



Semnan University

Journal of Econometric Modelling

Journal homepage: <https://jem.semnan.ac.ir/?lang=en>



Research Article

The Impact of Financial Development on Industrial Development in Developing Countries

Shahab Jahangiri (Corresponding Author)

Associate Professor, Department of Economical Sciences, Faculty of Economics and Management, Urmia University

kh.jahangiri@urmia.ac.ir

Ali Rezazadeh

Associate Professor, Department of Economical Sciences, Faculty of Economics and Management, Urmia University

a.rezazadeh@urmia.ac.ir

Mohsen Alaei Heidarlanlu 

Ph.D. Candidate, Department of Economical Sciences, Faculty of Economics and Management, Urmia University

m.alaei.eco@gmail.com

PAPER INFO

ABSTRACT

Paper history:

Received: 18. 11. 2025

Revised: 11. 05. 2026

Accepted: 16. 06. 2026

JEL Classification:

O14, O16, F21, O40, C33.

Keywords:

Industrial Development,
Financial Development,
Foreign Direct
Investment,
Economic Growth,
Panel ARDL.

Industrialization is essential for productivity enhancement and the achievement of the Sustainable Development Goals. This study examines the effect of financial development on industrialization in 94 developing countries during 1995–2021. Foreign direct investment (FDI), economic growth, trade openness, and the interaction between financial development and FDI are incorporated into the model. Data are drawn from the World Bank’s World Development Indicators and the IMF Financial Development Index. A Panel ARDL model with the pooled mean group estimator is employed, while the Westerlund test confirms a long-run relationship. Long-run results indicate that financial development negatively and significantly affects industrialization, possibly reflecting inefficient credit allocation in bank-based financial systems. In contrast, FDI, economic growth, and the financial development–FDI interaction exert positive and significant effects. Trade openness is negative under the AIC-based specification, but its sign changes under the SIC-based specification, indicating sensitivity to lag selection. In the short run, economic growth and trade openness are positive, whereas most other effects are insignificant. Policies should strengthen financial allocation efficiency and promote technology-oriented FDI.
© 2026 Published by Semnan University Press.

How to Cite: Jahangiri, S., Rezazadeh, A., & Alaei Heidarlanlu, M. (2026). The impact of financial development on industrial development in developing countries. *Journal of Econometric Modelling*, 11(2), 93-128.

1. Introduction

Industrialization remains a central pillar of development strategy for developing countries, offering pathways to structural transformation, employment generation, and sustained economic growth. While financial development is widely recognized as a catalyst for capital accumulation and technological progress, its role in shaping industrial outcomes remains contested and context-dependent. Existing empirical evidence on the finance-industrialization nexus suffers from three critical gaps. First, most studies focus on either short-run or long-run effects in isolation, neglecting the dynamic interplay between these two time horizons. Second, the interactive role of foreign direct investment (FDI) in moderating the financial development–industrialization relationship has been largely overlooked, despite FDI being a key channel for technology transfer and capital flows in developing economies. Third, no comprehensive large-sample analysis has simultaneously examined both direct and moderating effects across a diverse set of developing countries over an extended period. This study addresses these gaps by asking three research questions: (1) What is the effect of financial development on industrialization? (2) Does FDI moderate this effect? (3) What causes differences between short-run and long-run effects? The objective is to provide robust evidence using a panel of 64 developing countries spanning 1995–2021. Key innovations include the application of the Panel Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model with the Pooled Mean Group (PMG) estimator, which separately estimates short-run and long-run coefficients, and the inclusion of an interaction term between financial development and FDI ($FD \times FDI$). This approach allows for nuanced policy insights that account for temporal dynamics and complementarities between finance and foreign investment.

The literature on financial development and industrialization is extensive but fragmented. Nkemgha et al. (2023) found that financial development promotes industrial growth in African countries, but their analysis was limited to a short time period and did not consider FDI moderation. Yan & Chen (2023) examined China's regional data and reported heterogeneous effects, yet their study lacked cross-country generalizability. Maroof et al. (2019) focused on South Asia and identified a positive relationship, but their sample size and time span were restricted. Udoh & Ogbuagu (2012) investigated Nigeria and found a negative effect of financial development on manufacturing, highlighting country-specific complexities. Abbasi & Baradaran Shoraka (2009) studied Iran and concluded that financial deepening hindered industrial output due to misallocation. These studies share common limitations: narrow country coverage, short time spans, omission of interaction terms, and failure to distinguish between short-run and long-run dynamics. This study contributes by utilizing a large panel of 64 countries over 27 years, incorporating the $FD \times FDI$ interaction term, and employing the Panel ARDL-PMG

methodology to separate short-run from long-run effects. This comprehensive approach provides more reliable and generalizable evidence for policy design in developing countries.

3. Methodology

The dataset comprises 1,728 observations from 64 developing countries over the period 1995–2021. The dependent variable is industrialization (IND), measured as industry value-added as a percentage of GDP. The main explanatory variable is financial development (FD), captured by the IMF Financial Development Index. Other regressors include FDI net inflows as a percentage of GDP (FI), real GDP per capita (GR) as a proxy for economic growth, and trade openness (TO) as a percentage of GDP. The interaction term $FD \times FI$ is included to test the moderating role of FDI. The empirical strategy employs the Panel ARDL model with the PMG estimator, which allows for heterogeneity in short-run dynamics while assuming homogeneity in long-run coefficients—a realistic assumption for developing countries sharing structural characteristics. Diagnostic tests include the Pesaran cross-sectional dependence (CD) test, which confirms significant cross-sectional dependence. The CIPS unit root test reveals a mix of $I(0)$ and $I(1)$ variables, justifying the use of the ARDL framework. The Westerlund cointegration test confirms a long-run relationship among the variables. The Hausman test favors the PMG estimator over the Mean Group (MG) estimator, supporting the efficiency of pooled long-run coefficients. Finally, the Dumitrescu-Hurlin causality test is applied to examine direction of causality.

Results & Discussion

The long-run results reveal statistically significant coefficients for all variables at the 5% level. FDI (FI) has a positive effect of 0.18, indicating that a one-unit increase in FDI net inflows raises industrial value-added by 0.18 percentage points in the long run. Financial development (FD) exhibits a negative coefficient of -0.23, suggesting that financial deepening hampers industrialization. Economic growth (GR) shows a positive coefficient of 0.09, confirming that growth supports industrial expansion. Trade openness (TO) has a negative coefficient of -0.21, implying that greater openness reduces industrial share. The interaction term ($FD \times FI$) is positive at 0.07, indicating that FDI mitigates the negative effect of financial development. In the short run, most variables are insignificant, except for GR and TO at lag 0, which are significant but with signs consistent with long-run results. The error correction term (ECT) is -0.079 and statistically significant, confirming a long-run equilibrium relationship and indicating slow adjustment to shocks. The Dumitrescu-Hurlin causality test reveals bidirectional causality between IND and FD, GR, and TO, but no causal relationship with FI or $FD \times FI$. A robustness check using alternative lag

selection (SIC) confirms the negative FD effect but shows that the TO sign changes to positive, indicating sensitivity in the trade openness coefficient.

The positive long-run effect of FDI on industrialization aligns with technology transfer and knowledge spillover theories (Markusen & Venables; Javorcik), as foreign firms bring advanced production techniques and managerial practices that benefit domestic industries. The negative effect of financial development is consistent with evidence from bank-based financial systems in developing countries, where credit is often misallocated to unproductive or speculative activities rather than industrial investment (Rajan; Udoh & Ogbuagu). This inefficiency hampers capital formation and productivity growth in the industrial sector. The negative effect of trade openness supports Rodrik's "premature deindustrialization" hypothesis, whereby developing countries experience declining industrial shares due to import competition and lack of comparative advantage in manufacturing. The positive effect of economic growth reflects industry-led growth patterns observed in East Asian economies (Szirmai; Appiah et al.), where industrial expansion drives aggregate income. The positive $FD \times FI$ interaction suggests that absorptive capacity matters—when FDI is high, the detrimental effect of financial development is partially offset, as foreign firms may bypass domestic credit constraints. The short-run insignificance of most variables underscores that industrialization is a gradual structural transformation process, not a quick adjustment, confirming that policy interventions require sustained commitment.

4. Conclusion and Policy Implications

This study demonstrates that financial development and trade openness hinder industrialization in developing countries, while FDI and economic growth promote it. The positive but small interaction term indicates that FDI can partially counteract the negative effects of financial underdevelopment. These findings yield four key policy recommendations. First, governments should reform financial systems to redirect credit toward productive industrial activities, reducing speculative lending and improving monitoring mechanisms. Second, policies should attract FDI that is oriented toward technology transfer and backward linkages with local industries, rather than resource extraction or low-value assembly. Third, economic growth strategies must prioritize industry-led sectors, including manufacturing and high-value services, to ensure sustainable structural change. Fourth, developing countries need to invest in physical and institutional infrastructure—such as transport networks, energy supply, and property rights—to enhance absorptive capacity and complement financial reforms. Future research should explore nonlinearities and threshold effects in the finance-industrialization relationship, examine the role of institutional quality as a channel, and test heterogeneity across income groups or regions.

تاثیر توسعه مالی بر توسعه صنعتی در کشورهای در حال توسعه

شهاب جهانگیری (نویسنده مسئول)

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه

kh.jahangiri@urmia.ac.ir

علی رضازاده

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه

a.rezazadeh@urmia.ac.ir

محسن اعلائی حیدرانلو

دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه

m.alaei.eco@gmail.com

نوع مقاله: علمی - پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۲۶

چکیده:

صنعتی‌سازی در ارتقای بهره‌وری و دستیابی به اهداف توسعه پایدار نقش مهمی دارد. این پژوهش اثر توسعه مالی بر صنعتی‌سازی را در ۶۴ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۱ بررسی می‌کند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی، بازبودن تجاری و تعامل توسعه مالی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در الگو لحاظ شده‌اند. داده‌ها از پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی و شاخص توسعه مالی صندوق بین‌المللی پول استخراج شده‌اند. برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی با تخمین‌زن گروه میانگین تجمیع‌شده به کار گرفته شد و آزمون وسترلوند وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید کرد. نتایج بلندمدت نشان می‌دهد توسعه مالی اثری منفی و معنادار بر صنعتی‌سازی دارد که می‌تواند ناشی از تخصیص ناکارآمد منابع در نظام‌های مالی بانک‌محور باشد. در مقابل، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی و تعامل توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت و معناداری دارند. بازبودن تجاری در مدل مبتنی بر معیار آکاییک اثری منفی دارد، اما علامت آن با معیار شوارتز تغییر می‌کند؛ از این رو، اثر بلندمدت آن پایدار نیست. در کوتاه‌مدت، رشد اقتصادی و بازبودن تجاری اثر مثبت دارند، اما بیشتر متغیرها معنادار نیستند. اصلاح نظام مالی، هدایت اعتبار به فعالیت‌های مولد و جذب سرمایه‌گذاری خارجی فناوری‌محور پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: O14, O16, F21, O40, C33

کلید واژه‌ها: توسعه صنعتی، توسعه مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی، Panel ARDL

۱. مقدمه

این تحقیق به بررسی تأثیر توسعه مالی بر صنعتی‌سازی در کشورهای در حال توسعه می‌پردازد. صنعتی‌سازی فرآیندی از تغییرات ساختاری است که شامل حرکت از ساختار تولید کالاهای اولیه به ساختار تولید صنعتی است (گریفین^۱، ۱۹۸۹؛ هیوز^۲، ۱۹۸۴). تجربه تاریخی نشان می‌دهد کمک‌های مالی جریان‌یافته از کشورهای توسعه‌یافته، ایجاد صنایع در کشورهای در حال توسعه را تسهیل کرد و این امکان را به برخی کشورها داد که در اوایل دهه ۱۹۸۰ وارد بازار بین‌المللی رقابتی شوند. با این حال، گریفین (۱۹۸۹) معتقد است بسیاری از استراتژی‌های صنعتی‌سازی در کشورهای در حال توسعه موفق نبوده‌اند و علل این ناکامی را به عوامل درونی مانند دخالت بیش از حد دولت، طراحی نامناسب پروژه‌های سرمایه‌گذاری و حمایت افراطی از صنایع نوپا و همچنین عوامل بیرونی مانند کاهش درآمدهای صادراتی و رکود جهانی نسبت می‌دهد.

در این میان، توسعه مالی یکی از متغیرهای بنیادین اثرگذار بر تحولات ساختاری اقتصاد است. لوین^۳ (۲۰۰۵) توسعه مالی را از عوامل کلیدی عملکرد اقتصادی می‌داند. به اعتقاد لوین (۲۰۰۵) و ندیکومانا^۴ (۲۰۰۳)، توسعه بخش مالی از طریق تجهیز پس‌اندازها، کاهش عدم تقارن اطلاعات و تخصیص بهینه منابع، سرمایه را به سمت فعالیت‌های مولد هدایت می‌کند. در مقابل، نظام مالی ناکارآمد مانعی برای رشد اقتصادی و صنعتی‌سازی است. افزون بر این، توسعه مالی می‌تواند به‌عنوان حلقه واسط میان زیرساخت‌ها و تحول ساختاری اقتصاد عمل کند (انکمگا^۵ و همکاران، ۲۰۲۳).

با وجود گسترش ادبیات نظری، نتایج تجربی درباره اثر توسعه مالی بر صنعتی‌سازی یکسان نیست. بخشی از مطالعات، اثر مثبت توسعه مالی را تأیید کرده‌اند، در حالی که برخی دیگر به آثار منفی یا غیرخطی آن اشاره کرده‌اند. علاوه بر این، بیشتر مطالعات خارجی بر اقتصادهای توسعه‌یافته یا اقتصادهای خاص منطقه‌ای متمرکز بوده‌اند و کمتر به بررسی جامع کشورهای در حال توسعه در یک چارچوب پانلی گسترده پرداخته‌اند. در مطالعات داخلی نیز گرچه پژوهش‌هایی مانند عباسی و برادران شرکا (۱۳۸۸) و ابوترابی و فلاحی (۱۳۹۲) به رابطه بازارهای

1. Griffin

2. Hughes

3. Levine

4. Ndikumana

5. Nkemgha

مالی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند، اما بررسی مستقیم پیوند توسعه مالی و صنعتی‌سازی در قالب یک چارچوب پانلی گسترده بین‌المللی و با لحاظ تعامل سرمایه‌گذاری خارجی کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

بنابراین، شکاف پژوهشی موجود در ادبیات را می‌توان در سه محور خلاصه کرد:

۱. نبود شواهد جامع درباره اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت توسعه مالی بر صنعتی‌سازی در کشورهای در حال توسعه؛

۲. بی‌توجهی به نقش تعاملی توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در تقویت یا تضعیف صنعتی‌سازی؛

۳. فقدان تحلیل یکپارچه در نمونه‌ای گسترده از کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی نسبتاً طولانی.

مسئله اصلی این پژوهش آن است که آیا توسعه مالی در ساختارهای بانک‌محور و بعضاً ناکارآمد کشورهای در حال توسعه، واقعاً به تقویت صنعتی‌سازی منجر خواهد شد یا ممکن است به دلیل تخصیص غیربهبینه منابع، اثر معکوس بر بخش صنعت داشته باشد. همچنین این پژوهش بررسی می‌کند که آیا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند از طریق ارتقای ظرفیت جذب و انتقال فناوری، اثر توسعه مالی بر صنعتی‌سازی را تعدیل کند.

بر این اساس، این تحقیق به سه سؤال کلیدی پاسخ می‌دهد:

۱. توسعه مالی چه اثری بر صنعتی‌سازی در کشورهای در حال توسعه دارد؟

۲. آیا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر توسعه مالی بر صنعتی‌سازی را تعدیل می‌کند؟

۳. چه عواملی موجب تفاوت اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت توسعه مالی بر صنعتی‌سازی می‌شوند؟

نوآوری و سهم علمی این پژوهش در چند بعد قابل طرح است. نخست، بررسی هم‌زمان اثر توسعه مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی و بازبودن تجاری بر صنعتی‌سازی در نمونه‌ای شامل ۶۴ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۱ است. دوم، تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل Panel ARDL (PMG) که امکان تحلیل پویایی تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را فراهم می‌کند. سوم، لحاظ کردن متغیر تعاملی توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به منظور ارزیابی نقش ظرفیت جذب در فرآیند صنعتی‌سازی. این ابعاد موجب

تمایز پژوهش حاضر از مطالعات پیشین می‌شود و به غنای ادبیات تجربی در حوزه اقتصاد توسعه می‌افزاید.

پاسخ به این پرسش‌ها برای سیاست‌گذاران کشورهای در حال توسعه اهمیت دارد، زیرا می‌تواند نشان دهد اصلاح ساختار نظام مالی و نحوه مدیریت سرمایه‌گذاری خارجی چگونه بر مسیر صنعتی‌سازی اثر می‌گذارد.

در ادامه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. سپس روش‌شناسی تحقیق تشریح شده و در ادامه یافته‌های تجربی تحلیل می‌شود. در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادها سیاستی بیان می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش، چارچوب نظری پژوهش با تمرکز بر رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی با فرآیند صنعتی‌شدن بررسی می‌شود. هدف این بخش، تبیین سازوکارهای نظری اثرگذاری این متغیرها بر تحول ساختار تولیدی کشورهای در حال توسعه و فراهم کردن بنیان مفهومی برای مدل تجربی تحقیق است.

صنعتی‌شدن در ادبیات توسعه اقتصادی به‌عنوان گسترش سهم بخش تولید در ارزش افزوده کل اقتصاد و ارتقای ساختار تولیدی شناخته می‌شود. این فرآیند مستلزم انباشت سرمایه، انتقال فناوری، بهبود بهره‌وری، توسعه پیوندهای تولیدی و تقویت ظرفیت نهادی است. بر این اساس، متغیرهای مالی و واقعی اقتصاد می‌توانند از کانال‌های مختلف بر آن اثرگذار باشند.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه صنعتی

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای ادغام اقتصادهای در حال توسعه در اقتصاد جهانی شناخته می‌شود. مارکوسن^۱ و ونابلس^۲ (۱۹۹۹) نشان می‌دهند که حضور شرکت‌های چندملیتی در کشورهای میزبان می‌تواند ساختار رقابتی بازار را تغییر داده و زمینه ارتقای بهره‌وری را فراهم سازد. کیوس^۳ (۱۹۹۶) نیز تأکید می‌کند که FDI صرفاً انتقال سرمایه مالی نیست، بلکه شامل مجموعه‌ای از دارایی‌های مشهود و نامشهود نظیر فناوری، دانش فنی، مهارت‌های مدیریتی، شیوه‌های سازمانی، دسترسی به بازارهای جهانی و فشارهای رقابتی است.

^۱. Markusen

^۲. Venables

^۳. Caves

در ادبیات نظری، چند سازوکار اصلی برای اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توسعه صنعتی مطرح شده است:

نخست، افزایش موجودی سرمایه و تقویت ظرفیت تولیدی اقتصاد. ورود سرمایه خارجی می‌تواند محدودیت‌های پس‌انداز داخلی را جبران کرده و منابع لازم برای توسعه فعالیت‌های صنعتی را فراهم کند (آپیها^۱، ۲۰۱۹).

دوم، انتقال فناوری و ایجاد سرریزهای دانشی از طریق پیوندهای پسین و پیشین. رودریگز^۲ (۱۹۹۶) بیان می‌کند که شرکت‌های چند ملیتی با ایجاد ارتباط با تأمین‌کنندگان داخلی، دانش فنی و استانداردهای تولید را منتقل می‌کنند. یاورچیک^۳ (۲۰۰۴) نشان می‌دهد که این پیوندها می‌توانند بهره‌وری تأمین‌کنندگان داخلی را افزایش داده و ساختار صنعتی را ارتقا دهند. در پیوندهای پیشین نیز بنگاه‌های داخلی پایین‌دستی می‌توانند از نهادهای با کیفیت‌تر و اطلاعات بازاریابی شرکت‌های خارجی بهره‌مند شوند.

سوم، تشدید رقابت و بهبود کارایی. ورود شرکت‌های خارجی موجب افزایش رقابت در بازار داخلی می‌شود و بنگاه‌های داخلی را به بهبود کیفیت، کاهش هزینه‌ها و نوآوری وادار می‌کند. با این حال، ادبیات به آثار منفی احتمالی نیز اشاره دارد (OECD (2002). بیان می‌کند که استفاده از فناوری‌های سرمایه‌بر می‌تواند تقاضا برای نیروی کار را کاهش دهد. ویساک^۴ و رولات^۵ (۲۰۰۵) نیز به پدیده جذب نیروی کار ماهر توسط شرکت‌های چند ملیتی اشاره می‌کنند که می‌تواند موجب افزایش هزینه تولید شرکت‌های داخلی و کاهش سهم بازار آن‌ها شود.

بنابراین، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صنعتی‌شدن به شرایط ساختاری کشور میزبان وابسته است و می‌تواند بسته به سطح توسعه نهادی و ظرفیت داخلی، پیامدهای متفاوتی به همراه داشته باشد.

1. Appiah

2. Rodriguez

3. Javorcik

4. Vissak

5. Roolah

توسعه مالی و توسعه صنعتی

نهادهای مالی از طریق تجهیز پس اندازها، تخصیص منابع و تأمین مالی فعالیت‌های مولد، نقش مهمی در فرآیند صنعتی‌شدن ایفا می‌کنند. اقتصاددانان کلاسیک از دیرباز بر اهمیت این نقش تأکید داشته‌اند. شومپتر (۱۹۱۱) معتقد بود بانک‌ها با شناسایی کارآفرینان نوآور و هدایت منابع به فعالیت‌های پربازده، موتور تحولات صنعتی را به حرکت درمی‌آورند. بَجوت نیز بر اهمیت نظام مالی در تأمین سرمایه پروژه‌های صنعتی بزرگ تأکید داشت. روستو در نظریه مراحل رشد اقتصادی خود، تقویت بخش‌های پیشرو صنعتی را نیازمند بسیج منابع مالی می‌داند.

در این چارچوب، توسعه مالی به‌عنوان ابزاری برای کاهش هزینه‌های تأمین مالی، تسهیل سرمایه‌گذاری و ارتقای کارایی تخصیص منابع تلقی می‌شود. هولمستروم و تیرول نیز بر نقش کاهش عدم تقارن اطلاعات و بهبود دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی تأکید کرده‌اند.

با این حال، برخی دیدگاه‌ها رابطه میان توسعه مالی و صنعت را پیچیده‌تر ارزیابی کرده‌اند. رابینسون^۱ (۱۹۵۲) بیان داشت که توسعه مالی الزاماً پیش‌شرط رشد صنعتی نیست و ممکن است بخش مالی از اقتصاد واقعی جدا شود (کیویوا^۲، ۲۰۰۱). در چنین شرایطی، منابع مالی به فعالیت‌های غیرمولد هدایت شده و بخش تولید از حمایت کافی برخوردار نمی‌شود.

راجان^۳ (۲۰۰۶) هشدار می‌دهد که رشد بیش از حد بخش مالی می‌تواند موجب بی‌ثباتی در صنایع تولیدی شود. لوین و همکاران (۲۰۱۱) نیز نشان می‌دهند که نوآوری‌های مالی نامتوازن ممکن است رشد اقتصادی را به تعویق اندازد. رین و هلمن^۴ (۲۰۰۲) و کای و یان^۵ (۲۰۰۴) به انحرافات ناشی از مداخلات دولتی اشاره می‌کنند که می‌تواند تخصیص منابع را از صنایع پیشرو به سمت صنایع کم‌بازده منحرف سازد.

همچنین، تطابق ساختار مالی با ساختار صنعتی اهمیت ویژه‌ای دارد. کارلین و مایر^۶ (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که نظام‌های مالی بازارمحور و بانک‌محور آثار متفاوتی بر انواع صنایع دارند و عدم

1. Robinson

2. Qu

3. Rajan

4. Rin & Hellmann

5. Cai & Yan

6. Carlin & Mayer

هماهنگی میان این دو می‌تواند مانع توسعه صنعتی شود. لین^۱ و همکاران (۲۰۰۳) نیز بر اهمیت همخوانی میان ساختار مالی و نیازهای صنعتی تأکید دارند. در مجموع، توسعه مالی می‌تواند در صورت کارایی و تخصیص مناسب منابع، فرآیند صنعتی‌شدن را تسهیل کند؛ اما در صورت ناکارآمدی یا انحراف ساختاری، ممکن است اثرات محدود یا حتی منفی بر توسعه صنعتی داشته باشد.

رشد اقتصادی و توسعه صنعتی

ادبیات توسعه اقتصادی رابطه‌ای نزدیک میان صنعتی‌شدن و رشد اقتصادی شناسایی کرده است. بولاک^۲ (۲۰۱۱) نشان می‌دهد که درجه صنعتی‌شدن و سطح درآمد سرانه در کشورهای توسعه‌یافته ارتباط تنگاتنگی دارند. سزیرمای^۳ (۲۰۱۲) و ورسپاگان^۴ (۱۹۹۱) نیز به این نتیجه رسیده‌اند که بخش تولید می‌تواند در کشورهای کم‌درآمد و متوسط به‌عنوان موتور رشد اقتصادی عمل کند، به‌ویژه در صورت وجود سرمایه انسانی مناسب.

اگرچه برخی مطالعات به نقش فزاینده بخش خدمات اشاره کرده‌اند، اما شواهد نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه، صنعتی‌شدن همچنان نقش اساسی در افزایش بهره‌وری، ایجاد اشتغال و تنوع‌بخشی به ساختار تولید دارد.

لیپسی و زگان^۵ (۱۹۹۴) بر این نکته تأکید می‌کنند که صنعتی‌شدن از طریق جذب سرمایه‌گذاران بین‌المللی می‌تواند سرعت رشد اقتصادی را افزایش دهد. شفاالدین^۶ (۲۰۰۵) نیز نشان می‌دهد که کشورهایی که اصلاحات اقتصادی را با محوریت توسعه صنعتی و تنوع‌بخشی صادرات دنبال کرده‌اند، عملکرد رشد بهتری داشته‌اند.

از این منظر، رشد اقتصادی و صنعتی‌شدن رابطه‌ای متقابل دارند؛ رشد می‌تواند منابع لازم برای گسترش صنعت را فراهم کند و توسعه صنعتی نیز با افزایش بهره‌وری و ارزش افزوده، رشد اقتصادی را تقویت می‌کند.

1. Lin

2. Bolaky

3. Szirmai

4. Verspagen

5. Lipsey & Zegan

6. Shafaeddin

باز بودن تجارت و توسعه صنعتی

برخی مطالعات بر نقش مثبت باز بودن تجاری در توسعه صنعتی تأکید دارند. بالدوین^۱ (۲۰۱۶) با معرفی مفهوم «دومین جداسازی جهانی شدن» استدلال می‌کند که انقلاب فناوری اطلاعات و ارتباطات با کاهش چشمگیر هزینه‌های انتقال ایده‌ها، زمینه را برای برون‌سپاری مراحل تولید از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه فراهم کرده است. به عقیده بالدوین، این فرآیند که عمدتاً به کشورهای آسیایی مانند چین، هند و کره جنوبی متمرکز شده، فرصتی جدید برای صنعتی‌سازی کشورهای در حال توسعه ایجاد کرده است. در همین راستا، فیلیپه^۲ و همکاران (۲۰۱۹) با تأکید بر اهمیت صنعت به‌عنوان موتور رشد اقتصادی، نشان می‌دهند که اشتغال صنعتی پیش‌بینی‌کننده بهتری برای رفاه اقتصادی نسبت به تولید صنعتی است. به‌زعم آنان، اگرچه حفظ سطوح بالای اشتغال صنعتی در گذر زمان دشوارتر شده، اما کشورهایی که توانسته‌اند سهم اشتغال صنعتی بالایی ایجاد کنند، رشد سریع‌تری را تجربه کرده‌اند. از این منظر، باز بودن تجاری از کانال دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر، صرفه‌جویی در مقیاس و انتقال فناوری می‌تواند به توسعه صنعتی کشورهای در حال توسعه کمک کند (بالدوین، ۲۰۱۶؛ فیلیپه و همکاران، ۲۰۱۴).

در مقابل، گروهی از مطالعات به پیامدهای منفی باز بودن تجاری بر توسعه صنعتی اشاره دارند. رودریک (۲۰۱۵) در پژوهش خود با عنوان «صنعت‌زدایی زودهنگام» استدلال می‌کند که برخلاف کشورهای پیشرفته که پیشرفت فناوری عامل اصلی صنعت‌زدایی آن‌هاست، در کشورهای در حال توسعه جهانی شدن نقش پررنگ‌تری ایفا می‌کند. به عقیده وی، با آزادسازی تجاری، کشورهایی که مزیت نسبی در تولیدات صنعتی ندارند به واردکنندگان خالص کالاهای صنعتی تبدیل شده و فرآیند صنعت‌زدایی را از اقتصادهای پیشرفته «وارد» می‌کنند. دایکسترا (۲۰۰۰) نیز با بررسی تجربه کشورهای آمریکای لاتین نشان می‌دهد که اثر مثبت خالص آزادسازی تجاری بر کارایی X در صنعت تولیدی، به دو دلیل کمتر از آن چیزی است که نظریه ارتدکس فرض می‌کند: اول، رژیم تجاری پیش از آزادسازی از قبل امکان واردات ارزان نهاده‌ها را فراهم می‌کرده است؛ و دوم، همه بنگاه‌ها از درآمد اضافی ناشی از حمایت برای پوشش ناکارایی استفاده نمی‌کرده‌اند. افزون بر این، دایکسترا تأکید می‌کند که اثرات پویای آزادسازی تجاری بر سرمایه‌گذاری و نوآوری مبهم

1. Baldwin

2. Felipe

است و کشورهای در حال توسعه با مزیت نسبی ایستا در صادرات اولیه و صنایع کاربر، کمتر از اثرات پویای آزادسازی تجاری بهره‌مند می‌شوند (رودریک^۱، ۲۰۱۵؛ دیکسترا^۲، ۲۰۰۰). بر مبنای مباحث مطرح‌شده، می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی هر یک از کانال‌های متفاوتی بر فرآیند صنعتی‌شدن اثرگذارند. سرمایه‌گذاری خارجی از طریق انتقال فناوری و ایجاد پیوندهای تولیدی می‌تواند ساختار صنعتی را تقویت کند. توسعه مالی در صورت تخصیص کارآمد منابع، امکان گسترش فعالیت‌های صنعتی را فراهم می‌سازد. رشد اقتصادی نیز با افزایش ظرفیت تولید و تقویت سرمایه‌گذاری، می‌تواند به توسعه صنعتی کمک کند. در خصوص باز بودن تجاری نیز ادبیات نظری حاوی دیدگاه‌های متفاوتی است، که نشان‌دهنده پیچیدگی رابطه این متغیر با صنعتی‌شدن در کشورهای در حال توسعه است.

مروری بر مطالعات پیشین

انکمگا و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «توسعه مالی و آستانه سرمایه انسانی در رابطه بین توسعه زیرساخت‌ها و صنعتی‌شدن در کشورهای آفریقایی» به بررسی این رابطه در ۳۳ کشور آفریقایی طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۹ پرداختند. آنان با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM) نشان دادند توسعه زیرساخت‌ها اثر مستقیم و مثبت بر صنعتی‌شدن دارد. همچنین با لحاظ کردن نقش تعدیلی توسعه مالی و سرمایه انسانی، اثر خالص همچنان مثبت باقی می‌ماند، هرچند شدت آن بسته به نوع زیرساخت و کانال انتقال متفاوت است. یان و چن^۳ (۲۰۲۳) در پژوهشی با عنوان «تأثیر توسعه مالی بر ارتقای صنعتی: تحلیل اثر واسطه‌ای و آستانه‌ای در چین» با استفاده از داده‌های پانلی ۳۰ استان و شهر چین در دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ به بررسی این موضوع پرداختند. شاخص توسعه مالی با روش آنالیز محاسبه شد و برای آزمون روابط غیرخطی از مدل اثرات ثابت و مدل آستانه پانلی استفاده گردید. نتایج نشان داد توسعه مالی اثر مثبتی بر صنایع با فناوری پیشرفته دارد و رابطه‌ای غیرخطی به شکل U

^۱ Rodrik

^۲ Dijkstra

^۳ Yan & Chen

میان توسعه مالی و ارتقای صنعتی وجود دارد. همچنین نوآوری فناوری نقش میانجی معناداری ایفا می‌کند و یک اثر آستانه‌ای دوگانه بین توسعه مالی و ارتقای صنعتی مشاهده شد.

معروف^۱ و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل تعیین‌کننده توسعه صنعتی در اقتصادهای جنوب آسیا» با استفاده از داده‌های پانلی کشورهای عضو سارک طی دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ به بررسی این موضوع پرداختند. آنان برای تحلیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت از آزمون علیت گرنجر و مدل ARDL پانلی استفاده کردند. نتایج نشان داد حکمرانی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن مالی و تورم از عوامل مؤثر بر توسعه صنعتی در این کشورها هستند و میان برخی متغیرها رابطه علیت دوطرفه وجود دارد.

فانگ و میلر^۲ (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «نوسانات توسعه مالی و نوسانات رشد صنعتی» با استفاده از داده‌های ۴۷ کشور در بازه‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ به بررسی این موضوع پرداختند که آیا بی‌ثباتی در توسعه مالی بر نوسان رشد صنعتی اثرگذار است یا خیر. آنان با استفاده از داده‌های بخشی-کشوری و روش‌های اقتصادسنجی پانلی نشان دادند افزایش نوسانات مالی موجب افزایش نوسانات رشد صنعتی، به‌ویژه در صنایعی می‌شود که وابستگی بیشتری به تأمین مالی خارجی دارند. این اثر عمدتاً از طریق افزایش نوسانات در رشد ارزش افزوده بنگاه‌ها تقویت می‌شود و نوسانات بخش بانکی و بازار سرمایه هر دو با نوسانات صنعتی رابطه مثبت دارند.

ژانگ^۳ (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان «سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رقابت‌پذیری صنعتی در چین» با استفاده از داده‌های پانلی ۲۱ بخش تولیدی در ۳۱ منطقه چین طی دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ و با پیروی از چارچوب پیشنهادی (UNIDO (2002)، اثرگذاری FDI بر عملکرد صنعتی را بررسی کرد. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت و معناداری بر عملکرد صنعتی دارد و این اثر در صنایع با فناوری پایین قوی‌تر از صنایع با فناوری متوسط و بالا است. همچنین تعامل FDI با سرمایه انسانی محلی، این اثر را تقویت می‌کند.

اودوه و اوگبواگو^۴ (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «توسعه بخش مالی و تولید صنعتی در نیجریه» رابطه این دو متغیر را طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ بررسی کردند. آنان با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی و مدل ARDL نشان دادند میان توسعه مالی و تولید صنعتی رابطه بلندمدت وجود

1. Maroof

2. Fang & Miller

3. Zhang

4. Udoh & Ogbuagu

دارد، اما ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت توسعه مالی اثر منفی و معناداری بر تولید صنعتی داشته است.

در مطالعات داخلی، عباسی و برادران شرکا (۱۳۸۸) در مقاله‌ای با عنوان «اثرات بازارهای مالی بر رشد بخش صنعتی ایران» با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ و به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و الگوی تصحیح خطا (VECM)، نشان دادند توسعه مالی اثر مثبت و معناداری بر تولید سرانه صنعتی دارد. نتایج آنان بیانگر نقش گسترش واسطه‌گری مالی و متغیرهای کلان مالی در رشد بخش صنعتی ایران است.

مطالعات فوق (انکمگا و همکاران ۲۰۲۳، یان و چن ۲۰۲۳، معروف و همکاران ۲۰۱۹، فانگ و میلر ۲۰۱۴ و غیره) گرچه اثر توسعه مالی (FD) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) بر صنعتی‌سازی را تأیید کرده‌اند، اما به تعامل بین متغیرها مانند $(FD \times FDI)$ نپرداخته‌اند؛ بازه زمانی کوتاه و تعداد کشورها محدود بوده (اغلب تک‌منطقه‌ای یا کمتر از ۵۰ کشور) و اثر متفاوت بازبودن تجارت و FD بر صنعتی‌سازی - به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه - بررسی نشده است. این محدودیت‌ها دید جامعی از اثرات پویا ارائه نمی‌دهد. تمایز و ضرورت این پژوهش: با Panel ARDL-PMG بر ۶۴ کشور در حال توسعه (۱۹۹۵-۲۰۲۱)، تعامل $FD \times FDI$ را تحلیل کرده و اثرات کوتاه/بلندمدت متغیرها را شرح می‌دهد تا دید جامع‌تری به محققان و سیاست‌گذاران بدهد.

۳. روش‌شناسی پژوهش و داده‌ها

در پژوهش حاضر، از داده‌های تابلویی سالانه برای ۶۴ کشور در حال توسعه استفاده شده است که بر اساس دسترسی به داده‌های کامل برای دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۱ انتخاب شده‌اند و شامل کشورهایی با سطوح مختلف توسعه مالی و صنعتی از مناطق گوناگون جهان هستند تا امکان تحلیل ناهمگنی در رابطه بین توسعه مالی و صنعتی‌سازی فراهم شود. انتخاب این بازه زمانی بر اساس دسترسی به داده‌های سازگار و کامل برای تمامی متغیرهای پژوهش صورت گرفته است. مجموعه داده‌ها شامل ۱۷۲۸ مشاهده (۶۴ کشور $\times$ ۲۷ سال) است.

داده‌های مربوط به صنعتی‌شدن (IND)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FI)، درآمد سرانه واقعی (GR) و باز بودن تجاری (TO) از پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی^۱ منتشر شده توسط بانک جهانی استخراج شده‌اند. شاخص توسعه مالی (FD) از پایگاه Financial Development Index Database منتشر شده توسط صندوق بین‌المللی پول (IMF) اخذ گردیده است. شاخص توسعه مالی مورد استفاده یک شاخص ترکیبی است که ابعاد عمق، دسترسی و کارایی نهادها و بازارهای مالی را پوشش می‌دهد.

پس از استخراج داده‌ها و آماده‌سازی اولیه (بررسی مقادیر گمشده و سازگاری سری‌ها)، کلیه برآوردهای اقتصادسنجی با استفاده از نرم‌افزار EViews 13 انجام شده است. در جدول (۱) خلاصه متغیرها، نحوه اندازه‌گیری و منابع داده‌ها ارائه شده است.

جدول (۱): خلاصه متغیرها

متغیر	نماد اختصاری	واحد اندازه‌گیری	منابع	دوره
صنعتی شدن	IND	درصد	بانک جهانی	۱۹۹۵-۲۰۲۱
سرمایه‌گذاری خارجی	FI	درصدی از GDP	بانک جهانی	۱۹۹۵-۲۰۲۱
رشد	GR	درآمد سرانه به قیمت ثابت ۲۰۱۵	بانک جهانی	۱۹۹۵-۲۰۲۱
توسعه مالی	FD	شاخص	صندوق بین‌المللی پول	۱۹۹۵-۲۰۲۱
باز بودن تجارت	TO	درصد	بانک جهانی	۱۹۹۵-۲۰۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان توسعه مالی و صنعتی‌شدن و همچنین آزمون جهت علیت میان متغیرها، از یک مدل داده‌های پانلی برای ۶۴ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۱ استفاده شده است.

در این چارچوب، صنعتی‌شدن (IND) به‌صورت سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی (GDP) اندازه‌گیری شده و به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. توسعه مالی (FD) متغیر اصلی توضیحی بوده و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FI)، درآمد سرانه واقعی (GR) و باز بودن تجاری (TO) به‌عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شده‌اند.

بر اساس ادبیات نظری، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عملکرد صنعتی به ظرفیت جذب اقتصادها وابسته است. توسعه مالی یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های ظرفیت جذب محسوب می‌شود،

¹. World Development Indicators: WDI

زیرا می‌تواند تخصیص منابع، انتقال فناوری و بهره‌برداری مؤثر از سرمایه خارجی را تسهیل کند. به همین منظور، برای آزمون نقش ظرفیت جذب، جمله تعاملی بین توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مدل لحاظ شده است. مدل پایه پژوهش به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$IND_{it} = \beta_0 + \beta_1 FI_{it} + \beta_2 GR_{it} + \beta_3 FD_{it} + \beta_4 TO_{it} + \beta_5 (FI_{it} \times FD_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن:

- t نشان‌دهنده کشور
 - t نشان‌دهنده زمان
 - β_0 عرض از مبدأ مدل است
 - β_1 اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صنعتی‌شدن را نشان می‌دهد
 - β_2 اثر درآمد سرانه واقعی را بیان می‌کند
 - β_3 بیانگر اثر توسعه مالی بر صنعتی‌شدن است
 - β_4 اثر باز بودن تجاری را نشان می‌دهد
 - β_5 ضریب جمله تعاملی بوده و نقش تعدیلی توسعه مالی در اثرگذاری FDI بر صنعتی‌شدن را مشخص می‌کند
 - ε_{it} جمله اخلاص تصادفی است که سایر عوامل مؤثر مشاهده نشده را در بر می‌گیرد
- وجود جمله تعاملی این امکان را فراهم می‌کند که اثر نهایی FDI بر صنعتی‌شدن به سطح توسعه مالی وابسته باشد، به گونه‌ای که اثر نهایی FDI برابر است با:

$$\frac{\partial IND}{\partial FI} = \beta_1 + \beta_5 FD$$

که نشان می‌دهد توسعه مالی می‌تواند اثر FDI را تقویت یا تضعیف کند. با توجه به ماهیت داده‌های تابلویی و امکان متفاوت بودن درجات همگرایی متغیرها ($I(0)$ و $I(1)$)، از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی (Panel ARDL) استفاده شده است. این روش چند مزیت اساسی دارد. نخست، امکان برآورد همزمان روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را

در قالب یک الگوی تصحیح خطا فراهم می‌کند. دوم، در مقایسه با روش‌های سنتی هم‌انباشتگی پانلی، در حضور ناهمگنی میان کشورها انعطاف‌پذیرتر است. سوم، این روش در شرایطی که متغیرها ترکیبی از مانایی در سطح و تفاضل اول باشند به‌جز $I(2)$ قابل استفاده است. علاوه بر این، با توجه به تعداد مقاطع نسبتاً زیاد (۶۴ کشور) و طول زمانی متوسط (۲۷ سال)، رویکرد $ARDL$ پانلی به‌ویژه تخمین‌زن PMG از نظر سازگاری و کارایی مناسب ارزیابی می‌شود. این روش اجازه می‌دهد ضرایب کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل در کشورهای مختلف ناهمگن باشد، در حالی که رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها همگن در نظر گرفته می‌شود. این نوع مدل مبتنی بر سه تخمین‌زن است: گروه میانگین (MG)، گروه میانگین تجمیع‌شده (PMG) و اثر ثابت پویا (DFE).

روش‌های تخمین سنتی امکان مطالعه تنظیم متغیرها به سمت وضعیت‌های تعادل کوتاه‌مدت و بلندمدت را نمی‌دهند. به همین دلیل، از مدل $ARDL$ پنل استفاده کردیم. این رویکرد در کنترل همگنی در روابط میان متغیرها و ادغام اثرات خاص فردی مفید است. با ارجاع به کارهای پسران و شین (۱۹۹۶)، مدل $ARDL(p, q)$ به‌صورت معادله زیر مشخص می‌شود:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^p \phi_{i,j} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{i,j} X_{i,t-j} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن $i = 1, 2, \dots, N$ تعداد کشورهای نمونه است و $t = 1, \dots, T$ زمان است، j تعداد تاخیرها، X_{it} برداری از متغیرهای مستقل و v_i اثر ثابت خاص کشورهای مختلف است. برای در نظر گرفتن ضریب تنظیم و دینامیک بلندمدت، معادله زیر به‌صورت زیر بازپارامتری می‌شود:

$$\Delta Y_{it} = \phi_i (Y_{i,t-1} - \theta_i X_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \phi'_{i,j} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{i,j} \Delta X_{i,t-j} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که ϕ_i ضریب تعدیل دینامیک بلندمدت است. θ_i نشان‌دهنده رابطه بلندمدت میان X_{it} و Y_{it} است. ϕ'_{ij} و δ'_{ij} ضرایب کوتاه‌مدتی هستند که توسعه صنعتی را به مقادیر گذشته‌اش و X_{it} متغیرهای مرتبط ربط می‌دهند. یک رابطه بلندمدت بین توسعه صنعتی و متغیرهای توضیحی وجود دارد اگر ϕ_i منفی و معنی‌دار باشد، بنابراین یک رابطه هم‌انباشتگی میان Y_{it} و X_{it} وجود دارد. در ادامه به آزمون‌های اقتصادسنجی که برای تعیین نوع تخمین مدل الزامی است، توضیح داده و سپس برای تخمین معادله بالا، از دو روش تخمین استفاده خواهد شد و توضیحات آن

ارائه می‌گردد: ۱) MG توسعه‌یافته که توسط پسران و اسمیت (۱۹۹۵) ارائه شده است، ۲) PMG توسعه‌یافته توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹) و ۳) تخمین‌زن DFE است.

آزمون وابستگی مقطعی پسران CD

احتمال بیشتری وجود دارد که داده‌های به‌دست‌آمده برای کشورهای مورد مطالعه وابستگی‌های مقطعی را نشان دهند، که این امر به ارتباطات تجاری و سایر فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها مرتبط است. بنابراین، براساس پسران (۲۰۰۴) مورد بررسی قرار گرفت، که معادلات مربوط به آن به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

آزمون پسران ۲۰۰۴ (CD)

برای بررسی وابستگی متقاطع در داده‌های پانلی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\sqrt{2T/N(N-1)} (\sum_{j=1}^{N-1} \sum_{i=j+1}^N \hat{\rho}_{ij}) \quad (4)$$



علاوه بر این، نشان داده شده است که تحت فرض صفر $d \sim N(0,1)$ در یک چارچوب مدل داده‌های پانلی که شامل مدل‌های غیر ایستا و تکنیک‌های دینامیکی همگن و ناهمگن است، آمار CD دارای میانگین واقعی است، به‌طوری که T و N مقادیر خاصی از صفر دارند، برخلاف آمار LM. تکنیک‌های استاندارد مدل‌های اثرات ثابت (FE) و اثرات تصادفی (RE) تمایل به داشتن سوگیری به سمت مدل‌های دینامیکی همگن و ناهمگن دارند (نیکل ۱۹۸۱ و پسران و اسمیت ۱۹۹۵). علاوه بر این، روش CD همچنان مفید است زیرا با توجه به اینکه سوگیری مدل‌ها در چارچوب عوامل محدود است، باقی‌مانده‌های مدل‌های FE/RE حتی در صورت ثابت بودن CD به‌طور دقیق میانگین صفر خواهند داشت، با فرض اینکه اختلالات به‌صورت متقارن توزیع شده‌اند. پسران (۲۰۰۴) نسخه‌ای اصلاح‌شده را برای پانل‌های نامتوازن پیشنهاد می‌دهد که به‌صورت زیر است:

$$CD = \sqrt{2T/N(N-1)} (\sum_{j=1}^{N-1} \sum_{i=j+1}^N \sqrt{T_{ij}} \hat{\rho}_{ij}) \quad (5)$$

در اینجا، $T_{ij} = \#(T_i \cap T_j)$ نشان‌دهنده تعداد مشاهدات مشترک بین واحدهای i و j در یک سری زمانی است،

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ij} = \sum_{t \in T_i \cap T_j} (\hat{u}_{it} - \hat{u}_i)(\hat{u}_{jt} - \hat{u}_j) / \{ \sum_{t \in T_i \cap T_j} (\hat{u}_{it} - \hat{u}_i)^2 \}^{\frac{1}{2}} \{ \sum_{t \in T_i \cap T_j} (\hat{u}_{jt} - \hat{u}_j)^2 \}^{\frac{1}{2}} \quad (6)$$

و

$$\hat{u}_i = \sum_{t \in T_i \cap T_j} \hat{u}_{it} / \#(T_i \cap T_j) \quad (7)$$

معادله اصلاح شده نشان می‌دهد که باقی‌مانده‌ها برای زیرمجموعه‌های t لزوماً صفر نیستند. بنابراین، بروش پاگان (۱۹۸۰) روش CD را برای پردازش وابستگی متقاطع (CSD) پیشنهاد دادند.

آزمون مانایی پانل

هنگامی که وابستگی متقاطع (CD) و ناهمگنی در داده‌ها وجود داشته باشد، روش‌های سنتی بررسی ایستایی در داده‌های پانلی، مانند آزمون ADF، کارایی خود را از دست می‌دهند. پسران (۲۰۰۷) این مشکل را با گسترش روش سنتی ADF از طریق لحاظ کردن میانگین‌های وابستگی متقاطع (CD) در مراحل وقفه‌ای و ترتیب‌بندی یکی از ساختارهای جداگانه حل می‌کند. نتیجه این اصلاح، یک آزمون جدید ریشه واحد پانلی است که امکان در نظر گرفتن وابستگی متقاطع و ناهمگنی را فراهم می‌کند.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i \overline{y_{i,t-1}} + c_i y_{t-1} + d_i \Delta \overline{y}_t + e_{it} \quad (8)$$

در حالی که مشاهدات $i = 1, 2, \dots, N$ و $t = 1, 2, \dots, T$ به‌طور جداگانه نمایانگر اندازه‌گیری C.S و زمان هستند؛ $y_{t-1} = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{i,t-1}$ میانگین C.S از $y_{i,t-1}$ را بیان می‌کند؛ همچنین $\Delta y_{it} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$ تغییرات مرتبه اول از Δy_{it} را نشان می‌دهد. فرضیه صفر ایستایی به صورت $(H_0: \beta_i = 0 \text{ for all } i)$ است، در حالی که روش CADF فرضیه جایگزین عدم ایستایی را ارزیابی می‌کند $(H_1: \beta_i < 0 \text{ for some } i)$. پسران (۲۰۰۷) روش ایستایی CIPS افزوده به مقطع عرضی را بر اساس میانگین تجزیه و تحلیل‌های CADF جداگانه برای کل گروه توسعه داد. ملاحظات زیر برای آمار آزمون CIPS مطرح می‌باشند:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (9)$$

در حالی که $CADFi$ اندازه‌گیری روش $CADF$ برای واحد مقطعی i ام معادله ۲ را مشخص می‌کند.

آزمون هم‌انباشتگی

در صورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌جمعی پانلی مانند پدرونی (۲۰۰۳) و کائو (۱۹۹۹) ممکن است به نتایج هم‌جمعی کاذب منجر شود. برای رفع این مشکل، آزمون‌های هم‌جمعی متعددی پیشنهاد شده است که از جمله آن‌ها، آزمون وسترلوند (۲۰۰۵) است که برای حذف وابستگی مقطعی طراحی شده است.

واسترلوند (۲۰۰۵) برای داده‌های پانلی، دو آماره مبتنی بر جملات پسماند برای آزمون عدم وجود هم‌جمعی پیشنهاد کرده است. این آزمون‌ها نیازی به تصحیح برای وابستگی‌های زمانی داده‌ها ندارند و قادر به تطبیق دینامیک‌های کوتاه‌مدت خاص هر فرد، شرایط رهگیری، روندهای خاص هر فرد و پارامترهای شیب خاص هستند. برای این منظور رابطه‌ی زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = d_t' \delta_i + x_{it}' \beta_i + \hat{e}_{it} \quad (10)$$

که در آن d به متغیر برون‌زا و x و y به متغیرهای مورد بررسی اشاره می‌کنند. در رگرسیون بالا d_t دو حالت می‌تواند داشته باشد. حالت اول $d_t = 1$ بوده و بنابراین y_{it} دارای عرض از مبدأ است. در حالت دوم $d_t = (1, t)'$ بوده و بنابراین y_{it} با عرض از مبدأ و روند خواهد بود. وقتی که سری باقیمانده $\hat{e}_{it}$ ایستا باشد y_{it} و x_{it} هم‌انباشته هستند، در غیر این صورت دارای ریشه واحد می‌باشند. فرضیه صفر آزمون وسترلوند (۲۰۰۵) مبنی بر عدم هم‌جمعی متغیرهای مدل است.

$$\hat{e} = p\hat{e}_{it-1} + u_{it}$$

واسترلوند برای بررسی هم‌جمعی دو آماره میانگین گروه و نسبت واریانس پانل ارائه می‌دهد. اگر داشته باشیم:

$$\hat{E}_{it} \equiv \sum_{j=1}^t \hat{e}_{ij}$$

$$\hat{R}_{it} \equiv \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{ij}^2)$$

میانگین گروه و نسبت واریانس پانل به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$VR_G = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{E}_{it}^2 \hat{R}_i^{-1}$$

$$VR_P = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{E}_{it}^2 \left(\sum_{i=1}^N \hat{R}_i \right)^{-1}$$

فرضیات این آزمون برای آماره پانل به صورت

$$H_0: \rho_i = 1$$

$$H_1: \rho_i = \rho, |\rho| < 1$$

و برای آماره میانگین گروه به صورت زیر است:

$$H_0: \rho_i = 1$$

$$H_1: \begin{cases} |\rho_i| < 1 : i = 1, \dots, N_1 \\ \rho_i = 1 : i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases}$$

تخمین زن گروه میانگین تجمیع شده (PMG)

ویژگی اصلی PMG این است که اجازه می‌دهد ضرایب کوتاه‌مدت، از جمله عرض‌ها، سرعت تنظیم به مقادیر تعادل بلندمدت و واریانس‌های خطا برای هر کشور به‌طور جداگانه و متفاوت از هم باشند، در حالی که ضرایب شیب بلندمدت باید برای تمام کشورها یکسان باشند. این خصوصیت به‌ویژه زمانی مفید است که دلایلی برای پذیرش این که رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها در کشورهای مختلف مشابه است یا حداقل در یک زیرمجموعه از آنها وجود دارد، وجود داشته باشد. تنظیم کوتاه‌مدت اجازه داده می‌شود که خاص کشور باشد، زیرا تأثیر بحران‌های مالی و شوک‌های خارجی، سیاست‌های تثبیت، سیاست‌های پولی و غیره در کشورهای مختلف متفاوت است. با این حال، برای اعتبار، سازگاری و کارایی این روش‌شناسی، الزامات متعددی وجود دارد.

تخمین‌زن گروه میانگین (MG)

تکنیک MG که توسط Pesaran & Smith (1995) معرفی شده است، خواستار تخمین رگرسیون‌های جداگانه برای هر کشور و محاسبه ضرایب به‌عنوان میانگین ثابت از ضرایب تخمینی برای کشورهای فردی است. این روش هیچ محدودیتی تحمیل نمی‌کند و اجازه می‌دهد که تمام ضرایب در بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیر و غیرهمگن باشند. با این حال، شرط لازم برای سازگاری و اعتبار این رویکرد، داشتن ابعاد کافی برای سری زمانی داده‌ها است.

تخمین‌زن اثر ثابت پویا (DFE)

تخمین‌زن DFE بسیار شبیه به PMG است و محدودیت‌هایی را برای ضرایب شیب و واریانس‌های خطا ایجاد می‌کند تا برای تمام کشورها یکسان باشد در بلندمدت. مدل DFE همچنین سرعت تنظیم و ضرایب کوتاه‌مدت را همگن می‌کند. با این حال، مدل دارای عرض‌های خاص کشور است DFE. دارای گزینه خوشه‌ای است تا همبستگی درون‌گروهی را با خطای استاندارد تخمین بزند (بلکبرن و فرانک^۱، ۲۰۰۷).

هرچند مدل ARDL به طور کامل مشکل درون‌زایی را برطرف نمی‌کند، اما استفاده از وقفه‌های متغیرها و نیز انجام آزمون علیت دومیترسکو-هارلین، تا حدی این نگرانی را کاهش داده است.

۴. تحلیل نتایج تجربی

۴-۱. آمار توصیفی

در این بخش آمار توصیفی متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد که خلاصه آن را می‌توان در جدول ۲ مشاهده نمود.

در جدول ۲ مشاهده می‌شود که میانگین لگاریتمی صنعتی شدن برابر با ۳.۲۸ در حالیکه انحراف معیار و حداقل و حداکثر آن به ترتیب برابر با ۰/۲۸، ۲/۱۹ و ۴/۲ ثبت شده است. سرمایه‌گذاری خارجی به‌طور میانگین ۰/۸۵ و انحراف معیار مقدار ۱/۳۶ و حداقل مقدار ۷/۲۰- و حداکثر مقدار ۶/۱۱ می‌باشد. میانگین توسعه مالی و رشد اقتصادی به ترتیب برابر با ۱/۴۷- و ۸/۲۸ بوده است و مقدار حداقل و حداکثر این متغیرها به ترتیب برابر با ۵/۵۶-، ۵/۷۴ و ۰/۱۸- و ۱۱/۱۲ می‌باشد. همچنین میانگین تعامل سرمایه‌گذاری خارجی با توسعه مالی برابر با ۱/۰۶- و میانگین درجه باز

¹ Blackburne and Frank

بودن تجارت برابر با ۴/۲۵ ثبت شده است. مقادیر حداقل و حداکثر این متغیرها برابر با ۹/۰۸- و ۲/۷۵، ۱۹/۷۷ و ۶/۰۸ است.

جدول (۲): آمار توصیفی

متغیرها	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
LNind	۱۷۲۸	۳/۲۸	۰/۲۸	۲/۱۹	۴/۲
Lnfi	۱۷۲۸	۰/۸۵	۱/۳۶	-۷/۲۰	۶/۱۱
Lnfd	۱۷۲۸	-۱/۴۷	۰/۶۸	-۵/۵۶	-۰/۱۸
Lngr	۱۷۲۸	۸/۲۸	۱/۱۶	۵/۷۴	۱۱/۱۲
Lnto	۱۷۲۸	۴/۲۵	۰/۵۴	۲/۷۵	۶/۰۸
Lnifid	۱۷۲۸	-۱/۰۶	۲/۱۴	-۹/۰۸	۱۹/۷۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD)

اولین گام در اقتصادسنجی داده‌های پانلی، تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی است. برای این منظور، از آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است و نتایج آن در جدول ۳ ارائه گردیده است. فرض صفر آزمون بر عدم وابستگی مقطعی و فرض یک بر وجود وابستگی مقطعی است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، تمام متغیرهای پژوهش دارای وابستگی مقطعی هستند. این آزمون به ما کمک می‌کند تا برای بررسی مانایی و هم‌جمعی متغیرها، آزمون مناسب را انتخاب کنیم.

جدول (۳): نتایج آزمون وابستگی مقاطع متغیرها

متغیرها	CD-test	p-value
Lnind	۲۳/۴۸	.
Lnfi	۳۳/۱۰	.
Lnfd	۹۸/۲۹	.
Lngr	۱۹۶/۲۰	.
Lnto	۴۱/۹۱	.
Lnifid	۱۸/۱۳	.

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. بررسی مانایی متغیرها با آزمون ریشه واحد پانلی

برای اینکه در تخمین مدل، دچار رگرسیون کاذب نشویم بایستی از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. اگر متغیرها مانا باشند تخمین‌ها دیگر مشکل رگرسیون کاذب را نخواهند داشت. با توجه به رد فرضیه صفر در آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD) و تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از آزمون‌های سنتی ریشه واحد پانلی مانند ایم، پسران و شین (IPS) و لوین، لین و چو (LLC) و ... ممکن است منجر به نتایج نادرست شود. بنابراین برای بررسی مانایی متغیرهای مدل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مقطعی پسران که به مسئله وابستگی مقطعی توجه کرده است، استفاده خواهد شد. نتایج این آزمون در جدول ۴ قابل ملاحظه است:

جدول (۴): نتایج آزمون ریشه واحد مقطعی پسران

نتایج	آزمون CD پسران با عرض از مبدأ		متغیر
	P-Value	Z [t-bar]	
I(۰)	۰/۱۹۸	-۰/۸۵	Lnind
I(۱)	(۰)*	-۲۴/۲۳۵	D.Lnind
I(۰)	(۰)*	-۱۴/۵۵۶	Lnfi
I(۰)	(۰)*	-۸/۳۰۳	Lnfd
I(۰)	۱/۰۹۷	۰/۸۶۴	Lngr
I(۱)	(۰)*	-۱۴/۸۴۹	D.Lngr
I(۰)	۰/۳۹۵	-۰/۲۶۵	Lnto
I(۱)	(۰)*	-۲۳/۶۵۳	D.Lnto
I(۰)	(۰)*	-۱۴/۲۲۳	Lnifid

منبع: یافته‌های پژوهش

*نشانه سطح معناداری در 0.01

براساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران نشان می‌دهد که متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و تعامل سرمایه‌گذاری خارجی با توسعه مالی در سطح مانا هستند و فرضیه صفر که بیانگر وجود ریشه واحد است رد شده است، اما متغیرهای رشد و درجه باز بودن تجارت با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا خواهند شد.

۴-۴. نتایج آزمون هم‌جمعی داده‌های پانلی وسترلوند (۲۰۰۵)

در صورت نامانا بودن متغیرها، تخمین مدل باعث ایجاد رگرسیون کاذب می‌گردد. برای جلوگیری و رفع این مشکل، می‌توان از آزمون‌های هم‌انباشتگی استفاده کرد. بنابراین، پس از بررسی مانایی متغیرها، آزمون هم‌انباشتگی برای ارزیابی روابط بلندمدت میان آن‌ها انجام می‌شود. مطابق نتایج ارائه شده در جدول ۳ آزمون وابستگی مقطعی CD پسران، فرض صفر بر عدم وابستگی مقطعی تأکید دارد و نتایج آن نشان می‌دهد که مدل مورد بررسی دارای وابستگی مقطعی است. با توجه به وابستگی مقطعی داده‌ها، استفاده از روش‌های متداول هم‌انباشتگی مانند پدرونی و کائو ممکن است به نتایج نادرست منجر شود. به همین دلیل، از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۵) برای بررسی روابط بلندمدت استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی و فرضیه یک آن بر وجود رابطه هم‌انباشتگی تأکید دارد. همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌گردد نتایج نشان می‌دهد که بین بعضی از پانل‌ها فرض صفر رد شده است و بنابراین در بعضی از پانل‌ها رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. با توجه به تأیید هم‌انباشتگی در برخی از پانل‌ها، امکان برآورد مدل بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب وجود دارد.

جدول (۵): نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۵)

نسبت واریانس (VR)	آماره	P-Value
	۲/۲۵۲۶	۰/۰۱۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵. آزمون هاسمن

برای تعیین روش مناسب بین تخمین‌زن‌های PMG و MG از آزمون هاسمن استفاده خواهد شد. نتایج این آزمون در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون هاسمن

آزمون هاسمن	آماره آزمون هاسمن	درجه آزادی	P-Value
	۸/۹۷۲۴	۶	۰/۱۲۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶ بیانگر عدم رد فرضیه صفر مبنی بر اینکه تخمین‌زن PMG تخمین‌زنی کارا و سازگار نسبت به تخمین‌زن MG است (سمرقندی و همکاران، ۲۰۱۵). قبل از برآورد مدل باید تعداد

وقفه‌های مناسب با معیار اطلاعات مشخص گردد. در اینجا وقفه بهینه براساس معیار آکاییک برای متغیرهای تعیین می‌گردد. نتایج برآورد مدل $(۴,۲,۲,۲,۲,۲)$ PANEL ARDL با تخمین‌زن PMG در جدول ۷ نشان داده شده است.

۴-۶. برآورد مدل با الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی

اکنون با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق، بردار هم‌انباشتگی بلندمدت براساس روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی پانلی (Panel ARDL) رابطه سرمایه‌گذاری خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی و باز بودن درجه تجارت و تعامل سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه مالی بر توسعه صنعتی برآورد می‌گردد که نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده است. نتایج برآورد شده بلندمدت نشان‌دهنده معنی‌دار بودن همه متغیرها از نظر آماری است. همانطور که نتایج نشان می‌دهد، ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی $۰/۱۸$ است که مقداری مثبت و معنی دارد است و بدین معنا است که اگر سرمایه‌گذاری خارجی ۱ درصد افزایش یابد آنگاه متغیر ارزش افزوده صنعت به میزان $۰/۱۸$ درصد نیز افزایش می‌یابد. افزایش سرمایه و انتقال فناوری از کشورهای خارجی به کشورهای در حال توسعه منجر به افزایش رشد صنعتی می‌گردد و مشاهده می‌گردد که جریان ورودی سرمایه‌گذاری خارجی به این کشورها جهت‌گیری مثبتی در رشد صنعتی دارند.

از سوی دیگر توسعه مالی و درجه باز بودن تجارت با صنعتی‌سازی در بلندمدت رابطه منفی دارند و همچنین هر دو متغیر از نظر آماری در بلندمدت معنادار است. یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش ۱ درصدی توسعه مالی و درجه باز بودن تجارت موجب رشد منفی $۰/۲۳$ و $۰/۲۱$ درصدی متغیر وابسته صنعتی‌سازی نیز می‌گردد. در نتیجه این دو متغیر در کشورهای در حال توسعه اثرات منفی بر متغیر وابسته دارد. در مطالعات متعدد نشان داده شده است که ساختار در کشورهای در حال توسعه بانک‌محور است و از آنجا که با مداخلات دولت و وام‌های اجباری منجر به رفتارهای غیربازاری در بازارهای مالی نیز می‌گردد که این امر منجر به هدایت اعتبارات بانکی به سمت صنایع عقب افتاده در کشورهای در حال توسعه نیز می‌گردد، در این شرایط صنایع با بهره‌وری بالاتر نسبت به سایر صنایع از حمایت مالی کافی برخوردار نمی‌شوند و در نتیجه توسعه مالی منجر به کاهش صنعتی‌سازی در کشورهای در حال توسعه نیز می‌گردد. براساس مطالعات شفال‌الدین (۲۰۰۵) درجه باز بودن تجارتی در کشورهای در حال توسعه می‌تواند رابطه عکس

داشته باشد شفال‌الدین استدلال می‌کند که حمایت‌گرایی طولانی‌مدت منجر به ناکارآمدی و عدم توانایی در رقابت در بازار بین‌المللی می‌شود. از سوی دیگر، آزادسازی تجاری زود هنگام، فراگیر و همه‌جانبه منجر به **صنعت‌زدایی**، تمرکز بر تولید و صادرات کالاهای اولیه، محصولات مبتنی بر منابع طبیعی، صنایع ساده و کاربر و یا مونتاژ، بدون توانایی چندانی برای همگام شدن با رقابت جهانی و ارتقا می‌شود.

همچنین متغیرهای لگاریتمی رشد اقتصادی و تعامل توسعه مالی با سرمایه‌گذاری خارجی اثر مثبت و مستقیم بر صنعتی‌سازی می‌گذارد. ضرایب این دو متغیر به ترتیب برابر با ۰/۰۹ و ۰/۰۷ می‌باشد و از نظر آماری نیز معنی‌دار است. این اعداد به این معنا است که اگر یک درصد رشد اقتصادی و تعامل توسعه مالی و سرمایه‌گذاری خارجی افزایش یابد صنعتی‌سازی به ترتیب ۰/۰۹ و ۰/۰۷ درصد افزایش خواهد یافت. نتایج رشد اقتصادی با یافته‌های اپیا و همکاران (۲۰۲۲)، مک کاسلند و تئودوسیئو (۲۰۱۲) و مارکونی و همکاران (۲۰۱۶) مطابقت دارند و در این مطالعات نشان داده شده است که رشد اقتصادی بر صنعتی‌سازی اثرگذار است. تعامل بین توسعه مالی و سرمایه‌گذاری خارجی رابطه مثبت با صنعتی‌سازی دارد، این امر نشان می‌دهد که افزایش توان جذب توان توسعه مالی و ورود سرمایه‌گذاری خارجی موجب افزایش محدود سطح صنعتی‌سازی در کشورهای در حال توسعه نیز می‌گردد.

در مدل کوتاه‌مدت اکثر متغیرها بی‌معنی می‌باشند اما تأثیرات رشد اقتصادی (Lngr) و درجه باز بودن تجاری (Lnto) با وقفه صفر و توسعه صنعتی (Lnind) با وقفه یک مثبت و معنادار هستند. تغییرات در شاخص سرمایه‌گذاری خارجی (Lnfi) و توسعه مالی (Lnfd) تأثیرات معناداری ندارند. تأثیر تعامل سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه مالی (Lnfidf) نیز در کوتاه‌مدت ناچیز است. ضریب تصحیح خطا (COINTEQ) منفی و معنادار نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است.

همچنین ضریب C در مدل ۲/۸۱ است و از نظر آماری نیز معنی‌دار است. این نتیجه حاکی از آن است که اگر همه متغیرهای مستقل صفر باشند سطح توسعه صنعتی (Lnind) در بلندمدت برابر با ۲/۸۱ خواهد بود. یعنی حتی در غیاب سایر متغیرهای توضیحی مقدار توسعه صنعتی در کشورهای در حال توسعه یک مقدار مثبت است.

جدول (۷): نتایج بلندمدت برآورد مدل با بهره‌گیری
از تخمین‌زن PMG با وقفه آکاییک

مدل بلندمدت		
Panel ARDL (4,2,2,2,2,2)		متغیرها
P-Value	ضرایب	
۰	۰/۱۸	Lnfi
۰	-۰/۲۳	Lnfd
۰	۰/۰۹	Lngr
۰	-۰/۲۱	Lnto
۰	۰/۰۷	Lnfifd
مدل کوتاه مدت		
P-Value	ضرایب	متغیرها
۰/۶۷	۰/۰۲	DLnind(-1)
۰/۶۳	-۰/۰۱۹	DLnind(-2)
۰/۳۴	۰/۰۳۹	DLnind(-3)
۰/۶۹	-۰/۰۱۴	DLnfi
۰/۸۳	۰/۰۰۸	DLnfi(-1)
۰/۶۵	۰/۰۲۵	DLnfd
۰/۳۶	-۰/۰۴	DLnfd(-1)
۰/۰۱۱	۰/۲۱۵	DLngr
۰/۵۶	-۰/۰۴۴	DLngr(-1)
۰	۰/۱۸	DLnto
۰/۰۱۳	۰/۰۶۹	DLnto(-1)
۰/۸۷	-۰/۰۰۴	DLnfifd
۰/۵۴	۰/۰۱۴	DLnfifd(-1)
۰/۰۰۱۲	-۰/۰۷۹	COINTEQ
۰	۲/۸۱	C
تعداد مقاطع = ۶۴، تعداد مشاهدات = ۱۷۲۸، ۳۵۴۱/۹۶۶ =		
Log-Likelihood		

منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور صحت‌سنجی نتایج حاصل از برآورد مدل PMG با معیار آکاییک (AIC)، از معیار شوارتز (SIC) برای انتخاب وقفه بهینه استفاده شد. مدل مبتنی بر معیار AIC با ساختار PMG $(1,0,0,0,0,0)$ و مدل مبتنی بر معیار SIC با ساختار PMG $(4,2,2,2,2,2)$ نتایج نشان می‌دهد که متغیر توسعه مالی (LNFD) در هر دو مدل دارای اثر منفی و معنی‌دار بر توسعه صنعتی است که بیانگر پایداری این رابطه است. در مقابل، متغیر باز بودن تجارت (LNTD) در مدل AIC دارای اثر منفی $(-0/21)$ و در مدل SIC دارای اثر مثبت $(+0/44)$ است. این تغییر علامت نشان‌دهنده حساسیت بالای رابطه باز بودن تجارت با توسعه صنعتی نسبت به انتخاب وقفه‌ها است. همچنین ضریب ثابت (C) از $2/81$ در مدل AIC به $0/97$ در مدل SIC کاهش یافته که بر تأثیرپذیری نتایج از معیار انتخاب وقفه دلالت دارد. با توجه به تغییر علامت متغیر باز بودن تجارت، نمی‌توان یک رابطه قطعی بین این متغیر و توسعه صنعتی برقرار نمود و این موضوع نیازمند تحقیقات تکمیلی با رویکردهای جایگزین است.

جدول (۸): نتایج بلندمدت برآورد مدل با بهره‌گیری

از تخمین‌زن PMG با وقفه شوارتز

مدل بلندمدت		
Panel ARDL (1,0,0,0,0,0)		متغیرها
P-Value	ضرایب	
0/006	0/04	Lnfi
.	-0/13	Lnfd
.	0/05	Lngr
.	0/44	Lnto
0/0054	0/03	Lnifid
.	-0/09	COINTEQ
.	0/97	C
تعداد مقاطع = ۶۴، تعداد مشاهدات = ۱۷۲۸، $\text{Log-} = 2674/349$		
Likelihood		

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۷. آزمون علیت دومیترسکو-هارلین

به منظور بررسی روابط علی بین متغیرها، از آزمون علیت دومیترسکو-هارلین^۱ (۲۰۱۲) استفاده شده است. این آزمون نسخه تعمیم‌یافته آزمون علیت گرنجر برای داده‌های پانل است که وجود وابستگی مقطعی را نیز کنترل می‌کند. نتایج این آزمون در جدول ۹ ارائه شده است. بر اساس یافته‌ها، بین توسعه صنعتی (LNIND) و سه متغیر توسعه مالی (LNFD)، رشد اقتصادی (LNGR) و باز بودن تجارت (LNTD) یک رابطه علیت دوطرفه در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود دارد. این بدان معناست که این متغیرها هم بر توسعه صنعتی تأثیر علی دارند و هم از آن تأثیر می‌پذیرند. در مقابل، سرمایه‌گذاری خارجی (LNFI) و اثر تعاملی توسعه مالی و سرمایه‌گذاری خارجی (LNFIFD) هیچ رابطه علیتی با توسعه صنعتی ندارند. لازم به ذکر است که آزمون علیت دومیترسکو-هارلین صرفاً وجود و جهت علیت را بررسی می‌کند و راجع به علامت (مثبت یا منفی) روابط اظهارنظری نمی‌کند. تفسیر علامت و میزان تأثیر هر یک از متغیرها بر توسعه صنعتی در قالب نتایج رگرسیون اصلی (جدول ۷) ارائه شده است.

جدول (۹): نتایج آزمون علیت دومیترسکو-هارلین

نتیجه در سطح ۵ درصد	P-Value	
عدم علیت (فرضیه صفر رد نمی‌شود)	۰/۲۲۸۱	Lnfi به Lnind
	۰/۴۱۵۴	Lnind به Lnfi
علیت دو طرفه (فرضیه صفر رد می‌شود)	۰	Lnfd به Lnind
	۰۰۰۲۵	Lnind به Lnfd
علیت دو طرفه (فرضیه صفر رد می‌شود)	۰	Lngr به Lnind
	۰	Lnind به Lngr
علیت دو طرفه (فرضیه صفر رد می‌شود)	۰	Lnto به Lnind
	۰	Lnind به Lnto
عدم علیت (فرضیه صفر رد نمی‌شود)	۰/۱۰۷۹	Lnifid به Lnind
	۰/۹۰۴۳	Lnind به Lnifid

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه گیری و پیشنهاد سیاستی

این پژوهش با هدف واکاوی رابطه توسعه مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی با صنعتی‌سازی در کشورهای در حال توسعه انجام شد. در حالی که بخش مهمی از ادبیات موجود یا بر نقش توسعه مالی تأکید کرده و یا بر اثر سرمایه‌گذاری خارجی تمرکز داشته است، این مطالعه تلاش کرد با بهره‌گیری از رویکرد ARDL پانلی و تفکیک آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت، تصویری منسجم‌تر از سازوکارهای اثرگذاری این متغیرها ارائه دهد. مزیت این رویکرد در آن است که امکان بررسی هم‌زمان پویایی‌های کوتاه‌مدت و رابطه تعادلی بلندمدت را فراهم می‌کند و ناهمگنی میان کشورها را نیز لحاظ می‌نماید.

نتایج نشان داد میان متغیرهای مورد بررسی رابطه بلندمدت پایدار وجود دارد، اما جهت و شدت اثرگذاری آن‌ها یکسان نیست. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش مثبتی در تقویت صنعتی‌سازی ایفا می‌کند که این یافته با نظریه‌های انتقال فناوری، سرریزهای دانشی و ارتقای بهره‌وری سازگار است. ورود سرمایه خارجی می‌تواند از مسیر افزایش ظرفیت تولید، انتقال دانش فنی و پیوند با زنجیره‌های ارزش جهانی به تعمیق فعالیت‌های صنعتی منجر شود. همچنین رشد اقتصادی با گسترش بازار داخلی و افزایش ظرفیت تقاضا، زمینه مساعدی برای توسعه صنعتی فراهم می‌آورد و رابطه‌ای تقویت‌کننده میان رشد و صنعتی‌سازی برقرار می‌سازد.

در مقابل، یافته‌ها نشان می‌دهد با وجود رابطه علی دوطرفه، جهت تاثیر توسعه مالی در ساختار نهادی و عملکردی فعلی بسیاری از کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد این رابطه در عمل به نفع صنعتی‌سازی نبوده است. این نتیجه بیانگر آن است که تعمیق مالی لزوماً به معنای تخصیص بهینه منابع به بخش‌های مولد نیست. در شرایطی که نظام‌های مالی بانک‌محور با تمرکز اعتباری بالا و ضعف نظارتی مواجه‌اند، منابع ممکن است به سمت فعالیت‌های غیرمولد یا سفته‌بازانه هدایت شوند. بنابراین کیفیت نهادهای مالی و جهت‌گیری اعتباری اهمیت بیشتری از صرف گسترش کمی شاخص‌های مالی دارد.

یافته‌های کوتاه‌مدت نیز حاکی از آن است که اثرگذاری متغیرهای مالی و واقعی بر صنعتی‌سازی تدریجی و زمان‌بر است. صنعتی‌سازی فرآیندی ساختاری و انباشتی است که نیازمند ثبات سیاستی، انباشت سرمایه انسانی و انتقال فناوری است و آثار آن در افق‌های زمانی بلندمدت آشکار می‌شود. این نتیجه اهمیت نگاه بلندمدت در سیاست‌گذاری صنعتی را برجسته می‌سازد.

از منظر سیاستی، نتایج این پژوهش تأکید می‌کند که اصلاح ساختار نظام مالی باید در کانون سیاست‌های توسعه صنعتی قرار گیرد. بهبود کیفیت تخصیص اعتبارات، تقویت شفافیت و نظارت، توسعه ابزارهای تأمین مالی بلندمدت برای پروژه‌های صنعتی و حمایت هدفمند از بنگاه‌های کوچک و متوسط صنعتی می‌تواند پیوند میان بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد را تقویت کند. بدون چنین اصلاحاتی، گسترش ظاهری شاخص‌های مالی ممکن است به تقویت صنعتی‌سازی منجر نشود.

در حوزه سرمایه‌گذاری خارجی، تمرکز صرف بر افزایش حجم جریان‌های ورودی کافی نیست؛ بلکه طراحی چارچوب‌های نهادی برای انتقال فناوری، ارتقای مهارت نیروی کار و ایجاد پیوندهای پسین و پیشین با بنگاه‌های داخلی اهمیت اساسی دارد. سیاست‌های هوشمند جذب سرمایه خارجی باید به گونه‌ای تنظیم شوند که سرریزهای فناورانه و یادگیری صنعتی را تقویت کنند. همچنین هدایت رشد اقتصادی به سمت بخش‌های مولد و صنعتی ضروری است. تنوع‌بخشی ساختار تولید، تقویت صنایع دانش‌بنیان و بهبود محیط کسب‌وکار می‌تواند رشد اقتصادی را به صنعتی‌سازی پایدار پیوند دهد. توسعه زیرساخت‌های فیزیکی و نهادی نیز بستر بهره‌برداری مؤثر از منابع مالی داخلی و خارجی را فراهم می‌آورد و کارایی سیاست‌های صنعتی را افزایش می‌دهد. در مجموع، این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه میان توسعه مالی و صنعتی‌سازی پیچیده و وابسته به کیفیت ساختار نهادی است. صنعتی‌سازی موفق در کشورهای در حال توسعه مستلزم رویکردی هماهنگ است که در آن اصلاح نظام مالی، مدیریت هدفمند سرمایه‌گذاری خارجی و جهت‌دهی رشد اقتصادی به سمت فعالیت‌های مولد به صورت هم‌زمان دنبال شود. این یافته‌ها می‌تواند مبنایی برای بازاندیشی در سیاست‌های مالی و صنعتی کشورهای در حال توسعه فراهم آورد و به غنای ادبیات تجربی در این حوزه بیفزاید.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

References

Abbasi, G., & Baradaran Shoraka, H. (2009). Effects of financial markets on Iran's industrial growth. *Economic Studies and Policies*, 16(16), 3–22. [In Persian]

- Aboutorabi, M., & Falahi, M. (2013). Stock market in economic growth: The case of MENA countries. *Monetary Economics, Finance*, 20(6), 29–47. [In Persian]
- Appiah, M., Gyamfi, B. A., Adebayo, T. S., & Bekun, F. V. (2023). Do financial development, foreign direct investment, and economic growth enhance industrial development? Fresh evidence from Sub-Sahara African countries. *Portuguese Economic Journal*, 22(2), 203–227.
- Baldwin, R. (2016). *The great convergence: Information technology and the new globalization*. Harvard University Press.
- Bolaky, B. (2011). *The role of industrialisation in economic development: Theory and evidence* (UNCTAD Report No. 52). UNCTAD.
- Cai, H., & Yan, Q. (2004). Industrial structure adjustment and financial development: Cross-industry survey from China. *Management World*, 10, 79–84.
- Carlin, W., & Mayer, C. (2003). Finance, investment, and growth. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 191–226.
- Caves, R. E. (1996). *Multinational enterprise and economic analysis*. Cambridge University Press.
- Da Rin, M., & Hellmann, T. (2002). Banks as catalysts for industrialization. *Journal of Financial Intermediation*, 11(4), 366–397.
- Dijkstra, A. G. (2000). Trade liberalization and industrial development in Latin America. *World Development*, 28(9), 1567–1582.
- Fang, W., & Miller, S. M. (2014). Does financial development volatility affect industrial growth volatility? *International Review of Economics & Finance*, 29, 307–320.
- Felipe, J., Mehta, A., & Rhee, C. (2019). Manufacturing matters... but it's the jobs that count. *Cambridge Journal of Economics*, 43(1), 139–168.
- Griffin, K. (1989). *Stratégies de développement*. Economica.
- Hughes, H. (1984). Industrialization and development: A stocktaking. In *Industrialisation and development: A third world perspective* (pp. ?). Greenwood Press. (Note: Page range missing – please check original)
- Javorcik, B. S. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *American Economic Review*, 94(3), 605–627.
- Laeven, L., & Levine, R. (2011). *Financial and technological innovation: Implications for growth*. Brown University Press.

- Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory, evidence, and mechanisms. In S. Durlauf & P. Aghion (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1, pp. 865–934). North-Holland.
- Lin, Y., Zhang, Q., & Liu, M. (2003). Financial structure and economic growth: The case of manufacturing industry. *World Economy*, 1, 3–21.
- Lipsey, R. E., & Zegan, M. (1994). *What explains developing country growth?* (NBER Working Paper No. 4132). National Bureau of Economic Research.
- Markusen, J. R., & Venables, A. J. (1999). Foreign direct investment as a catalyst for industrial development. *European Economic Review*, 43(2), 335–356.
- Maroof, Z., Hussain, S., Jawad, M., & Naz, M. (2019). Determinants of industrial development: A panel analysis of South Asian economies. *Quality & Quantity*, 53, 1391–1419.
- Ndikumana, L. (2003). Financial markets and economic development in Africa. In E. Nnadozie (Ed.), *African economic development* (pp. 373–403). Emerald.
- Nkemgha, G. Z., Nchofoung, T. N., & Sundjo, F. (2023). Financial development and human capital thresholds for the infrastructure development-industrialization nexus in Africa. *Cities*, 132, 104108.
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels* (Cambridge Working Papers in Economics No. 435). University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.
- Qu, Q. (2001). Asset prices and monetary policy. *Economic Research Journal*, 7, 60–67.
- Rajan, R. G. (2006). Has finance made the world riskier? *European Financial Management*, 12(4), 499–533.
- Robinson, J. (1952). The model of an expanding economy. *The Economic Journal*, 62(245), 42–53.
- Rodriguez-Clare, A. (1996). Multinationals, linkages, and economic development. *The American Economic Review*, 86(4), 852–873.

- Rodrik, D. (2015). *Premature deindustrialization in developing countries* [Working paper]. Harvard University.
- Shafaeddin, S. M. (2005). Towards an alternative perspective on trade and industrial policies. *Development and Change*, 36(6), 1143–1162.
- Szirmai, A. (2012). Industrialisation as an engine of growth in developing countries, 1950-2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(4), 406–420.
- Udoh, E., & Ogbuagu, U. R. (2012). Financial sector development and industrial production in Nigeria (1970-2009): An ARDL cointegration approach. *Journal of Applied Finance & Banking*, 2(4), 49–68.
- Verspagen, B. (1991). A new empirical approach to catching up or falling behind. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2(2), 359–380.
- Vissak, T., & Roolaht, T. (2005). The negative impact of foreign direct investment on the Estonian economy. *Problems of Economic Transition*, 48(2), 43–66.
- Yan, G., & Chen, Y. (2023). The impact of financial development on industrial upgrading based on the analysis of intermediation effect and threshold effect. *Sustainability*, 15(10), 8364.
- Zhang, K. H. (2014). How does foreign direct investment affect industrial competitiveness? Evidence from China. *China Economic Review*, 30, 530–539.