فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و دوم، شماره ۷۲، زمستان ۱۳۹۳، صفحات ۴۸-۲۳

اثر صادرات بر کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی (رویکرد تابع تولید مرز تصادفی و داده‌های تابلویی پویا)

حسین اصغرپور
دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
asgharpurh@yahoo.com

خلیل جهانگیری
استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه
kh.jahangiri@urmia.ac.ir

حسن عبدی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز
hassanabdi77@yahoo.com

امروزه با توجه به کمیابی عوامل تولید و نیازهای نامحدود بشر می‌بایست بر استفاده بهینه از منابع موجود و دسترسی به نرخ رشدهای بالاتر بهره‌وری و کارایی تأکید بیشتری شود تا از این طریق اهداف توسعه ملی عملی گردد. در این ارتباط یکی از عواملی که سبب افزایش کارایی می‌شود ورود به بازارهای خارجی و رونق صادرات است. در این راستا، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر صادرات بر کارایی ۱۵ زیربخش صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی در سطح کدهای ۴ رقمی طی دوره (۱۳۸۸-۱۳۷۹) است. در این راستا، ابتدا کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به روش تابع تولید مرز تصادفی (SFPF) تخمین زده شد، به طوری‌که متوسط کارایی فنی در سطح زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی طی این دوره ۰/۷۷ می‌باشد، سپس با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا (DPD) به تخمین مدل پرداخته شد و نتایج برآورد نشان می‌دهد که صادرات، واردات فناوری خارجی، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه تأثیر مثبت و معناداری بر کارایی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی اقتصاد ایران دارند.

طبقه‌بندی JEL: *C10, D24, F14*.
واژه‌های کلیدی: *صادرات، کارایی فنی، صنایع شیمیایی و فلزات اساسی، تابع تولید مرز تصادفی، داده‌های تابلویی پویا.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۷** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۷**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۱. مقدمه

امروزه استراتژی رشد مبتنی بر صادرات طرفداران بسیاری یافته است. تجارت خارجی با افزایش تنوع و کیفیت نهادهای واسطه‌ای، انتقال و گسترش دانش، آثار یادگیری در حین عمل و افزایش اندازه بازارها کارایی و رشد اقتصادی را تحریک می‌کنند. به عبارت دیگر، افزایش صادرات و واردات از طریق باز شدن اقتصاد داخلی بر تجارت خارجی منجر به رقابت بیشتر می‌شود و آثار مثبتی بر سطح کارایی و کیفیت و تنوع محصولات آنها می‌گذارد؛ زیرا با گسترش رقابت بنگاه‌های داخلی ترغیب می‌شوند تا با کارایی بیشتری از منابع موجود استفاده کنند و بهره‌وری خود را بهبود می‌بخشند.

کارایی فنی بیانگر این است که یک واحد تصمیم‌گیرنده به چه نحوی از منابع موجود خود در راستای تولید نسبت به بهترین عملکرد ممکن در یک مقطع از زمان استفاده نموده است (پیرس، ۱۹۹۶). به عبارت دیگر، شرط لازم برای کارایی فنی تولید این است که عوامل تولید به‌طور کامل و بهینه مورد استفاده قرار گیرند (عبادی، ۱۳۷۲). مطالعه تولید کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که فعالیت‌های تولیدی وابستگی بسیاری به سطح کارایی فنی دارند و این کشورها در برنامه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت خود به افزایش سطح کارایی فنی توجه بسیاری دارند. به این دلیل تولید این کشورها حتی بدون افزایش نهادهای تولیدی به‌طور مداوم در حال پیشرفت بوده و این پیشرفت‌ها به‌نوبه خود باعث رشد و توسعه اقتصادی می‌گردند. تجربه این کشورها نشان می‌دهد با توجه به کمیابی منابع و عوامل تولید و نیازهای نامحدود مردم این کشورها تکیه بیشتر می‌بایست در جهت استفاده بهینه از منابع موجود و دسترسی به نرخ‌های رشد بالاتر بهره‌وری و کارایی باشد تا از این طریق بتوانند اهداف توسعه کشورشان را عملی نمایند. در مقابل، در کشورهای در حال توسعه مانند ایران مهم‌ترین مسئله کمبود سرمایه و تولید و رشد اقتصادی اندک است و یکی از ریشه‌ها و دلایل عمده چنین وضعیتی پایین بودن سطح کارایی فنی و بهره‌وری در تولید و عدم استفاده بهینه از عوامل تولید است، به طوری‌که این کشورها هر ساله مقادیر بسیاری تکنولوژی خارجی وارد می‌کنند و از سویی دارای منابع خدادادی فراوانی هستند، اما در استفاده بهینه از این منابع کمبودهای بسیاری دارند، بنابراین دستیابی به تولید بیشتر و رشد اقتصادی بالاتر بدون افزایش امکانات فیزیکی و مصرف نهاده‌ها از جمله سرمایه تنها از طریق افزایش کارایی فنی و بهبود عملکرد امکان‌پذیر است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

با توجه به گستردگی و میزان اشتغال‌زایی بالا اهمیت و سهم عمده صادرات محصولات شیمیایی و فلزات اساسی در سبد صادرات کالاهای صنعتی در سطح کشور[۱] و با توجه به وفور نسبی عوامل و نهاده‌های تولیدی همچون منابع طبیعی خدادادی، نیروی کار و ... در کشور و نتایج مطالعات اخیر در زمینه مزیت نسبی در صنایع کشور[۲] می‌توان بیان نمود که صنایع محصولات شیمیایی و فلزات اساسی جزء صنایع مزیت‌دار کشور هستند.

با توجه به اهمیت کارایی فنی در زیربخش‌های محصولات شیمیایی و فلزات اساسی کشور در مطالعه حاضر تلاش می‌شود ابتدا کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی با استفاده از رویکرد تابع تولید مرز تصادفی برآورد گردد، سپس با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا نقش صادرات بر کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی بر حسب طبقه‌بندی بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC)[۳] طی دوره (۱۳۸۸-۱۳۷۹) مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد، به این منظور ادامه مقاله به‌صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم ادبیات تحقیق بررسی شده است و بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق شامل معرفی تابع تولید مرز تصادفی و اندازه‌گیری کارایی فنی در سطح زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی و تصریح الگوی کارایی فنی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی و معرفی رویکرد داده‌های تابلویی پویا اختصاص یافته است و در بخش چهارم تخمین مدل و تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها بررسی می‌شود. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری شده و برخی پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات تحقیق

کارایی در مکاتب اقتصادی جایگاه مهمی دارد و هر یک از مکاتب به گونه‌ای در نظریات خود از این مفهوم استفاده نموده‌اند. در مکتب کلاسیک‌ها و از دیدگاه آدام اسمیت تجارت، بهبود تکنولوژی و آموزش نیروی انسانی که نتیجه تقسیم کار است ۳ عامل تأثیرگذار بر کارایی و بهره‌وری هستند.

---

۱. بر اساس بررسی‌های آماری صورت‌گرفته در این مطالعه مجموع صنایع محصولات شیمیایی و فلزات اساسی طی سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۷۹) تقریباً به‌طور متوسط ۱۴ درصد اشتغال صنعتی کشور و ۷۰ درصد صادرات کالاهای صنعتی کارگاه‌های ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور را به خود اختصاص داده است.

۲. به‌عنوان مثال، می‌توان به مطالعات میرجلیلی (۱۳۸۰)، آرمن و کردزنگنه (۱۳۸۶) و نیکواقبال و ولی‌بیگی (۱۳۸۶) اشاره نمود که در مطالعات خود نشان دادند که کشور در صادرات محصولات شیمیایی و فلزات اساسی از مزیت نسبی برخوردار است.

3. International Standard Industrial Classification

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

ورود به بازارهای صادراتی باعث می‌شود که بنگاه‌ها بیشتر از زمانی‌که تنها برای نیاز داخلی تولید می‌کردند متخصص شوند و با تولید بیشتر متوسط هزینه تولید کاهش می‌یابد. رقابت در صحنه تجارت بین‌الملل انگیزه لازم برای متخصص‌شدن، یادگیری بیشتر و تلاش برای کاهش هزینه را به بنگاه‌ها می‌دهد (گیلیس و همکاران، ۱۳۷۹). بر اساس نظریات مطرح‌شده از سوی ریکاردو، مارکس، روستو، گالبرایت، مکتب نهادگرایی، اقتصاددانان مکتب طرف عرضه و ... برای ارتقای بهره‌وری و کارایی نیازمند ملزومات و مقدماتی مانند تحولات فکری و فرهنگی و انگیزشی هستیم که با فراهم شدن آنها بهبود برخی مؤلفه‌های اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری، تکنولوژی، آموزش و تجارت به ارتقای بهره‌وری، کارایی و رشد اقتصادی می‌انجامد.

اقتصاددانان طرفدار استراتژی توسعه صادرات معتقدند که آزادسازی تجاری نه‌تنها منجر به افزایش سطح تولید می‌گردد، بلکه باعث رشد اقتصادی بالاتر می‌شود. در واقع، تجارت با افزایش تنوع و کیفیت نهاده‌های واسطه‌ای، انتقال و گسترش دانش، افزایش اندازه بازارها کارایی و رشد اقتصادی را تحریک می‌کند. الگوهای مختلفی که در این زمینه توسط نظریه‌پردازان رشد درون‌زا ارائه شد پیش‌بینی می‌کند که آزادسازی تجاری از طریق افزایش رشد بهره‌وری و کارایی آثار مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. در واقع، افزایش صادرات به ارزآوری بالاتر منجر می‌شود و صنایع قادر خواهند بود تا فناوری خود را ارتقا دهند و به‌تبع این امر سطح کارایی خود را بالا ببرند (بالاسا، ۱۹۷۸).

بر اساس مبانی نظری پذیرفته‌شده واضح است که بازارهای صادراتی کاملاً رقابتی نیستند؛ بلکه رقابتی‌تر از بازارهای داخلی عمل می‌کنند، بنابراین انتظار می‌رود که بنگاه‌های صادراتی کاراتر از رقیبان داخلی باشند. دو دیدگاه در زمینه ادبیات نظری صادرات و کارایی مطرح است که عبارتند از مکانیزیم خود انتخابی[1] و مکانیزیم تدریجی[2].

در بازارهای صادراتی هزینه‌های ورود[3] به بازار بالا نوسان‌های قیمتی غیرمنتظره و نااطمینانی در تقاضا برای کالای صادراتی بالاتر است، بنابراین بنگاه‌های صادراتی نیاز دارند که سطح بالایی از کارایی را حفظ نمایند و برای ارتقای کارایی تلاش نمایند. وجود هزینه‌های ورود به بازارهای صادراتی به‌عنوان مکانیزیم انتخابی عمل می‌کند، به طوری‌که بیشتر بنگاه‌های ناکارا از بازار کالاهای صادراتی خارج می‌شوند (دیکسیت، ۱۹۸۸). مدل‌های انتخابی توضیح می‌دهند که بنگاه‌های کارا در بازار کسب‌وکار ماندگار و بنگاه‌های غیرکارا با علم به ناکارای خود تصمیم می‌گیرند که آیا بازار را ترک نمایند

1. Self-Selection Mechanism
2. Evolutionary Mechanism
3. Sunk Entry Costs

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

یا در بازار بمانند (جوانویس، ۱۹۸۲ و هاپنیان، ۱۹۹۲)، بنابراین مدل‌های انتخابی ادعا می‌کنند که بنگاه‌های صادرکننده کالاهای ساخت داخل کاراترند و همواره برای حفظ و ارتقای سطح کارایی خود تلاش می‌کنند.

مدل‌های تدریجی یا تکاملی بیان می‌کنند که صادرات همراه با یادگیری است، به طوری‌که فعالیت صادراتی سطح معلومات و آگاهی در بنگاه را افزایش می‌دهد (لیندو و کاتسیکس، ۱۹۹۶). یادگیری زمانی به‌وجود می‌آید که مشتریان خارجی پیشنهاداتی در زمینه تکنولوژی تولید، اطلاعات بازار، کنترل کیفیت و غیره به بنگاه‌های صادراتی ارائه دهند یا با مشاهده عکس‌العمل بنگاه تولیدی از فعالیت خود یا با بحث‌های غیررسمی از طریق ارتباط با دنیایی خارج حاصل می‌شود. وجود رقابت‌پذیری بین‌المللی می‌تواند از طریق صادرات منجر به افزایش کارایی و بهره‌وری بیشتر شود. بنگاهایی که در بازارهای خارجی فعالیت دارند همواره سعی دارند از طریق بازدهی نسبت به مقیاس و کاهش ناکارایی فنی هزینه‌های تولید را پایین بیاورند (وب و فاکلر، ۱۹۹۳).

از آنجا که بنگاه‌های صادراتی در معرض رقابت بین‌المللی قرار دارند برای ماندگاری در فضای رقابتی نیاز دارند از منابع موجود خود به‌صورت بهینه و کارا استفاده نمایند، برای این منظور مرتب در پی دانش و تجربه جدید در زمینه روش‌های جدید تولید، طرح‌های جدید تولید و غیره هستند. به عبارت دیگر، رابطه مثبت بین بهره‌وری و صادرات به سادگی بیان می‌کند که صادرکنندگان موفق پیش از اینکه وارد بازار صادراتی شوند نسبت به دیگر رقبا سطح کارایی بالاتری داشتند و این کارایی بالاتر منجر به ماندگاری آنها در محیط رقابتی خارجی می‌شود (آو، چانگ و رابرتس، ۲۰۰۰ و کلریدس، لاچ و تایبوت، ۱۹۹۸).

مطالعات بسیاری مبنی بر اینکه استراتژی صادرات منجر به افزایش کارایی (بهره‌وری) در سطح داده‌های خرد بنگاه‌های تولیدی می‌شود انجام گرفته است و این نتیجه به‌دست آمده است که صادرات و کارایی دارای رابطه مثبت و معناداری هستند. در پاسخ به افزایش صادرات منابع به‌سوی افزایش بهره‌وری در بنگاه تخصیص می‌یابند و به‌تبع آن صادرات افزایش می‌یابد و برعکس (میلیتز، ۲۰۰۳ و گیرونی و میلیتز، ۲۰۰۵). ورود به بازارهای صادراتی منجر به بهبود عملکرد و ارتقای بهره‌وری در بخش تولید بنگاه می‌شود، به طوری‌که بنگاه با یادگیری از مصرف‌کنندگان بین‌المللی و با دستیابی به بازارهای بزرگتر به منافع حاصل از نوآوری و فناوری برتر خارجی دست می‌یابد و ادامه این روند به افزایش کارایی و بهره‌وری در سطح بنگاه منجر می‌گردد (بلوم و همکاران، ۲۰۱۲ و واگنر، ۲۰۱۲). به عبارت دیگر، فعالیت صادراتی بنگاه به‌واسطه بازدهی نسبت به مقیاس و مکانیزیم یادگیری از طریق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

واردات فناوری و دانش سرریز خارجی می‌تواند منجر به افزایش کارایی و بهره‌وری شده و در نهایت رشد و توسعه اقتصادی را به‌همراه آورد (اسیلونت، ۲۰۰۶).

در مطالعات تجربی رابطه بین کارایی و صادرات بیشتر از طریق مدل‌های انتخابی توضیح داده شده است، به طوری‌که در زمینه تأثیر صادرات و دیگر عوامل تأثیرگذار بر کارایی در داخل و خارج از کشور مطالعات مشابهی صورت گرفته است که در ادامه به اختصار مرور می‌شود.

کلریدیس و همکاران (۱۹۹۸) با استفاده از اطلاعات بنگاه‌های ۳ کشور کلمبیا، مکزیک و مغرب به بررسی رابطه بین بهره‌وری و صادرات پرداختند. آنها نتیجه گرفتند که بین بهره‌وری (کارایی) و صادرات رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

گرنر (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های بخش صنعت کشور شیلی به بررسی رابطه بین کارایی و صادرات پرداخت و نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین تغییرات کارایی فنی یا کارایی مقیاس و تغییرات صادرات رابطه معناداری وجود ندارد.

گرنر و آیزکسون (۲۰۰۲) ارتباط بین صادرات و کارایی را در سطح بنگاه‌های کشور کینیا بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد بنگاه‌های صادرکننده بسیار کاراتر از غیرصادرکنندگان هستند و بنگاه‌های نسبتاً کارا از طریق مکانیزیم انتخابی وارد بازار صادراتی می‌شوند. دیگر نتیجه مهم مطالعه نشان داد که بنگاه‌های صادرتی که در بازارهای خارج آفریقا فعالیت دارند کاراتر از دیگر رقیبان خود بودند.

میلیتز (۲۰۰۳) در مطالعه خود نشان داد بنگاه‌های کاراتر سود و سهم زیادی از بازارهای صادراتی را به‌دست می‌آورند، در حالی‌که بنگاه‌های کمتر کارا سود و سهم کمی از بازارهای صادراتی دارند، بنابراین مجبورند با گذشت زمان بازار صادراتی را ترک کنند. نتایج مطالعه وی طبق مدل‌های انتخابی به توضیح رابطه بین کارایی و صادرات پرداخته است.

والوجادی (۲۰۰۴) عوامل تعیین‌کننده کارایی با تأکید بر صادرات و عمر بنگاه‌های پوشاک جاکارتا در اندونزی را بررسی نمود. در این مطالعه ابتدا سطح کارایی بنگاه‌های پوشاک ارزیابی و عوامل تعیین‌کننده کارایی بنگاه‌ها بررسی شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که واردات مواد خام مورد نیاز بنگاه، صادرات بنگاه، عمر بنگاه، سرمایه بنگاه، ورود تکنولوژی و سرمایه‌های خارجی به بنگاه اصلاحات اقتصادی و سیاست‌های مفید دولت در خصوص سرمایه‌گذاری خارجی دارای اثر مؤثر بر کارایی و عملکرد بنگاه‌های پوشاک جاکارتا هستند.

سیلونته (۲۰۰۶) در مطالعه خود به بررسی اثر صادرات بر کارایی در سطح بنگاه‌های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی کشور انگلستان طی دوره (۲۰۰۲-۱۹۹۵) پرداخت. نتایج تحلیل‌های پارامتری و غیرپارامتری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

بیان می‌دارد که در بلندمدت بنگاه‌های صادراتی کاراتر از بنگاه‌های غیرصادراتی هستند، اما این نتایج در کوتاه‌مدت معنادار نبودند، همچنین نتایج نشان می‌داد که یادگیری به‌واسطه فعالیت صادراتی در این صنعت موجب افزایش کارایی و حضور بیشتر در بازارهای صادراتی می‌شود.

چوو و کالی‌راجان (۲۰۱۰) اثر آزاد سازی تجاری بر کارایی فنی بخش صنایع کارخانه‌ای کشور ویتنام را به روش داده‌های تابلویی طی دوره (۲۰۰۳-۲۰۰۰) بررسی نمودند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری از طریق افزایش اشتغال نیروی کار ماهر (سرمایه انسانی) منجر به افزایش سطح عملکرد (کارایی فنی) بنگاه‌های ویتنام می‌شود.

موک و همکاران (۲۰۱۰) اثر صادرات بر کارایی بنگاه‌های پوشاک چین را بررسی نمودند. آنها ابتدا به روش تحلیل پوششی داده‌ها کارایی فنی را برآورد و در قالب رگرسیون اثر صادرات بر کارایی را بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که صادرات منجر به بهبود کارایی فنی در بنگاه‌های پوشاک چین می‌شود.

لوکر (۲۰۱۱) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های صنایع (در سطح بنگاه) بلژیک طی دوره (۲۰۰۲-۱۹۹۴) نشان داد حذف سهمیه وارداتی به‌عنوان سیاستی برای آزادسازی تجاری می‌تواند موجب بهبود عملکرد بهره‌وری فیزیکی صنایع تا میزان ۲ درصد شود.

هو و لیو (۲۰۱۴) در مطالعه خود به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر بهره‌وری صنایع چین طی دوره (۲۰۰۶-۲۰۰۰) پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از آن بود که طی دوره مورد بررسی آزادسازی تجاری پس از پیوستن چین به WTO موجب افزایش ۰/۹۴ درصدی در بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای چین شده است.

میترا و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی اثر صادرات، واردات، R&D و زیرساخت‌ها بر عملکرد بهره‌وری صنایع هند در دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۴) پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که زیرساخت‌ها نقش کلیدی در عملکرد بهره‌وری صنایع هند داشتند، همچنین انتقال دانش که از طریق صادرات و واردات انجام می‌گیرد موجب افزایش بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای هند می‌شود.

طیبی و همکاران (۱۳۸۷) تأثیر صادرات صنعتی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۸۰) را بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اثر ترکیبی صادرات صنعتی و سرمایه انسانی تأثیر کاملاً مثبت و معناداری بر بهره‌وری تولید این کشورها دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. تابع تولید مرز تصادفی و اندازه‌گیری کارایی فنی

پس از سال ۱۹۵۷ (پس از انتشار مقاله معروف سولو در خصوص رشد اقتصادی) موضوع کارایی میان اقتصاددانان به‌طور جدی مورد بحث و بررسی قرار گرفت و بنیاد روش‌های جدیدی برای مطالعه بهره‌وری و کارایی در سطح خرد در عمل پایه‌ریزی گردید.

تلاش‌های اولیه در خصوص بررسی مفهوم کارایی و اندازه‌گیری آن از دهه ۵۰ میلادی و با کار کوپمنز (۱۹۵۱) و دبرئو (۱۹۵۱) آغاز گردید و هر دو صرفاً کارایی فنی را مورد مطالعه قرار دادند. در پی مطالعه کوپمنز، دبرئو و فارل (۱۹۵۷) با ارائه روشی مبتنی بر حداقل نمودن نهاده‌های تولیدی و با به‌کارگیری منحنی‌های تولید یکسان نخستین کسانی بود که به‌طور تجربی به اندازه‌گیری کارایی پرداختند. آنها برای نخستین بار با انتشار مقاله‌ای تحت عنوان "اندازه‌گیری کارایی تولید" نظریات خود را در خصوص اندازه‌گیری کارایی با الهام از کارهای انجام‌شده توسط دبرئو و کوپمنز ارائه نمودند و در قالب یک کار تجربی مسائل مربوط به اندازه‌گیری کارایی را در بخش کشاورزی کشور آمریکا برای مجموعه‌ای از واحدهای تولیدی مشاهده‌شده مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دادند.

پس از ارائه چارچوب نظری اندازه‌گیری کارایی از سوی فارل، آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷) در مقاله خود تحت عنوان "تدوین و برآورد مدل‌های تابع تولید مرزی تصادفی" به اندازه‌گیری عملی کارایی برحسب تعریف فارل و با استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی پرداختند. انگیزه ایجاد این مدل از سوی آنان از این ایده نشأت گرفته بود که انحرافات از تولید مرزی ممکن است تحت کنترل واحدهای تصمیم‌ساز (بنگاه‌های تولیدی) نباشند و می‌بایست آثارشان نیز تخمین زده شود. در واقع، آنها با معرفی جمله خطای ترکیبی در مدل‌های پارامتری (که یک جزء آن بیانگر عدم کارایی و جزء دیگر آن شامل اختلال‌های تصادفی در مدل می‌باشند) امکان انجام استنتاجات آماری گسترده‌ای در خصوص تخمین کارایی و نیز تجزیه‌وتحلیل موشکافانه‌تری از توابع مرزی را فراهم آوردند.

از سوی دیگر چارنز، کوپر و رودز (۱۹۷۸) ایده جدیدی در خصوص اندازه‌گیری کارایی و روش ناپارامتری (برنامه‌ریزی خطی) مطرح نمودند. آنها با جامعیت بخشیدن به روش فارل به گونه‌ای‌که خصوصیت فرایند تولید با چند عامل تولیدی و چند ستانده‌ای را نیز در برگیرد روش تحلیل پوششی داده‌ها را که مبتنی بر تکنیک‌های برنامه‌ریزی ریاضی است به این ادبیات اقتصادی اضافه نمودند. مقاله‌ای که توسط آنها تحت عنوان "اندازه‌گیری کارایی واحدهای تصمیم‌ساز" نگاشته شده است همراه با مقاله آیگنر، لاول و اشمیت که به‌عنوان ۲ مقاله اصلی و پایه شناخته شده‌اند و ارائه‌کننده ۲ سبک اصیل و کلاسیک (ناپارامتری و پارامتری) در زمینه روش‌های اندازه‌گیری کارایی هستند و مدل‌های مطرح‌شده در بسیاری از مقالات بعدی عموماً

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مبتنی بر یکی از دو سبک ارائه‌شده در ۲ مقاله مذکور بوده است که در ادامه مدل تابع تولید مرز تصادفی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} & y_i = f(X_i;\beta).\exp(v_i - u_i) \\ & v_i \approx N(0,\sigma_v^2),\ (-\infty \prec v_i \prec \infty) \\ & u_i \,^3 0 \end{aligned} \qquad (۱)$$

که در آن، y_i: تولید بنگاه iام، X_i: بردار k ستونی نهاده‌های بنگاه iام و β: بردار پارامترهای ناشناخته است. انحراف نقاط مشاهده‌شده از تابع تولید مرزی به ۲ بخش u و v بستگی دارد که از لحاظ ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند. u_i میزان ناکارایی فنی یا انحراف از مرز تولید است و بنا به تعریف کارایی می‌بایست غیرمنفی و دارای توزیع یک طرفه باشد و مستقل از جزء سایر اخلال‌ها (v_i) و متغیرهای توضیحی در مدل است، در نتیجه $y_i = (X_i;\beta).\exp(v_i)$ مرز تولید تصادفی را نشان می‌دهد که در آن متغیر v_i جمله اختلال معمولی بوده و توضیح‌دهنده عواملی چون شوک‌های تأثیرگذار بیرونی و خارج از کنترل واحد تولیدی، خطاهای اندازه‌گیری یا تأثیر متغیرهای غیرضروری کنار گذاشته‌شده از مدل است. فرض بر این است که جزء اختلال v_i دارای توزیع مستقل دو طرفه با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت σ_v^2 است.

با تخمین مدل (۱) می‌توان میزان کارایی فنی را بر حسب تعریف آن به‌صورت زیر برآورد نمود:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(X_i;\beta)\exp(v_i)} = \exp(-u_i) \qquad (۲)$$

انتخاب نوع توزیع برای متغیر u_i از لحاظ روش تخمین مدل مهم می‌باشد. انتقاد عمومی به روش مرزی تصادفی این است که از ابتدا نمی‌توان هیچ فرض مشخصی را در خصوص شکل توزیعی متغیر عدم کارایی فنی داشت. در این رابطه با توجه به یک طرفه بودن جزء عدم کارایی توزیع‌های مختلفی برای آن فرض شده است که متداول‌ترین این فروض عبارتند از فرض توزیع نیمه‌نرمال، فرض توزیع برش داده شده یا منقطع در نقطه صفر و فرض توزیع‌نمایی. بر اساس این فروض نیز مدل‌های مختلفی در چارچوب روش تابع مرزی تصادفی تدوین شده است. نکته شایان توجه در خصوص روش تابع مرزی این است که جزء u_i به‌صورت مستقیم قابل مشاهده نبوده و به این دلیل نیز در مدل‌های اولیه تفکیک جزء عدم کارایی u_i و جزء اختلال معمولی v_i در جمله خطای ترکیبی دور از انتظار بود،

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

بنابراین در تکنیک‌های تخمین اولیه صرفاً جمله ترکیبی برآورد می‌گردد و آنچه از تخمین مدل به‌دست می‌آید برآوردی از متوسط میزان کارایی تمام بنگاه‌های مورد بررسی بود.

به هر حال برای اندازه‌گیری میزان عدم کارایی هر یک از بنگاه‌ها می‌بایست دو جزء عدم کارایی و جمله اختلال معمولی از یکدیگر جدا شوند. منطق اقتصادی تفکیک این دو جزء در مدل این است که این دو جمله قابل تفکیک و دارای خواص متفاوتی هستند. بر این اساس، یک راه‌حل ابتکاری برای انجام این عمل از سوی ژاندراو، لول و اشمیت (۱۹۸۲) ارائه گردید. آنها یک فرمول صریح برای ارزش مورد انتظار شرطی جزء u_i به شرط مشاهده جمله اختلال ترکیبی را در دو حالت فرض توزیع نیمه نرمال و توزیع نمایی برای جزء عدم کارایی به‌صورت زیر پیشنهاد دادند (جاندرو و همکاران، ۱۹۸۲). با فرض توزیع نرمال:

$$u_i = |u_i|, u_i \approx N(0, \sigma_u^{2})$$

$$E(u_i \,|\, \varepsilon_i = v_i - u_i) = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)}\left[\frac{\varphi(\varepsilon_i\lambda/\sigma)}{\Phi(-\varepsilon_i\lambda/\sigma)} - \frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right] \qquad (۳)$$

که در آن، $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ است و σ نیز از رابطه $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ حاصل می‌شود. φ یک تابع چگالی با توزیع نرمال استاندارد و Φ نیز یک تابع چگالی انباشت شده می‌باشد. با فرض توزیع نمایی:

$$f(u_i) = \theta\exp(-\theta u_i)$$

$$E(u_i \,|\, \varepsilon_i = v_i - u_i) = (\varepsilon_i - \theta\sigma_v^{2}) + \frac{\sigma_v\,\varphi((\varepsilon_i - \theta\sigma_v^{2})/\sigma_v)}{\Phi((\varepsilon_i - \theta\sigma_v^{2})/\sigma_v)} \qquad (۴)$$

که در آن، $\theta = 1/\sigma_u$ است. با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (ML) و تخمین σ، λ و ε_i از روابط فوق بر حسب فرض موردنظر در خصوص نوع توزیع u_i و تخمین پارامترهای مدل (۱) می‌توان برآوردها را برای v_i و u_i به‌دست آورد. در نهایت، میزان کارایی فنی (شرطی) هر یک از واحدهای مورد بررسی برابر خواهد شد با:

$$TE_i = \exp(-E(u_i \,|\, \varepsilon_i)) \qquad (۵)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

با توجه به منفی نبودن مقدار u_i از رابطه فوق می‌توان دریافت که دامنه تغییرات میزان کارایی فنی یک بنگاه مقداری بین صفر و یک خواهد بود ($u_i \geq 0 \rightarrow 0 \leq TE_i \leq 1$). مرز تصادفی هم با فرم تابع کاب-داگلاس و هم با فرم ترانسلوگ سازگار است. برای انتخاب تصریح مناسب از بین دو فرم تبعی مذکور از آزمون نسبت راستنمایی (LR test) با توزیع کای دو و درجه آزادی برابر تعداد محدودیت‌های مدل مقید برای آزمون استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون به مناسب بودن فرم تبعی کاب-داگلاس اشاره دارد (دشتی و همکاران، ۱۳۹۰). شکل توابع کاب-داگلاس و ترانسلوگ به‌صورت زیر است.

(۶) فرم تبعی کاب-داگلاس

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{2} \beta_j x_{jit} + \beta_t t + v_{it} - u_{it}$$

(۷) فرم تبعی ترانسلوگ

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{2} \beta_j x_{jit} + \beta_t t + \sum_{j=1}^{2} \sum_{h=1}^{2} \beta_{jh} x_{jit} x_{hit} + \beta_{tt} t^2 + \sum_{j=1}^{2} \beta_{jt} x_{jit} t + v_{it} - u_{it}$$

که در آن، j و h نهاده‌های سرمایه و کار[1] هستند. آزمون نسبت راستنمایی جهت انتخاب فرم تبعی مناسب به‌صورت زیر است:

$$LR = -2\ln\lambda = -2(\log H_0 - \log H_1) \qquad (۸)$$

$\log H_0$ مربوط به فرضیه صفر (مقدار راستنمایی تابع کاب- داگلاس) و $\log H_1$ (مقدار راستنمایی تابع ترانسلوگ) است. اگر مقدار محاسبه‌شده بیش از مقدار بحرانی جدول χ^2 باشد تابع ترانسلوگ انتخاب می‌شود. مقدار آماره آزمون LR برای انتخاب فرم تبعی مناسب برای تابع مرز تصادفی تولید برابر ۴۶/۲۸[2] به‌دست آمد که حاکی از رد فرضیه صفر بوده است، بنابراین فرم تبعی ترانسلوگ برای برآورد تابع مرز تصادفی استفاده شده است.

۱. موجودی سرمایه زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و تعداد شاغلان که اطلاعات آن از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

۲. آزمون حداکثر راستنمایی در سطح معناداری ۵ درصد مقدار بیشتری از χ^2 جدول دارد ($\chi^2_{(5,.05)} = 11.08$)، بنابراین فرضیه صفر فرم تبعی کاب-داگلاس به‌نفع فرضیه رقیب استفاده از فرم ترانسلوگ رد می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

در مرحله بعد به بررسی این موضوع می‌پردازیم که آیا لازم است آثار عدم کارایی در مدل لحاظ شود یا خیر؟ به عبارت دیگر، اگر آثار عدم کارایی قابل ملاحظه نباشد درآن صورت نیازی به برآورد مدل مرز تصادفی نخواهد بود، چراکه بنگاه‌ها تقریباً در مرز کارایی فنی خود قرر دارند. نتایج برآورد واریانس عدم کارایی ($\sigma^2 u$) در تشریح کل واریانس ستاده ($\sigma^2\varepsilon = \sigma^2 v + \sigma^2 u$) با نسبت $\gamma = \frac{\sigma^2 u}{\sigma^2 \varepsilon} = \frac{\sigma^2 u}{\sigma^2 u + \sigma^2 v}$ نشان داده می‌شود (موسایی و همکاران، ۱۳۸۹)[۱]. فرضیه صفر در این آزمون اشاره به این دارد که آثار سیستماتیک و تصادفی عدم کارایی فنی برابر صفر است (γ مساوی صفر). هر چه مقدار گاما به یک نزدیکتر باشد احتمال انتخاب مدل مرز تصادفی نیز بیشتر خواهد بود. مقدار آماره آزمون γ برابر ۰/۹۰ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر رد و مدل مرز تصادفی تولید انتخاب می‌گردد.

جدول (۱) جایگاه ۱۵ زیرگروه صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی را در سطح کدهای ۴ رقمی نشان می‌دهد. میزان کارایی فنی هر یک از زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به روش مدل مرز تصادفی تولید محاسبه شده است که مقداری بین عدد صفر و یک هستند. بر اساس این جدول متوسط کارایی صنعت محصولات شیمیایی و فلزات اساسی طی سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۷۹) ۰/۷۷ است و طی دوره مورد بررسی زیرگروه‌های تولید محصولات اساسی مسی، تولید محصولات گرانبها و سایر محصولات اساسی، تولید کود شیمیای و ترکیبات ازت، تولید مواد شیمیایی اساسی بجز کود و ترکیبات ازت و تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه به‌طور متوسط دارای بیشترین کارایی به‌ترتیب ۰/۸۲، ۰/۸۰، ۰/۷۹، ۰/۷۹ و ۰/۷۹ هستند.

۱. $\sigma^2 u$ بیانگر انحراف در میزان ناکارایی و $\sigma^2 v$ بیانگر تغییرات در جزء اختلال به‌دلیل عوامل تصادفی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۱. نتایج برآورد کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به روش مدل مرز تصادفی تولید

کد فعالیت	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	متوسط دوره
۲۴۱۱	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۷۹
۲۴۱۲	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۷۹
۲۴۱۳	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۷۹
۲۴۲۱	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۷۸
۲۴۲۲	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۵
۲۴۲۳	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۷	/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۷
۲۴۲۴	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۵
۲۴۲۹	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۴
۲۴۳۰	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۷
۲۷۱۰	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۷۶
۲۷۲۱	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۲	۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۸۲
۲۷۲۲	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۵
۲۷۲۳	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۰
۲۷۳۱	۰/۷۰	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۳
۲۷۳۲	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۴
متوسط دو صنعت	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۸	۰/۷۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

۳-۲. تصریح مدل اقتصادسنجی تحقیق

در مکتب کلاسیک‌ها و در دیدگاه آدام اسمیت تجارت، بهبود تکنولوژی و آموزش نیروی انسانی که نتیجه تقسیم کار است ۳ عامل تأثیرگذار بر کارایی فنی و بهره‌وری هستند. بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌گرفته در زمینه عوامل تعیین‌کننده کارایی عوامل اساسی تعیین‌کننده سطح کارایی را می‌توان به تجارت خارجی بنگاه، سرمایه‌گذاری در آموزش نیروی انسانی (کیفیت نیروی کار بنگاه)، اندازه بنگاه، عمر بنگاه، نوع مالکیت بنگاه، سرمایه‌گذاری خارجی در بنگاه، تکنولوژی و سرمایه فیزیکی بنگاه و رقابت‌پذیری بنگاه تقسیم‌بندی نمود. بر این اساس و با توجه به مطالعات تجربی صورت‌گرفته در این زمینه به‌ویژه والوجادی (۲۰۰۴)، سیلونته (۲۰۰۶) و طیبی و همکاران (۱۳۸۷) مدل مورد استفاده در این مطالعه به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

$$EF = f(EX, ITECH, HUM, SIZ) \quad (۹)$$

EF: شاخص کارایی فنی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بالاتر که در بخش ۳-۱ (جدول ۱) برآورد شد که اطلاعات آن از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران و نتایج تحقیق جمع‌آوری شده است، EX: نشان‌دهنده ارزش صادرات محصولات شیمیایی و فلزات اساسی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر به میلیون ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ که اطلاعات آن از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است، ITECH: واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به‌عنوان شاخص واردات فناوری خارجی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ که اطلاعات آن از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. فناوری دانش نظری یا فن به‌کارگیری تجربی علم در جهت اهداف اقتصادی است (غنی‌نژاد، ۱۳۸۹) و در مفهوم عام دانش فنی افزایش تولید است که در ماشین متبلور می‌شود (ابونوری، ۱۳۸۱). به مجموع واردات کالاهای سرمایه‌ای[1] و واسطه‌ای[2] واردات فناوری اطلاق می‌شود (حسن، ۲۰۰۲ و هال و سکوبی، ۲۰۰۶). تحقیق و توسعه در کشورهای صنعتی همواره مورد توجه بوده و اهمیت آن پیوسته در حال فزونی است. با این وجود بنگاه‌های صنعتی کشورهای در حال توسعه قادر به سرمایه‌گذاری بیشتر در تحقیق و توسعه نیستند، بنابراین در مراحل اولیه توسعه علاوه بر تحقیق و توسعه داخلی واردات فناوری خارجی نیز می‌تواند یکی از عوامل تعیین‌کننده سطح کارایی فنی باشد و انتظار می‌رود که دارای اثر مثبتی بر کارایی فنی باشد. ارتقای تکنولوژی در زیربخش‌های صنعتی بهره‌وری بنگاه را افزایش یا هزینه تولید را کاهش و ساختار تولید را بهبود و توسعه می‌بخشد و از این طریق منجر به بهبود کارایی در زیربخش‌های صنعتی می‌گردد (بوستوس، ۲۰۱۱ و آتکسون و بورستین، ۲۰۱۰).

HUM: شاخص سرمایه انسانی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر است که اطلاعات آن از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. سرمایه انسانی دارای دو بعد جسمی و فکری است. بعد جسمی با سرمایه‌گذاری در تغذیه، بهداشت و درمان و ورزش ایجاد و بعد فکری در اثر نهادینه شدن دانش (به‌وسیله آموزش و

۱. منظور ارزش اموال سرمایه‌ای است که به‌صورت نو یا مستعمل از خارجیان خریداری می‌شود (مرکز آمار ایران).

۲. عبارتست از مواد خام یا کالاهای نیمه‌ساخته‌ای که به‌منظور به‌کارگیری در عملیات تولید کالا (تکمیل، تغییر شکل و مونتاژ) از خارج کشور وارد می‌شوند (مرکز آمار ایران).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

یادگیری تجربی) در انسان حاصل می‌شود (اصغرپور و عبدی، ۱۳۹۳). اشتغال نیروی کار دارای تحصیلات عالی به‌معنای استخدام نیروی کار با تخصص و با کیفیت بالاتر و به عبارت دیگر به‌معنای به‌کارگیری سرمایه انسانی می‌باشد (سوری و مهرگان، ۱۳۸۶). در این مطالعه سرمایه انسانی به‌طور خلاصه دانش نهادینه‌شده (به‌وسیله آموزش عالی) در انسان تعریف می‌شود و به‌منظور یافتن شاخص سرمایه انسانی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی کشور آن دسته از شاغلان فنی که از سطح تحصیلات عالی حداقل فوق دیپلم در بخش‌های تولیدی برخوردار بوده و بالقوه عامل تغییر و نوآوری می‌باشند مورد توجه قرار می‌گیرند. بین شاغلان تولیدی با سطح تحصیلات عالی شاغلان فنی به‌دلیل داشتن تخصص و ارتباط تنگاتنگ تولید با رشته تخصصی این افراد از درجه اهمیت بیشتری برخوردارند و انتظار می‌رود که افزایش سهم این گروه از شاغلان تولیدی بتواند منجر به افزایش بهره‌وری و کارایی فنی گردد.

SIZ: نشان‌دهنده شاخص اندازه بنگاه در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر است که در این تحقیق از تعداد نیروی کار موجود در هر زیربخش به‌عنوان شاخص اندازه بنگاه استفاده شده است که اطلاعات آن از پایگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. طبق مبانی نظری موضوع بنگاه‌های بزرگتر کاراتر از بنگاه‌های کوچکترند، به طوری‌که با بزرگتر شدن مقیاس بنگاه هزینه بنگاه کاهش و کارایی فنی در بنگاه بهبود می‌یابد (جوانویس، ۱۹۸۲).

در این مطالعه به‌منظور ارزیابی تأثیر صادرات بر کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی مدل اقتصادسنجی زیر به‌منظور تخمین مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\ln EF_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln EX_{it} + \beta_2 \ln ITECH_{it} + \beta_3 \ln HUM_{it} + \beta_4 \ln SIZ_{it} + U_{it} \qquad (۱۰)$$

که در آن، ln عملگر لگاریتم طبیعی و اندیس‌های i و t به‌ترتیب بیانگر زیرگروه صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی و سال می‌باشند. برای تخمین مدل مذکور از تکنیک داده‌های تابلویی پویا استفاده شده است که در این بخش به‌صورت اجمالی به معرفی این روش پرداخته می‌شود.

روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)[1] یکی از روش‌های برآورد مدل در رویکرد داده‌های تابلویی پویا است که آثار تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد و نسبت به دیگر روش‌های برآورد ارجحیت دارد (سیائو، ۲۰۰۳). روش GMM داده‌های تابلویی هنگامی به‌کار برده می‌شود که تعداد

1. Generalized Method of Moments

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مقاطع بیشتر از دوره زمانی باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵). یکی از روش‌های تخمین داده‌های تابلویی پویا استفاده از روش آرلانو و باند (۱۹۹۱) است. در استفاده از این روش متغیر وابسته با وقفه‌های مشخص به‌منظور در نظر گرفتن آثار پویا وارد مدل می‌شود. علاوه بر این، ممکن است متغیرهای توضیحی با جملات اختلال دارای همبستگی باشند که برای این منظور آرلانو و باند دو روش را پیشنهاد می‌کنند. یکی از این روش‌ها استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها بوده و روش دیگر استفاده از رویکرد انحرافات متعامد[1] می‌باشد. در این مطالعه روش تفاضل مرتبه اول برای از بین بردن آثار ثابت مورد استفاده قرار گرفته و از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته به‌عنوان متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. در این حالت با گرفتن تفاضل مرتبه اول از طرفین معادله (۲) خواهیم داشت:

$$LEF_{i,t} - LEF_{i,t-1} = \beta_1(LEX_{i,t} - LEX_{i,t-1}) + \beta_2(LITECH_{i,t} - LITECH_{i,t-1}) + \beta_3(LHUM_{i,t} - LHUM_{i,t-1}) + \beta_4(LSIZ_{it} - LSIZ_{i,t-1}) + (U_{i,t} - U_{i,t-1}) \quad (11)$$

با انتقال مقدار وقفه‌دار متغیر وابسته (کارایی) به‌سمت راست داریم:

$$LEF_{i,t} = \beta_1(LEX_{i,t} - LEX_{i,t-1}) + \beta_2(LITECH_{i,t} - LITECH_{i,t-1}) + \beta_3(LHUM_{i,t} - LHUM_{i,t-1}) + \beta_4(LSIZ_{it} - LSIZ_{i,t-1}) + (U_{i,t} - U_{i,t-1}) + LEF_{i,t-1} \quad (12)$$

در معادله فوق فرض می‌شود $E(U_{i,t}, U_{i,t-1}) = 0$ برقرار بوده و $E(X, U_{i,t}) = 0$ می‌باشد که در آن بردار X بردار متغیرهای توضیحی مدل مذکور است، به این معنا که کواریانس بین جملات اختلال در دو دوره متوالی صفر بوده و کواریانس متغیرهای توضیحی با جملات اختلال نیز صفر است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱). در این روش از ماتریس متغیرهای ابزاری برای ایجاد تخمین‌زننده‌های سازگار استفاده شده است و آماره آزمون سارگان برای تعیین مشخص بودن معادله مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون اگر فرض صفر رد نشود بیانگر این است که متغیرهای ابزاری تعریف‌شده در مدل معتبر بوده[2] و مدل نیاز به به تعریف متغیرهای ابزاری بیشتر ندارد، بنابراین می‌بایست از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته به‌عنوان متغیرهای ابزاری برای رفع همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال استفاده نمود. آزمون سارگان (۱۹۵۸) به‌صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 بوده که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Orthogonal Deviation

۲. منظور از معتبر بودن متغیرهای ابزاری این است که متغیرهای ابزاری تعریف‌شده می‌بایست دارای همبستگی بالایی با متغیر وقفه‌دار مرتبه اول متغیر وابسته باشد، اما دارای همبستگی با جملات اختلال نباشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

$$S = \hat{\varepsilon}' z \left(\sum_{i=1} z_i' H_i z_i \right)^{-1} z' \hat{\varepsilon} \qquad (۱۳)$$

که در آن، $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\delta}$ است، $\hat{\delta}$: ماتریس $k \times 1$ از ضرایب برآورد شده، z: ماتریس متغیرهای ابزاری و H: ماتریس مربع با ابعاد (T-q-1) است که در آن T: تعداد مشاهدات و q: تعداد متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵). علاوه بر این، با توجه به اینکه در استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول، جملات اختلال از فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کنند. برای اینکه روش آرلانو و باند منجر به تخمین‌زننده‌های سازگار شود لازم است مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. لازم به ذکر است که روش آرلانو و باند در صورتی به تخمین‌زننده‌های سازگار می‌انجامد که مرتبه خودرگرسیونی جمله اختلال از مرتبه ۲ نباشد.

٤. یافته‌های تجربی و تجزیه‌وتحلیل آنها

در این بخش به برآورد مدل کارایی فنی بر اساس روش آرلانو و باند (۱۹۹۱) می‌پردازیم. در این روش به‌منظور حذف آثار ثابت از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده می‌شود. پیش از تخمین مدل می‌بایست مشخص بودن معادله مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آماره آزمون سارگان[1] استفاده می‌شود. نتایج آزمون سارگان در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول ۲. نتایج آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری

مقدار آماره χ^2	ارزش احتمال (prob)
۱۲/۰۴۸	۰/۷۹۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به نتایج جدول (۲) ملاحظه می‌شود فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود، بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری می‌باشد؛ یعنی ابزارهای استفاده‌شده در مدل دارای اعتبار بوده و مدل ایرادی ندارد. برای تعریف متغیرهای ابزاری در این مطالعه از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته و با در نظر گرفتن یک وقفه استفاده خواهد شد. در ادامه، به تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته می‌شود. نتایج به‌صورت جدول زیر می‌باشد:

1. Sargan Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۳. نتایج تخمین مدل به روش آرلانو و باند (متغیر وابسته LEF_t)

متغیر وابسته با وقفه و متغیرهای توضیحی	ضریب	ارزش احتمال (prob)
LEF_{t-1}	۹/۴۶۷	۰/۰۰۰
ΔLEX	۰/۰۶۵	۰/۰۰۲
$\Delta LITECH$	۰/۰۴۰	۰/۰۰۰
$\Delta LHUM$	۰/۱۰۹	۰/۰۸۳
$\Delta LSIZ$	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۰۷	

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج به‌دست آمده در جدول (۳) نشان می‌دهد که علامت ضرایب مربوط به متغیرهای توضیحی صادرات، واردات فناوری، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه با تئوری‌های اقتصادی سازگار بوده و به لحاظ آماری تمام ضرایب مطرح‌شده معنادار می‌باشند. بر اساس نتایج به‌دست آمده به‌ازای یک درصد افزایش در میزان نرخ رشد صادرات با فرض ثبات سایر شرایط نرخ رشد کارایی فنی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی ۰/۰۶۵ درصد افزایش خواهد یافت. در واقع، صادرات در این زیربخش‌های صنعتی سبب افزایش عملکرد بنگاه شده و یکی از عوامل مهم ارتقای کارایی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی است.

متغیر واردات فناوری خارجی بر کارایی فنی دارای اثر مثبت و معنادار است، به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد واردات فناوری در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی منجر به ۰/۰۴ درصد افزایش در نرخ رشد کارایی فنی خواهد شد. اثر واردات فناوری بر کارایی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی در تخمین‌های فوق را می‌توان این‌گونه تحلیل نمود که ورود تکنولوژی خارجی شرایط نوآوری و کاهش هزینه‌های تولید را فراهم می‌سازد و از این طریق می‌تواند منجر به ارتقای بهره‌وری و افزایش کارایی شود، همچنین اثر متغیر سرمایه انسانی بر کارایی مثبت و معنادار بوده، به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصد نرخ رشد سرمایه انسانی (تعداد شاغلان فنی) میزان نرخ رشد کارایی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی ۰/۱۰۹ درصد افزایش خواهد یافت. در واقع، افزایش تعداد شاغلان فنی سبب انباشت سرمایه انسانی گردیده و منجر به افزایش مهارت و توانایی در سطح بنگاه می‌شود که یکی از عوامل اساسی ارتقای کارایی فنی بنگاه است.

بر اساس نتایج جدول فوق متغیر اندازه بنگاه (تعداد نیروی کار شاغل) دارای علامت مثبت و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد، به طوری‌که با افزایش یک درصد در میزان نرخ رشد شاخص اندازه بنگاه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

میزان نرخ رشد کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی ۰/۰۰۰۱ درصد افزایش خواهد یافت. با توجه به اینکه تعداد نیروی کار شاغل در زیربخش‌های موردنظر به‌عنوان شاخص اندازه بنگاه در نظر گرفته شده است بزرگی مقیاس بنگاه یکی از دلایل افزایش کارایی فنی بنگاه است. در ادامه، به‌منظور تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از آماره آزمون آرلانو و باند استفاده شده است که نتایج در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴. نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال

وقفه	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (prob)
اول	-۰/۲۴۰	۰/۸۰۹
دوم	۰/۷۸۲	۰/۴۳۳

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس نتایج جدول (۴) ملاحظه می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده رد نمی‌شود، بنابراین روش آرلانو و باند برای برآورد پارامترهای مدل و حذف آثار ثابت مناسب است. به عبارت دیگر، با یک مرتبه تفاضل‌گیری از جملات اختلال همبستگی سریالی بین اجزای جملات اختلال رفع شده و جملات اختلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول و دوم نیستند.

در مرحله بعد به‌منظور بررسی استحکام نتایج مدل اولیه اولاً متغیر تحقیق و توسعه داخلی (RD)[1] به‌جای متغیر واردات فناوری (ITECH) وارد مدل می‌گردد و ثانیاً این دو متغیر به‌همراه هم وارد مدل می‌گردند و انتظار بر این است که این متغیر جدید دارای تأثیر مثبتی بر کارایی فنی زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی باشد. نتایج آزمون سارگان تخمین مدل و بررسی مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال به‌ترتیب در جداول (۱۰)-(۵) ارائه شده است.

۱. مخارج تحقیقات و آزمایشگاه‌ها به‌عنوان شاخص تحقیق و توسعه داخلی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به میلیون ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ در نظر گرفته شده است (مرکز آمار ایران).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۵. نتایج آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری با وجود متغیر RD

مقداره آماره χ^2	ارزش احتمال (prob)
۱۲/۲۷۸	۰/۷۸۳

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل (متغیر وابسته LEF_t) با وجود متغیر RD

متغیر وابسته با وقفه و متغیرهای توضیحی	ضریب	ارزش احتمال (prob)
LEF_{t-1}	۹/۴۶۷	۰/۰۰۰
ΔLEX	۰/۰۷۱	۰/۰۰۰
ΔLRD	-۰/۰۴۸	۰/۰۱۲
$\Delta LHUM$	۰/۱۵۶	۰/۰۰۴
$\Delta LSIZ$	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۰۷	

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۷. نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال با وجود متغیر RD

وقفه	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (prob)
اول	-۰/۴۲۴	۰/۶۷۰
دوم	۰/۴۰۲	۰/۶۸۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۸. نتایج آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری با وجود متغیرهای RD و ITECH

مقداره آماره χ^2	ارزش احتمال (prob)
۱۱/۹۸۸	۰/۸۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۹. نتایج تخمین مدل (متغیر وابسته LEF_t) با وجود متغیرهای RD و ITECH

متغیر وابسته با وقفه و متغیرهای توضیحی	ضریب	ارزش احتمال (prob)
LEF_{t-1}	۹/۴۶۷	۰/۰۰۰
ΔLEX	۰/۰۷۹	۰/۰۰۰
$\Delta LITECH$	۰/۰۲۶	۰/۰۰۰
ΔLRD	−۰/۰۳۲	۰/۱۰۲
$\Delta LHUM$	۰/۱۵۰	۰/۰۲۳
$\Delta LSIZ$	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۰۷	

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۱۰. نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال با وجود متغیرهای RD و ITECH

وقفه	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (prob)
اول	−۰/۵۲۱	۰/۶۰۲
دوم	۰/۴۹۹	۰/۶۷۵

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به نتایج جداول (۵) و (۸) ملاحظه می‌شود فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود و استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل‌ها ضروری می‌باشد؛ یعنی ابزارهای استفاده‌شده در مدل دارای اعتبار بوده و مدل ایرادی ندارد، همچنین مانند قبل برای تعریف متغیرهای ابزاری از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته و با در نظر گرفتن یک وقفه استفاده خواهد شد.

با توجه به نتایج جداول (۶) و (۹) می‌توان بیان نمود که متغیرهای صادرات، واردات فناوری، سرمایه انسانی و اندازه بنگاه اثر مثبت و معناداری بر کارایی داشته و متغیر شاخص تحقیق و توسعه اثر منفی و معناداری بر کارایی داشته است که نشان می‌دهد افزایش مخارج اختصاص‌یافته به فعالیت‌های تحقیق و توسعه منجر به کاهش سطح کارایی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی می‌گردد. همخوانی این نتایج از لحاظ معناداری و ضرایب با نتایج نشان داده شده در مدل اولیه بیانگر استحکام نتایج مبنی بر نقش و اهمیت صادرات در افزایش کارایی فنی در این بنگاه‌ها می‌باشد.

وجود خودرگرسیونی جملات اختلال برای دو مدل فوق مورد آزمون قرار می‌گیرد که در جداول (۷) و (۱۰) نشان داده شده است. بر اساس نتایج ملاحظه می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده رد نمی‌شود، بنابراین روش آرلانو و باند برای برآورد پارامترهای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

مدل‌های مذکور و حذف آثار ثابت مناسب است. به عبارت دیگر، با یک مرتبه تفاضل‌گیری از جملات اختلال همبستگی سریالی بین اجزای جملات اختلال رفع شده و جملات اختلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول و دوم نیستند.

صادرات زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی و ورود به بازارهای جهانی منجر به فراهم شدن امکان استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته خارجی و صرفه‌های ناشی از مقیاس شده و زمینه ارتقای کارایی فنی را فراهم می‌آورد. صادرات همراه با یادگیری است به طوری‌که فعالیت صادراتی سطح آگاهی در بنگاه را افزایش می‌دهد و بنگاه‌های صادراتی چون در معرض رقابت بین‌المللی قرار دارند برای ماندگاری نیاز دارند که از امکانات موجود خود به‌صورت بهینه و کارا استفاده کنند. به این منظور، مرتب در پی دانش و تجربه جدید در زمینه روش‌های جدید تولید، طرح‌های جدید تولید و غیره هستند.

سرمایه انسانی و واردات فناوری خارجی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی موجب افزایش نوآوری، ابداعات و خلاقیت‌ها در فرایند تولید شده و منجر به بهبود عملکرد و کارایی می‌شود. در واقع، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و ورود فناوری خارجی توانایی‌های بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد. با افزایش میزان شاغلان فنی در بنگاه فرایند یادگیری مسائل پیچیده فنی و حرفه‌ای با دقت و سهولت بیشتری میسر می‌گردد، بنابراین استفاده از مهارت‌ها و تخصص‌های فنی در کنار ورود فناوری خارجی نه‌تنها سبب استفاده کاراتر از منابع داخلی، جذب فناوری جدید خارجی و خلق فناوری جدید می‌شود، بلکه روش‌های جدیدی برای به‌کارگیری عوامل تولید ایجاد می‌کند و از این طریق کارایی فنی و سطح عملکرد بنگاه را افزایش می‌دهد و رشد و توسعه اقتصادی را برای بنگاه به‌وجود می‌آورد.

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر صادرات بر کارایی ۱۵ زیربخش صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی در سطح کدهای ۴ رقمی طی دوره (۱۳۸۸- ۱۳۷۹) است. در این راستا، میزان کارایی فنی هر یک از زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی به روش تابع تولید مرز تصادفی محاسبه شده است که مقداری بین صفر و یک است. بر اساس نتایج به‌دست آمده متوسط کارایی صنایع محصولات شیمیایی و فلزات اساسی طی سال‌های (۱۳۸۸- ۱۳۷۹)، ۰/۷۷ است و طی دوره مورد بررسی زیرگروه‌های تولید محصولات اساسی مسی (۰/۸۲)، تولید محصولات گرانبها و سایر محصولات اساسی (۰/۸۰)، تولید کود شیمیایی و ترکیبات ازت (۰/۷۹)، تولید مواد شیمیایی اساسی بجز کود و ترکیبات ازت (۰/۷۹) و تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه (۰/۷۹) به‌طور متوسط

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

دارای بیشترین کارایی هستند، سپس با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا مدل برآورد می‌شود و نتایج برآورد نشان می‌دهد که صادرات زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی و ورود به بازارهای جهانی منجر به فراهم شدن امکان استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته خارجی و صرفه‌های ناشی از مقیاس شده و زمینه ارتقای کارایی را فراهم می‌آورد، همچنین سرمایه انسانی و ورود فناوری خارجی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی موجب افزایش نوآوری، ابداعات و خلاقیت‌ها در فرایند تولید شده و منجر به بهبود عملکرد و کارایی فنی می‌شود. با افزایش میزان شاغلان فنی در بنگاه فرایند یادگیری مسائل پیچیده فنی و حرفه‌ای با دقت و سهولت بیشتری میسر می‌گردد، بنابراین استفاده از مهارت‌ها و تخصص‌های فنی در کنار ورود فناوری خارجی سبب استفاده کاراتر از منابع داخلی، جذب فناوری جدید خارجی و خلق فناوری جدید می‌شود.

با توجه به اینکه سرمایه انسانی و فناوری خارجی دارای اثر مثبت و معناداری بر کارایی هستند ضروری است از طریق به‌کارگیری شاغلان فنی (سرمایه انسانی) و تسهیل ورود فناوری خارجی زمینه‌های ایجاد نوآوری و بهبود کارایی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی فراهم آید، همچنین صادرات تأثیر مثبت و معناداری بر کارایی دارد، بنابراین توصیه می‌شود اقدامات مناسبی برای افزایش صادرات این صنایع انجام شودکه در این راستا لازم است از طریق تشویق صادرات، تسهیل فرایند صادراتی، ارائه مشاوره به صادرکنندگان یا شناسایی بازارهای جهانی جدید این مهم عملی شود. همچنین تعامل با اقتصاد جهانی از طریق ورود به بازارهای جهانی سطح معلومات و آگاهی در بنگاه را افزایش می‌دهد و از آنجا که بنگاه‌های صادراتی در معرض رقابت بین‌المللی قرار دارند برای ماندگاری نیاز دارند از منابع موجود خود به‌صورت بهینه و کارا استفاده نمایند. برای این منظور، مرتب در پی دانش و تجربه جدید در زمینه روش‌های جدید تولید، طرح‌های جدید تولید و غیره هستند. به این وسیله موجبات بهبود کارایی فنی در زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی کشور شده و زمینه را برای توسعه هر چه بیشتر صادرات در این زیربخش‌ها فراهم می‌آورد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

منابع

ابونوری، عباسعلی (۱۳۸۱)، *اقتصاد خرد*، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، جلد اول، چاپ اول.

آرمن، سیدعزیز و ناهید کردزنگنه (۱۳۸۶)، "ارزیابی مزیت نسبی و دخالت دولت در فعالیت‌های صنعتی: مورد منطقه خوزستان"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۰، صص ۱۱۸-۹۳.

اصغرپور، حسین و حسن عبدی (۱۳۹۳)، "اثر واردات فناوری و شاغلان آموزش عالی بر صادرات مواد غذایی و آشامیدنی ایران"، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲ (پیاپی ۲۶)، صص ۵۵-۳۷.

سوری، علی و نادر مهرگان (۱۳۸۶)، "نقش سرمایه اجتماعی در تشکیل سرمایه انسانی"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۲، صص ۲۱۹-۲۰۷.

دشتی، قادر، یاوری، سمیه، پیش‌بهار، اسماعیل و باب‌اله حیاتی (۱۳۹۰)، "عوامل مؤثر بر کارایی تکنیکی واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی"، *نشریه پژوهش‌های علوم دامی*، جلد ۲۱، شماره ۳.

طیبی، سیدکمیل، عمادزاده، مصطفی و آزیتا شیخ‌بهایی (۱۳۸۷)، "تأثیر صادرات صنعتی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای عضو OIC"، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۲، صص ۱۰۶-۸۵.

عبادی، جعفر (۱۳۷۲)، *مباحثی در اقتصاد خرد (بازارها، تعادل عمومی و اقتصاد رفاه)*، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها.

غنی‌نژاد، موسی (۱۳۸۹)، *تجددطلبی و توسعه در ایران معاصر*، تهران: نشر مرکز، چاپ ۴.

فتحی، یحیی (۱۳۸۱)، "تجزیه‌وتحلیل مزیت نسبی صادراتی گروه‌های مختلف صنایع غذایی ایران"، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۰، شماره ۳۸، صص ۱۵۲-۱۲۹.

گیلیس، مالکوم، دی. اچ. پرکینز، ام. رومر و دی. آر. اسنودگراس (۱۳۷۹)، *اقتصاد توسعه*، ترجمه غلامرضا آزاد (ارمکی)، تهران: نشر نی.

مرکز آمار ایران (۱۳۸۵-۱۳۷۹)، *نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر*، سایت مرکز آمار ایران.

میرجلیلی، سیدحسن (۱۳۸۰)، *نظریه، سیاست استراتژیک و کاربرد آن در توسعه صادرات صنعتی ایران*، پایان‌نامه دکترای علوم اقتصادی.

موسایی، میثم، مهرگان، نادر و رضا رنجبرداغیان (۱۳۸۹)، "بررسی کارایی فنی نسبت به مقیاس به روش تابع مرزی تصادفی (مطالعه موردی شعب بانک رفاه)"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۱۸، شماره ۵۶، صص ۵۲-۲۷.

نیکواقبال، علی‌اکبر و حسن ولی‌بیگی (۱۳۸۶)، "رقابت‌پذیری صنایع ایران در روند الحاق به سازمان تجارت جهانی"، *تحقیقات اقتصادی*، سال ۷۹، صص ۲۱۱-۱۹۳.

Aigner, D. J. Lovell, C. A. K. & P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 6, PP. 21-37.

Arrelano, M. & S. Bond (1991), "Some Tests of Specification in Panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economics and Statistics*, No. 58, PP. 277-297.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

Atkeson, A. & A. T Burstein (2010), "Innovation, Firm Dynamics and International Trade", *Journal of Political Economy*, No. 118, No. 3, PP. 433-448.

Aw Bee-Yan, Sukkyn Chung & Mark J. Roberts (2000), "Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-Level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan", *The World Bank Economic Review*, Vol. 14, No. 1, PP. 65-90.

Aw, B. Y. & A. R. Hwang (1995), "Productivity and the Export Market: A Firm-Level Analysis", *Journal of Development Economics*, XLVII, PP. 313-332.

Balassa, B. (1978), "Exports and Economic Growth: Further Evidence", *Journal of Development Economics*, Vol. 5, PP. 9-181.

Baltagi, B. (2005), *Econometrics Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wily and sons Ltd, USA.

Becchetti, L. & M. I. Santoro (2001), "The Determinants of Small and Medium-Sized Firm Internationalization and Its Relationship with Productive Efficiency", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 137, No. 2, PP. 297-319.

Bernard, A. B. & J. B. Jensen (1999), "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect or Both?", *Journal of International Economics*, Vol. 47, No. 1, PP. 1-25.

Bloom, N., Draca, M. & J. Reenen (2012), "Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation", IT and Productivity, Working Paper.

Bustos, P. (2011), "Trade Liberalization, Exports and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of Mercosur on Argentinean Firms", *American Economic Review*, Vol. 101, No. 1, PP. 304-340.

Castellani (2002), "Export Behavior and Productivity Growth: Evidence from Italian Manufacturing Firms", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 138, No. 4, PP. 605-628.

Charnes, A., Cooper W. W. & E. Rhodes, (1978), "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, Vol. 2, PP. 429-444.

Chu, S. N. & K. Kalirajan (2010), "Impact of Trade Liberalization on Technical Efficiency of Vietnamese Manufacturing Firms", Paper for Presentation at the Conference on Frontier Issues in Technology, Development and Environment organized by the Madras School of Economics and the Forum for Global Knowledge Sharing at the Madras School of Economics.

Chung, S. & M. Roberts (2000), "Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-Level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China)", *World Bank Economic Review*, Vol. 14, PP. 65-90.

Clerides, S. K., Lach, S. & J. R. Tybout (1998), "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 3, PP. 903-948.

Dixit, A. (1988), "Exit and Entry Decisions under Uncertainty", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, PP. 38-620.

Debreu, G. (1951), "The Coefficient of Resource Utilization", *Econometrica*, Vol. 19, No. 3, PP. 273–292.

Djankov, S. & P. Murrell (2002), "Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey", *Journal of Economic Literature*, XL PP. 739-792.

Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Production Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 120, No. 3, PP. 253-290.

Ghironi, F. & M. Melitz (2005), "International Trade and Macroeconioics Dynamics with Heterogeneous Firms", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, PP. 865-915.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

Graner, M. (2002), "Export-Led Efficiency or Efficiency-led Exports: Evidence from the Chilean Manufacturing Sector", Essay II in Essays on Trade and Productivity: Case Studies of Manufacturing in Chile and Kenya, PhD diss., Göteborg University.

Graner, M. & A. Isaksson (2002), "Export Performance in Structure and Performance of Manufacturing in Kenya", Ed. A. Bigsten and P. Kimuyu, London: Palgrave.

Grossman, G. & E. Helpman (1991), "Innovation and Growth in the Global Economy", Cambridge, Mass: MIT Press.

Hall, J. & G. M. Scobie (2006), "The Role of R&D in Productivity Growth: The Case of Agriculture in New Zealand (1927-2001)", New Zealand Treasury Working Paper, No. 06/01.

Hasan, R. (2002), "The Impact of Imported and Domestic Technologies on the Productivity of Firms: Panel Data Evidence from Indian Manufacturing Firms", *Journal of Development Economics*, Vol. 69, PP. 23-49.

Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data*, 2nd Edition, Cambridge University Press.

Hopenhayn, H. (1992), "Entry, Exit and Firm Dynamics in the Long-run Equilibrium", *Econometrica*, Vol. 60, PP. 50-1127.

Hu, A. G. & Z. Liu (2014), "Trade Liberalization and Firm Productivity: Evidence from Chinese Manufacturing Industries Review of International Economics", *Article First Published Online*, 9 APR.

Jondrow, J., Lovell, C. A. K. & P. Schmit (1982), "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 19, PP. 233-238.

Jovanovic, B. (1982), "Selection and the Evolution of Industry", *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, PP. 70-649.

Koopmans, T. (1951), *Activity Analysis of Production and Allocation*, John Wiley & Sons, NewYork.

Leonidou, L. & C. Katsikeas (1996), "The Export Development Process: An Integrative Review of Empirical Models", *Journal of International Business Studies*, Vol. 27, No. 3, PP. 517-551.

Loecker, Jan De (2011), "Product Di_Erentiation, Multiproduct Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity", *Econometrica*, Vol. 79, No. 5, PP. 1407-1451.

Melitz, M. J. (2003), "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, PP. 1695-1725.

Mitra, A., Sharma, C. & M. A. Véganzonès-Varoudakis (2014), "Trade Liberalization, Technology Transfer, and Firms Productive Performance: The Case of Indian Manufacturing", *Journal of Asian Economics*, PP. 33, 1-15.

Mok, V., Godfrey, Y., Zhaozhou, H. & L. Zongzhang (2010), "Export Orientation and Technical Efficiency: Clothing Firms in China", *Managerial and Decision Economics*, Vol. 31, No. 7, PP. 453-463.

Pierce, E. (1996), "Efficiency Progress in the Newsothwale Government", Internet: www.treesury.nsw.gov.edu.

Silvente, F. R. (2006), "Exports and Firm-Level Efficiency in the UK Food and Drink Industry", *Trabajo Enviado al XXXI Simposio Analisis Economico*, Valencia, Spain.

Wagner, J. (2012). "International Trade and Firm Performance: A Survey of Empirical Studies Since 2006", *Review of World Economics*, Vol. 148, No. 2, PP. 235-267.

Walujadi, D. (2004), "Age, Export Orientation and Technical Efficiency: Evidence from Garment Firms in DKI Jakarta", *Makara, Sosial Humaniora*, Vol. 8, No.3, PP. 97-104.

Webb, M. & J. Fackler (1993), "Learning and the Time Interdependence of Costa Rican Exports", *Journal of Development Economics*, Vol. 40, No. 2, PP. 311-29.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]