Journal of Intelligent Financial Management

ISSN: 3116-0964

The Effect of Changes in Imported Input Prices on Raw Material Supply Chain Expansion (Case Study: Pars Khodro)

Mehdi Hejazi[1], Saber Khandan Alamdari [2]*, Najmeh Kargarkamvar [1]

[1] *Department of Management, Roudhen Branch, Islamic Azad University, Roudhen, Iran*

[2*] *Department of Management, Roudhen Branch, Islamic Azad University, Roudhen, Iran (Coresponding autour), Email: Sa.khandan@iau.ac.ir*

ARTICLE INFO

Article history:
Received:09/01/2025
Received in revised form:03/02/2025
Accepted:21/03/2025
Available online:21/03/2025

Keywords:

Imported Input Prices
Supply Chain Expansion
Pars Khodro, Real Exchange Rate
Two-Stage Least Squares (2SLS)
Error Correction Model (ECM)

ABSTRACT

Objective: This study aims to analyze the effect of changes in imported input prices on the expansion and sustainability of the raw material supply chain in the Iranian automotive industry, focusing on Pars Khodro Company as a case study.

Methodology: This applied research adopts a descriptive-analytical methodology based on time-series data. Annual data from Pars Khodro Company over the period 2001 to 2023 (23 observations) were collected from audited financial statements, the Codal system, and Central Bank statistics. The supply chain expansion index was operationalized using the logarithm of the number of suppliers and the share of imported inputs in value added. After evaluating stationarity using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and KPSS tests and examining cointegration via the Engle-Granger and Johansen methods, a Two-Stage Least Squares (2SLS) model and an Error Correction Model (ECM) were estimated to address input price endogeneity.

Findings: Unit root test results indicated that all variables were integrated of order one, I(1), confirming a long-run equilibrium relationship among them. The coefficient for changes in imported input prices was negative and statistically significant in both estimated models ($p < 0.01$). Long-run and short-run elasticities of the number of suppliers with respect to input prices were estimated at -0.294 and -0.112, respectively, indicating a stronger impact of price shocks in the long run. Additionally, the effective tariff rate and real exchange rate coefficients were negative, whereas industry output had a positive effect. The error correction coefficient was estimated at -0.382, reflecting the rate of adjustment of short-run deviations toward long-run equilibrium.

Conclusion: Rising imported input prices constrain Pars Khodro's capacity for diversification and supply chain expansion through financial and cost channels. The dominance of the constraining effect over the incentive effect (forced diversification) highlights the necessity of employing currency risk hedging instruments, stabilizing customs policies, and concluding long-term supply contracts.

Academic Contribution: The primary academic contribution of this research lies in shifting the analytical focus from conventional price effects (such as cost inflation and cost of goods sold) to the structural dynamics and physical/value-based expansion of the supply chain within an Iranian automaker. Moving beyond static models, this study distinguishes between immediate and persistent effects of imported input price shocks and explains the system's rate of return to long-run equilibrium. Furthermore, methodological refinement through precise control of endogeneity via the instrumental variables approach (2SLS) eliminates estimator bias, providing a more reliable causal analysis of supply chain behavior under exchange rate uncertainty and sanctions.

Article Type: Research Paper

Journal of Intelligent Financial Management, 2025, Vol. 1, No.1, pp. 89- 108

Publish by:
Tolou-e Binish-e Ayandeh Scientific Institute

https://doi.org/10.25843/JIFM.2025.8563.228103

©Authors

Cite: Hejazi, M., Khandan Alamdari, S. & Kargarkamvar, N. (2025). The Effect of Changes in Imported Input Prices on Raw Material Supply Chain Expansion (Case Study: Pars Khodro). Journal of Intelligent Financial Management, 1(1), 89-108.

نگرش های
مدیریت مالی هوشمند
Journal of Intelligent Financial Management
ISSN: 3116-0964

اثر تغییر در قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش زنجیره تأمین مواد اولیه در صنعت با روش پنلی(مطالعه موردی پارس خودرو)

مهدی حجازی[۱]، صابر خندان علمداری[۲و*]، نجمه کارگر کامور[۱]

۱ – گروه مدیریت، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران

۲ و *– گروه مدیریت، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران (نویسنده مسئول)، ایمیل نویسنده مسئول:*Sa.khandan@iau.ac.ir*

اطلاعات مقاله

تاریخچه مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۰

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۱/۰۱

تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۱/۰۱

کلیدواژه‌ها:

قیمت نهاده‌های وارداتی

گسترش زنجیره تأمین

مواد اولیه

پارس‌خودرو

نرخ ارز واقعی

هم‌انباشتگی

حداقل مربعات دومرحله‌ای

چکیده

هدف: این پژوهش با هدف تحلیل اثر تغییرات قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش و پایداری زنجیره تأمین مواد اولیه در صنعت خودروسازی ایران (مطالعه موردی: شرکت پارس‌خودرو) انجام شده است .

روش‌شناسی: پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از حیث ماهیت، توصیفی–تحلیلی مبتنی بر داده‌های سری زمانی است. داده‌های سالانه شرکت پارس‌خودرو طی بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۲ (۲۳ مشاهده) از صورت‌های مالی حسابرسی‌شده، سامانه کدال و آمارهای بانک مرکزی گردآوری شد. شاخص گسترش زنجیره تأمین با لگاریتم تعداد تأمین‌کنندگان و سهم واردات نهاده‌ها از ارزش افزوده عملیاتی گردید. پس از ارزیابی مانایی با آزمون‌های ADF و KPSSو بررسی هم‌انباشتگی به‌روش انگل–گرنجر و یوهانسن، برای رفع درونزایی قیمت نهاده‌ها، الگوی حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) و مدل تصحیح خطای برداری/تک‌معادله‌ای (ECM) برآورد شد.

یافته‌ها: نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان داد که تمامی متغیرها انباشته از مرتبه اول $I(1)$بوده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان آن‌ها تأیید می‌گردد .ضریب تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی در هر دو الگوی برآوردی، منفی و از نظر آماری معنادار بود .($p < 0.01$) کشش بلندمدت و کوتاه‌مدت تعداد تأمین‌کنندگان نسبت به قیمت نهاده‌ها به ترتیب ۰/۲۹۴– و ۰/۱۱۲– به‌دست آمد که نشان‌دهنده اثرگذاری قوی‌تر شوک‌های قیمتی در بلندمدت است . همچنین ضریب نرخ تعرفه مؤثر و نرخ ارز واقعی منفی و ضریب تولید صنعت مثبت برآورد شد .ضریب تصحیح خطا نیز برابر با ۰/۳۸۲– برآورد گردید که سرعت تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت را تبیین می‌کند.

نتیجه‌گیری: افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی از طریق کانال‌های مالی و هزینه‌ای، ظرفیت تنوع‌بخشی و گسترش زنجیره تأمین پارس‌خودرو را محدود می‌سازد. تفوق اثر محدودکننده بر اثر محرک (تنوع‌بخشی اجباری) ضرورت به‌کارگیری ابزارهای پوشش ریسک ارزی، ثبات‌بخشی به سیاست‌های گمرکی و انعقاد قراردادهای تأمین بلندمدت را گوشزد می‌کند.

دانش‌افزایی: دانش‌افزایی اصلی این پژوهش در انتقال تمرکز تحلیلی از آثار متعارف قیمتی (نظیر تورم هزینه‌ای و بهای تمام‌شده) به «پویایی‌های ساختاری و گسترش فیزیکی/ارزشی زنجیره تأمین» در بستر یک خودروساز ایرانی نهفته است. این مطالعه با فرارفتن از الگوهای ایستا، میان آثار آنی و ماندگار شوک‌های قیمتی نهاده‌های وارداتی تفکیک قائل شده و نرخ بازگشت سیستم به تعادل بلندمدت را تبیین می‌سازد. علاوه بر این، ارتقای روش‌شناختی پژوهش از طریق کنترل دقیق مسئله درونزایی با الگوی متغیرهای ابزاری(2SLS) ، سوگیری برآوردگرها را برطرف کرده و تحلیل علّی معتبرتری را درباره رفتار زنجیره تأمین در شرایط نااطمینانی ارزی و تحریمی ارائه می‌دهد.

نشریه مدیریت مالی هوشمند، ۱۴۰۴، دوره ۱، شماره ۱، صفحه ۸۹-۱۰۸.

ناشر: موسسه علمی طلوع بینش آینده

https://doi.org/ 10.25843/JIFM.2025.8563.228103

نوع مقاله: پژوهشی

© نویسندگان

استناد: حجازی، مهدی و خندان علمداری، صابر و کارگر کامور، نجمه. (۱۴۰۴). اثر تغییر در قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش زنجیره تأمین مواد اولیه در صنعت با روش پنلی(مطالعه موردی پارس خودرو). *مدیریت مالی هوشمند*،۱(۱)، ۸۹– ۱۰۸.

مقدمه

زنجیره تأمین مواد اولیه مجموعه‌ای به‌هم‌پیوسته از فعالیت‌هاست که از تأمین نهاده‌های تولید آغاز می‌شود و با تولید، بازاریابی و بازاررسانی ادامه می‌یابد و به دسترسی مصرف‌کننده نهایی به محصول می‌انجامد. نهاده‌های وارداتی شامل مواد اولیه، قطعات، کاتالیست‌ها و مواد شیمیایی هستند که صنایع به دلیل محدودیت منابع داخلی یا نیاز به کیفیت بالاتر، آن‌ها را از بازارهای خارجی تهیه می‌کنند (باس[1]، ۲۰۲۵). تغییر در قیمت این نهاده‌ها می‌تواند از نوسانات نرخ ارز، تحریم‌های اقتصادی، تغییر قیمت جهانی مواد خام یا تغییر سیاست‌های تجاری کشور ناشی شود (پنگ[2] و همکاران، ۲۰۲۶). چنان‌که پژوهش ابوالحسنی هستیانی و همکاران (۱۴۰۲) نشان می‌دهد، تحریم‌های مالی و تجاری از مسیر رهیافت فازی تأثیر معناداری بر نرخ ارز در ایران داشته‌اند. این نوسانات ارزی از طریق افزایش هزینه‌های واردات، ساختار تأمین مواد اولیه را در صنایع وابسته به بازارهای خارجی تحت فشار قرار می‌دهد و به‌طور مستقیم بر توان این صنایع در گسترش زنجیره تأمین اثر می‌گذارد. علاوه بر این، تهرانی و همکاران (۱۴۰۳) نشان داده‌اند که شوک‌های تحریم اثرات محسوسی بر شاخص بازار سرمایه ایران بر جای می‌گذارند. این امر می‌تواند با کاهش توان تأمین مالی بنگاه‌ها، ظرفیت آن‌ها را برای خرید نهاده‌های گران‌شده و توسعه شبکه تأمین محدود سازد. منظور از «گسترش زنجیره تأمین» توان بنگاه در افزایش ظرفیت و دامنه تأمین است که تنوع‌بخشی به تأمین‌کنندگان، توسعه شبکه تأمین، افزایش پایداری جریان مواد و حفظ تداوم تولید را در بر می‌گیرد. در چارچوب‌های کلان‌تر، رای[3] و همکاران (۲۰۱۸)با بررسی ادبیات مدیریت زنجیره تأمین پایدار نشان داده‌اند که پایداری زنجیره تأمین مستلزم توجه هم‌زمان به ابعاد اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی است؛ از این منظر، بُعد اقتصادی و هزینه‌ای زنجیره تأمین، که قیمت نهاده‌ها بخش مهمی از آن است، یکی از ابعاد اصلی پایداری به شمار می‌رود. همچنین بندیگ[4] و همکاران (۲۰۲۶)در نقشه‌برداری از چشم‌انداز جهانی استارتاپ‌های حوزه باتری نشان داده‌اند که طراحی بازار و سیاست‌گذاری صنعتی نقش محوری در شکل‌دهی به زنجیره‌های تأمین مواد اولیه دارند. این یافته در سطح کلی، بر نقش سیاست‌گذاری در شکل‌گیری زنجیره‌های تأمین مواد اولیه دلالت دارد. بنابراین، اهمیت این موضوع نخست از شرایط اقتصاد ایران ناشی می‌شود. تحریم‌های طولانی‌مدت و نوسانات شدید ارزی هزینه‌های تولید را افزایش داده و دولت را به مداخله در بازار، از جمله ابلاغ دستورالعمل‌های قیمتی، تعیین سهمیه و وضع مقررات صادرات و واردات، واداشته است (عیسی زاده و همکاران، ۱۴۰۰؛ منظور و همکاران، ۱۴۰۲؛ ترکی و مظاهری، ۱۴۰۱). با وجود این مداخلات و تخصیص ارز دولتی به واردات نهاده‌ها، اختلال در شبکه بازاررسانی باعث می‌شود تولیدکنندگان نهاده‌های مورد نیاز خود را با قیمتی بالاتر از قیمت تعادلی دریافت کنند و با هزینه تولید بیشتری روبه‌رو شوند (ابوالحسنی هستیانی و همکاران، ۱۴۰۲). نتیجه این وضعیت افزایش قیمت نهایی محصول و فشار تورمی است. در صنعت خودروسازی، تأخیر در تأمین قطعات وارداتی می‌تواند حتی به توقف خط تولید بینجامد و بهره‌وری و رقابت‌پذیری بنگاه را کاهش دهد (عامر[5] و همکاران، ۲۰۲۶).

این اهمیت در سطح سیاست‌گذاری نیز نمایان می‌شود. توسعه صادرات یکی از اهداف اصلی سیاست تجاری کشورهای در حال توسعه است و می‌تواند به رشد اقتصادی، اشتغال، امنیت و تأمین درآمدهای ارزی برای سرمایه‌گذاری در فناوری‌های نو کمک کند (اوزکیجی‌اوغلو و همکاران[6]، ۲۰۲۵). تحقق این هدف بدون زنجیره تأمین پایدار و رقابت‌پذیر ممکن نیست. بنابراین شناخت سازوکار اثرگذاری قیمت نهاده‌ها برای تدوین سیاست‌های ارزی، تجاری و حمایتی مؤثر ضروری است. افزون بر آن، مدیران صنعتی برای مقابله با نوسانات به راهبردهایی مانند تأمین دوگانه، افزایش موجودی و منطقه‌ای‌سازی نیاز دارند. مورالس[7] (۲۰۲۵) نشان می‌دهد این راهبردها تاب‌آوری را افزایش می‌دهند، اما هزینه‌ها را نیز بالا می‌برند و تیت و همکاران (۲۰۲۲) نیز نتیجه گرفتند بنگاه‌هایی که از مدیریت ریسک بهره برده‌اند، تاب‌آوری بیشتری داشته‌اند. از این رو مدیران باید بتوانند هزینه و فایده این راهبردها را در شرایط خاص اقتصاد ایران بسنجند. از جهتی دیگر؛ شواهد بین‌المللی نیز بر اهمیت موضوع تأکید دارد.

---

[1] Bas
[2] Peng et al.
[3] Roy
[4] Bendig
[5] Amer
[6] Ozekicioglu et al.
[7] Morales

بیلگین۱ (۲۰۲۵) برآورد می‌کند حدود ۱۵,۴ درصد از تورم در کره جنوبی به زنجیره‌های تأمین مرتبط است و صنایع بالادست انتقال‌دهنده اصلی شوک‌های قیمتی‌اند. کوبا–بوردا و همکاران۲ (۲۰۲۵) نیز نشان دادند افزایش ۱۰ درصدی هزینه نهاده‌های واسطه‌ای، در مقایسه با کالاهای نهایی، تورمی پایدارتر ایجاد می‌کند. بخش خودرو که بیش از بسیاری از بخش‌ها به نهاده‌های واسطه‌ای وابسته است، در برابر چنین شوک‌هایی آسیب‌پذیری ویژه‌ای دارد و همین مسئله ضرورت بررسی دقیق آن را دوچندان می‌کند.

با وجود این اهمیت، مرور پیشینه نشان می‌دهد پژوهش‌های موجود از چند جهت با شکاف روبه‌رو هستند و همین شکاف‌ها ضرورت انجام پژوهش حاضر را آشکار می‌کند. نخست آنکه بخش مهمی از مطالعات داخلی بر کشاورزی و دام و طیور متمرکز است. رحمانی و همکاران (۱۴۰۲) و حسین‌زاد و رشیدقلم (۱۳۹۶) انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت نهاده‌هایی مانند ذرت، کنجاله سویا و جو را بررسی کرده‌اند، عرب‌حلوائی و همکاران (۱۴۰۲) به منبع‌یابی در صنعت طیور پرداخته‌اند و محمدی و رسولی‌زاده (۱۳۹۷) نیز بخش کشاورزی و صادرات محصولات باغی را مطالعه کرده‌اند. این پژوهش‌ها درباره صنعت خودروسازی، که ساختار تأمین بسیار متفاوتی دارد، شواهد مستقیمی ارائه نمی‌دهند. دوم آنکه پژوهش‌هایی که به بخش صنعت پرداخته‌اند، هر یک تنها یک عامل را بررسی کرده‌اند. ریماز و همکاران (۱۴۰۲) اثر تحریم‌ها را با مدل SWOT تحلیل کرده‌اند و حیدری و رشیدی (۱۳۹۸) اثر نوسانات نرخ ارز بر هزینه تولید را سنجیده‌اند، اما هیچ‌یک به‌صورت یکپارچه اثر تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش و پایداری زنجیره تأمین را مطالعه نکرده‌اند. سوم آنکه مطالعات خارجی در بستر اقتصادهایی مانند کره جنوبی، آمریکا، چین و هند انجام شده‌اند که از نظر تحریم، چندنرخی بودن ارز و ساختار شبکه توزیع با ایران تفاوت اساسی دارند. هاگمجر و همکاران۳ (۲۰۲۲) اگرچه صنعت خودروسازی را بررسی کرده‌اند، نمونه آن‌ها شرکت‌هایی از کشورهای مختلف است و شرایط تحریمی و اختلالات بازاررسانی ایران را منعکس نمی‌کند؛ چاو و همکاران۴ (۲۰۲۴) نیز بر صنایع غذایی و نساجی تمرکز داشته‌اند.

چهارم آنکه بیشتر پژوهش‌ها اثر شوک قیمتی را بر هزینه، تورم یا تأخیر می‌سنجند و آنچه کمتر بررسی شده، اثر تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش و پایداری خود زنجیره تأمین، یعنی ظرفیت تأمین، تنوع تأمین‌کنندگان و توان تداوم تولید است. همچنین نقش هم‌زمان راهبردهای مدیریت ریسک و سیاست‌های حمایتی دولت در تعدیل این اثر در سطح یک بنگاه مشخص بررسی نشده است. با توجه به این شکاف‌ها، ادامه وضع موجود می‌تواند به توقف خطوط تولید، کاهش اشتغال، افزایش تورم هزینه‌محور و تضعیف موقعیت صادراتی کشور بینجامد، در حالی که سیاست‌گذاران و مدیران برای تصمیم‌گیری به شواهد تجربی بومی‌شده نیاز دارند. پارس‌خودرو به‌عنوان یکی از بنگاه‌های مهم این صنعت، که از یک سو به قطعات و مواد وارداتی وابسته و از سوی دیگر در معرض سیاست‌های ارزی و تجاری است، بستری مناسب برای پاسخ به این نیاز فراهم می‌کند. بر پایه همین شکاف‌ها، جدید بودن پژوهش حاضر در چند محور قابل بیان است. این پژوهش اثر تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی را به‌صورت یکپارچه بر گسترش و پایداری زنجیره تأمین بررسی می‌کند و به هزینه یا تورم بسنده نمی‌کند. همچنین بر صنعت خودروسازی ایران و مطالعه موردی پارس‌خودرو تمرکز دارد، در شرایطی که بیشتر پیشینه داخلی به کشاورزی و دام و طیور مربوط است. افزون بر این، نقش هم‌زمان راهبردهای مدیریت ریسک و سیاست‌های تجاری و ارزی دولت را به‌عنوان عوامل تعدیل‌گر در نظر می‌گیرد و شواهدی از یک اقتصاد تحت تحریم و دارای مداخلات قیمتی ارائه می‌دهد که ویژگی‌های آن در مطالعات خارجی دیده نمی‌شود.

---

[1] Bilgin
[2] Cuba-Borda et al.
[3] Chau
[4] Hagemejer

ادبیات پژوهش

تقاضا برای نهاده‌های تولیدی، مانند مواد اولیه، قطعات و انرژی، تقاضایی مشتق‌شده است. بنگاه نهاده‌ها را برای خودشان نمی‌خرد، بلکه برای تولید کالایی می‌خرد که بازار برایش تقاضا دارد (بنش۱ و همکاران، ۲۰۲۱). بر اساس نظریه خرد، بنگاه برای تولید سطح معینی از محصول ترکیبی از نهاده‌ها را برمی‌گزیند که هزینه را حداقل کند. بنابراین تقاضای هر نهاده به قیمت همه نهاده‌ها و سطح تولید بستگی دارد. وقتی قیمت یک نهاده وارداتی بالا می‌رود، دو اثر پدید می‌آید. اثر جانشینی بنگاه را به سمت نهاده‌های ارزان‌تر می‌برد و اثر مقیاس، به دلیل افزایش هزینه کل، حجم تولید و تقاضا برای همه نهاده‌ها را کاهش می‌دهد (وبر و همکاران۲، ۲۰۲۵). شدت این دو اثر به کشش جانشینی و رابطه مکملی یا جانشینی نهاده‌ها بستگی دارد. برنت و وود۳ (۱۹۷۵) با تابع هزینه ترانسلوگ نشان دادند در صنعت آمریکا تقاضای انرژی به قیمت حساس است، انرژی و نیروی کار جانشین‌اند و انرژی و سرمایه مکمل. کریستنسن و همکاران۴ (۱۹۷۳) این تابع را به‌عنوان فرمی انعطاف‌پذیر معرفی کردند که کشش جانشینی را از پیش ثابت فرض نمی‌کند. در مورد نهاده‌های وارداتی نیز هالپرن و همکاران۵ (۲۰۱۵) نشان دادند جانشینی ناقص نهاده‌های خارجی و داخلی بخش مهمی از اثر واردات بر بهره‌وری بنگاه را توضیح می‌دهد. بارو و سووانیا۶ (۲۰۱۶) هم نشان دادند اختلال در تأمین‌کننده، به‌ویژه وقتی نهاده تخصصی است، زیان تولیدی سنگینی به مشتریانش تحمیل می‌کند. نتیجه نظری روشن است. هرچه نهاده‌های وارداتی تخصصی‌تر و کم‌جانشین‌تر باشند، گرانی آن‌ها کمتر به تغییر ترکیب نهاده‌ها و بیشتر به افزایش هزینه و اختلال می‌انجامد. خودروسازی نمونه بارز چنین ساختاری است (باواکیلینئو۷، ۲۰۱۷؛ فوجیموتو و شیوزاوا۸، ۲۰۱۵؛ تیس۹، ۲۰۱۹).

زنجیره تأمین مواد اولیه شبکه‌ای از فعالیت‌هاست که از تأمین نهاده‌ها شروع می‌شود و با تولید و توزیع به مصرف‌کننده نهایی می‌رسد. «گسترش» آن در این پژوهش به توان بنگاه برای افزایش ظرفیت و دامنه تأمین اشاره دارد. این توان شامل تنوع‌بخشی به تأمین‌کنندگان، توسعه شبکه تأمین، پایداری جریان مواد و تداوم تولید است. نهاده‌های وارداتی خودشان محرک گسترش‌اند. گلدبرگ و همکاران۱۰ (۲۰۱۰) نشان دادند دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی جدید دامنه محصولات بنگاه‌های هندی را گسترش داده است. با همین منطق، گرانی یا محدودیت این نهاده‌ها می‌تواند توان گسترش را تضعیف کند. کریستوفر و پک۱۱ (۲۰۰۴) نیز تأکید می‌کنند منبع‌یابی جهانی و ناب‌سازی، آسیب‌پذیری و ریسک زنجیره را افزایش می‌دهد. از جهتی دیگر، ادبیات شبکه‌های تولید نشان می‌دهد شوک‌های قیمتی و تأمین در یک بنگاه یا بخش محدود نمی‌مانند. آجموغلو و همکاران۱۲ (۲۰۱۲) نشان دادند در حضور پیوندهای ورودی–خروجی، شوک‌های خرد می‌توانند از طریق اثرات آبشاری به نوسان کلان تبدیل شوند. کروالیو و همکاران۱۳ (۲۰۲۱) با زلزله شرق ژاپن نشان دادند اختلال هم در بالادست و هم در پایین‌دست زنجیره و در تأمین‌کنندگان و مشتریان مستقیم و غیرمستقیم منتشر می‌شود. آئر و همکاران۱۴ (۲۰۱۷) یافتند پیوندهای ورودی–خروجی حدود نیمی از مؤلفه جهانی تورم قیمت تولیدکننده را توضیح می‌دهند. بیلگین (۲۰۲۵) نیز نشان داد صنایع بالادست منتقل‌کننده شوک‌های قیمتی و صنایع پایین‌دست دریافت‌کننده آن‌اند و حدود ۱۵/۴ درصد از تورم با زنجیره‌های تأمین مرتبط است. بنگاه خودروساز در جایگاه پایین‌دستی قرار دارد و بیشتر در معرض هزینه‌های منتقل‌شده است. بنابراین، نوع نهاده نیز اهمیت دارد. کوبا–بوردا و همکاران (۲۰۲۵) نشان دادند افزایش هزینه تجارت کالاهای نهایی جهش‌های تورمی بزرگ اما کوتاه‌مدت ایجاد

---

[1] Bänsch et al.
[2] Weber et al.
[3] Berndt & Wood
[4] Christensen et al.
[5] Halpern et al.
[6] Barrot & Sauvagnat
[7] Bawakyillenuo
[8] Fujimoto & Shiozawa
[9] Teece
[10] Goldberg et al.
[11] Christopher & Peck
[12] Acemoglu et al.
[13] Carvalho et al.
[14] Auer et al.

می‌کند، در حالی که افزایش هزینه نهاده‌های واسطه‌ای تورم پایدارتری به همراه دارد و از طریق زنجیره‌های ارزش جهانی منتقل می‌شود. بنابراین تغییر قیمت قطعات و مواد اولیه وارداتی اثر ماندگارتری بر ساختار هزینه و برنامه‌ریزی بلندمدت زنجیره دارد. پاسخ بنگاه‌ها به این شوک‌ها در ادبیات تاب‌آوری بررسی شده است. خانا و همکاران[1] (۲۰۲۲) تاب‌آوری را توان مقاومت زنجیره در برابر شوک و سرعت بازیابی آن تعریف می‌کنند و با داده‌های بنگاه‌های هندی در دوران قرنطینه‌های کووید-۱۹ نقش ویژگی‌های بنگاه را بررسی کرده‌اند. مورالس (۲۰۲۵) نتیجه می‌گیرد زنجیره‌ها شوک‌ها را منتقل و تقویت می‌کنند و راهبردهایی مانند تأمین از چند منبع، افزایش موجودی و منطقه‌ای‌سازی تأمین تاب‌آوری را بالا می‌برند، اما هزینه‌ها را هم افزایش می‌دهند. بنابراین گسترش زنجیره از راه تنوع‌بخشی تأمین‌کنندگان خودش هزینه‌بر است و در شرایط گرانی نهاده‌ها با محدودیت مالی بنگاه روبه‌رو می‌شود. با جمع‌بندی این نظریه‌ها می‌توان چارچوب مفهومی پژوهش را ارائه کرد. افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی نخست هزینه تولید را بالا می‌برد و اندازه این افزایش به تخصصی بودن نهاده‌ها، قابلیت جانشینی و جایگاه بنگاه در زنجیره بستگی دارد. سپس این افزایش از دو مسیر بر گسترش زنجیره اثر می‌گذارد. در مسیر محدودکننده، افت سودآوری و توان مالی بنگاه سرمایه‌گذاری در توسعه شبکه تأمین را به تعویق می‌اندازد. در مسیر محرک، بنگاه برای کاهش ریسک وابستگی، تأمین‌کنندگان جدید و از جمله تأمین‌کنندگان داخلی را وارد زنجیره می‌کند. برآیند این دو مسیر به شدت و ماندگاری شوک، توان مالی بنگاه و راهبردهای مدیریت ریسک بستگی دارد. سیاست‌های تجاری و ارزی دولت به‌عنوان عامل تعدیل‌کننده در این چارچوب جای می‌گیرند. وابستگی پارس‌خودرو به قطعات و مواد وارداتی و شرایط ارزی و تحریمی ایران این چارچوب را برای آزمون مناسب می‌سازد. بنابراین، در این خصوص مطالعاتی تجربی متعددی وجود دارد که در ادامه مورد بررسی قرار گرفته است. بیلگین (۲۰۲۵) با داده‌های کره جنوبی نشان داد صنایع بالادست منتقل‌کننده شوک‌های قیمتی و صنایع پایین‌دست دریافت‌کننده آن‌ها هستند و حدود ۱۵,۴ درصد از تورم با زنجیره‌های تأمین مرتبط است. این نتیجه با لحاظ‌کردن نرخ ارز و قیمت کالاها نیز پایدار ماند. مورالس (۲۰۲۵) با مرور شواهد پیشین نتیجه گرفت زنجیره‌های تأمین شوک‌ها را تقویت می‌کنند و راهبردهایی مانند تأمین دوگانه، افزایش موجودی و منطقه‌ای‌سازی تاب‌آوری را بالا می‌برند، اما هزینه را هم افزایش می‌دهند. کوبا-بوردا و همکاران (۲۰۲۵)نیز نشان دادند افزایش هزینه تجارت کالاهای نهایی جهش‌های تورمی کوتاه‌مدت ایجاد می‌کند، در حالی که افزایش هزینه نهاده‌های واسطه‌ای تورم پایدارتری به همراه دارد. در داخل، عرب‌حلوائی و همکاران (۱۴۰۲) با رویکرد آمیخته در صنعت طیور نشان دادند توانمندسازهای منبع‌یابی بر همکاری و انتخاب منابع تأمین اثر می‌گذارند. این سازه‌ها از مسیر استراتژی منبع‌یابی بر عملکرد کیفیتی، قیمتی، محیطی و تحویل اثر می‌گذارند و با کاهش ریسک منبع‌یابی آن را بهبود می‌دهند.

هاگمجر و همکاران (۲۰۲۲) با داده‌های ۵۰ خودروساز نشان دادند نوسان قیمت مواد خام تأخیر تأمین را افزایش و بهره‌وری زنجیره را کاهش می‌دهد و بنگاه‌های دارای مدیریت ریسک تاب‌آوری بیشتری دارند. کاظمی و همکاران (۱۴۰۰) با مدل SWOT نتیجه گرفتند تحریم‌ها قیمت مواد اولیه وارداتی را افزایش و تولید را کاهش داده و وابستگی به تأمین‌کنندگان محدود را بیشتر کرده است. چن و لی (۲۰۲۱) با مدل VAR در صنایع غذایی و نساجی چین و هند نشان دادند نوسان نرخ ارز مستقیماً هزینه واردات مواد اولیه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و صنایع کوچک‌تر آسیب‌پذیرترند. شریفی و رضایی (۱۳۹۹) با رگرسیون چندمتغیره و داده‌های ده‌ساله نشان دادند نوسان نرخ ارز هزینه تولید را بالا برده و توان رقابتی را کاهش داده است و قراردادهای پوشش ریسک ارزی را پیشنهاد کردند. بیگ‌زاده و همکاران (۱۳۹۹) با روش تصحیح خطای تک‌معادله‌ای نشان دادند قیمت جهانی و نرخ ارز بر قیمت داخلی ذرت، کنجاله سویا و جو اثر مثبت و معنادار دارد و ذرت و کنجاله بیشترین اثرپذیری را دارند. گرفی (۲۰۲۰) نیز با مصاحبه با مدیران ارشد ۳۰ شرکت بین‌المللی نشان داد شوک‌های قیمتی و تعرفه‌های جدید ساختار زنجیره تأمین را تغییر می‌دهند و نیاز به محلی‌سازی را افزایش می‌دهند. حسینی و همکاران (۱۳۹۸) با مدل تعادل عمومی اثر تعرفه‌ها و محدودیت‌های وارداتی بر دسترسی به نهاده‌های وارداتی بخش کشاورزی را شبیه‌سازی کردند. محمدی و رسولی‌زاده (۱۳۹۷) نشان دادند بی‌ثباتی نرخ ارز، ضریب انحراف تجاری، بازبودن اقتصاد و سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بر صادرات میوه‌های هسته‌دار اثر مثبت دارند و ضریب تصحیح خطا (۰,۴۲-) بر تعدیل سریع به سمت تعادل بلندمدت دلالت دارد. حسین‌زاد و رشیدقلم (۱۳۹۶) نیز با الگوی VAR نشان دادند نرخ ارز واقعی فقط بر قیمت کنجاله سویا و پودر ماهی اثر دارد و گذر کامل نرخ ارز و قانون قیمت واحد برقرار نیست.

[1] Khanna

در مجموع این مطالعات نشان می‌دهند نوسان نرخ ارز، تحریم و تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی بر هزینه و پایداری زنجیره تأمین اثر می‌گذارند، اما مطالعه‌ای به اثر یکپارچه آن بر گسترش زنجیره در صنعت خودرو نپرداخته است.

مرور مطالعات داخلی و خارجی نشـان می‌دهد پژوهش‌های موجود از چند جهت با خلأ روبه‌رو هسـتند. بخش مهمی از مطالعات داخلی بر کشاورزی و دام و طیور متمرکز است، مانند بیگ‌زاده و همکاران (۱۳۹۹)، حسین‌زاد و رشیدقلم (۱۳۹۶)، عرب‌حلوائی و همکاران (۱۴۰۲)، حسینی و همکاران (۱۳۹۸) و محمدی و رسولی‌زاده (۱۳۹۷). پژوهش‌هایی که به بخش صنعت پرداخته‌اند نیز هر کدام یک عامل را بررسی کرده‌اند: کاظمی و همکاران (۱۴۰۰) تحریم، و شریفی و رضایی (۱۳۹۹) نرخ ارز. مطالعات خارجی مانند بیلگین (۲۰۲۵)، مورالس (۲۰۲۵) و کوبا-بوردا و همکاران (۲۰۲۵) بر انتشـار شـوک‌ها و تورم در اقتصـادهایی چون کره جنوبی و آمریکا تمرکز دارند که از نظر تحریم، چندنرخی بودن ارز و اختلال در بازاررسـانی با ایران تفاوت دارند. تیت و همکاران (۲۰۲۲) اگرچه صـنعت خودروسـازی را بررسی کرده‌اند، نمونه آن‌ها شرکت‌های کشورهای مختلف است و شرایط ایران را نشان نمی‌دهد. افزون بر این، بیشتر مطالعات پیامد شوک قیمتی را بر هزینه، تورم یا تأخیر تأمین سنجیده‌اند و اثر آن بر گسترش خود زنجیره تأمین، یعنی ظرفیت و دامنه تأمین و تنوع تأمین‌کنندگان، کمتر بررسـی شده است. در مطالعات مرورشده، نقش هم‌زمان راهبردهای مدیریت ریسـک و سیاست‌های تجاری و ارزی دولت در سطح یک بنگاه مشخص نیز دیده نمی‌شود. با توجه به این خلأها، نوآوری و جنبه جدید بودن پژوهش حاضـر در چند محور اسـت. نخست، اثر تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی را بر گسترش زنجیره تأمین مواد اولیه بررسی می‌کند، نه فقط بر هزینه یا تورم. دوم، بر صنعت خودروسازی ایران و مطالعه موردی پارس‌خودرو تمرکز دارد، در حالی که بیشـتر پیشینه داخلی به کشاورزی و دام و طیور مربوط است. سوم، نقش راهبردهای مدیریت ریسک و سیاست‌های تجاری و ارزی را هم‌زمان به‌عنوان عوامل تعدیل‌گر در نظر می‌گیرد. چهارم، شواهدی از یک اقتصاد تحت تحریم و دارای مداخلات قیمتی ارائه می‌دهد که ویژگی‌های آن در مطالعات خارجی دیده نمی‌شود. بدین ترتیب پژوهش حاضر هم از نظر موضوع (گسترش زنجیره تأمین)، هم از نظر بستر (صنعت خودرو و اقتصاد ایران) و هم از نظر نگاه یکپارچه، چیزی افزوده است که در مطالعات پیشین نیست.

روش پژوهش

پژوهش حاضـر از حیث هدف کاربردی و از حیث ماهیت توصیفی–تحلیلی است. هدف آن بررسی اثر تغییر در قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسـترش زنجیره تأمین مواد اولیه در شـرکت پارس‌خودرو اسـت. واحد تحلیل این پژوهش تنها شـرکت پارس‌خودرو است و داده‌های سری زمانی سالانه این شرکت در بازه ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۲ (۲۳ مشاهده) مورد بررسی قرار می‌گیرند. داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و اسـنادی از پایگاه داده بانک مرکزی جمهوری اسـلامی ایران، سـازمان بورس و اوراق بهادار، و صـورت‌های مالی حسابرسی‌شده شرکت گردآوری شده است. با توجه به تک‌شرکتی‌بودن داده، مدل‌سازی بر پایه رگرسیون چندمتغیره سری زمانی انجام می‌شـود. در ادامه، ابتدا متغیرها به‌صـورت عملیاتی تعریف می‌شـوند و سـپس مدل اقتصـادسنجی و فرایند تخمین معرفی می‌شود.

تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

در تعریف متغیرها، نماد tبیانگر سال (دوره زمانی) است.

متغیرهای وابسته

۱. شاخص گسترش زنجیره تأمین (SCE_t)

این متغیر عمق و دامنه وابسـتگی پارس‌خودرو به منابع تأمین خارجی را اندازه می‌گیرد. در صـورت دسـترسـی به اطلاعات تعداد تأمین‌کنندگان خارجی، از تبدیل لگاریتمی استفاده می‌شود:

$$SCE_t = \ln(NS_t)$$

که در آن NS_tتعداد تأمین‌کنندگان خارجی (یا کشـورهای مبدأ واردات نهاده) شـرکت در سـال tاسـت. افزایش این شـاخص نشان‌دهنده تنوع‌بخشی و گسترش دامنه جغرافیایی زنجیره تأمین است.

چنانچه داده تعداد تأمین‌کنندگان در دسـترس نباشد، معیار جایگزین سهم ارزشی نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی در کل هزینه مواد اولیه است:

$$SCE_t = \frac{IMP_t}{RMC_t} \times 100$$

که در آن IMP_tارزش ریالی نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی و RMC_tکل هزینه مواد اولیه شرکت در سال tاست.

۲. سهم واردات نهاده‌های واسطه‌ای در ارزش افزوده (ISH_t)

این متغیر شدت وابستگی شرکت به زنجیره تأمین بین‌المللی را از منظر ارزش اقتصادی می‌سنجد:

$$ISH_t = \frac{IMP_t}{VA_t}$$

که در آن VA_tارزش افزوده شرکت (یا ارزش کل تولید) در سال tاست. افزایش این نسبت بیانگر گسترش زنجیره به سمت منابع خارجی و تعمیق ادغام در زنجیره ارزش جهانی است.

متغیرهای مستقل

۱. تغییر در قیمت نهاده‌های وارداتی (DPM_t)

نرخ رشد لگاریتمی قیمت واحد نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی (یا شاخص قیمت واردات صنعتی مربوطه) در سطح شرکت یا بخش:

$$DPM_t = \Delta \ln(PM_t) = \ln(PM_t) - \ln(PM_{t-1})$$

انتظار می‌رود افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی از یک سو انگیزه تنوع‌بخشی به تأمین‌کنندگان را تقویت و از سوی دیگر با ایجاد عدم‌قطعیت، تصمیمات توسعه زنجیره را با تأخیر مواجه سازد. از این رو علامت ضریب β_1از اهمیت محوری برخوردار است.

۲. نرخ تعرفه مؤثر بر نهاده‌های وارداتی (ETR_t)

میانگین وزنی تعرفه‌های اعمال‌شده بر نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی صنعت خودرو:

$$ETR_t = \sum_k (w_{kt} \times \tau_{kt})$$

که در آن τ_{kt}نرخ تعرفه گمرکی نهاده kدر سال tو w_{kt}سهم ارزشی آن نهاده در سبد واردات نهاده‌های واسطه‌ای است.

۳. نرخ ارز واقعی مؤثر ($REER_t$)

شاخص نرخ ارز واقعی تعدیل‌شده بر اساس سبد شرکای تجاری عمده ایران:

$$REER_t = \prod_j \left[\frac{e_{jt} \times P_{jt}}{P_t}\right]^{w_{jt}}$$

که در آن e_{jt}نرخ برابری ریال در برابر واحد پول کشور j، P_{jt}شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشور j، P_tشاخص قیمت داخلی ایران، و w_{jt}وزن تجاری کشور jدر سال tاست. این متغیر اثر تحریم‌های ارزی را نیز به‌صورت غیرمستقیم منعکس می‌کند.

٤. لگاریتم تولید ناخالص داخلی بخش خودرو ($LGDP_t$)

$$LGDP_t = \ln(GDP_t^{auto})$$

لگاریتم طبیعی ارزش افزوده بخش خودروسازی در سطح ملی به‌عنوان معیاری از اندازه بازار و ظرفیت جذب سرمایه‌گذاری در زنجیره تأمین. افزایش این متغیر انتظار می‌رود با گسترش زنجیره تأمین همبستگی مثبت داشته باشد.

مدل و روش تخمین

برای آزمون اثر تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش زنجیره تأمین، دو مدل رگرسیونی چندمتغیره سری زمانی برآورد می‌شود:

مدل (۱): $SCE_t = \beta_0 + \beta_1 DPM_t + \beta_2 ETR_t + \beta_3 REER_t + \beta_4 LGDP_t + \varepsilon_t$

مدل (۲): $ISH_t = \beta_0 + \beta_1 DPM_t + \beta_2 ETR_t + \beta_3 REER_t + \beta_4 LGDP_t + \varepsilon_t$

که در آن ε_tجزء اخلال با فرض $E[\varepsilon_t] = 0$و $Var[\varepsilon_t] = \sigma^2$است. ضریب β_1پارامتر اصلی پژوهش است که کشش گسترش زنجیره تأمین نسبت به تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی را می‌سنجد.

فرایند تخمین

پیش از برآورد مدل، مانایی تمامی متغیرها از طریق آزمون‌های دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF) و KPSS بررسی می‌شود. در آزمون ADF فرضیه صفر وجود ریشه واحد است و تعداد وقفه‌های بهینه با معیار آکائیک تعیین می‌شود، در حالی که آزمون KPSS با فرضیه صفر مانایی، نقش مکمل دارد. در صورت نامانایی متغیرها در سطح، آزمون‌ها پس از یک‌بار تفاضل‌گیری تکرار می‌شوند تا مرتبه انباشتگی $I(d)$هر متغیر مشخص شود. چنانچه همه متغیرها $I(1)$باشند، وجود رابطه تعادلی بلندمدت با آزمون‌های Engle–Granger (برای هم‌انباشتگی دوجانبه) و Johansen (برای تعیین رتبه هم‌انباشتگی) آزمون می‌شود و رد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی، برآورد روابط بلندمدت را توجیه می‌کند.

بر اساس نتایج آزمون‌های فوق، یکی از سه رویکرد برآوردی انتخاب می‌شود: در صورت مانایی همه متغیرها در سطح، از OLS مستقیم؛ در صورت $I(1)$با وجود هم‌انباشتگی، از مدل تصحیح خطا (ECM)؛ و در صورت $I(1)$بدون هم‌انباشتگی، از برآورد در تفاضل اول استفاده می‌شود. در مدل ECM، جمله تصحیح خطا (ECT_{t-1}) سرعت بازگشت به تعادل بلندمدت را پس از شوک‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهد و انتظار می‌رود ضریب آن منفی و معنادار باشد. ضریب β_1پارامتر محوری پژوهش است که کشش گسترش زنجیره تأمین را نسبت به تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی می‌سنجد.

پس از برآورد نهایی، آزمون‌های تشخیصی شامل Breusch–Godfrey (خودهمبستگی سریالی)، Breusch–Pagan–Godfrey (ناهمسانی واریانس)، Jarque–Bera (نرمال‌بودن جملات خطا)، و CUSUM و CUSUM of Squares (ثبات ساختاری، به‌ویژه در دوره‌های تشدید تحریم‌ها) اجرا می‌شوند. در صورت وجود خودهمبستگی یا ناهمسانی واریانس، استنتاج آماری بر اساس خطاهای استاندارد مقاوم Newey–West (HAC) انجام می‌شود. معناداری ضرایب با آزمون tدر سطح اطمینان ۹۵٪، معناداری کل مدل با آزمون F، و برازش کلی با $\bar{R}^2$گزارش می‌شود. تمام مراحل در محیط R با بسته‌های urca، tseries، dynlm، lmtest، sandwich، و strucchange اجرا می‌شوند.

یافته‌های پژوهش

پیش از برآورد مدل‌ها، ویژگی‌های توزیعی متغیرها با آمار توصیفی بررسی می‌شود تا دامنه تغییرات، تمرکز و شکل توزیع هر متغیر روشن شود و از معقول‌بودن داده‌ها پیش از تحلیل اقتصادسنجی اطمینان حاصل شود. جدول ۱ شاخص‌های مرکزی، پراکندگی و شکل توزیع شش متغیر پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۱: آمار توصیفی

متغیر	تعریف عملیاتی	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
$\mathbf{SCE_t}$	لگاریتم تعداد تأمین‌کنندگان	۳/۴۷	۳/۵۲	۰/۳۸	۲/۷۱	۴/۰۹	−۰/۳۲	۲/۴۱
$\mathbf{ISH_t}$	نسبت ارزش واردات به ارزش افزوده (٪)	۳۱/۴	۳۰/۸	۸/۶	۱۴/۲	۵۲/۷	۰/۴۱	۲/۸۸
$\mathbf{DPM_t}$	تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی (شاخص، ۱۳۸۰=۱۰۰)	۳۸۴/۲	۲۹۱/۵	۲۷۸/۶	۱۰۰/۰	۹۴۸/۳	۰/۸۷	۲/۶۳
$\mathbf{ETR_t}$	نرخ تعرفه مؤثر (٪)	۱۸/۴	۱۷/۹	۴/۲	۱۱/۰	۲۸/۵	۰/۵۶	۲/۹۲
$\mathbf{REER_t}$	نرخ ارز واقعی مؤثر (شاخص، ۱۳۸۰=۱۰۰)	۱۴۲/۷	۱۲۸/۴	۶۴/۳	۸۴/۲	۳۱۸/۶	۱/۱۴	۳/۴۷
$\mathbf{LGDP_t}$	لگاریتم تولید ناخالص داخلی صنعت	۱۴/۲۳	۱۴/۳۱	۰/۴۴	۱۳/۳۵	۱۴/۸۸	−۰/۲۸	۲/۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

میانگین SCE برابر ۳/۴۷ اسـت که معادل حدود ۳۲ تأمین‌کننده است. دامنه آن از ۲/۷۱ (حدود ۱۵ تأمین‌کننده) تا ۴/۰۹ (حدود ۶۰ تأمین‌کننده) می‌رسـد. انحراف معیار کم (۰/۳۸) و نزدیکی میانگین و میانه نشـان می‌دهد این متغیر پراکندگی اندکی دارد. میانگین ISH برابر ۳۱/۴ درصد است، یعنی حدود یک‌سوم ارزش افزوده با واردات نهاده مرتبط است. دامنه ۱۴/۲ تا ۵۲/۷ درصد نشـان می‌دهد وابسـتگی به واردات در دوره‌های مختلف تفاوت چشـمگیری داشـته اسـت. در DPM میانگین (۳۸۴/۲) از میانه (۲۹۱/۵) بزرگ‌تر و چولگی مثبت (۰/۸۷) اسـت. حداکثر ۹۴۸/۳ نشان می‌دهد قیمت نهاده‌های وارداتی در بیشترین حالت حدود ۹/۵ برابر سـال پایه شـده است. REER نیز با میانگین ۱۴۲/۷، چولگی ۱/۱۴ و کشیدگی ۳/۴۷ توزیعی راست‌چوله و دم‌سنگین دارد که با جهش‌های ارزی همخوان اسـت. حداقل ۸۴/۲ نیز دوره‌هایی از تقویت واقعی ریال را نشان می‌دهد. ETR با میانگین ۱۸/۴ درصد و LGDP پراکندگی محدودی دارند و چولگی و کشیدگی بیشتر متغیرها به توزیع نرمال نزدیک است.

جدول ۲: ماتریس همبستگی متغیرها

	SCE	ISH	DPM	ETR	REER	LGDP
SCE	۱/۰۰					
ISH	۰/۶۸	۱/۰۰				
DPM	۰/۵۷−	۰/۴۴−	۱/۰۰			
ETR	۰/۴۱−	۰/۳۸−	۰/۳۳	۱/۰۰		
REER	۰/۶۳−	۰/۵۲−	۰/۷۹	۰/۲۷	۱/۰۰	
LGDP	۰/۷۴	۰/۵۹	۰/۴۸−	۰/۲۲−	۰/۵۵−	۱/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

همبسـتگی SCE و ISH برابر ۰/۶۸ و مثبت است، یعنی دو شاخص گسترش زنجیره تأمین هم‌جهت حرکت می‌کنند. DPM با هر دو متغیر وابسـته همبسـتگی منفی دارد (۰/۵۷− با SCE و ۰/۴۴− با ISH). ETR (۰/۴۱− و ۰/۳۸−) و REER (۰/۶۳− و ۰/۵۲−) نیز همین الگو را نشـان می‌دهند. LGDP با SCE (۰/۷۴) و ISH (۰/۵۹) همبستگی مثبت دارد، یعنی با بزرگ‌تر شدن بازار، زنجیره تأمین گسترش بیشتری یافته است.

این الگوها به‌صـورت اولیه با انتظار نظری سازگارند، اما همبستگی دلیل رابطه علّی نیست و معناداری آن در جدول نیامده است. در میان متغیرهای مسـتقل، بالاترین همبسـتگی میان DPM و REER (۰/۷۹) اسـت و این منطقی اسـت، چون کاهش ارزش ریال قیمت نهاده‌های وارداتی را بالا می‌برد.

بنابراین، همبسـتگی منفی و معنادار DPMبا SCE(۰/۵۷−) و ISH(۰/۴۴−) نشـان می‌دهد افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی با کاهش گسترش زنجیره تأمین همراه بوده است. همبستگی بالای $REER$و DPM (۰/۷۹) نشانه احتمال هم‌خطی چندگانه است که از SLS ۲ برای اطمینان از دقت مدل و جلوگیری از خطای برازش مدل استفاده می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد

فرض صفر: سری زمانی دارای ریشه واحد است (نامانا)							
متغیر	آماره ADF در سطح	ارزش بحرانی ٪۵	رد فرض صفر؟	آماره ADF در تفاضل اول	ارزش بحرانی ٪۵	رد فرض صفر؟	مرتبه انباشتگی
SCE_t	۱/۸۴−	۳/۵۸−	خیر	۵/۱۲−	۳/۰۰−	بله	I(1)
ISH_t	۱/۶۷−	۳/۵۸−	خیر	۴/۸۹−	۳/۰۰−	بله	I(1)
DPM_t	۰/۹۳−	۳/۵۸−	خیر	۶/۲۴−	۳/۰۰−	بله	I(1)
ETR_t	۲/۱۱−	۳/۵۸−	خیر	۴/۴۷−	۳/۰۰−	بله	I(1)
$REER_t$	۱/۲۸−	۳/۵۸−	خیر	۵/۶۳−	۳/۰۰−	بله	I(1)
$LGDP_t$	۲/۳۴−	۳/۵۸−	خیر	۴/۰۸−	۳/۰۰−	بله	I(1)
فرض صفر: سری زمانی مانا است							
متغیر	آماره KPSS در سطح	ارزش بحرانی ٪۵	رد فرض صفر؟	آماره KPSS در تفاضل	ارزش بحرانی ٪۵	رد فرض صفر؟	
SCE_t	۰/۶۸	۰/۴۶	بله (نامانا)	۰/۲۱	۰/۴۶	خیر (مانا)	
ISH_t	۰/۷۲	۰/۴۶	بله	۰/۱۸	۰/۴۶	خیر	
DPM_t	۰/۸۹	۰/۴۶	بله	۰/۲۴	۰/۴۶	خیر	
ETR_t	۰/۵۸	۰/۴۶	بله	۰/۱۵	۰/۴۶	خیر	
$REER_t$	۰/۹۴	۰/۴۶	بله	۰/۲۹	۰/۴۶	خیر	
$LGDP_t$	۰/۶۱	۰/۴۶	بله	۰/۱۷	۰/۴۶	خیر	

منبع: محاسبات تحقیق

در آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته، آماره همه متغیرها در سطح از ارزش بحرانی ۵ درصد (۳/۵۸–) بزرگ‌تر است، پس فرض صفر ریشه واحد رد نمی‌شود. برای مثال آماره DPM برابر ۰/۹۳– و آماره LGDP برابر ۲/۳۴– است. پس از یک‌بار تفاضل‌گیری، آماره همه متغیرها از ارزش بحرانی ۳/۰۰– کوچک‌تر می‌شود و فرض صفر رد می‌شود. آزمون KPSS همین نتیجه را تأیید می‌کند. در سطح، آماره همه متغیرها از ۰/۴۶ بزرگ‌تر است و فرض مانایی رد می‌شود. در تفاضل اول، آماره‌ها بین ۰/۱۵ و ۰/۲۹ هستند و مانایی رد نمی‌شود. همسویی دو آزمون با فرض‌های صفر متضاد نشان می‌دهد همه متغیرها انباشته از مرتبه یک، یعنی I(1)، هستند. پس تخمین مستقیم با داده‌های سطح خطر رگرسیون کاذب دارد و باید هم‌انباشتگی آزمون شود.

جدول ٤: نتایج آزمون Engle–Granger

معادله	آماره ADF پسماند	ارزش بحرانی MacKinnon (٪۵)	نتیجه
$SCE_t = \beta_0 + \beta_1 DPM_t + \beta_2 ETR_t + \beta_3 REER_t + \beta_4 LGDP_t + \varepsilon_t$	۴/۸۳−	۴/۳۲−	تأیید هم‌انباشتگی ✓
$ISH_t = \beta_0 + \beta_1 DPM_t + \beta_2 ETR_t + \beta_3 REER_t + \beta_4 LGDP_t + \varepsilon_t$	۴/۵۶−	۴/۳۲−	تأیید هم‌انباشتگی ✓

منبع: محاسبات تحقیق

چون همه متغیرها I(1) هستند، وجود رابطه بلندمدت با آزمون انگل–گرنجر بررسی شد. آماره ADF پسماند معادله SCE برابر ۴/۸۳– است که از ارزش بحرانی مکینون (۴/۳۲–) کوچک‌تر است، پس فرض نبود هم‌انباشتگی رد می‌شود. معادله ISH نیز با آماره ۴/۵۶– همین نتیجه را می‌دهد. یعنی پسماند رابطه بلندمدت در هر دو معادله مانا است و متغیرها در بلندمدت با هم حرکت می‌کنند. انحراف‌های کوتاه‌مدت میان قیمت نهاده‌های وارداتی و شاخص‌های گسترش زنجیره تأمین به‌تدریج اصلاح می‌شود. این نتیجه، به‌کارگیری الگوی تصحیح خطا را توجیه می‌کند.

جدول ۵: آزمون Johansen — آماره اثر (Trace)

فرض صفر	آماره اثر	ارزش بحرانی ۵٪	نتیجه
$r = 0$(هیچ رابطه بلندمدتی وجود ندارد)	۸۷/۴۲	۶۹/۸۱	رد می‌شود ✓
$r \leq 1$(حداکثر یک رابطه)	۴۸/۱۶	۴۷/۸۶	رد می‌شود ✓
$r \leq 2$(حداکثر دو رابطه)	۲۸/۳۴	۲۹/۷۹	رد نمی‌شود

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون اثر یوهانسن نتیجه انگل–گرنجر را از منظر چندمتغیره بررسی می‌کند. آماره اثر برای فرض r=0 برابر ۸۷/۴۲ است و از ارزش بحرانی ۶۹/۸۱ بزرگ‌تر است، پس فرض نبود رابطه بلندمدت رد می‌شود. برای r≤1 آماره (۴۸/۱۶) اندکی از ارزش بحرانی (۴۷/۸۶) بیشتر است و این فرض نیز رد می‌شود. برای r≤2 آماره (۲۸/۳۴) از ارزش بحرانی (۲۹/۷۹) کوچک‌تر است و رد نمی‌شود. بنابراین دو بردار هم‌انباشتگی وجود دارد و رابطه بلندمدت پایدار میان قیمت نهاده‌های وارداتی و گسترش زنجیره تأمین تأیید می‌شود. فاصله اندک آماره r≤1 تا ارزش بحرانی، حساسیت این نتیجه به تعداد وقفه‌ها و تصریح مدل را یادآور می‌شود. بنابراین، نتایج تأیید می‌کند که رابطه بلندمدت پایدار بین قیمت نهاده‌های وارداتی و گسترش زنجیره تأمین برقرار است. متغیر DPM_t(تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی) به‌دلیل همبستگی بالا با $REER_t$(ضریب ۰/۷۹) و احتمال درونزایی، به‌عنوان متغیر درونزا در نظر گرفته می‌شود. استفاده از تخمین‌گر OLS در این حالت منجر به ناسازگاری برآوردها می‌شود.

متغیرهای ابزاری (Instruments):

- وقفه اول DPMیعنی DPM_{t-1}
- وقفه دوم نرخ ارز اسمی NER_{t-2}
- شاخص قیمت نفت جهانی با وقفه OIL_{t-1}
- شرط ابزار معتبر: همبستگی با DPM_tبالا بوده و اثر مستقیم بر متغیرهای وابسته ندارند.

جدول ٦: آزمون قدرت ابزارها (مرحله اول SLS۲) — F-statistic

متغیر ابزاری	ضریب در مرحله اول	آماره t	قدرت ابزار (F مرحله اول)
DPM_{t-1}	۰/۸۴۲	۷/۳۱	—
NER_{t-2}	۰/۳۱۷	۴/۱۸	—
OIL_{t-1}	۰/۲۶۴	۳/۸۵	—
F-statistic کل	—	—	✓ ۱۰ < ۲۸/۴۷

منبع: محاسبات تحقیق

برای رفع درونزایی DPM از سه ابزار استفاده شده است. در مرحله اول، ضرایب هر سه ابزار مثبت و از نظر آماری معنادارند. وقفه اول DPM با ضریب ۰/۸۴۲ (t=۷/۳۱) قوی‌ترین ابزار است و پایداری قیمت نهاده‌ها را نشان می‌دهد. ضرایب نرخ ارز اسمی با دو وقفه (۰/۳۱۷) و قیمت نفت با یک وقفه (۰/۲۶۴) نیز معنادارند (t=۴/۱۸ و ۳/۸۵). آماره F مرحله اول برابر ۲۸/۴۷ است و از حد تجربی ۱۰ بیشتر است، پس ابزارها ضعیف نیستند و تخمین 2SLS از نظر ارتباط ابزارها قابل اتکاست. اعتبار ابزارها، یعنی نبود اثر مستقیم بر متغیرهای وابسته، با آزمون سارگان در جدول ۷ بررسی می‌شود.

جدول ۷: تخمین بلندمدت 2SLS — متغیر وابسته: SCE_t

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	p-value	معنی‌داری
عرض از مبدأ (Const.)	۱/۲۳۴	۰/۴۸۲	۲/۵۶	۰/۰۱۸	**
DPM_t	۰/۰۰۱۸−	۰/۰۰۰۴	۴/۵۰−	۰/۰۰۰۲	***
ETR_t	۰/۰۲۱۴−	۰/۰۰۸۷	۲/۴۶−	۰/۰۲۲	**
$REER_t$	۰/۰۰۳۷−	۰/۰۰۱۲	۳/۰۸−	۰/۰۰۶	***
$LGDP_t$	۰/۵۸۱۳	۰/۱۲۴	۴/۶۹	۰/۰۰۰۱	***
آماره‌های کلی مدل			مقدار		
R^2			۰/۸۴۶		
$\overline{R}^2$(تعدیل‌یافته)			۰/۸۱۲		
F-statistic			۲۴/۸۱		
p-value (F)			۰/۰۰۰۱ >		
DW			۱/۹۷		

$$SCE_t = \alpha_0 + \alpha_1 DPM_t + \alpha_2 ETR_t + \alpha_3 REER_t + \alpha_4 LGDP_t + \varepsilon_t$$

** معنی‌دار در سطح ۵٪؛ *** معنی‌دار در سطح ۱٪

منبع: محاسبات تحقیق

در تخمین بلندمدت SCE، همه ضرایب در سطح ۵ درصد یا کمتر معنادارند و علامت‌ها با انتظار نظری سازگارند. ضریب DPM برابر ۰/۰۰۱۸− (p برابر ۰/۰۰۰۲) است. یعنی هر ۱۰۰ واحد افزایش شاخص قیمت نهاده‌های وارداتی تعداد تأمین‌کنندگان را حدود ۱۶ درصد کاهش می‌دهد. ضریب ETR (۰/۰۲۱۴−) نشان می‌دهد هر یک واحد درصد افزایش تعرفه، حدود ۲ درصد تأمین‌کننده کمتر به همراه دارد. ضریب REER (۰/۰۰۳۷−) بیانگر کاهش حدود ۳/۷ درصدی به‌ازای هر ۱۰ واحد افزایش شاخص ارز واقعی است. ضریب LGDP (۰/۵۸۱۳) کشش است و افزایش ۱۰ درصدی تولید صنعت با افزایش حدود ۵/۸ درصدی تعداد تأمین‌کنندگان همراه است. ضریب تعیین ۰/۸۴۶ و تعدیل‌شده ۰/۸۱۲ قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل را نشان می‌دهد. آماره F برابر ۲۴/۸۱ معنادار است و آماره دوربین–واتسون (۱/۹۷) نبود خودهمبستگی را تأیید می‌کند.

جدول ۸: تخمین بلندمدت SLS۲ — متغیر وابسته: ISH_t

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	p-value	معنی‌داری
عرض از مبدأ	۵/۸۶۲	۲/۳۱۴	۲/۵۳	۰/۰۲۰	**
DPM_t	۰/۰۰۸۴−	۰/۰۰۲۱	۴/۰۰−	۰/۰۰۰۶	***
ETR_t	۰/۳۸۱۲−	۰/۱۴۲۶	۲/۶۷−	۰/۰۱۴	**
$REER_t$	۰/۰۴۲۱−	۰/۰۱۳۸	۳/۰۵−	۰/۰۰۶	***
$LGDP_t$	۳/۹۲۴	۰/۸۷۲	۴/۵۰	۰/۰۰۰۲	***
آماره‌های کلی مدل			مقدار		
R^2			۰/۸۲۱		
$\overline{R}^2$			۰/۷۸۵		
F-statistic			۲۱/۶۴		
p-value (F)			۰/۰۰۰۱ >		
DW			۲/۰۳		

$$ISH_t = \beta_0 + \beta_1 DPM_t + \beta_2 ETR_t + \beta_3 REER_t + \beta_4 LGDP_t + u_t$$

منبع: محاسبات تحقیق

در مدل ISH نیز همه متغیرها معنادارند و الگوی علائم مانند مدل SCE است. ضریب DPM برابر ۰/۰۰۸۴− است، یعنی هر ۱۰۰ واحد افزایش شاخص قیمت نهاده‌ها سهم واردات از ارزش افزوده را حدود ۰/۸ واحد درصد کاهش می‌دهد. ضریب ETR (۰/۳۸۱۲−) نشان می‌دهد هر یک واحد درصد افزایش تعرفه، سهم واردات را حدود ۰/۴ واحد درصد کم می‌کند. ضریب REER (۰/۰۴۲۱−) به این معنی است که هر ۱۰ واحد افزایش شاخص ارز واقعی سهم واردات را حدود ۰/۴ واحد درصد کاهش می‌دهد. ضریب LGDP (۳/۹۲۴) نشان می‌دهد رشد ۱۰ درصدی تولید صنعت سهم واردات را حدود ۰/۴ واحد درصد افزایش می‌دهد. ضریب تعیین ۰/۸۲۱ و آماره F برابر ۲۱/۶۴ است و دوربین–واتسون (۲/۰۳) خودهمبستگی را نشان نمی‌دهد. نتایج، همان‌گونه که در مدل SCE دیده شد، نشان می‌دهد گرانی نهاده‌های وارداتی و محدودیت‌های تعرفه‌ای و ارزی با کاهش وابستگی به منابع خارجی و محدودشدن گسترش زنجیره همراه است.

جدول ۹: تخمین ECM-2SLS — متغیر وابسته: ΔSCE_t

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	p-value
$\boldsymbol{\Delta DPM_t}$	۰/۰۰۰۶−	۰/۰۰۰۲	۳/۰۰−	۰/۰۰۷
$\boldsymbol{\Delta ETR_t}$	۰/۰۰۸۱−	۰/۰۰۳۷	۲/۱۹−	۰/۰۳۸
$\boldsymbol{\Delta REER_t}$	۰/۰۰۱۲−	۰/۰۰۰۵	۲/۴۰−	۰/۰۲۵
$\boldsymbol{\Delta LGDP_t}$	۰/۲۴۱۴	۰/۰۸۸	۲/۷۴	۰/۰۱۲
$\boldsymbol{ECT_{t-1}}$	۰/۳۸۲−	۰/۱۱۴	۳/۳۵−	۰/۰۰۳

$$\Delta SCE_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta DPM_t + \gamma_2 \Delta ETR_t + \gamma_3 \Delta REER_t + \gamma_4 \Delta LGDP_t + \lambda ECT_{t-1} + v_t$$

منبع: محاسبات تحقیق

نکته: ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰/۳۸۲− است. این مقدار منفی و معنی‌دار نشان می‌دهد که در هر دوره، حدود ۳۸٪ از انحراف از تعادل بلندمدت اصلاح می‌شود. به این ترتیب بازگشت کامل به تعادل پس از یک شوک در حدود ۲/۶ سال اتفاق می‌افتد.

در الگوی تصحیح خطا، علامت همه ضرایب کوتاه‌مدت با رابطه بلندمدت یکسان است، اما اندازه آن‌ها کوچک‌تر است. ضریب ΔDPM برابر ۰/۰۰۰۶− (=p۰/۰۰۷) و تقریباً یک‌سوم اثر بلندمدت است. ضرایب ΔETR (۰/۰۰۸۱−) و ΔREER (۰/۰۰۱۲−) نیز در سطح ۵ درصد معنادارند. ضریب ΔLGDP برابر ۰/۲۴۱۴ است. ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۳۸۲− است و در سطح ۱ درصد معنادار است. منفی‌بودن آن نشان می‌دهد سیستم پس از شوک به تعادل بلندمدت برمی‌گردد. معنی آن این است که حدود ۳۸ درصد انحراف از تعادل در هر دوره اصلاح می‌شود. به‌طور تقریبی، بازگشت کامل حدود ۲/۶ سال (۱ تقسیم بر ۰/۳۸۲) و نیمه‌عمر شوک حدود ۱/۴ سال طول می‌کشد.

جدول ۱۰: نتایج آزمون‌های تشخیصی — بررسی فروض کلاسیک مدل 2SLS

آزمون	معادله / متغیر	آماره	درجه آزادی	p-value	فرض صفر	نتیجه
Breusch-Godfrey (خودهمبستگی)	SCE(بلندمدت)	۲/۱۴	۲	۰/۳۴۳	عدم خودهمبستگی	رد نمی‌شود ✓
	ISH(بلندمدت)	۱/۸۷	۲	۰/۳۹۲	عدم خودهمبستگی	رد نمی‌شود ✓
	(ECM)ΔSCE	۲/۴۸	۲	۰/۲۸۹	عدم خودهمبستگی	رد نمی‌شود ✓
Breusch-Pagan (ناهمسانی واریانس)	SCE	۵/۳۲	۴	۰/۲۵۶	همسانی واریانس	رد نمی‌شود ✓
	ISH	۶/۱۴	۴	۰/۱۸۹	همسانی واریانس	رد نمی‌شود ✓
	(ECM)ΔSCE	۳/۸۷	۵	۰/۵۶۸	همسانی واریانس	رد نمی‌شود ✓
Jarque-Bera (نرمال‌بودن پسماند)	SCE	۰/۴۸	—	۰/۷۸۶	توزیع نرمال	رد نمی‌شود ✓
	ISH	۰/۶۳	—	۰/۷۲۹	توزیع نرمال	رد نمی‌شود ✓
	(ECM)ΔSCE	۰/۷۱	—	۰/۷۰۱	توزیع نرمال	رد نمی‌شود ✓
Hausman (DPM درونزایی)	—	۸/۴۷	۱	۰/۰۰۳۶	سازگاری OLS و 2SLS	رد می‌شود ← 2SLS ضروری است ✓
Sargan / J-test (اعتبار ابزارها)	—	۲/۱۳	۲	۰/۳۴۴	معتبر بودن ابزارها	رد نمی‌شود ✓
CUSUM (ثبات ساختاری)	SCE	۰/۶۸	—	$<$ ۰/۰۵	ثبات پارامترها	رد نمی‌شود ✓
	ISH	۰/۷۴	—	$<$ ۰/۰۵	ثبات پارامترها	رد نمی‌شود ✓

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون‌های تشخیصی اعتبار برآوردها را تأیید می‌کنند. آزمون بروش–گادفری (p بین ۰/۲۹ و ۰/۳۹) نبود خودهمبستگی را تأیید می‌کند. آزمون بروش–پاگان (p بین ۰/۱۹ و ۰/۵۷) همسانی واریانس را رد نمی‌کند. آزمون جارک–برا (p بین ۰/۷۰ و ۰/۷۹) نرمال‌بودن پسماندها را رد نمی‌کند. آزمون هاسمن (آماره ۸/۴۷ و pبرابر۰/۰۰۳۶) فرض سازگاری OLS و 2SLS را رد می‌کند و درونزایی DPM و ضرورت استفاده از 2SLS را تأیید می‌کند. آزمون سارگان (pبرابر۰/۳۴۴) فرض معتبر بودن ابزارها را رد نمی‌کند. آزمون CUSUM نیز پایداری ساختاری پارامترها را در هر دو مدل تأیید می‌کند. در مجموع، مدل‌ها از نظر فروض کلاسیک مشکل جدی ندارند.

جدول ۱۱: خلاصه کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به DPM

متغیر وابسته	کشش کوتاه‌مدت	کشش بلندمدت	نسبت کوتاه به بلندمدت	تفسیر
$\mathbf{SCE_t}$	۰/۱۱۲−	۰/۲۹۴−	٪۳۸	افزایش ۱۰٪ در قیمت نهاده ⟶ کاهش ۲/۹٪ در تعداد تأمین‌کنندگان (بلندمدت)
$\mathbf{ISH_t}$	۰/۱۰۲−	۰/۲۷۱−	٪۳۸	افزایش ۱۰٪ در قیمت نهاده ⟶ کاهش ۲/۷٪ در سهم واردات از ارزش افزوده

منبع: محاسبات تحقیق

کشش کوتاه‌مدت SCE نسبت به DPM برابر ۰/۱۱۲− و کشش بلندمدت ۰/۲۹۴− است. یعنی افزایش ۱۰ درصدی قیمت نهاده‌های وارداتی تعداد تأمین‌کنندگان را در کوتاه‌مدت حدود ۱/۱ درصد و در بلندمدت حدود ۲/۹ درصد کاهش می‌دهد. برای ISH کشش‌ها ۰/۱۰۲− و ۰/۲۷۱− است، یعنی کاهش ۱ درصدی در کوتاه‌مدت و ۲/۷ درصدی در بلندمدت در سهم واردات از

ارزش افزوده. نسبت کشش کوتاه‌مدت به بلندمدت در هر دو مورد حدود ۳۸ درصد است و با ضریب جمله تصحیح خطا همخوان است. یعنی بیش از یک‌سوم اثر نهایی در همان دوره اول رخ می‌دهد. در مجموع، اثر منفی قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش زنجیره تأمین در بلندمدت بیش از سه برابر کوتاه‌مدت است. این یافته بیانگر آن است که اثر محدودکننده گرانی نهاده‌ها بر اثر محرک آن، یعنی تنوع‌بخشی اجباری به تأمین‌کنندگان، غلبه دارد.

بحث و نتیجه گیری

هدف این پژوهش بررسی اثر تغییر در قیمت نهاده‌های وارداتی بر گسترش زنجیره تأمین مواد اولیه در شرکت پارس‌خودرو بود. پژوهش از حیث هدف کاربردی و از حیث ماهیت توصیفی-تحلیلی است. جامعه آماری شرکت پارس‌خودرو و داده‌ها سری زمانی سالانه آن در بازه ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۲ (۲۳ مشاهده) است که از بانک مرکزی، سازمان بورس و صورت‌های مالی حسابرسی‌شده شرکت گردآوری شد. گسترش زنجیره تأمین با دو شاخص، یعنی لگاریتم تعداد تأمین‌کنندگان (SCE) و سهم واردات از ارزش افزوده (ISH)، سنجیده شد. متغیرهای مستقل شامل تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی (DPM)، تعرفه مؤثر (ETR)، نرخ ارز واقعی مؤثر (REER) و لگاریتم تولید صنعت (LGDP) بودند. پس از بررسی مانایی با آزمون‌های ADF و KPSS و هم‌انباشتگی با آزمون‌های انگل-گرنجر و یوهانسن، مدل‌ها با روش حداقل مربعات دومرحله‌ای و الگوی تصحیح خطا در محیط R برآورد شدند. آمار توصیفی (جدول ۱) نشان داد متغیرها پراکندگی قابل‌توجهی دارند. شاخص قیمت نهاده‌های وارداتی در بیشترین حالت حدود ۹/۵ برابر سال پایه شده و REER با چولگی و کشیدگی بالا جهش‌های ارزی دوره را بازتاب می‌دهد. همبستگی‌های اولیه (جدول ۲) با انتظار نظری سازگار بود، زیرا DPM، ETR و REER با شاخص‌های گسترش همبستگی منفی و LGDP همبستگی مثبت داشتند. همبستگی بالای DPM و REER (۰/۷۹) هم‌خطی احتمالی را یادآور شد. آزمون‌های ADF و KPSS (جدول ۳) نشان دادند همه متغیرها در سطح نامانا و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا، یعنی I(۱)، هستند. آزمون انگل-گرنجر (جدول ۴) برای هر دو معادله و آزمون یوهانسن (جدول ۵) برای دو بردار، رابطه بلندمدت را تأیید کرد، هرچند فاصله اندک آماره $r\leq1$ از مقدار بحرانی، احتیاط در تفسیر را ایجاب می‌کند. چون DPM به‌دلیل همبستگی بالا با REER و احتمال درونزایی متغیر درونزا تلقی شد، از وقفه اول DPM، وقفه دوم نرخ ارز اسمی و قیمت نفت با وقفه به‌عنوان ابزار استفاده شد. آماره F مرحله اول (۲۸/۴۷) از حد ۱۰ بیشتر بود و ابزارها ضعیف نبودند (جدول ۶). آزمون هاسمن درونزایی را تأیید کرد و آزمون سارگان اعتبار ابزارها را رد نکرد. آزمون‌های تشخیصی (جدول ۱۰) نیز خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، نقض نرمال‌بودن و ناپایداری ساختاری را نشان ندادند.

در تخمین بلندمدت (جدول‌های ۷ و ۸) ضریب DPM در هر دو مدل منفی و معنادار است. در مدل SCE هر ۱۰۰ واحد افزایش شاخص قیمت نهاده‌ها تعداد تأمین‌کنندگان را حدود ۱۶ درصد کاهش می‌دهد و در مدل ISH سهم واردات از ارزش افزوده حدود ۰/۸ واحد درصد کم می‌شود. ضرایب ETR و REER نیز منفی و معنادارند، یعنی افزایش تعرفه و گران‌شدن ارز واقعی دامنه تأمین خارجی را محدود می‌کنند. هر یک واحد درصد افزایش تعرفه حدود ۲ درصد از تعداد تأمین‌کنندگان و حدود ۰/۴ واحد درصد از سهم واردات می‌کاهد و هر ۱۰ واحد افزایش شاخص ارز واقعی تعداد تأمین‌کنندگان را حدود ۳/۷ درصد کم می‌کند. ضریب LGDP مثبت و معنادار است و رشد ۱۰ درصدی تولید صنعت با افزایش حدود ۵/۸ درصدی تعداد تأمین‌کنندگان همراه است. ضریب تعیین ۰/۸۵ و ۰/۸۲ برازش بالای مدل‌ها را نشان می‌دهد. بنابراین از دو مسیری که در چارچوب نظری مطرح شد، مسیر محدودکننده، یعنی افت توان مالی و تعویق سرمایه‌گذاری در توسعه شبکه تأمین، بر مسیر محرک، یعنی تنوع‌بخشی اجباری به تأمین‌کنندگان، غلبه داشته است. الگوی تصحیح خطا (جدول ۹) علامت‌های مشابه با اندازه کوچک‌تر را نشان داد. ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۳۸۲- و معنادار است، یعنی حدود ۳۸ درصد انحراف از تعادل در هر سال اصلاح می‌شود و بازگشت کامل حدود ۲/۶ سال طول می‌کشد. کشش‌ها (جدول ۱۱) نشان می‌دهد افزایش ۱۰ درصدی قیمت نهاده‌ها تعداد تأمین‌کنندگان را در کوتاه‌مدت حدود ۱/۱ و در بلندمدت حدود ۲/۹ درصد کاهش می‌دهد. برای ISH این ارقام حدود ۱ و ۲/۷ درصد است. بنابراین اثر بلندمدت بیش از سه برابر اثر کوتاه‌مدت است. ضریب کوتاه‌مدت ΔDPM نیز تقریباً یک‌سوم ضریب بلندمدت است و نشان می‌دهد بنگاه در واکنش به شوک قیمتی با تأخیر تنظیم می‌شود و بخش عمده اثر در سال‌های بعد ظاهر می‌شود.

این یافته‌ها با ادبیات سازگار است. کوبا-بوردا و همکاران (۲۰۲۵) نشان دادند هزینه نهاده‌های واسطه‌ای اثر پایدارتری از کالاهای نهایی دارد، که با بزرگ‌تر بودن اثر بلندمدت همخوان است. گلدبرگ و همکاران (۲۰۱۰) دسترسی به نهاده‌های وارداتی را عامل

گسترش دامنه تولید دانستند، پس گرانی و محدودیت آن‌ها می‌تواند گسترش را تضعیف کند. مورالس (۲۰۲۵) نیز نشان می‌دهد تنوع‌بخشی تأمین هزینه‌بر است و این هزینه در شرایط گرانی نهاده‌ها با محدودیت مالی بنگاه روبه‌رو می‌شود. با این حال، حجم کم نمونه قدرت آزمون یوهانسن را کاهش می‌دهد و وجود دو بردار هم‌انباشتگی تفسیر یک رابطه بلندمدت یکتا را دشوار می‌کند. افزون بر این، پژوهش بر ۲۳ مشاهده از یک شرکت تکیه دارد، پس تعمیم نتایج به سایر خودروسازان و تفسیر علّی آن‌ها باید با احتیاط انجام شود.

بر اساس نتایج، چند پیشنهاد کاربردی ارائه می‌شود. نخست، چون گرانی نهاده‌ها و ارز واقعی گسترش زنجیره را محدود می‌کند، پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی تخصیص به‌موقع و پایدار ارز نهاده‌ها را تضمین کند و از نوسان شدید نرخ ارز جلوگیری نماید. دوم، با توجه به اثر منفی تعرفه، کاهش یا بخشودگی تعرفه نهاده‌های واسطه‌ای بدون جانشین داخلی و پیش‌بینی‌پذیرکردن مقررات واردات توصیه می‌شود. سوم، مدیریت پارس‌خودرو می‌تواند با قراردادهای بلندمدت با قیمت یا فرمول قیمتی مشخص، ابزارهای پوشش ریسک ارزی و موجودی راهبردی قطعات حساس، اثر شوک را کاهش دهد. چون بازگشت به تعادل حدود ۲/۶ سال طول می‌کشد، این ابزارها باید پیش از وقوع شوک فراهم شوند. چهارم، سامانه هشدار زودهنگام بر پایه شاخص قیمت نهاده‌ها و نرخ ارز می‌تواند تصمیم‌های خرید را زودتر تنظیم کند. پنجم، تنوع‌بخشی تدریجی به تأمین‌کنندگان و توسعه تأمین‌کنندگان داخلی برای قطعات با کیفیت قابل‌قبول وابستگی را کاهش می‌دهد، هرچند هزینه دارد و باید با توان مالی بنگاه سنجیده شود. ششم، چون LGDP اثر مثبت دارد، حمایت از ثبات تولید صنعتی و دسترسی بنگاه به تأمین مالی می‌تواند ظرفیت گسترش را تقویت کند. این پیشنهادها مکمل یکدیگرند و اجرای هم‌زمان آن‌ها اثر بیشتری دارد. در نهایت به پژوهشگران آینده پیشنهاد می‌شود با داده‌های چندشرکتی، نقش راهبردهای مدیریت ریسک و سیاست‌های حمایتی را نیز به‌صورت متغیر تعدیل‌گر وارد مدل کنند.

منابع

ابوالحسنی هستیانی، اصغر، علمی مقدم، مصطفی، منصوری، نسرین، و امینی میلانی، مینو. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر تحریم‌های مالی و تجاری بر نرخ ارز در ایران (رهیافت فازی). اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۷(۲)، ۴۹–۹۴. https://sid.ir/paper/1055193/fa

بیک زاده، صدیف، قهرمان زاده، محمد، و محمودی، ابوالفضل. (۱۳۹۹). ارزیابی تلاطم قیمت گوشت گوساله و مرغ و نهاده های عمده دام و طیور در ایران. پژوهش‌های علوم دامی (دانش کشاورزی)، ۳۰(۳)، ۸۵-۱۰۳ .SID . https://sid.ir/paper/960987/fa

تهرانی، رضا، مختاربند، محمود، و العبوده، منال. (۱۴۰۳). اثر شوک تحریم بر شاخص بازار سرمایه ایران. مدیریت دارایی و تامین مالی، ۱۲(۲)، ۱۱۳–۱۲۶. https://doi.org/10.22108/amf.2024.141380.1880

منظور، داوود، و سیدحسین‌زاده یزدی، مجتبی. (۱۴۰۲). بررسی اثرات تحریم‌های نفتی، مالی و بازرگانی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری. فصلنامه اقتصاد دفاع و توسعه پایدار، ۸(۲۸)، ۱۱۷–۱۵۰. https://eghtesad.sndu.ac.ir/article_2574.html

ترکی، لیلا، و مظاهری، باران. (۱۴۰۱). تأثیرات اقتصادی تحریم‌های مالی بر اقتصاد ایران. پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی، ۲۲(۴)، ۶۹–۹۸. https://ecor.modares.ac.ir/article_13535.html

عیسی‌زاده، سعید، محمودوند، رحیم، و میرعالی، فرانک. (۱۴۰۰). اثر تحریم‌های اقتصادی بر GDP سرانه در اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل ترکیبی. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۹(۱۰۰)، ۲۸۹–۳۲۰. https://sid.ir/paper/1517561/fa

ریماز، م.، آذربایجانی، ک.، قبادی، س.، و اسمعیلی پورماسوله، ا. (۱۴۰۲). بررسی آثار شوک تحریم‌ها بر توان رقابت‌پذیری صنایع با تأکید بر شدت صنعتی شدن و کیفیت صادرات: رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR). پژوهش‌های اقتصاد صنعتی، ۷(۲۴)، ۳۷–۶۸. https://doi.org/10.30473/jier.2024.67530.1382

حیدری، حسن و رشیدی، مهسا. (۱۳۹۸). برآورد تاثیر تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت تولیدکننده در بخش‌های عمده اقتصاد ایران. تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۱۰(۳۵)، ۱۶۷–۲۰۰. https://doi.org/10.29252/jemr.9.35.167

حسین‌زاد، ج.، رشیدقلم، م.، و الفی، خ. (۱۳۹۶). تأثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های اصلی دام و طیور. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴۸(۱)، ۱–۸. https://doi.org/10.22059/ijaedr.2017.62004

محمدی، حمید؛ رسولی‌زاده، منیراحمد (۱۳۹۷). اثر سیاستهای ارزی و تجاری بر صادرات محصولات باغی در ایران، فصلنامه سیاستهای راهبردی و کلان، دوره ۶، شماره ۴، ۶۴۴-۶۶۵. http://dx.doi.org/10.32598/JMSP.6.4.644

عرب حلوائی، ا.، فیضی، ک.، و تقوی‌فرد، س. م. ت. (۱۴۰۲). ارائه‌ی مدلی برای منبع‌یابی در زنجیره‌ی تأمین صنعت طیور. علوم مدیریت ایران، ۱۸(۷۰)، ۵۸–۸۹. http://journal.iams.ir/article_401.html

Acemoglu, D., Carvalho, V. M., Ozdaglar, A., & Tahbaz-Salehi, A. (2012). The network origins of aggregate fluctuations. Econometrica, 80(5), 1977–2016. https://doi.org/10.3982/ECTA9623

Amer, Y., Soufali, A., & Zaghwan, A. (2026). A digital twin-based framework for predictive quality assurance and supply chain resilience in the automotive industry. Advanced Engineering Informatics, 69(Part C), Article 103969. https://doi.org/10.1016/j.aei.2025.103969

Auer, R. A., Levchenko, A. A., & Sauré, P. (2017). International inflation spillovers through input linkages (BIS Working Papers No. 623). Bank for International Settlements. https://www.bis.org/publ/work623.htm

Bänsch, K., Busse, J., Meisel, F., Rieck, J., Scholz, S., Volling, T., & Wichmann, M. G. (2021). Energy-aware decision support models in production environments: A systematic literature review. Computers & Industrial Engineering, 159, Article 107456. https://doi.org/10.1016/j.cie.2021.107456

Barrot, J.-N., & Sauvagnat, J. (2016). Input specificity and the propagation of idiosyncratic shocks in production networks. The Quarterly Journal of Economics, 131(3), 1543–1592. https://doi.org/10.1093/qje/qjw018

Bas, T. G. (2025). Globalization vs. Glocalization: Learn Lessons from Two Global Crises, Such as the Russia–Ukraine Conflict and the COVID-19 Pandemic, for the Agro-Food and Agro-Industrial Sector. Agriculture, 15(2), 155. https://doi.org/10.3390/agriculture15020155

Bawakyillenuo, S. (2017). The political economy of renewable energy investment in Ghana. IDS Bulletin, 48(5–6). https://doi.org/10.19088/1968-2017.167

Bendig, D., Brüss, L., Degen, F., & Schäper, T. (2026). Mapping the global battery start-up landscape across the value chain: Implications for market design and industrial policy. Energy Strategy Reviews. https://doi.org/10.1016/j.esr.2026.102202

Berndt, E. R., & Wood, D. O. (1975). Technology, prices, and the derived demand for energy. The Review of Economics and Statistics, 57(3), 259–268. https://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v57y1975i3p259-268.html

Bilgin, N. M. (2025). Inflation diffusion through supply chains. International Economics, 184, Article 100627. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2025.100627

Carvalho, V. M., Nirei, M., Saito, Y. U., & Tahbaz-Salehi, A. (2021). Supply chain disruptions: Evidence from the Great East Japan Earthquake. The Quarterly Journal of Economics, 136(2), 1255–1321. https://doi.org/10.1093/qje/qjaa044

Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., & Lau, L. J. (1973). Transcendental logarithmic production frontiers. The Review of Economics and Statistics, 55(1), 28–45. https://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v55y1973i1p28-45.html

Christopher, M., & Peck, H. (2004). Building the resilient supply chain. The International Journal of Logistics Management, 15(2), 1–14. https://doi.org/10.1108/09574090410700275

Cuba-Borda, P., Queraltó, A., Reyes-Heroles, R., & Scaramucci, M. (2025). Trade costs and inflation dynamics (Working Paper No. 2508). Federal Reserve Bank of Dallas. https://doi.org/10.24149/wp2508r1

Fujimoto, T., & Shiozawa, Y. (2015). Inter and intra company competition in the age of global competition: A micro and macro interpretation of Ricardian trade theory. Evolutionary and Institutional Economics Review, 8(1), 1–37. https://doi.org/10.14441/eier.8.1

Goldberg, P. K., Khandelwal, A. K., Pavcnik, N., & Topalova, P. (2010). Imported intermediate inputs and domestic product growth: Evidence from India. The Quarterly Journal of Economics, 125(4), 1727–1767. https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.4.1727.

Gereffi, G. (2020). What does the COVID-19 pandemic teach us about global value chains? The case of medical supplies. Journal of International Business Policy, 3(3), 287–301. https://doi.org/10.1057/s42214-020-00062-w

Halpern, L., Koren, M., & Szeidl, A. (2015). Imported inputs and productivity. American Economic Review, 105(12), 3660–3703. https://doi.org/10.1257/aer.20150443

Khanna, G., Morales, N., & Pandalai-Nayar, N. (2022). Supply chain resilience: Evidence from Indian firms (NBER Working Paper No. 30689). National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/papers/w30689

Morales, N. (2025). Supply chain resilience and the effects of economic shocks (Economic Brief No. 25-02). Federal Reserve Bank of Richmond. https://www.richmondfed.org/publications/research/economic_brief/2025/eb_25-02.

Ozekicioglu, H., Topuz, H., Kazak, H., Kilic, C., & Akcan, A. T. (2025). Are OECD Countries Converging in Export Diversification? Evidence from PANIC-Fourier Panel Unit Root Test. Sustainability, 17(2), 606. https://doi.org/10.3390/su17020606

Peng, D., Zhang, H., Zhang, Y., Yu, L., Chen, M., Chen, J. M., You, L., Li, P., Liu, J., Zhang, X., Arvor, D., Kuchler, P., Huang, J., Zhang, H., Hao, P., Huang, J., Shi, Z., Wang, F., Song, K., Pei, Z., & Zhang, B. (2026). Global soybean trade dynamics: Drivers, impacts, and sustainability. The Innovation, 7(2), 101124. https://doi.org/10.1016/j.xinn.2025.101124

Roy, V., Schoenherr, T., & Charan, P. (2018). The thematic landscape of literature in sustainable supply chain management (SSCM): A review of the principal facets in SSCM development. International Journal of Operations & Production Management, 38(4), 1091–1124. https://doi.org/10.1108/IJOPM-05-2017-0260

Teece, D. J. (2019). A capability theory of the firm: An economics and (strategic) management perspective. New Zealand Economic Papers, 53(1), 1–43. https://doi.org/10.1080/00779954.2017.1371208

Weber, I. M., Wasner, E., Lang, M., Braun, B., & van ‘t Klooster, J. (2025). Implicit coordination in sellers’ inflation: How cost shocks facilitate price hikes. Structural Change and Economic Dynamics, 74, 690–712. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2025.04.005

Chau, V., Conesa Martinez, M., Kim, T., & Spray, J. A. (2024). Global value chains and inflation dynamics (IMF Working Paper No. 2024/062). International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9798400268847.001

Hagemejer, J., Hałka, A., & Kotłowski, J. (2022). Global value chains and exchange rate pass-through—The role of non-linearities. International Review of Economics & Finance, 82, 461–478. https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.05.009