سال ۳، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۳، صفحات: ۴۸ - ۷۶
نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
DOI: 10.22034/jepr.2024.141744.1148

اثر آستانه‌ای حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی در ایران با تأکید بر نابرابری درآمدی

شکوه السادات هاشمی[۱]
بهار حافظی[۲]
حسین شریفی رنانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۸

چکیده

برابری جنسیتی نه‌تنها حق اساسی انسان است، بلکه به‌عنوان عامل افزایش‌دهنده توانایی‌های بشر و سرمایه انسانی از اهداف توسعه هزاره به شمار می‌آید. نابرابری جنسیتی در عرصه‌های مختلف همچون آموزش، اشتغال و دستمزد از مهم‌ترین چالش‌های پیشروی کشورهای درحال‌توسعه است. ازاین‌رو هدف مقاله حاضر تحلیل اثر آستانه‌ای حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی با تأکید بر نابرابری درآمدی در ایران به‌عنوان کشوری درحال‌توسعه، در دوره ۱۴۰۰:۳-۱۳۸۴:۴ است. بدین منظور نابرابری جنسیتی، ضریب جینی و میانگین شش شاخص حکمرانی خوب به ترتیب به عنوان شاخص عدم برابری جنسیتی، شاخص نابرابری درآمدی و شاخص حکمرانی خوب در نظر گرفته شدند و برای برآورد الگو از رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شد. نتایج نشان داد که وقتی نابرابری درآمدی با سه دوره تأخیر از حدآستانه برابر با ۰/۴۹۵ می گذرد، نابرابری جنسیتی با سرعتی برابر با ۱۰/۱۷۷ از رژیم اول به رژیم دوم وارد می‌شود. از طرفی نابرابری درآمدی در هر دو رژیم اثر منفی بر برابری جنسیتی داشته که این اثر در رژیم دوم تقویت شده‌است. حکمرانی خوب و رشد اقتصادی اثری به شکل U معکوس بر برابری جنسیتی داشته‌اند. فناوری اطلاعات بر برابری جنسیتی اثر مثبت داشته که در رژیم دوم این اثر تضعیف شده‌است.

واژگان کلیدی: برابری جنسیتی، اثر آستانه‌ای، حکمرانی خوب، نابرابری درآمدی، رگرسیون انتقال ملایم.
طبقه‌بندی JEL: G18, J16, D31

---

۱ . دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده حقوق و اقتصاد، واحد خمینی‌شهر، دانشگاه آزاد اسلامی، خمینی‌شهر، اصفهان، ایران. hashemi_tcp@yahoo.com
۲ . استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده حقوق و اقتصاد، واحد خمینی‌شهر، دانشگاه آزاد اسلامی، خمینی‌شهر، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول) hafezi@iaukhsh.ac.ir
۳ . دانشیار، گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. H.sharifi@khuisf.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از معیارهای مهم برای سنجش میزان توسعه‌یافتگی کشورها، میزان اهمیت و اعتبار زنان کشور است که نیمی از منابع انسانی جوامع را تشکیل می‌دهند و اهرمی مؤثر در جهت پیشبرد اهداف توسعه اقتصادی و اجتماعی به شمار می‌آیند. ازاین‌رو مشارکت اقتصادی جنسیتی یا به عبارتی دستیابی به برابری جنسیتی و توانمندسازی همه زنان و دختران، به‌عنوان هدف پنجم توسعه هزاره سوم و یکی از زیر بناهای اهداف توسعه پایدار در نظر گرفته شده است (آسونقو و اودهیامبو[1]، ۲۰۱۹). نابرابری جنسیتی زوایای مختلفی همچون آموزش، درآمد، دستمزد، اشتغال، هنجارهای جنسیتی و عوامل سیاسی، اجتماعی و فرهنگی را در بر می‌گیرد و این موضوع محققان را به شناسایی عوامل مؤثر بر آن ترغیب می‌کند (یون و همکاران[2]، ۲۰۲۴).

نابرابری درآمدی که یکی از مشکلات اقتصادی مهم موردتوجه اقتصاددانان است و منجر به ایجاد معضل فقر پایدار می‌شود، از عواملی است که می‌تواند بر برابری جنسیتی اثرگذار باشد. فقر و نابرابری در نوشته‌های متفکران اسلامی همراه با مباحث پیرامون توزیع درآمد و عدالت اجتماعی از موارد مهم و موردتوجه است. زیرا بی‌عدالتی و نابرابری زیاد درآمدی باروح اسلام مغایرت دارد (حکیم‌آبادی و کرامتی، ۱۳۹۲). نابرابری درآمدی می‌تواند منجر به توزیع نابرابر منابع در جامعه شده و رشد اقتصادی و توسعه پایدار را تحت تأثیر خود قرار دهد، زیرا وقتی که درصد بالایی از درآمد در جامعه در دست معدودی از افراد باشد، مصرف و سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت و به تبع آن رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد (آریفین[3]، ۲۰۲۴). یکی از مباحث مربوط به نابرابری درآمدی، تأثیر منفی آن بر برابری جنسیتی است که از دلایل آن تأثیرگذاری منفی نابرابری درآمدی بر آموزش زنان است، زیرا با افزایش نابرابری درآمدی امکان بهره‌مندی زنان و دختران از آموزش کاهش می‌یابد و کمتر می‌توانند در جامعه مشارکت اقتصادی داشته باشند (آسونقو و اودهیامبو، ۲۰۱۹). وابستگی ضعیف‌تر زنان به کار با دستمزد بالا و تقبل مشاغل با دستمزد پایین، باعث می‌شود کارفرمایان از استخدام آن‌ها در موقعیت‌های بالا که مستلزم سطوح بالای آموزش در حین کار هستند، منصرف شوند. کارفرمایان با این تصور که زنان نسبت به مردان تعهد کاری کمتر و سطح بهره‌وری پایین‌تری دارند، بین آن‌ها تبعیض قائل می‌شوند. این رفتار تبعیض‌آمیز بر شکاف جنسیتی در اشتغال و دستمزد و در نتیجه نابرابر شدن درآمد تأثیرگذار است (دیکوف و همکاران[4]، ۲۰۱۵).

از دیگر عوامل مؤثر بر برابری جنسیتی و مشارکت بیشتر زنان در امور اقتصادی، حکمرانی خوب است که به‌عنوان یکی از مجراهای تحولات اقتصادی و اجتماعی شناخته می‌شود. دولت‌ها مسئول ارائه خدمات عمومی هستند که برای تأمین اصول حقوق بشر ضروری است. این خدمات شامل ارائه آموزش و مراقبت‌های بهداشتی، ایجاد پاسخگویی از طریق شفافیت و جریان آزاد اطلاعات، تأمین امنیت،

1. Asongu & Odhiambo, (2019)
2. Yoon et al., (2024)
3. Arifin, (2024)
4. Dieckhoff et al., (2015)

مشارکت اجتماعی گروه‌های محروم، و افزایش آگاهی در مورد حقوق بشر است (کمیسیون حقوق بشر سازمان ملل متحد). حکمرانی خوب برای تشویق توسعه‌بخش خصوصی که مستلزم فرصت‌های شغلی برای جنسیت زن در بخش رسمی اقتصادی است، امری اساسی است. گزارش بانک جهانی در سال ۲۰۱۸، کاهش درآمد ناشی از محرومیت زنان از بخش رسمی اقتصادی را حدود ۲/۵ تریلیون دلار تخمین زده است و حکمرانی خوب را در تدوین و اجرای سیاست‌های مناسب توصیه کرده است. بر اساس این گزارش، حکمرانی خوب می‌تواند محرومیت زنان از بخش رسمی اقتصاد را کاهش دهد (آسونقلو و اودهیامبو، ۲۰۱۹؛ بانک جهانی[1]، ۲۰۱۸؛ نوکارونزو[2]، ۲۰۱۸). برای مؤثر بودن در این زمینه، دولت‌ها باید نیازهای متفاوت شهروندان خود، اعم از زن و مرد را درک کنند و به زنان اجازه دهند تا از حق خود برای مشارکت در اموری که بر زندگی آن‌ها تأثیر می‌گذارد، استفاده کنند (بیکر[3]، ۲۰۰۹).

از طرفی مطالعات تجربی (کوک[4]،۲۰۱۱؛ مندل[5]، ۲۰۱۲؛ آسونقلو و اودهیامبو،۲۰۱۹) تأثیر کیفیت نهادی بر برابری جنسیتی را به طبقه اجتماعی- اقتصادی و میزان نابرابری درآمدی در جامعه وابسته می‌دانند. در این راستا برخی از مطالعات (مندل، ۲۰۱۲) بهبود حکمرانی را بر کاهش شکاف جنسیتی زنان دارای درآمد پایین‌تر و افزایش شکاف جنسیتی برای زنان دارای درآمد بالاتر مؤثر می‌دانند. در مقابل برخی مطالعات (آسونقلو و اودهیامبو، ۲۰۱۹) به اثر غیرخطی نابرابری درآمدی بر نابرابری جنسیتی و وجود حدآستانه برای نابرابری درآمدی که نحوه اثرگذاری حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، دست یافته‌اند. به گونه‌ای که در شرایط بالا نبودن نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب از طریق بهبود ساختارهای اجتماعی و اقتصادی به برابری جنسیتی کمک می‌کند، اما با افزایش نابرابری درآمدی و گذر آن از یک حد مشخص تأثیر حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی کاهش یافته و حتی ممکن است این اثر منفی شود.

مشارکت زنان در بخش رسمی اقتصادی، به پیشرفت اجتماعی - اقتصادی در جنبه‌های مهم اقتصادی (به‌ویژه کاهش فقر، بهبود تحولات ساختاری در بازار کار و تحکیم رفاه زنان) کمک می‌کند (آسونقو، ۲۰۲۰). طبق گزارش‌های بین‌المللی همچون گزارش برنامه توسعه سازمان ملل[6] (۲۰۲۰)، ایران وضعیت نامناسبی در شاخص نابرابری جنسیتی دارد، به‌طوری‌که از میان ۱۸۹ کشور، ایران در رتبه ۱۱۳ قرار دارد. بهبود این وضعیت نیازمند شناخت عوامل مؤثر و انجام اقدامات نظام‌مند توسط سیاست‌گذاران در زمینه توانمندسازی زنان و کم‌رنگ کردن کلیشه‌های جنسیتی است. باتوجه‌به ادبیات مطرح شده در مورد تأثیر نابرابری درآمدی بر برابری جنسیتی و نقش نابرابری درآمدی در

1. World Bank, (2018)
2. Nkurunziza, (2018)
3. Baker, (2009)
4. Cooke, (2011)
5. Mandel, (2012)
6. United Nations Development Programme, (2020)

نحوه اثرگذاری حکمرانی خوب، فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی بر برابری جنسیتی و باتوجه‌به اینکه تا کنون در مطالعات داخلی به‌صورت یکجا به تحلیل اثرات متغیرهای مذکور بر برابری جنسیتی پرداخته نشده است، این مطالعه به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب، رشد اقتصادی و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر برابری جنسیتی باتوجه‌به حد آستانه نابرابری درآمدی در ایران می‌پردازد. استفاده از روش آستانه‌ای از دیگر جنبه‌های نوآوری مقاله حاضر به شمار می‌آید که به دلیل بررسی اثرات در رژیم‌های مختلف، امکان ارائه راهکارهای مناسب‌تری را برای افزایش برابری جنسیتی ارائه می‌کند. مقاله حاضر در ۶ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه و در بخش دوم به مبانی نظری ارتباط بین متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم به مروری بر پیشینه پژوهش اختصاص دارد. بخش چهارم تصریح الگو و روش‌شناسی پژوهش را بیان می‌کند. در بخش پنجم نتایج حاصل از آزمون‌های آماری و برآورد الگو ارائه می‌شود. بخش ششم نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

باتوجه‌به هدف پژوهش حاضر که بررسی اثر آستانه‌ای حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی باتوجه‌به نابرابری درآمدی است، در ادامه پس از تشریح مفهوم برابری جنسیتی، مبانی نظری اثرات نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب، فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی بر برابری جنسیتی ارائه می‌شود و نقش نابرابری درآمدی در نحوه اثرگذاری حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی تشریح می‌گردد.

۲-۱. برابری جنسیتی

برابری جنسیتی به معنای حضور زنان در امور اقتصادی است و مفهومی نزدیک به برابری جنسیتی و متضاد نابرابری جنسیتی دارد. نابرابری یا تبعیض جنسیتی عبارت از توزیع نابرابر ثروت، قدرت و مزایای جامعه میان زنان و مردان است و در امور اقتصادی عموماً با تحت سلطه قرارگرفتن زنان توسط مردان اتفاق می‌افتد. در این شرایط مشارکت در حوزه عمومی و زندگی اجتماعی میان زنان و مردان متفاوت است و به نقش اجتماعی مردان ارزش اجتماعی بیشتری اعطا می‌شود (همتی و مکتوبیان، ۱۳۹۲). تبعیض جنسیتی علیه زنان بر اساس تعریف کلاسن و لامانا[1] (۲۰۰۹) به هرگونه نابرابری در دسترسی به امکانات آموزشی، استخدامی، سلامت و درآمد که همگی از ارکان رفاه به شمار می‌آیند، گفته می‌شود. سگوینو[2] (۲۰۰۰) جنسیت را یک متغیر مهم کلان اقتصادی معرفی کرده و تبعیض و نابرابری جنسیتی را عبارت از تخصیص منابع به‌صورت غیریکسان بین زنان و مردان می‌داند. به عقیده سگوینو نابرابری جنسیتی در جنبه‌های مختلف اقتصاد، از جمله در تفکیک جنسیتی در مشاغل با درآمد، توزیع نامساوی منابع درون خانواده، دسترسی غیریکسان به امکانات آموزشی و امنیت اجتماعی و تبعیض جنسیتی در بازارهای مالی بروز می‌کند و از آثار نهایی این نابرابری و تبعیض جنسیتی قرار گرفتن زنان در سطحی پایین‌تر از مردان به لحاظ موقعیت اجتماعی، ثروت، سلامت، تغذیه و تحصیلات است (رحمانی و کاوه،

1. Klasen & Lamanna, (2009)
2. Seguino, (2000)

۱۳۹۴). به عقیده کائور و کاپوریا[1] (۲۰۲۰) اغلب نابرابری جنسیتی به دلیل عدم برخورداری از درآمد و آموزش برای زنان اتفاق می‌افتد (یون و همکاران، ۲۰۲۴). نابرابری جنسیتی یک ویژگی غالب در کشورهای درحال‌توسعه است و به‌صورت استفاده ناکارا از ظرفیت بالقوه زنان در بازار رخ می‌دهد که نهایتاً منجر به شکست بازار شده و بر رشد اقتصادی اثر منفی می‌گذارد (گلخندان و مهرجو، ۱۳۹۸). بنا به تعریف سازمان ملل متحد[2]، برابری جنسیتی زمانی حاصل می‌شود که مردان و زنان در توزیع قدرت و تأثیرگذاری در معادلات آن سهم برابر داشته باشند و از فرصت‌های برابر و استقلال مالی از طریق کار و تجارت برخوردار شوند، دسترسی مشابهی به آموزش، فرصت‌های پیشرفت و شکوفایی استعدادها داشته باشند، مسئولیت خانه و فرزندان به طور مشترک میان مرد و زن تقسیم شده باشد، و اجبار، ارعاب و خشونت جنسیتی در محیط کار و خانه علیه زنان به طور کامل برطرف شده باشد (سازمان ملل متحد، ۲۰۱۴). بنا بر عقیده کلاسن[3] (۲۰۰۰) نابرابری و تبعیض جنسیتی با ایجاد اختلال در تخصیص منابع به علت تبعیض در آموزش، کاهش کیفیت آموزش نسل بعد، اثرگذاری بر متغیرهای جمعیتی، ایجاد اختلال در تخصیص منابع به علت تبعیض در اشتغال، ایجاد اختلال در میزان دسترسی به تکنولوژی، محاسبه نادرست حساب‌های ملی به علت ثبت‌نکردن کار زنان و اثرگذاری بر میزان باروری و مرگ‌ومیر کودکان به علت ارتقانیافتن کیفیت بهداشت خانواده، به کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود (رحمانی و کاوه، ۱۳۹۴). تجربه تاریخی نشان می‌دهد که بهبود وضعیت زنان در اروپا با رشد و توسعه اقتصادی اروپا هم‌زمان شده است. مطالعاتی همچون لاگرلوف[4] (۲۰۰۳)، یوموساک و همکاران[5] (۲۰۱۳)، کیم و همکاران[6] (۲۰۱۴)، دونون و دلپرو[7] (۲۰۱۵) نیز با بررسی داده‌های تجربی به اثر مثبت برابری جنسیتی بر رشد و توسعه اقتصادی دست یافتند.

۲-۲. اثر نابرابری درآمدی بر برابری جنسیتی

تجزیه‌وتحلیل برابری جنسیتی و نتیجه آن در بازار کار برای مدت طولانی سنگ بنای تحقیقات جامعه‌شناختی بوده است. علی‌رغم تغییرات پیش‌رونده در مشارکت زنان در بازار کار و حضور گسترده زنان در آموزش عالی، هنوز هم مشکلات مربوط به برابری جنسیتی در جوامع به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه مشهود است. اغلب استدلال می‌شود که به دلیل بروز وقفه‌های کاری در زنان که به عللی همچون وضعیت خانواده و مسئولیت مراقبت از فرزندان رخ می‌دهد، مشارکت آنان در مشاغل تمام‌وقت کمتر است و زنان بیشتر در مشاغل پاره‌وقت اشتغال دارند (دیکوف و همکاران، ۲۰۱۵).

1. Kaur and Kapuria, (2020)
2. UNPF
3. Klasen, (2000)
4. Lagerlöf, (2003)
5. Yumusak et al, (2013)
6. Kim et al, (2014)
7. Thevenon & Del Pero, (2015)

نابرابری درآمدی معضلی است که منجر به عدم دسترسی به آموزش و بهداشت مناسب شده و مانع از توسعه سرمایه انسانی، بهره‌وری و نوآوری در بلندمدت می‌شود (یودین و رحمان[1]، ۲۰۲۲). آموزش از مسائلی است که بر اشتغال اثر مثبت می‌گذارد (پرونی و زکیر[2]، ۲۰۱۹) و نابرابری آموزشی که به دلیل نابرابری درآمدی ایجاد می‌شود، به دلایلی همچون تغییرات در ساختار اقتصادی بین مناطق شهری و روستایی و همچنین میان زنان و مردان رخ می‌دهد (سابروتو و همکاران[3]، ۲۰۱۶) و باعث می‌شود که زنان از فرصت‌های آموزشی و تحصیلات کمتری نسبت به مردان برخوردار می‌شوند و امکان دستیابی به مشاغل سطح بالا با دستمزد بالاتر را از دست بدهند. این امر به نوبه خود به نابرابری درآمدی دامن می‌زند. به عبارتی بدون درنظرگرفتن قید نابرابری درآمدی، آموزش بر مشارکت نیروی کار زنان تأثیر مثبت می‌گذارد، درحالی‌که با درنظرگرفتن قید نابرابری درآمدی، تأثیر مثبت آموزش بر مشارکت و برابری زنان در جامعه کاهش می‌یابد (آسونقلو و اودهیامبو، ۲۰۱۹).

۲-۳. اثر حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی

حکمرانی خوب مفهومی است که از علوم اقتصادی و سیاسی نشئت می‌گیرد و در زمینه نحوه مدیریت بخش عمومی و به‌عنوان چشم‌اندازی برای دستیابی به توسعه اقتصادی استفاده می‌شود (خویا و بن‌عبدالهادی[4]، ۲۰۲۰). موضوع اساسی در نظریه حکمرانی خوب که از دهه ۸۰ میلادی و در پی ابتکار عمل بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول شکل گرفت، تأکید بر لزوم توانمندسازی دولت و کیفیت رابطه دولت، جامعه مدنی و بخش خصوصی است. حکمرانی خوب شامل مؤلفه‌هایی همچون شفافیت، مبارزه با فساد، حاکمیت قانون، مشارکت‌پذیری، پاسخگویی و مسئولیت‌پذیری، کارایی و اثربخشی و تضمین و رعایت حقوق بشر است (رحمتی‌فر، ۱۴۰۰).

مشارکت‌پذیری به مفهوم تسهیل حضور فعال و مؤثر افراد در ابعاد سیاسی، اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی است و مستلزم آگاهی و سازمان‌دهی است که از طریق آزادی تشکل‌ها و آزادی بیان و جامعه مدنی سازمان‌یافته تأمین می‌شوند (رامانادان و دوتا[5]، ۲۰۱۳). ازآنجاکه مشارکت در حوزه اقتصاد و سیاست زمینه مادی و حقوقی لازم برای معنادار شدن مشارکت در دیگر عرصه‌ها را فراهم می‌کند و ابزار تحقق عاملیت و نفوذ زنان به‌عنوان یکی از ابعاد برابری جنسیتی به شمار می‌آید، از اهمیت بیشتری برخوردار است. مشارکت زنان در اقتصاد در گرو دسترسی به منابع (همچون بازار، زمین، علم‌وفناوری، آموزش فنی و حرفه‌ای، اطلاعات، ارتباطات) و حضور مؤثر در فرایندهای سیاست‌گذاری اقتصادی به‌جای تأثیرپذیری از آن است. ازآنجاکه خط‌مشی‌ها و برنامه‌های کلان در گروه‌ها و نهادهای سیاسی ایجاد می‌شود، اگر زنان به‌عنوان گروهی از شهروندان، از مناصب و فرایندهای تصمیم‌گیری سیاسی حذف شوند، خودبه‌خود امکان مشارکت در ابعاد غیرسیاسی زندگی را نیز از دست می‌دهند (رحمتی‌فر، ۱۴۰۰).

1. Uddin & Rahman, (2022)
2. Pronoy and Zakir, (2019)
3. Subroto, (2016)
4. Khouya & Benabdelhadi, (2020)
5. Ramanathan and Dutta, (2013)

تضمین و رعایت حقوق بشر از مؤلفه حکمرانی خوب و ابزار سنجش ماهوی آن به‌حساب می‌آید، زیرا میزان موفقیت پروژه حکمرانی خوب از طریق تأثیر آن بر سطح حقوق بشر سنجیده می‌شود. بنابراین برای برقراری برابری جنسیتی، آموزش حقوق بشر به افراد جامعه، به‌ویژه اگر با آموزش حقوق زنان به مردان توأم شود، نقطهٔ شروع مناسبی است، زیرا آموزش حقوق بشر دو هدف دارد که شامل حمایت از خود در برابر نقض حق‌ها و احترام به حقوق و آزادی‌های دیگر افراد بشر است. اگر چه آموزش به‌تنهایی کفایت نمی‌کند و در گام بعدی وضع قوانین، حتی قوانین کیفری، نیز ضروری است (ایو[1]، ۲۰۰۶).

سازمان ملل متحد حاکمیت قانون را که از دیگر مؤلفه‌های حکمرانی خوب است چنین تعریف می‌کند: «حاکمیت قانون در مأموریت‌های سازمان مفهومی حیاتی و یکی از اصول حکمرانی است که به‌موجب آن تمام مردم، نهادها و مؤسسات از عمومی و خصوصی و از جمله خود دولت، در برابر قوانینی که علناً منتشر، برابرانه اجرا و مستقلاً قضاوت می‌شوند، پاسخگو هستند». حاکمیت قانون مستلزم رعایت معیارهایی است که اصول برتری قانون، برابری در مقابل قانون، پاسخگویی در برابر قانون، عدالت در اجرای قانون، تفکیک قوا، مشارکت در تصمیم‌گیری، امنیت حقوقی، پرهیز از خودسری و شفافیت مجمع‌عمومی سازمان ملل متحد را تضمین می‌کنند (سازمان ملل، ۲۰۰۴).

یک از مظاهر برابری جنسیتی، بهره‌مندی زنان از امکانات حقوقی مساوی با مردان است که اجرای آن مستلزم بازنگری و اصلاح محتوای نظام حقوقی، قوانین، عرف‌ها و رویه قضایی است. در اعلامیه حاکمیت قانون در سطح ملی و بین‌المللی، دولت‌ها بر لزوم بازنگری در قوانین به‌قصد مبارزه با بی‌عدالتی و خشونت علیه زنان و نیز تضمین توانمندسازی زنان و دسترسی آنان به عدالت، توافق کرده‌اند (مجمع‌عمومی سازمان ملل متحد، ۲۰۱۲). برای دستیابی به این هدف لازم است قوانین دربرگیرندهٔ دستورهای تبعیض‌آمیز نباشند و با لحاظ وضعیت تاریخی زنان اقدامات مثبتی را به‌منظور ایجاد برابری تجویز کنند. بدین ترتیب رعایت حاکمیت قانون ابزار اصلاح هنجارهای اجتماعی به شمار می‌آید و تبعیض مثبت به نفع زنان و درنظرگرفتن شرایط خاص زنان در قانون را توجیه و الزامی می‌کند (رحمتی‌فر، ۱۴۰۰). حاکمیت قانون که مستلزم وضع قانون توسط نمایندگان واقعی شهروندان و اجرای دقیق و بی‌طرفانه قوانین، توسط نهادهای عمومی مستقل، بی‌طرف و فسادناپذیر است، باانصاف که از دیگر مؤلفه‌های حکمرانی خوب است، ارتباط نزدیکی دارد. انصاف به این معناست که تمام اعضای جامعه احساس کنند سهمی در جامعه دارند، از روندهای اصلی مستثنا نیستند و همهٔ گروه‌ها، به‌ویژه گروه‌های آسیب‌پذیرتر، فرصت بهبود وضعیت خود را دارند (مندل، ۲۰۱۵). بدین منظور انتظار می‌رود حدود نیمی از اعضای نهادهایی مانند پارلمان را زنان تشکیل دهند، زیرا از چنین پارلمانی قوانینی می‌گذرد که در آن حقوق و مصلحت زنان دیده شده و ضمانت اجراهای لازم برای الزام کل جامعه به پیروی از مصوبات پیش‌بینی شده است. به‌علاوه، مشارکت نهادهای مدنی، به‌ویژه سازمان‌های غیردولتی، تا حد زیادی رعایت حقوق زنان در فرایند وضع قانون را تضمین می‌کند (رحمتی‌فر، ۱۴۰۰).

1. Eve, (2006)

اصل پاسخگویی نیز ابزاری برای ایجاد برابری جنسیتی است وحقوق زنان را از روی کاغذ به عالم واقع منتقل می‌کند. به عبارت دیگر، تحقق عینی حقوق زنان در گرو پاسخگویی است که عمدتاً ناظر بر کیفیت ارائهٔ کالاها و خدمات عمومی توسط دولت به شهروندان است (سازمان ملل متحد، ۲۰۱۰).

۲-۴. تأثیر نابرابری درآمدی در اثرگذاری حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی

مطالعات تجربی اخیر در مورد پیامدهای سیاست‌های رفاهی بر برابری جنسیتی نشان داده است که تأثیرات کیفیت نهادی مشروط به طبقه اجتماعی - اقتصادی است. کوک[1] (۲۰۱۱) با بررسی تقابل میان جنسیت و فاصله طبقاتی نتیجه گرفت که برابری طبقاتی گاهی به قیمت نابرابری در برابری جنسیتی به دست می‌آید. به‌طور مشابه، مندل[2] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که سیاست‌های دولت رفاه، اثرات متفاوتی بر درآمد زنان دارد، در حالی که دولت‌ها پتانسیل کاهش شکاف جنسیتی دستمزد زنان کم مهارت را دارند، اما می‌توانند این شکاف را برای زنان با مهارت بالا افزایش دهند (دیکوف و همکاران، ۲۰۱۵). از طرفی آسونقو و اودهیامبو (۲۰۱۹) نشان دادند که چنانچه نابرابری درآمدی زیاد نباشد، حکمرانی خوب منجر به بهبود در وضعیت برابری جنسیتی می‌شود، اما با افزایش نابرابری درآمدی از میزان مشخص، تأثیر حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی تغییر جهت داده و نه تنها منجر به بهبود وضعیت برابری جنسیتی نمی‌شود، بلکه به افزایش نابرابری در مشارکت نیروی کار زنان می‌انجامد. بنابراین انتظار می‌رود که حکمرانی خوب بعد از گذشتن از حدآستانه نابرابری درآمدی بر برابری جنسیتی تأثیر منفی داشته باشد.

۲-۵. تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر برابری جنسیتی

از مزایای استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات افزایش جریان اطلاعات و دانش است که منجر به افزایش حجم مبادلات علمی شده و سطح بالاتری از محصول و بهره‌وری را ایجاد می‌نماید. همچنین فناوری اطلاعات و ارتباطات روش بسیار مفیدی برای ایجاد اشتغال برای زنان و دخترانی است که به دلایل مختلف امکان اشتغال در جامعه را ندارند (شاه و کریشنان[3]، ۲۰۲۴). به عقیده چن[4] (۲۰۰۴) بهبود زیربناهای فناوری اطلاعات و ارتباطات زنان را قادر به کار در منزل و ارتباطات از راه دور می‌کند، جریان دانش و اطلاعات را افزایش داده و در نتیجه تفکر عمومی برای اشتغال زنان را تغییر می‌دهد، باعث افزایش‌دادن آگاهی جوامع از فرهنگ و هنجارهای اجتماعی سایر جوامعی می‌شود که در آن‌ها زنان فرصت‌ها و آزادی‌های یکسانی با مردان دارند و امکان آموزش و تحصیل از راه دور و انعطاف‌پذیری زمان‌های مطالعه را برای زنان فراهم می‌کند (چن، ۲۰۰۴).

از طرفی این نظریه وجود دارد که فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تولند منجر به بدتر شدن وضعیت برابری جنسیتی به دلیل محدودیت دسترسی زنان به فناوری اطلاعات و ارتباطات در برخی از کشورها و مناطق یک کشور به‌خصوص در مناطق روستایی شود (آرمن و همکاران، ۱۳۹۴). نابرابری درآمدی می‌تواند منجر به ایجاد شکاف دیجیتالی شود، زیرا سطح درآمد عاملی مؤثر بر دسترسی به فناوری

1. Cooke, (2011)
2. Mandel, (2012)
3. Shah & Krishnan, (2024)
4. Chen, (2004)

اطلاعات است و باوجود نابرابری درآمدی امکان دسترسی همه افراد به فناوری اطلاعات و ارتباطات کاهش‌یافته و نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. بدین ترتیب نابرابری درآمدی با تأثیر منفی خود بر دسترسی به اطلاعات و ارتباطات نیز می‌تواند به افزایش نابرابری جنسیتی منجر شود (پور فرج و عیسی‌زاده روشن، ۱۳۸۹). شاه و کریشنان (۲۰۲۴)، نشان دادند که افزایش نابرابری درآمدی از حد مشخصی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری جنسیتی را منفی می‌کند. به عبارتی رفتار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر برابری جنسیتی قبل و بعد از گذر نابرابری درآمدی از حد آستانه مشخص، متفاوت است. انتظار می‌رود که قبل از رسیدن نابرابری درآمدی به حد آستانه، فناوری اطلاعات و ارتباطات تأثیر منفی بر نابرابری برابری جنسیتی داشته باشد و بعد از گذر از حد آستانه مشخص نابرابری درآمدی، تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری برابری جنسیتی کاهش‌یافته و یا حتی منفی شود.

۶-۲. تأثیر رشد اقتصادی بر برابری جنسیتی

در دهه‌های اخیر دررابطه‌با اثر رشد و توسعه اقتصادی بر برابری جنسیتی دیدگاه‌های متفاوتی ارائه شده است. دیدگاه‌های بدبینانه همچون دیدگاه مکتب انتقادی و فمینیستی، استراتژی‌های رشد و توسعه معاصر را سبب تقویت‌شدن نهادهای مردسالار دانسته که باعث می‌شود زنان به طور استثمارگرایانه‌ای به فعالیت‌های تولیدی وادار شوند و مشاغل با درآمد پایین را بپذیرند. این امر در نهایت به افزایش نابرابری جنسیتی انجامیده است. از طرفی این‌گونه دیدگاه‌ها، رشد و توسعه اقتصادی را به‌تنهایی قادر به بهبود مشارکت نیروی کار زنان و از میان برداشتن طبقه‌بندی جنسیتی مشاغل و نهادهای تبعیض‌گر فرهنگی ندانسته و تغییر وضعیت زنان را نیازمند مداخله مستقیم یا مهندسی اجتماعی می‌داند (رزمی و کاوسی، ۱۳۹۳). این در حالی است که نظریه‌های خوش‌بینانه همچون مکتب نئولیبرال بر این باور هستند که با رشد و توسعه اقتصادی به دلیل ترغیب‌شدن یکپارچگی اجتماعی، پشتیبانی از سرمایه‌گذاری زنان در سرمایه اجتماعی و ایجاد فرصت‌های شغلی با درآمد نسبتاً بالاتر در بخش غیرکشاورزی، شرایط زنان بهبود می‌یابد. بدین ترتیب بر اساس نظریات خوش‌بینانه رشد اقتصادی اثر مثبتی بر برابری جنسیتی دارد (سگوینو، ۲۰۱۴). در این میان ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌تواند بر نحوه اثرگذاری رشد اقتصادی بر برابری جنسیتی مؤثر باشد. تأثیر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف باتوجه‌به سطح توسعه (تولید ناخالص داخلی سرانه) کشورها متفاوت است، به‌طوری‌که نابرابری درآمدی در کشورهای با درآمد پایین، تأثیری منفی بر رشد اقتصادی دارد، درحالی‌که تأثیر این متغیر در کشورهای با درآمد بالا مثبت است. بدین معنا که در کشوری با سطح درآمدی پایین، نابرابری کمتر و توزیع مجدد درآمد منجر به رشد اقتصادی بالاتر می‌شود، اما در کشوری با درآمد سرانه بالا عکس این حالت اتفاق می‌افتد (بارو[1]، ۲۰۰۸). از طرفی تأثیر توزیع نابرابر درآمد بر رشد اقتصادی احتمالاً به سطح پایه نابرابری درآمدی در کشورها نیز بستگی دارد. وقتی سطح پایه نابرابری درآمدی در کشوری پایین باشد، تأثیر افزایش این نابرابری بر رشد اقتصادی مثبت بوده، اما زمانی که سطح نابرابری پایه بالا است، این تأثیر منفی است (چن، ۲۰۰۳).

1. Barro, (2008)

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه داخلی

از مطالعات داخلی مرتبط با موضوع مقاله حاضر می‌توان به مطالعه حمیدی و همکاران (۱۴۰۲) اشاره کرد که با استفاده از روش خودرگرسیون برداری تابلویی[1] (PVAR) به بررسی تأثیر متقابل نابرابری جنسیتی و فساد مالی با توجه به کیفیت نهادی برای ۸۹ کشور منتخب جهان از جمله ایران طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بین نابرابری جنسیتی (شاخص مشارکت زنان در بخش عمومی) و فساد (شاخص ادراک فساد مالی و شاخص پولشویی) رابطه علی وجود دارد. رحمتی‌فر (۱۴۰۰) با استفاده از روش کتابخانه‌ای و مروری به الگوی شناسایی و اعمال شاخص‌های برابری جنسیتی پرداخت و بدین نتیجه دست یافت که حکمرانی خوب فرایند محور است و به جای صرف اصلاح قوانین، از طریق اعمال همزمان مؤلفه هایش که شامل مشارکت‌پذیری، تضمین و رعایت حقوق بشر، حاکمیت قانون و پاسخگویی است، فرایند و بستر ایجاد قاعده را به نفع برابری جنسیتی تغییر می‌دهد. حمیدی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی[2] (S-GMM) به بررسی اثر افزایش حضور زنان در دولت بر فساد مالی در ۸۹ کشور جهان شامل ایران، طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ پرداختند و نشان دادند که فساد بر نابرابری جنسیتی تأثیرگذار بوده و نهاد دولت می‌تواند بر کاهش نابرابری جنسیتی اثر بگذارد. گلخندان و مهرجو (۱۳۹۸) با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (S-GMM) به بررسی تأثیر شاخص توسعه‌یافتگی فناوری اطلاعات و ارتباطات و مولفه‌های تشکیل‌دهنده آن شامل: دسترسی، استفاده و مهارت، بر شاخص نابرابری جنسیتی در مجموعه‌ای منتخب از ۶۲ کشور درحال توسعه و توسعه یافته جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۷ پرداختند. یافته‌ها حاکی از تأثیر منفی فناوری اطلاعات و ارتباطات و هر سه مولفه تشکیل دهنده آن بر شاخص نابرابری جنسیتی در کشورهای مورد مطالعه است. از طرفی تأثیر مولفه دسترسی، در کاهش شاخص نابرابری جنسیتی نسبت به سایر مولفه‌های فناوری اطلاعات بیشتر بوده است.

احمدوند و همکاران (۱۳۹۷) با به کارگیری روش بیزین به تحلیل اثر عوامل مؤثر بر برابری جنسیتی در اشتغال جوانان در منتخبی از کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که تولید ناخالص داخلی، برابری جنسیتی در آموزش ابتدایی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، دموکراسی، جهانی‌سازی سیاسی، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری داخلی، سهم جمعیت شهری، سهم زنان از جمعیت، رشد جمعیت، فناوری اطلاعات و ارتباطات بر برابری جنسیتی جوانان اثر منفی داشته‌اند. آرمن و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری جنسیتی، ۵۷ کشور منتخب از کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۵ پرداختند و نتیجه گرفتند که فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری جنسیتی تأثیر منفی داشته است.

1. Panel Vector Auto Regressive
2. System Generalized Metod of Moments

۲-۳. پیشینه خارجی

از مطالعات خارجی مرتبط با موضوع مقاله حاضر نیز می‌توان به مطالعه یون و همکاران[1] (۲۰۲۴) اشاره نمود که با به کارگیری روش داده های تابلویی به تحلیل اثر کیفیت حکمرانی بر برابری جنسیتی در کشورهای منتخب با درآمد بالا و پایین طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۴ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بهبود کیفیت حکمرانی منجر به کاهش نابرابری جنسیتی و در نتیجه افزایش برابری جنسیتی شده است. از دیگر نتایج تاثیر متفاوت بهبود کیفیت حکمرانی بر برابری جنسیتی با توجه به سطح درآمد کشورها بود. به طوریکه در کشورهای با درآمد بالا اثر بهبود حکمرانی بر برابری جنسیتی از کشورهای با درآمد پایین بیشتر بوه است. شاه و کریشنان (۲۰۲۴) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته تابلویی (GMM)، فناوری اطلاعات و ارتباطات را به‌عنوان یک بازیگر نهادی تصور کرده و با بهره‌گیری از رویکرد قابلیت‌ها برای نظریه‌پردازی روابط بین فناوری اطلاعات و ارتباطات، نابرابری جنسیتی و نابرابری درآمدی در ۸۶ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۶ به برآورد حد آستانه نابرابری درآمدی و فقر که منجر به تأثیر معکوس فناوری اطلاعات و ارتباطات بر نابرابری جنسیتی می‌شود پرداختند. یافته‌ها نشان داد که فناوری اطلاعات بر نابرابری جنسیتی تأثیر منفی و نابرابری درآمدی بر نابرابری جنسیتی تأثیر مثبت داشته است. از طرفی بعد از گذشتن نابرابری درآمدی از میزان مشخصی تأثیر فناوری ارتباطات و اطلاعات بر نابرابری جنسیتی مثبت شده است. کومار و همکاران[2] (۲۰۲۳) با استفاده از روش داده های تابلویی به تحلیل اثر دولت الکترونیک و اثربخشی دولت بر نابرابری جنسیتی در ۱۳۹ کشور طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۳ پرداختند و نشان دادند که دولت الکترونیک منجر به کاهش نابرابری جنسیتی شده و اثر بخشی دولت نیز به عنوان یکی از مولفه های حکمرانی خوب توانسته نقش تعدیل کننده قابل توجهی در رابطه بین دولت الکترونیک و نابرابری جنسیتی ایفا نماید. ورما و همکاران[3] (۲۰۲۲) نیز با استفاده از روش علیت برای داده‌های تابلویی به تحلیل نقش توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) در توانمندسازی زنان و تقویت فرآیند دستیابی به اهداف توسعه پایدار در کشورهای انجمن همکاری منطقه‌ای جنوب آسیا (SAARC) طی دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰ پرداختند. نتایج نشان داد که گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی تأثیر قابل توجه و مطلوبی بر توانمندسازی زنان دارد. نتایج آزمون علیت نیز یک رابطه علی دو طرفه بین ICT و توانمندسازی زنان و بین رشد و توانمندسازی زنان را نشان داد. از طرفی یافته نشان داد که گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات و پرکردن شکاف دیجیتال، به‌ویژه در میان زنان، می‌تواند در دستیابی به اهداف توسعه پایدار مرتبط با توانمندسازی زنان مؤثر باشد. آسونقو و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات و فقر و نابرابری درآمدی بر نابرابری جنسیتی آموزشی در ۸۶ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۶ پرداختندو بدین نتیجه دست یافتند

1. Yoon et al., (2024)
2. Kumar et al., (2023)
3.Verma et al., (2022)

که تکنولوژی بر آموزش فراگیر جنسیتی تأثیر مثبت داشته است. همچنین حد آستانه‌ای از نابرابری درآمد و فقر مؤثر بر فناوری اطلاعات برای ترویج آموزش فراگیر جنسیتی محاسبه شد. آسونقو و آدهیومبو (۲۰۱۹) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، به برآورد میزان آستانه نابرابری درآمدی و آموزش فراگیر جنسیتی بر مشارکت زنان در ۴۲کشورجنوب صحرای آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۴ پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش نابرابری درآمدی از حد آستانه‌ای مشخص شده منجر به خنثی شدن تأثیر مثبت آموزش عالی فراگیر بر مشارکت اقتصاد رسمی جنسیتی شده است. همچنین نابرابری درآمدی منجر به تأثیر منفی تحصیلات عالی فراگیر بر مشارکت زنان در نیروی کار شده است. از طرفی سطوح پایین‌تر تحصیلات بر مشارکت زنان در نیروی کار تأثیر معناداری نداشته است.

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که در اکثر مطالعات داخلی اثر متغیرهایی همچون نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب و فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌صورت مجزا بر برابری جنسیتی بررسی شده است. همچنین مطالعات داخلی و خارجی از روش‌های آستانه‌ای و غیرخطی استفاده نکرده‌اند. مقاله حاضر علاوه بر بررسی همزمان اثر متغیرهای مستقل ذکر شده بر برابری جنسیتی، از روش آستانه‌ای برای برآورد الگوی پژوهش استفاده می‌کند که به دلیل بررسی اثرات متغیرهای مستقل بر برابری جنسیتی در رژیم‌های مختلف، امکان ارائه راهکارهای مناسب‌تری را به‌منظور ایجاد برابری جنسیتی فراهم می‌نماید.

۴. روش شناسی پژوهش

الگوی موردنظر جهت تحلیل اثر نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر برابری جنسیتی در ایران طی دوره زمانی فصل چهارم سال ۱۳۸۴ تا فصل سوم سال ۱۴۰۰، الگوی انتقال ملایم است و به‌صورت رابطه (۱) در نظر گرفته می‌شود. این الگو شکل توسعه‌یافته الگوی موردمطالعه آسونقو و همکاران (۲۰۲۱) و آسونقو و آدهیومبو[1] (۲۰۱۹) است:

$$GII_{\mathrm{t}} = [\acute{\rho_0} + \acute{\rho_1} GINI_t + \acute{\rho_2} GG_t + \acute{\rho_3} ICT_t + \acute{\rho_4} GDP_t] + [\acute{\theta_0} + \acute{\theta_1} GINI_t + \acute{\theta_2} GG_t + \acute{\theta_3} ICT_t + \acute{\theta_4} GDPR_t]. Q_1(\gamma_1, c_1, s_{t1}) + \xi_t \quad (1)$$

در رابطه (۱) GII شاخص نابرابری جنسیتی است که به منظور اندازه‌گیری آن در سه بعد اصلی طراحی شده است. بعد اول مشارکت اقتصادی است که شامل نرخ مشارکت زنان در نیروی کار و دستمزدهاست. دوم توانمندسازی که شامل نرخ سواد و تحصیلات زنان و مردان است. سوم سلامت و بقا که شامل نسبت جنسیتی در زاد و ولد و امید به زندگی است. این شاخص عددی بین ۰ تا ۱ دارد که ۰ نشان‌دهنده برابری کامل و ۱ نشان‌دهنده نابرابری کامل است. به طور کلی، نابرابری در هر یک از این ابعاد به کاهش امتیاز کلی شاخص منجر می‌شود. داده‌های شاخص نابرابری جنسیتی از سایت سازمان ملل متحد استخراج می‌شود.

GINI شاخص نابرابری درآمدی است که برای آن از شاخص ضریب جینی استفاده می‌شود. ضریب جینی یک شاخص آماری است که برای اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد یا ثروت در یک جامعه استفاده می‌شود. این شاخص بین صفر تا یک متغیر است که صفر نشان‌دهنده برابری کامل و یک نشان‌دهنده

1. Asongu and Odhiambo, (2019)

نابرابری کامل است. برای محاسبه ضریب جینی، ابتدا منحنی لورنز که نمایش‌دهنده توزیع تجمعی درآمد در یک جامعه است رسم می‌شود. سپس ضریب جینی از طریق محاسبه نسبت مساحت ناحیه بین خط برابری (خط ۴۵ درجه) و منحنی لورنز به کل مساحت زیر خط برابری محاسبه می‌شود. داده‌های مربوط به این شاخص از سایت بانک جهانی استخراج شده است.

GG شاخص حکمرانی خوب است که از میانگین ۶ شاخص حکمرانی خوب (کنترل فساد، اثربخشی دولت، برقراری قانون، کیفیت مقررات، پاسخگویی دولت، مقابله با خشونت) معرفی شده توسط بانک جهانی حاصل می‌شود. این شاخص بین ۲/۵- تا ۲/۵ رتبه بندی شده است. هرچقدر شاخص به عدد ۲/۵ نزدیکتر باشد بیانگر بهتر بودن کیفیت حکمرانی است و هرچه به ۲/۵- نزدیکتر باشد به معنای ضعیف بودن کیفیت حکمرانی در کشور می‌باشد.

ICT شاخص فناوری ارتباطات و اطلاعات است که برای آن از شاخص میزان دسترسی به اینترنت (نسبت افرادی که از اینترنت استفاده می‌کنند به کل جمعیت) ارائه شده توسط بانک جهانی استفاده می‌شود. واحد این متغیر درصد است.

$GDPR_t$ بیانگر رشد اقتصادی است. این متغیر از درصد تغییرات تولیدناخالص داخلی به قیمت ثابت دلار سال ۲۰۱۵ حاصل می شود و داده‌های آن از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود.

$\hat{\rho}_t$ ها ضرایب برآوردی بخش خطی الگو و $\hat{\theta}_1$ ضرایب بخش غیر خطی الگو است. Q_iها تابع انتقال و منظور از γ سرعت انتقال، c_iها سطح آستانه، s_t متغیر انتقال و ξ_tها جز خطا است. t نشان گر زمان است. داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در الگو به جهت جلوگیری از کاهش درجه آزادی و تبعات نامطلوب آن بر نتایج برآوردها با استفاده از روش چو و لین[1] به داده‌های فصلی تبدیل شدند. سپس به جهت یکسان سازی واحد متغیرها کلیه داده‌های مورد استفاده در پژوهش به روش پیشنهادی در گزارش توسعه انسانی[2] (۲۰۰۸)زیر استانداردسازی شدند:

$$\text{Variable}_{(0,1)} = \frac{\text{Variable}-\text{variable}_{(\text{Min})}}{\text{variable}_{(\text{Max})}-\text{variable}_{(\text{Min})}} \qquad (۲)$$

برای دستیابی به هدف این پژوهش از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) که یک الگوی تعیین حد آستانه است، استفاده می‌شود. در این روش انتقال بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لاجستیک[3] (LSTR) و یا تابع‌نمایی[4] (ESTR) تبیین می‌شود (گلخندان، ۱۳۹۵). درصورتی‌که الگوی رگرسیون انتقال ملایم به روش لاجستیک (LSTR) باشد، تابع انتقال به‌صورت زیر خواهد بود:

$$T_1(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1+e^{-\gamma(s_t-c)}} \qquad (۳)$$

در رابطه (۲) T_1 تابعی یکنواخت از متغیر انتقال s_t است و در بازه ۰ و ۱ قرار می‌گیرد. cنقطه آستانه‌ای را مشخص می‌کند که بین دو رژیم حدی قرار می‌گیرد. γ نیز نشان می‌دهد انتقال تابع T_1 از صفر به یک

1. Chu & lin
2. Human Development Report, (2008)
3. Logestic function
4. Exponential function

با چه سرعتی انجام می‌شود. با فرض وجود یک حدآستانه، تابع انتقال با عنوان $LSTR_1$ دارای دو رژیم خطی است، به طوریکه با میل کردن پارامتر شیب (سرعت انتقال) به سمت بی‌نهایت، در صورتی که $c>s_t$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک و زمانی که $s_t<c$ باشد، تابع انتقال مقدار صفر را دارد (آسلاندیس و خپاپادیس[1]، ۲۰۰۵). در صورتیکه پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، الگو به یک رگرسیون خطی تبدیل می‌شود. اگر الگو دارای دو حدآستانه باشد و پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، تابع انتقال سه رژیمی خواهد بود که با عنوان $LSTR_2$ نامگذاری شده است (گلخندان، ۱۳۹۵).

نوع دیگر الگو در روش STR، به‌صورت تابع‌نمایی (ESTR) است. این الگو شکل تغییریافته الگوی $LSTR_2$ است که تابع انتقال آن به صورت زیر است (کاوکلر و همکاران[2]، ۲۰۰۸):

$$T_2(\gamma, c, s_t) = 1 - e^{-\gamma(s_t-c)^2} \quad (۴)$$

در الگوی STR مطرح شده توسط ون دیک و همکاران[3] (۲۰۰۰)، متغیر انتقال می‌تواند وقفه‌های متغیر درونزا و برونزا، روند زمانی خود متغیر برونزا و یا تابعی از متغیرهای درونزا و برونزا باشد. برای برآورد الگوی RTS ابتدا باید با تنظیم یک الگوی خطی AR وقفه بهینه متغیرهای وابسته و مستقل با توجه به معنی‌داری آماری بالاترین وقفه متغیرها در الگو محاسبه شود. سپس می‌توان با آزمون خطی بودن مدل از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها اطمینان حاصل کرد و همچنین متغیر انتقال مناسب را انتخاب نمود و از تعداد دفعات تغییر رژیم آگاهی پیدا کرد. فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ و آماره آزمون آن F می‌باشد. در صورت تأیید رابطه غیرخطی، باید الگوی مناسب برای برآورد از میان روش لاجستیک (RTSL) و تابع نمایی (RTSE) انتخاب شود (راسخی و منتظری، ۴۹۳۱). برای تشخیص نوع مدل غیرخطی باید سلسله آزمون‌های زیر روی مدل انجام شود:

$$H_{04}: \beta_3 = 0$$
$$H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$$
$$H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (۵)$$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر مذکور با F_4 ، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03} مدل $LSTR_2$ یا مدل ESTR تأیید می‌شود، که با فرضیه آزمون صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو مدل را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های H_{02} و H_{04}، مدل $LSTR_1$ انتخاب می‌شود (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۷).

در این پژوهش برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی و بروز اثرات نامطلوب آن بر برآوردها، داده‌های سالانه به روش چاو و لین[4] به داده‌های فصلی تبدیل می‌شوند و برآوردها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز[5] ۱۰ انجام می‌شود.

1. Aslanidis & Xepapadeas, (2005)
2. Kavkler et al., (2008)
3. Van Dijk et al., (2000)
4. Chow & Lin
5. Eviews

۵. نتایج

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش که شامل میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر است در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	آماره جارکو - برا	مقیاس
GII_t	۰/۵۰۰	۰/۰۳۱	۰/۵۴۱	۰/۴۴۷	۲/۴۳۱ (۰/۲۹۶)	بین ۰ تا ۱
$GINI_t$	۰/۵۰۶	۰/۰۱۹	۰/۵۳۷	۰/۴۵۱	۱/۴۰۲ (۰/۴۹۶)	بین ۰ تا ۱
ICT_t	۳۹/۶۸۶	۲۶/۳۳۹	۷۸/۵۹۸	۸/۱۰۰	۲/۰۴۴ (۰/۳۵۹)	درصد
GG_t	۰/۱۸۳	۰/۱۳۳	۰/۴۶۰	۰	۲/۴۵۷ (۰/۲۹۲)	بین ۲/۵- تا ۲/۵
$GDPR_t$	۰/۰۰۶	۰/۰۱۰	۰/۰۲۱	-۰/۰۱۲	۴/۳۸۷ (۰/۱۱۱)	درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۱)، احتمال آماره جارکو-برا که نرمال بودن توزیع داده‌های مربوط به متغیرها را نشان می‌دهد برای تمامی متغیرها از ۰/۰۵ بزرگتر است که حاکی از عدم رد فرضیه نرمال بودن توزیع داده‌هاست. ملاحظه می شود که شاخص نابرابری جنسیتی که بین ۰ تا ۱ طبقه‌بندی می‌شود در ایران طی دوره مورد مطالعه دارای میانگینی برابر با ۰/۵ است. بیشترین و کمترین میزان نابرابری جنسیتی به ترتیب برابر با ۰/۵۴۱ در فصل چهارم سال ۱۳۸۶ و ۰/۴۴۷ در فصل چهارم سال ۱۳۹۷ می‌باشد. ضریب جینی که نشان دهنده نابرابری درآمدی است نیز بین ۰ تا ۱ طبقه بندی می شود در طی دوره مورد بررسی برای ایران به طور میانگین ۰/۵۰۶ بوده که بیشترین و کمترین مقدار آن به ترتیب برابر با ۰/۵۳۷ در فصل چهارم سال ۱۳۸۴و ۰/۴۵۱ در فصل چهارم سال ۱۳۹۹ بوده است. حکمرانی خوب که بین ۲/۵- تا ۲/۵ طبقه بندی می شود دارای میانگینی برابر با ۰/۱۸۳ بوده و بیشترین و کمترین مقدار آن به ترتیب ۰/۳۶ در فصل چهارم سال ۱۳۸۵و ۰ در فصل چهارم سال ۱۳۹۶ بوده است. شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات که مقیاس آن درصد است دارای میانگینی برابر با ۳۹/۶۸۶ درصد بوده و بیشترین و کمترین مقدار آن به ترتیب برابر با ۷۸/۵۹۸ درصد در فصل چهارم سال ۱۳۹۹ و ۸/۱۰۰ درصد در فصل چهارم سال ۱۳۸۲ بوده است. نرخ رشد اقتصادی دارای میانگینی برابر با ۰/۰۰۶ بوده و بیشترین و کمترین مقدار آن به ترتیب برابر با ۰/۰۲۱ در فصل اول سال ۱۳۸۵ و ۰/۰۱۲- در فصل چهارم سال ۱۳۹۰ بوده است.

باتوجه‌به اســـتفاده از داده‌های فصـــلی در این مقاله، برای اطمینان از مانا بودن متغیرها از آزمون هگی[1] (HEGY) استفاده می‌شود. این آزمون توسط هایلبرگ و همکاران[2] (۱۹۹۰) و با پیروی از چارچوب کلی دیکی - فولر انجام می‌شـود و ریشـه‌های واحد را در همه فرکانس‌های فصـلی و همچنین فرکانس صـفر بررسـی می‌کند. آزمون هگی درجه جمع‌بسـتگی را مشـخص کرده و وجود ویژگی فصـلی را نیز مشـخص می‌کند. نتایج آزمون مانایی هگی در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی در سطح متغیرها به روش هگی

متغیر	آماره t	احتمال آماره	نتیجه آزمون
GII_t	۲۸/۴۰	۰/۰۰۰	مانا
$GINI_t$	۲۲/۴۸	۰/۰۰۰	مانا
ICT_t	۶/۲۶	۰/۰۴۸	مانا
GG_t	۱۷/۰۴	۰/۰۰۰	مانا
GDP_t	۲۸/۹۱	۰/۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۲) تمامی متغیرها مانا هستند و می‌توان بدون نگرانی از ایجاد رگرسیون کاذب به برآورد الگو اقدام کرد. برای تعیین وقفه‌های بهینه متغیرها در الگوی STR به منظور صـــرفه‌جویی در درجه آزادی، از معیار شـوارتز اسـتفاده می‌شـود و ابتدا ۴ وقفه برای کلیه متغیرها در نظر گرفته می‌شـود. وقفه بهینه بر اسـاس معناداری وقفه ها در نظر گرفته شـده می‌شـود. بر این اسـاس در الگوی (۱) وقفه بهینه برای متغیر وابسـته یعنی عدم برابری جنسـیتی برابر با ۱ اسـت. وقفه بهینه متغیرهای ضـریب جینی و فناوری اطلاعات و ارتباطات برابر با ۳ بدست آمده است. وقفه بهینه رشد اقتصادی نیز برابر با ۴ می‌باشد. نتایج آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب متغیر انتقال مناســـب، تعیین نوع الگو و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی برای الگوی (۱) در جدول (۳) ارائه شده است.

1. Hylleberge, Engle, Granger, Yoo
2. Hylleberge et al.

جدول ۳: آزمون غیرخطی بودن مدل و تعیین نوع مدل

متغیر	F	F_2	F_3	F_4	مدل
GII_{t-1}	۰/۰۰۳	۰/۰۲۴	۰/۰۳۴	۰/۱۸۰	LSTR1
$GINI_t$	۰/۰۰۳	۰/۰۵۶	۰/۰۴۴	۰/۱۴۸	LSTR1
$GINI_{t-1}$	۰/۰۰۱	۰/۱۳۹	۰/۰۰۷	۰/۵۲۲	LSTR1
$GINI_{t-2}$	۰/۰۰۱	۰/۲۱۴	۰/۰۰۶	۰/۶۹۸	LSTR1
$^{+}GINI_{t-3}$	۰/۰۰۰	۰/۴۸۲	۰/۰۳۶	۰/۸۴۳	LSTR1
ICT_t	۰/۰۰۸	۰/۷۲۵	۰/۷۲۱	۰/۵۱۱	LSTR1
ICT_{t-1}	۰/۰۰۵	۰/۵۹۹	۰/۵۴۶	۰/۵۸۰	LSTR1
ICT_{t-2}	۰/۶۵۶	۰/۶۴۷	۰/۴۱۷	۰/۶۰۶	Linear
ICT_{t-3}	۰/۰۰۱	۰/۴۴۱	۰/۳۶۸	۰/۶۰۸	LSTR1
GG_t	۰/۰۰۱	۰/۲۱۹	۰/۳۱۷	۰/۱۶۶	LSTR1
GG_{t-1}	۰/۰۰۱	۰/۳۸۳	۰/۴۸۶	۰/۲۲۷	LSTR1
GG_{t-2}	۰/۰۰۴	۰/۱۸۹	۰/۲۲۶	۰/۲۶۶	LSTR1
GG_{t-3}	۰/۰۰۵	۰/۱۶۱	۰/۱۹۳	۰/۲۶۲	LSTR1
GDP_t	۰/۰۰۳	۰/۰۵۹	۰/۰۲۱	۰/۹۱۲	LSTR1
GDP_{t-1}	۰/۰۰۷	۰/۱۱۵	۰/۰۴۵	۰/۹۱۲	LSTR1
GDP_{t-2}	۰/۰۳۵	۰/۳۵۸	۰/۲۱۸	۰/۸۲۴	LSTR1
GDP_{t-3}	۰/۰۴۴	۰/۵۱۹	۰/۳۹۱	۰/۷۴۲	LSTR1
GDP_{t-4}	۰/۰۹۷	۰/۱۳۰	۰/۰۵۵	۰/۵۵۸	Linear

+بیانگر متغیر انتقال مناسب است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه ارزش احتمال آماره آزمون F ارائه شده در جدول (۳) فرضیه صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای کلیه متغیرها به جز وقفه دوم متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و وقفه چهارم رشد اقتصادی، رد می‌شود و رابطه غیرخطی پذیرفته می‌شود. هر یک از متغیرها که مدل غیرخطی برای آن تأیید شده است قابلیت انتخاب به عنوان متغیر انتقال را دارند. اما نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که مناسب‌ترین متغیر انتقال، متغیر ضریب جینی با سه وقفه ($GINI_{t-3}$) است که احتمال آماره F آن صفر بدست آمده و فرضیه خطی بودن برای آن به طور قوی رد شده است و از طرفی نتیجه سایر آزمون‌های آن از قبیل عدم باقیماندن رابطه خطی در باقیمانده‌ها و ثبات پارامترها که در ادامه توضیح داده می‌شود نیز برای آن تأیید شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره‌های F_2، F_3 و F_4 برای متغیر انتقال الگوی پیشنهادی مناسب LSTR_1 (مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای) و دو رژیم حدی است.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک در الگو

آزمون	آزمون خودهمبستگی سریالی بروش – گادفری[1]	آزمون ناهمسانی واریانس وایت[2]	آزمون نرمال بودن جارکو- برا[3]
آماره	۵/۰۱۵	۰/۸۲۶	۰/۸۷۷
احتمال آماره	۰/۰۱۵	۰/۷۱۰	۰/۶۴۵
نتیجه	وجود خودهمبستگی	عدم وجود ناهمسانی واریانس	نرمال بودن اجزای خطا

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۴) بیانگر رد شدن فرضیه عدم وجود خودهمبستگی و نرمال نبودن جز خطاست. فرضیه عدم وجود ناهمسانی واریانس ناهمسانی را نمی‌توان رد کرد. برای برآورد الگو لازم است ابتدا مشکل خودهمبستگی سریالی اجزای خطا را برطرف نمود. نتایج برآورد الگو با متغیر انتقال $GINI_{t-3}$ به روش LSTR1، پس از برطرف کردن خودهمبستگی سریالی اجزای خطا[4] در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵: نتیجه برآورد الگوی (۱)

	بخش خطی		بخش غیرخطی	
متغیر	ضریب	احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره
GII_{t-1}	-۰/۱۴۴	۰/۴۰۷	۰/۶۵۵	۰/۰۰۱
$GINI_t$	۶/۶۸۶	۰/۰۰۲	-۷/۹۱۹	۰/۰۰۰
$GINI_{t-1}$	-۶/۵۸۳	۰/۰۰۲	۷/۵۶۲	۰/۰۰۰
$GINI_{t-2}$	-۲/۱۱۲	۰/۰۵۹	۲/۲۷۶	۰/۰۴۹
$GINI_{t-3}$	۲/۰۳۸	۰/۰۱۲	-۱/۵۲۴	۰/۰۹۱
ICT_t	۱۲/۹۵۶	۰/۰۰۹	-۲۰/۲۳۸	۰/۰۰۰
ICT_{t-1}	-۱۰/۸۴۳	۰/۰۰۳	۱۴/۵۰۱	۰/۰۰۰
ICT_{t-2}	-۴/۶۷۱	۰/۰۰۳	۵/۳۰۶	۰/۰۰۳
ICT_{t-3}	۱/۰۹۱	۰/۰۸۲	۱/۴۴۹	۰/۰۸۷
GG_t	۱/۳۵۳	۰/۰۰۳	-۲/۲۱۷	۰/۰۰۰
GG_{t-1}	-۱/۶۲۹	۰/۰۰۴	۲/۲۴۰	۰/۰۰۰
GG_{t-2}	-۰/۶۸۸	۰/۰۳۳	۰/۸۰۶	۰/۰۵۳
GG_{t-3}	۰/۰۳۵	۰/۸۵۷	۰/۳۶۴	۰/۰۹۶
GDP_t	-۴/۶۷۹	۰/۰۰۱	۶/۱۰۹	۰/۰۰۰
GDP_{t-1}	۴/۲۱۵	۰/۰۰۳	-۵/۰۸۸	۰/۰۰۱
GDP_{t-2}	۰/۹۹۳	۰/۰۸۹	-۱/۲۱۲	۰/۰۷۲
GDP_{t-3}	۰/۳۵۱	۰/۷۳۵	-۱/۱۷۸	۰/۳۴۱
GDP_{t-4}	-۱/۶۴۷	۰/۰۱۹	۲/۶۳۹	۰/۰۰۱
C	۲/۷۲۵	۰/۰۰۰	-۳/۰۰۴	۰/۰۰۰
R^2 =/۹۹		$\bar{R}^2$ =/۹۸		
γ = ۱۰/۱۷۷۸		c =۰/۴۹۵		
c ، S_t و γ به ترتیب بیانگر متغیر انتقال، حدآستانه و شیب هستند.				

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
2. White Heteroskedasticity Test
3. Jarque Bera Normality Test

۴ . خودهمبستگی اجزای خطا با انتخاب گزینه HAC در نرم افزار ایویوز که برای برطرف کردن این مشکل در نظر گرفته شده، برطرف شده است.

نتایج حاصل از آزمون‌های عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترها در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترها

نوع آزمون	آماره	احتمال	نتیجه آزمون
آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها	۱/۴۴۷	۰/۱۲۰۴	عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها
آزمون ثبات پارامترها	۶/۳۳۴	۰/۰۰۰۱	ثبات پارامترهای برآوردی

منبع: یافته‌های پژوهش

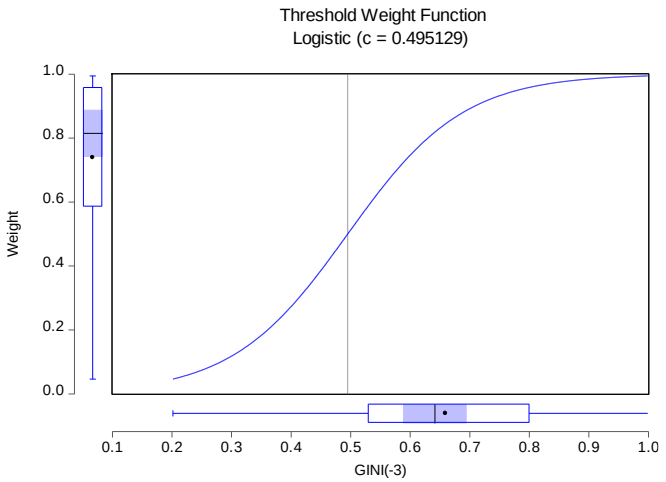
بر اساس جدول (۶) فرضیه صفر آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها را نمی‌توان رد کرد. از طرفی احتمال آماره F آزمون ثبات پارامترها نیز حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر عدم ثبات پارامترهای الگوها می‌باشد. بدین ترتیب الگو به درستی برآورد شده‌اند و نتایج آن قابل اعتماد است. مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۶) برای الگوی (۱) مقدار حد آستانه متغیر انتقال ($GINI_{t-3}$) برابر با ۰/۴۹۵ حاصل شده است. این حد نقطه انتقال تابع نابرابری جنسیتی و شروع رژیم حدی دوم را نشان می‌دهد. بدین ترتیب زمانی‌که ضریب جینی با سه وقفه هنوز به مقدار ۰/۴۹۵ نرسیده است، تابع نابرابری جنسیتی در رژیم حدی اول قرار دارد و پس از رسیدن ضریب جینی به مقدار ۰/۴۹۵، تابع فوق در رژیم حدی دوم قرار می‌گیرد. به عبارتی نابرابری جنسیتی با گذر وقفه سوم ضریب جینی از حدآستانه، تغییر رژیم می‌دهد. پارامتر شیب نیز که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به رژیم دوم است برابر با ۱۰/۱۷۷ بدست آمده است.

در رژیم اول (قبل از رسیدن به حد آستانه)، برآیند اثر متغیر ضریب جینی و وقفه‌های معنادار آن بر نابرابری جنسیتی برابر با ۰/۰۲۹ بوده و در رژیم دوم (پس از گذر از حد آستانه) این اثر برابر با ۰/۳۹۵ شده است. بنابراین نابرابری درآمدی در هر دو رژیم بر نابرابری جنسیتی اثر مثبت داشته است، اما میزان اثر آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول به طور قابل توجهی بیشتر شده است.

برآیند ضرایب برآوردی وقفه دار شاخص کیفیت نهادی حکمرانی خوب در رژیم اول برابر با ۰/۹۶۴- بوه و در رژیم دوم برابر با ۱/۱۹۳ بوده است. این ضرایب حاکی از آن است که شاخص کیفیت نهادی بر نابرابری جنسیتی اثری U شکل داشته است. به عبارتی در رژیم اول و تا قبل از رسیدن متغیر نابرابری درآمدی به حدآستانه، حکمرانی خوب منجر به کاهش نابرابری جنسیتی شده است، اما بعد از گذر متغیر نابرابری درآمدی از حدآستانه، حکمرانی خوب بر نابرابری جنسیتی اثر فزاینده داشته است. به عبارتی پس از اینکه نابرابری درآمدی از حدآستانه عبور کرده است، حکمرانی خوب نیز افول یافته و به بیشتر شدن نابرابری جنسیتی انجامیده است.

برآیند اثر متغیر رشد اقتصادی و وقفه‌های معنادار آن بر نابرابری جنسیتی در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با ۱/۱۱۸- و ۲/۴۴۸ است که نشان می‌دهد متغیر رشد اقتصادی بر نابرابری جنسیتی اثری به شکل U داشته است. به عبارتی رشد اقتصادی در رژیم اول بر نابرابری جنسیتی اثر منفی داشته و به کاهش آن منجر شده است اما در رژیم دوم و با گذر نابرابری درآمدی از حدآستانه به افزایش نابرابری جنسیتی منجر شده است.

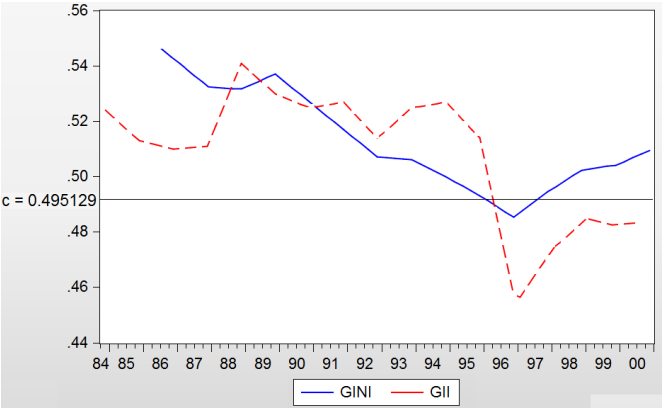
برآیند اثر متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و وقفه‌های معنادار آن بر نابرابری جنسیتی در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با ۱/۴۶۷- و ۰/۴۳۱- است که نشان می‌دهد متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم بر نابرابری جنسیتی اثری منفی داشته است. اما این اثر در رژیم دوم به شدت تضعیف شده است. شکل تابع انتقال الگوی پژوهش برای متغیر انتقال وقفه سوم ضریب جینی (نابرابری درآمدی) که به‌صورت لاجستیک و باوجود یک حد آستانه و دو رژیم حدی مختلف است به‌صورت زیر است:



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: تابع انتقال الگوی (۶)

نمودار ۲ نیز روند زمانی ضریب جینی که بیانگر نابرابری درآمدی است و نابرابری جنسیتی که معکوس برابری جنسیتی است را در کنار حدآستانه نابرابری درآمدی نشان می‌دهد.



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. روند نابرابری درآمدی و نابرابری جنسیتی با توجه به حدآستانه

در جدول ۲ ملاحظه می‌شود که بین فصل چهارم سال ۱۳۹۵ تا فصل سوم سال ۱۳۹۷، نابرابری درآمدی از حدآستانه کمتر بوده و رژیم اول برقرار بوده است. در سایر فصول مورد بررسی برای ایران، نابرابری درآمدی از حدآستانه بیشتر بوده و رژیم دوم برقرار بوده است.

تابع انتقال الگو که بر اساس تابع لاجستیک رابطه (۳) ایجاد می‌شود و بیانگر نحوه انتقال از رژیم اول به رژیم دوم بر اساس سرعت انتقال و میزان حد آستانه متغیر انتقال است، بر اساس نتایج برآوردی در جدول (۴) به‌صورت معادله زیر است:

$$G_1(10.177, GINI_{t-3}, 0.495) = [1 + e^{(-10.177(GINI_{t-3}-0.495))}]^{-1} \quad (۶)$$

۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله که باهدف تحلیل اثر آستانه‌ای حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی با تأکید بر نابرابری درآمدی در ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰:۳-۱۳۸۴:۴ و به روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) انجام شد نتایج زیر حاصل شده است:

- وقفه سوم ضریب جینی ($GINI_{t-3}$) متغیر انتقال تابع نابرابری جنسیتی به عنوان پراکسی عدم برابری جنسیتی است و دارای حدآستانه‌ای برابر با ۰/۴۹۵ درصد است. پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به دوم است نیز برابر با ۱۰/۱۷۷ حاصل شده است.

- افزایش یک‌واحدی ضریب جینی که بیانگر نابرابری درآمدی است در رژیم اول و دوم منجر به افزایش ۰/۰۲۹ و ۰/۳۹۵ واحدی در نابرابری جنسیتی شده است. بدین ترتیب نابرابری درآمدی منجر به کاهش برابری جنسیتی در هر دو رژیم شده است. ملاحظه می‌شود که این اثر در رژیم دوم یعنی بعد از گذر نابرابری درآمدی از حدآستانه خود به شدت افزایش یافته است که نشان دهنده اثر فزاینده نابرابری درآمدی بر نابرابری جنسیتی با گذشتن نابرابری درآمدی از حدآستانه ۰/۴۹۵ است. بدین ترتیب نتیجه حاصل با مبانی نظری مبنی بر اثر منفی نابرابری درآمدی بر برابری جنسیتی، که به دلیل عدم دسترسی زنان به فرصت‌های آموزشی و تحصیلی رخ می‌دهد و در نتیجه منجر به عدم دستیابی به شغل مناسب و مشارکت در اقتصاد می‌شود، مطابقت دارد. شرایط زنان ایرانی به ویژه دختران و زنان روستایی و ساکن در مناطق محروم که به دلیل نابرابری درآمدی از سطح آموزش بالایی برخوردار نیستند مؤید این امر است. این یافته با نتایج مطالعه شاه و کریشنان (۲۰۲۴)، آسونقو و همکاران (۲۰۲۱) و آسونقو و آدهیومبو (۲۰۱۹) همسو می‌باشد.

- یک واحد افزایش در شاخص حکمرانی خوب در رژیم اول منجر به کاهش ۰/۹۶۴ واحدی نابرابری جنسیتی شده است، در حالیکه در رژیم دوم به افزایش ۱/۱۹۳ واحدی نابرابری جنسیتی انجامیده است. بدین ترتیب حکمرانی خوب بر نابرابری درآمدی اثری U شکل داشته و به عبارتی بر برابری جنسیتی اثری به شکل U معکوس داشته است. این اثر بیانگر آن است که تا قبل از رسیدن نابرابری درآمدی به حدآستانه بهبود حکمرانی خوب منجر به بهبود برابری جنسیتی شده است اما بعد از اینکه نابرابری درآمدی از حدآستانه خود عبور کرده است، بیشتر شدن نابرابری درآمدی منجر به تخریب کیفیت نهادی

حکمرانی خوب شده و از این طریق باعث شده است که حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی اثر کاهشی بر جای گذاشته است. این یافته مبتنی بر مبانی نظری بیان شده در مورد تاثیر نابرابری درآمدی در اثرگذاری حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی است. به عبارتی اثرگذاری بهبود کیفیت حکمرانی خوب در گرو طبقه اجتماعی و اقتصادی بوده است. بدین ترتیب تا زمانیکه نابرابری درآمدی زیاد نیست (قبل از حداستانه)، بهبود حکمرانی خوب منجر به افزایش برابری جنسیتی می‌شود، اما با افزایش نابرابری درآمدی و بیشتر شدن آن از حد مشخص (بعد از حدآستانه)، نحوه تأثیرگذاری حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی در ایران تغییر کرده و حتی به افزایش نابرابری در مشارکت نیروی کار زنان منجر شده است. این یافته با نتایج مطالعه رحمتی‌فر (۱۴۰۰) و احمدوند و همکاران (۱۳۹۷) و آسونقو و اودهیامبو (۲۰۱۹) مطابقت دارد.

- افزایش یک‌واحدی رشد اقتصادی منجر به کاهش ۱/۱۱۸ واحدی نابرابری جنسیتی در رژیم اول شده است. اما در رژیم دوم به افزایش ۲/۴۴۸ واحدی نابرابری جنسیتی منتهی شده است. بنابراین رشد اقتصادی اثری U شکل بر نابرابری جنسیتی یا به عبارتی اثری به شکل U معکوس بر برابری جنسیتی داشته است. این نتیجه بیانگر آن است که تا قبل از رسیدن نابرابری درآمدی به حدآستانه افزایش رشد اقتصادی منجر به بهبود برابری جنسیتی شده است اما بعد از اینکه نابرابری درآمدی از حدآستانه خود عبور کرده است، افزایش رشد اقتصادی چون با افزایش بیش از اندازه نابرابری درآمدی همراه بوده است، منجر به کاهش برابری جنسیتی شده است. اثر مثبت رشد اقتصادی بر برابری جنسیتی در رژیم اول (قبل از حدآستانه) موید نظریه‌های خوش‌بینانه همچون مکتب نئولیبرال است که معتقدند با رشد و توسعه اقتصادی یکپارچگی اجتماعی ترغیب شده و پشتیبانی از سرمایه‌گذاری زنان در سرمایه اجتماعی و ایجاد فرصت‌های شغلی با درآمد نسبتاً بالاتر در بخش غیرکشاورزی پشتیبانی شده است و در نتیجه شرایط زنان ایران در رژیم اول بهبود یافته است. این در حالی است که افزایش رشد اقتصادی وقتی با افزایش نابرابری درآمدی و گذر آن از حدآستانه همراه شده است، با تحت تاثیر قرار دادن وضعیت درآمدی و اعمال تبعیض جنسیتی در اموری همچون آموزش، به نابرابری جنسیتی دامن زده است. این یافته با نتایج مطالعه احمدوند و همکاران (۱۳۹۷) و ورما و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

- یک واحد افزایش در فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم اثر منفی به ترتیب برابر با ۱/۴۶۷- و ۰/۴۳۱- بر نابرابری جنسیتی داشته است. به عبارتی فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم منجر به بهبود برابری جنسیتی شده است، اما این اثر در رژیم دوم یعنی با گذر نابرابری درآمدی از حدآستانه خود به طور چشمگیری تضعیف شده است. اثر مثبت فناوری اطلاعات و ارتباطات بر برابری جنسیتی مطابق با مبانی نظری بیانگر بهره برداری زنان ایرانی از فناوری اطلاعات و ارتباطات در جهت ایجاد شغل، تحصیل و کار از طریق ارتباط از راه دور و دستیابی به فرصتهای بیشتر برای دستیابی به برابری با مردان است. اما کاهش یافتن اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر برابری جنسیتی با افزایش نابرابری درآمدی از حدآستانه به دلیل محرومیت و محدودیت زنان از فناوری اطلاعات و ازتباطات به دلیل نابرابر شدن درآمد

رخ داده است. این یافته با نتایج مطالعه گلخندان و مهرجو (۱۳۹۸)، احمدوند و همکاران (۱۳۹۷)، شاه و کریشنان (۲۰۲۴)، ورما و همکاران (۲۰۲۲) و آسونقو و همکاران (۲۰۲۱) مطابقت دارد.

باتوجه‌به اثر منفی نابرابری درآمدی بر برابری جنسیتی که در رژیم دوم تقویت شده است و همچنین به دلیل تغییر اثر مثبت حکمرانی خوب و رشد اقتصادی بر برابری جنسیتی به اثر منفی در رژیم دوم و کاهش اثر مثبت فناوری اطلاعات و ارتباطات در رژیم دوم که همگی به علت گذر نابرابری درآمدی از حد آستانه اتفاق افتاده است، انجام اقداماتی در جهت کاهش نابرابری درآمدی ضروری به نظر می‌رسد. در این راستا، اخذ مالیات از کالاهای لوکس و تجملاتی، اعطای معافیت‌های مالیاتی و کمک‌هزینه و یارانه به اقشار کم‌درآمد می‌تواند به کاهش نابرابری درآمدی کمک نماید. همچنین بهداشت و آموزش رایگان برای اقشار محروم جامعه می‌تواند به توانمند شدن و جذب آنان در مشاغل یاری رسانده و آن‌ها را از درآمد برخوردار نماید. اعمال سیاست‌های پولی و مالی مناسب و جلوگیری از بروز تورم و کنترل آن نیز از راهکارهایی است که به برابری درآمد کمک می‌کند.

همچنین به دلیل اثر مثبت حکمرانی خوب در رژیم اول توصیه می‌شود اصلاحات اساسی در ساختارهای نهادی کشور صورت گیرد تا تطابق بین ساختارهای سیاسی، اجتماعی و اقتصادی ایجاد شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان به یک اندازه در نگارش مقاله سهم دارند.

References

Ahmadvand, N., Fetros, M. H., Amini Rad, M. (2017).Investigating factors affecting gender equality in youth employment in developing countries, social welfare 2017; 18 (71): 84-45. (In Persian)

Alancıoğlu, E., & Miçooğulları, S. A. (2022). Inequality Thresholds, Institutional Quality and Employment in Central and Eastern European Countries (CEECs).

Arifin, A. H. (2024). The Relationship Between Income Inequality And Economic Growth: A Meta-Analysis. Journal of Economic, Bussines and Accounting (COSTING), 7(4), 9989-9993.

Arman, S.A., Danesh, H. (2015). Effects of ICT on gender inequality index. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *12*(2), 7-104. (In Persian)

Asamoah, L. A. (2021). Institutional quality and income inequality in developing countries: A dynamic panel threshold analysis. *Progress in Development Studies*, *21*(2), 123-143.

Aslanidis, N., Xepapadeas, A., (2005). Smooth transition pollution–income paths. *Ecological Economics*, 57(2):182-189.

Asongu, S., & Odhiambo, N. (2021). Thresholds of income inequality that mitigate the role of gender inclusive education in promoting gender economic inclusion in sub-Saharan Africa. *Social Responsibility Journal*, *17*(1), 106-126.

Asongu, S., & Odhiambo, N. (2020). Inequality and the economic participation of women in sub-Saharan Africa: An empirical investigation. *African Journal of Economic and Management Studies*, *11*(2), 193-206.

Asongu, S. A., & Odhiambo, N. M. (2020). Inequality thresholds, governance and gender economic inclusion in sub-Saharan Africa. *International Review of Applied Economics*, *34*(1), 94-114.

Azarbayjani, K., hamidi, N., & sameti, M. (2021). The Key to Solving the Corruption Problem: Gender, Government, Religion, and Their Impact on Each Other. *Macroeconomics Research Letter*, *16*(32), 171-189. (In Persian)

Baker, B. (2009). Cape Verde: marketing good governance. *Africa Spectrum*, *44*(2), 135-147.

Barro, R. J., (2008), "*Inequality and growth revisited*", Asian Development Bank, Working Paper Series, (11).

Bokharaee A. Analysis of the socio-cultural factors influencing gender inequality (the study of married women 20-49 years old in Isfahan). scds 2016; 4 (3) :59-82. (In Persian)

Chen, D. H. (2004). Gender equality and economic development. *World Bank policy research working paper*, *3285*.

Chen, B., (2003), "An inverted-U relationship between inequality and long-run growth", *Economic Letters*, 78, pp. 205-212.

Daman Keshideh, M., Rezazadeh, M., Ghorbanipour, Seyed Shokri, Kh. (2015), Investigating effective economic factors on income inequality of the Gini coefficient index in Iran, 4th international conference on modern researches in management, economics and accounting. (In Persian)

Dieckhoff, M., Gash, V., & Steiber, N. (2015). Measuring the effect of institutional change on gender inequality in the labour market. *Research in Social Stratification and Mobility*, *39*, 59-75.

Eisazadeh, Y., & Aghaei, M. (2018). The Role of Information and Communication Technology in the Relationship between Foreign Direct Investment and Income Inequality: Evidence from Selected Countries. *Business Intelligence Management Studies*, *6*(23), 83-106. (In Persian)

Eve, L. C. *Reflection on the Right to Education-the European perspective. In: Kohen, M. Promoting Justice, Human Rights and Conflict Resolution through International Law*. Bilingual Edition, Leiden: BRILL, 2006, p. 303.

Golkhandan, A., & mehrjoo, B. (2019). The Impact of Information and Communications Technology (ICT) Development and Its Main Components on Gender Inequality. *Strategic Studies of public policy*, *9*(32), 108-127. (In Persian)

Golkhandan, A. (2016). Threshold Effect of Inflation on Income Inequality: Smooth Transition Regression (STR) Model. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, *13*(25), 75-95. (In Persian)

Hamidi N, Azarbayejani K, Sameti M. The Key to Solve the Corruption problem: Gender, Government, Religionsand Their Impact on Each Other. QJER 2023; 23 (2) : 145-168. (In Persian)

Jafari Samimi, A. (2005). Economics of the public sector (1), Tehran, Samt, 7th edition. (In Persian)

Kavkler, A., Mikek, P., Böhm, B., Boršič, D. (2008). "Nonlinear econometric models: the smooth transition regression approach". https://www.researchgate.net /publication /228556576, 1-36.

Khanzadi A, Heidari S, Vafamand A, Derakhshan M H. Analyzing the Effects of Inflation on Relationship between Financial Development and Employment in Iran by Using STR Logistic Model (LSTR). QJER 2018; 18 (2) :1-20. (In Persian)

Khouya, M., & Benabdelhadi, A. (2020). Good governance and its impact on economic development: A systematic literature review. International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, 1(1), 47-67.

Kim, J. Lee, J.W. and Shin, K. (2014) "Gender Inequality and Economic Growth in Korea", Working Paper, Korea University.

Kjaer, A. M. (2023). *Governance*. John Wiley & Sons.

Klasen, S. (2000). Does gender inequality reduce growth and development? Evidence from cross-country regression, World Bank, working paper, 7, 1-36.

Kumar, M., Dev, M., & Saha, D. (2023, December). E-Government Maturity, Gender Inequality and Role of Government Effectiveness: A Longitudinal Study Across Countries. In International Working Conference on Transfer and Diffusion of IT (pp. 339-353). Cham: Springer Nature Switzerland.

Mandal, C., and Gupta, A. "Dimensions of Good Governance: An Empirical Study". In:*Handbook of Research on Globalization, Investment, and Growth-Implications of Confidenceand Governance (Advances in Finance, Accounting, and Economics),* Chandra D. R. (Ed.).1st ed. Hershey: IGI Global, 2015, p. 177.

Mehrbani V. Enfranchisement, Democracy and Income Inequality: A Theoretical Model and Evidence from Iran. QJER 2015; 15 (3) :151-173. (In Persian)

Hemmati, R., & Maktoobiyan, M. (2013). A Study on Gender Inequality among the Selected Middle East Countries: with an Emphasis on Iran's Position. *Women Studies*, *4*(8), 115-142. (In Persian)

Nkurunziza, M. (2018). Sub-Saharan Africa, losing $2.5 trillion due to gender inequality–World Bank. *The New Times*.

pourfaraj, A., & Issazadeh Roshan, Y. (2010). ICT, Income Inequality and Economic Growth. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *7*(2), 75-94. (In Persian)

Pronoy, R., & Zakir, H. (2019). *education as a way to redusing inequality: evidence from india economics department ,presidency univercity*. online. at https ://mpra.ub.uni-muenchen.de/93907/ MPRA Paper No.93907, posted 14 May 2019 14:29 UTC.

Rahmani, T., & Kave, S. (2015). Does Gender Inequality Hinder Economic Growth?. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, *50*(3), 593-616. (In Persian)

Razmi, M. J., & Kavosi, S. (2015). The relationship between economic development and gender inequality in Province of Iran. *Journal of economics and regional development*, *21*(8), 99-120. (In Persian)

Rahmatifar, S. (2021). Good Governance: a Model for Recognition and Exercising Gender Equality Indicators. *Legal Research Quarterly*, *24*(93), 325-346. (In Persian)

Ramanathan, C. S., and Dutta, S. *Governance, Development, and Social Work*. 1st Ed. UK: Routledge, 2013, p. 7.

Rasekhi S, Montazeri M. The Impact of Macroeconomic Instability on Exchange Rate Pass Through: Some Evidence from Smooth Transition Regression (STR) Model. Jemr 2015; 6 (22) :7-31. (In Persian)

Seguino, S. Were, M. (2014). Gender, Development, and Growth in Sub-
Saharan Africa. Journal of African Economies, Forthcoming, 23(1); 18-61.

Shah, C. S., & Krishnan, S. (2024). ICT, gender inequality, and income inequality: a panel data analysis across countries. Information Systems Frontiers, 26(2), 709-727.

Subroto, T., Soejoto, A., Rachmawati , L., & Sholikah , N. (2016). *Education inequality effect on poverty and economic growth*. Empirical study in province of East Java .net/publication/ 306322633.

Taghinezhadomran, V., Samdaliri, M., Bayat, A., & Ramezanpour, M. (2021). The Impact of Internet Access on Educational Inequality: A Case Study on the Selected West Asian Countries. *Macroeconomics Research Letter*, *16*(32), 39-63. (In Persian)

Takeuchi, M. A., & Bryan, V. (2019). Video-mediated interviews to reveal multiple voices in peer collaboration for mathematics learning in groups. International Journal of Research & Method in Education, 42(2), 124-136.

Thevenon, O. and Del Pero, A.S. (2015) "Gender Equality or Economic Growth? Effects of Reducing the Gender Gap in Education on Economic Growth in OECD Countries", *Annals of Economics and Statistics*, 117-118, 353-377.

Uddin, I., & Rahman, K. (2022). Impact of corruption, unemployment and inflation on economic growth evidence from developing countries. Quality & Quantity, 57. https://doi.org/10.1007/s11135-022-01481-y.

UNDP.(2018). Human Development Report, NY: Oxford University Press.

UN Secretary-General. The Rule of Law and Transitional Justice in Conflict and Post- Conflict Societies. Report of the Secretary-General. S/2004/616, 23 August 2004, Para. 6. 2. Just, fair and equitable.

UN General Assembly. Declaration of the High-level Meeting of the General Assembly onthe Rule of Law at the National and International Levels. Adopted by UN General Assembly,30 November 2012, Para. 16.

United Nations Development[UNDP] (2008) Human Development Report. New York: Oxford.

United Nations Development Programme. Human Development Report 2020. Available From: http://hdr.undp.org/en/composite/GII

Verma, A., Giri, A.K. and Debata, B. (2022), "ICT diffusion, women empowerment, and sustainable development in SAARC countries", Journal of Economic and Administrative Sciences, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/JEAS-03-2022-0073

Workneh, M. A. (2020). Gender inequality, governance, and poverty in sub-Saharan Africa. *Poverty & Public Policy*, *12*(2), 150-174.

Yoon, S. S., Lee, H., & Pryor, C. (2024). Gender Inequality in Financial Inclusion Across the Globe: Does National Governance Quality Matter?. Available at SSRN 4913039.

Yumusak, I.G. Bilen, M. and Ates, H. (2013) "The Impact of Gender Inequality in Education on Economic Growth in Turkey", *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 103, 1093-1103.

Vol 3, No 3, Fall 2024, Page: 48-76
The Economic Policies And Research
DOI: 10.22034/jepr.2024.141744.1148

Threshold Effect of Good Governance on Gender Equality in Iran with Emphasis on Income Inequality

Shokooh Alsadat Hashemi[1]

Bahar Hafezi[2]

Hossein Sharifi Renani[3]

Received: 18/07/2024 Accepted: 29/08/2024

Introduction:
Gender equality is not only a fundamental human right but also a catalyst for enhancing human capabilities, building human capital, and fostering a productive and fulfilling life. It is recognized as one of the Millennium Development Goals. However, gender inequality persists as a major challenge in developing countries, particularly in areas such as education, employment, and wages.
Income inequality exacerbates this issue, as it contributes to persistent poverty and negatively impacts gender equality. One significant reason is the adverse effect of income inequality on women's education. Higher income inequality reduces women's access to education, limiting their ability to participate economically in society. Good governance plays a critical role in promoting gender equality and increasing women's participation in economic activities. Governments are responsible for ensuring public services that uphold human rights principles, such as education, healthcare, security, social inclusion for disadvantaged groups, and raising awareness about human rights. Good governance also fosters private sector development, creating employment opportunities for women in the formal economic sector. Empirical studies, however, show that the effect of institutional quality on gender equality varies based on socio-economic classifications and levels of income inequality. Some studies suggest that governance improvements reduce the gender gap for low-income women but may widen it for higher-income women. Others highlight a non-linear relationship between income inequality and gender inequality, with thresholds that influence how governance impacts gender equality. Additionally, information and communication technology (ICT) significantly affects gender

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Law and Economics, Khomeinishahr Branch, Islamic Azad University, Khomeinishahr/Isfahan, Iran. Email:hashemi_tcp@yahoo.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Law and Economics, Khomeinishahr Branch, Islamic Azad University, Khomeinishahr/Isfahan, Iran. (Corresponding Author), Email:hafezi@iaukhsh.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Email: H.sharifi@khuisf.ac.ir

equality by improving women's access to education, employment, health, and nutrition. However, in disadvantaged regions such as rural areas, limited ICT access can worsen gender inequality. Income inequality can further diminish ICT's positive impact on gender equality. Economic growth is another key factor affecting gender equality. While some theories argue that economic growth forces women into low-paying production jobs, others suggest it enhances access to education, health, and nutrition, enabling greater societal participation. The relationship between income inequality and economic growth also influences how growth impacts gender equality, depending on the level of development and the extent of income inequality.

Methodology:

This study analyzes the threshold effect of good governance on gender equality with a focus on income inequality in Iran from Q1 2004 to Q4 2021. The smooth transition regression (STR) method was applied, using the gender inequality index, the Gini coefficient, and the average of six good governance indicators as proxies for gender equality, income inequality, and good governance, respectively.

Results and Discussion:

The findings reveal that the third lag of the Gini coefficient serves as the transition variable for the gender equality function, with a threshold of 0.495% and two distinct regimes. The speed of transition between the first and second regimes was 10.177.

Income inequality negatively impacts gender equality in both regimes, with the effect intensifying in the second regime. Good governance and economic growth exhibit an inverted U-shaped relationship with gender equality. Additionally, ICT positively influences gender equality, although its effect weakens in the second regime compared to the first.

Conclusion:

The results highlight the need for measures to reduce income inequality. Policies such as taxing luxury goods, providing tax exemptions and subsidies to low-income groups, and offering free healthcare and education for disadvantaged populations can empower marginalized groups and enhance their economic participation. Monetary and fiscal policies to control inflation and promote income equality are also essential. Furthermore, institutional reforms are necessary to align political, social, and economic structures. Promoting freedom of expression, ensuring an accountable judicial system, and enforcing stringent anti-corruption laws can reduce inefficiency and corruption, fostering an environment conducive to gender equality.

Keywords: Gender equality, threshold effect, Good Governance, Income Inequality, Smooth Transition Regression

JEL Classification: J16, D31, G18.