

## Examining the Asymmetric Impact of Foreign Direct Investment on Iran's Economic Growth: Using the NARDL Model

Mostafa Samieenasab<sup>1</sup>

Alireza Zamani<sup>2</sup>

Ali Jodatvand<sup>3</sup>

Mohammad Kaveh Baghbadorani<sup>4</sup>

### Abstract

Economic growth and development are important economic goals for every country and have been the focus of economic planners for a long time. Therefore, with the formation and development of growth models in economic literature, the category of investment and capital provision has been placed in the focus of researchers and policymakers as one of the basic economic issues. This research aims to examine the asymmetric effects of foreign direct investment on economic growth in Iran by applying the nonlinear autoregressive distributed Lag (NARDL) and existing theories in this field, with seasonal data from 2001 to 2021. The research results show that the positive shock of foreign direct investment has a positive effect, and the negative shock of foreign direct investment has a negative and significant effect on economic growth in the long term. Also, the positive shock of the degree of trade openness has a positive effect, and the negative shock of the degree of trade openness has a negative and significant effect on economic growth in the long run. In addition, the results show that the balance of payments also has a positive and significant effect on economic growth in the long term. Finally, the results of the Wald test also show that the effects of foreign direct investment shocks and trade openness are asymmetric in both the short and long term.

**Keywords:** Foreign direct investment, economic growth, Iran, NARDL.

**JEL Classification:** E22, K23, F21.

---

1 Associate Professor of Economics, Imam Sadeq University, Samiee@isu.ac.ir

2 Master of Financial Management, Imam Sadeq University, alirezazamani.isu@gmail.com

3 Master's degree, Department of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, ajodatvand@gmail.com

4 Master's degree, Department of Economics, Imam Sadiq University, MK.Baghbadorani@isu.ac.ir

## Introduction

Economic growth and development are primary objectives for developing countries. Achieving sustainable growth often requires addressing challenges such as limited financial resources for investment and infrastructure development. Foreign Direct Investment (FDI) is a critical funding source that can significantly impact production growth, employment, and technological advancement. The effect of FDI on economic growth varies across nations and is influenced by economic conditions and financial development. Moreover, studies indicate that this impact may be asymmetric, meaning increases and decreases in FDI can yield different results. This study analyzes the asymmetric effects of FDI on Iran's economic growth using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model, filling a gap in existing domestic research.

## Methodology

This study adopts an applied research approach with a descriptive-analytical methodology. The analysis examines the asymmetric effects of FDI on Iran's economic growth over the period 2001–2021 using the NARDL model. This model enables the separate assessment of positive and negative shocks to FDI in the short and long term. Data sources include macroeconomic variables such as the balance of payments and trade openness index, which influence economic growth. The study aims to determine whether FDI and trade openness exhibit asymmetric effects on growth dynamics, utilizing econometric software to process the data.

## Results and Discussion

The findings demonstrate that FDI exerts an asymmetric impact on Iran's economic growth. Positive FDI shocks—indicating increased foreign investment—significantly enhance economic growth in the long term. Conversely, negative FDI shocks—reflecting a decline in foreign direct investment—adversely affect economic growth. Trade openness also exhibits asymmetric effects: an increase strengthens economic growth, while a decrease hampers it. Furthermore, the balance of payments plays a vital role, positively and significantly influencing economic growth.

The Wald test confirms these short- and long-term effects results, reinforcing the asymmetric relationship between FDI, trade openness, and economic growth. The study underscores the importance of creating a conducive environment for attracting FDI and enhancing trade openness, as these factors are crucial for sustainable economic development.

In conclusion, this study emphasizes the nuanced and asymmetric relationship between Foreign Direct Investment (FDI) and trade openness on Iran's economic growth. It suggests that while FDI and trade openness can foster economic growth, their effects are not always uniform or positive across all sectors of the economy. The asymmetry refers to the fact that these factors can have varying impacts depending on specific economic conditions, such as infrastructure quality, institutional frameworks, or external global factors. Therefore, policymakers in Iran need to implement targeted and balanced strategies to ensure that the potential benefits of FDI and trade openness are fully realized while minimizing any negative consequences, such as dependency on foreign capital or exposure to global market volatility.

To achieve this, the study recommends a multi-faceted approach. First, fostering economic stability is crucial. This includes maintaining sound macroeconomic policies, controlling inflation, and ensuring a stable currency. Stability attracts long-term foreign investment, which is vital for sustainable growth. Second, improving infrastructure, particularly transportation, energy, and communication, is essential for creating an environment conducive to trade and investment. Adequate infrastructure makes the country more attractive to foreign investors and enables more efficient movement of goods and services, enhancing the trade sector's potential.

Lastly, the study underscores the importance of encouraging foreign investment. Policymakers should create an attractive environment for foreign investors by offering incentives such as tax breaks, reducing bureaucratic barriers, and ensuring the protection of intellectual property rights. This will help build a more robust and diversified economy less reliant on a single sector or external factors.

By implementing these strategies, Iran can harness the benefits of FDI and trade openness to drive long-term economic growth while minimizing risks and ensuring a more resilient economic structure.

## تأثیرات نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران: رویکرد NARDL

مصطفی سمیعی نسب

دانشیار اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع)، [Samiee@isu.ac.ir](mailto:Samiee@isu.ac.ir)

علیرضا زمانی

کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه امام صادق (ع)، [alirezazamani.isu@gmail.com](mailto:alirezazamani.isu@gmail.com)

علی جودت وند

کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، [ajodatvand@gmail.com](mailto:ajodatvand@gmail.com)

محمد کاوه باغبادرانی\*

کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، [MK.Baghbadorani@isu.ac.ir](mailto:MK.Baghbadorani@isu.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۰/۰۴

### چکیده

رشد و توسعه اقتصادی، از اهداف مهم اقتصادی هر کشور به شمار آمده و از دیرباز موردتوجه برنامه ریزان اقتصادی بوده است. از این رو، با شکل‌گیری و توسعه مدل‌های رشد در ادبیات اقتصادی، مقوله سرمایه‌گذاری و تأمین سرمایه به‌عنوان یکی از موضوعات اساسی اقتصادی در کانون توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. هدف این پژوهش، بررسی اثرات نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران با به‌کارگیری رویکرد وقفه‌های خود توزیع (NARDL) با داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ می‌باشد؛ نتایج حاصل از تحقیق، نشان می‌دهند که شوک مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اثر مثبت و معنادار و شوک منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اثر منفی و معناداری در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، شوک مثبت درجه باز بودن تجاری، اثر مثبت و معنادار و شوک منفی درجه باز بودن تجاری، اثر منفی و معناداری در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی تراز پرداخت‌ها، اثر مثبت و معناداری در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارند. درنهایت، نتایج آزمون والد هم نشان می‌دهد که اثر شوک‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت، نامتقارن هستند.

**واژه‌های کلیدی:** سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی، ایران، NARDL.

**طبقه‌بندی JEL:** F21, K23, E22

## ۱-مقدمه

امروزه، از مهم‌ترین اهداف هر کشور، رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی است. در این میان، دستیابی به رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه، به دلیل سطح پایین توسعه‌یافتگی، اهمیت بیشتری دارد. یکی از مشکلات عمده در کشورهای درحال توسعه، کمبود منابع برای سرمایه‌گذاری در جهت ایجاد اشتغال، زیرساخت‌های اقتصادی و بهبود رشد و توسعه اقتصادی است (ابزری و تیموری<sup>۱</sup>، ۱۳۸۶). لازمه تقویت و توانمند ساختن اقتصاد کشورها برای رسیدن به اهداف توسعه، سرمایه‌گذاری‌های مناسب و کافی در بخش‌های مختلف اقتصاد است. در این میان، یکی از منابعی که می‌توان از طریق آن کمبود سرمایه را جبران نمود، استفاده از جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، علاوه بر رفع نیازهای مادی در کشور میزبان، به‌طور مستقیم منجر به افزایش سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال و صادرات و کاهش قیمت‌ها نیز می‌گردد. همچنین، پیامدهای غیرمستقیم آن، شامل ارتقای دانش فنی، ایجاد رقابت میان بنگاه‌ها در کشور میزبان و بهبود بهره‌وری در زنجیره فعالیت اقتصادی است.

از آنجایی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هم بر بخش تقاضای کل اقتصاد و هم بر بخش عرضه تأثیر می‌گذارد، مطالعه اثرات آن بر تولید، بسیار مهم تلقی شده و می‌تواند برای مدیریت اقتصاد یک کشور، توصیه‌های سیاستی مناسبی ارائه دهد. در این راستا، نکته قابل توجه و ضروری این است که نحوه و میزان تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تولید، به شرایط اولیه اقتصاد کشور بستگی دارد؛ به این مفهوم که اثرات متفاوتی از خود می‌تواند داشته باشد. از سوی دیگر، مطالعات تجربی انجام گرفته و مباحث نظری جدید، بیانگر این موضوع هستند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان‌دهنده اثرات نامتقارن می‌باشد. این بدان معناست که اثرات افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید، با اثرات کاهش آن متفاوت است.

---

<sup>1</sup> Abzari & Teymoori (2007)

از این رو، مطالعه پژوهش‌های انجام‌یافته توسط دمیر<sup>۱</sup> (۲۰۲۲)، اوسافو و کودوگو<sup>۲</sup> (۲۰۲۳)، لیلیان و همکاران<sup>۳</sup> (۱۴۰۱) و عوض‌زاده فتح و همکاران<sup>۴</sup> (۱۴۰۳) در زمینه تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، مشخص‌کننده عدم وجود مطالعه‌ای با روش NARDL جهت بررسی تأثیر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، می‌باشند؛ به همین علت، در این تحقیق، سعی شده است با نگرشی جدید، به بررسی اثرات متغیرهای توضیحی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی پرداخته شود و به این پرسش که: «رابطه غیرخطی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد یا خیر؟» با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی و الگوی NARDL با داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۰:۴-۱۴۰۰:۴ پرداخته شود. از این رو، نوآوری این تحقیق، در قلمروی موضوعی، زمانی و روش اقتصادسنجی به کار برده در آن می‌باشد.

الگوی NARDL به کار رفته در این مطالعه، یکی از روش‌های هم‌انباشتگی نامتقارن تلقی می‌شود. در پژوهش‌های اخیر، روش هم‌انباشتگی نامتقارن در مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به‌گونه‌ای گسترش‌یافته که در آن، مجموعه مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرها کمک می‌کند تا تأثیرات نامتقارن متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت و بلندمدت شناسایی شوند. درواقع خصوصیات روش خود رگرسیون غیرخطی با وقفه‌های گسترده این اجازه را به ما می‌دهد تا تحلیل مشترکی از مسائل مربوط به نامانایی و غیرخطی بودن در مدل تصحیح خطای نامقید داشته باشیم.

از این رو، برای پاسخ به پرسش فوق، این تحقیق در پنج قسمت طبقه‌بندی می‌شود. در قسمت بعدی این تحقیق، مبانی نظری و پیشینه آن بیان می‌گردد. سپس، در قسمت سوم به روش تحقیق پرداخته می‌شود. در قسمت چهارم، مدل NARDL برآورد می‌شود و یافته‌های تجربی تحقیق ارائه می‌شوند. در قسمت پنجم نیز نتایج ارائه می‌گردد.

<sup>1</sup> Demir

<sup>2</sup> Asafo-Agyei & Kodongo

<sup>3</sup> Lilian et AL.

<sup>4</sup> Avazzadeh Fath et al. (2024)

## ۲- ادبیات موضوع

رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و رشد اقتصادی به‌ویژه در زمینه باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها، یکی از موضوعات مهم در اقتصاد است. بنا بر عقیده مک کینون و شاو<sup>۱</sup> (۱۹۷۶)، سرمایه‌گذاران خارجی، معمولاً با خود فناوری‌های پیشرفته و روش‌های نوین تولید را وارد کشور میزبان می‌کنند. وقتی یک کشور تجارت خود را باز کند، امکان ورود این تکنولوژی‌ها بیشتر خواهد شد (لوکاس<sup>۲</sup>، ۱۹۸۸). برای مثال، در کشورهای در حال توسعه‌ای چون ایران، با سرمایه‌گذاری شرکت‌های خارجی، ممکن است از فناوری‌هایی استفاده کنند که بهره‌وری صنایع داخلی را افزایش دهد. همچنین، FDI می‌تواند به انتقال فناوری و دانش از کشورهای پیشرفته به کشورهای در حال توسعه و افزایش بهره‌وری و نوآوری در اقتصاد کشور میزبان منجر شود (اماکو و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۲۲). افزایش بهره‌وری و نوآوری، می‌تواند به افزایش رشد اقتصادی و بهبود تراز پرداخت‌ها از طریق افزایش صادرات محصولات با ارزش افزوده بالا منجر شود (جاشوا و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۲۱). لیلیان و همکاران (۱۴۰۱)، معتقدند FDI می‌تواند منجر به افزایش صادرات در کشور و سرمایه‌گذاری در بخش‌هایی شود که قابلیت رقابت در بازارهای جهانی را دارند و از طریق افزایش درآمدهای ارزی و بهبود تراز پرداخت‌ها، منجر به افزایش رشد اقتصادی و ایجاد فرصت‌های شغلی گردد (کوجارونپراسیت<sup>۵</sup>، ۲۰۱۲). محققینی چون کوبرین<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) و ماکیلا و اوتارا<sup>۷</sup> (۲۰۰۲)، معتقدند که FDI معمولاً منجر به ایجاد مشاغل جدید می‌شود؛ با افزایش تعداد مشاغل، درآمد خانوارها بالا رفته و تقاضا برای کالاها و خدمات نیز افزایش پیدا می‌کند (فارول و وینکلر<sup>۸</sup>، ۲۰۱۴)؛ زیرا یک کارخانه جدید که توسط یک شرکت خارجی تأسیس شده باشد، نه تنها شغل‌هایی برای کارگران محلی فراهم می‌آورد، بلکه باعث رونق کسب‌وکارهای جانبی نیز خواهد

<sup>۱</sup> Mackinon & Show

<sup>۲</sup> Lucas

<sup>۳</sup> Emako et al.

<sup>۴</sup> Joshua et al.

<sup>۵</sup> Koojaroenprasit

<sup>۶</sup> Kobrin

<sup>۷</sup> Makiela & Ouattara

<sup>۸</sup> Farole & Winkler

شد (آینو<sup>۱</sup>، ۲۰۲۲). همچنین، باز بودن تجارت، موجب افزایش رقابت در بازار داخلی و ارتقاء کیفیت محصولات و خدمات ارائه شده توسط شرکت‌های محلی خواهد شد (ماکلا و اوتارا، ۲۰۱۸). به عنوان مثال، ورود برندهای بین‌المللی به بازار کشوری چون ایران، ممکن است شرکت‌های داخلی را مجبور کند تا کیفیت محصولات خود را بالا ببرند یا قیمت‌ها را کاهش دهند تا بتوانند رقابتی باقی بمانند. عوض‌زاده فتح و همکاران (۱۴۰۳)، معتقدند با جذب FDI، کشورهای میزبان قادر خواهند بود تا محصولات خود را به بازارهای جهانی صادر کنند؛ این امر، موجب رشد صادرات و تقویت تراز پرداخت‌ها خواهد شد. اگر شرکتی توانایی تولید کالای باکیفیت داشته باشد، احتمال بیشتری وجود دارد که بتواند آن کالاها را صادر کرده و ارزآوری کند. همچنین، FDI به افزایش درآمدهای ارزی کشور میزبان منجر می‌شود (الزیدی و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۷) و می‌تواند به بهبود تراز پرداخت‌ها و افزایش ذخایر ارزی کشور کمک کند. از این رو، با بهبود تراز پرداخت‌ها، ثبات اقتصادی، افزایش و FDI بیشتر جذب می‌شود. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علاوه بر این‌ها، شامل آموزش نیروی کار محلی توسط متخصصان خارجی است؛ این فرآیند، مهارت‌هایی مانند مدیریت پروژه یا فنون خاص صنعتی منتقل شده که بر بهره‌وری کلی اقتصاد تأثیر مثبت دارد (خوبیا و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۸). دوره‌های آموزشی برگزار شده توسط سرمایه‌گذاران خارجی برای کارکنان کشورهای میزبان، نه تنها دانش فنی آنها را بالا برده؛ بلکه اعتماد به نفس آنها نیز افزوده خواهد شد. طبق عقیده دمیر (۲۰۲۲)، شرکت‌های بزرگ بین‌المللی، تمایل دارند تا زیرساخت‌های لازم برای فعالیتشان (مانند جاده‌ها، سیستم حمل‌ونقل) توسعه یابند؛ بنابراین، FDI منجر به ارتقای زیرساخت‌ها نیز خواهد شد که خودش عاملی مؤثر بر رشد اقتصادی محسوب می‌شود (امویتا<sup>۴</sup>، ۲۰۲۲).

از طرف دیگر، رابطه منفی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و رشد اقتصادی می‌تواند در شرایطی که کشور در حال تجارت کامل با کشورهای دیگر و کسری تراز پرداخت‌هاست، تشدید شود؛ زیرا ورود FDI با فناوری و سرمایه بیشتر، می‌تواند منجر به

<sup>1</sup> Ayenew

<sup>2</sup> Alzaidy et al.

<sup>3</sup> Khobai et al.

<sup>4</sup> MWITTA



رقابت شدید با صنایع داخلی شود. این رقابت، ممکن است به کاهش تولید، اشتغال و درنهایت، به کاهش رشد اقتصادی منجر شود، به‌خصوص اگر صنایع داخلی از نظر فناوری و رقابت‌پذیری ضعیف باشند (اماکو و همکاران، ۲۰۲۲). طبق یافته‌های حسونند و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۸)، ورود FDI می‌تواند به افزایش بدهی خارجی کشور منجر شود، به‌خصوص اگر این سرمایه‌گذاری‌ها به‌منظور تأمین مالی پروژه‌های با بازده پایین یا در بخش‌هایی با ریسک بالا انجام شوند. افزایش بدهی خارجی، می‌تواند به افزایش هزینه‌های خدمات بدهی و کاهش منابع برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگر اقتصاد منجر شود. این موضوع به نوبه خود می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (جوگورنات و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۶). همچنین، در صورت وجود عدم اطمینان در اقتصاد یا نوسانات شدید در بازار، FDI ممکن است به‌سرعت از کشور خارج شود. این خروج سرمایه، می‌تواند به کاهش سرمایه‌گذاری داخلی، کاهش رشد اقتصادی و افزایش ناپایداری در اقتصاد منجر شود (کهو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۷). بنا بر عقیده کومار<sup>۴</sup> (۱۹۹۰)، FDI می‌تواند به تغییر ساختار اقتصادی کشور به سمت صنایع وابسته به FDI منجر شود. این تغییر ساختار، ممکن است به کاهش تنوع اقتصادی و آسیب‌پذیری در برابر تغییرات در تقاضای جهانی برای محصولات مرتبط با FDI منجر شود (کومار، ۱۹۹۰)؛ FDI می‌تواند به کاهش صادرات کشور منجر شود، مخصوصاً اگر FDI در بخش‌هایی متمرکز شود که جایگزین تولیدات داخلی می‌شوند (مالفانو و کاماررو<sup>۵</sup>، ۲۰۲۰)؛ و موجب کاهش درآمدهای ارزی و افزایش کسری تراز پرداخت‌ها شود. کاهش صادرات، می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی و افزایش وابستگی به FDI منجر شود (نگویان<sup>۶</sup>، ۲۰۲۰). FDI می‌تواند به افزایش واردات کالاها و خدمات منجر شود، به‌خصوص اگر این سرمایه‌گذاری‌ها به‌منظور تأمین نیازهای تولیدات FDI انجام شوند (موس و موهد<sup>۷</sup>، ۲۰۲۱). این اوامر نیز می‌توانند به افزایش کسری تراز پرداخت‌ها و کاهش ذخایر ارزی

<sup>۱</sup> Hassanvand et al. (2019)

<sup>۲</sup> Jugurnath et al.

<sup>۳</sup> Keho

<sup>۴</sup> Kumar

<sup>۵</sup> Malefane & Camarero

<sup>۶</sup> Nguyenh

<sup>۷</sup> Muse & Mohd

کشور منجر شوند. افزایش واردات، می تواند به کاهش رشد اقتصادی و افزایش وابستگی به FDI منجر شود. FDI می تواند به نوسانات در تراز پرداخت ها منجر شود، به ویژه اگر این سرمایه گذاری ها به طور ناگهانی وارد یا خارج شوند. این نوسانات می تواند به افزایش عدم اطمینان در اقتصاد و کاهش رشد اقتصادی منجر شود (پاسارا و گاریدزیرای<sup>۱</sup>، ۲۰۲۰)؛ البته این رابطه منفی به طور قطعی ثابت نشده و می تواند تحت تاثیر عوامل دیگر مانند سیاست های اقتصادی، سطح توسعه یافتگی کشور و نوع FDI نیز تغییر کند.

از این رو، با توجه به مبانی گفته شده، انتخاب این دو متغیر کمک می کند تا بتوانیم بهتر بفهمیم چگونه عوامل کلان اقتصادی مانند تجارت و تعادل مالی بر جذب FDI و نهایتاً رشد اقتصادی تأثیر گذارند.

هلاواجک و دومانسکا<sup>۲</sup> (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در مرکز و شرق کشورهای اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداخته اند. این تحلیل، حاکی از آن بوده که تمایز فضایی زیادی در جریان سرمایه گذاری خارجی و رشد اقتصادی است. استونی و پس از آن مجارستان، جمهوری چک و اسلواکی، با حاشیه بیشترین حجم سرمایه گذاری مستقیم خارجی را برای تولید ناخالص داخلی و با محاسبه مجدد به نیروی انسانی گزارش می دهند. نفوذ کمتر مستقیم خارجی سرمایه گذاری در اقتصاد برای لیتوانی، لهستان، لتونی و اسلوونی گزارش شده است.

رغف<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی رابطه تعاملی بین اقتصادی رشد و سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI) در ایران با روش خود رگرسیون برداری (VAR) طی بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱ پرداخته است. نتایج، نشان می دهد که رشد اقتصادی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبتی بر یکدیگر دارند. از این رو، یک رابطه متقابل بین آنها وجود دارد. همچنین، آزمون علیت گرنجر برای رشد تولید ناخالص داخلی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی، نشان می دهد که یک رابطه متقابل بین این دو متغیر وجود دارد.

<sup>1</sup> Pasara & Garidzirai

<sup>2</sup> Hlavacek & Bal-Domanska

<sup>3</sup> Rafat

دمیر (۲۰۲۲) در پژوهشی به آزمایش اثرات بلندمدت رشد خارجی سرمایه‌گذاری مستقیم در ترکیه بر اساس تجزیه و تحلیل ARDL و NARDL طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۷۰ پرداخته است. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد یک رابطه هم‌انباشتی خطی و غیرخطی بین نرخ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ رشد سرانه تولید ناخالص داخلی وجود دارد؛ اما نرخ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سهم قابل‌توجهی در نرخ رشد ندارد. بر اساس یافته دیگری، در درازمدت شوک‌های مثبت و منفی در نرخ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بسته به انقباض و گسترش دوره‌های اقتصاد ترکیه، تأثیر نامتقارن نمی‌گذارند.

اماگو و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۵ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها، نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش تولید، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد، در حالی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش سوم، از نظر آماری تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد، اما سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، در بخش اولیه تأثیر منفی و ناچیز بر رشد اقتصادی دارد. در نهایت، می‌توان نتیجه گرفت که هر چه کشورها سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تولیدی بیشتری را جذب کنند، رشد اقتصادی آنها بیشتر خواهد بود.

امویتا (۲۰۲۲) در مطالعه خود به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی تانزانیا طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) پرداخته است. نتایج یک ارتباط مثبت و معنادار آماری را بین تولید ناخالص داخلی واقعی و نسبت ورودی FDI به تولید ناخالص داخلی نشان دادند.

آینو (۲۰۲۲) به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای جنوب صحرای آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۸ با استفاده از مدل PMG/ARDL پرداخته است. نتایج نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بلندمدت، اثر مطلوب و معناداری بر رشد اقتصادی دارد، اما از نظر آماری، در کوتاه‌مدت ناچیز است. این مطالعه نتیجه می‌گیرد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث افزایش رشد

اقتصادی بلندمدت می‌شود. در نتیجه، کشورهای جنوب صحرای آفریقا باید بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تمرکز کنند.

آساfo و گودوگو<sup>۱</sup> (۲۰۲۳) با تحلیل غیرخطی به بررسی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در جنوب صحرای آفریقا با روش رگرسیون آستانه‌ای پرداختند. نتایج، نشان داد که سطح آستانه ورودی FDI برای هر نفر تقریباً ۴۴/۶۷ دلار آمریکا در سال است. برای اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر محسوسی بر رشد اقتصادی داشته باشد، کشورها باید حداقل ظرفیت جذب منافع افزایش‌دهنده رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را داشته باشند.

برودوویچ<sup>۲</sup> (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه برای دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۵ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخت. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا جایگزین‌های آن با رشد رابطه منفی دارند. به‌طور مشابه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق رشد و صادرات بیشتر، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی ندارد.

علمداری<sup>۳</sup> (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با یک رویکرد اسلامی با روش سیستم دینامیک و با داده‌های سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۳ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهند که با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد و همچنین، با افزایش درجه باز بودن اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران افزایش می‌یابد. از دیگر نتایج پژوهش، این است که با تحقق یکی از شرایط اصلی اقتصاد اسلامی و تحقق نرخ بهره صفر، تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش می‌یابد.

جهانگرد و همکاران<sup>۴</sup> (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران با بسط مدل پاجولا طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۰ و با استفاده از وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد که در چارچوب الگوی رشد توسعه‌یافته پاجولا، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر منفی

<sup>1</sup> Asafo-Agyei & Kodongo

<sup>2</sup> Brodowicz

<sup>3</sup> Alamdari (2016)

<sup>4</sup> Jahangard et al. (2017)

و معناداری بر رشد اقتصادی و همگرایی مشروط در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد؛ البته در کشورهای در حال توسعه مانند ایران و کشورهای مشابه، نتایج دور از واقعیت نیست. حسن‌وند و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران با روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ پرداخته‌اند. نتایج، نشان داده‌اند که با توجه به نوسانات نرخ تورم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر متفاوتی بر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی می‌گذارد.

امام وردی و بلندقامت<sup>۲</sup> (۱۳۹۸) به بررسی اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک و OECD طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که با توجه به عدم توسعه بخش مالی کشورهای منتخب اوپک، تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی پایین‌تر بوده و حتی در کشورهایی که شاخص توسعه مالی آن‌ها کمتر از حد آستانه اول برآورد می‌شود، علاوه بر اینکه تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری کاهشی است، اما در نهایت منجر به عملکرد ضعیف و کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. در کشورهای OECD، توسعه عمیق مالی بهتر بوده و در تمامی آستانه‌ها تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، مثبت و معنادار می‌باشد.

سازور و همکاران<sup>۳</sup> (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر متقابل تجارت خارجی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۴۹ با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و باز بودن تجاری، سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری داخلی، رابطه مثبت و معناداری با رشد اقتصادی در ایران دارند.

سید نورانی و ستوطی پیرایش<sup>۴</sup> (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد اقتصادی با تکیه بر تئوری وابستگی و حکمرانی در گروه کشورهای در حال توسعه با رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی طی دوره زمانی

<sup>1</sup> Hassanvand et al. (2019)

<sup>2</sup> Emamverdi & Bolandghamat (2019)

<sup>3</sup> Sazor et al. (2019)

<sup>4</sup> Syd Norani & Setvati Pirayesh (2020)

۱۹۹۰-۲۰۱۷ پرداخته اند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها، برآورد کننده سه مدل می‌باشد: نتایج مدل اول، نشان‌دهنده عدم معناداری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه و تأثیر مثبت شاخص حکمرانی و وابستگی بر رشد اقتصادی می‌باشد. نتایج مدل سوم نیز نشان‌دهنده تأثیر مثبت رشد اقتصادی و شاخص حکمرانی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و عدم معناداری شاخص وابستگی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد.

لیلیان و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی به ارائه الگوی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با نقش میانجی سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات با استفاده از رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS) پرداختند. نتایج این پژوهش، حاکی از آن است که تنها برای کشورهای با درآمد بالا، متغیرهای سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات در تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، نقش میانجی دارد.

عوض‌زاده فتح و همکاران (۱۴۰۳)، در پژوهشی به بررسی اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تولید داخلی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و با تأکید بر ایران با روش توصیفی - تحلیلی طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۵ پرداخته‌اند. یافته‌ها، نشان داده است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ارتباط مثبت و قوی با تولید داخلی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و به‌خصوص ایران دارد.

در ایران نیز پژوهش‌های بسیاری بر مبنای تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی انجام یافته است؛ اما در مطالعات داخلی، نقش میانجی باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها در رابطه میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی دیده نشده است.

### ۳- روش پژوهش

بر اساس گزارش مکی و سومارو<sup>۱</sup> (۲۰۱۶)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از مهمترین تسریع کننده های رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است که از طریق انتقال تکنولوژی، از کشورهای توسعه یافته صورت می پذیرد. هم چنین، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، مشوق افزایش سرمایه گذاری داخلی بوده و منجر به بهبود سرمایه

<sup>1</sup> Makki & Somware

انسانی کشورهای در حال توسعه می‌شود. در این تحقیق، از الگوهای رشد درون‌زا که بالاسوبرامانیام و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) و نیز بورنشتین و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) به کار برده‌اند، استفاده می‌شود. الگوی اقتصادسنجی مورد استفاده، از یک تابع تولید که در آن، بهره‌وری تابعی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت، تراز پرداخت‌های کشور و سرمایه‌انسانی است، بهره‌می‌گیرد. از آنجایی که مقاله سازور و همکاران (۱۳۹۸) نیز بر اساس مطالعات تجربی مکی و سومارو (۲۰۱۶) و بورنشتین و همکاران (۱۹۹۸) نگاشته شده است، در این مطالعه نیز بر همین اساس از مدل آنها استفاده خواهد شد. از این رو، در این بخش، تأثیرات نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران طی بازه زمانی (۱۴۰۰:۴ - ۱۳۸۰:۱) به روش کتابخانه‌ای و با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی NARDL ارائه‌شده توسط شین و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) در نرم‌افزار ایویوز ۱۲ مورد بررسی قرار می‌گیرند.

بر اساس تحقیقات تجربی بورنشتین و همکاران (۱۹۹۸) و اودونگو و اسافو (۲۰۲۳)، به منظور ارزیابی تأثیر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها بر رشد اقتصادی، از معادله زیر استفاده می‌شود:

$$RGDP = \beta_0 + \beta_1 FDI + \beta_2 OP + \beta_3 BP + \varepsilon \quad (1)$$

در این معادله، RGDP بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و متغیر وابسته مدل می‌باشد که داده‌های آن از بانک مرکزی به دست می‌آیند. FDI بیانگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و OP باز بودن تجاری و متغیرهای توضیحی در مدل می‌باشند. همچنین، BP بیانگر تراز پرداخت‌ها بوده و متغیر کنترلی می‌باشد.

در مقالات اخیر روش هم‌انباشتگی نامتقارن در مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی به‌گونه‌ای گسترش یافته است که در آن، مجموعه مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرها، کمک می‌کند تا تأثیرات نامتقارن متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت و بلندمدت شناسایی شوند. درواقع، خصوصیات ARDL غیرخطی این اجازه را به ما می‌دهد تا تحلیل مشترکی از مسائل مربوط به نا‌مانایی و غیرخطی بودن در مدل تصحیح خطای

<sup>1</sup> Balasubramanmyam et al.

<sup>2</sup> Borensztein et al.

<sup>3</sup> Shin et al.

نامقید داشته باشیم. در حقیقت، روش NARDL نیز همانند روش ARDL نسبت به سایر روش‌های آزمون هم انباشتگی، مزیت‌هایی دارد؛ اول اینکه می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل  $I(0)$  یا  $I(1)$  باشند، به کاربرد. دوم؛ این که این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند. سوم؛ این که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کاربرد و چهارمین مزیت؛ این است که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند نیز ممکن است (شین و همکاران، ۲۰۱۴).

ما با توسعه یک چهارچوب مدل‌سازی غیرخطی بر پایه رویکرد ARDL، در این ادبیات ایفای سهم می‌کنیم. چهارچوبی که ابزاری ساده و انعطاف‌پذیر را برای تحلیل عدم تقارن‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت فراهم می‌کند. رگرسیون بلندمدت نامتقارن، به شکل زیر بیان می‌گردد:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \\ \Delta x_t &= v_t \end{aligned} \quad (2)$$

در اینجا،  $x_t$  به  $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$  تجزیه می‌شود و  $x_t^+$  و  $x_t^-$  جمع جزئی تغییرات مثبت و منفی در  $x_t$  هستند:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^n \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^n \max(\Delta x_j, 0) \quad x_t^- = \sum_{j=1}^n \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^n \min(\Delta x_j, 0) \quad (3)$$

گرنجر و یون<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، مفهوم «هم انباشتگی پنهان» را پیش کشیدند که در آن، روابط هم انباشتی را می‌توان بین مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرهای اصلی تعریف کرد. آن‌ها، روایی این چارچوب مفهومی را در مورد نرخ‌های بهره کوتاه و درازمدت در ایالات متحده و در مورد رابطه تولید بیکاری نشان دادند؛ هردوی این موضوعات، فاقد شواهدی مستحکم درباره هم انباشتگی خطی هستند. این مفهوم را شوردرت<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) تعمیم می‌دهد و ترکیب خطی ثابت زیر را از اجزای جمع جزئی تعریف می‌کند:

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^- y_t^- + \beta_1^+ y_t^+ + \beta_1^- y_t^- \quad (4)$$

در صورتی که  $z_t$  ثابت باشد، گفته می‌شود که  $y_t$  و  $x_t$  به صورت «نامتقارنی هم انباشته» هستند. در نتیجه، هم انباشتگی خطی استاندارد (متقارن) مورد خاص رابطه (۳) است و

<sup>1</sup> Granger & Yoon

<sup>2</sup> Schorderet



در صورتی حاصل می‌شود که  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  و  $\beta_1^+ = \beta_1^-$  باشد. شوردت (۲۰۰۳)، رابطه (۳) را اصلاح می‌کند تا هم انباشتگی پنهان را تحلیل کند، که در آن، تنها هر جزء از یک سری در رابطه بالا ظاهر می‌شود. او به این شکل، یک مدل از رابطه هم انباشتگی نامتقارن میان نرخ‌های مبادله دوجانبه در قالب یک تصویر تهیه می‌کند.

معادله (۴)، نمونه ساده ارائه‌شده‌ای است که بیش از حد محدود است؛ چون که درون‌زایی ضعیف رگرسورها و یا خطاهایی که همبستگی پیایی دارند را لحاظ نمی‌کند؛ عواملی که تأثیر زیادی بر ویژگی‌های مجانبی و نمونه‌ای کوچک برآوردگرها می‌گذارند، باوجود آن‌ها ممکن است برآوردگر OLS در معادله (۴)، بسیار سازگار باقی بماند؛ اما توزیع مجانبی، غیر گاوسی خواهد بود. از همین رو، آزمون فرضیه را نمی‌توان به‌طور معمول و بدون از میان برداشتن همبستگی پیایی و درون‌زایی رگرسورها انجام داد. مشخصاً برآوردگر حاصل از پارامتر، هم انباشتگی در نمونه‌های متناهی به شکل ضعیفی تعیین خواهد شد.

در ادبیات مربوط به هم انباشتگی خطی، راه‌حل‌های چندی برای این مشکلات در زمینه مدل رگرسیون ایستا (فیلیپس و هنسن<sup>۱</sup> ۱۹۹۰؛ سایکونن<sup>۲</sup> ۱۹۹۱) و مدل رگرسیون پویا (پسران و همکاران، ۱۹۹۸) ارائه‌شده است. در این چارچوب، پارامتری پویا و منعطف در نظر گرفته‌شده است که با آن، روابطی را مدل‌سازی کرده که عدم تقارن ترکیبی کوتاه و بلندمدت را بروز می‌دهند. به همین منظور، مدل ARDL غیرخطی زیر در نظر گرفته‌شده است (بنگوریا<sup>۳</sup>، ۲۰۲۰).

$$y_t = \sum_{j=1}^p \varphi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن،  $x_t$  یک بردار  $k \times 1$  از چندین رگرسور تعریف‌شده است؛ به‌گونه‌ای که  $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$  و  $\varphi_j$  پارامتر اتورگرسیو است.  $\theta_j^+$  و  $\theta_j^-$  پارامترهای وقفه توزیعی نامتقارن هستند و  $(\sigma_\varepsilon^2)$   $t^\varepsilon$ ، فرآیند متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان با میانگین صفر و واریانس ثابت است. در طول این مطالعه، بر موردی تمرکز خواهیم داشت که در آن  $x_t$  به  $x_t^+$  و  $x_t^-$  حول آستانه صفر تجزیه می‌شود و از این طریق،

<sup>1</sup> Phillips & Hansen

<sup>2</sup> Saikkonen

<sup>3</sup> Benguria

تغییرات مثبت و منفی در نرخ رشد  $x_t$  را متمایز می کند. فرایندهای جمع جزئی حاصل در کاربردهای مختلف خود، تفاسیری جالب و به لحاظ اقتصادی معناداری به دست می دهند. مطابق مطالعه پسران و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) می توان (۵) را در شکل تصحیح خطای آن به صورت زیر نوشت (بوردو<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲).

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^- + \sum_{j=1}^{p-1} Y_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} Y_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در معادله (۶)، دو روند آزمون عملی در مورد وجود یک رابطه درازمدت نامتقارن هم انباشتی بر اساس NARDL ECM به وجود می آید. اگر  $\rho = 0$ ، رگرسیونی تقلیل می یابد که تنها متشکل از اختلاف های اولیه است و بر این دلالت می کند که هیچ رابطه درازمدتی بین سطوح  $y_t$ ،  $x_t^+$  و  $x_t^-$  وجود ندارد. توزیع مجانبی این آزمون های آماری، ذیل فرضیه های صفر مربوطه غیراستاندارد است و اغلب، بنا بر ساختار وابستگی پیچیده بین  $x_t^+$  و  $x_t^-$  استنتاج توزیع مجانبی دقیق آن ها دشوار است؛ به ویژه زمانی که میانگین های  $\Delta y_t$  و  $\Delta x_t$  غیر صفر هستند. با توجه به این دشواری ها، استفاده از رویکرد کاربردی آزمون کرانه ای را که پسران و همکاران (۲۰۰۱) مطرح کرده اند، پیشنهاد می شود (آلن و مک آلر<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴).

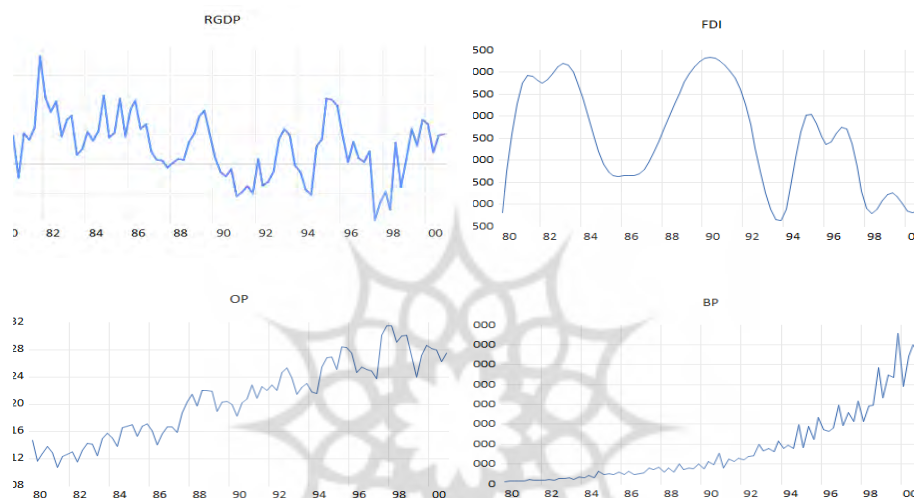
در مورد مدل NARDL، بنا به ساختار وابستگی موجود میان عناصر جمع جزئی  $x_t^+$  و  $x_t^-$  مقدار دقیق  $k$  مشخص نیست. در ساده ترین مورد که رابطه دراز مدت بین  $y_t$ ،  $x_t^+$  و  $x_t^-$  تعریف می شود، مقدار واقعی  $k$  بین ۱ و ۲ است. به طور کلی، ما انتظار داریم که با استفاده از  $k=1$ ، آزمون کوچک تر از معمول و با  $k=2$ ، آزمون بزرگ تر از معمول باشد. استفاده از مقادیر بحرانی  $k=1$ ، به آزمونی محافظه کارتر (با مقدار بحرانی بالاتر) می انجامد. بنابراین، به لحاظ عملی نادیده گرفتن فرض صفر عدم رابطه درازمدت با استفاده از این مقادیر بحرانی، شاهی مستحکم بر وجود رابطه درازمدت است. اندازه

<sup>1</sup> Pesaran et al.

<sup>2</sup> Bordo

<sup>3</sup> Allen & McAleer

نامناسب آزمون را به راحتی می‌توان با بوت استرپ حل کرد. اگرچه، در عمل می‌یابیم که این رویکرد عمل‌گرا، همان نتیجه مشابه را به ما می‌دهد. با انجام روندهای بوت استرپ مربوطه و نیز یک مجموعه آزمایش‌های شبیه‌سازی شده مونت کارلو که برای ارزیابی ویژگی‌های نمونه متناهی آزمون PSS طراحی شده است، این مشاهده تأیید می‌شود (حبیب و سروار، ۲۰۱۳).



شکل (۱): روند متغیرهای مستقل و وابسته مدل

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به شکل (۱)، برای نمودار RGDP، مشاهده می‌کنیم در طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۰ نوسانات شدیدی وجود داشته است. در سال ۸۹، به دلیل تشدید سیاست‌های تحریم و تأثیرات تورمی و رکودی ناشی از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، شاهد کاهش رشد تولید ناخالص داخلی بوده‌ایم. همچنین، در سال ۹۶ همان‌گونه که قابل مشاهده است، به دلیل افزایش قیمت سکه و دلار، شاهد کاهش رشد تولید ناخالص داخلی بوده‌ایم. برای نمودار FDI، شاهد افزایش FDI در سال ۹۴ بوده‌ایم؛ زیرا امضای توافق هسته‌ای با گروه ۵+۱ (برجام) منجر به امیدواری نسبت به رفع تحریم‌ها شد که این موضوع، توجه بسیاری از شرکت‌های خارجی را جلب کرد. همچنین، دولت یازدهم سیاست‌هایی مانند تسهیل فرآیندهای قانونی و ارائه مشوق‌هایی برای شرکت‌های خارجی جهت جذب سرمایه‌گذاری خارجی اتخاذ کرد. در سال‌های ۸۴ و ۹۱ نیز شاهد

کاهش شدید FDI بوده ایم؛ زیرا در سال ۸۴ تحریم های بین المللی که به خاطر برنامه هسته ای ایران وضع شده بود، باعث نگرانی سرمایه گذاران خارجی شد و شرایط سیاسی داخلی ناپایدار و تنش های اجتماعی نیز توانست بر تصمیمات سرمایه گذاران تأثیر بگذارد. در سال ۹۱، تشدید تحریم ها به ویژه پس از تصویب قطعنامه های شورای امنیت سازمان ملل علیه برنامه هسته ای ایران، منجر به انزوای بیشتر اقتصادی کشور شد. تغییرات ناگهانی نرخ ارز موجب عدم اطمینان برای سرمایه گذاری می شد و در نهایت، رکود اقتصادی ناشی از تحریم ها، باعث کاهش تقاضا برای محصولات ایرانی گردید که این، خود بر جذابیت بازار اثر گذاشت.

#### ۴- یافته های تحقیق

جدول (۱): آماره های توصیفی متغیرها

| آماره       | RGDP      | FDI      | OP       | BP       |
|-------------|-----------|----------|----------|----------|
| Mean        | ۱/۱۹۴۲۱۰  | ۲۵۲۴/۴۳۳ | ۰/۲۰۷۸۵۱ | ۳۵۶۶۷۸/۲ |
| Median      | ۱/۴۸۴۱۰۴  | ۲۵۵۵/۳۷۲ | ۰/۲۱۳۹۱۰ | ۱۹۹۲۸۸/۵ |
| Maximum     | ۷/۳۰۷۱۶۵  | ۴۳۳۴/۳۳۰ | ۰/۳۱۴۹۶۳ | ۱۵۱۶۶۳/۹ |
| Minimum     | -۳/۷۷۵۵۷۰ | ۶۳۲/۳۶۷۵ | ۰/۱۰۷۰۲۰ | ۲۲۴۸۵/۰۰ |
| Std. Dev.   | ۲/۰۶۰۰۷۱  | ۱۱۸۲/۷۳۸ | ۰/۰۵۶۳۸۷ | ۳۶۶۸۵۹/۹ |
| Skewness    | ۰/۰۰۸۴۴۶  | ۰/۰۰۳۹۸۱ | ۰/۰۲۸۳۷۴ | ۱/۴۱۶۸۸۹ |
| Kurtosis    | ۳/۰۱۱۸۳۰  | ۱/۶۵۵۰۷۷ | ۱/۸۹۹۶۲۰ | ۴/۲۴۲۶۵۰ |
| Jarque-Bera | ۰/۰۰۱۴۸۹  | ۲/۳۳۱۰۸۶ | ۴/۲۴۹۱۹۵ | ۳/۵۱۰۶۷۹ |
| Probability | ۰/۹۹۹۳۵۶  | ۰/۴۲۱۹۱۳ | ۰/۱۱۹۴۸۱ | ۰/۱۲۰۹۰۰ |

منبع: یافته های تحقیق

در جدول (۱) آماره های میانگین، میانه و ماکزیمم و مینیمم مقدار متغیرهای تحقیق آورده شده اند. علاوه بر این، آزمون نرمال بودن سری مذکور (آزمون جاک-برا) به دلیل بیشتر بودن احتمال از ۰/۰۵ و کمتر بودن آزمون جاک-برا از ۱۰، نشان دهنده نرمال بودن متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد (خطای ۰/۰۵) می باشد.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

| متغیر | سطح معنی‌داری در سطح |                       | سطح معنی‌داری با یک‌بار تفاضل |                       |
|-------|----------------------|-----------------------|-------------------------------|-----------------------|
|       | با عرض از مبدأ       | با عرض از مبدأ و روند | با عرض از مبدأ                | با عرض از مبدأ و روند |
| GGDP  | ۰/۱۰۰۳               | ۰/۱۲۹۱                | ۰/۰۰۰***                      | ۰/۰۰۰                 |
| FDI   | ۰/۱۸۵۳               | ۰/۰۹۳۴                | ۰/۰۰۸***                      | ۰/۰۰۰                 |
| OP    | ۰/۶۴۴۳               | ۰/۱۱۶۲                | ۰/۰۰۱۴***                     | ۰/۰۰۰                 |
| BP    | ۱/۰۰۰                | ۱/۰۰۰                 | ۰/۰۳۱۷***                     | ۰/۰۰۰                 |

منبع: یافته‌های تحقیق

علامت \*, \*\*, و \*\*\* به ترتیب بر سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ اشاره دارند.

در جدول بالا، با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون فوق، نشان‌دهنده وجود ریشه واحد در متغیرها می‌باشد، نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهند که سطح معنی‌داری همه متغیرهای مدل با یک‌بار تفاضل گیری از ۰/۰۵ کوچک‌تر شده است. این امر، نشان می‌دهد که این متغیرها، در سطح ایستا نبوده و با یک‌بار تفاضل گیری در سطوح مختلف اطمینان، ایستا می‌باشند.

نتایج برآورد مدل NARDL در جدول (۳) ارائه شده است که بر اساس رویکرد شین و همکاران (۲۰۱۴)، حداکثر وقفه برابر با ۴ برای  $(p_m, q_m)$  انتخاب گشته است.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل NARDL

| احتمال  | آماره t   | انحراف معیار | ضریب      | متغیر       |
|---------|-----------|--------------|-----------|-------------|
| ۰/۷۰۴۸  | ۰/۵۹۱۷۰۰  | ۱/۱۹۱۲۳۰     | ۰/۷۰۴۸    | C           |
| ۰/۰۰۶۹  | ۲/۸۱۶۸۳۴  | ۰/۱۱۱۷۷۵     | ۰/۳۱۴۸۵۰  | RGDP(-1)    |
| ۰/۰۰۶۲۴ | ۰/۴۹۲۳۵۴  | ۰/۱۱۵۳۴۷     | ۰/۰۵۶۷۹۲  | RGDP(-2)    |
| ۰/۱۸۷۸  | ۱/۳۳۵۴۴۶  | ۰/۱۰۳۷۹۱     | ۰/۱۳۸۶۰۷  | RGDP(-3)    |
| ۰/۰۰۰۰  | -۴/۷۱۳۸۶۸ | ۰/۱۰۱۸۴۷     | -۰/۴۸۰۰۹۱ | RGDP(-4)    |
| ۰/۰۱۰۶  | -۲/۶۵۴۰۱۵ | ۰/۰۰۴۷۸۶     | -۰/۰۱۲۷۰۲ | FDI_POS     |
| ۰/۰۰۷۳  | ۲/۷۹۷۸۲۷  | ۰/۰۱۵۲۴۵     | ۰/۰۴۲۶۵۲  | FDI_POS(-1) |
| ۰/۰۱۱۴  | -۲/۶۲۸۵۴۲ | ۰/۰۲۱۶۳۷     | -۰/۰۵۶۸۷۳ | FDI_POS(-2) |
| ۰/۰۱۴۸  | ۲/۵۲۵۷۶۶  | ۰/۰۱۵۵۱۲     | ۰/۰۳۹۱۸۱  | FDI_POS(-3) |
| ۰/۰۲۴۴  | -۲/۳۲۰۳۳۴ | ۰/۰۰۴۶۵۷     | -۰/۰۱۰۸۰۶ | FDI_POS(-4) |
| ۰/۰۰۴۸  | -۲/۹۵۳۹۶۸ | ۰/۰۰۴۹۳۵     | -۰/۰۱۴۵۷۷ | FDI_NEG     |

| تاثیرات نامتقارن سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران... ۵۴ |           |                                            |           |          |
|-----------------------------------------------------------------------|-----------|--------------------------------------------|-----------|----------|
| FDI_NEG(-1)                                                           | ۰/۰۴۷۸۷۲  | ۰/۰۱۶۳۶۱                                   | ۲/۹۲۵۹۰۷  | ۰/۰۰۵۲   |
| FDI_NEG(-2)                                                           | -۰/۰۶۴۷۲۶ | ۰/۰۲۲۶۵۹                                   | -۲/۸۵۶۵۵۴ | ۰/۰۰۶۲   |
| FDI_NEG(-3)                                                           | ۰/۰۴۱۵۰۹  | ۰/۰۱۵۶۷۲                                   | ۲/۶۴۸۵۵۸  | ۰/۰۱۰۸   |
| FDI_NEG(-4)                                                           | -۰/۰۱۱۲۳۴ | ۰/۰۰۴۶۸۵                                   | -۲/۳۹۷۹۶۴ | ۰/۰۲۰۳   |
| OP_POS                                                                | -۴۴/۶۲۶۰۹ | ۲۰/۷۳۲۲۷                                   | -۲/۱۵۲۴۹۴ | ۰/۰۳۶۲   |
| OP_POS(-1)                                                            | ۳۱/۱۶۶۷۰  | ۱۸/۹۷۰۷۹                                   | ۱/۶۴۲۸۷۸  | ۰/۱۰۶۷   |
| OP_NEG                                                                | ۳۵/۵۹۴۷۸  | ۱۸/۹۳۰۱۱                                   | ۱/۸۸۰۳۲۶  | ۰/۰۶۵۹   |
| OP_NEG(-1)                                                            | -۵۱/۱۶۷۹۶ | ۲۶/۵۱۳۷۰                                   | -۱/۹۲۹۸۶۹ | ۰/۰۵۹۳   |
| OP_NEG(-2)                                                            | ۵۰/۲۹۰۳۸  | ۲۱/۳۷۷۱۴                                   | ۲/۳۵۲۵۳۰  | ۰/۰۲۲۶   |
| BP_POS                                                                | -۱/۳۸E-۰۶ | ۲/۸۱E-۰۶                                   | -۰/۴۹۱۷۷۹ | ۰/۶۲۵۰   |
| BP_POS(-1)                                                            | ۲/۰۱E-۰۵  | ۶/۹۵E-۰۶                                   | ۲/۸۸۹۱۸۱  | ۰/۰۰۵۷   |
| BP_POS(-2)                                                            | -۸/۴۳E-۰۶ | ۹/۰۷E-۰۶                                   | -۰/۹۳۰۳۶۱ | ۰/۳۵۶۷   |
| BP_POS(-3)                                                            | ۱/۹۹E-۰۵  | ۷/۹۹E-۰۶                                   | ۲/۴۸۸۶۴۷  | ۰/۰۱۶۲   |
| BP_NEG                                                                | ۱/۷۷E-۰۵  | ۶/۷۸E-۰۶                                   | ۲/۶۱۷۶۱۱  | ۰/۰۱۱۷   |
| BP_NEG(-1)                                                            | -۹/۲۳E-۰۶ | ۸/۴۳E-۰۶                                   | -۱/۰۹۴۹۰۰ | ۰/۲۷۸۸   |
| BP_NEG(-2)                                                            | ۳/۰۷E-۰۵  | ۹/۷۱E-۰۶                                   | ۳/۱۶۴۵۷۸  | ۰/۰۰۲۶   |
| BP_NEG(-3)                                                            | -۷/۳۷E-۰۶ | ۵/۷۸E-۰۶                                   | -۱/۲۷۵۹۶۰ | ۰/۲۰۷۹   |
| BP_NEG(-4)                                                            | ۱/۱۹E-۰۵  | ۴/۸۲E-۰۶                                   | ۲/۴۶۳۳۱۳  | ۰/۰۱۷۳   |
| R-squared                                                             | ۰/۸۳۷۱۷۸  | Durbin-Watson stat                         |           | ۱/۸۸۵۰۹۷ |
| Adjusted R-squared                                                    | ۰/۷۴۵۹۹۸  | JB                                         |           | ۰/۴۵۸۴۰۵ |
| S.E. of regression                                                    | ۱/۰۵۹۳۲۹  | Prob(JB)                                   |           | ۰/۷۹۵۱۶۸ |
| Sum squared resid                                                     | ۵۶/۱۰۸۹۱  | Breusch-Pagan-Godfrey                      |           | ۰/۹۳۹۶۶۸ |
| Log likelihood                                                        | -۹۸/۵۸۱۰۹ | Prob(HT)                                   |           | ۰/۵۶۰۸   |
| F-statistic                                                           | ۹/۱۸۱۵۷۵  | Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test |           | ۱/۱۱۵۰۴۴ |
| Prob(F-statistic)                                                     | ۰/۰۰۰۰۰۰  | Prob(SC)                                   |           | ۰/۳۳۶۲   |
| Mean dependent var                                                    | ۱/۱۹۹۲۰۶  | Durbin-Watson stat                         |           | ۱/۸۸۵۰۹۷ |
| S.D. dependent var                                                    | ۲/۱۰۱۹۰۱  | JB                                         |           | ۰/۴۵۸۴۰۵ |
| Akaike info                                                           | ۳/۲۲۹۹۰۱  | Schwarz criterion                          |           | ۴/۰۹۹۶۹۸ |

|                                                                       |          |                     |          |
|-----------------------------------------------------------------------|----------|---------------------|----------|
| فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال یازدهم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۳ ۵۵ |          |                     |          |
| criterion                                                             |          |                     |          |
| Schwarz criterion                                                     | ۴/۰۹۹۶۹۸ | Hannan-Quinn criter | ۳/۵۷۸۳۶۸ |
| Hannan-Quinn criter                                                   | ۳/۵۷۸۳۶۸ | Durbin-Watson stat  | ۱/۸۸۵۰۹۷ |

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از نتایج جدول (۳) مشخص می‌باشد، آماره F آزمون عدد ۹/۱۸۱۵ را نشان می‌دهد که حاکی از معنادار بودن مجموع مدل تخمین زده شده است؛ زیرا فرضیه آزمون F مبنی بر بی‌معنی بودن کل ضرایب با اطمینان ۹۵ درصد، رد شده است. همچنین، ضریب تعیین مدل نیز عدد ۰/۸۳۷۱ را نشان می‌دهد که بیان می‌کند سرمایه‌گذاری خارجی و تراز پرداخت‌ها و باز بودن تجاری، ۸۳ درصد از تغییرات نرخ رشد اقتصادی را توضیح می‌دهند. علاوه بر این، نتایج حاصل از برآورد ضرایب، نشان‌دهنده رابطه غیرخطی بین متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تراز پرداخت‌ها، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت در ایران می‌باشد. رابطه غیرخطی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، باز بودن تجاری، تراز پرداخت‌ها و رشد اقتصادی در ایران بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار دارد که می‌تواند به دلیل پیچیدگی‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی شکل بگیرد: ۱- تحریم‌های بین‌المللی، باعث ایجاد نوسانات شدید در اقتصاد ایران شده که بر FDI و تجارت تأثیر گذاشته است. ۲- تورم مداوم می‌تواند بر قدرت خرید مردم و جذابیت بازار برای سرمایه‌گذاران خارجی اثر منفی بگذارد. ۳- تغییرات مکرر در قوانین مالیاتی، تعرفه‌ها و مقررات تجاری ممکن است موجب عدم اطمینان برای سرمایه‌گذاران شود. ۴- گاهی دولت اقدام به حمایت از صنایع داخلی می‌کند که ممکن است مانع ورود FDI شود. ۵- وجود انحصارها یا رقابت ناکافی می‌تواند منجر به کاهش انگیزه برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی گردد. ۶- مشکلات مربوط به نیروی کار مانند کمبود مهارت یا دستمزدهای بالا نیز بر جذب سرمایه‌گذاری تأثیرگذار است. ۷- وابستگی بالای اقتصاد ایران به صادرات نفت، باعث شده تا تغییرات جهانی قیمت نفت تأثیر زیادی بر تراز پرداخت‌ها و رشد اقتصادی داشته باشد. ۸- وضعیت روابط دیپلماتیک با کشورهای دیگر نیز نقش مهمی دارد؛ توافقنامه‌هایی مثل برجام امیدواری بیشتری برای جذب FDI ایجاد کرده‌اند.

## جدول (۴): جدول مقادیر بحرانی

| F-statistic (k) | Signif. | I(0)  | I(1)  |
|-----------------|---------|-------|-------|
| ۶/۸۲۶۶۳(۶)      | ۱۰٪     | ۲/۰۸۸ | ۳/۱۰۳ |
|                 | ۵٪      | ۲/۴۳۱ | ۳/۵۱۸ |
|                 | ۱٪      | ۳/۱۷۳ | ۴/۴۸۵ |

منبع: یافته‌های تحقیق

جهت حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، آزمون کرانه‌ها انجام یافته است. مقدار آماره آزمون برابر با ۶/۸۲۶۶ می‌باشد که از همه کرانه‌های فهرست شده بزرگ‌تر است. از این‌رو، امکان برقراری رابطه بلندمدت بین روند افزایشی یا کاهشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود خواهد داشت.

## جدول (۵): نتایج برآورد بلندمدت مدل NARDL

| متغیر          | ضریب      | آماره t   | معناداری |
|----------------|-----------|-----------|----------|
| C              | ۰/۷۰۴۸۵۱  | ۰/۵۹۱۷۰۰  | ۰/۰۴۶۳   |
| RGDP(-1)*      | -۰/۹۶۹۸۴۲ | -۵/۲۹۸۰۲۶ | ۰/۰۰۰۰   |
| FDI_POS(-1)    | ۰/۰۰۱۴۵۲  | ۲/۳۸۰۰۷۱  | ۰/۰۲۱۲   |
| FDI_NEG(-1)    | -۰/۰۰۱۱۵۷ | -۳/۰۷۶۸۶۰ | ۰/۰۰۳۴   |
| OP_POS(-1)     | -۱۳/۴۵۹۳۹ | -۰/۸۶۴۴۳۲ | ۰/۰۳۹۱   |
| OP_NEG(-1)     | ۳۴/۷۱۷۱۹  | ۲/۰۰۷۵۴۴  | ۰/۰۵۰۱   |
| BP_POS(-1)     | ۳/۰۱E-۰۵  | ۳/۸۴۱۹۹۴  | ۰/۰۰۰۳   |
| BP_NEG(-1)     | ۴/۳۸E-۰۵  | ۳/۸۷۴۰۰۸  | ۰/۰۰۰۳   |
| D(RGDP(-1))    | ۰/۲۸۴۶۹۲  | ۱/۷۳۱۹۵۵  | ۰/۰۸۹۴   |
| D(RGDP(-2))    | ۰/۳۴۱۴۸۴  | ۲/۸۴۶۴۴۴  | ۰/۰۰۶۴   |
| D(RGDP(-3))    | ۰/۴۸۰۰۹۱  | ۴/۷۱۳۸۶۸  | ۰/۰۰۰۰   |
| D(FDI_POS)     | -۰/۰۱۲۷۰۲ | -۲/۶۵۴۰۱۵ | ۰/۰۱۰۶   |
| D(FDI_POS(-1)) | ۰/۰۲۸۴۹۸  | ۲/۶۳۰۳۹۱  | ۰/۰۱۱۳   |
| D(FDI_POS(-2)) | -۰/۰۲۸۳۷۵ | -۲/۵۸۰۳۱۸ | ۰/۰۱۲۹   |
| D(FDI_POS(-3)) | ۰/۰۱۰۸۰۶  | ۲/۳۲۰۳۳۴  | ۰/۰۲۴۴   |
| D(FDI_NEG)     | -۰/۰۱۴۵۷۷ | -۲/۹۵۳۹۶۸ | ۰/۰۰۴۸   |
| D(FDI_NEG(-1)) | ۰/۰۳۴۴۵۲  | ۲/۹۶۲۰۴۲  | ۰/۰۰۴۷   |
| D(FDI_NEG(-2)) | -۰/۰۳۰۲۷۴ | -۲/۶۹۷۰۶۳ | ۰/۰۰۹۵   |
| D(FDI_NEG(-3)) | ۰/۰۱۱۲۳۴  | ۲/۳۹۷۹۶۴  | ۰/۰۲۰۳   |
| D(OP_POS)      | -۴۴/۶۲۶۰۹ | -۲/۱۵۲۴۹۴ | ۰/۰۳۶۲   |
| D(OP_NEG)      | ۳۵/۵۹۴۷۸  | ۱/۸۸۰۳۲۶  | ۰/۰۶۵۹   |



| فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال یازدهم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۳ ۵۷ |           |           |        |
|-----------------------------------------------------------------------|-----------|-----------|--------|
| D(OP_NEG(-1))                                                         | -۵۰/۲۹۰۳۸ | -۲/۳۵۲۵۳۰ | ۰/۰۲۲۶ |
| D(BP_POS)                                                             | -۱/۳۸E-۰۶ | -۰/۴۹۱۷۷۹ | ۰/۶۲۵۰ |
| D(BP_POS(-1))                                                         | -۱/۱۵E-۰۵ | -۱/۳۳۶۶۰۷ | ۰/۱۸۷۴ |
| D(BP_POS(-2))                                                         | -۱/۹۹E-۰۵ | -۲/۴۸۸۶۴۷ | ۰/۰۱۶۲ |
| D(BP_NEG)                                                             | ۱/۷۷E-۰۵  | ۲/۶۱۷۶۱۱  | ۰/۰۱۱۷ |
| D(BP_NEG(-1))                                                         | -۳/۵۲E-۰۵ | -۳/۶۶۷۴۲۲ | ۰/۰۰۰۶ |
| D(BP_NEG(-2))                                                         | -۴/۵۱E-۰۶ | -۰/۸۶۵۰۳۸ | ۰/۳۹۱۱ |
| D(BP_NEG(-3))                                                         | -۱/۱۹E-۰۵ | -۲/۴۶۳۳۱۳ | ۰/۰۱۷۳ |
| WLR(FDI)                                                              | ۶/۵۴۶۵    | ۰/۰۰۰     |        |
| WLR(OP)                                                               | ۸/۰۴۱۱    | ۰/۰۰۰     |        |
| WLR(BP)                                                               | ۴/۹۹۱۵    | ۰/۰۰۰     |        |
| WSR(FDI)                                                              | ۵/۸۹۷۶    | ۰/۰۰۰     |        |
| WSR(OP)                                                               | ۷/۴۳۱۲    | ۰/۰۰۰     |        |
| WSR(BP)                                                               | ۴/۱۶۵۴    | ۰/۰۰۰     |        |

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت در جدول (۵)، ضریب برآوردی FDI\_POS(-1) برابر با ۰/۰۰۱۴ و آماره احتمال آن برابر با ۰/۰۲۱۲ می‌باشد که نشان می‌دهد شوک مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (روند افزایشی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی)، اثر مثبت در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارد. همین‌طور، شوک منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی FDI\_NEG(-1)، با ضریب ۰/۰۰۱۱- و آماره احتمال ۰/۰۰۳۴، اثر منفی در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارد. این نتایج، نشان‌دهنده رابطه غیرخطی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در بلندمدت در اقتصاد ایران می‌باشد. این اثر را این‌چنین می‌توان استدلال نمود که از یک‌طرف، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، می‌تواند منابع مالی جدیدی را وارد کشور کند که برای پروژه‌های زیرساختی، صنعتی و خدماتی استفاده می‌شوند. این سرمایه‌گذاری‌ها معمولاً به ایجاد شغل و افزایش درآمد محلی کمک می‌کند. شرکت‌های خارجی، معمولاً تکنولوژی‌های پیشرفته‌ای را با خود به همراه دارند که باعث افزایش بهره‌وری در صنایع داخلی خواهد شد. این انتقال فناوری، می‌تواند موجب نوآوری و رقابت بیشتر در بازار شود. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ممکن است فرصت‌هایی برای صادرات محصولات ایرانی فراهم کند که این امر نیز بر رشد اقتصادی تأثیر مثبتی دارد. ورود ارز از طریق FDI، ممکن است تراز پرداخت‌ها را تقویت کرده و ثبات اقتصادی بیشتری ایجاد کند. از

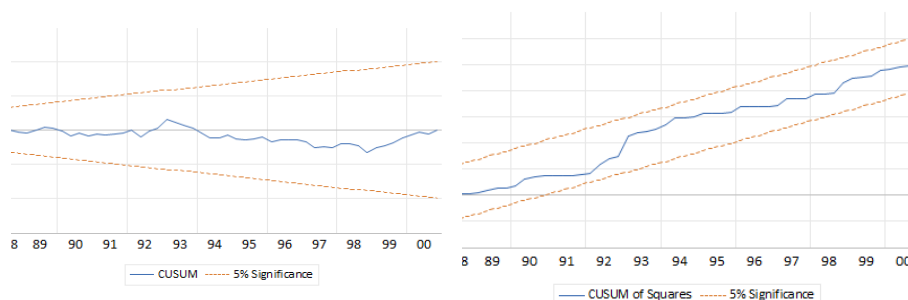
طرفی، وابستگی زیاد به سرمایه‌گذاری خارجی، ممکن است ریسک‌هایی مانند نوسانات سیاسی یا اقتصادی جهانی را افزایش دهد. ورود شرکت‌های بزرگ خارجی ممکن است فشار زیادی بر کسب‌وکارهای کوچک داخلی وارد کرده و آنها را تحت تأثیر قرار دهد؛ این موضوع می‌تواند باعث کاهش اشتغال در برخی بخش‌ها شود. سودهایی که توسط شرکت‌های خارجی تولید شده‌اند، غالباً به کشورهای مبدأ منتقل می‌شوند؛ بنابراین، اثر مثبت آن روی اقتصاد محلی محدود خواهد بود. گاهی اوقات پروژه‌هایی که توسط سرمایه‌گذاران خارجی انجام می‌شود، با نیازها یا اولویت‌های جامعه محلی همخوانی ندارند؛ این موضوع نیز ممکن است باعث نارضایتی اجتماعی شود.

ضرایب برآوردی برای OP\_POS(-1) و OP\_NEG(-1) به ترتیب برابر با ۱۳/۴۵۹- و ۳۴/۷۱۷ و آماره احتمال هریک نیز برابر با ۰/۰۳۹ و ۰/۰۵۰ می‌باشد. این اعداد، نشان می‌دهند شوک‌های مثبت درجه باز بودن تجاری (روند افزایشی در درجه باز بودن تجاری)، اثر مثبت و شوک‌های منفی آن، اثر منفی در بلندمدت بر رشد اقتصادی ایران دارند. همچنین، هر دو ضریب برآوردی BP\_POS(-1) و BP\_POS(-1) برابر با ۳/۰۱ و ۴/۳۸ می‌باشد که نشان می‌دهد شوک مثبت و منفی تراز پرداخت‌ها (روند افزایشی و کاهش تراز پرداخت‌ها)، اثر مثبتی در بلندمدت بر رشد اقتصادی در ایران دارند؛ زیرا از یک طرف، باز بودن تجاری به افزایش صادرات کمک می‌کند که این امر، باعث ورود ارز به کشور و تقویت تراز پرداخت‌ها خواهد شد. افزایش درآمدهای ارزی ناشی از صادرات، می‌تواند به سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و صنایع داخلی کمک کند. با کاهش موانع تجاری، تولیدکنندگان ایرانی قادر خواهند بود محصولات خود را در بازارهای بین‌المللی عرضه کنند که این موضوع موجب رشد اقتصادی خواهد شد. تجارت آزاد معمولاً منجر به تبادل فناوری و دانش فنی میان کشورها می‌شود که بر بهره‌وری صنایع داخلی تأثیر مثبتی دارد. باز بودن تجاری موجب ایجاد رقابت بیشتر در بازار داخلی شده که این امر ممکن است کیفیت کالاها را بالا ببرد و قیمت‌ها را کاهش دهد. از طرف دیگر، وابستگی زیاد به واردات ممکن است آسیب‌پذیری اقتصاد را نسبت به نوسانات جهانی افزایش دهد؛ برای مثال، تغییرات قیمت نفت یا بحران‌های مالی جهانی. ورود کالاهای خارجی ممکن است فشار زیادی بر تولیدکنندگان محلی وارد کند؛ اگر کالاهای خارجی ارزان‌تر باشند، ممکن است تولیدکنندگان داخلی نتوانند رقابت کنند. اگر میزان واردات بیش از

صادرات باشد، تراز پرداخت‌ها تحت فشار قرار گرفته و ممکن است کسری ایجاد شود که اثر منفی بر روی رشد اقتصادی دارد. گاهی اوقات سیاست‌های تجارت آزاد نمی‌توانند نیازها یا اولویت‌های محلی جامعه را پوشش دهند؛ این موضوع ممکن است باعث نارضایتی اجتماعی شود.

در پایان جدول نیز آزمون‌های تقارن یا عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری، تراز پرداخت‌ها بر رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده است. WLR، نشان‌دهنده نتیجه آزمون والد در دوره بلندمدت می‌باشد. مقدار محاسباتی این آزمون برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی  $6/5465$  بوده و با ارزش احتمال  $0/000$ ، نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران، در بلندمدت نامتقارن است. مقدار این آزمون برای درجه باز بودن تجاری،  $8/0411$  بوده و با ارزش احتمال  $0/000$ ، نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی درجه باز بودن تجاری در ایران، در بلندمدت نامتقارن است. همچنین، مقدار این آزمون برای تراز پرداخت‌ها،  $4/9915$  بوده و با ارزش احتمال  $0/000$ ، نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی تراز پرداخت‌ها در ایران، در بلندمدت نامتقارن است؛ زیرا وقتی سطح بالایی از باز بودن تجاری وجود داشته باشد، اما هم‌زمان مشکلاتی مانند تحریم‌های بین‌المللی یا عدم ثبات سیاسی وجود داشته باشند، ممکن است تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی مشاهده نشود؛ یا بالعکس، حتی اگر باز بودن تجاری کم باشد ولی شرایط مناسب برای جذب FDI فراهم گردد (مثل سیاست‌های تشویقی دولت)، همچنان امکان رشد اقتصادی وجود دارد.

WSR نیز برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره کوتاه‌مدت استفاده شده است. نتایج این آزمون هم نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تقارن شوک‌های مثبت و منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها بر رشد اقتصادی، رد شده و در نتیجه، تأثیرات متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها در ایران، در کوتاه‌مدت نیز نامتقارن است.



شکل (۲): آزمون‌های پایداری

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، پسران و همکاران (۲۰۰۱)، استفاده از آزمون پایداری مدل ارائه شده توسط برون و همکاران<sup>۱</sup> را پیشنهاد نمودند. برای این منظور، از ترسیم نموداری آماره‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) استفاده می‌شود. اگر مقدار این آماره‌ها در بین آماره کرانه‌های در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، آنگاه فرض صفر آزمون که بیان می‌کند همه متغیرها در رگرسیون برآورد شده باثبات هستند را نمی‌توان رد کرد. بر اساس نمودارهای فوق، شکل‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند که نشان از پایداری مدل در بلندمدت می‌باشد.

### ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از عوامل بهبوددهنده رشد اقتصادی می‌باشد، به گونه‌ای که به همراه ایجاد سرمایه‌گذاری، عوامل دیگری مانند ورود تکنولوژی و دانش روزآمد را به همراه خواهند داشت. از این رو، با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، هدف این مقاله بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی ۱۴۰۰-۱۳۸۰ می‌باشد. در این راستا، از مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی بهره گرفته شده است.

نتایج رهیافت وقفه‌های توزیعی NARDL در خصوص رابطه نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی، برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (روند افزایشی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) اثر

<sup>1</sup> Brown et al.

مثبت و شوک‌های منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (روند کاهشی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی)، اثر منفی و معناداری در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، شوک مثبت درجه باز بودن تجاری (روند افزایشی در درجه باز بودن تجاری) اثر مثبت و شوک منفی درجه باز بودن تجاری (روند کاهشی در درجه باز بودن تجاری) اثر منفی و معناداری در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی تراز پرداخت‌ها نیز اثر مثبت و معناداری در بلندمدت بر رشد اقتصادی دارند. در نهایت، نتایج آزمون والد هم نشان می‌دهد که اثر شوک‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن تجاری و تراز پرداخت‌ها هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت، نامتقارن هستند.

این تحقیق، از نظر انتقال فناوری، ایجاد شغل، افزایش صادرات و تقویت زیرساخت‌ها و رشد رقابت به‌عنوان دلایل محکم مبنی بر تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، با مطالعه سازور و همکاران (۱۳۹۸) و وابستگی اقتصادی، تأثیر بر صنایع محلی، آسیب محیط زیستی و خروج سودها به‌عنوان دلایل محکم مبنی بر تأثیر منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی؛ همچنین، از نظر نقش میانجی درجه باز بودن تجاری و ترازپرداخت‌ها بر تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، با تحقیقات بورنشتین و همکاران (۱۹۹۸) و مکی و سومارو (۲۰۱۶) همخوانی دارد.

سیاستمداران کشور، می‌بایست با ایجاد قوانین و مقررات شفاف برای جذب سرمایه‌گذاران خارجی و حفاظت از حقوق آن‌ها، اعتماد را افزایش داده و با سرمایه‌گذاری در آموزش مهارت‌های فنی و مدیریتی نیروی کار، بتوانند با تکنولوژی‌ها و فرآیندهای جدید سازگار شوند. همچنین، با ایجاد شرایطی که شرکت‌های خارجی ملزم به انتقال فناوری به کشور میزبان شوند، می‌توانند ظرفیت‌های تولیدی و نوآوری در داخل کشور را افزایش دهند. علاوه بر این، تشویق سرمایه‌گذاران مختلف (داخلی و خارجی)، موجب کاهش وابستگی به یک نوع خاص از FDI که ممکن است ریسک بیشتری داشته باشد، می‌شود.

دولتمردان می‌توانند به برقراری توافقنامه‌های تجاری با کشورهای دیگر برای تسهیل تجارت آزادتر اهتمام بورزند که بتواند جریان FDI را تقویت کند. ارتقاء مهارت‌ها و آموزش نیروی کار محلی نیز می‌تواند نیازهای صنایع جدید را تأمین کند؛ این امر نیز باعث افزایش جذابیت بازار کار خواهد شد.

### تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

## فهرست منابع

۱. اماموردی، قدرت‌اله و بلند قامت، زهرا (۱۳۹۷). تعیین حد آستانه‌ای و بررسی اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک و سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD). *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۳(۴)، ۱۱۳-۱۳۵.
۲. ابزری، مهدی و تیموری، هادی (۱۳۸۶). جریان سرمایه گذاری خارجی در کشورهای توسعه نیافته. *مجله تدبیر*، ۱۸(۱۷۹)، ۶۵-۷۸.
۳. جهانگرد، اسفندیار، دانشمند، آرن، پناهی، سامان و نیک بین، بهنام (۱۳۹۶). اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران بسط مدل پاچولا. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۴۰(۱۱)، ۹۵-۱۱۶.
۴. حسن‌وند، داریوش، آسایش، حمید و محمدی نوده، عادل (۱۳۹۸). بررسی نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشور در بخش‌های مختلف اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲(۲۰)، ۱۴۳-۱۲۱.
۵. سازور، هاجر، نیکوقدم، مسعود و دشتبان فاروجی، مجید (۱۳۹۸). اثر متقابل تجارت خارجی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی. بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۲(۲)، ۶۷-۹۳.
۶. سید نورانی، سید محمدرضا و سطوتی پیرایش، هادی (۱۳۹۹). سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد اقتصادی با تکیه بر تئوری وابستگی و حکمرانی در گروه کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه جامعه‌شناسی سیاسی ایران*، ۲(۱۰)، ۲۱۴-۱۸۷.
۷. علمداری، زهره (۱۳۹۵). بررسی تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با رویکرد اسلامی (مطالعه موردی: ایران). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شاهرود.
۸. عوض زاده فتح، فریبرز، فتحی، محمدکاظم و مسیحی زردی، احسان. (۱۴۰۳). *اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تولید داخلی و رشد اقتصادی*. اولین کنفرانس بین‌المللی پژوهش در اقتصاد، حسابداری و مدیریت، ۹۶-۸۰.
۹. لیلیان، ندا، ابراهیمی، مهرزاد، زارع، هاشم و حقیقت، علی (۱۴۰۱). ارائه الگوی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با نقش

میانجی سرمایه انسانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۱۹(۳)، ۱۲۵-۱۵۳.

1. Abzari, M., & Teymori, H. (2007). Foreign Investment Flows in Developing Countries, *Tadbir Journal*, 18(179), 65-78 (In Persian).
2. Alamdari, Z. (2016). *Investigating the impact of foreign direct investment on economic growth with an Islamic approach (Case study: Iran)*. Master's thesis, Shahrood University of Technology (In Persian).
3. Allen, D. E., & McAleer, M. (2021). A Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (nardl) Analysis of the ftse and s&p500 Indexes. *Risks*, 9(11), 195.
4. Alzaidy, G., Ahmad, M. N. B. N., & Lacheheb, Z. (2017). The impact of foreign-direct investment on economic growth in Malaysia: The role of financial development. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(3), 382-388.
5. Asafo-Agyei, G., & Kodongo, O. (2022). Foreign direct investment and economic growth in Sub-Saharan Africa: A nonlinear analysis. *Economic Systems*, 46(4), 101003.
6. Ayenew, B. B. (2022). The effect of foreign direct investment on the economic growth of Sub-Saharan African countries: An empirical approach. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2038862.
7. Awadzadeh Fatah, F., Fathi, M. K., & Masihi Zardi, E. (2024). *The Effects of Foreign Direct Investment on Domestic Production and Economic Growth*. The First International Conference on Research in Economics, Accounting and Management, pp. 80-96 (In Persian).
8. Balasubramanyam, V. N., Salisu, M., & Sapsford, D. (1996). Foreign direct investment and growth in EP and IS countries. *The economic journal*, 106(434), 92-105.
9. Bordo, M. D., & Rousseau, P. L. (2012). Historical evidence on the finance-trade-growth nexus. *Journal of Banking & Finance*, 36(4), 1236-1243.
10. Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. *Journal of international Economics*, 45(1), 115-135.
11. Brodowicz, M. (2024). The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Developing Countries. June 26, 2024. P.P 103-120.
12. Brown, L., & Hibbert, K. (2019). The Incidence of Crime on Industry Level Foreign Direct Investment: An Assessment of OECD Member Countries. *Social Science Quarterly*, 100(4), 1228-1240.
13. Demir, O. (2022). TESTING THE LONG-RUN GROWTH EFFECTS OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT IN TÜRKİYE: EVIDENCE FROM ARDL & NARDL ANALYSIS. *Eurasian Research Journal*, 4(4), 65-79.

14. Emako, E., Nuru, S., & Menza, M. (2022). The effect of foreign direct investment on economic growth in developing countries. *Transnational Corporations Review*, 14(4), 382-401.
15. Emamverdi, GH., & Boland Ghamat, Z. (2018). Determining the Threshold Level and Investigating the Asymmetric Effect of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Selected OPEC and OECD Countries, *Planning and Budgeting*, 23(4), 113-135 (In Persian).
16. Farole, T., & Winkler, D. (Eds.). (2014). *Making foreign direct investment work for Sub-Saharan Africa: local spillovers and competitiveness in global value chains*. World Bank Publications.
17. Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. U of California. *Economics Working Paper*, (2002-02), 10.
18. Hassanvand, D., Asayesh, H., & Mohammadi Noudeh, A. (2019). Examining the Role of Foreign Direct Investment on the Country's Economic Growth in Different Economic Sectors, *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 2(20), 121-143 (In Persian).
19. Habib, M. D., & Sarwar, S. (2013). Impact of foreign direct investment on employment level in Pakistan: A time series analysis. *JL Pol'y & Globalization*, 10, 46.
20. Hlavacek, P., & Bal-Domanska, B. (2016). Impact of foreign direct investment on economic growth in Central and Eastern European countries. *Engineering Economics*, 27(3), 294-303.
21. Jahangard, E., Daneshmand, A., Panahi, S., & Nikbin, B. (2017). The Effect of Foreign Direct Investment on Iran's Economic Growth: An Extension of the Paiola Model. *Quarterly Journal of Financial Economics*, 40(11), 95-116 (In Persian).
22. Joshua, U., Babatunde, D., & Sarkodie, S. A. (2021). Sustaining economic growth in Sub-Saharan Africa: Do FDI inflows and external debt count?. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(4), 146.
23. Jugurnath, B., Chuckun, N., & Fauzel, S. (2016). Foreign direct investment & economic growth in Sub-Saharan Africa: an empirical study. *Theoretical Economics Letters*, 6(4), 798-807.
24. Keho, Y. (2017). The impact of trade openness on economic growth: The case of Cote d'Ivoire. *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1332820.
25. Khobai, H., Hamman, N., Mkhombo, T., Mhaka, S., Mavikela, N., & Phiri, A. (2017). The FDI-growth nexus in South Africa: A re-examination using quantile regression approach. *Studia Universitatis Babes-Bolyai Oeconomica*, 63(3), 33-55.
26. Kobrin, S. J. (2005). The determinants of liberalization of FDI policy in developing countries: a cross-sectional analysis, 1992-2001. *Transnational corporations*, 14(1), 67-104.



27. Koojaroenprasit, S. (2015). Determinants of foreign direct investment in AEC countries. *International Journal of Economic Research*, 12(1), 113-120.
28. Kumar, N. (1990). Mobility barriers and profitability of multinational and local enterprises in Indian manufacturing. *The Journal of Industrial Economics*, 449-463.
29. Leylian, N., Ebrahimi, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2022). Presenting the foreign direct investment model and economic growth of developing countries with the mediating role of human capital and information and communication technology. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 19(3), 125-153 (In Persian).
30. Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
31. MacKinnon, D. P., Cox, S., & Baraldi, A. N. (2012). Guidelines for the investigation of mediating variables in business research. *Journal of business and psychology*, 27, 1-14.
32. Makiela, K., & Ouattara, B. (2018). Foreign direct investment and economic growth: Exploring the transmission channels. *Economic Modelling*, 72, 296-305.
33. Makki, S. S., & Somwaru, A. (2004). Impact of foreign direct investment and trade on economic growth: Evidence from developing countries. *American journal of agricultural economics*, 86(3), 795-801.
34. Malefane, M. R. (2020). Trade openness and economic growth in Botswana: Evidence from cointegration and error-correction modelling. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1783878.
35. Muse, A. N., & Mohd, S. (2021). Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Ethiopia: Empirical evidence. *Latin American Journal of Trade Policy*, 4(10), 56-77.
36. MWITTA, N. Z. (2022). *Impact of foreign direct investment on economic growth* (Doctoral dissertation, KDI School).
37. Pasara, M. T., & Garidzirai, R. (2020). Causality effects among gross capital formation, unemployment and economic growth in South Africa. *Economies*, 8(2), 26.
38. 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.
39. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634.
40. Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The review of economic studies*, 57(1), 99-125.

41. Rafat, M. (2017). The interactive relationship between regional trade integration and foreign direct investment. *Iranian Economic Review*, 21(4), 809-828.
42. Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric theory*, 7(1), 1-21.
43. Sazvar, H., Nikoghadam, M., & Dashtban Farooji, M. (2019). The Interplay of Foreign Trade and Foreign Direct Investment on Economic Growth. *Review of Iranian Economic Issues*, 6(2), 67-93 (In Persian).
44. Seyed Noorani, S. M. R., & Setvati Piraysh, H. (2020). Foreign Direct Investment in Economic Growth with Emphasis on Dependency Theory and Governance in Developing Countries. *Iranian Journal of Political Sociology*, 2(10), 187-214 (In Persian).
45. Schorderet, Y. (2003). Asymmetric cointegration. *University of Geneva*.
46. Shaw, E. S. (1973). Financial deepening in economic development.
47. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314.