

Research Paper

The Impact of Remittances on Income Inequality in Selected developing Countries: A Panel Threshold Regression Approach (Bootstrap Simulations Method)

Saman Ghaderi^{*1} , Khaled Ahmadzadeh² , Shlir Sarmasti³ 

¹ Assistant Professor., Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. E-mail: s.ghaderi@uok.ac.ir

² Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. E-mail: kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir

³ M.A in Economics, Department of Economics, University of Kurdistan, Faculty of Humanities and Social Sciences, Sanandaj, Iran. Email: shlirsarmasti@gmail.com



10.22080/IEJM.2021.22376.1881

Received:

September 27, 2021

Accepted:

November 20, 2021

Available online:

November 28, 2021

JEL classification:

C15, C24, D31, F24.

Keywords:

Remittances, Income Inequality, Panel Threshold Regression, Bootstrap Simulations Method, Selected Developing Countries.

Abstract

Given the importance of income inequality, which is one of the major problems of macroeconomics, especially in developing countries, and considering the direct impact of remittances on the income of recipient households, the purpose of this study is to investigate the effect of remittances on income inequality. In this regard, the panel threshold regression approach for selected developing countries in the period 2018-2000 using the bootstrap simulation method has been used to approximate the asymptotic distribution of test statistics in Stata software. Findings from estimating the non-threshold linear model showed that the relationship between remittances and income inequality is negative and statistically significant, so that increasing the amount of remittances reduces the income inequality by 0.12 units. On the other hand, estimating the threshold fixed effects model indicates the existence of a threshold of 8.43% for the inflation rate and different effects of remittances on income inequality in two different inflation regimes. Considering the threshold effect, in order to investigate the effects of remittances on income inequality, the results show that remittances before the inflation threshold (low inflation regime), remittances reduce income inequality, but after the threshold (High inflation regime) remittances had a negative effect on income inequality but were not statistically significant. Therefore, the existence of high inflation can neutralize the effect of remittances on income inequality in countries with inflation above the threshold. Also,

*Corresponding Author: Saman Ghaderi

Address: Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Email: s.ghaderi@uok.ac.ir

Tel: +98918-875-3117



according to the results of the present study, the economic growth variable has reduced income inequality, but the variables of government size, trade openness, population growth rate and unemployment rate have increased income inequality.

Extended Abstract

1. Introduction

Remittances are of the factors affecting income inequality, especially in developing countries. The concept of sending money or remittances includes grants or goods sent by domestic or international immigrants to their families and communities in their home country (Glytsos, 2002). In recent years, these funds have been growing rapidly and are now recognized as one of the largest sources of financial flows in many developing countries, which can be reduced by reducing the effects of negative shocks on economic growth, inequality and poverty, cause financial stability and macroeconomics in the countries receiving these funds. Remittances may lead to the development of a country by stimulating human and physical capital, as well as reducing poverty and income inequality. Moreover, by increasing income, poverty reduces and more investment is done in physical assets, education and health, and also access to a wide range of knowledge gets possible. This suggests that remittances may have a significant positive effect on income and consumption, and a significant negative effect on poverty (Mehedintu and et al, 2019). Remittances play an important role in the economies of small and developing countries. A large body of literature has documented the beneficial impacts of remittances on poverty, however, their effects on inequality are much less clear. At the macro level,

remittances constitute an important source of external financing for many emerging market and developing economies. At the micro level, they can facilitate investments in health, education or small businesses. However, there is a lack of information on their effects on inequality. These effects would depend on which households across the income distribution are most likely to receive remittances and how much they receive them. They are also seen as an important part of disaster relief. Remittances are often used as a way to help raise the living standards of people abroad and to fight global poverty. In fact, since the late 1990s, remittances have exceeded development aid and, in some cases, constitute a significant part of the recipient country's GDP (IMF, 2019). The easiest way to examine the effect of remittances on the distribution of income among households is to consider these flows as the external sources of income that simply add to the current income of households (Lerman and Yitzhaki, 1985). The question that arises here is whether remittances affect income inequality or not.

2. Research Methodology

Remittances, as the least volatile sources among other financial flows, have grown significantly in recent years in the recipient countries, and since the unequal distribution of income in many countries has caused many problems in various sectors, it has become economical. According to the main purpose of this study, which is to investigate the effect of

remittances on income inequality, by extensive search in existing sources and data on inequality in the world as well as data related to economic variables in this study, 58 developing countries in the period 2000 to 2018 have been selected. In general, the main criterion for selecting the countries and time period in this study was the availability of information. Research databases include the World Bank, Harvard Institute for Quantitative Social Sciences, Fraser Institute, Canada, and United Nations Development Program. The income inequality model in this study consists of 7 variables. Income inequality is the dependent variable and other variables, including remittances received as a percentage of GDP, inflation rate, government size (ratio of government spending to total production), trade openness (average imports and exports as a percentage of GDP), annual population growth rate and unemployment rate are the explanatory variables. In this regard, applying the bootstrap simulation method, the panel threshold regression approach has been used to approximate the asymptotic distribution of test statistics in Stata software.

Research Findings

Considering the threshold variable at the significance level of 95%, the mentioned value is statistically significant, i.e., it can be stated that the value of inflation threshold will be significant with a significance value of 8.43 and a probability value of 0.05. Estimation of non-threshold linear model showed that the relationship between remittances and income inequality is negative and statistically significant, so that for one million dollars increase in remittances, the income inequality rate decreases 0.12 index points reducing the Gini coefficient.

Furthermore, the estimation of the threshold fixed effects model indicates the existence of a threshold of 8.43 percent for the inflation rate and different effects of remittances on income inequality in two different inflation regimes.

3. Conclusion

Considering the effect, to investigate the effects of remittances on income inequality, the results show that remittances lower than the inflation threshold (low inflation regime), remittances reduce income inequality. However, higher than the threshold (high inflation regime), they have an insignificant negative effect on income inequality. Therefore, the existence of high inflation can neutralize the effect of remittances on income inequality in countries with inflation higher than the threshold. Also, according to the results of the present study, the economic growth variable reduces income inequality while the variables of government size, trade openness, population growth rate and unemployment rate increase the income inequality. Several reasons can be mentioned, such as whether remittances are considered as the external sources or endogenous potential alternatives to current income, and what are their positive and negative effects on income inequality. Other factors include the level of financial development of the country of origin, the cost of migrants in the country receiving the remittances, brain drain and who is migrating, the socio-economic background of the sending country and the financial incentive to migrate.

Funding

There is no funding support.

Authors Contribution

Authors contributed equally to the conceptualization and writing of the



article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

Conflict of Interest

Authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

We are grateful to all the persons for scientific consulting in this paper.

علمی

تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه: رهیافت رگرسیون آستانه پانلی (روش شبیه‌سازی بوت استرپ)

سامان قادری*^۱، خالد احمدزاده^۲، شلیر سرمستی^۳

^۱ استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. ایمیل: s.ghaderi@uok.ac.ir
^۲ استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. ایمیل: kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir
^۳ کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، سنندج. ایمیل: shlirsarmasti@gmail.com

doi 10.22080/IEJM.2021.22376.1881

چکیده

با توجه به اهمیت موضوع نابرابری درآمد که یکی از معضلات عمده اقتصاد کلان به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد و با عنایت به تأثیر مستقیمی که وجوه ارسالی بر درآمد خانوارهای دریافت کننده دارد، هدف مطالعه حاضر بررسی اثر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد می‌باشد. در این راستا از رویکرد رگرسیون آستانه پانلی برای کشورهای منتخب در حال توسعه، در بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ با استفاده از روش شبیه‌سازی بوت استرپ جهت تقریب زدن توزیع مجانبی آماره آزمون در نرم افزار استاتا بهره گرفته شده است. یافته‌های حاصل از برآورد مدل خطی غیرآستانه‌ای نشان داد که رابطه بین وجوه ارسالی و نابرابری درآمد منفی و از لحاظ آماری نیز معنادار می‌باشد، به گونه‌ای که افزایش در مقدار وجوه ارسالی میزان نابرابری درآمد را به اندازه ۰/۱۲ واحد کاهش می‌دهد. از طرفی دیگر، برآورد مدل اثرات ثابت آستانه‌ای، حاکی از وجود حد آستانه‌ای ۸/۴۳ درصد برای نرخ تورم و اثرگذاری متفاوت وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد در دو رژیم مختلف تورمی است. با در نظر گرفتن اثر آستانه‌ای، به منظور بررسی اثرات وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد، نتایج از این قرار است که قبل از حد آستانه تورمی (رژیم تورم پایین)، وجوه ارسالی باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود اما در بعد از حد آستانه (رژیم تورم بالا) وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد اثر منفی داشته اما از لحاظ آماری معنادار نبوده است. بنابراین وجود تورم بالا می‌تواند اثرگذاری وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد در کشورهای دارای تورم بالاتر از حد آستانه را خنثی کند. همچنین با توجه به نتایج پژوهش حاضر متغیر رشد اقتصادی سبب کاهش نابرابری درآمد گشته اما متغیرهای اندازه دولت، بازبودن تجاری، نرخ رشد جمعیت و نرخ بیکاری سبب افزایش نابرابری درآمد شده‌اند.

تاریخ دریافت:

۵ مهر ۱۴۰۰

تاریخ پذیرش:

۲۹ آبان ۱۴۰۰

تاریخ انتشار:

۷ آذر ۱۴۰۰

کلیدواژه‌ها:

وجوه ارسالی، نابرابری درآمد، رگرسیون آستانه پانلی، روش شبیه‌سازی بوت استرپ، کشورهای منتخب در حال توسعه

طبقه‌بندی JEL:

F24, D31, C24, C15

* نویسنده مسئول: سامان قادری

آدرس: گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
ایمیل: s.ghaderi@uok.ac.ir
تلفن: ۰۹۱۸۸۷۵۳۱۱۷

۱ مقدمه

۱۹۹۱، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶). با این حال، طبق اولین مطالعات در مورد رابطه اثرگذاری وجوه ارسالی در جزایر اقیانوس آرام، به نظر می‌رسد که این جریان‌ها برای اولین بار تأثیر نامطلوبی بر توزیع درآمد خانوارها داشته‌اند، تا آن‌جا که فقط ثروتمندترین خانوارها در مهاجرت شرکت کرده‌اند (شانکنمن، ۱۹۷۶).

وجوه ارسالی ممکن است با تحریک سرمایه انسانی و فیزیکی، با کاهش فقر و نابرابری درآمد منجر به توسعه یک کشور شود. از جمله این‌که با افزایش درآمد، فقر را کاهش داده، سرمایه‌گذاری بیشتری را در دارایی‌های فیزیکی، آموزش و بهداشت ایجاد کرده و همچنین دسترسی به طیف وسیعی از دانش را امکان‌پذیر می‌کند. و همین نشان می‌دهد که وجوه ارسالی ممکن است تأثیر مثبت قابل توجهی بر درآمد و مصرف و نیز تأثیر منفی قابل تأملی بر فقر داشته باشد. با این وجود، وجوه ارسالی بدون هزینه وارد کشور مبدأ نمی‌شوند. در برخی موارد، درآمد اعضای خانواده می‌تواند به دلیل مهاجرت برخی از اعضا که ارسال کننده وجوه هستند، کاهش یابد. با این حال اعضای باقی مانده می‌توانند سرمایه‌گذاری‌های مختلفی انجام دهند، که می‌تواند منجر به رشد اقتصادی جامعه مربوطه شود (مهدینتو^۶ و همکاران، ۲۰۱۹).

وجوه ارسالی می‌تواند بر فقر و نابرابری درآمد در کشورهای دریافت کننده وجوه تأثیر بگذارد. نکته قابل توجه این است که وجوه ارسالی می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر نابرابری درآمد داشته باشد. در کشورهای دریافت کننده وجوه ارسالی با توجه به جریان مهاجرت و نیز خانوارهای دریافت کننده وجوه ارسالی، شواهد مختلفی در مورد تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد وجود دارد. در اینجا سوالی که پیش می‌آید این است که وجوه ارسالی باعث افزایش نابرابری درآمد می‌گردد یا باعث کاهش

بهبود توزیع درآمد یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران اقتصادی محسوب می‌شود. از این‌رو شناسایی عوامل موثر بر توزیع درآمد و نحوه اثرگذاری آن‌ها به منظور بهبود توزیع درآمد از اهمیت فراوانی برای سیاست‌گذاران اقتصادی برخوردار است. دولت‌ها می‌توانند با اعمال سیاست‌هایی برای توزیع مجدد و مناسب درآمد شرایطی را به وجود آورند تا فاصله طبقاتی کاهش یابد و درآمد فقرا و ثروتمندان تعدیل شود (نادمی و حسونند، ۱۳۹۴). مطالعات اخیر به تأثیر مثبت وجوه ارسالی در شکل‌گیری سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری، فقر و ثبات اقتصاد کلان اشاره کرده‌اند. وجوه ارسالی خارجی عموماً به صورت عمل پرداخت پول مهاجران از کشور میزبان به کشور مبدأ شناخته می‌شود. اگرچه برخی از مسائل بحث برانگیز در مورد وجوه ارسالی هنوز باقی مانده‌اند همانند اثر وجوه ارسالی و یا عدم اثر آن بر رشد، نابرابری، نرخ تورم و ارز اما به طور کلی مطالعات اقتصادی در مورد وجوه ارسالی به ویژه در سال‌های گذشته خیلی خوش‌بینانه نبوده است (گلایتس^۱، ۲۰۰۲).

ساده‌ترین راه برای بررسی تأثیر وجوه ارسالی بر توزیع درآمد بین خانوارها، در نظر گرفتن این جریانات به عنوان یک منبع برونزا از درآمد است که به سادگی به درآمد جاری خانوارها می‌افزاید. این روش، تجزیه ضریب جینی با توجه به تأثیری است که هر منبع درآمد به ترتیب اثرگذاری بر این ضریب دارد (لرمان و یاتازاکی، ۱۹۸۵^۲). این روش اجازه می‌دهد تا با فرض در نظر گرفتن ثبات سایر منابع، تأثیر نهایی وجوه ارسالی بر ضریب جینی برآورد شود. مطالعات متعددی تأثیر کاهش وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد در کشورهای دریافت کننده را آشکار ساخته‌اند (براون و کانل^۳، ۱۹۹۲، آلبرگ^۴،

⁴ Ahlburg

⁵ Shankman

⁶ Mehedintu

¹ Glytsos

² Lerman and Yitzhaki

³ Brown and Connel

این نظریه تابعی از نوع مهاجران است. اگر مهاجران عمدتاً از خانواده‌های ثروتمند باشند مهاجرت بیشتر نابرابری در جامعه مبدأ را به دنبال دارد در حالی که اگر از خانواده‌های نسبتاً فقیر باشند این موضوع عکس به نظر می‌رسد (رستم علی زاده و حسینی، ۱۳۹۲).

وجوه ارسالی نقش مهمی در اقتصاد کشورهای کوچک و در حال توسعه ایفا می‌کنند. آن‌ها همچنین به عنوان بخش مهمی از امداد رسانی در برابر بلایای طبیعی دیده می‌شوند. وجوه ارسالی اغلب به عنوان روشی برای کمک به بالا بردن سطح رفاه زندگی افراد خارج از کشور و مبارزه با فقر جهانی استفاده می‌شود. در حقیقت از اواخر دهه ۱۹۹۰، وجوه ارسالی از کمک‌های توسعه فراتر رفته و در برخی موارد بخش قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی کشور دریافت کننده را تشکیل می‌دهند (راثا، ۲۰۰۳). ثابت شده که وجوه ارسالی منبع ثابت سرمایه برای کشورهای فقیر است زیرا آن‌ها به عوامل خارجی مشابه دیگر از جمله سرمایه خصوصی وابسته نیستند. در حقیقت بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ میزان وجوه ارسالی به کشورهای در حال توسعه بین ۱ الی ۱٫۶ درصد تولید ناخالص داخلی بود در حالی که جریان‌های سرمایه خصوصی دیگر مانند صادرات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کمک‌های رسمی شامل نوسانات چرخه‌ای و شوک‌های خارجی بودند. ایالات متحده بزرگترین ارسال کننده وجوه خارجی به دنبال روسیه و عربستان سعودی است. دریافت کنندگان برتر این وجوه نیز عبارتند از: هند، چین، فیلیپین و گروه دی هشت (پلازا^۲، ۲۰۱۶).

بر اساس گزارش بانک جهانی آمار رسمی وجوه ارسالی دریافت شده توسط کشورهای جهان و از جمله کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در سال ۲۰۲۰ به ترتیب ۶۴۶ و ۵۰۶ میلیارد دلار می‌باشد، که در این بین کشور هند با دریافت ۸۳ میلیارد دلار در رتبه نخست کشورهای دریافت کننده وجوه قرار

نابرابری؟ که با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ی پانلی قبل و بعد از آستانه این اثر مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت بررسی این اثر از کشورهای منتخب در حال توسعه برای بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۸ مورد استفاده قرار گرفته است و در پایان ضمن بررسی و تحلیل نتایج حاصل از پردازش الگوی اقتصاد سنجی به جمع‌بندی و نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی پرداخته شده است.

۲ ادبیات موضوع

مبانی نظری پژوهش

یکی از عوامل موثر بر نابرابری درآمد به ویژه در کشورهای در حال توسعه وجوه ارسالی می‌باشد. مفهوم ارسال وجه یا وجوه ارسالی کمک هزینه یا کالاهایی هستند که توسط مهاجران داخلی یا بین‌المللی برای خانواده‌ها و جوامع خود در زادگاه خویش ارسال می‌شود (گلایتس، ۲۰۰۲). در سال‌های اخیر و در مدت کوتاهی این وجوه روند رو به رشد سریعی داشته‌اند و اکنون به عنوان یکی از بزرگترین منابع جریان‌های مالی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه شناخته می‌شود که می‌تواند از طریق کاهش اثرات شوک‌های منفی بر رشد اقتصادی، نابرابری و سطح فقر، باعث ثبات مالی و اقتصاد کلان در کشورهای دریافت کننده این وجوه شود.

یکی از بحث برانگیزترین مقوله‌ها در حوزه مهاجرت بین‌الملل در یک دهه اخیر، موضوع ارسال وجه مهاجرین به زادگاه خویش است. برخی از محققان به واسطه دیدگاه بدبینانه‌ای که به پدیده مهاجرت بین‌الملل دارند فرآیند ارسال وجه را پدیده‌ای منفی ارزیابی می‌کنند و معتقدند که وجوه ارسالی (فرستاده شده)، به مناطق مهاجر فرست و تامین معیشت خانواده‌ها نه تنها فقر را کاهش نمی‌دهد بلکه افزایش فقر را نیز به همراه دارد. اما این ادعا به تنهایی صادق نیست و باید تاکید کرد که

² Plaza

¹ Ratha

برخی از اعضای خود را به خارج از کشور می‌فرستند و از وجوه ارسالی برخوردار می‌شوند، این امر باعث افزایش نابرابری در داخل کشور می‌شود (لیپتون^۳، ۱۹۸۰). اما با گذشت زمان، پس از استقرار شبکه‌های مهاجرتی در کشور خارجی، هزینه‌های مهاجرت کاهش یافته و دسترسی به روند مهاجرت نیز در بین خانوارهای منطقه ارسال کننده مهاجر (که اثرات شبکه نامیده می‌شود) پراکنده‌تر می‌شود. پس با مقرون به صرفه ساختن مهاجرت برای خانوارهایی که در پایین‌ترین سطح توزیع درآمد هستند می‌توان تأثیر اولیه افزایش نابرابری ناشی از وجوه ارسالی را معکوس کرد. با مقایسه توزیع درآمد روستایی در دو روستای مکزیک، استارک^۴ و همکاران (۱۹۸۸) دریافتند که در روستایی که اخیراً مهاجران شروع به مهاجرت کرده اند، وجوه ارسالی تأثیر مثبتی بر نابرابری درآمد داشته است برعکس مهاجرانی که سابقه طولانی مهاجرت به ایالات متحده را داشته‌اند وجوه ارسالی بین المللی فرستاده شده توسط آن‌ها تأثیر کاهنده‌ای بر نابرابری درآمد داشته است. مک کنزی و راپوپورت^۵ (۲۰۰۴) با گسترش پژوهش‌های خود به تعداد زیادی از جوامع مکزیک، دریافتند که هرچه جوامع دارای سابقه مهاجرت طولانی‌تر باشند وجوه ارسالی منجر به کاهش نابرابری درآمد و ایجاد برابری می‌شود. کولکین و لئون^۶ (۲۰۰۶)، نیز شواهدی از وجود یک رابطه U معکوس بین وجوه ارسالی و نابرابری درآمد را ارائه دادند.

به عنوان عامل دوم، نقشی که زمینه اجتماعی-اقتصادی منطقه ارسال کننده مهاجر ایفا می‌کند. مک کنزی و راپوپورت استدلال می‌کنند که پیش از این، تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد قابل تعیین نیست زیرا به سطح اولیه توزیع درآمد در کشورهای گیرنده بستگی دارد. گونزالز و همکاران^۷ (۲۰۰۵)، نیز ادعا می‌کنند که تأثیر وجوه ارسالی بر ضریب جینی

دارد و در سال ۲۰۲۰ نیز رقم وجوه دریافتی توسط کشورهای کم درآمد و یا درآمد متوسط به ۵۴۰ میلیارد دلار رسیده است (بانک جهانی، ۲۰۲۱).

وجوه ارسالی بخشی از یک سیستم رفاه خصوصی است که انتقال دهنده قدرت خرید از اعضای نسبتاً ثروتمند خانواده و یا اجتماع به اعضای نسبتاً فقیر است (گوپتا و همکاران^۱، ۲۰۰۹). افزایش درآمد ناشی از دریافت وجوه ارسالی ممکن است مخارج مصرفی خانوار را افزایش دهد و به دنبال آن تقاضا برای کالاهای غیر قابل تجارت افزایش می‌یابد. (باراجاس^۲، ۲۰۱۰). وجوه ارسالی به عنوان جریان‌های بازار ارز خارجی تا حدی هم برای مصرف و هم برای سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. نقش آن‌ها می‌تواند تا حدی چشمگیر باشد که به رشد و بازسازی اقتصادی در جهت ضرورت رقابت بین‌المللی کمک کنند (گلایتس، ۲۰۰۲).

رابطه بین وجوه ارسالی و نابرابری درآمد یکنواخت نیست و به سه عامل اصلی پیشینه تاریخی، زمینه اجتماعی- اقتصادی منطقه ارسال کننده مهاجر و اینکه چه کسی مهاجرت می‌کند بستگی دارد:

به عنوان عامل اول می‌توان به نقش پیشینه تاریخی کشورهای گیرنده اشاره کرد. تعداد کمی از مقاله‌ها یافته‌های متناقضی مربوط به تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد از نظر ویژگی‌های تاریخی کشورهای گیرنده، و دقیق‌تر با سابقه مهاجرت آن‌ها را توضیح می‌دهد. آن‌ها این رابطه را فرآیندی پویا می‌دانند. هنگامی که مهاجرت به مقصد جدید آغاز می‌شود، اطلاعاتی که در مورد کشور میزبان و فرصت‌های شغلی آن به دست می‌آید هنوز محدود هستند، که منجر به هزینه‌های بالای مهاجرت می‌شود. در نتیجه، فقط خانواده‌های ثروتمند و مرفه

⁵ McKenzie & Rapoport

⁶ Koehlin & Leon

⁷ Gonzalez & Wodon

¹ Gupta

² Barajas

³ Lipton

⁴ Stark

باشند که یکی از اولویت‌های اروپا ۲۰۲۰ است (مهدینتو و همکاران، ۲۰۱۹).

دو رویکرد اصلی نظری برای وجوه ارسالی مهاجران عبارتند از: "رویکرد خانواده" و "رویکرد سهام". "رویکرد خانواده" اظهار می‌کند که دلایل نوع دوستی تعیین می‌کند که مهاجران وجوه ارسالی را برای حمایت بستگان خود در کشور مبدأ مانده‌اند ارسال کنند. "رویکرد سهام" که وجوه ارسالی به عنوان سرمایه‌گذاری توسط خود مهاجر در جامعه مبدأ در نظر گرفته می‌شود. که هر دو مورد باید موجب رشد اقتصادی شود (گوشین^۲، ۲۰۱۴).

در بسیاری از جوامع مبدأ، وجوه ارسالی مهاجران تأثیر قابل توجهی بر توزیع درآمد دارد. به طور خلاصه، این اثر بستگی به انتخاب مهاجران دارد. اگر مهاجران کار به طور عمده از سطوح با درآمد پایین استخدام شوند، جریان وجوه ارسالی فرستاده شده به وابستگان آن‌ها احتمالاً منجر به کاهش نابرابری درآمد خواهد شد. اگر مهاجران از سطوح با درآمد بالا باشند، احتمال اینکه وجوه ارسالی صرف سرمایه‌گذاری‌های تولیدی به جای مصرف خانوارها شود بیشتر است و این امر می‌تواند اثرات مثبت در کل جامعه داشته باشد. جریان وجوه ارسالی همچنین ممکن است اثرات ثانویه‌ای نیز بر نابرابری درآمد داشته باشد. با صرف نظر از توزیع فوری افزایش قدرت خرید، هزینه‌های وجوه ارسالی می‌توانند قیمت‌های نسبی را تغییر دهند. به عنوان مثال، تمایل مهاجران برای سرمایه‌گذاری در زمین و در ساخت و ساز می‌تواند منجر به افزایش قیمت ملک شود که مالکان محلی که ممکن است خودشان وجوه ارسالی را دریافت نکرده باشند از آن بهره‌مند شوند (کارلینگ^۳، ۲۰۰۵).

پیشینه پژوهش

ادبیات تجربی متفاوتی در مورد تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد وجود دارد. با توجه به تحقیقات

به متوسط درآمد مناطق مبدأ بستگی دارد. کولین و لئون نیز اضافه می‌کنند که توسعه بخش مالی و سطح تحصیلات مردم می‌تواند به کشورهای اصلی کمک کند تا سریعتر به بخش کاهش نابرابری منحنی برسند.

به عنوان عامل سوم، توجه لازم به این‌که چه کسی مهاجرت می‌کند. در حقیقت، ایده اساسی بیشتر این مطالعات این است که تأثیر وجوه ارسالی مهاجران بر نابرابری درآمد ابتدا به این بستگی دارد که چه کسی مهاجرت می‌کند و یا چه مبلغی را به کشور مبدأ انتقال می‌دهد، به عبارت دیگر، به کدام مرحله از جمعیت تعلق دارد. یعنی فرد مهاجر پیر است یا جوان، سرپرست خانوار است یا محصل و اینکه مرد است یا زن، وجوه ارسالی با توجه به این عوامل می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر نابرابری درآمد داشته باشد.

و از آنجا که داده‌های موجود در مورد افرادی که مهاجرت می‌کنند در دسترس نیست، محققان در ارتباط بر نحوه تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد با توجه به مواردی از جمله، سطح درآمد مهاجران در مبدأ و نیز هزینه‌های مهاجرت مهاجران یا صلاحیت مهاجرت مهاجران در ارتباط با هزینه‌های مهاجرت، تمرکز می‌کنند (ایبک و لی گاف^۱، ۲۰۰۹).

وجوه ارسالی همچنین یک منبع حیاتی مهم برای حمایت مالی از کشورهای نو ظهور هستند، چرا که آن‌ها به طور مستقیم درآمد خانواده‌هایی را که اعضایش به کشورهای دیگر مهاجرت کرده‌اند را افزایش می‌دهند و نیز منجر به کاهش فقر و ریسک فزاینده آستانه فقر می‌شود. در پی جریانات وجوه ارسالی، دولت‌ها در این کشورهای نو ظهور نیاز به توسعه سیاست‌های مناسب برای حمایت و سرمایه‌گذاری در این جریان عظیم سرمایه دارند که می‌توانند یک مشارکت مؤثر در مقابله با فقر و کاهش شمار فقرا و یا در خطر ابتلا به فقر داشته

³ Carling

¹ Ebeke & Le Goff

² Goschin

گابرت^۲ و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از روش تخمین دو مرحله ای هیکن در سطح خانوار در سال ۲۰۰۶ برای کشور مالی، با بررسی میزان فقر کنونی و سطوح نابرابری در خانوارهایی که مهاجرت کرده‌اند در مقایسه با حالتی که مهاجرت و وجوه ارسالی وجود ندارد پرداختند و دریافتند که میزان وجوه ارسالی دریافت شده، میزان فقر را ۵ تا ۱۰ درصد و ضریب جینی را به عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمد تا ۵ درصد کاهش می‌دهد و خانوارهایی که جزو کوانتایل (پنجک) زیرین هستند بیشتر به وجوه ارسالی وابسته هستند که توسط نیروی کار کمتر قابل جایگزینی است.

چاکرا و روبرتو^۳ (۲۰۱۲) با استفاده از روش (LSMS) و مدل اثرات ثابت در دو دور، برای مطالعه موردی کشور نپال به بررسی، تاثیر وجوه ارسالی بر فقر و نابرابری پرداختند و دریافتند که میزان مصرف خانوارهایی که وجوه ارسالی دریافت می‌کنند افزایش پیدا کرده است، و نیز این وجوه باعث کاهش میزان فقر به میزان حداقل ۲/۳٪ و حداکثر ۳/۳٪ در دور اول و به میزان حداقل ۴/۶٪ و حداکثر ۷/۶٪ در دور دوم می‌شود. همچنین باعث کاهش عمق فقر به اندازه حداقل ۳/۴٪ و حداکثر ۱۰/۵٪ و نیز کاهش شدت فقر به اندازه حداقل ۳/۴٪ و حداکثر ۱۲/۵٪ می‌شود. اگرچه به طور کلی وجوه ارسالی باعث کاهش نابرابری شده است اما در دور دوم این میزان اثرگذاری کمتر شده است.

خیمنز و براون^۴ (۲۰۱۲) با بررسی داده های کشور تونگا به این نتیجه رسیدند که وجوه ارسالی فقر و عمق فقر را کاهش می‌دهد.

بینه^۵ (۲۰۱۴) با بررسی سطح مصرف واقعی و غیرواقعی برای داده‌های سال ۲۰۰۴ خانوارهای در اتیوپی به این نتیجه رسیدند که وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد بی تأثیر است اما باعث کاهش فقر می‌شود.

نگارندگان، مطالعات داخلی در ارتباط با این موضوع وجود نداشته و در ادامه به مطالعاتی خارجی مرتبط با موضوع پژوهش اشاره شده است:

کوکلین و لئون (۲۰۰۷) با استفاده از چندین روش داده‌های مقطعی و داده‌های ترکیبی به یک رابطه U شکل وارونه بین وجوه ارسالی و نابرابری رسیدند و در یک مقطع که شامل ۷۸ کشور است مشاهده کردند که در مراحل اولیه مهاجرت، به دلیل هزینه‌های بسیار زیاد مهاجرت میزان مهاجرت به کشورهای دیگر کم بوده و تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد اثر فزاینده‌ای داشته است اما هنگامی که هزینه‌های مهاجرت کاهش پیدا کرد میزان مهاجرت افزایش پیدا کرده وجوه ارسالی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. و نیز دریافتند که چگونه آموزش و توسعه بخش مالی می‌تواند به کشورها کمک کند تا به کاهش نابرابری برسند.

گوپتا (۲۰۰۹) برای صحرای جنوب آفریقا برای پرداختن به مسئله درونزایی وجوه ارسالی با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای، که امکان تعیین همزمان وجوه ارسالی و فقر را می‌دهد، به این نتیجه دست یافت که وجوه ارسالی باعث کاهش فقر، شکاف فقر و شدت فقر می‌شود.

ژو و لو^۱ (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های نظر سنجی خانوار در سال ۲۰۰۲، تأثیر مهاجرت از روستا به شهر را بر فقر و نابرابری روستایی در منطقه کوهستانی هوئی چین مورد بررسی قرار دادند و مشاهده کردند که در کل خانوارهایی که افرادی از آن‌ها مهاجرت کرده‌اند درآمد حاصل از مهاجرت آن‌ها یا همان وجوه ارسالی که برای خانواده های خود می‌فرستند، اگر به عنوان یک جایگزین بالقوه به جای درآمد حاصل از زراعت در زمین‌های کشاورزی در نظر بگیرند می‌تواند به درآمد خانوار بیفزاید و همین افزایش درآمد منجر به کاهش نابرابری درآمد در روستا می‌شود.

⁴ Jimenez & Brown

⁵ Beyene

¹ Zhu & Luo

² Gobert

³ Chakra & Roberto

واقعیت به این نتایج دست یافتند که وجوه ارسالی هم از سطح فقر مطلق و هم از فقر نسبی کاسته و منجر به افزایش حاشیه نابرابری شده است و نیز دریافتند که، پیامدهای سیاست رفاهی مهمی برای اقتصادهای کم درآمد و متوسط با وابستگی بالا به وجوه ارسالی دارند.

چیا^۵ (۲۰۲۱) با بررسی تاثیر وجوه ارسالی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد در کامبوج با استفاده از داده‌های نظرسنجی اجتماعی، اقتصادی در سال ۲۰۱۴، به این نتایج دست یافت که، وجوه ارسالی میزان فقر را ۲ درصد در سطح ملی و به میزان ۵ درصد در سطح خانوارهای دریافت کننده کاهش می‌دهد و نیز باعث افزایش میزان نابرابری درآمد به میزان ۱ درصد می‌شود.

۳ تصریح الگوی پژوهش

در این بخش ابتدا روش رگرسیون آستانه‌ای پانلی شرح داده می‌شود و سپس به معرفی متغیرهای پژوهش و روش گردآوری داده‌ها و در نهایت در قسمت تصریح مدل، الگوی نابرابری درآمد این پژوهش به طور کامل تشریح خواهد شد.

روش رگرسیون آستانه‌ای پانلی

یکی از شکل‌های مدل‌های رگرسیون غیرخطی با کاربردهای گسترده در علم اقتصاد، مدل رگرسیون آستانه‌ای است (کورتلوس^۶، و همکاران ۲۰۰۹، سید نورانی و عبادی، ۱۳۹۹). مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای در واقع مدل‌های تغییر رژیم^۷ هستند که هر رژیم به وسیله مقدار یک متغیر آستانه‌ای قابل مشاهده مشخص، تعیین می‌شود (سخنور، ۱۳۹۷). این مدل‌ها از مدل‌های تغییر رژیم همیلتون^۸ (۱۹۸۹) متفاوت می‌باشند. رگرسیون آستانه‌ای در داده‌های

برتولی و مارچتا^۱ (۲۰۱۴) با بررسی رابطه بین مهاجرت، وجوه ارسالی و فقر در اکوادور به این نتیجه دست یافتند که مهاجرت و وجوه ارسالی امکان کاهش فقر میان خانوارهای مهاجر را ایجاد کرده است.

لایولا و کوچن^۲ (۲۰۱۸) در تحقیقی در مکزیک با بررسی اثر وجوه ارسالی بر نابرابری با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های متناقض بر اساس چندین مقطع در یک بررسی کلی با استفاده از یک نظر سنجی خانگی در مقیاس بزرگ با بررسی عوامل تعیین کننده وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد برای سال‌های (۲۰۱۵-۱۹۹۸) دریافتند که وجوه ارسالی باعث کاهش فقر می‌شود و این بستگی به این دارد که توزیع درآمد مهاجران از کجا نشأت می‌گیرد و وجوه ارسالی به خانواده‌های ثروتمند ارسال می‌شود یا خانواده‌های فقیر، در حالی که برخی دیگر از مطالعات نشان می‌دهد که مهاجرت و وجوه ارسالی نابرابری را افزایش می‌دهد و این یافته‌های متناقض را با تغییر اثرات در طول زمان توجیه می‌کنند.

عزیزی^۳ (۲۰۱۹) از داده‌های ترکیبی برای ۱۰۳ کشور در حال توسعه با استفاده از روش متغیرهای ابزاری (IV) برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ به بررسی اثرات وجوه ارسالی کارگران بر فقر و نابرابری با به کارگیری پنج شاخص اقتصادی، درآمد سرانه ملی، نرخ بیکاری، نرخ بهره حقیقی، نرخ ارز واقعی و نرخ مشارکت نیروی کار، پرداخت و دریافت که وجوه ارسالی باعث کاهش فقر، شکاف فقر و شدت فقر در کشورهای دریافت کننده وجوه شده است و همچنین باعث کاهش ضریب جینی به عنوان شاخصی از نابرابری درآمد شده است.

جینی^۴ و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از اثرات پویا وجوه ارسالی بر فقر و نابرابری در کوزوو، با اندازه‌گیری این تأثیرات بر اساس سناریوهای ضد

⁵ Chea

⁶ Kourtellos

⁷ Markov Switching Models

⁸ Hamilton

¹ Bertoli & Marchetta

² Koczan & Loyola

³ Azizi

⁴ Gjini

اگر داده‌های پانل متوازن به صورت $\{y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \leq i < n, 1 \leq t < T\}$ باشند که اندیس i نشان دهنده مقاطع و اندیس نمایانگر زمان است، فرم ساختاری مدل رگرسیون آستانه‌ای پانلی با یک مقدار آستانه به صورت زیر می‌باشد.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1' X_{it} I(q_{it} \leq c) + \beta_2' X_{it} I(q_{it} > c) + \varepsilon_{it} \quad (1-3)$$

طول زمان ثابت نباشند. متغیر آستانه q_{it} در طول زمان ثابت نیست و فرض می‌شود که جمله $(\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2))$ اخلال می‌باشد یعنی دارای میانگین صفر و واریانس σ^2 است.

یک روش جایگزین برای مدل PTR این است که:

پانل توسط هانسن^۱ (۱۹۹۹) برای پانل‌های غیرپویا توسعه یافته است و به دنبال پاسخ به این سوال است که آیا توابع رگرسیونی به طور یکنواخت از همه مشاهدات عبور می‌کند یا می‌تواند به گروه‌های مجزا شکسته شوند؟

متغیر وابسته Y_{it} برداری از متغیرهای توضیحی اثرگذار بر متغیر وابسته، α_i اثر ثابت یا انفرادی، q_{it} متغیر آستانه‌ای، I شاخص تابع و c نیز پارامتر آستانه می‌باشد. $(q_{it} = Y_{i,t-d} \text{ with } d \geq 1)$ متغیر آستانه برون‌زا یا حداقل از پیش تعیین شده است. برای شناسایی β_1 و β_2 لازم است که عناصر X_{it} در

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1' X_{it} + \beta_2' X_{it} I(q_{it} \leq c) \quad (3-2)$$

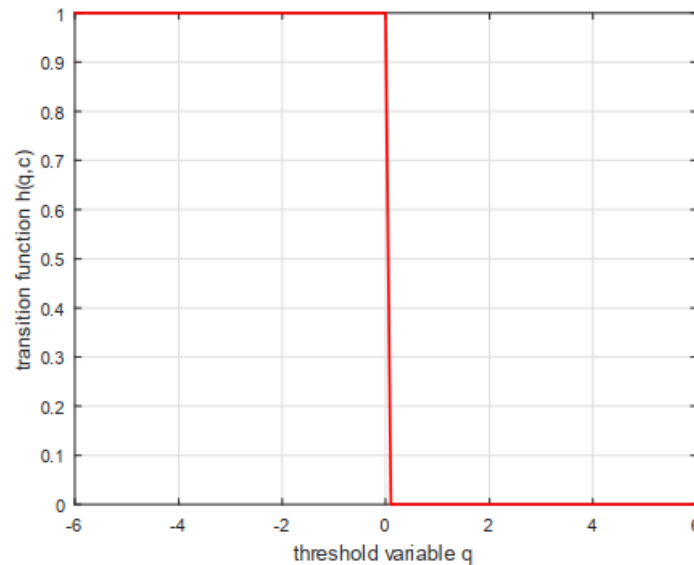
یا معادل آن:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1' X_{it} + \beta_2' X_{it} h(q_{it}; c) \quad (3-3)$$

با $h(q_{it}, c) = I(q_{it} \leq c)$ تابع انتقال دوگانه:

$$\begin{cases} \alpha_i + (\beta_1' + \beta_2') X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} \leq c \\ \alpha_i + \beta_1' X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} > c \end{cases} Y \quad (3-4)$$

¹ Hansen



نمودار ۱ تابع انتقال $h(q_{it}; c)$ مدل آستانه‌ای داده‌های ترکیبی

منبع: هارولین، ۲۰۱۸

مدل PTR را می‌توان به عنوان یک مدل دارای پارامترهای ناهمگن و زمان متغیر مشاهده کرد:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'_{it} X_{it} + \varepsilon_{it} = \begin{cases} \alpha_i + \beta'_1 X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} \leq c \\ \alpha_i + \beta'_2 X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} > c \end{cases} \quad (3-5)$$

که در آن اثر حاشیه‌ای (پارامترهای شیب) به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial X_{it}} = \beta_{it} = \begin{cases} \beta_1 & \text{if } q_{it} \leq c \\ \beta_2 & \text{if } q_{it} > c \end{cases} \quad (3-6)$$

مدل پانل دیتا ناهمگن:

$$Y_{it} = \begin{cases} \alpha_i + \beta_{\lambda}' X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} \leq c \\ \alpha_i + \beta_{\gamma}' X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} > c \end{cases} \quad (3-7)$$

که در یک زمان معین t دو واحد مقطعی (j, i) ممکن است دو پارامتر شیب متفاوت داشته باشد.

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial X_{it}} = \beta_{\lambda} \neq \frac{\partial Y_{jt}}{\partial X_{jt}} = \beta_{\gamma} \quad \text{if } q_{it} \leq c \text{ and } q_{jt} > c \quad (3-8)$$

اما مدل پانل دیتا با متغیر زمان متفاوت :

$$Y_{it} = \begin{cases} \alpha_i + \beta_{\lambda}' X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} \leq c \\ \alpha_i + \beta_{\gamma}' X_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } q_{it} > c \end{cases} \quad (3-9)$$

یک مقطع داده شده i ممکن است پارامترهای مختلف شیب را در زمانهای مختلف t, s داشته باشد:

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial X_{it}} = \beta_{\lambda} \neq \frac{\partial Y_{is}}{\partial X_{is}} = \beta_{\gamma} \quad \text{if } q_{it} \leq c \text{ and } q_{is} > c \quad (3-10)$$

q_{it} است و در مدل ضرایب تصادفی β_i, β_i i.i.d $(\bar{\beta}, \Delta)$ یک متغیر تصادفی بدون تفسیر اقتصادی می‌باشد (هارولین، ۲۰۱۸).

مدل PTR جایگزینی برای مدل ضرایب تصادفی است. در رگرسیون آستانه پانلی $\beta_{it} = f(q_{it}; c)$ یک دوره ثابت است و تفسیر آن از طریق β_{it}

¹ Hurlin

با استفاده از روش حداقل مربعات غیر خطی (NLS^۱) ابتدا مدل PTR را می‌توان به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it}(c) + \varepsilon_{it} \quad (۳-۱۱)$$

$$X_{it}(c) = \begin{pmatrix} X_{it} I(q_{it} \leq c) \\ X_{it} I(q_{it} > c) \end{pmatrix} \beta_{(k,1)} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} \quad (۳-۱۲)$$

برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات غیر خطی که برای از بین بردن اثرات فردی از روش تبدیل برون‌زا استفاده می‌شود و این‌گونه است که:

$$Y_{it}^* = \beta' X_{it}(c) + \varepsilon_{it}^*$$

$$Y_{it}^* = Y_{it} - \bar{Y}_i \quad \bar{Y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it} \quad (۳-۱۳)$$

$$X_{it}^* = X_{it}(c) - \bar{X}_i(c) \quad \bar{X}_i(c) = T^{-1} \sum_{t=1}^T X_{it}(c)$$

$$\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon} \quad \bar{\varepsilon}(c) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$$

¹ Nonlinear least squares

$$Y_{i(T,1)}^* = \begin{pmatrix} Y_{i,1}^* \\ Y_{i,2}^* \\ \dots \\ Y_{it}^* \end{pmatrix} \quad X_{i(T,2k)}^* = \begin{pmatrix} X_{1,i,1}(c)' \\ X_{1,i,2}(c)' \\ \dots \\ X_{1,it}(c)' \end{pmatrix} \quad \varepsilon_{it(T,1)}^* = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i,1}^* \\ \varepsilon_{i,2}^* \\ \dots \\ \varepsilon_{it}^* \end{pmatrix}$$

$$Y_{(Tn,1)}^* = \begin{pmatrix} Y_1^* \\ Y_2^* \\ \dots \\ Y_n^* \end{pmatrix} \quad X_{(Tn,2k)}^*(c) = \begin{pmatrix} X_1^*(c) \\ X_2^*(c) \\ \dots \\ X_n^*(c) \end{pmatrix} \quad \varepsilon_{(Tn,1)}^* = \begin{pmatrix} \varepsilon_1^* \\ \varepsilon_2^* \\ \dots \\ \varepsilon_n^* \end{pmatrix}$$

برای هر متغیر آستانه مفروض (c) ضریب شیب را می‌توان با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد کرد.

$$\hat{\beta}(c) = (X^*(c)' X^*(c))^{-1} X^*(c)' Y \quad (3-14)$$

بردار یا باقیمانده‌ها توسط:

$$\hat{\varepsilon}^*(c) = Y^* - X^*(c) \hat{\beta}(c) \quad (3-15)$$

و مجموع خطاهای مربع هست:

$$SSR(c) = \hat{\varepsilon}^*(c)' \hat{\varepsilon}^*(c) \quad (3-16)$$

بنابراین تخمین زننده پارامتر آستانه C با به حداقل رساندن مجموع مربعات خطا به دست می‌آید:

$$\hat{c} = \arg \min SSR(c) \quad (3-17)$$

بعد از مشخص شدن \hat{c} ، تخمین ضریب شیب
به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\beta} = \beta(\hat{c}) = \begin{pmatrix} \beta_1(\hat{c}) \\ \beta_r(\hat{c}) \end{pmatrix} \quad (3-18)$$

واریانس اجزای اخلال به صورت زیر می‌باشد:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{nT} SSR(c) = \frac{1}{nT} \hat{\varepsilon}^*(c)' \hat{\varepsilon}^*(c) \quad (3-19)$$

$$F_1 = \frac{SSR_0 - SSR_1(\hat{c})}{\hat{\sigma}^2}$$

و نکته‌ای که حائز اهمیت

می‌باشد این است که پارامتر آستانه (c) برای زیر
صفر شناسایی نشده است. در نتیجه توزیع

مجانبی F_1 استاندارد نیست و به طور خاص با

توزیع χ^2 هم‌خوانی ندارد و راه‌حل مناسب استفاده
از روش شبیه‌سازی بوت استرپ^۲ برای تعیین توزیع

مجانبی آماره F_1 است.

روش بوت استرپ روشی ساده اما درعین حال قوی
از روش نمونه‌گیری مونت کارلو^۳ است که برای
تعیین دقت آماری یا برآورد کردن توزیع از روی
آماره‌های نمونه است. بوت استرپ یک روش
شبیه‌سازی بر پایه داده‌های نمونه در دست بررسی
است که برای ارائه تحلیل‌های آماری مورد استفاده
قرار می‌گیرند و نخستین بار افرون^۴ (۱۹۹۳) این نام
را بر آن نهاد. بعد از معرفی روش بوت استرپ توسط

روش آستانه‌ای و روش شبیه‌سازی بوت استرپ^(۳-۲۰)

برای بررسی معنی‌داری آماری اثر آستانه‌ای در مدل
های دو رژیمی، فرضیه‌ای به صورت زیر مطرح
خواهد شد:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_r \\ H_1 : \beta_1 \neq \beta_r \end{cases}$$

در پژوهش حاضر، مقادیر متغیرهای آستانه به
صورت درون‌زا و از روش چان^۱ محاسبه شده است.
به منظور بررسی معنی‌داری حد آستانه از آزمون
هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است. تحت فرضیه
صفر یعنی عدم وجود آستانه مجموع مربعات خطا
 SSR_0 و مدل خطی است و تحت فرضیه مخالف
یعنی وجود آستانه، مجموع مربعات خطا $SSR(\hat{c})$
و در نتیجه مدل غیرخطی یا به عبارت دیگر
معنی‌داری مدل آستانه‌ای را داریم.

آزمون نسبت درست‌نمایی نیز به صورت زیر خواهد
بود:

³ Montecarlo

⁴ Efron

¹ Chan

² Bootstrapping

کانادا جمع‌آوری شده است. باز بودن تجاری (میانگین واردات و صادرات به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی)، نرخ رشد جمعیت سالانه و نرخ بیکاری نیز از سایت برنامه توسعه سازمان ملل متحد گردآوری شده‌اند. و همگی این متغیرها نیز به عنوان متغیرهای توضیحی مدل در نظر گرفته شده است.

تصریح مدل

از آن‌جا که بر اساس فرضیه پژوهش مدل نابرابری درآمد یک مدل آستانه‌ای در نظر گرفته شده است و این مدل نشانگر یک الگوی غیرخطی می‌باشد، لذا برای تصریح آن اقداماتی را باید انجام داد. بر اساس متون اقتصاد سنجی، برای تصریح یک مدل غیرخطی باید به ترتیب مراحل زیر طی شود:

- تصریح مدل خطی جهت ایجاد یک الگوی پایه برای آزمون کردن فرضیه صفر خطی بودن مدل
- آزمون فرضیه در خصوص معناداری پارامتر آستانه‌ای
- تخمین مدل غیر خطی آستانه‌ای

گام اول: تصریح الگوی خطی نابرابری درآمد

در پژوهش حاضر برای تصریح الگو از مطالعات وانگ^۲ (۲۰۱۵) و فاره و ولا^۳ (۲۰۰۶)، آنیانو^۴ (۲۰۱۱)، باسانتا و مالویکا^۵ (۲۰۱۶)، کوثر و همکاران (۲۰۱۹) و مهدینتو و همکاران (۲۰۱۹) بهره گرفته شده است. تصریح الگوی خطی نابرابری درآمد به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

افرون، سیمار^۱ از بوت استرپ برای تخمین کارایی مربوط به داده‌های پانل در مدل‌های ناپارامتری استفاده کرد. هانسن نیز این روش را برای تقریب زدن توزیع مجانبی آماره آزمون درست‌نمایی ارائه شده در معادله (۲۰-۳) پیشنهاد می‌کند که در پژوهش حاضر از این روش استفاده شده است.

معرفی متغیرها و داده‌های پژوهش

با توجه به هدف اصلی پژوهش حاضر که بررسی تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد می‌باشد، با جستجوی گسترده در منابع و داده‌های موجود نابرابری در جهان و همچنین داده‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی مورد نظر این پژوهش، تعداد ۵۸ کشور در حال توسعه در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ انتخاب گردید. طور کلی ملاک اصلی انتخاب کشورها و دوره زمانی در این پژوهش، در دسترس بودن اطلاعات بوده است. پایگاه داده‌های پژوهش عبارتند از بانک جهانی، موسسه علوم اجتماعی کمی دانشگاه هاروارد، موسسه فریزر کانادا، برنامه توسعه سازمان ملل متحد.

مدل نابرابری درآمد در این پژوهش مشتمل بر ۷ متغیر می‌باشد. نابرابری درآمد به عنوان متغیر وابسته می‌باشد و برای بررسی نابرابری درآمد از داده‌های ضریب جینی، موسسه علوم اجتماعی کمی دانشگاه هاروارد بهره گرفته شده است. سایر متغیرها از جمله وجوه ارسالی دریافتی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی می‌باشد که از سایت بانک جهانی گردآوری شده است. نرخ تورم نیز از سایت بانک جهانی گردآوری شده است. اندازه دولت (نسبت هزینه‌های دولت بر تولید کل) است و داده‌های مربوطه از سایت موسسه فریزر

⁴ Anyanwu

⁵ Basanta & Malvika

¹ Simar

² Wang

³ Fa rré & Vella

منظور بررسی معنی‌داری حد آستانه از آزمون هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است. فرضیه صفر عبارتست از این‌که حد آستانه وجود ندارد و مدل خطی است که در مقابل این فرض، فرض وجود حد آستانه و در نتیجه وجود مدل غیر خطی یا به عبارت دیگر معنی‌داری مدل آستانه قرار دارد. هانسن (۱۹۹۶) روش شبیه‌سازی بوت استرپ را برای تقریب زدن توزیع مجانبی آماره آزمون پیشنهاد می‌کند که در پژوهش حاضر از آن در نرم افزار استاتا ۱۶ استفاده شده است.

گام سوم: تصریح الگوی آستانه‌ای نابرابری درآمد

مدل تک آستانه‌ای نابرابری درآمد به صورت زیر ارائه شده است:

$$GINI_{it} = \begin{cases} \mu_i + \theta'X_{it} + \alpha_i d_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } d_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \theta'X_{it} + \alpha_i d_{it} + \varepsilon_{it} & \text{if } d_{it} > \gamma \end{cases} \quad (3-22)$$

به طوری که:

$$\theta' = (\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5, \theta_6, \theta_7, \theta_8)'$$

$$X_{it} = (REM, GDPP, INF, GS, OPEN, POP, UNEMP)$$

مدل شامل وجوه ارسالی و ... به صورت زیر می‌باشد:

$$GINI_{it} = \alpha_{it} + \theta_1 INF_{it} + \theta_2 GDPP_{it} + \theta_3 REM_{it} * Z(INF_{it} \leq \gamma) + \theta_4 REM_{it} * Z(INF_{it} > \gamma) + \theta_5 GS_{it} + \theta_6 OPEN_{it} + \theta_7 POP_{it} + \theta_8 UNEMP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (23-3)$$

مقدار متغیر آستانه‌ای بزرگ‌تر از γ باشد. ε_{it} فرآیند نوفه سفید می‌باشد. i بیان کننده مقاطع (کشورها) و t بیان کننده زمان (سال) می‌باشد.

در معادله (۲۲-۳) مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از مقدار آستانه است، در دو رژیم قرار می‌گیرند. رژیم‌ها شیب‌های

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 GDPP_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 GS_{it} + \beta_5 OPEN_{it} + \beta_6 POP_{it} + \beta_7 UNEMP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3-21)$$

که در آن $GINI_{it}$ نشان‌دهنده نابرابری درآمد، REM_{it} نشان‌دهنده وجوه ارسالی دریافتی (درصدی) از تولید ناخالص داخلی، $GDPP_{it}$ نشان‌دهنده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)، INF_{it} نشان‌دهنده نرخ تورم، GS_{it} نشان‌دهنده اندازه دولت، $OPEN_{it}$ نشان‌دهنده باز بودن تجاری، POP_{it} نشان‌دهنده نرخ رشد جمعیت، $UNEMP_{it}$ نشان‌دهنده نرخ بیکاری، در کشور t سال می‌باشد.

گام دوم: آزمون اثر آستانه‌ای

در پژوهش حاضر، مقادیر متغیرهای آستانه به صورت درونزا و از روش چان محاسبه شده اند. به

طبق موارد ذکر شده در بالا مدل آستانه‌ای پانلی (تک آستانه‌ای) برای بررسی اثر متغیرهای مختلف

که d_{it} متغیر آستانه است. γ مقدار آستانه‌ای فرضیه است. X_{it} متغیرهای توضیحی مدل است. θ ضریب متغیرهای توضیحی می‌باشد. μ_{it} اثر ثابت کشور t که برای درک ناهمگنی کشورهای مختلف استفاده شده است. θ_3 ضریب آستانه‌ای است هنگامی که مقدار متغیر آستانه‌ای کوچک‌تر یا برابر با γ باشد. θ_4 ضریب آستانه‌ای است هنگامی که

مطابق تعاریف اقتصادسنجی، قبل از هرگونه تخمین و به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، باید ابتدا از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه متغیرهای ملحوظ در مدل مانا باشند، تخمین‌های انجام شده مشکل رگرسیون ساختگی نخواهند داشت. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین-لین و چو استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است. خلاصه نتایج این آزمون در جدول شماره (۱) ارائه شده است که نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح زیر ۰/۰۱ مانا هستند، به غیر از متغیر رشد اقتصادی که با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده است.

رگرسیون متفاوت θ_3 و θ_4 را دارند. هنگامی که فرض می‌شود اثر آستانه‌ای وجود دارد (به عبارت دیگر رابطه غیرخطی نامتقارن وجود دارد)، آزمون معناداری اثر آستانه‌ای اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند.

۴ نتایج برآورد مدل

در این بخش و پیش از برآورد مدل آستانه‌ای، لازم است آزمون‌های مانایی متغیرهای مدل، آزمون هم‌انباشتگی و سپس برای تصریح مدل، آزمون انتخاب بین مدل پانل و تلفیقی و در صورت لزوم آزمون انتخاب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام گیرد که در ادامه به این موارد پرداخته شده است.

جدول ۱ نتایج آزمون ریشه واحد (مانایی) لوین-لین و چو

نام متغیر	GINI	REM	GDPP	INF	GS	OPEN	POP	UNEMP
آماره محاسباتی با عرض از مبدأ	مانا	مانا در سطح	مانا با یکبار تفاضل‌گیری	مانا در سطح	مانا در سطح	مانا در سطح	مانا در سطح	مانا در سطح
	-۸/۲۷	-۶/۵۴	-۰/۱۴	-۹/۴۵	-۸/۷۱	-۹/۰۵	-۳/۱۹	-۸/۳۳
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آماره محاسباتی با عرض از مبدأ و روند	-۳/۵۴	-۹/۵۶	-۴/۳۹	-۸/۶۹	-۸/۴۶	-۸/۱۵	-۲۱/۵۵	-۶/۱۷
احتمال	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

دارد. در جدول شماره (۲) نتیجه آزمون هم‌انباشتگی کائو و علاوه بر آن آزمون‌های چاو، هاسمن و آزمون‌های تشخیصی مدل ارائه شده است.

با توجه به نتایج به دست آمده، کلیه متغیرهای پژوهش در سطح مانا می‌باشند به غیر از متغیر رشد اقتصادی که با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده و در نتیجه نیاز به انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی وجود

جدول ۲ نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو، F-لیمر، هاسمن، خود همبستگی

نام آزمون	آماره آزمون	سطح احتمال	نتیجه
آزمون هم‌انباشتگی کائو	۲/۲۴	۰/۰۱	هم‌انباشتگی تایید می‌شود.

نام آزمون	آماره آزمون	سطح احتمال	نتیجه
F-لیمر(چاو)	۲۰۷/۲۶	۰/۰۰۰	استفاده از داده‌های ترکیبی
هاسمن	۷۴/۲۲	۰/۰۰۰	استفاده از روش اثرات ثابت
وولدریج	۱۳۹۴/۱	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
نسبت درست‌نمایی	۱۲۸۱/۹۸	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

آورد باید خودهمبستگی را در مدل نهایی رفع نمود. وجود ناهمسانی واریانس باعث تاثیرپذیری انحراف معیار و در نتیجه استنباط آماری غلط می‌گردد. برای بررسی ناهمسانی واریانس در این پژوهش از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده می‌گردد که نتایج آن وجود ناهمسانی را تایید می‌کند.

برآورد الگوی غیرخطی

نتایج برازش الگوی غیرخطی که با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته عملی با مشکل ناهمسانی واریانس سازگار شده است، در جدول شماره (۳) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب هم‌ی متغیرهای نامبرده معنی‌دار می‌باشد به غیر از متغیر باز بودن تجاری که معنی دار نشده است.

در آزمون چاو با توجه به آماره F، برای مدل مورد بررسی روش داده‌های ترکیبی مورد پذیرش است، زیرا در مدل مورد بررسی احتمال آماره آزمون برابر صفر شده و در نتیجه فرضیه صفر این آزمون رد می‌شود.

در آزمون هاسمن با توجه به یافته‌های پژوهش از آن‌جا که احتمال آماره در آزمون هاسمن از ۵ درصد کوچک‌تر می‌باشد فرضیه صفر که مبنی بر داده‌های ترکیبی با اثرات تصادفی است رد می‌شود و فرضیه مقابل مبنی بر تایید مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

با توجه به مقادیر بحرانی و احتمال به دست آمده برای آزمون خودهمبستگی، وجود خودهمبستگی سریالی در مدل تایید می‌گردد. در نتیجه برای این‌که بتوان ضریب دقیق‌تری به دست

جدول ۳ برازش مدل خطی از روش اثرات ثابت

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره محاسباتی	احتمال
ضریب ثابت	۳۴/۶۵	۶۶/۳۷	۰/۰۰۰
جوه ارسالی	-۰/۱۱۷	-۹/۶۴	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	-۰/۰۰۰۳	-۶۲/۰۷	۰/۰۰۰
تورم	۰/۰۱۹۴	۴/۷۰	۰/۰۰۰
اندازه دولت	۰/۸۴۷	۱۵/۰۶	۰/۰۰۰
باز بودن تجاری	-۰/۰۰۰۶	-۱/۴۸	۰/۱۳۹
رشد جمعیت	۱/۷۷۹	۳۱/۵۷	۰/۰۰۰
بیکاری	۰/۰۷۹۳	۷/۵۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون اثر آستانه‌ای

همان‌گونه که مطرح شد باید مقداری برای سطح آستانه انتخاب شود که بر اساس آن، میزان واریانس جملات خطا در مدل حداقل شود. این مقدار به صورت درون‌زا و از روش چان محاسبه می‌شود. همچنین به منظور بررسی معنی‌داری حد آستانه از

آزمون هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون عبارت است از این‌که حد آستانه وجود ندارد و مدل خطی است که در مقابل این فرض، فرض وجود حد آستانه و مدل آستانه‌ای قرار دارد. نتایج به دست آمده در جدول شماره (۴) ارائه شده است:

جدول ۴ نتایج محاسبه سطح آستانه

نوع مدل	مقدار آستانه	آماره F	سطح احتمال
تک آستانه‌ای	۸/۴۳	۱۷/۹۷	۰/۰۵

برآورد الگوی آستانه‌ای

همان‌گونه که اشاره شد هدف اصلی پژوهش بررسی اثرگذاری وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد با توجه به حد آستانه تورمی می‌باشد. بر این اساس از روش رگرسیون آستانه‌ای برای رسیدن به هدف یاد شده استفاده شده است که نتایج برآورد الگوی آستانه‌ای در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

با توجه به متغیر آستانه در سطح معنی داری ۹۵٪، مقدار یاد شده از نظر آماری معنی‌دار است. به عبارت دیگر می‌توان بیان نمود که مقدار آستانه تورمی با مقدار ۸/۴۳ و با توجه به مقدار احتمال ۰/۰۵، معنی‌دار خواهد بود.

جدول ۵ نتایج تخمین الگوی آستانه‌ای

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره t	احتمال
ضریب ثابت	۳۲/۹۳	۴۴/۴۳	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	-۰/۰۰۰۱۶	-۶/۸۴	۰/۰۰۰
تورم	-۰/۰۰۰۶	-۱/۰۳	۰/۳۰۱
اندازه دولت	۰/۷۵۹۵	۸/۷۲	۰/۰۰۰
باز بودن تجاری	۰/۰۳۲۶	۵/۴۰	۰/۰۰۰
رشد جمعیت	۰/۶۶۶۲	۵/۳۲	۰/۰۰۰
بیکاری	۰/۹۲۱۷	۶/۲۹	۰/۰۰۰
وجوه ارسالی (رژیم صفر)	-۰/۰۶۹۱	-۴/۱۴	۰/۰۰۰
وجوه ارسالی (رژیم یک)	-۰/۰۱۲۳	-۰/۶۷	۰/۵۰
آماره F(۸,۱۲۵۲)		۲۴/۳۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمد است. اثر باز بودن تجاری بر نابرابری درآمد مثبت و معنادار می‌باشد. ضریب متغیر نرخ رشد جمعیت در کشورهای مورد بررسی مثبت و معنادار است، یعنی با فرض ثابت بودن سایر شرایط بین رشد جمعیت با نابرابری درآمد رابطه مستقیمی برقرار است. ضریب متغیر نرخ بیکاری در کشورهای مورد بررسی مثبت و معنادار می‌باشد. یعنی با فرض ثابت بودن سایر شرایط بین نرخ بیکاری و نابرابری درآمد رابطه مستقیمی برقرار است.

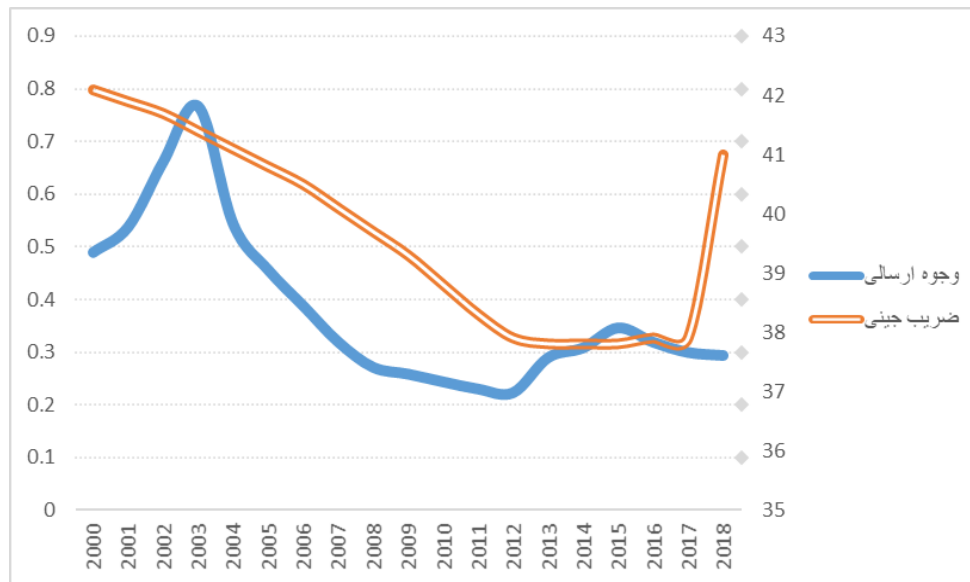
روند وجوه ارسالی و ضریب جینی در ایران:

نسبت وجوه ارسالی دریافتی ایران به تولید ناخالص داخلی طی سال‌های مورد بررسی دارای میانگین ۰/۳۸ درصد و کمترین مقدار آن در سال ۲۰۱۲ به مقدار ۰/۲۲ درصد و بیشترین مقدار ۰/۷۶ درصد و مربوط به سال ۲۰۰۳ می‌باشد. شایان ذکر است که در سال ۲۰۱۸ کشور تونگا با ۳۷/۴۹ درصد بیشترین مقدار وجوه ارسالی را دریافت کرده است و میانگین سال ۲۰۱۸ برای ۱۷۹ کشور جهان برابر ۴/۷۳ بوده

جدول شماره (۵)، نتایج تخمین در حالت آستانه‌ای را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه مقدار آستانه معنی‌دار بوده است تأثیر ضرایب به دست آمده در مدل متأثر از میزان آستانه‌ای به دست آمده می‌باشد. بر اساس این نتایج در سطح معنی‌داری ۹۵٪، تأثیر متغیر وجوه ارسالی در رژیم اول یعنی قبل از حد آستانه، که تورم پایین‌تر از میزان ۸/۴۳ درصدی آستانه باشد معنادار خواهد بود. اما در رژیم دوم، یعنی بالاتر از آستانه تورمی هم وجوه ارسالی دارای تأثیر منفی می‌باشد ولی از لحاظ آماری معنادار نیست. کشورهای مانند ایران، آرژانتین، اکوادور، مصر، ایتالیایی، نیجریه و ... را می‌توان نام برد که میزان تورم بالا در این کشورها خود دلیلی بر این بی تأثیری وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد می‌باشد و اگر اثر ناچیزی هم داشته باشد با وجود تورم خنثی خواهد شد.

متغیر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه، دارای رابطه منفی با نابرابری درآمد است و از نظر آماری نیز معنادار است. تأثیر نرخ تورم بر نابرابری درآمد در پژوهش حاضر منفی و از لحاظ آماری بی‌معنی می‌باشد. اندازه دولت دارای

است که در این میان کشور ایران با مقدار ۰/۴۵ درصد رتبه ۱۳۱ را دارا می‌باشد.



نمودار ۲ وجه ارسالی و ضریب جینی ایران در سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸

منبع: بانک جهانی

دسترس بودن مطلوب‌تر نرخ ارز به طور غیررسمی، بازارهای موازی ارز، عدم توسعه مالی و در دسترس نبودن تعداد کافی بانک‌ها یا سایر موسسات مالی در کشورهای دریافت کننده، هزینه‌های معاملات نسبتاً کمتر و کارایی بیشتر گزینه‌های جایگزین کانال‌های رسمی، از دلایل این امر می‌باشد. این نقل و انتقالات در هر کشوری مطابق با قوانین و آئین نامه‌های نقل و انتقالات همان کشور است که در کشور ایران نیز این قوانین طبق توافق‌نامه وجه ارزی می‌باشد که با هدف تکمیل کننده سبد خدمات بانک و امکان جذب مشتریان ارزی، تسهیل واردات کالا و خدمات مورد نیاز کشور و نیز کمک به صادرات و واردات به منظور تقویت نظام اقتصادی کشور انجام می‌گردد. بنابراین داده‌های آماری باید به دلیل اینکه برآوردهای رسمی وجه ارسالی، جریان‌های وجه ارسالی را که از طریق کانال‌های غیررسمی

همانطور که در نمودار شماره ۱ نشان داده شده است، نسبت وجه ارسالی به تولید ناخالص داخلی از سال ۲۰۰۳ تا سال ۲۰۱۲ روند نزولی را داشته است که در طی سالهای ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۵ روند صعودی موقتی را پیدا کرده اما مجدداً به روند نزولی خود بازگشته است. لازم به ذکر است که برآورد وجه ارسالی بسیار مشکل است چرا که بسیاری از ارسالات از طریق کانال‌های غیررسمی صورت می‌گیرد. صندوق بین‌المللی پول در مطالعه سال ۲۰۰۳، انتقالات ثبت نشده‌ی ۱۵ کشور در حال توسعه را که دارای نرخ بالای مهاجرت به خارج و سابقه بازارهای موازی ارز هستند را شبیه سازی کرد و نتایج این مطالعه نشان داد که حدود ۴۰ درصد از کل وجه ارسالی از طریق کانال‌های غیررسمی منتقل شده است. در واقع یکی دیگر از مشخصه‌های متمایز وجه ارسالی این است که مهاجران تمایل شدیدی به کانال‌های انتقال غیررسمی بجای انتقالات بانکی و رسمی دارند. در

اول یعنی قبل از حد آستانه، که تورم پایین‌تر از میزان $۸/۴۳$ درصدی آستانه باشد، با بررسی کشورهایایی که دارای تورم کمتر از تورم آستانه هستند از جمله آلبانی، ارمنستان، اتریش، بلژیک، برزیل و ... می‌توان دریافت که با افزایش تورم (به عنوان متغیر آستانه) میزان اثر گذاری وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد معنادار و منفی خواهد بود به این صورت که افزایش میزان وجوه ارسالی دریافت شده در این کشورها با تأثیر بر روی درآمد خانوار و افزایش مصرف موجب رفاه بیشتر و در نتیجه کاهش نابرابری درآمد می‌شود اما هنگامی که تورم به یک مقدار مشخص (حد آستانه) می‌رسد، تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد، کمتر از حالت قبل از حد آستانه بوده و لذا نابرابری درآمد را کمتر از قبل کاهش می‌دهد (یعنی در رژیم دوم)، بنابراین افزایش وجوه ارسالی در کشورهای با تورم بالاتر از جمله ایران، آرژانتین، اکوادور، مصر، اتیوپی و نیجریه، نابرابری درآمد را کمتر از کشورهای با تورم پایین‌تر کاهش می‌دهد و به نحوی می‌توان گفت که تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد بسیار ناچیز و حتی بی معنی شده است. با توجه به نتایج به دست آمده از مطالعات سایرین می‌توان مشاهده کرد که، تأثیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد کاملاً مشخص نیست در بعضی از کشورها باعث افزایش نابرابری و در بعضی دیگر باعث کاهش نابرابری شده است. دلایل متعددی را می‌توان نام برد از جمله اینکه وجوه ارسالی به عنوان یک منبع برون‌زا در نظر گرفته شود یا درون‌زا (به عنوان یک جایگزین بالقوه برای درآمد فعلی)، تأثیرات مثبت و منفی ناشی از آن بر نابرابری درآمد را می‌توان مشاهده کرد. عوامل دیگر می‌تواند به سطح توسعه مالی کشور مبدأ، هزینه مهاجران در کشور دریافت کننده وجوه ارسالی، فرار مغزها و اینکه چه کسی مهاجرت می‌کند، زمینه اقتصادی اجتماعی کشور فرستنده مهاجر و انگیزه مالی برای مهاجرت را می‌توان نام برد. پس با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش و سایر مطالعات دیگر،

منتقل می‌شوند در نظر نمی‌گیرد با احتیاط تفسیر شوند.

با توجه به نمودار ۱، می‌توان مشاهده کرد که از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ ضریب جینی روند کاهشی داشته و از آن به بعد تا سال ۲۰۱۷ روند نسبتاً ثابتی داشته و در سال ۲۰۱۸ روند صعودی پیدا کرده است. ارزیابی‌های مرکز آمار ایران در تحلیل علل کاهش ضریب جینی نشان می‌دهد که تورم بالاتری که دهک‌های بالای درآمدی نسبت به دهک‌های پایین درآمدی متحمل شده‌اند، یکی از علل این کاهش بوده است. اما با توجه به نتایج به دست آمده در الگوی آستانه‌ای و با عنایت به میانگین $۱۶/۵$ درصدی تورم ایران در دوره مورد بررسی، که بالاتر از حد آستانه‌ای $۸/۴۳$ می‌باشد و با وجود ارتباط و همسویی بین وجوه ارسالی و ضریب جینی، وجوه ارسالی اثر معنی‌داری بر نابرابری درآمد ایران نداشته است. در کشور ایران و کشورهای با تورم بالاتر از آستانه، با توجه به میزان تورم بالایی که وجود دارد بایستی شرایطی ایجاد شود که ورود بیشتر وجوه ارسالی مهاجران را آسان‌تر و ساده‌تر کند و در این راستا، کاهش تورم برای اثرگذاری مناسب‌تر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد، کاهش هزینه‌های ارسال وجوه ارسالی، و نیز اتخاذ سیاست‌هایی در جهت هدایت سرمایه‌های مهاجران ایرانی در خارج از کشور به ایران برای سرمایه‌گذاری در ایران ضرورت می‌یابد.

۵ بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی اثرگذاری وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد با توجه به حد آستانه تورم در کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ پرداخته شد. طبق نتایج پژوهش حاضر، متغیر وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد اثر منفی دارد و میزان این اثرگذاری بستگی به میزان تورم دارد و با توجه به حصول یک حد آستانه ای برای تورم، وجوه ارسالی طبق یافته‌های این پژوهش با دو رژیم متفاوت بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد. در رژیم

نمی‌توان به طور کامل در مورد آن اظهارنظر کرد. تأثیر سایر متغیرها از جمله اندازه دولت، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار می‌باشد به گونه‌ای که با افزایش اندازه دولت میزان دخالت دولت بیشتر شده و موجب افزایش نابرابری درآمد می‌شود. تأثیر متغیر باز بودن تجاری بر نابرابری درآمد دارای رابطه مثبت و معنی‌دار می‌باشد، یعنی هرچه میزان تجارت افزایش می‌یابد متغیر باز بودن تجاری به عنوان شاخصی از جهانی شدن باعث افزایش میزان نابرابری درآمد شده است علت آن را می‌توان تأثیر باز بودن بر سایر متغیرهای کلان و تأثیرات ناشی آن بر نابرابری را ذکر کرد. تأثیر نرخ رشد جمعیت بر نابرابری درآمد دارای اثر مثبت و معنی‌دار می‌باشد به این صورت که هر چه نرخ رشد جمعیت افزایش پیدا می‌کند گویای افزایش جمعیت سالانه و در نتیجه افزایش مصرف خانوار و کاهش درآمد می‌باشد، که نهایتاً منجر به افزایش نابرابری در کشور می‌شود. همچنین تأثیر نرخ بیکاری بر نابرابری درآمد، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار می‌باشد. اینگونه که هرچه نرخ بیکاری بیشتر می‌شود میزان از دست دادن شغل نیز کاهش می‌یابد و همین امر موجب کاهش درآمد افراد و خانواده‌ها و نهایتاً منجر به تشدید نابرابری می‌شود.

قدردانی: از تمامی افراد و مؤسساتی که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافی وجود ندارد.

آدامز^۱ (۱۹۹۱)، لاکشین و بانج^۲ (۲۰۰۷)، آدامز و پیج^۳ (۲۰۰۸)، گابرت و همکاران (۲۰۱۰)، چاکرا و گونزالز^۴ (۲۰۱۲) و جینی و همکاران (۲۰۲۰) که تأثیرات منفی وجوه ارسالی بر نابرابری درآمد را گزارش نموده‌اند می‌توان گفت که، نتایج پژوهش با این یافته‌ها سازگار است. بنابراین با توجه به نتایج به دست آمده از می‌توان توصیه نمود که کشورها بایستی شرایطی را ایجاد کنند که شرایط را برای انتقال بیشتر وجوه ارسالی مهاجران آسان‌تر و ساده‌تر شود از جمله اینکه هزینه‌های انتقال این وجوه کمتر شود و برای کشورهایی که تورم بالایی دارند کنترل و کاهش تورم موجود به زیر سطح آستانه تورمی، جهت تأثیرگذاری وجوه ارسالی بر نابرابری، پیشنهاد می‌گردد.

همچنین نتایج پژوهش حاکی از اثر منفی رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه می‌باشد که از نظر آماری نیز معنی‌دار است. به عبارت دیگر با افزایش رشد اقتصادی میزان نابرابری درآمد کاهش می‌یابد و می‌توان اینگونه گفت، از آنجا که رشد اقتصادی دارای رابطه معکوس با میزان فقر می‌باشد و افزایش میزان رشد اقتصادی موجب کاهش فقر می‌شود در نتیجه کاهش فقر کاهش نابرابری درآمد را به دنبال دارد. نتایج حاصل از پژوهش با یافته‌های نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)، بارو^۵ (۲۰۰۰)، گابرت و همکاران (۲۰۱۰) و علی^۶ (۲۰۱۴) همخوانی دارد.

نتایج اثر تورم بر نابرابری درآمد حاکی از اثر منفی است و چون از لحاظ آماری بی معنی می‌باشد

منابع

- Adams, R. H. Jr. (1989). Work Remittances and Inequality in Rural Egypt, *Economic Development and Cultural Change*, 38(1), 45-71.
- Adams, R. H. & Mahmood, Z. (1992). The Effects of Migration and Remittances on Inequality in Rural Pakistan, *Pakistan Development Review*, 31(4), 1189-1206.

⁴ Chakra & Roberto

⁵ Barro

⁶ Ali

¹ Adams

² Lakshin & Bontch

³ Adams & Page

- Adams, R., Cuecuecha, A., & Page, J., (2008). The Impact of Remittances on Poverty and Inequality in Ghana”, *World Bank Policy Research Working Paper*, No 4732.
- Ahlburg, D, A. (1991). Remittances and Their Impact: A study of Tonga and Western Samoa. *Pacific Policy Paper* No. 7, Canberra: National Center for Development Studies.
- Ahlburg, D, A. (1995). Migration, Remittances, and the Distribution of Income: Evidence from the Pacific, *Asian Pacific Migration Journal*, 4. 157-167.
- Ahlburg, D. A. (1996). Demographic and Social Change in Pacific Island nations. *Asia-Pacific Research Report*. Honolulu: East-West Center, Program on Population.
- Ali, S., (2014). Inflation, Income Inequality and Economic Growth in Pakistan: A Cointegration Analysis. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 4(1), 33-42.
- Ansari Samani, H. and Khail Kordi, R., (2019). Unemployment Rate and Income Distribution Inequality in Iran, *Iranian Journal of Economic Research*, 24(81), 186-157. [In Persian]
- Anyanwu, J. C. (2011), International Remittances and Income Inequality in Africa, *Working Paper Series N° 135, African Development Bank*, Tunis, Tunisia.
- Azizi, S. S., (2019). The Impact of Workers Remittances on Poverty and Inequality in Developing Countries, *Empirical Economics*, 60, 969-991.
- Barajas, A & Gapen MT., Chami R, Monttiel P, Fullenkamp C., (2010). Do Workers Remittances Promote Economic Growth? *International Monetary Fund*. No. 2009-2153.
- Basanta, K. P. and Malvika M. (2016). Impact of Remittances on Poverty: An Analysis of Data from A Set of Developing Countries, *Economics Bulletin*, 36(1), 108-117.
- Bertoli, S., & Marchetta, F. (2014). Migration, remittances and poverty in Ecuador. *The Journal of Development Studies*, 50(8), 1067-1089.
- Beyene, BM. (2014). The Effects of International Remittances on Poverty and Inequality in Ethiopia, *The Journal Development Studies*, 50(10), 1380-1396.
- Brown, R. & Connell, J. (1992). Migration and Remittances in Tonga and Western Samoa. *Report Prepared for ILO*, Bangkok.
- Carling, J. (2005). Migrant Remittances and Development Cooperation. *International Peace Research Institute Oslo Report*.
- Chakra P.A, & Roberto, L, G., (2012). The Impact of Remittances on Poverty and Inequality: A Micro- Simulation Study for Nepal, 11-26.
- Chea. V. (2021). Effect of Remittances on Household Poverty and Inequality in Cambodia. *Journal of the Asia pacific Economy*. DOI: 10.1080/13547860.2021.1905200.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. and Silvia, j. (2012). Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S., *NBER Working Paper Series*, No 18170.
- Dahmardeh, n., & Safdari, M., & Shahiki Tash, M. (2010). The Effect of Macroeconomic Indices on Income Distribution in Iran, *Iranian journal of trade studies*, 14(54), 25-55. [In Persian]
- Ebeke, Ch., Le Goff, M., (2009). What Migrants Remittances Reduce Income Inequality in Some Countries and Not in Others? *halshs-00554277*, 1-40.
- Fa rré, L, and Vella, F. (2006). Macroeconomic Conditions and the Distribution of Income

- in 21- Spain, *IZA Discussion Papers*, No. 2512.
- Glytsos, N.P. (2002), The Role of Migrant Remittances in Development: Evidence from Mediterranean Countries, *International Migration*, 40, 5-26.
- Gonzalez-Konig, G. and Wodon Q. (2005) Remittances and inequality. *Washington, DC: World Bank*.
- Goschin, Z. (2014). Remittances as an Economic Development Factor. Empirical Evidence from the CEE Countries. *Procedia Economics and Finance*, 10, 54-60.
- Gupta, S., Pattilo, A., Wagh, S. (2009). Effect of Remittances on Poverty and Financial development in Sub-Saharan Africa. *World Development*, 37, 104-115.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Hurlin, Ch. (2018). Panel Threshold Regression Models. School of Economics and Management. *Advanced econometrics*. 1-86.
- James T. Bang, Anirddha M, Phanindra V. Wunnava, (2014). The Impact of Remittances on Poverty and Income Inequality in Kenya: An Instrumental Variable Quantile Regression Analysis.
- Jimenez- Soto EV, & Brown Rp, (2012). Assessing the Poverty Impacts of Migrants Remittances using Propensity Score Matching: the case of Tonga. *Econ Record* 88(282): 425-439.
- Knowles, J. & Anker, R., (1981), Analysis of Income Transfers in a Developing Country: The Case of Kenya, *Journal of Development Economics*, 8, 205-226.
- Koczan, Z., Loyola, F. (2018). How Do Migration and Remittances Affect Inequality? A Case Study of Mexico. *International Monetary Fund, Working Paper*, No. 18/136.
- Koechlin, V., Leon, G., (2007). International Remittances and Income Inequality: An Empirical Investigation, *Journal of Economic Policy Reform*, 10(2), 123-141.
- Kourtellos, A., Stengos, T. & Tan, Ch. M. (2009). Structural Threshold Regression. *Econometrica*, 53(2), 434-455.
- Kousar, R., Rais, S. I., Mansoor, A., Zaman, K., Shah, S. T. H., & Ejaz, S. (2019). The Impact of Foreign Remittances and Financial Development on Poverty and Income Inequality in Pakistan: Evidence from ARDL Bounds Testing Approach. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(1), 71-81.
- Lakshin, M., Bontch - Osmolovskim, M., & Glinskaya, E. (2007). Work- Related Migration and Poverty Reduction in Nepal. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 4231. 31-42.
- Leon, G. (2007). International Remittances and Income Inequality: An Empirical Investigation. *Economic Policy Reform Journal*, No .2, 123-141.
- Lerman, R. I., & S. Yitzhaki. (1985). Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 67 (1): 151-156.
- Lipton, M. (1980). Migration from Rural Areas of Poor Countries: The Impact on Rural Productivity and Income Distribution. *World Development*, (8). 1-24.
- Maestri, V. and Roventini, A. (2012). Inequality and Macroeconomic Factors: A Time- Series Analysis for a Set of OECD Countries, *LEM Working Paper Series*, No. 2012/2

- McAuliffe, M., & Khadria, B., (2018). *International Organization for Migration (IOM)*, 20-22 10117 Berlin, Germany.
- McKenzie, D. & Rapoport, H., (2004), Network Effects and the Dynamics of Migration and Inequality: Theory and Evidence from Mexico, *Bureau for Research in Economic Analysis of Development (BREAD.) Working Paper*, No. 63.
- Mehedintu, A., Soava, G, & Sterpu, M. (2019). the Effect of Remittances on Poverty in the Emerging Countries of the European Union, *Sustainability*, MDPI, 11(12), 1-14.
- Nademi, Y., and Hassanvand, D (1394). The Effect of Government Size Thresholds on Inequality of Income Distribution in Iran, *Quarterly Journal of Program and Budget*, 20(3), 125-143. [In Persian]
- Plaza, S. (2016). Migration and Remittances Factbook. Third Edition, *the World Bank Group*. No. 23743.
- Rostam Alizadeh, V. and Hosseini, Gh. (2016). An Overview of Remittance Flows from Transnational Migrants around the World; With Emphasis on Iranian Immigrants, *Population Quarterly*, 22(91 and 92), 139-114. [In Persian]
- Saadat, R., M., and Naderi, P. (2020). Correlation between Real Exchange Rates and Remittance Fluctuations in Selected Developing Countries; Simultaneous Equations Approach, *Quantitative Economics Quarterly*, 16(2), 103-73. [In Persian]
- Seyednourani, S., Ebadi, M. (2020). Evaluation of Performance of Iranian Commercial Banks Method: Bootstrap Algorithm. *Macroeconomics Research Letter*, 14(28), 169-198. [In Persian]
- Sokhanvar M., (2018). Determining the Optimal Size of Government Thresholds and Productivity Using the Threshold Panel Data Approach in OPEC Selected Countries, *Economic Growth and Development Research*, 8(32), 111-124. [In Persian]
- Stark, O. Taylor, E. J. and Yitzhaki, S (1986). Remittances and Inequality, *Economic Journal*, 96(383), 722-740.
- Taybi, S.K., and Maleki, B., (2011). The Effect of Trade Openness on Income Inequality: The Case of Iran and its Business Partners, *Spielberg-London and London Model, Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, First Year, No. 4. [In Persian]
- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata, *The Stata Journal*, 15(1), 121-134.
- Yang, D. and Martinez, C. (2005), Remittances and Poverty in Migrants' Home Areas: Evidence from the Philippines, *International Migration and the Brain Drain*.
- Zhu, N., & Luo, X. (2010). The Impact of Migration on Rural Poverty and Inequality: A Case Study in China. *Agricultural Economics*, 44, 191-204.