فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۰/ صفحات ۱۱۲-۸۵

# شکاف جنسیتی دستمزد و پویایی‌های آن در بازار کار ایران[1]

**حیدر زبیدی**

*دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی علوم و تحقیقات، h_zobeidy@yahoo.com*

**کریم امامی***

*دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، karim_emami@yahoo.com*

**تیمور محمدی**

*دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، atmahamadi@gmail.com*

**فرهاد غفاری**

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

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۲۷

## چکیده

هدف اصلی این مقاله محاسبه مقدار شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در بازار کار ایران و تبیین پویایی‌های آن در واکنش به شوک‌های سیاست پولی و تکنولوژی است. برای این منظور یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استاندارد کینزی جدید، براساس داده‌ها و اطلاعات اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷ کالیبره و حل شده است. نتایج حاصل از حل مدل نشان داد که مقدار بلندمدت شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در بازار کار ایران تقریبا ۱۸ درصد است. بر اساس نتایج، در صورت رفع تبعیض و ایجاد تعادل در زمان کار زنان و مردان نه‌تنها دستمزد زنان بلکه دستمزد مردان نیز افزایش می‌یابد و شکاف جنسیتی دستمزد صفر خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از شبیه‌سازی توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل نشان داد که در اثر وقوع شوک سیاست پولی انبساطی و شوک مثبت تکنولوژی مقدار شکاف جنسیتی دستمزد در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد.

**واژه‌های کلیدی:** شکاف جنسیتی دستمزد، تبعیض، سیاست پولی، تکنولوژی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

**طبقه‌بندی JEL:** J31، J71، E52، E12، O33.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران می‌باشد.

* نویسنده مسئول مکاتبات

## ۱-مقدمه

یکی از معضلات مداوم و پایدار در بازارهای کار کشورهای جهان شکاف جنسیتی دستمزد است. براساس برآورد انجام شده در گزارش «دستمزد جهانی» سازمان بین‌المللی کار[1] (۲۰۱۸/۱۹) که حدود ۷۰ کشور جهان و ۸۰ درصد دستمزد شاغلین در سراسر دنیا را پوشش می‌دهد، میانگین پرداختی به زنان تقریبا ۲۰ درصد کمتر از مردان است. ملاحظه گزارش‌های سالانه «دستمزد جهانی» سازمان بین‌المللی کار و نیز گزارش‌های «شکاف جنسیتی» مجمع جهانی اقتصاد نشان می‌دهد که علیرغم پیشرفت چشم‌گیر زنان در آموزش و تحصیلات در دهه‌های اخیر اما تاکنون هیچ کشوری نتوانسته است برابری کامل دستمزد بین زنان و مردان را برقرار کند و شکاف جنسیتی دستمزد در بازارهای کار همچنان ادامه دارد. بر اساس گزارش سازمان بین المللی کار (۲۰۱۶) با روند فعلی شکاف جنسیتی دستمزد تا قبل از سال ۲۰۸۶ بسته نخواهد شد[2].

در ایران نیز همانند همه کشورهای منطقه علیرغم حصول تغییرات اجتماعی و فرهنگی در دهه‌های اخیر و تفاوت بسیار ناچیز در نرخ باسوادی و تحصیلات زنان و مردان، اما شکاف‌های جنسیتی در بازار کار بسیار گسترده می‌باشند. بررسی داده‌های نتایج طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۴ نشان می‌دهد که به طور میانگین شکاف جنسیتی نسبی بین زنان و مردان در شاخص «نرخ مشارکت» ۷۷ درصد، در شاخص «نسبت اشتغال» ۷۹ درصد، در شاخص «نرخ بیکاری» ۸۸ درصد، در شاخص «زمان اختصاص یافته به اشتغال و فعالیت‌های مرتبط با مزد» ۸۷ درصد، در شاخص «زمان اختصاص داده شده به فعالیت خدمات خانگی بدون مزد» ۸۰ درصد و شکاف جنسیتی دستمزد در برخی مشاغل کشاورزی گاها تا ۳۰ درصد نیز گسترش می یابد[3]. براساس گزارش شکاف جنسیتی (۲۰۲۱) مجمع جهانی اقتصاد، ایران از میان ۱۵۶ کشور رتبه ۱۵۲ را در شاخص کلی شکاف جنسیتی کسب کرده و میزان شکاف جنسیتی در زیرشاخص «برابری دستمزد برای کار مشابه» در کشور تقریبا ۴۲ درصد است.

---

[1] Global Wage Report

[2] Women at Work, Trends

[3] مشاغلی همچون درودگر غلات، میوه‌چین، وجین‌کار و تنک‌کار (برای اطلاع از اطلاعات و داده‌های شاخص‌های مذکور به تفکیک برای زنان و مردان به وب سایت مرکز آمار و اطلاعات راهبردی وزارت تعاون کار و رفاه اجتماعی مراجعه گردد.)

از آنجا که شکاف جنسیتی دستمزد در بازارهای کار همه کشورهای جهان پدیده‌ای اثبات شده می‌باشد، لذا مطالعات گسترده‌ای به منظور برآورد این شکاف و تبیین علل و عوامل ایجاد آن صورت گرفته است. وجه مشترک همه مطالعات این است که بخشی از شکاف جنسیتی دستمزد با توجه به تفاوت در ویژگی‌های قابل اندازه‌گیری زنان و مردان غیرقابل توضیح و ناشی از تبعیض جنسیتی است. نگاه به مطالعات متعدد انجام شده از اوایل دهه ۱۹۷۰ تاکنون نشان می‌دهد که محققان موضوع شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض در بازارهای کار کشورهای مختلف را با رویکردها و روش‌های متفاوتی مورد بررسی قرار داده‌اند. گستره این مطالعات از برآورد مقدار کمی این شکاف با روش حداقل مربعات معمولی[1] تا تبیین اثرات اقتصاد کلان آن با رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[2] قابل تقسیم‌بندی است.

در ایران اما مطالعات اندک انجام شده در این زمینه تنها به دنبال اثبات وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار، برآورد مقدار شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض و یا تبیین عوامل موثر بر آن بوده‌اند. این مقاله سعی دارد با استفاده از رویکرد اقتصاد کلان و با بهره‌گیری از یک مدل (DSGE) کینزی جدید علاوه بر ارائه برآورد کمی از مقدار تعادلی بلندمدت شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض در بازار کار ایران، اثرات شوک‌های سیاست پولی و تکنولوژی بر این شکاف را تبیین کند. مزیت رویکرد به کار رفته در این مطالعه این است که شکاف جنسیتی دستمزد با استفاده از داده‌های «زمان اختصاص یافته به اشتغال و فعالیت‌های مرتبط با مزد» زنان و مردان و نیز پارامترهای کل اقتصاد نظیر نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده، کشش جانشینی مصرف کالاهای بازاری، چسبندگی قیمت و... محاسبه می‌شود، همچنین این رویکرد چهارچوبی را فراهم می‌سازد که با بهره‌گیری از آن می‌توان پویایی‌های شکاف جنسیتی دستمزد نسبت به دیگر شوک‌ها را تبیین کرد.

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

[1] OLS:Ordinary Least Squares
[2] DSGE: Dynamic stochastic general equilibrium Approach

نتایج حاصل از حل مدل مورد بحث قرار می‌گیرند و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

## ۲- 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. بطور کلی نظریه‌های تبعیض در بازار کار در غالب دو رویکرد رقیب دسته‌بندی می‌شوند: رویکرد نئوکلاسیک[۱] و رویکرد غیرنئوکلاسیک[۲].

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 آنهاست (لئونتریدی[۳]، ۲۰۰۲).

براساس این رویکرد، حداکثرسازی سود توسط بنگاه‌های رقابتی این امکان را فراهم می‌سازد که به همه کارگران دستمزدی به میزان ارزش نهایی تولید[۴] پرداخت شود. بنابراین اگر به یک گروه از کارگران دستمزدی کمتر از گروه دیگر پرداخت شود این امر به دلیل بهره‌وری کمتر آنها است که به سطح پایین‌تر 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 (هیملویت و همکاران، ۲۰۰۱). مشهورترین نظریه در این رویکرد نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه[۵]» می‌باشد.

در نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه» که بنیان‌گذار آن گری بکر[۶] است، بر نقش نگرش‌های بین قومی[۷] در تصمیمات مربوط به استخدام تاکید می‌شود. بکر در پژوهش اصلی خود با عنوان «اقتصاد تبعیض» بیان می‌کند که «سلیقه برای تبعیض» مهمترین علت تبعیض

---

[1] Neoclassical Approach
[2] Non- Neoclassical Approach
[3] Leontaridi
[4] Marginal Revenue Product
[5] Taste-based Discrimination Theory
[6] Gary Becker
[7] Interethnic Attitudes

واقعی است. او استدلال می‌کند که اگر یک فرد سلیقه برای تبعیض داشته باشد، باید طوری عمل کند که گویی حاضر است چیزی را به صورت مستقیم یا به صورت کاهش درآمد پرداخت کند تا اینکه با بعضی افراد به جای افراد دیگر در ارتباط باشد. بکر در مدل خود یک ضریب تبعیض معرفی می‌کند و توضیح می‌دهد که این ضریب امکان معرفی «سلیقه برای تبعیض» را فراهم می‌سازد. بکر بیان می‌کند در شرایط تبعیض اگر نرخ دستمزد پولی یک کارگر خاص (اقلیت نژادی، زنان و... ) $\pi$ 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 (بکر[1]،۱۹۷۱). 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[2] است که در آن بر ماهیت تقسیم‌شده[3] بازار کار و اهمیت تاثیرات نهادی و اجتماعی بر دستمزد و اشتغال تاکید می‌شود. در این رویکرد که به نظریه «بازار کار تقسیم شده[4]» نیز مشهور است، 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 برخی بخش‌ها محدود می‌باشد و این کارگران به علت فعالیت‌هایی که انجام می‌دهند دستمزد کمی دارند. بنابراین تبعیض موجود در بازار کار از ویژگی‌های مشاغل ناشی می‌شود، نه از ویژگی‌های خود کارگران. در این نظریه بر خلاف طرف عرضه و عوامل فردی که بر الگوهای نئوکلاسیک بازار کار حاکم است، بر جنبه تقاضا و عوامل نهادی تأکید می‌شود (هیملویت و همکاران، ۲۰۰۱).

همزمان با توسعه نظریه‌های تبعیض در بازار کار در طول شش دهه گذشته، اندازه‌گیری مقدار کمی اختلاف دستمزد بین گروههای نژادی، قومی و جنسیتی یک پایه اصلی اقتصاد

---

[1] Becker
[2] Institutional Approach
[3] Segmented
[4] Segmented Labor Market Theory

کار تجربی بوده است. تقریبا همه مطالعات تجربی صورت گرفته به طور ضمنی بر اساس نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه» بکر بنا شده‌اند (بیدل و هامرمش[۱]، ۲۰۱۱).

متداول‌ترین روش برای برآورد کمی مقدار شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار به طور کل و شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض به طور خاص، روش «تجزیه دستمزد» است که پیشگامان آن وهاکا[۲] (۱۹۷۳) و بلیندر[۳] (۱۹۷۳) می‌باشند. به دنبال وهاکا و بلیندر مطالعات متعددی به دنبال یافتن نمایش مناسب ساختار دستمزد در شرایط تبعیض بوده‌اند که از آن جمله مطالعات ریمرز[۴] (۱۹۸۳)، کاتن[۵] (۱۹۸۸) و نیومارک[۶] (۱۹۸۸) می‌باشند (هیسارچکلیلار و ارکان[۷]، ۲۰۰۵). ایده اصلی روش تجزیه این است که شکاف جنسیتی دستمزد به دو مولفه «توضیح داده شده[۸]» و «توضیح داده نشده[۹]» قابل تقسیم است. در حالی که مولفه «توضیح داده شده» شکاف جنسیتی دستمزد به ویژگی‌های قابل مشاهده بازار کار مانند تحصیلات، تجربه، شرایط کار و... نسبت داده می‌شود، تبعیض و سایر عوامل مولفه «توضیح داده نشده» آن را تشکیل می‌دهند.

در ادبیات وسیع شکاف جنسیتی دستمزد اگر چه برآورد مقدار کمی شکاف و تعیین عوامل موثر برآن عمدتا از منظر خرد بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد، اما در سال‌های اخیر مطالعات متعددی انجام شده است که در آنها بررسی این موضوع از منظر اقتصاد کلان صورت گرفته است. در این مطالعات به جای تاکید بر نقش عوامل سنتی نظیر تفاوت‌های جنسیتی حضور در بازار کار، سرمایه انسانی و طبقه‌بندی شغلی یا صنعتی در ایجاد شکاف، بیشتر بر پویایی‌های این شکاف تحت تاثیر تغییرات برون‌زای کلان اقتصادی تمرکز شده است. به طور مثال، داگوستینو[۱۰] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای اثر تغییرات تکنولوژی بر نابرابری جنسیتی دستمزد را در کشور هند بررسی کرده و نتیجه گرفته است که در نتیجه افزایش بهره‌وری حاصل از تغییرات تکنولوژی، دستمزد مردان افزایش اما دستمزد زنان کاهش

---

[1] Biddle & Hamermesh
[2] Oaxaca
[3] Blinder
[4] Reimers
[5] Cotton
[6] Neumark
[7] Hisarcıklılar & Ercan
[8] Explained
[9] Unexplained
[10] D'Agostino

یافته است. نتایج این مطالعه همچنین نشان می‌دهد در اثر این تغییرات زنان کار خانگی و کار در مزرعه بدون دستمزد را جایگزین کار با دستمزد کرده‌اند.

نییر و ستمپل[1] (۲۰۱۹) در بررسی اثرات اقتصاد کلان تبعیض جنسیتی در بازارهای کار کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[2] نتیجه گرفته‌اند که شوک سیاست پولی انبساطی و شوک مثبت تکنولوژی، شکاف جنسیتی دستمزد را افزایش می‌دهند.

اسرائیل و لاتسوس[3](۲۰۲۰) در بررسی تاثیر سیاست پولی بر نابرابری درآمد در ژاپن نتیجه گرفته‌اند که سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش زمان کار زنان در مقایسه با مردان، به کاهش شکاف جنسیتی حقوق [4] کمک کرده است.

اپرجیس و همکاران[5] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای واکنش‌های پویای شکاف جنسیتی حقوق نسبت به شوک‌های سیاست پولی را در کشور انگلستان مورد بررسی قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که شوک‌های سیاست پولی انقباضی، افزایش شکاف را به دنبال دارند.

کووالنکو و تابفر[6] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای اثرات پویایی‌های سیکلی[7] بر شکاف جنسیتی حقوق را در ایالات متحده مورد بررسی قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که شوک تکنولوژی در کوتاه مدت باعث افزایش شکاف جنسیتی حقوق می‌شود اما در میان مدت این شکاف به‌طور قابل توجهی کاهش خواهد یافت.

به طور کلی نتایج مطالعات صورت گرفته در زمینه تبعیض جنسیتی نشان می‌دهند که شوک‌های سیاست پولی انبساطی و تکنولوژی حداقل در کوتاه‌مدت افزایش شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار را به دنبال دارند اما در بلندمدت این شکاف کاهش پیدا کرده و به مقدار تعادلی بلندمدت خود باز می‌گردد.

در بعد داخلی، هر چند در برخی مطالعات همچون مقاله زارع شحنه و همکاران[8] (۱۳۹۹) سعی شده است از منظر اقتصاد کلان اثر سیاست‌های اقتصادی بر نابرابری جنسیتی در اشتغال مورد بررسی قرار گیرد، اما مطالعات مربوط به بررسی شکاف جنسیتی دستمزد

---

[1] Neyer & Stempel
[2] OECD
[3] Israel & Latsos
[4] Gender pay gap
[5] Apergis et al.
[6] Kovalenko & Töpfer
[7] Cyclical dynamics
[8] Zare shahne et al. (2020)

در بازار کار ایران بسیار اندک بوده و در آنها به این موضوع تنها از منظر خرد توجه شده است. هدف این مطالعات اثبات وجود تبعیض جنسیتی دستمزد در بازار کار، ارائه برآورد کمی از مقدار شکاف و یا تبیین عوامل موثر بر آن بوده است. از جمله این مطالعات، مقاله اکرم (۱۳۸۱) است که در آن محقق به این نتیجه دست یافته است که در بازار کار ایران تبعیض علیه زنان وجود دارد و زنان حاضر در نمونه با اینکه کارایی بالاتری نسبت به مردان دارند اما به دلیل شدید بودن تبعیض دستمزد پایین‌تری نسبت به مردان دریافت می‌کنند.

کشاورز حداد و علویان قوانینی[1] (۱۳۹۱) در بررسی تبعیض جنسیتی دستمزد بازار کار ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۴ نتیجه گرفته‌اند که شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض در مناطق شهری ایران بین ۱۷ تا ۲۵ درصد است.

شوریان و طائی[2] (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای نتیجه گرفته‌اند که مقدار تبعیض جنسیتی دستمزد یا بخش غیرقابل توضیح شکاف دستمزد برابر ۲۷ درصد است که پس از تصحیح تورش ناشی از انتخاب نمونه این شکاف به ۱۷ درصد کاهش پیدا کرده است.

## ۳-مدل تحقیق

در این مقاله محاسبه مقدار شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض در بازار کار ایران و تبیین پویایی‌های آن به پیروی از نییر و ستمپل[3] (۲۰۱۹) براساس رویکرد مدل تعادل عمومی پویای تصادفی صورت می‌گیرد. مدل نظری مورد استفاده یک مدل کینزی جدید بسته متشکل از سه بخش خانوار، بنگاه و مقام پولی می‌باشد. 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.

### ۳-۱-خانوارها

فرض می‌شود که در اقتصاد، زنجیره‌ای از خانوارهای همانند وجود دارد که هر یک از این 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. به منظور 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

[1] Keshavarz Haddad & Alavian Ghavanini (2013)
[2] Shourian & Taei (2020)
3 Neyer & Stempel

توانی با ریسک‌گریزی نسبی ثابت[1] ترکیب شده با یک تابع کاب-داگلاس از مصرف و فراغت هر دو عامل، به صورت رابطه (۱) استفاده می‌شود.

$$U_t = \frac{(C_t^b L_{F,t}^{\frac{1-b}{2}} L_{M,t}^{\frac{1-b}{2}})^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (۱)$$

که در آن $\sigma$ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، $C_t$ شاخص مصرف ترکیبی خانوار و $L_{M,t}$ فراغت عامل G در زمان t می‌باشند. خانوار از مصرف و فراغت مطلوبیت بدست می‌آورد که اهمیت نسبی هر یک از آن‌ها توسط پارامتر $0 \leq b \leq 1$ تعیین می‌شود. خانوار نمونه به دنبال حداکثر کردن ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری کل دوره زندگی خود می‌باشد.

$$E_t[\sum_0^\infty \theta^k U_{t+k}] \quad (۲)$$

که در آن $0 < \theta \leq 1$ نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده[2] است. خانوار نمونه با محدودیت زمانی برای هر یک از عامل‌ها مواجه است. با نرمال کردن کل زمان موجود، محدودیت زمانی هر یک از عامل‌ها به صورت روابط (۳) و (۴) خواهد بود.

$$N_{F,t} + L_{F,t} + V_{F,t} = 1 \quad (۳)$$

$$N_{M,t} + L_{M,t} + V_{M,t} = 1 \quad (۴)$$

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 بکار رفته در مطالعه بن حبیب و همکاران[3] (۱۹۹۱) بصورت رابطه (۵) تعریف می‌شود.

$$C_t = \gamma C_t^v + (1-\gamma) C_t^N \quad (۵)$$

که در آن $C_t^N$ شاخص مصرف کالاهای بازاری و $C_t^v$ شاخص مصرف کالاهای خانگی می‌باشند. پارامتر $0 < \gamma \leq 1$ ترجیح مصرف کالای بازاری یا کالاهای خانگی توسط خانوار را مشخص می‌کند. درصورتی که $\gamma > 0/05$ باشد خانوار کالاهای بازاری را بر کالاهای خانگی ترجیح می‌دهد و لذا در وضعیت یکنواخت[4]، خانوار زمان بیشتری را به کار با دستمزد نسبت به کار خانگی بدون دستمزد اختصاص می‌دهد. شاخص مصرف کالای

---

[1] CRRA: Constant Relative Risk Aversion

[2] نرخ تنزیل ذهنی نرخی است که مصرف کننده بر اساس آن مطلوبیت حاصل از مصرف کالا در آینده را در زمان جاری تنزیل می‌کند (امامی، ۱۳۹۸).

[3] Benhabib et al.

[4] Steady State

بازاری یک تابع با کشش جانشینی ثابت ($\varepsilon > 1$) از همه کالاهای موجود بازار $i \in [0,1]$ به شکل رابطه (۶) است.

$$C_t^N = \left(\int_0^1 C_{i,t}^N di^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\right)^{\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}} \quad (۶)$$

تابع تولید کالاهای خانگی توسط خانوار به صورت رابطه (۷) در نظر گرفته می‌شود.

$$C_t^v = V_{F,t}^{1-\beta} + V_{M,t}^{1-\beta} \quad (۷)$$

که در آن $0 < \beta < 1$ است. این تابع تولید نشان می‌دهد که بهره‌وری نهایی عامل نمونه، تنها به مقدار زمان کاری که او به تولید خانگی اختصاص می‌دهد بستگی دارد و به ازای یک مقدار یکسان از زمان کار خانگی، مردان و زنان بهره‌وری یکسانی دارند.

خانوار نمونه برای حداکثر سازی مطلوبیت خود با قید بودجه اسمی مواجه می‌گردد که بصورت رابطه (۸) است.

$$\int_0^1 P_{i,t}C_{i,t}^N di + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_{F,t}N_{F,t} + W_{M,t}N_{M,t} + D_t \quad (۸)$$

که در آن $P_{i,t}$ قیمت کالای بازاری iام، $Q_i$ قیمت اوراق مشارکت، $B_t$ اوراق مشارکت، $W_{G,t}$ 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 iام به دست می‌آید که به صورت رابطه (۹) است.

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

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

با استفاده از روابط (۸) و (۹)، قید بودجه به صورت رابطه (۱۰) قابل بازنویسی است.

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

خانوار نمونه با فرض اینکه دستمزدها، قیمت کالاها، قیمت اوراق مشارکت 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 حداکثر سازی عبارتند از:

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

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

$$Q_t = \theta E_t\left[\frac{U_{C^N,t+1}}{U_{C^N,t}}\frac{1}{\pi_{t+1}}\right] =$$
$$\theta E_t\left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{(1-\sigma)b-1}\left(\frac{L_{F,t+1}}{L_{F,t}}\right)^{\left(\frac{1-b}{2}\right)(1-\sigma)}\left(\frac{L_{M,t+1}}{L_{M,t}}\right)^{\left(\frac{1-b}{2}\right)(1-\sigma)}\frac{1}{\pi_{t+1}}\right] \quad (۱۳)$$

که $\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t}$ تورم در دوره t+1 را نشان می‌دهد. معادله (۱۱) تخصیص بهینه زمان به کار خانگی و معادله‌ی (۱۲) تصمیم‌گیری بهینه در مورد فراغت-مصرف از سوی عامل‌ها را نشان می‌دهند. معادله (۱۳) معادله اویلر خانوار است که تصمیم بهینه فراغت- مصرف بین دوره‌ای را توصیف می‌کند. $Q_t$ به طور همزمان عامل تنزیل تصادفی را نیز نشان می‌دهد. عامل تنزیل تصادفی قیمت یک واحد اوراق مشارکت است که برحسب نرخ بازدهی اوراق مشارکت اسمی ناخالص[۱] بیان می‌شود $Q_t = \frac{1}{R_t}$.

**۳-۲-بنگاه‌ها**

فرض می‌شود که زنجیره‌ای 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 در این بازار قیمت‌ها چسبنده و تنظیم قیمت بنگاه‌ها مطابق با مدل قیمت گذاری مبهوت کالوو[۲] صورت می‌گیرد، بدین معنی که در هر دوره نسبت $(1-\Lambda)$ بنگاه می‌توانند قیمت خود را بازتنظیم کنند در حالی که نسبت $\Lambda$ بنگاه باقی‌مانده باید قیمت خود را در آن دوره بدون تغییر نگه دارند.

تابع تولید بنگاه نمونه iام به صورت رابطه (۱۴) در نظر گرفته می‌شود.

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

که در آن $0 < \alpha < 1$ و $A_t$ و بهره‌وری کل عوامل را نشان می‌دهد که از یک فرآیند AR(1) به شکل رابطه (۱۵) پیروی می‌کند.

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \qquad (۱۵)$$

در رابطه (۱۵) متغیر $a_t = LogA_t$ و پارامتر $\rho_a \in [0,1]$ تداوم یک شوک برون‌زای تکنولوژی که با $\varepsilon_t^a$ مشخص شده است را نشان می‌دهد. شوک تکنولوژی به معنی تغییرات تکنولوژی است که برای مثال از طریق ابتکار فرآیندهای نوین یا بهبود فرآیندهای موجود بر نتایج تولید اثر می‌گذارد (شیلینگ[۳]، ۲۰۱۵).

---

[۱] نرخ بازدهی اسمی ناخالص برابر است با یک به اضافه نرخ بازدهی اسمی خالص( $R_t = ۱ + i_t$ )

[2] Calvo

[3] Schilling

براساس نظریه «تبعیض مبتنی بر سلیقه» گری بکر فرض می‌شود که بنگاه‌ها در فرآیند استخدام، کارگران مرد را به کارگران زن ترجیح می‌دهند که این موضوع در تابع هزینه حقیقی بنگاه [۱] به صورت رابطه (۱۶) منعکس شده است.

$$TC_{i,t}(N_{i,F,t}, N_{i,M,t}) = W_{F,t}N_{i,F,t} + W_{M,t}N_{i,M,t} + d_F \qquad (۱۶)$$

$W_{G,t}$ دستمزد حقیقی عامل G ($W_{G,t} = \frac{W_{G,t}}{P_t}$) و $d_F \geq 0$ عامل تبعیض حقیقی[۲] است. در رابطه (۱۶) هزینه‌های مرتبط با عامل $d_F$ هزینه‌های غیرپولی بنگاه را نشان می‌دهند. در یک اقتصاد بدون تنظیم قیمت مبهم ($\Lambda = 0$)، بنگاه‌ها تمایل دارند قیمت بهینه خود را در هر دوره تنظیم کنند تا با توجه به تابع تولید و تابع هزینه سود خود را حداکثر کنند. اما بروز انعطاف ناپذیری‌های اسمی[۳] رفتار قیمت‌گذاری بهینه بنگاه‌ها را تغییر می‌دهد. در این شرایط 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.

$$Max_{P_{i,t}} E_t[\sum_{k=0}^{\infty} \Lambda^k Q_{t,t+k}(\frac{P_{i,t}}{P_{t+k}} Y_{i,t+k|t} - TC(Y_{i,t+k|t}))] \qquad (۱۷)$$

$$Y_{i,t+k|t} = (\frac{P_{i,t}}{P_{t+k}})^{-\varepsilon} \qquad (۱۸)$$

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 حداکثر سازی سود بصورت رابطه (۱۹) است.

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

که در آن $\mu = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ به صورت یک اضافه بها[۴] بر هزینه‌های نهایی حاصل از رقابت انحصاری تعریف می‌شود و $mc_t$ هزینه‌های نهایی حقیقی است. بر اساس رابطه (۱۹) رفتار قیمت‌گذاری بهینه بنگاه شکل می‌گیرد. اگر $\Lambda = 0$ بدین معنی که تمامی بنگاه‌ها قیمت خود را همانطور که در یک بازار رقابتی انحصاری انتظار می‌رود بتوانند در هر دوره بازتنظیم کنند در این صورت مطابق رابطه (۲۰) قیمت بهینه با اضافه بها بر هزینه‌های نهایی اسمی برابر خواهد بود.

---

[۱] با تقسیم تابع هزینه اسمی بنگاه بر شاخص قیمت، این تابع به صورت حقیقی نوشته شده است.

[2] Real Discrimination Factor

[3] Nominal Rigidities

[4] Markup

$$P_{i,t} = \mu mc_{i,t} \quad (۲۰)$$

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 رابطه (۲۱) بدست می‌آید.

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

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 رابطه (۲۲) استخراج می‌شود.

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

بر اساس رابطه (۲۲) هزینه‌های نهایی حقیقی به سطح دستمزدهای حقیقی هر دو عامل و ضریب تبعیض بستگی دارد. 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 بهینه سازی مجدد قیمت کند) به صورت رابطه (۲۳) بدست آورد.

$$P_t^{*1+\frac{\varepsilon\alpha}{1-\alpha}} = \mu\frac{X_{1,t}}{X_{2,t}} \quad (۲۳)$$

که در آن:

$$X_{1,t} = C_t^{(1-\sigma)b-1}L_{F,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}}L_{M,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}}Y_t mc_t + \Lambda\theta E_t\left[\Pi_{t+1}^{\frac{\varepsilon}{1-\alpha}}X_{1,t+1}\right] \quad (۲۴)$$

$$X_{2,t} = C_t^{(1-\sigma)b-1}L_{F,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}}L_{M,t}^{(1-\sigma)\frac{(1-b)}{2}}Y_t mc_t + \Lambda\theta E_t\left[\Pi_{t+1}^{\varepsilon-1}X_{2,t+1}\right] \quad (۲۵)$$

در روابط (۲۴) و (۲۵) به دلیل تشابه بنگاه‌ها اندیس i حذف شده است.

اگر بنگاه‌ها بتوانند قیمت خود را در هر دوره تنظیم کنند $\Lambda = 0$ در این صورت قیمت بهینه با اضافه بها بر هزینه‌های نهایی اسمی برابر خواهد بود. با فرض وجود چسبندگی قیمت ($\Lambda > 0$) و با توجه به رابطه $P_t = \left(\int_0^1 p_{i,t}^{1-\varepsilon}di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ پویایی‌های قیمت کل به شکل رابطه (۲۶) به دست می‌آید.

$$1 = (1-\Lambda)p_t^{*1-\varepsilon} + \left(\frac{1}{\Pi_t}\right)^{1-\varepsilon} \quad (۲۶)$$

با توجه به رابطه (۲۶) نسبت (1-Λ) 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.

### ۳-۳-مقام پولی

به پیروی از مقالات بیات و همکاران[1] (۱۳۹۶) و رفیعی و همکاران[2] (۱۳۹۸) فرض می‌شود بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به عنوان مقام پولی تنها هدف‌گذاری تورم را که در واقع اصلی‌ترین هدف سیاست‌های پولی است را دنبال می‌کند و برای این منظور از قاعده تیلور به شکل رابطه (۲۵) پیروی می‌کند.

$$i_t = \rho + \emptyset_\pi \pi_t + \nu_t \qquad (۲۷)$$

که در آن $i_t = log(\frac{1}{Q_t})$ نرخ بازدهی اسمی اوراق مشارکت، $\rho = -\log(\theta)$، $\pi_t = \log(\Pi_t)$ و $\nu_t$ شوک سیاست پولی[3] است که از یک فرآیند AR(1) به فرم رابطه (۲۸) پیروی می‌کند.

$$\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \varepsilon_t^{\nu} \qquad (۲۸)$$

که در آن $\rho_\nu \in [0,1)$ و $\varepsilon_t^{\nu}$ یک شوک با توزیع نرمال است. همچنین فرض می‌شود که $\emptyset_\pi > 1$ است. علاوه بر این، مطابق معادله فیشر به صورت رابطه (۲۹) است.

$$i_t = r_t + E[\pi_{t+1}] \qquad (۲۹)$$

که در آن $r_t$ نرخ بازدهی حقیقی اوراق مشارکت است.

### ۴-۳-تسویه بازار

اقتصاد در نظر گرفته شده شامل سه بازار است که عبارتند از: بازار اوراق مشارکت ، بازار کار و بازار کالا. تسویه بازار اوراق مشارکت دلالت بر این دارد که:

$$B_t = 0 \qquad (۳۰)$$

بازار کار زمانی تسویه می‌شود که:

$$N_{F,t} = \int_0^1 N_{i,F,t} di \qquad (۳۱)$$

شرط تسویه بازار کالا به صورت رابطه (۳۲) است.

---

[1] Bayat et al. (2017)

[2] Rafiee et al. (2019)

[3] در این مقاله منظور از شوک سیاست پولی هرگونه تغییر تصادفی اعمال شده در نرخ بازدهی اسمی اوراق مشارکت در هر سطح از نرخ تورم توسط بانک مرکزی می‌باشد.

$$N_{M,t} = \int_0^1 N_{i,M,t} di \quad (۳۲)$$

که در آن $Y_t$ تولید کل است که به صورت رابطه (۳۳) تعریف می‌شود.

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} di\right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (۳۳)$$

این شرط بدین معنی است که تمامی کالاهای تولید شده در اقتصاد توسط خانوارها مصرف می‌شوند.

## ۴-تجزیه و تحلیل مدل

مجموعه معادلات مربوط به سه بخش خانوار، بنگاه و مقام پولی مدل نظری در دو حالت وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار روی هم یک دستگاه معادلات غیرخطی را تشکیل می‌دهند. تجزیه و تحلیل تجربی مدل در مرحله اول مستلزم تعیین مقادیر پارامترهای این دستگاه معادلات است، سپس با استفاده از نرم افزار داینر[1] تحت نرم افزار متلب[2] باید این دستگاه به فرم غیرخطی حل شود. از حل این دستگاه معادلات، مقادیر متغیرهای دستمزد حقیقی زنان و مردان و شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی در وضعیت یکنواخت[3]، همچنین توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای دستمزد حقیقی زنان، دستمزد حقیقی مردان و شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی نسبت به شوک سیاست پولی و شوک تکنولوژی شبیه‌سازی می‌شود.

### ۴-۱-کمی کردن[4] مدل

یکی از مراحل مهم در تجزیه و تحلیل تجربی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی تعیین مقادیر پارامترهای مدل است. به طور کلی برای تعیین مقادیر پارامترهای مدل از دو روش کالیبراسیون[5] یا تخمین استفاده می‌شود که در روش تخمین تکنیک‌های گشتاورهای تعمیم یافته، حداکثر درستنمایی یا بیزین مورد استفاده قرار می‌گیرند (بیات و همکاران، ۱۳۹۶). در این مقاله با توجه به ویژگی محاسباتی مدل، تعیین پارامترها با

[1] Dynare
[2] Matlab
[3] Steady State
[4] Parameterization
[5] Calibration

استفاده از روش کالیبراسیون[۱] صورت گرفته است. بر این اساس مقادیر مربوط به برخی از پارامترها با استفاده از مطالعات پیشین و مقادیر دو پارامتر اهمیت نسبی مصرف در تابع مطلوبیت خانوار (b) و عامل تبعیض حقیقی ( $d_F$ ) بوسیله حل معادلات مدل بر مبنای داده‌های بازار کار ایران تعیین شده‌اند. براساس داده‌های طرح آمارگیری گذران وقت مرکز آمار ایران طی دوره سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۷، میانگین زمان اشتغال و فعالیت‌های مرتبط با مزد زنان و مردان در ۲۴ ساعت شبانه‌روز به ترتیب برابر ۰/۶۹ و ۵ ساعت است که نرمالایز شده آن برای زنان و مردان به ترتیب ۰/۰۳ و ۰/۲۱ ساعت است[۲]. درجدول (۱) مقادیر تعیین شده برای پارامترهای مدل آمده است.

**جدول (۱): کالیبراسیون پارامترهای مدل**

| پارامتر | عنوان | مقدار | منبع |
|---|---|---|---|
| $\sigma$ | عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف | ۱/۵۷۱ | امیری[۳] (۱۳۹۴) |
| $\theta$ | نرخ تنزیل ذهنی مصرف کننده | ۰/۹۸۵ | جعفری صمیمی و همکاران[۴] (۱۳۹۶) |
| $\gamma$ | سهم کالاهای بازاری در شاخص مصرف کل خانوار | ۰/۷۷۴ | خاوری نژاد[۵] (۱۳۹۲) |
| $\varepsilon$ | کشش جانشینی مصرف کالاهای بازاری | ۴/۳۳ | متوسلی و همکاران[۶] (۱۳۸۹) |
| $\beta$ | کشش جانشینی جزئی عامل در تابع تولید خانوار | ۰/۵۱ | کشاورز و کشاورز[۷] (۱۳۹۸) |
| $\alpha$ | کشش جانشینی جزئی عامل در تابع تولید بنگاه | ۰/۴۱۲ | متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) |
| $\Lambda$ | چسبندگی قیمت کالوو | ۰/۵۷ | کشاورز و کشاورز (۱۳۹۸) |
| $\rho_a$ | تداوم شوک برون‌زای تکنولوژی | ۰/۸۹ | بیات و همکاران (۱۳۹۶) |
| $\emptyset_\pi$ | اهمیت تورم در قاعده تیلور | ۱/۵ | انتخابی |

[۱] منظور از کالیبراسیون، انتخاب مقادیر پارامترهای مدل بر اساس نتایج مطالعات تجربی پیشین و یا توسط محقق به گونه‌ای که مدل توانایی بازسازی ویژگی‌های دنیای واقعی را داشته باشد.

[۲] برای اطلاع از طبقه‌بندی مشاغل در دو گروه اشتغال و فعالیت‌های مرتبط با مزد و خدمات خانگی بدون مزد به گزارش‌های سالانه طرح آمارگیری گذران وقت مرکز آمار ایران مراجعه گردد.

[3] Amiri (2015)
[4] Jafari et al.(2017)
[5] Khavarinejad (2013)
[6] Motavaseli et al. (2011)
[7] Keshavarz & Keshavarz (2019)

| پارامتر | عنوان | مقدار | منبع |
|---|---|---|---|
| $\rho_v$ | 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: یافته‌های تحقیق

## ۵-یافته‌های تحقیق

### ۵-۱-مقایسه گشتاورهای تئوریک و گشتاورهای تجربی

یکی از روش‌هایی که پس از کالیبراسیون پارامترها در ارزیابی عملکرد مدل از نظر قدرت توضیح دهندگی مورد توجه قرار می‌گیرد مقایسه گشتاورهای تئوریک متغیرهای درون‌زای مدل با گشتاورهای تجربی آنها است. نزدیکی هرچه بیشتر این گشتاورها به معنی عملکرد خوب مدل است. 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 زمانی ۱۳۹۸:۴-۱۳۸۷:۱ 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: یافته‌های تحقیق

### ۵-۲-شکاف جنسیتی دستمزد در وضعیت یکنواخت[1]

در جدول (۳) نتایج حاصل از مدل در شرایط وجود تبعیض ($d_F > 0$) و عدم وجود تبعیض ($d_F = 0$) در بازار کار آمده است.

به منظور تبیین اثر تبعیض جنسیتی در بازار کار بر مقادیر دستمزد زنان و مردان، همچنین برآورد کمی شکاف جنسیتی دستمزد در وضعیت یکنواخت این نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

**جدول (۳): مقادیر متغیرها در وضعیت یکنواخت**

| نام متغیر | نماد | وجود تبعیض ($d_F > 0$) | عدم وجود تبعیض ($d_F = 0$) |
|---|---|---|---|
| تولید | $\bar{Y}$ | ۰/۶۷۵ | ۰/۵۲۲ |
| مصرف کل | $\bar{C}$ | ۰/۵۹۵ | ۰/۴۹۳ |
| مصرف کالاهای بازاری | $\bar{C}^N$ | ۰/۶۷۵ | ۰/۵۲۲ |
| مصرف کالاهای خانگی | $\bar{C}^V$ | ۰/۳۲۲ | ۰/۳۹۰ |
| زمان کار زنان در بازار کار | $\bar{N}_F$ | ۰/۰۲۹ | ۰/۱۵۸ |
| زمان کار مردان در بازار کار | $\bar{N}_M$ | ۰/۲۰۸ | ۰/۱۵۸ |
| زمان کار زنان در کارهای خانگی | $\bar{V}_F$ | ۰/۰۴۳ | ۰/۰۲۴ |
| زمان کار مردان در کارهای خانگی | $\bar{V}_M$ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۲۴ |
| زمان فراغت زنان | $\bar{L}_F$ | ۰/۹۲۸ | ۰/۸۱۹ |
| زمان فراغت مردان | $\bar{L}_M$ | ۰/۷۶۲ | ۰/۸۱۹ |
| دستمزد حقیقی زنان | $\bar{W}_F$ | ۰/۷۰۹ | ۰/۹۶۸ |
| دستمزد حقیقی مردان | $\bar{W}_M$ | ۰/۸۶۳ | ۰/۹۶۸ |

منبع: یافته‌های تحقیق

در شرایط عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار ($d_F = 0$)، از آنجا که تقاضا برای نیروی کار زن و مرد از طرف بنگاه‌ها برابر و زن و مرد با توجه به ترجیحات و بهره‌وری یکسان تصمیم می‌گیرند زمان برابری را به کار در بازار کار اختصاص دهند، لذا دستمزد آنها برابر و شکاف جنسیتی دستمزد صفر خواهد بود.

در شرایطی که تبعیض جنسیتی در بازار کار حاکم باشد ($d_F > 0$) از منظر بنگاه، نیروی کار زن گران‌تر از نیروی کار مرد است، بنابراین برای یک مقدار مشخص از دستمزد، تقاضا برای نیروی کار زن کاهش یافته و لذا دستمزد و زمان اختصاص یافته به کار زنان در بازار

[1] Steady State

کار کاهش می‌یابد. کاهش دستمزد زنان باعث می‌گردد امکان مصرف کالاهای بازاری حاصل از یک ساعت کار زنان در بازار کار کاهش یافته و لذا زمان کار اختصاص یافته از سوی زنان به کارهای خانگی افزایش یابد (رابطه ۱۱). با فرض ثابت بودن میزان مصرف کل خانوار و با توجه به وزن کالاهای خانگی در مصرف کل، افزایش در زمان اختصاص یافته به کارهای خانگی از سوی زنان باید بیشتر از کاهش در زمان کار در بازار کار باشد و این بدین معنی است که اوقات فراغت زنان باید کاهش یابد. اما این رفتار با شرایط بهینه مصرف-فراغت در رابطه (۱۲) متناقض است. بنابراین کاهش دستمزد زنان ناشی از تبعیض منجر به کاهش مصرف خانوار و لذا کاهش تولید می‌گردد. کاهش مصرف باعث می‌شود که شرط مصرف-فراغت در رابطه (۱۲) دیگر برای مردان برقرار نباشد. برای برقراری این شرط بهینه نیاز به این است که مردان زمان فراغت خود را کاهش داده و در هر سطح دستمزد معین زمان بیشتری را به کار اختصاص دهند. افزایش عرضه کار از سوی مردان در بازار کار کاهش دستمزد حقیقی آنها را به دنبال خواهد داشت. این کاهش دستمزد باعث می‌گردد آنها نه تنها زمان کار در بازار کار بلکه زمان اختصاص یافته به کارهای خانگی را نیز افزایش دهند (رابطه ۱۱).

با توجه به نتایج جدول (۳)، مقادیر محاسبه شده برای دستمزدهای زنان و مردان نشان می‌دهند که در شرایط تبعیض، دستمزد هر دو زنان و مردان نسبت به شرایط عدم تبعیض کاهش یافته اما از آنجا که کاهش دستمزد زنان بیشتر بوده لذا شکاف جنسیتی دستمزد در بازار حاصل شده است. براساس نتایج به دست آمده در جدول (۳) مقدار تعادلی بلند مدت شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در بازار کار ایران ۱۷/۸۴ درصد است که با مقدار برآورد شده شکاف جنسیتی دستمزد در مطالعات کشاورز حداد و علویان قوانینی (۱۳۹۱) و شوریان و طایی (۱۳۹۹) نسبتا همخوانی دارد. البته باید توجه داشت که شکاف محاسبه شده بیانگر کل شکاف جنسیتی دستمزد بین زنان و مردان در بازار کار ایران نیست و تنها مقدار کمی شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض است.

### ۵-۳-پویایی‌های شکاف جنسیتی دستمزد

به منظور تبیین پویایی‌های شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار ایران، در این قسمت توابع عکس‌العمل آنی شبیه‌سازی شده متغیرهای مدل نسبت به دو شوک سیاست پولی انبساطی و شوک تکنولوژی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند.

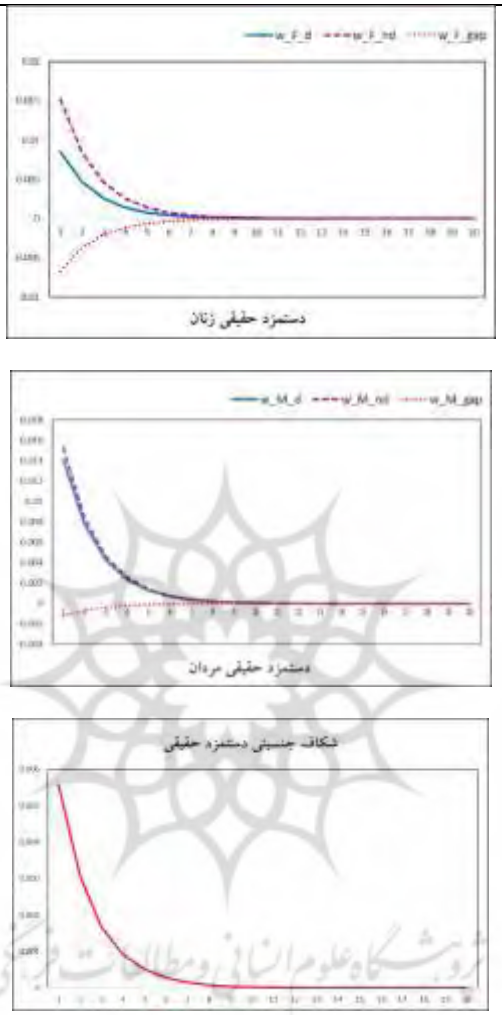
### ۵-۴-شوک سیاست پولی انبساطی

نمودار (۱) توابع عکس‌العمل آنی شبیه‌سازی شده متغیرهای دستمزد حقیقی زنان، دستمزد حقیقی مردان و شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی نسبت به شوک یک درصدی سیاست پولی انبساطی در شرایط وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار را نشان می‌دهد.

وقوع شوک سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ بازدهی اوراق مشارکت اسمی باعث کاهش نرخ بازدهی اوراق مشارکت حقیقی می‌گردد. کاهش نرخ بازدهی اوراق مشارکت حقیقی انگیزه خانوارها برای مصرف کالاهای بازاری را افزایش می‌دهد (رابطه ۱۳). افزایش تقاضا برای مصرف کالاهای بازاری باعث می‌شود بنگاه‌ها تقاضای خود برای نیروی کار زن و مرد را به منظور افزایش تولید افزایش دهند که این امر باعث افزایش دستمزد آنها می‌گردد. از آنجا در شرایط عدم وجود تبعیض ($d_F = 0$) افزایش دستمزد زنان و مردان به طور یکسان صورت می‌گیرد لذا شکاف جنسیتی دستمزد صفر خواهد بود.

در شرایط وجود تبعیض ($d_F > 0$) باتوجه به هزینه ادراک شده بالاتر زنان -که ناشی از نگرش تبعیض محور بنگاه‌ها است- تقاضا برای نیروی کار زن به طور ناکارآمد پایین و تقاضا برای نیروی کار مرد بالا خواهد بود. بنابراین برای یک مقدار معین دستمزد و عامل تبعیض، افزایش تقاضا برای نیروی کار مرد بیشتر از افزایش تقاضا برای نیروی کار زن خواهد بود (رابطه ۲۱). از آنجا که تقاضای بیشتر برای نیروی کار مرد دستمزد مردان را بیش از دستمزد زنان افزایش می‌دهد لذا شکاف جنسیتی دستمزد افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های مطالعه نییر و ستمپل[1] (۲۰۱۹) منطبق است اما با یافته‌های مطالعات اسرائیل و لاتسوس[2] (۲۰۲۰) و اپرجیس و همکاران[3] (۲۰۲۱) مطابقت ندارد. علت این امر می‌تواند ناشی از این باشد که در مطالعات مذکور شکاف جنسیتی دستمزد کل و نه شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از تبعیض مورد بررسی قرار گرفته است.

[1] Neyer & Stempel
[2] Israel & Latsos
[3] Apergis et al.




**نمودار (۱): توابع عکس العمل آنی متغیرها نسبت به شوک سیاست پولی** [۱]

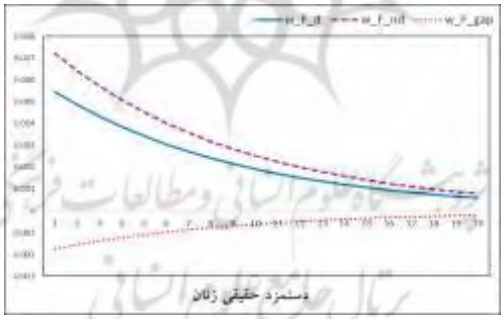
منبع: یافته‌های تحقیق

[۱] در هریک از شکل ها 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 می‌باشد.

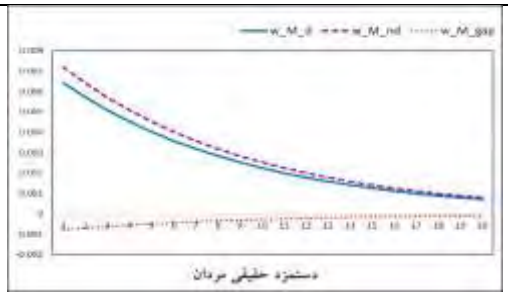
### ۵-۵-شوک تکنولوژی

نمودار (۲) توابع عکس‌العمل آنی شبیه‌سازی شده متغیرهای دستمزد حقیقی زنان، دستمزد حقیقی مردان و شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی نسبت به شوک مثبت یک درصدی تکنولوژی در شرایط وجود و عدم وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار را نشان می‌دهد. در اثر وقوع شوک مثبت تکنولوژی، بهره‌وری زنان و مردان افزایش و لذا تقاضای بنگاه‌ها برای نیروی کار زن و مرد افزایش می‌یابد. افزایش تقاضای بنگاه‌ها برای نیروی کار، افزایش دستمزدها را در پی خواهد داشت. در شرایط عدم وجود تبعیض ($d_F = 0$)، به این دلیل که افزایش دستمزدها به طور یکسان صورت می‌گیرد، شکاف جنسیتی دستمزد صفر خواهد بود. در شرایط وجود تبعیض ($d_F > 0$)، هر چند شوک مثبت تکنولوژی باعث افزایش بهره‌وری زنان و مردان می‌شود اما با توجه به هزینه ادراک شده بالاتر زنان - که از نگرش تبعیض محور بنگاه‌ها نسبت به آنها ناشی می‌شود - برای یک مقدار معین دستمزد و عامل تبعیض، افزایش تقاضا برای نیروی کار مرد بیشتر از افزایش تقاضا برای نیروی کار زن خواهد بود (رابطه۲۱).

این موضوع باعث می‌شود که دستمزد مردان بیشتر از دستمزد زنان افزایش یافته و لذا شکاف جنسیتی دستمزد افزایش یابد. این نتیجه با یافته‌های مطالعات داگوستینو[1] (۲۰۱۹)، ستمپل و نییر[2] (۲۰۱۹) و کووالنکو و تابفر[3] (۲۰۲۱) منطبق است.




[1] D'Agostino
[2] Neyer & Stempel
[3] Kovalenko & Töpfer



**نمودار (۲): توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک تکنولوژی**

منبع: یافته‌های تحقیق

### ۵-۶-نتایج تجزیه واریانس

به کمک تجزیه واریانس[1] سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هریک از متغیرهای دیگر مدل تعیین می‌شود (محمدی و همکاران، ۱۳۹۸). به منظور ارزیابی اهمیت نسبی شوک‌های وارده به شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض نتایج تجزیه واریانس بررسی شد. بر اساس نتایج، شوک سیاست پولی انبساطی سهم اصلی را در واریانس شکاف جنسیتی دستمزد برعهده دارد؛ به طوری که شوک سیاست پولی انبساطی ۹۰/۸۸ درصد و شوک مثبت تکنولوژی ۹/۱۲ درصد واریانس شکاف جنسیتی دستمزد را توضیح می‌دهد.

## ۶-خلاصه و نتیجه‌گیری

با وجود برابری نسبی جمعیت در سن کار زنان و مردان در بازار کار ایران و محدود بودن شکاف بین آنها در بعد آموزش و تحصیلات، اما بررسی شواهد آماری شاخص‌های کلیدی

[1] Variance Decomposition

بازار کار 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. شکاف جنسیتی دستمزد ناشی از این تبعیض علاوه بر پیامدهای منفی اجتماعی، تخصیص بهینه منابع و سرمایه‌های انسانی را در کل اقتصاد تحت الشعاع قرار می‌دهد. با توجه به اهمیت موضوع در این مطالعه سعی شد از منظر اقتصاد کلان ضمن محاسبه مقدار کمی این شکاف، پویای‌های آن در اثر وقوع شوک‌های سیاست پولی و تکنولوژی نیز تبیین شود. برای این منظور بر مبنای مطالعه نییر و ستمپل[1] (۲۰۱۹) یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی استاندارد کینزی جدید با توجه به داده‌ها و اطلاعات اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷ کالیبره و حل شد. نتایج حاصل از حل مدل نشان داد که در اثر تبعیض جنسیتی موجود در بازار کار ، مقدار تعادلی بلند مدت دستمزد حقیقی هر دو زنان و مردان نسبت به شرایط عدم وجود تبعیض کاهش یافته اما از آنجا که تاثیر تبعیض بر کاهش دستمزد زنان بیشتر از مردان بوده لذا شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار ایران حاصل شده است. براساس مقادیر محاسبه شده برای دستمزدهای حقیقی زنان و مردان، مقدار تعادلی بلند مدت شکاف جنسیتی دستمزد حقیقی ناشی از تبعیض در ایران تقریبا ۱۸ درصد است. همچنین مقادیر محاسبه شده نشان می‌دهند در صورت رفع تبعیض و ایجاد تعادل در زمان کار زنان و مردان نه تنها دستمزد زنان بلکه دستمزد مردان نیز افزایش می‌یابد و شکاف جنسیتی دستمزد صفر خواهد بود.

نتایج حاصل از شبیه‌سازی توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل نشان داد که وجود تبعیض باعث می‌شود پس از وقوع شوک سیاست پولی انبساطی و شوک مثبت تکنولوژی، مقدار شکاف جنسیتی دستمزد در کوتاه‌مدت افزایش یابد اما به مرور مجددا به مقدار تعادلی بلندمدت خود باز گردد. این نتایج نشان می‌دهند که در صورت رفع تبعیض و ایجاد تعادل در زمان کار زنان و مردان، شوک‌های سیاست پولی و تکنولوژی در افزایش شکاف جنسیتی دستمزد بی‌تاثیر خواهند بود.

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان جهت رفع شکاف جنسیتی دستمزد در بازار کار راهکارهای زیر را مد نظر قرار دهند:

۱- وضع قوانین ضد تبعیض جنسیتی در استخدام، ارتقاء شغلی و دستمزد

[1] Neyer & Stempel

۲- تسهیل ایجاد نهادها و تشکل‌های کارگری خاص زنان جهت افزایش قدرت چانه‌زنی آنها در بازار کار

۳- ایجاد دستگاه‌های نظارتی جهت پایش بازار کار و تحت پیگرد قرار دادن کارفرمایان در صورت یافتن شواهد تبعیض جنسیتی

۴- شرکت فعال دستگاه‌های فرهنگی در جلوگیری از ترویج کلیشه‌های جنسیتی و افزایش آگاهی نسبت به فوائد اقتصادی- اجتماعی رفع تبعیض جنسیتی

پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی با گسترش مدل و لحاظ نمودن سایر بخش‌های اقتصاد همچون نفت، مالی و... علاوه بر محاسبه شکاف جنسیتی دستمزد، پویایی‌های آن در اثر وقوع شوک در هر یک از این بخش‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی علاوه بر چسبندگی قیمت، مدلسازی چسبندگی دستمزد نیز مد نظر قرار گیرد.

**تضاد منافع**

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

## فهرست منابع


۱. اکرم، کاوه (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.

۲. امامی، کریم (۱۳۹۸). *اقتصادکلان؛ رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی*. تهران: آماره.

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

۴. 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.

۵. 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.

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

۷. رفیعی، ثریا، امامی، کریم و غفاری، فرهاد (۱۳۹۸). تاثیر سیاست‌های پولی بر عملکرد بانک‌ها با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۹(۷۲)، ۳۶-۱.

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

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

۱۰. 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.

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

۱۲. متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز، شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۰(۴)، ۱۱۶-۸۷ .

۱۳. محمدی، حمید، کریم، محمدحسین، ثمره هاشمی شعبجره، خدیجه و سرگزی،

علیرضا (۱۳۹۸). اثرات شوک‌های اقتصادی بر بازار نیروی کار در ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷(۲۶)، ۲۸۵-۲۶۸.

1. Akram, K. (2002). *Investigating the phenomenon of wage discrimination against women in the Iranian labor market*. Master Thesis in Socio-Economic Systems Engineering. High Institute of Research in Planning and Development (In Persian).
2. Amiri, H. (2015). Modeling markup shocks using DSGE model: the case of Iran. *JPBUD*, *20*(3), 95-123 (In Persian).
3. Apergis, N., Hayat, T., & Kadasah, N. A. (2019). Monetary policy and the gender pay gap: evidence from UK households. *Applied Economics Letters*, 26(21), 1807-1810.
4. Bayat, N., Bahrami, J., & Mohammadi, T. (2017). Inflation targeting and nominal GDP targeting in monetary rules for Iran economy. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *4*(1), 29-58 (In Persian).
5. Becker, G. S. (1971). The economics of discrimination. *University of Chicago Press*, Second edition.
6. Benhabib, J., Rogerson, R., & Wright, R. (1991). Homework in macroeconomics: Household production and aggregate fluctuations. *Journal of Political economy*, 99(6), 1166-1187.
7. Biddle, J., & Hamermesh, D. S. (2011). Cycles of wage discrimination (No. w17326). *National Bureau of Economic Research.*
8. Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: extent, trends, and explanations. *Journal of economic literature*, 55(3), 789-865.
9. Cudeville, E., & Gurbuzer, L. Y. (2007). Gender wage discrimination in the turkish labor market.
10. D'Agostino, A. (2017). Technical change and gender wage inequality: long-run effects of India's green revolution. Available at SSRN 3400889.
11. Greene, M., & Hoffnar, E. (1995). Gender earnings inequality in the service and manufacturing industries in the US. *Feminist Economics*, 1(3), 82-95.
12. Emami, K. (2019). *Macroeconomic theory, A dynamic stochastic general equilibrium approach*. Amareh Press. Iran: Tehran (In Persian).
13. Himmelweit, S., Simonetti, R., & Trigg, A. (2001). *Microeconomics: Neoclassical and institutionalist perspectives on economic behaviour*. Cengage Learning EMEA.
14. Hisarciklilar, M., & Ercan, H. (2005). Gender based wage differentials in Turkey. *Bilgi Sosyal Bilimler Dergisi*, (1), 45-62.
15. Israel, K. F., & Latsos, S. (2020). The impact of (un) conventional expansionary monetary policy on income inequality–lessons from Japan. *Applied Economics*, 52(40), 4403-4420.
16. Jafari samimi, A., Tavakolian, H., & hajikarami, M. (2017). Evaluation of monetary policy in terms of exchange rate shock, MDSGE approach: The case of Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 6(23), 1-34 (InPersian).
17. Keshavarz, H., & Keshavarz, M. (2019). Labor force participation rate and the impact of monetary policy on labor market variables in a dynamic stochastic general equilibrium model. *The Journal of Economic Policy*,

*11*(21), 271-298 (In Persian).
18.Keshavarz Haddad, Gh., & Alavian Ghavanini, A. (2013). Gender wage gap in Iran: Urban areas. *Iranian Journal of Economic Research*, *17*(53), 101-133 (In Persian).
19.Khavarinejad, A. (2013). Household work share of GDP. *Monthly Journal of Labor and Society*, 166, 66-67 (In Persian).
20.Kovalenko, T., & Töpfer, M. (2021). Cyclical dynamics and the gender pay gap: A structural VAR approach. *Economic Modelling*, 99, 105488.
21.Leontaridi, M. R. (2002). Segmented labour markets: Theory and evidence. *Journal of Economic Surveys*, 12(1), 103 – 109.
22.Mohammadi, H., Karim, M., Samare Hashemi Shabjare, Kh., & Sargazi, A. (2019). The effects of economic shocks on labor market in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, *7*(26), 268-285 (In Persian).
23.Motavaseli M., Ebrahimi I., Shahmoradi A., & Komijani, A. (2011). A new keynesian dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for an oil exporting country. *Quarterly Journal of Economic Research*, *10*(4), 87-116 (In Persian).
24.Neyer, U., & Stempel, D. (2019). *Macroeconomic effects of gender discrimination* (No. 324). DICE Discussion Paper.
25.Rafiee, S., Emami, K., & Ghaffari, F. (2019). The effect of monetary policies on performance of banks: A dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) approach. *Economics Research*, 19(72), 1-36 (In Persian).
26.Ramos, A. (2016). Gender wage discrimination in the Philippine labor market. *UMBC Review*, 17, 108-127.
27.Schilling, M. A. (2015). Technology shocks, technological collaboration, and innovation outcomes. *Organization Science*, *26*(3), 668-686.
28.Shourian, M., & Taei, H. (2020). Wage differences between men and women in the Iranian labor market. *Goftogu*, 84, 91-109 (In Persian).
29.Yasin, G., Chaudhry, I. S., & Afzal, S. (2010). The determinants of gender wage discrimination in Pakistan: econometric evidence from Punjab province. *Asian Social Science*, 6(11), 239.
Zare, M. M., Nasrollahi, Z., & Hojat, P. (2020). The impacts of gender inequality on macroeconomic variables in the framework of a DSGE model. *Applied theories of economics*, *7*(1), 29-60 (In Persian).

پرتال جامع علوم انسانی