Global Value Chain Participation and Total Factor Productivity Growth in Selected Developing Countries

Elnaz Ghanati[1], Mohamad Reza Salmani Bishak[2*], Behzad Salmani[3]

1. Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
2. Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. (Corresponding Author)
3. Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.

* mrsalmani@tabrizu.ac.ir

OPEN ACCESS

https://doi.org/10.22034/bs.2026.2105188.3320

Article Type: Regular Papers

Received: 06 Sep. 2026
Revised: 31 Oct. 2026
Accepted: 31 Oct. 2026

JEL Classification

F14, O47, C33, F15

Keywords

Global Value Chains; Total Factor Productivity Growth; Backward Linkages; Forward Linkages; CS-ARDL

Data Availability

The data used or generated in this research are presented in the text of the article.

Conflicts of Interest

The authors of this paper declared no conflict of interest regarding the authorship or publication of this article.

Abstract

The expansion of global value chains (GVCs) in recent decades has transformed the way countries integrate into the international economy. However, the implications of such integration for productivity growth in developing countries, and whether these effects differ according to the type of backward and forward linkages, remain debated. This study examines the effects of backward linkages (FVA) and forward linkages (DVX) on total factor productivity (TFP) growth in 22 selected developing countries over the period 1990–2022. To this end, the analysis employs the Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag (CS-ARDL) approach, which accounts for cross-sectional dependence and slope heterogeneity. The Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG) estimator is also used to test the robustness of the results. The findings indicate that forward participation (DVX) is negatively and significantly associated with TFP growth in both the short and long run, whereas the coefficient on backward participation (FVA) is positive but statistically insignificant. Furthermore, the error correction term is negative and statistically significant, confirming the adjustment dynamics and stability of the model. The CCEMG estimates also confirm the negative effect of forward participation. Overall, the findings suggest that greater GVC participation is not necessarily associated with faster TFP growth and that distinguishing between backward and forward linkages is important for understanding the productivity implications of GVC participation. Accordingly, attention to the quality of linkages and upgrading countries' positions within GVCs is important for policymaking.

Citation: Ghanati, Elnaz, Salmani Bishak, Mohammadreza, & Salmani, Behzad (2026). Global Value Chain Participation and Total Factor Productivity Growth in Selected Developing Countries. Journal of Industrial & Mining Research, Volume 24, Number 138, pages , Pages 13-54

About the Authors: This article is derived from the doctoral dissertation of Elnaz Ghanati, supervised by Mohamad Reza Salmani Bishak, Associate Professor in the Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, with Behzad Salmani, Professor in the same department and faculty, serving as dissertation advisor.

CRediT Authorship Contribution Statement: The authors' contributions are reported in accordance with the Contributor Roles Taxonomy (CRediT). The first author was responsible for Software, Validation, Formal analysis, Investigation, Resources, Data curation, Writing – original draft, Visualization, and Project administration. The second author contributed to Conceptualization, Methodology, and Supervision, as well as Writing – review & editing. The third author contributed to Writing – review & editing. According to the authors' declarations, their respective contributions to the overall research were 50%, 30%, and 20%.

Declaration of Generative AI Use: The authors used Grok, a generative artificial intelligence tool, to assist with coding for the final model estimation in Stata. The accuracy of the code and the resulting estimates was assessed through robustness checks, the results of which are reported in the article. In addition, Grok was used to search the existing literature for relevant studies and theoretical perspectives to support the development of the theoretical framework. Overall, the tool was used to assist with coding, examining and verifying software outputs, analyzing the results, and identifying foundational and relevant studies to strengthen the theoretical foundations of the research. The authors reviewed and verified all AI-generated outputs and take full responsibility for the accuracy, originality, and final content of the article.

مشارکت در زنجیره ارزش جهانی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای در حال توسعه منتخب


۱ الناز قناتی


۲ محمدرضا سلمانی بی‌شک


۳ بهزاد سلمانی

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. ghanati.elnaz@gmail.com

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول) mrsalmani@tabrizu.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. b_salmani@tabrizu.ac.ir

دسترسی آزاد

https://doi.org/10.22034/bs.2026.2105188.3320

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۶/۱۵

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۸/۰۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۸/۰۹

طبقه‌بندی JEL

I21, L11, O49, M21

کلیدواژه‌ها

زنجیره ارزش جهانی/ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید/ پیوند پسین/ پیوند پیشین/ CS-ARDL

مشارکت نویسندگان

تمامی نویسندگان به‌طور مساوی در انجام این پژوهش مشارکت داشته‌اند.

دسترسی به داده

داده‌های استفاده شده یا تولید شده در این پژوهش در متن مقاله ارائه شده است.

تعارض منافع نویسندگان

نویسندگان این مقاله اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافعی در رابطه با نویسندگی و یا انتشار این مقاله ندارند.

چکیده

گسترش زنجیره‌های ارزش جهانی در دهه‌های اخیر، شیوه ادغام کشورها در اقتصاد بین‌الملل را دگرگون کرده است؛ بااین‌حال، پیامدهای این ادغام برای رشد بهره‌وری در کشورهای درحال‌توسعه و تفاوت آثار آن برحسب نوع پیوند پسین و پیشین همچنان محل بحث است. هدف این پژوهش بررسی اثر پیوند پسین (FVA) و پیوند پیشین (DVX) بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در ۲۲ کشور درحال‌توسعه منتخب طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ است. برای این منظور، از رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی تقویت‌شده با مقاطع عرضی (CS-ARDL) استفاده شده است که وابستگی مقطعی و ناهمگنی ضرایب شیب را کنترل می‌کند. همچنین، برای آزمون استحکام نتایج، برآوردگر اثرات مشترک همبسته میانگین گروهی (CCEMG) به کار گرفته شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد مشارکت پیشین (DVX) در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه منفی و معناداری با رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارد؛ درحالی‌که ضریب مشارکت پسین (FVA) مثبت، اما از نظر آماری بی‌معناست. همچنین، جمله تصحیح خطا منفی و از نظر آماری معنادار است که پویایی تعدیل و ثبات مدل را تأیید می‌کند. نتایج برآوردگر CCEMG نیز اثر منفی مشارکت پیشین را تأیید می‌کند. در مجموع، یافته‌ها نشان می‌دهند افزایش مشارکت در زنجیره ارزش جهانی لزوماً با رشد سریع‌تر بهره‌وری کل عوامل تولید همراه نیست و تمایز میان پیوندهای پسین و پیشین برای درک پیامدهای بهره‌وری مشارکت در زنجیره ارزش جهانی اهمیت دارد. بر این اساس، توجه به کیفیت پیوندها و ارتقای جایگاه کشورها در زنجیره ارزش جهانی در سیاست‌گذاری اهمیت دارد.

استناد: قناتی، الناز؛ سلمانی بیشک، محمدرضا؛ و سلمانی، بهزاد. (۱۴۰۵). مشارکت در زنجیره ارزش جهانی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای در حال توسعه منتخب. پژوهشنامه صنعت و معدن، دوره ۲۴، شماره ۱۳۸، صفحات ۵۴-۱۳

۱. مقدمه

در چهار دهه اخیر، ساختار تجارت جهانی تحولی بنیادین را از سر گذرانده است. کشورها دیگر لزوماً کالای نهایی را به‌طور کامل در داخل مرزهای خود تولید نمی‌کنند؛ فرایند خلق ارزش در قالب زنجیره‌های ارزش جهانی[1] میان چند کشور تقسیم می‌شود و هر کشور در بخشی از این فرایند، از تأمین نهاده‌های واسطه‌ای تا مونتاژ، بازاریابی و خدمات پس از فروش، تخصص پیدا می‌کند. در چنین وضعیتی، شاخص‌های سنتی مبتنی بر صادرات ناخالص تصویر دقیقی از جایگاه واقعی کشورها در اقتصاد جهانی به دست نمی‌دهند، زیرا سهم ارزش‌افزوده داخلی و خارجی نهفته در صادرات را از هم جدا نمی‌کنند. در آمار صادرات ناخالص، یک کالای واسطه‌ای ممکن است در هر مرحله از زنجیره تولید و صادرات دوباره ثبت شود و ارزش آن دچار «دوبارشماری» یا حتی چندباره‌شماری شود. به همین دلیل، ادبیات جدید تجارت بین‌الملل استفاده از سنجه‌های مبتنی بر تجارت ارزش‌افزوده را پیشنهاد می‌کند؛ سنجه‌هایی که با جداکردن سهم ارزش‌افزوده داخلی و خارجی، تصویر دقیق‌تری از مشارکت واقعی هر کشور در اقتصاد جهانی و جایگاه آن در زنجیره ارزش ارائه می‌دهند (کوپمن و همکاران[2]، ۲۰۱۴).

هم‌زمان با این دگرگونی، مشارکت در زنجیره ارزش جهانی به یکی از شاخص‌های اصلی ادغام تولیدی کشورها در اقتصاد بین‌الملل تبدیل شده است. این مشارکت دو بُعد اصلی دارد. بُعد نخست پیوند پسین[3] است که با شاخص ارزش‌افزوده خارجی به‌کاررفته در صادرات[4] اندازه‌گیری می‌شود و نشان می‌دهد تولید صادراتی یک کشور تا چه اندازه به نهاده‌ها، دانش و فناوری وارداتی متکی است؛ هرچه سهم FVA بیشتر باشد، صادرات کشور وابستگی بیشتری به زنجیره تأمین و فناوری کشورهای دیگر دارد. بُعد دوم پیوند پیشین[5] است که با شاخص ارزش‌افزوده داخلی تجسم‌یافته در صادرات سایر کشورها[6] سنجیده می‌شود و نشان می‌دهد چه مقدار از نهاده‌ها و خدمات تولیدشده در داخل، در تولید کشورهای دیگر به کار رفته و سرانجام در قالب صادرات آن‌ها به بازار جهانی رسیده است. به بیان دیگر، DVX بالاتر یعنی بخش بیشتری از ارزش ایجادشده در داخل از مسیر تولید و صادرات دیگران به بازار جهانی می‌رسد. جداکردن این دو بُعد از آن رو اهمیت دارد که «نوع ادغام» در زنجیره ارزش می‌تواند برای توان تولیدی، یادگیری فناورانه و مسیر ارتقای بهره‌وری پیامدهای متفاوتی داشته باشد (کاسلا و همکاران[7]، ۲۰۱۹).

1. Global Value Chains (GVC)
2. Koopman et al.
3. Backward Linkage
4. Foreign Value Added (FVA)
5. Forward Linkage
6. Domestic Value Added in Exports (DVX)
7. Casella et al.

بهره‌وری کل عوامل تولید[1] از محرک‌های اصلی رشد اقتصادی بلندمدت است، زیرا نشان می‌دهد اقتصاد با مقدار معینی از نهاده‌ها تا چه حد می‌تواند ارزش بیشتری خلق کند. از نظر نظری، مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی از چند مسیر می‌تواند بهره‌وری را افزایش دهد: انتقال فناوری و دانش، یادگیری از نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی باکیفیت، ارتقای استانداردهای تولید، فشار رقابتی بیشتر، دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر و انتقال منابع به فعالیت‌های کاراتر (کوالسکی و همکاران[2]، ۲۰۱۵ و تاگلیونی و وینکلر[3]، ۲۰۱۶). با این حال، شدت و حتی جهت این اثر در همه کشورها یکسان نیست و به ساختار تولید، کیفیت نهادها، سرمایه انسانی، ظرفیت جذب فناوری و به‌ویژه نوع مشارکت (پسین یا پیشین) بستگی دارد. برای نمونه، ادغام در حلقه‌های کم‌ارزش زنجیره مانند مونتاژ ساده ممکن است اثر چندانی بر بهره‌وری نداشته باشد، در حالی که افزایش ارزش‌افزوده داخلی در حلقه‌های پیچیده‌تر می‌تواند مسیر پایدارتری برای رشد بهره‌وری فراهم کند.

این پرسش برای کشورهای درحال‌توسعه اهمیت بیشتری دارد. بسیاری از این کشورها با محدودیت‌های نهادی و فناورانه، کمبود سرمایه انسانی، تنگناهای زیرساختی و آسیب‌پذیری در برابر شوک‌های خارجی روبه‌رو هستند و ارتقای بهره‌وری از چالش‌های اصلی رشد پایدار آن‌هاست. ایران نیز در همین گروه قرار می‌گیرد و در دهه‌های اخیر با محدودیت‌های ساختاری در ادغام تولیدی بین‌المللی، نوسان درآمدهای نفتی و شوک‌های خارجی مواجه بوده است. از این رو، بررسی رابطه مشارکت در GVC و رشد بهره‌وری در مقایسه‌ای میان کشورهای درحال‌توسعه، از جمله ایران، می‌تواند روشن کند که آیا ادغام بیشتر در شبکه تولید جهانی لزوماً به بهره‌وری بالاتر می‌انجامد یا نتیجه به کیفیت و جهت این ادغام بستگی دارد.

در ادبیات موجود، بخش قابل توجهی از مطالعات یا بر نمونه‌های گسترده جهانی متمرکز بوده و «اثر متوسط» مشارکت در GVC را گزارش کرده‌اند، یا جایگاه کشورها را به‌صورت مقطعی و توصیفی بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی درباره علامت اثر پیوند پسین و پیشین نیز یکسان نیست و مطالعات کمتری رشد TFP کشورهای درحال‌توسعه را در چارچوبی سازگار با وابستگی مقطعی بررسی کرده‌اند. در نتیجه، ناهمگنی این کشورها و تفاوت مسیر اثرگذاری FVA و DVX هنوز به‌خوبی روشن نشده است. در ادبیات داخلی نیز با وجود پژوهش‌های ارزشمند درباره تجزیه ارزش‌افزوده صادرات و تخصص‌گرایی عمودی (مهاجری و بانوئی، ۲۰۲۱) و مطالعات جدیدتر درباره جایگاه ایران در زنجیره ارزش جهانی (جهانگرد، ۲۰۲۴)، پژوهش تجربی پویایی که اثر مشارکت در GVC را با شاخص‌های استاندارد FVA و DVX بر رشد TFP و با در نظر گرفتن وابستگی بین‌کشوری بسنجد، کم است.

1. Total Factor Productivity (TFP)
2. Kowalski et al.
3. Taglioni & Winkler

بر این اساس، پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های پانلی کشورهای درحال‌توسعه منتخب، رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان مشارکت در زنجیره ارزش جهانی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را بررسی می‌کند. از آنجا که شوک‌های جهانی مشترک می‌توانند میان کشورهای نمونه وابستگی مقطعی ایجاد کنند، برآورد با الگوی ARDL تقویت‌شده با مقاطع عرضی[1] انجام می‌شود که برای پانل‌های ناهمگن با وابستگی مقطعی طراحی شده است (پسران[2]، ۲۰۰۶ و چودیک و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

نتایج این پژوهش می‌تواند پیام سیاستی روشنی نیز داشته باشد. اگر پیوند پسین (FVA) اثر بیشتری بر رشد بهره‌وری داشته باشد، سیاست‌گذاری باید بر دسترسی آسان‌تر به نهاده‌های واسطه‌ای باکیفیت، ارتقای استانداردها، کاهش هزینه‌های تجاری و تقویت ظرفیت جذب فناوری تمرکز کند. اگر پیوند پیشین (DVX) اثرگذارتر باشد، تعمیق ساخت داخل و ارتقای کیفیت ارزش‌افزوده داخلی که از مسیر صادرات دیگران به بازار جهانی می‌رسد اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. افزون بر این، یافته‌ها می‌تواند نشان دهد که ادغام در GVC بدون سیاست‌های مکمل در حوزه مهارت، زیرساخت، لجستیک و کیفیت نهادی لزوماً به ارتقای پایدار بهره‌وری نمی‌انجامد؛ نکته‌ای که برای کشورهای درحال‌توسعه اهمیت راهبردی دارد.

نوآوری پژوهش در آن است که رابطه پویای مشارکت در زنجیره ارزش جهانی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را در کشورهای درحال‌توسعه، با تفکیک مشارکت به دو مؤلفه FVA و DVX، بررسی می‌کند. چارچوب CS-ARDL افزون بر کنترل وابستگی مقطعی ناشی از شوک‌های جهانی و لحاظ ناهمگنی کشورها، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت را هم‌زمان برآورد می‌کند و علاوه بر اثر میانگین نمونه، مقایسه ضرایب تک‌تک کشورها، از جمله ایران، را نیز ممکن می‌سازد.

در ادامه، پس از مبانی نظری و مرور پیشینه پژوهش، روش‌شناسی شامل مدل، داده‌ها و روش برآورد معرفی می‌شود. سپس نتایج تجربی و آزمون‌های استحکام گزارش می‌شود و مقاله با نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی به پایان می‌رسد.

۲. مبانی نظری تحقیق

این بخش چارچوب نظری پژوهش را برای توضیح اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای درحال‌توسعه ارائه می‌کند. نقطه شروع آن است که با گسترش تولید شبکه‌ای و پراکنده شدن مراحل خلق ارزش در کشورهای مختلف، سنجه‌های سنتی مبتنی بر صادرات ناخالص دیگر برای فهم جایگاه کشورها و پیامدهای ادغام در اقتصاد جهانی کافی نیستند و ادبیات جدید تجارت

1. Cross-Sectionally Augmented ARDL (CS-ARDL)
2. Pesaran
3. Chudik et al.

بین‌الملل بر سنجه‌های تجارت ارزش‌افزوده و تفکیک انواع مشارکت در زنجیره ارزش جهانی تأکید می‌کند. بر این اساس، ابتدا گذار از تجارت ناخالص به تجارت ارزش‌افزوده و منطق زنجیره ارزش جهانی توضیح داده می‌شود، سپس ابعاد مشارکت و سازوکارهای اثرگذاری آن بر بهره‌وری بررسی می‌شود و در پایان، پشتوانه نظری متغیرهای کنترلی مدل بیان می‌گردد.

۲-۱. گذار از تجارت ناخالص به تجارت ارزش‌افزوده

در ادبیات سنتی تجارت بین‌الملل، صادرات و واردات ناخالص معیار اصلی ارزیابی عملکرد تجاری کشورها بود. اما با گسترش برون‌سپاری، تخصصی شدن وظایف و تقسیم فرایند تولید میان کشورها، صادرات ناخالص دیگر لزوماً سهم واقعی هر کشور در خلق ارزش را نشان نمی‌دهد. یک محصول صادراتی ممکن است بخش بزرگی از ارزش خود را از نهاده‌های وارداتی گرفته باشد و آمار صادرات ناخالص نمی‌تواند سهم ارزش‌افزوده داخلی و خارجی آن را از هم جدا کند. از سوی دیگر، بخشی از ارزش‌افزوده داخلی یک کشور ممکن است از راه صادرات کشورهای دیگر به بازار جهانی برسد. بنابراین تکیه صرف بر صادرات ناخالص می‌تواند تصویر نادرستی از میزان ادغام تولیدی و ارزش‌آفرینی داخلی بدهد. ادبیات تجارت ارزش‌افزوده با برجسته کردن مسئله «دوبارشماری» در صادرات ناخالص نشان می‌دهد که ارزیابی دقیق ادغام کشورها در اقتصاد جهانی نیازمند تجزیه صادرات به مؤلفه‌های ارزش‌افزوده داخلی و خارجی و تحلیل تجارت بر مبنای ارزش‌افزوده است (کوپمن و همکاران، ۲۰۱۴). این تغییر نگاه، زمینه نظری مطالعه زنجیره‌های ارزش جهانی را فراهم می‌کند؛ رویکردی که در آن جایگاه کشور در مراحل خلق ارزش و کیفیت پیوندهایش با شبکه تولید جهانی به اندازه حجم تجارت اهمیت دارد (تاگلیونی و وینکلر، ۲۰۱۶).

۲-۲. مفهوم مشارکت در زنجیره ارزش جهانی و سنجه‌های آن

زنجیره ارزش جهانی شبکه‌ای از فعالیت‌های مربوط به تولید یک کالا یا خدمت است که از طراحی و تأمین نهاده‌ها تا تولید قطعات، مونتاژ، بازاریابی و خدمات پس از فروش، در چند کشور پخش شده است. در این ساختار، مشارکت یک کشور فقط به معنای صادرات بیشتر نیست و به نوع و جهت پیوندهای تولیدی و مقدار ارزش‌افزوده‌ای بستگی دارد که در داخل خلق و سپس در شبکه جهانی توزیع می‌شود. ادبیات سنجش مشارکت در زنجیره ارزش جهانی دو بُعد مکمل را از هم جدا می‌کند. بُعد نخست پیوند پسین است که با شاخص ارزش‌افزوده خارجی به‌کاررفته در صادرات (FVA) سنجیده می‌شود و میزان اتکای تولید صادراتی کشور به نهاده‌ها و فناوری خارجی را نشان می‌دهد. بُعد دوم پیوند پیشین است که با شاخص ارزش‌افزوده داخلی تجسم‌یافته در صادرات سایر کشورها (DVX) اندازه‌گیری می‌شود و نشان می‌دهد

چه مقدار از ارزش‌افزوده تولیدشده در داخل در صادرات کشورهای دیگر به کار رفته است. این دو پیوند می‌توانند پیامدهای متفاوتی برای یادگیری فناورانه، تعمیق توان تولیدی و ارتقای بهره‌وری داشته باشند و به همین دلیل، تحلیل هم‌زمان FVA و DVX درک دقیق‌تری از «کیفیت ادغام» کشورها در شبکه تولید جهانی به دست می‌دهد (کاسلا و همکاران، ۲۰۱۹).

۲-۳. کانال‌های اثرگذاری مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید

بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) آن بخش از عملکرد تولیدی را نشان می‌دهد که به فناوری، کارایی، سازمان‌دهی و کیفیت تخصیص منابع مربوط است، نه به افزایش کمّی سرمایه و نیروی کار. مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی از چند کانال می‌تواند رشد بهره‌وری را تقویت کند. نخست، اتصال به زنجیره‌های جهانی معمولاً دسترسی بنگاه‌ها و صنایع را به نهاده‌های واسطه‌ای باکیفیت‌تر، ماشین‌آلات پیشرفته‌تر و دانش فنی به‌روزتر افزایش می‌دهد و از راه یادگیری، انتقال فناوری و ارتقای استانداردهای تولید، کارایی را بهبود می‌بخشد؛ این کانال بیشتر با پیوند پسین و شاخص FVA مرتبط است (کوالسکی و همکاران، ۲۰۱۵ و تاگلیونی و وینکلر، ۲۰۱۶). دوم، حضور در شبکه‌های تولید بین‌المللی و رویارویی با رقابت جهانی، انگیزه بهبود فرایندها، کاهش هزینه و ارتقای کیفیت را تقویت می‌کند (تاگلیونی و وینکلر، ۲۰۱۶). سوم، مشارکت در زنجیره ارزش می‌تواند منابع را به سمت فعالیت‌های کاراتر سوق دهد و با تقویت یادگیری سازمانی و شکل‌گیری قابلیت‌های جدید، بهره‌وری متوسط اقتصاد را بالا ببرد (کوالسکی و همکاران، ۲۰۱۵). با این همه، ادبیات توسعه مبتنی بر زنجیره ارزش تأکید می‌کند که اثر نهایی مشارکت بر بهره‌وری به «کیفیت ادغام» و سیاست‌های مکمل بستگی دارد. اگر مشارکت عمدتاً به فعالیت‌های کم‌ارزش محدود باشد یا ظرفیت جذب داخلی تقویت نشود، اثر آن بر بهره‌وری محدود یا ناپایدار خواهد بود، در حالی که ارتقای جایگاه در زنجیره و تعمیق ارزش‌افزوده داخلی می‌تواند مسیر پایدارتری برای رشد بهره‌وری بگشاید (تاگلیونی و وینکلر، ۲۰۱۶). تمرکز این پژوهش بر رشد TFP و تفکیک مشارکت به دو مؤلفه FVA و DVX نیز با همین تفاوت در سازوکارهای یادگیری و ارتقای جایگاه در زنجیره ارزش هم‌راستاست.

با این حال، جهت اثر هر یک از این دو پیوند در کشورهای درحال‌توسعه از پیش روشن نیست. پیوند پسین عمدتاً از راه واردات نهاده‌های واسطه‌ای و یادگیری فناورانه عمل می‌کند و اگر حداقلی از ظرفیت جذب وجود داشته باشد، می‌تواند به رشد بهره‌وری کمک کند. پیوند پیشین اما وقتی به رشد بهره‌وری می‌انجامد که ارزش‌افزوده داخلی در حلقه‌های پیچیده‌تر و قابل ارتقای زنجیره به کار رفته باشد. اگر مشارکت پیشین بیشتر از راه صادرات مواد اولیه و نهاده‌های کم‌فرآوری‌شده شکل گرفته باشد، افزایش DVX ممکن است کشور را در فعالیت‌های کم‌ارزش نگه دارد و اثر آن بر بهره‌وری محدود یا حتی منفی

باشد. ادبیات تجربی موجود بیشتر آثار مثبت مشارکت در GVC را گزارش کرده، اما نتایج بسته به نوع پیوند، سطح توسعه و کیفیت ادغام متفاوت بوده است.

۲-۴. مبانی نظری متغیرهای کنترلی در مدل

برای جدا کردن اثر خالص مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر رشد بهره‌وری و کاهش تورش ناشی از متغیرهای حذف‌شده، دو متغیر کنترلی رایج وارد مدل می‌شود. سرمایه‌گذاری (INV) از راه انباشت سرمایه فیزیکی، نوسازی ظرفیت تولید و فراهم کردن بستر جذب فناوری با بهره‌وری پیوند دارد و کنترل آن مانع می‌شود که تغییرات بهره‌وری به اشتباه به مشارکت در زنجیره ارزش جهانی نسبت داده شود (سولو[1]، ۱۹۵۶). نرخ ارز حقیقی مؤثر (REER) نیز از کانال رقابت‌پذیری بخش قابل مبادله، سودآوری صادرات و تخصیص منابع میان بخش‌های قابل مبادله و غیرقابل مبادله بر مسیر رشد و بهره‌وری اثر می‌گذارد. کنترل این متغیر کمک می‌کند اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی از شوک‌های قیمت نسبی و رقابت‌پذیری جدا شود؛ موضوعی که در کشورهای درحال‌توسعه، به دلیل حساسیت بیشتر تولید و صادرات به نرخ ارز، اهمیت بیشتری دارد (رودریک[2]، ۲۰۰۸).

از این مبانی نظری دو فرضیه قابل آزمون به دست می‌آید: نخست، مشارکت پسین در زنجیره ارزش جهانی (FVA) بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید اثر مثبت دارد؛ دوم، مشارکت پیشین (DVX) بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید اثر منفی دارد. هر دو فرضیه در افق کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون می‌شوند.

۳. مروری بر مطالعات تجربی تحقیق

الف) خارجی

یانیکایا و آلتون[3] (۲۰۲۰) اثر مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی را بر رشد ارزش‌افزوده بخشی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) بررسی کرده‌اند. آن‌ها با شاخص‌های مشارکت پسین و پیشین (از جمله سنجه‌های پیشنهادی OECD) و روش GMM، این رابطه را برای دو دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵ و ۲۰۱۵-۲۰۰۵ برآورد کرده‌اند. بر اساس نتایج، بخش‌هایی که مشارکت بیشتری در GVC داشته‌اند، به‌ویژه در دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵، رشد ارزش‌افزوده و رشد TFP بالاتری تجربه کرده‌اند، اما این منافع در دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۵ کمرنگ‌تر شده است. در تفکیک بخشی نیز در دوره اول هم تولید و هم خدمات از مشارکت بیشتر سود برده‌اند، ولی در دوره دوم اثر مثبت بر رشد بهره‌وری عمدتاً در بخش تولید دیده می‌شود و در خدمات ضعیف‌تر است.

1. Solow
2. Rodrik
3. Yanikkaya & Altun

مارتینز تورگانو[1] (۲۰۲۱) با الهام از ایده‌های تیمر[2] (۲۰۱۷) شاخص جدیدی با عنوان «بهره‌وری کل عوامل تولید در زنجیره ارزش جهانی» (GVC-TFP) پیشنهاد کرده و تغییرات آن را به سه جزء تجزیه کرده است: تغییر در نیازمندی‌های نهاده‌ای که افزایش یا کاهش کارایی در استفاده از سرمایه و نیروی کار را نشان می‌دهد، جابه‌جایی در توزیع ارزش‌افزوده ناشی از تغییر سهم نهاده‌ها[3]، و تغییر در ترکیب زنجیره ارزش که بیشتر از جابه‌جایی جغرافیایی مراحل تولید ناشی می‌شود. او با داده‌های پایگاه جهانی داده-ستانده (WIOD)، روند GVC-TFP را در بخش‌های مختلف کشورهای عضو اتحادیه اروپا (EU27) طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ بررسی کرده و با مقایسه دوره پیش و پس از رکود بزرگ نشان داده است که شدت تغییرات، ترکیب بخشی، سهم کشورها و حتی ماهیت نیروهای محرک GVC-TFP در این دو دوره تفاوت محسوسی دارد. به باور نویسنده، با توجه به بحث‌های پس از همه‌گیری کووید-۱۹ درباره وابستگی وارداتی و امنیت عرضه، این روش‌شناسی ابزار مناسبی برای ارزیابی جامع بازآرایی راهبردی زنجیره‌های ارزش و پیامدهای بهره‌وری آن در اقتصادهای پیشرفته است.

مالیک و ژنگ[4] (۲۰۲۲) اثر پویای مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی (GVC) را بر رشد بهره‌وری در ۱۴ اقتصاد آسیایی بررسی کرده‌اند. آن‌ها با داده‌های OECD و Asia Productivity Organisation برای دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶، رابطه مشارکت در GVC را با رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد بهره‌وری نیروی کار با مدل پانلی ARDL برآورد کرده‌اند تا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت از هم جدا شود. نتایج نشان می‌دهد مشارکت در GVC در بلندمدت اثر معناداری بر رشد بهره‌وری داخلی این اقتصادها دارد، اما در کوتاه‌مدت چنین اثری دیده نمی‌شود. اندازه اثر بر رشد بهره‌وری نیروی کار نیز بزرگ‌تر از اثر بر رشد TFP است. در تحلیل تکمیلی، وقتی ۶ اقتصاد با درآمد بالا کنار گذاشته می‌شوند و فقط کشورهای با درآمد متوسط باقی می‌مانند، مشارکت پیشین در بلندمدت محرک رشد بهره‌وری است، ولی مشارکت پسین اثر معناداری ندارد.

بانگا[5] (۲۰۲۲) بررسی کرده است که آیا اتصال بنگاه‌های تولیدی هند به زنجیره‌های ارزش جهانی بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) آن‌ها را افزایش می‌دهد یا نه. داده‌های این مطالعه مربوط به بنگاه‌های تولیدی هند در پایگاه Prowess برای دوره ۲۰۰۰/۲۰۰۱ تا ۲۰۱۴/۲۰۱۵ (پانل نامتوازن) است و برای کنترل خودانتخابی و درون‌زایی، از راهبردی دومرحله‌ای شامل تطبیق نمره تمایل (PSM) و سپس GMM سیستمی استفاده شده است. بر اساس نتایج، ورود به GVC اثر مثبت و معناداری بر TFP دارد و با افزایش درهم‌تنیدگی بنگاه در زنجیره (تخصص‌گرایی عمودی)، بهره‌وری نیز بالاتر می‌رود. البته این منافع یکسان توزیع نشده و بنگاه‌هایی که نیروی کار ماهرتر یا زیرساخت بهتری دارند، رشد بهره‌وری بیشتری تجربه کرده‌اند.

1. Martínez Turégano
2. Timmer
3. factor shares
4. Mallick & Zhang
5. Banga

علی و وانگ[1] (۲۰۲۳) اثر مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی را بر بهره‌وری کل عوامل تولید سبز در ۹۳ کشور کمربند و جاده طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. آن‌ها ابتدا با تحلیل داده-ستانده چندمنطقه‌ای شاخص‌های جایگاه و نوع مشارکت کشورها در زنجیره ارزش جهانی را ساخته و سپس اثر این شاخص‌ها را با رگرسیون پانلی برآورد کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد بهبود جایگاه کشور در زنجیره ارزش جهانی به‌طور متوسط بهره‌وری سبز را افزایش می‌دهد و در تفکیک نوع مشارکت، مشارکت پیشین اثر مثبت و مشارکت پسین اثر منفی بر بهره‌وری سبز دارد. بررسی سازوکارها نیز نشان می‌دهد اثر مثبت جایگاه بهتر و مشارکت پیشین عمدتاً از مسیر بهبود فناوری و افزایش کارایی تولید منتقل می‌شود.

لِدِزما و لوپز ویلاویسنسیو[2] (۲۰۲۴) اثر علّی مشارکت بنگاه‌ها در زنجیره‌های ارزش جهانی را بر بهره‌وری بررسی کرده‌اند. داده‌های آن‌ها مجموعه بزرگی از بنگاه‌ها در کشورهایی با سطوح درآمدی متفاوت را طی دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۱ پوشش می‌دهد و برای کنترل درون‌زایی از روش‌های همتاسازی[3] استفاده شده است. یافته اصلی آن است که بنگاه‌هایی که هم‌زمان واردات و صادرات دارند، به‌طور معناداری بهره‌وری نیروی کار بالاتری پیدا می‌کنند، اما اثر مثبت بر TFP فقط در دو گروه معنادار است: بنگاه‌های کشورهای کمترتوسعه‌یافته و بنگاه‌های صنایع کم‌فناوری. به گفته نویسندگان، افزایش شدت سرمایه یکی از دلایل محتمل بالا رفتن بهره‌وری نیروی کار در این بنگاه‌هاست و مشارکت در زنجیره ارزش جهانی از راه گرایش بیشتر به نوآوری، بهبود کیفیت محصول و کاهش هزینه نیروی کار، تغییرات فنی و بهره‌وری بنگاه را تقویت می‌کند. آن‌ها ضعیف‌تر بودن واکنش TFP در کشورهای پیشرفته را به نزدیکی بنگاه‌های این کشورها به مرز فناوری جهانی و ماهیت متفاوت تغییرات فنی در آن‌ها نسبت می‌دهند.

رِدی و ساسیدهاران[4] (۲۰۲۴) با داده‌های پانلی بزرگ در سطح «بنگاه-محصول» برای بنگاه‌های تولیدی هند، رابطه مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی و عملکرد بنگاه را بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از اطلاعات دقیق قیمت و مقدار در سطح محصول، بهره‌وری و مارک‌آپ را برای هر بنگاه و هر محصول محاسبه کرده و اثر مشارکت در GVC را بر این دو شاخص سنجیده‌اند. برای کنترل درون‌زایی ناشی از خودانتخابی بنگاه‌ها نیز روش تطبیق نمره تمایل (PSM) به کار رفته است. نتایج نشان می‌دهد بنگاه‌های مشارکت‌کننده در GVC معمولاً بهره‌وری بالاتری دارند، اما مارک‌آپ آن‌ها کاهش می‌یابد. تجزیه تغییرات مارک‌آپ به کانال‌های قیمت و هزینه نشان می‌دهد این کاهش بیشتر از افزایش هزینه نهایی تولید ناشی می‌شود که به وابستگی بیشتر به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی و بالا رفتن هزینه‌های تولید در چارچوب

1. Ali & Wang
2. Ledezma & L´opez-Villavicencio
3. matching approaches
4. Reddy & Sasidharan

GVC برمی‌گردد. این نتایج با در نظر گرفتن تفاوت بنگاه‌ها از نظر اندازه و شدت فناوری صنایع، و نیز با سنجه‌های جایگزین مشارکت در GVC و روش‌های همتاسازی دیگر، پایدار باقی مانده است.

اووسو[1] (۲۰۲۵) اثر مشارکت کشورها در زنجیره‌های ارزش جهانی را بر رشد بهره‌وری کل نیروی کار در ۴۶ کشور درحال‌توسعه و مسیر انتقال این اثر را بررسی کرده است. او برای کنترل درون‌زایی از مدل‌های پانلی با اثرات ثابت و روش متغیر ابزاری استفاده کرده است. بر اساس نتایج، مشارکت در GVC اثر مثبت و معناداری بر رشد بهره‌وری کل نیروی کار دارد؛ این اثر در همه کشورهای نمونه، از جمله کشورهای آفریقایی، دیده می‌شود، اما در آسیا و آمریکای لاتین شدیدتر است. اثر مثبت هم برای مشارکت پسین و هم برای مشارکت پیشین برقرار است و برای مشارکت پیشین قوی‌تر گزارش شده است. در تجزیه رشد بهره‌وری به دو جزء «بهبود درون‌بخشی» و «تغییر ساختاری بین‌بخشی» نیز معلوم شده است که اثر مثبت مشارکت عمدتاً از بازتخصیص کاراتر منابع در داخل بخش‌ها ناشی می‌شود، نه از جابه‌جایی منابع میان بخش‌ها.

استِمبرگر و کجزار[2] (۲۰۲۵) مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی را در سطح بنگاه بررسی کرده و اثر آن را بر بهره‌وری کل عوامل تولید بنگاه‌ها (TFP) سنجیده‌اند. نوآوری اصلی این مطالعه، شاخص جدیدی برای میزان درگیری بنگاه با GVC است که پیوندهای پسین و پیشین را هم‌زمان پوشش می‌دهد و منطقی شبیه سنجه‌های کلان مشارکت دارد. این مطالعه به ابعادی هم پرداخته که در بسیاری از کارهای پیشین کمتر به‌طور منظم بررسی شده بود؛ از جمله اینکه مشارکت بنگاه بیشتر پیشین است یا پسین، منطقه‌ای (در اروپا) است یا جهانی، و به شکل یکپارچگی عمودی سازمان یافته یا برون‌سپاری. داده‌ها کل بنگاه‌های اسلوونی را طی دوره ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۲ در بر می‌گیرد و اثر علّی با روش PSM-DID (و در صورت لزوم طرح سه‌اختلاف) شناسایی شده است. تحلیل حساسیت نیز با تغییر آستانه‌های تعریف مشارکت در GVC و تغییر دوره‌های پیش و پس از ورود انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد مشارکت در GVC به‌طور کلی بهره‌وری بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد و این اثر بیشتر از کانال پیوندهای پیشین و مشارکت منطقه‌ای در اروپا ناشی می‌شود، در حالی که شکل سازمان‌دهی بنگاه‌ها (یکپارچگی عمودی یا برون‌سپاری) تفاوت منظم و معناداری در اثر بهره‌وری ایجاد نمی‌کند.

مرور مطالعات خارجی نشان می‌دهد درباره جهت اثر پیوند پسین و پیشین اجماعی وجود ندارد. در سطح بنگاه، اتصال به GVC معمولاً با بهره‌وری بالاتر همراه است (بانگا، ۲۰۲۲؛ لدزما و لوپز ویلاویسنسیو، ۲۰۲۴؛ استمبرگر و کجزار، ۲۰۲۵). در سطح کلان و بخشی، یانیکایا و آلتون (۲۰۲۰) اثر مثبت مشارکت را گزارش کرده‌اند که با گذشت زمان کمرنگ‌تر شده است. مالیک و ژنگ (۲۰۲۲) در اقتصادهای آسیایی اثر بلندمدت مشارکت بر رشد بهره‌وری را تأیید کرده و در زیرنمونه کشورهای با درآمد متوسط، اثر پیوند پیشین را مثبت

1. Owusu
2. Stemberger & Kejžar

و اثر پیوند پسین را بی‌معنا یافته‌اند. علی و وانگ (۲۰۲۳) در مورد بهره‌وری سبز به اثر مثبت پیوند پیشین و اثر منفی پیوند پسین رسیده‌اند و اووسو (۲۰۲۵) در کشورهای درحال‌توسعه هر دو پیوند را برای رشد بهره‌وری نیروی کار مثبت و اثر پیوند پیشین را قوی‌تر گزارش کرده است.

این تفاوت‌ها دست‌کم سه منشأ دارند: متغیر وابسته متفاوت (سطح TFP، رشد TFP، بهره‌وری نیروی کار یا بهره‌وری سبز)، سطح تحلیل متفاوت (بنگاه، بخش یا کشور) و رویکردهای متفاوت در برخورد با وابستگی مقطعی و ناهمگنی. بخش بزرگی از مطالعات کلان از GMM و اثرات ثابت استفاده کرده‌اند یا نمونه خود را به اقتصادهای آسیایی و پیشرفته محدود کرده‌اند، در حالی که شوک‌های مشترک جهانی در داده‌های بین‌کشوری می‌توانند بر برآوردها اثر بگذارند.

بنابراین، اثر تفکیک‌شده FVA و DVX بر رشد TFP در مجموعه‌ای از کشورهای درحال‌توسعه، در چارچوبی پویا که وابستگی مقطعی و ناهمگنی ضرایب را در نظر بگیرد، هنوز به‌اندازه کافی آزمون نشده است. پژوهش حاضر با نمونه‌ای از ۲۲ کشور درحال‌توسعه، تفکیک دو بُعد مشارکت و برآورد CS-ARDL به این خلأ می‌پردازد.

ب) داخلی

بر اساس بررسی‌های انجام‌شده، در ادبیات داخلی مطالعه‌ای یافت نشد که به‌طور مستقیم و در قالب یک آزمون تجربی، اثر شاخص‌های استاندارد مشارکت در زنجیره ارزش جهانی (مانند FVA و DVX یا سنجه‌های متناظر مشارکت پیشین و پسین) را بر «رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)» به‌عنوان متغیر وابسته بررسی کرده باشد. تمرکز اصلی مطالعات داخلی بر اندازه‌گیری و تجزیه تجارت ارزش‌افزوده و تحلیل «محتوای ارزش‌افزوده صادرات ناخالص» ایران بوده است. برای نمونه، مهاجری و بانوئی (۲۰۲۱) ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و ارتباط آن با تخصص‌گرایی عمودی را برآورد کرده و نشان داده‌اند که با وجود سهم بسیار بالای ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ایران، پایین بودن تخصص‌گرایی عمودی بیانگر آن است که اقتصاد ایران عمدتاً در ابتدای زنجیره‌های تولید جهانی قرار دارد و الگوی تجاری آن از عدم تقارن و پیوندهای محدود تولیدی بین‌المللی حکایت می‌کند. جهانگرد و همکاران (۲۰۲۳) نیز با رویکرد داده-ستانده بین‌کشوری، ارزش‌افزوده صادرات ناخالص فعالیت‌های اقتصادی ایران را تجزیه کرده و بر اساس تجزیه ساختاری منبع‌محور به این نتیجه رسیده‌اند که جایگاه ایران در زنجیره‌های ارزش جهانی محدود و شکننده است و نقش آن در پیوندهای تولیدی و تجاری اقتصاد جهانی چندان پررنگ نیست. برخی مطالعات دیگر به‌طور مشخص بر سنجش شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی، جایگاه ایران و ابعاد مشارکت پیشین و پسین متمرکز بوده‌اند (مهاجری و بانوئی، ۲۰۲۱؛ جهانگرد، ۲۰۲۴). یعقوبی منظری و

آقامیری (۲۰۲۵) با رویکردی تطبیقی، رابطه مشارکت در زنجیره‌های ارزش جهانی و ارتقای صنعتی را بررسی کرده و بر ضرورت حرکت از صادرات مواد خام و فعالیت‌های کم‌ارزش به سمت حلقه‌های با ارزش‌افزوده بالاتر و توسعه هدفمند زنجیره ارزش در بخش‌های دارای مزیت تأکید کرده‌اند. در همین راستا، رضائی و یعقوبی منظری (۲۰۱۶) با مقایسه تجارت کالایی ایران و ترکیه از منظر زنجیره ارزش جهانی نشان داده‌اند که ترکیه با افزایش سهم صادرات محصولات نهایی نفع بیشتری از GVC برده، در حالی که ایران عمدتاً در صادرات کالاهای واسطه‌ای باقی مانده و نتوانسته به اندازه ترکیه و حتی متوسط جهانی از مشارکت در زنجیره ارزش منتفع شود. پژوهش‌هایی هم در حوزه‌های جدیدتر مانند زنجیره‌های ارزش جهانی دیجیتال انجام شده که بیشتر از زاویه تجزیه ارزش‌افزوده صادرات و سنجه‌های تجارت ارزش‌افزوده به موضوع پرداخته‌اند. بنابراین، با وجود پژوهش‌های قابل توجه درباره سنجش مشارکت و تجارت ارزش‌افزوده، رابطه تجربی مستقیم میان «مشارکت در GVC (FVA/DVX)» و «رشد TFP»، به‌ویژه در چارچوبی پویا و قابل تعمیم، کمتر آزمون شده است و پژوهش حاضر در پی پوشش این خلأ است.

۴. روش‌شناسی تحقیق

این پژوهش از نظر ماهیت کمّی و از نظر هدف کاربردی است، زیرا می‌کوشد برای سیاست‌گذاری تجاری، صنعتی و بهره‌وری در کشورهای درحال‌توسعه، درباره «نوع و جهت مشارکت در زنجیره ارزش جهانی» شواهد تجربی فراهم کند. از نظر روش اجرا، پژوهشی پس‌رویدادی (Ex post facto) و تبیینی-علّی است؛ یعنی بدون مداخله در متغیرها و تنها با تکیه بر داده‌های تحقق‌یافته، رابطه مشارکت در GVC (در دو بُعد پیوند پسین FVA و پیوند پیشین DVX) را با رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP growth) در سطح بین‌کشوری آزمون می‌کند. داده‌ها به‌صورت پانل کشور-سال برای ۲۲ کشور درحال‌توسعه[۱] گردآوری شده‌اند. کشورهای نمونه بر اساس سه معیار انتخاب شده‌اند: قرار داشتن در گروه اقتصادهای درحال‌توسعه یا نوظهور بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی؛ دسترسی به داده‌های سازگار شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی (FVA و DVX) از ترکیب پایگاه‌های UNCTAD-Eora و OECD TiVA برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲؛ و پوشش جغرافیایی متنوع از مناطق مختلف درحال‌توسعه (آسیا، آمریکای لاتین، آفریقا و خاورمیانه و شمال آفریقا) تا ناهمگنی ساختاری کشورها در نمونه بازتاب یابد.

تنوع نمونه از نظر ساختار صادرات، یعنی حضور اقتصادهای صنعتی‌شونده در کنار اقتصادهای منبع‌محور، آگاهانه حفظ شده است. رویکرد CS-ARDL ضرایب را برای هر کشور جداگانه برآورد و سپس میانگین‌گیری می‌کند و بنابراین همگنی ضرایب را بر مدل تحمیل نمی‌کند. با این حال، سهم صادرات

۱. آرژانتین، آفریقای جنوبی، اکوادور، اندونزی، ایران، برزیل، بنگلادش، پرو، پاکستان، تایلند، ترکیه، تونس، چین، شیلی، فیلیپین، کلمبیا، مالزی، مراکش، مصر، مکزیک، هندوستان، ویتنام

منابع یا کالاهای صنعتی به‌صورت متغیری جداگانه وارد مدل نشده و تعمیم میانگین گروهی به همه انواع اقتصادهای درحال‌توسعه باید با احتیاط انجام شود.

با توجه به ویژگی‌های داده‌های بین‌کشوری، مدل با این فرض صورت‌بندی شده است که میان کشورها وابستگی مقطعی (ناشی از شوک‌ها و عوامل مشترک جهانی مانند بحران‌ها، شوک‌های انرژی، تغییرات فناوری و اختلالات زنجیره تأمین) و ناهمگنی وجود دارد. از این رو، پژوهش در گروه مطالعات پانلی پویا قرار می‌گیرد که به روش‌هایی سازگار با این ویژگی‌ها نیاز دارند و به همین دلیل CS-ARDL برای برآورد انتخاب شده است.

دوره بررسی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ است. این بازه طوری انتخاب شده که بیشترین هم‌پوشانی ممکن میان متغیرهای کلیدی مدل، به‌ویژه شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی (FVA و DVX) و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، برقرار باشد و از کاهش مشاهدات و ناهمسانی دوره‌ها جلوگیری شود.

داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و از پایگاه‌های بین‌المللی معتبر گردآوری شده‌اند. داده‌های رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) از پایگاه داده کل اقتصاد[1] متعلق به The Conference Board استخراج شده است. شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی (FVA و DVX) برای سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ از پایگاه UNCTAD-Eora GVC Database و برای سال‌های پس از آن از ویرایش ۲۰۲۵ پایگاه داده تجارت ارزش‌افزوده سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[2] گرفته شده‌اند. هر دو پایگاه این شاخص‌ها را در چارچوب حسابداری ارزش‌افزوده کوپمن و همکاران (۲۰۱۴) و به‌صورت سهم از صادرات اندازه می‌گیرند: FVA سهم ارزش‌افزوده خارجی موجود در صادرات از صادرات ناخالص، و DVX سهم ارزش‌افزوده داخلی تجسم‌یافته در صادرات سایر کشورها از صادرات ناخالص است. بنابراین اتصال دو سری پس از ۲۰۱۸ با ادامه همین نسبت‌ها انجام شده و تبدیل سطح یا تغییر واحدی در کار نبوده است. استحکام نتایج در برابر محدود کردن نمونه به دوره Eora نیز در بخش یافته‌ها گزارش شده است. متغیرهای کنترلی، یعنی نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی (INV) و نرخ ارز حقیقی مؤثر (REER)، از پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) بانک جهانی استخراج شده‌اند.

۴-۱. مدل و روش برآورد تحقیق

در ادبیات رشد اقتصادی، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) یکی از تعیین‌کننده‌های اصلی رشد بلندمدت است و معمولاً به‌صورت تابعی از عوامل انباشت، تجارت و سایر متغیرهای ساختاری مدل‌سازی می‌شود؛ در

1. Total Economy Database
2. OECD TiVA - Trade in Value Added

چارچوب‌های استاندارد، رشد بهره‌وری را می‌توان تابعی از سرمایه‌گذاری، نرخ ارز حقیقی مؤثر و دیگر عوامل مؤثر بر کارایی و انتقال فناوری در نظر گرفت (سولو، ۱۹۵۶ و رودریک، ۲۰۰۸). در مطالعات جدیدتر، با گسترش تجارت مبتنی بر زنجیره ارزش جهانی، شاخص‌های مشارکت در GVC به‌عنوان معیار دقیق‌تری از نحوه ادغام کشورها در اقتصاد جهانی وارد مدل‌های رشد شده‌اند، زیرا به‌جای حجم تجارت، ساختار و محتوای ارزش‌افزوده مبادلات را نشان می‌دهند (کوپمن و همکاران، ۲۰۱۴، کاسلا، ۲۰۱۹ و یانیکایا و آلتون، ۲۰۲۰).

در این پژوهش، اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای درحال‌توسعه منتخب با یک الگوی پانلی پویا بررسی می‌شود. در این الگو، رشد TFP متغیر وابسته است و دو مؤلفه اصلی مشارکت در زنجیره ارزش جهانی، یعنی FVA و DVX، متغیرهای توضیحی اصلی هستند که در کنار متغیرهای کنترلی کلان سرمایه‌گذاری (INV) و نرخ ارز حقیقی مؤثر (REER) وارد مدل می‌شوند (سولو، ۱۹۵۶، رودریک، ۲۰۰۸ و آدلر و همکاران[1]، ۲۰۱۷).

هرچند چارچوب پایه تحلیل از مدل‌های رشد نئوکلاسیک الهام گرفته، توضیح اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر رشد بهره‌وری عمدتاً بر نظریه‌های رشد درون‌زا تکیه دارد؛ در این نظریه‌ها کانال‌هایی مانند انتقال فناوری، یادگیری از نهاده‌های واسطه‌ای و سرریزهای دانشی می‌توانند بر رشد بهره‌وری، و نه فقط بر سطح آن، اثر پایدار بگذارند. شاخص‌های مشارکت در GVC بر پایه رویکرد ارزش‌افزوده و تجزیه صادرات ناخالص تعریف و تفسیر می‌شوند (کوپمن و همکاران، ۲۰۱۴ و کاسلا، ۲۰۱۹ و یانیکایا و آلتون، ۲۰۲۰) و اثر آن‌ها بر بهره‌وری از مسیرهایی مانند انتقال فناوری، یادگیری از نهاده‌های واسطه‌ای، فشار رقابتی و ارتقای قابلیت‌های تولیدی تحلیل می‌شود (کوالسکی و همکاران، ۲۰۱۵ و تاگلیونی و وینکلر، ۲۰۱۶). متغیرهای کنترلی نیز برای جلوگیری از تورش ناشی از حذف عوامل مؤثر بر بهره‌وری وارد مدل شده‌اند، زیرا سرمایه‌گذاری و نرخ ارز حقیقی مؤثر می‌توانند از کانال انباشت سرمایه و رقابت‌پذیری بخش قابل مبادله بر مسیر بهره‌وری اثر بگذارند.

برآورد مدل با رویکرد ARDL تقویت‌شده با مقاطع عرضی (CS-ARDL) انجام می‌شود. این رویکرد بر ایده «اثرات هم‌بسته مشترک» برای کنترل عوامل مشترک مشاهده‌نشده استوار است (پسران، ۲۰۰۶) و بعدها برای مدل‌های پویا و برآورد روابط بلندمدت در پانل‌های ناهمگن گسترش یافته است (چودیک و همکاران، ۲۰۱۶). انتخاب CS-ARDL به ماهیت داده‌های بین‌کشوری و مسئله پژوهش برمی‌گردد. از یک سو، کشورهای درحال‌توسعه هم‌زمان در معرض شوک‌های مشترک جهانی مانند بحران‌های مالی، شوک‌های انرژی، تغییرات فناوری و اختلالات زنجیره تأمین قرار دارند و این امر در داده‌ها وابستگی مقطعی ایجاد می‌کند. از سوی دیگر، انتظار نمی‌رود شدت و حتی جهت اثر مشارکت در GVC بر رشد بهره‌وری در

1. Adler et al.

همه کشورها یکسان باشد. بنابراین، برای اعتبار برآوردها به چارچوبی نیاز است که هم عوامل مشترک پنهان را کنترل کند و هم ناهمگنی ضرایب را مجاز بداند (پسران، ۲۰۰۶ و چودیک و همکاران، ۲۰۱۶). افزون بر این، CS-ARDL امکان برآورد جداگانه اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مشارکت در GVC بر رشد بهره‌وری را فراهم می‌کند.

این انتخاب در مقایسه با دیگر روش‌های رایج برآورد پانل پویا نیز توجیه‌پذیر است. روش‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) عمدتاً برای پانل‌هایی با تعداد مقاطع زیاد و دوره زمانی نسبتاً کوتاه طراحی شده‌اند و تمرکزشان بر کنترل درون‌زایی از راه ابزارهای درونی است؛ این روش‌ها وابستگی مقطعی ناشی از شوک‌های مشترک جهانی را به‌طور صریح در نظر نمی‌گیرند و در حضور عوامل مشترک مشاهده‌نشده ممکن است برآوردهای تورش‌دار به دست دهند. الگوی ARDL پانلی استاندارد نیز هرچند پویایی‌های کوتاه‌مدت و روابط بلندمدت را بررسی می‌کند، استقلال مقطعی کشورها را مفروض می‌گیرد و در صورت وجود وابستگی مقطعی و عوامل مشترک پنهان ممکن است به برآوردهای ناسازگار منجر شود. در مقابل، CS-ARDL با افزودن میانگین‌های مقطعی متغیرها به معادله برآورد، اثر عوامل مشترک مشاهده‌نشده را تقریب می‌زند و وابستگی مقطعی را کنترل می‌کند و در عین حال ناهمگنی ضرایب و پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را نیز در نظر می‌گیرد. به همین دلیل، این روش برای تحلیل روابط بلندمدت در پانل‌های بین‌کشوری که در معرض شوک‌های جهانی مشترک قرار دارند، گزینه مناسب‌تر و قابل اتکاتری است.

بر این اساس، مدل اقتصادسنجی تحقیق به صورت زیر تعریف می‌شود (کوپمن و همکاران، ۲۰۱۴ و کاسلا، ۲۰۱۹):

$$\Delta \ln(TFP_{it}) = \alpha_i + \sum_{p=1}^{P} \phi_{ip} \Delta \ln (TFP_{i,t-p}) + \sum_{q=0}^{Q} \beta_{iq} \Delta FVA_{i,t-q} + \sum_{r=0}^{R} \gamma_{ir} \Delta DVX_{i,t-r} + \sum_{k=0}^{K} \delta_{ik} \Delta X_{i,t-k} + \lambda_i EC_{i,t-1} + \sum_{m=0}^{M} \psi_{im} \bar{Z}_{t-m} + \varepsilon_{ti} \quad (۱)$$

که در آن جزء تصحیح خطا به صورت زیر تعریف می‌شود (پسران و همکاران[1]، ۱۹۹۹ و ۲۰۰۱):

$$EC_{i,t-1} = \ln TFP_{i,t-1} - \theta_{1i} FVA_{i,t-1} - \theta_{2i} DVX_{i,t-1} - \theta_{3i} X_{i,t-1} \quad (۲)$$

در این روابط، i کشور و t سال را نشان می‌دهد؛ Δ عملگر تفاضل و In لگاریتم طبیعی است. X_{it} بردار متغیرهای کنترلی شامل INV_{it} و $REER_{it}$ است و $\bar{Z}_t$ میانگین‌های مقطعی متغیرهای مدل (همراه با وقفه‌های آن‌ها) را نشان می‌دهد که برای کنترل شوک‌ها و عوامل مشترک جهانی وارد مدل می‌شوند (پسران، ۲۰۰۶ و چودیک و همکاران، ۲۰۱۶). ضریب λ_i پارامتر تصحیح خطاست که انتظار می‌رود منفی و معنادار باشد و برای ارزیابی پایداری پویای مدل به کار می‌رود. ضرایب متغیرهای تفاضلی اثرات کوتاه‌مدت

1. Pesaran et al.

را نشان می‌دهند و ضرایب θ اثر ماندگار سطح مشارکت در GVC بر نرخ رشد بهره‌وری را. متغیرها به شرح زیر تعریف می‌شوند:

$\Delta \ln TFP_{it}$: رشد بهره‌وری کل عوامل تولید برای کشور i در سال t

FVA_{it}: شاخص مشارکت پسین کشور i در سال t

DVX_{it} : شاخص مشارکت پیشین کشور i در سال t

NV_{it}: سرمایه‌گذاری کشور i در سال t

$REER_{it}$: نرخ ارز حقیقی مؤثر کشور i در سال t

α_i : اثرات مختص کشور i

ε_{it} : جمله اخلال

۴-۲. تعریف مفهومی و عملیاتی متغیرهای تحقیق

۴-۲-۱. بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)

بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) آن بخش از عملکرد تولیدی اقتصاد را اندازه می‌گیرد که با افزایش کمّی سرمایه و نیروی کار توضیح داده نمی‌شود. این شاخص سطح فناوری، کارایی، کیفیت سازمان‌دهی تولید، نوآوری و کارآمدی تخصیص منابع را بازتاب می‌دهد و در حسابداری رشد، جزء باقیمانده تابع تولید است.

در این پژوهش، مقدار سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید از پایگاه داده کل اقتصاد گرفته شده و نرخ رشد آن به‌صورت تفاضل لگاریتمی محاسبه شده است:

$$TFP_{Growth_{it}} = \ln(TFP_{it}) - \ln(TFP_{it-1}) \quad (۳)$$

۴-۲-۲. شاخص مشارکت پسین (FVA)

شاخص مشارکت پسین نشان می‌دهد یک کشور در تولید کالاها و خدمات صادراتی خود تا چه اندازه از نهاده‌های واسطه‌ای خارجی استفاده می‌کند. به بیان دیگر، این شاخص سهم ارزش‌افزوده‌ای را می‌سنجد که در خارج از کشور ایجاد شده، در تولید داخلی به کار رفته و سپس در قالب صادرات به بازارهای جهانی عرضه شده است.

بنابراین FVA درجه وابستگی تولید صادراتی کشور به نهاده‌ها و فناوری وارداتی را نشان می‌دهد. مقدار بالاتر این شاخص یعنی اقتصاد در تولید صادراتی خود بیشتر به نهاده‌های خارجی متکی است و از راه دسترسی به نهاده‌های باکیفیت‌تر، انتقال فناوری، یادگیری تولیدی و ارتقای کارایی، بیشتر تحت تأثیر زنجیره ارزش جهانی قرار می‌گیرد.

در این پژوهش، مشارکت پسین با شاخص FVA اندازه‌گیری می‌شود که سهم ارزش‌افزوده خارجی به‌کاررفته در صادرات کشور از کل صادرات آن است.

داده‌های این شاخص برای سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ از پایگاه UNCTAD-Eora GVC Database و برای سال‌های پس از آن از ویرایش ۲۰۲۵ پایگاه OECD TiVA گردآوری شده‌اند. این شاخص به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$FVA_{it} = \frac{\text{Foreign Value Added in Exports}_{it}}{\text{Gross Exports}_{it}} \quad (۴)$$

که در آن i کشور و t سال را نشان می‌دهد. این شاخص به‌صورت نسبت یا درصد بیان می‌شود و مقدار بزرگ‌تر آن به معنای استفاده بیشتر از نهاده خارجی در تولید صادراتی است. FVA یکی از متغیرهای توضیحی اصلی مدل پانلی پویای CS-ARDL برای کشورهای درحال‌توسعه منتخب طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ است.

۴-۲-۳. شاخص مشارکت پیشین (DVX)

شاخص مشارکت پیشین سهم ارزش‌افزوده داخلی (تولیدشده در کشور مبدأ) را نشان می‌دهد که به‌عنوان نهاده واسطه‌ای در صادرات کشورهای دیگر به کار رفته است. به عبارت دیگر، DVX مقدار ارزش‌افزوده تولیدشده در یک کشور را می‌سنجد که کشورهای دیگر برای صادرات خود از آن استفاده می‌کنند، و نقش کشور را به‌عنوان تأمین‌کننده نهاده (مواد اولیه، قطعات یا خدمات تخصصی) برای تولیدکنندگان سایر کشورها نشان می‌دهد؛ یعنی چه سهمی از ارزش‌افزوده داخلی از مسیر صادرات دیگران به بازار جهانی می‌رسد. افزایش این شاخص می‌تواند حاکی از توان رقابتی بیشتر کشور در تأمین نهاده‌های باکیفیت برای بازارهای جهانی و بهبود موقعیت آن در زنجیره ارزش باشد.

در این پژوهش، مشارکت پیشین با شاخص DVX سنجیده می‌شود که سهم ارزش‌افزوده داخلی به‌کاررفته در صادرات کشورهای دیگر از کل صادرات کشور است. داده‌های این شاخص نیز مانند FVA برای سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ از پایگاه UNCTAD-Eora GVC Database و برای سال‌های پس از آن از ویرایش ۲۰۲۵ پایگاه OECD TiVA گردآوری شده‌اند. این شاخص به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$DVX_{it} = \frac{\text{Domestic Value Added in Other Countries' Exports}_{it}}{\text{Gross Exports}_{it}} \quad (۵)$$

که در آن i کشور و t سال را نشان می‌دهد. این شاخص نیز به‌صورت نسبت یا درصد بیان می‌شود و مقدار ارزش‌افزوده داخلی را نشان می‌دهد که به‌صورت نهاده در صادرات سایر کشورها قرار گرفته و از این راه صادر می‌شود؛ بنابراین جایگاه کشور را به‌عنوان تأمین‌کننده نهاده در زنجیره ارزش جهانی بازتاب می‌دهد.

۴-۲-۴. سرمایه‌گذاری (INV)

سرمایه‌گذاری به مخارجی گفته می‌شود که برای افزایش ظرفیت تولیدی و انباشت سرمایه فیزیکی انجام می‌شود و گسترش ماشین‌آلات، تجهیزات، ساختمان‌های تولیدی و زیرساخت‌ها را در بر می‌گیرد. سرمایه‌گذاری از راه افزایش ظرفیت تولید، انتقال فناوری و بهبود کارایی، از عوامل مهم رشد اقتصادی و افزایش بهره‌وری به شمار می‌رود.

در این پژوهش، سرمایه‌گذاری با شاخص تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (Gross Capital Formation) از پایگاه داده WDI و به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی وارد مدل شده است:

$$INV_{it} = GCF(\%\ of\ GDP)_{it} \quad (۶)$$

۴-۲-۵. نرخ ارز حقیقی مؤثر (REER)

نرخ ارز حقیقی مؤثر ارزش واقعی پول یک کشور را در برابر سبدی از ارزهای شریکان تجاری، با در نظر گرفتن تفاوت سطح قیمت‌ها، اندازه می‌گیرد. این شاخص میزان رقابت‌پذیری بین‌المللی اقتصاد را نشان می‌دهد و تغییرات آن از راه اثر بر صادرات، واردات و تخصیص منابع، بر عملکرد تولیدی و بهره‌وری اثر می‌گذارد.

نرخ ارز حقیقی مؤثر در اقتصادهای درحال‌توسعه متغیری کلیدی است، زیرا از راه اثر بر رقابت‌پذیری بخش قابل مبادله، هزینه نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی و تخصیص منابع میان بخش‌های قابل مبادله و غیرقابل مبادله، هم بر مسیر بهره‌وری و هم بر نحوه مشارکت کشورها در زنجیره ارزش جهانی اثر می‌گذارد. کنترل این متغیر امکان جداکردن اثر خالص مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر بهره‌وری را فراهم می‌کند.

شاخص نرخ ارز حقیقی مؤثر (REER) از پایگاه داده WDI گرفته شده است. این شاخص بر اساس نرخ ارز اسمی مؤثر (NEER)، شاخص قیمت داخلی و شاخص قیمت کشورهای شریک تجاری محاسبه می‌شود و صورت کلی آن چنین است:

$$REER_{it} = NEER \times \frac{P_{dom}}{P_{for}} \quad (۷)$$

و در حالت وزن‌دار که توسط نهادهای بین‌المللی (IMF, BIS, WB) به کار می‌رود به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$REER_{it} = \prod_{j=1}^{N}(E_j \times \frac{P}{P_j})^{\omega_j} \quad (۸)$$

۴-۳. مراحل برآورد و آزمون‌های تشخیصی

۴-۳-۱. آزمون وابستگی مقطعی

در داده‌های بین‌کشوری، فرض استقلال مقاطع معمولاً برقرار نیست، زیرا کشورها هم‌زمان در معرض شوک‌های مشترک قرار می‌گیرند و نادیده گرفتن این وابستگی می‌تواند استنباط آماری را مخدوش کند (پسران، ۲۰۱۵). از این رو، وابستگی مقطعی با سه آزمون CD پسران (۲۰۱۵)، LM بروش و پاگان[1] (۱۹۷۹) و LM تعدیل‌شده پسران بررسی شده است.

آماره آزمون CD به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{P}_{ij} \quad (۹)$$

آماره آزمون LM بروش-پاگان:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{P}_{ij}^{2} \quad (۱۰)$$

و آماره LM تعدیل‌شده:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} 1 - T\hat{P}_{ij}^{2} \right) \quad (۱۱)$$

فرض صفر هر سه آزمون نبود وابستگی مقطعی است و رد آن، استفاده از روش‌های نسل دوم مانند CS-ARDL را ضروری می‌کند.

۴-۳-۲. آزمون همگنی شیب[2]

یکی از فرض‌های رایج در مدل‌های پانلی، همگنی ضرایب شیب در میان واحدهای مقطعی است ($\beta=\beta_i$ برای همه i). اگر این فرض برقرار نباشد و نادیده گرفته شود، برآوردها تورش‌دار و نتیجه‌گیری‌های سیاستی نادرست خواهند بود (پسران و اسمیت[3]، ۱۹۹۵). برای آزمون این فرض از آزمون پسران و یاماگاتا[4] (۲۰۰۸) استفاده شده است که صورت استانداردشده و بهبودیافته آزمون سوامی[5] (۱۹۷۰) است. در این آزمون، مدل ابتدا برای هر کشور جداگانه با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود و سپس دو آماره $\tilde{\Delta}$ و $\tilde{\Delta}_{adj}$ بر اساس واریانس وزنی ضرایب محاسبه می‌شود. این آماره‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

1. Breusch & Pagan
2. Slope Homogeneity Test
3. Pesaran & Smith
4. Pesaran & Yamagata
5. Swamy

$$\tilde{\Delta}= \sqrt{N}(\frac{N^{-1}S-k}{2k})^{1/2} \text{ و } \tilde{\Delta}_{adj}= \sqrt{N}(\frac{N^{-1}S-k}{2k(T-k-1)/(T+1)}) \quad (۱۲)$$

که در آن S مجموع مربعات باقی‌مانده‌های وزنی، K تعداد پارامترها، N تعداد کشورها و T تعداد مشاهدات زمانی است. فرض صفر این آزمون همگنی ضرایب شیب در میان کشورهاست و رد آن در سطوح معناداری متعارف، ناهمگنی ضرایب را تأیید و استفاده از برآوردگرهای ناهمگن را توجیه می‌کند. در این صورت، CS-ARDL که ضرایب ناهمگن را در حضور وابستگی مقطعی برآورد می‌کند، رویکرد مناسبی خواهد بود.

۴-۳-۳. آزمون ریشه واحد[1]

پیش از برآورد هر مدل پانلی، باید مانایی[2] متغیرها بررسی شود، زیرا وجود ریشه واحد می‌تواند به رگرسیون کاذب[3] و نتایج غیرقابل اتکا بینجامد. با توجه به وابستگی مقطعی و ناهمگنی شیب که در مراحل قبل بررسی شد، آزمون‌های ریشه واحد نسل اول (مانند پدرونی[4]، ۲۰۰۱ و کاو و چینگ[5]، ۲۰۰۰) مناسب نیستند، زیرا استقلال مقاطع را مفروض می‌گیرند و ممکن است نتایج نادرست به دست دهند (دوآن و سکر[6]، ۲۰۱۶).

از این رو، در این پژوهش از آزمون ریشه واحد نسل دوم[7] (CIPS) پسران (۲۰۰۷) استفاده شده است. این آزمون وابستگی مقطعی و ناهمگنی را هم‌زمان در نظر می‌گیرد و از پرکاربردترین آزمون‌های ریشه واحد در مطالعات پانلی جدید است. آماره CIPS میانگین آماره‌های (CADF)[8] محاسبه‌شده برای کشورهاست:

$$CIPS = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \quad (۱۳)$$

که در آن $t_i(N,T)$ آماره مربوط t به آزمون CADF برای کشور i است. آزمون CADF برای هر کشور به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \phi_i + \zeta_i y_{i,t-1} + \delta_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} \delta_{ij} \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{it} \quad (۱۴)$$

در معادله (۱۴)، $\bar{y}_{t-1}$ و $\Delta y_{i,t-j}$ به ترتیب میانگین مقطعی متغیر (میانگین مقدار متغیر در همه کشورها در زمان t-۱) و میانگین مقطعی تغییرات متغیر وابسته‌اند. این میانگین‌ها جانشین (proxy) عوامل مشترک

1. Unit Root Tests
2. Stationarity
3. spurious regression
4. Pedroni
5. Kao & Chiang
6. Doğan & Seker
7. Cross-sectionally Augmented Im-Pesaran-Shin (CIPS)
8. Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller

مشاهده‌نشده هستند. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که متغیرها در سطح (I(0)) یا پس از یک بار تفاضل‌گیری (I(1))مانا هستند. از آنجا که CS-ARDL روابط بلندمدت را در حضور ترکیبی از متغیرهای I(0) وI(1) برآورد می‌کند (به شرط آنکه متغیر I(2) وجود نداشته باشد)، مانایی متغیرها در سطح یا تفاضل اول شرط لازم برای ادامه تحلیل و برآورد مدل اصلی است.

از آنجا که متغیر وابسته نرخ رشد بهره‌وری است، حتی اگر این متغیر در سطح مانا باشد و برخی متغیرهای توضیحی پس از تفاضل‌گیری مانا شوند، رابطه برآوردی یک هم‌انباشتگی کلاسیک میان متغیرهای نامانای هم‌مرتبه نیست. در این حالت، ضرایب بلندمدت CS-ARDL به معنای اثر ماندگار تغییر سطح مشارکت پسین و پیشین بر نرخ رشد TFP تفسیر می‌شوند، نه رابطه تعادلی میان سطح بهره‌وری و سطح شاخص‌های زنجیره ارزش جهانی؛ تفسیری که با ادبیات رشد درون‌زا سازگار است.

۴-۳-۴. آزمون هم‌انباشتگی نسل دوم[1]

پس از بررسی مانایی، وجود رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) میان متغیرها آزمون می‌شود. در حضور وابستگی مقطعی، آزمون‌های هم‌انباشتگی نسل اول مانند پدرونی[2] (۲۰۰۴) و کائو[3] (۱۹۹۹) که استقلال مقاطع را مفروض می‌گیرند، نتایج معتبری نمی‌دهند. به همین دلیل از آزمون هم‌انباشتگی نسل دوم وسترلوند[4] (۲۰۰۷) استفاده شده است که بر پایه مدل تصحیح خطا طراحی شده و وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرد. این آزمون بر اساس برآورد مدل تصحیح خطای زیر برای هر مقطع انجام می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \qquad (۱۵)$$

که در آن α_i ضریب تصحیح خطاست. این ضریب در چارچوب کلاسیک سرعت تعدیل به سمت رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد، اما در اینجا به دلیل مانا بودن متغیر وابسته، تفسیر آن به پایداری پویای بازنمایی CS-ECM محدود است. وسترلوند چهار آماره ارائه می‌کند که در دو گروه قرار می‌گیرند:

آماره‌های میانگین گروهی (Group-mean): G_t و G_a

آماره‌های پانلی (Panel): P_t و P_a

آماره‌های G_tو P_t بر اساس نسبت t ضریب تصحیح خطا و آماره‌های G_a و P_a بر اساس خود ضریب α_i ساخته می‌شوند. فرض صفر همه این آماره‌ها نبود هم‌انباشتگی است و رد آن در دست‌کم یکی از آماره‌ها،

1. Second generation cointegration test
2. Pedroni
3. Kao
4. Westerlund

وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند. البته چون متغیر وابسته این پژوهش رشد بهره‌وری است، رد فرض صفر در اینجا به معنای هم‌انباشتگی کلاسیک میان متغیرهای نامانای هم‌مرتبه نیست و شاهدی بر وجود سازوکار تصحیح خطا در بازنمایی CS-ECM به شمار می‌رود؛ تفسیر اثر ماندگار مشارکت نیز بر ضرایب برآوردی CS-ARDL استوار است.

۴-۳-۵. برآورد مدل اصلی

برای سنجش اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در داده‌های پانلی کشور-سال، رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی تقویت‌شده با مقاطع عرضی (CS-ARDL) به کار رفته است (چودیک و پسران[1]، ۲۰۱۵ و چودیک و همکاران، ۲۰۱۶). دلیل این انتخاب آن است که داده‌های بین‌کشوری معمولاً وابستگی مقطعی دارند؛ یعنی کشورها هم‌زمان از شوک‌ها و عوامل مشترک جهانی اثر می‌پذیرند و نادیده گرفتن این هم‌حرکتی می‌تواند به برآوردهای تورش‌دار و استنباط نادرست بینجامد (پسران، ۲۰۰۶).

CS-ARDL این مسئله را با افزودن میانگین‌های مقطعی متغیرها و وقفه‌های آن‌ها به مدل کنترل می‌کند تا افزون بر پویایی‌های درون‌کشوری، اثر عوامل مشترک مشاهده‌نشده نیز جذب شود و ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌صورت سازگار برآورد شوند (چودیک و پسران، ۲۰۱۵).

در چارچوب تجربی مطالعه، متغیر وابسته رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ($\Delta \ \ln TFP_{it}$) است و بردار متغیرهای توضیحی شامل شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی (FVA و DVX) و متغیرهای کنترلی است. معادله اصلی CS-ARDL به‌صورت یک الگوی ARDL پویا چنین نوشته می‌شود:

$$y_{it} = \sum_{l=1}^{p} \lambda_{il} \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{q} \delta'_{il} x_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{p} \psi_{il} \bar{y}_{t-l} + \sum_{l=0}^{q} \phi'_{il} \bar{x}_{t-l} + e_{it} \qquad (۱۶)$$

که در آن $\bar{y}_t$ و $\bar{x}_t$ به ترتیب میانگین مقطعی متغیر وابسته و میانگین مقطعی متغیرهای توضیحی در هر سال هستند. این میانگین‌ها شوک‌های مشترک جهانی و عوامل مشاهده‌نشده‌ای را کنترل می‌کنند که هم‌زمان بر همه کشورها اثر می‌گذارند. به این ترتیب، الگو ضمن پوشش پویایی‌ها از طریق وقفه‌ها، اثر عوامل مشترک را نیز جذب می‌کند و اثر شوک‌های جهانی به اشتباه به ضرایب متغیرهای توضیحی نسبت داده نمی‌شود.

برای تفسیر اقتصادی روشن‌تر و تفکیک صریح آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت، همین چارچوب به‌صورت مدل تصحیح خطای تقویت‌شده با مقاطع عرضی (CS-ECM) بازنویسی می‌شود (چودیک و همکاران، ۲۰۱۶).

1. Chudik & Pesaran

$$\Delta y_{it} = \phi_i(y_{i,t-1} - \theta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{l=1}^{p-1} \lambda^*_{il} \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{q-1} \delta'^*_{il} x_{i,t-l} + \sum_{l=0}^{p} \psi^*_{il} \bar{y}_{t-l} + \sum_{l=0}^{q} \phi'^*_{il} \bar{x}_{t-l} + e_{it} \quad (۱۷)$$

در این بازنمایی، بردار θ_i اثر ماندگار سطح FVA، DVX و متغیرهای کنترلی را بر نرخ رشد TFP نشان می‌دهد و ضرایب Δy و Δx رفتار کوتاه‌مدت را توضیح می‌دهند. ضریب ϕ_i پارامتر تصحیح خطا در بازنمایی CS-ECM است و انتظار می‌رود منفی و معنادار باشد. چون متغیر وابسته ماناست، این ضریب در واقع بازپارامتری‌سازی ضریب وقفه ($\phi=\rho-1$) است و فقط برای ارزیابی پایداری پویای مدل به کار می‌رود؛ تفسیر اقتصادی بر ضرایب بلندمدت θ_i استوار است. در اجرای تجربی باید میان پویایی مدل و تعداد ضرایب قابل برآورد برای هر کشور توازن برقرار شود. داده‌ها سالانه‌اند و پس از افزودن میانگین‌های مقطعی، هر وقفه اضافی درجه آزادی هر مقطع را به‌سرعت کاهش می‌دهد و برآوردهای کشوری را ناپایدار می‌کند. از این رو، مطابق کاربرد رایج CS-ARDL در پانل‌های کلان سالانه، یک وقفه برای رشد بهره‌وری در نظر گرفته شد، شاخص‌های FVA و DVX همراه با متغیرهای کنترلی به‌صورت هم‌زمان وارد مدل شدند و میانگین‌های مقطعی برای کنترل شوک‌های مشترک جهانی در تصریح باقی ماندند. برآوردها بر داده‌های سالانه دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ انجام شده تا با آخرین سال در دسترس شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی هم‌پوشانی کامل داشته باشد. بدین ترتیب، CS-ARDL/CS-ECM اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت را هم‌زمان و در حضور وابستگی مقطعی و عوامل مشترک جهانی برآورد می‌کند و مبنای تحلیل و استنباط سیاستی پژوهش قرار می‌گیرد.

۴-۳-۶. تحلیل حساسیت

برای ارزیابی استحکام یافته‌های اصلی در برابر انتخاب روش برآورد، مدل علاوه بر CS-ARDL با برآوردگر میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک[1] نیز برآورد شده است. این برآوردگر که پسران (۲۰۰۶) معرفی کرده، از روش‌های اصلی نسل دوم پانل است و مانند CS-ARDL وابستگی مقطعی ناشی از عوامل مشترک مشاهده‌نشده و ناهمگنی ضرایب میان کشورها را هم‌زمان کنترل می‌کند.

CCEMG نیز با افزودن میانگین‌های مقطعی متغیرهای مدل به معادله هر واحد مقطعی، اثر عوامل مشترک پنهان (مانند شوک‌های جهانی، تغییرات فناوری و اختلالات زنجیره تأمین) را تقریب می‌زند. تفاوت آن با CS-ARDL در این است که CS-ARDL پویایی‌های کوتاه‌مدت و رابطه بلندمدت را به‌صراحت در قالب مدل تصحیح خطا برآورد می‌کند، در حالی که CCEMG بیشتر بر ضرایب بلندمدت در حضور عوامل مشترک متمرکز است. بنابراین مقایسه نتایج این دو روش نشان می‌دهد یافته‌ها تا چه حد به نحوه

1. Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG)

مدل‌سازی پویایی‌ها و کنترل وابستگی مقطعی حساس‌اند. شکل پایه مدل CCEMG برای هر کشور i چنین است:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_i x_{it} + \gamma'_i \bar{z}_t + e_{it} \quad (۱۸)$$

که در آن $\bar{z}_t=(\bar{y}_t, \bar{x}_t)$ بردار میانگین‌های مقطعی متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی در زمان t است. پس از برآورد ضرایب فردی $\hat{\beta}_i$ برای هر کشور، برآوردگر میانگین گروهی به‌صورت میانگین ساده این ضرایب به دست می‌آید:

$$\hat{\beta}_{CCEMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \hat{\beta}_i \quad (۱۹)$$

مقایسه استحکام بر ضرایب بلندمدت دو متغیر کلیدی مشارکت در زنجیره ارزش جهانی، یعنی FVA و DVX، متمرکز است. معیار قضاوت، پایداری علامت، سطح معناداری و اندازه تقریبی این ضرایب در دو روش CS-ARDL و CCEMG است. اگر نتایج این دو متغیر در هر دو رویکرد هم‌راستا باشد، می‌توان گفت یافته‌های اصلی به انتخاب روش برآورد حساس نیستند و از استحکام تجربی مناسبی برخوردارند (پسران، ۲۰۰۶ و چودیک و پسران، ۲۰۱۵).

۵. یافته‌های تحقیق

این بخش نتایج تجربی پژوهش را ارائه و تحلیل می‌کند. ابتدا آمار توصیفی متغیرها برای کل نمونه گزارش می‌شود تا تصویری از ویژگی‌های داده‌ها و ناهمگنی کشورها و دوره‌ها به دست آید. سپس نتایج آزمون‌های مقدماتی (وابستگی مقطعی، همگنی شیب، ریشه واحد و هم‌انباشتگی) و پس از آن نتایج برآورد اصلی با CS-ARDL و آزمون استحکام CCEMG ارائه می‌شود.

۵-۱. آمار توصیفی تحقیق

جدول ۱-۵ آمار توصیفی متغیرهای مدل را برای ۲۲ کشور درحال‌توسعه طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ نشان می‌دهد. میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) در این دوره ۰/۰۱۵۴- است که از عملکرد ضعیف و حتی منفی رشد بهره‌وری در کشورهای نمونه حکایت دارد. میانه این متغیر (۰/۱۱۵) مثبت است، اما فاصله میانگین و میانه و انحراف معیار بالای آن (۲/۷۴) نشان می‌دهد رشد بهره‌وری در این کشورها به‌شدت ناهمگن است و مشاهدات پرت نیز وجود دارد. دامنه تغییرات این متغیر، از ۱۹/۰۲- تا ۸/۶۵، نیز نوسان شدید بهره‌وری را در طول دوره نشان می‌دهد.

میانگین شاخص مشارکت پسین (FVA) ۱۸/۴۶ درصد و میانگین شاخص مشارکت پیشین (DVX) ۲۰/۴۲ درصد است؛ یعنی کشورهای نمونه به‌طور متوسط سهم نسبتاً مشابهی از پیوندهای پسین و پیشین

داشته‌اند، هرچند میانگین DVX اندکی بیشتر است. انحراف معیار FVA (۱۰/۱۴) از DVX (۸/۴۴) بیشتر است و نشان می‌دهد کشورها از نظر وابستگی صادرات به نهاده‌های وارداتی، تفاوت بیشتری با هم دارند تا از نظر نقششان به‌عنوان تأمین‌کننده نهاده برای دیگر کشورها.

میانگین نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی (INV) حدود ۲۵ درصد و انحراف معیار آن نسبتاً متوسط (۷/۴۶) است. میانگین لگاریتم نرخ ارز حقیقی مؤثر (lnREER) نیز ۴/۶۶ است و انحراف معیار پایین آن (۰/۲۹) نشان می‌دهد این متغیر در مقایسه با سایر متغیرهای مدل نوسان کمتری داشته است.

در مجموع، آمار توصیفی ناهمگنی قابل توجهی را میان کشورهای نمونه در شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی و به‌ویژه در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید نشان می‌دهد و همین امر استفاده از روش‌هایی را که ناهمگنی ضرایب و وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرند، ضروری می‌کند.

جدول ۱-۵. آمار توصیفی

متغیرها	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
TFP	۷۲۶	-۰/۰۱۵۴	۰/۱۱۵	۸/۶۵	-۱۹/۰۲	۲/۷۳۹۶
FVA	۷۲۶	۱۸/۴۵۵۶	۱۴/۵۳۷	۴۹/۲۶۴	۴/۴۲۹	۱۰/۱۴۰۰
DVX	۷۲۶	۲۰/۴۱۷۹	۱۸/۱۱۱۹	۴۴/۸۶	۴/۷۲۴۷	۸/۴۳۸۸
INV	۷۲۶	۲۵/۰۱۲۱	۲۳/۴۵۱۸	۴۷/۹۲۰۹	۱۰/۸۵۳۹	۷/۴۵۷۰
lnREER	۷۲۶	۴/۶۵۹۲	۴/۶۳۸۷	۷/۲۱۹۷	۳/۸۸۱۱	۰/۲۸۶۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲. آزمون وابستگی مقطعی

جدول ۲-۵ نتایج سه آزمون وابستگی مقطعی، یعنی CD پسران، LM بروش-پاگان و LM تعدیل‌شده پسران را نشان می‌دهد. آماره هر سه آزمون برای همه متغیرهای مدل (INV، DVX، FVA، TFP و lnREER) در سطح ۱ درصد معنادار است و فرضیه صفر نبود وابستگی مقطعی قاطعانه رد می‌شود.

این نتیجه نشان می‌دهد کشورهای نمونه از شوک‌های مشترک جهانی مانند بحران‌های مالی، نوسانات قیمت انرژی، اختلالات زنجیره تأمین و تغییرات تقاضای جهانی اثر می‌پذیرند و خطاهای مدل میان کشورها همبسته است. در چنین شرایطی، روش‌های پانلی نسل اول که استقلال مقاطع را مفروض می‌گیرند، ممکن است برآوردهای تورش‌دار و استنباط‌های نامعتبر به دست دهند و استفاده از رویکردهای نسل دوم مانند CS-ARDL که با افزودن میانگین‌های مقطعی وابستگی مقطعی را کنترل می‌کنند، موجه است.

جدول ۲-۵. نتایج آزمون وابستگی مقطعی

متغیرها	آزمون CD پسران		آزمون LM بروش پاگان		آزمون LM تعدیل‌شده پسران	
	آماره آزمون	P-Value	آماره آزمون	P-Value	آماره آزمون	P-Value
TFP	۱۲/۰۲۹۵	۰/۰۰۰	۴۴۶/۹۴۱۳	۰/۰۰۰	۱۰/۰۴۶۵	۰/۰۰۰
FVA	۱۰/۲۷۶۷	۰/۰۰۰	۱۳۳۳/۳۴۳	۰/۰۰۰	۵۱/۲۸۵۶	۰/۰۰۰
DVX	۲۸/۵۱۶۷	۰/۰۰۰	۲۷۸۵/۴۱۶	۰/۰۰۰	۱۱۸/۸۴۲۲	۰/۰۰۰
INV	۱۱/۰۶۳۴	۰/۰۰۰	۹۷۳/۹۰۲۶	۰/۰۰۰	۳۴/۵۶۲۹	۰/۰۰۰
lnREER	۸/۷۲۰۰	۰/۰۰۰	۱۲۸۲/۲۵۶	۰/۰۰۰	۴۸/۹۰۸۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳. آزمون ناهمگنی شیب

جدول ۳-۵ نتایج آزمون ناهمگنی شیب پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) را نشان می‌دهد. آماره $\tilde{\Delta}$ برابر ۳/۰۶۶ و آماره تعدیل‌شده $\tilde{\Delta}_{adj}$ برابر ۳/۳۸۹ است و هر دو در سطح ۱ درصد معنادارند؛ بنابراین فرضیه صفر همگنی ضرایب شیب میان کشورهای نمونه رد می‌شود.

به بیان دیگر، شدت و حتی جهت اثر متغیرهای توضیحی، به‌ویژه شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی، بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای نمونه یکسان نیست. از این رو، استفاده از برآوردگرهای ناهمگن مانند رویکرد میانگین گروهی (Mean Group) در چارچوب CS-ARDL که ضرایب مختص هر کشور را برآورد می‌کند، ضروری است.

جدول ۳-۵. نتایج آزمون ناهمگنی شیب

Δ	آماره	P-Value
آزمون $\tilde{\Delta}$	۳/۰۶۶	۰/۰۰۲
آزمون $\tilde{\Delta}_{adj}$	۳/۳۸۹	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۴. آزمون ریشه واحد

جدول ۴-۵ نتایج آزمون ریشه واحد نسل دوم CIPS پسران (۲۰۰۷) را نشان می‌دهد که مانایی متغیرها را با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی و ناهمگنی کشورها بررسی می‌کند.

بر اساس نتایج، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و لگاریتم نرخ ارز حقیقی مؤثر (lnREER) در سطح مانا و از مرتبه انباشتگی صفر (I(0)) هستند، در حالی که شاخص‌های مشارکت پسین (FVA)، مشارکت

پیشین (DVX) و سرمایه‌گذاری (INV) در سطح نامانا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند و بنابراین از مرتبه انباشتگی یک (I(1)) هستند.

هیچ‌یک از متغیرها از مرتبه انباشتگی دو (I(2)) نیست. این ترکیب از متغیرهای I(0) و I(1) با شرایط کاربرد CS-ARDL سازگار است، زیرا این روش روابط بلندمدت را در حضور ترکیبی از متغیرهای مانا و نامانا (تا مرتبه یک) برآورد می‌کند.

همان‌طور که در بخش روش‌شناسی توضیح داده شد، ضرایب بلندمدت در ادامه به‌عنوان اثر ماندگار سطح FVA و DVX بر رشد بهره‌وری تفسیر می‌شوند، نه هم‌انباشتگی متعارف سطح‌به‌سطح.

جدول ۴-۵. نتایج آزمون ریشه واحد نسل دوم CIPS

متغیرها	در سطح				در تفاضل مرتبه اول				مرتبه انباشتگی
	بدون روند		با روند		بدون روند		با روند		
	آماره آزمون	P-Value	آماره آزمون	P-Value	آماره آزمون	P-Value	آماره آزمون	P-Value	
TFP	-۹/۳۸۸	۰/۰۰۰	-۷/۸۸۹	۰/۰۰۰	-۱۶/۵۳۶	۰/۰۰۰	-۱۴/۶۳۰	۰/۰۰۰	I(۰)
FVA	-۱/۶۲۲	۰/۰۵۲	-۱/۵۰۰	۰/۰۶۷	-۱۰/۰۶۰	۰/۰۰۰	-۸/۳۰۷	۰/۰۰۰	I(۱)
DVX	-۰/۲۰۰	۰/۴۲۱	۲/۰۱۶	۰/۹۷۸	-۱۱/۰۷۵	۰/۰۰۰	-۹/۹۷۶	۰/۰۰۰	I(۱)
INV	-۱/۴۰۰	۰/۰۸۱	-۱/۵۹۸	۰/۰۵۵	-۱۱/۸۷۱	۰/۰۰۰	-۹/۶۴۵	۰/۰۰۰	I(۱)
lnREER	-۰/۲۲۴	۰/۴۱۱	-۲/۱۵۰	۰/۰۱۶	-۱۱/۱۷۳	۰/۰۰۰	-۹/۱۷۸	۰/۰۰۰	I(۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۵. آزمون سازوکار تصحیح خطا (وسترلوند)

جدول ۵-۵ نتایج آزمون وسترلوند (۲۰۰۷) را نشان می‌دهد که وجود سازوکار تصحیح خطا میان متغیرهای مدل را با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی بررسی می‌کند.

هر چهار آماره Gt، Ga، Pt و Pa در سطح ۱ درصد معنادارند. با توجه به وجود وابستگی مقطعی، آماره‌ها با روش بوت‌استرپ (۵۰۰ تکرار) نیز محاسبه شدند و p-value‌های بوت‌استرپ (Robust P-Value) نیز در سطح ۱ درصد معنادارند و نتایج مجانبی را تأیید می‌کنند.

چون متغیر وابسته رشد TFP و از نوع I(0) است، این نتیجه شاهدی بر وجود سازوکار تصحیح خطا در بازنمایی CS-ECM است، نه هم‌انباشتگی کلاسیک میان متغیرهای I(1)، و با پایداری پویای مدل و تفسیر ضرایب ماندگار CS-ARDL سازگار است.

جدول ۵-۵. نتایج آزمون وسترلوند (۲۰۰۷)

آماره	Value	Z-value	P-Value	Robust P-Value
Gt	-۲/۹۸۷	-۲/۶۶۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰
Ga	-۱۷/۱۴۳	-۲/۵۶۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰
Pt	-۱۳/۹۸۹	-۳/۶۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pa	-۱۷/۰۴۰	-۴/۷۸۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۶. برآورد اصلی

جدول ۶-۵ نتایج برآورد CS-ARDL با رویکرد میانگین گروهی را در سه بخش ضرایب کوتاه‌مدت، ضریب تصحیح خطا و ضرایب بلندمدت نشان می‌دهد.

در کوتاه‌مدت، ضریب وقفه متغیر وابسته (L.TFPGrowth) منفی ولی بی‌معناست. ضریب شاخص مشارکت پسین (FVA) مثبت و برابر ۰/۰۵۰ است، اما از نظر آماری معنادار نیست. در مقابل، ضریب شاخص مشارکت پیشین (DVX) برابر ۰/۲۶۷- و در سطح ۵ درصد معنادار است. ضرایب سرمایه‌گذاری و نرخ ارز حقیقی مؤثر نیز معنادار نیستند. بی‌معنا بودن این ضرایب در رویکرد میانگین گروهی، با توجه به ناهمگنی شدید کشورها و جذب بخش قابل توجهی از تغییرات مشترک توسط میانگین‌های مقطعی، در برآوردهای CS-ARDL رایج است و لزوماً به معنای بی‌ارتباطی نظری این متغیرها با رشد بهره‌وری نیست.

ضریب تصحیح خطا برابر ۱/۰۸۹۱- و در سطح ۱ درصد معنادار است. این ضریب از رابطه حسابی $\phi=\rho-1$ به دست آمده و بازپارامتری‌سازی ضریب وقفه متغیر وابسته است. چون رشد TFP خود ماناست، معناداری این ضریب را نباید سرعت تعدیل به سمت هم‌انباشتگی کلاسیک میان متغیرهای $I(1)$ دانست. قرارگرفتن ϕ در بازه (۲- و ۰) با پایداری پویای مدل سازگار است و کوچک‌تر بودن آن از ۱- نیز از همین رابطه حسابی و نزدیک بودن ρ به صفر ناشی می‌شود. بنابراین، این ضریب پایداری آماری تصریح پویای مدل را نشان می‌دهد و تفسیر اقتصادی بر ضرایب بلندمدت استوار است که اثر ماندگار سطح مشارکت پسین و پیشین را بر نرخ رشد بهره‌وری نشان می‌دهند. ضریب بلندمدت DVX برابر ۰/۲۶۲- و در سطح ۵ درصد معنادار است، در حالی که ضریب FVA مثبت و بی‌معنا باقی می‌ماند. نزدیکی عددی ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت DVX با ساختار وقفه مدل سازگار است؛ از این رو، این دو ضریب دو یافته مستقل به شمار نمی‌روند و یافته اصلی، اثر منفی و معنادار سطح مشارکت پیشین بر رشد بهره‌وری است. متغیرهای کنترلی در بلندمدت نیز اثر معناداری بر رشد بهره‌وری نشان نمی‌دهند.

از نظر اقتصادی، رابطه منفی مشارکت پیشین (DVX) با رشد بهره‌وری را می‌توان با کیفیت پایین ادغام

در زنجیره ارزش جهانی توضیح داد. ممکن است سهم بیشتر ارزش‌افزوده داخلی در صادرات کشورهای دیگر، دست‌کم در بخشی از کشورهای درحال‌توسعه، بیشتر از راه فعالیت‌های ساده و کم‌فرآوری‌شده شکل گرفته و کمتر به ارتقای جایگاه در زنجیره منجر شده باشد. این تفسیر با بحث قفل‌شدگی در حلقه‌های کم‌پیچیدگی در ادبیات توسعه مبتنی بر زنجیره ارزش هم‌خوان است (تاگلیونی و وینکلر، ۲۰۱۶؛ کوالسکی و همکاران، ۲۰۱۵). از آنجا که کیفیت حلقه ارزش، موقعیت در زنجیره و ظرفیت جذب در مدل اندازه‌گیری نشده‌اند، این توضیح تفسیری نظری و سازگار با یافته‌هاست. همچنین ضریب منفی DVX به معنای نامطلوب بودن پیوند پیشین به‌خودی‌خود نیست؛ مسئله نوع فعالیت‌هایی است که کشورها از راه آن‌ها در زنجیره ادغام شده‌اند.

بی‌معنا بودن ضریب FVA نیز نکته مهمی را نشان می‌دهد: در این نمونه، وابستگی بیشتر به نهاده‌های وارداتی کانال قابل اتکایی برای بهبود بهره‌وری نبوده است. به بیان ساده، واردات نهاده خارجی به‌تنهایی برای ورود فناوری و دانش فنی به اقتصاد کافی نیست. این نتیجه با محدود بودن ظرفیت جذب فناوری و پیوندهای تولیدی داخلی در بخشی از کشورهای نمونه سازگار است؛ هرچند این دو عامل در مدل آزمون نشده‌اند و به‌عنوان توضیح نظری محتمل مطرح می‌شوند.

در مجموع، نتایج CS-ARDL نشان می‌دهد نوع مشارکت (پیوند پسین یا پیشین) از حجم آن مهم‌تر است و در نمونه مورد بررسی، مشارکت پیشین با رشد کمتر بهره‌وری همراه بوده است.

جدول ۷-۵ آماره‌های برازش و آزمون‌های تشخیصی پسماندهای مدل CS-ARDL را گزارش می‌کند. R^2 میانگین گروهی ۰٫۳۶ و ریشه میانگین مربعات خطا ۲٫۱۷ است. آزمون CD پسران روی پسماندها معنادار است، اما آزمون CDw که برای حضور عوامل مشترک طراحی شده معنادار نیست و برآورد توان وابستگی مقطعی نیز از وابستگی ضعیف حکایت دارد. آزمون فیشر ترکیبی (Ljung-Box) نیز معنادار نیست و فرض صفر نبود خودهمبستگی پسماندها رد نمی‌شود. میانگین ضریب AR(1) پسماندها ۰٫۰۸۶- است که هرچند از نظر آماری معنادار است، اندازه کوچکی دارد. بنابراین ساختار پویای مدل خودهمبستگی پسماندها را تا حد قابل قبولی کنترل کرده است. برای اطمینان از اینکه همین خودهمبستگی اندک بر نتیجه اصلی اثر نگذاشته باشد، حساسیت یافته‌های DVX به تغییر روش برآورد و دوره نمونه در ادامه بررسی می‌شود: نتایج CCEMG در بخش ۷-۵ و نتایج CS-ARDL با نمونه ۲۰۱۸-۱۹۹۰ و تنها با داده‌های Eora در بخش ۸-۵ گزارش شده است.

در تفسیر بزرگی ضریب DVX باید به ترکیب نمونه نیز توجه کرد. بخشی از کشورهای نمونه اقتصادهای منبع‌محورند و چرخه‌های قیمت کالاهای اولیه می‌تواند هم‌زمان بر سطح DVX و رشد بهره‌وری اثر بگذارد. CS-ARDL با وارد کردن میانگین‌های مقطعی، بخش مهمی از این شوک‌های مشترک جهانی را کنترل می‌کند و نتایج ضرایب فردی (بخش ۹-۵) نیز نشان می‌دهد اثر منفی DVX به کشورهای منبع‌محور محدود نیست.

جدول ۶-۵. نتایج برآورد CS-ARDL

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره Z	احتمال (P-Value)
ضرایب کوتاه‌مدت				
L.TFPGrowth	-۰/۰۸۹۱	۰/۰۵۹۰	-۱/۵۱	۰/۱۳۱
FVA	۰/۰۴۹۶	۰/۱۳۴۷	۰/۳۷	۰/۷۱۳
DVX	-۰/۲۶۷۳***	۰/۱۲۱۸	-۲/۱۹	۰/۰۲۸
INV	۰/۰۸۲۷	۰/۱۰۲۹	۰/۸۰	۰/۴۲۱
LnREER	۳/۰۱۰۳	۲/۸۱۷۵	۱/۰۷	۰/۲۸۵
عرض از مبدأ	۰/۹۷۹۰	۱۶/۹۵۹۷	۰/۰۶	۰/۹۵۴
ضریب تصحیح خطا				
ECT (lr_TFPGrowth)	-۱/۰۸۹۱***	۰/۰۵۹۰	-۱۸/۴۷	۰/۰۰۰
ضرایب بلندمدت				
DVX	-۰/۲۶۲۰**	۰/۱۱۳۱	-۲/۳۲	۰/۰۲۱
FVA	۰/۰۴۸۸	۰/۱۲۲۴	۰/۴۰	۰/۶۹۰
INV	۰/۰۱۸۸	۰/۱۰۹۱	۰/۱۷	۰/۸۶۳
LnREER	۳/۳۵۶۹	۲/۶۹۲۱	۱/۲۵	۰/۲۱۲
عرض از مبدأ	۰/۳۵۰۸	۱۵/۳۱۴۳	۰/۰۲	۰/۹۸۲

***، ** و * به‌ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷-۵. آماره‌های برازش و تشخیصی برآورد CS-ARDL

شاخص	مقدار	P-Value
تعداد مشاهدات	۷۰۴	-
تعداد کشورها	۲۲	-
R^2(میانگین گروهی)	۰/۳۶	-
RMSE	۲/۱۷	-
آماره‌ی CD پسران	-۳/۱۱	۰/۰۰۲
آزمون CDw (Juodis-Reese)	۰/۳۶	۰/۷۱۶

شاخص	مقدار	P-Value
توان وابستگی مقطعی (α)	۰/۰۷۷	-
آزمون فیشر ترکیبی (Ljung-Box)	chi^2 (44)=44/90	۰/۴۳۴
میانگین ضریب AR(1)پسماندها	-۰/۰۸۶	۰/۰۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۷. آزمون استحکام با رویکرد CCEMG

برای ارزیابی پایداری نتایج اصلی، مدل با برآوردگر میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک (CCEMG) نیز برآورد شد که نتایج آن در جدول ۸-۵ آمده است.

ضریب DVX در این برآورد ۰/۲۱۲- و در سطح ۵ درصد معنادار است که با نتیجه مدل اصلی CS-ARDL کاملاً همسوست و نشان می‌دهد اثر منفی مشارکت پیشین بر رشد بهره‌وری با تغییر روش برآورد پایدار می‌ماند. ضریب FVA همچنان مثبت و بی‌معناست و سرمایه‌گذاری نیز اثر معناداری ندارد. تنها تفاوت، معناداری ضعیف نرخ ارز حقیقی مؤثر در سطح ۱۰ درصد است که در مدل اصلی دیده نمی‌شد.

تکرار رابطه منفی و معنادار DVX در برآورد CCEMG نشان می‌دهد این یافته به روش برآورد وابسته نیست. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، ممکن است بخشی از کشورهای نمونه بیشتر به‌عنوان تأمین‌کننده نهاده‌های واسطه‌ای ساده و مواد اولیه در زنجیره‌های جهانی حضور داشته باشند و این نوع مشارکت به‌جای سرریز فناورانه، با ماندن در حلقه‌های کم‌ارزش همراه بوده باشد. بی‌معنا ماندن FVA نیز با محدود بودن یادگیری فناورانه از واردات نهاده‌های واسطه‌ای و ظرفیت جذب پایین سازگار است.

بنابراین آزمون استحکام تأیید می‌کند که یافته محوری پژوهش، یعنی اثر منفی و معنادار پیوند پیشین (DVX) بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پایدار است و به انتخاب روش برآورد حساسیت چندانی ندارد.

جدول ۸-۵. نتایج آزمون استحکام CCEMG

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره z	احتمال (P-Value)
FVA	۰/۱۴۳۷	۰/۱۲۶۶	۱/۱۴	۰/۲۵۶
DVX	۰/۲۱۲۰**	۰/۱۰۰۸	-۲/۱۰	۰/۰۳۵
INV	۰/۱۲۹۲	۰/۰۸۵۹	۱/۵۰	۰/۱۳۳
LnREER	۴/۹۸۵۴*	۲/۷۷۰۰	۱/۸۰	۰/۰۷۲
عرض از مبدأ	-۸/۴۱۲۵	۱۷/۵۴۵۲	-۰/۴۸	۰/۶۳۲

***، ** و * به‌ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند. منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۸. آزمون استحکام نتایج نسبت به منبع داده GVC

برای اطمینان از اینکه یافته اصلی به اتصال سال‌های پایانی با داده‌های OECD TiVA وابسته نیست، مدل CS-ARDL یک بار دیگر فقط برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ و با داده‌های UNCTAD-Eora برآورد شد. نتایج در جدول ۹-۵ آمده است.

در این برآورد، ضریب کوتاه‌مدت DVX برابر ۰/۲۳۸- و ضریب بلندمدت آن ۰/۲۴۴- است و هر دو در سطح ۵ درصد معنادار باقی می‌مانند. این مقادیر به برآورد نمونه کامل (۰/۲۶۷- در کوتاه‌مدت و ۰/۲۶۲- در بلندمدت) نزدیک است. ضریب FVA در هر دو افق مثبت و بی‌معنا باقی می‌ماند. تفاوت‌های جزئی در معناداری وقفه رشد بهره‌وری و نرخ ارز با کاهش تعداد مشاهدات و نقش کنترلی این متغیرها سازگار است و استنباط مربوط به مشارکت پیشین را تغییر نمی‌دهد.

بنابراین، رابطه منفی و معنادار DVX با رشد بهره‌وری در نمونه‌ای که فقط از یک پایگاه داده GVC استفاده می‌کند نیز برقرار است و به نحوه اتصال داده‌های Eora و TiVA بستگی ندارد.

جدول ۹-۵. مقایسه CS-ARDL در نمونه کامل و نمونه ۱۹۹۰-۲۰۱۸

متغیر	CS-ARDL نمونه کامل ۱۹۹۰-۲۰۲۲	CS-ARDL فقط Eora ۱۹۹۰-۲۰۱۸
کوتاه‌مدت		
L.TFPGrowth	۰/۰۸۹۱-	۰/۱۱۰-*
FVA	۰/۰۴۹۶	۰/۰۷۶
DVX	۰/۲۶۷۳-**	۰/۲۳۸-**
INV	۰/۰۸۲۷	۰/۱۱۰
LnREER	۳/۰۱۰۳	۵/۲۴۲
(ECT (lr_TFPGrowth	۱/۰۸۹۱-***	۱/۱۱۰-***
بلندمدت		
DVX	۰/۲۶۲۰-**	۰/۲۴۴-**
FVA	۰/۰۴۸۸	۰/۰۶۹
INV	۰/۰۱۸۸	۰/۰۴۲
LnREER	۳/۳۵۶۹	۵/۶۷۶*
تعداد مشاهدات	۷۰۴	۶۱۶

***، ** و * به‌ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۹. آزمون ضرایب فردی

جدول ۱۰-۵ ضرایب فردی کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر اصلی پژوهش (FVA و DVX) را برای ۲۲ کشور نمونه نشان می‌دهد. این ضرایب امکان بررسی ناهمگنی اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی میان کشورها را فراهم می‌کنند و نشان می‌دهند که اثر میانگین گروهی به‌تنهایی تصویر کاملی از شرایط متفاوت اقتصادها به دست نمی‌دهد.

ضرایب DVX نشان می‌دهد اثر منفی مشارکت پیشین در چند کشور معنادار است. در اکوادور، ضریب DVX در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی و در سطح ۱ درصد معنادار است؛ نتیجه‌ای که با وابستگی شدید اقتصاد این کشور به صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی (به‌ویژه نفت، موز و میگو) هم‌خوانی دارد. احتمالاً افزایش پیوند پیشین در اکوادور بیشتر از راه صادرات نهاده‌های خام و کم‌فرآوری‌شده رخ داده و با سرریز فناورانه محدود و ماندن در حلقه‌های کم‌ارزش همراه بوده است.

در مکزیک نیز ضریب DVX در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی و معنادار است. مکزیک از یکپارچه‌ترین اقتصادهای درحال‌توسعه در شبکه‌های تولید آمریکای شمالی (به‌ویژه از طریق USMCA) است، اما بخش قابل توجهی از مشارکت پیشین آن همچنان در فعالیت‌های مونتاژ و تأمین قطعات نسبتاً ساده متمرکز است و همین الگو می‌تواند توضیح دهد چرا افزایش DVX با ارتقای بهره‌وری همراه نشده است.

فیلیپین وضعیت مشابهی دارد و ضریب DVX در هر دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی و بسیار معنادار است. اقتصاد فیلیپین با وجود حضور در زنجیره‌های الکترونیک و خدمات کسب‌وکار، در بسیاری از بخش‌ها همچنان تأمین‌کننده نهاده‌های واسطه‌ای با ارزش‌افزوده پایین است و ظرفیت جذب محدود می‌تواند توضیح دهد که چرا مشارکت پیشین به رشد بهره‌وری تبدیل نشده است.

در هند، اثر منفی DVX در کوتاه‌مدت معنادار و در بلندمدت ضعیف‌تر است. با وجود رشد سریع بخش خدمات و برخی صنایع پیشرفته در هند، بخش بزرگی از صادرات کالایی این کشور همچنان به محصولات اولیه، منسوجات و نهاده‌های واسطه‌ای کم‌پیچیدگی متکی است و پیوندهای پیشین قوی لزوماً با ارتقای فناورانه همراه نبوده است.

در مقابل، ضریب FVA در بیشتر کشورها بی‌معناست. استثنای مهم اندونزی است که در آن اثر مثبت و معنادار FVA هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دیده می‌شود. این نتیجه می‌تواند نشان دهد اندونزی، به‌ویژه در صنایع مرتبط با منابع طبیعی و برخی صنایع کارخانه‌ای، توانسته از واردات نهاده‌های واسطه‌ای برای بهبود کارایی تولید بهره ببرد و ظرفیت جذب بهتری نسبت به بسیاری از کشورهای نمونه داشته است.

در برزیل و بنگلادش نیز اثر مثبت اما ضعیف‌تری از FVA دیده می‌شود. در برزیل، این اثر احتمالاً با صنایع نسبتاً متنوع و برخی توانمندی‌های فناورانه داخلی مرتبط است و در بنگلادش با نقش واردات نهاده در صنعت پوشاک و نساجی که بخش غالب صادرات این کشور را تشکیل می‌دهد.

در ایران، ضرایب FVA و DVX در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی اما بی‌معنا هستند؛ بنابراین در دوره و تصریح مورد بررسی، رابطه معناداری میان این دو شاخص و رشد TFP ایران دیده نمی‌شود. ساختار صادرات متکی بر منابع انرژی و محدودیت‌های خارجی ممکن است در توضیح این الگو نقش داشته باشند.

در مجموع، ضرایب فردی نشان می‌دهد رابطه مشارکت در زنجیره ارزش جهانی با رشد بهره‌وری میان کشورهای نمونه به‌شدت ناهمگن است؛ ناهمگنی‌ای که با تفاوت در ساختار تولید، پیچیدگی اقتصادی، ظرفیت جذب فناوری و نوع فعالیت‌هایی که کشورها از راه آن‌ها ادغام شده‌اند سازگار است. از این رو، میانگین گروهی به‌تنهایی تصویر کاملی از این رابطه نمی‌دهد و در سیاست‌گذاری باید ویژگی‌های هر اقتصاد را در نظر گرفت.

الگوی ضرایب فردی همچنین نشان می‌دهد بخشی از اثر منفی DVX در میانگین گروهی ممکن است از کشورهای منبع‌محور، به‌ویژه اکوادور با ضریب منفی و بسیار معنادار، ناشی شده باشد. با این حال، اثر منفی در کشورهای غیرمنبع‌محوری مانند فیلیپین و مکزیک نیز دیده می‌شود و بنابراین نمی‌توان کل نتیجه را به چرخه قیمت کالاهای اولیه نسبت داد.

جدول ۱۰-۵. ضرایب فردی کوتاه‌مدت و بلندمدت FVA و DVX

کشور	Short-run FVA	Short-run DVX	Long-run FVA	Long-run DVX
Argentina	-۰/۹۴۰۳	۰/۲۶۴۶	-۰/۷۷۰۵	۰/۲۰۱۹
Bangladesh	۰/۲۹۹۲*	۰/۰۸۵۸	۰/۴۳۰۲*	-۰/۱۲۳۳
Brazil	۱/۳۲۵۰*	۰/۱۱۹۲	۱/۰۴۴۸*	۰/۰۹۴۰
Chile	-۰/۲۴۳۰	-۰/۲۰۶۵	-۰/۲۴۹۷	-۰/۲۱۲۲
China	۰/۰۰۹۰	۰/۰۶۱۰	۰/۰۱۴۶	۰/۰۹۸۸
Colombia	۰/۳۶۵۵	۰/۱۶۰۴	۰/۳۰۰۳	۰/۱۳۱۸
Ecuador	۰/۹۳۲۷	-۱/۶۲۶۴***	۰/۷۷۱۹	-۱/۳۴۵۹***
Egypt	-۰/۰۰۴۰	-۰/۱۷۹۴	-۰/۰۰۵۰	-۰/۲۲۱۰
India	-۰/۲۶۶۲	-۰/۵۶۸۹**	-۰/۲۲۴۸	-۰/۴۸۰۶*
Indonesia	۱/۶۹۳۸**	۰/۴۰۱۹	۱/۶۶۹۹**	۰/۳۹۶۲
Iran	-۰/۳۱۲۷	-۰/۱۷۰۹	-۰/۲۰۳۶	-۰/۱۱۱۳
Malaysia	۰/۰۴۸۳	۰/۰۴۳۵	۰/۰۴۰۲	۰/۰۳۶۲
Mexico	۰/۱۴۷۸	-۱/۵۱۶۰**	۰/۱۴۳۲	-۱/۴۶۸۵**
Morocco	-۰/۴۱۷۵	-۰/۳۲۶۶	-۰/۲۴۹۸	-۰/۱۹۵۴

کشور	Short-run FVA	Short-run DVX	Long-run FVA	Long-run DVX
Pakistan	-۰/۵۳۷۱	-۰/۲۱۶۷	-۰/۷۶۴۲	-۰/۳۰۸۳
Peru	-۰/۴۴۵۷	-۰/۰۸۶۸	-۰/۳۱۶۳	-۰/۰۶۱۶
Philippines	-۰/۱۴۹۶	-۰/۶۸۷۹***	-۰/۱۶۳۲	-۰/۷۵۰۷***
South Africa	-۰/۳۳۵۱	۰/۲۹۲۷	-۰/۲۹۴۵	۰/۲۵۷۳
Thailand	-۰/۱۹۶۵	-۱/۲۷۳۱	-۰/۱۷۲۰	-۱/۱۱۳۸
Tunisia	-۰/۵۸۳۱	۰/۲۹۹۰	-۰/۵۳۴۷	۰/۲۷۴۲
Turkey	۰/۶۳۹۰	۰/۰۳۰۲	۰/۵۱۴۲	۰/۰۲۴۳
Vietnam	۰/۰۶۱۶	-۰/۵۹۰۳	۰/۰۹۲۴	-۰/۸۸۵۷

*** معناداری در سطح ۱٪، ** معناداری در سطح ۵٪، * معناداری در سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری تحقیق

هدف این پژوهش بررسی اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای درحال‌توسعه منتخب بود. برای این منظور، مشارکت به دو بُعد پیوند پسین (FVA) و پیوند پیشین (DVX) تفکیک شد و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت با داده‌های پانلی ۲۲ کشور طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ و رویکرد CS-ARDL آزمون شد.

نتایج در سطح میانگین گروهی، فرضیه رابطه منفی مشارکت پیشین (DVX) با رشد بهره‌وری را تأیید کرد؛ یعنی در کشورهای نمونه، سهم بیشتر ارزش‌افزوده داخلی در صادرات کشورهای دیگر با رشد ضعیف‌تر بهره‌وری همراه بوده است. در مقابل، فرضیه رابطه مثبت مشارکت پسین (FVA) تأیید نشد؛ ضریب این متغیر مثبت اما بی‌معنا بود و نشان می‌دهد در این نمونه، وابستگی بیشتر به نهاده‌های وارداتی کانال قابل اتکایی برای بهبود بهره‌وری نبوده است. ضریب تصحیح خطا منفی و معنادار بود و پایداری پویای مدل را تأیید کرد و برآورد CCEMG نیز نشان داد اثر منفی DVX به روش برآورد وابسته نیست. این نتایج مربوط به میانگین نمونه است و ضرایب فردی نشان می‌دهد الگو در همه کشورها یکسان نیست: اثر منفی مشارکت پیشین در کشورهایی مانند اکوادور، مکزیک و فیلیپین قوی‌تر و معنادارتر است، در حالی که در ایران ضرایب هر دو شاخص منفی اما بی‌معنا بوده و رابطه معناداری برای ایران به دست نیامده است. بنابراین افزایش حجم مشارکت در زنجیره ارزش جهانی به‌تنهایی برای بهبود بهره‌وری کافی نیست و آنچه اهمیت دارد نوع پیوند است؛ در نمونه مورد بررسی، مشارکت پیشین با رشد کمتر بهره‌وری همراه بوده و مشارکت پسین اثر قابل اتکایی نداشته است. پیام این تمایز آن است که سیاست‌گذاری به‌جای تمرکز

بر گسترش صرف مشارکت، باید به جهت پیوندها توجه کند. تفسیری که با این یافته و ادبیات ارتقای زنجیره ارزش سازگار است آن است که پیوند پیشین در بخشی از کشورهای نمونه بیشتر از راه فعالیت‌های کم‌فرآوری‌شده شکل گرفته و کمتر به یادگیری فناورانه انجامیده است.

توصیه‌های سیاستی زیر بر پایه تمایز تجربی FVA و DVX و تفسیر نظری سازگار با آن ارائه می‌شود.

نخست، از آنجا که ضریب DVX در میانگین نمونه منفی و معنادار است، افزایش صادرات نهاده و مواد کم‌فرآوری‌شده از مسیر پیوند پیشین نباید هدف اصلی سیاست باشد؛ اولویت باید کاهش سهم این نوع صادرات و حرکت به سمت کالاها و خدمات با ارزش‌افزوده بالاتر در همان شبکه‌های صادراتی موجود باشد.

دوم، چون ضریب FVA معنادار نبوده است، تسهیل واردات نهاده واسطه‌ای به‌تنهایی کافی نیست. سیاست‌های مربوط به پیوند پسین بهتر است بر واردات نهاده‌هایی متمرکز شوند که با خطوط تولید داخلی و ارتقای مهارت در همان صنعت پیوند مشخصی دارند، نه بر افزایش کلی محتوای وارداتی صادرات.

سوم، برای ایران که ضرایب هر دو شاخص بی‌معنا برآورد شده، پیام پژوهش این نیست که مشارکت در زنجیره ارزش جهانی بی‌اهمیت است؛ بلکه الگوی فعلی مشارکت کانال قابل اتکایی برای رشد بهره‌وری نبوده است. بنابراین به‌جای افزایش صرف حجم FVA یا DVX، ترکیب مشارکت باید تغییر کند: اتکا به صادرات مواد انرژی و نهاده‌های ساده کاهش یابد و حضور در حلقه‌هایی که فرآوری و پیوند تولیدی بیشتری دارند تقویت شود. این مسیر با یافته اصلی پژوهش، یعنی اهمیت بیشتر نوع پیوند نسبت به حجم آن، نیز سازگار است.

این پژوهش مانند هر مطالعه تجربی محدودیت‌هایی دارد. داده‌های شاخص‌های مشارکت در زنجیره ارزش جهانی (FVA و DVX) تا سال ۲۰۲۲ در دسترس بود و بررسی سال‌های جدیدتر را ممکن نکرد. همچنین به دلیل نبود داده‌های بخشی سازگار و قابل مقایسه برای کشورهای درحال‌توسعه، اثر مشارکت به تفکیک بخش‌های صنعتی و خدماتی بررسی نشد. افزون بر این، نتایج میانگین گروهی و ضرایب فردی مربوط به ۲۲ کشور منتخب است و با توجه به ناهمگنی کشورها، تعمیم آن به همه کشورهای درحال‌توسعه باید با احتیاط انجام شود. نمونه هم اقتصادهای صنعتی‌شونده و هم اقتصادهای منبع‌محور را در بر می‌گیرد و هرچند میانگین گروهی CS-ARDL ناهمگنی ضرایب را مجاز می‌داند و تفاوت ضرایب فردی همین تنوع را نشان می‌دهد، میانگین نمونه را نباید بدون قید به هر دو گروه ساختاری تعمیم داد.

همچنین ممکن است رابطه بهره‌وری و مشارکت در زنجیره ارزش جهانی دوطرفه باشد یا عوامل مشترکی مانند چرخه قیمت کالاهای اولیه در کشورهای منبع‌محور بر آن اثر بگذارند. CS-ARDL با وارد کردن وقفه‌ها و میانگین‌های مقطعی، پویایی‌های درون‌کشوری و بخش مهمی از شوک‌های مشترک را کنترل می‌کند و ضرایب فردی نیز نشان می‌دهد اثر منفی DVX به کشورهای منبع‌محور محدود نیست؛ با این

حال، یافته‌ها به‌عنوان روابط پویای برآوردی تفسیر شده‌اند. سازوکارهای مکمل مانند کیفیت حلقه ارزش، قفل‌شدگی و ظرفیت جذب فناوری نیز در مدل اندازه‌گیری نشده‌اند و تفسیر اقتصادی نتایج بر پایه ادبیات نظری انجام شده است.

در پژوهش‌های آینده، در صورت دسترسی به داده‌های بخشی سازگار و قابل مقایسه، می‌توان اثر مشارکت در زنجیره ارزش جهانی را به تفکیک صنایع و خدمات بررسی کرد. همچنین استفاده از شاخص‌های پیچیدگی اقتصادی و موقعیت کشورها در زنجیره ارزش به‌عنوان متغیرهای تعدیل‌کننده می‌تواند درک دقیق‌تری از تفاوت اثر مشارکت پیشین و پسین در اقتصادهای مختلف به دست دهد.

درباره نویسندگان

- این مقاله برگرفته از رساله دکترای خانم الناز قناتی به راهنمایی آقای محمدرضا سلمانی‌بی‌شک (دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز) و مشاوره آقای بهزاد سلمانی (استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز) است.

مشارکت نویسندگان (بر اساس رده‌بندی CRediT)

- نقش‌ها و مسئولیت‌های نویسندگان در انجام پژوهش و تدوین مقاله، بر مبنای رده‌بندی نقش‌های مشارکت‌کنندگان در پژوهش (CRediT)، به شرح زیر است: نویسنده اول عهده‌دار توسعه نرم‌افزار، اعتبارسنجی، تحلیل رسمی، اجرای پژوهش، تأمین منابع، مدیریت و آماده‌سازی داده‌ها، نگارش پیش‌نویس اولیه، بصری‌سازی و مدیریت پروژه بوده است. نویسنده دوم مسئولیت مفهوم‌پردازی، طراحی روش‌شناسی و نظارت علمی بر پژوهش را بر عهده داشته و در بازبینی و ویرایش علمی متن مشارکت کرده است. نویسنده سوم در بازبینی و ویرایش علمی متن مقاله مشارکت داشته است. سهم مشارکت نویسندگان اول، دوم و سوم، مطابق اظهار آنان، به‌ترتیب ۵۰، ۳۰ و ۲۰ درصد بوده است.

استفاده از هوش مصنوعی

- نویسندگان از هوش مصنوعی «گروک» برای بخش کدنویسی تخمین نهایی مدل در نرم افزار «استتا» استفاده کرده‌اند و صحت آن را به وسیله آزمون‌های استحکامی سنجیده و در مقاله گزارش داده‌اند. علاوه بر این برای دسترسی به تمام نظریه‌های موجود در حوزه مورد بررسی مقاله برای تدوین بخش مبانی نظری پژوهش از این هوش مصنوعی برای جست و جو در بین مقالات موجود استفاده شده است. در مجموع در این مقاله هوش مصنوعی برای بررسی و صحت سنجی خروجی نرم‌افزار و تحلیل نتایج و دسترسی به مقالات پایه و مرتبط جهت تکمیل مبانی نظری به‌کار رفته است. نویسندگان خروجی را بازبینی و راستی‌آزمایی کرده‌اند و مسئولیت کامل صحت، اصالت و محتوای نهایی مقاله را بر عهده دارند.

منابع

- Adler, G., Duval, R., Furceri, D., Çelik, S. K., Koloskova, K., & Poplawski-Ribeiro, 3M. (2017). Gone with the headwinds: Global productivity. IMF Staff Discussion Note, No. 17/04. International Monetary Fund.
- Ali, M. U., & Wang, Y. (2023). Is participation in global value chains a blessing or a curse for green total factor productivity in Belt and Road initiative countries? Journal of Cleaner Production, 426, 138963. Doi: https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.138963
- Banga, K. (2022). Impact of global value chains on total factor productivity: The case of Indian manufacturing. Review of Development Economics, 26(2), 704-735. Doi: https://doi.org/10.1111/rode.12867
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. Econometrica, 47(5), 1287-1294. Doi: https://doi.org/10.2307/1911963
- Casella, B., Bolwijn, R., Moran, D., & Kanemoto, K. (2019). Improving the analysis of global value chains: The UNCTAD-Eora Database. UNCTAD. Doi: https://doi.org/10.18356/3aad0f6a-en
- Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. Journal of Econometrics, 188(2), 393-420. Doi: https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., & Raissi, M. (2016). Long-run effects in large heterogeneous panel data models with cross-sectionally correlated errors. Advances in Econometrics, 36, 85-135. Doi: https://doi.org/10.1108/S0731-905320160000036013
- Doğan, E., & Seker, F. (2016). Determinants of CO_2 emissions in the European Union: The role of renewable and non-renewable energy. Renewable Energy, 94, 429-439. Doi: https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.03.078
- Jahangard, E. (2024). Participation and vertical specialization in Iran's economic activities. International Journal of New Political Economy, 5(2), 59-86. https://doi.org/10.30465/jnet.2025.49700.2156 [in Persian]
- Jahangard, E., Jahangard, A., & Ebrahimi, N. (2023). Decomposition of gross export value added in Iran's economic activities: An inter-country approach. Journal of Economic Research, 23(90), 5-51. https://doi.org/10.22054/joer.2024.78216.1201 [in Persian]
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. Journal of Econometrics, 90(1), 1-44. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2
- Kao, C., & Chiang, M.-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. C. Hill (Eds.), Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels (Advances in Econometrics, Vol. 15, pp. 179-222). Emerald Group Publishing Limited. Doi: https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15007-8
- Koopman, R., Wang, Z., & Wei, S.-J. (2014). Tracing value-added and double counting in gross exports. American Economic Review, 104(2), 459-494. Doi: https://doi.org/10.1257/aer.104.2.459
- Kowalski, P., Gonzalez, J. L., Ragoussis, A., & Ugarte, C. (2015). Participation of developing countries in global value chains: Implications for trade and trade-related policies (OECD Trade Policy Papers No. 179). OECD Publishing. Doi: https://doi.org/10.1787/5js33lfw0xxn-en
- Ledezma, I., & Lopez-Villavicencio, A. (2024). Global value chains and productivity: Causal evidence for firms worldwide (EconomiX Working Paper No. 2024-4). EconomiX, Université Paris Nanterre. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/twec.70126
- Mallick, J., & Zhang, A. (2022). Global value chains (GVCs) participation patterns and impacts on productivity growth in the Asian economies. Journal of the Asia Pacific Economy, 27(3), 495-514. Doi: https://doi.org/10.1080/13547860.2022.2080428

- Mohajeri, P., & Banouei, A. A. (2021). Estimating domestic value added in gross exports and its relation to vertical specialization: The case of Iran. Iranian Journal of Economic Studies, 10(1), 7-29. Doi: https://doi.org/10.22099/ijes.2021.38122.1694
- Owusu, S. (2025). Global value chains and aggregate productivity growth in developing countries: The role of intra-sectoral allocation and structural change. Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv), 161(1), 89-119. Doi: https://doi.org/10.1007/s10290-024-00550-8
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. Review of Economics and Statistics, 83(4), 727-731. Doi: https://doi.org/10.1162/003465301753237803
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric Theory, 20(3), 597-625. Doi: https://doi.org/10.1017/S0266466604203073
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435, University of Cambridge. Doi: https://doi.org/10.2139/ssrn.572504
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. Econometrica, 74(4), 967-1012. Doi: https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x
- 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. Doi: https://doi.org/10.1002/jae.951
- Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. Econometric Reviews, 34(6-10), 1089-1117. https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. Journal of Econometrics, 68(1), 79-113. Doi: https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. Journal of Econometrics, 142(1), 50-93. Doi: https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326. Doi: https://doi.org/10.1002/jae.616
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. Journal of the American Statistical Association, 94(446), 621-634. Doi: https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156
- Reddy, K., & Sasidharan, S. (2024). Global value chains, productivity and markup: Evidence from India. International Review of Economics & Finance, 89(Part B), 250-271. Doi: https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.10.005
- Rezaei, M., & Yaghobi Manzari, P. (2016). The status of commodity trade between Iran and Turkey in the global value chain perspective. Commercial Surveys, 14(81), 31-42. [in Persian]
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. Brookings Papers on Economic Activity, 2008(2), 365-412. Doi: https://doi.org/10.1353/eca.0.0020
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. Quarterly Journal of Economics, 70(1), 65-94. Doi: https://doi.org/10.2307/1884513
- Stemberger, J., & Zajc Kejžar, K. (2025). A firm-level analysis of global value chain participation effects. Review of World Economics (Rev World Econ). Advance online publication. Doi: https://doi.org/10.1007/s10290-025-00620-5
- Swamy, P. A. V. B. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. Econometrica, 38(2), 311-323. Doi: https://doi.org/10.2307/1913012

- Taglioni, D., & Winkler, D. (2016). Making global value chains work for development. World Bank. Doi: https://doi.org/10.1596/978-1-4648-0157-0
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69(6), 709-748. Doi: https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x
- Yaghoubi Manzari, P., & Aghamiri, S. O. (2025). Industrial capability and integration into the global economy: A comparative analysis of Iran's performance relative to selected regional economies. Commercial Surveys. https://doi.org/10.22034/bs.2026.2078571.3190 [in Persian]
- Yanikkaya, H., & Altun, A. (2020). The impact of global value chain participation on sectoral growth and productivity. Sustainability, 12(12), 4848. Doi: https://doi.org/10.3390/su12124848