مقالهٔ پژوهشی

اثر تبعیض جنسیتی در بازار کار بر تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران: مقایسهٔ رویکرد اسلامی و غیراسلامی

حسین صمصامی/ استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی h-Samsami@sbu.ac.ir
✍ **حامد پیرپور**/ دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه شهید بهشتی
h_pirpour@sbu.ac.ir orcid.org/0000-0003-2517-5440
نوشین رشتی‌محمد/ دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه شهید بهشتی nooshin.rashti@ut.ac.ir
دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۲۰ ـ **پذیرش:** ۱۴۰۲/۰۶/۲۰ https://creativecommons.org/licenses /by-nc /4.0

چکیده

تبعیض مانع ورود گروهی به بازار کار و کاهش نیروی کار می‌شود. براساس قوانین اسلام، کار خانگی زنان را باید شغل حساب کرد و زنان متناسب با این فعالیت می‌توانند حق‌الزحمه دریافت کنند. انجام بهینهٔ وظایف خانه‌داری توسط زنان متأهل باعث بهبود کارایی همسران در بازار کار می‌شود. در این مقاله به بررسی اثر در نظر گرفتن زنان خانه‌دار متأهل به‌عنوان شاغل در محاسبات تولید ناخالص داخلی می‌پردازیم. در این راستا، اثر تبعیض جنسیتی از طریق این دو رویکرد بر تولید ناخالص داخلی (GDP) در ایران طی دورهٔ فصلی ۱۳۸۹ـ۱۳۹۹ ارزیابی شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهند که رابطهٔ منفی بین تبعیض جنسیتی و تولید ناخالص داخلی وجود دارد. در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان شاغل باعث کاهش این اثر منفی شده است؛ اگرچه این کاهش چشمگیر نبوده است؛ که دلیل آن می‌تواند کم‌توجهی افراد جامعه و مسئولان کشور به این موضوع مهم باشد.

کلیدواژه‌ها: تبعیض جنسیتی، بازار کار، زنان خانه‌دار.

طبقه‌بندی JEL: J71 J23 J21

مقدمه

تبعیض زمانی رخ می‌دهد که بیشتر افراد یک جامعه مانع دسترسی گروهی خاص بـه آمـوزش باکیفیـت، مراقبـت‌هـای بهداشتی یا مشاغل سطح بالا شوند. تبعیض شغلی را می‌توان یکی از انواع تبعیض در نظر گرفت که باعث هرگونه تمایز، طرد یا ترجیح براساس نژاد، رنگ، جنس، مذهب، عقاید سیاسی، ملیت یا منشأ اجتماعی در بازار کار می‌شود. وجود تبعیض شغلی اثری منفی بر فرصت‌های شغلی گروه‌های مورد تبعیض دارد (سازمان بین‌المللی کار، ۲۰۰۳؛ پیرپور، ۲۰۲۲).

در مورد اثرگذاری تبعیض شغلی بر رشد اقتصادی، دو دیدگاه مخـالف وجـود دارد. گروهـی معتقدنـد کـه وجـود تبعیض باعث کاهش دستمزدهای نسبی گروه‌های مورد تبعیض به سایر گروه‌هـا مـی‌شـود و از ایـن طریـق، تقاضـا برای این گروه از نیروی کار افزایش می‌یابد که بهبود کارایی نیروی کار و افـزایش تولیـد را بـه‌دنبـال دارد (گـوش و رامانایاکه، ۲۰۱۸). نتایج دیگر مطالعات نشان می‌دهد که تبعـیض شـغلی باعـث کـاهش رشـد اقتصـادی مـی‌شـود. تبعیض برضد یک گروه، به محدود شدن توانایی انباشت سرمایهٔ آن گـروه منجـر مـی‌شـود کـه مـانعی بـرای رشـد اقتصادی است (بلکدن و بانو، ۱۹۹۹). مشارکت فعال همهٔ گروه‌های یک جامعه در بازار کار، باعـث افـزایش رقابـت، بهبود مهارت‌های کارگران، کاهش قدرت اتحادیه‌ها و کاهش دستمزدهای واقعی مـی‌شـود کـه نتیجـهٔ آن افـزایش رشد اقتصادی است (البورق ـ وویتک و همکاران، ۲۰۱۳).

با توجه به اهمیت نقش تبعیض در بازار کار بر رشد اقتصادی، در این مطالعه سعی شده است که اثـر تبعـیض جنسیتی در بازار کار بر تولید ناخالص داخلـی (Gross Domestic Product) (GDP) ایـران مـورد ارزیـابی قـرار گیرد. به همین منظور، ابتدا با به‌دست آوردن متغیرهای تبعیض جنسیتی اسـتخدام، بـا اسـتفاده از شـاخص عـدم تشابه (Index of Dissimilarity) (ID) و نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان، سطح تبعیض جنسـیتی در بـازار کار ایران مشخص می‌شود؛ سپس با اسـتفاده از روش‌هـای هـم‌جمعـی فصـلی (Seasonal Co-integration) و الگوی تصحیح خطای فصلی (Seasonal Error Correction Model)، وجود رابطـهٔ بلندمـدت بـین متغیرهـای تبعیض جنسیتی و تولید بررسی می‌گردد. پس از اطمینـان از وجـود رابطـهٔ بلندمـدت بـین متغیرهـای ذکرشـده، ضرایب متغیرهای تبعیض جنسیتی در الگوی GDP با استفاده از روش حداقل مربعات معمولیِ کاملاً اصلاح‌شـده (Fully Modified Ordinary Least Squares) (FMOLS) طی دورهٔ فصلی ۱۳۸۹ـ۱۳۹۹ برآورد می‌شود.

ساختار این پژوهش پس از بیان مقدمه به این صورت است: بخش اول، ادبیات نظری و پیشینهٔ پژوهش؛ بخـش دوم، حقایق آشکارشده؛ بخش سوم، الگوی پژوهش، داده‌هـا و روش پـژوهش؛ بخـش چهـارم، نتـایج تجربـی؛ و در پایان، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی.

۱. ادبیات نظری

۱ـ۱. ادبیات نظری

محدودیت‌های شغلی برای زنان باعث آسیب‌های جدی به جایگاه اجتماعی زنان و وضعیت اقتصادی در یک کشـور

می‌شود. در مقابل، برابری جنسیتی و توانمندسازی زنان باعث حضور بخشی از جامعه در بازار نیروی کار و بهبود رشد اقتصادی می‌گردد (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۸).

براساس بسیاری از مطالعاتی که از دهه‌های پنجاه و شصت میلادی آغاز شد، مانند *نیکولاس کالدور* (Nicholas Kaldor) (۱۹۵۷) و *سایمون کوزنتس* (Simon Kuznets) (۱۹۵۵)، وجود رابطه‌ای منفی بین تبعیض و رشد اقتصادی نشان داده شد. ادبیات اقتصادی مربوط به تبعیض در دو دهۀ اخیر رشد قابل‌توجهی داشته است که با استفاده از آنها می‌توان ابعاد مختلف تبعیض را بر متغیرهای مختلف اقتصادی، به‌ویژه تولید و رشد اقتصادی، مورد آزمون قرار داد. مطالعات زیادی برای بررسی اثر انواع مختلف تبعیض بر تولید و رشد اقتصادی انجام شده است (مانند *آسالی* و *گوراشویلی*، ۲۰۱۹؛ *آسالی* و همکاران، ۲۰۱۸؛ *بندیرا* و *ناتراج*، ۲۰۱۳؛ *پرویز* و همکاران، ۲۰۱۱؛ *کلاسن* و *لامانا*، ۲۰۰۹؛ *بالیامون ـ لوتز*، ۲۰۰۷) که نتایج بیشتر آنها حاکی از وجود رابطه‌ای منفی بین تبعیض و رشد اقتصادی است.

عدم تبعیض جنسیتی باعث افزایش قدرت انتخاب بنگاه‌های اقتصادی در استخدام نیروی کار می‌شود که از این طریق، به‌کارگیری نیروی کار با مهارت بیشتر، افزایش می‌یابد. عدم تبعیض جنسیتی توسط بنگاه‌های اقتصادی، از طریق بهبود کارایی نیروی کار باعث افزایش تولیدات بنگاه‌های اقتصادی و رشد اقتصادی می‌شود (لنینگ، ۲۰۱۰؛ استیو ـ ولارت، ۲۰۰۹).

در بسیاری از مطالعات انجام‌شده بر روی تبعیض در بازار کار، تمرکز اصلی بر روی تبعیض جنسیتی است. *کاوالکانتی* و *تاوارس* (۲۰۰۷) الگویی را ارائه کردند که با توجه به نتایج آن، وجود تبعیض جنسیتی در بازار کار باعث افزایش نرخ باروری در یک جامعه می‌شود؛ زیرا والدین برای حضور فرزندان خود در بازار کار نیاز به فرزندی دارند که برضد جنسیت او توسط کارفرمایان اقدامی نمی‌شود. ازاین‌رو افزایش جمعیت بدون استفاده از همۀ ظرفیت نیروی انسانی افزوده‌شده به یک جامعه، باعث کاهش چشمگیر تولید ناخالص داخلی سرانه و توزیع نامناسب ثروت بین خانواده‌های کم‌جمعیت و پرجمعیت می‌شود. همچنین افزایش حضور زنان در بازار کار باعث افزایش درآمد و پس‌انداز خانواده‌ها می‌شود که این پس‌اندازهای جدید، افزایش سرمایه‌گذاری بر روی سلامت و آموزش فرزندان را به‌دنبال دارد. بهبود وضعیت سلامت و آموزشی فرزندان یک خانواده باعث افزایش عرضۀ نیروی کار دارای مهارت بالا در آینده می‌شود که این موضوع بهبود کارایی نیروی کار و رشد اقتصادی را در آینده تضمین می‌کند (کلاسن و لامانا، ۲۰۰۹).

در مقابل، نتایج برخی از مطالعات (بوسراپ، ۱۹۷۰؛ سگینو، ۲۰۰۰؛ میترا ـ کان و میترا ـ کان، ۲۰۰۸) نشان‌دهندۀ وجود رابطه‌ای مثبت بین تبعیض جنسیتی و رشد اقتصادی است. *سگینو* (۲۰۰۰) بیان می‌کند که تبعیض دستمزدی برضد زنان در کشورهای در حال توسعه باعث گسترش سرمایه‌گذاری و افزایش قدرت رقابت‌پذیری در صنایعی با پتانسیل صادراتی می‌شود. همچنین تبعیض دستمزدی در بازار کار برضد زنان در کشورهای در حال توسعه، به‌ویژه در مراحل اولیۀ توسعه، اجتناب‌ناپذیر است و رشد اقتصادی را به‌همراه دارد.

یکی از اهداف مهم در این مطالعه، در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان گروهی از شاغلان و بررسی تبعیض جنسیتی در استخدام در این حالت بر تولید است. دلیل استفاده از این رویکرد، وجود فرهنگ اسلامی ـ ایرانی و

قوانین حمایتی گسترده از زنان خانه‌دار متأهل در ایران است. این رویکرد می‌تواند اثرگذاری قابل‌توجهی در کاهش تبعیض جنسیتی استخدام داشته باشد و همچنین همسران این زنان را ملزم به رعایت حقوق مادی و معنوی آنها در مقابل وظایف خانه‌داری کند. توجه به حقوق زنان خانه‌دار باعث افزایش انگیزهٔ آنها در انجام وظایفشان به‌صورت کارا و بهینه می‌شود که خود عاملی در جهت افزایش کارایی نیروی کار و اثرگذاری مثبت غیرمستقیم بر رشد اقتصادی است. به همین منظور، در این مطالعه سعی می‌شود که ابتدا شغل محسوب شدن خانه‌داری از دیدگاه اسلام اثبات شود؛ سپس با اندازه‌گیری تبعیض جنسیتی در بازار کار از طریق رویکرد اسلامی و غیراسلامی، اثر این نوع از تبعیض بر تولید مشخص گردد.

به‌طورکلی، افرادی را می‌توان نیروی کار تلقی کرد که در ازای انجام فعالیت‌های فیزیکی و فکری، مبلغ مشخصی را به‌عنوان کارمزد دریافت کنند (فرهنگ، ۱۳۸۸، ص ۱۱۴۵). با توجه به این تعریف، زنان خانه‌دار را از طریق رویکرد غربی نمی‌توان شاغل در نظر گرفت؛ زیرا آنها برای انجام وظایف خانه‌داری حق‌الزحمه دریافت نمی‌کنند و در اقتصادهای غربی، این گروه از زنان در دستهٔ جمعیت غیرفعال و بیکار قرار می‌گیرند. در مقابل از دیدگاه اسلام، همهٔ افراد یک جامعه فارغ از جنسیت می‌توانند از کار و تلاشی که انجام می‌دهند، منفعت ببرند و در ازای آن، دستمزد طلب کنند. براساس آیهٔ ۳۲ سورهٔ «نساء»، مردان نصیبی از آنچه به‌دست می‌آورند، دارند و زنان نیز نصیبی از آنچه به‌دست می‌آورند، دارند. با توجه به ویژگی‌های ظاهری و باطنی زنان و مردان، هریک از افراد جامعه متعلق به این گروه‌های جنسیتی می‌توانند براساس فرهنگ، عرف و عقاید دینی و مذهبی، با انجام فعالیت‌های فیزیکی و فکری مفید، از کارفرمایان خود درخواست حقوق کنند. زنان با توجه به تلاش‌های مفیدی که در خانه در راستای انجام امور خانه‌داری می‌کنند، می‌توانند حق‌الزحمه دریافت کنند. اگرچه براساس اجماع فقها، انجام وظایف خانه‌داری بر زن واجب نیست، اما در احادیث متعددی به رعایت حقوق مادی و معنوی همسران توجه شده است (فاطمه و حسن‌زاده، ۱۳۹۹).

امام صادق؈ به‌نقل از حضرت محمد؉ فرمودند که هر زنی در خانهٔ شوهر خود به‌قصد مرتب کردن آن، چیزی را جابه‌جا کند، خداوند عزوجل به او نظر (لطف) می‌کند و خدا به هر کس نظر (لطف) کند، عذابش نمی‌کند. همچنین پیامبر اکرم؉ فرمودند که هر زمان یک زن باردار شود، به‌منزلهٔ روزه‌دارِ شب زنده‌داری است که با جان و مال خود در راه خدا جهاد می‌کند. همچنین بعد از وضع حمل، برای آن فرد چنان مزدی در نظر گرفته می‌شود که مقدار آن در تصور کسی نمی‌گنجد. هر زمان نیز فرزندش را شیر می‌دهد، در برابر هر مکیدنی، ثوابی معادل آزاد کردن یک بنده از فرزندان اسماعیل برایش وجود دارد. پس از فراغت از شیر دادن، فرشته‌ای بر پهلوی او می‌زند و می‌گوید که زندگی را از نو آغاز کن که از جانب خداوند مورد آمرزش قرار گرفتی (ر.ک: صدوق، ۱۳۷۶، ص ۴۹۶؛ محمدی ری شهری، ۱۳۹۰). همچنین پیامبر اکرم؉ فرمودند که یک لیوان آب دست شوهر دادن بهتر از یک سال نماز شب خواندن و روزه گرفتن است. در جایی دیگر نیز فرمودند که چون زنی به شوهر خود آب گوارایی دهد، خداوند شصت گناه او را می‌بخشد. حضرت فاطمهٔ زهرا؊ نیز فرمودند که شستن ظروف غذای خانواده توسط زن باعث از بین

رفتن گناهان و خطاهای آن زن می‌شود. ایشان همچنین فرمودند: مادری که موی سر فرزندان خود را شانه بزند و لباس آنها را بشوید، خداوند برای هر موی آنها ثوابی می‌نویسد و گناهی پاک می‌کند (حرعاملی، ۱۳۶۷، ص ۳۹).

هر فعالیتی که باعث افزایش ارزش نهایی محصولات و خدمات نهایی تولیدشده در داخل یک کشور شود، رشد تولید را در آن اقتصاد به‌همراه دارد. اگر خانه‌داری به‌عنوان شغل محسوب شود، ارزش ریالی تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. ارائه خدمات خانه‌داری، مزایای بیرونی مثبتی نیز در پی دارد؛ زیرا علاوه بر افزایش تولید در کوتاه‌مدت، موجب افزایش کارایی نیروی کار مرد و آموزش و پرورش بهینهٔ نیروی کار در بلندمدت می‌شود؛ زیرا نقش زنان خانه‌دار در تحکیم یک خانواده و در پرورش فرزندان که نیروی کار آینده‌اند، قابل توجه است.

۲ـ۱. پیشینهٔ پژوهش

با توجه به هدف این مطالعه، نتایج برخی از مطالعات انجام‌شده در این حوزه در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده طی دههٔ اخیر

پژوهشگر و سال	روش پژوهش و دوره	نتایج
آلتوزارا و همکاران (۲۰۲۱)	داده‌های تابلویی (Panel Data) و ۲۰۱۷–۱۹۹۰	رابطهٔ مثبت و معنادار بین افزایش مشارکت زنان در امور سیاسی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه وجود دارد.
برتای و همکاران (۲۰۲۰)	داده‌های تابلویی و دههٔ ۱۹۹۰	تولیدات صنایع با سهم بالای حضور زنان، در کشورهایی که برابری جنسیتی بیشتری دارند، دارای رشد بیشتری است.
آسالی و *گوراشویلی* (۲۰۱۹)	مدل خودرگرسیون برداری (Vector Autoregression Model) و ۲۰۱۶–۲۰۰۶	یک علیت گرنجر منفی و دوطرفه میان تبعیض و رشد اقتصادی وجود دارد.
فرانت و *کلو* (۲۰۱۶)	داده‌های تابلویی و ۲۰۱۰–۲۰۰۵	وجود تبعیض جنسیتی در نهادهای اجتماعی اثر منفی بر درآمد کشورها دارد.
کلاسن و *لامانا* (۲۰۰۹)	داده‌های تابلویی و ۲۰۰۰–۱۹۶۰	تبعیض جنسیتی در آموزش و استخدام، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.
زبیدی و همکاران (۱۴۰۱)	مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (Dynamic Stochastic General Equilibrium) و ۱۳۹۸–۱۳۸۷	تبعیض جنسیتی باعث تخصیص ناکارای زمان کار بین زنان و مردان در وضعیت یکنواخت می‌شود.
زاهد و همکاران (۱۳۹۹)	داده‌های تابلویی و ۲۰۱۸–۲۰۰۰	در کشورهای در حال توسعه، رابطهٔ معنادار بین برابری جنسیتی و رشد اقتصادی وجود ندارد.
زارع شحنه و همکاران (۱۳۹۸)	مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (Autoregressive Distributed Lag) و ۱۳۹۵–۱۳۴۵	شوک مثبت سهم اشتغال زنان، اثر منفی، و شوک منفی سهم اشتغال زنان، اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.
پناهی و همکاران (۱۳۹۵)	جوهانسن ـ جوسیلیوس (Johansen-Juselius) و ۱۳۹۲–۱۳۶۳	کاهش نابرابری جنسیتی در آموزش باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود.
رزمی و کاوسی (۱۳۹۳)	حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Squares) (OLS)	یک ارتباط U وارونه بین نابرابری جنسیتی و درآمد سرانه وجود دارد.

(منبع: یافته‌های پژوهش)

وجه تمایز این مطالعه با سایر مطالعات را می‌توان از چند جهت بررسی کرد که اولاً مطالعات بسیار اندکی بر روی

اثر تبعیض جنسیتی در بازار کار بر GDP صورت گرفته است؛ درحالی‌که در این مطالعه، اثر این نوع از تبعیض بر GDP ارزیابی می‌شود. در بین مطالعات داخلی، مطالعات بسیار اندکی از شاخص ID استفاده کرده است؛ اما در این مطالعه با توجه به مزایای این شاخص، مانند استفادهٔ گسترده، خطای کمتر، کاربرد ساده‌تر و دسترسی بیشتر به داده‌ها، از این شاخص استفاده می‌شود. یکی دیگر از وجوه تمایز اصلی این مطالعه از سایر مطالعات، در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان گروهی از شاغلان جامعه است و ازاین‌رو شاخص ذکرشده در بالا در دو حالت اندازه‌گیری می‌شود: در حالت اول، زنان خانه‌دار به‌عنوان یک گروه شغلی در نظر گرفته نمی‌شوند؛ اما این گروه در حالت دوم شاغل محسوب می‌شوند. دلیل اصلی این نگرش، وجود قوانین حمایتی از زنان خانه‌دار متأهل در جمهوری اسلامی ایران است و بر این اساس، خانه‌داری را برای این افراد می‌توان یک شغل محسوب کرد.

۲. حقایق آشکارشده

در این مطالعه، از شاخص ID که توسط *دونکان* و *دونکان* (۱۹۵۵) معرفی شد، برای اندازه‌گیری تبعیض استفاده می‌شود که به‌صورت معادلهٔ (۱) است.

$$ID = \frac{1}{2}\sum\left|\frac{F_i}{F} - \frac{M_i}{M}\right|$$

معادلهٔ ۱:

در این معادله، M_i و F_i به‌ترتیب تعداد مردان و زنان شاغل در شغل i و M و F به‌ترتیب تعداد نیروی کار فعال مرد و زن در بازار کار است. نیروی کار فعال شامل افراد شاغل و افراد بیکارِ در جست‌وجوی کار است. مقدار این شاخص در بازهٔ صفر تا ۰/۵ است و اگر مقدار آن صفر باشد، عدم تبعیض، و اگر مقدار آن ۰/۵ شود، تبعیض کامل وجود دارد. منظور از شغل i در شاخص ذکرشده، شغل‌هایی است که توسط ILO تفکیک شده است و شامل مدیران، حرفه‌ای‌ها، تکنسین‌ها و افراد حرفه‌ای مرتبط، کارمندان پشتیبانی دفتری، کارمندان فروش و خدمات، کارگران صنایع دستی و صنایع وابسته، اپراتورها و مونتاژکنندگان کارخانه و ماشین‌آلات، مشاغل ابتدایی و کارگران ماهر کشاورزی، جنگل‌داری و شیلات است. با توجه به مواد ۱۱۰۶، ۱۱۰۷، ۱۱۱۱ قانون مدنی و مادهٔ ۵۳ قانون حمایت از خانواده، زنان خانه‌دار متأهل را نیز می‌توان شاغل محسوب کرد. این شاخص در یک حالت بدون در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان شاغل، و در حالت دیگر با در نظر گرفتن آنان به‌عنوان شاغل اندازه‌گیری می‌شود.

در جدول (۲) مقادیر به‌دست‌آمده از شاخص ID در حالت اول (بدون در نظر گرفتن زنان خانه‌دار) برای ایران و چند کشور دیگر بین دورهٔ ۱۳۷۹ـ۱۳۹۸ ارائه شده است. در این جدول، کشورهای عربستان، پاکستان، عراق و ترکیه، به‌دلیل شباهت موقعیت جغرافیایی، فرهنگی، مذهبی و سطح توسعه‌یافتگی آنان با ایران، انتخاب شدند. دلیل انتخاب سایر کشورها، مقایسهٔ سطح تبعیض جنسیتی در بازار کار در کشورهایی با سطح توسعه‌یافتگی، مذهب، موقعیت جغرافیایی و فرهنگ متفاوت با ایران است.

جدول ۲: سطح تبعیض جنسیتی در استخدام در بازار کار کشورهای منتخب

کشور / سال	ایران	آمریکا	آلمان	چین	عربستان	ترکیه	پاکستان	عراق
۱۳۷۹	۰/۱۲۹	۰/۱۵۱	۰/۱۶۵	۰/۰۴۳	۰/۱۶۰	۰/۱۶۲	۰/۱۵۵	۰/۲۴۰
۱۳۸۰	۰/۱۲۱	۰/۱۴۹	۰/۱۶۶	۰/۰۴۴	۰/۱۶۰	۰/۱۶۲	۰/۱۵۴	۰/۲۴۲
۱۳۸۱	۰/۱۱۳	۰/۱۴۷	۰/۱۶۲	۰/۰۴۵	۰/۱۵۶	۰/۱۵۶	۰/۱۳۵	۰/۲۴۳
۱۳۸۲	۰/۱۰۸	۰/۱۴۹	۰/۱۵۶	۰/۰۴۶	۰/۱۵۴	۰/۱۵۴	۰/۱۳۷	۰/۲۴۴
۱۳۸۳	۰/۱۰۳	۰/۱۵۱	۰/۱۵۳	۰/۰۴۷	۰/۱۵۲	۰/۱۴۸	۰/۱۴۶	۰/۲۴۴
۱۳۸۴	۰/۰۹۴	۰/۱۵۱	۰/۱۴۵	۰/۰۴۸	۰/۱۵۴	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶	۰/۲۴۶
۱۳۸۵	۰/۱۰۹	۰/۱۵۴	۰/۱۴۵	۰/۰۴۹	۰/۱۴۹	۰/۱۴۳	۰/۱۴۶	۰/۲۴۸
۱۳۸۶	۰/۰۹۹	۰/۱۵۲	۰/۱۴۸	۰/۰۵۱	۰/۱۵۴	۰/۱۴۶	۰/۱۶۸	۰/۲۴۹
۱۳۸۷	۰/۱۰۶	۰/۱۴۹	۰/۱۴۷	۰/۰۵۴	۰/۱۵۴	۰/۱۴۰	۰/۱۷۱	۰/۲۳۳
۱۳۸۸	۰/۰۹۳	۰/۱۴۲	۰/۱۴۷	۰/۰۵۶	۰/۱۵۴	۰/۱۲۸	۰/۱۶۹	۰/۲۱۷
۱۳۸۹	۰/۱۰۱	۰/۱۴۰	۰/۱۴۷	۰/۰۵۸	۰/۱۴۵	۰/۱۳۲	۰/۱۶۷	۰/۲۰۰
۱۳۹۰	۰/۱۱۰	۰/۱۴۰	۰/۱۵۰	۰/۰۵۹	۰/۱۳۷	۰/۱۳۶	۰/۱۷۲	۰/۱۸۴
۱۳۹۱	۰/۱۱۸	۰/۱۳۸	۰/۱۴۹	۰/۰۶۱	۰/۱۳۷	۰/۱۳۲	۰/۱۷۲	۰/۱۶۸
۱۳۹۲	۰/۱۲۱	۰/۱۴۱	۰/۱۴۹	۰/۰۶۳	۰/۱۳۳	۰/۱۲۶	۰/۱۷۰	۰/۱۶۵
۱۳۹۳	۰/۱۲۸	۰/۱۴۲	۰/۱۴۸	۰/۰۶۶	۰/۱۲۱	۰/۱۱۴	۰/۱۶۵	۰/۱۶۶
۱۳۹۴	۰/۱۲۳	۰/۱۴۰	۰/۱۴۶	۰/۰۷۰	۰/۱۱۸	۰/۱۱۴	۰/۱۵۸	۰/۱۷۴
۱۳۹۵	۰/۱۱۶	۰/۱۴۰	۰/۱۴۴	۰/۰۷۳	۰/۱۲۰	۰/۱۰۸	۰/۱۵۵	۰/۱۷۶
۱۳۹۶	۰/۱۱۱	۰/۱۳۸	۰/۱۴۳	۰/۰۷۶	۰/۱۳۵	۰/۱۰۹	۰/۱۵۶	۰/۱۶۹
۱۳۹۷	۰/۱۰۸	۰/۱۳۸	۰/۱۴۳	۰/۰۷۹	۰/۱۱۴	۰/۱۱۰	۰/۱۵۵	۰/۱۶۴
۱۳۹۸	۰/۱۱۲	۰/۱۳۸	۰/۱۴۱	۰/۰۸۱	۰/۱۲۳	۰/۱۰۰	۰/۱۵۷	۰/۱۶۶

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۲)، تبعیض در بیشتر سال‌های مورد بررسی در ایران، بجز چین، نسبت‌به سایر کشورهای منتخب کمتر است. با وجود این، نرخ مشارکت زنان در بازار کار آمریکا، آلمان، چین و ترکیه به‌نسبت سایر کشورهای مورد مطالعه بیشتر است. کاهش نرخ مشارکت یکی از گروه‌های جنسیتی در بازار کار باعث کاهش فضای رقابتی در این بازار و به‌دنبال آن، کاهش تبعیض جنسیتی در استخدام می‌شود. این شاخص، ازآنجاکه هدفش ارزیابی جمعیت فعال است، افرادی را که برای حضور در بازار کار تمایل ندارند، مورد سنجش قرار نمی‌دهد. در جدول (۳)، مقادیر حاصل‌شده از شاخص ID در حالت دوم (با در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان شاغل) برای ایران بین دورهٔ ۱۳۸۴ـ۱۳۹۸ ارائه شده است.

جدول ۳: سطح تبعیض جنسیتی در استخدام در بازار کار ایران با در نظر گرفتن زنان خانه‌دار

سال	مقدار شاخص	سال	مقدار شاخص
۱۳۸۴	۰/۱۱	۱۳۹۲	۰/۱۳
۱۳۸۵	۰/۱۲	۱۳۹۳	۰/۱۴
۱۳۸۶	۰/۱۱	۱۳۹۴	۰/۱۳
۱۳۸۷	۰/۱۱	۱۳۹۵	۰/۱۳
۱۳۸۸	۰/۱۰	۱۳۹۶	۰/۱۲
۱۳۸۹	۰/۱۱	۱۳۹۷	۰/۱۲
۱۳۹۰	۰/۱۲	۱۳۹۸	۰/۱۲
۱۳۹۱	۰/۱۳		

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که مقادیر این شاخص افزایش یافته و علت آن، تبعیض به‌سود زنان و به‌ضرر مردان است. اگر طبق قانون ارزش مادی و معنوی زنان مورد توجه قرار گیرد، این گروه از زنان را می‌توان به‌عنوان یک گروه شغلی در جامعه معرفی کرد.

در جدول (۴)، نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان در بازار نیروی کار در کشورهای موردمطالعه ارائه شده است. این نسبت نیز مانند شاخص تبعیض جنسیتی در ایران در دو حالت اندازه‌گیری شده است.

جدول ٤: نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان در کشورهای منتخب

کشور / سال	ایران	آمریکا	آلمان	چین	عربستان	ترکیه	پاکستان	عراق
۱۳۷۹	۰/۱۸۱	۰/۸۴۴	۰/۷۸۶	۰/۸۱۹	۰/۱۶۰	۰/۳۸۱	۰/۱۸۲	۰/۱۲۹
۱۳۸۰	۰/۱۹۴	۰/۸۴۵	۰/۷۹۷	۰/۸۱۶	۰/۱۵۷	۰/۳۹۴	۰/۱۸۳	۰/۱۳۴
۱۳۸۱	۰/۲۰۷	۰/۸۴۶	۰/۸۰۳	۰/۸۱۳	۰/۱۵۷	۰/۴۱۲	۰/۱۸۴	۰/۱۳۹
۱۳۸۲	۰/۲۲۱	۰/۸۵۰	۰/۸۱۲	۰/۸۱۰	۰/۱۶۱	۰/۳۹۹	۰/۱۹۴	۰/۱۴۵
۱۳۸۳	۰/۲۳۶	۰/۸۴۷	۰/۸۱۳	۰/۸۰۶	۰/۱۶۶	۰/۳۵۱	۰/۲۰۴	۰/۱۵۰
۱۳۸۴	۰/۲۵۲	۰/۸۴۷	۰/۸۲۱	۰/۸۰۳	۰/۱۷۱	۰/۳۴۹	۰/۲۱۴	۰/۱۵۶
۱۳۸۵	۰/۲۴۸	۰/۸۴۷	۰/۸۳۱	۰/۸۰۰	۰/۱۷۸	۰/۳۵۵	۰/۲۲۵	۰/۱۶۳
۱۳۸۶	۰/۲۳۸	۰/۸۴۸	۰/۸۳۸	۰/۷۹۶	۰/۱۷۲	۰/۳۵۶	۰/۲۳۰	۰/۱۶۹
۱۳۸۷	۰/۲۱۵	۰/۸۵۳	۰/۸۳۷	۰/۷۹۳	۰/۱۶۹	۰/۳۶۸	۰/۲۳۸	۰/۱۶۹
۱۳۸۸	۰/۲۲۷	۰/۸۶۱	۰/۸۴۴	۰/۷۸۹	۰/۱۶۵	۰/۳۹۰	۰/۲۵۲	۰/۱۶۸
۱۳۸۹	۰/۲۲۳	۰/۸۶۱	۰/۸۴۷	۰/۷۸۶	۰/۱۷۳	۰/۴۱۱	۰/۲۶۶	۰/۱۶۸
۱۳۹۰	۰/۲۰۶	۰/۸۶۱	۰/۸۵۵	۰/۷۸۸	۰/۱۸۲	۰/۴۲۵	۰/۲۷۰	۰/۱۶۷
۱۳۹۱	۰/۲۲۱	۰/۸۵۷	۰/۸۵۵	۰/۷۹۰	۰/۱۸۳	۰/۴۳۸	۰/۲۷۲	۰/۱۶۶
۱۳۹۲	۰/۱۹۵	۰/۸۵۴	۰/۸۶۳	۰/۷۹۳	۰/۱۷۹	۰/۴۵۳	۰/۲۷۴	۰/۱۷۶
۱۳۹۳	۰/۱۸۹	۰/۸۵۶	۰/۸۶۶	۰/۷۹۶	۰/۱۸۲	۰/۴۴۹	۰/۲۸۱	۰/۱۸۷
۱۳۹۴	۰/۲۰۶	۰/۸۵۳	۰/۸۷۰	۰/۷۹۸	۰/۱۹۱	۰/۴۶۵	۰/۲۸۹	۰/۱۹۴
۱۳۹۵	۰/۲۳۱	۰/۸۵۳	۰/۸۷۴	۰/۸۰۱	۰/۱۹۵	۰/۴۷۶	۰/۲۷۹	۰/۲۰۱
۱۳۹۶	۰/۲۴۵	۰/۸۵۷	۰/۸۷۴	۰/۸۰۴	۰/۱۷۴	۰/۴۸۸	۰/۲۶۸	۰/۱۵۳
۱۳۹۷	۰/۲۴۵	۰/۸۵۸	۰/۸۷۲	۰/۸۰۸	۰/۱۸۷	۰/۴۹۴	۰/۲۵۸	۰/۱۵۴
۱۳۹۸	۰/۲۳۸	۰/۸۶۲	۰/۸۷۱	۰/۸۱۱	۰/۲۲۲	۰/۵۰۰	۰/۲۵۷	۰/۱۵۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۴)، اگرچه نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان در ایران در مقایسه با عربستان و عراق در بیشتر سال‌های مورد بررسی بیشتر است، اما این مقدار در مقایسه با سایر کشورهای منتخب، به‌ویژه کشورهایی با اقتصاد قدرتمند (آمریکا، چین و آلمان) بسیار کم است. وجود تبعیض‌هایی که باعث جلوگیری از حضور یک گروه جنسیتی در بازار کار و عدم تمایل آنها برای جست‌وجوی شغل می‌شود را می‌توان با استفاده از نسبت ارائه‌شده در جدول بالا شناسایی کرد. علاوه بر ارزیابی اثر متغیر تبعیض جنسیتی در استخدام، اثر متغیر نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان نیز ارزیابی می‌شود تا از این طریق، اثر میزان حضور زنان در بازار کار بر سطح تولید ارزیابی شود. در جدول (۵)، نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان در ایران با در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان نیروی فعال در بازار کار بین دورهٔ ۱۳۸۴ــ۱۳۹۸ نشان داده شده است.

جدول ۵: نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان در بازار کار ایران با در نظر گرفتن زنان خانه‌دار

سال	مقدار شاخص	سال	مقدار شاخص
۱۳۸۴	۰/۲۸	۱۳۹۲	۰/۲۱
۱۳۸۵	۰/۲۷	۱۳۹۳	۰/۲۱
۱۳۸۶	۰/۲۵	۱۳۹۴	۰/۲۲
۱۳۸۷	۰/۲۳	۱۳۹۵	۰/۲۵
۱۳۸۸	۰/۲۴	۱۳۹۶	۰/۲۶
۱۳۸۹	۰/۲۴	۱۳۹۷	۰/۲۷
۱۳۹۰	۰/۲۲	۱۳۹۸	۰/۲۶
۱۳۹۱	۰/۲۴		

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۵)، با وجود افزایش نسبت نیروی کار فعال زنان به مردان با در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان جمعیت فعال، این نسبت در ایران در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته بسیار کم است که این موضوع می‌تواند عاملی در جهت تضعیف فضای رقابتی در بازار کار شود.

۳. الگو، داده‌ها و روش پژوهش

۱ـ۳. الگوی پیشنهادی و داده‌ها

براساس یک تابع تولید ساده، نیروی کار و سرمایه نقش محوری در تولید محصول نهایی دارند. اگر از یک تابع تولید کاب ـ داگلاس (Cobb-Douglas) (CD) استفاده شود، تابع تولید را می‌توان به‌صورت معادلهٔ (۲) بیان کرد.

معادلهٔ ۲:

$$Y = AK^{a_1}L^{a_2}$$

در این معادله، Y تولید محصول نهایی است و K و L به‌ترتیب سرمایه و نیروی کار استفاده‌شده برای تولید این محصول هستند. A نیز بهره‌وری کل عوامل را نشان می‌دهد. یکی از فروض این معادله، همگنی همهٔ نیروی کار استفاده‌شده برای تولید محصول نهایی است. این تابع، اهمیت سرمایهٔ انسانی (Human Capital) متخصص به‌دست‌آمده از طریق تحصیل، آموزش و تمرین را نادیده می‌گیرد. به‌دلیل این نقص، مطالعات زیادی مانند *لوکاس* (۱۹۸۸) و *رومر* (۱۹۹۰) انجام شد تا رابطهٔ مستقیم بین کیفیت سرمایهٔ انسانی و بهره‌وری نیروی کار را نشان دهند (ارشد و مالیک، ۲۰۱۵). با توجه به مطالعات *لوکاس* (۱۹۸۸)، *کاورز* (۱۹۹۷) و *جاجری* و *اسماعیل* (۲۰۱۰)، یک تابع تولید را با لحاظ کردن سرمایهٔ انسانی می‌توان به‌صورت معادلهٔ (۳) نوشت.

معادلهٔ ۳:
$$Y = AK^{\alpha_1}(uhL)^{\alpha_2}$$

در این معادله، h به سطوح مهارت‌های نیروی کار اشاره دارد و در بازهٔ صفر تا بی‌نهایت است. u نیز زمان تخصیص‌داده‌شده به تولید را نشان می‌دهد و ازاین‌رو $1-u$ زمان صرف‌شده برای انباشت سرمایهٔ انسانی است. در این معادله، $uhL = L^*$ است که نمایندهٔ نیروی کار مؤثر است که براساس مطالعات *جوکچ* و *میروسلاو* (۲۰۱۷) و *ارشد* و *مالیک* (۲۰۱۵)، می‌توان آن را تابعی از نیروی کار تحصیل‌کرده و دارای سلامت جسمانی در نظر گرفت. فرم CD تابع نیروی کار مؤثر به‌صورت معادلهٔ (۴) نوشته می‌شود.

معادلهٔ ۴:
$$L^* = L * LS^{\theta_1} IS^{\theta_2} HS^{\theta_3} H^{\gamma}$$

در این معادله، LS ، IS و HS به‌ترتیب نیروی کار دارای تحصیلات ابتدایی، متوسطه و پیشرفته‌اند. H اشاره به نیروی کار دارای سلامت جسمانی خوب دارد. پارامترهای θ_s و γ نیز به‌ترتیب سهم‌های نیروی کار در سطوح مختلف تحصیلی و نسبت نیروی کار با وضعیت سلامتی خوب است.

اثر سرمایهٔ انسانی در قالب نیروی کار تحصیل‌کرده و با وضعیت سلامتی خوب بر سطح تولید می‌تواند به‌صورت معادلهٔ (۵) مورد تحلیل قرار گیرد که این معادله شکل اصلاح‌شدهٔ معادلهٔ (۲) است.

معادلهٔ ۵:
$$Y = AK^{\alpha_1} L^{\alpha_2} LS^{\alpha_2\theta_1} IS^{\alpha_2\theta_2} HS^{\alpha_2\theta_3} H^{\alpha_2\gamma}$$

حال با استفاده از معادلهٔ (۵) و براساس ادبیات و مطالعات ارائه‌شده در قسمت‌های قبل درخصوص اثرگذاری تبعیض جنسیتی بر تولید، الگوی پیشنهادی برای GDP به‌صورت معادلهٔ (۶) است.

معادلهٔ ۶
$$LnGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnK_t + \alpha_2 LnL_t + \alpha_3 LnLS_t + \alpha_4 LnIS_t + \alpha_5 LnHS_t + \alpha_6 LnH_t + \alpha_7 ID_t + \alpha_8 FM_t + \varepsilon_t$$

در این معادله، GDP_t تولید ناخالص داخلی حقیقی در ایران به‌قیمت ثابت ۱۳۹۵ در زمان t، K_t تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص (Gross Fixed Capital Formation) حقیقی در ایران به‌قیمت ثابت ۱۳۹۵ در زمان t، L_t تعداد نیروی کار شاغل در ایران در زمان t، LS_t ، IS_t و HS_t به‌ترتیب تعداد نیروی کار شاغل با سطح تحصیلات ابتدایی، متوسطه و پیشرفته در ایران در زمان t، H_t سطح امید به زندگی در بدو تولد در ایران در زمان t (چون این متغیر

رابطه‌ای مستقیم با وضعیت سلامت نیروی کار دارد، می‌توان از آن مانند مطالعات *رومر* (۱۹۹۰) و *ارشد* و *مالیک* (۲۰۱۵) به‌عنوان نمایندهٔ نیروی کار با وضعیت سلامتی خوب در نظر گرفت)، ID_t سطح تبعیض جنسیتی در استخدام در ایران در زمان t و FM_t نسبت نیروی کار فعال زن به مرد در ایران در زمان t است. متغیرهای ID و FM_t در دو حالت (بدون در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان شاغل و در حالت دیگر به‌عنوان شاغل) اندازه‌گیری شده، الگوی موردنظر با وجود هر دو حالت برآورد می‌شود.

داده‌های آماری موردنیاز در این مطالعه به‌صورت فصلی طی دورهٔ ۱۳۸۹ـ۱۳۹۹ استخراج شده است. داده‌های GDP و تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص از دفتر مدل‌سازی و مدیریت اطلاعات اقتصادی معاونت امور اقتصادی، داده‌های متغیرهای تعداد نیروی کار شاغل و تعداد نیروی کار شاغل با سطح تحصیلات ابتدایی، متوسطه و پیشرفته از ILO، و داده‌های سطح امید به زندگی در بدو تولد از آمارنامه‌های بانک جهانی (World Bank) استخراج شده است. همچنین داده‌های متغیرهای تبعیض جنسیتی و نسبت نیروی کار فعال زن به مرد از ILO جمع‌آوری شده است. از شاخص قیمت مصرف‌کننده (Consumer Price Index) (CPI)، برای تبدیل متغیرهای جاری به حقیقی استفاده شده و داده‌های آن از مرکز آمار ایران استخراج گردیده است. به‌دلیل استفاده از داده‌های فصلی، نیاز است که روند فصلی از آنها حذف شود. تعدیل داده‌های بررسی‌شده، با استفاده از روش تجزیهٔ روند فصلی (Seasonal-Trend Decomposition) (STL) صورت گرفته که براساس رگرسیون هموارسازی نمودار پراکندگی تخمینی در محل (Locally Estimated Scatterplot Smoothing) (LOESS) است. این تعدیل‌های فصلی با استفاده از نرم‌افزار Eviews13 انجام شده است.

۲ـ۳. روش پژوهش

در این مطالعه با استفاده از روش هم‌جمعی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی، وجود رابطهٔ بلندمدت و پویایی الگوی GDP ارزیابی می‌گردد و پس از اطمینان از عدم رگرسیون کاذب، ضرایب بلندمدت این الگو برآورد می‌شود.

در این روش هم‌جمعی، وجود رابطهٔ بلندمدت بین سری‌های زمانی در الگو با توجه به وجود ریشهٔ واحد کلی، شش‌ماهه و سالانهٔ تکراری در این سری‌ها ارزیابی می‌شود. اگر سری‌های زمانی دارای ریشهٔ واحد کلی باشند، باید این سری‌ها را با استفاده از فیلتر $Z_1 = (1 + L + L^2 + L^3)$ تعدیل، و سپس رگرسیون را با استفاده از روش OLS برآورد کرد تا با استفاده از مقادیر جملات اخلال حاصل‌شده، دربارهٔ وجود هم‌جمعی بین سری‌های مورد استفاده تصمیم‌گیری نمود. اگر جملات اخلال پایا باشند، هم‌جمعی بین سری‌های زمانی وجود دارد؛ ولی اگر جملات اخلال ناپایا باشند، عدم هم‌جمعی تأیید می‌شود (هریس و سولیس، ۲۰۰۳؛ یزدانی و پیرپور، ۱۳۹۴). برای بررسی پایا بودن جملات اخلال، از معادلهٔ (۷) استفاده می‌شود.

معادلهٔ ۷:
$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \pi_1\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\psi_i\Delta\hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu + \delta t + \omega_t \quad , \quad \omega_t \sim IID(0,\sigma^2)$$

برای بررسی فرضیهٔ $H_0:\pi_1=0$ که نشان‌دهندهٔ $\varepsilon_t \sim I(1)$، در مقابل فرضیهٔ $H_1:\pi_1<0$ که نشان‌دهندهٔ $\varepsilon_t \sim I(0)$ است، از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey–Fuller) استفاده می‌شود؛ اما مقادیر بحرانی آن، از طریق فرمول هال‌دراپ (Haldrup) که به‌صورت $C(p)=\Phi_\infty+\Phi_1T^{-1}+\Phi_2T^{-2}$ است و مقادیر بحرانی مک‌کینون (۱۹۹۱) که در پیوست (۱) آورده شده، محاسبه می‌شود. وجود عرض از مبدأ و روند در معادلهٔ (۷)، با توجه به وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در رگرسیونی که با استفاده از $Z_1=(1+L+L^2+L^3)$ تعدیل شده است، مشخص می‌شود. اگر در رگرسیون ذکرشده، از عرض از مبدأ و روند زمانی استفاده نشود، در آزمون پایایی جملهٔ اخلال باید از عرض از مبدأ و روند استفاده شود و بالعکس (هریس و سولیس، ۲۰۰۳).

در صورت وجود سری‌های زمانی با ریشهٔ واحد در فرکانس شش‌ماهه، نیاز است که این سری‌ها با استفاده از فیلتر $Z_2=-(1-L+L^2-L^3)$ تعدیل شوند؛ سپس پایایی جملات اخلال این رگرسیون با استفاده از معادلهٔ (۸) ارزیابی شود.

معادلهٔ ۸:
$$\hat{\vartheta}_t+\hat{\vartheta}_{t-1}=\pi_2(-\hat{\vartheta}_{t-1})+\sum_{i=1}^{p-1}\psi_i(\hat{\vartheta}_{t-1}+\hat{\vartheta}_{t-i-1})+\mu+\sum_{q=1}^{3}\delta_iD_{qt}+\omega_t\ ,\ \ \omega_t\sim IID(0,\sigma^2)$$

در این معادله، D_{qt} متغیر مجازی مربوط به فصل q است. آمارهٔ موردنظر به‌صورت آمارهٔ t برای آزمون $H_0:\pi_2=0$ در مقابل $H_1:\pi_2<0$ است که مقادیر بحرانی آن از طریق فرمول هال‌دراپ و مقادیر بحرانی مک‌کینون به‌دست می‌آیند.

برای آزمون هم‌جمعی، در صورت وجود سری‌های دارای ریشهٔ واحد در فرکانس سالانه، نیاز است که این سری‌ها با استفاده از فیلتر $Z_3=-(1-L^2)$ تعدیل شوند؛ سپس پایایی جملات اخلال آن با معادلهٔ (۹) بررسی شود.

معادلهٔ ۹:
$$\hat{\theta}_t+\hat{\theta}_{t-2}=\pi_3(-\hat{\theta}_{t-2})+\pi_4(-\hat{\theta}_{t-1})+\sum_{i=1}^{p-1}\psi_i(\hat{\theta}_{t-1}+\hat{\theta}_{t-i-1})+\mu+\sum_{i-1}^{3}\delta_iD_{it}+\omega_t\ ,\ \omega_t\sim IID(0,\sigma^2)$$

آمارهٔ موردنظر به‌صورت آمارهٔ t برای آزمون $H_0:\pi_3=0$ در مقابل $H_1:\pi_3<0$ است که مقادیر بحرانی آن از طریق فرمول هال‌دراپ و مقادیر بحرانی مک‌کینون به‌دست می‌آید.

با فرض وجود ریشهٔ واحد در فرکانس‌های کلی، شش‌ماهه و سالانه در همهٔ سری‌های زمانی مورد بررسی و تأیید هم‌جمعی بین این سری‌ها، به‌طوری‌که $[\hat{\varepsilon}_t,\hat{\vartheta}_t,\hat{\theta}_t]\approx I(0)$ باشد، در این صورت الگوی تصحیح خطا براساس مطالعهٔ *انگل* و همکاران (۱۹۹۳) به‌صورت معادلهٔ (۱۰) است.

معادلهٔ ۱۰:
$$Z_4Y_t=\sum_{j=0}^{q}\alpha_jZ_4X_{t-j}+\sum_{i=0}^{p}b_iZ_4Y_{t-i}+\gamma_1\hat{\varepsilon}_{t-1}+\gamma_2\hat{\vartheta}_{t-1}+(\gamma_3+\gamma_4L)\hat{\theta}_{t-1}+\varphi_t$$

در این معادله، $Z_4=(1-L^4)$ است و γ پارامترهای سرعت تعدیل در فرکانس‌های کلی، شش‌ماهه و سالانه هستند. درصورتی‌که نیاز به بررسی هم‌جمعی در میان سری‌های زمانی با ریشه‌های کلی و شش‌ماهه بود، به پارامترهای

سرعت تعدیل که برای فرکانس‌های سالانه استفاده می‌شوند، برای بررسی الگوی تصحیح خطا نیازی نیست. اگر سری‌های زمانی فقط دارای ریشهٔ واحد کلی باشند، نیازی به وجود پارامترهای سرعت تعدیل سالانه و شش‌ماهه در این معادله نیست. برای تعیین وقفه‌های متغیرهای مستقل و وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی که در Z_4 ضرب می‌شوند، باید به معیار *شوارز* (Schwarz criterion) و معناداری ضرایب این متغیرها توجه شود (یزدانی و پیرپور، ۱۳۹۴).

٤. نتایج تجربی

پیش از بررسی وجود هم‌جمعی فصلی و پویایی در الگوی پیشنهادی برای GDP در این مطالعه، با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد HEGY (Hylleberg, Engle, Granger and Yoo) که توسط *هیلبرگ* و همکاران (۱۹۹۰) معرفی شد، باید پایایی سری‌های زمانی مورد بررسی را آزمود. نتایج این آزمون برای متغیرهای ذکرشده که با استفاده از نرم‌افزار Stata17 به‌دست آمده، در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ٦: نتایج آزمون ریشهٔ واحد متغیرهای الگوی GDP به‌روش HEGY

نام متغیر	ریشهٔ کلی	ریشهٔ شش‌ماهه	ریشهٔ مشترک سالانه
$LnGDP_t$	✓	×	×
LnK_t	✓	×	×
LnL_t	✓	×	×
$LnLS_t$	✓	×	×
$LnIS_t$	✓	×	×
$LnHS_t$	✓	×	×
LnH_t	✓	×	×
ID_t (حالت اول)	✓	×	×
FM_t (حالت اول)	✓	×	×
ID_t (حالت دوم)	✓	×	×
FM_t (حالت دوم)	✓	×	×

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج، همهٔ متغیرهای مورد بررسی دارای ریشهٔ واحد در فرکانس کلی‌اند. وجود هم‌جمعی فقط باید در فرکانس کلی بررسی شود.

برای بررسی وجود هم‌جمعی در فرکانس کلی معادلهٔ (۱۱) برآورد می‌شود که نتایج آن با استفاده از نرم‌افزار EViews13 به‌دست آمده و در جدول (۷) ارائه شده است.

معادلهٔ ۱۱:

$$Z_1LnGDP_t = \alpha_1 Z_1LnK_t + \alpha_2 Z_1LnL_t + \alpha_3 Z_1LnLS_t + \alpha_4 Z_1LnIS_t + \alpha_5 Z_1LnHS_t + \alpha_6 Z_1LnH_t + \alpha_7 Z_1ID_t + \alpha_8 Z_1FM_t + \varepsilon_t$$

جدول ۷: نتایج برآورد معادلهٔ شمارهٔ ۱۱ با استفاده از روش OLS

نام متغیر	ضرایب و آمارهٔ آزمون در حالت اول	ضرایب و آمارهٔ آزمون در حالت دوم
Z_1LnK_t	۰/۶۵** (۷/۸۵)	۰/۶۵** (۷/۴۰)
Z_1LnL_t	−۳/۲۳* (−۲/۱۱)	−۳/۸۷* (−۲/۴۵)
Z_1LnLS_t	۰/۳۰ (۰/۳۰)	۰/۹۰ (۰/۹۰)
Z_1LnIS_t	۳/۳۳** (۴/۷۸)	۳/۴۲** (۴/۷۰)
Z_1LnHS_t	۰/۰۵* (۲/۱۷)	۰/۰۴ (۱/۶۸)
Z_1LnH_t	۱/۴۲ (۱/۵۴)	۱/۳۷ (۱/۴۳)
Z_1ID_t	−۴/۳۴** (−۳/۳۲)	−۳/۰۵* (−۲/۳۹)
Z_1FM_t	۰/۸۳ (۰/۶۱)	۲/۲۲* (۲/۱۳)
$D.W$ =۰/۹۹ R^2 =۰/۹۶		$D.W$ =۰/۸۹ R^2 =۰/۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ آمارهٔ آزمون هستند و ** و * معناداری ضرایب را در سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد نشان می‌دهند.

برای بررسی هم‌جمعی معادلهٔ (۱۱)، پایایی جملات اخلال آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. مقدار بحرانی به‌دست‌آمده براساس فرمول هال‌دراپ و مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح پنج درصد برابر با ۵/۴۹− است. آمارهٔ به‌دست‌آمده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته بر روی این جملات اخلال برای حالت‌های اول و دوم به‌ترتیب نیز برابر با ۷/۰۶− و ۶/۵۵− است. به‌دلیل بزرگ‌تر بودن قدر مطلق آمارهٔ به‌دست‌آمده از مقدار بحرانی، پایایی جملات اخلال و وجود هم‌جمعی فصلی برای الگو در هر دو حالت

تأیید می‌شود. حال که هم‌جمعی تأیید شد، با استفاده از معادلهٔ (۱۲) الگوی تصحیح خطا برآورد می‌شود تا پویایی این الگو بررسی شود. نتایج برآورد معادلهٔ (۱۲) که با استفاده از نرم‌افزار EViews13 به‌دست آمده، در جدول (۸) نشان داده شده است.

معادلهٔ ۱۲:

$$Z_4LnGDP_t = \alpha_1 Z_4LnGDP_{t-1} + \alpha_2 Z_4LnK_t + \alpha_3 Z_4LnL_t + \alpha_4 Z_4LnLS_t + \alpha_5 Z_4LnIS_t + \alpha_6 Z_4LnHS_t + \alpha_7 Z_4LnH_t + \alpha_8 Z_4ID_t + \alpha_9 Z_4FM_t + \alpha_{10}\varepsilon_{t-1} + \phi_t$$

جدول ۸: نتایج برآورد معادلهٔ شمارهٔ ۱۲ با استفاده از روش OLS

نام متغیر	ضرایب و آمارهٔ آزمون در حالت اول	ضرایب و آمارهٔ آزمون در حالت دوم
Z_4LnGDP_{t-1}	۰/۶۰* (۴/۵۰)	۰/۶۷* (۴/۹۶)
Z_4LnK_t	۰/۴۴* (۴/۸۷)	۰/۴۳* (۴/۷۴)
Z_4LnL_t	۰/۸۰ (۰/۵۸)	۰/۷۷ (۰/۵۶)
Z_4LnLS_t	−۱/۲۵ (−۱/۳۹)	−۱/۰۶ (−۱/۱۸)
Z_4LnIS_t	۰/۳۸ (۰/۶۰)	۰/۱۸ (۰/۲۹)
Z_4LnHS_t	۰/۰۲ (۱/۰۴)	۰/۰۰۱ (۰/۰۴)
Z_4LnH_t	۰/۵۸ (۰/۲۰)	۰/۹۸ (۰/۳۴)
Z_4ID_t	−۰/۲۸ (−۰/۳۷)	۰/۸۷ (۱/۰۸)
Z_4FM_t	۰/۴۸ (۰/۵۵)	۱/۴۴ (۱/۷۶)
ε_{t-1}	−۰/۵۸* (−۴/۷۸)	−۰/۵۴* (−۴/۷۱)
$D.W$ =۲/۰۲ R^2 =۰/۸۱		$D.W$ =۲/۱۹ R^2 =۰/۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ آمارهٔ آزمون است و * معناداری ضرایب را در سطح اطمینان ۹۹ درصد نشان می‌دهد.

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که ضریب پارامتر سرعت تعدیل معنادار و علامت آن نیز موافق انتظار است. یک رابطهٔ پویا و بلندمدت بین سری‌های زمانی در الگو وجود دارد. حال که هم‌جمعی و پویایی الگو در هر دو

حالت تأیید شد، ضرایب بلندمدت با استفاده از روش FMOLS برآورد می‌شود. این روش، توسط *فیلیپس* و *هانسن* (۱۹۹۰) معرفی شد که مزیت‌هایی نسبت‌به سایر روش‌ها برای برآورد بردار تعادلی بلندمدت دارد. اگر برای برآورد ضرایب بلندمدت از روش OLS/*انگل* و *گرنجر* (۱۹۸۷) استفاده شود، با وجود سازگاری این برآوردگر، اما به‌طور مجانبی بدون تورش و دارای توزیع نرمال نیست. استفاده از روش OLS نیز در رگرسیونی با حجم نمونه‌ها و مشاهدات آماری زیاد، دارای نتایج سازگار و کاراست؛ اما در نمونه‌های کوچک، دارای توزیع غیرنرمال و نتایج تورش‌دار است؛ اما برآوردگر FMOLS در نمونه‌های کوچک، دارای نتایج بدون تورش و سازگار است. علاوه بر ناأریبی مجانبی برآوردگر FMOLS، این برآوردگر همبستگی بلندمدت بین معادلهٔ دارای هم‌جمعی و اخلال‌های تصادفی رگرسیون را برطرف می‌کند (فیلیپس، ۱۹۹۵). نتایج ضرایب بلندمدت الگو با استفاده از نرم‌افزار Microfit5.5 به‌دست آمده و در جدول (۹) ارائه شده است. تعداد وقفه‌های متغیرها با استفاده از معیار بارتلت (Bartlett) تعیین شده است.

جدول ۹: نتایج برآورد معادلهٔ شمارهٔ ٦ با استفاده از روش FMOLS

نام متغیر	ضرایب و آمارهٔ آزمون در حالت اول	ضرایب و آمارهٔ آزمون در حالت دوم
LnK_t	۰/۴۹** (۱۰/۹۴)	۰/۴۸** (۱۰/۶۵)
LnL_t	−۱/۹۷* (−۲/۶۸)	−۲/۲۰** (−۲/۹۱)
$LnLS_t$	۰/۱۳ (۰/۲۵)	۰/۳۰ (۰/۵۵)
$LnIS_t$	۱/۵۳** (۴/۱۹)	۱/۵۸** (۴/۳۰)
$LnHS_t$	۰/۱۰** (۵/۸۵)	۰/۰۹** (۵/۴۹)
LnH_t	۳/۳۰* (۲/۲۴)	۳/۳۶* (۲/۲۷)
ID_t	−۱/۸۲** (−۳/۴۴)	−۱/۴۷** (−۲/۸۵)
FM_t	۱/۱۷ (۱/۸۷)	۱/۵۵** (۲/۷۵)
عرض از مبدأ	−۳/۴۶ (−۰/۵۴)	−۳/۳۷ (−۰/۵۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته: اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ آمارهٔ آزمون‌اند و ** و * معناداری ضرایب را در سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد نشان می‌دهند.

نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای الگو در حالت ۱ بجز متغیرهای $LnLS_t$ و FM_t در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بیشتر معنادار هستند. ضرایب برآوردشده در حالت ۲ نیز بجز متغیر $LnLS_t$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بیشتر معنادار هستند. علامت همهٔ ضرایبی که معناداری آنها تأیید شدند، بجز متغیر LnL_t در هر دو حالت موافق با انتظارات نظری است. دلیل منفی بودن ضریب متغیر نیروی کار در این الگو، در هر دو حالت می‌تواند ناشی از مازاد عرضهٔ نیروی کار و عدم تناسب آن با سرمایهٔ لازم برای به‌کارگیری این نیروی کار عنوان شود. به‌دلیل کمبود موجودی سرمایه نسبت‌به نیروی کار فعال، کارایی نیروی کار کاهش بسیار زیادی در ایران داشته که این موضوع با اثرگذاری منفی انباشت نیروی کار بر تولید همراه بوده است.

ضریب LnK_t در هر دو حالت مثبت است. افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی با پتانسیل تولیدی بالا که اقتصاد ایران در آنها دارای مزیت نسبی است، باعث افزایش موجودی سرمایه در این بخش‌ها، بهبود کارایی نیروی کار و استفاده از همهٔ ظرفیت‌های بالقوه و رشد اقتصادی می‌شود.

متغیرهای $LnIS_t$ و $LnHS_t$ دارای اثرات مثبت بر GDP هستند. افزایش نیروی کار با تحصیلات متوسط و پیشرفته باعث بهبود تولید در ایران می‌شود. انباشت سرمایهٔ انسانی در نیروی کار غیرماهر و با تحصیلات ابتدایی در اقتصاد ایران زیاد بوده است و با توجه به تخصصی شدن شغل‌ها و نیاز به نیروی کار ماهر در مشاغل گوناگون، نیروی کار با مهارت پایین اثری بر بهبود رشد اقتصادی ندارد. بهبود وضعیت سلامت نیروی کار نیز با توجه به اثرگذاری مثبت متغیر LnH_t بر GDP باعث افزایش کارایی نیروی کار و درنتیجه رشد اقتصادی می‌شود.

با توجه به منفی بودن ضریب ID_t در هر دو حالت، تبعیض جنسیتی باعث کاهش در GDP می‌شود. اگر کارفرمایان از رفتارهای تبعیض‌آمیز در استخدام دوری کنند، می‌توانند در محیطی رقابتی‌تر نیروی کار موردنیاز خود را انتخاب کنند. افزایش فضای رقابتی در بازار نیروی کار نیز با کاهش قدرت نیروی کار درونی و افزایش قدرت نیروی کار بیرونی همراه است که نتیجهٔ آن، افزایش عرضهٔ کالاها و کاهش تورم و دستمزدهای اسمی است. همچنین نتایج ضرایب در هر دو حالت نشان می‌دهد که اگر براساس مواد قانون مدنی و حمایت از خانواده، انجام وظایف مربوط به خانواده توسط زنان متأهل را یک شغل در نظر بگیریم و همسران این زنان ملزم به رعایت این قوانین شوند، اثرگذاری منفی این متغیر بر GDP کاهش می‌یابد. این موضوع نشان می‌دهد که محسوب کردن خانه‌داری به‌عنوان فعالیتی اقتصادی و خدماتی که متناسب با آن باید حق‌الزحمه پرداخت شود، همراه با افزایش ارزش GDP است.

ضریب مثبت FM_t در حالت ۲ نشان می‌دهد که در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان یک گروه شغلی باعث بهبود رشد اقتصادی می‌شود. این گروه از زنان با افزایش توانایی‌های خود در انجام امور خانه‌داری باعث بهبود کارایی در انجام وظایف خود و اثرگذاری مثبت بر عملکرد همسر و فرزندان خود در سطح جامعه می‌شوند.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

وجود تبعیض در بازار کار باعث خارج شدن گروه‌های مورد تبعیض از بازار کار می‌شود و این موضوع به کاهش عرضهٔ نیروی کار، افزایش دستمزد و کاهش عرضهٔ کالاها می‌انجامد. با توجه به اهمیت نقش منفی تبعیض در بازار کار، در این مطالعه سعی شد که اثر تبعیض جنسیتی در بازار کار بر تولید ناخالص داخلی (GDP) در دو حالت (بدون در نظر گرفتن و با در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان شاغل) طی دورهٔ فصلی ۱۳۸۹ــ۱۳۹۹ ارزیابی شود. برای این منظور، وجود هم‌جمعی و پویایی الگوی پیشنهادی برای GDP با استفاده از روش هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطای فصلی بررسی گردید؛ سپس با استفاده از برآوردگر FMOLS ضرایب بلندمدت متغیرهای الگوی پیشنهادی تخمین زده شد.

براساس نتایج این مطالعه، متغیرهای تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص، نیروی کار با تحصیلات متوسط و پیشرفته، و سطح امید به زندگی دارای اثری مثبت بر GDP هستند. متغیر نسبت نیروی کار فعال زن به مرد در حالت ۲ نیز دارای اثری مثبت بر GDP است. ازسوی‌دیگر، افزایش نیروی کار به‌دلیل وجود مازاد عرضهٔ نیروی کار و عدم تناسب با موجودی سرمایه در اقتصاد باعث کاهش GDP می‌شود. همچنین گسترش تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران، کاهش GDP را به‌دنبال دارد. با وجود این، اثر منفی این متغیر با در نظر گرفتن زنان خانه‌دار به‌عنوان شاغل و توجه به حقوق مادی و معنوی این گروه از زنان مطابق با قوانین کشور، باعث کاهش اثر تبعیض جنسیتی در بازار کار می‌شود.

براساس نتایج به‌دست‌آمده، توصیه‌های سیاستی زیر را می‌توان ارائه کرد:

ازآنجاکه اثر تبعیض جنسیتی بر GDP منفی بود، فرهنگ‌سازی در بازار کار و ارائهٔ معافیت‌های مالیاتی از طریق دولت به بنگاه‌های اقتصادی که دارای رفتار تبعیض‌آمیز در به‌کارگیری نیروهای کار خود نیستند، می‌تواند به رشد اقتصادی منجر شود. در مدارس و دانشگاه‌ها نیز برای مقابله با رفتارهای تبعیض‌آمیز، آموزش‌هایی برای کاهش تبعیض جنسیتی در جامعه ارائه شود. اگرچه قوانین بسیار مناسبی در ایران برای حقوق زنان در محیط خانواده در نظر گرفته شده است، اما بسیاری از زنان، به‌ویژه زنان خانه‌دار، از این قوانین اطلاعی ندارند که این موضوع مانع دستیابی به حقوق واقعی آنها و سوءاستفادهٔ برخی از افراد می‌شود. ازاین‌رو در سطح جامعه به‌صورت فراگیر باید این مواد قانونی توضیح داده شود و راه‌های قانونی برای جلوگیری از عدم تمکین همسران به این قوانین را به زوجین شرح داد.

پیوست ۱:

Response Surfaces for Critical Values of Co-Integration Test (Table 1)

n Model	Point (%)	$\phi\infty$	SE	$\phi1$	$\phi2$
1 No constant, no trend	۱	−۲/۵۶۵۸	۰/۰۰۲۳	−۱/۹۶۰	−۱۰/۰۴
	۵	−۱/۹۳۹۳	۰/۰۰۰۸	−۰/۳۹۸	۰/۰۰
	۱۰	−۱/۶۱۵۶	۰/۰۰۰۷	−۰/۱۸۱	۰/۰۰
1 constant, no trend	۱	−۳/۴۳۳۶	۰/۰۰۲۴	−۵/۹۹۹	−۲۹/۲۵
	۵	−۲/۸۶۲۱	۰/۰۰۱۱	−۲/۷۳۸	−۸/۳۶
	۱۰	−۲/۵۶۷۱	۰/۰۰۰۹	−۱/۴۳۸	−۴/۴۸
1 constant + trend	۱	−۳/۹۶۳۸	۰/۰۰۱۹	−۸/۳۵۳	−۴۷/۴۴
	۵	−۳/۴۱۲۶	۰/۰۰۱۲	−۴/۰۳۹	−۱۷/۸۳
	۱۰	−۳/۱۲۷۹	۰/۰۰۰۹	−۲/۴۱۸	−۷/۵۸
2 constant, no trend	۱	−۳/۹۰۰۱	۰/۰۰۲۲	−۱۰/۵۳۴	−۳۰/۰۳
	۵	−۳/۳۳۷۷	۰/۰۰۱۲	−۵/۹۶۷	−۸/۹۸
	۱۰	−۳/۰۴۶۲	۰/۰۰۰۹	−۴/۰۶۹	−۵/۷۳
2 constant + trend	۱	−۴/۳۲۶۶	۰/۰۰۲۲	−۱۵/۵۳۱	−۳۴/۰۳
	۵	−۳/۷۸۰۹	۰/۰۰۱۳	−۹/۴۲۱	−۱۵/۰۶
	۱۰	−۳/۴۹۵۹	۰/۰۰۰۹	−۷/۲۰۳	−۴/۰۱
3 constant, no trend	۱	−۴/۲۹۸۱	۰/۰۰۲۳	−۱۳/۷۹۰	−۳۴/۰۳
	۵	−۳/۷۴۲۹	۰/۰۰۱۲	−۸/۳۵۲	−۱۵/۰۶
	۱۰	−۳/۴۵۱۸	۰/۰۰۱۰	−۶/۲۴۱	−۴/۰۱
3 constant + trend	۱	−۴/۶۶۷۶	۰/۰۰۲۲	−۱۸/۴۹۲	−۴۹/۳۵
	۵	−۴/۱۱۹۳	۰/۰۰۱۱	−۱۲/۰۲۴	−۱۳/۱۳
	۱۰	−۳/۸۳۴۴	۰/۰۰۰۹	−۹/۱۸۸	−۴/۸۵
4 constant, no trend	۱	−۴/۶۴۹۳	۰/۰۰۲۳	−۱۷/۱۸۸	−۵۹/۲۰
	۵	−۴/۱۰۰۰	۰/۰۰۱۲	−۱۰/۷۴۵	−۲۱/۵۷
	۱۰	−۳/۸۱۱۰	۰/۰۰۰۹	−۸/۳۱۷	−۵/۱۹
4 constant + trend	۱	−۴/۹۶۹۵	۰/۰۰۲۱	−۲۲/۵۰۴	−۵۰/۲۲
	۵	−۴/۴۲۹۴	۰/۰۰۱۲	−۱۴/۵۰۱	−۱۹/۵۴
	۱۰	−۴/۱۴۷۴	۰/۰۰۱۰	−۱۱/۱۶۵	−۹/۸۸
5 constant, no trend	۱	−۴/۹۵۸۷	۰/۰۰۲۶	−۲۲/۱۴۰	−۳۷/۲۹
	۵	−۴/۴۱۸۵	۰/۰۰۱۳	−۱۳/۶۴۱	−۲۱/۱۶
	۱۰	−۴/۱۳۲۷	۰/۰۰۰۹	−۱۰/۶۳۸	−۵/۴۸
5 constant + trend	۱	−۵/۲۴۹۷	۰/۰۰۲۴	−۲۶/۶۰۶	−۴۹/۵۶
	۵	−۴/۷۱۵۴	۰/۰۰۱۳	−۱۷/۴۳۲	−۱۶/۵۰
	۱۰	−۴/۴۳۴۵	۰/۰۰۱۰	−۱۳/۶۵۴	−۵/۷۷
6 constant, no trend	۱	−۵/۲۴۰۰	۰/۰۰۲۹	−۲۶/۲۷۸	−۴۱/۶۵
	۵	−۴/۷۰۴۸	۰/۰۰۱۸	−۱۷/۱۲۰	−۱۱/۱۷
	۱۰	−۴/۴۲۴۲	۰/۰۰۱۰	−۱۳/۳۴۷	۰/۰
6 constant + trend	۱	−۵/۵۱۲۷	۰/۰۰۳۳	−۳۰/۷۳۵	−۵۲/۵۰
	۵	−۴/۹۷۶۷	۰/۰۰۱۷	−۲۰/۸۸۳	−۹/۰۵
	۱۰	−۴/۶۹۹۹	۰/۰۰۱۱	−۱۶/۴۴۵	۰/۰

Source: MacKinnon (1991), reprinted by permission of Oxford University Press

منابع

پناهی، حسین و همکاران، ۱۳۹۵، «تأثیر نابرابری جنسیتی در آموزش بر رشد اقتصادی ایران»، ***جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه***، ش ۵ (۱)، ص ۴۳_۶۱.

حرعاملی، محمدبن حسن، ۱۳۶۷، ***وسائل الشیعه***، قم، مؤسسهٔ آل‌البیت لاحیاء التراث.

رزمی، سیدمحمد جواد و شراره کاوسی، ۱۳۹۳، «بررسی رابطه بین توسعه اقتصادی و نابرابری جنسیتی در استان‌های ایران»، ***اقتصاد و توسعه منطقه‌ای***، ش ۲۱ (۸)، ص ۹۹_۱۲۰.

زارع شحنه، محمدمهدی و همکاران، ۱۳۹۸، «اثر نامتقارن شوک‌های نابرابری جنسیتی نیروی کار بر رشد اقتصادی ایران»، ***اقتصاد و تجارت نوین***، ش ۱۴ (۱)، ص ۳۹_۵۹.

زاهد، زیدالله و همکاران، ۱۳۹۹، «از تبعیض جنسیتی به سوی برابری و رشد اقتصادی (مطالعهٔ کشورهای درحال توسعه)»، ***زن در توسعه و سیاست***، ش ۱۸ (۴)، ص ۶۴۳_۶۶۲.

زبیدی، حیدرو همکاران، ۱۴۰۱، «اثرات اقتصاد کلان تبعیض جنسیتی در بازار کار ایران: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، ***پژوهشنامه بازرگانی***، ش ۲۶ (۱۰۲)، ص ۳۷_۵۸.

صدوق، محمدبن علی، ۱۳۷۶، ***الامالی***، ترجمهٔ محمدباقر کمره‌ای، تهران، کتابچی.

فاطمه، مهیا و سهیلا حسن‌زاده، ۱۳۹۹، «نقش زنان در توسعهٔ اقتصادی از منظر آیات و روایات»، ***مطالعات پژوهشی زنان با رویکرد اسلامی***، ش ۷ (۱۲)، ص ۵–۳۲.

فرهنگ، منوچهر، ۱۳۸۸، ***فرهنگ علوم اقتصادی***، چ یازدهم، تهران، ذهن آویز.

محمدی ری‌شهری، محمد، ۱۳۹۰، ***دانشنامه قرآن و حدیث***، ترجمهٔ حمیدرضا شیخی، قم، دارالحدیث.

یزدانی، مهدی و حامد پیرپور، ۱۳۹۴، «تعیین‌کننده‌های صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران: رویکرد هم‌انباشتگی فصلی»، ***اقتصاد مقداری***، ش ۱۲ (۴)، ص ۹۱_۱۱۸.

Altuzarra, A., Gálvez-Gálvez, C., & A. González-Flores, 2021, "Is Gender Inequality a Barrier to Economic Growth? A Panel Data Analysis of Developing Countries", ***Sustainability***, N. 13 (1), p. 367.

Arshad, M.N. & Z.A. Malik. 2015, "Quality of Human Capital and Labor Productivity: A Case of Malaysia", ***International Journal of Economics, Management and Accounting***, N. 23 (1), p. 37-55.

Asali, M. & R. Gurashvili, 2019, ***Labor Market Discrimination and the Macroeconomy***, IZA Discussion Paper, 12101.

Asali, M. Pignatti, N., & S. Skhirtladze, 2018, "Employment Discrimination in a Former Soviet Union Republic: Evidence from a Field Experiment", ***Journal of Comparative Economics***, N. 46 (4), p. 1294-1309.

Baliamoune-Lutz, M. 2007, "Globalisation and Gender Inequality: Is Africa Different?", ***Journal of African Economies***, N. 16 (2), p. 301-348.

Bandiera, O. & A. Natraj, 2013, "Does Gender Inequality Hinder Development and Economic Growth? Evidence and Policy Implications", ***World Bank Research Observer***, N. 28 (1), p. 2-21.

Bertay, A.C., Dordevic, L., & C. Sever, 2020, ***Gender Inequality and Economic Growth: Evidence from Industry-Level Data***, Washington, International Monetary Fund.

Blackden, C.M. & C. Bhanu, 1999, ***Gender, Growth, and Poverty Reduction, World Bank Technical Paper***, 428, Washington, World Bank.

Boserup, E. 1970, ***Woman's role in economic development***, London, Allen & Unwin.

Cavalcanti, T. & J. Tavares, 2007, ***The Output Cost of Gender Discrimination: A Model-Based Macroeconomic Estimate***, Washington, Center for Economic Policy Research.

Covers, F., 1997, "The Impact of Human Capital on Labor Productivity in Manufacturing Sectors of the European Union", ***Applied Economics***, N. 29 (8), p. 975-987.

Đukec, D. & S. Miroslav, 2017, "The Effect of Human Capital on Labor Productivity: A Case Study of Hilding Anders Ltd", ***Education for Entrepreneurship-E4E: International Journal of Education for Entrepreneurship***, N. 7 (1), p. 9-19.

Duncan, O.D. & B. Duncan, 1955, "A Methodological Analysis of Segregation Indices", ***American Sociological Review***, N. 20, p. 210-217.

Elborgh-Woytek, K., Newiak, M., Kochhar, K., Fabrizio, S., Kpodar, K., Wingender, P., Clements, B., & G. Schwartz, 2013, ***Women, Work, and the Economy: Macroeconomic Gains from Gender Equity, Staff Discussion Note 13/10***, Washington, International Monetary Fund.

Engle, R.F. & C.W.J. Granger, 1987, "Cointegration and Error correction: Representation, Estimation and Testing", ***Econometrica***, N. 55, p. 251-276.

Engle, R.F., Granger, C.W.J., Hylleberg, S., & H.S. Lee, 1993, "The Japanese Consumption Function", ***Econometrics***, N. 55, p. 275-298.

Esteve-Volart, B., 2009, ***Gender Discrimination and Growth: Theory and Evidence from India***, Toronto, York University.

Ferrant, G. & A. Kolev, 2016, ***Does Gender Discrimination in Social Institutions Matter for Long-term Growth?***, Cross-country evidence, Paris, Organisation for Economic Co-operation and Development.

Ghosh, T. & S.S. Ramanayake, 2018, "Role of Gender Gap in Economic Growth: Analysis On Developing Countries Versus OECD Countries", ***Review of Applied Economics***, N. 14 (1-2), p. 13-27.

Harris, R. & R. Sollis, 2003, ***Applied Time Series Modelling and Forecasting***, Chichester, John Wiley & Sons.

Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., & B.S. Yoo, 1990, «Seasonal Integration and Co-integration», Journal of Econometrics, 44, 215-228.

International Labour Organization, 2003, ***Time for Equality at Work***, International Labor Conference 91st Session.

International Monetary Fund, 2018, ***Pursuing Women's Economic Empowerment***, Washington, International Monetary Fund.

Jajri, I. & R. Ismail, 2010, "Impact of Labor Quality on Labor Productivity and Economic Growth", ***African Journal of Business Management***, N. 4 (4), p. 486-495.

Klasen, S. & F. Lamanna, 2009, "The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries", ***Feminist Economics***, N. 15 (3), p. 91-132.

Lanning, J. A., 2010, "Productivity, Prejudice, and Lost Profits During Baseball's Integration", ***Journal of Economic History***, N. 70 (4), p. 965-989.

Lucas, R. 1988, "On the Mechanics of Economic Development", ***Journal of Monetary Economics***, N. 22 (1), p. 3-42.

MacKinnon, J. 1991, "Critical Values for Co-Integration Tests", in Engle, R.F. & C.W.J. Granger, (eds), ***Long-Run Economic Relationships***, 267-276, Oxford, Oxford University Press.

Mitra-Kahn, B.H. & T. Mitra-Kahn, 2008, ***Gender Wage Gaps and Growth: What Goes up Must Come Down, The International Feminist Economics Association Workshop on Inequality, development, and Growth***, 18-20 may, New York, United Nations.

Pervaiz, Z., Chani, M.I., Jan, S.A., & A.R. Chaudhary, 2011, "Gender Inequality and Economic Growth: A Time Series Analysis for Pakistan", ***Middle-East Journal of Scientific Research***, N. 10 (4), p. 434-439.

Phillips, P.C.B. & B.E. Hansen, 1990, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes", ***Review of Economic Studies***, N. 57, p. 99-125.

Phillips, P.C.B. 1995, "Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression", ***Econometrica***, N. 63 (5), p. 1023-1078.

Pirpour, H., 2022, "Measuring Taste-Based Employment Discrimination Between Females and Males", ***The Indian Journal of Labour Economics***, N. 65, p. 729-745.

Romer, P.M. 1990, "Endogenous Technological Change", ***Journal of Political Economy***, N. 98 (5), p. 71-102.

Seguino, S. 2000, "Gender Inequality and Economic Growth: A Cross-Country Analysis", ***World Development***, N. 28 (7), p. 1211-1230.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی