

بررسی اثرات بهره‌وری آزادسازی تجاری از دیدگاه تابع هزینه: با استفاده از قضیه دوگان

قهرمان عبدلی^۱

دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد | abdoli@ut.ac.ir

نسرين حصارمقدم^۲

دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصاد | n_hozarmoghadam@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۲۴ | تاریخ پذیرش: ۹۲/۲/۳

چکیده

در این مقاله ضمن بررسی و مرور مبانی نظری و تئوریکي مربوط به آزادسازی تجاری و رشد صنعتی، اثر آزادسازی تجاری بر بهره‌وری بخش صنعت در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این مطالعه از یک الگوی تابع هزینه‌ی ترانس‌لوگ و روش SUR، به منظور مدل‌سازی و بررسی متغیر آزادسازی تجاری در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۳ استفاده شده است. بدین منظور، ابتدا به تخمین توابع تقاضای نهاده‌های بخش صنعت (نیروی کار، سرمایه، انرژی و مواد اولیه) و برآورد کشش‌های قیمتی، درآمدی و جانشینی نهاده‌های مذکور و هم‌چنین بررسی ساختار تولید و هزینه در بخش صنعت ایران پرداخته می‌گردد.

سیس، اثر متغیر آزادسازی تجاری از دو جنبه هزینه و تولید، که همان کابرد قضیه دوگان در این مقاله است، بررسی شده است که بیان می‌دارد یک درصد افزایش در حجم تجارت از طریق آزادسازی تجاری، از یک سو، تولید در بخش صنعت را ۰/۴۷٪ افزایش داده (اثر اولیه بهره‌وری) و از سوی دیگر هزینه‌های تولیدی این بخش را ۰/۲۶٪ کاهش می‌دهد (اثر دوگان بهره‌وری). علاوه بر آن، توابع تقاضای نهاده‌های بخش صنعت نشان می‌دهند که آزادسازی تجاری منجر به اتخاذ آن روش تولیدی توسط بنگاه‌ها می‌شود که به سمت صرفه‌جویی در انرژی و مواد اولیه و استفاده‌ی بیش‌تر از نیروی کار و سرمایه گرایش دارد.

طبقه‌بندی JEL: O₄₇, F₄₁, C₂₂, D₂₄

کلید واژه: آزادسازی تجاری، بهره‌وری، تابع هزینه، روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب

۱- نویسنده مسئول، تهران، خیابان کارگر شمالی، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران؛ تلفن: ۶۱۱۱۸۰۷۱

۲- تهران، بزرگراه جلال آل احمد، پل نصر، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده مدیریت و اقتصاد

۱- مقدمه

رابطه‌ی آزادسازی و رشد اقتصادی موضوعی بحث برانگیز است و معمولاً آزادسازی تجاری به عنوان ابزاری موثر بر رشد و توسعه اقتصادی توسط نهادهای بین‌المللی همانند بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و سازمان همکاری و توسعه اقتصادی به کشورهای عضو، توصیه می‌شود. حتی بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول اصلاحات با جهت‌گیری بازار و آزادسازی تجاری را شرط کمک‌های مالی خود قرار داده‌اند. از سوی دیگر، گروهی از اقتصاددانان (اقتصاددانانی مانند پربیش، میردال و سینگر، و فریدریک لیست) به تأثیر مثبت سیاست تجاری آزادتر بر رشد اقتصادی تردید دارند و معتقدند که مطالعات تجربی موجود با تنگناهای روش شناختی روبرو هستند؛ به طوری که نتایج این مطالعات به تصریح مدل، انتخاب نمونه و دوره‌ی زمانی بستگی دارند، بنابراین نتایج آن‌ها را در بهترین حالت ضعیف و در بدترین وضعیت گمراه کننده می‌انگارند.

به این ترتیب، بررسی آثار آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی و بهره‌وری در اقتصاد کشور به‌ویژه در بخش صنعت که از جمله بخش‌های مهم و اساسی اقتصاد کشور است، ضروری به نظر می‌رسد. لذا در این مقاله آثار آزادسازی تجاری بر بهره‌وری در بخش صنعت کشور ایران با استفاده از چارچوب تابع هزینه و با نگرش صرفه‌جویی در هزینه و در دو بخش مجزا، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش اول، تابع هزینه‌ی بخش صنعت با تأکید بر ویژگی‌های تابع ترانسلوگ و تخمین توابع تقاضای نهاده‌های بخش صنعت (نیروی کار، سرمایه، انرژی و مواد اولیه) و برآورد کشش‌های قیمتی، درآمدی و جانشینی (موری شیما و آلن - اوزاوا) نهاده‌های مذکور مورد بحث قرار می‌گیرد. در بخش دوم نیز تابع هزینه‌ی بخش صنعت، با تأکید بر قضیه دوگان بررسی خواهد شد.

استفاده از تابع هزینه به منظور مدل‌سازی آثار آزادسازی تجاری در این مقاله، بسیار منحصر به فرد است؛ چون با این که از زمان معرفی تابع تولید لگاریتمی متعالی در سال ۱۹۷۱ توسط کریستنسن، جورگنسن و لائو^۱ تاکنون استفاده از روش تابع هزینه برای تحلیل ساختار تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی مورد توجه فراوان قرار گرفته است اما هیچ یک از این مطالعات در ایران به بررسی آزادسازی تجاری نپرداخته‌اند.

۲- مبانی نظری

در دهه اخیر اهمیت جهانی‌شدن و آزادسازی تجاری به عنوان مهم‌ترین ابزار آن، بر کسی پوشیده نیست. آزادسازی تجاری که معمولاً به صورت «کاهش موانع بر سر راه صادرات و واردات کالاها و خدمات» تعریف می‌شود، دو هدف اساسی را دنبال می‌کنند: افزایش رشد اقتصادی و اشتغال و بهبود تراز پرداخت‌ها. از طرف دیگر، بهره‌وری یکی از مهم‌ترین عوامل در رسیدن به رشد اقتصادی در کشور است.

امروزه در رویکردهای جدید مدل‌های رشد، پیش‌بینی شده است که آزادسازی تجاری از طریق رشد بهره‌وری آثار مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. در این رویکردها، از جمله مدل رشد درون‌زا امکان وجود رابطه‌ی بلندمدت میان جهت‌گیری تجاری و رشد اقتصادی به روش‌های مختلف تشریح شده است، بدین ترتیب که:

۱- با آزادسازی واردات انتظار می‌رود تا از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی پیشرفته، انتقال تکنولوژی به داخل کشور انجام پذیرد.

۲- به طور کلی استراتژی توسعه‌ی جهت‌گیری صادراتی نسبت به استراتژی جانشین واردات دارای عملکرد رضایت بخش‌تری است.

۳- به کارگیری استراتژی برون‌گرا، سرمایه‌ی خارجی مورد استفاده جهت توسعه‌ی اقتصادی را به دست می‌دهد بدون این‌که اقتصاد با مشکلاتی نظیر بدهی (اعم از داخلی و خارجی) مواجه شود.

۴- با آزادسازی تجاری، اثرات سرریز مثبت ناشی از توسعه‌ی تکنولوژی کشورهای صنعتی، اقتصاد را به مقیاس‌های بزرگ اقتصادی در تولید هدایت می‌کند و این امر به تسریع در رشد اقتصادی منجر می‌شود، زیرا یک اقتصاد با درجه‌ی بالای بازبودن تجاری و رژیم تجاری با محدودیت پایین، همواره از قابلیت بیش‌تری برای جذب تکنولوژی جهت‌گیری شده از کشورهای پیشرفته برخوردار می‌باشد.

۵- کشورهایی که بازار آزادی دارند از ثروت بیش‌تر و جمعیت سالم‌تر، سطح بالاتری از آموزش و سواد، حقوق کارگری و استانداردهای زیست محیطی بهتر و فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب‌تری برخوردارند. به عکس، موانع تجاری ممکن است سبب سودرسانی کوتاه‌مدتی شوند، اما در نهایت کشور را در وضع بسیار بدی از لحاظ ثروت از دست رفته و رشد آهسته‌تر قرار خواهند داد و در نتیجه منابع کم‌تری برای رفع مشکلات ضروری جامعه در اختیار خواهند داشت.

در حقیقت این رویکردهای نوین بیان می‌کنند که اگر رشد به‌وسیله فعالیت‌های R&D دنبال شود، تجارت امکان دسترسی یک کشور به دانش تکنولوژی شرکای تجاری‌اش را فراهم می‌کند.^۱ به‌علاوه، تجارت اجازه می‌دهد تولیدکنندگان به بازارهای بزرگ‌تر دسترسی یابند و هم‌چنین توسعه‌ی R&D را از طریق نوآوری‌ها، تشویق می‌کند. به‌ویژه سبب می‌شود که کشورهای در حال توسعه به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که برای پروسه توسعه‌ی حیاتی و اساسی هستند، دسترسی پیدا کنند.

۳- مبانی تجربی

خلاصه‌ای از مطالعات تجربی انجام شده در مورد آزادسازی تجاری و بهره‌وری و رشد اقتصادی در داخل و خارج از کشور، به‌شکل خلاصه در جدول (۱) آورده شده است:

جدول ۱- مروری بر مطالعات انجام شده

بررسی مطالعات پیشین			
مطالعات انجام شده	نام نویسندگان	موضوع مورد بررسی	نتایج
مطالعات خارجی	وست بروک و تابیوت (۱۹۹۵)	بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر بهره‌وری در کشور مکزیک	کاهش هزینه‌های متوسط در بیش‌تر صنایع، به ویژه در صنایع تولید کالاهای قابل مبادله، به دنبال آزادسازی تجاری
	شارما (۲۰۰۰)	بررسی اثر آزادسازی تجاری بر تغییرات ساختاری صنایع کارخانه‌ای نپال	عدم ایجاد بهبود معنی‌داری در رشد کلی بهره‌وری و توزیع فضای صنعتی به دلیل کمبود زیرساخت‌های نیروی کار ماهر
	آمیتی (۲۰۰۵)	بررسی آثار آزادسازی تجاری روی بهره‌وری در کشور اندونزی	- منافع بالاتر حاصل از کاهش تعرفه‌های نهاده‌ها در مقایسه با منافع حاصل از کاهش تعرفه‌های کالاهای نهایی - اثر بیش‌تر کاهش تعرفه‌ی نهاده‌های واسطه بر بهره‌وری، برای بنگاه‌های واردکننده‌ی نهاده نسبت به بنگاه‌هایی که از نهاده‌های وارداتی در تولید استفاده نمی‌کنند.
	پائول و مارکس	بررسی اثرات آزادسازی تجاری	- اثر منفی کاهش موانع و محدودیت‌های

۱- رحیمی‌بروجردی، علیرضا (۱۳۸۴)، "بررسی مدل‌های کاربردی پیرامون رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و آزادسازی تجاری"، پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، سال پنجم، شماره‌ی هفدهم

بررسی مطالعات پیشین			
مطالعات انجام شده	نام نویسندگان	موضوع مورد بررسی	نتایج
مطالعات داخلی	(۲۰۰۹)	بر بهره‌وری بخش صنعت در کشور استرالیا	تجاری بر هزینه‌ی بخش صنعت و اثر مثبت آن بر بخش تولید - اثر قوی‌تر تغییر در واردات بر کاهش هزینه در مقایسه با اثر تغییر در صادرات - اتخاذ تکنولوژی‌های سرمایه‌برتر توسط بنگاه‌ها در یک رژیم تجاری بازتر
	مجید و همکاران (۲۰۱۰)	آزادسازی تجاری و بهره‌وری کل عوامل تولید	عدم وجود اثر قابل توجه سیاست‌های آزادسازی تجاری دولت بر نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید
	مهرآرا و محسنی (۱۳۸۳)	بررسی آثار تجارت خارجی بر بهره‌وری در اقتصاد ایران	اثر قوی و معنادار صادرات بر سطح بهره‌وری و تأثیر غیرمعنادار این متغیر بر نرخ رشد بهره‌وری
	مصری‌نژاد و ابراهیمی (۱۳۸۵)	اثر آزادسازی تجاری بر عملکرد بخش صنعت در کشورهای در حال توسعه	آزادسازی تجاری برای رشد سریع بهره‌وری کل عوامل تولید تنها یک شرط لازم است و کافی نیست.
	شاه‌آبادی (۱۳۸۶)	اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین‌الملل و سرمایه‌انسانی روی بهره‌وری عوامل تولید در ایران	موثر بودن انباشت سرمایه‌ی تحقیق و توسعه‌ی داخلی و خارجی، سرمایه‌ی انسانی، شدت سرمایه‌ی شاخص بازبودن اقتصادی و نرخ تورم و نرخ ارز واقعی بر روی بهره‌وری کل عوامل تولید
	طیپی و شیخ بهایی (۱۳۸۷)	اثر صادرات صنعتی و سرمایه‌انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای OIC	تأثیر مثبت و معنادار صادرات صنعتی و سرمایه‌ی انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی
	نजारزاده و تمنایی‌فر (۱۳۹۱)	اثر آزادسازی تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید در گروه کشورهای سازمان همکاری اسلامی	تأثیر مثبت و معنادار آزادسازی تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید

۴- مدل و داده‌ها

داده‌های مورد نیاز در این مقاله به شرح زیر از منابع مختلف برای بخش صنعت، استخراج شده است:

جدول ۲- معرفی داده‌های آماری تحقیق

منبع	تعریف	نام داده
مرکز آمار	هزینه‌ی حقوق و دستمزد و سایر مزایای نیروی کار	هزینه‌ی نیروی کار
مرکز آمار	مجموع وجوه پرداختی جهت خرید دارایی‌های ثابت مشهود، نامشهود و سایر دارایی‌ها	هزینه‌ی سرمایه
وزارت نیرو	مجموع مصرف نهائی حامل‌های انرژی	هزینه‌ی انرژی
مرکز آمار	ارزش کلیه کالاها و خدمات واسطه	هزینه‌ی مواد اولیه
مرکز آمار	مجموع هزینه‌ی نیروی کار، سرمایه، انرژی و مواد اولیه	هزینه‌ی کل
بانک مرکزی	ما به التفاوت ارزش ستاده و ارزش داده فعالیت صنعتی	ارزش افزوده‌ی بخش صنعت
بانک مرکزی	هزینه‌ی نیروی کار تعدیل شده بر تعداد کل افراد شاغل	قیمت نیروی کار
بانک مرکزی	مجموع ارزش ساختمان و تأسیسات، ماشین‌آلات و تجهیزات	موجودی سرمایه
بانک مرکزی	مجموع هزینه‌ی فرصت استفاده از سرمایه (نرخ بهره بلندمدت بانکی) و هزینه‌ی استهلاک آن	قیمت خدمات عامل سرمایه
وزارت نیرو	شاخص قیمت سوخت‌های معدنی و فرآورده‌های آن که زیرمجموعه شاخص کلی قیمت عمده فروشی است	شاخص قیمت عامل انرژی
وزارت نیرو	شاخص قیمت مصنوعات برحسب مواد اولیه که آن نیز زیرمجموعه شاخص کلی قیمت عمده‌فروشی است	شاخص قیمت مواد خام و اولیه
بانک مرکزی	نتیجه نهائی فعالیت‌های اقتصادی واحدهای تولیدی مقیم یک کشور در یک دوره‌ی زمانی معین	تولید ناخالص داخلی
بانک مرکزی	فروش، معامله تهاتری و یا اهدای کالا و خدمات یک کشور به کشورهای دیگر	صادرات کالاها و خدمات
بانک مرکزی	خرید، معامله تهاتری و یا اهدای کالا و خدمات یک کشور از کشورهای دیگر	واردات کالاها و خدمات
بانک مرکزی	پرداخت‌های اجباری و بلاعوض واحدهای نهادی به دولت	مالیات‌های دریافتی دولت
بانک مرکزی	سهم صادرات و سهم واردات در GDP	متغیر بازبودن تجاری
بانک مرکزی	نسبت مالیات به GDP	متغیر موانع تجاری

تمامی داده‌های اسمی مورد استفاده، بر مبنای قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ تعدیل شده است.

تابع هزینه‌ی ترانسلوگ استفاده شده در این مطالعه به صورت زیر است:

$$\ln C(W, Y) = \alpha + \alpha_Y \ln Y + \frac{1}{\rho} \alpha_{yy} (\ln Y)^2 + \sum_{i=1}^f \alpha_i \ln W_i + \frac{1}{\rho} \sum_{i=1}^f \sum_{j=1}^f \alpha_{ij} \ln W_i \ln W_j + \sum_{i=1}^f \alpha_{yi} \ln W_i \ln Y + \alpha_z \ln z$$

$$\begin{aligned}
 & + \sum_{i=1}^4 \alpha_{iz} \ln z \ln w_i + \alpha_t T + \frac{1}{\gamma} \alpha_{tt} T^\gamma + \sum_{i=1}^4 \alpha_{it} T \ln W_i \\
 & + \alpha_{yt} T \ln Y \quad i, j = K, L, E, R
 \end{aligned} \quad (1)$$

در این تابع

C: هزینه‌ی کل بخش صنعت، Y: ارزش افزوده‌ی صنعت، W_i : قیمت نهاده‌ی i ام
 (L: نیروی کار، K: سرمایه، E: انرژی، R: مواد اولیه)، Z: متغیر باز بودن تجاری و T:
 نشان‌دهنده‌ی روند تکنولوژیکی است.

با استفاده از لم شفارد و مشتق گرفتن از معادله‌ی (۱) نسبت به $\ln W_i$ ، معادلات

تقاضای غیرمستقیم برای عوامل تولید (بر حسب سهم هزینه) به دست می‌آید یعنی:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \ln C}{\partial \ln W_i} &= \frac{\partial C}{\partial W_i} \times \frac{W_i}{C} = \frac{W_i x_i}{C} = S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \alpha_{ij} \ln W_j \\
 & + \alpha_{yi} \ln Y + \alpha_{iz} \ln z + \alpha_{it} T \quad i, j = K, L, E, R
 \end{aligned} \quad (2)$$

که در آن S_i سهم هزینه‌ی عامل i ام است.

۵- برآورد و نتیجه‌گیری

استفاده از تابع مذکور منوط به برقراری شرایطی تحت عنوان قیود خوش‌رفتاری (محدودیت تقارن و همگن بودن) می‌باشد. به منظور آزمون این محدودیت‌ها چون چهار معادله سهم به طور هم‌زمان قابل برآورد نیستند، لذا یکی از توابع سهم (تابع سهم مواد اولیه) را حذف نموده و سه معادله باقی مانده را به وسیله روش SUR برآورد می‌گردد. نتایج آزمون‌های همگنی و تقارن در جدول (۳) ارائه شده است. آماره آزمون استفاده شده در این روش آماره کای-دو می‌باشد. همانطور که در جدول مذکور مشاهده می‌شود آماره آزمون کای-دو محاسبه شده برای محدودیت تقارن برابر ۱/۴۴ و سطح اهمیت نهایی متعلق به آن ۰/۶۹۷۱ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی قبول فرضیه‌ی H_0 در سطوح اهمیت مرسوم است. یعنی فرض متقارن بودن ماتریس هشین تابع هزینه‌ی مورد تأیید قرار می‌گیرد. آماره‌ی چی-دو محاسبه شده برای محدودیت همگنی نیز ۹۳/۸۸ به دست آمده و سطح اهمیت نهایی برای آن صفر است که این نتایج حاکی از رد این فروض در هر سطح معنی‌داری می‌باشد. به عبارت دیگر فرض همگنی تابع هزینه را نمی‌توان قبول کرد. با این وجود، چون تئوری دارای اهمیت است در این مطالعه به طور ضمنی فرض می‌کنیم این فرض هم برقرار است.

جدول ۳- آزمون محدودیت های تقارن و همگنی

نوع محدودیت	فرضیه H_0	مقدار آماره آزمون کای-دو	سطح اهمیت نهایی
تقارن	$\alpha_{ij} = \alpha_{ji} \quad i \neq j$	۱/۴۴	۰/۶۹۷۱
همگنی	$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} = 0, \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0$ $\sum_{i=1}^n \alpha_{iY} = 0, \sum_{i=1}^n \alpha_{iZ} = 0, \sum_{i=1}^n \alpha_{iT} = 0$	۹۳/۸۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر این اساس تابع هزینه و سیستم معادلات سهم (معادلات (۱) و (۲)) با اعمال محدودیت‌ها و با روش SUR تخمین زده شده و بعد از رفع خودهمبستگی بین اجزاء اختلال ضرایب نهایی در جدول (۴) به صورت زیر به دست آمده‌اند:

جدول ۴- نتایج برآورد معادلات (۱) و (۲) بعد از رفع خود همبستگی

ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t	ضریب	مقدار	آماره t
$\alpha_{.}$	-۰/۳۶	-۱/۵۸	α_{KK}	-۰/۰۴	-۶/۸۵	α_{EZ}	-۰/۰۰۲	-۰/۱۰
α_Y	۱/۱۹	۱/۹۷	α_{KE}	-۰/۰۰۱	-۰/۵۱	α_T	۰/۰۱	۱/۰۳
α_{YY}	-۸/۶۱	-۳/۲۱	α_{EE}	-۰/۰۲	-۰/۸۹	α_{LT}	-۰/۰۱	-۳/۶۲
α_L	۰/۰۳	۰/۱۳	α_{LY}	۰/۰۱	۰/۲۳	α_{KT}	-۰/۰۰۵	-۰/۸۲
α_K	۰/۸۶	۲۲/۰۸	α_{KY}	-۰/۱۱	-۲/۰۷	α_{ET}	۰/۰۳	۱/۱۸
α_E	۰/۱۷	۱/۱۲	α_{EY}	-۰/۰۱	-۰/۲۸	α_{TT}	-۰/۰۰۱	-۰/۹۷
α_{LL}	-۰/۰۰۱	-۰/۰۶	α_Z	-۰/۱۱	-۱/۳۷	α_{YT}	-۰/۰۲	-۰/۹
α_{LK}	۰/۰۰۰۵	۰/۱۰	α_{LZ}	-۰/۰۳	-۱/۲۵			
α_{LE}	-۰/۰۱	-۰/۴۳	α_{KZ}	-۰/۰۴	-۱/۱۱			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* ضرایب مربوط به سهم هزینه‌ی مواد اولیه از طریق محدودیت‌های تقارن و همگنی محاسبه خواهد شد.

هم‌چنین نتایج نشان دادند که ضریب تعیین R^2 و هم‌چنین آماره‌ی دوربین-واتسون برای هر یک از معادلات بالا و رقم قابل قبولی بوده که گویای برازش خوب مدل است.

نتایج حاصل از این بررسی در دو بخش به ترتیب ذیل عنوان می‌گردد:
بخش اول) بررسی تابع هزینه‌ی بخش صنعت، با تأکید بر ویژگی‌های تابع ترانسلوگ

- بررسی تقعر تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل

به منظور بررسی این موضوع، ماتریس هشین تابع هزینه به صورت زیر محاسبه شده است:

$$H = \begin{bmatrix} -0.25 & 0.12 & 0.01 & 0.15 \\ 0.18 & -0.22 & 0.09 & 0.71 \\ 0.03 & 0.05 & -0.1 & 0.08 \\ 0.01 & 0.18 & -0.13 & -6.77 \end{bmatrix}$$

محاسبات مربوطه نشان می‌دهند که:

$$|H_1| = -0.25 < 0, |H_2| = 0.03 > 0, |H_3| = -0.003 < 0, |H_4| \cong 0$$

یعنی ماتریس هشین شبه معین منفی است، در نتیجه تابع هزینه برآورد شده شبه مقعر می‌باشد.

- بررسی صعودی بودن تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده‌ها

صعودی بودن تابع هزینه بستگی به علامت سهم‌های هزینه برآورد شده دارد. چون این سهم برای تمام عوامل طی سال‌های ۸۵-۱۳۵۳ همواره مثبت است، لذا این شرط برقرار می‌باشد.

- آزمون خصوصیت هموتتیک بودن تابع تولید

هموتتیک بودن بدین معناست که تغییر مقیاس تولید در نسبت یا سهم استفاده از عوامل تولید اریب ایجاد نخواهد کرد. به عبارتی دیگر، اگر مقیاس تولید تغییر کند نسبت به کارگیری عوامل تغییر نخواهد کرد. در مدل حاضر اگر تمام پارامترهای α_{Yi} تفاوت معنی‌داری از صفر نداشته باشند می‌توان گفت تکنولوژی تولید هموتتیک است.

براساس برآورد سه پارامتر $\alpha_{LY}, \alpha_{KY}, \alpha_{EY}$ ، این پارامترها از نظر آماری برابر صفر نمی‌باشد. پس این فرض که تکنولوژی تولید هموتتیک است، رد نخواهد شد. اما جهت اطمینان بیش‌تر از عدم هموتتیک بودن تابع تولید، بایستی از آزمونی که برابری صفر این پارامتر را آزمون کند، استفاده کرد که در این تحقیق از آزمون والد جهت بررسی این موضوع استفاده شده است:

جدول ۵- آزمون هموتتیک بودن تابع تولید

Wald Test:			
Null Hypothesis:	C(13)=0		
	C(14)=0		
	C(15)=0		
Chi-square	3.823892	Probability	0.2811

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون این قید توسط آزمون والد (جدول ۵)، نتیجه قبلی را تأیید می‌کند. با توجه به مقدار آماره‌ی چی - دو محاسبه شده (۳/۸۲) و سطح اهمیت نهایی مربوطه (۰/۲۸) فرض هموتتیک بودن تابع تولید در تمامی سطوح اهمیت مرسوم را نمی‌توان رد کرد.

- آزمون بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید

تکنولوژی دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است اگر و فقط اگر به صورت $C(W,Y)=Y.C(W)$ قابل تجزیه باشد. شرط فوق در مدل تخمین زده شده فقط در صورتی برقرار است که پارامترهای $\alpha_{iY}, \alpha_{YY}, \alpha_{YT}$ همه از نظر آماری برابر صفر باشند و مضافاً پارامتر α_Y نیز از نظر آماری برابر یک باشد. اما نسبت‌های t در جدول (۴) نشان می‌دهند که ضرایب α_{iY} همگی برابر صفر نیستند، در نتیجه این فرض (بازدهی ثابت نسبت به مقیاس) رد می‌شود. هم‌چنین جهت اطمینان بیش‌تر در این مطالعه این فرضیه به طور هم‌زمان توسط آماره‌ی چی - دو آزمون می‌گردد:

جدول ۶- آزمون بازدهی ثابت نسبت به مقیاس

Wald Test:			
Null Hypothesis:	C(2)=1		
	C(3)=0		
	C(13)=0		
	C(14)=0		
	C(15)=0		
	C(25)=0		
Chi-square	93.88352	Probability	0.000000

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به این ترتیب مشاهده می‌شود که آماره‌ی آزمون چی - دو محاسبه شده برای این آزمون مقداری حدود ۹۴ و سطح اهمیت نهایی مربوط به آن برابر صفر است که نشان از رد فرضیه‌ی صفر مبنی بر بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید دارد.

- آزمون شکل کاب - داگلاس بودن تابع تولید

شرط کاب - داگلاس بودن این است که تابع هزینه‌ی کاب - داگلاس باشد. لازمه برقراری این شرط در مدل برآورد شده این است که پارامترهای α_{Yi} و α_{Yj} از نظر آماری برابر صفر باشند.

با توجه به نسبت t در جدول (۴) می‌توان به این نکته واقف شد که بیش‌تر پارامترهای فوق‌الذکر به طور معنی‌داری مخالف صفر هستند، این بدان معنی است که تابع تولید بخش صنعت دارای شکل کاب - داگلاس نیست و شکل پیشنهادی ترانسلوگ شکل مناسبی برای تابع هزینه و در نتیجه ساختار تولید خواهد بود. البته جهت اطمینان بیش‌تر از نتیجه مذکور، این آزمون به وسیله آماره‌ی آزمون چی - دو به‌طور هم‌زمان بررسی می‌گردد:

جدول ۷- آزمون شکل کاب داگلاس بودن تابع تولید

Wald Test:			
Null Hypothesis:	C(3)=0		
	C(8)=0		
	C(9)=0		
	C(11)=0		
	C(13)=0		
	C(15)=0		
Chi-square	126.6444	Probability	0.00000

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه آزمون مطابق انتظار شکل کاب- داگلاس بودن را رد می‌کند. پس به صورت آزمون هم‌زمان نیز فرض صفر مبنی بر کاب- داگلاس بودن تابع تولید رد می‌شود.

- محاسبه‌ی کشش‌ها

محاسبه‌ی کشش‌های جزئی خودی و جانشینی آلن - آزوا^۱

مطابق کار بلکوربی و راسل^۲، کشش‌های جانشینی متقاطع آلن، درجه‌ی جانشینی بین دو نهاده را نشان می‌دهند. این نوع کشش‌ها برای تابع هزینه‌ی ترانسلوگ به صورت معادله‌ی (۳) قابل محاسبه خواهد بود:

1- Allen Partial Elasticity of Substitution.

2- Blackorby and Russel (1975).

$$AES_{ij} = \frac{\alpha_{ij}}{S_i S_j} + 1 \quad (3)$$

$$AES_{ii} = \frac{\alpha_{ii} + S_i^{\gamma} - S_i}{S_i^{\gamma}}$$

با توجه به نتایج حاصل از برازش مدل اصلی و روابط بالا، کشش‌های جانشینی آلن برای نهاده‌های بخش صنعت، مطابق جدول زیر می‌باشد.^۱

جدول ۸- کشش‌های جزئی خودی و جانشینی آلن

	نهاده	L	K	E	R
نیروی کار	L	-۲/۷۵	۱/۰۲	۱/۱۷	۱/۲۵
سرمایه	K		-۱	۰/۹۸	۰/۲۸
انرژی	E			-۱۱	۱/۰۵
مواد اولیه	R				-۸/۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از نتایج جدول (۸) پیداست، همه کشش‌های جزئی خودی آلن، علامت مورد انتظار (منفی) را دارند که رابطه‌ی معکوس بین قیمت و مقدار تقاضا را نشان می‌دهد. هم‌چنین نتایج کشش‌های جانشینی نشان می‌دهند که سرمایه، انرژی و مواد اولیه با نیروی کار، انرژی و مواد اولیه با سرمایه و هم‌چنین مواد اولیه با انرژی نهاده‌های جانشین (کشش جانشینی بزرگ‌تر از صفر) می‌باشند.

محاسبه‌ی کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا

کشش‌های قیمتی تقاضا برای تابع هزینه‌ی ترانسلوگ از رابطه‌ی (۴) به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{ii} &= AES_{ii} \times S_i \\ \varepsilon_{ij} &= AES_{ij} \times S_j \\ \varepsilon_{ji} &= AES_{ij} \times S_i \end{aligned} \quad (4)$$

نتایج حاصل از محاسبه‌ی این کشش‌ها برای تابع برآورد شده در این مطالعه، در جدول (۹) آورده شده است:

۱- برای محاسبه کشش‌ها از متوسط سهم هزینه نهاده‌ها استفاده شده است.

جدول ۹- کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا

	نهاده	L	K	E	R
نیروی کار	L	-۰/۷۲	۰/۴۶	۰/۱۴	۰/۱۹
سرمایه	K	۰/۲۸	-۰/۴۵	۰/۱۲	۰/۰۴
انرژی	E	۰/۳۳	۰/۴۴	-۱/۰۲	۰/۱۶
مواد اولیه	R	۰/۳۵	۰/۱۳	۰/۱۳	-۱/۲۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌دست آمده از محاسبه‌ی کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا در جدول (۹) نشان‌دهنده‌ی این است که همه کشش‌های قیمتی خودی دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی می‌باشند. مقدار کشش قیمتی مواد اولیه، از لحاظ قدر مطلق بیش از کشش قیمتی سایر نهادها می‌باشد. به عبارت دیگر، حساسیت تقاضای نهاد مواد اولیه در بخش صنعت ایران به تغییرات قیمت خود بیش‌تر از سه نهاد دیگر است. در مقابل، مقدار کشش قیمتی نهاد سرمایه کم‌تر از سایر نهادهاست؛ بدین مفهوم که حساسیت تقاضای نهاد سرمایه در بخش صنعت ایران به تغییرات قیمت خود کم‌تر از سه نهاد دیگر است. دلیل این موضوع را نیز می‌توان سرمایه‌بر بودن این صنعت عنوان نمود. هم‌چنین قدر مطلق مقدار عددی کشش‌های قیمتی خودی نهادهای نیروی کار و سرمایه کم‌تر از یک بوده و لذا می‌توان گفت که تقاضا برای این دو نهاد در بخش صنعت بی‌کشش می‌باشد.

محاسبه‌ی کشش‌های جانشینی موری شیما^۱ MSE^۱

مطابق کار بلکوری و راسل، کشش جانشینی موری شیما برای تابع ترانسلوگ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MSE_{ij} = \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{jj} \quad i \neq j \quad (5)$$

که در آن ε_{ij} کشش قیمتی متقاطع تقاضای دو نهاد i و j و ε_{jj} کشش قیمتی خودی نهاد j می‌باشد. جدول (۱۰)، مقادیر کشش‌های جانشینی موری شیما را برای مدل برآورد شده در این تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱۰- کشش‌های جانشینی موری شیما (MSE)

	نهاده	L	K	E	R
نیروی کار	L		۰/۹۱	۱/۱۶	۱/۴۶
سرمایه	K	۱		۱/۱۴	۱/۳۱
انرژی	E	۱/۰۵	۰/۸۹		۱/۴۳
مواد اولیه	R	۱/۰۷	۰/۵۸	۱/۱۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ملاحظه می‌گردد کشش نسبت عوامل نیروی کار و انرژی، نیروی کار و مواد اولیه، سرمایه و انرژی، سرمایه و مواد اولیه، هم‌چنین انرژی و مواد اولیه بزرگ‌تر از یک است که جانشینی قوی بین دو به دوی این عوامل را نشان می‌دهد. این موضوع را از روی کشش‌های آلن نیز می‌توان دید. بقیه کشش‌های جانشینی موری شیما، کوچک‌تر از یک بوده و دارای علامت مثبت می‌باشند. به عبارت دیگر رابطه‌ی میان نهاده‌ها به صورت جانشینی می‌باشد. تفسیر دیگر کشش جانشینی موری شیما بدین ترتیب است که برای مثال اگر نسبت قیمت‌های سرمایه به نیروی کار به اندازه‌ی یک درصد رشد داشته باشد، تقاضا برای نسبت نهاده‌های نیروی کار به سرمایه به اندازه‌ی ۰/۹۱ درصد رشد خواهد داشت.

تغییرات سهم نسبی هزینه هر عامل تولیدی از کل هزینه‌ی تولید، در قبال تغییرات قیمت نهاده مورد نظر را می‌توان از طریق رابطه‌ی (۱۰) به دست آورد:

$$\omega_{ij} = 1 - MES_{ij} \quad (۶)$$

نتیجه اثر تغییر قیمت عوامل روی سهم نسبی هزینه، در جدول (۱۱) به صورت زیر نشان داده شده است.

جدول ۱۱- اثرات تغییر قیمت نهاده‌ها روی سهم هزینه‌ها

	نهاده	L	K	E	R
نیروی کار	L		۰/۰۹	-۰/۱۶	-۰/۴۶
سرمایه	K	۰		-۰/۱۴	-۰/۳۱
انرژی	E	-۰/۰۵	-۰/۱۱		-۰/۴۳
مواد اولیه	R	-۰/۰۷	-۰/۴۲	-۰/۱۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این جدول کشش‌های منفی بین نهاده‌ها، بیانگر یک کاهش معنی‌دار در سهم هزینه‌ای بین نهاده‌ها، در قبال افزایش نسبی قیمت آن‌ها می‌باشد.

محاسبه‌ی کشش هزینه، کشش مقیاس

کشش مقیاس، درصد تغییر محصول نسبت به درصد تغییر در کل نهاده‌ها را نشان می‌دهد که از عکس کشش هزینه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon = (\varepsilon_{CY})^{-1} = (\partial \ln C / \partial \ln Y)^{-1} = (\alpha_Y + \alpha_{YY} \ln Y + \sum_{i=1}^2 \alpha_{iY} \ln W_i)^{-1} \quad i = L, K, E, R \quad (7)$$

مقدار عددی محاسبه شده برای کشش هزینه با استفاده از متوسط مقادیر متغیرها در طول دوره، در جدول (۱۲) آورده شده است.

جدول ۱۲- کشش هزینه، کشش مقیاس و تغییرات تکنیکی برآورد شده

کشش هزینه	کشش مقیاس	شاخص تغییرات فنی
۰/۵۵	۱/۸۲	-۰/۲۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با استفاده از میانگین مقادیر متغیرها در طول دوره‌ی ۸۵-۱۳۵۳، مقدار عددی به‌دست آمده برای کشش هزینه ۰/۵۵ می‌باشد؛ در نتیجه مقدار عددی کشش مقیاس ۱/۸۲ خواهد بود که نشان دهنده‌ی آن است که تولید در بخش صنعت دارای بازده فزاینده نسبت به مقیاس می‌باشد. به عبارت دیگر، افزایش تولید سبب افزایش هزینه به‌میزان کم‌تر از تولید می‌شود و این امر موجب خواهد شد که هزینه‌ی متوسط تولید نزولی شود و چون صنعت در قسمت نزولی هزینه‌ی متوسط تولید قرار دارد، لذا حداکثر سود در بازار رقابتی وجود ندارد و تولیدکنندگان باید برای حداکثر کردن سود خود تولید را افزایش دهند.

- محاسبه‌ی شاخص تغییرات فنی

هم‌چنین در جدول (۱۲) شاخص تغییرات تکنیکی (کاهش در هزینه را در نتیجه‌ی تغییرات فنی اندازه‌گیری می‌کند)، که از طریق تابع هزینه و با استفاده از میانگین مقادیر متغیرها به صورت زیر محاسبه می‌گردد؛ نشان داده شده است:

$$\varepsilon_t = -(\partial \ln C / \partial T) = -[\alpha_T + \alpha_{TT}T + \alpha_{YT} \ln Y + \sum_{i=1}^4 \alpha_{iT} \ln W_i] \quad (8)$$

$i = L, K, E, R$

نتیجه‌ی محاسبه شده برای تغییرات تکنیکی نشان می‌دهد که به طور متوسط نرخ تغییر تکنولوژیکی در طول دوره‌ی مطالعه برابر (۰/۲۸-) بوده که از نظر اندازه، رقم قابل توجهی است و بیان می‌کند که پیشرفت تکنولوژی در ایران، نقش قابل توجهی در هزینه‌ی بخش صنعت داشته است. به عبارت دیگر این رقم بیان‌کننده‌ی آن است که به‌طور متوسط در طول دوره‌ی مورد بررسی به‌دلیل پیشرفت تکنولوژیکی ۲۸٪ از هزینه‌ی تولید کاسته شده است.

- محاسبه‌ی شاخص انحراف مقیاس اقتصادی نسبت به عوامل تولید

در صورت عدم تغییر در قیمت نهاده‌ها یا تغییر متناسب در قیمت آن‌ها مشاهده می‌شود که تغییر در مقیاس تولید یک واحد اقتصادی به شرط ثابت ماندن تمام خصوصیات فنی فرایند تولید، نیاز به یک یا چند نهاده را به همراه افزایش (کاهش) سهم نهاده‌ها افزایش (کاهش) خواهد داد. این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Gd_i = \frac{\partial S_i}{\partial \ln Y} \quad (9)$$

در صورتی که تغییر مقیاس تولید به افزایش سهم هزینه‌ی یک نهاده و در نتیجه به افزایش میزان استفاده از آن عامل منجر شود، گفته می‌شود که تغییر در مقیاس تولید سبب تمرکز در استفاده از آن نهاده شده است و یا نسبت به این عامل تولید "نهاده‌بر" شده است، این در صورتی است که $Gd_i > 0$ باشد. در صورتی که تغییر در مقیاس تولید به کاهش سهم هزینه‌ی یک نهاده و در نتیجه به کاهش میزان استفاده از آن عامل منجر شود گفته می‌شود که تغییر در مقیاس تولید نسبت به این عامل تولید، "نهاده اندوز" شده است و این هنگامی است که $Gd_i < 0$ باشد و در صورتی که $Gd_i = 0$ شود، به این مفهوم است که تغییر در مقیاس تولید تأثیری بر میزان مصرف نهاده‌ی i ندارد و یا به عبارتی تغییرات مقیاس تولید اثری بر تمرکز استفاده از عامل i ندارد.

شاخص عنوان شده برای سهم هر یک از نهاده‌های بخش صنعت به صورت جدول (۱۳) محاسبه شده است:

جدول ۱۳- محاسبه‌ی شاخص انحراف مقیاس اقتصادی نسبت به عوامل تولید بخش صنعت

مواد اولیه	انرژی	سرمایه	نیروی کار
۰/۱۶	-۰/۰۲	-۰/۱۸	۰/۰۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نتایج جدول (۱۳) نشان می‌دهد، شاخص انحراف مقیاس اقتصادی برای نهاده‌های سرمایه و انرژی، منفی و برای نهاده‌های نیروی کار و مواد اولیه مثبت می‌باشد؛ نشان می‌دهد تغییر مقیاس تولید سبب تمرکز در استفاده از نهاده‌های نیروی-کار و مواد اولیه شده و برعکس، نهاده‌های سرمایه و انرژی نهاده اندوز شده‌اند.

- محاسبه‌ی شاخص انحراف سهم عامل i نسبت به تغییرات تکنیکی

این شاخص که از طریق رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$Ib_i = \frac{\partial S_i}{\partial T} \quad (10)$$

چنان‌که مثبت (منفی) باشد، بیانگر آن است که تغییرات تکنیکی سبب افزایش (کاهش) سهم عامل i و در نتیجه استفاده‌ی بیش‌تر (کم‌تر) از این عامل شده است. این شاخص برای هر کدام از عوامل تولید بخش صنعت کشور، به صورت زیر محاسبه شده است:

جدول ۱۴- محاسبه‌ی شاخص انحراف سهم عامل i نسبت به تغییرات تکنیکی در بخش صنعت

نیروی کار	سرمایه	انرژی	مواد اولیه
-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۱	۰/۰۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از محاسبه‌ی شاخص انحراف سهم عوامل تولید نسبت به تغییرات تکنیکی نشان می‌دهد که در بخش صنعت تغییرات تکنیکی سبب کاهش سهم نیروی کار، سرمایه و انرژی از هزینه‌ی کل و برعکس سبب افزایش سهم هزینه‌ی مواد اولیه شده است.

بخش دوم) بررسی تابع هزینه‌ی بخش صنعت با تأکید بر قضیه دوگان

- اثرات آزادسازی تجاری بر بهره‌وری

اثر آزادسازی تجاری بر تابع هزینه، با محاسبه‌ی کشش تابع هزینه نسبت به این متغیر و به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$A_Z = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Z} = \alpha_Z + \alpha_{LZ} \ln\left(\frac{P_L}{P_R}\right) + \alpha_{KZ} \ln\left(\frac{P_K}{P_R}\right) + \alpha_{EZ} \ln\left(\frac{P_E}{P_R}\right) \quad (11)$$

این اثر از جنبه‌ی تولید نیز عبارت است از:

$$\beta_Z = -A_Z \div \eta_{CY} \quad (12)$$

که در آن η_{cy} کشش هزینه به تولید است که به شکل زیر حاصل می‌شود:

$$\eta_{CY} = \alpha_Y + \alpha_{YY} \ln Y + \alpha_{LY} \ln\left(\frac{P_L}{P_R}\right) + \alpha_{KY} \ln\left(\frac{P_K}{P_R}\right) + \alpha_{EY} \ln\left(\frac{P_E}{P_R}\right) \quad (۱۳)$$

با توجه به داده‌های سری زمانی موجود، کشش هزینه نسبت به متغیر آزادسازی تجاری منفی است و مقدار آن برابر $(-۰/۲۶)$ می‌باشد. این عدد بیان می‌کند که یک درصد افزایش در حجم تجارت از طریق آزادسازی تجاری، هزینه‌های تولیدی بخش صنعت را $۰/۲۶$ درصد کاهش خواهد داد (اثر دوگان بهره‌وری). از سوی دیگر، کشش هزینه به تولید که با توجه به معادله‌ی (۱۵) محاسبه می‌شود $۰/۵۵$ بوده و در نتیجه کشش تولید نسبت متغیر آزادسازی تجاری مثبت و معادل $(۰/۴۷)$ می‌باشد که نشان‌دهنده $۰/۴۷$ درصد افزایش در تولید در نتیجه افزایش یک درصد حجم تجارت است (اثر اولیه بهره‌وری). اثر بهره‌وری حاصل از آزادسازی تجاری در کاهش هزینه (اثر دوگان) و در افزایش تولید (اثر اولیه)، در جدول (۱۵) نشان داده شده است:

جدول ۱۵- اثر اولیه و دوگان بهره‌وری حاصل از آزادسازی تجاری

	اثر دوگان بهره‌وری	اثر اولیه بهره‌وری
متغیر آزادسازی تجاری	$-۰/۲۶$	$۰/۴۷$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

- اثرات محدودیت‌های تجاری بر بهره‌وری

در این بررسی از نسبت مالیات به عنوان متغیر نشان‌دهنده‌ی موانع تجاری استفاده شده است که با توجه به اطلاعات موجود به شکل زیر محاسبه می‌گردد:

$$Tax Ratio = \frac{\text{مالیات بر حجم تجارت}}{\text{کل حجم تجارت}} = \frac{Tax}{X+M} \quad (۱۴)$$

به منظور آزمون این مطلب که "آیا محدودیت‌های تجاری به بهره‌وری صنعت لطمه می‌زند یا خیر؟"، می‌بایست در سیستم معادلات اولیه به جای متغیر آزادسازی تجاری از متغیر نسبت مالیات استفاده گردد و سپس کشش تابع هزینه نسبت به متغیر نسبت مالیات (که معیاری برای نمایش محدودیت‌های تجاری است)، به صورت رابطه (۱۵) محاسبه شود:

$$A_{Tr} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Tr} = \alpha_{Tr} + \alpha_{L,Tr} \ln\left(\frac{P_L}{P_R}\right) + \alpha_{K,Tr} \ln\left(\frac{P_K}{P_R}\right) + \alpha_{E,Tr} \ln\left(\frac{P_E}{P_R}\right) \quad (۱۵)$$

نتایج مربوط به تخمین این کشش در جدول (۱۶) نشان داده شده است:

جدول ۱۶- کشش تابع هزینه نسبت به متغیر tr

کشش تابع هزینه	Tax Ratio
۰/۱۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول فوق بیان می‌کند که کشش تابع هزینه به نسبت مالیات (۰/۱۵)، مثبت است و از نظر آماری به این معناست که یک درصد کاهش در نسبت مالیات، هزینه‌ی تولید در بخش صنعت را ۰/۱۵ درصد کاهش خواهد داد.

- اثرات حاصل از آزادسازی تجاری بر تقاضای نهاده‌ها

هدف در این قسمت بررسی آن است که تقاضای نهاده‌های تولید (نیروی کار، سرمایه، انرژی و مواد اولیه)، چگونه تحت تأثیر اقدامات مربوط به آزادسازی تجاری قرار می‌گیرد. بدین منظور، می‌بایست کشش تقاضای نهاده‌ها نسبت به متغیر آزادسازی تجاری (Z) به شکل زیر محاسبه شود:

$$\begin{aligned}\eta_{LZ} &= \frac{\alpha_{LZ}}{S_L} + \eta_{CZ} & (16) \\ \eta_{KZ} &= \frac{\alpha_{KZ}}{S_K} + \eta_{CZ} \\ \eta_{EZ} &= \frac{\alpha_{EZ}}{S_E} + \eta_{CZ} \\ \eta_{RZ} &= \frac{\alpha_{RZ}}{S_R} + \eta_{CZ}\end{aligned}$$

جزء اول از سمت راست تساوی‌های فوق، شدت اثرپذیری نهاده‌های تولید از متغیر آزادسازی تجاری و جزء دوم اثر حاصل از آزادسازی تجاری بر بهره‌وری را نشان می‌دهد. به منظور مقایسه‌ی چگونگی تأثیرپذیری تقاضای نهاده‌ها از آزادسازی تجاری، اندازه‌ی شدت اثرپذیری هر یک از نهاده‌ها نسبت به سهم صادرات در GDP (Z_1) و سهم واردات در GDP (Z_2) محاسبه شده و در جدول (۱۷) آورده شده است:

جدول ۱۷- شدت اثرپذیری نهاده‌ها به متغیرهای Z_2 و Z_1

	$\frac{\alpha_{LZ}}{S_L}$	$\frac{\alpha_{KZ}}{S_K}$	$\frac{\alpha_{EZ}}{S_E}$	$\frac{\alpha_{RZ}}{S_R}$
Z_1	۰/۱۸	۰/۰۲	-۰/۳۳	-۰/۱۳
Z_2	۰/۲۸	۰/۰۷	-۰/۰۱	-۰/۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

این نتایج گویای این مطلب است که افزایش در نسبت صادرات، منجر به اتخاذ آن روش تولیدی توسط بنگاه‌ها می‌شود که به سمت صرفه‌جویی در انرژی و مواد اولیه و استفاده‌ی بیش‌تر از نیروی کار و سرمایه‌گرایش دارد. افزایش در نسبت واردات نیز در همین جهت حرکت می‌کند، یعنی منجر به کاهش استفاده از انرژی و مواد اولیه و افزایش استفاده از نیروی کار و سرمایه خواهد شد.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

نتایج مقاله در دو بخش ارائه می‌شود:

بخش اول) بررسی تابع هزینه‌ی بخش صنعت با تأکید بر ویژگی‌های تابع ترانسلوگ

در این بخش نشان داده شده که تابع هزینه‌ی مورد استفاده در این مطالعه شبه مقعر و نسبت به قیمت نهاده‌ها صعودی است، هم‌چنین تابع تولید مورد نظر هموتتیک بوده و دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و شکل کاب - داگلاس نیست، یعنی شکل پیشنهادی ترانسلوگ شکل مناسبی برای تابع هزینه و در نتیجه ساختار تولید خواهد بود.

با استفاده از محاسبه‌ی کشش‌های جزئی خودی و جاننشینی آلن-آزاوا، رابطه‌ی معکوس بین قیمت و مقدار تقاضای نهاده‌ها اثبات شده است. نتایج به‌دست آمده از محاسبه کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع تقاضا هم نشان دهنده‌ی این است که همه کشش‌های قیمتی خودی دارای علامت صحیح و مورد انتظار منفی می‌باشند.

کشش نسبت عوامل نیروی کار و انرژی، نیروی کار و مواد اولیه، سرمایه و انرژی، سرمایه و مواد اولیه، هم‌چنین انرژی و مواد اولیه بزرگ‌تر از یک بوده که جاننشینی قوی بین دو به دوی این عوامل را نشان می‌دهد. بقیه‌ی کشش‌های جاننشینی موری شیم، کوچک‌تر از یک بوده و دارای علامت مثبت می‌باشند. به عبارت دیگر رابطه‌ی میان نهاده‌ها به صورت جاننشینی می‌باشد. هم‌چنین مقدار عددی به‌دست آمده برای کشش هزینه‌ی ۰/۵۵ می‌باشد، در نتیجه مقدار عددی کشش مقیاس ۱/۸۲ خواهد بود؛ که نشان‌دهنده‌ی آن است که تولید در بخش صنعت دارای بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس می‌باشد. نتیجه‌ی محاسبه شده برای تغییرات تکنیکی هم نشان می‌دهد که به طور متوسط نرخ تغییر تکنولوژیکی در طول دوره‌ی مطالعه برابر (۰/۲۸-) بوده که از نظر اندازه، رقم قابل توجهی است و بیان می‌کند که پیشرفت تکنولوژی در ایران، نقش قابل توجهی در هزینه‌ی بخش صنعت داشته است.

با محاسبه‌ی شاخص انحراف مقیاس اقتصادی نسبت به عوامل تولید نیز نشان داده شده است که شاخص انحراف مقیاس اقتصادی برای نهاده‌های سرمایه و انرژی منفی و برای نهاده‌های نیروی کار و مواد اولیه مثبت می‌باشد که بیان می‌کند تغییر مقیاس تولید سبب تمرکز در استفاده از نهاده‌های نیروی کار و مواد اولیه شده و برعکس، نهاده‌های سرمایه و انرژی نهاده‌اندوز شده است. نتایج حاصل از محاسبه‌ی شاخص انحراف سهم عوامل تولید نسبت به تغییرات تکنیکی هم نشان می‌دهد که در بخش صنعت تغییرات تکنیکی سبب کاهش سهم نیروی کار، سرمایه و انرژی از هزینه‌ی کل و بر عکس سبب افزایش سهم هزینه‌ی مواد اولیه شده است.

بخش دوم) بررسی تابع هزینه‌ی بخش صنعت با تأکید بر قضیه دوگان

در این بخش با محاسبه‌ی کشش هزینه نسبت به متغیر آزادسازی تجاری نشان داده شده است که مقدار این کشش منفی و معادل $(-۰/۲۶)$ می‌باشد (اثر دوگان بهره‌وری). از سوی دیگر، کشش هزینه به تولید $۰/۵۵$ بوده و در نتیجه‌ی کشش تولید نسبت متغیر آزادسازی تجاری مثبت و معادل $(۰/۴۷)$ خواهد بود (اثر اولیه بهره‌وری).

مقدار عددی کشش تابع هزینه به نسبت مالیات $(۰/۱۵)$ نیز مثبت به دست آمد و از نظر آماری به این معناست که یک درصد کاهش در نسبت مالیات، هزینه‌ی تولید در بخش صنعت را $۰/۱۵$ درصد کاهش خواهد داد.

در نهایت مقدار عددی شدت اثرپذیری هر یک از نهاده‌ها به متغیر آزادسازی تجاری نیز گویای این مطلب است که افزایش در نسبت صادرات، منجر به اتخاذ آن روش تولیدی توسط بنگاه‌ها می‌شود که به سمت صرفه‌جویی در انرژی و مواد اولیه و استفاده‌ی بیش‌تر از نیروی کار و سرمایه‌گرایی دارد. افزایش در نسبت واردات نیز در همین جهت حرکت می‌کند، یعنی منجر به کاهش استفاده از انرژی و مواد اولیه و افزایش استفاده از نیروی کار و سرمایه خواهد شد.

فهرست منابع

- ۱- ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و تمدن نژاد، علیرضا (۱۳۸۸). بررسی رابطه‌ی تجارت خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه: روش گشتاورهای تعمیم یافته"، دو فصل‌نامه‌ی دانش و توسعه، ۲۶، صص ۴۴.
- ۲- ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن (۱۳۸۸). اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، انتشارات دانشگاه تهران.

- ۳- بابازاده، محمد و قدیمی دیزج، خلیل و رضایی بختیار، علیرضا (۱۳۸۶). آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی ایران، پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، ۲۶.
- ۴- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران، سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۵۳)، اداره‌ی حساب‌های اقتصادی.
- ۵- بختیاری و سالم، (۱۳۸۷). اثرات آزادسازی تجاری بر تجارت محصولات زیربخش‌های صنعتی ایران، پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، ۲۷-۱۵.
- ۶- جعفری صمیمی، احمد، فرهنگ، صفر، رستم‌زاده، مهدی و محمدزاده، مهدی (۱۳۸۸). تأثیر توسعه‌ی مالی و آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، ۴، ۲۱-۱.
- ۷- ذوقی‌پور، آمنه و زیبایی، منصور (۱۳۸۸). بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر بخش‌های اقتصادی ایران: مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، پژوهش‌های اقتصادی، ۳، ۱۱۳-۱۳۸.
- ۸- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۸۹). جهانی‌سازی، انتشارات دانشگاه تهران.
- ۹- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۸۶). آزادسازی اقتصادی از تئوری تا عمل، انتشارات سمت.
- ۱۰- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۸۳). مطالعه‌ی کاربردی و نظری پیرامون اثرات تعرفه بر رشد اقتصادی در جمهوری اسلامی ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۶۶، ۵۶-۲۵.
- ۱۱- راسخی، سعید، جعفری صمیمی، احمد و زمانی، اکبر (۱۳۸۸). مبانی نظری اثر آزادسازی اقتصادی بر تجارت درون صنعت: یک مطالعه‌ی موردی برای ایران، تحقیقات اقتصادی، ۸۶، ۶۲-۳۹.
- ۱۲- عباسی‌نژاد، حسین و وافی‌نجار، داریوش (۱۳۸۳). بررسی کارایی و بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و تخمین کشش نهاده‌ای و قیمتی انرژی در بخش صنعت و حمل و نقل با روش *TSL*، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۶۶، ۱۳۷-۱۱۳.
- ۱۳- گرجی، ابراهیم و علیپوریان، معصومه (۱۳۸۵). تحلیل اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، ۴۰، ۲۰۳.

- ۱۴- مصری نژاد، شیرین و ابراهیمی، سعید (۱۳۸۵). *اثر آزادسازی تجاری بر عملکرد بخش صنعت در کشورهای در حال توسعه*، فصل‌نامه‌ی اقتصاد مقداری، ۹، ۱۱۵.
- ۱۵- مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر
- ۱۶- مهرآرا، محسن و محسنی، رضا (۱۳۸۳). *آثار تجارت خارجی بر بهره‌وری: مورد ایران*، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۶۶، ۸۹-۵۷.
- 17- Acar Mustafa, (2010). *Free Trade, Economic Freedoms and Prosperity*, Bilig, 53, 1-28
- 18- Amiti M, Konings J. (2007). *Trade Liberalization, Intermediate Input and Productivity: Evidence from Indonesia*, American Economic Review, 7(5), 1611-1638
- 19- Bela Balassa, *Exports and Economic growth*, Journal of Development Economic, 5 (1987), 191-189.
- 20- Chand Satish, (1999). *Trade Liberalization and Productivity Growth: Time series Evidence from Australia*, Economic Record, 75(228), 28-36.
- 21- Dowrick, S., & J. Golley, (2004). *Trade Openness and Growth: who Benefits?*, Journal Of Oxford Review of Economic Policy, 20, 38-56.
- 22- Edmond Sheehey, *Exports and Economic growth*, The Journal of development studies 1990, 111-116.
- 23- Gibson Mark J. (2006). *Trade liberalization, Reallocation and Productivity*, Job Market Paper, 1-42.
- 24- Marie Daumal (2010). *The Impact of Trade Openness on Regional Inequality: The Cases of India and Brazil*, Document De Travail UMR DIAL, 1-29.
- 25- Mans Soderbom, & Francis Teal, (2003). *Openness and Human Capital as Sources of Productivity Growth: An Empirical Investigation*, Department of Economics, 1-35.
- 26- Majeed, Q., Sadia, M., Masood, A., & Muhammad, S. (2010). *Trade Liberalization Total Factor Productivity*. Pakistan economic and social review, 48(1), 61-84.
- 27- Nishimizu, M., & page, G.M. (1991). *Trade Policy, Market- Orientation and Productivity change in Industr'*. In Jame.De.Melo and Ander Sapir, Trade and Economic Reform, Basill Blackwell, Cambridge
- 28- Paul Staya (2009). *Modeling Productivity Effects of Trade Openness: a Dual Approach*, Australian Economic Paper, 48(2), 28-36
- 29- Shafaeddin S.M. (2005). *Trade liberalization and Economic Reform in Developing Countries: Structural Change or De-Industrialization?*, United Nation Conference on Trade and Development, 179, 1-33

- 30- Sharma, K. Oczkowski, E. (2000). *Liberalization and Productivity Growth: The Case of Manufactured Industry in Nepal*". Oxford Development studies, 28, 205-222.
- 31- Tayebi, S., Emadzadeh, K., & Sheikh Bahai, M. A. (2008). *Exports of industrial and human capital on total factor productivity and economic growth in member countries of the OIC*, European Economics Review, 5(2), 35-78.
- 32- Teweldemedhin MY, Van Schalkwyk HD. (2010). *The Impact of Trade Liberalization on south African Agricultural Productivity*, African Journal of Agricultural Research, 5(12), 1380-1387.
- 33- Thirlwall Anthony (2000). *Trade Liberalization and Economic Growth: Theory and Evidence*, Economic Research Papers, 63, 1-30.
- 34- Tybout, James R., & Daniel Westbrook M. (1995). *Trade Liberalization and the dimensions of Efficiency Chang in Mexican Manufacturing Industries*, Journal of International Economics, 53-78.
- 35- Wong Sara A. (2006). *Productivity and Trade Openness: Micro-level Evidence From Manufacturing Industries in Ecuador 1997-2003*, working paper, 43.