Shahid Bahonar University of Kerman

Journal of Development and Capital

Print ISSN: 2008-2428 Online ISSN: 2645-3606

Homepage: https://jdc.uk.ac.ir

Iranian E-Commerce Scientific Association

The Impact of Economic Complexity on Income Inequality with Emphasis on the Role of Human Development Index in Iran's Economy with ARDL Bootstrap Approach

Heshmatollah Asgari *

Ali Moridian **

Fatemeh Havasbeigi ***

Abstract

Objective: As economic complexity changes, rewards to different skills and knowledge levels change, thus directly affecting wage differentials. In fact, with the increase in economic complexity, the demand for knowledge and therefore the demand for skilled labor increases, which results in an increase in the wage gap between skilled and unskilled workers. On the other hand, after reaching a certain level of economic complexity, the inequality between the wages of skilled and unskilled workers decreases. The purpose of this study is to investigate the relationship between economic complexity by considering mediators such as human capital, government spending and trade openness index.

Method: To check the integration characteristics of the studied variables, the unit root test of sharp and smooth structural breaks provided by Shahbaz, Omay and Roubaud (SOR, 2018) is used. Although there are various unit root tests to check the significance of variables, these tests provide biased experimental results due to their low explanatory power (Shehbaz et al., 2018). The uniqueness of SOR is that the nonlinear unit root test considers sharp and smooth breaks in a time series. To examine the co-accumulation relationship between variables, the bootstrap ARDL co-accumulation method of McNown et al. (2018) is used. The originality of the bootstrap ARDL approach is its ability to deal with the properties of size and weak power that exist in the conventional ARDL approach of Pesaran et al. (2001). In addition, in order to increase the power of t and F test, this approach has the ability to integrate a new cointegration test during design and add to the cointegration framework of the conventional ARDL bounds test approach. Pesaran et al. (2001) found two conditions necessary to identify clustering. First, the coefficients of the error correction term must be statistically significant. Second, the coefficients of the interrupted explanatory variables should also be statistically significant. Pesaran et al. (2001) suggest that for the second case, critical boundaries (upper and lower bounds) should be used, but for the first case, there is no test of critical boundaries or boundaries. In the first situation, when the coefficients of the error correction term are statistically significant, if all the variables of the model are accumulated from the first degree, the test can

Journal of Development and Capital, Vol. 9, No.2, 35-56

* **Corresponding Author,** Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran. **Email:** h.asgari@ilam.ac.ir

** Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Urmia, Urmia, Iran. **Email:** alimoridian@ymail.com

*** Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran. **Email:** fatemehhavasbeigi71@gmail.com

Submitted: 26 January 2022 **Revised:** 14 March 2022 **Accepted**: 19 April 2022 **Published:** 23 September 2024

Publisher: Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.

DOI: 10.22103/jdc.2022.18921.1197

©The Author(s)

Abstract

be used; Therefore, the conventional unit root test is inappropriate due to their power characteristics and low explanatory power as shown by Goh et al. (2017). This problem can be solved using the ARDL band test presented by McNown et al. (2018).

Findings: We use the (ADF) test and to check the power, we also use the Phillips-Perron (PP) test and also the Zivot-Andrews test in terms of a structural break. The results of both tests show that the variables are I(1), but in the Zivot-Andrew test, the trade openness variable is at a significant level. Also, none of the variables are accumulated with the second-order difference or I(2), so it also fulfills an important condition to perform the ARDL method. In order to check the robustness of the unit root analysis, we have also used the SOR unit root test, which includes sharp and smooth failures. The experimental results of the SOR unit root test show that the null hypothesis of the unit root is not rejected for the variables used in the study, the experimental results show that the variables include unit root processes. The ARDL bootstrap regression results show that economic complexity increases income inequality in the long term and has no effect on income inequality in the short term. This case can be because the complexity in Iran is not at a high level in general and it cannot improve the income distribution. In addition, human capital reduces income inequality in the short and long term. Therefore, improving the quality of human capital can strengthen economic structures and reduce income inequality. In the long run, per capita income reduces income inequality and the square of per capita income increases income inequality. In fact, the mode is U-shaped rather than U-shaped. This could be because economic growth in Iran is dependent on oil revenue rather than industry. Although, on a temporary basis and with an increase in oil income, it can reduce income inequality, but in the long run, considering that this income is not invested in industries with export capability and productivity is not paid much attention, it has no effect on reducing income inequality in the long term, and even the effects The negative side of unbalanced growth also increases income inequality. Government spending has no effect on income inequality in the short and long term. In fact, the government's consumption expenditure in Iran constitutes a large part of the government's expenditure and does not have much efficiency and productivity that can improve income distribution. The openness of trade in the short and long term increases income inequality, which can actually be the reason that there is very little export diversity in Iran, and therefore the openness of trade cannot have much effect on the improvement of people's conditions on a large scale.

Conclusion: According to the results, economic development has not been able to reduce income inequality in Iran. In fact, reducing income inequality requires a combination of several development policies. Improvements in productive capabilities that lead to higher economic complexity must be implemented along with improvements in institutions, government spending, human capital, and trade liberalization. Although human capital has reduced income inequality, it still has little effect on improving the relationship between economic complexity and income inequality. Therefore, there is a need to reform the educational system and provide appropriate training to the characteristics of Iran's labor market to facilitate the entry of people into the labor market and improve human capital and increase productivity, which can lead to the improvement of production capabilities and the improvement of production capabilities and the strengthening of economic structures. It can increase economic complexity and consequently reduce income inequality.

Keywords: *Economic Complexity, Income Inequality, Human Capital*.

JEL Classification: F16, O11, F40.
Paper Type: *Research Paper*.
Citation: Asgari, H., Moridian, A., & Havasbeigi, F. (2024). The impact of economic complexity on income inequality with emphasis on the role of human development index in Iran's economy with ARDL bootstrap approach. *Journal of Development and Capital*, 9(2), 35-56 [In Persian].

مجله توسعه و سرمایه
شاپا چاپی: ۲۴۲۸-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۳۶۰۶-۲۶۴۵
Homepage: https://jdc.uk.ac.ir

تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد با تأکید بر نقش شاخص توسعه انسانی در اقتصاد ایران با رویکرد ARDL بوت استرپ

حشمت‌اله عسگری*
علی مریدیان**
فاطمه هواس‌بیگی***

چکیده

هدف: هدف مطالعه حاضر بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی با در نظر گرفتن واسطه‌هایی نظیر سرمایه انسانی، مخارج دولت و شاخص باز بودن تجارت است.

روش: از آزمون (ADF) استفاده می‌کنیم و برای بررسی قدرت، از آزمون فیلیپس پرون (PP) و همچنین آزمون زیوت اندریوز با لحاظ یک شکست ساختاری نیز استفاده می‌کنیم. به‌منظور بررسی استحکام تجزیه‌وتحلیل ریشه واحد، ما از آزمون ریشه واحد SOR نیز استفاده کرده‌ایم که شکست‌های تند و هموار را در برمی‌گیرد. برای بررسی رابطه هم انباشتگی بین متغیرها، از روش هم انباشتگی ARDL بوت استرپ مک‌نون و همکاران (۲۰۱۸) استفاده می‌شود.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد پیچیدگی اقتصادی به‌طور قابل‌توجهی با نابرابری درآمد بالاتر مرتبط است. همچنین، باز بودن تجارت و مخارج دولت در بلندمدت باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. سرمایه انسانی، باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود، اما با در نظر گرفتن اثر افزایشی پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد تأثیری بر بهبود این رابطه ندارد.

نتیجه‌گیری: برای بهبود رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد لازم است سیاست‌هایی اتخاذ شود که اقتصاد ایران از شرایط صادرات تک‌محصولی خارج شود و تنوع صادراتی ایجاد شود.

واژه‌های کلیدی: *پیچیدگی اقتصادی، نابرابری درآمد، سرمایه انسانی، ARDL بوت استرپ.*

طبقه‌بندی JEL: F16، O11، F40.

نوع مقاله: *پژوهشی*

استناد: عسگری، حشمت‌اله؛ مریدیان، علی و هواس‌بیگی، فاطمه (۱۴۰۳). تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد با تأکید بر نقش شاخص توسعه انسانی در اقتصاد ایران با رویکرد ARDL بوت استرپ. *مجله توسعه و سرمایه*، ۹(۲)، ۵۶-۳۵.

مجله توسعه و سرمایه، دوره نهم، ش ۲، صص. ۵۶-۳۵

* **نویسنده مسئول،** گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. **رایانامه:** h.asgari@ilam.ac.ir

** گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. **رایانامه:** alimoridian@ymail.com

*** گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. **رایانامه:** fatemehhavasbeigi71@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۶ **تاریخ بازنگری:** ۱۴۰۰/۱۲/۲۳ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۱/۳۰ **تاریخ انتشار برخط:** ۱۴۰۳/۷/۲

ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

DOI: 10.22103/jdc.2022.18921.1197

©The Author(s)

مقدمه

شاخص پیچیدگی اقتصادی به عنوان معیاری از روابط بین کشورها و محصولات صادراتی آن‌ها بیان می‌شود و منعکس‌کننده دانش نهفته در ساختار مولد اقتصاد است. با تمرکز بر دانش نهفته در تولید، در مقایسه با بررسی ساده مقادیر تولیدشده یا عوامل تولید و فن‌آوری به‌کاررفته، پیچیدگی اقتصادی درک عمیق‌تری ازآنچه یک کشور تولید می‌کند و آنچه در آن فعالیت دخیل است را ارائه می‌دهد. پیشرفت به‌سوی اقتصاد پیچیده‌تر با توسعه و تولید محصولات جدید پیچیده، فرآیندی از تخریب خلاقانه است که مستقیماً با ایجاد و نابودی مشاغل بر بازار کار تأثیر می‌گذارد. اگرچه برجسته‌سازی آثار مثبت و منفی در موارد خاص نسبتاً ساده است، اما تجزیه‌وتحلیل و اندازه‌گیری نتایج کلی (خالص) پیشرفت‌های پیچیدگی اقتصادی در کل اقتصاد چندان بدیهی نیست. در طول ۲۰ سال گذشته ، محصولات پیچیده جدید بخش‌ها/صنایع را به‌طور اساسی تغییر داده است که منجر به نابودی مشاغل منسوخ و به‌موازات آن ایجاد مشاغل جدید می‌شود (فلدمن[۱]، ۲۰۱۳).

پیچیدگی محصول می‌تواند با کاهش یا حذف تقاضا برای کالاها و/یا خدمات خاص، در بخش‌هایی که در فعالیت‌های معمول تخصص دارند، نیروی کار را منتقل کند (دائو و همکاران[۲]، ۲۰۱۷). علاوه بر این، می‌تواند اشتغال در مشاغل «بسیار خودکار» را از طریق معرفی ماشین‌ها و ربات‌ها کاهش دهد (آکموگلو و رسترپو[۳]، ۲۰۲۰ و گریتز و میشل[۴]، ۲۰۱۸). از سوی دیگر، «اتوماسیون» می‌تواند نیازهای شغلی وظایف پیچیده و درنتیجه کارگران ماهر را افزایش دهد (اوتور و سالومون[۵]، ۲۰۱۸).

پیشگامان توسعه اقتصادی، ساختار تولیدی یک کشور را در تعیین میزان توانایی تولید و توزیع درآمد مهم می‌دانند (روزنستین رودان[۶]، ۱۹۴۳؛ سینگر[۷]، ۱۹۵۰ و هیرشمن[۸]، ۱۹۸۸). بااین‌وجود، در مطالعات این نویسندگان، هنگام تلاش برای تعیین کمیت این رابطه، فقط از رویکردهای کمی ساده استفاده‌شده است. این معیارهای ساختار تولیدی یک کشور نمی‌تواند پیچیدگی محصولات را در نظر بگیرد و تفاوت در ساختارهای صنعتی را با روشی جامع نمی‌توان به‌دست آورد. مقیاس‌های اخیر پیچیدگی اقتصادی توانایی در تعیین کمیت ساختار تولیدی یک کشور را گسترش داده است (هارتمن و همکاران[۹]، ۲۰۱۷).

در دهه‌های اخیر، رشد سریع اقتصادی و افزایش نابرابری به دو تا از برجسته‌ترین پدیده‌ها در جهان تبدیل‌شده‌اند (چونگ[۱۰]، ۲۰۰۴ و نوریس و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۵). اگرچه شرایط اقتصادی بهتر منجر به کاهش چشمگیر فقر و افزایش چشمگیر رفاه اجتماعی می‌شود، اما افزایش اختلافات در درآمد به‌عنوان یک نگرانی مطرح‌شده است. از دهه ۱۹۵۰، به‌دنبال مقاله راهگشای کوزنتس[۱۲] (۱۹۵۵)، بحث‌های زیادی در مورد رابطه توسعه اقتصادی و نابرابری درآمد مطرح شد. این خط از تلاش‌های تحقیقاتی ازنظر تجربی به دنبال راستی آزمایی منحنی U معکوس کوزنتس است؛ اما یافته‌ها به‌طور گسترده‌ای فراگیر و متنوع است، برخی از مطالعات نظیر اهلووالیا[۱۳] (۱۹۷۶) و بارو[۱۴] (۲۰۰۸) پشتیبانی تجربی از فرضیه کوزنتس را تأیید می‌کنند، برخی دیگر رابطه منظم

[1]- Feldmann
[2]- Dao
[3]- Acemoglu and Restrepo
[4]- Graetz and Michaels
[5]- Autor and Salomons
[6]- RosensteinRodan
[7]- Singer
[8]- Hirschman
[9] - Hartmann
[10]- Chong
[11]- Norris
[12]- Kuznets
[13]- Ahluwalia
[14]- Barro

بین رشد اقتصادی و سطح نابرابری درآمد را رد می‌کنند (داینینگر و اسکوایر[۱]، ۱۹۹۶؛ پاپانک و کین[۲]، ۱۹۸۶ و پررا و لین[۳]، ۲۰۱۳). شواهد مختلف ممکن است از محدودیت‌های اندازه‌گیری توسعه اقتصادی و ماهیت پیچیده نابرابری درآمد حاصل شود. درواقع، استفاده از تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی سرانه و سهم کل بخش‌های اقتصادی در تولید ناخالص داخلی به‌عنوان یک شاخص کل از توسعه اقتصادی مورد انتقاد قرارگرفته است (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷). اندازه‌گیری تولید ناخالص داخلی فقط جنبه‌های «کمی» توسعه اقتصادی را منعکس می‌کند اما نمی‌تواند پیچیدگی آنچه را که به‌صورت رقابتی تولید می‌شود یا تولید می‌کند، در یک جنبه کیفی‌تر از پیشرفت اقتصادی به‌دست آورد. درواقع، عملکرد اقتصادی و ارزش آن می‌تواند در طیف متنوعی از محصولات متفاوت باشد (لی و وو[۴]، ۲۰۱۹)؛ بنابراین، اندازه‌گیری تولید ناخالص داخلی به‌عنوان یک معیار کل پولی برای نتایج اقتصادی، فقط بخشی از توسعه اقتصادی یک کشور را نشان می‌دهد (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷؛ اسبارللا[۵] و همکاران، ۲۰۱۷ و استیگلیتز[۶] و همکاران، ۲۰۱۰). روشن کردن عوامل تعیین کننده نابرابری درآمد ساده نیست زیرا تکامل توزیع درآمد شامل عوامل اقتصادی، اجتماعی و نهادی متنوعی مانند عوامل وقف، مؤسسات، سرمایه اجتماعی، مسیرهای تاریخی، تغییر فناوری و بازگشت به سرمایه است[۷]. تا حدی، این عوامل را می‌توان از طریق سطح توانایی تولیدی یک کشور بیان کرد[۸]. هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) مفهوم «پیچیدگی اقتصادی» را برای اندازه‌گیری توانایی‌های تولیدی یک کشور پیشنهاد می‌دهند که می‌تواند از طریق تنوع و فراگیر بودن آنچه یک کشور می‌تواند تولید کند، بیان شود. این ایده بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد را برمی‌انگیزد. پیچیدگی و تنوع محصولات یک کشور ظهور تنوع اطلاعاتی، قابلیت تولید محصولات و تولیدات بالقوه را دارد. محصولات پیچیده اصولاً با مهارت‌های مختلف و اطلاعات فنی مختلفی که توسط نیروهای کار یا ماشین‌های اتوماتیک ارائه می‌شود، تولید می‌شوند. کشورهای ثروتمند محصولات متنوعی بویژه محصولات پیچیده تولید می‌کنند، درحالی‌که کشورهای فقیر محصولات کم و ساده‌تری را ارائه می‌دهند و درواقع تعداد و تنوع محصولاتی که یک کشور می‌تواند تولید کند، توسعه یک کشور را تعیین می‌کند (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷).

مطالعات اندکی شامل لئوکاوس و هوارنگ[۹] (۲۰۲۰) و هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) و لی و وو (۲۰۱۹)، رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد را بررسی کردند. بااین‌حال، یافته‌های آن‌ها متناقض است. ازیک‌طرف، لئوکاوس و هوارنگ (۲۰۲۰) و هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) ارتباط پیچیده‌ای بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد پیدا کردند. از طرف دیگر، لی و وو (۲۰۱۹) دریافتند با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پیچیدگی اقتصادی تأثیر مثبتی بر عدم اختلاف درآمد دارد. علاوه بر این، این مقالات تأثیر تعدیل‌کننده سایر عوامل در رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد را نادیده می‌گیرند. به گفته هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹)، پیچیدگی اقتصادی فرآیندی طولانی و پرهزینه برای دستیابی به توانایی‌های جدید است. در طی این روند، سایر

[1]- Deininger and Squire
[2]- Papanek and Kyn
[3]- Perera and Lee
[4]- Lee and Vu
[5] Sbardella
[6] Stiglitz
[7]- Acemoglu and Robinso, 2012 ؛Autor, 2014; Beinhocker ، 2006; Brynjolfsson and McAfee, 2012; Davis, 2009; Engerman and Sokoloff, 1997; Frey and Osborne, 2013; Hartmann, 2014; Piketty ،2014
[8]- Cristelli, 2013; Engerman and Sokoloff, 1997; Felipe, 2012; Hausmann and Rodrik, 2003; Hausmann, 2014; Hidalgo, 2015; Hidalgo and Hausmann, 2009; Innis, 1970; Rodrik, 2006
[9]-Le Caous and Huarng

عوامل اقتصادی، اجتماعی و نهادی به‌طور مداوم در حال تکامل هستند و می‌توانند بر ماهیت رابطه پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد تأثیر بگذارند؛ بنابراین، لازم است بررسی شود که آیا این رابطه دارای نقطه عطف یا عامل تعدیل‌کننده است.

با توجه به مطالب بیان شده در سطور بالا، اهمیت پیچیدگی اقتصادی را نمی‌توان محدود به توانایی به‌کارگیری دانش در فرآیند تولید دانست و دارای ابعاد بسیار بیشتری است. سبد صادرات متنوع‌تر و همچنین پیچیده‌تر صادرات یک کشور، قدرت بیشتری در تعاملات اقتصادی بین‌المللی است یا به‌عبارت‌دیگر، از انعطاف‌پذیری بیشتری برخوردار است. در مقابل، اگر سبد صادرات یک کشور محدودتر باشد، در مبادلات تجاری شکننده‌تر خواهد بود و به‌عبارت‌دیگر مقاومت اقتصادی کمتری دارد (چشمی و ملک الساداتی، ۱۳۹۲). اقتصاد ایران در سال‌های اخیر با تغییرات دولت و شرایط مختلفی از جمله تحریم‌های نفتی روبرو بوده است که به‌واسطه آن رشد اقتصادی کاهش یافته است که این نشان‌دهنده وابستگی سبد صادرات کشور به نفت و آسیب‌پذیری ایران در مبادلات بین‌المللی است و در واقع در اکثر سال‌های دهه ۹۰ با رشد منفی در بخش‌های مختلف وابسته به تولید ناخالص داخلی بویژه صنعت مواجه هستیم. بنابراین، نیاز به تغییرات در ساختار تولید کشور احساس می‌شود و به‌جهت این امر بررسی رابطه میان پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد می‌تواند اثر زیادی بر بهبود سیاست‌گذاری‌ها در زمینه امور تولیدی داشته باشد، بویژه اینکه با توجه به افزایش تحصیلات در ایران و توسعه انسانی و افزایش نرخ باسوادی، در صورت سیاست‌گذاری مناسب در زمینه آموزش نسل جوان متناسب با نیازهای بازار کار و تمرکز بر اقتصاد دانش‌بنیان، هم سبد صادراتی متنوع‌تر خواهد شد و هم اینکه توزیع درآمد بهتر خواهد شد. لی و سیسونز[1] (۲۰۱۶) چند روش برای کاهش اختلاف درآمد پیشنهاد می‌کنند، ازجمله: افزایش دستمزد و افزایش اشتغال. این ادبیات نشان می‌دهد که دستیابی به تحصیلات عالی به افزایش درآمد مادام‌العمر فرد کمک می‌کند (کاسترو کامپوز و همکاران، ۲۰۱۶ و نوریس و همکاران، ۲۰۱۵) درحالی‌که آزادسازی تجارت تقاضای بیشتری برای نیروی کم‌مهارت و غیرماهر ایجاد می‌کند (آستریو و همکاران[2]، ۲۰۱۴؛ حموری و هاشیگوچی[3]، ۲۰۱۲ و رئوونی و لی[4]، ۲۰۰۳). علاوه بر این، سیاست‌های مالی باهدف انتقال اجتماعی، بویژه برای فقرا، به‌طور گسترده‌ای به‌عنوان تلاش‌های دولت برای کاهش مستقیم شکاف درآمد شناخته‌شده است (اندرسون و همکاران[5]، ۲۰۱۵؛ گونی و همکاران[6]، ۲۰۱۱؛ لاستینگ[7]، ۲۰۱۶ و مارتینز–وازکوز، همکاران[8]، ۲۰۱۲)؛ بنابراین، در پژوهش حاضر فرض می‌شود که توسعه انسانی، هزینه‌های دولت و باز بودن تجارت سهم مفیدی در تأثیر پیچیدگی اقتصادی در کاهش نابرابری درآمد داشته باشد.

در بخش دوم، مبانی نظری و مرور مطالعات تجربی مرتبط با موضوع پژوهش بررسی می‌شود. بخش سوم به معرفی مدل اختصاص دارد. در بخش چهارم، نتایج تجربی در نهایت در بخش پنجم، جمع بندی و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

مبانی نظری

پیچیدگی اقتصادی

تعیین کمیت رقابت‌پذیری کشورها و کیفیت محصولات صادراتی آنها هدف رویکرد پیچیدگی اقتصادی است. هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) مفهوم «پیچیدگی اقتصادی» را برای نشان دادن میزان دانش انباشته در یک جمعیت که به‌عنوان دانش بهره‌وری یا پیچیدگی تولید نیز شناخته می‌شود، ارائه می‌دهند. بر اساس این ایده که کشورها با کالاهایی که صادر می‌کنند به هم متصل

[1]- Lee and Sisson
[2]- Asteriou
[3]- Hamori and Hashiguchi
[4]- Reuveny and Li
[5]- Anderson
[6]- Goñi
[7]- Lustig
[8]- Martínez-Vázquez

می‌شوند، رویکرد پیچیدگی اقتصادی برای اندازه‌گیری پیچیدگی اقتصادی از طریق تعیین کمی رقابت‌پذیری کشورها و کیفیت محصولات صادراتی آن‌ها است. به همین ترتیب، هیدالگو و هاسمن[1] (۲۰۰۹) شاخص پیچیدگی اقتصادی را بر اساس «روش بازتاب[2]» ایجاد کردند که در آن پیچیدگی اقتصادی از طریق بازتاب نتایج اقتصادی اندازه‌گیری می‌شود (ماریانی و همکاران، ۲۰۱۵). به‌طور خاص، مزیت مقایسه‌ای آشکار (RCA)[3] یا میزان صادرات مؤثر یک کشور به یک محصول مشخص، برای انعکاس سطح پیچیدگی اقتصادی استفاده می‌شود. به همین ترتیب، نویسندگان دو مفهوم مرتبط با پیچیدگی اقتصادی را تعریف می‌کنند، «تنوع» و «همه‌گیر بودن». اولی نشان‌دهنده تعداد محصولاتی است که یک کشور می‌تواند با RCA صادر کند و دومی نشان‌دهنده تعداد کشورهایی است که در صادرات یک محصول معین دارای مزیت هستند. ازاین‌رو، اقتصادی اگر بتواند طیف وسیع‌تری از محصولات را (محصولاتی که توسط تعداد کمی از کشورها صادر می‌شود) صادر کند، پیچیده‌تر است.

پیچیدگی اقتصادی، ساخته‌شده توسط هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹)، اندازه‌گیری مجموعه‌ای از توانایی‌های تولیدی موجود در یک کشور است. توانایی‌ها به‌عنوان ورودی‌های غیرقابل تجارت موردنیاز برای تولید یک محصول تعریف می‌شوند. به‌عنوان‌مثال، این ورودی‌ها شامل سرمایه انسانی، فناوری، مؤسسات و سیستم حقوقی است. در سطح شرکت، توانایی‌ها، مجموعه‌ای از «دانش فنی» یا شیوه‌های کار را شامل می‌شوند که هنگام تعامل و همکاری نزدیک افراد در یک گروه ایجاد می‌شود. به‌طورکلی، توانایی‌ها در سطح شرکت ظرفیت سازمانی مرتبط با شکل‌گیری، مدیریت و فعالیت‌های تولیدی را به دست می‌آورند (فلیپه و همکاران[4]، ۲۰۱۲). تنوع این قابلیت‌ها، با توجه به پیچیدگی اقتصادی، سطح بهره‌وری یک کشور را تعیین می‌کند؛ بنابراین، پیچیدگی اقتصادی به توضیح واگرایی بین کشوری در سطح درآمد کمک می‌کند (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹).

پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد

اثبات این باور که ساختار تولیدی یک کشور می‌تواند بر توزیع درآمد اثر بگذارد آسان نیست. مطالعات قبلی از رویکردهای کیفی ساده استفاده کرده بودند (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷). بااین‌حال، شاخص پیچیدگی اقتصادی می‌تواند از اطلاعات مربوط به سطح توسعه اقتصاد و نحوه تولید و تخصیص درآمد کشورها استفاده کند.

ازآنجاکه تولید یک محصول خاص به مجموعه‌ای از دانش بهره‌وری نیاز دارد، تنوع صادراتی و فراگیر بودن محصول یک کشور نیز بر تنوع و فراگیر بودن دانش بهره‌وری آن دلالت دارد. به گفته هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹)، با توجه به دانش تولید متنوع و منحصربه‌فرد، یک کشور بسیار پیچیده می‌تواند به سطح بالاتری از تخصص دست یابد که احتمالاً شامل دو فرآیند اصلی است. اولین مورد، یافتن محصولات جدید با توجه به ترکیبی از دانش موجود است و دوم مربوط به تجمع توانایی‌های جدید و ترکیب آن‌ها با سایر قابلیت‌های قبلی موجود برای تولید محصولات بیشتر است. این‌ها ممکن است دو تأثیر متفاوت بر نابرابری درآمد داشته باشد.

مکانیسم‌های مختلفی وجود دارد که به‌موجب آن‌ها پیچیدگی اقتصادی توزیع درآمد کشور را بهبود می‌بخشد. اول، افرادی که در یک اقتصاد پیچیده زندگی می‌کنند از فرصت‌های شغلی بیشتری برخوردار هستند (هارتمن، ۲۰۱۴). دوم، ساختارهای اقتصادی متناسب با طیف متنوعی از محصولات پیشرفته با ساختار شغلی نسبتاً مسطحی همراه هستند (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷).

---

[1]- برای مطالعه بیشتر به هیدالگو و هاسمن (۲۰۰۹) مراجعه شود.

[2]- method of reflections

[3]- Revealed Comparative Advantage

[4]- Felipe

علاوه بر این، کارگران صنایع پیچیده قدرت چانه‌زنی بالاتری دارند و اختلاف درآمد را کاهش می‌دهند. سرانجام، ساختارهای پیچیده اقتصادی با نهادهای بهتر و اتحادیه بالاتر همراه هستند که نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد (هارتمن، ۲۰۱۴).

کشوری که ساختارهای اقتصادی آن به سمت کالاهای ساده (به‌عنوان‌مثال مواد اولیه و محصولات کشاورزی)، متمرکز شده است، به دلایل زیر نابرابری درآمد در حال گسترش است. اول، درآمد اکثر کارگران در این کشور به فعالیت‌های اقتصادی بستگی دارد که با کاهش بازده به مقیاس و بهره‌وری پایین مشخص می‌شود. در مقابل، بخش کمی از مردم از درآمد بالاتری برخوردار هستند که ناشی از فعالیت‌های محدود با بهره‌وری بالاتر است. دوم، انتشار دانش و مهارت‌های محدود توسط گروه‌های کمی از افراد اشغال می‌شود و برای آن‌ها حق بیمه اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. سوم، افرادی که در پایین توزیع درآمد قرار دارند با فرصت‌های محدود یادگیری و شغلی محدود می‌شوند. این بیشتر باعث افزایش شکاف درآمد می‌شود. سرانجام، حضور یک بخش اصلی که کالاهای اولیه تولید می‌کند با یک سلسله‌مراتب عمودی قوی در ساختار شغلی برای مدیریت یک کادر عظیم از کارهای غیرماهر همراه است. در مقابل، ساختارهای پیچیده اقتصادی، مشخص‌شده توسط محصولاتی با افزایش بازده به مقیاس، با افزایش درآمد مادام‌العمر کارگرانی که آن‌ها را تولید می‌کنند، نابرابری کمتری دارند (کنستانتین[1]، ۲۰۱۷). طیف متنوعی از فرصت‌ها همچنین چندین وسیله حرکت به سمت بالا در طبقه‌بندی اجتماعی را در اختیار فقرا قرار می‌دهد (هیدالگو، ۲۰۱۵ و هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷)؛ بنابراین، پیچیدگی اقتصادی به کاهش نابرابری درآمد کمک می‌کند.

رابطه بین پیچیدگی اقتصادی، سرمایه انسانی و نابرابری درآمد

توسعه اقتصادی مدت‌هاست که به‌عنوان فرایند تغییر ساختاری در ساختار تولید یک کشور شناخته‌شده است (لوئیس[2]، ۱۹۵۵ و روستو[3]، ۱۹۵۹). در طی فرآیند تحول ساختاری به صنایع جدید و پیچیده‌تر، سرمایه انسانی نه‌تنها تعیین‌کننده مهمی برای رشد اقتصادی است بلکه در مقابله با نابرابری درآمد نیز نقش مهمی دارد (لی و وو، ۲۰۱۹ و رومر[4]، ۲۰۱۲). آموزش، تعیین‌کننده اساسی سرمایه انسانی در معادلات درآمد است (مینسر[5]، ۱۹۵۸، ۱۹۷۴). تحصیلات بیشتر به‌طورکلی با «مشاغل بهتر» و «درآمد بالاتر» همراه است که به فقرا کمک می‌کند تا از فقر فرار کنند و بنابراین اختلاف درآمد را کاهش دهند (کاسترو کامپوز و همکاران[6]، ۲۰۱۶ و نوریس و همکاران، ۲۰۱۵). هرچه ساختار اقتصادی پیچیده‌تر می‌شود، آموزش بهتر، فرد را قادر می‌سازد سریع‌تر توانایی‌های جدید را بیاموزد و کسب کند. درنتیجه، به کارگران کم مهارت و ماهر کمک می‌کند تا بهتر با تغییرات موردنیاز بازار کار سازگار شوند. سرانجام، آن‌ها با استفاده بهتر از فرصت‌های متنوع شغلی به دلیل رشد پیچیدگی اقتصادی، مزایای بیشتری از متنوع سازی ساختار اقتصادی دریافت می‌کنند؛ بنابراین، دستیابی به تحصیلات عالی می‌تواند سهم مثبت پیچیدگی اقتصادی در اشتغال و نرخ دستمزد، بویژه برای فقرا را تقویت کند. علاوه بر این، همچنین می‌تواند خطرات و هزینه‌هایی را که کارگران کم‌کار و غیرمستقیم به‌دلیل تغییرات ساختاری و سطح بالاتری از تخصص در روند تنوع اقتصادی متحمل می‌شوند، کاهش دهد.

تصور می‌شود که سرمایه انسانی همبستگی منفی بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری را بزرگ‌تر می‌کند. به‌طور خاص، وقتی یک کشور تحول ساختاری به سمت صنایع پیچیده را تجربه می‌کند، سرمایه انسانی نقش مهمی در مقابله با نابرابری دارد. نظریه

[1]- Constantine
[2]- Lewis
[3]- Rostow
[4]- Romer
[5]- Mincer
[6]- Castro Campos

رشد درون‌زا، تلاش می‌کند تا تفاوت درآمد کشورها را توضیح دهد، مشاهده می‌کند که سرمایه انسانی تعیین‌کننده اساسی رشد است (رومر، ۲۰۱۲). علاوه بر این، ادبیات اذعان کرده است که توسعه اقتصادی روند تغییر ساختاری در ساختارهای تولیدی یک کشور است (روستو، ۱۹۵۹ و لوئیس، ۱۹۵۵). این امر از طریق تبدیل منابع از صنایع ساده به صنایع پیچیده رخ می‌دهد که با جمع‌آوری قابلیت‌های تولیدی جدید حاصل می‌شود. در این فرآیند، سرمایه انسانی به یک کشور امکان می‌دهد تا سریع‌تر توانایی‌های بیشتری را بیاموزد و کسب کند. درنتیجه، سرمایه انسانی به یک کشور کمک می‌کند تا در تولید کالاهای پیشرفته شرکت کند، درنتیجه پیچیدگی اقتصادی آن را افزایش می‌دهد (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹ و هاسمن و همکاران، ۲۰۱۴). پیشرفت در آموزش به افراد امکان می‌دهد از فرصت‌های مختلف به دلیل رشد پیچیدگی اقتصادی استفاده کنند؛ بنابراین، این احتمال را کاهش می‌دهد که پیچیدگی باعث بدتر شدن توزیع درآمد یک کشور به‌دلیل مهارت‌ها شود. ازاین‌رو، استدلال می‌شود که سرمایه انسانی عاملی کلیدی است که در تأثیرگذاری بر نابرابری درآمد با پیچیدگی اقتصادی ادغام شده است.

رابطه بین پیچیدگی اقتصادی، مخارج دولت و نابرابری درآمد

هزینه‌های دولت به‌عنوان سیاستی که به کاهش نابرابری درآمد در بسیاری از کشورها و مناطق کمک می‌کند، پذیرفته‌شده است (لاستینگ، ۲۰۱۶). هزینه‌های عمومی در نقل و انتقالات اجتماعی که باعث تزریق درآمد یا افزایش توان هزینه‌ای برای افراد، بویژه افراد فقیر می‌شود، نشان‌دهنده تلاش دولت در توزیع مجدد درآمد است (آفونسو و همکاران[1]، ۲۰۰۸). درحالی‌که پیچیدگی اقتصادی بالاتر فرصت‌های شغلی بیشتری ایجاد می‌کند و نرخ دستمزد بالقوه بهتری دارد، هزینه‌های دولت دسترسی بهتر به چنین مزایایی را بین کارگران، بویژه با مهارت کم و غیرماهر تسهیل می‌کند. به‌عنوان‌مثال، هزینه‌های سیستم حمل‌ونقل عمومی، هزینه‌های سفر را کاهش می‌دهد و فقرا را ترغیب می‌کند که در مناطق وسیع‌تری به دنبال کار باشند. هزینه‌های دولت برای آموزش شغلی، آموزش و بهداشت عمومی، ظرفیت و سلامت کارگران با مهارت کم و غیر ماهر را افزایش می‌دهد که به‌نوبه خود، احتمال اشتغال آن‌ها و داشتن درآمد بالاتر را افزایش می‌دهد (آفونسو و همکاران، ۲۰۰۸). علاوه بر این، این حمایت دولت، بویژه هنگامی‌که مربوط به آموزش باشد، همچنین به کارگران کم‌مهارت و ماهر کمک می‌کند تا در روند تحول ساختاری، سریعاً با نیازهای جدید بازار کار سازگار شوند. درنتیجه، هزینه‌های دولت می‌تواند تأثیرات منفی پیچیدگی اقتصادی بالاتر را بر اشتغال و درآمد این قشر آسیب‌پذیر جامعه جبران کند.

رابطه بین پیچیدگی اقتصادی، بازبودن تجارت و نابرابری درآمد

نظریه تجارت استاندارد پیش‌بینی می‌کند که باز بودن تجارت می‌تواند با افزایش تقاضا برای کارگران غیرماهر، باعث کاهش فاصله دستمزد بین نیروی کار ماهر و غیر ماهر در کشورهای درحال‌توسعه شود، بنابراین باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود (استولپر و ساموئلسون، ۱۹۴۱). این فرضیه به‌صورت تجربی در چند مطالعه مورد آزمایش و پشتیبانی قرار گرفت (آستریو و همکاران، ۲۰۱۴؛ حموری و هاشیگوچی، ۲۰۱۲ و رئوونی و لی، ۲۰۰۳). آزادسازی تجارت با تسهیل فعالیت‌های تولیدی و تجاری بیشتر، مزایای پیچیدگی اقتصادی را برای فرصت شغلی و دستمزد تقویت می‌کند. علاوه بر این، ازآنجاکه باز بودن تجارت به حفظ تقاضا برای نیروی کار کم مهارت و غیر ماهر کمک می‌کند (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷)، همچنین اثرات منفی تغییرات ساختاری بر اشتغال و درآمد این بخش‌های کار را به‌دلیل نیاز به مهارت‌های متغیر و بیشتر، کاهش می‌دهد.

[1]- Afonso

مروری بر مطالعات قبلی

شاه‌آبادی و ارغند (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر رفاه اجتماعی در کشورهای درحال توسعه طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۶ با استفاده از مدل اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی و به روش GMM می‌پردازند. مطابق نتایج این پژوهش در کشورهای درحال توسعه با پیچیده‌تر شدن اقتصاد علی‌رغم افزایش درآمد سرانه، توزیع درآمد نامتعادل‌تر شده است و اثر نامتعادل‌تر شدن توزیع درآمد بر افزایش درآمد سرانه غالب بوده و درمجموع کاهش رفاه اجتماعی را به‌دنبال داشته است.

شیرازی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهش به بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمدی ۵۳ کشور منتخب طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته پویا می‌پردازند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، پیچیده‌تر شدن اقتصاد تا دو سال اثر معنادار و کاهنده بر ضریب جینی دارد. آزمون سارگان صحت تصریح الگو را تأیید نموده است؛ بنابراین، شاخص پیچیدگی اقتصادی را می‌توان به‌عنوان یک عامل مؤثر در نابرابری درآمدی در نظر گرفت.

شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه خود به برآورد تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ۲۹ کشور منتخب تولیدکننده علم با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۹ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های پیچیدگی اقتصادی، آمادگی فن‌آورانه و جهانی‌شدن اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد و شاخص تورم دارای تأثیر منفی و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل تولید است.

خانزادی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره زمانی ۹۹-۱۳۶۸ با استفاده از روش خود توزیع با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداختند. نتایج نظری بیانگر این است که هر چه ایران ازنظر شاخص پیچیدگی اقتصادی ارتقا یابد می‌تواند با بهره‌گیری از دانش متنوع به سطح بالاتری از تخصص دست یابد و محصولاتی پیشرفته و پیچیده‌تر تولید کند. این تخصص بالاتر توسط پیچیدگی اقتصادی به دست می‌آید با افزایش بهره‌وری سبب بهبود درآمد افراد فقیر جامعه و درنتیجه کاهش نابرابری درآمد خواهد شد.

هارتمن و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی رابطه پیچیدگی اقتصادی و نهادها بر نابرابری درآمد در ۱۵۰ کشور طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۳ با استفاده از تحلیل رگرسیون چند متغیره پرداختند. نتایج نشان داد پیچیدگی اقتصادی و ساختار مولد تأثیر منفی بر نابرابری درآمد داشته است.

لی و وو (۲۰۱۹) به بررسی رابطه بین پیچیدگی اقتصادی، اندازه‌گیری ساختارهای اقتصادی و نابرابری درآمد پرداختند. با استفاده از یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی بین کشوری، نشان دادند که کشورهایی با ساختار اقتصادی که متمایل به محصولات پیچیده هستند از سطح نابرابری پایین‌تری برخوردار هستند؛ اما با استفاده از برآوردگر GMM نتایج نشان می‌دهد که افزایش پیچیدگی اقتصادی نابرابری بالاتری را به همراه دارد.

چو و هوانگ[1] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای رابطه پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد را بررسی نمودند. در این مقاله با استفاده از داده‌های پنل در هشتاد و هشت کشور از ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ و دو روش برآورد، دریافتند که پیچیدگی اقتصادی به‌طور قابل توجهی با نابرابری درآمد بالاتر ارتباط دارد. نتایج نشان می‌دهد وقتی سطح تحصیلات، هزینه‌های دولت و گشایش تجارت به

[1]- Chu and Hoang

آستانه‌های خاصی برسد، جنبه‌های سودمند پیچیدگی اقتصادی بالاتر را در کاهش نابرابری درآمد تسهیل می‌کند.

لیکائوس و هوارگ (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان پیچیدگی اقتصادی و اثرات واسطه‌ای نابرابری درآمد: رسیدن به توسعه پایدار در کشورهای در حال توسعه، به بررسی رابطه بین ECI و HDI و اثرات واسطه‌ای نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود از مدل خطی سلسله مراتبی به‌عنوان ابزاری آماری برای تجزیه و تحلیل ۸۷ کشور در حال توسعه از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ استفاده کردند و اثرات نابرابری جنسیتی و مصرف انرژی در سطح کشور را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه انسانی با پیچیدگی اقتصادی بالاتر افزایش یافته است. این رابطه، با این حال تا حدی ناشی از نابرابری درآمد بود. پیش‌بینی‌های سطح کشور، نابرابری جنسیتی و مصرف انرژی نیز بر توسعه پایدار تأثیرگذار است.

با توجه به مرور مطالعات هیچ یک از آنها تأثیر ابزارهای سیاست‌گذاری، در تعدیل این رابطه را در اقتصاد ایران بررسی نکرده‌اند. علاوه بر این، این مطالعات شواهد متفاوتی در مورد رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد ارائه می‌دهند. این به معنای وجود تعدیل‌کنندگان بالقوه در این رابطه است. همچنین مطالعات صورت گرفته به صورت پانل دیتا می‌باشند. بر اساس بحث فوق، رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد را برای کشور ایران بررسی می‌شود.

روش برآورد

آزمون ریشه واحد SOR با شکست‌های تند و هموار[1]

برای بررسی ویژگی‌های یکپارچه‌سازی متغیرهای مورد بررسی از آزمون ریشه واحد شکست‌های ساختاری تند و هموار ارائه شده توسط شهباز، اومای و روبود[2] (SOR، ۲۰۱۸b) استفاده می‌شود. اگرچه آزمون‌های مختلف ریشه واحد برای آزمون خصوصیات مانا بودن متغیرها وجود دارد، اما این آزمون‌ها به دلیل قدرت توضیحی پایین، نتایج تجربی تورش‌دار را ارائه می‌دهند (شهباز و همکاران[3]، ۲۰۱۸b). منحصر به فرد بودن SOR این است که آزمون ریشه واحد غیرخطی شکست‌های تند و هموار در یک سری زمانی را در نظر می‌گیرد. آزمون SOR (ارائه شده با لیبورن و همکاران[4]، ۱۹۹۸) شامل یک روش دو مرحله‌ای است که به شرح زیر انجام می‌شود:

مرحله ۱. این مرحله شامل استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی غیر خطی محدود از طریق الگوریتم ژنتیک است. متعاقباً، مؤلفه قطعی مدل ترجیحی تخمین زده می‌شود و باقیمانده‌های آن با استفاده از مدل‌های A، B و C به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Model\ A: \hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 F_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (۱)$$

$$Model\ B: \hat{\varepsilon}_t = y_t + \hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t + \hat{\alpha}_2 F_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (۲)$$

$$Model\ C: \hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 F_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 F_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) t \quad (۳)$$

مرحله ۲. در اینجا آماره آزمون اندرس و لی[5]، از این پس، EL (۲۰۱۲) محاسبه می‌شود که نسبت t همسو با $\emptyset$ در رگرسیون OLS است:

$$\hat{\varepsilon}_t = d(t) + \emptyset \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (۴)$$

---

[1]- SOR Unit Root Test with Sharp and Smooth Breaks
[2]- Shahbaz, Omay and Roubaud
[3]- Shahbaz
[4]- Leybourne
[5]- Enders and Lee

که در آن $d(t)$ یک تابع جبری از t است و v_t یک اختلال مانا با واریانس ثابت σ^2 است، لازم به ذکر است که ε_t با یک مقدار اولیه ثابت به‌طور ضعیف وابسته است. معادله ۴ مستقیماً برای آزمون فرضیه صفر ریشه واحد تخمین زده می‌شود (یعنی اگر شکل تبعی $d(t)$ مشخص باشد، $\emptyset = 1$). اما ، چون شکل $d(t)$ را مشخص نیست، هرگونه آزمون می‌تواند برای $\emptyset = 1$ با چالش همراه باشد، اگر $d(t)$ به‌درستی تصریح نشده باشد. تاکنون، رویکرد مورد استفاده در این مطالعه بر این فرض است که می‌توان با استفاده از بسط فوریه، تقریبی $d(t)$ را تعیین کرد:

$$d(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \beta_k cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad n \le T/2 \qquad (۵)$$

که در آن تعداد وقوع تجمعی در تقریب با n,k نمایش داده می‌شود که یک فرکانس خاص را نشان می‌دهد و تعداد مشاهدات با T نشان داده می‌شود. در این وضعیت، جایی که روند غیرخطی نداریم، تمام مقادیر $\alpha_k = \beta_k = 0$، تصریح به یک مورد خاص تبدیل می‌شود. توصیه می‌شود از مقدار زیادی n استفاده نشود زیرا این امر می‌تواند منجر به مشکل بیش برازش شود. تعدادی از مطالعات نظیر بایرنس[1] (۱۹۹۷) و دیویس (۱۹۸۷)، با استفاده از تقریب فوریه، به صورت تجربی شکل تبعی شکست هموار را نشان می‌دهند. علاوه بر این، n باید کوچک باشد، زیرا این امر باعث می‌شود روند غیرخطی پایدار باشد. سرانجام، معادله حاصل با فرم زیر نشان داده می‌شود:

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \beta_k cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \emptyset\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_k \Delta\hat{\varepsilon}_{t-i} + v_t \qquad (۶)$$

مقدار وقفه متغیرهای وابسته در آزمون معادله برای در نظر گرفتن هر پویایی پایدار در $\hat{\varepsilon}_t$ تقویت می‌شود.

به‌طور هم‌زمان، مقدار آماره آزمون EL به‌عنوان $s\tau_\alpha$ در مدل A نشان داده می‌شود و برای ساخت $\hat{\varepsilon}_t$ استفاده می‌شود، $s\tau_{\alpha(\beta)}$ هنگام استفاده از مدل B و $s\tau_{\alpha,\beta}$ هنگام استفاده از مدل C استفاده می‌شود. بسیار مهم است که بدانیم آیا تعداد کمی از اجزای فرکانس باعث می‌شود که هنگام استفاده از آزمون ریشه واحد SOR، انواع شکست‌هایی که اغلب در داده‌های اقتصادی مشاهده می‌شوند، تکرار شود.

برای در نظر گرفتن این مورد، تقریب فوریه، با استفاده از یک جز فرکانس منفرد نشان داده شده توسط k در نظر گرفته می‌شود. نوسان و جایگزینی مؤلفه سینوسی عبارت جبری توسط α_k و β_k نشان داده می‌شود. این مورد امکان می‌دهد که چندین وقفه هموار را حتی با یک فرکانس واحد $k = 1$ فراهم کنیم. فرضیه‌های آزمون ریشه واحد را بر اساس سه مدل با فوریه در شکل متعاقب زیر تبدیل می‌شود.

$$H0: Unit\ Root \qquad (Linear\ Nonstationary)$$
$$H1: Nonlinear\ Stationary \qquad \left(\begin{matrix} Nonlinear\ and\ Stationary\ around \\ simulatenously\ changing\ sharp\ and\ smooth\ trend \end{matrix}\right)$$

با استفاده از مقادیر آزمون SOR برای مدل A* ارائه شده توسط شهباز و همکاران (b۲۰۱۸)، فرضیه، در برابر مقادیر بحرانی آزمون می‌شود.

رویکرد آزمون ARDL بوت استرپ

برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، از روش هم انباشتگی ARDL بوت استرپ مک کینون و همکاران (۲۰۱۸) استفاده

[1] Bierens

می‌شود. اصالت رویکرد ARDL بوت استرپ توانایی آن در مقابله با خصوصیات اندازه و توان ضعیف است که در رویکرد معمولی ARDL پسران و همکاران (۲۰۰۱) وجود دارد. علاوه بر این، به منظور افزایش قدرت آزمون t و F، این رویکرد دارای توانایی ادغام یک آزمون هم انباشتگی جدید در هنگام طراحی و افزودن به چارچوب هم‌انباشتگی رویکرد آزمون کرانه‌های ARDL مرسوم است. پسران و همکاران (۲۰۰۱) دو شرط را برای شناسایی انباشتگی لازم دانستند. اول، ضرایب عبارت تصحیح خطا باید از نظر آماری معنادار باشند. دوم، ضرایب متغیرهای توضیحی وقفه دار نیز باید از نظر آماری معنادار باشند. پسران و همکاران (۲۰۰۱) پیشنهاد می‌کنند برای مورد دوم باید از کرانه‌های بحرانی (کرانه‌های بالا و پایین) استفاده کرد، اما برای مورد اول، هیچ آزمون کرانه‌ها یا مرزهای بحرانی وجود ندارد. در وضعیت اول که ضرایب عبارت تصحیح خطا از نظر آماری معنادار هستند، اگر همه متغیرهای مدل از درجه اول انباشته شوند، می‌توان از آزمون استفاده کرد؛ بنابراین آزمون ریشه واحد مرسوم به‌دلیل خصوصیات توان و توضیح‌دهندگی کم آنها همانطور که با جوه و همکاران (۲۰۱۷) نشان داده شده است، نامناسب است. این مشکل را می‌توان با استفاده از آزمون باند ARDL که توسط مک‌کینون و همکاران (۲۰۱۸) ارائه شده است، حل کرد.

یکی از مزایای استفاده از آزمون کرانه‌های ARDL بوت‌استرپی این است که مقادیر بحرانی با حذف احتمال موارد (مناطق) بلاتکلیفی که در رویکرد آزمون کرانه‌های سنتی ایجاد می‌شود، تولید می‌شود. علاوه بر این، آزمون کرانه‌ها برای مدل‌های پویا با بیش از یک متغیر توضیحی مفید است. به پیروی از جوه و همکاران (۲۰۱۷)، با استفاده از سه متغیر به شرح زیر، روش آزمون کرانه‌ها ARDL بوت‌استراپ می‌تواند به‌صورت ریاضی تصریح شود:

$$y_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_i x_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \gamma_k z_{t-k} + \sum_{i=1}^{s} \tau_i D_{t,l} + \mu_t \qquad (۷)$$

که در آن i،j، k و l نشانگر وقفه‌ها است ($i = 1, 2\ldots p; j = 0, 1, 2, \ldots, q; k = 0, 1, 2,\ldots r; l = 0, 1, 2,\ldots s$) و t نشان‌دهنده زمان است و y_t متغیر واکنش است، x_t و z_t متغیرهای توضیحی هستند، $D_{t,l}$ یک متغیر مجازی است که سال شکست را بر اساس آزمون ریشه واحد کیم و پرون (۲۰۰۹) نشان می‌دهد، β و γ نمایانگر ضرایب متغیرهای توضیحی با وقفه است، τ ضریب متغیر مجازی است. در آخر، μ_t جزء خطا را با میانگین صفر و واریانس محدود نشان می‌دهد. فرم تصحیح خطای این مدل را می‌توان به شرح زیر بیان کرد:

$$\Delta y_t = \emptyset y_{t-1} + \gamma x_{t-1} + \Psi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q-1} \delta_j x_{t-j} + \sum_{k=1}^{r-1} \pi_k y_{t-k} + \sum_{i=1}^{s} \omega_i D_{t,l} + \mu_t \qquad (۸)$$

در معادله ۸، $\emptyset = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i$ ، $\gamma = \sum_{i=1}^{q} \beta_i$ and $\Psi = \sum_{i=0}^{r} \gamma_i$. در این نقطه، $\lambda_i, \delta_j, \pi_k$ and ω_i توابع مرتبط را در محاسبه می‌کنند.

با تبدیل یک خودتوضیح برداری در سطح به فرم تصحیح خطایش، مشتق معادله ۸ از معادله یک برآورد می‌شود. در حالی که معادله ۸ را می‌توان با استفاده از یک عبارت عرض از مبدأ ($\bar{c}$) در مدل نامقید زیر برآورد کرد.

$$\Delta y_t = \tilde{c} + \tilde{\emptyset} y_{t-1} + \tilde{\gamma} x_{t-1} + \tilde{\Psi} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tilde{\lambda}_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q-1} \tilde{\delta}_j x_{t-j} + \sum_{k=1}^{r-1} \tilde{\pi}_k y_{t-k} + \sum_{i=1}^{s} \tilde{\omega}_i D_{t,l} + \tilde{\mu}_t \qquad (۹)$$

معادله ۹ برای تأیید هم‌انباشتگی میان متغیرهای y_t، x_t و z_t نیاز به رد سه فرضیه صفر دارد. فرضیه‌ها را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

آزمون F1 که بر اساس تمام عبارت‌های تصحیح خطای مرتبط $(H_0: \emptyset = \gamma = \Psi = 0)$ در مقابل $(H_1: \emptyset \neq \gamma \neq \Psi \neq 0)$ بدین‌معنی که هر یک از $\emptyset$، γ و Ψ با صفر متفاوت است.

آزمون F2 که بر اساس همه عبارت‌های متغیرهای توضیحی است $(H_0: \gamma = \Psi = 0)$ در مقابل $(H_1: \gamma \neq \Psi \neq 0)$ بدین معنی که γ و Ψ با صفر متفاوت است.

آزمون T که بر اساس متغیر وابسته وقفه‌دار است $((H_0: \emptyset = 0)$ در مقابل $(H_1: \emptyset \neq 0)$ به این معنی که $\emptyset$ با صفر متفاوت است.

نکته‌ای که در اینجا باید به آن توجه کرد این است که فقط مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها برای آزمون‌های F1 و T در رویکرد ARDL مرسوم ایجاد می‌شود، اما آماره آزمون برای آزمون F2 برای متغیرهای توضیحی وقفه‌دار نادیده گرفته می‌شود. با این حال، با استفاده از رویکرد ARDL بوت‌استراپ ارائه شده توسط مک کینون و همکاران (۲۰۱۸)، مقادیر بحرانی برای هر سه آزمون ارائه می‌شود. به‌طور هم‌زمان، برای ارائه نتایج قوی تجربی، از مقادیر بحرانی جدول‌بندی شده توسط مک کینون و همکاران (۲۰۱۸) استفاده می‌شود.

یافته‌های تحقیق

تصریح مدل و توصیف متغیرها

در این مطالعه، مدل درجه دوم در معادله ۱ را برای بررسی روابط بین متغیرها استفاده می‌کنیم:

$$GINI_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECI_t + \alpha_2 GDPpc_t + \alpha_3 GDPpc2_t + \alpha_4 GOV_t + \alpha_5 TRADE_t + \alpha_6 HCI_t + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

GINI نشان دهنده ضریب جینی برای نابرابری درآمد است، ECI نشانگر شاخص پیچیدگی اقتصادی است، GDP_{PC} تولید ناخالص داخلی سرانه است، GOV مخارج مصرفی نهایی دولت و TRADE بازبودن تجارت و HCI شاخص توسعه انسانی (آموزش) است، ε عبارت خطا را نشان می‌دهد. زیرنویس t بعد زمان است. ما همه متغیرها را به لگاریتم‌های طبیعی تبدیل کردیم. علاوه بر این، از آنجا که لگاریتم طبیعی در برخی از داده‌ها به دست نمی‌آید؛ زیرا پیچیدگی اقتصادی مقادیر منفی دارد، یک عدد ثابت به متغیر ECI اضافه شده است. با توجه به در دسترس بودن داده‌ها، سری زمانی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۵۰ در نظر گرفته می‌شود. در این مقاله، داده‌های تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (GDP، بر اساس ارزش دلار در سال ۲۰۱۰)، مخارج مصرفی نهایی دولت و بازبودن تجارت (TO، درصدی از GDP) از شاخص‌های توسعه جهانی (بانک جهانی ۲۰۲۰) گرفته شده است. داده پیچیدگی اقتصادی (ECI) از OEC (۲۰۲۰)، جمع‌آوری شده است، سرمایه انسانی (HC، شاخص مبتنی بر تحصیلات) از نسخه دهم جداول جهانی Penn[1] که توسط فرینسترا و همکاران[2] (۲۰۱۵) توسعه یافت به دست می‌آیند و شاخص ضریب جینی به عنوان نابرابری درآمد از سایت سری زمانی بانک مرکزی جمع‌آوری شده است. آمار توصیفی برای همه متغیرها در جدول ۱ قابل مشاهده است.

جدول ۱ نشان می‌دهد که بیشترین نوسانات در متغیرها مربوط به بازبودن تجارت است، در حالی که کمترین نوسان مربوط به نابرابری درآمد است. علاوه بر این، متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه بشترین و نابرابری درآمد پایین‌ترین مقدار را دارند.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد

برای انجام روش ARDL، متغیرها باید از I(0)، I(1) و (۰، ۱) باشد؛ زیرا اگر متغیرها در مرتبه بالاتر انباشته باشند، اعتبار

[1]- Penn World Tables version 10.0

[2]- Feenstra

آماره F مورد تردید قرار می‌گیرد (اواتارا[1]، ۲۰۰۶). آزمون‌های ADF، PP برای ریشه واحد برای شناسایی مانا بودن استفاده می‌شود. در این قسمت، آزمون‌های ریشه واحد متغیرها، با روش‌های دیکی- فولر و فیلیپس- پرون صورت گرفته و نتایج آنها شامل نتایج آزمون برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۱. آماره توصیفی

متغیر	پیچیدگی اقتصادی	تولیدناخالص داخلی سرانه	ضریب جینی	مخارج مصرفی دولت	شاخص سرمایه انسانی	باز بودن تجارت
میانگین	۰/۶۸۲۶۵۲	۸/۶۵۴۲۰۸	-۰/۸۸۳۶۷۵	۲/۶۱۴۳۷۱	۰/۴۷۳۵۳۳	۳/۷۲۹۴۰۵
حداکثر	۱/۰۴۴۴۹۵	۹/۲۳۶۱۳۸	-۰/۶۸۹۱۵۵	۳/۱۷۱۴۵۷	۰/۹۲۳۳۶۳	۰/۳۳۲۲۵۴
حداقل	۰/۴۴۳۲۵۵	۸/۱۹۹۲۸۸	-۰/۹۸۰۸۲۹	۲/۲۲۳۲۱۲	۰/۱۱۱۴۵۱	۲/۶۴۹۳۵۱
چولگی	۰/۳۵۲۶۴۱	۰/۴۶۰۷۲۷	۱/۳۱۳۵۵۴	۰/۵۱۴۱۰۲	۰/۲۱۰۲۶۶	-۱/۱۱۹۴۸۰
کشیدگی	۲/۵۵۷۴۵۱	۲/۴۵۶۵۰۶	۳/۶۰۰۹۶۹	۲/۲۶۳۴۵۲	۰/۷۳۷۵۵۵	۴/۹۰۴۵۶۶
خطای استاندارد	۰/۱۵۰۵۶۳	۰/۲۶۳۳۲۰	۰/۰۷۲۸۵۱	۰/۲۶۲۳۰۰	۰/۲۵۵۲۲۷	۰/۳۲۷۴۱۹

جدول ۲. آزمون ریشه واحد برای متغیرهای الگو

متغیر	فیلیپس پرون		آماره دیکی‌فولر		زیوت اندریوز	
نابرابری درآمد (درسطح)	-۲/۰۹۲۴۱۸	۰/۲۰۹	-۲/۱۵۰۹۹۵	۰/۱۷۰	-۳/۱۷۱	۱۳۵۹
نابرابری درآمد (یکبارتفاضل)	-۶/۷۹۴۶۲۶	۰/۰۰۰	-۶/۸۶۷۰۲۴	۰/۰۰۰	-۸/۳۷۹*	۱۳۶۰
تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (در سطح)	-۱/۵۵۸۳۳۸	۰/۴۵۱	-۱/۳۵۳۷۲۵	۰/۵۲۲	-۴/۹۵۷	۱۳۶۵
تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (یکبارتفاضل گیری)	-۴/۷۳۳۹۰۶	۰/۰۰۰	-۴/۲۳۲۰۶۱	۰/۰۰۰	-۶/۶۵۷*	۱۳۶۰
پیچیدگی اقتصادی (در سطح)	-۱/۱۱۰۰۵۲	۰/۳۰۲	-۲/۵۰۰۴۹۰	۰/۳۶۴	-۴/۱۷۱	۱۳۸۷
پیچیدگی اقتصادی (یکبارتفاضل گیری)	-۵/۵۷۷۱۷۳	۰/۰۰۰	-۵/۵۹۵۰۷۶	۰/۰۰۰	-۷/۵۵۴*	۱۳۵۸
بازبودن تجارت (در سطح)	-۲/۰۸۲۷۴۰	۰/۲۵۴	-۲/۴۶۱۲۷۰	۰/۱۲۱	-۵/۵۲۴*	۱۳۶۸
بازبودن تجارت (یکبارتفاضل گیری)	-۴/۵۸۱۲۳۶	۰/۰۰۰	-۴/۵۸۱۲۳۶	۰/۰۰۰		
شاخص توسعه انسانی (در سطح)	-۱/۳۵۷۰۸۱	۰/۵۲۳	-۱/۳۸۴۹۱۲	۰/۹۶۳	-۳/۳۸۸	۱۳۹۱
شاخص توسعه انسانی (یکبارتفاضل گیری)	-۴/۴۶۹۰۷۳	۰/۰۰۰	-۴/۲۹۷۸۰۲	۰/۰۰۰	-۶/۹۲۰*	۱۳۶۰
مخارج مصرفی دولت (در سطح)	-۱/۶۸۸۸۵۳	۰/۵۲۵	-۱/۶۳۸۴۹۶	۰/۴۴۰	-۳/۸۵۲	۱۳۶۸
مخارج مصرفی دولت (یکبارتفاضل گیری)	-۶/۸۴۵۳۳۰	۰/۰۰۰	-۷/۱۰۰۶۶۰	۰/۰۰۰	-۷/۳۳۱*	۱۳۷۲

مقدار بحرانی برای آزمون زیوت-اندریوز در سطح ۵٪ برابر ۵,۰۸- است

جدول ۲ نتایج ریشه واحد را نشان می‌دهد. ما از آزمون (ADF) استفاده می‌کنیم و برای بررسی قدرت، از آزمون فیلیپس پرون(PP) و همچنین آزمون زیوت اندریزو با لحاظ یک شکست ساختاری نیز استفاده می‌کنیم. نتایج هر دو آزمون نشان می‌دهد که متغیرها I(1) هستند اما در آزمون زیوت اندریوز متغیر بازبودن تجارت در سطح با معنا است. همچنین، هیچ یک از متغیرها با تفاضل مرتبه دوم یا I(2) انباشته نشده‌اند، از این رو برای انجام روش ARDL شرط مهمی را نیز برآورده می‌کند (کواکو[2]، ۲۰۱۱). ما معیار اطلاعات شوارتز را برای انتخاب طول وقفه بهینه اعمال می‌کنیم.

به‌منظور بررسی استحکام تجزیه و تحلیل ریشه واحد، ما از آزمون ریشه واحد SOR نیز استفاده کرده‌ایم که شکست‌های تند و هموار را در بر می‌گیرد. نتایج تجربی آزمون ریشه واحد SOR در جدول ۳ گزارش شده است. نتایج ذکر شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که فرضیه صفر ریشه واحد برای متغیرهای مورد استفاده در مطالعه رد نمی‌شود، زیرا آمار t محاسبه شده کمتر از مقادیر t

[1]- Ouattara
[2]- Kouakou

بحرانی ارائه شده توسط شهباز[۱] و همکاران(۲۰۱۸b) است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که متغیرها شامل فرایندهای ریشه واحد است. اطلاعات پارامترهای غیر خطی برآورد شده در مدل A* وجود شکستگی‌های تند و هموار در سری را تأیید می‌کند[۲]. آزمون ریشه واحد SOR تأیید می‌کند که در سطح ، همه متغیرها دارای مشکلات ریشه واحد در صورت وجود شکستگی‌های ساختاری تند و هموار هستند این بدان معناست که همه متغیرها دارای نظم یکپارچه‌ای منحصر به فرد هستند یعنی I(1).

جدول ۳. آزمون ریشه واحد SOR

متغیر	آماره t	عرض از مبدأ[۳] ۱	عرض از مبدأ ۲	پارامتر شیب[۴]	پارامتر آستانه[۵]
نابرابری درآمد	-۳/۴۱۰۸۳۵	-۰/۷۸۶۱۶۵	-۵/۵۷۷۴۹۵	۱/۹۹۸۴۲۴	۷/۲۲۶۱۶۴
تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه	-۱/۰۱۰۰۶۵	۸/۷۳۷۳۸۳	-۵/۶۱۲۵۸۳	۳/۵۴۶۶۲۵	۱/۸۴۳۶۱۴
پیچیدگی اقتصادی	-۲/۵۱۷۱۵۳	۰/۴۸۴۲۱۱	-۵/۴۸۷۹۴۴	۴/۴۶۹۷۰۱	۲/۸۵۹۴۹۰
بازبودن تجارت	-۱/۹۰۳۷۶۶	۱۳/۴۸۵۳۱	-۹/۷۹۷۹۷۲	۱۷۵/۴۶۲۴	-۱۰/۱۳۵۹۵
شاخص توسعه انسانی	-۳/۷۷۱۸۴۶	۰۰/۵۹۵۸۷۸	-۰/۵۶۹۴۸۹	۳۵۹/۲۹۰۶	-۲/۷۱۴۵۴۴
مخارج مصرفی دولت	-۲/۵۲۹۹۸۸	۰/۴۲۲۷۸۳	۲/۵۹۵۳۸۸	۳۹۱۲/۷۹۷	-۶۹/۵۷۰۱۱

این نظم منحصر به فرد انباشتگی متغیرها ما را وادار می‌کند تا با استفاده از رویکرد هم انباشتگی، به بررسی حضور هم‌انباشتگی بین متغیرها بپردازیم. برای انجام این کار، ما از روش آزمون باند ARDL بوت استرپ ارائه شده توسط مکنون و همکاران (۲۰۱۸) استفاده می‌کنیم. این آزمون تلفیق نتایج تجربی قابل اطمینان را در مقایسه با روش آزمون باند ARDL که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) توسعه یافته است، ارائه می‌دهد. ARDL بوت استرپ شامل F-test و T-test مشترک است. آزمون F و آزمون T به ترتیب مقادیر باوقفه را برای همه متغیرهای مستقل و متغیر وابسته در نظر می‌گیرند. این مورد، برتری ARDL بوت استرپ نسبت به ARDL سنتی را برای بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرها نشان می‌دهد.

جدول زیر نتایج آماره F و t محاسبه شده با تعیین وقفه ۲ را در رگرسیون ARDL بوت استرپ نشان می‌دهد. از آنجا که آمار $F_{overall}$ (۵/۵۱۴۷) محاسبه شده در مدل بالاتر از مقادیر بحرانی بالای حدها است، فرضیه صفر عدم هم انباشتگی رد می‌شود. در مدل ARDL بوت استرپ تمام آزمون‌های تشخیصی تأیید می‌گردند[۶]. در مرحله بعدی، ما بررسی کردیم که آیا متغیر وابسته با وقفه و متغیرهای مستقل با وقفه قابل توجه هستند. از جدول ۴ مشاهده می‌شود که فرضیه صفر در سطح معناداری ۵٪ برای متغیر وابسته با وقفه (t_{DV}:-۳/۶۰۹۱) و در سطح معناداری ۱٪ برای متغیرهای مستقل با وقفه رد می‌شود (F_{IDV}:۵/۱۵۵۵). بنابراین دلالت بر وجود رابطه هم‌انباشتگی یا بلندمدت در میان متغیرهای LGINI، LGDPpc، LGDPpc2، LECI، LGOV، LTRADE، LHCI دارد.

جدول ۴. آزمون هم انباشتگی

آزمون	مقدار	حدپایین	حد بالا
F کل	۵/۵۱۴۷	۱/۹۹	۳/۹۹
t متغیرهای وابسته	-۳/۶۰۹۱	-۲/۵۷	-۳/۴۳
F متغیرهای مستقل	۵/۱۵۵۵	۲/۴۹	۴/۳۶

منبع: یافته‌های تحقیق

[۱]- آماره‌های بحرانی t در مطالعه شهباز و همکاران (b۲۰۱۸) از جدول ۵ یافت شده است.

[۲]- برای اطلاعات بیشتر (به شهباز و همکاران، b۲۰۱۸ مراجعه کنید).

[3]- Intercept

[4]- Slope Parameter

[5]- Threshold Parameter

[۶]-نتایج CUSUM و CUSUMQ را می‌توان در شکل ۱ در پیوست یافت.

برآورد مدل

نتایج بلند مدت براساس معیارشوارتز و مدل ARDL مناسب در جدول (۵) ارائه شده‌است. نتایج نشان می‌دهد تولیدناخالص داخلی سرانه واقعی بطور منفی با نابرابری درآمدی ارتباط دارد، به عبارت دیگر یک رابطه کاهنده بین نابرابری درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی وجود دارد. همچنین، پیچیدگی اقتصادی، نابرابری درآمد در کشور را افزایش می‌دهد. در واقع در این فرایند هم پیچیدگی اقتصادی افزایش می‌یابد و هم نابرابری درآمد افزایش می‌یابد و در مجموع افزایش هم‌زمان پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد، کاهش رفاه اجتماعی در ایران را به دنبال دارد. رابطه مثبت بین ECI و ضریب جینی لزوماً نشان‌دهنده نقص در رویکرد نیست، اما مربوط به یک ناهنجاری است که در آن کشورهای منبع‌گرا روندهای آماری جهانی را نقض می‌کنند. به طور کلی، کشورهایی که پیچیدگی اقتصادی بیشتری از حد انتظار نشان می‌دهند، با توجه به سطح تولید ناخالص داخلی سرانه، تمایل دارند سریعتر رشد و سطح نابرابری درآمدی پایین‌تری داشته باشند. کشور ایران با داشتن سرانه تولید ناخالص داخلی نسبتاً بالا و سطوح بالای نابرابری درآمدی نسبت به سطح پیچیدگی اقتصادی کنونی خود از این روند منحرف شده، زیرا کشور ایران دارای اقتصاد عمدتاً بر اساس نفت است.

بازبودن تجارت تأثیر فزاینده بر نابرابری درآمد در کشور داشته است مطابق با مطالعه فلاحتی و همکاران (۱۳۹۴) و اصغرپور و همکاران (۱۳۹۳) که نشان می‌دهد با توجه به بهره‌مندی پایین کشور از سرمایه‌گذاری خارجی- که در طی سال‌های مطالعه بسیار کم بوده‌است- در پروژه‌های مولد و زیرساخت‌های خاص، این نوع سرمایه‌گذاری سهم کمی در توسعه‌اقتصادی پایدار و بهبود توزیع درآمد داشته باشد.

گروهی اعتقاد دارند جهانی شدن نابرابری بین ملت‌ها را افزایش داده و حتی موجب افزایش نابرابری درآمد جهانی می‌گردد. گونار میردال[1] معتقد است گسترش تجارت خارجی به تنهایی نمی‌تواند عامل برابری باشد، چراکه کشورهای صنعتی دارای صنایعی هستند که نه تنها نقش پیشرو را ایفا می‌نمایند، بلکه از صرفه‌های حاصل از مقیاس نیز برخوردارند، در حالیکه صنایع کشورهای در حال توسعه اغلب نیازمند حمایت دولت‌ها هستند و گسترش تجارت آزاد کشورهای در حال توسعه را به تولید کالاهای اولیه سوق می‌دهد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۳).

تأثیر شاخص سرمایه انسانی بر نابرابری درآمدی در بلندمدت و کوتاه‌مدت منفی است و این نشان می‌دهد که توسعه آموزشی در مقاطع مختلف تحصیلی و دانشگاهی و ارتقای بهداشت عمومی در روند توسعه اثر مثبت بر توزیع عادلانه درآمد گذاشته است. مخارج مصرفی دولت تأثیر بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران ندارد.

جدول ۵. برآورد ضرایب بلندمدت براساس رویکرد ARDL

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
LECI	۰/۱۳۰۷۳۷	۰/۰۵۲۹۴۰	۲/۴۶۹۵۳۱	۰/۰۱۸۳
$LGDP_{PC}$	-۲/۹۸۸۲۵۷	۱/۴۴۵۱۱۸	-۲/۰۶۷۸۳۰	۰/۰۴۵۷
$LGDP_{PC2}$	۰/۱۷۶۱۰۹	۰/۰۸۲۸۴۲	۲/۱۲۵۸۵۱	۰/۰۴۰۳
LGOV	۰/۰۵۹۰۸۸	۰/۰۳۲۹۶۳	۱/۷۹۲۵۳۸	۰/۰۸۱۲
LTRADE	۰/۰۶۴۹۱۶	۰/۰۲۰۸۰۰	۰/۱۲۰۹۶۹	۰/۰۰۳۵

[1]-Gunnar Myrdal

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
LHCI	-۰/۱۶۲۳۵۰	۰/۰۴۴۶۰۱	-۳/۶۴۰۰۶۲	۰/۰۰۰۸
C	۱۱/۳۶۵۶۰	۶/۲۷۸۳۱۷	۱/۸۱۰۲۹۴	۰/۰۷۸۴

R^2=۰/۸۶۲۹۰۴

AdjustedR^2=۰/۸۳۳۲۶۲

F-statistics=۲۹/۱۱۰۵۶

Prob. =۰/۰۰۰

Durbin-Watson=۱/۷۷۹۲۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. تصحیح خطا متناسب با ARDL(1,1,0,0,0,0,0)

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
dLGINI(-1)	-۰/۰۱۰۳۷۶	۰/۱۷۰۲۸۳	۰/۰۶۰۹۳۵	۰/۹۵۱۷
dLECI	۰/۰۲۷۱۴۳	۰/۰۶۶۵۴۶	۰/۴۰۷۸۸۳	۰/۶۸۵۷
dLECI(-1)	۰/۱۰۴۹۵۱	۰/۰۶۱۲۳۲	۱/۷۱۳۹۸۲	۰/۰۹۴۹
$dLGDP_{PC}$	-۳/۰۹۱۹۲۶۴	۱/۴۲۲۹۴۸	-۲/۱۲۱۸۳۶	۰/۰۴۰۶
$dLGDP_{PC2}$	۰/۱۷۷۹۳۶	۰/۰۸۱۵۹۵	۲/۱۸۰۷۲۸	۰/۰۳۵۶
dLGOV	۰/۰۵۹۷۰۱	۰/۰۳۶۹۲۲	۰/۶۱۶۹۲۶	۰/۱۱۴۴
dLTRADE	۰/۰۶۵۵۸۹	۰/۰۲۳۳۸۲	۰/۸۰۵۰۶۶	۰/۰۰۸۰
dLHCI	-۰/۱۶۴۰۳۵	۰/۰۵۱۶۳۵	-۳/۱۷۶۸۱۷	۰/۰۰۳۰
Ecm(-1)	-۱/۰۱۰۳۷۶	۰/۱۳۹۴۹۳	-۷/۲۴۳۲۱۶	۰/۰۰۰

آزمون‌های تشخیصی

	آماره F	احتمال
آزمون نرمالیتی	۳/۴۳۳۳	۰/۱۷۹۶
خودهمبستگی سریالی	۰/۷۸۷۰۴۰	۰/۴۶۳۱
ناهمسانی واریانس	۰/۵۵۹۲۶۲	۰/۲۱۸۷
فرم تبعی	۰/۷۴۷۳۳۶	۰/۳۹۳۰

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد (فرضیه کوزنتس) شواهد تجربی منحنی U شکل را برای ایران در بلندمدت تأیید می‌کند که در جدول (۵) ارائه شده‌است، در واقع، مجذور رشد اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود.

پس از بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها و برای به‌دست آوردن پویایی کوتاه‌مدت متغیرها، مدل کوتاه‌مدت ARDL برآورد شده و نتایج در جدول (۶) ارائه شده‌است. ضریب عبارت ECM نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت است. علامت ضریب ECM باید منفی و در سطح معناداری بالایی باشد.

ضریب Ecm(-1) برای مدل کوتاه‌مدت برابر با (۱/۰۱۰۳۷۶-) است که معنادار و دارای علامت صحیح می‌باشد و دلالت بر یک سرعت بسیار بالای تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را دارد. دامنه ضریب تصحیح خطا از ۰ تا کمتر از ۲ است (با علامت

منفی و معنادار). اگر مقدار کمتر از ۱ باشد، به این معنی است که تعادل به صورت یکنواخت تنظیم می‌شود و اگر مقدار بیشتر از ۱ و کمتر از ۲ باشد (با علامت منفی و معنادار) نشان می‌دهد که تعادل به صورت میرایی تنظیم می‌شود (روند تصحیح خطا در اطراف ارزش بلندمدت در نوسان است) (نارایان و اسمیت[1]، ۲۰۰۶). در کوتاه‌مدت همانند بلندمدت، ضریب مربوط به $LGDP_{PC}$ منفی است؛ به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد، افزایش در GDP_{PC}، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد.

نتیجه‌گیری

در این مقاله سعی شده است تا رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد روشن شود. برای این کار، ما رگرسیون ARDL بوت استرپ را برای کشورایران با استفاده از داده سری زمانی تخمین زدیم. آزمون فروض نشان می‌دهد که، باز بودن تجارت، اثر فزاینده بر نابرابری درآمد دارد و هزینه دولت اثر مثبت و معنادار در سطح ۹۰٪ بر ضریب جینی دارد، بنابراین، این دو متغیر سهم مفیدی در تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر کاهش نابرابری درآمد ندارند و باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. سرمایه انسانی اثر منفی و معنادار در بلندمدت بر نابرابری درآمد دارد. بنابراین، می‌تواند سهم مفیدی در پیچیدگی اقتصادی بر کاهش نابرابری درآمد داشته باشد و فرضیه در سطح ۹۵٪ پذیرفته می‌شود. اما بدین دلیل که پیچیدگی اقتصادی خود اثر فزاینده بر نابرابری درآمد دارد، هنوز نیازمند به بهبود سرمایه انسانی برای تأثیرگذاری بر این رابطه است. رشد اقتصادی نیز رابطه U دارد و U معکوس نیست. رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد نیز افزایشی است و افزایش پیچیدگی اقتصاد باعث کاهش نابرابری درآمد نمی‌شود و فرضیه در سطح ۹۵٪ رد می‌شود.

نتایج رگرسیون ARDL بوت استرپ نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی در بلندمدت، باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود که همسو با مطالعه لی و وو (۲۰۱۹) است و در کوتاه‌مدت اثری بر نابرابرای درآمد ندارد. این مورد می‌تواند به این دلیل باشد که پیچیدگی در ایران در کل از سطح بالایی برخوردار نیست و نمی‌تواند باعث بهبود توزیع درآمد شود. به‌علاوه، سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. بنابراین، بهبود کیفیت سرمایه انسانی می‌تواند ساختارهای اقتصادی را تقویت کند و باعث کاهش نابرابری درآمد شود. درآمد سرانه در بلندمدت باعث کاهش نابرابری درآمد و مجذور درآمد سرانه باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. درواقع، حالت U شکل به جای U معکوس دارد. این می‌تواند به این دلیل باشد که رشد اقتصادی در ایران به‌جای صنعت وابسته به درآمد نفت است. اگرچه، به‌صورت موقتی و با افزایش درآمد نفتی می‌تواند باعث کاهش نابرابری درآمد شود ولی در بلندمدت با توجه به اینکه این درآمد در بخش صنایع با قابلیت صادراتی سرمایه‌گذاری نمی‌شود و به بهره‌وری توجه چندانی نمی‌شود، تأثیری بر کاهش نابرابری درآمد در بلندمدت ندارد و حتی اثرات منفی رشد نامتوازن باعث افزایش نابرابری درآمد نیز می‌شود. مخارج دولت، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثری بر نابرابری درآمد ندارد. در واقع، مخارج مصرفی دولت در ایران بخش زیادی از مخارج دولت را تشکیل می‌دهد و از کارایی و بهره‌وری چندانی برخوردار نیست که بتواند باعث بهبود توزیع درآمد شود. باز بودن تجارت در کوتاه‌مدت و بلندمدت باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود که در واقع می‌تواند به این دلیل باشد که در ایران تنوع صادراتی بسیار کم است و بنابراین بازبودن تجارت نیز نمی‌تواند تأثیر چندانی بر بهبود اوضاع افراد در سطح وسیعی داشته باشد.

[1]- Narayan and Smyth

با توجه به نتایج، در ایران توسعه اقتصادی نتوانسته باعث کاهش نابرابری درآمد شود. در حقیقت، کاهش اختلاف درآمد به ترکیبی از چندین سیاست توسعه نیاز دارد. ارتقا توانایی‌های تولیدی که منجر به پیچیدگی اقتصادی بالاتر می‌شود، باید همراه با بهبود در نهادها، هزینه‌های دولت، سرمایه انسانی و آزادسازی تجارت اجرا شود. اگرچه سرمایه انسانی باعث کاهش نابرابری درآمد شده است، اما هنوز اثر چندانی بر بهبود رابطه بین پیچیدگی اقتصادی و نابرابری درآمد ندارد. بنابراین، نیاز است سیستم آموزشی اصلاح شود و آموزش‌های متناسب با ویژگی‌های بازار کار ایران برای تسهیل ورود افراد به بازار کار و بهبود سرمایه انسانی و افزایش بهره‌وری داده شود که این مورد می‌تواند به ارتقاء توانایی‌های تولیدی منجر شود و ارتقاء توانمندی‌های تولیدی و تقویت ساختارهای اقتصادی می‌تواند پیچیدگی اقتصادی را افزایش دهد و درنتیجه نابرابری درآمد را کاهش دهد. لازم است دولت کوچکتر شود و هزینه‌های مصرفی دولت کاهش یابد و هزینه‌های دولت به سمت هزینه‌های توسعه‌ای و بهبود زیرساخت‌ها هدایت شود تا از این طریق روند رشد و توسعه در ایران تسهیل شود. لازم است در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی به بخش صنعت توجه بیشتری شود بویژه صنایعی که امکان صادرات با تکنولوژی پیشرفته‌تر وجود دارد که از این طریق آزادسازی تجارت می‌تواند برای ایران مزایای زیادی داشته باشد و می‌تواند باعث افزایش پیچیدگی اقتصادی و کاهش نابرابری درآمد شود. همچنین، برای اینکه پیچیدگی اقتصادی باعث کاهش نابرابری درآمد شود لازم است که سیستم صادرات ایران تغییر کند و در عوض صادرات مواد خام که آسیب‌پذیری بیشتری دارند بر تنوع صادراتی تکیه شود و صادرات به‌سمت محصولات متنوع‌تر و با پیچیدگی تکنولوژیکی بیشتر برود. برای بهبود در نابرابری درآمد، لازم است نگاه دولت بیشتر به رشد و توسعه بلندمدت باشد تا بهبودهای موقتی و کوتاه‌مدت و درآمدهای نفتی صرف مخارج جاری دولت نشود و در جهت رشد و توسعه پایدار بلندمدت بویژه در زمینه تحقیق و توسعه و شرکت‌های دانش‌بنیان سرمایه‌گذاری شود. بنابراین، برای اینکه پیچیدگی اقتصادی بتواند نابرابری درآمد را کاهش دهد،لازم است تلاش‌های بیشتری برای ارتقاء کیفیت تحصیلات، کارایی هزینه‌های عمومی، رشد متوازن و آزادسازی اقتصادی در کنار هم انجام شود.

تقدیر و تشکر

بدینوسیله از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه ایلام به خاطر حمایت معنوی در اجرای پژوهش حاضر سپاسگزاری می‌شود.

منابع

اصغرپور، حسین؛ سلمانی، بهزاد و حکمتی فرید، صمد (۱۳۹۳). بررسی تأثیر جهانی شدن بر توزیع درآمد. *فصلنامه سیاست‌های مالی واقتصادی*، ۲(۶)، ۱۲۳-۱۴۰ http://qjfep.ir/article-1-62-fa.html.

چشمی، علی و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۹۲). شاخص پیچیدگی اقتصادی و ارتباط آن با ساختار نهادی تولید مقایسه تطبیقی ایران ،کره جنوبی و ترکیه. *اولین همایش توسعه پایدار با رویکرد بهبود محیط کسب و کار، مشهد*، https://civilica.com/doc/268916.

خانزادی، آزاد؛ توسلی نیا، علی؛ بهنیا، علی و سلطانی، میثم (۱۴۰۱). بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران. *مجله توسعه و سرمایه*، ۷(۲)، ۱۹-۱ https://jdc.uk.ac.ir/article_3338.html.

شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ چایانی، طیبهو و صادقی معتمد، زهرا (۱۳۹۹). تأثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای منتخب تولیدکننده علم. *اقتصاد و الگو سازی*، ۱۱(۱)، ۲۰۵-۱۸۱ https://ecoj.sbu.ac.ir/article_100523.html.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و ارغند، هانیه (۱۳۹۷). تأثیر پیچیدگی اقتصادی (ECI) بر رفاه اجتماعی در کشورهای منتخب در حال توسعه. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۲۳(۸۹)، ۸۹-۱۲۲ https://pajooheshnameh.itsr.ir/article_34393.html?lang=fa.

شیرازی، مجتبی؛ موتمنی، مانی و زبیری، هدی (۱۳۹۸). بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه کردستان، https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/e57648df9a703f47a41bf62a1c15d4e3.

گلی، یونس؛ فلاحتی، علی و گلی، حسین (۱۳۹۴). آزادسازی تجاری و نابرابری دستمزد بین نیروی کار شهری و روستایی. *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۲(۹)، ۲۱۱-۲۲۲ https://erd.um.ac.ir/article_25525.html.

References

Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2020). Robots and jobs: Evidence from US labor markets. *Journal of Political Economy*, 128(6), 2188–2244 https://shapingwork.mit.edu/wp-content/uploads/2023/10/Robots-and-Jobs-Evidence-from-US-Labor-Markets.p.pdf.

Acemoglu, D., Egorov, G., Sonin, K., (2012). Dynamics and stability of constitutions, coalitions, and clubs. *The American Economic Review*, 102(4), 1446–1476 https://www.jstor.org/stable/23245461.

Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2008). Income distribution determinants and public spending efficiency. *The Journal of Economic Inequality*, 8(3), 367–389 https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp861.pdf.

Ahluwalia, M.S. (1976). Income distribution and development: Some stylized facts. *The American Economic Review*, 66(2), 128-135 https://www.jstor.org/stable/1817209.

Anderson, E., Jalles d'Orey, M.A., Duvendack, M., & Esposito, L. (2015). The impact of government policies on income inequality and the translation of growth into income poverty reduction: Protocol for two systematic reviews. *Journal of Development Effectiveness*, 7(4), 1–15 https://doi.org/10.1080/19439342.2015.1105847.

Asgharpour, H., Salmani, B., & Hekmati Farid S. (2013). The impact of globalization on income distribution in OIC countries. *Financial and Economic Policy Quarterly*, 2(6), 123-140 http://qjfep.ir/ article-1-62-fa.html [In Persian].

Asteriou, D., Dimelis, S., & Moudatsou, A. (2014). Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. *Economic Modelling*, 36, 592–599 https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.051.

Autor, D., & A. Salomons. (2018). Is automation labor-displacing? Productivity growth, employment, and the labor share (Tech. Rep). *National Bureau of Economic Research*, (SPRING 2018), 1-63 https://www.jstor.org/stable/26506212.

Autor, D.H. (2014). Skills, education, and the rise of earnings inequality among the "other 99 percent". *Science*, 344(6186), 843-885 https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=1303711.

Barro, R.J. (2008) Inequality and growth revisited. Asian Development Bank: ADB Working Paper series on regional economic integration, https://ideas.repec.org/p/ris/adbrei/0011.html.

Beinhocker, E.D. (2006). The origin of wealth: Evolution, complexity, and the radical remaking of economics. *Harvard Business Press, Boston* https://www.amazon.com/Origin-Wealth-Remaking-Economics-Business/dp/1422121038.

Bierens, H.J. (1997). Nonparametric cointegration analysis. *Journal of Econometrics*, 77(2), 379-404 https://doi.org/10.1016/S0304-4076(96)01820-9.

Carvalho, L., & Rezai, A. (2014). Personal income inequality and aggregate demand. *Cambridge Journal of Economics*, 40(2), 491–505 https://doi.org/10.1093/cje/beu085.

Castro Campos, B., Ren, Y., & Petrick, M. (2016). The impact of education on income inequality between ethnic minorities and Han in China. *China Economic Review*, 41, 253–267 https://ideas.repec.org/a/eee/chieco/v41y2016icp253-267.html.

Cheshmi, A., & Malek Al Sadati, S. (2012). The index of economic complexity and its relationship with the institutional structure of comparative production of Iran, South Korea and Türkiye. The first sustainable development conference with the approach of improving the business environment, Mashhad, https://civilica.com/doc/268916 [In Persian].

Chong, A. (2004). Inequality, democracy, and persistence: Is there a political Kuznets curve? *Economic Politics*, 16(2), 189–212 https://www.econstor.eu/bitstream/10419/88087/1/idb-wp_445.pdf.

Chu, L.K., & Hoang, D.P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, 68, 44-57 https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.08.004.

Cingano, F. (2014). Trends in income inequality and its impact on economic growth. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 163, https://ideas.repec.org/p/oec/elsaab/163-en.html.

Constantine, C. (2017). Economic structures, institutions, and economic performance. *Journal of Economic Structures*, 6(2), 1–18 https://ideas.repec.org/a/spr/jecstr/v6y2017i1d10.1186_s40008-017-0063-1.html.

Cristelli, M., Gabrielli, A., Tacchella, A., Caldarelli, G., & Pietronero, L. (2013). Measuring the intangibles: A metrics for the economic complexity of countries and products. *PloS One*, 8(8), e70726 http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0070726.

Dao, M.C., Das, M.M., Koczan, Z., & Lian, W. (2017). Why is labor receiving a smaller share of global income? Theory and Empirical Evidence. *Working Paper*, No. 17/169, https://doi.org/ 10.1093/epolic/eiaa004.

Davies, R.B. (1987). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 74(1), 33-43 https://doi.org/10.2307/2336019.

Davis, G.F. (2009). Managed by the markets: How finance re-shaped America. *OUP Oxford* https://global.oup.com/-academic/product/managed-by-the-markets-9780199216611?cc=us&lang=en&.

Deininger, K. & Squire, L. (1996). A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(3), 565-591 https://www.jstor.org/stable/3990058.

Engerman, S.L., & Sokoloff, K.L. (1994). Factor endowments: institutions, and differential paths of growth among new world economies. *National Bureau of Economic Research*, https://www.nber.org/papers/h0066.

Feenstra, R.C., Inklaar, R., & Timmer, M.P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182 https://www.jstor.org/stable/43821370.

Feldmann, H. (2013). Technological unemployment in industrial countries. *Journal of Evolutionary Economics*, 23(5), 1099–1126 DOI: 10.1007/s00191-013-0308-6.

Felipe, J., Kumar, U., Abdon, A., & Bacate, M. (2012). Product complexity and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(1), 36–68 https://doi.org/10.1016/j.strueco.2011.08.003.

Goh, S.K., Yong, J.Y., Lau, C.C., & Tang, T.C. (2017). Bootstrap ARDL on energy-growth relationship for 22 OECD countries. *Applied Economics Letters*, 24(20), 1464-1467 https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1284980.

Goli, Y., Falahati, A., & Goli, H. (2015). Trade liberalization and wage inequality between urban and rural labor. *Journal of economics and Regional Development*, 22(9), 211-222 https://erd.um.ac.ir/article_25525.html?lang=en [In Persian].

Goñi, E., Humberto López, J., & Servén, L. (2011). Fiscal redistribution and income inequality in Latin America. *World Development*, 39(9), 1558–1569 https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.04.025.

Graetz, G., & Michaels, G. (2018). Robots at work. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 753–768 https://doi.org/-10.1162/rest_a_00754.

Hamori, S., & Hashiguchi, Y. (2012). The effect of financial deepening on inequality: Some international evidence. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 353–359 https://doi.org/10.1016/j.asieco.2011.12.001.

Hartmann, D. (2014). Economic complexity and human development: How economic diversification and social networks affect human agency and welfare. New York: Routledge, https://www.routledge.com/Economic-Complexity-and-Human-Development-How-Economic-Diversification-and-Social-Networks-Affect-Human-Agency-and-Welfare/-Hartmann/p/book/9780367868482.

Hartmann, D., Guevara, M.R., Jara-Figueroa, C., Aristar´an, M., & Hidalgo, C.A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93 https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.020.

Hausmann, R., & Rodrik, D. (2003). Economic development as self-discovery. *Journal of development Economics*, 72(2), 603-633 https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00124-X.

Hidalgo, C. (2015). Why information grows: The evolution of order, from atoms to economies. New York: Penguin Press, https://www.amazon.com/Why-Information-Grows-Evolution-Economies/dp/0465048994.

Hidalgo, C.A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575 https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106.

Hirschman, A.O. (1988). The strategy of economic development. *Westview Press Boulder*, CO, 44, https://www.amazon.com/Strategy-Economic-Development-Albert-Hirschman/dp/0300001177.

Hodgson, G.M. (2003). Capitalism, complexity, and inequality. *Journal of Economic Issues*, 37(2), 471–478 https://www.jstor.org/stable/4227911.

Innis, H.A. (1970). The fur trade in Canada: An introduction to Canadian economic history. *University of Toronto Press, Toronto*, https://doi.org/10.2307/136535.

Khanzadi, A., Tavassoli Nia, A., Behnia, A., & Soltani, M. (2022). Analyzing the Effect of Economic Complexity on Income Inequality in Iran. *Journal of Development and Capital*, 7(2), 1-19 https://jdc.uk.ac.ir/article_3338.html?lang=en [In Persian].

Kim, D., & Perron, P. (2009). Unit root tests allowing for a break in the trend function at an unknown time under both the null and alternative hypotheses. *Journal of Econometrics*, 148(1), 1-13 https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.08.019.

Kouakou, A.K. (2011). Economic growth and electricity consumption in Cote d'Ivoire: Evidence from time series analysis. *Energy Policy*, 39(6), 3638–3644 https://ideas.repec.org/a/eee/enepol/v39y2011i6p3638-3644.html.

Kumhof, M., Rancière, R., & Winant, P. (2015). Inequality, leverage, and crises. *The American Economic Review*, 105(3), 1217–1245 https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20110683.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28 https://assets.aeaweb.org/asset-server/files/9438.pdf.

Le Caous, E., & Huarng, F. (2020). Economic complexity and the mediating effects of income inequality: Reaching sustainable development in developing countries. *Sustainability*, 12(5), 2089 https://doi.org/10.3390/su12052089.

Lee, K.K., & Vu, T.V. (2019). Economic complexity, human capital, and income inequality: A cross-Country analysis. *The Japanese Economic Review*, 71(4), 695-718 https://ideas.repec.org/a/spr/jecrev/v71y2020i4d10.1007_s42973-019-00026-7.html.

Lee, N., & Sissons, P. (2016). Inclusive growth? The relationship between economic growth and poverty in British cities. *Environment and Planning*, 48(11), 2317–2339 https://eprints.lse.ac.uk/66806/1/Lee_Inclusive_growth.pdf.

Lewis, W. (1955). The theory of economic growth. George Allen and Unwin, London, DOI: 10.1017/S0022050700088859.

Leybourne, S., Newbold, P., & Vougas, D. (1998). Unit roots and smooth transitions. *Journal of time series analysis*, 19(1), 83-97 https://doi.org/10.1111/1467-9892.00078.

Lustig, N. (2016). Inequality and fiscal redistribution in middle income countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru, and South Africa. *Journal of Global Development*, 7(1), 17–60 https://ideas.repec.org/p/tul/ceqwps/31.html.

Mariani, M.S., Vidmer, A., Medo, M., & Zhang, Y.C. (2015). Measuring economic complexity of countries and products: Which metric to use? *The European Physical Journal B*, 88, 1-9 http://dx.doi.org/10.1140/epjb/e2015-60298-7.

Martínez-Vázquez, J., Vulovic, V., Moreno-Dodson, B., (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Hacienda Publica Espanola*, 200(1), 95–130 http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2188608.

McNown, R., Sam, C.Y., & Goh, S.K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521 https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643.

Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281–302 https://www.jstor.org/stable/1827422.

Mincer, J. (1974). Schooling, experience, and earnings. *National Bureau of Economic Research*, New York, https://www.nber.org/books-and-chapters/schooling-experience-and-earnings.

Narayan, P.K., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji–Us migration 1972–2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342 https://doi.org/10.1093/cep/byj019.

Norris, E.D., Kochhar, K., Suphaphiphat, N., Ricka, F. & Tsounta, E. (2015). Causes and consequences of income inequality: A global perspective. Staff Discussion Notes No. 15/13, *International Monetary Fund*, https://www.econbiz.de/-Record/causes-and-consequences-of-income-inequality-a-global-perspective-dabla-norris-era/10014412238.

Ouattara, B. (2006). Aid, debt and fiscal policies in Senegal. *Journal of International Development*, 18(8), 1105–1122 https://doi.org/10.1002/jid.1282.

Papanek, G.F., & Kyn, O. (1986). The effect on income distribution of development, the growth rate and economic strategy. *Journal of Development Economics*, 23(1), 55–65 https://doi.org/10.1016/0304-3878(86)90079-9.

Perera, L.D.H., Lee, G.H.Y. (2013). Have economic growth and institutional quality contributed to poverty and inequality reduction in Asia? *Journal of Asian Economics*, 27, 71–86 https://doi.org/10.1016/j.asieco.2013.06.002.

Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326 https://www.jstor.org/stable/2678547.

Piketty, T. (2014). Capital in the twenty-first century. Harvard University Press https://www.jstor.org/stable/j.ctt6wpqbc.

Reuveny, R., & Li, Q. (2003). Economic openness, democracy, and income inequality: An *Empirical Analysis*. *Comparative Political Studies*, 36(5), 575–601 https://doi.org/10.1177/0010414003036005004.

Romer, D., (2012). Advanced Macroeconomics. McGraw-Hill, New York, https://www.amazon.com/Advanced-Macroeconomics-McGraw-Hill-Economics-David/dp/0073511374.

Rosenstein-Rodan, P.N. (1943). Problems of industrialisation of eastern and southeastern Europe. *The Economic Journal*, 53(210/211), 202-211 https://www.jstor.org/stable/2226317.

Rostow, W.W. (1959). The stages of economic growth. Econ. Hist. Rev, 12(1), 1–16 https://www.cambridge.org/core/books/stages-of-economic-growth/9CB46055035A1915509CE15A57848A07.

Sbardella, A., Pugliese, E., & Pietronero, L. (2017). Economic development and wage inequality: A complex system analysis. *PloS one*, 12(9), e0182774 https://doi.org/10.1371/journal.pone.0182774.

Shahabadi, A., & Arghand, H. (2018). The effects of economic complexity on social welfare in selected developing countries. *Iranian Journal of Trade Studies*, *23*(89), 89-122 https://pajooheshnameh.itsr.ir/article_34393.html [In Persian].

Shahabadi, A., Chayani, T., & Sadeghi Motamedd., Z. (2020). The Effect of the Economic Complexity Index on Total Factor Productivity in the Selected Producing Science Countries. *Journal of Economics and Modelling*, *11*(1), 181-205 https://ecoj.sbu.ac.ir/article_100523.html?lang=en [In Persian].

Shahbaz, M., Omay, T., & Roubaud, D. (2018). Sharp and smooth breaks in unit root testing of renewable energy consumption. *The Journal of Energy and Development*, 44(1/2), 5-40 https://mpra.ub.uni-muenchen.de/92176.

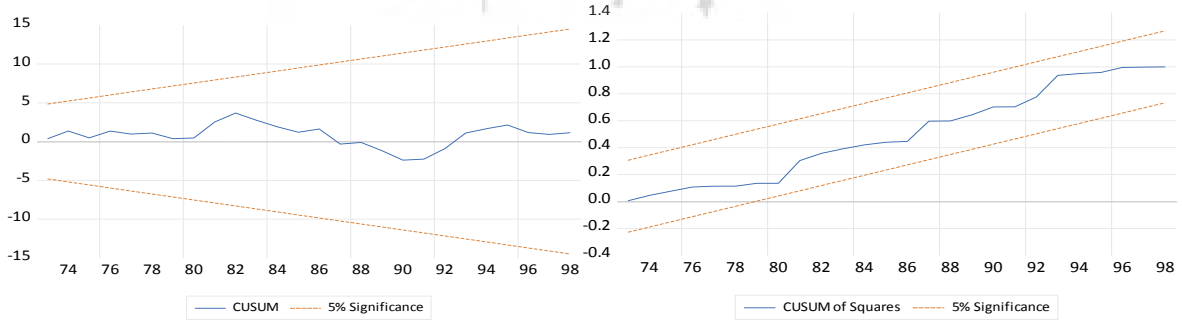
Shirazi, M., Motmani, M., & Zubiri, H. (2018). Examining the effect of economic complexity on income inequality in selected countries. *Master Thesis*, University of Kurdistan, https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/e57648df9a703f-47a41bf62a1c15d4e3 [In Persian].

Singer, H.W. (1950). The distribution of gains between investing and borrowing countries. *The American Economic Review*, 40(2), 473-485 https://www.jstor.org/stable/1818065.

Stiglitz, J.E., Sen, A., & Fitoussi, J.P. (2010). Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress. *Paris: Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress* https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000206999.

Stolper, W.F., & Samuelson, P.A. (1941). Protection and real wages. *The Review of Economic Studies*, 9(1), 58-73 http://dx.doi.org/10.2307/2967638.

پیوست



شکل ۱. پایداری