

اثرات ارتقاء آموزش عالی بر عرضه صادرات صنعتی در ایران

(۱۳۴۵-۷۸)

دکتر سید کمیل طیبی*

دکتر مصطفی عمادزاده*

شیرین اربابیان**

چکیده:

اهمیت نقش سرمایه انسانی بر تولید، مسأله‌ای است که از نظر اقتصاددانان دور نمانده است. اصطلاح تمرکز و تشکیل سرمایه انسانی که ناظر بر روند ایجاد و افزایش تعداد افرادی است که دارای مهارت‌های فنی، آموزش و تجربه می‌باشند، برای رشد و توسعه اقتصادی کشور ضروری تشخیص داده شده است. همچنین گسترش مداوم و پایدار صادرات، بر بستر توسعه و رشد اقتصادی شکل می‌گیرد و این فرایندی است که در آن، مبانی علمی و فنی تولید، کاملاً متحول و دگرگون شده باشد. بنابراین، آموزش به تحول فن آوران و گسترش تولید دامن می‌زند و امکان رقابت در بازارهای بین‌المللی را فراهم می‌آورد.

در این مقاله، به بررسی تأثیر سیاست ارتقاء آموزش عالی بر عرضه صادرات صنعتی پرداخته شده است. برای این منظور، یک سیستم معادلات همزمان مشتمل بر متغیرهای برون‌زا و درون‌زا؛ از جمله آموزش عالی، عرضه صادرات صنعتی، ارزش افزوده بخش صنعت و قیمت‌های نسبی طراحی

*- اعضای هیأت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

** - دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه اصفهان.

گردیده است. این نوع مدل به طور معمول اشاره به روابط سیستماتیک و تعاملی بین متغیرهای آن داشته که در نهایت آموزش را با صادرات صنعتی مرتبط ساخته است. پس از آن، برای اینکه نتایج کسب شده از طریق روش برآوردی، حداقل مربعات دو مرحله ای وزنی (W2SLS)، تأثیر ارتقاء آموزش عالی را بر عرضه صادرات غیرنفتی صنعتی نشان بدهد، با استفاده از روش نیوتن، مدل برآورد شده، شبیه سازی شده و طی آن، سناریوهای ارتقاء آموزش عالی از طریق افزایش متغیر آموزش عالی (که عمدتاً نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی در بخش صنعت به کل شاغلان بخش صنعت را نشان می دهد) بررسی گردیده است.

کلید واژه: متغیر آموزش عالی، ارزش افزوده بخش صنعت، صادرات صنعتی، معادلات همزمان، شبیه سازی، سناریوی ارتقاء سطح آموزش عالی.

۱- مقدمه

امروزه مسلم شده است که ارتباط تنگاتنگی بین رشد اقتصادی و صادرات هر کشور وجود دارد.

عده‌ای از نظریه پردازان اقتصاد بین الملل، با اعتقاد فوق العاده به نقش تجارت در رشد و توسعه اقتصادی، از آن به عنوان موتور رشد نام می برند (بالاسا، ۱۹۷۸)^۱. درمقابل، عده‌ای از اندیشمندان اقتصادی معتقدند که چون صادرات کشورهای جهان سوم عموماً مواد خام و کالاهای کشاورزی و سنتی است، نرخ مبادله در طی زمان به ضرر آنهاست و بدین ترتیب، این گروه از کشورها از طریق تجارت در توسعه اقتصادی توفیقی نداشته‌اند (یانگ و مارشال، ۱۹۸۵)^۲.

از آنجا که روند تجارت جهانی با کاهش سهم مواد اولیه و تولیدات کشاورزی همراه بوده و سهم صادرات صنعتی در کل جهان در حال افزایش است، صادرات محصولات صنعتی به عنوان منبعی قابل اتکاء برای تضمین رشد تولید ملی و افزایش درآمدهای ارزی مطرح می‌باشد. در تولید کالاهای صنعتی هم، فن‌آوری و دانش فنی، نقش عمده‌ای را ایفا می‌کند. به نظر می‌رسد کشورهایی که نیروی کار آنها از سطح دانش فنی و آموزشی بیشتری برخوردار هستند، قادرند محصولات صنعتی بیشتری را تولید و به بازارهای جهانی عرضه نمایند. به عبارتی، رشد بهره‌وری کل عوامل از طریق آموزش نیروی انسانی قابل حصول است که می‌تواند ارتباط مثبتی با نرخ رشد صادرات داشته باشد.

پرسشی که این مقاله به دنبال آن است، یافتن نوع ارتباط بین آموزش نیروی انسانی، تولیدات و صادرات صنعتی است. به بیان دیگر، هدف، بررسی تأثیر آموزش نیروی انسانی، آن هم در سطح آموزش عالی بر تولید و عرضه صادرات صنعتی به عنوان بخش مهمی از صادرات غیرنفتی ایران می‌باشد. در این راستا در بخش دوم مقاله، مبانی نظری موضوع، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و در بخش سوم، الگوی مناسب از طریق تنظیم روابط تعاملی بین متغیرها در چارچوب یک سیستم معادلات همزمان، ارائه خواهد شد. در بخش

1- Balassa (1978).

2- Jung and Marshall (1985).

چهارم، ابتدا مدل تصریح شده به روش اقتصادسنجی برآورد می شود و سپس نتایج کسب شده، مورد ارزیابی و تفسیر قرار گرفته و تأثیر سناریوی ارتقاء سطح آموزش عالی در بخش صنعت بر صادرات صنعتی و سایر متغیرهای هدف، بررسی می شود. نهایتاً در بخش پنجم، به جمع بندی و نتیجه گیری کلی و ارائه نکات پیشنهادی پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری تحقیق

۲-۱- ارتباطات علی بین صادرات، رشد اقتصادی و آموزش

مفهوم صادرات منجر به رشد (ELG)^۱ که در عمل یک رابطه علی را بین صادرات و رشد تولید پیشنهاد می کند، به خصوص در میان سیاستگذاران کشورهای در حال توسعه و تازه صنعتی شده عمومیت دارد (کوان و همکاران، ۱۹۹۶).^۲ پذیرش فرضیه ELG در میان محققینی، مانند فدر (۱۹۸۳)^۳ و کروگر (۱۹۹۰)^۴ زمینه بیشتری را در جهت نگرش به استراتژی برون گرایی یا به عنوان یک سیاست مؤثر توسعه اقتصادی فراهم کرده است. روابط علی بین صادرات و رشد اقتصادی را می توان از دو جهت مورد توجه قرار داد. یکی از این جهت که صادرات، علت رشد اقتصادی است و یا این که رشد تولید بر توسعه صادرات تأثیر می گذارد. از نگاه اول، متغیر صادرات همانند منابع اساسی رشد، یعنی نیروی کار و موجودی سرمایه به عنوان یک متغیر توضیحی وارد تابع تولید می شود. برخی از نویسندگان، مانند بالاسا (۱۹۷۸) فرض می کنند که رشد بهره وری کل عوامل، ارتباط مثبت با نرخ رشد صادرات دارد و در صورت پیگیری سیاست توسعه صادرات، ارزشهای صادراتی امکان واردات سرمایه ای را فراهم ساخته و با انتقال فن آوری TFP^۵ افزایش می یابد.

1- Export-lead Growth.

2- Kwan, et. al. (1996).

3- Feder (1983).

4- Krueger (1990).

5- Total Factor productivity (TFP).

عده دیگری از محققین، مانند فدر (۱۹۸۳) و تایلر (۱۹۸۱)^۱ معتقدند که رشد صادرات منجر به آثار جانبی، مثل بزرگتر شدن بازار تقاضای کالاهای صادراتی و همچنین رقابتی تر شدن این نوع کالاها می گردد.

از جهت دوم، جریان علیت رشد صادرات و رشد تولید در جهت مخالف جریان فوق است؛ یعنی رشد محصول منجر به رشد صادرات می گردد. در این حالت، رشد کیفی عوامل که باعث رشد بهره وری کل عوامل می گردد، تا آنجایی بر سطح محصول کل اثر می گذارد که موجب افزایش تولید کالاهای صادراتی نیز می شود. لوکاس (۱۹۹۰)^۲ فرم جدیدی از تابع تولید کاب-داگلاس را در نظر می گیرد که اثرات خارجی در آن ملاحظه شده است. به عبارت دیگر، فرض می کند که افزایش در سرمایه انسانی، دارای اثر اضافی ناشی از ارتقاء بهره وری کل بر سطح محصول است. بدین ترتیب، این نظریه که مبتنی بر نگاه دوم می باشد، رابطه علی بین رشد صادرات و رشد محصول است که به تبع آن، اثرات افزایش آموزش نیروی انسانی را با این متغیرها آشکار می سازد. اساس تابع تولید این مطالعه در بخش بعدی است.

امروزه یکی از وجوه بارز تمایز میان کشورها، نیروی کار متخصص و آموزش دیده آنهاست. در این راستا، ادعا می شود کشورهایی که از نیروی کار ماهر برخوردارند به تولید و صادرات کالاهایی که "مهارت بر" هستند، اقدام می کنند. بر عکس، در کشورهایی که نیروی کار غیرماهر فراوان یافت می گردد، تولید و صادرات آنها نیز فاقد مهارت می باشد. مهارت به کار رفته در کالاها را می توان به وسیله نیروی انسانی متخصص و فنی، در کل نیروی کار یک صنعت اندازه گیری کرد.

مطالعات کاربردی، از جمله نتایج بالدوین^۳ در سال ۱۹۷۱ نشان می دهند که صادرات کشور آمریکا در برگیرنده بخش اعظمی از نیروی کار متخصص می باشد، در حالی که صنایع جانشینی وارداتی این کشور در برگیرنده بخش اعظمی از نیروی کار غیر ماهر است.

1- Tyler (1981).

2- Lucas (1990).

3- Baldwin (1971).

مطالعات دیگر حاکی از این است که صادرات آمریکا "سرمایه انسانی بر"^۱ بوده است و بنابراین، پدیده مزبور نقش مهمی را در روند تجارت بین الملل ایفا می نماید. در این رابطه، کنن (۱۹۶۵)^۲ نشان می دهد چنانچه سرمایه انسانی به سرمایه فیزیکی اضافه گردد، معمای لئون تیئف حل خواهد شد. در حقیقت، اندازه گیری سرمایه انسانی به دو طریق می تواند صورت پذیرد. اول آن که سرمایه انسانی به سرمایه فیزیکی اضافه شود و کل سرمایه به دست آید. در این صورت، نظریه هکشر و اهلین را می توان در بسیاری از موارد صادق دانست. نکته دوم این است که سرمایه انسانی به عنوان عامل سوم در کنار نیروی کار و سرمایه مورد استفاده قرار گیرد. در این صورت، مدل هکشر و اوهلین به طور اساسی تغییر می نماید.

از نظر تجربی، وود^۳ (۱۹۹۷) نیز نشان می دهد، کشورهایی که دارای منابع طبیعی فراوان هستند، در صورتی می توانند محصولات صنعتی را تولید و صادرکنند که سطح مهارت نیروی کار در آن کشورها بالا باشد. از سوی دیگر، اگر سطح مهارت پایین باشد، صادرات آن کشور روی کالاهای اولیه متمرکز خواهد شد. با این حال ریمو^۴ (۱۹۹۵)، برای بررسی نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ژاپن، از اطلاعات دوره زمانی ۱۹۷۰-۹۱ استفاده کرد، تا سهم آن را در تولید ناخالص داخلی یا رشد اقتصادی بسنجد. نتایج پژوهش وی نشان می دهد که مخارج صرف شده در آموزش و متوسط سالهای تحصیل نیروی کار، به عنوان دو شاخص سرمایه انسانی، تأثیر مثبت و معنی دار بر رشد اقتصادی ژاپن و زیر مجموعه اقتصاد آن کشور؛ یعنی بخش صادرات داشته است.

۳- ارائه یک چارچوب تجربی برای بررسی تأثیر آموزش عالی بر عرضه صادرات صنعتی

هدف این بخش، توسعه یک مدل مناسب، به منظور بررسی رابطه میان صادرات صنعتی و آموزش عالی در بخش صنعت در کنار سایر عوامل مؤثر می باشد. برای این منظور، یک

1- Human-Capital Intensive.

2- Kenen (1965).

3- Wood (1997).

4- Raymo (1995).

سیستم معادلات همزمان، به گونه ای طراحی شده است که با ایجاد یک حلقه ارتباطی، تأثیر آموزش عالی بر تولید و عرضه صادرات صنعتی مشخص شود.

رابطه (۱) که معرف معادله صادرات صنعتی است، برآیند پاره‌ای از مطالعات موجود در منابع موضوع، مثل مهرآرا (۱۳۷۷)، ولدخانی (۱۳۷۶)، خان و نایت (۱۹۸۸)^۱ و باندا (۱۹۸۷)^۲ است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران تصریح شده است:

$$LXNIR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LCO_t + \alpha_2 LEF_t + \alpha_3 LYI_t + \alpha_4 LPI_t + U_{1t} \quad (1)$$

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_i < 0 \quad \text{و} \quad i = 2, 3, 4,$$

که در آن L ، نماد لگاریتم بر پایه نپرین، $XNIR$ صادرات صنعتی، CO مصرف خصوصی، EF نرخ ارز مؤثر صادراتی، YI ارزش افزوده بخش صنعت، PI قیمت نسبی صادراتی (P_x/P_d) که در آن P_x و P_d به ترتیب شاخص قیمت‌های صادرات و شاخص قیمت‌های داخلی هستند، U نیز عامل اختلال است و متغیرهای $XNIR$ ، CO و YI به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ هستند.

حضور متغیرهای توضیحی در معادله (۱)، بیانگر این موضوع است که علاوه بر نقش قیمت نسبی صادراتی به عنوان عامل تعیین کننده سودآوری صادرکنندگان کالاهای صنعتی، ظرفیت تولیدی بخش صنعت نیز توانایی کشور را در تولید کالاهای صادراتی می‌تواند، توضیح دهد. با این حال این متغیرها در درون سیستم اقتصادی تعیین شده و متغیرهای درون‌زا محسوب می‌شوند. وجود نرخ ارز در مدل، نمایانگر تأثیرپذیری صادرات از متغیرهای پولی و قیمت‌گذاری محصول به ارز خارجی است. از آنجا که در ایران به ویژه در طول دوره مطالعه همواره تضعیف پول ملی به صورت بخشی در راستای اتخاذ سیاست‌های پیمان ارزی، نرخهای متعدد ارز و نرخ واریزنامه‌ای شکل گرفته، بدین ترتیب، کلیه تسهیلات، تشویق‌ها و محدودیت‌های ریالی و غیر ریالی به صادرکنندگان به صورت نرخ ارز مؤثر صادراتی، مد نظر قرار گرفته است. پس بر این اساس می‌توان این متغیر را برون‌زا فرض نمود (طیبی و توکلی، ۱۳۷۹).

1- Khan and Knight (1988)

2 - Bond (1987).

به دلیل عدم وجود یک بازار اقتصادی در عرصه رقابتی کامل، عوامل مؤثر در عرضه و تقاضا تنها در قیمت کالاها و عوامل منعکس نمی شود و عرضه صادرات تحت تأثیر عوامل دیگری، مثل تقاضای داخلی قرار می گیرد (آرتوس، ۱۹۷۰)^۱. مصرف خصوصی (CO) از جمله شاخص هایی است که برای توضیح تقاضای داخلی و تأثیر آن بر صادرات غیرنفتی مدنظر قرار می گیرد. همچنین، با توجه به ملاحظات دولت و کنترل های دولتی بر تخصیص منابع (فقدان رقابت) و اینکه صادرات غیر نفتی به عنوان یک فعالیت حاشیه ای و پسماند از تقاضای داخلی می باشد، متغیر مصرف خصوصی به عنوان یک تقریب مناسب از تقاضای داخلی در معادله صادرات غیرنفتی وارد می شود و انتظار می رود که دارای آثار غیرمستقیمی روی عرضه کالاها صادراتی باشد. با این حال، در یک سیستم اقتصادی، مصرف به عنوان یک متغیر درون زا محسوب می شود.

بر اساس نظریه هایی که در زمینه تابع مصرف وجود دارد، عوامل متعددی همچون درآمد جمعی، ثروت، سطح عمومی قیمتها و عاداتهای مصرفی در تعیین سطح مصرف مؤثر هستند. مهمترین عامل شناخته شده در این زمینه، درآمد قابل تصرف می باشد که در اینجا به خاطر ساده سازی روابط از تولید ناخالص داخلی (GDP) به عنوان متغیر جانشین استفاده می شود. همچنین به خاطر اینکه عاداتهای مصرفی خانوارها در تعیین سطح مصرف کنونی خانوارها مؤثر هستند، مصرف دوره قبل نیز به عنوان یک متغیر توضیحی مورد استفاده قرار می گیرد.

معادله (۲) تابع مصرف را به صورت زیر خلاصه می کند:

$$LCO_t = \gamma_0 + \gamma_1 LCO_{t-1} + \gamma_2 LGDP_t + U_{2t} \quad (2)$$

$$\gamma_i > 0 \quad i = 1, 2$$

که در آن، LCO_{t-1} ، لگاریتم مصرف خصوصی با یک وقفه و $LGDP_t$ ، لگاریتم تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت ۱۳۶۱) است.

از آنجایی که عمده ترین هدف این مقاله، بررسی تأثیر آموزش بر تولید و به ویژه عرضه کالاها صادراتی صنعتی است، می توان بحث رشد را مطرح نمود که عموماً

1- Artus (1970)

نگرش تحقیقات اقتصادی، مبتنی بر تابع تولید کل کلاسیک های جدید است. با فرض روش خنثای هیکس^۱، می توان کل رشد تولید را به صورت مجموع رشد بهره وری کل عوامل (TFP) و مجموع موزون رشد عوامل، ارزیابی نمود (حیدریان و سقائیان نژاد، ۱۳۷۹). در تابع تولید کلاسیک های جدید نیروی کار و سرمایه، مهمترین عوامل تولید هستند. لوکاس (۱۹۹۰) و ریمو (۱۹۹۵) در مطالعات خود یک تابع تولید آلترناتیو را در نظر می گیرند که در آن اثرات خارجی نیز مشارکت دارند. از نظر لوکاس، ارتقاء سطح آموزش (که از آن به عنوان سرمایه انسانی تلقی می شود)، دارای اثر اضافی روی رشد بهره وری کل عوامل و در نهایت رشد تولید است. بدین ترتیب، یک فرم کلی از تابع تولید که توسط این نویسندگان برای کشورهای آمریکا و هند و ژاپن به کار گرفته شده است، به صورت زیرنمایش داده می شود:

$$Y = AK^{\beta_1} L^{\beta_2} HK^{\beta_3} \quad (3)$$

که در آن Y تولید، L نیروی کار (سطح اشتغال)، K سرمایه فیزیکی و HK شاخص سرمایه انسانی است.

در تابع تولید (۳) که سمت عرضه را مورد توجه قرار می دهد، فرض می شود که متغیرهای نیروی کار، سرمایه و آموزش، منابع برون زای رشد محصول هستند و انتظار می رود که رشد این عوامل باعث رشد محصول شود. با این حال در الگوهایی که بر نوسانات طرف تقاضا تأکید دارند، اغلب با رشد سرمایه و نیروی کار در فرایند رشد به صورت درون زا برخورد می شود.

با در نظر گرفتن متغیر ارزش افزوده بخش صنعت ($Y I$)، می توان معادله استوکاستیکی تولید آن را به شکل لگاریتمی معرفی نمود:

$$LYI = \beta_0 + \beta_1 LKI_t + \beta_2 LLI_t + \beta_3 LHI_t + U_{3t} \quad (4)$$

$$\beta_i > 0, \quad i = 1, 2, 3$$

که در آن، LKI لگاریتم ارزش موجودی سرمایه در بخش صنعت (به قیمت ثابت ۱۳۶۱)، LLI لگاریتم جمعیت شاغل در بخش صنعت و LHI نیز لگاریتم شاخص

1-Hicks Neutral Method.

سرمایه انسانی در بخش صنعت است که از نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی در بخش صنعت، به کل شاغلان در این بخش به دست می آید. انتخاب LHI به این دلیل است که بتوان شاخص دقیق تری از سرمایه انسانی در بخش صنعت کشور را شناسایی نمود، به گونه ای که به طور بالقوه عامل تغییر و نوآوری در فرایند تولید قرار بگیرد و نمایانگر مهارت و توانایی بیشتر افراد باشد.

از آنجایی که معادلات (۲) و (۴) به ترتیب شامل متغیرهای درون زای GDP و YI هستند، اتحاد^۱ زیر، تکمیل کننده یک رابطه تعریفی بین آنهاست:

$$GDP = YI + YR \quad (5)$$

که در آن YR اشاره به ارزش افزوده سایر بخشهای اقتصادی کشور دارد و در اینجا به عنوان یک متغیر برون زا در نظر گرفته می شود.

همان طور که قبلاً ذکر شد، متغیر قیمت نسبی صادراتی (PI)، مورد استفاده در معادله صادرات صنعتی ایران از دو جزء شاخص قیمت صادرات (Px) و شاخص قیمت داخلی (Pd) سود می برد که معمولاً در سیستم اقتصادی درون زا هستند. همچنین سطح قیمت داخلی بر حسب میانگین هندسی قیمت کالاهای وارد شده (Pm) و قیمت کالای غیر تجاری^۲ (Pn) قابل تعریف است (طیبه و توکلی، ۱۹۹۹):^۳

$$Pdt = Pmt^{w_1} \cdot Pnt^{w_2} \quad (6)$$

$$w_1 + w_2 = 1 \quad \text{و} \quad w_1, w_2 < 1 \quad 0 <$$

که در آن w_1 و w_2 به ترتیب، سهم کالاهای وارداتی و غیر تجاری را در کل مخارج نشان می دهد. لگاریتم تفاضلی رابطه (۶) عبارت است از:

$$\Delta LPd_t = w_1 \Delta LPm_t + w_2 \Delta LPn_t, \quad w_1 + w_2 = 1 \quad (7)$$

1- Identity.

2- Non-Traded Goods.

3- Tayyebi and Tavakoli (1999).

خان و نایت (۱۹۹۱)، نشان می دهند که یک رابطه مثبت بین تغییرات در قیمت کالاها و غیر تجاری و مازاد عرضه موجودی پول، از یک طرف و بین قیمت این کالاها و نرخ تورم انتظاری از طرف دیگر وجود دارد. معادله (۸) این رابطه را به صورت زیر تبیین می کند:

$$\Delta L P n_t = \tau_1(LM_t - L M_t^d) + \tau_2 \quad (8)$$

$$\tau_1 > 0, \quad 0 \leq \tau_2 \leq 1$$

که در آن M_t موجودی پول واقعی در زمان t را نشان می دهد؛ در حالی که M_t^d تقاضا برای ترازهای نقدی واقعی است. INF_t هم نرخ تورم انتظاری در زمان t است. با جایگزینی معادله (۸) در معادله (۷) خواهیم داشت :

$$LPd_t = w_1 \Delta LPm_t + w_2 \tau_1(LM_t - L M_t^d) + w_2 \tau_2 INF_t \quad (9)$$

فرض می شود انتظارات تورمی، توسط مدل انتظارات تطبیقی کاگان (۱۹۵۶)^۱ ایجاد شود که در آن، انتظارات نسبی از تفاوت بین نرخ تورم واقعی و نرخ مورد انتظار شکل یافته در دوره قبل است:

$$INF_t^e = [(P_d^e / P_d)_{t-1} - INF_{t-1}] \quad (10)$$

یا:

$$INF_t = \lambda (\Delta L P d_{t-1} - INF_{t-1}) \quad (11)$$

که در آن $0 \leq \lambda \leq 1$ است و سرعت تطبیق را نشان می دهد. با ساده سازی رابطه (۱۱) می توان نرخ تورم مورد انتظار را در دوره جاری نتیجه گرفت:

$$INF_t = \lambda \Delta L P d_t + (1 - \lambda) INF_{t-1} \quad (12)$$

با جایگذاری معادله (۱۲) در معادله (۹) و حل آن، معادله قیمت داخلی حاصل می شود:

$$LPd_t = \psi_0 + \psi_1 LPm_t + \psi_2 LM_{t-1} + \psi_3 INF_{t-1} + U_4 \quad (13)$$

نرخ ارز به عنوان قیمت داخلی پول خارجی قابل تعریف است و می تواند نشان دهنده تغییر قیمت‌های وارداتی باشد، زمانی که تغییرات نرخ ارز به طور کامل به قیمت‌های وارداتی، منتقل می شود (فیلیپس، ۱۹۸۹).^۲ از آنجایی که در این مطالعه قیمت وارداتی، برون‌زا فرض

1- Cagan's Adaptive Expectation Model.

2- Phillips(1989).

می شود، برای بررسی اثر آن روی قیمت‌های داخلی، متغیر نرخ ارز EF به طور جداگانه وارد معادله قیمت داخلی می گردد:

$$LPd_t = \psi_0 + \psi_1 LPM_t + \psi_2 LM_{t-1} + \psi_3 INF_{t-1} + \psi_4 LEF_t + U_{4t} \quad (14)$$

برای تعیین معادله قیمت صادراتی (PX) می توان از مطالعه آجنور (۱۹۹۱)^۱ الهام گرفت که در آن لگاریتم قیمت صادرات، به عنوان یک متغیر وابسته تحت تأثیر لگاریتم نرخ مؤثر ارز صادراتی (LEF)، تفاضل لگاریتم قیمت داخلی (DLPD) و لگاریتم قیمت صادرات دوره قبل قرار می گیرد:

$$x_t = \delta_0 + \delta_1 LEF_t + \delta_2 DLPD_t + \delta_3 LPX_{t-1} + U_{5t} \quad (15)$$

$$i = 1, 2, 3 \quad \delta_i > 0$$

به طور خلاصه، معادلات ساختاری فوق، مشتمل بر متغیرهای درون زا در چارچوب یک مدل همزمان کلان هستند. مدل، در برگیرنده پنج معادله هم زمان رفتاری و یک اتحاد است که یکبار دیگر، در اینجا نمایش داده شده است:

$$LXNIR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LCO_t + \alpha_2 LEF_t + \alpha_3 LYI_t + \alpha_4 LPI_t + U_{1t}$$

$$LCO_t = \gamma_0 + \gamma_1 LCO_{t-1} + \gamma_2 LGDP_t + U_{2t}$$

$$LYI_t = \beta_0 + \beta_1 LKI_t + \beta_2 LLI_t + \beta_3 LHI_t + U_{3t}$$

$$LPd_t = \psi_0 + \psi_1 LPM_t + \psi_2 LM_{t-1} + \psi_3 INF_{t-1} + \psi_4 LEF_t + U_{4t}$$

$$LPX_t = \delta_0 + \delta_1 LEF_t + \delta_2 DLPD_t + \delta_3 LPX_{t-1} + U_{5t}$$

$$GDP = YI + YR$$

1- Agenor (1991).

۴- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

در مدل تصریح شده در بخش قبل که شامل معادلات همزمان است، از طریق روش حداقل مربعات دو مرحله ای وزنی (W2SLS)^۱ برآورد می گردد. از آن جایی که در معادلات ساختاری یک مدل همزمان، هرگونه تغییر ساختاری روی ضرایب، از اهمیت ویژه ای برخوردار است؛ به طوری که هر تغییری روی یکی از آنها، سایر ضرایب را نیز تحت تأثیر قرار داده و اصل قابل تخمین بودن و یا نبودن آنها را مورد سؤال قرار می دهد، در این مدلها، شناسایی^۲ معادلات، مقدم بر تخمین آنها است (مادالا، ۱۹۹۱)^۳. بدین نحو شرایط درجه ای و رتبه ای هر پنج معادله ساختاری ارائه شده در این مطالعه، بسیار مشخص^۴ نشان می دهند که براین اساس، روش W2SLS از کارآیی و سازگاری لازم در برآورد معادلات برخوردار است.

اطلاعات و داده های متغیرهای مدل، مربوط به دوره ۷۸-۱۳۴۵ است که از طریق آمار حسابهای ملی و نشریات اداره بررسی های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (برای سالهای مختلف) و نرم افزار PDS (که توسط مؤسسه عالی پژوهش و برنامه ریزی توسعه و سازمان مدیریت و برنامه ریزی تهیه شده است) گردآوری شده است. به علت فقدان آمار مربوط به متغیرهای اشتغال، موجودی سرمایه و شاغلان دارای تحصیلات عالی بخش صنعت در منابع فوق، سریهای زمانی این سه متغیر، از مطالعه امینی (۱۳۷۹) گرفته شده است.

جدول (۱) نتایج ناشی از برآورد مدل را برای دوره مورد نظر نشان می دهد. بر اساس نتایج کسب شده، اکثر آماره ها خوبی برازش و قابلیت نتایج را مورد تأیید قرار می دهند. به

2-Weighted Two-Stage Least Squares (W2SLS).

1- Identification.

2- Madalla (1991).

3- Over identified.

دلیل لگاریتمی بودن معادلات رفتاری ، ضرایب برآورد شده هر یک از متغیرها، به عنوان کشش‌های مربوطه تلقی می‌شوند.

جدول (۱) - نتایج برآوردی سیستم معادلات همزمان طی دوره ۱۳۴۵-۷۸

System: SYS05
 Estimation Method: Iterative Weighted Two-Stage Least Squares
 Date: 02/17/03
 Time: 23:40
 Sample 1347 1378
 Instruments: LEF LYR LMP(-1) LPX(-1) LLI LHI LCO(-1) DLPD LKI
 INF(-1) LPM(-1) C
 Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
 Convergence achieved after: 14 weight matrices, 15 total coef
 Iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	23.54881	4.957669	4.749977	0.0000
C(2)	11.26999	2.097987	5.371810	0.0000
C(3)	0.666905	0.181558	3.673233	0.0003
C(4)	9.827252	1.882776	5.219555	0.0000
C(5)	0.915952	0.417712	2.192785	0.0300
C(6)	0.944655	0.397066	2.379090	0.0187
C(7)	0.786141	0.044045	17.84849	0.0000
C(8)	0.304252	0.074954	4.059190	0.0001
C(9)	8.217703	3.670799	2.238669	0.0268
C(10)	0.418235	0.139930	2.988879	0.0033
C(11)	0.870369	0.281947	3.086993	0.0024
C(12)	0.155628	0.077527	2.007401	0.0467
C(13)	0.651805	0.142854	4.562728	0.0000
C(14)	1.056619	0.062335	16.95053	0.0000
C(15)	0.284602	0.022074	12.89290	0.0000
C(16)	0.260417	0.039655	6.567068	0.0000
C(17)	0.562753	0.173953	3.235088	0.0015
C(18)	0.715682	0.044485	16.08804	0.0000
C(19)	0.501987	0.287215	1.747773	0.0827
C(20)	0.351660	0.118809	2.959871	0.0036
C(21)	1.508366	0.445864	3.383015	0.0009
C(22)	0.703542	0.098138	7.168943	0.0000
C(23)	0.596247	0.170763	3.491671	0.0006

Determinant residual covariance 4.30E-10

Equation: $LXNIR=C(1)+C(2)*LC+C(3)*LEF+C(4)*LYI+C(5)*LPI$

Observations: 32

R-squared	0.611627	Mean dependent var	5.001339
Adjusted R-squared	0.554090	S.D. dependent var	1.264431
S.E. of regression	0.844343	Sum squared resid	19.24870

Durbin-Watson stat 1.858415

$$\text{Equation: } LC=C(6)+C(7)*LCQ1+C(8)*LGDP$$

Observations: 32

R-squared	0.986576	Mean dependent var	8.641015
Adjusted R-squared	0.985650	S.D. dependent var	0.491293
S.E. of regression	0.058853	Sum squared resid	0.100445
Durbin-Watson stat	1.546647		

$$\text{Equation: } LYI=C(9)+C(10)*LKI+C(11)*LLI+C(12)*LHI+[AR(1)=C(13)]$$

Observations: 32

R-squared	0.984494	Mean dependent var	7.581862
Adjusted R-squared	0.982197	S.D. dependent var	0.509331
S.E. of regression	0.067959	Sum squared resid	0.124697
Durbin-Watson stat	1.770840		

$$\text{Equation: } LPD=C(14)+C(15)*LMP(-1)+C(16)*LEF+C(17)*INF(-1)+C(18)*LPM(-1)$$

Observations: 32

R-squared	0.998312	Mean dependent var	4.980683
Adjusted R-squared	0.998062	S.D. dependent var	1.660343
S.E. of regression	0.073093	Sum squared resid	0.144248
Durbin-Watson stat	1.951960		

$$\text{Equation: } LPX=C(19)+C(20)*LEF+C(21)*DLPD+C(22)*LPX(-1)+[AR(1)=C(23)]$$

Observations: 32

R-squared	0.994093	Mean dependent var	5.499737
Adjusted R-squared	0.993218	S.D. dependent var	2.172457
S.E. of regression	0.078910	Sum squared resid	0.864237
Durbin-Watson stat	1.855503		

ضرایب برآورد شده در معادله عرضه صادرات صنعتی، از علامت مناسب مطابق با انتظارات نظری برخوردارند. بر اساس نتایج کسب شده، ملاحظه می شود که صادرات صنعتی، نسبت به تغییرات ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف خصوصی، واکنش

شدیدی را نشان می دهد. به عبارتی، به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در ارزش افزوده بخش صنعت، افزایشی (کاهشی) معادل ۹ درصد را در عرضه صادرات صنعتی بر جای می گذارد. این مطلب، بیانگر کشش پذیری شدید عرضه کالاهای صنعتی صادراتی، نسبت به ساختار تولیدی صنایع در کشور است. چنانچه شرایط تولیدی این بخش اقتصادی همواره رو به بهبود باشد و اصلاحات ساختاری در آن تداوم داشته باشد، می تواند عامل مهمی در توسعه صادرات غیر نفتی باشد.

نکته جالب اینکه، ضریب منفی برآورد شده مصرف خصوصی در معادله پیش، ماهیت مصرفی بودن کالاهای صنعتی صادراتی را مشخص می کند. به طوری که عرضه این نوع صادرات نسبت به تقاضای داخلی پرکشش است. به عبارتی، هر چه تقاضای داخلی افزایش یابد، بر عرضه صادرات، تأثیر منفی بیشتری ایجاد می کند. بنابراین، از آنجایی که تقاضای داخلی و ظرفیت تولیدی صنایع مکمل یکدیگر هستند، بهبود شرایط تولیدی و ارتقاء بهره‌وری عوامل تولید این بخش، نه تنها پاسخگوی تقاضای داخلی است، بلکه بر صادرات کالاها حتی از نوع کالاهای سرمایه‌ای و کالاهای برخوردار از فن آوری پیشرفته، اثر قابل ملاحظه‌ای ایجاد می کند. نتایج ارائه شده در معادله مصرف خصوصی نیز بیانگر این مطلب است که حجم تقاضای داخلی بر اساس عادات مصرفی جامعه تعیین می شود، به نحوی که به طور سنتی، تحت تأثیر مصرف دوره‌های قبل قرار می گیرد (ضریب متغیر CO_{t-1} معنی دار و حدود ۸ درصد برآورد شده است).

قیمت و نرخ ارز نیز، از جمله عواملی هستند که ضریب آنها در معادله عرضه صادرات صنعتی، معنی دار است. به عبارتی، ضریب کشش نرخ ارز مؤثر صادراتی، حدود ۷ درصد برآورد شده که به نوعی تأثیر سیاستهای ارزی و پولی را در طی دوره مطالعه نشان می دهد، همچنین، تأثیرپذیری صادرات نسبت به قیمت نسبی صادرات صنعتی معنی دار است، ولی از کشش پذیری چندانی برخوردار نیست. این امر نشان می دهد که عامل قیمتی، در مقایسه با متغیرهای درآمدی (YI و CO) از شدت تأثیرگذاری کمتری برخوردار است و صادرات این نوع کالاها، هنوز از شرایط رقابت پذیری لازم برخوردار نیست.

نتایج به دست آمده ناشی از برآورد معادله سوم در راستای سؤال طرح شده در این مطالعه قرار دارد که در آن به دنبال جستجوی پاسخی مناسب در جهت تأثیرگذاری آموزش بر توسعه صادرات صنعتی است. به لحاظ آن که علاوه بر دو عامل اصلی نیروی کار و موجودی سرمایه، متغیر آموزش عالی نیز بر تولیدات صنعتی دارای اثر مثبت است، می‌توان اثر غیرمستقیم آن را بر عرضه صادرات صنعتی با ضریبی معادل $1/5$ درصد ملاحظه نمود.^۱ چنانچه بخش صنعت، سطح اشتغال نیروهای متخصص را به میزان یک درصد افزایش دهد، بایستی انتظار رشد عرضه کالاهای صادراتی را در حدود $1/5$ درصد داشته باشد. این نتیجه، اهمیت نیاز به نیروهای کارآموده و ماهر را به وضوح نشان می‌دهد؛ چرا که در عمل تمرکز سرمایه انسانی در بخش صنعتی اندک است.

نتایج برآوردی معادلات قیمت‌های صادرات صنعتی و داخلی در مجموع نشان می‌دهند که درون زایی این متغیرها به دلیل تأثیرپذیری آنها از تغییرات نرخ ارز، تورم و حجم پول است. از نتایج کسب شده، چنین استنباط می‌شود که اعمال سیاست‌های ارزی و پولی بر سطح قیمت‌ها آثار مثبتی را ایجاد می‌کند؛ به طوری که برای مثال، یک درصد افزایش در نرخ ارز مؤثر صادراتی، به ترتیب 35 درصد و 26 درصد قیمت‌های صادراتی و داخلی را افزایش می‌دهد که این امر می‌تواند، باعث تشویق صادرکنندگان به عرضه کالاهای صادراتی گردد و تا حدودی اثر تقاضای داخلی را بر این نوع کالاها تعدیل نماید.

۵- ارتقاء آموزش نیروی انسانی به عنوان سناریوی تشویق صادرات

با در اختیار داشتن ضرایب برآوردی سیستم معادلات همزمان و همچنین ایجاد تغییراتی روی متغیرهای کنترل که معمولاً از نوع متغیرهای برون زای مدل هستند، می‌توان سیاست‌هایی را در قالب سناریوهای متفاوت روی مدل برآورد شده اعمال نمود و از طریق آن نتایج ناشی از به کارگیری سیاستها را مورد ارزیابی قرار داد. به این جهت با شبیه سازی مدل ابتدا مقادیر تاریخی^۲ که ناشی از برازش مقادیر متغیرهای وابسته مدل در دوره مورد

۱- بنابراین، اثر غیر مستقیم آموزش عالی بر صادرات صنعتی از طریق رابطه $0/5 * 9/82 = \alpha_3 * \beta_3$ به دست می‌آید.

2-Historical Value.

مطالعه است را محاسبه کرده و سپس با در نظر گرفتن سناریوی ۲۰ درصد افزایش در متغیر آموزش عالی (به عنوان متغیر سیاستی قابل کنترل) می توان، مقادیر ناشی از شوک وارد شده را روی همه متغیرهای درون زا مشاهده نمود. بنابراین، روش به کار رفته برای حل مدل تکنیک نیوتن^۱ با یک ژاکوبین تحلیلی^۲ است که در آن جواب بردار متغیرهای درونزا، بر اساس رابطه بین ماتریس متغیرهای برون زا و بردار ضرایب برآورد شده قابل حصول است (هال و همکاران، ۱۹۹۵)^۳.

به منظور کسب اطمینان از قابلیت مدل شبیه سازی شده، از شاخص هایی استفاده می شود که در آنها مقادیر تاریخی هر متغیر درون زا در معرض ارزیابی قرار می گیرند. شاخص هایی مانند RMSE^۴، MAE^۵ و TIC^۶ میزان انحراف متغیرهای شبیه سازی شده را از مسیر زمانی واقعی آن اندازه گیری می کند (فیر، ۱۹۸۴)^۷. چنانچه مقادیر محاسبه شده مربوط به این شاخص ها به اندازه کافی کوچک باشند، نتایج به دست آمده ناشی از برآورد مدل را می توان برای اجرای یک سناریوی سیاستگذاری، قابل اعتبار دانست و مورد استفاده قرار داد. جدول (۲) مقادیر محاسبه شده مربوط به این شاخص ها را گزارش می کند، به گونه ای که مقادیر محاسبه شده RMSE و MAE، نسبت به میانگین مقادیر واقعی متغیرهای وابسته، کاملاً کوچک بوده و مقادیر TIC نیز کمتر از یک و نزدیک به صفر است. پس خطای پیش بینی روند متغیرها، نسبت به مقادیر واقعی آنها، چندان قابل ملاحظه نیست و مدل از قابلیت لازم جهت اجرای سناریوی ارتقاء آموزش سیاستگذاری برخوردار است.

جدول (۲) - نتایج آزمون شبیه سازی پویا برای مدل همزمان

1-Newton Technique .

2- Analytic Jacobian.

3- Hall.et.al (1995).

4- RMSE(Root Mean Squared Error)= $\sqrt{(1/T \sum_{t=1}^T (Y_t^a - Y_t^s)^2)}$

5- MAE(Mean Absolut Error) = $(1/T) \sum_{t=1}^T |Y_t^a - Y_t^s|$

6- TIC(Theil's Inequality Coefficient)= $[\sqrt{(1/T) \sum_{t=1}^T (\Delta Y_t^a - \Delta Y_t^s)}] / [\sqrt{(1/T) \sum_{t=1}^T (\Delta Y_t^a)^2}]$.

که در آن Y^a و Y^s مقادیر واقعی و شبیه سازی شده (تاریخی) متغیر درون زا را نشان می دهند. T تعداد دوره ها در فرایند شبیه سازی است.

7- Fair (1984).

TIC	MAE	RMSE	میانگین	متغیر درون زا
۰/۰۵۲۲	۸/۲۷۵۸	۱۳/۴۲۵	۲۷۸/۶۸	XNIR
۰/۰۹۴۴	۱۶/۱۰۲	۲۸/۷۸۱	۵۹۹۸/۴۱	CO
۰/۱۲۳۱	۲۴/۲۱۶	۳۲/۷۷۱	۲۰۸۴/۹۸۹	YI
۰/۰۳۲۶	۴۰/۹۸۱	۷۵/۴۴۷	۱۱۱۷۱/۰۱	GDP
۰/۰۷۵۱	۲/۲۵۹	۶/۷۵۵	۱۳۴۳/۹۳	Px
۰/۰۷۳۶	۲/۱۸۱	۶/۶۳۲	۴۹۲/۹۵	Pd

مأخذ: محاسبات محققین

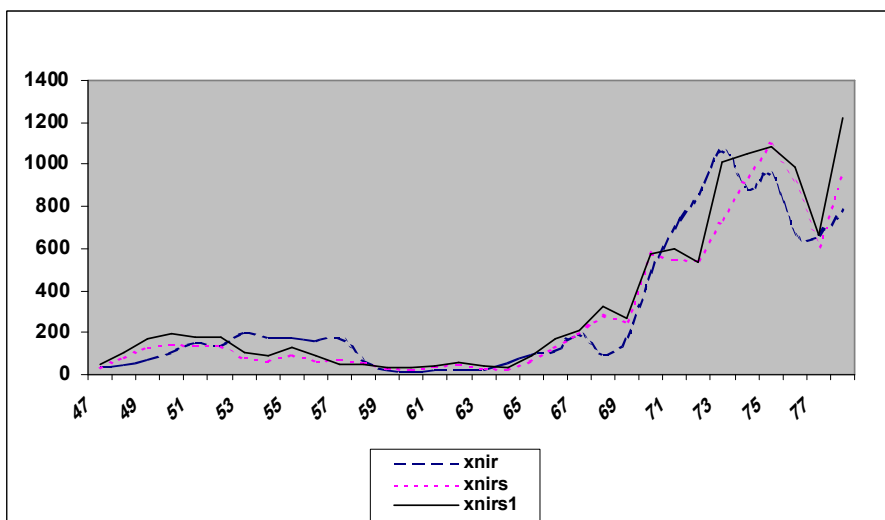
اکنون سناریوی ارتقاء آموزش عالی (۲۰ درصد افزایش در نسبت شاغلین تحصیل کرده به کل شاغلین) روی مدل کلان اقتصاد ایران برای کل دوره ۷۸-۱۳۴۵ اعمال می‌شود. برای بررسی اثر این سناریو روی متغیرهای درون زا (به ویژه صادرات غیر نفتی صنعتی)، مقادیر ناشی از شوک سناریو مربوط به هر متغیر هدف (متغیر درون زا) با مقادیر شبیه سازی تاریخی مقایسه می‌شود. به این منظور، شاخص درصد انحراف از جواب کنترل (P DCS)^۱ در زمان t به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$PDCS_t = [(Y_t^{s1} - Y_t^s) / Y_t^s] * 100 \quad (17)$$

که در آن Y^{s1} و Y^s به ترتیب، نشان دهنده مقادیر متغیر درون زا، قبل از اعمال سیاست (مقادیر شبیه سازی شده تاریخی) و بعد از اعمال سیاست (ناشی از شوک) می‌باشند. PDCS شاخصی است که درصد میزان رشد، بین این دو مقدار را اندازه گیری کرده، به طوری که بیانگر عکس العمل متغیر درون زا نسبت به افزایش سطح آموزش عالی نیروی انسانی، در بخش صنعت در طول دوره مورد مطالعه است. نتایج شبیه سازی نشان می‌دهند که سیاست فوق، آثار قابل ملاحظه‌ای را روی اقتصاد ایران ایجاد می‌کند، چنانچه میانگین رشد متغیرهای GDP، YI و XNIR (با توجه به رابطه ۱۷) به ترتیب معادل ۲۹ درصد، ۱/۷۶ و ۱۶/۲۷ درصد است.

1- Percentage Deviation From Control Solution.

نمودار (۱) اثر ناشی از ۲۰ درصد افزایش در متغیر آموزش عالی (به عنوان یک سناریو) را روی صادرات صنعتی نشان می دهد. به عبارتی، روند تغییرات متغیر صادرات صنعتی در سه وضعیت مختلف مقایسه می شود. حالت اول اشاره به روند متغیر صادرات صنعتی واقعی (XNIR) در طول دوره مورد بررسی (۱۳۴۵-۷۸) دارد، در حالی که حالت دوم و سوم به ترتیب، روند این متغیر را نسبت به مقادیر شبیه سازی شده تاریخی (XNIRS) و مقادیر شبیه سازی شده پس از اعمال سناریو (XNIRS1) نشان می دهند.



نمودار (۱) - روند عرضه صادرات صنعتی به واسطه به کارگیری سناریوی ارتقاء آموزش عالی

در عمل، نمودار (۱) این واقعیت را نشان می دهد که چنانچه در طول دوره زمانی ۱۳۴۵-۷۸، متغیر آموزش عالی، به ویژه در بخش تولیدی ایران ۲۰ درصد رشد می یافت، روند تولید کالاها و خدمات و به ویژه تولید کالاهای صنعتی قابل صدور را در مسیر زمانی خود دچار تحول می نمود؛ به گونه ای که عرضه این نوع صادرات از رشد چشمگیری برخوردار می شد. با این حال، همان طور که قبلاً بحث گردید، افزایش صادرات صنعتی

مستلزم بالا بودن سطح مهارت نیروی کار و رشد شاخص سرمایه انسانی در بخش صنعتی کشور است.

۶- نتیجه گیری

هدف اصلی این مقاله، بررسی آثار به کارگیری ارتقاء مهارت نیروی کار و شاخص سرمایه انسانی بر بخشهای تولیدی اقتصاد ایران، به ویژه بخش صادرات صنعتی بوده است. به این منظور پارامترهای برآوردی یک مدل کلان اقتصادی، مشتمل بر معادلات همزمان عرضه صادرات صنعتی، تولید صنعتی، مصرف خصوصی، قیمتهای صادراتی و داخلی و نهایتاً تولید ناخالص داخلی در فرایند شبیه سازی مورد استفاده قرار گرفته است. آزمون شبیه سازی پویا در خلال دوره ۷۸-۱۳۴۵، نشان دهنده قابلیت مدل برای ارزیابی سناریوی ارتقاء آموزش عالی در مسیر زمانی مورد نظر می باشد.

نتایج نشان می دهند که صادرات صنعتی در نتیجه به کارگیری این سیاست رشد چشمگیری می یابد، به طوری که میانگین سالانه رشد آن نسبت به قبل از شوک به حدود ۱۶ درصد می رسد. به عبارتی، گسترش صادرات کالاهای صنعتی می تواند در گرو آموزش وسیعتر و مهارت نیروی انسانی باشد. در واقع آموزش به توسعه تواناییهای نیروی کار می انجامد. هر چه میزان تحصیلات بالاتر باشد، فرایند یادگیری مسائل پیچیده فنی و حرفه ای با سهولت و دقت بیشتری فراهم می شود و سطح مهارتها و قابلیتهای افراد را ارتقاء می بخشد. در این صورت، آموزش به تولید بیشتر دامن می زند و زمینه صادرات کالاهای تولید شده را به نحو چشمگیرتر فراهم می کند.

بنابر این، نتایج کسب شده بیانگر این مطلب است که برای دستیابی به رشد اقتصادی و نیز توسعه صادرات صنعتی، سرمایه گذاری در نیروی انسانی نیز در کنار سایر عوامل مورد نیاز می باشد، زیرا سرمایه گذاری در منابع انسانی که عبارت است از: آموزش و تربیت نیروی انسانی برای کسب مهارتهای مختلف و پیشبرد امر تولید، می تواند با بالا بردن سطح

مهارت و تخصص نیروی کار و کارآمد کردن و افزایش قابلیت‌های آن، موجب ارتقای کیفیت تولید شده و به افزایش کارآیی استفاده از سرمایه‌های مادی و به کارگیری بهینه آنها منجر شود.

در این راستا، ایجاد واحدهای تحقیقاتی و استفاده از متخصصین و صرف هزینه‌های آموزشی نیز، از عوامل عمده و مؤثر در جهت گسترش بازارهای صادراتی می‌باشند. به عبارت روشن‌تر، تأکید این مقاله بر تحول بخش صادرات صنعتی در ایران به صورت ساختاری است. به طوری که افزایش سطح مهارت نیروی انسانی از طریق تنظیم برنامه‌های آموزشی و تحقیقاتی می‌تواند زمینه‌ساز این دگرگونی باشد.

فهرست منابع

- ۱- امینی، علیرضا؛ «برآورد آمارهای سری زمانی اشتغال در اقتصاد ایران طی سالهای (۷۵-۱۳۴۵)»، مجله برنامه و بودجه؛ ش ۵۱، ص ۶۷-۳۵، ۱۳۷۹.
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حسابهای اقتصادی؛ گزارش اقتصادی ترازنامه بانک مرکزی؛ سالهای مختلف.
- ۳- حیدریان، حسین و سیدحسین سقائیان نژاد؛ «تعیین ارتباط علی بین صادرات و رشد اقتصادی با استفاده از الگوی VAR به روش رگرسیون به ظاهر غیرمرتبط تکراری (ISUR) در ایران»، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز؛ دوره پانزدهم، ش ۲ و دوره شانزدهم، ش ۱ (پیاپی ۳۰ و ۳۱)، ص ۱۲۰-۹۷، ۱۳۷۹.
- ۴- رحیمی بروجردی، علیرضا؛ روابط تجاری بین المللی معاصر، تئوریا و سیاستها؛ انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چ اول، ۱۳۷۴.
- ۵- طیبی، سید کمیل و اکبر توکلی؛ «یک چارچوب تحلیلی از تعامل بین واردات واسطه‌ای - سرمایه‌ای و صادرات غیرنفتی در بخش صنعتی اقتصاد ایران (۷۶-۱۳۴۰)»، پژوهشنامه بازرگانی؛ فصلنامه ۱۵، ج ۴، ص ۲۴-۱، ۱۳۷۹.
- ۶- فرهادی کیا، علیرضا؛ تجزیه و تحلیل رابطه تعادلی و بلندمدت بین واردات سرمایه‌ای - واسطه‌ای و صادرات غیر نفتی (۱۳۷۶-۱۳۴۰)؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، ۱۳۷۸.
- ۷- عمادزاده، مصطفی و رحمان خوش اخلاق و مسعود صادقی؛ «نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی»؛ مجله برنامه و بودجه، ش ۴۹ و ۵۰، ص ۲۵-۳، ۱۳۷۹.
- ۸- گجراتی، دامودار؛ مبانی اقتصاد سنجی؛ ترجمه حمید ابریشمی؛ ج ۲، چ ۲، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، ۱۳۷۸.
- ۹- مهرآرا، محسن؛ «تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۵۳، ص ۱۳۳-۱۰۳، ۱۳۷۷.

۱۰- ولدخانی، عباس؛ «عوامل تعیین کننده صادرات غیرنفتی در ایران با استفاده از روش های انگل- گرنجر و یوهانسون (۱۳۷۴-۱۳۳۸)»، **مجله برنامه و بودجه؛** شماره های ۲۲ و ۲۳، ص ۳۰-۳، ۱۳۷۶.

- 11-Agenor,P.R.(1991);“StabilizationPolicies in Developing Countries with a Parallel Market for Foreign Exchange”, A Formal Framework” , **IMF Staff papers** ;_Vol.37, p.p.560-592.
- 12- Artus,J.R. (1970); “The Short-Run Effect of Domestic Demand Pressure on British Export Performance”, **IMF Staff paper** ; Vol.XVII, p.p. 247-275.
- 13- Balassa, B .(1978); “Exports and Economic Growth:Further Evidence”,**Journal of Development Economics** ; Vol.5, p.p. 9-181.
- 14-Baldwin, R.E. (1971) ; “Determinants of the Commodity Structure of U.S Trade” , **American Economic Review** ; 61 p.p.46 126.
- 15-Bond,M.S.(1987); “An Econometric Study of Primary Commodity Exports from Developing Country Regions to the World”, **IMF Staff paper** ; Vol.34, No.29 , p.p.227-191”.
- 16- Cagan, P. (1956); “The Monetary Dynamics of Hyperinflation” in Friedman, M, Studies in Quality Theory of Money” , **University of Chicago Press**; p.p.25-117.
- 17-Fair,R.C. (1984); “Specification , Estimation and Analysis of Macroeconometric Model”, **Harward University press**; USA.
- 18- Feder,G.(1983); “On Exports and Economic Growth”,Journal of Development Economics ;Vol.12, p.p.59-73
- 19- Hall, B.H. et al (1995); “Tsp User’s Guide,Version 4.3”,**TSP International**; USA.
- 20- Jung,W.S.and Marshall.(1985); “Exports Growth and Causality in Developing Countries”, **Journal of Development Economics**; Vol.18,p.p.1-12.
- 21- Keesing, D.B. (1965); “Labour Skill and International Trade: Evaluating Many Trade Flows and Single Measuring Device”, **Review of Economics and Statistics**; Vol.47, No.1, p.p. 287-294.
- 22- Kenen, P.B. (1965); “Nature, Capital and Trade”, **Journal of Political Economy**;_5,p.p.437-460.
- 23- Khan, M.S. and M.D. Knight.(1988); “Import Compression and Export Performance in Developing Countries”, **Review of Economics and Statistics**; Vol.70, p.p.315-321.

- 24- Krueger, A.(1990); “**Perspectives on Trade and Development**”; University of Chicago press, Chicago.
- 25- Kwan,A.C.C. and Kwok,B. (1996); “Exogeneity and the Export-Led Growth Hypothesis:The Case of China”, **Southern Economic Journal**; p.p.1158-1166.
- 26- Lucas, R.E.(1990); “Why Doesn’t Capital Flow from Rich to Poor Countries?”,**American Economic Review**; Vol.80, No.2, p.p.92-96.
- 27- Maddala,G.(1992); **Introduction to Econometrics**; New York, Makmillan, 2^{ed}.ed.
- 28- Raymo, J. (1995); “Are Investments in Higher Education Productive: Evidence from Japanese Time series Data”, **Osaka city university Economic Review**; Vol.30, No.1, p.p. 53-64.
- 29- Phillips, R.W. (1989); “Import Demand Patterns and Relative during the 1980s”, **Discussion Papers**; No.218, the Australian National University, Canberra.
- 30- Tayyebi, S.K.(1996); “Econometric Modelling of Import Demand in Developing Countries: The Case of Iran”, **Unpublished Doctoral dissertation**; University of Wollongong ,Astralia.
- 31- Tayyebi ,S.K. and A. Tavakoli.(1999); “Impacts on Non-Oil Export Promotion on the Iranian Economy”, **Asian Economic Review**; Vol.41 No.2, p.p.218-234.
- 32- Tyler,W.G.(1981); “Growth and Export Expansion in Developing Countries?”, **American Economic Review**; Vol.9, p.p.121-130.
- 33- Wood, A. (1997); “Exporting Manufacture: Human Resources, Natural Resources, and Trade Policy”, **Journal of Development studies**; Vol.34, No.1, p.p. 35 59.