویکرد نئوکلاسیک[2]و رویکرد غیرنئوکلاسیک[3].

در رویکرد نئوکلاسیک که فرض اصلی آن وجود شرایط رقابت کامل در بازار است استدلال می‌شود که علت اصلی تفاوت در دستمزدها و استخدام کارگران، میزان سرمایه‌گذاری در آموزش عمومی و خصوصی آنها است[4]. براساس این رویکرد، حداکثرسازی سود توسط بنگاه‌های رقابتی این امکان را فراهم می‌سازد که به همه کارگران دستمزدی به میزان عایدی نهایی تولید[5] پرداخت گردد. بنابراین اگر به یک گروه از کارگران دستمزدی کمتر از گروه دیگر پرداخت گردد به این دلیل است که بهره‌وری آنها کمتر است. که این امر به سطح پایین‌تر

1. Dynamic stochastic general equilibrium
2. Neoclassical Approach
3. Non- Neoclassical Approach
4. Leontaridi, (2002).
5. Marginal Revenue Product

تعلیم یا مهارت آنها بر می‌گردد. از دیدگاه نئوکلاسیکی تبعیض زمانی در بازار وجود دارد که به کارگران با بهره‌وری یکسان دستمزد متفاوت پرداخت گردد. اقتصاددانان نئو کلاسیک بر این اعتقادند که تبعیض، ناشی از عدم موفقیت در رقابت‌ها است که اجازه می‌دهد این رفتار غیرحداکثرکننده سود ادامه یابد .این اقتصاددانان براین باورند که ساختن جهانی با ویژگی رقابت کامل رویکرد نئوکلاسیک باعث می‌شود کارفرمایانی که تبعیض قائل می‌شوند از فضای کسب و کار خارج شده و تبعیض برطرف گردد. مشهورترین نظریه در این رویکرد نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه[1]» می‌باشد.

در نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه» که بنیان‌گذار آن گری بکر[2] می‌باشد، بر نقش نگرش‌های بین قومی[3] در تصمیمات مربوط به استخدام تاکید می‌گردد. بکر در پژوهش اصلی خود با عنوان «اقتصاد تبعیض» بیان می‌کند که سلیقه برای تبعیض مهمترین علت تبعیض واقعی است. بکر بیان می‌کند در شرایط وجود تبعیض اگر نرخ دستمزد پولی یک کارگر خاص (اقلیت نژادی، زنان و...) π باشد کارفرما به گونه‌ای عمل می‌کند که نرخ دستمزد خالص برابر $\pi(1+d)$ است که درآن d ضریب تبعیض بر علیه این کارگر است. مقدار بزرگتر از صفر ضریب تبعیض بیانگر هزینه‌های غیر پولی تولید برای یک کارفرما خواهد بود[4]. در شرایط وجود تبعیض در بازار کار نرخ دستمزد خالص کارگران یک اقلیت از سایر کارگران بالاتر و لذا میزان استخدام آنها کمتر است. در این شرایط نرخ دستمزد پولی کارگران اقلیت با نرخ دستمزد سایرین متفاوت و شکاف دستمزد پولی ایجاد می‌شود.

بارزترین رویکرد غیرنئوکلاسیک، رویکرد نهادی[5] است که در آن بر ماهیت تقسیم‌شده[6] بازارکار و اهمیت تاثیرات نهادی و اجتماعی بر دستمزد و اشتغال تاکید می‌شود. در این رویکرد که به نظریه «بازار کار تقسیم شده[7]» نیز مشهور می‌باشد، بازار کار مجموعه‌ای از چندین بخش یا قسمت مجزا با قواعد مختلف برای تعیین دستمزد و سیاست‌های استخدامی است که در آن دسترسی برخی گروه‌های کارگری به دلیل نژاد، جنسیت و... فقط به مشاغل

1. Taste-based Discrimination Theory
2. Gary Becker
3. Interethnic Attitudes
4. Becker, (1971).
5. Institutional Approach
6. Segmented
7. Segmented Labor Market Theory

برخی بخش‌ها محدود می‌باشد و این کارگران به علت فعالیت‌هایی که انجام می‌دهند دستمزد کمی دارند. بنابراین تبعیض موجود در بازار کار ناشی از ساختاری است که درون نهادهای اقتصادی وجود دارد. به عقیده پالاز[1] این نظریه به طور گسترده برای توضیح تفکیک جنسیتی در بازارهای کار ایالات متحده و انگلیس استفاده شده و کاربرد آن در کشورهای در حال توسعه به دلیل ساختار متفاوت بازار کار آنها به آسانی نیست.

اگر چه نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه» بکر بر اساس تبعیض نژادی پایه‌گذاری شده اما مفاهیم آن به انواع دیگر تبعیض قابل تعمیم است. ستمپل و نییر[2] بر این عقیده‌اند که تعریف تبعیض در نظریه بکر که همان «عدم مطلوبیت درک شده ناشی از تماس با برخی افراد» است برای بحث در مورد تبعیض جنسیتی مناسب نیست زیرا مردان و زنان با هم در خانواده زندگی می‌کنند و از تماس آنها در محیط کار عدم مطلوبیت ایجاد نمی‌گردد. در این راستا بلاو و کان[3] تعریف بکر از تبعیض را تعدیل نموده و عنوان می‌کنند که تبعیض جنسیتی از تطبیق و ترویج «نقش‌های مناسب اجتماعی» و نه «تمایل به حفظ فاصله‌ی اجتماعی از یک گروه مورد تبعیض» ایجاد می‌شود[4]. بیردسال وسابوت[5] در خصوص نظریه تبعیض بکر بیان می‌کنند که این نوع نظریات، ممکن است در جوامع کم درآمد که سنت‌های اجتماعی هنوز تأثیر زیادی بر رفتار اقتصادی دارند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد[6].

از آنجا که زنان تقریبا در همه کشورها به نحوی از انحاء و درجات مختلف با پدیده تبعیض جنسیتی در بازارهای کار مواجه هستند، در زمینه اثرات اقتصادی این پدیده در سال‌های اخیر مطالعات تجربی متعددی صورت گرفته است. از جمله این مطالعات مقاله تینیر و کیوبرس[7] است که در آن محققین به این نتیجه دست یافته‌اند که میزان درآمد کل از دست رفته ناشی از شکاف‌های جنسیتی در اروپا ۱۰ درصد و در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) ۲۷ درصد است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که میزان درآمد کل از

1. Palaz, (2002).
2. Stempel & Neyer, (2019).
3. Blau and Kahn
4. Stempel & Neyer, (2019).
5. Birdsall &Sabot
6. Palaz, (2002).
7. Teignier & Cuberes, (2014).

دست رفته ناشی از شکاف‌های جنسیتی در ایران ۳۲ درصد است. عسلی و گوراشویلی[1] در بررسی تبعیض‌های مختلف دستمزد در بازار کار گرجستان نتیجه گرفته‌اند که بین تبعیض و رشد اقتصادی یک علیت دو طرفه منفی وجود دارد. کووالنکو و تابفر[2] در بررسی اثرات پویایی‌های سیکلی[3] بر شکاف جنسیتی پرداخت در ایالات متحده نتیجه گرفته‌اند که شوک تکنولوژی در کوتاه مدت باعث افزایش شکاف جنسیتی پرداخت می‌شود اما در میان مدت این شکاف به‌طور قابل توجهی کاهش خواهد یافت. ستمپل و نییر[4] در مطالعه‌ای به این نتیجه دست یافته‌اند که شوک‌های نامطلوب اقتصادی نظیر شوک همه‌گیری کووید-۱۹ در صورت نبود تبعیض جنسیتی علیه زنان ضررهای کمتری برای فعالیت‌های اقتصادی خواهند داشت. علاوه بر این در شرایط وجود تبعیض، واکنش بانک مرکزی به بحران منجر به افزایش شکاف جنسیتی دستمزد می‌گردد و در ایجاد ثبات اقتصادی کمتر موثر خواهد بود.

در بعد داخلی علیرغم اهمیت موضوع، اما مطالعات صورت گرفته اغلب در صدد اثبات پدیده تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران و یا ارائه برآوردی از میزان شکاف جنسیتی دستمزد بوده‌اند. اکرم (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای نتیجه گرفته است که در بازار کار ایران تبعیض علیه زنان وجود دارد. کشاورز حداد و علویان قوانینی (۱۳۹۱) با محاسبه شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض نتیجه گرفته‌اند که تبعیض جنسیتی دستمزد در بازار کار ایران وجود دارد و میزان شکاف در مناطق شهری طی دوره مطالعه بین ۱۷ تا ۲۵ درصد است. بیداربخت نیا و جرجرزاده (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به این نتیجه دست یافته‌اند که تبعیض جنسیتی دستمزد به میزان چشمگیری در بازار کار ایران وجود دارد. شوریان و طائی (۱۳۹۹) با بررسی تفاوت‌های دستمزدی زنان و مردان در بازار کار ایران نتیجه گرفته‌اند که میزان تبعیض جنسیتی دستمزد ۱۷ درصد است. زارع شحنه، نصراللهی و پارسا (۱۳۹۹) در مطالعه تاثیر شوک‌های سیاست پولی و تکنولوژی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران نتیجه گرفته‌اند که این شوک‌ها اشتغال مردان را بیش از اشتغال زنان افزایش داده و در نتیجه نابرابری جنسیتی در بازار کار افزایش می‌یابد.

1. Asali & Gurashvili, (2019).
2. Kovalenko and Töpfer, (2021).
3. Cyclical dynamics
4. Stempel & Neyer, (2021).

۲. مدل نظری

مدل نظری این تحقیق یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزی جدید بسته متشکل از سه بخش خانوار، بنگاه و مقام پولی می‌باشد. این مدل با اتکاء بر مطالعه ستمپل و نییر[1] (۲۰۱۹) طراحی شده است. در این مدل همانند سایر مدل‌های کینزی جدید، فروض بازار رقابت ناقص و چسبندگی قیمت‌ها لحاظ شده است. در ادامه به تشریح هر یک از بخش‌های مدل پرداخته می‌شود.

۲-۱. خانوارها

فرض می‌شود که در اقتصاد یک زنجیره از خانوارهای همانند وجود دارد که هر یک از خانوارها از دو عامل زن و مرد (G=F,M) تشکیل شده است. همچنین فرض می‌شود که دو عامل زن و مرد نیروی کار خود را هم در بازار کار با دستمزد و هم در کار خانگی بدون دستمزد عرضه می‌کنند. برای لحاظ کردن عرضه نیروی کار هر یک از عامل‌های زن و مرد در بازار کار با دستمزد و در کار خانگی بدون دستمزد از یک تابع مطلوبیت توانی با ریسک‌گریزی نسبی ثابت (CRRA)[2] به صورت زیر استفاده می‌شود.

$$U_t = \frac{\left(C_t^b L_{F,t}^{\frac{1-b}{2}} L_{M,t}^{\frac{1-b}{2}} \right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (1)$$

که در آن σ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، C_t شاخص مصرف ترکیبی خانوار، $L_{G,t}$ فراغت عامل G در زمان t و پارامتر $0 \le b \le 1$ اهمیت نسبی مصرف و فراغت برای خانوار را نشان می‌دهند. خانوار نمونه به دنبال حداکثر کردن ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری کل دوره زندگی خود می‌باشد.

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k U_{t+k} \right] \quad (2)$$

که در آن $0 < \theta \le 1$ نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده است. خانوار نمونه با محدودیت زمانی برای هر یک از عامل‌ها به صورت رابطه (۳) مواجه است.

1. Stempel & Neyer, (2019).
2. Constant Relative Risk Aversion

$$N_{F,t} + V_{F,t} + L_{F,t} = ۱ \quad (۳)$$

$$N_{M,t} + V_{M,t} + L_{M,t} = ۱ \quad (۴)$$

که $N_{G,t}$ زمان کار در بازار کار با دستمزد و $V_{G,t}$ زمان کار خانگی بدون دستمزد را نشان می‌دهند.

شاخص مصرف ترکیبی خانوار، همانند شاخص به‌کار رفته در مطالعه بن حبیب و دیگران[1] (۱۹۹۱) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_t \equiv \gamma C_t^N + (۱-\gamma) C_t^V \quad (۵)$$

که در آن C_t^N شاخص مصرف کالاهای بازاری و C_t^V شاخص مصرف کالاهای خانگی می‌باشند. پارامتر $۰ \le \gamma \le ۱$ ترجیح مصرف کالای بازاری یا کالاهای خانگی توسط خانوار را مشخص می‌کند. شاخص مصرف کالای بازاری یک تابع با کشش جانشینی ثابت ($\varepsilon > ۱$) از همه کالاهای موجود در بازار $i \in [۰,۱]$ است که به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$C_t^N \equiv \left(\int_۰^۱ C_{i,t}^N di^{\frac{\varepsilon-۱}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-۱}} \quad (۶)$$

تابع تولید کالاهای خانگی توسط خانوار به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$C_t^V = V_{F,t}^{۱-\beta} + V_{M,t}^{۱-\beta} \quad (۷)$$

که در آن $۰ < \beta < ۱$ است.

خانوار نمونه برای حداکثرسازی مطلوبیت خود با قید بودجه اسمی به‌صورت زیر مواجه می‌گردد:

$$\int_۰^۱ P_{i,t} C_{i,t}^N di + Q_t B_t \le B_{t-۱} + W_{F,t} N_{F,t} + W_{M,t} N_{M,t} + D_t \quad (۸)$$

که در آن $P_{i,t}$ قیمت کالای بازاری i ام، Q_t قیمت اوراق قرضه ($Q_t = \frac{۱}{R_t}$)، B_t میزان اوراق قرضه، $W_{G,t}$ دستمزد اسمی عامل و D_t سود سهام حاصل از مالکیت بنگاه‌ها است. از حداقل‌سازی مخارج برای هر سطح داده شده از مصرف کالاهای بازاری، تقاضای بهینه خانوار برای کالای i ام به دست می‌آید که به صورت زیر است:

1. Benhabib et al., (1991).

$$C_{i,t}^{N} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t}\right)^{-\varepsilon} C_t^{N} \quad (۹)$$

که در آن $P_t \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon} di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ شاخص قیمت کل است.

با استفاده از روابط (۸) و (۹) قید بودجه خانوار به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$P_t C_t^{N} + Q_t B_t \le B_{t-1} + W_{F,t} N_{F,t} + W_{M,t} N_{M,t} + D_t \quad (۱۰)$$

خانوار نمونه با فرض اینکه دستمزدها، قیمت کالاها، قیمت اوراق قرضه و سود سهام داده شده هستند، ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری کل دوره زندگی خود را با توجه به قید بودجه اسمی حداکثر می‌کند. شرایط بهینه مرتبه اول حاصل از این حداکثرسازی عبارتند از:

$$\gamma \frac{W_{G,t}}{P_t} = (1-\gamma)(1-\beta) V_{G,t}^{-\beta} \quad (۱۱)$$

$$\frac{1-b}{2\gamma b} \frac{C_t}{L_{G,t}} = \frac{W_{G,t}}{P_t} \quad (۱۲)$$

$$Q_t = \theta E_t \left[\frac{U_{C^N,t+1}}{U_{C^N,t}} \frac{1}{\Pi_{t+1}} \right] = \quad (۱۳)$$

$$\theta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\sigma)b-1} \left(\frac{L_{F,t+1}}{L_{F,t}}\right)^{\frac{(1-b)}{2}(1-\sigma)} \left(\frac{L_{M,t+1}}{L_{M,t}}\right)^{\frac{(1-b)}{2}(1-\sigma)} \frac{1}{\Pi_{t+1}} \right]$$

که $\Pi_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1}}{P_t}$ تورم در دوره $t+1$ را نشان می‌دهد.

۲-۲. بنگاه‌ها

فرض می‌شود که یک زنجیره[1] از بنگاه‌های اندیس‌گذاری شده با $i \in [0,1]$ در اقتصاد وجود دارد که از تکنولوژی همانند استفاده می‌کنند. هر بنگاه یک کالای متمایز تولید و آن را در یک بازار رقابت انحصاری عرضه می‌کند. علاوه بر این، فرض می‌شود تنظیم قیمت بنگاه‌ها مطابق با مدل قیمت‌گذاری مبهوت کالو صورت می‌گیرد.

تابع تولید بنگاه نمونه i ام را به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_{i,t} = A_t (N_{i,F,t}^{1-\alpha} + N_{i,M,t}^{1-\alpha}) \quad (۱۴)$$

1. Continuum

که در آن $0 < \alpha < 1$ و A_t بهره‌وری کل عوامل را نشان می‌دهد و از یک فرآیند AR(1) به شکل زیر پیروی می‌کند:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad (15)$$

که در آن $a_t \equiv \log(A_t)$ است. پارامتر $\rho_a \in [0,1)$ تداوم یک شوک برون‌زای تکنولوژی که با ε_t^a مشخص شده است، را نشان می‌دهد.

بر اساس نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه» گری بکر فرض می‌شودکه بنگاه‌ها در فرآیند استخدام، کارگران مرد را به کارگران زن ترجیح می‌دهند که این موضوع در تابع هزینه‌ی حقیقی بنگاه به صورت زیر منعکس می‌شود:

$$TC_{i,t}(N_{i,F,t}, N_{i,M,t}) = w_{F,t} N_{i,F,t} + w_{M,t} N_{i,M,t} + d_F N_{i,F,t} \quad (16)$$

که $w_{G,t}$ دستمزد حقیقی عامل G ($w_{G;t} \equiv \frac{W_{G,t}}{P_t}$) و $d_F \geq 0$ عامل تبعیض حقیقی[1] است. در رابطه (۱۶) هزینه‌های مرتبط با عامل d_F هزینه‌های ادراک شده را نشان می‌دهند نه هزینه‌های پولی. با فرض وجود انعطاف ناپذیری‌های اسمی[2] رفتار قیمت‌گذاری بهینه بنگاه‌ها تغییر می‌یابد. در این شرایط هر بنگاه مستقل از آخرین زمانی که قادر بود قیمت را تغییر دهد می‌تواند قیمت خود را با احتمال $(1-\Lambda)$ در هر دوره تغییر دهد. بنابراین، بنگاه‌ها با در نظر گرفتن اینکه که ممکن است قادر نباشند قیمت خود را در دوره‌های بعد تغییر دهند، ارزش فعلی سود انتظاری خود را نسبت به محدودیت‌های تقاضای متوالی خانوار حداکثر می‌کنند:

$$\max_{P_{i,t}} E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \Lambda^k Q_{t,t+k} \left(\frac{P_{i,t}}{P_{t+k}} Y_{i,t+k|t} - TC(Y_{i,t+k|t}) \right) \right] \quad (17)$$

$$Y_{i,t+k|t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k}^N \quad (18)$$

که $Q_{t,t+k}$ عامل تنزیل تصادفی تعیین شده در رابطه (۱۳) و $Y_{i,t+k|t}$ تولید در دوره t+k برای بنگاهی است که قیمت خود را در دوره‌ی t تعدیل می‌کند. شرایط بهینه‌ی حاصل از این حداکثرسازی سود به‌صورت رابطه (۱۹) است:

1. Real Discrimination Factor
2. Nominal Rigidities

$$E_t\left[\sum_{k=0}^{\infty}\Lambda^k Q_{t,t+k} Y_{i,t+k|t}\left(\frac{P_{i,t}}{P_{t+k}}-\mu\ mc(Y_{i,t+k|t})\right)\right]=0 \qquad (۱۹)$$

که در آن $\mu\equiv\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ به صورت یک اضافه بها[1] بر هزینه‌های نهایی حاصل از رقابت انحصاری تعریف می‌شود و mc_t هزینه‌های نهایی حقیقی است. بر اساس معادله (۱۹) رفتار قیمت‌گذاری بهینه بنگاه شکل می‌گیرد. اگر $\Lambda=0$ باشد، به این معنی که تمامی بنگاه‌ها بتوانند قیمت خود را در هر دوره بازتنظیم کنند در این صورت خواهیم داشت:

$$P_{i,t}=\mu\, mc_t P_t \qquad (۲۰)$$

به منظور تعیین مقدار استفاده بهینه از دو نهاده کار زنان و مردان $N_{i,F,t}$ و $N_{i,M,t}$ بنگاه هزینه کل داده شده در رابطه (۱۶) را برای هر سطح تولید $Y_{i,t}$ داده شده در معادله (۱۴) حداقل می‌کند. از حل این مسئله شرط بهینه زیر به‌دست می‌آید :

$$\frac{(1-\alpha)A_t N_{i,M,t}^{-\alpha}}{(1-\alpha)A_t N_{i,F,t}^{-\alpha}}=\left(\frac{N_{i,M,t}}{N_{i,F,t}}\right)^{-\alpha}=\frac{w_{M,t}}{w_{F,t}+d_F} \qquad (۲۱)$$

بر اساس این شرط، بنگاه‌ها بهره‌وری نهایی نسبی کار مردان و زنان را با نسبت هزینه‌های (ادراک شده) متناظرشان برابر قرار می‌دهند. با استفاده از روابط (۱۴)، (۱۶) و (۲۱) هزینه نهایی حقیقی بنگاه i به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$mc_{i,t}=\frac{Y_{i,t}^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{1-\alpha}\left(\frac{1}{A_t}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}\left(\frac{1}{1+\left(\frac{w_{M,t}}{w_{F,t}+d_F}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}\left[w_{M,t}+\left(\frac{w_{M,t}}{w_{F,t}+d_F}\right)^{\frac{1}{\alpha}}(w_{F,t}+d_F)\right] \qquad (۲۲)$$

با استفاده از نتایج فوق می‌توان قیمت نسبی بهینه $p_t^*=\frac{P_t^*}{P_t}$ را (P_t^* قیمت بهینه هر بنگاه که می‌تواند در دوره t بهینه‌سازی مجدد قیمت کند) به صورت زیر به‌دست آورد (در روابط زیر به دلیل تشابه بنگاه‌ها اندیس i حذف شده است) :

$$p_t^{*1+\frac{\varepsilon\alpha}{1-\alpha}}=\mu\frac{x_{1,t}}{x_{2,t}} \qquad (۲۳)$$

که در آن:

1. Markup

$$x_{1,t} \equiv C_t^{(1-\sigma)b-1} L_{F,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}} L_{M,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}} Y_t mc_t + \Lambda\theta E_t[\Pi_{t+1}^{\frac{\varepsilon}{1-\alpha}} x_{1,t+1}]$$

$$x_{2,t} \equiv C_t^{(1-\sigma)b-1} L_{F,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}} L_{M,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}} Y_t + \Lambda\theta E_t[\Pi_{t+1}^{\varepsilon-1} x_{2,t+1}]$$

بر اساس فرض $\Lambda>0$ و با توجه به رابطه $P_t \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon} di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ پویایی‌های قیمت کل به شکل زیر به دست می‌آید:

$$1 = (1-\Lambda)p_t^{*1-\varepsilon} + \Lambda(\frac{1}{\Pi_t})^{1-\varepsilon} \quad (۲۴)$$

با توجه به رابطه بالا نسبت $(1-\Lambda)$ از بنگاه‌ها قیمت خود را در سطح قیمت بهینه تعیین شده در رابطه (۲۳) تنظیم می‌کنند، در حالی که نسبت Λ از بنگاه‌ها قیمت خود را برابر قیمت دوره قبلی نگه می‌دارند. میانگین وزنی هر دو قیمت، سطح قیمت در دوره‌ی t را تعیین می‌کند.

مقام پولی

به پیروی از مقالات بیات، بهرامی و محمدی (۱۳۹۶) و رفیعی، امامی و غفاری (۱۳۹۸) فرض می‌شود بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تنها هدف‌گذاری تورم را که در واقع اصلی‌ترین هدف سیاست‌های پولی است را دنبال می‌کند و برای این منظور در هدایت سیاست پولی از قاعده تیلور به فرم زیر پیروی می‌کند:

$$i_t = \rho + \phi_\pi \pi_t + \nu_t \quad (۲۵)$$

که در آن $i_t \equiv \log(\frac{1}{Q_t})$ نرخ بهره اسمی، $\rho \equiv -\log(\theta)$، $\pi_t \equiv \log(\Pi_t)$ و ν_t شوک سیاست پولی است که از یک فرآیند $AR(1)$ به فرم زیر پیروی می‌کند:

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \varepsilon_t^\nu \quad (۲۶)$$

که در آن $\rho \in [0,1)$ و ε_t^ν یک شوک با توزیع نرمال است. همچنین فرض می‌کنیم که $\phi_\pi > 1$ است. علاوه بر این، مطابق معادله فیشر داریم:

$$i_t = r_t + E[\pi_{t+1}] \quad (۲۷)$$

که در آن r_t نرخ بهره حقیقی است.

تسویه بازار

مدل در نظر گرفته شده شامل سه بازار است. تسویه بازار اوراق قرضه دلالت بر این دارد که:

$$B_t = 0 \quad (۲۸)$$

بازار کار زمانی تسویه می‌شود که:

$$N_{F,t} = \int_0^1 N_{i,F,t}\,di \ , \ N_{M,t} = \int_0^1 N_{i,M,t}\,di \quad (۲۹)$$

شرط تسویه بازار کالا به صورت زیر است:

$$Y_t = C_t^N \quad (۳۰)$$

که در آن Y_t تولید کل است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\,di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (۳۱)$$

۳. تجزیه و تحلیل تجربی مدل

معادلات مربوط به سه بخش خانوار، بنگاه و مقام پولی در دو حالت وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار روی هم یک دستگاه معادلات غیرخطی تشکیل می‌دهند. تجزیه و تحلیل تجربی مدل در مرحله اول مستلزم تعیین مقادیر پارامترها این دستگاه و سپس حل آن است. در این تحقیق برای حل دستگاه از نرم‌افزار داینر[1] استفاده شده است. از حل دستگاه معادلات، مقادیر متغیرها در وضعیت یکنواخت[2]، گشتاورهای تئوریک و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر شوک سیاست پولی و شوک تکنولوژی در دو وضعیت وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار استخراج شده است.

۳-۱. تعیین مقادیر پارامترها[3]

با توجه به ویژگی محاسباتی مدل در این تحقیق تعیین مقادیر پارامترها با استفاده از روش مقداردهی[4] صورت گرفته است. بر این اساس، مقادیر مربوط به برخی پارامترها بر اساس مطالعات پیشین و مقادیر دو پارامتر اهمیت نسبی مصرف در تابع مطلوبیت خانوار (b)

1. Dynare
2. Steady State
3. Parameterization
4. Calibration

و عامل تبعیض حقیقی (d_F) بوسیله حل معادلات مدل بر اساس داده‌های طرح آمارگیری گذران وقت مرکز آمار ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷ استخراج شده‌اند. درجدول (۱) مقادیر تعیین شده برای هر یک از پارامترها آمده است.

جدول ۱- مقادیر تعیین شده برای پارامترهای مدل

پارامتر	عنوان	مقدار	منبع
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵۷۱	امیری(۱۳۹۴)
θ	نرخ تنزیل ذهنی مصرف کننده	۰/۹۸۵	جعفری صمیمی و همکاران(۱۳۹۶)
γ	سهم کالاهای بازاری در شاخص مصرف کل خانوار	۰/۷۷۴	خاوری نژاد (۱۳۹۲)
ε	کشش جانشینی مصرف کالاهای بازاری	۴/۳۳	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
β	کشش جانشینی جزئی عامل در تابع تولید خانوار	۰/۵۱	کشاورز (۱۳۹۸)
α	کشش جانشینی جزئی عامل در تابع تولید بنگاه	۰/۴۱۲	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
Λ	چسبندگی قیمت کالو	۰/۵۷	کشاورز (۱۳۹۸)
ρ_a	تداوم شوک برون‌زای تکنولوژی	۰/۸۹	بیات و همکاران (۱۳۹۶)
ϕ_π	اهمیت تورم در قاعده تیلور	۱/۵	انتخابی[1]
ρ_υ	تداوم شوک برون‌زای سیاست پولی	۰/۵۵	انتخابی
d_F	عامل تبعیض حقیقی(در شرایط تبعیض و عدم تبعیض)	۱/۲۳۸ و ۰	محاسبات تحقیق
b	اهمیت نسبی مصرف در تابع مطلوبیت خانوار	۰/۳۲۶۲	محاسبات تحقیق

منبع: مطالعات پیشین و محاسبات تحقیق

۳-۲. نتایج مدل

۳-۲-۱. مقایسه گشتاورهای تئوریک و گشتاورهای تجربی

در جدول (۲) نتایج مربوط به گشتاورهای تئوریک و گشتاورهای تجربی متغیرهای اصلی تحقیق یعنی تولید و تورم آمده است. برای محاسبه گشتاورهای تجربی متغیرها از داده‌های فصلی دوره زمانی۱۳۹۸:۴-۱۳۸۷:۱ به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ (پس از تعدیل فصلی) منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است. مقایسه گشتاورهای تئوریک و گشتاورهای تجربی بیانگر عملکرد نسبتا مناسب مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی است.

جدول ۲- مقایسه گشتاورهای تئوریک و گشتاورهای تجربی

نام متغیر	میانگین		انحراف معیار	
	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی
تولید/ مصرف کالاهای بازاری	۰/۵۲۲۱	۱	۰/۰۱۶۹	۰/۰۴
تورم	۱	۱/۰۵	۰/۰۰۶۷	۰/۰۳۴۹

منبع: محاسبات تحقیق

۳-۲-۲. اثرات تبعیض جنسیتی در وضعیت یکنواخت

در جدول (۳) نتایج حاصل از حل مدل در شرایط وجود تبعیض ($d_F > ۰$) و عدم وجود تبعیض ($d_F = ۰$) در بازار کار آمده است.

جدول ۳- مقادیر متغیرها در وضعیت یکنواخت

نام متغیر	نماد	عدم وجود تبعیض ($d_F = ۰$)	وجود تبعیض ($d_F > ۰$)
تولید	$\overline{Y}$	۰/۶۷۵	۰/۵۲۲
مصرف کل	$\overline{C}$	۰/۵۹۵	۰/۴۹۳
مصرف کالاهای بازاری	$\overline{C}^N$	۰/۶۷۵	۰/۵۲۲
مصرف کالاهای خانگی	$\overline{C}^V$	۰/۳۲۲	۰/۳۹۰
دستمزد حقیقی زنان	$\overline{W}_F$	۰/۹۶۸	۰/۷۰۹
دستمزد حقیقی مردان	$\overline{W}_M$	۰/۹۶۸	۰/۸۶۳
زمان کار زنان در بازار کار	$\overline{N}_F$	۰/۱۵۸	۰/۰۲۹
زمان کار مردان در بازار کار	$\overline{N}_M$	۰/۱۵۸	۰/۲۰۸
زمان کار زنان در کارهای خانگی	$\overline{V}_F$	۰/۰۲۴	۰/۰۴۳
زمان کار مردان در کارهای خانگی	$\overline{V}_M$	۰/۰۲۴	۰/۰۲۹
زمان فراغت زنان	$\overline{L}_F$	۰/۸۱۹	۰/۹۲۸
زمان فراغت مردان	$\overline{L}_M$	۰/۸۱۹	۰/۷۶۲

نام متغیر	نماد	عدم وجود تبعیض ($d_F = ۰$)	وجود تبعیض ($d_F > ۰$)
مجموع زمان فراغت زنان و مردان	$\overline{L}$	۱/۶۳۸	۱/۶۹
مطلوبیت۲	$\overline{U}$	-۲/۰۸۴	-۲/۱۳۶

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج از آنجا که در شرایط وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار از منظر بنگاه استخدام نیروی کار زن هزینه حقیقی بیشتری نسبت به نیروی کار مرد دارد لذا، تقاضا برای نیروی کار زن کمتر از نیروی کار مرد است. در نتیجه زنان بیشتر در کار خانگی بدون دستمزد و کمتر در بازار کار با دستمزد مشغول می‌باشند. این تخصیص غیربهینه نیروی کار زنان و مردان در مجموع باعث شده است مقدار متغیرهای تولید، مصرف، دستمزد زنان و مردان در مقایسه با شرایط عدم وجود تبعیض کمتر گردد.

ملاحظه مقادیر مربوط متغیرهای دستمزد زنان و مردان در شرایط وجود تبعیض نشان می‌دهد که اگر چه دستمزد هر دو آنها نسبت به شرایط عدم وجود تبعیض کاهش یافته است اما کاهش دستمزد زنان بسیار بیشتر بوده و لذا شکاف جنسیتی دستمزد حاصل شده است. بر اساس نتایج، مقدار شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در بازار کار ایران ۱۷/۸۴ درصد است که با نتایج به دست آمده در مطالعات حداد و قوانینی (۱۳۹۱) و شوریان و طائی (۱۳۹۹) نسبتا مطابقت دارد.

بر اساس نتایج، در صورت رفع تبعیض جنسیتی و تخصیص زمان برابر به اشتغال و فعالیت‌های مرتبط با مزد از سوی زنان و مردان به میزان ۳ ساعت و ۴۷ دقیقه در شبانه روز، مقدار تولید ناخالص داخلی ایران ۲۹ درصد افزایش خواهد یافت[۱]. این نتیجه تا حدودی با یافته‌های مطالعه تینیر و کیوبرس[۲] مطابقت دارد.

همچنین بر اساس نتایج، در شرایط وجود تبعیض تصمیم مصرف- فراغت ناکاراست بدین معنی که در مقایسه با شرایط عدم وجود تبعیض مصرف خانوارها پایین‌تر و مجموع فراغت زنان و مردان بالاتر است. این ناکارایی باعث شده است که میزان رفاه خانوارها در مقایسه با شرایط عدم وجود تبعیض کمتر باشد.

---

۱. بر اساس نتایج طرح آمارگیری گذران وقت مرکز آمار ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ به طور میانگین زمان اختصاص یافته از سوی زنان و مردان به «اشتغال و فعالیت‌های مرتبط با مزد» در ۲۴ ساعت شبانه روز به ترتیب ۰/۶۹ و ۵ ساعت است.

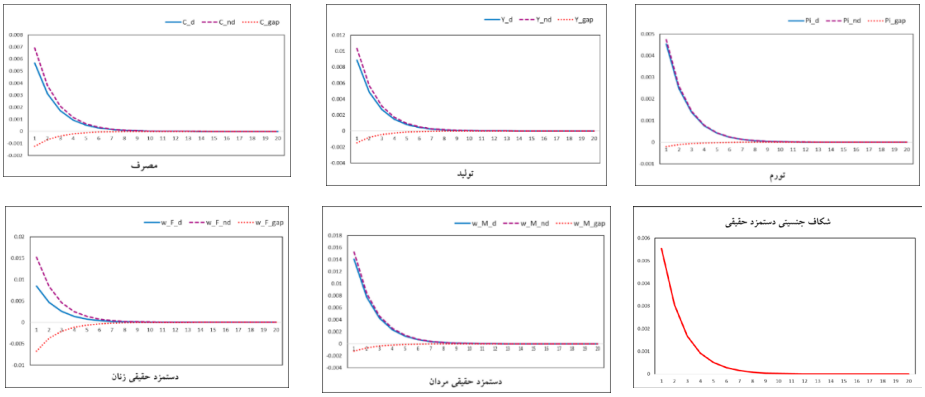
2. Teignier & Cuberes, (2014).

۳-۲-۳. اثرات پویای تبعیض جنسیتی

در این قسمت اثرات تبعیض جنسیتی در بازار کار بر رفتار پویای متغیرهای مدل در برابر شوک‌های سیاست پولی و تکنولوژی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

شوک سیاست پولی انبساطی

نمودار (۱) توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر شوک یک درصدی سیاست پولی انبساطی در شرایط وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار در شرایط وجود تبعیض، شوک سیاست پولی اثر کمتری بر افزایش دستمزد زنان و مردان، تولید، مصرف و تورم دارد. به عبارت دیگر در شرایط وجود تبعیض، انتقال شوک سیاست پولی به متغیرهای دستمزد زنان و مردان، تولید، مصرف و تورم در مقایسه با شرایط عدم وجود تبعیض ضعیف‌تر است. همچنین در این شرایط شوک سیاست پولی انبساطی، شکاف جنسیتی دستمزد را افزایش می‌دهد.



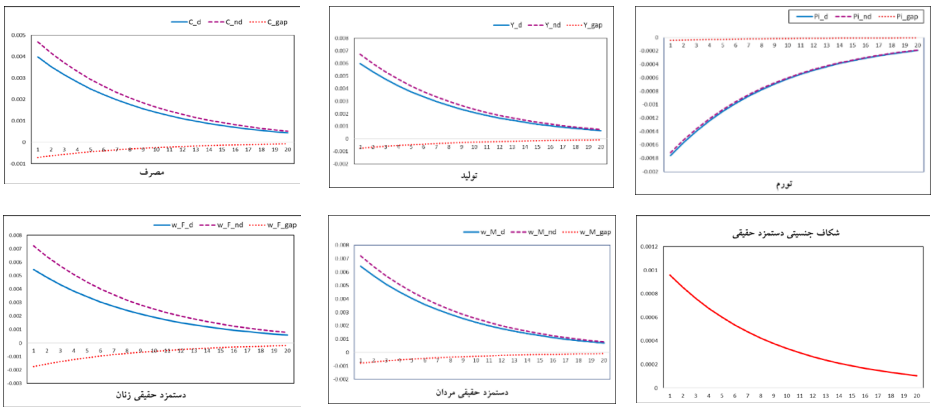
نمودار۱- توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک سیاست پولی انبساطی[۱]

منبع: نتایج تحقیق

۱. در هریک از شکل‌ها متغیر با اندیس (d) بیانگر انحراف از وضعیت یکنواخت متغیر در شرایط تبعیض، متغیر با اندیس (nd) بیانگر انحراف از وضعیت یکنواخت متغیر در شرایط عدم تبعیض و اندیس (gap) بیانگر اختلاف بین مقادیر متغیر در شرایط تبعیض و عدم تبعیض را نشان می‌دهد.

شوک تکنولوژی

نمودار (۲) توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر شوک مثبت یک درصدی تکنولوژی در شرایط وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار در شرایط وجود تبعیض، در اثر شوک تکنولوژی افزایش متغیرهای دستمزد زنان و مردان، تولید و مصرف در مقایسه با شرایط عدم وجود تبعیض کمتر و کاهش تورم بیشتر است. به عبارت دیگر در شرایط وجود تبعیض، اثرگذاری شوک تکنولوژی بر متغیرهای اقتصاد از کارایی کمتری برخوردار است. همچنین در این شرایط، شوک مثبت تکنولوژی شکاف جنسیتی دستمزد را افزایش می‌دهد.



نمودار ۲- توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک تکنولوژی

منبع: نتایج تحقیق

خلاصه و نتیجه‌گیری

از آنجا که اطلاع و آگاهی از عواقب اقتصادی تبعیض جنسیتی در بازار کار، نقش مخرب این پدیده را نمایان‌تر و مواجهه با آن را ضروری‌تر می‌سازد، در این مطالعه سعی شد اثرات اقتصاد کلان تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران با بهره‌گیری از رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) تبیین گردد. برای این منظور یک مدل استاندارد کینزی جدید بر اساس داده‌ها و اطلاعات اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷ کالیبره (مقدار دهی) و حل شد.

نتایج حاصل از حل مدل نشان داد که در اثر وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران، تخصیص زمان کار بین زنان و مردان ناکارا بوده و این امر کاهش دستمزد هر دو عامل زن و مرد و بروز شکاف جنسیتی دستمزد به میزان ۱۸ درصد را در پی داشته است.

ناکارایی در تخصیص زمان بین زنان و مردان در بازار کار همچنین باعث شده است که در وضعیت یکنواخت مقادیر متغیرهای تولید، مصرف و رفاه خانوارها نسبت به شرایط عدم وجود تبعیض کمتر باشد. بر اساس نتایج، در صورت رفع تبعیض جنسیتی بر علیه زنان در بازار کار ایران می‌توان تولید ناخالص داخلی این کشور را به میزان ۲۹ درصد افزایش داد.

مقایسه توابع عکس‌العمل آنی متغیرها در برابر شوک سیاست پولی انبساطی در شرایط وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران نشان داد که دستمزد زنان و مردان، تولید، مصرف و تورم در شرایط تبعیض افزایش کمتری می‌یابند که این به معنی انتقال ضعیف‌تر اثر شوک به این متغیرهاست. بنابراین در شرایط تبعیض سیاست پولی از کارایی کمتری برخوردار است و لذا دستیابی به اهداف تعیین شده برای مقامات پولی دشوارتر است.

مقایسه توابع عکس‌العمل آنی متغیرها در برابر شوک مثبت تکنولوژی در شرایط وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران نشان داد که در شرایط تبعیض افزایش دستمزد زنان و مردان، تولید و مصرف در مقایسه با شرایط عدم تبعیض کمتر و کاهش تورم بیشتر است.

با توجه نتایج پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان جهت کاهش اثرات منفی اقتصادی تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران، راه‌کارهای زیر را مد نظر قرار دهند:

۱. وضع قوانین ضد تبعیض جنسیتی در استخدام، ارتقاء و دستمزد.
۲. شرکت فعال دستگاه‌های فرهنگی در جلوگیری از ترویج کلیشه‌های جنسیتی و افزایش آگاهی نسبت به فوائد اقتصادی- اجتماعی رفع تبعیض جنسیتی.
۳. ایجاد دستگاه‌های نظارتی جهت پایش بازار کار و تحت پیگرد قرار دادن کارفرمایان در صورت یافتن شواهد تبعیض جنسیتی.
۴. تسهیل ایجاد نهادها و تشکل‌های کارگری خاص زنان برای افزایش قدرت چانه زنی آنها در بازار کار.

منابع

اکرم، کاوه و دیگران. (۱۳۸۱). بررسی پدیده تبعیض دستمزدی علیه زنان در بازار کار ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی-اجتماعی، موسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه.

امیری، حسین. (۱۳۹۴). مدل‌سازی شوک‌های مارک آپ با استفاده از مدل DSGE (مورد ایران) .فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه،۲۰(۳)، ۱۲۳ -۹۵.

بیات، ندا؛ بهرامی، جاوید و محمدی، تیمور. (۱۳۹۶). هدف‌گذاری تولید و تورم در دو قاعده نرخ رشد حجم پول و تیلور برای اقتصاد ایران. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۴(۱)، ۵۸-۲۹.

بیدار بخت نیا، نازنین، جرجر زاده، علیرضا. (۱۳۹۸). بررسی عوامل موثر بر تبعیض جنسیتی دستمزد در ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۵۴(۲)، ۳۰۱-۲۵۸.

جعفری صمیمی, احمد, طهرانچیان, امیرمنصور, ابراهیمی, ایلناز, بالونژاد نوری, روزبه. (۱۳۹۳). اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران, ۳(۱۰), ۱-۳۲.

جعفری صمیمی، احمد؛ توکلیان، حسین و حاجی کرمی، مرضیه. (۱۳۹۶).ارزیابی سیاست‌های پولی در شرایط شوک نرخ ارز: رویکرد MDSGE. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران،۶(۲۳)، ۳۴-۱.

خاوری نژاد، ابوالفضل (۱۳۹۲). سهم کارخانگی از تولید ناخالص داخلی. ماهنامه کار و جامعه، ۱۶۶، ۶۷-۶۶.

زارع شحنه, محمد مهدی, نصراللهی, زهرا, پارسا, حجت. (۱۳۹۹). اثر نابرابری جنسیتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد, ۷(۱), ۲۹-۶۰.

شوریان، مهلا و حسن طائی. (۱۳۹۹). تفاوتهای دستمزدی زنان و مردان در بازار کار ایران. گفتگو، ۸۴، ۱۰۹-۹۱.

کشاورز، هادی و کشاورز، مسعود. (۱۳۹۸). نرخ مشارکت نیروی کار و اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای بازار کار در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی،۱۱(۲۱)، ۲۹۸-۲۷۱.

کشاورز حداد، غلامرضا و علوی قوانینی، آرش. (۱۳۹۱). شکاف جنسیتی دستمزد در مناطق شهری ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۱۷(۵۳)، ۱۳۳-۱۰۱.

متوسلی، محمود و دیگران. (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادر کننده نفت. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران،۱۰(۴)،۱۱۶-۸۷ .

Asali, M. and Gurashvili, R. (2019). Labor Market Discrimination and the Macroeconomy. IZA Discussion Papers, 12101.

Becker, G. S. (1971). The Economics of Discrimination. University of Chicago Press, Second Edition.

Benhabib, J., Rogerson, R., & Wright, R. (1991). Homework in macroeconomics: Household production and aggregate fluctuations. Journal of Political economy, 99(6), 1166-1187.

Fernández, M., & Pena-Boquete, Y. (2010). Macroeconomic consequences of gender discrimination: A preliminary approach.

Himmelweit, S.; Simonetti, R., & Trigg, A. (2001). Microeconomics: Neoclassical and Institutionalist Perspectives on Economic Behaviour. Cengage Learning EMEA, 1st Edition.

Khera, P. (2018). Closing Gender Gaps in India: Does Increasing Women's Access to Finance Help?. IMF Working Paper, 18/212.

Kovalenko, T., & Töpfer, M. (2021). Cyclical Dynamics and the Gender Pay Gap: A structural VAR approach. Economic Modelling, 99, 105488.

Leontaridi, M. R. (2002). Segmented Labour Markets: Theory and Evidence. Journal of Economic Surveys, 12 (1), 103 - 109.

Palaz, S. (2002). Discrimination against women in Turkey: A review of the theoretical and empirical literature. Ege Academic Review, 2(1), 104-117.

Stempel, D. and Neyer, U. (2019). Macroeconomic effects of gender discrimination. DICE Discussion Paper, 324.

Stempel, D. and Neyer, U. (2021). The Macroeconomic Damage from Gender Discrimination. https://bit.ly/3wseXPq.

Teignier, M. and Cuberes, D. (2014). Aggregate Costs of Gender Gaps in the Labor Market: A Quantitative Estimate. UB Economics Working Papers, 2014/308.