

# Investigating the Impact of Foreign Direct Investment and Human Capital on Export Diversification: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach

1. Khaldoon Abdullah Khalaf<sup>1</sup>: PhD Student, Department of Economics, Isf.C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran

2. Saeed Daei-Karimzadeh<sup>1\*</sup>: Department of Economics, Isf.C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Email: saeedkarimzade@iau.ac.ir (Corresponding Author)

3. Abdul Rezzaq Hamad Hussein<sup>2</sup>: Assistant Professor, Department of Management and Economics, Faculty of Economics, University of Tikrit, Salah Al- Deen, Iraq

4. Sara Ghobadi<sup>1</sup>: Department of Economics, Isf.C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran

## Article history



Received: 01 July 2025

Revised: 20 October 2025

Accepted: 28 October 2025

Initial Publish: 28 October 2025

Final Publish: 22 June 2026

## Abstract:

This study aims to examine the impact of foreign direct investment (FDI) and human capital on export diversification in the Persian Gulf countries, with emphasis on the threshold effect of human capital. An applied econometric design was employed using annual panel data from eight Gulf countries (Iran, Iraq, Saudi Arabia, Oman, Qatar, Kuwait, Bahrain, and the UAE) covering 2000–2022. The Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model was applied to detect nonlinearity and determine the human capital threshold influencing the FDI–export diversification relationship. Control variables included real per capita income, trade openness, infrastructure, institutional quality, financial development, and natural resource rents. The results revealed a nonlinear and threshold-dependent relationship between FDI, human capital, and export diversification. The estimated human capital threshold was 4.85. Below this level, FDI significantly stimulated export diversification; beyond it, the role of FDI diminished while human capital became a strong positive determinant. Real per capita income, trade openness, infrastructure, and institutional quality consistently had positive effects across regimes, whereas natural resource rents exerted a persistent negative impact. Achieving sustainable export diversification requires a phased policy approach: in early development stages, targeted attraction of FDI should modernize production capacity; at advanced stages, enhancing human capital quality enables economies to innovate and reduce reliance on external investment.

**Keywords:** Foreign direct investment, human capital, threshold level, export diversification, panel smooth transition regression.

**Citation:** Khalaf, K. A., Daei-Karimzadeh, S., Hamad Hussein, A. R., & Ghobadi, S. (2026). Investigating the Impact of Foreign Direct Investment and Human Capital on Export Diversification: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach. *Accounting, Finance and Computational Intelligence*, 4(2), 1-17.



Copyright: © 2026 by the authors. Published under the terms and conditions of Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) License.

**Extended Abstract****Introduction**

Export diversification has long been recognized as a fundamental pathway for reducing economic vulnerability and promoting sustainable growth in developing and resource-dependent economies (Azizi et al., 2018; Mohammadi & Fekari Sardehā'i, 2015). Overreliance on a narrow range of primary commodities or a single export product exposes economies to external shocks, price volatility, and revenue instability (Vakataki'Ofa et al., 2016). By broadening the export basket and enhancing participation in new sectors and markets, countries can stabilize foreign exchange earnings, foster technological upgrading, and support structural transformation (Elhiraika & Mbate, 2014; Giri et al., 2019).

Two key drivers of export diversification that have gained increasing attention are foreign direct investment (FDI) and human capital development. FDI serves as an essential channel for the transfer of advanced technology, managerial expertise, and access to global production networks, which can help host economies move beyond commodity-based exports toward manufactured and knowledge-intensive goods (Albiman et al., 2022; Tadesse & Shukralla, 2013). Yet, the positive impact of FDI is not automatic; it depends critically on the absorptive capacity of the host economy, particularly its level of human capital (Gamariel et al., 2022). Empirical evidence highlights that economies with low human capital struggle to internalize knowledge spillovers and technological know-how associated with foreign investment (Golo, 2023; Mbondo et al., 2023). Conversely, countries that invest in skill formation and education can better adapt and upgrade foreign technologies, fostering innovation and diversification (Lee & Zhang, 2022).

Human capital, in turn, plays a central role not only by enabling domestic technological advancement but also by facilitating the effective utilization and localization of imported know-how (Giri et al., 2019). Endogenous growth theory underscores that the quality, not merely the quantity, of human capital matters for sustainable industrial upgrading (Elhiraika & Mbate, 2014). Highly skilled labor enhances productivity, supports the creation of complex products, and strengthens the competitiveness of exports (Amiri & Amini Dārān, 2018). However, research suggests that the influence of FDI and human capital on export diversification is dynamic rather than static and may follow a nonlinear, threshold-dependent pattern (Gonzalez et al., 2017; Vogel, 2022). In the early stages of development, FDI often acts as the primary catalyst, but as the workforce becomes more skilled, the economy gradually relies less on foreign inputs and more on domestic innovation capacity (Golo, 2023).

Despite extensive literature on the determinants of export diversification globally, there is a clear knowledge gap regarding resource-dependent and oil-exporting economies, especially in the Persian Gulf region (Javāheri et al., 2024). These economies have historically depended on oil and gas revenues, creating structural vulnerabilities and the so-called "resource curse" (Fosu, 2021). While they have attracted considerable FDI inflows, the translation of these investments into a more diversified export base remains uncertain (Luc et al., 2024; Tavasolinia et al., 2024). Most prior domestic studies have used linear econometric models and failed to capture potential threshold effects of human capital (Motash Yārahmadī et al., 2021; Shahrāzī et al., 2018).

This study addresses this gap by applying an advanced nonlinear econometric approach—Panel Smooth Transition Regression (PSTR)—to examine how FDI and human capital interact to shape export diversification across Persian Gulf countries.

## Methods and Materials

This applied econometric study employed annual panel data for eight Persian Gulf countries—Iran, Iraq, Saudi Arabia, Oman, Qatar, Kuwait, Bahrain, and the United Arab Emirates—covering the period from 2000 to 2022. Export diversification was measured using the Herfindahl index, where lower values represent higher diversification. The core explanatory variables were FDI inflows and human capital, with human capital operationalized through gross secondary enrollment rates as a proxy for workforce skill accumulation. Control variables included real per capita income (GDP per capita), trade openness, infrastructure quality, institutional quality, financial development, and natural resource rents.

The study applied the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) technique, a nonlinear econometric model capable of detecting threshold-dependent relationships and regime shifts. Model specification followed the framework of Gonzalez et al. (2017), allowing the coefficients of FDI to vary across regimes defined by human capital levels. The threshold level and transition speed parameters were estimated through nonlinear least squares after confirming nonlinearity via statistical tests. Model adequacy and residual diagnostics were carefully assessed to ensure robust results.

## Findings

The analysis revealed a nonlinear and human-capital-dependent relationship between FDI and export diversification. The estimated human capital threshold was identified at 4.85. Below this threshold, FDI exerted a strong and statistically significant positive impact on export diversification, acting as a key driver of structural transformation and expansion of the export base. However, once human capital surpassed the 4.85 threshold, the effect of FDI weakened and became statistically insignificant, while the role of human capital itself became strongly positive and significant.

This shift indicates a developmental transition: in early stages, FDI facilitates entry into new sectors by transferring knowledge and technology; in advanced stages, skilled domestic labor and innovation capacity become the main engines of diversification.

Control variables also showed meaningful patterns. Real per capita income was positively associated with export diversification across both regimes, suggesting that rising domestic demand and purchasing power support economies of scale and industrial upgrading. Trade openness had a consistent and significant positive effect, underscoring the role of global market integration and access to foreign inputs in expanding the export mix.

In contrast, natural resource rents demonstrated a persistent and negative effect on diversification, confirming the resource curse hypothesis even when human capital levels were high. This indicates that dependence on oil and gas revenues discourages investment in non-resource sectors and perpetuates concentration risk.

Furthermore, infrastructure development and institutional quality showed stable and significant positive effects across all stages of development. Improved logistics, transport networks, and institutional efficiency reduce transaction costs, encourage industrial diversification, and attract knowledge-intensive FDI. Meanwhile, financial development did not show a consistently significant relationship, suggesting that broader structural and policy reforms may be needed to translate financial capacity into export diversification outcomes.

## Discussion and Conclusion

The study provides strong empirical evidence that the relationship between FDI and export diversification is nonlinear and contingent upon the level of human capital. In the early development phase, foreign investment acts as a catalyst by bringing advanced technology, managerial expertise, and access to new markets, but its benefits cannot fully materialize without a

sufficiently skilled workforce. As human capital surpasses the identified threshold, domestic innovation capacity expands, enabling economies to reduce dependence on external capital and generate diversified, competitive exports from within.

This finding aligns with the growing consensus in the literature that absorptive capacity determines the effectiveness of FDI. Similar threshold effects have been reported in African contexts, where economies with higher education and skill levels convert FDI into diversified and sophisticated exports more effectively (Golo, 2023; Mbondo et al., 2023). It also echoes (Vogel, 2022) and (Gonzalez et al., 2017), who argue that ignoring nonlinearity leads to underestimating the role of human capital in shaping long-term development dynamics.

The positive and persistent effects of trade openness and income growth reaffirm the importance of macroeconomic stability and market integration for supporting export transformation (Albiman et al., 2022; Azizi et al., 2018). Conversely, the enduring negative influence of natural resource rents underscores the structural constraints faced by oil-dependent economies and highlights the urgent need for resource revenue management strategies to avoid rent-seeking and Dutch disease effects (Fosu, 2021).

The results also emphasize that infrastructure and governance quality are critical enabling conditions. Strong transport systems and transparent, efficient institutions amplify both the benefits of FDI and the innovative potential of domestic firms (Mansourlakouraj et al., 2024; Marjanović, 2024; Rehman & Sohag, 2023). This suggests that a comprehensive diversification strategy must integrate investment in human capital with institutional reforms and infrastructure upgrades.

For policy makers in the Persian Gulf region, these findings suggest a phased and adaptive strategy for export diversification. Early-stage economies should prioritize targeted attraction of FDI in sectors with strong technology transfer potential, supported by trade liberalization and infrastructure development. As human capital accumulates and crosses the identified threshold, the focus should shift toward enhancing the quality of education, fostering research and development, and supporting domestic innovation ecosystems to achieve long-term export resilience.

Ultimately, the study contributes to a deeper understanding of how FDI and human capital interact in shaping export diversification trajectories in resource-rich economies. By identifying a quantifiable human capital threshold, it provides actionable insights for designing evidence-based industrial and education policies. This approach can help countries transition from resource dependency to sustainable, innovation-driven growth while mitigating external vulnerabilities and positioning themselves competitively in global markets.

#### **Authors' Contributions**

Authors equally contributed to this article.

#### **Acknowledgments**

Authors thank all participants who participate in this study.

#### **Declaration of Interest**

The authors report no conflict of interest.

#### **Funding**

According to the authors, this article has no financial support.

**Ethical Considerations**

All procedures performed in this study were under the ethical standards.

## بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌انسانی بر متنوع‌سازی صادرات: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

**تاریخچه مقاله**



تاریخ دریافت: ۱۰ تیر ۱۴۰۴  
تاریخ بازنگری: ۲۸ مهر ۱۴۰۴  
تاریخ پذیرش: ۶ آبان ۱۴۰۴  
تاریخ چاپ اولیه: ۶ آبان ۱۴۰۴  
تاریخ چاپ نهایی: ۱ تیر ۱۴۰۵

۱. خلدون عبدالله خلف<sup>1</sup>: دانشجوی دکتری گروه علوم اقتصادی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران

۲. سعید دائی کریم زاده<sup>2</sup>: دانشیار گروه علوم اقتصادی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. ایمیل: [saeedkarimzade@iau.ac.ir](mailto:saeedkarimzade@iau.ac.ir) (نویسنده مسئول)

۳. عبدالرزاق حمد حسین<sup>3</sup>: استادیار گروه مدیریت و اقتصاد، دانشکده علوم اقتصاد، دانشگاه تکریت، صلاح الدین، عراق

۴. سارا قبادی<sup>4</sup>: دانشیار گروه علوم اقتصادی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران

### چکیده

هدف پژوهش حاضر تحلیل نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌انسانی در متنوع‌سازی صادرات کشورهای حوزه خلیج فارس با تأکید بر اثر آستانه‌ای سرمایه‌انسانی است. این مطالعه به‌صورت کاربردی و با رویکرد اقتصادسنجی انجام شد. داده‌های هشت کشور ایران، عراق، عربستان سعودی، عمان، قطر، کویت، بحرین و امارات برای دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ گردآوری و از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) برای شناسایی وجود و سطح آستانه‌ای سرمایه‌انسانی در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و متنوع‌سازی صادرات استفاده شد. متغیرهای کنترلی شامل درآمد سرانه حقیقی، بازبودن تجاری، زیرساخت‌ها، کیفیت نهادی، توسعه مالی و رانت منابع طبیعی در مدل وارد گردیدند. نتایج نشان داد رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌انسانی با متنوع‌سازی صادرات غیرخطی و وابسته به سطح سرمایه‌انسانی است. سطح آستانه سرمایه‌انسانی معادل ۸۵/۴ شناسایی شد. در سطوح پایین‌تر از این آستانه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی محرک اصلی تنوع صادراتی بود، اما پس از عبور از آستانه، نقش آن کم‌رنگ و اثر سرمایه‌انسانی مثبت و معنادار شد. همچنین درآمد سرانه حقیقی، بازبودن تجاری، زیرساخت‌ها و کیفیت نهادی در هر دو رژیم اثر مثبت داشتند؛ در حالی که رانت منابع طبیعی اثر منفی و پایدار نشان داد. برای دستیابی به اقتصاد صادراتی متنوع، کشورها باید رویکردی مرحله‌ای اتخاذ کنند؛ در مراحل اولیه بر جذب هدفمند سرمایه‌گذاری خارجی تمرکز کنند و در مراحل پیشرفته با ارتقای کیفی سرمایه‌انسانی، اتکای بلندمدت بر ظرفیت‌های داخلی و نوآوری را تقویت نمایند.

**کلیدواژه‌گان:** سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌انسانی، سطح آستانه، متنوع‌سازی صادرات، رگرسیون انتقال ملایم پانلی.

**شبهه استناددهی:** خلف، خلدون عبدالله، دائی کریم زاده، سعید، حمد حسین، عبدالرزاق، و قبادی، سارا. (۱۴۰۵). بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌انسانی بر متنوع‌سازی صادرات: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR). *حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی*، ۴(۲)، ۱۷-۱.



تنوع بخشی صادرات از مهم ترین راهبردهای کشورهای درحال توسعه برای کاهش نوسانات اقتصادی و دستیابی به رشد پایدار محسوب می شود. وابستگی بیش از حد به صادرات چند محصول محدود، اقتصاد کشورها را در برابر شوک های خارجی و نوسانات قیمت کالاهای اولیه آسیب پذیر می سازد و ثبات رشد اقتصادی را تهدید می کند (Azizi et al., 2018). ادبیات اقتصادی نشان داده است که هرچه سبد صادراتی یک کشور متنوع تر باشد، نوسانات درآمدهای ارزی کاهش می یابد، ثبات نرخ رشد اقتصادی تقویت می شود و امکان حرکت به سوی تولیدات پیچیده و مبتنی بر فناوری فراهم می گردد (Mohammadi & Fekari Sardehā'i, 2015). به همین دلیل، تنوع صادراتی به عنوان شاخصی از توسعه ساختاری و ظرفیت رقابت پذیری اقتصاد مورد توجه محققان و سیاست گذاران است (Vakataki'Ofa et al., 2016).

یکی از عوامل کلیدی در تبیین تفاوت های کشورها در مسیر متنوع سازی صادرات، سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI) و سرمایه انسانی است. سرمایه گذاری مستقیم خارجی با انتقال فناوری های نو، دسترسی به شبکه های تولید جهانی، بهبود استانداردهای تولید و ارتقای ظرفیت یادگیری بنگاه های داخلی، توان صادراتی کشور میزبان را تقویت می کند (Tadesse & Shukralla, 2013). مطالعات نشان می دهد که ورود سرمایه خارجی می تواند موجب تکمیل پس انداز داخلی، تسهیل ادغام در زنجیره ارزش جهانی و افزایش قابلیت تولید محصولات جدید شود (Gamariel, 2022 #294163; Albiman et al., 2022). با این حال، اثر مثبت FDI شرطی است و لزوماً در تمام سطوح توسعه اقتصادی و سرمایه انسانی اتفاق نمی افتد. شواهد تجربی در کشورهای آفریقایی نشان داده است که تنها اقتصادهایی که از حد مشخصی از سرمایه انسانی عبور کرده اند می توانند بیشترین منافع فناوری و یادگیری را از سرمایه گذاری خارجی جذب کنند (Mbondo, 2023 #294141; Golo, 2023).

از سوی دیگر، سرمایه انسانی به عنوان پیشران نوآوری و جذب فناوری نقشی بنیادی در متنوع سازی صادرات دارد. نظریه رشد درونزا تأکید می کند که کیفیت و مهارت نیروی کار نه تنها به خلق فناوری های جدید کمک می کند، بلکه توانایی استفاده و بومی سازی دانش منتقل شده از طریق سرمایه گذاری خارجی را افزایش می دهد (Giri et al., 2019). کشورهایی که به سطح معینی از تحصیلات و مهارت رسیده اند، قادرند از طریق بهبود بهره وری و ارتقای کیفیت محصولات، سبد صادراتی خود را توسعه دهند (Elhiraika & Lee, 2022 #294145; Mbate, 2014). این موضوع در تجربه کشورهای شرق آسیا بارها تأیید شده است، جایی که انباشت سرمایه انسانی، موتور اصلی گذار از صادرات کالاهای اولیه به محصولات صنعتی و فناورانه بوده است (Javāheri et al., 2024).

با وجود اهمیت نظری این دو عامل، یافته های تجربی درباره ماهیت و شدت تأثیر آنها متناقض است. برخی مطالعات در کشورهای در حال توسعه نشان داده اند که در مراحل ابتدایی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی مهم ترین نیروی محرک برای متنوع سازی صادرات است، در حالی که با بلوغ سرمایه انسانی و ارتقای ظرفیت داخلی، اثر FDI کاهش می یابد و سرمایه انسانی جایگزین نقش محرک می شود (Vogel, 2022 #294122; Golo, 2023). به بیان دیگر، رابطه ای غیرخطی و آستانه ای میان FDI و سرمایه انسانی در فرایند تنوع صادراتی وجود دارد که در مدل های خطی کلاسیک قابل شناسایی نیست (Gonzalez et al., 2017).

تحقیقات اخیر از رهیافت های پیشرفته اقتصادسنجی مانند رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) برای بررسی این پویایی پیچیده استفاده کرده اند. این روش امکان مدل سازی رفتارهای متفاوت متغیرها در دو یا چند رژیم را فراهم می کند و برای تحلیل اثر آستانه ای سرمایه انسانی بسیار مناسب است (Golo, 2023; Rehman & Sohag, 2023) #294160. به کمک این مدل می توان تعیین کرد که در چه سطحی از سرمایه انسانی، نقش FDI از محرک اصلی به عامل فرعی تغییر می کند و در مقابل، سرمایه انسانی جایگزین نیروی محرکه می شود.

اهمیت دیگر متنوع سازی صادرات در پیوند آن با سایر شاخص های توسعه اقتصادی نهفته است. افزایش تنوع صادراتی می تواند نوسانات ناشی از رانت منابع طبیعی را کاهش دهد و از دام «نفرین منابع» رهایی یابد (Mohammadi, 2015 #294139; Fosu, 2021). این امر به ویژه در کشورهای حوزه خلیج فارس که اقتصادشان به شدت به صادرات نفت و گاز وابسته است، اهمیت دوچندان دارد (Javāheri et al., 2024). با کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی، امکان ثبات بودجه، توسعه بخش خصوصی و خلق فرصت های شغلی پایدار فراهم می شود (Amiri & Amini Dārān, 2018).

زیرساخت‌های حمل‌ونقل و کیفیت نهادی نیز به‌عنوان عوامل تسهیل‌گر نقش کلیدی در استفاده از مزایای FDI و توسعه صادراتی دارند. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که دسترسی بهتر به زیرساخت‌ها، هزینه‌های تجارت را کاهش داده و بهره‌برداری از دانش و فناوری وارداتی را آسان‌تر می‌کند (Fosu, 2021 #294167; Rehman & Sohag, 2023). در عین حال، کیفیت حکمرانی، شفافیت و ثبات نهادی از طریق کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و تضمین حقوق مالکیت، زمینه جذب سرمایه خارجی و توسعه صنایع صادرات‌محور را فراهم می‌آورد (Marjanović, 2024 #39689; Mansourlakouraj et al., 2024).

با وجود شواهد گسترده در سطح جهانی، در زمینه کشورهای حوزه خلیج فارس همچنان خلأ مطالعاتی قابل توجهی وجود دارد. این کشورها از یک‌سو حجم بالایی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را جذب می‌کنند و از سوی دیگر، با چالش عبور از اقتصاد تک‌محصولی و وابستگی به نفت مواجه‌اند (Luc, 2024 #120693; Tavasolinia et al., 2024). مطالعات داخلی ایران نیز عموماً یا به اثرات خطی FDI پرداخته‌اند (Motash Yārahmadī et al., 2021) یا تنها به نقش عوامل نهادی و هزینه‌های ورود به بازار توجه کرده‌اند (Shahrāzī et al., 2018) و کمتر از رویکردهای غیرخطی و پویا بهره‌گرفته‌اند.

علاوه بر این، تحولات اخیر در ساختار تجارت جهانی، مانند افزایش اهمیت زنجیره‌های ارزش و فناوری‌های دیجیتال، ضرورت بازنگری در نقش FDI و سرمایه‌انسانی را دوچندان کرده است. کارآفرینان و بنگاه‌های صادرات‌محور در محیطی با رقابت جهانی شدید و تغییرات سریع فناوری نیازمند سطح بالایی از انعطاف و تاب‌آوری هستند (Damoah, 2025 #231459; Singh, 2025). از این رو، تمرکز بر شناسایی سطح بهینه سرمایه‌انسانی برای حداکثرسازی منافع FDI می‌تواند راهنمای سیاست‌گذاران در طراحی نقشه راه توسعه صادرات باشد.

این مطالعه با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) می‌کوشد خلأ پژوهشی موجود را پر کند و تصویری دقیق از رابطه پویا و آستانه‌ای بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌انسانی در فرایند متنوع‌سازی صادرات کشورهای حوزه خلیج فارس ارائه دهد. بدین ترتیب، یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند مبنای سیاست‌گذاری مرحله‌ای و هدفمند برای گذار از اقتصاد تک‌محصولی به اقتصاد متنوع و مقاوم در برابر نوسانات جهانی باشد. هدف این پژوهش شناسایی اثر آستانه‌ای سرمایه‌انسانی در رابطه میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و متنوع‌سازی صادرات و ارائه شواهد تجربی برای سیاست‌گذاری توسعه صادرات در کشورهای حوزه خلیج فارس است.

### روش پژوهش و مواد

در این مطالعه از تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی<sup>۱</sup> (PSTR) استفاده می‌شود. برای این منظور براساس گونزالز و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) و مطالعه کولتیاژ و هارولین<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \hat{B}_0 x_{it} + \hat{B}_1 x_{it} G(q_{it}; \gamma, C) + u_{it} \quad (1)$$

در رابطه (۱) متغیر وابسته،  $y_{it}$  برداری از متغیرهای برون‌زا،  $\mu_i$  اثرات ثابت مقاطع و  $u_{it}$  نیز جمله خطا است که  $i.d.iN(0, \sigma_e^2)$  در نظر گرفته شده است. تابع انتقال  $G(q_{it}; \gamma, C)$  نیز بیانگر یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود و به صورت تابع لاجستیکی زیر تصریح می‌گردد:

$$G(q_{it}; \gamma, C) = (1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right\})^{-1} \quad (2)$$

$$\gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$$

<sup>1</sup> Panel Smooth Transition Regression

<sup>2</sup> Gonzalez et al

<sup>3</sup> Colletaz & Hurlin

## خلف و همکاران

در این تابع،  $\gamma$  پارامتر شیب و بیان کننده سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر و  $q_{it}$  متغیر انتقال یا آستانه‌ای است. همچنین،  $C=(C_1, C_2, \dots, C_m)$  نشان دهنده یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. پارامتر  $m$  نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد.

براساس مطالعه کولتیاژ و هارولین (۲۰۰۶) متغیر انتقال می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریک در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد.

گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بیان کرده‌اند که تابع انتقال به طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای ( $m=1, m=2$ ) است، ویژگی پیوسته و کراندار بودن تابع انتقال بین صفر و یک مورد بحث قرار می‌گیرد. با فرض  $m=1$  یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، در صورتی که  $q_{it} > C$  باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک ( $g=1$ ) دارد و در صورتی که  $q_{it} < C$  باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد ( $g=0$ ). با فرض  $m=2$  در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم شد که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. بدین معنی که برای مقادیر بزرگتر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک ( $g=1$ ) دارد و در غیر این صورت مقدار عددی صفر دارد ( $g=0$ ). بنابراین، در مدل PSTR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته بین دو حالت حدی  $F=0$  و  $F=1$  تغییر می‌یابد.

در نهایت، شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت رابطه (۳) تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} \sum_{j=1}^r [\beta_j x_{it}] G_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (3)$$

که در آن  $r$  بیانگر تعداد توابع انتقال به منظور تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از قبل تعریف شده‌اند. قابل ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) که معادل تخمین زن حداکثر درست‌نمایی (ML) است، برآورد خواهد شد.

مطابق مطالعات گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولتیاژ و هارولین (۲۰۰۶) مراحل تخمین یک مدل PSTR به این ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه بین متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود بین متغیرها انتخاب شود. اگرچه آزمون خطی بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر  $H_0: \gamma = 0$  یا  $H_0: \beta_1 = 0$  انجام شود، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیراستاندارد هستند که برای فائق آمدن بر این مشکل، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولتیاژ و هارولین (۲۰۰۶) تقریب تیلور تابع انتقال  $G(q_{it}; \gamma, C)$  را برحسب پارامتر  $\gamma$  حول مقدار  $\gamma = 0$  پیشنهاد داده‌اند که به صورت رابطه (۴) می‌باشد:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m x_{it} q_{it}^m + u_{it} \quad (4)$$

تحت معادله (۴) فرضیه خطی بودن به صورت  $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_m = 0$  تبدیل می‌شود که رد فرضیه به معنی وجود رابطه غیرخطی است و عدم رد آن تصریح خطی از مدل را پیشنهاد می‌کند. به منظور آزمون این فرضیه به پیروی از کولتیاژ و هارولین (۲۰۰۶) از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد ( $LM_W$ )، ضریب لاگرانژ فیشر ( $LM_F$ ) و نسبت درست‌نمایی (LR) استفاده می‌شود که به وسیله روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$LM_W = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (5)$$

$$LM_F = \frac{[(SSR_0 - SSR_1)/mk]}{[SSR_0/(TN - N - mk)]} \quad (6)$$

$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)] \quad (7)$$

<sup>1</sup> Non-Linear Least Squares

<sup>2</sup> Maximum Likelihood

در معادلات فوق،  $SSR_0$  مجموع مربعات باقیمانده مدل پانلی خطی و  $SSR_1$  مجموع مربعات باقیمانده مدل غیرخطی PSTR است. همچنین،  $T$  دوره زمانی،  $N$  تعداد مقاطع،  $K$  تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل و  $m$  تعداد حدهای آستانه‌ای است.

در صورتی که نتایج بر تبعیت رفتار متغیرها از یک الگوی PSTR دلالت کند، در گام بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب گردد. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون شود. فرآیند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع انتقال دوم مورد آزمون قرار می‌گیرد که به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} \cdot g(q_{it}^{(1)}; \gamma, c) + \beta_{21} x_{it} q_{it}^{(2)} + \dots + \beta_{2m} x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it} \quad (8)$$

آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر  $H_0: \beta_{21} = \dots = \beta_{2m} = 0$  انجام می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی کفایت می‌کند. اما در صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه سه تابع انتقال آزمون شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه یابد. با توجه به ناهمگونی احتمالی سرمایه انسانی در کشورهای در حال توسعه، در مطالعه حاضر وجود سطح آستانه‌ای فرض می‌شود که بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و در نتیجه متنوع‌سازی صادرات اثرگذار است. این موضوع نشان می‌دهد که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر متنوع‌سازی می‌تواند به عوامل خاص کشور، به ویژه سطح سرمایه انسانی بستگی داشته باشد. تحقیقات قبلی تأثیر ثابت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در طول زمان را در سراسر کشورهای نمونه همگن (با توجه به روش‌شناسی مورد استفاده از طریق پانل‌های کلاسیک) فرض کرده‌اند. اما، با توجه به اینکه بهبود در سطح سرمایه انسانی می‌تواند مزایای مرتبط با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تشدید کند، مناسب است فرض شود که این تأثیر ثابت نیست، بلکه در بین کشورها و/یا در طول زمان متغیر است. این استدلال‌ها باعث می‌شود تا با پیروی از جود و لویژ<sup>1</sup> (۲۰۱۷)، یک مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) اتخاذ گردد.

بنابراین، با در نظر گرفتن شاخص سرمایه انسانی به عنوان یک متغیر انتقال، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$ED_{i,t} = \mu_i + \beta_0 FDI_{it} + \beta_1 FDI_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \alpha X_{it} + u_{it} \quad (9)$$

که در آن:

$i$ : کشور،  $t$ : دوره زمانی،  $ED$ : متنوع‌سازی صادرات،  $FDI$ : سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور  $i$  در دوره  $t$ ،  $X_{it}$ : مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی کشور  $i$  را در دوره  $t$ ،  $\mu_i$ : اثرات ثابت فردی و  $u_{it}$  جمله خطا است. نقش متغیر انتقال برای سرمایه انسانی (در این مطالعه از درصد ثبت نام ناخالص در مقطع متوسطه استفاده شده است) است که عدم وجود آن را در معادله اصلی توضیح می‌دهد. این موضوع باید به جلوگیری از مشکلات علیت معکوس و همچنین همبستگی بین سرمایه انسانی و سایر متغیرهایی که ممکن است تنوع صادرات را توضیح دهد، کمک کند.

شایان ذکر است که برای متنوع‌سازی صادرات از شاخص هرفیندال  $DI_{it}^{HF} = \sum_i S_{it}^2$  استفاده می‌شود که در آن  $DI$  نشان‌دهنده شاخص  $S$  سهم صادرات کالای  $i$  از کل صادرات در زمان  $t$  است. در این شاخص تمامی بخش‌های صادراتی محاسبه می‌شوند و سهم آن‌ها از کل صادرات به توان دو می‌رسند.

همچنین به پیروی از مطالعات گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، فوکوا، هورلین و راباود<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) تابع انتقال یک تابع پیوسته از متغیر انتقال  $q_{it}$  بین صفر و یک است.

$$\gamma > 0, g(q_{i,t-1}; \gamma, \theta) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j))]^{-1} \quad (10)$$

$\gamma > 0$  و  $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$  جایی که  $\gamma$  شیب تابع انتقال و  $c = (c_1, \dots, c_m)$  یک بردار  $m$  بعدی از پارامترهای آستانه است. برای  $m=1$  یک آستانه سرمایه انسانی وجود دارد که در سویی دیگر، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر متنوع‌سازی صادرات غیرخطی است. این اثر غیرخطی با زنجیره‌ای از پارامترها بین دو رژیم نشان داده می‌شود.

<sup>1</sup> Jude and Leveigue

<sup>2</sup> Fouquau, Hurlin, and Rabaud

رژیم اول مربوط به  $g=0$  است و با مقادیر پایین  $q_{it}$  مرتبط است در حالی که رژیم دوم مربوط به  $g=1$  است و با مقادیر بالای  $q_{it}$  مرتبط است. بنابراین، هنگامی که  $q_{it}$  افزایش می‌یابد، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از  $\beta_0 + \beta_1$  به دنبال یک انتقال ملایم حول مقدار  $c$  از  $q_{it}$  تکامل می‌یابد. بین دو حالت رژیم، کشش متنوع‌سازی با توجه به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای کشور  $i$  در دوره  $t$  به عنوان میانگین وزنی پارامترهای  $\beta_0$  و  $\beta_1$  تعریف می‌شود:

$$\frac{\partial ED_{it}}{\partial FDI_i} = \beta_0 + \beta_1 * g(q_{it}; \gamma, c) \quad (11)$$

تخمین پارامترها در سه مرحله انجام می‌شود؛ اولین مرحله انجام آزمایش خطی بودن است که شامل بررسی این است که آیا پیوند بین متنوع‌سازی صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به اندازه کافی توسط یک مدل پانل استاندارد (پانل خطی) یا یک PSTR بدست آید یا خیر. بنابراین، فرضیه صفر یک مدل پانل خطی ( $H_0: \gamma = 0$ ) در برابر فرضیه جایگزین مدل PSTR ( $H_1$ ) با حداقل یک آستانه یا دو رژیم آزمایش می‌شود. علاوه بر این، رد فرضیه خطی بودن ( $H_0$ ) در مقابل  $H_1$  امکان انتخاب متغیرهای انتقال مناسب از مجموعه‌ای از نامزدهای نظری را فراهم می‌کند. برای دور زدن این مشکل شناسایی، یک رگرسیون کمکی با جایگزینی تابع انتقال  $g(q_{it}; \gamma, c)$  با تقریب مرتبه اول تیلور در اطراف  $\gamma = 0$  ایجاد می‌شود که منجر به رگرسیون کمکی زیر می‌شود:

$$ED_{it} = \mu_i + \beta_0^* Z_{i,t} + \beta_1^* Z_{i,t} q_{it} + \dots + \beta_m^* Z_{i,t} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (12)$$

پارامترهای  $\beta_0^* \dots \beta_m^*$  متناسب با  $\gamma$  و  $u_{it}^* = u_{it} + R_m \beta_1 Z_{i,t}$  همراه  $R_m$  که نشان‌دهنده باقی‌مانده بسط تیلور است.  $Z_{i,t}$  مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی است که شامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور  $i$  در دوره  $t$  می‌باشد. فرضیه  $H_0: \gamma = 0$  در مقابل فرضیه  $H_0: \beta_0^* \dots \beta_m^* = 0$  از طریق آزمون LMF فیشر، آزمون LMW والد تست و آزمون نسبت احتمال LRT آزمون می‌شود که آمار مرتبط به شرح زیر است:

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / k}{SSR_0 / (TN - N - K)} \quad H_0 \rightarrow F(K, TN - N - K) \quad (13)$$

$$LM_W = \frac{NT(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad H_0 \rightarrow \chi^2(k) \quad (14)$$

$$LRT = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)] \quad H_0 \rightarrow \chi^2(k) \quad (15)$$

$SSR_0$  مجموع مجذور باقیمانده‌های یک مدل خطی با اثرات فردی است،  $SSR_1$  مجموع مربعات باقیمانده‌های معادله کمکی،  $K$  تعداد متغیرهای توضیحی،  $N$  تعداد کشورهای در پانل، و  $T$  تعداد دوره‌ها.

شایان ذکر است که در این مطالعه، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی پیشنهاد شده توسط ادبیات نیز استفاده می‌شود. این متغیرها عبارتند از: درآمد سرانه حقیقی (GDP)، شاخص توسعه مالی (FINDEV)، رانت منابع طبیعی (TNR)، زیرساخت (INFR)، باز بودن تجارت (TRADE) و کیفیت نهادی (IQA).  
پیش از انجام هر آزمونی در اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی دارای اهمیت است. آزمون‌های متعددی همچون پسران، فریدمن<sup>1</sup> و فریز<sup>2</sup> برای تشخیص وابستگی مقاطع ارائه شده است. در این آزمون‌ها فرض صفر حاکی از عدم وجود وابستگی مقاطع (استقلال مقاطع) و فرض مخالف حاکی از وجود وابستگی مقاطع (عدم استقلال مقطعی) است. در صورتی که مقدار احتمال محاسبه شده بیشتر از سطح خطای ۵ درصد باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و مقاطع مستقل از یکدیگر هستند.

<sup>1</sup> Freeze

<sup>2</sup> Fridman

## حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی

در جدول (۱) نتایج آزمون مقطعی پسران ارائه شده است. مطابق با جدول (۱) از آنجایی که مقدار احتمال (۰/۷۶) از ۵ درصد بزرگتر است؛ فرض صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقاطع پذیرفته می‌شود. در نتیجه می‌توان از آزمون لوین، لین و چو برای بررسی مانایی متغیرها استفاده کرد.

### جدول ۱. نتایج آزمون مقطعی پسران

مقدار آماره	احتمال	نتیجه
۰/۰۳	۰/۷۶	تأیید عدم وجود وابستگی مقاطع

در مرحله بعد و پیش از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها، مورد آزمون قرار گیرد. زیرا نامانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. لذا به منظور حصول اطمینان از ساختگی نبودن رگرسیون، مانایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین، لین و چو مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. در آزمون مانایی لوین، لین و چو، فرضیه صفر بیانگر وجود ریشه واحد متغیر تحت بررسی (نامانایی) و فرضیه مخالف بیانگر عدم وجود ریشه واحد (مانایی) است. در صورتی که مقدار احتمال از ۵ درصد بیشتر باشد فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و متغیر مربوطه نامانا خواهد بود.

نتایج آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. جدول (۲) حاکی از آن است که تمام متغیرها در سطح مانا هستند زیرا مقدار احتمال از ۵ درصد کوچکتر است.

### جدول ۲. نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل تحقیق

متغیر	نماد	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
متنوع‌سازی صادرات	ED	-۲/۱۲	۰/۰۱	مانا
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	-۳/۲۱	۰/۰۰	مانا
سرمایه انسانی	HUK	-۲/۲۰	۰/۰۱	مانا
درآمد سرانه حقیقی	GDP	-۲/۳۵	۰/۰۰	مانا
شاخص توسعه مالی	FINDEV	-۲/۱۲	۰/۰۱	مانا
رانت منابع طبیعی	TNR	-۲/۱۶	۰/۰۱	مانا
زیرساخت	INFR	-۲/۶۵	۰/۰۰	مانا
شاخص بازبودن تجارت	TRADE	-۳/۲۶	۰/۰۰	مانا
کیفیت نهادی	IQA	-۱/۸۲	۰/۰۳	مانا

شرط استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) اطمینان از غیرخطی بودن مدل است. بدین ترتیب آزمون تشخیص خطی یا غیرخطی بودن مدل با فرضیه صفر خطی بودن مدل و فرضیه مخالف، غیرخطی بودن مدل انجام می‌شود. در صورتی که احتمال آماره از ۵ درصد کوچکتر باشد، فرضیه خطی بودن رد می‌شود و فرضیه مخالف مبنی بر غیرخطی بودن مدل پذیرفته می‌شود. نتایج مربوط به آزمون تشخیص خطی بودن مدل در جدول (۳) منعکس شده است.

مطابق با جدول (۳)، آماره LR برای تشخیص خطی بودن مدل در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد حاکی از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل است و باید از مدل غیرخطی برای تحلیل این ارتباط استفاده کرد.

### جدول ۳. نتایج آزمون خطی بودن مدل

آماره LR	احتمال	نتیجه
۲/۷۰	۰/۰۰	غیر خطی بودن مدل

پس از اطمینان از غیرخطی بودن مدل، لازم است که به تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای پرداخته شود. براساس پیشنهاد کولیناز و هارولین (۲۰۰۶) مدل در دو حالت وجود یک حد آستانه‌ای و وجود دو حد آستانه‌ای تخمین زده می‌شود. سپس در هر یک از این حالات مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین با

## خلف و همکاران

یکدیگر مقایسه می‌شود و مدلی که دارای مقدار آماره کوچکتری است پذیرفته می‌شود. در صورتی که نتایج معیارهای آکائیک و شوارتز با یکدیگر یکسان نباشد، بهتر است معیار شوارتز بیزین ملاک انتخاب قرار بگیرد.

نتایج آزمون تعیین تعداد حدهای آستانه‌ای در جدول (۴) منعکس شده است. جدول (۴) بیانگر آن است که مدل با وجود یک حد آستانه از معیار آکائیک و شوارتز- بیزین کوچکتری نسبت به مدل دارای یک حد آستانه برخوردار است. بنابراین مدل با وجود یک حد آستانه کارایی بیشتری دارد.

جدول ۴. نتایج آزمون تعیین تعداد حدهای آستانه‌ای

تعداد حد آستانه	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز بیزین
۱	۰/۷۷۱	-۴۸۹/۲۵	-۴۵۳/۸۹
۲	۰/۶۶۷	-۴۹۶/۸۵	-۴۵۵/۰۶

## یافته‌ها

نتایج حاصل از برآورد مدل با یک حد آستانه و دو رژیم حدی در جدول (۵) منعکس شده است. جدول (۵) گویای آن است که:

- مقدار حد آستانه متغیر انتقال سرمایه انسانی برابر با ۸۵/۴ و شیب تابع انتقال که سرعت انتقال از رژیم اول به رژیم دوم را نشان می‌دهد برابر با ۰/۵۷ است. ضریب برآوردی سرمایه انسانی در رژیم اول (قبل از رسیدن این متغیر به حد آستانه خود) برابر با ۰/۰۰۸ است که از لحاظ آماری معنادار نیست و در رژیم دوم (بعد از عبور این متغیر از حد آستانه خود) برابر با ۰/۰۰۲ است. به عبارت دیگر، سرمایه انسانی در رژیم دوم اثر مثبت و معنی‌داری بر متنوع‌سازی صادرات دارد. ضریب برآوردی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رژیم اول (قبل از رسیدن این متغیر به حد آستانه خود) اثری مثبت و معنادار است. این درحالی است که در رژیم دوم (بعد از عبور این متغیر از حد آستانه خود) ضریب برآوردی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برابر ۰/۰۰۱ است که از لحاظ آماری معنادار نیست.

- ضرایب متغیرهای کنترلی موجود در مدل همچون درآمد سرانه حقیقی، شاخص بازبودن تجارت، زیرساخت و کیفیت نهادی اثر مثبت و معناداری بر متنوع‌سازی صادرات دارند؛ درحالی‌که رانت منابع طبیعی اثر معکوس و معناداری بر متنوع‌سازی صادرات دارد.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل به روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

متغیرهای آستانه‌ای						
نام متغیر	نماد	ضریب	آماره	احتمال	بخش خطی (رژیم اول)	بخش غیر خطی (رژیم دوم)
سرمایه انسانی	HUK	۰/۰۰۰۸	۰/۷۹	۰/۴۲	احتمال	آماره
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	۰/۰۰۹	۲/۹۷	۰/۰۰	احتمال	ضریب
متغیرهای کنترلی						
نام متغیر	نماد	ضریب	آماره	احتمال	بخش خطی (رژیم اول)	بخش غیر خطی (رژیم دوم)
درآمد سرانه حقیقی	GDP	۰/۰۰۰۷	۲/۵۲	۰/۰۱	احتمال	آماره
شاخص توسعه مالی	FINDEV	۰/۰۰۰۱	۱/۲۳	۰/۲۱	احتمال	ضریب
رانت منابع طبیعی	TNR	-۰/۰۰۸	-۲/۴۳	۰/۰۱	احتمال	آماره
زیرساخت	INFR	۰/۰۰۶	۴/۲۰	۰/۰۰	احتمال	ضریب
شاخص بازبودن تجارت	TRADE	۰/۰۰۴	۶/۵۲	۰/۰۰	احتمال	آماره
کیفیت نهادی	IQA	۰/۰۰۳	۲/۰۴	۰/۰۴	احتمال	ضریب
مقدار حد آستانه‌ای متغیر انتقال سرمایه انسانی =	۸۵/۴	شیب تابع انتقال =	۰/۵۷			

پس از برآورد مدل به روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) لازم است از عدم وجود رابطه غیرخطی اضافه در اجزای باقیمانده یا به عبارتی اجزای اخلاص اطمینان حاصل کرد. فرضیه صفر این آزمون دال بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در اجزای خطا دارد و فرضیه مخالف بر وجود رابطه غیرخطی اضافی در اجزای خطا دلالت دارد. نتایج این آزمون در جدول (۶) منعکس شده است.

مطابق با نتایج جدول (۶)، با توجه به اینکه احتمال آماره F از ۵ درصد بزرگتر است، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافه در اجزای خطا رد نمی‌شود. بدین ترتیب می‌توان از صحت مدل برآورد شده مطمئن بود.

جدول ۶. نتایج آزمون رابطه غیرخطی اضافه در جزء خطا

آماره F	احتمال	نتیجه
۲/۴۵	۰/۰۸	عدم وجود رابطه غیرخطی اضافه در اجزای خطا

### بحث و نتیجه‌گیری

نتایج این مطالعه نشان داد که رابطه میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و سرمایه‌انسانی با متنوع‌سازی صادرات در کشورهای حوزه خلیج فارس از الگوی غیرخطی و آستانه‌ای تبعیت می‌کند. بر اساس برآورد مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)، سطح آستانه سرمایه‌انسانی معادل ۸۵/۴ شناسایی شد. در سطوح پایین‌تر از این آستانه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت و معناداری بر متنوع‌سازی صادرات دارد، در حالی که با عبور از این سطح، نقش FDI تضعیف شده و سرمایه‌انسانی به عامل کلیدی و تعیین‌کننده در گسترش سبب صادراتی تبدیل می‌شود.

این یافته در درجه نخست نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مراحل ابتدایی توسعه اقتصادی به‌عنوان یک کاتالیزور عمل می‌کند و از طریق انتقال فناوری، بهبود مهارت‌های مدیریتی و دسترسی به بازارهای جهانی، امکان ورود کشورها به صنایع و محصولات جدید را فراهم می‌سازد (Albiman, Tadesse & Shukralla, 2013). اما این اثر مشروط به ظرفیت داخلی برای جذب و بومی‌سازی فناوری است. چنانچه سطح سرمایه‌انسانی از حد مشخصی پایین‌تر باشد، اثرات سرریز فناوری و نوآوری FDI محدود باقی می‌ماند (Gamariel et al., 2022). در همین راستا، مطالعه حاضر همسو با یافته‌های (Golo, 2023) و (Mbondo et al., 2023) نشان می‌دهد که پس از عبور از آستانه‌ای کیفی در سرمایه‌انسانی، توان داخلی برای نوآوری، یادگیری سازمانی و توسعه تولیدات پیچیده‌تر افزایش یافته و نقش FDI به‌عنوان موتور اصلی تنوع‌کاهش می‌یابد.

افزایش اهمیت سرمایه‌انسانی در سطوح بالاتر از آستانه، بیانگر آن است که کیفیت نیروی کار بیش از کمیت آن اهمیت دارد. انباشت مهارت‌های تخصصی، توسعه آموزش عالی و مهارت‌محوری، و ایجاد پیوند مؤثر بین دانشگاه و صنعت، به بنگاه‌ها امکان می‌دهد تا فناوری‌های وارداتی را نه تنها به کار گیرند بلکه آن‌ها را ارتقا دهند و در محصولات جدید بومی‌سازی کنند (Giri, 2019 #294161; Elhiraika & Mbate, 2014). این نتیجه با مسیر توسعه شرق آسیا همخوان است، جایی که سرمایه‌انسانی ماهر عامل اصلی جهش به سمت صادرات صنعتی و فناورانه بود (Lee & Zhang, 2022). همچنین، شواهد داخلی نیز اهمیت سطح کیفی سرمایه‌انسانی را تأیید می‌کند؛ به‌طور مثال، (Amiri & Amini Dārān, 2018) نشان داد که سرمایه‌انسانی توانسته در کنار عوامل مالی و نهادی، نقشی تعیین‌کننده در گسترش صادرات صنعتی ایران ایفا کند.

یافته‌های مطالعه حاضر همچنین تأکید می‌کند که اثرات مثبت FDI دائمی نیست و با بلوغ ظرفیت‌های داخلی کاهش می‌یابد. این امر نشان‌دهنده انتقال تدریجی موتور محرکه توسعه از سرمایه‌خارجی به سرمایه‌داخلی و نوآوری بومی است. هم‌راستا با این یافته، (Vogel, 2022) بیان می‌کند که اقتصادهای آفریقایی پس از ارتقای سطح مهارت نیروی کار، کمتر به سرمایه‌گذاری خارجی برای تنوع‌صادراتی وابسته هستند و بیش‌تر از ظرفیت نوآوری داخلی بهره می‌برند. همین‌الگو در مطالعه (Gonzalez et al., 2017) نیز از منظر نظری تأیید شده است که تأثیر FDI بر تنوع‌صادراتی با رسیدن به آستانه‌ای از سرمایه‌انسانی تغییر جهت می‌دهد.

متغیرهای کنترلی نیز یافته‌های مهمی ارائه کردند. درآمد سرانه حقیقی اثر مثبت و معناداری بر متنوع‌سازی صادرات داشت. این نتیجه نشان می‌دهد که رشد درآمد داخلی، علاوه بر گسترش تقاضا برای محصولات متنوع در بازار داخلی، به تولیدکنندگان امکان دستیابی به صرفه‌های مقیاس و ارتقای کیفیت را می‌دهد و زمینه حضور در بازارهای

صادراتی را تقویت می‌کند (Mohammadi, 2015 #294139; Azizi et al., 2018). بازبودن تجاری نیز به‌طور معناداری مثبت بود و نشان داد که ادغام در اقتصاد جهانی، دسترسی به نهاده‌ها و فناوری را تسهیل و یادگیری از رقبا را ممکن می‌سازد (Vakataki'Ofa, 2016 #294123; Albiman et al., 2022). این یافته با نتایج (Giri et al., 2019) همخوان است که تأکید می‌کند کاهش موانع تجاری می‌تواند حتی پیش از عبور از آستانه سرمایه انسانی، به تنوع صادرات کمک کند.

در مقابل، رانت منابع طبیعی اثر منفی و بازدارنده‌ای داشت. این نتیجه از «فرضیه نفرین منابع» حمایت می‌کند و نشان می‌دهد وابستگی به درآمدهای نفتی حتی در سطوح بالای سرمایه انسانی نیز می‌تواند انگیزه توسعه صنایع جدید را کاهش دهد و ساختار اقتصادی را تک‌محصولی نگه دارد (Mohammadi, 2015 #294139; Fosu, 2021). این یافته هشدار است برای کشورهای حوزه خلیج فارس که برای دستیابی به اقتصاد متنوع باید مدیریت هوشمندانه درآمدهای منابع طبیعی و کاهش اتکای بودجه‌ای به آنها را در اولویت قرار دهند.

از سوی دیگر، زیرساخت و کیفیت نهادی اثر مثبت و پایدار نشان دادند. زیرساخت‌های حمل‌ونقل و لجستیک، با کاهش هزینه‌های مبادله و تسهیل دسترسی به بازارهای بین‌المللی، بستر لازم برای ورود محصولات جدید به تجارت جهانی را فراهم می‌کنند (Fosu, 2021 #294167; Rehman & Sohag, 2023). همچنین کیفیت نهادی با کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، حمایت از حقوق مالکیت و ارتقای شفافیت، می‌تواند اثرات مثبت FDI را تقویت و مسیر تنوع صادراتی را هموار کند (Mansourlakouraj et al., 2024 #39689; Marjanović, 2024). این نتایج بیان می‌کند که علاوه بر ارتقای سرمایه انسانی، اصلاحات نهادی و توسعه زیرساخت نیز اجزای کلیدی راهبردهای تنوع صادراتی هستند.

مطالعات داخلی نیز یافته‌های این پژوهش را تأیید می‌کنند. به‌عنوان نمونه، (Motash Yārahmadī et al., 2021) نشان داده است که هزینه‌های ورود به بازار و ضعف نهادی از عوامل محدودکننده تنوع صادراتی ایران بوده و بهبود محیط نهادی و زیرساختی می‌تواند مسیر تنوع‌بخشی را تقویت کند. همچنین، (Shahrāzī et al., 2018) در ارتباط پویای سرمایه‌گذاری مستقیم خارج از کشور و صادرات به این نتیجه رسید که روابط بین FDI و تنوع صادراتی پیچیده و مرحله‌ای است و تحلیل‌های خطی قادر به شناسایی این پویایی نیستند.

نتیجه مهم دیگر مطالعه حاضر این است که سیاست‌های توسعه صادرات باید مرحله‌ای و انعطاف‌پذیر باشند. در مراحل ابتدایی، تمرکز بر جذب هدفمند FDI و فراهم کردن شرایط مناسب برای انتقال فناوری ضروری است. اما در مراحل پیشرفته، ارتقای کیفیت سرمایه انسانی، بهبود نوآوری داخلی، و تقویت نظام‌های تحقیق و توسعه، کلید رهایی از وابستگی به سرمایه خارجی و دستیابی به اقتصاد مقاوم و متنوع است (Elhiraika, 2014 #294172; Golo, 2023). این پیامد برای کشورهای حوزه خلیج فارس که در مرحله گذار از اقتصاد منبع‌محور به اقتصاد دانش‌بنیان هستند، اهمیت راهبردی دارد.

این مطالعه با وجود ارائه یافته‌های نوآورانه، محدودیت‌هایی دارد. نخست، داده‌های مورد استفاده محدود به کشورهای حوزه خلیج فارس و دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ بود؛ بنابراین تعمیم نتایج به دیگر مناطق جغرافیایی یا دوره‌های زمانی متفاوت نیازمند احتیاط است. دوم، اگرچه مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) قدرت بالایی در شناسایی روابط غیرخطی دارد، اما همچنان برخی عوامل کیفی نظیر تغییرات سیاسی، ثبات اجتماعی و سیاست‌های حمایتی صنعتی به‌طور مستقیم وارد مدل نشده‌اند. سوم، متغیر سرمایه انسانی بر اساس شاخص ثبت‌نام تحصیلی تعریف شد که نمی‌تواند تمام ابعاد کیفی مهارت و نوآوری را پوشش دهد. چهارم، اثر متقابل متغیرهای ساختاری مانند فناوری‌های دیجیتال و نوآوری صنعتی با FDI و سرمایه انسانی در مدل لحاظ نشده است.

پژوهش‌های آتی می‌توانند با گسترش دامنه جغرافیایی و مقایسه میان مناطق مختلف (آسیای شرقی، آمریکای لاتین و آفریقا) میزان تفاوت در سطح آستانه سرمایه انسانی را بررسی کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود ابعاد پیشرفته‌تری از سرمایه انسانی مانند مهارت‌های دیجیتال، شاخص‌های نوآوری و ظرفیت تحقیق و توسعه وارد مدل شوند. ترکیب مدل PSTR با روش‌های علیتی پیشرفته مانند CS-ARDL یا داده‌های میکرو (شرکت‌محور) می‌تواند تصویری دقیق‌تر از سازوکار انتقال فناوری و نوآوری ارائه دهد. علاوه بر این، مطالعه نقش متغیرهای نهادی جزئی‌تر مانند کیفیت قوانین مالکیت فکری، نظام قضایی و مقررات بازار کار می‌تواند درک کامل‌تری از پویایی تنوع صادراتی فراهم سازد.

سیاست‌گذاران کشورهای حوزه خلیج فارس باید برنامه‌ای مرحله‌ای طراحی کنند که در فاز اول بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی همراه با انتقال فناوری و ارتقای زیرساخت‌های تجارت متمرکز باشد و همزمان پایه‌های نظام آموزش و مهارت‌افزایی تقویت شود. در فاز دوم، با رسیدن به سطح آستانه‌ای سرمایه انسانی، تمرکز سیاست‌ها باید بر ارتقای کیفیت آموزش عالی، توسعه مهارت‌های تخصصی و تقویت نوآوری داخلی باشد. اصلاحات نهادی، تضمین حقوق مالکیت و ایجاد فضای رقابتی سالم، همراه با مدیریت پایدار درآمدهای نفتی، از اقدامات کلیدی برای دستیابی به تنوع صادراتی پایدار به شمار می‌رود.

### مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

### تشکر و قدردانی

از تمامی کسانی که در طی مراحل این پژوهش به ما یاری رساندند تشکر و قدردانی می‌گردد.

### تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد.

### حمایت مالی

این پژوهش حامی مالی نداشته است.

### موازین اخلاقی

در انجام این پژوهش تمامی موازین و اصول اخلاقی رعایت گردیده است.

## References

- Albiman, M. M., Yussuf, H. A., & Hemed, I. M. D. (2022). The Effect of Foreign Direct Investment and Trade Openness on the Firms' Export Competitiveness and Products Diversification Among East African Community Members. In *Trade and Investment in East Africa: Prospects, Challenges and Pathways to Sustainability* (pp. 185-212). Springer Nature Singapore. [https://doi.org/10.1007/978-981-19-4211-2\\_9](https://doi.org/10.1007/978-981-19-4211-2_9)
- Amiri, H., & Amini Dārān, M. (2018). Effective Factors on the Diversification of Iran's Industrial Exports. *Macroeconomics Research Journal*, 13(25), 65-91.
- Azizi, Z., Pedrām, M., & Azizi, P. (2018). The Role of Export Diversification on the Relationship Between Trade Openness and Economic Growth Instability in Selected Developing Countries (1980-2015). *Iranian Economic Research*, 23(77), 107-138.
- Damoah, O. B. O. (2025). The effect of organizational resilience on the survival of SME exporters: The Role Of Entrepreneur Resilience And Environmental Turmoil. *Journal of International Entrepreneurship*, 1-32. <https://doi.org/10.1007/s10843-025-00372-1>
- Elhiraika, A. B., & Mbate, M. M. (2014). Assessing the Determinants of Export Diversification in Africa. *Applied Econometrics and International Development*, 14(1), 147-160.
- Fosu, A. K. (2021). Infrastructure and the impact of foreign direct investment (FDI) on export diversification: Evidence from Africa. *Journal of African Development*, 22(1), 102-123. <https://doi.org/10.5325/jafrideve.22.1.0102>
- Gamariel, G., Bomani, M., Musikavanhu, L., & Juana, J. (2022). Foreign direct investment and export diversification in developing countries. *Risk Governance & Control: Financial Markets & Institutions*, 12(1). <https://doi.org/10.22495/rgcv12i1p6>
- Giri, R., Quayyum, M. S. N., & Yin, R. (2019). *Understanding export diversification: Key drivers and policy implications*. International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781498313087.001>
- Golo, Y. N. (2023). Foreign direct investment, human capital and export diversification in Africa: A panel smooth transition regression (PSTR) model analysis. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 1-26. <https://doi.org/10.1080/09638199.2023.2265496>

- Gonzalez, A., Teräsvirta, T., Van Dijk, D., & Yang, Y. (2017). *Panel smooth transition regression models*.
- Javāherī, B., Mozaffarī, Z., & Mokhtārī Pūr, R. (2024). The Impact of Foreign Direct Investment (FDI) on Employment in Selected Oil-Exporting Countries in the Persian Gulf. *Public Sector Economics Studies*(7), 121-138.
- Lee, D., & Zhang, H. (2022). Export diversification in low-income countries and small states: Do country size and income level matter? *Structural Change and Economic Dynamics*, 60, 250-265. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.11.017>
- Luc, A., Fotue, T., Joseph, P., Ngameni, R., & Poumeni. (2024). Does foreign direct investment promote access to basic services? The case of drinking water in Africa. *African Development Review*. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12743>
- Mansourlakouraj, K., Bakhtiari, S., & Ghobadi, S. (2024). The Role of Good Governance and Human Capital in Attracting Foreign Direct Investment and Economic Growth (Selected Developing Countries). *Investment Knowledge*, 50, 263-286. [http://www.jik-ifea.ir/article\\_22077.html?lang=en](http://www.jik-ifea.ir/article_22077.html?lang=en)
- Marjanović, D. (2024). Legal Environment as a Factor in the Inflow of Foreign Direct Investment: Case of Serbia. *Journal of Eastern European and Central Asian Research (Jeecar)*, 11(3), 478-492. <https://doi.org/10.15549/jeecar.v11i3.1588>
- Mbondi, G. D., Bouwawe, D., & Awoutcha Tchieuizing, R. F. (2023). *Le capital humain est-il important pour la diversification des exportations?: L'expérience des économies d'Afrique Sub-Saharienne (ASS)*.
- Mohammadī, H., & Fekārī Sardehā'ī, B. (2015). The Effects of Institutional Infrastructures and Macroeconomic Variables on Iran's Export Diversity. *Quarterly Journal of Strategic and Macro Policies*, 3(11), 75-94.
- Motash Yārahmadī, M., Rif'at, M., & Tayyibī, K. (2021). Analysis of Factors Affecting Iran's Export Diversification: With Emphasis on the Effect of Domestic and Foreign Market Entry Costs. *Iranian Economic Research*, 26(89), 131-154.
- Rehman, F. U., & Sohag, K. (2023). Does transport infrastructure spur export diversification and sophistication in the G-20 economies? An application of CS-ARDL. *Applied Economics Letters*, 30(14), 1861-1865. <https://doi.org/10.1080/13504851.2022.2083554>
- Shahrāzī, M., Shīrkhodāyī, M., & Sha'bānī Māzū'ī, M. (2018). Investigating the Dynamic Relationship Between Outward Foreign Direct Investment (OFDI) and Exports Using the Pendulum Gravity Model (Case Study: Iran and Selected Developed Countries). *Quarterly Journal of Business Research*(89), 1-34.
- Tadesse, B., & Shukralla, E. K. (2013). The impact of foreign direct investment on horizontal export diversification: empirical evidence. *Applied Economics*, 45(2), 141-159. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.595692>
- Tavasolinia, A., Jafari Samimi, A., & Abrishami, H. (2024). Sensitivity Analysis of Health Indicators to Inflows of Foreign Direct Investment. *Journal of Econometric Modeling*(33), 164-189.
- Vakataki'Ofa, S., Spence, M., Mevel, S., & Karingi, S. (2016). Export Diversification and Intra-Industry Trade in Africa. In *Inclusive Growth in Africa: Policies, Practice, and Lessons Learnt* (pp. 126-241).
- Vogel, T. (2022). *Structural and policy determinants of export diversification in Africa: A bilateral panel approach using Bayesian Model Averaging*.