

The Role of Income Inequality in the Effect of Good Governance on Women's Economic Inclusion in Iran

283



▶ **1- Shokooh Alsadat Hashemi** 
PhD student in Islamic
Economics, Department
of Economics, Kho.C.,
Islamic Azad University,
Khomeinishahr, Iran.

▶ **2- Bahar Hafezi** 
PhD in Economics Department
of Economic Sciences, Isfahan
(Khorasgan) Branch, Islamic
Azad University, Isfahan, Iran.
(Corresponding Author)
hafezi@iau.ac.ir

▶ **3- Hossein Sharifi Renani** 
PhD in Economics Department
of Economic Sciences, Isfahan
(Khorasgan) Branch, Islamic
Azad University, Isfahan, Iran.

Keywords

Women's economic inclu-
sion, Income inequality,
Good governance, Thresh-
old effects, Smooth transi-
tion regression, Iran

Received: 2025/07/04

Revised : 2026/01/16

Accepted: 2026/04/11

Introduction: Women's economic inclusion—defined as women's participation in the formal economy—contributes to poverty reduction, structural transformation in the labor market, and the enhancement of women's welfare. Accordingly, identifying its determinants remains a priority in academic and policy discourse. This study aimed to analyze the threshold effects of income inequality and good governance on women's economic inclusion in Iran.

Method: This research was conducted for the period 2005–2023 using the Smooth Transition Regression (STR) method. Women's labor force participation, the Gini coefficient, and the average of six World Bank good governance indicators were considered as measures of women's economic inclusion, income inequality, and good governance, respectively.

Findings: Income inequality lagged by two periods was identified as the transition variable of the women's economic inclusion function. Income inequality exerted a negative effect on women's economic inclusion in both regimes, with this effect intensifying in the second regime. Good governance had a positive effect in the first regime but a negative effect in the second, indicating an inverted U-shaped relationship.

Discussion: The strengthening negative effect of income inequality in the second regime suggests an increased impact due to women's limited access to educational opportunities, which undermines their ability to secure suitable employment. The inverted U-shaped effect of good governance indicates that governance effectiveness depends on the socioeconomic class context. Accordingly, governments should adopt policies to reduce income inequality—particularly preventing it from reaching the threshold level—while simultaneously improving governance quality.

Citation: Hashemi S A, Hafezi B, Sharifi Renani H. (2026). The Role of Income Inequality in the Effect of Good Governance on Women Economic Inclusion in Iran. *Social Welfare Quarterly*. 26(1), 283-310. doi:10.32598/refahj.26.100.4

URL: <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-4491-en.html>



Extended Abstract

Introduction

Women's economic inclusion—defined as women's participation in the formal sector of the economy—is an important driver of socioeconomic progress, particularly through poverty reduction, structural transformation in the labor market, and enhancement of women's welfare. Accordingly, efforts to promote women's economic inclusion remain a priority in academic and policy discourse (Asongu, 2020).

Income inequality affects a country's development process. Part of this inequality stems from differences in human capital among individuals, whereby those with superior human capital enjoy higher income levels (Munir & Kanwal, 2020). The negative impact of income inequality on gender equality and participation is a critical concern, partly because it restricts women's access to education. Rising income inequality reduces educational opportunities for women and girls, which in turn diminishes their economic participation—that is, their economic inclusion (Asongu & Odhiambo, 2021). Furthermore, women's acceptance of low-paying jobs discourages employers from hiring them for senior positions requiring extensive on-the-job training.

Governments bear responsibility for providing public services that uphold human rights, including education and healthcare, ensuring accountability through transparency and free information flow, guaranteeing security, facilitating social participation of disadvantaged groups, and raising awareness about human rights. Improving governance is essential to fulfilling these responsibilities. Governments must recognize the diverse needs of their citizens—both women and men—and enable women to exercise their right to participate in decisions affecting their lives. To achieve this, appropriate policies to enhance women's economic inclusion are necessary.

Some studies, such as Asongu & Odhiambo (2021), have identified a nonlinear effect of income inequality on women's economic inclusion and determined a specific threshold at which income inequality alters the effect of good governance. When income inequality is low, good governance can promote women's economic inclusion by improving social and economic structures. However, once inequality surpasses a certain threshold, the positive effect of good governance weakens and may even turn negative. Therefore, this study investigates the threshold effects of income inequality and good governance on women's economic inclusion in Iran.

Method

The model employed to analyze the effect of income inequality and good governance on women's economic inclusion in Iran over the period 2005–2023 is the Smooth Transition Regression (STR) model, presented as Equation (1):

$$GI_t = [\alpha_0 + \alpha_1 GINI_t + \alpha_2 GOG_t + \alpha_3 IT_t + \alpha_4 GDP_t] + [\beta_0 + \beta_1 GINI_t + \beta_2 GOG_t + \beta_3 IT_t + \beta_4 GDP_t] \cdot Q(\gamma, C, S_t) + \epsilon_t \quad (1)$$

GI is the percentage of women employed in formal jobs compared to the total population as inclusion index of women. GINI is the income inequality index. GOG is the good governance index, which is obtained by averaging 6 good governance indicators which are introduced by the World Bank. IT is the information and communication technology index. GDP is an indicator of economic growth.

Findings

The optimal lag for GI and GOG is 2, for the Gini coefficient and IT variables is 3, for GDP is 4. The test for selecting the transition variable showed that $(GINI_{t-2})$ is the transition variable and the appropriate proposed model is LST_1 . The estimation results of model 1 indicate that the threshold of the transition variable is 0.71 percent (equivalent to a Gini coefficient rank of 0.512). The slope parameter also shows that the GI function has been transferred from the first regime to the second at a speed of 13.45.

Discussion

GINI had a negative impact on GI in both regimes, but this effect has been exacerbated in the second regime. The negative impact of GINI on GI has led to women's lack of access to suitable jobs and a decrease in women's labor force participation in the economy, due to reasons such as their deprivation of educational and training opportunities.

GOG had a positive effect on GI in the first regime and a negative effect in the second regime, which confirms the existence of an inverted U-shaped relationship. Based on this finding, the role of GINI, or in other words, the difference in socioeconomic class of individuals, in changing the way GOG affects GI is confirmed.

GDP had a positive effect on GI in the first regime and a negative effect in the second regime, which confirms the existence of an inverted U-shaped relationship. IT had a positive effect on GI in both regimes, but this effect is weakened in the second regime.

Income inequality negatively affects women's economic inclusion, and this effect becomes stronger in the second regime. It also changes the impact of good governance and economic growth on women's inclusion from positive to negative, while weakening the positive role of information and communication technology. These findings highlight the need to reduce income inequality. Possible policy responses include progressive taxes on income and wealth, wider access to quality education for low-income groups, greater investment in public health, especially for disadvantaged women and female-headed households, and targeted transfer payments to support low-income women and girls. In addition, since good governance has a positive effect in the first regime, improving governance institutions is essential for promoting more inclusive and equitable development.

Ethical Consideration

Compliance With Ethical Guidelines

This research was conducted in accordance with ethical principles for human studies

Authors' contributions

All authors have made substantial contributions to this study.

Funding

This study was not funded.

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

In the present study, all ethical considerations, including the conditions of trustworthiness, honesty, and non-plagiarism, were observed, also we would like to thank all those who contributed to this study.

نقش نابرابری درآمدی در اثرگذاری حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان در ایران



مقدمه: شمول اقتصادی یا به عبارت دیگر مشارکت زنان در بخش رسمی اقتصاد به پیشرفت جنبه‌های مهم اقتصادی به‌ویژه کاهش فقر، بهبود تحولات ساختاری در بازار کار و تحکیم رفاه زنان کمک می‌کند. از این‌رو تلاش برای شناسایی عوامل مؤثر بر آن در جوامع ادامه دارد. هدف مقاله حاضر تحلیل اثرات آستانه‌ای نابرابری درآمدی و حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان در ایران است.

روش: پژوهش حاضر در سالهای ۱۴۰۲-۱۳۸۴ و به روش رگرسیون انتقال ملایم انجام شد. مشارکت زنان در نیروی کار، ضریب جینی و میانگین شش شاخص حکمرانی خوب بانک جهانی به‌عنوان شمول اقتصادی زنان، نابرابری درآمدی و حکمرانی خوب در نظر گرفته شدند.

یافته‌ها: نابرابری درآمدی دو دوره قبل متغیر انتقال تابع شمول اقتصادی زنان بوده است. نابرابری درآمدی در هر دو رژیم بر شمول اقتصادی زنان اثر منفی داشته و این اثر در رژیم دوم تقویت شده است. حکمرانی خوب در رژیم اول و دوم به ترتیب اثر مثبت و منفی داشته که بیانگر اثری به شکل U معکوس است.

بحث: تقویت اثر منفی نابرابری درآمدی در رژیم دوم حاکی از افزایش اثرگذاری به دلیل عدم دسترسی زنان به فرصتهای آموزشی و تحصیلی رخ داده و سبب عدم دستیابی به شغل مناسب برای زنان شده است. اثر U معکوس حکمرانی خوب نشان‌دهنده وابستگی اثرگذاری حکمرانی به طبقه اجتماعی و اقتصادی است. بدین ترتیب دولت باید سیاستهای کاهش نابرابری درآمدی به‌ویژه جلوگیری از رسیدن آن به حد آستانه و همچنین بهبود کیفیت حکمرانی را در پیش بگیرد.

۱. شکوه السادات هاشمی

دانشجوی دکترای اقتصاد اسلامی،
گروه علوم اقتصادی، واحد خمینی شهر،
دانشگاه آزاد اسلامی، خمینی شهر، ایران.

۲. بهار حافظی

دکتر اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، واحد
اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد
اسلامی، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول)
hafezi@iau.ac.ir

۳. حسین شریفی رنایی

دکتر اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، واحد
اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد
اسلامی، اصفهان، ایران.

واژه‌های کلیدی

حکمرانی خوب، رگرسیون انتقال
ملایم، شمول اقتصادی زنان،
نابرابری درآمدی.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۱۳

آخرین اصلاح: ۱۴۰۴/۱۰/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۲۲



مقدمه

شمول اقتصادی زنان و مشارکت فعال آنان در بخش رسمی اقتصاد، نه تنها ابزاری برای تحقق عدالت جنسیتی، بلکه محرکی کلیدی برای کاهش فقر، بهبود رفاه خانوار و تسریع تحولات ساختاری در بازار کار است (آسونقو و اودهیامبو^۱، ۲۰۲۰). بااین حال، شواهد آماری در ایران حاکی از آن است که علیرغم رشد تحصیلات عالی زنان، نرخ مشارکت رسمی آنان همچنان در سطوح پایینی قرار دارد، به طوری که میانگین شمول اقتصادی زنان در ایران طی دو دهه اخیر حدود ۱۲/۵۷ درصد برآورد شده است. این شکاف عمیق میان توانمندیهای آموزشی و حضور واقعی در بازار کار، ضرورت واکاوی عوامل نهادی و ساختاری مؤثر بر این پدیده را دوچندان می‌کند (شالچی و عظیمی، ۲۰۱۹).

یکی از متغیرهای کلیدی در این مسیر، «حکمرانی خوب» است که از طریق شفافیت، حاکمیت قانون و پاسخگویی، بستر لازم را برای توزیع عادلانه فرصت‌های شغلی فراهم می‌کند (رحمتی‌فر، ۲۰۲۱). به‌طورمثال حاجیلی و علمی (۲۰۲۴) نشان دادند که بی‌ثباتی سیاسی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های حکمرانی، نابرابری درآمد را در کشورهای منطقه منا افزایش می‌دهد. این در حالی است که نابرابری درآمدی می‌تواند به‌عنوان یک مانع برای رشد اقتصادی عمل کند و باعث کاهش کارایی منابع و ایجاد ناپایداریهای اقتصادی شود و در نتیجه سبب کاهش نرخ مشارکت اقتصادی زنان شود. این موضوع در گزارش بانک جهانی سال ۲۰۲۳ نشان داده شد. اما مطالعه خوش‌کلام و فراهتی (۲۰۲۴) نشان داد که نابرابری درآمدی به‌طور معناداری بر مشارکت اقتصادی زنان در استانهای ایران تأثیر مثبت و معناداری داشته است. به عبارتی به دلیل بدشدن اوضاع اقتصادی، زنان نیز برای تأمین مالی خانواده وارد بازار کار شده‌اند. بنابراین اثرات متفاوتی از نابرابری درآمدی بر مشارکت زنان می‌تواند وجود داشته باشد.

1. Asongu and Odhiambo

از طرفی بر اساس نظریات نوین توسعه، تأثیر حکمرانی بر شمول اقتصادی لزوماً خطی نیست و به طبقه اجتماعی-اقتصادی و میزان نابرابری در جامعه بستگی دارد (کوک^۱، ۲۰۱۱ و مندل^۲، ۲۰۱۲). نابرابری درآمدی با محدود کردن دسترسی گروههای محروم به آموزش، مانعی بزرگ در مسیر توسعه سرمایه انسانی ایجاد کرده و اثربخشی سیاستهای حکمرانی را در حمایت از اشتغال زنان کاهش می‌دهد (مونیر و کانوال^۳، ۲۰۲۰).

در ادبیات تجربی، پژوهشگرانی همچون آسونقو و اودهیامبو به وجود یک «حد آستانه‌ای» در نابرابری درآمدی اشاره کرده‌اند که پس از عبور از آن، تأثیر مثبت حکمرانی بر شمول اقتصادی زنان تضعیف شده و یا حتی معکوس می‌شود (آسونقو و اودهیامبو، ۲۰۲۰). در فضای پژوهشی ایران نیز، اگرچه مطالعاتی به بررسی اثر فساد (شکوهی فرد و همکاران، ۲۰۲۲) یا نابرابری استانی (خوش‌کلام و فراهتی، ۲۰۲۵) بر مشارکت زنان پرداخته‌اند، اما تاکنون به تحلیل‌های غیرخطی و آستانه‌ای در این حوزه پرداخته نشده است.

نوآوری این مقاله در واکاوی غیرخطی نقش نابرابری درآمدی در اثرگذاری حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان است. دغدغه اساسی این است که آیا نابرابری درآمدی در ایران به حدی رسیده که مانع از اثرگذاری مثبت شاخصهای حکمرانی بر اشتغال زنان شود؟ بدین منظور، با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR)، حد آستانه‌ای نابرابری درآمد (ضریب جینی) تعیین شده و رفتار متغیرها در رژیمهای مختلف نابرابری تحلیل می‌شود تا راهکارهای سیاستی عینی‌تری برای بهبود نظام حکمرانی و کاهش نابرابری در راستای توانمندسازی اقتصادی زنان ارائه شود.

با توجه به ادبیات مطرح شده، این مطالعه به بررسی اثرات آستانه‌ای نابرابری و حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان در ایران می‌پردازد. مرور مطالعات پیشین حاکی از آن است

1. Cooke
2. Mandel
3. Munir and Kanwal

که چنین مطالعه‌ای تاکنون برای ایران انجام نشده است. بدین ترتیب مقاله حاضر در پی آزمون این فرضیه‌هاست که نابرابری درآمدی و حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان اثر آستانه‌ای دارند.

دیگر فرضیه این مقاله این است که نابرابری درآمدی در نحوه اثرگذاری حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان تأثیر دارد. برای تحقق هدف مطالعه و آزمون فرضیه‌های مطرح شده، مقاله حاضر در پنج بخش تدوین شده است. پس از مقدمه و در بخش دوم مبانی نظری ارتباط بین متغیرهای پژوهش موردبررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم به روش تحقیق و بخش چهارم به ارائه نتایج برآوردها و آزمونهای آماری می‌پردازد. بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات و مبانی نظری

۲-۱- شمول اقتصادی زنان: از قابلیت تا مشارکت رسمی

شمول اقتصادی زنان فراتر از مفاهیم کلی نابرابری جنسیتی، بر ادغام فعال آنان در مشاغل بخش رسمی تمرکز دارد. سن در تبیین انواع نابرابری، «نابرابری حرفه‌ای» را یکی از ابعاد کلیدی محرومیت زنان می‌داند که به معنای محدودیت در فرصتهای استخدامی و ارتقای شغلی است. از این منظر، تحقق شمول اقتصادی به معنای گذار از شاخصهای پایه (مانند سواد) به سمت مشارکت در سطوح مدیریتی و حرفه‌ای اقتصاد است که باعث تحکیم رفاه و بهبود توانمندیهای تصمیم‌گیری زنان می‌شود (صالحی و همکاران، ۲۰۱۲).

۲-۲- اثر نابرابری درآمدی بر شمول اقتصادی زنان

توزیع درآمد، توزیع فراوانی درآمد به دست آمده توسط افراد به منظور اخذ مالیات و توزیع آن در گروههای مختلف درآمدی است. هدف از توزیع عادلانه درآمد این است که تمام افراد

به صورت عادلانه از منافع بهبود اقتصادی و توسعه بهره‌مند شوند و اختلاف طبقاتی از بین برود و تعادل اجتماعی برقرار شود (منیر و کانوال، ۲۰۲۰). نابرابری درآمدی، تفاوت موجود در معیارهای مختلف از نظر رفاه اقتصادی در میان افراد یک گروه، در میان گروههای موجود در یک جمعیت، یا در میان مردمان کشورها است.

معضل نابرابری درآمدی سبب عدم دسترسی به آموزش و بهداشت مناسب می‌شود و از این طریق در بلندمدت مانعی برای توسعه سرمایه انسانی، بهره‌وری و نوآوری خواهد شد. یکی از مسائل تأثیرگذار بر اشتغال، آموزش است. نابرابری درآمدی معمولاً باعث ایجاد نابرابری آموزشی می‌شود و نابرابری آموزشی باعث می‌شود که فرصتهای آموزشی و تحصیلات کمتری برای زنان نسبت به مردان فراهم شود و در نتیجه زنان امکان دستیابی به مشاغل سطح بالا و دارای دستمزد بالاتر را از دست بدهند. این امر باعث افزایش نابرابری درآمدی می‌شود. می‌توان گفت که بدون در نظر گرفتن نابرابری درآمدی، آموزش بر مشارکت نیروی کار زنان اثر مثبت دارد، در حالی که با وجود نابرابری درآمدی، تأثیر مثبت آموزش بر مشارکت و شمول اقتصادی زنان در جامعه کاهش خواهد یافت (آسونقو و اودهیامو، ۲۰۲۰).

از مطالعاتی که به تأثیر نابرابری درآمدی بر شمول اقتصادی زنان پرداخته‌اند می‌توان به مطالعه خوش‌کلام و فراهتی (۲۰۲۵) اشاره کرد که نشان دادند نابرابری درآمد اثر مثبت بر مشارکت اقتصادی زنان در استانهای ایران دارد. همچنین آسونقو و همکاران (۲۰۲۴) نشان دادند که نابرابری درآمدی اثر منفی و نوآوری اثر مثبت بر شمول اقتصادی دارد. آسونقو و آدهیومبو (۲۰۲۱) نشان دادند که مؤلفه‌های حکمرانی خوب باعث افزایش شمول اقتصادی زنان شده است. آسونقو و آدهیومبو (۲۰۲۰) نشان دادند که افزایش نابرابری درآمدی از حد آستانه‌ای مشخص شده سبب خنثی شدن تأثیر مثبت آموزش عالی فراگیر بر مشارکت اقتصاد رسمی جنسیتی شده است.

۲-۳- اثر حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان

نظریه حکمرانی خوب از دهه ۸۰ میلادی و توسط بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول معرفی شد. حکمرانی خوب از مفاهیم مرتبط با علوم اقتصادی و سیاسی ریشه گرفته و در مورد نحوه مدیریت بخش عمومی به منظور ارتقای توسعه اقتصادی استفاده می‌شود (خویا و بن‌عبدالهادی^۱، ۲۰۲۰). حکمرانی خوب متشکل از مؤلفه‌های شفافیت، مبارزه با فساد، حاکمیت قانون، مشارکت‌پذیری، پاسخگویی و مسئولیت‌پذیری، کارایی و اثربخشی و تضمین و رعایت حقوق بشر است و موضوع اساسی آن توانمندسازی دولت و بهبود کیفیت در رابطه دولت و جامعه مدنی با بخش خصوصی است (رحمتی‌فر، ۲۰۲۱).

مشارکت‌پذیری به مفهوم تسهیل حضور فعال و مؤثر افراد در ابعاد مختلف سیاسی، اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی است که از طریق آگاهی‌رساندن به جامعه و سازمان‌دهی به امور ملت و با ایجاد آزادی بیان، آزادی تشکله‌ها و جامعه محقق می‌شود. با توجه به اینکه مشارکت در حوزه اقتصاد و سیاست باعث فراهم‌آوردن زمینه مادی و حقوقی لازم برای مشارکت در عرصه‌ها دیگر نیز می‌شود، مشارکت زنان در اقتصاد را نیز محقق می‌کند. تحقق مشارکت زنان در اقتصاد مستلزم دسترسی به منابعی همچون عوامل تولید، علم و فناوری، آموزش فنی و حرفه‌ای، اطلاعات و ارتباطات است. همچنین لازم است که زنان به‌جای تأثیرپذیری از فرآیندهای سیاست‌گذاری اقتصادی، در این امر حضور مؤثر داشته باشند (رحمتی‌فر، ۲۰۲۱).

حاکمیت قانون یکی از مؤلفه‌های حکمرانی خوب است که مطابق با تعریف سازمان ملل متحد از لزوم پاسخگویی تمام مردم، نهادها و مؤسسات عمومی و خصوصی و ازجمله خود دولت، در برابر قوانین حاکم بر جامعه حکایت دارد. از طرفی رعایت انصاف از دیگر مؤلفه‌های حکمرانی خوب است که با حاکمیت قانون نیز ارتباط نزدیکی دارد. برقراری

1. Khouya and Benabdelhadi

انصاف و عدالت مستلزم آن است که تمامی اعضای جامعه اعم از زن و مرد، احساس کنند سهمی در جامعه دارند و تبعیضی بین آنها وجود ندارد (مندل، ۲۰۱۲).

برابری در برخورداری از فرصتها مستلزم آن است که حدود نیمی از اعضای نهادهایی مانند پارلمان را زنان تشکیل دهند، زیرا از چنین پارلمانی قوانینی می‌گذرد که در آن حقوق و مصلحت زنان نیز در نظر گرفته می‌شود (رحمتی‌فر، ۲۰۲۱). اصل پاسخگویی نیز ابزاری است که حقوق زنان را از روی کاغذ به عالم واقع منتقل می‌کند. به عبارت دیگر تحقق عینی حقوق زنان درگرو پاسخگویی دولت است و ابزاری برای ایجاد برابری جنسیتی و افزایش شمول اقتصادی زنان تلقی می‌شود.

۲-۴- نقش نابرابری درآمدی در اثرگذاری حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان

بر اساس مطالعات تجربی اخیر (کوک، ۲۰۱۱؛ آسونقو و آدهیومبو، ۲۰۲۰) طبقه اجتماعی-اقتصادی و توزیع درآمد در نحوه اثرگذاری کیفیت نهادی بر شمول اقتصادی زنان نقش ایفاء می‌کند. کوک (۲۰۱۱) با بررسی نقش فاصله طبقاتی و شمول اقتصادی زنان، نشان داد که گاهی برابری طبقاتی باعث نابرابری جنسیتی و کاهش شمول اقتصادی زنان می‌شود. بر اساس مطالعه آسونقو و اودهیامبو (۲۰۲۰) در شرایطی که نابرابری درآمدی زیاد نباشد، بهبود حکمرانی خوب می‌تواند سبب افزایش شمول اقتصادی زنان شود.

این در حالی است با افزایش یافتن نابرابری درآمدی و گذر آن از یک حد آستانه مشخص، تأثیر مثبتی که حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان بر جای می‌گذارد، تغییر جهت می‌دهد؛ به‌طوری‌که حتی می‌تواند به کاهش شمول اقتصادی زنان منتهی شود.

انتظار می‌رود که بعد از گذشتن از حد آستانه نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی جنسیتی تأثیر منفی داشته باشد. به‌طور مثال حمیدی و همکاران (۲۰۲۳)

1. Cooke

بیان می‌کنند که بین شاخص مشارکت زنان در بخش عمومی و فساد رابطه علی وجود دارد. مطالعه شکوهی فرد و همکاران (۲۰۲۲) نیز مؤید رابطه علی دوطرفه بین نرخ مشارکت نیروی کار زنان و متغیر فساد است. حمیدی و همکاران (۲۰۲۰) نیز نشان دادند که فساد بر حضور زنان در دولت تأثیرگذار بوده و نهاد دولت می‌تواند با ایجاد امکان حضور زنان در دولت، نابرابری جنسیتی را کاهش دهد.

ملاحظه می‌شود که بیشتر مطالعات داخلی اثر متغیرهایی همچون نابرابری درآمدی و حکمرانی خوب را به‌صورت مجزا و روی برابری جنسیتی بررسی کرده‌اند. مقاله حاضر برای اولین بار در ایران اثر متغیرهای مذکور را به‌صورت هم‌زمان و بر شمول اقتصادی زنان بررسی می‌کند. از طرفی روش آستانه‌ای برای برآورد الگوی پژوهش به دلیل بررسی اثرات متغیرهای مستقل بر شمول اقتصادی زنان در رژیمهای مختلف، امکان ارائه راهکارهای مناسب‌تری را به‌منظور افزایش شمول اقتصادی زنان فراهم می‌کند.

روش

۱- تصریح الگو

در این پژوهش از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. اگرچه بیشتر مطالعات تجربی از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) بهره می‌برند، اما GMM بیشتر برای داده‌های تابلویی و بررسی روابط خطی یا شبه خطی مناسب است. از آنجاکه هدف این پژوهش شناسایی رژیمهای رفتاری متفاوت و بررسی اثر آستانه‌ای نابرابری درآمدی در یک سری زمانی ملی است، روش STR انتخاب شده است (تراسورتا^۱، ۲۰۰۴). بنابراین الگوی موردنظر برای تحلیل اثر نابرابری درآمدی، حکمرانی خوب، فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی بر شمول اقتصادی زنان در ایران طی دوره زمانی فصل چهارم سال ۱۳۸۴

1. Teräsvirta

تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲، به صورت رابطه (۱) در نظر گرفته می شود که مبتنی بر الگوی مورد مطالعه آسونقو و همکاران (۲۰۲۱) است:

$$GI_t = f(GINI_t, GOG_t, IT_t, GDP_t) \quad (1)$$

در رابطه (۱) شاخص شمول اقتصادی زنان که برابر با درصد زنان شاغل به مشاغل رسمی نسبت به کل جمعیت است. $GINI_t$ نابرابری درآمدی است که برای آن از شاخص ضریب جینی استفاده می شود. GOG_t شاخص حکمرانی خوب است که از میانگین ۶ شاخص کنترل فساد، اثربخشی دولت، برقراری قانون، کیفیت مقررات، پاسخگویی دولت، مقابله با خشونت حاصل می شود. IT_t شاخص فناوری ارتباطات و اطلاعات است که برای آن از شاخص میزان دسترسی به اینترنت استفاده می شود. DP_t بیانگر رشد اقتصادی است. همه داده ها از سایت بانک جهانی استخراج می شود.

با توجه به هدف این مقاله از روش STR که روشی غیرخطی برای تعیین حد آستانه و رژیم های حدی مختلف برای اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته است، استفاده شد. در روش STR متغیر انتقال با رسیدن به حد آستانه سبب انتقال متغیر وابسته از رژیم به رژیم دیگر می شود. این روش به دلیل برآورد ضرایب متغیرها در رژیم های مختلف امکان ارائه توصیه های سیاستی مناسب تری را در مقادیر مختلف متغیرها ایجاد می کند و برخلاف مدل های آستانه ای که تغییر بین رژیم ها ناگهانی و گسسته است، اجازه می دهد تغییر پارامترها به صورت پیوسته و ملایم رخ دهد. این ویژگی واقعی تر است، زیرا در پدیده های اقتصادی و اجتماعی، تغییرات اغلب تدریجی هستند. بر اساس الگوی پیشنهادی تراسورتا (۲۰۰۴) الگوی (۱) برای بررسی غیرخطی بودن اثرات در فرم STR به الگوی زیر تبدیل می شود:

$$GI_t = [\alpha_0 + \alpha_1 GINI_t + \alpha_2 GOG_t + \alpha_3 IT_t + \alpha_4 GDP_t] + [\beta_0 + \beta_1 GINI_t + \beta_2 GOG_t + \beta_3 IT_t + \beta_4 GDP_t]. Q(\gamma, C, S_t) + \epsilon_t \quad (2)$$

در معادله (۲)، α_i ها ضرایب برآوردی بخش خطی و β_i ها ضرایب بخش غیرخطی الگو

است. γ سرعت انتقال، C ها سط ها آستانه، s_t متغیر انتقال، ϵ_t جز خطا و t زمان است.

در روش STR انتقال بین رژیمهای مختلف در دو حالت انتقال به وسیله تابع لاجستیک^۱ (LSTR) و یا انتقال به وسیله تابع نمایی^۲ (ESTR) به صورت روابط (۳) و (۴) است:

$$Q_1(\gamma, c, s_t) = 1 / (1 + e^{-\gamma(s_t - c)}) \quad (3)$$

$$Q_2(\gamma, c, s_t) = 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2} \quad (4)$$

در رابطه (۳) Q_1 تابعی یکنواخت از متغیر انتقال s_t است و در بازه ۰ و ۱ قرار می گیرد. C نقطه آستانه ای را مشخص می کند که بین دو رژیم حدی قرار می گیرد. γ نشان می دهد که انتقال تابع Q_1 از صفر به یک با چه سرعتی انجام می شود. با فرض وجود یک حد آستانه، تابع انتقال با عنوان STR_1 دارای دو رژیم خطی است (آسلانیدیس و خپاپادیس، ۲۰۰۴).

ابتدا لازم است یک الگوی خطی AR تعیین شود و وقفه بهینه متغیرهای وابسته و مستقل با توجه به معنی داری آماری بالاترین وقفه متغیرها در آن الگو مورد محاسبه قرار بگیرند. سپس با انجام آزمون از غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها اطمینان حاصل می شود و بر اساس نتایج آزمون غیرخطی بودن مدل می توان متغیر انتقال مناسب و تعداد دفعات تغییر رژیم را انتخاب کرد. فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ و آماره آزمون آن F است. برای تشخیص نوع مدل باید آزمونهای زیر انجام شود:

$$H_{04}: \beta_3 = 0, H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0, \quad H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (5)$$

آماره آزمونهای مربوط به فرضیه های صفر مذکور با F_2, F_3, F_4 و F_2 نشان داده می شود. در صورت رد فرضیه H_{03} مدل $LSTR_2$ یا مدل ESTR تأیید می شود، که با فرضیه آزمون صفر

1. Logistic function
2. Exponential function
3. Aslanidis and Xepapadeas

$c_1=c_2$ می‌توان یکی از این دو مدل را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های H_{02} و H_{04} ، مدل $LSTR_1$ انتخاب می‌شود (راسخی و منتظری، ۲۰۱۵).

در این پژوهش برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی و بروز اثرات نامطلوب آن بر برآوردها، داده‌های سالانه به روش چاو و لین^۱ به داده‌های فصلی تبدیل می‌شوند. بدین منظور مقدار مشاهده‌شده از یک متغیر با دوره تواتر پایین (سالانه یا LF^2) با Y_t نشان داده می‌شود. مقدار مشاهده‌شده از متغیر با دوره تواتر بالا (فصلی یا HF^3) است. $Y_{t,u}$ مقدار مشاهده‌شده از متغیر Y در زیر دوره یا فصل U است (دی فونزو^۴، ۱۹۹۴). فرض می‌شود که یک دوره (t) دارای S زیر دوره است. برای مثال زمانی که t سالانه بوده و هدف استحصال داده فصلی است، $S=4$ است. هدف در اینجا برآورد $Y_{t,u}$ از Y_t به ازاء $t=1...T$ و $u=1...S$ است. بردار مقادیر LF با Y_1 و مقادیر HF با Y_h به صورت رابطه (۶) نشان داده می‌شود:

$$Y_1=(y_1...y_t...y_T)' \quad \text{و} \quad Y_h=(y_{11}...y_{ts}...y_{Ts})' \quad (6)$$

به‌طور مشابه هر ماتریس از داده‌های $LF(T \times k)$ با X_1 و ماتریس $HF(n \times k)$ با X_h نشان داده می‌شود. ستون ماتریس LF ، X_1 ، با X_{1k} و برای ماتریس X_h با X_{hk} نشان داده شده است (هر دو ماتریس LF و HF دارای k ستون هستند) و $k=1...K$. در اینجا k علامت یک متغیر به‌خصوص در ماتریس LF و به‌طور متناظر در HF است. همچنین فرض شده که ارتباط بین دو ماتریس LF و HF ثابت و مستقل از زمان است؛ بنابراین بین مشاهدات سالانه Y_t و $Y_{t,u}$ فصلی در حالت کلی رابطه زیر برقرار است:

$$y_t = \sum_{u=1}^S c_u y_{t,u} \quad t=1, \dots, T \quad (7)$$

وزن‌های $\{c_u\}_{u=1}^S$ می‌توانند هر عددی بین صفر و یک باشند. اگر همگی ۱ در نظر گرفته شوند داده‌های LF به‌طور ساده، تجمیعی از داده‌های HF است و اگر $1/s$ باشند داده‌های HF

1. Chow and Lin
3. High frequency

2. Low frequency
4. DiFonzo

میانگین داده‌های LF هستند. برای بیان ماتریسی معادله بالا، ماتریس $C_{(T \times k)}$ به عنوان ماتریس ارتباط‌دهنده بردار LF مشاهده شده، y_1 ، با عناصر متناظر خود در ماتریس y_h (ماتریس داده‌های مشاهده نشده) تعریف می‌شود. اگر $n = sT$ در نظر گرفته شود ماتریس $C' = IT \otimes C$ ماتریس تجمیع^۱ نامیده می‌شود که دارای ساختار بلوکی^۲ است. در این رابطه $c = (c_1 \dots c_u \dots c_s)'$ بوده و $\otimes$ حاصل ضرب گرونک^۳ ماتریسی است. معادله (۶) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y_l = C y_h \quad (۸)$$

با محاسبه y_h از رابطه (۸)، رابطه (۹) حاصل می‌شود:

$$Y_h = H y_l \quad (۹)$$

در مسئله تجزیه داده‌ها باید ماتریس H که ماتریس تفکیک یا تجزیه است محاسبه شود. بعد این ماتریس $sT \times T$ است (دی‌فونزو، ۱۹۹۴). در روش چاو و لین فرض می‌شود که مدل رگرسیون HF به صورت زیر است:

$$Y_h = X_h \beta + U_h, \quad E(U_h | X_h) = 0, \quad E(U_h U_h' | X_h) = V_h \quad (۱۰)$$

با ضرب معادله (۱۰) در C (ضرب از سمت چپ) مدل رگرسیون LF به دست می‌آید:

$$Y_l = X_l \beta + U_l, \quad E(U_l | X_l) = 0, \quad E(U_l U_l' | X_l) = C V_h C' = V_l \quad (۱۱)$$

β با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS^۴) برآورد می‌شود. با توجه به این‌که مشاهده شده نیست، رگرسیون HF را با ضرب C در آن به رگرسیون LF تبدیل کرده و با استفاده از داده‌های مشاهده شده LF، رگرسیون LF با روش GLS تخمین زده می‌شود. پس از محاسبه β از رابطه (۱) این پارامتر در معادله HF (۹) جایگذاری شده و Y_h محاسبه می‌شود (صمدی و همکاران، ۲۰۱۱).

1. Aggregation matrix
3. Kroneker

2. Block
4. Generalized least square

در این پژوهش داده‌های مربوط به همه متغیرها در سطح در نظر گرفته شده و به صورت زیر بین صفر و یک استاندارد می‌شود:

$$X_{1normal} = \frac{X_1 - \min X_i}{\max X_i - \min X_i} \quad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲) $X_{1normal}$ متغیر استاندارد یا نرمال شده، X_1 مقدار اصلی متغیر، $\min X_i$ کمترین مقدار متغیر در دوره مورد بررسی، $\max X_i$ بیشترین مقدار متغیر در دوره مورد بررسی است. در این پژوهش برآوردها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۲^۱ انجام می‌شود.

یافته‌ها

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱) - آمار توصیفی طی دوره زمانی ۱۳۸۴:۴-۱۴۰۲:۴

نماد متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	مقیاس
GI_t	۱۲/۵۷	۱۵/۳۷	۱۰/۳۳	درصد
$GINI_t$	۰/۵۰۲	۰/۵۴	۰/۴۵	رتبه ۰ تا ۱
IT_t	۴۴/۶۴	۹۲/۵۳	۸/۱۰	درصد
GOG_t	-۰/۹۶	-۰/۷۸	-۱/۲۴	رتبه ۲/۵- تا ۲/۵
GDP_t	۴/۱۲ × ۱۰ ^{۱۱}	۴/۸۳ × ۱۰ ^{۱۱}	۳/۲ × ۱۰ ^{۱۱}	دلار

شمول اقتصادی زنان که به صورت درصد اشتغال زنان بالای ۱۵ سال نسبت به کل جمعیت اندازه‌گیری می‌شود، برای ایران در طول دوره مورد مطالعه به طور میانگین برابر با ۱۲/۵۷ درصد بوده که میزان پایینی است. ضریب جینی که بیانگر نابرابری درآمدی است و بین ۰ تا ۱ طبقه‌بندی شده، دارای میانگینی برابر با ۰/۵۰۲ است و در طول زمان روند کاهشی داشته است. حکمرانی خوب که بین عدد ۲/۵- تا ۲/۵ طبقه‌بندی شده است دارای میانگینی برابر با -۰/۹۶ است و روند آن در طول زمان مورد بررسی تا سال ۱۳۸۹ افزایشی بوده، اما پس از آن

1. Eviews

روند کاهشی را در پیش گرفته و وضعیت آن بدتر شده است. فناوری اطلاعات و ارتباطات که به صورت درصد افرادی که از اینترنت استفاده می کنند در نظر گرفته شده، دارای میانگینی برابر با ۴۴/۶۴ درصد است و روند زمانی آن افزایشی بوده است. تولید ناخالص داخلی نیز دارای میانگینی برابر با ۱۰۱۱ × ۴/۱۲ دلار است و در طول زمان روند افزایشی داشته است. با توجه به استفاده از داده های فصلی در این مقاله، برای اطمینان از مانابودن متغیرها از آزمون هگی (HEGY)^۱ استفاده شده و نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲) - نتایج آزمون مانایی هگی در سطح متغیرها

نماد متغیر	آماره t	مقدار احتمال (p)
GI_t	۲۳/۸۶	۰/۰۰۰
$GINI_t$	۱۹/۴۹	۰/۰۰۰
IT_t	۲۲/۴۵	۰/۰۰۰
GOG_t	۱۷/۸۸	۰/۰۰۰
GDP_t	۲۸/۲۵	۰/۰۰۰

مطابق با جدول (۲) فرضیه صفر آزمون مبنی بر نامانابودن برای تمامی متغیرها رد می شود و متغیرها در سطح مانا هستند. بدین ترتیب می توان بدون نگرانی از رگرسیون کاذب الگو را برآورد کرد.

اولین مرحله در تخمین الگو تعیین تعداد وقفه بهینه برای متغیرها است که می تواند بر اساس معیارهای آکاییک، شوارتز و حنان کوپیک انجام شود. برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی از معیار شوارتز که در تعیین تعداد وقفه که در تعیین تعداد وقفه های بهینه صرفه جویی می کند استفاده شد. ابتدا ۴ وقفه برای همه متغیرها در نظر گرفته و وقفه بهینه بر اساس معناداری وقفه ها لحاظ می شود. در الگوی (۱) وقفه بهینه برای متغیر وابسته برابر با ۲ و برای ضریب جینی و

1. Hylleberg, Engle, Granger, Yoo

فناوری اطلاعات و ارتباطات برابر با ۳، برای حکمرانی خوب و رشد اقتصادی برابر با ۲ و ۴ است. نتایج آزمون رابطه غیرخطی و تعیین نوع الگو در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳) - آزمون غیرخطی بودن و تعیین نوع مدل

نماد متغیر	F	F ₄	F ₃	F ₂
GI_{t-1}	۰/۵۱۶	۰/۲۲۸	۰/۳۷۲	۰/۵۵۱
GI_{t-2}	۰/۰۴۴	۰/۲۶۴	۰/۵۰۲	۰/۴۰۶
$GINI_t$	۰/۰۲۴	۰/۰۰۱	۰/۰۷۶	۰/۰۳۹
$GINI_{t-1}$	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۱۴۵
$*GINI_{t-2}$	۰/۰۰۰	۰/۰۷۸	۰/۰۱۶	۰/۰۰۶
$GINI_{t-3}$	۰/۵۴۰	۰/۰۰۰	۰/۲۵۶	۰/۷۳۸
IT_t	۰/۰۰۶	۰/۲۰۸	۰/۱۷۷	۰/۱۲۹
IT_{t-1}	۰/۰۱۴	۰/۲۴۱	۰/۲۴۴	۰/۲۲۹
IT_{t-2}	۰/۰۲۱	۰/۲۶۴	۰/۳۹۱	۰/۲۶۴
IT_{t-3}	۰/۰۳۹	۰/۲۹۱	۰/۴۸۹	۰/۴۱۱
GOG_t	۰/۱۵۳	۰/۳۴۲	۰/۰۳۰	۰/۲۰۹
GOG_{t-1}	۰/۰۰۷	۰/۱۱۰	۰/۳۰۲	۰/۱۶۵
GOG_{t-2}	۰/۰۱۲	۰/۰۶۳	۰/۳۱۴	۰/۱۳۶
GOG_{t-3}	۰/۰۲۴	۰/۰۳۷	۰/۱۵۲	۰/۰۴۷
GDP_t	۰/۰۰۲	۰/۳۷۹	۰/۰۴۱	۰/۰۴۶
GDP_{t-1}	۰/۰۱۳	۰/۱۷۴	۰/۰۲۱	۰/۰۱۹
GDP_{t-2}	۰/۲۱۵	۰/۰۸۶	۰/۰۲۵	۰/۳۲۲
GDP_{t-3}	۰/۵۳۲	۰/۰۳۶	۰/۱۴۲	۰/۶۷۵۶
GDP_{t-4}	۰/۴۵۱	۰/۰۷۹	۰/۳۵۲	۰/۵۱۱
* متغیر انتقال				

بر اساس نتایج جدول (۳) فرضیه صفر آزمون F مبنی بر خطی بودن مدل برای همه متغیرها به جز وقفه اول شمول اقتصادی زنان، وقفه سوم ضریب جینی، حکمرانی خوب و وقفه دوم، سوم و چهارم رشد اقتصادی، رد می‌شود و رابطه غیرخطی پذیرفته می‌شود. هر یک از متغیرها که مدل غیرخطی برای آن تأیید شود، قابلیت انتخاب به عنوان متغیر انتقال را دارند. نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که مناسب‌ترین متغیر انتقال، متغیر ضریب جینی با دو وقفه ($GINI_{t-2}$) است که احتمال آماره F آن صفر به دست آمده و فرضیه خطی بودن برای آن به طور قوی‌تری رد شده است. با توجه به کوچک‌تر بودن ارزش احتمال آماره از برای متغیر انتقال، الگوی پیشنهادی مناسب $LSTR_1$ (مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای) و دو رژیم حدی است. اکنون می‌توان الگو را برآورد کرد و آزمون فروض کلاسیک در مورد جز خطای الگوی برآوردی را انجام داد.

جدول (۴) - نتایج آزمونهای فروض کلاسیک

مقدار احتمال (p)	آماره آزمون	آزمون
۰/۵۴۲	۱/۲۲	جارکو-برا ^۱ (نرمال بودن اجزای خطا)
۰/۰۶۴	۳/۰۲	بروش - گادفری ^۲ (خودهمبستگی اجزای خطا)
۰/۷۶۳	۰/۷۸۹	وایت ^۳ (ناهمسانی واریانس اجزای خطا)

مطابق با جدول (۴) شرط نرمال بودن و همسان بودن واریانس اجزای خطا برقرار است، اما خودهمبستگی اجزای خطا در سطح خطای ۱۰ درصد وجود دارد. برای برآورد الگو لازم است مشکل خودهمبستگی برطرف شود. نتایج حاصل از برآورد الگو پس از برطرف کردن خودهمبستگی در جدول (۵) گزارش شده است.

1. Jarque Bera normality test
2. Breusch-Godfrey serial correlation LM test
3. White heteroskedasticity test

جدول (۵) - نتیجه برآورد الگوی (۱) به روش STR

بخش خطی (رژیم اول)		بخش غیر خطی (رژیم دوم)		نماد متغیر
ضرب	مقدار احتمال (p)	ضرب	مقدار احتمال (p)	
۱/۰۲	۰/۰۰۰	۰/۵۴	۰/۰۲۶	GI_{t-1}
-۰/۳۴	۰/۰۹۵	-۰/۰۸	۰/۰۵۴	GI_{t-2}
۱/۲۰	۰/۰۰۰	-۱/۹۱	۰/۰۰۰	$GINI_t$
-۱/۴۲	۰/۰۰۹	۱/۲۴	۰/۰۴۵	$GINI_{t-1}$
۰/۲۹	۰/۴۵۱	-۰/۳۷	۰/۰۵۵	$*GINI_{t-2}$
-۰/۰۳	۰/۶۷۷	۰/۴۸	۰/۰۶۲	$GINI_{t-3}$
-۵/۳۹	۰/۰۰۰	۶/۹۶	۰/۰۰۰	ICT_t
۵/۶۴	۰/۰۲۰	-۳/۵۴	۰/۰۰۰	ICT_{t-1}
-۱/۳۸	۰/۴۶۲	۳/۴۵	۰/۰۵۵	ICT_{t-2}
۱/۳۸	۰/۰۳۷	-۴/۷۸	۰/۰۳۰	ICT_{t-3}
۰/۳۷	۰/۰۵۵	۲/۱۶	۰/۰۱۴	GG_t
-۰/۴۸	۰/۱۱۲	-۲/۲۲	۰/۰۶۶	GG_{t-1}
۰/۲۰	۰/۲۰۷	۰/۲۳	۰/۵۳۶	GG_{t-2}
۰/۱۰	۰/۰۶۴	۰/۷۸	۰/۱۰۱	GG_{t-3}
-۱/۵۱	۰/۰۰۵	-۰/۷۲	۰/۱۲۸	GDP_t
۱/۲۱	۰/۰۷۲	۰/۵۵	۰/۱۸۹	GDP_{t-1}
۰/۷۵	۰/۰۴۰	-۰/۱۶	۰/۵۵۱	GDP_{t-2}
۰/۳۰	۰/۰۸۵	-۰/۶۳	۰/۲۲۸	GDP_{t-3}
۰/۰۱	۰/۴۸۴	-۱/۹۴	۰/۰۰۰	GDP_{t-4}
۰/۰۲۰	۰/۸۲۷	-۱/۰۲	۰/۰۰۰	C
$R^2= ۰/۹۹۸$		$R^2= ۰/۹۹۵$		
$S_t=GINI_{t-2}$		$\gamma = ۱۳/۴۵$		$c= ۰/۷۱$
آزمونهای تشخیص				
نوع آزمون		آماره		مقدار احتمال (p)
رابطه غیر خطی در پسماندها		۱/۸۳		۰/۱۴۱
ثبات پارامترها		۱۷/۳۲		۰/۰۰۰

مطابق با نتایج جدول (۵) آزمونهای تشخیص مبتنی بر باقی‌نماندن رابطه غیرخطی در پسماندها و ثابت بودن پارامترهاست؛ بنابراین الگو به درستی برآورد شده و نتایج آن قابل اعتماد است.

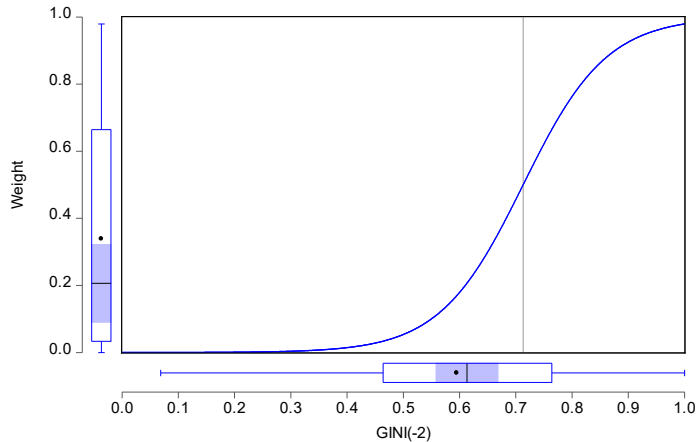
حد آستانه متغیر انتقال (۱) بر اساس داده‌های استاندارد شده برابر با $0/71$ درصد (معادل با رتبه $0/512$ ضریب جینی) حاصل شد. این حد نقطه انتقال تابع شمول اقتصادی زنان و شروع رژیم حدی دوم را نشان می‌دهد. شیب که سرعت انتقال از رژیم اول به رژیم دوم است برابر با $13/45$ است. در رژیم اول (قبل از رسیدن به حد آستانه)، برآیند اثر وقفه‌های شمول اقتصادی زنان برابر با $0/68$ بوده و در رژیم دوم (پس از گذر از حد آستانه) برابر با $0/46$ است. بنا بر این شمول اقتصادی زنان دوره‌های گذشته بر دوره جاری در هر دو رژیم اثر مثبت دارد، هرچند این اثر در رژیم دوم کاهش یافته است. در رژیم اول برآیند اثر ضریب جینی برابر با $0/22-$ و در رژیم دوم برابر با $0/56-$ است. برآیند ضرایب برآوردی حکمرانی خوب در رژیم اول برابر با $0/47$ بوده و در رژیم دوم برابر با $0/06-$ است که حاکی از اثری به شکل U معکوس است.

برآیند اثر رشد اقتصادی بر شمول اقتصادی زنان در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با $0/74$ و $1/94-$ است که نشان می‌دهد رشد اقتصادی بر شمول اقتصادی زنان اثری به شکل U معکوس دارد. برآیند اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شمول اقتصادی زنان در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با $0/079$ و $0/011$ است که نشان می‌دهد فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم بر شمول اقتصادی زنان اثری مثبت دارد، اما اثر در رژیم دوم تضعیف شده است.

شکل تابع انتقال لاجستیک به صورت زیر است:

نمودار (۱) - تابع انتقال الگوی (۱)

Threshold Weight Function
Logistic ($c = 0.71311$)



نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش که با هدف تحلیل نقش نابرابری درآمدی در اثرگذاری حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان درآمدی در ایران در دوره زمانی فصلی ۱۳۸۴-۱۴۰۰ و به روش STR انجام شد نتایج زیر حاصل شده است:

- وقفه دوم ضریب جینی متغیر انتقال تابع شمول اقتصادی زنان است و دارای حد آستانه‌ای برابر با ۰/۷۱ درصد (معادل رتبه ۰/۵۱۲ ضریب جینی) است. پارامتر شیب نیز نشان می‌دهد که تابع شمول اقتصادی زنان با سرعتی برابر با ۱۳/۴۵ از رژیم اول به دوم منتقل شده است.

- نابرابری درآمدی در هر دو رژیم بر شمول اقتصادی زنان اثر منفی داشته، اما این اثر در رژیم دوم تشدید شده است. این امر به دلایلی همچون محرومیت زنان از فرصت‌های آموزشی و تحصیلی،

باعث عدم دستیابی به شغل مناسب و کاهش مشارکت نیروی کار زنان در اقتصاد شده است. **آسونقو و همکاران (۲۰۲۱)** و **آسونقو و آدهیومبو (۲۰۲۰)** نیز به نتایج مشابهی دست یافته‌اند.

- حکمرانی خوب در رژیم اول اثر مثبت و در رژیم دوم اثر منفی بر شمول اقتصادی زنان داشته که مؤید وجود رابطه‌ای به شکل U معکوس است. بدین ترتیب نقش نابرابری درآمدی یا به عبارتی تفاوت طبقه اجتماعی-اقتصادی افراد در تغییر نحوه اثرگذاری حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان تأیید می‌شود. این یافته با نتایج مطالعه **آسونقو و اودهیامبو (۲۰۲۰)** همسو است.

- رشد اقتصادی در رژیم اول اثر مثبت و در رژیم دوم اثر منفی بر شمول اقتصادی زنان داشته که مؤید وجود رابطه‌ای به شکل U معکوس است. به عبارتی وقتی نابرابری درآمدی پایین است (رژیم اول)، رشد اقتصادی فرصت‌های شغلی بیشتری برای زنان ایجاد می‌کند و مشارکت آنها را افزایش می‌دهد، اما با عبور نابرابری از آستانه (رژیم دوم)، مزایای رشد اقتصادی بیشتر به گروه‌های مرفه‌تر می‌رسد و زنان (به‌ویژه از طبقات پایین) از آن محروم می‌مانند، در نتیجه مشارکت زنان کاهش می‌یابد. این موضوع تأیید می‌کند که رشد اقتصادی بدون کنترل نابرابری، نمی‌تواند فراگیر باشد و حتی ممکن است نابرابری جنسیتی در بازار کار را تشدید کند.

- فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم اثر مثبت بر شمول اقتصادی زنان داشته اما این اثر در رژیم دوم تضعیف شده که نشان می‌دهد زنان از طبقات پایین‌تر دسترسی کمتری به ابزارهای دیجیتال، آموزش مرتبط یا زیرساخت‌های لازم دارند. بنابراین، گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌تنهایی کافی نیست و باید با سیاست‌های کاهش نابرابری همراه باشد.

با توجه به یافته‌های این پژوهش توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

اثر منفی نابرابری درآمدی بر شمول اقتصادی زنان که در رژیم دوم تقویت شده است و تأیید نقش نابرابری درآمدی در تغییر نحوه اثرگذاری حکمرانی خوب و رشد اقتصادی بر شمول اقتصادی زنان از اثر مثبت به منفی و تضعیف اثر مثبت فناوری اطلاعات و ارتباطات در رژیم دوم، لزوم اقدام برای کاهش نابرابری درآمدی را نشان می‌دهد.

با توجه به اثر آستانه‌ای نابرابری درآمدی و اثر U معکوس حکمرانی خوب و رشد اقتصادی بر شمول اقتصادی زنان، توصیه می‌شود که به‌منظور کاهش نابرابری درآمدی سیاستهای مالیاتی مناسب همچون اتخاذ مالیات تصاعدی بر درآمدهای بالا و ثروتمندان در دستور کار قرار گیرد. به‌گونه‌ای که افزایش مالیات بر درآمد برای افراد با درآمدهای بالاتر از ۵۰۰ میلیون تومان ماهانه اتخاذ شود. همچنین مالیات ثروت بر داراییهای غیرمسکونی و سرمایه‌های مالی در دستور کار قرار گیرد. البته با توجه به شرایط اقتصادی کشور و بالابردن میزان مالیاتها باید توجه شود که نرخ مالیات بهینه اتخاذ شود تا مانع دلسرد شدن کارفرمایان شود و بر نرخ بیکاری و مشارکت زنان تأثیر منفی نگذارد. حمایت هدفمند از زنان سرپرست خانوار می‌تواند از طریق تخصیص یارانه‌های نقدی و غیرنقدی مشروط به تحصیل و مهارت‌آموزی برای دختران در خانوارهای کم‌درآمد برای جلوگیری از بازتولید فقر اتخاذ شود. همچنین ایجاد تسهیلات بانکی و مالی مناسب برای راه‌اندازی کسب‌وکار برای زنان می‌تواند به مشارکت زنان در فعالیتهای اقتصادی کمک کند. معافیت از هزینه‌های تحصیلی فرزندان زیر ۱۸ سال نیز می‌تواند به افزایش سطح سواد کمک کند.

از آنجا که اثر حکمرانی خوب بر شمول اقتصادی زنان به شکل U معکوس است، سیاستها باید به سمت پایداری اثرات مثبت سوق یابد. توصیه می‌شود از طریق تدوین قوانین برای اختصاص سهمیه مشخص به زنان در پستهای مدیریتی و پارلمانی به افزایش سهم زنان به تغییر جهت‌گیریهای سیاستی به نفع طبقات اجتماعی پایین‌تر کمک شود. همچنین ظرفیت‌سازی در نهادهای قانون‌گذار و قضایی از طریق اصلاح قوانین کار و تأمین اجتماعی برای تضمین امنیت شغلی زنان و حذف تبعیضهای جنسیتی در استخدامهای دولتی و خصوصی در دستور کار قرار گیرد. حکمرانی خوب باید به‌صورت تعاملی با سایر سیاستها عمل کند تا اطمینان حاصل شود که ثمرات رشد اقتصادی به‌طور مساوات طلبانه بین هر دو جنس توزیع می‌شود.

با توجه به تأثیر مثبت رشد اقتصادی در رژیم اول و منفی شدن آن در رژیم دوم، لازم

است سیاستهای رشد اقتصادی با کاهش نابرابری همراه باشد. سرمایه‌گذاری در آموزش و مهارت‌آموزی زنان ازجمله گسترش برنامه‌های آموزشی رایگان برای زنان در زمینه‌های علوم، فناوری، مهندسی و ریاضیات و مشاغل دیجیتال، با هدف افزایش نرخ اشتغال زنان می‌تواند اثر منفی نابرابری بر فرصتهای شغلی را خنثی کند.

ازآنجاکه فناوری اطلاعات و ارتباطات در هر دو رژیم اثر مثبت داشته اما در رژیم دوم تضعیف شده، لازم است سیاستها در راستای افزایش دسترسی دیجیتال برای زنان برنامه‌ریزی شوند. در این راستا گسترش زیرساختهای اینترنت پرسرعت در مناطق روستایی و کم‌درآمد، همراه با آموزش دیجیتال رایگان برای زنان (مانند اپلیکیشنهای آموزشی و پلتفرمهای کاربایی آنلاین) می‌تواند اثر تضعیف‌شده در رژیم دوم را جبران کند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاقی

این پژوهش با رعایت اصول اخلاق پژوهش انجام شده و تمامی منابع مورد استفاده به‌طور کامل استناد شده‌اند.

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان سهم یکسان در این مطالعه داشته‌اند.

تأمین مالی

این مطالعه تأمین مالی نشده است.

تعارض منافع

هیچ تضاد منافی بین نویسندگان در این مقاله وجود نداشت.

- Aslanidis, N., Xepapadeas, A., (2004). Smooth transition pollution-income paths. *Ecological Economics*, 57(2):182-189. <https://www.docs.fce.unsw.edu.au/economics/news/VisitorSeminar/aslanidis.pdf>
- Asongu, S. A., Agyemang-Mintah, P., Nnanna, J., & Ngougou, Y. E. (2024). Mobile money innovations, income inequality and gender inclusion in sub-Saharan Africa. *Financial Innovation*, 10(1), 11. <https://jfin-swufe.springeropen.com/articles/10.1186/s40854-023-00553-8>
- 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. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3496346
- 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. <https://ideas.repec.org/a/taf/irapec/v34y2020i1p94-114.html>
- Cooke, L. P. (2011). *Gender-class equality in political economies*. Routledge.
- DiFonzo, T. (1994), “*Temporal disaggregation of a system of time series when the aggregate is known*. Optimal vs. adjustment methods”, INSEE-Eurostat Quarterly.
- Hajili Davaji, M. and Elmi, Z. (2024). The Effects of Good Governance on Income Inequality with an Emphasis on Political Instability. *Iranian Economic Development Analyses*, 10(1), 227-250. doi: <https://doi.org/10.22051/ieda.2024.46408.1406> (In Persian)
- Hamidi N, Azarbayejani K, Sameti M. (2023) The Key to Solve the Corruption problem: Gender, Government, Religions and Their Impact on Each Other. *QJER*; 23 (2): 6(In Persian) https://ecor.modares.ac.ir/browse.php?a_id=63395&sid=18&slc_lang=en
- Hamidi, N., Azarbayjani, K. and sameti, M. (2020). Estimating Relationship Between Corruption and Gender Indicators: A Case Study from Selected Countries of the World. *Journal of Economic Research* (Tahghighat- E- Eghtesadi), 55(3), 537-556. doi: 10.22059/jte.2021.81002(In Persian) https://jte.ut.ac.ir/article_81002.html?lang=en
- 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. https://www.researchgate.net/publication/342863911_good_governance_and_its_impact_on_economic_development_a_systematic_literature_review
- Khoshkalam, M. and Farahati, M. (2025). Income Inequality and Women's Economic Participation across Iran's Provinces. *Journal of Population Association of Iran*, 19(38), 413-448. doi: <https://doi.org/10.22034/jpai.2024.2035399.1363>

- Mandel, H. (2012). Occupational mobility of American women: Compositional and structural changes, 1980–2007. *Research in Social Stratification and Mobility*, 30(1), 5-16.
- Munir, K., & Kanwal, A. (2020). Impact of educational and gender inequality on income and income inequality in South Asian countries. *International journal of social economics*, 47(8), 1043-1062. <https://ideas.repec.org/a/eme/ijsepp/ijse-04-2020-0226.html>
- Rahmatifar, S. (2021). Good Governance: a Model for Recognition and Exercising Gender Equality Indicators. *Legal Research Quarterly*, 24(93), 325-346. doi: 10.22034/jlr.2020.110288.1038 (In Persian) https://lawresearchmagazine.sbu.ac.ir/article_87625.html?lang=en
- Rasekhi S, Montazeri M. (2015). 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) <https://system.khu.ac.ir/jemr/article-1-822-fa.html>
- Salehi, M. J., Rouhani, S. and Entezari, Y. (2012). A Calculation of Gender Inequality in Human Capital in Iran and Other Regions of the World. *Higher Education Letter*, 5(19), 27-51. (In Persian) https://journal.sanjesh.org/article_15114_en.html
- Samadi, S., Vaez, M. and Ghasemi, M. R. (2012). Quarterizing Time-series (A Case Study, Government Oil Revenues, Consumer Price Index and liquidity). *Monetary & Financial Economics*, 18(2), -. doi: <https://doi.org/10.22067/pm.v18i2.27600> (In Persian)
- Shalchi, S. And Azimi, M. (2019). The feminization of poverty in Iran In the last three decades. *Women Studies*, 10(28), 113-142. doi: <https://doi.org/10.30465/ws.2019.4363> (In Persian)
- Shokouhifard, S., Aleemran, R., Mehrgan, N. and Rahimzadeh, F. (2022). The Effect of Corruption on Female Labor Force Participation Rates: Simultaneous Equations System Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics* (JQE), 19(2), 151-185. doi: <https://doi.org/10.22055/jqe.2020.32884.2228> (In Persian)
- Terasvirta, T. (2004) *Smooth Transition Regression Modeling*. In: *Lütkepoh, H. and Kratzig, M., Eds., Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, 222-242. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511606885.007>