فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۱۶/ پاییز ۱۳۸۲/ صفحات۲۲-۱

اثرات بلند مدت و کوتاه مدت آموزش عالی برعرضه صادرات صنعتی ایران

دکتر سید کمیل طیبی*
شیرین اربابیان**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۳/٤ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۲/٦/۳۱

چکیده

فن آوری و دانش فنی درتولید کالاهای صنعتی نقش عمده‌ای را ایفا می‌کند و نیروی کاری که از سطح دانش فنی و آموزش بیشتری برخوردار باشد، قادر است در چرخه تولید پویایی و تحول تکنولوژیک ایجاد کرده، سبب زایش ظرفیت تولید صادرات و توان رقابت در بازارهای بین‌المللی شود. مقاله حاضر، در پی آن است که تأثیر آموزش عالی را بر عرضهٔصادرات صنعتی مورد بررسی قرار دهد و به آزمون این فرضیه بپردازد که آموزش عالی در بلندمدت بر عرضه صادرات صنعتی ایران اثر مثبت دارد. برای این منظور، با ارائه یک چارچوب نظری و با استفاده از روش یوهانسن – جوسیلیوس و مکانیسم تصحیح – خطا به ترتیب، روابط بلندمدت و کوتاه مدت عرضه صادرات صنعتی ایران برآورد می‌شود. نتایج کسب شده فرضیه فوق را به ویژه در بلند مدت تأیید می‌کند. بدین منظور، ضریب برآورد شده آموزش عالی در الگوی بلند مدت بیانگر انعطاف پذیری بالای صادرات صنعتی نسبت به آموزش است، حال آنکه، این نوع آموزش در کوتاه مدت تأثیر معنی داری روی متغیر صادرات نداشته است. آمار و اطلاعات مورد استفاده از منابع آماری معتبر، برای دوره زمانی ۱۳۴۵-۱۳۷۸ به دست آمده‌اند.

واژه‌های کلیدی: آموزش عالی،عرضه صادرات صنعتی،رابطه تعاملی، اثرات کوتاه مدت، اثرات بلند مدت.

* عضوهیئت علمی‌دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
Email: komail@econ.ui.ac.ir
**دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه اصفهان

۱. مقدمه

امروزه، مسلم شده است که بین رشد اقتصادی و صادرات هر کشور ارتباط تنگاتنگی وجود دارد. عده‌ای از نظریه پردازان اقتصاد بین‌الملل با اعتقاد فوق‌العاده به نقش تجارت در رشد و توسعه اقتصادی از آن به عنوان موتور رشد[1] نام می‌برند (بالاسا، ۱۹۷۸)[2].

اهمیت روزافزون استقلال از درآمدهای نفتی، به دلیل نوسانات و بی‌ثباتی قیمت نفت و بازار جهانی آن‌که درآمدهای کشورهای صادرکننده نفت، به ویژه درآمد دولت و اقتصاد کشورمان را به شدت متأثر می‌سازد، موجب شده که نقش صادرات غیر نفتی فراتر از ابزاری برای کسب درآمدهای ارزی مطرح شود، به‌گونه‌ای که نظر بسیاری از صاحب نظران و پژوهشگران اقتصاد و توسعه به سمت یافتن راهکارهای اساسی برای توسعه صادرات غیر نفتی معطوف شده و اساساً، گ‌س‌ت‌رش ای‌ن ن‌وع صادرات از محوریت راهبردی برخوردار شده است.

از طرف دیگر، سرمایه انسانی نیز از جمله مقولات مورد بحث اقتصاددانان است. نگاهی به مراحل تمدن بشری نشان می‌دهد که نقش انسان از نیروی کار ساده (قدرت بازو و کار فیزیکی) به سرمایه انسانی (دانش و مهارت) که مهمترین عامل تولید به شمار می‌آید، تکامل یافته است، به طوری که ملت‌ها همواره به دنبال ارتقای کیفیت نیروی انسانی خود هستند، زیرا، معتقدند که تولید بیشتر در گرو نیروی کار ماهر و آموزش دیده است (مردوخی (۱۳۶۸). در حقیقت، در ادبیات جدید از نقش نیروی انسانی در فرایند تولید به عنوان عامل سرمایه انسانی که از بهره‌وری بالایی برخوردار است، یاد می‌شود. در این راستا، می‌توان به تجربه کشور چین طی دوره ۱۹۷۹-۱۹۹۴ اشاره کرد که در فرایند رشد اقتصادی به تدریج از اهمیت سرمایه فیزیکی به عنوان یک عامل اساسی تولید کاسته شد. به این صورت که، اگرچه در طول دوره ۱۹۵۲-۱۹۷۸، ۶۵ درصد از رشد تولید با تشکیل سرمایه و تنها ۱۸درصد از آن با بهره‌وری صورت گرفته بود، سهم بهره‌وری طی دوره۱۹۷۹-۱۹۹۴ به ۴۲ درصد رسید. به طوری که در اوایل دهه ۱۹۹۰، رشد بهره‌وری از تشکیل سرمایه که به عنوان یک عامل غالب در رشد اقتصاد چین مطرح بود، سبقت گرفت.این بهبود بهره‌وری را می‌توان به عواملی از جمله تخصیص مجدد نیروی کار از کشاورزی سنتی به بخش های صنت و خدمات و لزوم به‌کارگیری آموزش‌های مختلف در این بخش‌ها و همچنین، سیاست درهای باز چین برای تجارت خارجی و سرمایه گذاری خارجی نسبت داد(زولیو وخان،۱۹۹۶)[3].

1. Engine of Growth.
2. Balassa (1978).
3. Zuliu and Khan. Mohsin S. (1996).

اگرچه بخشی از صادرات یک کشور زاییده قواعد بازی حاکم بر فضای تجارت خارجی است و به خصوص متأثر از تجارت متقابل کشورها است، و نیز تا حد زیادی در کشورهای در حال توسعه رشد مواد خام در افزایش آن تأثیر گذار است، با این حال، صادرات بخش‌های واقعی اقتصاد از جمله صنعت، ظرفیت تولیدی و رشد اقتصادی است که این نیز به نوبه خود به سرمایه فیزیکی وآموزش نیروی کار به عنوان سرمایه انسانی وابسته است. در این میان، آموزش عالی معرف مهمترین نوع سرمایه‌گذاری انسانی بوده که با ارتقای مهارت‌ها، دانش و توان فنی می‌تواند زمینه ساز نگرش عمیق‌تری به رشد تولید و توسعه صادرات صنعتی باشد.

به عبارت روشن‌تر، ایجاد مهارت از طریق گسترش دامنه آموزش و تشکیل سرمایه انسانی در فرایند تولید، رشد اقتصادی و سپس، جهش صادرات را در پی خواهد داشت. دلالت نظری موضوع در چارچوب پیشرفت‌های فنی به گونه‌ای است که این پیشرفت‌ها، با تجسم یافتن در عامل انسانی تأثیر مثبت روی رشد تولید ایجاد می‌کند. با این حال، این نکته را نیز باید مد نظر قرار داد که ساختار عرضه اقتصاد نقش مهمی‌را در رقابتی شدن تولید به ویژه، در کشورهای در حال توسعه ایفا می‌کند. با توجه به کشش پذیری عرضه، متغیر صادرات نیز به عنوان یک عامل تأثیر گذار بر رشد تولید در کنار سایر عوامل تعیین کننده وارد الگوی تولید می‌شود. از طرف دیگر، در یک رابطه علی، رشد تولید بر رشد صادرات نیز تأثیرگذار است و این هنگامی است که افزایش ظرفیت و توان تولیدی منجربه افزایش عرضه کالاهای صادراتی می‌شود. افزون بر این، پژوهشگرانی مثل وود و برگ (۱۹۹۷)،[1] معتقدند رشد صادرات کالاهای صنعتی نسبت به صادرات کالاهای اولیه وابستگی ریشه‌ای به مهارت‌های نیروی انسانی دارد. این، درحالی است که سیاست‌ها و جهت‌گیری‌های تجاری کشورها کمتر بر رشد صادرات کشورها تأثیر گذارند. بنابراین، عواملی مثل تحقیق و توسعه (R&D) و آموزش عالی که شرایط نوآوری و ارتقای بهره‌وری نیروی انسانی را فراهم می‌سازند، می‌توانند منجربه ارتقای کیفیت نهاده‌های تولید و رشد فن‌آوری در عرضه صادرات شوند.

بدین ترتیب، این مقاله به بررسی نقش آموزش عالی در عرضه صادرات صنعتی ایران در دوره ۱۳۴۵-۱۳۷۸ می‌پردازد و به این سؤال پاسخ می‌دهد که ارتقای کمی‌وکیفی آموزش عالی به چه میزان بر توسعه صادرات صنعتی ایران از دو جنبه کوتاه مدت و بلندمدت تأثیرگذار است. براین اساس، بخش دوم این مقاله، به مبانی نظری موضوع می‌پردازد و رابطه نظری صادرات و آموزش را تحلیل می‌کند. بخش سوم، اختصاص به تصریح الگوی عرضه صادرات صنعتی ایران دارد و بخش چهارم به بررسی نتایج

1. Wood and Berge(1997).

حاصل از برآورد این الگو می‌پردازد. بخش پایانی این مقاله به نتیجه گیری و ارائه نکات پیشنهادی اختصاص خواهد داشت.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲. مبانی نظری تحقیق

۲-۱. صادرات و رشد اقتصادی

در بسیاری از مطالعات انجام شده، به کشف روابط علّی بین صادرات و رشد اقتصادی توجه خاصی مبذول شده است. این فرایند، نگرش مهمی‌را بر رابطه بین صادرات و رشد محصول ایجاد کرده است. مفهوم صادرات منجر به رشد[1](ELG) که در عمل یک رابطه علّی را بین صادرات و رشد محصول پیشنهاد می‌کند، به خصوص در میان سیاست‌گزاران کشورهای در حال توسعه و تازه صنعتی شده عمومیت دارد (کوان و کوک۱۹۹۶)[2]. پذیرش وسیع فرضیه ELG در میان پژوهشگرانی مانند فدر[3] (۱۹۸۳) و کروگر[4] (۱۹۹۰) و همچنین، کارشناسان بانک جهانی، زمینه بیشتری را در جهت نگرش به راهبرد برون‌گرایی ویا به عنوان یک سیاست مؤثر توسعه اقتصادی فراهم کرده است.

علی‌رغم آنکه بهمنی اسکویی و دیگران(۱۹۹۱)[5]، نتایجی را در جهت حمایت از فرضیه تشویق صادرات ارائه می‌کنند، و نیز در نتایج حاصل از بررسی‌های بالاسا[6] (۱۹۷۸)، خان[7] (۱۹۸۸)، توکلی و کریمی(۱۳۷۶)، برادران شرکاء و صفری (۱۳۷۷)، در مورد کشورهای پیشرفته و در حال توسعه و دو مطالعه اخیر مربوط به ایران، رابطه مثبت و معنی‌داری بین رشد تولید داخلی و رشد صادرات مشاهده شده است، یانگ و مارشال (۱۹۸۵)[8] هیچ رابطه معنی‌داری را بین دو متغیر فوق برای مجموعه‌ای از کشورهای آفریقایی نمی‌یابند.

دودارو[9] (۱۹۹۳) هم نشان می‌دهد که رشد صادرات و رشد اقتصادی رابطه علّی دو جانبه ضعیفی دارند. از این منظر، عوامل ارتباط دهنده به ویژه در کشورهای اخیر و یا کمتر توسعه یافته از قابلیت چندانی برای برقراری صادرات برای رشد ویا رشد برای صادرات برخوردار نیستند.

روابط علّی بین صادرات و رشد اقتصادی را می‌توان از دو نظر مورد توجه قرار داد. اینکه، صادرات علت رشد اقتصادی است و یا بالعکس، رشد تولید بر توسعه صادرات تأثیر می‌گذارد. از نگاه اول، متغیر صادرات در کنار منابع اساسی رشد یعنی نیروی کارو موجودی سرمایه به عنوان یک متغیر توضیحی

1. Engine of Growth.
2. Kwan and Kwok (1996).
3. Feder (1983).
4. Krueger (1990).
5. Bahmani Oscouei, et al. (1991).
6. Balassa (1978).
7. Khan (1988).
8. Jung and Marshall (1985).
9. Dodaro (1993).

وارد تابع تولید می‌شود. در این خصوص، می‌توان به الگوی تعدیل شده فدر (۱۹۸۳) اشاره کرد. برخی از نویسندگان مانند بالاسا (۱۹۷۸) فرض می‌کنند که رشد بهره‌وری کل عوامل(TFP)[1] ارتباط مثبت با نرخ رشد صادرات دارد، و در صورت پی‌گیری سیاست توسعه صادرات، ارزهای صادرات یا امکان واردات سرمایه‌ای را فراهم ساخته و با انتقال فن‌آوری، بهره‌وری کل عوامل افزایش می‌یابد.

عده دیگری از پژوهشگران مانند فدر(۱۹۸۳) و تایلر[2] (۱۹۸۱)، معتقدند که رشد صادرات منجر به آثار جانبی مثل بزرگتر شدن بازار تقاضای کالاهای صادراتی و همچنین، رقابتی ترشدن این نوع کالاها می‌شود.

از سوی دیگر، جریان علّیت رشد صادرات و رشد تولید در جهت مخالف جریان فوق است، یعنی رشد محصول منجر به رشد صادرات می‌شود. در این حالت، رشد کیفی عوامل که موجب رشد بهره‌وری کل عوامل می‌شود تا آنجایی بر سطح محصول کل اثر می‌گذارد که موجب افزایش تولید کالاهای صادراتی نیز می‌شود. به عبارت دیگر، به هر میزان سهم بهره‌وری کل عوامل در رشد تولید بالاتر باشد، سهم تولیدات رقابت پذیر و صادرات در ترکیب تولید بیشتر است. لوکاس[3] (۱۹۸۸)، فرم جدیدی از تابع تولید کاب-داگلاس را در نظر می‌گیرد که اثرات خارجی در آن ملاحظه شده است. به عبارتی، فرض می‌کند که افزایش در سرمایه انسانی دارای اثر اضافی ناشی از ارتقای بهره‌وری کل بر سطح محصول است. یک فرم کلی از تابع تولید ارائه شده لوکاس به صورت $Q= f(K,L,H)$ قابل طرح است، که درآن، سرمایه انسانی(H) در کنار سرمایه فیزیکی(K) و اشتغال(L)، تغییرات تولید (Q)را توضیح می‌دهد. در عمل، هر یک از عوامل توضیح دهنده که گسترش ظرفیت تولیدی را موجب گردد، می‌تواند منجربه افزایش ظرفیت کالاهای صادراتی نیز بشود.

۲-۲. آموزش و رشد اقتصادی

تجربه کشورهای پیشرفته نشان می‌دهد که توضیح نرخ رشد اقتصادی تنها از طریق افزایش سرمایه فیزیکی و جمعیت شاغل، ناکافی است و همان طور که در بخش قبلی تبیین شد، افزون بر سرمایه فیزیکی نیروی کار، عامل دیگری وجود دارد که رشد اقتصادی این جوامع را تشدید کرده است. این عامل، که به «مازاد» یا «باقی‌مانده» معروف شده، علت اساسی افزایش بهره‌وری سرمایه و نیروی انسانی به حساب می‌آید. در عمل، این عامل ناشی از نوآوری‌های فنی و پیشرفت‌های کیفی در روش‌های تولید

10.Total Factor Productivity (TFP).
1 .Tyler (1981).
2. Lucas (1988).

است، به طوری که توضیح دهنده بخش مهمی‌از رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته به حساب می‌آید و به طور مستقیم و یا غیر مستقیم، با سطح بالاترآموزش و پرورش در ارتباط است (عمادزاده، ۱۳۷۴).

در منابع و پژوهش‌های مربوط به نقش آموزش در رشد اقتصادی، معمولاً، اولین خاستگاه نظریه سرمایه انسانی را نظریات شولتز[۱] (۱۹۵۰) می‌دانند. به نظر وی، توانایی‌های اکتسابی انسان‌ها مهمترین منبع رشد بهره‌وری و توسعه اقتصادی است، و علاوه بر دو عامل نیروی کار و سرمایه فیزیکی، عوامل دیگری نظیر بهبود در کیفیت نیروی کار در سطح فن‌آوری و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در روند رشد اقتصادی مشارکت عمده‌ای دارند. ساخاروپولوس[۲] (۱۹۷۲)، در یک مطالعه تجربی نشان داده است که طی سال‌های ۱۹۲۹-۱۹۵۶، ۲۰ الی۴۰ درصد رشد درآمد ملی در ایالات متحده امریکا به علت سرمایه‌گذاری‌های آموزشی بوده است. دنیسون[۳] (۱۹۶۷)، سرمایه انسانی را بهبود در کیفیت کار انسان می‌داند و برای اندازه گیری آن، تفاوت‌های درآمدهای نیروی کار با سطح تحصیلات مختلف را ملاک قرار می‌دهد. یورگنسون و گریلیچز[۴] (۱۹۶۹)، سرمایه انسانی را معادل افزایش بهره‌وری نیروی کار یا سرمایه دانسته‌اند. آنها، در یک تابع تولید خطی همگن، همان تعدیلاتی را که دنیسون برای نیروی کار انجام داده بود، برای متغیر سرمایه انجام دادند. والترز و رابینسون[۵] (۱۹۸۳)، یک تابع تولید از نوع کاب داگلاس تصریح کردند که فقط سه متغیر سرمایه، نیروی کار و آموزش را دربر می‌گرفت، با این تفاوت که معیارهای اندازه‌گیری آنان با متغیرهای نیروی کار و آموزش در مطالعات قبلی متفاوت بود. آنها از چندین شاخص مثل تعداد دانش‌آموزان ثبت نام شده در مدارس ابتدایی و متوسطه دولتی، مخارج آموزشی براساس تعداد دانش‌آموزان به تفکیک دوره‌های ابتدایی و متوسطه و یا تعداد مدارک اخذ شده به عنوان معیاری از توسعه سطوح آموزشی بالاتر از متوسطه برای اندازه گیری متغیر آموزش استفاده کردند. نتایج به دست آمده حاکی از آن بود که گسترش آموزش مبتنی بر گسترش آموزش عالی با وقفه زمانی، اثر مثبت بر رشد تولید داشته است (قارون، ۱۳۷۳).

مانکیو و همکاران[۶] (۱۹۹۲)، از نرخ ثبت نام مقطع متوسطه به عنوان جانشین متغیر سرمایه انسانی استفاده کرده و به این نتیجه رسیدند که متغیر سرمایه انسانی در همهٔ موارد از لحاظ آماری معنی‌دار است. ریمو[۷] (۱۹۹۵)، برای بررسی نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ژاپن از اطلاعات دوره زمانی

3. Sehultz (1950).
1. Psacharopoulos (1972).
2. Denison (1967).
3. Jorgenson and Griliches (1969).
4. Walters and Rubinson (1983).
5. Mankiw,et.al (1992).
6. Raymo(1995).

۱۹۷۰-۱۹۹۱ استفاده کرد تا سهم آن را در تولید ناخالص داخلی یا رشد اقتصادی بسنجد. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که مخارج صرف شده در آموزش و متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، به عنوان دو شاخص سرمایه انسانی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ژاپن داشته است.

۲-۳. سرمایه انسانی و تجارت خارجی

در دنیای امروز یکی از وجوه بارز تمایز میان کشورها، نیروی کار متخصص و آموزش دیده آنهاست. در این راستا، ادعا می‌شود کشورهایی که از نیروی کار ماهر فراوان برخوردارند به تولید و صادرات کالاهایی که «مهارت بر»[1] هستند، اقدام می‌کنند.

بر [illegible] نیروی [illegible] ماهر فراوان یافت می‌شود، تولید و صادرات آنها نیز فاقد مهارت است. مهارت به کار رفته در کالاها را می‌توان به وسیله نسبت نیروی انسانی متخصص و فنی در کل نیروی کار یک صنعت اندازه‌گیری کرد (رحیمی‌بروجردی،۱۳۷۴).

در بسیاری از مطالعات انجام شده مثل بانک جهانی، یک همبستگی مثبت بین ترکیب صادراتی و عملکرد توسعه یافته اند، به گونه ای که در کشورهای آسیای شرقی که در سال‌های اخیر با جهش صادراتی روبه‌رو بوده‌اند، صادرات صنعتی بسیار سریع‌تر از صادرات مواد اولیه رشد کرده است. یک دلیل عمده‌ای که این مطالعات بدان اشاره می‌کنند، نقش مهارت (و یا به تعبیری سرمایه انسانی) و شکل‌گیری آن در فرایند تولید به عنوان یک عامل تعیین کننده هم از نظر مزیت نسبی در صنایع و هم از لحاظ رشد اقتصادی است. افزون بر این، به زعم وود(۱۹۹۷)، کشورها با برخورداری از نسبت بالای مهارت، دارای یک مزیت نسبی در تولیدات صنعتی و کشورها با یک نسبت پایین تر در مهارت از مزیت نسبی در صادرات اولیه بهره مند می‌شوند ومی‌توان این نتیجه را مبتنی بر یک فرم تعدیل شده ای از نظریه هکشر- اوهلین دانست. به طوری که کشورهایی که دارای منابع طبیعی فراوان هستند، در صورتی می‌توانند محصولات صنعتی تولید و صادرکنند که سطح مهارت نیروی کار در آن کشورها بالا باشد، چنانچه، سطح مهارت پایین باشد، صادرات آن کشور روی کالاهای اولیه متمرکز خواهد شد.

همچنین، نتایج رگرسیون داده‌های مقطعی برای ۸۰ کشور در حال توسعه و توسعه یافته به وسیله مایر[2] (۱۹۹۶)، نشان داد که سرمایه انسانی و منابع طبیعی در تعیین ترکیب صادرات دارای اهمیت است، به طوری که علی رغم وفور منابع طبیعی، کمبود نیروی انسانی ماهر تهدیدی برای صادرات است.

۳. ارائه الگوی عرضه صادرات صنعتی

7. Skill - intensive.
1 . Mayer (1996).

هدف این بخش، توسعه یک چارچوب نظری مناسب به منظور بررسی تجربی روابط بلندمدت وکوتاه مدت میان عرضه صادرات صنعتی وآموزش در بخش صنعت کشور است. برای استخراج تابع عرضه صادرات معمولاً، از نظریه‌های تولید استفاده می‌شود. بدین جهت، یک بنگاه صادرکننده سود خود را تحت هزینه ثابت به حداکثر می‌رساند، به گونه‌ای که عرضه کالاهای صادراتی به طور مثبت با قیمت نسبی کالاها و ظرفیت تولیدی بنگاه مرتبط می‌شود (کُهلی،۱۹۸۷)[۲].

همچنین، صادرکنندگان با حداقل کردن هزینه‌های ایجاد ارزش افزوده داخلی، سود خود را حداکثر می‌کنند. بدین منظور، تابع عرضه صادرات آنها علاوه بر اینکه به طور مثبت با نسبت قیمت صادراتی به قیمت داخلی(P_x/P_d) ارتباط می‌یابد، تحت تأثیر ذخیره سرمایه ثابت (Kx) بنگاه نیز قرار می‌گیرد. ولی، از آنجایی که عمدتاً داده‌های مربوط به ذخیره سرمایه ثابت برای کشورهای در حال توسعه در دسترس نیست، و از طرفی، موجودی سرمایه بخشی از ظرفیت تولیدی واحدهای اقتصادی را نشان می‌دهد، فرض می‌شود که سرمایه ثابت و یا به طور کلی ظرفیت تولیدی در بخش صادرات، یک نسبت ثابتی از روند تولید ناخالص داخلی واقعی(GDP) کشور است. از نظر خان و نایت(۱۹۸۸)[۱]، یک تابع عرضه صادرات به صورت زیر قابل تصریح است:

$$LX = \beta_0 + \beta_1 L\,(Px/Pd) + \beta_2\ LGDP \qquad (1)$$

که در آن، $\beta_1, \beta_2>0$، LX و L(Px/Pd) و LGDP به ترتیب، لگاریتم صادرات، لگاریتم قیمت نسبی صادرات (قیمت صادراتی به قیمت داخلی) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی هستند.

افزون بر این، در ادبیات موضوع عرضه کالاهای صادراتی تحت تأثیر عوامل دیگری مانند نرخ ارز، فن‌آوری و رشد بازارهای داخلی قرار می‌گیرد. ولدخانی(۱۳۷۶)، مهرآرا (۱۳۷۷)، رحیمی‌بروجردی(۱۳۷۷)، باند[۲](۱۹۸۷) و طیبی و توکلی (۱۳۷۹) در مطالعات خود بر تأثیرگذاری متغیرهایی مثل نرخ ارز آزاد، ارزش افزوده بخش‌های صادراتی و مصرف بخش خصوصی تأکید داشته‌اند. با این حال، طیبی و فرهادی کیا (۱۳۷۹)، به این نتیجه رسیده‌اند که چون در ایران همواره تضعیف پول ملی از طریق سیاست‌های پیمان ارزی، نرخ‌های متعدد ارز، نرخ واریزنامه‌ای ارز و سایر سیاست‌های ارزی شکل گرفته است، کلیه تسهیلات، تشویق‌ها و محدودیت‌های ریالی و غیرریالی به صادرکننده در نرخ مؤثر ارز صادراتی نمایان می‌شود. همچنین، با فرض اینکه صادرات غیرنفتی به عنوان یک فعالیت حاشیه‌ای و پسماند از تقاضای داخلی در اقتصاد ایران بوده است، می‌توان متغیر مصرف بخش خصوصی را به عنوان شاخصی از تقاضای داخلی در الگو وارد کرد. در حقیقت، مصرف بخش خصوصی جزء تعدیل کننده میزان عرضه صادرات غیرنفتی است و

2 .Kohli (1978).
1 . Khan and Knight (1988).
2 .Bond (1987).

انتظار می‌رود که با افزایش مصرف خصوصی از میزان عرضه صادرات کاسته شود. در عمل، دو متغیر ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف خصوصی جایگزین های مناسبی برای تولید ناخالص داخلی نیز محسوب می‌شوند (فاینی،۱۹۹۴)[۳]. همین طورکه در بخش‌های قبلی بحث شد و با توجه به نتایج مطالعاتی نظیر ریمو(۱۹۹۵)، مایر(۱۹۹۶)، که سرمایه انسانی را در تولید و صدور کالاهای صنعتی مؤثر می‌دانند، متغیر سرمایه انسانی در الگوی عرضه صادرات صنعتی وارد می‌شود و انتظار می‌رود که دارای اثر مثبت بر صادرات این نوع کالاها باشد.

مبانی بحث از این جهت قابل بیان است که وود و برگ(۱۹۹۷)، با استفاده از منطق هکشر- اهلین جریان تجاری کشورها را به سمت صدور کالاهایی می‌دانند که دارای مزیت نسبی هستند و معتقدند کشوری که از نسبت بالاتری از سطح مهارت برخوردار است، اقدام به صادرات صنعتی می‌کند. آنها، با معرفی یک فرم تجربی جریان عرضه صادرات صنعتی را ناشی از سطح مهارت که توسط آموزش های کلاسیک کسب شده دانسته و در یک تصریح مشخص نسبت صادرات صنعتی به صادرات اولیه را تابع مثبتی از نسبت سرمایه انسانی به منابع اولیه در نظر گرفته‌اند،$X_m/X_n=f(H/R)$ که در آن X_m و X_n به ترتیب صادرات صنعتی و صادرات اولیه است، همچنین، H وR نشان دهنده سطح آموزش و منابع اولیه است.

بنابراین، با الهام از مطالعات مذکور و چگونگی تأثیرگذاری هر یک از متغیرها، الگوی استوکاستیک عرضه صادرات صنعتی به صورت زیر قابل تصریح است:

$$LXNIR_t = \Psi_0 + \Psi_1 LYI_t + \Psi_2 LCO_t + \Psi_3 LEF_t + \Psi_4 LPI_t + \Psi_5 LHI_t + U_t \qquad (۲)$$

که در آن: $\Psi_2 < 0 \ , \ \Psi_i > 0 \ , \quad i = 1,3,4,5$

$LXNIR_t$، لگاریتم صادرات صنعتی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱)[۱] در زمان t

LYI_t، لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱) در زمان t

LCO_t، لگاریتم مصرف بخش خصوصی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱) در زمان t

LEF_t ، لگاریتم نرخ ارز مؤثر صادراتی (بر مبنای واحدهای ریال به ازای یک دلار آمریکا) در زمان t

LPI_t، لگاریتم شاخص قیمت نسبی صادراتی (شاخص قیمت کالاهای صادراتی صنعتی تقسیم برشاخص قیمت کالاهای تولید و مصرف شده داخلی در بخش صنعت براساس قیمت‌های ثابت سال۱۳۶۱) در زمان t

3 .Faini (1994).

۱. صادرات صنعتی به میلیون دلار است که بر اساس شاخص قیمت جهانی (۱=۱۹۸۲) تعدیل شده است.

LHI_t ، لگاریتم شاخص سرمایه انسانی (نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل شاغلان در بخش صنعت)

U_t، جزء استوکاستیک عامل اخلال در زمان t

انتخاب LHI بدین دلیل است که بتوان شاخص دقیق‌تری از سرمایه انسانی در بخش صنعت کشور شناسایی کرد به گونه‌ای که به طور بالقوه عامل تغییر و نوآوری در فرایند تولید قرار بگیرد و نمایانگر مهارت و توانایی بیشتر افراد باشد. افزون بر این، انتظار مثبت بودن ضریب آن در الگو، نشان دهنده ایجاد مزیت نسبی در صادرات صنعتی خواهد بود، زمانی که افزایش سرمایه انسانی در فرایند تولیدی بخش صنعت قرار گیرد.

حال، با استفاده از الگوی نظری عرضه صادرات صنعتی ارائه شده در رابطه (۳)، متغیرهای مورد نظر در یک الگوی خودرگرسیون برداری(VAR)[1] نیز به صورت زیر در نظر گرفته می‌شوند:

$$X_t = [\ LXNIR_t\ ,\ LYI_t\ ,\ LCO_t\ ,\ LEF_t\ ,\ LPI_t\ ,\ LHI_t\ ] \qquad (۳)$$

در عمل، می‌توان به روش یوهانسون (۱۹۹۰) و یوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۱) و مکانیزم تصحیح خطا(ECM) به آزمون تأثیرگذاری سرمایه انسانی و سایر متغیرها بر عرضه صادرات صنعتی پرداخت و روابط تعادلی بلند مدت و کوتاه مدت مربوط به آن را برآورد کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

2. Vector Auto-regressive Model.

۴. نتایج حاصل از برآورد الگو

روش بررسی در این مقاله، روش سری های زمانی مبتنی بر تکنیک‌های هم انباشتگی[1] است. مفهوم هم‌انباشتگی از جهاتی بااهمیت است. اول آنکه، هم انباشتگی دو متغیر به معنای وجود یک رابطه بلندمدت یا تعادلی بین آن دو متغیر است، که هر یک به تنهایی متغیرهایی ناایستا[2] هستند. دوم آنکه، هم انباشتگی بین دو متغیر بیانگر یک رابطهٔ با معنی بین آن دو متغیر است، که این خود مشکل رگرسیون کاذب[3]را از بین می‌برد. به عبارت دیگر، رگرسیون‌هایی‌که با استفاده از متغیرهای ناایستا تخمین زده شده‌اند، در صورتی از قابلیت ایستایی برخوردارند که متغیرها دارای رابطه هم انباشتگی باشند. سوم آنکه، متغیرهای هم انباشته دارای یک الگوی تصحیح خطا[4] نیز هستند، که بیانگر رابطه کوتاه مدت بین این متغیرها است. دوره زمانی مورد نظر در برآورد الگوی عرضه صادرات صنعتی شامل سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۸ است، به طوری که داده‌ها واطلاعات سری‌های زمانی متغیرها از پایگاه‌های آماری PDS مربوط به سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و گزارش‌های سالانه بانک مرکزی جهوری اسلامی ایران و آمار مربوط به متغیر اشتغال از برآورد آمارهای سری زمانی اشتغال سازمان مدیریت و برنامه ریزی به دست آمده است (امینی،۱۳۷۹).

بررسی و برآورد رابطهٔ هم انباشتگی و تعادلی از روش‌های مختلف، همچون انگل و گرانجر[5]، الگوی تأخیردار خودرگرسیو[6] و الگوی یوهانسن و جوسیلیوس[7] امکان پذیر است. به کارگیری دو روش اول که براساس پیش فرض وجود تنها یک بردار هم انباشتگی استوار است، در شرایطی که در واقع، بیش از یک بردار هم انباشتگی وجود داشته باشد، مناسب نیست. اما، روش یوهانسن و جوسیلیوس، به عنوان روش برتر می‌تواند روابط بلندمدت را در صورت وجود دو یا چند متغیر، شناسایی و تعیین کند(اندرز۱۹۹۵)[8]. در این روش، برآورد نتایج از طریق حداکثر درست‌نمایی قابل دسترسی است. برای استقرار روش یوهانسن و جوسیلیوس، تعیین مرتبه هم انباشتگی متغیرها از جهت ایستا بودن آنها مشخص می‌شود. از طرفی، شرط لازم برای استفاده از این روش، ایستا بودن متغیرها از یک مرتبه خاص است.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Cointegration.
2. Non-Stationary.
3. Spurious Regression.
4. Error Correction Model.
5. Engle and Granger.
6. Auto-Regressive Lag Model (ARDL).
7. Johansen and Juselius Model.
8. Enders(1995).

بنابراین، برای بررسی ایستایی و ریشه واحد داده ها از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته[1] (ADF) استفاده شده و طول وقفه بهینه براساس معیار آکائیک (AIC) انتخاب شده است. اگر قدر مطلق آماره آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارائه شده(در اینجا کمیت بحرانی در حالت عدم وجود روند ۲/۹۵- و در حالت وجود روند ۳/۵۶- در سطح اطمینان ۵ درصد است) بزرگتر باشد، فرضیه صفر یا به عبارتی وجود ریشه واحد رد می‌شود.

با توجه به جدول (۱) مشاهده می‌شود که قدرمطلق آماره دیکی - فولرتعمیم یافته(ADF) محاسبه شده برای هر یک از متغیرهای بردار VAR در سطح، از قدر مطلق آماره بحرانی کوچکتر بوده، بنابراین، فرضیه صفر یا وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. پس، همه متغیرها در سطح ناایستا هستند.

اما، همان طور که در جدول (۲) نشان داده شده است، با یک بار تفاضل گیری از همه متغیرها آماره دیکی – فولر افزوده (ADF) مربوط به آنها از آماره بحرانی بزرگتر شده و ایستا بودن متغیرها به اثبات می‌رسد. بنابراین، کلیه متغیرهای موجود در الگو، انباشته از درجه یک [I(1)] هستند.

از آنجایی که شرط لازم برای استفاده از روش یوهانسن – جوسیلیوس در برآورد رابطه بلندمدت، ایستایی(پایایی) همه متغیرها از یک درجه و به طور کلی، ایستا بودن ترکیب خطی آنها از درجه صفر است، بنابراین، امکان به کارگیری روش مزبور در اینجا که همه متغیرها انباشته از درجه یک است، وجود دارد (اندرز، ۱۹۹۵).

جدول-۱ . نتایج آزمون دیکی- فولر برای متغیرهای مورد استفاده در تابع عرضه در سطح

متغیرها	وجود روند	
	تعداد وقفه	آماره t دیکی – فولر افزوده (ADF)

پرتال جامع علوم انسانی

9. Augmented Dicky-Fuller.

LXNIR	۰	-۱/۲۴
LYI	۱	-۲/۶۷
LCO	۱	-۲/۶۹
LEF	۲	-۱/۷۳
LPI	۲	-۲/۲۳
LHI	۱	-۲/۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش ADF$_{c,\%5}$ (وجود روند) = -۳/۵۶

به دلیل آنکه روش یوهانسن - جوسیلیوس مبتنی بر خوش رفتار بودن جملات اخلال و به عبارتی برخورداری از صحت فرضیه‌های کلاسیک است، آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلال، عدم خود همبستگی بین جملات اخلال، آزمون واریانس ناهمسانی و آزمون رمزی[1] (RESET) برای تشخیص تصریح صحیح الگو انجام گرفته که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1.Ramsy Reset Test.

جدول -۲. نتایج آزمون دیکی – فولر برای متغیرها در تفاضل مرتبه اول

متغیرها	عدم وجود روند	
	تعداد وقفه	آماره t دیکی – فولر افزوده (ADF) *
ΔLXNIR	۱	-۳/۰۶
ΔLYI	۰	-۳/۳۶
ΔLCO	۰	-۳/۴۴
ΔLEF	۱	-۴/۸۷
ΔLPI	۱	-۳/۶۹
ΔLHI	۰	-۱۱/۵

منبع: یافته‌های پژوهش $ADF_{c,\%5}$ = -۲/۹۵ (عدم وجود روند)

* بیانگر معنی دار بودن در سطح ۵ درصد است.

جدول –۳. نتایج آزمون‌های شناختی

آماره	LXNIR	LYI	LCO	LEF	LPI	LHI
$X^2_{(2)JB}$	۵/۷	۰/۰۱	۱/۶	۰/۱۶	۰/۳۸	۰/۳۴
F_{LM}	۰/۰۴	۲/۹۵	۰/۳۳	۰/۱۵	۴/۵	۲/۳۷
F_{ARCH}	۰/۰۳	۰/۱۳	۱/۱۶	۲/۴	۰/۳۶	۰/۰۹
F_{RESET}	۰/۰۱۲	۰/۹۷	۱/۸	۴ /۱	۰/۸۲	۱/۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش F_{LM} (۱ و ۱۶) = ۸/۵۳ $X^2_{(2)\,JB}$ = ۵/۹۹

نتایج کسب شده حاکی از آن است که الگوی فوق به خوبی تصریح شده و درستی فرضیه‌های کلاسیک برقرار است. به عبارت مشخص‌تر، آمارهٔ JB مبتنی بر توزیع $X^2_{(2)}$، حاکی از نرمال بودن هر یک از باقی‌مانده‌های معادلات مربوط به متغیرها در سیستم VAR است. همچنین، نتایج کسب شده برای آماره‌های F_{LM} و F_{ARCH} گویای عدم خود همبستگی و وجود همسانی واریانس بین عوامل اخلال هستند. در نهایت، نتایج مربوط به آمارهٔ RESET (آزمون رمزی)، صحت تصریح الگو را برای تک تک متغیرها تأیید می‌کند.

براساس معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز (SC)، تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها ۳ خواهد بود. اما، الگوی VAR با این تعداد وقفه دچار مشکل خود همبستگی است و معنی‌دار بودن کلیه ضرایب نیز زیر سؤال می‌رود. همچنین، از آنجایی که تعداد مشاهدات مورد استفاده محدود است و با افزایش تعداد وقفه مشاهدات بیشتری از دست می‌رود، پس از اعتبارضرایب برآوردی متغیرها به دلیل معنی‌دار نشدن آنها کاسته می‌شود. در نتیجه، تعداد وقفه بهینه ۲ مناسب‌تر بوده و با مبانی نظری همخوانی بیشتری خواهد داشت(اندرز،۱۹۹۵).

در الگوی صادرات صنعتی افزون بر متغیرهای اساسی اشاره شده، متغیرهای مجازی DU۵۷ D۷۲ و TD۶۲ وارد می‌شوند. DU۵۷ برای توضیح شکست ساختاری اقتصاد ناشی از انقلاب سال ۱۳۵۷ به کار می‌رود و کمیت یک را در این سال اختیار می‌کند و برای بقیه سال‌ها صفر است. D۷۲، متغیر مجازی مربوط به تک نرخی شدن ارز است که برای سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۳ کمیت یک و برای بقیه سال‌ها صفر در نظر گرفته می‌شود. همچنین، متغیر مجازی TD۶۲ به‌منظور محوری شدن صادرات غیر نفتی در سال های ۱۳۶۲ به بعد کار می‌رود که در آن، تشویق‌های صادراتی و ایجاد روند افزایش صادرات غیر نفتی نسبت به گذشته شدت گرفت.

حال، به منظور تعیین تعداد بردارهای هم انباشته کننده و به طور کلی، مشخص کردن روابط بلندمدت الگوی صادرات صنعتی که در برگیرنده متغیرهای اصلی و مجازی است، از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه[1] و آزمون اثر[2] استفاده شده است که نتایج این دو آزمون به ترتیب، در جدول (۴) و (۵) گزارش شده است.

مطابق با نتایج کسب شده،آزمون حداکثر مقدار ویژه، فرضیه وجودr بردار هم انباشته‌کننده را در برابر فرضیه وجود r+1 بردار هم انباشته کننده مورد آزمون قرار می‌دهد. فرضیه وجودr بردار هم انباشته کننده وقتی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن کوچکتر باشد(نوفرستی،۱۳۷۸). افزون بر این، آزمون اثر فرضیه صفری را آزمون می‌کند که تعداد بردارهای هم انباشته کننده کمتر یا مساوی r باشند. به عبارت دیگر، آزمون اثر، وجود حداکثر r بردار هم انباشته کننده را در مقابل وجود بیشتر از r بردار هم انباشته کننده مورد آزمون قرار می‌دهد. با توجه به نتایج دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و اثر وجود چهار بردار هم انباشته کننده (r = ۴) پذیرفته می‌شود.

جدول-۴. آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشته کننده

1.Maximum Eigen Value Test.
2.Trace Test.

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد
r = ۰	r = ۱	۵۴/۴۶	۴۰/۵۳
r < = ۱	r = ۲	۴۱/۱	۳۴/۴
r < = ۲	r = ۳	۳۳/۲۹	۲۸/۲۷
r < = ۳	r = ۴	۲۷/۵	۲۲/۰۴
r < = ۴	r = ۵	۱۲/۳	۱۵/۸۷
r < = ۵	r = ۶	۳/۷۲	۹/۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول –۵. آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشته کننده

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد
r = ۰	r > = ۱	۱۷۲/۴	۱۰۲/۵۶
r < = ۱	r > = ۲	۱۱۷/۹۳	۷۵/۹۸
r < = ۲	r > = ۳	۷۶/۸۳	۵۳/۴۸
r < = ۳	r > = ۴	۴۳/۵۳	۳۴/۸۷
r < = ۴	r > = ۵	۱۶/۰۳	۲۰/۱۸
r < = ۵	r = ۶	۳/۷۲	۹/۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از مشخص کردن تعداد بردارهای هم انباشتگی، گام بعدی، تخمین رگرسیون از روش یوهانسن-جوسیلیوس، برای به دست آوردن ضرایب بلندمدت است. از بین چهار بردار انباشته کننده و پس از عمل نرمالیزه کردن ضرایب برآورد شده نسبت به ضریب متغیر وابسته، بردار چهارم انتخاب می‌شود، به این دلیل که انطباق بیشتری با نظریه اقتصادی و ساختار اقتصاد ایران دارد، ضرایب نیز از علامت های مورد انتظار برخوردارند. نتایج حاصل در جدول (۶) ارائه شده و حاکی از آن است که ضرایب دارای همان علامت های مورد انتظار نظری هستند.

جدول –۶. ضرایب بلندمدت در الگوی برآورد شده صادرات صنعتی

متغیر	LXNIR	LYI	LCO	LEF	LPI	LHI	Intercept
ضریب متغیر	-۰/۴۲۳	۱/۷۱۸	-۲/۶۱۸	۰/۱۵	۰/۱۵	۱/۱۵۶	۱۵/۸۸
ضریب نرمالیزه شده	-۱	۴/۰۵۸	-۶/۱۸۳	۰/۳۵۴	۰/۳۵۶	۲/۷	۳۷/۵۲

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۷) ملاحظه می‌شود که با استفاده ازآزمون نسبت حداکثر درست‌نمایی (آزمون LR)، معنی‌دار بودن هر یک از ضرایب برآورد شدهٔ بردار هم انباشته کننده که رابطه تعادلی میان متغیرهای الگو را در بلندمدت نشان می‌دهد، مورد تأیید قرار گرفته است.

بنابراین، رابطه بلندمدت عرضه صادرات غیر نفتی صنعتی را می‌توان به صورت زیر معرفی کرد:

$$LXNIR = ۳۷/۵ + ۴/۰۵\ LYI - ۶/۱۸\ LCO + ۰/۳۵\ LEF + ۰/۳۵\ LPI + ۲/۷\ LHI \quad (۴)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول-۷. آزمون معنی‌دار بودن هر یک از ضرایب الگوی برآورد شده

متغیر	LYI	LCO	LEF	LPI	LHI	Intercept
آماره LR با توزیع X^2	۳۵/۸۷	۳۲/۷	۲۱/۷۳	۱۸	۳۸/۳۳	۲۶/۳۴
سطح معنی‌داری پذیرفتن فرضیه صفر	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج رابطه (۴) نشان می‌دهد که بین صادرات صنعتی و آموزش در بلندمدت یک رابطه مثبت وجود دارد. افزون بر این، کلیه ضرایب برآورد شده بیانگر کشش بلندمدت صادرات صنعتی نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی مورد استفاده است. براین اساس، ۱ درصد افزایش (کاهش) درمتغیر آموزش عالی که نسبت شاغلان تحصیل کرده به کل شاغلان بخش صنعت را بیان می‌کند، منجربه ۲/۷ درصدافزایش (کاهش) در تولید و عرضه صادرات صنعتی می‌شود. این نتیجه، تأییدی بر مباحث مطرح شده در بخش‌های قبلی مقاله است، به طوری که آموزش به عنوان سرمایه گذاری در نیروی انسانی تلقی و موجب ارتقای بهره‌وری نیروی انسانی در تولید کالاها ی صنعتی می‌شود.

همچنین، ۱ درصد تغییر در ارزش افزودهٔ بخش صنعت با ۴/۰۵ درصد از تغییرات صادرات صنعتی رابطه تعادلی هم جهت دارد. افزون بر این، به فرض ثبات سایر شرایط، ۱ درصد تغییر در هر یک از متغیرهای دیگر مثل نرخ ارز مؤثر صادراتی، قیمت نسبی و مصرف خصوصی به ترتیب، منجر به حدود ۰/۳۵ درصد، ۰/۳۶ درصد و ۶/۲- درصد تغییر در صادرات صنعتی می‌شوند. از آنجایی که ضرایب متغیرهای آموزش عالی و ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف خصوصی (به عنوان شاخصی از تقاضای داخلی) بزرگتر از یک (قدرمطلق) هستند، کشش‌پذیر بودن صادرات صنعتی نسبت به این متغیرها در بلندمدت مشاهده می‌شود. ضرایب متغیرهای قیمت نسبی و نرخ ارز، کوچکتر از یک هستند که نشانگر کم کشش بودن صادرات صنعتی نسبت به این متغیرها در بلندمدت است. بنابراین، آموزش از جمله عواملی است که در بلندمدت بر عرضه صادرات صنعتی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، به گونه‌ای که تولید و عرضه کالاهای صادراتی حساسیت قابل توجهی نسبت به ارتقای سطح آموزش و ارتقای مهارت‌های فنی دارد.

با توجه به ضریب مصرف خصوصی می‌توان گفت که اولاً، صادرات صنعتی واکنش بسیار شدیدی را نسبت به تغییرات تقاضای داخلی نشان می‌دهد، ثانیاً، افزایش تقاضای داخلی از طریق رشد جمعیت، سیاست تثبیت اقتصادی و ... همواره، اثر منفی روی صادرات صنعتی در بلندمدت داشته است. از آنجایی که نرخ ارز مؤثر صادراتی شامل محدودیت‌ها و تشویق‌های ریالی و غیرریالی برای صادرکنندگان است، می‌توان گفت که سیاست‌های دولت در این زمینه در بلندمدت، اثر زیادی بر جهش صادرات صنعتی نداشته است.

همان‌طور که مشخص شد، کلیه متغیرهای توضیحی در بلندمدت در تبیین رفتار صادرات صنعتی مؤثر هستند. اما، باید توجه داشت که حرکت در جهت تعادل بلندمدت اولاً، به حساسیت عرضه صادرات صنعتی به ابزار سیاستی در کوتاه مدت بستگی دارد، ثانیاً، به سرعت حرکت در جهت تعادل وابسته است. به منظور دست‌یابی به رابطهٔ کوتاه مدت و پویا و همچنین جهت علیت، با استفاده از رابطهٔ رگرسیونی بلندمدت، معادله تصحیح خطا برای صادرات صنعتی برآورد شده است:

$$\Delta LXNIR_t = \underset{}{۰/۴۵}\ \Delta LXNIR_{t-1} + \underset{(۲/۷۷)}{۲/۹۹}\ \Delta LYI_{t-1} - \underset{(۲/۷۵)}{۰/۶۹}\ \Delta LCO_{t-1} - \underset{(-۰/۴۵)}{۰/۸۷}\ \Delta LEF_{t-1} + \underset{(-۳/۲۲)}{}$$

$$+ \underset{(۲/۷۸)}{۰/۶۱}\ \Delta LPI_{t-1} - \underset{(-۰/۱۱)}{۰/۰۶}\ \Delta LHL_{t-1} + \underset{(۰/۷۵)}{۰/۲}\ ECM4(-1) \qquad (۵)$$

$$R^2 = ۰/۷۸ \qquad F = ۵/۶۳ \qquad D.W = ۲/۰۳$$

در الگوی کوتاه مدت(رابطه(۵))، متغیرها در شکل تفاضلی به کار رفته‌اند و بدین ترتیب، ایستا هستند. برای تحلیل معنی‌دار بودن ضرایب و چگونگی واکنش صادرات صنعتی نسبت به متغیرهای توضیحی در کوتاه مدت، می‌توان از آماره‌های t و F استفاده کرد. در این معادله، متغیرها دقیقاً همان متغیرهای رفتار بلندمدت هستند، اگر چه در بلندمدت تمام متغیرها در رفتار صادرات صنعتی مؤثرند، اما در کوتاه مدت، متغیرهای مصرف خصوصی و آموزش عالی معنی‌دار نیستند. از بی‌تأثیر بودن متغیر آموزش بر عرضه صادرات ایران در کوتاه مدت، می‌توان چنین تلقی کرد که آموزش عموماً نوعی سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی است، که انتظار بازدهی آن مستلزم وجود یک افق بلند مدت است. به عبارت واضح‌تر، تولید فکر و ایجاد نوآوری و پیشرفت‌های فنی در تولید وصادرات، مستلزم انباشت دانش است که این مهم از مجرای عوامل مؤثری از قبیل آموزش های تخصصی با کیفیت، سطح بالا ومدت دار از یک سو، و تحقیق وتوسعه از سوی دیگر، امکان پذیر است و این مستلزم گذشت زمان است و در طی یک افق بلند مدت امکان‌پذیر است. بنابراین، طبیعی است که آثار تکنولوژیکی آن نیز ماهیت بلندمدت داشته باشد.

براساس نتایج به دست آمده برای سایر متغیرها، چنین استنباط می‌شود که متغیری مثل نرخ ارز برخلاف بلندمدت آن، تأثیر منفی بر صادرات صنعتی در طی دوره مورد مطالعه داشته است. حال آنکه متغیر ارزش افزوده و قیمت نسبی دارای تأثیرات مثبت بوده اند. اثرمنفی نرخ ارز مؤثر صادراتی در کوتاه مدت بر عرضه صادرات صنعتی می‌تواند به این علت باشد که در کشورهایی نظیر ایران که صادرات صنعتی آنها وابستگی شدیدی به واردات واسطه‌ای سرمایه‌ای دارد، افزایش نرخ ارز باعث افزایش هزینه مواد اولیه وقیمت تمام شده تولید کالاها می‌شود، به طوری که بنگاه‌های صادرکنندهٔ کالاها با مشکل کاهش تولید کالاهای صادراتی رو به رو شده و برای تغییر دادن ترکیب نهاده و کاهش هزینه‌های خود نیاز به زمان بیشتری دارند. بنابراین در کوتاه مدت، اثر افزایش نرخ ارز بر روی صادرات صنعتی می‌تواند منفی باشد. متغیر ECM(-1) که در واقع، مهمترین جزء است و از رگرسیون هم انباشتگی به دست آمده، به خطای تعادلی موسوم است. ضریب برآورد شدهٔ این جزء، سرعت رسیدن به تعادل بلندمدت را از طریق ابزارهای سیاستی لحاظ شده در الگو نشان می‌دهد. معنی‌دار نبودن این ضریب، حاکی از آن است که صادرات صنعتی یک متغیر برون‌زای ضعیف است و منظور از برون‌زای ضعیف این است که صادرات صنعتی بر متغیرهای دیگر اثر نمی‌گذارد، ولی از آنها تأثیر می‌پذیرد.

۵. نتایج و پیشنهادها

نتایج به دست آمده در بخش‌های قبلی این مقاله نشان دادند که تأثیر مثبت آموزش بر عرضه صادرات صنعتی در بلندمدت، بسیار چشمگیر است. ضریب برآورد شده آموزش در الگوی تعادلی بلندمدت، نشانگر انعطاف‌پذیری بالای صادرات صنعتی نسبت به آموزش است. همچنین، نتایج حاصل از برآورد رابطه کوتاه مدت عرضه صادرات صنعتی نشانگر آن است که آموزش در کوتاه مدت تأثیر معنی‌داری روی صادرات صنعتی ندارد، این نتیجه، از آنجا ناشی می‌شود که آموزش عالی نوعی سرمایه‌گذاری محسوب شده وتأثیرگذاری آن مستلزم صرف زمان است، به گونه‌ای که انتظار نمی‌رود درکوتاه مدت بتواند تأثیری برتوسعه صادرات غیر نفتی ایران داشته باشد.

بدین ترتیب، افزایش بهره‌وری منابع داخلی از جمله، تربیت نیروی انسانی ماهر از طریق ارتقای آموزش کارا و مؤثر و فعال کردن ظرفیت‌های تولیدی بلا استفاده کشور به عنوان یک ضرورت صادراتی، برای افزایش تولید صادرات صنعتی تلقی می‌شود و بدون شک، سرمایه‌گذاری نیروی انسانی قادر به ایجاد تحولات چشمگیر در بخش صادرات غیر نفتی است. سرمایه گذاری در منابع انسانی، با بالا بردن سطح مهارت و تخصص نیروی کار و کارآمد کردن و افزایش قابلیت های آن، می‌تواند موجب ارتقای کمیت و کیفیت تولید و بازاریابی بهتر شده و کارایی استفاده از سرمایه های مادی را افزایش دهد.

کمیت و کیفیت برتر تولیدات، منجر به مزیت نسبی در گروه کالاهای صادراتی می‌شود، به گونه‌ای که زمینه رقابت در بازارهای جهانی را فراهم می‌آورد.

همچنین، سایرنتایج این مطالعه نشان دادند که نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی داری بر صادرات صنعتی در بلندمدت دارد، به طوری که می‌توان گفت سیاست یکسان سازی نرخ ارز و تداوم آن جهت تصحیح و واقعی کردن این نرخ بر افزایش قدرت رقابت صادرکنندگان ایرانی در بازارهای جهانی تأثیر گذار است، افزون بر اینکه انگیزه‌های صادراتی آنها را نیز افزایش می‌دهد.

مطابق با نتایج کسب شده، رشد تقاضای داخلی کالاهای قابل تجارت اثر منفی و معنی داری بر صادرات کالاهای صنعتی دارد. برای اینکه صادرات به صورت مازاد مصرف داخلی مطرح نباشد و به عنوان یک بخش مستقل از تقاضای داخلی مد نظر قرار گیرد، تعیین استراتژی صادرات، مبتنی بر تولید برای صادرات از اهمیت خاصی برخوردار است. طبیعی است این مهم از طریق توجه به امر آموزش، تحقیقات، نوآوری و ارتقای بهره‌وری نیروی انسانی امکان پذیر است.

در نهایت، نتایج نشان دادند که قیمت نسبی صادراتی در عرضهٔ صادرات صنعتی ایران یک متغیر مهم و تأثیرگذار است، لذا، سیاست‌های کاهش هزینه تولید از طریق برخورداری از صرفه‌های ناشی از مقیاس در تولید کالاها و خدمات صادراتی برای دسترسی به بازارهای بزرگتر و بالا بردن کیفیت کالاها و خدمات و رقابت‌پذیر کردن آنها از طریق سازوکار قیمت‌ها در توسعه صادرات غیر نفتی ایران مهم است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

امینی، علیرضا. (۱۳۷۹). برآورد آمارهای سری زمانی اشتغال در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۵، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۵۱، ص ص ۶۷-۳۵.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی‌ایران، *گزارش اقتصادی ترازنامه بانک مرکزی*، اداره حساب‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.

برادران شرکاء، حمیدرضا و صفری، سکینه. (۱۳۷۷). بررسی اثر صادرات بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۶، ص ص ۳۲-۱.

برادران شرکاء، حمیدرضا و صفوی، بیژن. (۱۳۷۶). بررسی روند رشد صنعت در اقتصاد ایران با تأکید بر نقش تجارت خارجی، *پژوهشنامهٔ بازرگانی*، شماره ۴، ص ص ۲۵-۱.

تودارو، مایکل. (۱۳۷۰). *توسعه اقتصادی در جهان سوم*. ترجمه غلامعلی فرجادی، جلد اول، تهران: انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

حیدریان اقداش، حسن. (۱۳۷۵). تعیین ارتباط علی بین صادرات و رشد اقتصادی با استفاده از الگوهای VAR به روش ISUR در ایران در سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۴، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان.

خان بدر، خدابخش. (۱۳۷۶). برآورد عرضهٔ بلندمدت صادرات غیرنفتی با تکنیک همگرایی، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.

رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۴). *روابط تجاری بین‌المللی معاصر: تئوری‌ها و سیاست‌ها*، تهران: دانشگاه آزاد اسلامی، مرکز انتشارات علمی.

رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۷). تأثیر سیاست‌های جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۳، ص ص ۸۶-۵۷.

صادقی، مسعود. (۱۳۷۹). نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۴۹ و ۵۰، ص ص ۲۳-۳.

طیبی، سید کمیل و توکلی، اکبر. (۱۳۷۹). یک چارچوب تحلیلی از تعامل بین واردات واسطه‌ای–سرمایه‌ای و صادرات غیرنفتی در بخش صنعتی اقتصاد ایران(۱۳۴۰-۱۳۷۶). *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۵، جلد ۴، ص ص ۲۴-۱.

عمادزاده، مصطفی. (۱۳۷۴). *مباحثی از اقتصاد آموزش و پرورش*، اصفهان: جهاد دانشگاهی، چاپ دوم.

فرهادی کیا، علیرضا. (۱۳۷۸). تجزیه و تحلیل رابطهٔ تعادلی و بلندمدت بین واردات سرمایه‌ای – واسطه‌ای و صادرات غیر نفتی (۱۳۴۰-۱۳۷۶). *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان.

فارون، معصومه. (۱۳۷۳). نقش آموزش و پرورش در رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شمارهٔ ۱، سال دوم، ص ص ۱۱۹-۹۷.

قره باغیان، مرتضی. (۱۳۷۰). *اقتصاد رشد و توسعه*. تهران: نشر نی.

گجراتی، دامودار. (۱۳۷۸). *مبانی اقتصاد سنجی*. ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چاپ دوم.

مردوخی، بایزید. (۱۳۶۸). نقش سرمایه انسانی در توسعه صنعتی. *اطلاعات سیاسی – اقتصادی*. شماره ۳۰، ص ص ۴۵-۴۰.

مهرآرا، محسن. (۱۳۷۷). تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۳،ص ص۱۳۳-۱۰۳.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

ولدخانی، عباس. (۱۳۷۶). عوامل تعیین کننده صادرات غیرنفتی درایران بااستفاده از روش های انگل-گرنجرویوهانسون(۱۳۳۸-۱۳۷۴). *مجله برنامه و بودجه*، شماره‌های ۲۲و۲۳، ص ص۳۰-۳.

Bahmani – Oskooee, M. (1995). Johansen's Cointegration Technique and The Long-Run Relation Between Iranian Imports. *The Middle East Business and Economic Review*, Vol.7, No.2, PP. 1-9.

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

Bond, M.E. (1987). An Econometric Study of Primary commodity Exports From Develping country Regions to The Word. *IMF staff paper*, Vol.34, No.29, PP. 191-227.

Denison, E. (1962). *The Sources of Economic Growth in The United States and the Alternatives Before us*. New York, Committee for Economic Development.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller. (1979). Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol.24, PP. 427-431.

Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley Sons, Inc. USA, P. 433.

Faini, r. (1994). Export Supply , Capacity and Relative Prices. *Journal of Development Economics*, Vol.45, PP. 81-100.

Feder, G. (1983).On Exports and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, Vol.12, PP. 29-73.

Goldstein, M., and M.S. Khan. (1978). The Supply and Demand For Exports: A Simultaneous Approach. *Review of Economic and Statistics*, Vol.6, PP. 275-286.

Johansen, S and Juselius. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference of Cointegration with Application to The Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.Vol.52, PP. 169-210.

Judge, G. et al. (1988). *Introduction to Theory and practice of Economics (Second edition)*. New York: John Wiley and Sons Introduction to Theory and Practice of Econometrics, Wiley and Sons, Canada.

Jung, W.S. and P. Marshall. (1985). Exports Growth and Causality in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, Vol.18, PP. 1-12.

Khan, M.S. and M.D. Knight. (1988). Import Compression and Export Performance in Developing Countries. *Review of Economics and Statistics*, Vol.70,PP. 315-321.

Kohli, U.R. (1978). A Gross National Product Function and the Derived Demand for Import and Supply of Exports. *The Canadian Journal of Economics*, Vol.11, No.2, PP. 167-182.

Krueger, A. (1990). *Perspectives on Trade and Development.* University of Chicago press, Chicago.

Kwan, A.C.C. and Kwok, B. (1995). Exogeneity and the Export – Led Growth Hypothesis: The case of China. *Southern Economic Journal*, PP.1158-1166.

Lucas, R. (1988). On The Mechanics Of Economic Development. *Journal of Monetary Economic*, Vol.22, PP. 3-42. Maddala, G. (1992). *Introduction to Econometrics*, New York, Macmillan, 2nd. ed.

Deleted: ¶

Mankiw, N., Romer, D. and Weil, D. (1992). A Contribution to The Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, PP. 112-128.

Psacharopoulos, G. (1972). Measuring The Marginal Contribution of Education to Economic Growth. *Economic Development and Cultural Change*, Vol.20, No.4, P. 643.

Psacharopoulos, G. (1994). Returns to Investment In Education: A Global Update. *World Development*, Vol.22, No.9, PP. 183-199.

Raymo, J. (1995). Are Investments in Higher Education Productive: Evidence from Japanese Time Series Data. *Osaka City University Economic Review*, Vol.30, No.1, PP. 53-64.

Reinhart, C.M. (1995). Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries. *International Monetory Fund*, Vol.42, No.2, PP. 290-312.

Romer, P.M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, Vol.94, P. 1105.

Tayyebi, S.K. (1996). *Econometric Modelling of Import Demand in Developing Countries*: The case of Iran (1970-1993). Unpublished Doctoral Dissertation, University of Wollongong, Astralia.

Wood, A. (1997). Exporting Manufactures: Human Resources, Natural Resources, and Trade Policy. *The Journal of Development Studies*, Vol.34, No.1, PP. 35-59.

Zuliu and Khan. Mohsin S. (1996). Why is China Growing So Fast? *IMF Working Paper*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی