University of Sistan and Baluchestan

Stable Economy

Online ISSN: 2783 - 1426

Iranian Scientific Social Welfare Association

The Nonlinear Effect of Inflation on Income Inequality (Developing-Countries Study)

Mahdiyeh Moradizadeh[1], Mohammad Bagher Shirmehenji [2], Mohammad Javad Nourahmadi [3]

1. MSc, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran. Email: mahdiyeh.moradizadeh@gmail.com
2. Ph.D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email: mbshirmehenji@gmail.com
3. Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba`i University, Tehran, Iran. Email: mjnourahmadi@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 16 December 2021
Revised in revised form: 16 January 2022
Accepted: 18 January 2022
Published online: 18 January 2022

Keywords:
Inflation,
Income Inequality,
Gini Coefficient,
Dynamic Panel Data.

ABSTRACT

Income inequality is an important economic issue that many countries around the world face. In recent decades, due to the increasing trend of income inequality and its adverse effects on the economy of each country, this issue and the factors affecting it have been considered by researchers and economic policymakers. Given the importance of this issue, this article examines the impact of inflation on income inequality in 66 developing countries, including Iran during the period 1995-2018. Dynamic panel data model and generalized method of moments (GMM) have been used to investigate the issue. The results show that there is a nonlinear U-shaped relationship between total inflation and income inequality; That means, when inflation starts to rise from zero, income inequality decreases to the threshold of total inflation (the threshold of total inflation In this study, about 12/07 has been obtained.), And after reaching the inflation threshold with increasing inflation, income inequality also increases. Therefore, there is a nonlinear U-shaped relationship between total inflation and income inequality. Regarding the relationship between the components of inflation and income inequality, the results of the model show a U-shaped nonlinear relationship between projected inflation and income inequality, but unforeseen inflation has no significant relationship with income inequality. The results also show that increasing per capita GDP and urbanization improves income inequality and increasing them will improve the situation of income inequality, but increasing international trade freedom in the countries studied worsens the situation of income inequality. No significant relationship was found between unemployment and income inequality.

Cite this article: Moradizadeh, M., Shirmehenji, M. B., & Nourahmadi, M. J. (2022). The Nonlinear Effect of Inflation on Income Inequality (Developing-Countries Study).*Stable Economy*,2(4),29-54. DOI: 10.22111/SEDJ.2022.40958.1170

© The Author(s).
Publisher: University of Sistan and Baluchestan
DOI: 10.22111/SEDJ.2022.40958.1170

اقتصاد باثبات
شاپا الکترونیکی: ۱٤۲٦ - ۲۷۸۳
دانشگاه سیستان و بلوچستان
انجمن علمی رفاه اجتماعی ایران

اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد (مطالعه کشورهای درحال توسعه)

مهدیه مرادی زاده[۱] ، محمدباقر شیرمهنجی[۲] ، محمدجواد نوراحمدی[۳]

۱. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. رایانامه: mahdiyeh.moradizadeh@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. رایانامه: mbshirmehenji@gmail.com

۳. نویسنده مسئول، استادیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. رایانامه: mjnourahmadi@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۵

تاریخ ویرایش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۶

تاریخ پذیرش : ۱۴۰۰/۱۰/۲۸

تاریخ انتشار: ۱۴۰۰/۱۰/۲۸

واژه‌های کلیدی:
تورم،
نابرابری درآمد،
ضریب جینی،
مدل پانل پویا.

چکیده

نابرابری درآمد یک مسئله مهم اقتصادی است که بسیاری از کشورهای جهان با آن مواجه هستند. در چند دهه اخیر به دلیل روند افزایشی نابرابری درآمد و آثار نامطلوب آن بر اقتصاد هر کشور، این مسئله و عوامل مؤثر بر آن مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته است. با توجه به اهمیت این موضوع در این مقاله به بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد در ۶۶ کشور در حال توسعه از جمله ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۸ پرداخته شده است. برای بررسی موضوع از مدل پانل دیتای پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه غیرخطی U شکل میان تورم کل و نابرابری درآمد وجود دارد، به این صورت که با شروع از تورم صفر، نابرابری درآمد حداکثر تا آستانه تورم کل (که در این مطالعه حدود ۱۲/۰۷ حاصل شده است) کاهش می‌یابد و بعد از رسیدن به آستانه تورم، با افزایش تورم نابرابری درآمد نیز افزایش می‌یابد؛ بنابراین میان تورم کل و نابرابری درآمد، ارتباط غیرخطی وجود دارد. همچنین درباره‌ی اجزای تورم، نتایج مدل بیان‌کننده رابطه غیرخطی U شکل میان تورم پیش‌بینی شده و نابرابری درآمد است، اما تورم پیش‌بینی نشده رابطه معناداری با نابرابری درآمد ندارد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه و شهرنشینی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و افزایش آن‌ها سبب بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌شود، اما افزایش آزادی تجارت بین‌المللی در کشورهای مورد مطالعه باعث بدتر شدن وضعیت نابرابری درآمد می‌شود. میان متغیر بیکاری و نابرابری درآمد رابطه معناداری یافت نشد.

استناد: مرادی زاده، مهدیه؛ شیرمهنجی، محمدباقر؛ و نوراحمدی، محمدجواد (۱۴۰۰). اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد (مطالعه کشورهای درحال توسعه). *اقتصاد باثبات*، ۲ (۴)، ۲۹-۵۴. DOI: 10.22111/SEDJ.2022.40958.1170

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱. مقدمه

طی چند دهه اخیر، نابرابری درآمد در بسیاری از کشورها در حال افزایش است که این امر، منعکس‌کننده طیف وسیعی از عوامل خارجی مانند جهانی‌شدن و پیامدهای آن و همچنین عوامل داخلی مانند سیاست‌های پولی و مالی است. به همین دلیل مطالعات و سیاست‌گذاری در این حوزه به طور گسترده مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. این موضوع بر ارزیابی سیاست‌های پولی تأثیر می‌گذارد که به طور متعارف هدف آن ثبات قیمت و رشد اقتصادی است. اکنون تأثیر سیاست‌های پولی بر نابرابری درآمد - چگونگی سودآوری یا آسیب رساندن به گروه‌های مختلف درآمدی در جامعه - بیشتر مورد توجه قرار گرفته است (*Zheng,2020*). از سوی دیگر، تورم به عنوان یک پدیده صرفاً پولی در نظر گرفته می‌شود که بر سطح نابرابری درآمد یک کشور به روش‌های مختلف تأثیر می‌گذارد. تحقیقات انجام شده در مورد بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد محدود است و به نتایج یکسانی نیز منجر نشده است، به علاوه در این پژوهش‌ها تورم و نابرابری درآمد توسط رابطه خطی توضیح داده شده است. (*Thalassinos,2012, Law & Soon2020 ,Blinder & Esaki,1978*).

در حالی که مطالعاتی که اخیراً توسط گالی[1] (۲۰۰۱)، آمورنتام[2] (۲۰۰۴)، مونین[3] (۲۰۱۴)، سیامی نامینی و هودسون[4] (۲۰۱۹)، شاکری و همکاران (۱۳۹۲) صورت گرفته شواهدی از وجود رابطه غیرخطی را تأیید می‌کند. در این مطالعات بیان شده که یک رابطهٔ U شکل میان تورم و نابرابری درآمد وجود دارد؛ یعنی در ابتدا افزایش تورم تا یک سطح مشخص (سطح آستانه[5]) نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد و بعد از رسیدن به این سطح نابرابری درآمد با افزایش تورم زیاد می‌شود. از این رو هدف اصلی این مطالعه این است که مشخص نماید تورم و نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه در یک افق زمانی نسبتاً طولانی چه ارتباطی با یکدیگر دارند و فرضیهٔ پژوهش به این صورت مطرح می‌شود: یک رابطه غیرخطی U شکل میان تورم و نابرابری درآمد وجود دارد. برای ارزیابی این فرضیه، این مطالعه در ۶ بخش ساماندهی شده است؛ در بخش دوم، مفاهیم و مبانی نظری مطرح می‌شود. سپس در بخش سوم به بررسی مطالعات و پژوهش‌های تجربی انجام شده پرداخته می‌شود. بخش چهارم به معرفی روش پژوهش و مدل تجربی اختصاص دارد. در بخش پنجم یافته‌های تجربی پژوهش ارائه می‌شود، بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

---

1. Galli
2. Amornthum
3. Monnin
4. Siami-Namini & Hudson
5. Threshold Level

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

در دهه‌های اخیر بحث توزیع درآمد بسیار مورد توجه کارشناسان اقتصاد و سیاست‌گذاران بوده تا با شناسایی و کنترل عوامل مؤثر بر آن در جهت کاهش شکاف اقتصادی بین گروه‌های مختلف جامعه اقدام نمایند. در این بخش، ما ابتدا کانال‌های بالقوه‌ای که تورم را با نابرابری درآمد پیوند می‌دهد، مرور می‌کنیم و سپس توجه خود را به عوامل دیگری معطوف می‌نماییم که اقتصاددانان اغلب از آن‌ها به عنوان محرک‌های افزایش نابرابری درآمد در اقتصادهای در حال توسعه یاد کرده‌اند. از آنجا که خانوارها از نظر منابع درآمدی ناهمگن هستند، تأثیر تورم بر کل درآمد آن‌ها نیز یکدست نخواهد بود. با تأثیر متفاوتی که تورم بر وضعیت هر خانوار بر جای می‌گذارد، می‌تواند توزیع درآمد را تغییر دهد. از نظر مونین (۲۰۱۴) درآمد کل را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد: درآمد حاصل از کار، درآمد سرمایه و پرداخت‌های انتقالی دولتی.

درآمد حاصل از کار

تورم می‌تواند توزیع درآمد حاصل از کار را از دو طریق تغییر دهد: یک کانال آشکار تورم و دوم اثر کانتیلون[1]. کانال آشکار تورم؛ اشاره به این دارد که دستمزد در درجات مختلف با تورم مرتبط است. دستمزدی که از نظر قراردادی با تورم تعیین می‌شود، بهتر در برابر تورم محافظت می‌شود. به عنوان مثال، پاداش‌ها اغلب متناسب با عملکرد سهام یک شرکت تعیین می‌شوند که به نوبه خود ممکن است با تورم حرکت کنند و در نتیجه در برابر تورم محافظت می‌شوند (*Monnin,2014*). پول هرگز به طور یکنواخت وارد اقتصاد نمی‌شود و هرگز بر قیمت‌ها به طور مساوی تأثیر نمی‌گذارد. در واقع عرضه پول به طور ناهموار در اقتصاد توزیع می‌شود، یعنی فقط از طریق مجاری خاصی، بر قیمت‌های مختلف به صورت ناهمگن تأثیر می‌گذارد. این اثر را اثر کانتیلون می‌نامند، زیرا ریچارد کانتیلون (۱۷۷۵) اولین کسی بود که آن را توصیف کرد (*Sieroń,2017*). اثر کانتیلون منعکس‌کننده تأخیر بین لحظاتی است که پول ایجاد می‌شود و زمانی که این پول ایجاد شده به تورم تبدیل می‌شود. به طور مشخص، پول جدید ابتدا به عواملی که نزدیک‌ترین به فرآیند خلق پول هستند (به‌عنوان مثال

[1]. Cantillon Effect

افراد شاغل در بانک‌ها) می‌رسد. این کارگزاران شاهد افزایش درآمد خود خواهند بود و پول اضافی را برای خرید کالاها و خدمات صرف می‌کنند که به نوبه خود منجر به هزینه‌های بیشتر توسط سایر فعالان اقتصادی و در نتیجه به تدریج منجر به تورم می‌شود (*Monnin,2014*). در واقع زمانی که پول عرضه می‌شود، بخشی از این پول عرضه شده از طریق افزایش حقوق و دستمزد بر درآمد عده‌ای از افراد جامعه تأثیر می‌گذارد و این افراد مازاد درآمد خود را صرف خرید کالا و خدمات می‌نمایند و منجر به بروز تورم به طور ناهمگن می‌شوند.

درآمد سرمایه

یعنی سود سهام و سود حاصل از سرمایه‌گذاری که دومین منبع درآمد برای خانوارها است و ممکن است چندین راه برای جلوگیری از تورم ارائه دهد؛ اما دسترسی به بازارهای مالی به دلیل موانع و هزینه‌های ورود برای همه‌ی خانوارها امکان پذیر نیست (*Monnin,2014*). در نتیجه وجود بازارهای مالی و راهکارهای آن برای جلوگیری از تورم می‌تواند بر اقشار کم درآمد جامعه آسیب بزند چراکه این افراد امکان فعالیت در بازارهای مالی را ندارند یا فعالیت آن‌ها به شدت محدود و اندک است.

پرداخت‌های انتقالی دولت

همچنین تورم از طریق کاهش ارزش پرداخت‌های انتقالی بر نابرابری درآمد تأثیرگذار است. از آنجا که دریافت‌کنندگان پرداخت‌های انتقالی جز افراد کم درآمد هستند، کاهش ارزش این پرداخت‌ها (در صورت عدم تعدیل با تورم) باعث کاهش قدرت خرید آن‌ها می‌شود (*Galli,2001*). در مواردی که افراد دارای درآمد ثابت هستند مانند کارمندان دولت، کارگران، حقوق بگیران و ... نیز به‌صورت مشابه عمل می‌کند؛ زیرا با افزایش تورم قدرت خرید این افراد کاهش می‌یابد و افرادی که نتوانند متناسب با افزایش قیمت‌ها درآمد خود را تغییر دهند متضرر می‌شوند. کانال‌هایی دیگری نیز وجود دارند که از طریق آن‌ها تورم نابرابری درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد:

تفاوت در سبد مصرفی خانوارها

یکی از کانال‌های دیگری که تورم می‌تواند بر توزیع درآمد تأثیر بگذارد، وجود گروه کالایی متفاوت در سبد مصرفی هر خانوار است که دارای آثار متفاوتی بر دهک‌های درآمدی خواهد بود. در این میان با توجه به سهم زیاد گروه مواد غذایی در بودجه خانوارهای کم‌درآمد، اهمیت آثار افزایش قیمت در

این گروه کالایی بر نابرابری درآمد آشکار می‌گردد؛ به عنوان مثال اگر سهم مواد غذایی از بودجه خانوار اولین دهک درآمدی ۴۰٪ و بالاترین دهک درآمدی ۱۰٪ باشد در این صورت افزایش ده درصدی در این گروه کالایی با فرض ثابت بودن دیگر شرایط، قدرت خرید دهک اول را ۴٪ و قدرت خرید دهک دهم را ۱٪ کاهش خواهد داد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹). در زمان تورم افزایش قیمت هر گروه کالایی متناسب با یکدیگر نیست، تورم می‌تواند با توجه به سهم هر گروه کالایی در سبد مصرفی خانوار و میزان درآمد مصرف‌کننده تأثیر متفاوتی بر نابرابری درآمد داشته باشد.

ارزش بدهی‌های اسمی

تورم پیش‌بینی نشده با بهبود وضعیت وام‌گیرندگان خالص و بدتر شدن شرایط وام‌دهندگان خالص نابرابری در درآمد را افزایش می‌دهد (*Galli,2001*). در واقع باعث انتقال قدرت خرید از وام‌دهندگان به وام‌گیرندگان می‌شود. تورم از طریق تأثیر بر ارزش خالص بدهی نیز می‌تواند اثر مشابه داشته باشد؛ زمانی که تورم اتفاق می‌افتد یک توزیع مجدد از بستانکاران به بدهکاران صورت می‌گیرد، زیرا تورم ارزش واقعی بدهی‌های اسمی را کاهش می‌دهد (*Amornthum,2004*). از آنجا که افراد کم درآمد معمولاً بدهکار هستند تورم در این‌مورد باعث بهبود وضعیت آن‌ها و کاهش نابرابری شود.

بنابراین، تورم پدیده‌ای است که انتظار می‌رود از جهات مختلف بر سطح نابرابری درآمد اثرگذار باشد. علیرغم تلاش‌های اخیر در تجزیه و تحلیل نابرابری درآمد و عوامل مؤثر بر آن، مبانی نظری رابطه بین تورم و نابرابری درآمد هنوز مبهم است. به عنوان نمونه بارو[1] (۱۹۹۷) در مقالهٔ خود نشان داد که تورم عاملی در جهت تشدید نابرابری درآمد است. بلیندر و ایساکی (۱۹۷۸) در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که تورم سبب کاهش نابرابری درآمد می‌شود. در طرف دیگر مطالعات اخیر در جهان نشان دادند که شواهدی از وجود رابطه غیرخطی (رابطه U شکل) میان تورم و نابرابری درآمد وجود دارد. نظریه وجود رابطه غیرخطی (رابطه U شکل) میان تورم و نابرابری درآمد ابتدا توسط گالی در سال ۲۰۰۱ مطرح شد. آن‌ها نشان دادند که افزایش تورم می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش داده یا افزایش دهد و به شدت به سطح اولیه تورم بستگی دارد. این یافته در پژوهش‌های آمورنتام (۲۰۰۴) و مونین (۲۰۱۴) مورد حمایت قرار گرفت. اثر خالص تورم بر نابرابری درآمد به نرخ و سطح اولیه تورم بستگی دارد اگر سطح اولیه تورم بالا باشد، کاهش آن می‌تواند باعث کاهش در نابرابری

[1]. Barro

درآمد شود؛ اما در صورتی که سطح اولیهٔ تورم پایین باشد کاهش تورم سبب افزایش نابرابری درآمد می‌شود (*Li &Zi,2002*). سیامی نامینی و هودسون (۲۰۱۹) نشان دادند که در کشورهای درحال‌توسعه یک رابطه غیرخطی میان تورم و نابرابری درآمد وجود دارد که به شکل U است. در سطوح پایین تورم، افزایش تورم سبب کاهش نابرابری درآمد می‌شود و پس از رسیدن به سطح مشخصی (آستانه تورم) سبب افزایش نابرابری درآمد می‌شود. با توجه به موارد مطرح شده انتظار برآن است که رابطه میان تورم و نابرابری به‌صورت غیرخطی باشد.

از طرف دیگر علاوه بر تورم عوامل اقتصادی و جمعیتی دیگری نیز وجود دارند که می‌توانند بر نابرابری درآمد اثرگذار باشند؛ از جمله این عوامل شامل نرخ بیکاری، آزادی تجارت بین‌المللی، تولید ناخالص داخلی سرانه و شهرنشینی هستند.

نرخ بیکاری: به نظر می‌رسد یکی از مهم‌ترین دلایل نابرابری درآمد، نداشتن شغل و عدم وجود جریان درآمدی پایدار است (سامانی و کردی، ۱۳۹۷). هرچه میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کمتر باشد، در نهایت میزان نابرابری در جامعه افزایش خواهد یافت و بالعکس با افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری که درنهایت به افزایش درآمدها منجر می‌گردد، وضعیت زندگی مردم بهتر و از میزان نابرابری در جامعه کاسته می‌شود (نورمحمدی و همکاران، ۱۳۹۹). از طرف دیگر، طبق منحنی فیلیپس در نرخ‌های تورم پایین بیکاری افزایش می‌یابد، با توجه به اینکه هزینه‌های استخدام و اخراج عموماً برای کارگران ماهر بیشتر از کارگران غیر ماهر است؛ بنابراین بیکاری اغلب وضعیت شغلی کارگران کم مهارت را تحت تأثیر قرار می‌دهد (*Galli,2001*). همچنین از آنجا که دسترسی افراد فقیر و کم درآمد به آموزش و مهارت‌های بازاری نسبت به دیگر اقشار جامعه کمتر است، اکثریت افراد کم مهارت را افراد با درآمد پایین تشکیل می‌دهد؛ بنابراین بیکاری بیشتر متوجه افراد کم‌درآمد می‌شود و از طریق افزایش شمار کم‌درآمدها به تشدید نابرابری درآمد کمک می‌کند. علاوه بر این افزایش نرخ بیکاری، می‌تواند با وجود انعطاف‌ناپذیری دستمزدهای اسمی به سمت پایین تقویت شود. در واقع چسبندگی دستمزدهای اسمی به سمت پایین با کاهش نرخ تورم سبب می‌شود که دستمزد حقیقی افزایش یابد و در نتیجه منجر به نرخ بیکاری بالاتر می‌شود (شاکری و همکاران، ۱۳۹۲). با توجه به موارد مطرح شده و نیز نتایج تجربی مطالعات انجام شده در

این زمینه شامل (بلیندر و ایساکی، شاکری و همکاران (۱۳۹۲)، سیامی نامینی و هودسون (۲۰۱۹)) انتظار بر آن است که نرخ بیکاری، همواره رابطه مستقیمی با شاخص‌های نابرابری درآمد داشته باشد.

آزادی تجارت بین‌المللی: پیوند بین آزادی تجارت بین‌المللی و نابرابری درآمد یکی دیگر از عواملی است که به طور گسترده در ادبیات مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج مطالعات گذشته شامل یافته‌هایی هستند که بر اساس آن‌ها آزادی تجارت بین‌المللی سبب بدتر شدن نابرابری درآمد در کشورهای درحال توسعه می‌شود (*Taylor,2000, Chang,2006, Thalassinos,2012*). در این زمینه سیامی نامینی و هودسون (۲۰۱۹) بیان می‌کنند که در کشورهای در حال توسعه نیروی کار ماهر نسبت به نیروی کار غیرماهر فراوان‌تر است، با گسترش آزادی تجارت وضعیت نیروی‌کار غیر ماهر بهبود می‌یابد؛ بنابراین از آنجا که نیروی کار ماهر و غیرماهر به‌صورت یکسان از منافع حاصل از تجارت منتفع نمی‌شوند، انتظار می‌رود آزادی تجارت سبب بدتر شدن نابرابری درآمد در کشورهای درحال‌توسعه شود.

تولید ناخالص داخلی سرانه: یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر نابرابری درآمد نرخ رشد اقتصادی یا همان تولید ناخالص داخلی سرانه است. افزایش درآمد سرانه موجب افزایش قدرت خرید و افزایش میل پس‌انداز و در نتیجه سرمایه‌گذاری بیشتر و ایجاد اشتغال مولد و کمک به چرخه تولید می‌گردد؛ این امر منجر به توزیع عادلانه‌تر درآمد در بین اقشار مختلف درآمدی می‌شود (احمدی و همکاران، ۱۳۹۵). از آنجا که به لحاظ نظری، در بسیاری از مطالعات انجام شده یبرایو[1] (۲۰۲۱)، تالاسینوس و همکاران (۲۰۱۲) و احمدی و همکاران (۱۳۹۵) افزایش سرانه تولید ناخالص باعث کاهش نابرابری می‌شود انتظار می‌رود علامت ضریب تخمینی این متغیر منفی باشد.

شهرنشینی: یکی دیگر از عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد شهرنشینی است. در این زمینه (مهرگان، زمانی شبخانه، ۱۳۹۲) بیان می‌کنند زمانی که در مناطق شهری صنایع شکل می‌گیرند، وجود نیروی کار فراوان یکی از عوامل رشد صنایع است، به خصوص زمانی که این صنایع، صنایعی کاربر باشند. تحت این شرایط، گسترش مهاجرت از روستا به شهر می‌تواند عامل مهمی در رشد اقتصادی بوده و تغییراتی در توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی صورت پذیرد. همچنین مطالعات مانند

[1]. Ybrayev

استوسبرگ و بلوچلیگر[1] (۲۰۱۷) و سیامی نامینی و هودسون (۲۰۱۹) وجود رابطه معکوس بین شهرنشینی و نابرابری درآمد را تأیید می‌نمایند. از این رو انتظار بر این است که افزایش شهرنشینی باعث کاهش نابرابری درآمد شود.

با عنایت به نظریه‌ها و تئوری‌های مختلف در ارتباط با تأثیر تورم بر نابرابری درآمد، می‌توان به این جمع‌بندی رسید که تورم می‌تواند از طریق تغییر ارزش انواع درآمد، تفاوت در سبد مصرفی خانوارها و تغییر در ارزش بدهی‌های اسمی بر وضعیت نابرابری درآمد اثرگذار باشد. همچنین به لحاظ نظری انتظار می‌رود در کنار تورم عوامل جمعیتی و اقتصادی دیگری نیز شامل نرخ بیکاری، شهرنشینی، تولید ناخالص داخلی سرانه و آزادی تجارت بین‌المللی بر نابرابری درآمد در یک جامعه تأثیر بگذارند. با توجه به مبانی نظری مطرح شده، وجود تأثیر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد به‌عنوان فرضیه اصلی پژوهش تعریف می‌شود و سایر فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر مطرح می‌شود:

- میان نرخ بیکاری و نابرابری درآمد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.
- افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه سبب بهبود نابرابری درآمد می‌شود.
- گسترش شهرنشینی بر نابرابری درآمد تأثیر منفی و معناداری دارد.
- میان آزادی تجارت بین‌المللی و نابرابری درآمد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

مطالعات اخیر یافته‌های مختلفی را در بیان رابطه بین نابرابری درآمد و تورم در ادبیات نظری و تجربی ارائه داده‌اند. این بخش از این مطالعه به طور خلاصه به مرور ادبیات نظری و تجربی مطالعات پیشین می‌پردازد.

۲-۱. مطالعات داخلی

زمردیان و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی به بررسی اثر تورم به نابرابری درآمد در ایران پرداختند. دورهٔ زمانی این پژوهش شامل سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۹۵ و در این پژوهش از مدل خود رگرسیونی برداری (var) استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تورم اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی در ایران دارد و افزایش تورم منجر به بدتر شدن وضعیت نابرابری درآمد در ایران می‌شود.

[1]. Stossberg & Blöchliger

آرمان مهر و فرهمندمنش (۱۳۹۷)، در یک پژوهش به تحلیل تأثیر تورم بر نابرابری درآمد در میان دهک‌های مختلف درآمدی خانوارهای شهری در ایران پرداختند. بازه‌ی زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۲ است. در این پژوهش از روش سیستم مخارج خطی و شاخص اتکینسون استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش قیمت شدید، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد.

گلخندان (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان تأثیر آستانه‌ای تورم بر نابرابری درآمد در ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) به بررسی اثرگذاری غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد پرداخته است. در این پژوهش از روش رگرسیون انتقال ملایم (SRT) طی دوره زمانی ۱۳۴۸- ۱۳۹۲ استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود رابطه U شکل میان تورم و نابرابری درآمد طی دوره زمانی مورد بررسی در ایران است.

شاکری و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی اثر تورم بر توزیع درآمد در ایران پرداختند. روش مورد استفاده در این پژوهش مدل ARDL برای دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۵ بود. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی غیرخطی میان تورم پیش‌بینی شده و توزیع درآمد وجود دارد.

۲-۲. مطالعات خارجی

یبرایو (۲۰۲۱)، در یک مطالعه به بررسی اثر تورم بر نابرابری درآمد در قالب دو روش اثرات ثابت و مدل ور (var) پرداخت. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل ۵ کشور در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۰ است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش ناچیز تورم، در درجه اول به توزیع درآمد آسیب می‌رساند، زیرا خانوارهای فقیر عمدتاً دارایی‌های نقدی بیشتری دارند. در عین حال، خانوارهای ثروتمند که عمده دارایی‌های خود را به شکل غیر نقدی ذخیره می‌کنند، در مقابل تورم از کاهش قدرت خرید خود محافظت می‌کنند.

لاو و سون (۲۰۲۰)، به تحلیل نحوه تعامل تورم با سیاست توزیع مجدد و نابرابری درآمد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی پرداختند. جامعه‌ی آماری این پژوهش ۶۵ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۷ است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تورم باعث بدتر شدن نابرابری درآمد خواهد شد، در حالی که کیفیت بهتر نهادی باعث بهبود نابرابری درآمد می‌شود. همچنین، اثر تورم با کیفیت نهادی بهتر کاهش می‌یابد؛ بنابراین،

به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود کیفیت نهادی را بهبود بخشند زیرا از طریق تعامل با تورم تأثیر مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری درآمد دارد.

سیامی نامینی و هودسون (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای تأثیر سیاست‌های پولی بر نابرابری درآمد را در ۲۴ کشور توسعه‌یافته و ۶۶ کشور در حال توسعه در جهان مورد بررسی قرار دادند. دوره زمانی این پژوهش ۱۹۹۰- ۲۰۱۴ است. آن‌ها دریافتند که رشد کشاورزی و صنعتی تأثیر منفی و رشد بخش خدمات تأثیر مثبتی بر نابرابری درآمد دارد. نتایج از وجود فرضیه "U" معکوس کوزنتس[1] برای رشد صنعت و فرضیه "U" کوزنتس برای رشد بخش خدمات پشتیبانی می‌کند. آن‌ها با استفاده از تورم به عنوان نماینده سیاست‌های پولی در کشورهای در حال توسعه، دریافتند که رشد تورم در درازمدت بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد و جهت اثر آن به میزان تورم اولیه بستگی دارد.

مونین (۲۰۱۴)، در یک پژوهش با عنوان تورم و نابرابری درآمد در اقتصادهای توسعه‌یافته به بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد پرداخته است. دوره‌ی زمانی این پژوهش یک دوره ۳۹ ساله از سال ۱۹۷۱ تا سال ۲۰۱۰ است که جامعه آماری این پژوهش ۱۰ کشور OECD را شامل می‌شود. مدل به کار رفته در این پژوهش پانل دیتا است و نتایج آن نشان می‌دهد که یک رابطه غیرخطی میان تورم و نابرابری درآمد وجود دارد.

تالاسینوس و همکاران (۲۰۱۲)، به بررسی رابطه تورم و نابرابری درآمدهای خانوار در ۱۳ کشور اروپایی در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰-۲۰۰۹ پرداختند. این پژوهش با استفاده از تخمین الگوهای اثرات ثابت برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که تورم تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد و افزایش تورم سبب افزایش نابرابری درآمد می‌شود.

آمورنتام (۲۰۰۴) به بررسی اثر تورم بر نابرابری درآمد را در ۷ کشور آسیایی (هنگ کنگ، سنگاپور، کره‌جنوبی، تایوان، تایلند، مالزی و فیلیپین) پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با اضافه کردن درجه دوم تورم فیلتر شده (پیش‌بینی شده) به مدل، معناداری مدل افزایش می‌یابد و رابطه U شکل میان تورم و نابرابری درآمد تأیید می‌شود.

گالی (۲۰۰۱) اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد را در دو نمونه شامل ۱۵ کشور OECD (با استفاده از داده‌های پانلی طی دوره ۱۹۶۶-۱۹۷۳) و ایالات‌متحده آمریکا (با استفاده از داده‌های سری

[1]. Kuznets

زمانی طی سال‌های ۱۹۶۷-۱۹۹۹) مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه U شکل میان تورم و نابرابری درآمد وجود دارد.

بالر[1] (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای با عنوان "نابرابری درآمد: آیا تورم اهمیت دارد؟" اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد را در ۷۵ کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۰- ۱۹۹۱ مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش بر اساس متغیرهای مجازی کشورها به سه گروه تورم شدید، تورم بالا و تورم پایین تقسیم شدند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه میان تورم و نابرابری درآمد به‌صورت غیرخطی است.

بلیندر و ایساکی (۱۹۷۸): در مطالعه‌ای تحت عنوان "عملکرد اقتصاد کلان و توزیع درآمد در سال‌های پس از جنگ جهانی در آمریکا" با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی طی دوره زمانی (۱۹۴۷-۱۹۷۴) اثر بیکاری و تورم بر نابرابری درآمد را مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که افزایش بیکاری سبب افزایش نابرابری درآمد می‌شود؛ اما نتایج به دست آمده در مورد تورم از این قطعیت برخوردار نیست. نتایج نشان می‌دهد که تورم یک مالیات تصاعدی جزئی است که افراد کم‌درآمد کمتر از ثروتمندان در آن ضرر می‌کنند و با وجود تورم شکاف درآمدی میان افراد فقیر و ثروتمند کاهش می‌یابد.

یافته‌های تجربی مطالعات قبلی نشان می‌دهد که در مورد اثرگذاری تورم بر نابرابری درآمد تحلیل‌های متفاوتی وجود دارد. برخی از مطالعات شواهدی را پیدا کردند که با وجود رابطه منفی بین نابرابری درآمد و تورم مطابقت داشت، در حالی که برخی دیگر هیچ رابطه معنی‌داری بین این دو متغیر پیدا نکردند. همچنین برخی از یافته‌ها نشان می‌دهد که تورم مالیاتی کاهنده یا فزاینده است. تالاسینوس و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهش خود نشان دادند که تورم از افراد کم درآمد که قسمت زیادی از ثروت خود را به‌صورت پول فیات[2] (بدون پشتوانه) نگهداری می‌کنند، نسبت به افراد با درآمد بالا که بخش زیادی از دارایی خود را به‌صورت سرمایه و بخش کمی را به‌صورت پول فیات (بدون پشتوانه) نگهداری می‌کنند، مالیات بیشتری می‌گیرد. این نشان دهنده این است که تورم می‌تواند نابرابری در درآمد را افزایش دهد. مطالعاتی همچون بالر (۲۰۰۱)، گالی (۲۰۰۱)، آمورنتام

[1]. Bulíř
[2]. Fiat

(۲۰۰۴)، مونین (۲۰۱۴)، شاکری و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند که افزایش تورم می‌تواند نابرابری در درآمد را کاهش و یا افزایش دهد که به شدت به سطح اولیه تورم بستگی دارد. در واقع آن‌ها نشان دادند که یک رابطه‌ی غیرخطی (U شکل) بین تورم طولانی‌مدت و نابرابری درآمد وجود دارد. بررسی مطالعات تجربی انجام گرفته نشان می‌دهد که تأثیر تورم بر نابرابری درآمد در کشورهای مختلف متفاوت بوده است. به نظر می‌رسد که عمده‌ترین دلیل این تفاوت در استفاده از روش‌های تحقیق و جامعهٔ آماری گوناگون بوده است. با توجه به آثار نامطلوبی که نابرابری درآمد در یک جامعه می‌تواند داشته باشد و وضعیت تورم در کشورهای در حال توسعه توجه به اثراتی که تورم می‌تواند بر نابرابری درآمد داشته باشد از اهمیت فراوانی برخوردار است؛ اما متأسفانه مطالعات زیادی در زمینهٔ تأثیر تورم بر نابرابری درآمد انجام نشده است؛ بنابراین با توجه به این نکته و اهمیت بالای مباحث تورم و توزیع درآمد، انجام چنین مطالعه‌ای ضرورت می‌یابد، این مطالعه نیز تلاشی در این راستاست.

۳. معرفی مدل تجربی و روش تخمین آن

با توجه به مبانی نظری موجود، برای آزمون فرضیه وجود رابطه معنادار بین تورم و نابرابری درآمد الگوی تجربی تحقیق به شکل زیر معرفی می‌گردد:

$$Gini_{it} = \alpha\, Gini_{it-1} + \beta_1\, \pi_{it} + \pi_{it}^2 + \beta 3 \quad {}_{it}x + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

در رابطه فوق $Gini_{it}$ ضریب جینی و $Gini_{it-1}$ نشان دهنده وقفه ضریب جینی است. μ_i مربوط به اثرات ثابت هر مقطع (کشور) است که شامل متغیرهای اندازه‌گیری نشده و اثرگذار بر ضریب جینی است که در بین کشورها متفاوت است. ε_{it} جمله خطای تصادفی است. پانویس i بیانگر مقطع و t نشان دهنده زمان است.

متغیرهای مستقل موجود در مدل به دو صورت آورده شده‌اند، متغیرهای اصلی و کنترلی. متغیرهای اصلی شامل تورم π_{it} (نرخ تورم سالانه که از شاخص قیمت مصرف‌کننده محاسبه شده است) و همچنین مجذور تورم π_{it}^2 است. در ادامه به‌منظور هموار نمودن سری‌های تورم، فیلتر هدریک پرسکات[1] (۱۹۸۱) (HP) به کار گرفته می‌شود و از تورم فیلتر شده با π^{hp} به عنوان جانشینی

[1]. Hodrick & Prescott

برای تورم پیش‌بینی شده استفاده می‌گردد. اختلاف میان تورم پیش‌بینی شده و تورم کل، شکاف تورم π^{gap} نامیده می‌شود که به‌صورت جزء پیش‌بینی نشده تورم مفروض است (شاکری و همکاران، ۱۳۹۲). برای تأیید فرضیه تحقیق انتظار می‌رود که ضریب π_{it} منفی و π_{it}^2 مثبت باشد ($\beta_1 <$ ۰ و $\beta_2 >$ ۰)؛ زمانی که سطح اولیه تورم پایین باشد افزایش تورم منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود و زمانی که تورم از یک آستانهٔ معین فراتر رود نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. X_{it} برداری از متغیرهای کنترلی است که بر اساس مبانی نظری انتظار می‌رود بر نابرابری درآمد تأثیر بگذارند. در واقع متغیرهای کنترل وارد شده به مدل شامل خصوصیات اقتصادی، نهادی و جمعیتی هستند که می‌توانند بر میزان نابرابری درآمد در یک کشور تأثیر بگذارند؛ بنابراین به‌منظور افزایش قدرت توضیح دهندگی مدل و برای جلوگیری از تورش تصریح مدل، با توجه به مطالعات نظری و تجربی در زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه، متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی (Gdpper)، نسبت شهرنشینی (Ur)، آزادی تجارت بین‌المللی (Open) و نرخ بیکاری (UN) به عنوان متغیرهای کنترل به مدل اضافه شدند. در این معادله مسئله خود رگرسیونی به دلیل حضور متغیر وقفه دار در سمت راست معادله (به‌عنوان یک متغیر توضیحی) و رابطهٔ آن با جز خطا آشکار می‌شود و سبب تورش دار شدن و ناسازگار بودن تخمین زننده حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌شود. برای حذف تورش رگرسیون‌های مقطعی و تخمین کاراتر از مدل داده‌های پانل پویا[1] استفاده می‌شود. روش تخمین مناسب‌تر در این شرایط گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM[2] دومرحله‌ای است که توسط آرلانو و باند[3] (۱۹۹۱) پیشنهاد شده است. برای رفع رابطه هم‌زمانی میان متغیر وابسته با وقفه و متغیرهای توضیحی، متغیرهایی تحت عنوان متغیرهای ابزاری ایجاد می‌شود (بالتاجی[4]، ۲۰۰۸). سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیله آزمون سارجنت که توسط آرلانو و باند (۱۹۹۸) آرلانو و بوور[5] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[6] (۱۹۹۸) تصریح شده، آزمون شود. آزمون سارجنت برای شناسایی

[1]. Dynamic Panel Data
[2]. Generalized Method of Moments
[3]. Arrelano And Bond
[4]. Baltagi
[5]. Arrelano and Bover
[6]. Blundell and Bond

قیدهای بیش از حد تعیین شده است و از طریق آن می‌توان معتبر بودن ابزارها را آزمون کرد. آماره آزمون سارجنت (J-Statistic) دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش ازحد است. عدم رد فرضیه صفر آزمون سارجنت شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند (میلانی و همکاران، ۱۳۹۶). در این پژوهش از روش معمول گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM تفاضلی دومرحله‌ای استفاده شده است و به‌وسیله‌ی آزمون سارجنت معتبر بودن ماتریس ابزارها مورد بررسی قرار گرفته است.

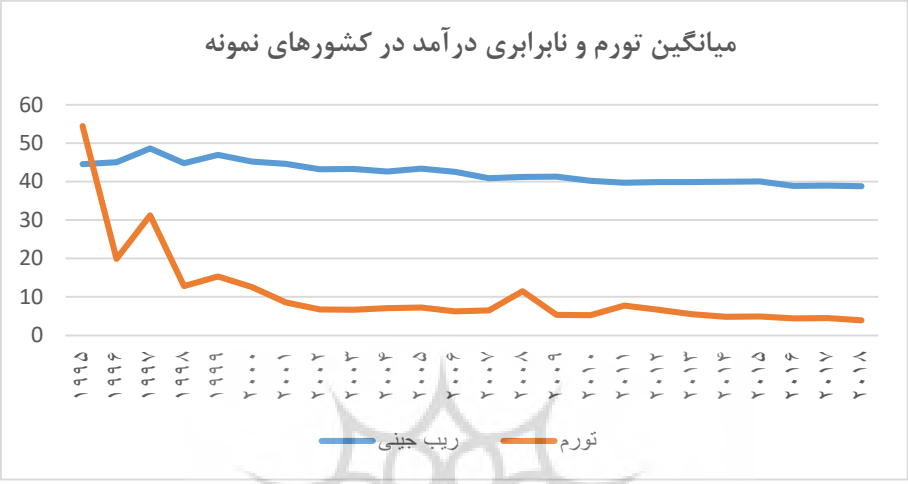
۳-۱. پایه‌های آماری

برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد از ضریب Gini استفاده شده است. مقدار آن از صفر تا یک تغییر می‌کند و هرچقدر این ضریب به یک نزدیک‌تر باشد، نابرابری درآمد بالاتر را نشان می‌دهد. برای اندازه‌گیری متغیر تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است. متغیرهای کنترل شامل تولید ناخالص داخلی سرانه (درصد سالانه)، نرخ بیکاری (براساس درصدی از کل نیروی کار بیان شده است)، شاخص شهرنشینی (به عنوان درصد جمعیت ساکن در شهر اندازه‌گیری می‌شود) و آزادی تجارت بین‌المللی (مجموع صادرات و واردات که برحسب درصدی از تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است) هستند که داده‌های مربوط به سه متغیر نرخ بیکاری، شاخص شهرنشینی و آزادی تجارت بین‌المللی از آمارهای موجود در مجموعه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) به دست آمده‌اند و ضریب جینی، تولید ناخالص داخلی سرانه و تورم از آمارهای موجود در بانک جهانی[1] استخراج شده‌اند.

۳-۲. روند زمانی میانگین تورم و نابرابری درآمد

در نمودار شماره ۱ روند زمانی میانگین تورم و ضریب جینی (شاخص نابرابری درآمد) در کشورهای نمونه طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۸ ارائه شده است.

[1]. World Bank



شکل ۱. نمودار روند زمانی میانگین تورم و ضریب جینی (منبع: یافته‌های تحقیق)

همان‌طور که در این نمودار قابل مشاهده است، طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۸ با کاهش میانگین تورم در کشورهای مورد مطالعه از ۵۴ درصد در سال ۱۹۹۵ به ۴ درصد در سال ۲۰۱۸، میانگین ضریب جینی نیز از ۴۴ درصد به ۳۸ درصد کاهش یافته است. جهش قابل مشاهده در نیمه دوم دهه ۱۹۹۰، بحران مالی در کشورهای آسیای شرقی را نشان می‌دهد[۱]. در طول بحران آسیایی با جهش میانگین نرخ تورم از ۱۹ درصد در سال ۱۹۹۶ به ۳۱ درصد در سال ۱۹۹۷، میانگین ضریب جینی از ۴۵ درصد به ۴۸ درصد افزایش یافته است؛ پس از آن با کاهش میانگین تورم از ۳۱ درصد در سال ۱۹۹۷ به ۱۲ درصد در سال ۱۹۹۸، میانگین ضریب جینی از ۴۸ درصد به ۴۴ درصد کاهش یافته است. همچنین در بحران مالی سال ۲۰۰۸ با افزایش میانگین تورم از ۶ درصد به ۱۱ درصد، میانگین ضریب جینی ۴۰ درصد به ۴۱ درصد افزایش یافته هست؛ بنابراین به طورکلی در طول دوره مورد

[۱]. این جهش به دلیل حضور تعدادی از کشورهای آسیای شرقی در نمونه مورد بررسی مطالعه حاضر، در نمودار نمایان شده است.

بررسی، تورم و نابرابری درآمد هم‌جهت هستند و حتی در دوره‌های بحران نیز این رابطه هم‌جهت برقرار است؛ با این حال باید توجه داشت که در این نمودار سایر عواملی که می‌توانند بر نابرابری تأثیر بگذارند، در نظر گرفته نشده است.

۳-۳. روش پژوهش و استخراج داده‌ها

با توجه به اینکه نحوه جمع آوری داده‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است، در این پژوهش همواره تلاش شده که منابع اطلاعاتی از سایت‌های معتبر جمع‌آوری شود. جامعه آماری این پژوهش ۶۶ کشور درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۳ ساله ۱۹۹۵-۲۰۱۸ است. ملاک انتخاب کشورها موجود بودن و در دسترس بودن داده‌های آن‌ها است. سپس با استفاده از نرم‌افزار Eviews تخمین مدل و آزمون فرضیه‌ها انجام شد.[۱]

۳-۴. آزمون مانایی

روش‌های معمول اقتصادسنجی بر فرض مانایی متغیرهای مورد مطالعه استوار است؛ زیرا امکان جعلی بودن برآورد رگرسیون با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج این برآوردها ممکن است گمراه‌کننده باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵). از این رو قبل از استفاده از این داده‌ها برای جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون کاذب، لازم است نسبت به مانایی و نامانایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[۲] (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون فیشر[۳] در جدول شماره (۱) گزارش شده است.

پرتال جامع علوم انسانی

[۱]. آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده پژوهش در پیوست شماره (۱) گزارش شده است، همچنین اسامی کشورهایی که در این تجزیه و تحلیل حضور دارند، در پیوست شماره (۲) ذکر شده‌اند.

[2]. Augmented Dicky Fuller

[3]. Fisher Test

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	در حالت با عرض از مبدأ (در سطح)	وضعیت	در حالت با عرض از مبدأ (با یک‌بار تفاضل گیری)	وضعیت
Gini	۴۲/۵۹۲۷ ۰/۹۰۶۷	نامانا -	۲۲۸/۶۸۲ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۱)
π	۴۷۶/۸۱۲ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۰)	-	-
π^2	۸۴۴/۶۷۱ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۰)	-	-
π^{hp}	۴۸۰/۰۵۸ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۰)	-	-
$(\pi^{hp})^2$	۵۷۶/ ۶۶۹ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۰)	-	-
π^{gap}	۷۶۳/۳۵۸ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۰)	-	-
Gdpper	۲۴/ ۶۳۰۹ ۱/۰۰۰۰	نامانا -	۳۸۶/ ۴۶۶ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۱)
Open	۱۴۴ /۱۱۵ ۰/۱۸۷۷	نامانا -	۵۳۷/۵۶۵ ۰/۰۰۰۰	مانا I(۱)
UN	۱۸۴/۳۰۹ ۰/۰۰۱۸	مانا I(۰)	-	-
Ur	۱۱۲/ ۷۳۵ ۰/۸۸۶۳	نامانا -	۱۵۵/ ۸۶۵ ۰/۰۷۶۵	مانا I(۱)

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس خروجی Eviews 10

همان‌طور که در جدول شماره (۱) قابل مشاهده است چهار متغیر شهرنشینی، آزادی تجارت بین‌المللی، ضریب جینی و سرانه تولید ناخالص داخلی در سطح نامانا هستند و با یک‌بار تفاضل گیری در سطح اطمینان ۹۰ درصد مانا می‌شوند. سایر متغیرهای مورد استفاده در پژوهش شامل متغیرهای تورم، مجذور تورم، تورم پیش‌بینی شده، مجذور تورم پیش‌بینی شده، تورم پیش‌بینی نشده (شکاف تورمی) و بیکاری در سطح مانا هستند.

۳-۵. آزمون هم انباشتگی[1]

جهت بررسی وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها از آزمون هم انباشتگی کائو[2] (۱۹۹۹) استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های ریشه واحد DF و ADF انجام می‌شود. در این آماره‌ها فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود هم انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای مدل تخمینی، در جدول شماره (۲) بیان شده است.

جدول شماره (۲): نتایج آزمون هم انباشتگی کائو

	کشورهای در حال توسعه	
آماره	T - Statistic	p-value
ADF	۵/۰۴۴۴۵۴	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس خروجی Eviews 10

همان‌طور که قابل ملاحظه است با توجه به نتایج جدول شماره (۲) وجود هم انباشتگی و رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مورد استفاده در پژوهش در سطح اطمینان ۹۹ درصد پذیرفته می‌شود. با توجه به نتایج به دست آمده با وجود اینکه برخی متغیرها در سطح نامانا هستند ولی با توجه به رابطه هم انباشتگی بین آن‌ها جهت تخمین مدل نیازی به تفاضل گیری از متغیرها نیست.

۴. برآورد مدل

نتایج حاصل از تخمین مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی تفاضلی در جدول شماره (۳) آورده شده است. در این جدول نتایج مربوط به ۵ مدل وجود دارد. در مدل شماره (۱) از ضریب جینی به‌عنوان شاخصی پذیرفته شده در سطح جهان برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد استفاده شده است و همچنین متغیر مستقل تورم است. در مدل شماره (۲) به منظور بررسی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد مجذور تورم را به عنوان متغیر مستقل به مدل وارد کردیم. همان‌طور که قبلاً ذکر شد، هدف این پژوهش ارزیابی اثر تورم کل (و دو جز آن از جمله تورم فیلتر شده HP (تورم پیش بینی شده) و شکاف تورم

[1]. Cointegration Analysis
[2]. Kao

(تورم پیش بینی نشده)) بر نابرابری درآمد با در نظر گرفتن مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل است. لذا در مدل‌های شماره (۳) تا (۵) به ترتیب هر بار یک جز تورم را به مدل وارد کردیم. در مدل شماره (۳) تورم فیلتر شده (تورم پیش بینی شده) را به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفتیم و در مدل شماره (۴) شکاف تورم (تورم پیش‌بینی نشده) را نیز به عنوان متغیر مستقل لحاظ نمودیم. در مدل شماره (۵) به منظور بررسی رابطه غیرخطی تورم فیلتر شده و نابرابری درآمد از متغیر مجذور تورم فیلتر شده به عنوان متغیر مستقل در مدل نیز استفاده شده است. در تمام مدل‌ها متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، آزادی تجارت بین‌المللی، شهرنشینی به عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده است.

جدول شماره (۳): نتایج بررسی اثر تورم بر نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه

متغیرها	ضرایب مدل (۱)	ضرایب مدل (۲)	ضرایب مدل (۳)	ضرایب مدل (۴)	ضرایب مدل (۵)
l.Gini	۰/۵۴۲۹۷۱ ***	۰/۵۲۵۷۸۴ ***	۰/۵۳۰۷۷۰ ***	۰/۵۵۳۸۴۲ ***	۰/۵۱۴۷۸۸ ***
π	۰/۰۰۴۲۰۱	-۰/۰۳۲۳۹۳ ***	-	-	-
π^2	-	۰/۰۰۰۱۹۶ *	-	-	-
π^{hp}	-	-	۰/۰۰۷۷۸۵ **	۰/۰۰۶۷۵۷ **	-۰/۰۲۰۹۵۹ ***
$(\pi^{hp})^2$	-	-	-	-	۰/۰۰۰۷۱۷ ***
π^{gap}	-	-	-	-۰/۰۰۹۷۷۱	-۰/۰۱۸۴۶۱
Gdpper	-۰/۰۰۰۱۴۷	-۰/۰۰۰۲۱۶	-۰/۰۰۰۱۷۰	-۰/۰۰۰۱۶۰	-۰/۰۰۰۲۴۹ **
Open	۰/۰۱۱۴۹۳	۰/۰۱۲۹۸۱	۰/۰۰۹۶۴۷	۰/۰۰۹۶۴۴ **	۰/۰۱۴۷۷۴ *
UN	۰/۰۳۴۰۵۸	۰/۰۱۲۹۸۱	۰/۰۳۶۷۹۶	۰/۰۴۸۶۲۹	۰/۰۷۸۴۴۰
Ur	-۰/۱۵۰۳۷۵	-۰/۱۷۶۱۳۹	-۰/۱۸۷۵۲۸	-۰/۱۹۰۲۵۸ *	-۰/۱۳۴۶۵۰
J-statistic	۲۷/۲۲۵۵۱	۲۷/۳۴۳۸۹	۲۶/۰۵۹۸۶	۲۷/۰۸۶۶۸	۲۶/۶۰۶۲۶

scalar P-value	۰/۵۰۵۹۹۴	۰/۴۴۵۳۶۴	۰/۵۶۹۷۵۴	۰/۴۵۹۱۲۵	۰/۴۳۰۱۹۹
Instrumen rank	۳۴	۳۴	۳۴	۳۴	۳۴

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس خروجی Eviews 10 ***p<0/01 **p<0/05 *p<0/1

با توجه به نتایج به دست آمده از جدول شماره (۳) در مدل شماره (۱) علامت متغیر تورم کل π مثبت است یعنی افزایش تورم کل باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود؛ اما زمانی که متغیر تورم کل همراه با مجذور آن π^2 به مدل وارد شد علامت ضرایب نشان می‌دهد که یک رابطهٔ غیرخطی نیز میان تورم کل و ضریب جینی وجود دارد؛ به عبارت دیگر همان‌طور که در مدل شماره (۲) قابل مشاهده است، علامت متغیر تورم کل منفی و علامت مجذور آن مثبت است و هر دوی این ضرایب به لحاظ آماری معنادار هستند به عبارت دقیق‌تر، با افزایش یک واحدی متغیر تورم کل، ضریب جینی به اندازه ۰/۰۳۲۳۹۳ واحد کاهش می‌یابد و با افزایش یک واحدی در متغیر مجذور تورم کل، ضریب جینی به اندازه ۰/۰۰۰۱۹۶ واحد افزایش می‌یابد که نشان می‌دهد با شروع از تورم صفر، ضریب جینی حداکثر تا آستانه تورم کل[۱] (که در این مطالعه حدود ۱۲/۰۷ حاصل شده است) کاهش می‌یابد و بعد از رسیدن به آستانه تورم، با افزایش تورم ضریب جینی نیز افزایش می‌یابد؛ بنابراین میان تورم کل و نابرابری درآمد، ارتباط غیرخطی (U شکل) وجود دارد که حاکی از صحت فرضیهٔ اصلی پژوهش دارد. نتیجه به دست آمده با نتیجه مطالعه سیامی نامینی و هودسون (۲۰۱۹) مطابقت دارد. به‌طورکلی نتیجه به دست آمده در خصوص وجود رابطه غیرخطی میان تورم و نابرابری درآمد با یافته‌های مطالعات خارجی موجود در پیشینه پژوهش شامل گالی (۲۰۰۱)، آمورنتام (۲۰۰۴)، مونین (۲۰۱۴)، بالر (۲۰۰۱) و مطالعات داخلی شامل شاکری و همکاران (۱۳۹۲)، گلخندان (۱۳۹۵) همسویی نزدیکی دارد. در مدل شماره (۳) متغیر تورم پیش بینی شده را به مدل وارد کردیم همان‌طور که قابل مشاهده است رابطهٔ میان متغیر تورم پیش بینی شده و ضریب جینی مثبت است؛ یعنی افزایش تورم پیش‌بینی شده باعث بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد می‌شود. افزایش یک واحدی متغیر تورم پیش بینی شده، ضریب جینی را به اندازهٔ ۰/۰۰۷۷۸۵ واحد افزایش می‌دهد این ضریب

[۱]. آستانه‌ی تورم جایی است که نابرابری درآمد در آن میزان تورم، به کمترین مقدار خودش می‌رسد (شاکری و همکاران، ۱۳۹۲). در اینجا، حداقل مقدار نابرابری درآمد طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۸ برای کشورهای نمونه در نرخ تورم کل ۱۲/۰۷ حاصل شده است.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. در مدل شماره (۴) علاوه بر متغیر تورم پیش‌بینی شده، تورم پیش‌بینی نشده (شکاف تورمی) را نیز به مدل وارد کردیم که نشان می‌دهد میان تورم پیش‌بینی نشده و ضریب جینی رابطه معناداری وجود ندارد. در این مدل علامت متغیر تورم پیش‌بینی شده مثبت و معنادار است که یافته‌های موجود در مدل شماره (۳) را تأیید می‌نماید. با اضافه کردن متغیر مجذور تورم پیش‌بینی شده در مدل شماره (۵)، علامت منفی برای متغیر تورم پیش‌بینی شده و علامت مثبت برای مجذور آن حاصل شد که هر دوی این ضرایب در سطح اطمینان ۹۹ درصد به لحاظ آماری معنادار هستند؛ به عبارت دیگر با افزایش یک واحدی در متغیر تورم پیش‌بینی شده، ضریب جینی به اندازه ۰/۰۲۰۹۵۹ واحد کاهش می‌یابد و با افزایش یک واحدی در متغیر مجذور تورم پیش‌بینی شده، ضریب جینی به اندازه ۰/۰۰۰۷۱۷ واحد افزایش می‌یابد که نشان می‌دهد فرضیهٔ تحقیق مبنی بر وجود رابطه غیرخطی میان متغیر تورم پیش‌بینی‌شده و نابرابری درآمد تأیید می‌شود و این رابطه به‌صورت U شکل است؛ یعنی با شروع تورم پیش‌بینی‌شده از صفر ضریب جینی تا آستانه تورم پیش‌بینی‌شده (که در این مطالعه مقدار آن ۸/۵ به دست آمده است) کاهش می‌یابد و از آن به بعد افزایش می‌یابد. همان‌طورکه در جدول شماره (۳) قابل ملاحظه است، در هر ۵ مدل رگرسیونی متغیرهای آزادی تجارت بین‌المللی رابطه مثبتی با ضریب جینی دارد که در مدل چهارم و پنجم علامت آن معنادار است و افزایش این متغیر سبب بدتر شدن نابرابری درآمد می‌شود، نتایج در این باره مطابق با مبانی نظری است و فرضیهٔ وجود رابطه مثبت بین آزادی تجارت بین‌المللی و نابرابری درآمد تأیید می‌شود. در همهٔ مدل‌های به کار برده شده، نرخ بیکاری رابطه مثبتی با ضریب جینی دارد که معنادار نیست. همچنین در مدل شماره (۴) متغیر شهرنشینی رابطهٔ منفی و معناداری با ضریب جینی دارد. با افزایش یک واحدی در متغیر شهرنشینی، ضریب جینی به اندازه ۰/۱۹۰۲۵۸ واحد کاهش می‌یابد که مطابق با تئوری و مبانی نظری موجود است و فرضیه پژوهش در این مورد تأیید می‌گردد. متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی رابطهٔ منفی با ضریب جینی دارد که در مدل شماره (۵) در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است، افزایش یک واحد سرانه تولید ناخالص داخلی باعث کاهش ۰/۰۰۰۲۴۹ واحد در ضریب جینی می‌شود؛ بنابراین فرضیهٔ پژوهش در مورد وجود رابطه منفی میان سرانه تولید ناخالص داخلی و نابرابری درآمد مورد تائید قرار می‌گیرد. در این پژوهش برای بررسی اعتبار ماتریس ابزارها از آزمون سارجنت استفاده شده است. همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد،

عدم رد فرضیه صفر در آزمون سارجنت شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند؛ بنابراین همان‌طور که در ۵ مدل رگرسیونی قابل مشاهده است با توجه به آمارهٔ گزارش شده و میزان معناداری آن‌ها عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، در نتیجه ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه میان تورم و نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه در یک افق زمانی نسبتاً طولانی است. به این منظور از داده‌های پانلی و تخمین مدل پانل پویا مربوط به ۶۶ کشور در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۳ ساله ۱۹۹۵-۲۰۱۸ بر اساس روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM تفاضلی انجام شده است. براساس ضرایب به دست آمده از برآورد مدل‌های تحقیق اصلی‌ترین یافته‌های پژوهش را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

بر اساس نتایج به دست آمده علامت متغیر تورم کل منفی و علامت مجذورآن مثبت است که بیانگر وجود رابطه غیرخطی میان تورم کل و نابرابری درآمد است بنابراین فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر وجود رابطه U شکل میان تورم و نابرابری درآمد تأیید می‌شود.

- نتایج بررسی رابطه اجزای نشان می‌دهد که تورم پیش‌بینی شده رابطه منفی و مجذور آن رابطه مثبت و معناداری با ضریب جینی دارد، بنابراین فرضیهٔ تحقیق در مورد تورم پیش‌بینی شده صحت دارد و بین تورم پیش‌بینی شده و ضریب جینی رابطهٔ غیرخطی U شکل وجود دارد و اما هیچ رابطه معناداری میان تورم پیش‌بینی نشده و نابرابری درآمد یافت نشد.

- بر اساس نتایج تجربی به دست آمده افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد؛ بنابراین فرضیه‌های پژوهش در مورد وجود رابطه منفی میان هر یک از متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی با نابرابری درآمد مورد تأیید قرار گرفتند. افزایش آزادی تجارت بین‌المللی رابطه مثبت و معناداری با ضریب جینی دارد و باعث بدتر شدن وضعیت نابرابری درآمد می‌شود؛ بنابراین فرضیهٔ پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار و مثبت میان متغیر آزادی تجارت بین‌المللی با نابرابری درآمد تأیید شد، ولی فرضیهٔ وجود رابطه مثبت میان بیکاری و نابرابری

درآمد تأیید نمی‌گردد و میان این دو متغیر رابطه معناداری یافت نشد. آگاهی از این روابط می‌تواند به دولت در تدوین سیاست‌هایی با هدف بهبود نابرابری درآمد کمک کند. با توجه به اهمیت مسئله توزیع عادلانهٔ درآمد و کاهش فقر در نظام جمهوری اسلامی ایران و یافته‌های پژوهش مبنی بر اثرگذاری تورم در نرخ‌های بالای آن بر افزایش نابرابری درآمد، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران نسبت به تغییرات در تورم کشور حساس باشند و به منظور بهبود توزیع درآمد بر کنترل تورم در سطوح پایین تمرکز کنند. همچنین توصیه می‌شود که دولت از طریق عوامل اثرگذار بر تورم مانند به‌کارگیری سیاست‌های حمایت از تولید بخش خصوصی، رفع موانع فضای کسب و کار، تشویق تولید، کاهش و کنترل حجم نقدینگی و توسعه سرمایه‌گذاری در جهت کنترل تورم تلاش نماید و از این طریق نابرابری درآمد کاهش یابد. همچنین بر اساس یافته‌های به دست آمده، انتظار کلی بر آن است که توسعه شهرنشینی منجر به کاهش نابرابری درآمد در کشورهای درحال توسعه گردد. لذا در کشور، توصیه می‌شود که سیاست‌های رشد و توسعه شهرنشینی هماهنگ با مراحل رشد و توسعه صنعت انجام شود و لازم است در کشورمان بجای تقویت یک اقتصاد تک‌محصولی متکی بر درآمد نفت و گسترش صنعت (بخصوص صنعت نفت) به‌صورت منسجم و یکپارچه به گسترش همهٔ بخش‌های اقتصادی از جمله بخش کشاورزی توجه ویژه شود تا در سایهٔ آن گسترش شهرنشینی توأم با کاهش فقر و تعدیل نابرابری درآمد امکان‌پذیر شود.

References

Abdollah Milani, M., Parvin, S., seyedi, K. (2017). Progressive Income Tax Structure and Its Effect on Income Inequality in Iranian Provinces. *Economics Research*, 17(66), 1-22. (In Persian)

Abounoori, A., Mofateh, S., Parhizi, Hadi (2010). Analysis of the Effect of Inflation on Income Distribution in Iran (Comparative Analysis of Urban and Rural Areas of Iran). *Quarterly Journal of Economic Sciences*, 4(13), 77-96. (In Persian)

Ahmadi, A., Rostami Nia, M., & Gheibi, A. (2015). The Effect of Financial Development on Income Distribution in Selected Developing Countries and

Developed Countries by GMM Generalized Torque Method. *Financial Economics Quarterly*, 10(36), 15-32. (In Persian)

Amornthum, S. (2004). Income inequality, inflation and nonlinearity: the case of Asian economies. University of Hawaii, Economic Research Organization, Lecture note, (601).

Ansari Samani, H., Khilkordi, R. (2019). Unemployment and Income Inequality in Iran Provinces. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(81), 157-186. (In Persian)

Armanmehr, M., & Farahmandmanesh, A. (2018). Investigating the Effect of Inflation on Income Inequality of Urban Households in Iran Using the Atkinson Approach. *Journal Of Economics and Regional Development*, 25(16), 127-152. (In Persian)

Baltagi, B. (2005); Econometric analysis of panel data, Third Edition, McGraw-Hill, US.

Baltagi, B. H. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 4). Chichester: John wiley & sons, United Kingdom.

Barro, R. J. (1997). Determinants of Economic Growth: A cross-Country Empirical Study. MIT Press. Cambridge. *NBER WORKING PAPER SERIES*, 1996(5698), 1-79.

Blinder, A. S., & Esaki, H. Y. (1978). Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. *The Review of Economics and Statistics*, 60(4), 604-609.

Bulíř, A. (2001). Income inequality: does inflation matter?. *IMF Staff papers*, 48(1), 139-159.

Chang, J. (2006). Globalization and English in Chinese higher education. *World Englishes*, 25(3-4), 513-525.

Galli, R. (2001). Is inflation bad for income inequality: The importance of the initial rate of inflation. Employment Paper, 2001(29), 1-38.

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

Law, C. H., & Soon, S. V. (2020). The impact of inflation on income inequality: the role of institutional quality. *Applied Economics Letters*, 27(21), 1735-1738.

Li, H., & Zou, H. F. (2002). Inflation, growth, and income distribution: A cross-country study. *Annals of Economics and Finance*, 3(1), 85-101.

Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *CEP Working Paper Series*, 2014(1), 1-25.

Noor Mohammadi, Kh., Arab Mazar, A., Mehregan, N., & Partoyi, B. (2021). An Analysis of Government Expenditures Influences on Income Inequality in Provinces of Iran (Using the Generalized Method of Moments). *Financial Economics and Development*, 14(53), 1-19. (In Persian)

Radfar, M., Zomorodiyan, G., & Karimkhani, M. (2020). Investigating the interactions of inequality income, employment and economic growth. *Journal of Investment Knowledge*, 9(33), 283-299. (In Persian)

Shakeri, A., Jahangard, E., & Aghlami, S. (2013). The Nonlinear Effect of Inflation on Income Inequality in Iran. *The Economic Research*, 13(4), 27-53. (In Persian)

Siami-Namini, S., & Hudson, D. (2019). Inflation and income inequality in developed and developing countries. Journal of Economic Studies, 46(3), 1-39.

Sieroń, A. (2017). Inflation and income inequality. *Prague Economic Papers*, 26(6), 633-645.

Stossberg, S., & Blöchliger, H. (2017). Fiscal decentralisation and income inequality: Empirical evidence from OECD countries. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 237(3), 225-273.

Taylor, L. (2000). External liberalization, economic performance, and distribution in Latin America and elsewhere. *World Institute for Development Economics Research*, Working paper 215, 1-38.

Thalassinos, E., Ugurlu, E., & Muratoglu, Y. (2012). Income Inequality and Inflation in the EU. *European Research Studies Journal*, 15(1), 127-140.

Ybrayev, Z. (2021). Distributional Consequences of Monetary Policy in Emerging Economies: Dollarization, Domestic Inflation, and Income Divergence. *Comparative Economic Studies*, 63(1), 1-25.

Zamani-Shabkhaneh, S., & Mehregan, N. (2013). The Impact of Urbanization on Income Distribution with Emphasis on the Kuznets' Theory. *Journal of Planning and Budgeting*, 18(3), 3-19. (in Persian)

Zheng, Z. (2020). Inflation and income inequality in a Schumpeterian economy with menu costs. *Economics Letters*, 186, 108524.

پیوست شماره (۱): آمار توصیفی متغیرها

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Gini	۷۵۰	۴۱/۷۷۹۴۲	۹/۲۶۵۲۲۴	۲۴/۰۰۰۰۰	۶۵/۸۰۰۰۰
π	۷۵۰	۹/۴۲۹۰۹۴	۲۵/۲۹۳۱۶	-۱/۵۴۴۷۹۷	۴۱۱/۷۵۹۶
π^2	۷۵۰	۷۲۷/۷۹۸۷	۸۷۲۹/۶۵۸	۰/۰۰۰۳۰۸	۱۶۹۵۴۶
π^{hp}	۷۵۰	-/۱۹۶۱۲۹	۱۹/۹۲۸۹۲	۱۰۴/۵۴۶۸ -	۳۲۳/۹۲۷۰
$(\pi^{hp})^2$	۷۵۰	۳۹۶/۶۷۰۷	۴۸۰۶/۹۵۲	۵/۰۷e-۰۸	۱۰۴۹۲۸/۷
π^{gap}	۷۵۰	۹/۶۲۵۲۲۳	۱۶/۲۶۷۹۶	۳۴/۱۱۷۴۵ -	۱۷۷/۴۱۶۵
Gdpper	۷۵۰	۴۶۹۵/۲۵۶	۴۴۸۴/۵۶۴	۱۴۴/۴۹۳۱	۳۰۱۳۳/۴۷
Open	۷۵۰	۸۲/۰۰۴۷۸	۴۷/۱۳۳۲۱	۱۵/۶۳۵۵۹	۳۴۷/۹۹۶۵
Un	۷۵۰	۷/۰۹۶۱۸۸	۴/۴۰۹۸۹۰	۰/۳۱۷۰۰۰	۳۰/۲۲۹۰۰
Ur	۷۵۰	۵۹/۵۵۹۴۵	۱۸/۲۳۵۱۹	۷/۸۳۰۰۰۰	۹۵/۳۳۴۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

پیوست شماره (۲): اسامی کشورهای مورد مطالعه

آلبانی	چین	ایران	بلغارستان	اوگاندا	بلاروس	مجارستان
آذربایجان	کلمبیا	ترکیه	پاراگوئه	اوکراین	اروگوئه	زامبیا
برزیل	کاستاریکا	گرجستان	پرو	پاکستان	فیلیپین	ویتنام
تایلند	دومینیکن	ارمنستان	روسیه	رومانی	مغولستان	اندونزی
شیلی	اکوادور	مکزیک	گواتمالا	افریقای جنوبی	مالزی	مولداوی
بولیوی	هندوراس	پاناما	بوروندی	بنین	بنگلادش	بوتسوانا
ساحل عاج	کامرون	جیبوتی	هندوستان	اردن	قزاقستان	کنیا

قرقیزستان	مراکش	ماداگاسکار	مالت	موریتانی	مالاوی	نیجر
نیجریه	نیکاراگوئه	نپال	رواندا	سنگال	السالوادور	توگو
تونگا	تونس	تانزانیا				

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی