فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳٤، بهار ۱۳۸٤، ۲٤٦ ـ ۲۰۳

آزادسازی تجاری و رشد صنعتی در ایران[۱]

رضامحسنی* سعید غلامی نتاج امیری*

آزادسازی تجاری / رشد صنعتی / هم‌انباشتگی / مدلسازی تصحیح خطا

چکیده

در این مقاله با به کارگیری چارچوب مدل رشد درون‌زا به بررسی رابطه بین سیاست‌های تجاری و رشد صنعتی در ایران مبتنی بر رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسن(۱۹۸۸) و مدلسازی تصحیح خطا طی دوره زمانی ۸۰-۱۳۳۸ می‌پردازیم. نتایج تجربی حاکی از وجود یک رابطه تعادلی هم‌انباشته بین تابع ارزش افزوده صنعتی و عوامل تعیین کننده آن نظیر تشکیل سرمایه، نیروی کار، سرمایه انسانی، صادرات حقیقی و نرخ تعرفه وارداتی است. به منظور پویایی‌های کوتاه‌مدت درون‌نمونه و برون‌نمونه‌ای از دو ابزار مدل‌های تصحیح خطا و تجزیه واریانس (VDC_S) و تابع عکس‌العمل آنی (IRF_S) استفاده گردید. نتایج حاصل از VECM نشان‌دهنده وجود علیت از طرف متغیرهای سمت راست مدل به سمت متغیر ارزش افزوده صنعتی است. به عبارت دیگر حاکی از درون‌زایی متغیر وابسته می‌باشد. از طرف دیگر شواهد ناشی از VDC_S حاکی از آن است که دو متغیر صادارت حقیقی و نرخ تعرفه وارداتی نقش تعیین کننده‌ای در توضیح دهی ارزش افزوده صنعتی داشته است. همچنین شواهد IRF_S حاکی از وجود همگرایی در رابطه بلندمدت تعادلی می‌باشد.

---

۱. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی است که در مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی انجام شده است.

* پژوهشگران مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی

مقدمه

رویکرد تاریخی به موضوع توسعه، صرف‌نظر از درجه اعتبار آن، در دو سه دهه پس از جنگ جهانی دوم در عرصه تجربه و سیاست‌گذاری به انتخاب استراتژی جایگزینی واردات انجامید. اکثر کشورهای در حال توسعه در آسیا، آمریکای لاتین و آفریقا با سیاست‌های حمایتی به این استراتژی روی آوردند. اما آنچه که در عمل اتفاق افتاد، اهداف موردنظر حاصل نگردید و کلاف توسعه‌نیافتگی همچنان و حتی پیچیده‌تر از گذشته برجای ماند. طی دهه ۱۹۷۰ تعدادی از کشورهای در حال توسعه با تلاش‌های فراوان در زمینه آزادسازی اقتصادی‌شان از طریق انجام اصلاحاتی با هدف افزایش نقش بازار و کاهش موانع موجود در تجارت بین‌المللی و انتقالات سرمایه مبادرت ورزیدند. در دهه ۱۹۸۰ تجربه موفق چند کشور جنوب شرقی آسیا، نظیر کره، تایوان و سنگاپور علاوه بر آنکه علاقه محققان و نظریه‌پردازان اقتصاد بین‌الملل و اقتصاد توسعه را به انجام اصلاحات برانگیخت، موجب گردید سیاست‌گذاران و کارگزاران اقتصادی در دیگر کشورها نیز به پیروی و الگوبرداری از آن‌ها ترغیب شوند. آزادسازی تجاری به عنوان یکی از ارکان اصلی آزادسازی اقتصادی مورد توجه قرار گرفت و با فعال‌شدن سازمان تجارت جهانی (WTO) و پیوستن کشورهای بیشتری به آن، کشورهای مختلف به خصوص کشورهای در حال توسعه در یک تغییر جهت کلی به انجام آزادسازی تجاری مبادرت ورزیدند. در سالهای اخیر از جمله مباحث اصلی اقتصاددانان توسعه بر تبیین رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است. این سؤال که آیا آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه را افزایش می‌دهد و درصورت بروز چنین امری چگونه صورت می‌پذیرد مطرح می‌شود در این رابطه اولاً مطالعات متعددی حاکی از وجود رابطه میان رشد اقتصادی و بازبودن رژیم تجاری است.[1]

---

1. Little, Scitovsky and Scott (1970), Balassa (1971,1982), Bhagwati (1978), Kruger (1978) Heitger (1987), World Bank (1987), Romer (1989), Quah and Rauch (1990), Michaely et al (1991), Thomas et al (1991), Dollar (1992), Edwards (1992), Harrison (1995), Savvides (1995) Bakht (1998), Onafowora and Owoye (1998).

از طرف دیگر برخی شواهد تجربی اندکی نیز بر رابطه میان آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی تأکید دارند[1]. ثانیاً واقعه تئوری رشد درون‌زا یک چارچوب نظری قوی جهت زمینه‌سازی مطالعه تجربی رابطه بین سیاست‌های تجاری و رشد اقتصادی فراهم آورده است.

مطالعه حاضر بر اساس چارچوب نظری "مدل سرمایه انسانی رشد درون‌زا" که توسط لوکاس(۱۹۸۸) توسعه داده شده است، و همچنین بر اساس مطالعه داتا و احمد(۲۰۰۱)[2] که متغیر آزادسازی تجاری را به مدل لوکاس تعمیم داده است قرار دارد. نوآوری این مطالعه را می‌توان در سه زمینه معرفی نمود اولاً دراین مطالعه مدل سرمایه انسانی رشد درون‌زای لوکاس (۱۹۸۸) را با واردنمودن شاخص آزادسازی در غالب متغیرهای صادرات حقیقی و نرخ تعرفه وارداتی تعمیم داده است و ثانیاً صحت اعتبار مدل لوکاس (۱۹۸۸) در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. ثالثاً در این مطالعه به‌جای به کارگیری روش تابع هزینه، با متدولوژی رگرسیونی متعارف در مطالعات توابع تولید از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی[3] استفاده می‌گردد. در تجزیه و تحلیل هم انباشتگی نه تنها می‌توان روابط بلندمدت (که شرایط تعادلی ـ پایدار[4] برای تئوری‌های رشد را میسر می‌سازد) مورد بررسی قرار داد، بلکه با استفاده از مکانیسم تصحیح خطا[5] (ECM) پویایی‌های رفتار فرآیند تعدیل از تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت مورد بررسی قرارگیرد. لذا با توجه به تجربه آزادسازی تجاری در اقتصاد ایران در قبل از انقلاب (برنامه عمرانی پنجم (۵۶ ـ۱۳۵۲) و بعد از انقلاب (درطول سال‌های ۷۲ــ ۱۳۶۸) این مطالعه به بررسی تجزیه و تحلیل تجربی رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد صنعتی در دوره ۸۰ ـ۱۳۵۰ با استفاده از چارچوب نظری مدل رشد درون‌زا می‌پردازد.

در ادامه در بخش دوم این مقاله به بررسی بازبودن اقتصادی و رشد اقتصادی می‌پردازیم. تحلیل رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد درون‌زا در بخش سوم مورد بررسی

---

1. Sachs (1987), UNCTAD (1989), Greenaway and Sapsford (1994), Karunaratne (1994), Clarke and Kirkpatrick, (1992), Agosin (1991), Taylor (1991), Shafaeddin (1994), Jenkins (1996), Greenaway, Morgan and Wright (1997).
2. Dutta & Ahmed (2001)
3. Cointegration
4. Steady-State
5. Error Correction Mechanism

قرار می‌گیرد. در بخش چهارم شواهد تجربی پیرامون موضوع مورد مطالعه ارایه می‌گردد. در بخش پنجم چارچوب نظری الگوی مورد مطالعه ارایه و در بخش ششم مدل تابع تولید صنعتی جمعی‌شده برای اقتصاد ایران تصریح و سپس به معرفی داده‌ها و در نهایت به تخمین و تجزیه و تحلیل نتایج می‌پردازیم.

۱. بازبودن و رشد اقتصادی: یک مروری بر ادبیات

مفهوم بازبودن برای سیاست تجاری را می‌توان مترادف با ایده خنثایی دانست. خنثایی به این معنا است که تمایل فردی میان پس‌اندازنمودن یک واحد پول خارجی ناشی از جایگزینی واردات و دریافت یک واحد پول خارجی از طریق صادرات بی‌تفاوت و خنثی باشد، به طور صریح، یک اقتصاد با درجه بالایی از جهت‌گیری صادراتی ممکن است در این مفهوم یک اقتصاد خنثی نباشد، خصوصاً اگر آن اقتصاد تمایل شدیدی به تولید صادراتی از طریق ابزارهایی نظیر یارانه‌های صادراتی داشته باشد. همچنین این امکان وجود دارد که رژیم تجاری کشور بر اساس معیارهای موجود به طور متوسط خنثی بوده باشد. ولی هنوز در برخی بخش‌های خاص کنترل‌ها و مداخلاتی وجود داشته باشد. یک معیار کالایی سیاست تجاری می‌تواند تفاوت‌های میان رژیم تجاری خنثی، درون‌گرا و برون‌گرا را به تصویر بکشاند.[1] یکی از مشکل‌ترین جنبه مطالعات تجربی پیرامون رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی به کارگیری شاخص‌های مناسب برای آزادسازی تجاری است. این مشکلات در دو بعد دلایل مفهومی و عملی خلاصه می‌گردد. از یک طرف آزادسازی تجاری ممکن است متضمن برخی از جوانب مختلف اصلاح سیاستی باشد. این سؤال که مداخله کمتر دررژیم تجاری نتیجه‌اش انحراف تجاری کمتر و بازبودن بیشتر یا جهت‌گیری برون‌گرای اقتصاد را به دنبال خواهد داشت به ویژگیهای قبل و بعد از اصلاح تجاری و رژیم‌های ارزی و تأثیرات آن بر الگوی تقاضا و تولید وابسته می‌باشد. برخی از کشورها ممکن است حیطه وسیعی از مداخلات در بخش تجارت کالاهایی نظیر کنترل‌های تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای در بخش واردات، مالیات‌ها و یارانه‌های صادراتی در

1. Harrison, A (1996)

بخش‌های سنتی و غیرسنتی صادرات، یکسان‌سازی یا غیرهمسان‌سازی ارزش‌گذاری بیش از حد نرخ ارز مورد استفاده قرار دهند. حذف موانع غیرمقید غیرتعرفه‌ای شاید نشان‌دهنده رژیم تجاری با مداخله کمتر باشد اما بیانگر خنثایی یا بازبودن بیشتر اقتصادی نمی‌باشد. حتی اگر از چنین پیچیدگی‌های نظری صرف‌نظر نماییم[1] که بتوانیم به معیاری که از هرنظر آزادسازی تجاری را در یک روش خلاصه و ساده ارایه نموده و مشکلات سنجش داده‌ها و همگرایی کشورها و بعد زمان را در مطالعات لحاظ نماید، غیرقابل دسترسی می‌باشد. مقایسه میان قیمت‌های داخلی کالاها و بازارهای جهانی می‌تواند یک معیار ایده‌آل از تأثیر سیاست تجاری را فراهم آورد. این معیار به خصوص در صورت عدم وجود انحرافات سیاست داخلی در اقتصاد از اعتبار بالایی برخوردار می‌باشد. اما مقایسه مستقیم قیمت، تأثیر سیاست‌های متعددی که قیمت‌های داخلی را از طریق تعرفه‌ها، سهمیه‌بندی‌ها، نرخ‌های مختلف برای واردات و صادرات و یارانه‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد، با یکدیگر ترکیب می‌نماید. اما از آنجایی که اطلاعات قیمت‌های نسبی غالباً در دسترس نمی‌باشد لذا اغلب بسیاری از شاخص‌های دیگر به جای آن به کار می‌رود. ساده‌ترین معیارهای جهت‌گیری تجاری مبتنی بر جریان‌های واقعی تجارت نیز سهم مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی، و یا نرخ‌های رشد واردات و صادرات، قرار دارد که اکثر این معیارها حتی پس از کنترل سایر عوامل نظیر سرمایه و نیروی کار یک همبستگی مثبت با رشد GDP از خود نشان می‌دهند. (تابلوی I، از جدول ۱). اما یک مشکل این روش آن است که جریان‌های تجارت در بهترین حالت یک جانشین ناقص[2] برای به تصویرکشاندن سیاست تجاری می‌باشد. سایر عوامل نظیر اندازه کشور (اقتصاد) و یا جریان‌های داخلی سرمایه همچنین بر روی تجارت مؤثر می‌باشد به‌عنوان مثال کشورهایی با حجم بزرگ اقتصادی عموماً دارای سهم اندکی در تجارت می‌باشند.

یک روش جهت بهبود این مشکل استفاده از انحراف مقادیر واقعی تجارت از مقادیر

---

۱. زیرا اغلب مطالعات پیرامون اصلاح رژیم‌های تجاری نتیجه آن مداخله کمتر و خنثایی و بازبودن بیشتر را نشان می‌دهد.

2. Imperfect proxy

پیش‌بینی شده آن مبتنی بر متغیرهایی نظیر اندازه کشور (اقتصاد) می‌باشد.[1] روش دیگری که توسط لیمر (۱۹۸۸) معرفی شده است استفاده از یک مدل نظری جهت پیش‌بینی الگو و حجم تجارت در شرایط عدم وجود حمایت پیشنهاد شده است. بدین‌ترتیب لیمر (۱۹۹۸) بازبودن (تجاری) را به عنوان یک تابعی از مقدار انحرافات تجارت واقعی از الگوی تجاری پیش‌بینی شده توسط مدل در نظر گرفت. ادواردز(۱۹۹۲) معیار لیمر (۱۹۸۸) را جهت نشان‌دادن تأثیر مثبت و معنی‌دار بازبودن تجارت بر رشد اقتصادی استفاده نمود. اگر چه این روش یک روش کاملاً مطلوب به نظر می‌رسید اما پریچت (۱۹۹۱) نشان می‌دهد که معیار بازبودن لیمر دارای رابطه عکس با سایر معیارهای بازبودن نظیر ضریب وارداتی، سهمیه‌ها و تعرفه‌ها است. به عبارت دیگر اگر بر اساس معیار لیمر (۱۹۸۸) پیشنهاد گردد که یک کشور نسبتاً باز می‌باشد، این احتمال وجود دارد که این کشور دارای تعرفه‌ها و سهمیه‌ها یا ضریب وارداتی پایین باشد. لیمر (۱۹۸۸) در مطالعه خود به این نتیجه دست می‌یابد که در صورت عدم وجود موانع مستقیم تعرفه‌ای، این معیار قادر به تعیین درجه بازبودن اکثر کشورهایی با چنین خصوصیات نمی‌باشد. معیارهای مستقیم موانع تعرفه‌ای داده‌های متعارف نظیر متوسط نرخ‌های تعرفه یا نسبت‌های پوششی برای موانع غیرتعرفه‌ای را دربرمی‌گیرد. به هر حال مشکلات نوعاً کوششی در جهت تجمع این داده‌ها در یک شاخص کلی است. نسبت‌های پوششی برای موانع غیرتعرفه‌ای مشکلات زیادی را سبب می‌گردد . این معیارها به‌طور نوعی از طریق دو روش متفاوت محاسبه می‌گردد . اولین روش برای نسبت پوششی استفاده از درصدی از واردات که شامل موانع تجاری می‌گردد، است. دومین روش استفاده از درصدی از طبقات محصولاتی که محدود به موافقت‌نامه‌های وارداتی می‌باشد، است. اما این روش در رابطه با مقداری که سهمیه‌ها مقید و محصور می‌گردد و یا بتوان از آن تأثیر سهمیه‌بندی‌ها بر جریان تجاری استفاده نمود، اطلاعاتی ارایه نمی‌دهد. به کارگیری نسبت پوششی نشان می‌دهد که تنها موانعی در مسیر

1. Syrquin and chenry (1989)

تجارت وجود دارد ولی نمی‌تواند اثرات آن را بر تجارت اندازه‌گیری نماید.[۱]

در دهه اخیر استفاده از معیارهای قیمتی یا اجرایی در مطالعات تجارت و رشد افزایش یافته است. مطالعات مبتنی بر این نوع شاخص‌ها عموماً به یک رابطه مثبتی بین تجارت و رشد دست یافتند. (تابلوی II از جدول (۱)). اما این مطالعات جهت شناسایی تأثیر بازبودن تجاری بر رشد اقتصادی از میانگین‌های مقطعی داده‌های سری‌های زمانی استفاده نموده‌اند. به کارگیری چنین روشی برای کشورهای در حال توسعه سبب می‌گردد تا این شاخص‌ها نتواند کنترلی بر تفاوتهای غیرقابل مشاهده کشور ارایه نماید و همچنین از مهمترین تغییراتی که در طول زمان برای کشورهای مشابه رخ می‌دهد صرف‌نظر نماید.

مطالعات خرد عموماً به یک همبستگی مثبتی میان رشد صادرات و رشد بهره‌وری دست یافتند.[۲] (تابلوی III از جدول (۱)). اما چنین رابطه‌ای بین واردات و رشد بهره‌وری غالباً منفی است. این عدم تقارن به دو دلیل (که هر دو به شکل تخمین ناشی از تورش همزمانی[۳] مربوط می‌گردد) است. اولاً، کشورها به صادرات کالاهایی که در آن مزیت نسبی داشته و به واردات کالاهایی که در آن عدم مزیت نسبی دارند می پردازند. شواهد تجربی قبلی (که عموماً از مشکل همزمانی صرف‌نظر نموده‌اند) قادر به تشخیص بین اثرات مثبت مورد انتظار واردات بر روی رشد بهره‌وری بلندمدت نمی‌باشد و این حقیقت که واردات، بهره‌وری بخش‌هایی را کاهش می‌دهد که اقتصاد دارای مزیت بین‌المللی نبوده باشد. ثانیا روابط مشاهده شده را همچنین می‌توان توسط ماهیت ادواری رشد بهره‌وری توضیح داد. بر اساس این تئوری رشد بهره‌وری زمانی که تولید افزایش می‌یابد تمایل به افزایش و در طول دوره رکود یا کاهش رشد تولید، کاهش می‌یابد. در نتیجه اگر ورود (نفوذ) واردات توأم با انقباض صنایع داخلی باشد، کاهش رشد بهره‌وری تعجب‌آور

---

۱. برای بحث رابطه بین این معیارهای اجرایی و سایر شاخص‌های بازبودن به مطالعه Pritchett (1991) رجوع کنید.

۲. مباحث تفصیلی از ادبیات تجارت و بهره‌وری به مطالعه Pack (1988) رجوع کنید.

3. Simultaneity Bias.

نخواهد بود.[۱] یک مشکل در اندازه‌گیری تأثیر سیاست‌های تجاری بر رشد اقتصادی آن است که سیاست تجاری ممکن است تابعی از سایر متغیرها که رشد اقتصادی را نیز دربرمی‌گیرد باشد. مطالعاتی که سعی می‌نمایند تا روابط علّی میان رشد GDP و رشد صادرات (یا واردات) را شناسایی نماید به نتایج پیچیده و مبهمی دست خواهند یافت. (تابلوی IV از جدول (۱)) .این مرور خلاصه ادبیات بازبودن تجارت و رشد اقتصادی بر دو نکته مهم تأکید می‌نماید. اولاً علی‌رغم وجود ادبیات گسترده در این رابطه، این مباحث به معنی حل کامل مشکلات نبوده است. بسیاری از مطالعات بیانگر رابطه مثبتی بین معیارهای متعدد بازبودن تجاری و رشد اقتصادی است. اما هنوز، معایبی در آن وجود دارد. نواقص متدولوژیکی سبب گردیده تا جهت بررسی چنین رابطه‌ای از طریق آزمون‌های علمی مشکلاتی به وجود آید و همچنین در تجزیه و تحلیل داده‌های بخشی منجر به نتایج متناقض و یا مبهمی گردد. ثانیاً سایر مطالعات تجربی حاکی از آن است که معیار مورد استفاده جهت تعیین بازبودن اقتصاد از نواقص متدولوژیکی مستقل می‌باشند حتی در همین اواخر از معیار مقایسه مستقیم قیمت (که ابتدا در مطالعه سامرز و هستون(۱۹۸۸) [۲] مورد بررسی قرار گرفت) استفاده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

۱. مطالعه‌ای که دارای نتایج متقاعدکننده‌ای درباره مشکل همزمانی است مطالعه Kaufman (1991) است. وی با استفاده از داده‌های بخشی نرخ بازدهی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بانک جهانی، مشاهده نمود، حیطه‌ای از سیاست‌ها (که سیاست‌های تجاری و ارزی را شامل می‌گردد) به‌طور معنی‌داری نرخ بازدهی پروژه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. یک حیطه سیاستی بازتر نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری را حتی بعد از کنترل روند عمومی اقتصاد نظیر رشد GDP دو برابر نماید.

2. Summers and Heston (1988)

جدول ۱ ـ شواهدی پیرامون باز بودن و رشد اقتصادی

منبع	تأثیر	دوره زمانی	تعداد کشورها	معیارهای باز بودن
	ضرایب باز بودن			**I. معیارهای مبتنی بر سهم‌های تجاری**
Balassa (1985)	معنی‌دار و مثبت	۱۹۷۳–۷۸	٤٥	انحراف از تجارت پیش‌بینی شده
Edwards (1992)	معنی‌دار و مثبت	۱۹۸۲		(Leamer, 1988) انحراف از تجارت پیش‌بینی‌شده
Helliwell and Chung (1991)	معنی‌دار و مثبت	۱۹٦۰–۸٥		تغییرات در سهم‌های تجاری
Quah and Rauch	معنی‌داری ضعیف و مثبت	۱۹٦۰–۸٥	۱۹ ۸۱ LDCs	سهم‌های تجاری
				II. معیارهای اجرایی و مبتنی بر قیمت
Bhalla and Lau (1992)	افزایش در رشد GDP	۱۹٦۰–۸۷	٦۰	نسبت قیمت کالاهای قابل تجارت به قیمت‌های بین‌المللی
Barro (1991)	افزایش در رشد GDP سرانه	۱۹٦۰–٦٥	۹۸	نسبت قیمت داخلی کالاهای سرمایه‌ای به قیمت‌های بین‌المللی
Dollarr (1991)	افزایش در رشد GDP سرانه	۱۹٦۰–۸٥	۹٥	قیمت نسبی کالاهای قابل تجارت
Heitger (1986)	کاهش حمایت رشد GDP را افزایش می‌دهد	۱۹٥۰–۸۰	٤۷	نرخ حمایت صنعتی
Lopez (1990)	افزایش صادرات اثر مثبت بر رشد GDP سرانه دارد	۱۹۷٥–۸٥	۳٥	شاخص آزادسازی تجاری از مطالعه Thomas et al. (1991)
Thomas and Nash (1992)	و محدودیت‌های وارداتی معنی‌دار نمی‌باشد			
	اصطلاحات تجاری دارای اثر مثبت بر رشد GDP می‌باشد	۱۹۷۸–۸۸		شاخص آزادسازی تجاری از مطالعه Thomas et al. (1991)
				III. مطالعات در سطح خرد و بهره‌وری
Syrquin & Chenery (1989)	مثبت	۱۹٦۰–۸۲	۱۰۸	انحراف از سهم صادرات پیش‌بینی شده
Nishimizu & Robinson (1984)	مثبت	۱۹٥٥–۷۸	٤	رشد صادرات
Nishimizu & Page (1990)	مثبت	۱۹٥۰–۸۰	۱۷	رشد صادرات
Tybout (1992)	مبهم	۱۹٦۷–۸۸ ۱۹٥۰–۷۳	٤	نفوذ صادرات

منبع	تأثیر	دوره زمانی	تعداد کشورها	معیارهای باز بودن
Nishimiza and Page (1990)	منفی	۱۹۷۳-۸۵	۱۷	

ادامه جدول از صفحه قبل ـ

منبع	تأثیر	دوره زمانی	تعداد کشورها	معیارهای باز بودن
Nashimizu & Robinson (1984)	IS اثر منفی بر TFP دارد	۱۹۵۵-۷۸	٤	(IS) جایگزینی واردات (IS) نفوذ واردات
Tybout (1992)	IS اثر مثبت بر TFP دارد	۱۹۷٦-۸۸	٤	جایگزینی واردات
Krueger and Tuncer (1982)	مبهم	۱۹٦۳-۷٦	ترکیه	نرخ حمایت مؤثر و هزینه منابع داخلی
Geroski (1989)	مبهم	۱۹۷٦-۷۹	انگلستان	تغییرات در سهم واردات
Harrison (1994	مثبت	۱۹۷۵-۸۷	ساحل عاج	تعرفه و نفوذ واردات
				IV. آزمون‌های علیت
	آیا صادرات علت رشد است؟			**روش**
Jung and Marshall (1985)	فقط برای چهار کشور تأیید می‌شود	۱۹۵۰-۸۱	۳۷	آزمون گرنجر
Ram (1985)	بله	۱۹٦۰-۷۷	۷۳	آزمون تصریح وایت
Hsiao (1987)	در برخی از مواقع		٤(Asian NICs)	آزمون گرنجر ـ سیمز
Kunst and Marin (1989)	خیر، اما رشد بهره‌وری به صادرات منجر می‌گردد	۱۹٦۵	اتریش	آزمون گرنجر

مأخذ: Ann Harisson

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲. آزادسازی تجاری و رشد درون‌زا

تئوری‌های رشد درون‌زا یک چارچوب مفهومی متقاعدکننده و دقیق‌تری جهت تجزیه و تحلیل رابطه میان سیاست‌های تجاری (آزادسازی تجاری) و رشد اقتصادی فراهم آورده است. در رویکرد جدید مدل‌های رشد، امکان وجود رابطه بلندمدت میان جهت‌گیری تجاری و رشد اقتصادی به طرق مختلف تشریح گردیده است. بدین ترتیب که اولاً با آزادسازی واردات انتظار می‌رود تا از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی پیشرفته، انتقال تکنولوژی به داخل کشور صورت پذیرد. ثانیاً به‌طور کلی استراتژی توسعه جهت‌گیری صادراتی نسبت به استراتژی جانشین واردات دارای عملکرد رضایت‌بخش‌تری است[1]. ثالثاً سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب انتقال تکنولوژی صادراتی از کشورهای صنعتی به کشورهای در حال توسعه (همانند تجربه کشورهای آسیای جنوب شرقی) می‌گردد. رابعاً به کارگیری استراتژی برون‌گرا منجر می‌گردد تا سرمایه خارجی مورد استفاده جهت توسعه اقتصادی بدون مواجه‌شدن با مشکلاتی نظیر بدهی (اعم از داخلی و خارجی) صورت پذیرد.[2] خامساً با آزادسازی تجاری، به لحاظ اینکه اثرات سرریز مثبت ناشی از توسعه تکنولوژی کشورهای صنعتی، اقتصاد را به مقیاس‌های بزرگ اقتصادی در تولید هدایت می‌کند و این امر به تسریع در رشد اقتصادی منجر می‌گردد. زیرا یک اقتصاد با درجه بالای بازبودن تجاری و رژیم تجاری با محدودیت پایین، همواره از قابلیت بیشتری جهت جذب تکنولوژی جهت‌گیری شده از کشورهای پیشرفته برخوردار می‌باشد.[3] اگرچه برخی از مطالعات (اشاره شده در مقدمه)حاکی از رابطه مثبت میان نرخ رشد اقتصادی و درجه بازبودن اقتصاد می‌باشد اما در این مطالعات به نقش سرمایه انسانی در تبیین رشد اقتصادی در رژیم‌های مختلف تجاری کمتر توجه شده است. اخیراً تعداد معدودی از مطالعات بر نقش سرمایه انسانی در توضیح‌دهی رشد اقتصادی در رژیم‌های مختلف تجاری

---

1. Kruger (1987)
2. Dollar (1992)
3. Lewis (1995)

صورت گرفته است که نتایج حاصل از آن، رویکرد نوین مدل‌های رشد درون‌زا را تأیید می‌نماید[1] (در این رابطه رجوع کنید به جدول (۲)).

جدول ۲ـ مطالعات آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه با استفاده از چارچوب مدل رشد درون‌زا

نتایج	روش	نویسندگان
خوبی و معنی‌داری مدل رشد درون‌زا، وجود رابطه مستقیم میان باز درون تجارت و رشد اقتصاد	تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی ۸۵ ـ۱۹۶۰ برای ۹۰ کشور در حال توسعه.	Romer (1989)
جهت‌گیری تجاری و انباشت سرمایه انسانی به‌طور مشترک به عنوان عوامل تعیین‌کننده رشد در کشورهای در حال توسعه شناخته شد.	تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی ۸۲ ـ۱۹۷۰ برای ۳۰ کشور در حال توسعه.	Edwards (1992)
نتایج تجربی مدل رشد درون‌زا را مورد تأیید قرار داده به‌ویژه اثرات مثبت سیاست باز بودن اقتصاد و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی.	تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی ۸۶-۱۹۷۵ برای ۳۶ کشور در حال توسعه.	Villanueva (1994)
یک رابطه بلندمدت پایدار میان GDP حقیقی سرانه، شاخص آزادسازی تجاری و سرمایه انسانی و فیزیکی مشاهده گردید.	تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی ۹۰ـ۱۹۵۰ برای اقتصاد ترکیه.	Ghatak et al (1995)
یک رابطه مثبتی میان رشد و اثرات خارجی سرمایه انسانی در طول رژیم‌های تجاری مشاهده گردید این امر به رشد در حدود ۰/۶۵ تا ۱/۷۲ بالاتر از اقتصادهای بسته منجر می‌گردد.	تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی ۱۹۸۸ـ۱۹۶۰ برای ۹۸ کشور.	Gould and Ruffin (1995)
نتایج تجربی مدل رشد درون‌زای توسعه یافته لوکاس (۱۹۸۸) را مورد تأیید قرارداده و همچنین اثرات مثبت آزادسازی تجاری و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی بر رشد صنعتی مشاهده گردید.	تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی بااستفاده از داده‌های سری زمانی ۴: ۱۹۹۶-۱: ۱۹۷٤ برای اقتصاد بنگلادش.	Ahmed (1999)

منبع: Ahmed (1999)

۳. شواهد تجربی

سیاست‌های رشد صادرات محور یا سیاست‌های تجاری برون‌گرا، مبتنی بر حجم انبوهی از تحقیقات تجربی در سه دهه گذشته مورد آزمون قرار گرفته است. ویژگی بارز

1. Romer (1989), Edwards (1992), Villanueral (1994), Ghatak et al (1995), Gould and Ruffin (1995).

بسیاری از این تحقیقات لحاظ کردن صادرات به عنوان متغیر اضافی در تابع تولید است. در ساده‌ترین حالت، معادله رشد زیر برای آزمون فرضیه مربوط به اثر مثبت صادرات بر رشد اقتصادی استفاده شده است:

$$dy= \beta_0 +\beta_1 dl + \beta_2 (I/Y) + \beta_3 dx$$

که در آن dy رشد تولید، I/Y نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، dl رشد نیروی کار و dx رشد صادرات است. ضریب β_2 تولید نهایی سرمایه و ضرایب β_1 و β_3، کشش‌های تولید نسبت به نیروی کار و صادرات هستند. این معادله بر اساس مشاهدات بین کشوری، سری زمانی، داده‌های پانل و همچنین داده‌های خرد در سطح بنگاه یا صنعت به اشکال مختلف مورد برآورد قرار گرفته و نتایج آن در بسیاری موارد آموزه رشد مبتنی بر صادرات را تأکید کرده است (به طور مثال می‌توان به مطالعات سالواتوره و هاچر[1] ۱۹۹۱، ماسچوس[2] (۱۹۸۹)، مباکو[3] (۱۹۸۹)، بلاسا[4] (۱۹۸۵)، رام[5] (۱۹۸۵)و فدر[6] (۱۹۸۳)، اشاره کرد).[7] در ادامه برخی از مطالعات جدید را به‌طور خلاصه مرور می‌کنیم. شارما(۲۰۰۰)[8] پیامدهای آزادسازی تجاری را روی تغییرات ساختاری صنایع کارخانه‌ای نپال که درگروه کشورهای کمتر توسعه یافته طبقه‌بندی می‌گردد مورد بررسی قرار می‌دهد. آزادسازی تجاری در کشورهای کمتر توسعه یافته با درآمد پایین به دلیل پایین بودن کشش‌های عرضه و فرآیند اولیه صنعتی‌سازی ممکن است مشکل این دسته ازکشورها را حل ننماید. نتایج مطالعه شارما نشان می‌دهد تغییرات ساختاری تا حدودی درتولید صنعتی و جهت‌گیری تجاری مشاهده می‌گردد. اما بهبود معنی‌داری در رشد کلی بهره‌وری وتوزیع فضای صنعتی که عمدتاً به دلیل کمبود زیر ساخت‌های اساسی و نیروی کار ماهر می‌باشد مشاهده نمی‌گردد. فلیزتکین(۲۰۰۰)[9] در بررسی آثار آزادسازی اقتصادی بر صنایع کارخانه‌ای ترکیه مشاهده

---

1. Salvatore and Hatcher
2. Moschos
3. Mbaku
4. Balassa
5. Ram
6. Feder

۷. ساندرام، آرام، مترجم غلامرضا آزاد

8. Sharma
9. Filiztekin(2000)

نموده است که اقتصاد ترکیه از صنعتی‌سازی جایگزینی واردات به سمت استراتژی برون‌گرا درحال بهره‌وری بوده به‌طوری‌که حداقل نیمی از رشد ارزش افزوده آن را تشکیل می‌دهد. دراین میان صنایع نرخ رشد بالایی را در سهم‌های تجاری و رشد بهره‌وری تجربه نموده است. واردات منجر به رشد بهره‌وری درحالی‌که رشد بهره‌وری علیت‌گرنجری صادرات محسوب می‌گردید. کیم (۲۰۰۰) [1] اثر آزادسازی را بر بهره‌وری رقابت بازار وکارایی مقیاس درکره‌جنوبی با استفاده از ۳٦ صنعت کارخانه‌ای دردوره ۸۸ ـ ۱۹٦٦ مورد مطالعه قرارمی‌دهد. وی با فرض رقابت ناقص در الگو نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری رشد بهره‌وری رقابت وکارایی مقیاس را بهبود داده است. میلر و آپادهیای (۲۰۰۰) [2] آثار درجه باز بودن اقتصاد، سیاست‌های تجاری و سرمایه انسانی را بر بهره‌وری کلی عوامل با استفاده از داده‌های پانل برای مجموعه‌ای ازکشورهای پیشرفته و درحال توسعه مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که درجه بیشتر باز بودن اقتصاد منجر به رشد بالاتر بهره‌وری کلی عوامل تولید شده است. تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری درکشورهای درآمد پایین بستگی به درجه بازبودن اقتصاد دارد. برای کشورهای فقیر با درجه کم باز بودن اقتصاد این اثر منفی و برای کشورهای فقیر با اقتصاد بازتر اثر مذکور مثبت است. فرریریا (۲۰۰۱) [3] اثر اصلاحات تجاری را بر بهره‌وری کلی عوامل در برزیل مبتنی برداده‌های پانل از ۱٦ صنعت برای ۱۳ سال (دوره ۹۷ ـ ۱۹۸۵) مطالعه کرده‌اند. نتایج حاصله آنها نشان می‌دهد که رابطه باثبات و معنی‌داری میان اصلاحات تجاری وعملکرد صنعتی وجود دارد به طوری که اثر کاهش تعرفه‌ها بر نرخ رشد TFP و تولید سرانه هر کارگر قابل ملاحظه است. یغمائیان (۱۳۸۰) نتایج متون تجربی حامی نظریه نئوکلاسیکی رشد مبتنی بر صادرات را به چالش می‌کشد. وی از تحلیل رگرسیونی مبتنی بر داده‌های سری زمانی و مقطعی برای ٦٦ کشور درحال توسعه طی دوره‌های ۸۰ ـ ۱۹۷۱ و ۹۰ ـ ۱۹۸۱ استفاده می‌کند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که توزیع

1. kim(2000)
2. Miller and Upadhyay(2000)
3. Ferrieira and Rossi(2001)

بخشی اشتغال و تولید به سمت بخش کارخانه‌ای در ارتقای عملکرد کمی اقتصاد نقش دارد. در این مطالعه هیچ تأیید آماری برای نظریه رشد صادرات‌گرا به دست نیامد.

نظریه رشد صادرات محور با استفاده ازآزمون های علیت نیز مورد مطالعه قرارگرفته است. نظریه نئوکلاسیکی یا تجارت ـ رشد درون‌زا مبنی براینکه رابطه علی ازصادرات به رشد اقتصادی است یکی ازموضوعات نظری وتجربی مناقشه انگیز بوده است[1].

یانگ و مارشال (۱۹۸۵) با استفاده ازآزمون بسط داده شده توسط گرنجر (۱۹۶۹) جهت رابطه علی میان رشد صادرات و تولید را برای ۳۷ کشور بررسی کردند و دریافتند که تأیید آماری ازفرضیه نئوکلاسیکی رشد صادرات تنها در چهار کشور اندونزی، مصر، کاستاریکا و اکوادور وجود دارد. در سه کشور نتایج آزمون درتأیید این فرضیه است که رشد تولید به رشد بیشتر صادرات می‌انجامد. اما در مورد پنج کشور دیگر، رشد اقتصادی با رشد کمتر صادرات همراه بوده است. به‌طورکلی نتایج یانگ مارشال تأیید تجربی برای فرضیه رشد صادرات را به دست نمی‌دهد. نتایج مشابهی به طور عام درمطالعه دودارو(۱۹۹۳)[2] درباره ۸۷ کشور درحال توسعه به دست آمد. وی همچنین به هیچ تأیید تجربی برای فرضیه رشد صادرات‌گرا درکشورهای موسوم به تازه صنعتی شده دست نیافت. نتایج دودارو تنها در هفت کشور فقیر و کم درآمد دلالت بر تأیید این فرضیه داشت.

مطالعات زیادی نیز رابطه میان تجارت ورشد اقتصادی را در ایران مورد بررسی وآزمون قرار داده‌اند که در ادامه به برخی ازآنها اشاره می‌شود. اکبری و کریمی هسینجه (۱۳۷۵) تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری را براساس تابع تولید فدر برای دوره ۷٤ ـ ۱۳٤۸ مورد مطالعه قرارداده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که درسطح کلان اثر رشد صادرات صنعتی و نفتی بر رشد اقتصادی معنی‌دار و قوی است. به‌علاوه ارتباط مذکور دوطرفه بوده و از رشد اقتصادی به رشد صادرات صنعتی نیز وجود دارد. درهمین حال رشد صادرات نفتی (عمدتاً شامل کالاهای سنتی و کشاورزی) تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد. تشکیل سرمایه در اقتصاد نیز تحت تأثیر رشد اقتصادی وصادرات

1. Dodaro (1993), Sheehey (1990)
2. Dodaro (1993)

نفتی بوده و رشد صادرات صنعتی و غیرصنعتی دارای آثار معناداری برآن نیست. درسطح بخش‌ها نیز اثر رشد صادرات بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن به مراتب بزرگتر از بخش کشاورزی است. جلالی نائینی و رضازاده محمدی (۱۳۷۵) با استفاده از الگوی تابع تولید و مطالعه ۸ کشور نفت‌خیز از جمله ایران به این نتیجه رسیدند که اثرگذاری صادرات (شامل نفتی و غیرنفتی) در رشد اقتصادی این کشورها از سایر کشورهای درحال توسعه کمتر بوده است. فرجادی و لعلی (۱۳۷٦) تأثیر صادرات و همچنین متغیرهای وارداتی شامل واردات واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی را بر رشد اقتصادی مبنی برالگوی تابع تولید برای دوره زمانی ۷۳ ـ ۱۳٤۰ مورد مطالعه قرارداده‌اند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که یک ارتباط مثبت و قوی بین نرخ رشد صادرات و واردات و نرخ رشد اقتصادی وجود دارد. تأثیر واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر رشد اقتصادی مثبت ومعنی‌دار است، هرچند واردات مصرفی تأثیر با اهمیتی بر رشد اقتصادی نداشته است. به علاوه هرچه نسبت واردات کالاهای سرمایه‌ای وارداتی به کالاهای سرمایه‌ای داخلی افزایش می‌یابد رشد اقتصادی بیشتر می‌شود. هژبر کیانی و حسنوند (۱۳۷۷) بااستفاده از روش علیت گرنجری به این نتیجه رسیدند که در اقتصاد ایران رشد صادرات (نفتی و غیرنفتی) بر رشد اقتصادی تأثیری ندارد. برادارن شرکا وصفری (۱۳۷۷) رابطه میان رشد اقتصادی و صادرات را درطول ۷۲ ـ ۱۳۳۸ دربخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات با استفاده از آزمون علیت گرنجر و همچنین الگوی فدر مورد مطالعه قرار می‌دهند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در ایران صادرات غیرنفتی آثار مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است و این اثرگذاری در بخش صنعت بیشتر از سایر بخش‌ها است. متوسلی(۱۳۷۸) اثر صادرات (کل) بر تولید ناخالص داخلی را با استفاده ازآزمون علیت گرنجری برای دوره ۷٤ ـ ۱۳۳۸ مورد آزمون قرار داده است. نتایج حاکی از رابطه دوطرفه بین این متغیرها بوده است. توکلی و هاشمیان اصفهانی (۱۳۷۸) رابطه میان صادرات بر رشد تولید را برای زیر بخش‌های صنعتی وکشاورزی در ایران بر اساس طبقه‌بندی دورقمی ISIC و همچنین بخش کشاورزی با استفاده از الگوی تابع تولید فدر و اطلاعات دوره ۷٤ ـ ۱۳٤٦ مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج این تحقیق حاکی ازآن است که صنایع و زیر بخش‌های آن نسبت به رشد صادرات

واکنش مثبت و معنی‌داری نشان می‌دهند. به علاوه واکنش صنایع مواد غذایی نسبت به تغییر رشد صادرات بیشتر از سایر صنایع بوده است. بخش صنعتی در مقایسه با کشاورزی تأثیرپذیری بیشتری نسبت به صادرات خود دارد. سید رضا عظیمی (۱۳۷۹) اثر صادرات غیرنفتی را بر رشد اقتصادی مبتنی بر آثار جنبی و بهره‌وری با استفاده از الگوی تابع تولید مورد مطالعه قرار می‌دهد. نتایج این پژوهش براساس داده‌های آماری سال‌های ۷۶ ـ ۱۳٤٦ آثار صادرات غیرنفتی بررشد تولید ناخالص بدون نفت را در ایران تأیید نمی‌کند.

۱. چارچوب نظری مدل

چارچوب نظری این مطالعه مبتنی بر مدل سرمایه انسانی رشد درون‌زا که توسط لوکاس (۱۹۸۸) توسعه یافته است قرار دارد[1]. در میان سه مدلی که لوکاس در مطالعه خود مورد بررسی قرار داده یکی از آن نقش ذخیره سرمایه انسانی از طریق کسب دانش تأکید نموده است و لذا این مدل نیز توجه بسیاری را به خود جلب کرده است. در مدل لوکاس (۱۹۸۸) سرمایه انسانی موتور رشد اقتصاد محسوب می‌گردد[2]. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های این مدل نقش دوگانه سرمایه انسانی در دو بعد داخلی و خارجی است. در بعد نقش داخلی به اثرات انفرادی سرمایه انسانی بر بهره‌وری همان عامل تولید تأکید دارد درحالی‌که در بعد نقش خارجی به اثر سرمایه انسانی بر بهره‌وری سایر عوامل تولید اشاره می‌نماید. فرض کنید L_t نیروی کار، q_t معیاری جهت کیفیت نیروی کار و u بخشی از ساعات کاری نیروی کار که صرف تولید کالا می‌گردد، باشد. به‌طوری‌که حاصل‌ضرب uq_tL_t نشان‌دهنده نیروی کار مؤثر کل[3] که جهت تولید محصول Y_t مورد استفاده قرار می‌گیرد، است. در مدل لوکاس (۱۹۸۸) تولید (Y_t) تابعی از ذخیره سرمایه فیزیکی (K_t)، نیروی کار مؤثر

---

1. Lucas (1988)

۲. سه مدلی که توسط لوکاس مورد بررسی قرار گرفته است، عبارتند از: ۱ـ مدل رشد با تأکید بر انباشت سرمایه فیزیکی و تغییرات فنی ۲ـ مدل رشد با تأکید بر انباشت سرمایه انسانی از طریق کسب دانش ۳ـ مدل رشد با تأکید بر انباشت سرمایه انسانی متخصص از طریق یادگیری حین کار.

3. Total effective workforce

(uq_tL_t) و متوسط مهارت سرمایه انسانی (نیروی کار)، (q_a) فرض شده است به طوری که می‌توان نوشت:

$$Y_t = AK_t^b(uq_tL_t)^{1-b}q_a^{\gamma}$$

که در آن q_a^{γ} نشان‌دهنده اثرات خارجی[1] ناشی از متوسط سرمایه انسانی q_t(AHC)[2] است و A_t بیانگر سطح تکنولوژی تولید بوده که در اینجا ثابت فرض می‌گردد.

در شرایط تعادلی، فرض می‌گردد تمامی نیروی کار دارای سطح مهارت‌های یکسان باشند (یعنی $q_t=q_a$) بدین ترتیب می‌توان مدل لوکاس (۱۹۸۸) را به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$Y_t = A_tK_t(uL_t)^{1-b}q_t^{1+\gamma-b}$$

برای تابع تولید فوق بازدهی نسبت به مقیاس عبارت خواهد بود از:

$$(2+\gamma-b)>(2-b)>1$$

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در مدل لوکاس (۱۹۸۸)، صعودی بودن بازدهی نسبت به مقیاس به دلیل اثرات خارجی متوسط سرمایه انسانی که نیروی تحریک‌کننده‌ای برای نرخ رشد اقتصادی مثبت پایدار محسوب می‌گردد، می‌باشد. در این جا منظور از نرخ رشد اقتصادی پایدار همان ضریب γ است.

همچنین جهت سادگی، لوکاس (۱۹۸۸) فرض می‌نماید، نیروی کار بخشی از اوقات غیرفراغت را به تولید (u) و مابقی آن را به ذخیره سرمایه انسانی تخصیص می‌دهد (1-u)، بدین ترتیب می‌توان نوشت:

$$\frac{\Delta q_i}{q_i} = \delta_i u_i \quad \text{و} \quad \delta_i > 0$$

که در آن δ_i ضریب تشکیل مهارت نیروی کار در iامین بخش اقتصاد است. یک چنین تشکیل سرمایه‌ای بیشتر در بخش‌های تولیدی با تکنولوژی بالا به ویژه در بخش‌های صادراتی و به‌طورکلی در بخش صنعت محسوس می‌باشد. تحت شرایط سیاست آزادسازی

1. Externalities
2. Average Human Capital

تجاری هر دو بخش صادراتی و صنعتی در کشورهای در حال توسعه که از تکنولوژی پیشرفته‌تری از طریق واردات و یا سرمایه‌گذاری خارجی برخوردار می‌گردند، احتمال زیادی وجود دارد که سطح مهارت نیروی کار (در بعد داخلی و خارجی) در این کشورها افزایش یابد. با پیروی از هوانگ (۱۹۹۸)، جدول (۳) یک تصویر مقایسه‌ای از مدل نئوکلاسیک سولو (۱۹٦٥) و سوان (۱۹٥٦)، مدل تعمیم‌یافته سولو- سوان از مطالعه منگیو، رومر و ویل (۱۹۹۲) و مدل سرمایه انسانی لوکاس (۱۹۸۸) را نشان می‌دهد. در جدول (۳) مدل سولو و مدل تعمیم یافته آن دارای ویژگی‌های مشابهی در وضعیت تعادلی - پایدار می‌باشند. تنها تفاوت این دو مدل در انباشت سرمایه انسانی است که در مدل تعمیم‌یافته سولو لحاظ شده است. لذا با وجود فرض انباشت سرمایه انسانی هنوز شرایط تعادلی - پایدار حفظ می‌گردد. از وضعیت تعادلی - پایدار هر یک از متغیرهای سرانه مطابق نرخ متغیرهای برون‌زا به‌ترتیب با X و Y در مدل‌های سولو و سولوی تعمیم‌یافته رشد می‌نماید. در مصاف با مدل بهره‌وری برون‌زا سولو و مدل‌های تعمیم‌یافته سولو در تولید دانش تکنولوژی در مدل رشد درون‌زا بسیار قاطع و صریح بوده و عامل تحریک‌کننده اقتصاد در جهت نرخ رشد مثبت پایدار می‌باشد. بنابراین، رشد پایدار با تداوم انباشت دانش امکان‌پذیر می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۳ ـ مقایسه تطبیقی مدل‌های رشد سولو، منکیو و همکاران و لوکاس

Solow- Swan (1956) growth model with labour augmenting exogenous technological progress	**Augmented Solow (Mankiw et al., 1992)**	**Human capital model of endogenous growth (Lucas, 1988)**
Production function(i) $Y_t = A_t K_t^b (E_t L_t)^{1-b}$ $A_t \rangle 0,\ E_t = E_0 e^{xt},$ $L_t = L_0 e^{nt}$ Subject to(ii) $\bar{k}_t^{\bullet} = s\bar{y}_t - (n + x + d)\bar{k}_t$ Steady-state(iii) $y^{\circ} = k^{\circ} = c^{\circ} = x$ $Y^{\circ} = K^{\circ} = C^{\circ} = x + n$ Returns to Scale b+(1-b)=1	Production function(i) $Y_t = A_t K_t^b H_t^c (E_t L_t)^{1-b-c}$ $A_t \rangle 0,\ E_t = E_0 e^{gt},$ $L_t = L_0 e^{nt}$ Subject to(ii) $\bar{k}_t^{\bullet} = s_k \bar{y}_t - (n + g + d)\bar{k}_t$ $\bar{h}_t^{\bullet} = s_h \bar{y}_t - (n + g + d)\bar{h}_t$ Steady-state(iii) $y^{\circ} = k^{\circ} = c^{\circ} = g$ $Y^{\circ} = K^{\circ} = C^{\circ} = g + n$ Returns to Scale b+c+(1-b-c)=1	Production function(i) $Y_t = A_t K_t^b (uq_t L_t)^{1-b} q_a^{\gamma}$ $A_t \rangle 0,\quad L_t = L_0 e^{nt}$ Subject to(ii) $K_t^{\bullet} = A_t K_t^b (uq_t L_t)^{1-b} q_a^{\gamma} - c_t L_t$ $q_t^{\bullet} = \delta q_t (1-u)$ Steady-state(iii) $q^{\circ} = \delta(1-u) \equiv v$ $c^{\circ} = k^{\circ} = (1-\gamma-b)v/(1-b) \equiv \chi$ $C^{\circ} = K^{\circ} = \chi + n$ Returns to Scale $2+\gamma$ -b>2-b>1

Notes: (i) Y_t, K_t, L_t, H_t, E_t, q_t, q_a, u respectively represent output, physical capital, number of workers, human capital, labor augmenting technological factor, a measure of average quality of human capital, externalities from average human capital, the fraction of working hours workers spent on production.
(ii) Small letters denote 'per capita', while capital letters denote 'level'; '-' indicates per efficiency unit of labor; ' $\bullet$ ' denotes first order time derivative; 'd' represents depreciation; s_k and s_h respectively denote saving share of physical capital and human capital, and 'c' stands for individual per capita consumption.
(iii) '°' denotes growth rate of corresponding variable.

۵. مدل‌سازی تولید صنعتی برای اقتصاد ایران

در این بخش رابطه بین آزادسازی تجاری و نرخ رشد تولید صنعتی را با استفاده از چارچوب تابع تولید جمعی مورد آزمون قرار می‌دهیم. با پیروی از لوکاس و همچنین با پیروی از داتا و احمد(۲۰۰۱) که شاخص آزادسازی تجاری را به مدل لوکاس جهت آزمون تعمیم داده، تابع تولید صنعتی برای ایران به‌صورت زیر تصریح می‌گردد. در این مطالعه نحوه استخراج و تعمیم متغیر TL مدنظر نبوده و تنها براساس شواهد تجربی و همچنین آزمون آن در اقتصاد ایران این متغیر به مدل لوکاس تعمیم داده شده است.

$$Y=f(A, K, L, H, TL) \quad (1)$$

به طوری که Y ارزش افزوده صنعتی است و K, L, H, TL به ترتیب نهاده سرمایه، نیروی کار، سرمایه انسانی و یک شاخص از آزادسازی تجاری می‌باشد. A شاخص کارآیی فنی سرمایه می‌باشد.

بنابراین مدل (۱)، مدل لوکاس (۱۹۸۸) را با اضافه نمودن متغیر TL مورد تعمیم قرار داده است. با توجه به دسترسی داده‌های سری‌های زمانی و ارتباط آن با تابع تولید بخش صنعت برای اقتصاد ایران از دو معیار آزادسازی تجاری، یکی از متغیر صادرات حقیقی (REXPORT) به عنوان معیاری برای استراتژی برون‌گرا و دیگری از نرخ متوسط تعرفه وارداتی (TARIFF) استفاده شده‌است. از معیار اول آزادسازی جهت تجزیه و تحلیل اثرات ناشی از کاهش ارزش حقیقی پول داخلی استفاده می‌گردد. زیرا چنین کاهشی معمولاً قیمت کالای قابل تجارت را نسبت به کالاهای غیرقابل تجارت افزایش داده و این موضوع منجر به انتقال منابع از بخش غیرقابل تجارت به بخش قابل تجارت می‌گردد. معیار دوم آزادسازی تجاری به تجزیه و تحلیل اثرات ناشی از کاهش نسبت قیمت کالاهای وارداتی به قیمت کالاهای صادراتی به دلیل کاهش در نرخ تعرفه وارداتی، منجر می‌گردد که بیانگر انتقال منابع از صنایع وارداتی به صنایع صادراتی است. جهت بررسی کیفیت نیروی انسانی و یا سرمایه انسانی (EDU) از دو معیار به عنوان متغیرهای جانشین استفاده می‌گردد. به عنوان اولین معیار با پیروی از مطالعه منکیو، رومر و ویل (۱۹۹۲)[1] از معیار نیروی کار مؤثر لوکاس[2] که دارای تحصیلات عالی و کاربردی می‌باشد استفاده شده است. به عنوان دومین معیار با پیروی از اوتانی و بالانوا (۱۹۹۰)[3] و ویکتورلوی (۱۹۹۱)[4] از معیاری که بر اثربخشی هزینه‌های سرمایه‌گذاری از طرف دولت در نیروی انسانی تأکید دارد، استفاده شده است. بدین معنی که در مدل‌های رشد، سیاست‌های دولت که بتواند انگیزه سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی را تحت تأثیر قرار دهد می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی

---

1. Mankiw, Romer and Weil (1992)
2. Effective Workforce
3. Otani and Villanueva (1990)
4. Victor Lavy (1991)

اثرگذار باشد. هزینه‌های دولت در امر آموزش و بهداشت عمومی دو متغیر سیاستی هستند که بر رشد اثر می‌گذارند با این فرض که نیروی کار سالم و آموزش دیده هم کاراتر هستند و هم قدرت فراگیری بالاتر دارند و هم سریع‌تر با تغییرات تکنولوژیکی تطبیق می‌یابند. نتیجتاً تابع تولید صنعتی برای اقتصاد ایران عبارت خواهد بود از:

$$VaddINd=F(RCAPITAL, LABOUR, EDU, REXPORT, TARIFF) \qquad (۲)$$

با تصریح تابع تولید صنعتی به صورت فرم لگاریتم خطی (همراه با جمله خطا، ut) در حالت لگاریتمی خواهیم داشت[۱]:

$$LVaddIND_t = \alpha_0 + \alpha_1 LRCAPITAL_t + \alpha_2 LLABOUR + \alpha_3 LEDU_t + \alpha_4 LREXPORT_t + \alpha_5 LTARIFF_t + u_t$$

انتظارات نظری حاکی از آن است که پارامترهای کشش $(\alpha1, \alpha2, \alpha3, \alpha4) > 0$ و $\alpha_5 < 0$ باشد. جهت تجزیه و تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت از فرم مدل تصحیح خطا (ECM)[۲] تابع تولید صنعتی به صورت زیر استفاده می‌شود.

$$LvaddIND_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_{1i} LvaddIND_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{2i} \Delta LRCAPITAL_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{n} \beta_{3i} \Delta LLABOUR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{4i} \Delta LEDU_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \beta_{5i} \Delta LTARIFF_{t-i} + \sum \beta_{6i} EC_{t-i} + \varepsilon_t$$

به‌طوری‌که EC_{t-1} جمله تصحیح خطا است و ε_i جمله پسماند است که وایت نویز[۳] می‌باشد.

۶. معرفی متغیرهای مدل و منابع اطلاعات آماری

اطلاعات آماری مورد استفاده در تخمین مدل برای دوره زمانی ۸۰-۱۳۴۵ به شرح زیر می‌باشد.

---

۱. یکی از مزایای استفاده از مدل در حالت لگاریتمی کاهش واریانس ناهمسانی می‌باشد.

2. Error Correction Model

3. White Noise

VaddIND: متغیر ارزش افزوده بخش صنعتی به قیمت ثابت۱۳٦۱ بر حسب میلیارد ریال، مأخذ: بانک اطلاعاتی PDS.

RCAPITAL: موجودی سرمایه کل اقتصاد به قیمت ثابت ۱۳٦۱ بر حسب میلیارد ریال، مأخذ: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

LABOUR: اشتغال کل اقتصاد بر حسب نفر، مأخذ: سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

EDU_1: جمعیت فعال و شاغل دارای آموزش عالی برحسب نفر، مأخذ؛ سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.

EDU_2: سرمایه‌گذاری دولت در سرمایه انسانی[1] ترکیبی از هزینه‌های جاری دولت در فصول آموزش و پرورش، فرهنگ و هنر، بهداشت، درمان و تغذیه، آموزش عالی و تحقیقات، تربیت بدنی و امور جوانان، و آموزش فنی و حرفه‌ای به قیمت ثابت سال ۱۳٦۱، برحسب میلیارد ریال مأخذ: رساله دکتری خانم نظیفی دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی.

REXPORT: صادرات کالاهای غیرنفتی (موازنه پرداخت‌ها) برحسب میلیون دلار ثابت.

TARIFF: حاصل تقسیم مالیات بر واردات بر کل واردات CIF (ریال به ریال) مأخذ: محاسبات تحقیق.

۷. آزمون‌های ریشه‌های واحد

به هنگام تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی خواص آماری متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است. در واقع روش هم‌انباشتگی سازگاری میان خواص آماری متغیرهای دستگاه را با تئوری آزمون می‌کند. متغیرهای اقتصادی عموماً نامانا و دارای روند تصادفی می‌باشند. ترکیب خطی سری‌های نامانا نیز در حالت کلی یک سری نامانا است. اما هم انباشتگی یک استثنا برای این قاعده عمومی محسوب شده و ارتباط نزدیکی با تئوری اقتصادی دارد. زیرا تئوری اقتصادی متضمن مانابودن ترکیبی از متغیرهای اقتصادی (نامانا) می‌باشد. به همین

---

۱. این شاخص توسط Otani&Villanueva(1990) پیشنهادشده است.

دلیل در این مطالعه دو آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته (۱۹۷۹)[1] (ADF) و فیلیپس ـ پرون (۱۹۸۹)(PP)[2] جهت بررسی متغیرهای مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج آزمون در جدول (٤) گزارش شده و حاکی از آن است که تمامی متغیرها با یک مرتبه تفاضل‌گیری مرتبه اول مانا گردید. به عبارت دیگر متغیرهای مزبور انباشته از مرتبه اول و یا I(۱) است.

جدول ٤ـ آزمون ریشه‌های واحد

متغیرها	آزمون دیکی فولر		آزمون فیلیپس-پرون		نتیجه آزمون
	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	
LvaddIND	ADF(2)=-2.9355	ADF(2)=-2.1820	-2.3583	-1.1044	نامانا
D(LvaddIND)	ADF(1)=-4.1520		-5.3041		مانا
LRCAPITAL	ADF(1)=-2.9076	ADF(1)=-2.1195	-3.2647	-2.7678	نامانا
D(LRCAPITAL)	ADF(2)=-2.1733	ADF(2)=-2.9838	-3.7059		مانا
LLABOUR	ADF(1)=-2.8218	ADF(2)=-1.0773	-2.2360	-3.3878	نامانا
D(LLABOUR)	ADF(1)=-4.6881		-6.1659		مانا
LEDU	ADF(1)=-1.3871	ADF(1)=-2.3681	-2.3459	-1.2008	نامانا
D(LEDU)	ADF(1)=-3.8873		-4.4445		نامانا
LTARIFF	ADF(1)=-0.6925	ADF(2)=-1.7299	-2.5993	-1.5175	مانا
D(LTARIFF)	ADF(1)=-3.7819		-4.4316		نامانا
LREXPORT	ADF(2)=-1.9025	ADF(1)=-1.0510	-1.3425	-2.0337	مانا
D(LREXPORT)	ADF(1)=-4.0559		-4.2768		نامانا

* آماره‌های آزمون متغیرها در فرم تفاضل مرتبه اول در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشند.

۸ . تخمین و تجزیه و تحلیل مدل

تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش جوهانسن (۱۹۸۸) مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در الگوی VAR می‌باشد. از آن‌جایی که هدف انتخاب یک درجه یا وقفه بهینه برای VAR می‌باشد این موضوع که در این مرحله می‌بایست جهت تعیین وقفه بهینه فاصله مناسب و به

1. Augmented Dickey Fuller (1979)
2. Philiphs-Perron (1989)

اندازه کافی طولانی را که وقفه بهینه خارج این فاصله قرار نگیرد، انتخاب نمود. برای این امر جهت شناسایی وقفه بهینه از ماکزیمم طول وقفه ٤ استفاده می‌گردد[1]. و جهت تعیین وقفه مناسب از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)،[2] معیار بیزین شوارز (SC)، [3] معیار هنن‌کوئین (HQ)، [4] معیار خطای پیش‌بینی نهایی(FPE)، [5] و آزمون نسبت درست‌نمایی تعدیل شده(LR)[6] استفاده می‌گردد. آماره‌های مذکور برای طول وقفه‌های P=۱،۲،۳،٤ در جدول (۵) ارایه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد معیارهای آزمون LR، FPE و SC طول وقفه P=۲ و معیار AIC و HQC طول وقفه را P =٤ تعیین می‌کند. لذا با توجه به تأیید اکثر آماره‌ها بر طول وقفه ۲ از این وقفه جهت برآورد روابط تعادلی بلندمدت استفاده می‌گردد.

جدول ۵ ـ آماره‌های آزمون و معیارهای انتخاب درجه دستگاه

معیار / طول وقفه(P)	نسبت راست‌نمایی تعدیل شده	خطای پیش‌بینی نمایی	آکائیک	شوارز	هنن‌ـکوئین
۰	NA	۶/۵۰E-۰۸	۰/٤۷۸۰۸۸	۰/۷۳٤۰۲۱	۰/۵٦۹۹۱۵
۱	۵۰۷/۹۹۳۹	۵/۳۸E-۱٤	-۱۳/۵۵۰۵۷	-۱۰/۹٤۹۳۸	-۱۲/۹۰۷۷۸
۲	٦۵/۵٦۲۳۹*	۳/۲۷E-۱۷*	-۱٤/۲۷٦۵۰	-۱۱/۷۵۹۰٤*	-۱۳/۰۸۲۷٦
۳	٦٦/۸۷٤۲۱	۲/۹۸E-۱٤	-۱٤/۹۱٤۹۸	-۱۰/۰۵۲۲٦	-۱۳/۱۷۰۲۸
٤	٤۹/٦۹۲۷۵	۲/۳۱E-۱٤	-۱۷/۷۵۱۸٦*	-۱۱/۳۵۳۵٤	-۱۵/٤۵٦۲۰*

جدول (٦) نتایج آزمون را بازای طول وقفه P =۲ نشان می‌دهد. آزمون اثر[7] ۵ رابطه بلندمدت و آزمون حداکثر مقدار ویژه[8] ۲ رابطه بلندمدت را در سطح معنی‌داری ۱٪ شناسایی می‌نماید. اما به لحاظ اینکه آزمون حداکثر مقدار ویژه برخلاف آزمون اثر دارای فرض مقابل مشخصی است یعنی با رد فرضیه صفر رتبه برابر r، فرض مقابل رتبه برابر r+۱ قابل پذیرش است نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه مورد پذیرش قرار می‌گیرد. لذا در بررسی دو رابطه بلندمدت تعادلی مبتنی بر آزمون حداکثر مقدار ویژه مشاهده گردید که

1. Peraran, et al (1997)
2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Bayesian Criterion
4. Hannan-Quinn Criterion
5. Final Prediction Error
6. Sequential Modified Likelihood Ratio Test Statistic
7. Trace Test
8. Maximal Eigenvalue

تنها رابطه اول با رابطه بررسی ما هماهنگ و مطابق با انتظارات نظری است. جدول (۷) رابطه بلندمدت تعادلی را نشان می‌دهد.

جدول ٦ ـ آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون اثر			آزمون ماکزیمم مقدار ویژه		
مقدار بحرانی ٪۹۹	آماره آزمون	فرضیه مخالف	مقدار بحرانی٪۹۹	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۱۱۱/۰۱	۱۸۳/۱۵۳۷	$r \geq 1$	٤٦/۸۲	٦۳/٤۳٦٥۸	$r = 1$	$r = 0$
۸٤/٤٥	۱۱۹/۷۱۷۲	$r \geq 2$	۳۹/۷۹	٤٦/۰٥۳۸٤	$r = 2$	$r \leq 1$
٦۰/۱٦	۷۳/٦٦۳۳۲	$r \geq 3$	۳۳/۲٤	۲۸/٦۹۸٥٤	$r = 3$	$r \leq 2$
٤۱/۰۷	٤٤/۹٦۴۷۸	$r \geq 4$	۲٦/۸۱	۱۹/٦۹۹۳۸	$r = 4$	$r \leq 3$
۲٤/٦۰	۲٥/۲٦٥٤۰	$r \geq 5$	۲۰/۲۰	۱٦/۱٦۲٥۹	$r = 5$	$r \leq 4$
۱۲/۹۷	۹/۱۰۲۸۱٤	$r \geq 6$	۱۲/۹۷	۹/۱۰۲۸۱٤	$r = 6$	$r \leq 5$

جدول ۷ ـ رابطه بلندمدت تعادلی

LVADDIND=–۱۲/٦٤۳۸٥ + ۰/٥۸۳٥۰۱LLABOUR + ۰/٤۰۰٥۱۸ LRCAPITAL

(۳/۸۸۰۶۳) (۰/۲۷۷۲۸) (۰/۰۸۷۲۶)

+۰/۳۸۰۱۳۱LEDU +۰/۲۲٥۰۰۳REXPORT– ۰/۰۳۹۷۱۱LTARIFF

(۰/۱۰۷۲۹۱) (۰/۰۴۳۹۹) (۰/۰۱۹۸۱

نتایج جدول (۷) در خصوص ضرایب تخمینی در تمامی موارد مؤید تأیید انتظارات نظری می‌باشد. ضریب نهاده سرمایه فیزیکی برابر ۰/٤۰ درصد و ضریب نهاده نیروی کار ۰/۵۸ درصد برآورد شده است. مقایسه این دو ضریب حاکی از کاربری بخش صنعت در ایران می‌باشد. متغیر سرمایه انسانی[1] برابر ۰/۳۸ درصد تخمین زده شده که تقریباً دارای اثر

---

۱. همانگونه که در معرفی متغیرها اشاره گردید جهت تبیین متغیر سرمایه انسانی از دو متغیر جانشین جمعیت فعال و شاغل دارای آموزش عالی (EDU1) و سرمایه‌گذاری دولت در سرمایه انسانی پیشنهاد شده است. اما در نهایت در بخش تجربی بر اساس هماهنگی با رابطه مورد انتظار و سازگاری با انتظارات نظری از متغیر EDU1 استفاده شده است.

مشابه نهاده سرمایه فیزیکی بر روی ارزش افزوده صنعتی می‌باشد و به این معنی است که با افزایش یک درصد در سرمایه انسانی به میزان ۰/۳۸ درصد به افزایش ارزش افزوده صنعتی منجر می‌گردد. تأثیر صادرات حقیقی بر ارزش افزوده صنعتی مثبت و برابر ۰/۲۲ و همچنین اثر تعرفه‌ها بر ارزش افزوده صنعتی منفی و برابر ۰/۰۳ درصد ارزیابی شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد با اتخاذ سیاست آزادسازی تجاری کمک به افزایش رشد صنعتی و اشتغال از طریق بهبود تخصیص منابع و کارایی اقتصادی منجر می‌گردد.

جدول (۸) برآورد ضرایب تعدیل[1] را نشان می‌دهد. این ضرایب سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادل‌های دستگاه یا جملات تصحیح خطا اندازه‌گیری می‌کنند. در صورت عدم تعادل یعنی انحراف از روابط تعادلی بلند مدت، برخی متغیرها بایستی بار تعدیل برای حصول به روابط مذکور را به عهده بگیرند. در غیر این‌صورت تضمینی برای هم‌انباشتگی متغیرهای دستگاه وجود نخواهد داشت.

جدول ۸ـ ضرایب تعدیل

متغیر / عدم تعادل	ΔLVADDIND	ΔLLABOUR	ΔLRLAPITAL	ΔLEDU	ΔLREXPORT	ΔLTARRIF
ECM	−۰/۳۱ (۰/۱۷)	−۰/۰۶ (۰/۰۵)	−۰/۱۷ (۰/۰۸)	−۰/۰۹ (۰/۱۷)	−۰/۹۷ (۰/۳۸)	−۰/۲۰ (۰/۳۶)

* اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب می‌باشند.

در دستگاه مورد بحث متغیر ارزش افزوده صنعتی نسبت به عدم تعادل با سرعت ۰/۳۱ درصد تعدیل می‌شود. متغیرهای نیروی کار و موجودی سرمایه به ترتیب با سرعت ۰/۰۶ و ۰/۱۷ درصد تعدیل شده و همچنین متغیرهای سرمایه انسانی، صادرات و نرخ تعرفه وارداتی نیز به ترتیب با سرعت ۰/۰۹، ۰/۹۷ و ۰/۲۰ درصد تعدیل می‌گردند. همانطور که از جدول ۸ مشاهده می‌گردد تمامی ضرایب تعدیل دارای علامت منفی و کوچکتر از یک می‌باشند. بر اساس ضرایب تعدیل، مشاهده می‌گردد متغیر صادرات حقیقی سهم بالایی در

1. Loading Factors

تصحیح عدم تعادل از یک دوره به دوره بعد دارد به طوری‌که بیش از نیمی از عدم تعادل توسط متغیر صادرات تصحیح می‌گردد. متغیرهای ارزش افزوده صنعتی و نرخ تعرفه وارداتی جهت تصحیح این عدم تعادل در مراتب بعدی قرار دارد.

در تحلیل‌های هم‌انباشتگی برخلاف رویکردهای سنتی اقتصادسنجی، ساختارهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور صریح از یکدیکر تفکیک می‌شوند. الگوی کوتاه‌مدت تصحیح خطا یک مکانیزم بازخور تلقی شده که مطابق آن متغیر وابسته (ارزش افزوده صنعتی) نسبت به عدم تعادل دستگاه تعدیل می‌گردد. مکانیزم بازخور مذکور حصول به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می‌کند. قضیه نمایش گرنجر[1] به همین موضوع اشاره دارد. مطابق این قضیه یک رابطه تعادلی بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرها مستلزم یک الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت است. این موضوع یک مبنای کاملاً آماری داشته و هیچ ربطی به تئوری‌های اقتصادی ندارد. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹ـ با معادله ECM برای متغیر ارزش افزوده صنعتی

متغیر وابسته ΔLVADDIND			
متغیرهای توضیحی	**تخمین**	**نسبت-t**	**حد نهایی اعتماد (P-Value)**
Intercept	۰/۰۵	۱/٤۱	۰/۱٦
ΔLVADDIND(-۱)	۰/۵۷	۲/۲۵	۰/۰۳
ΔLVADDIND(-۲)	۰/۰۱	۲/۰۲	۰/۹۸
ΔLLABOUR(-۱)	-۰/۰٤	۰/۵۹	۰/۹۳
ΔLLABOUR(-۲)	-۰/۱۹	۰/۳۱	۰/۷۵
ΔLRCAPITAL(-۱)	۰/٤۳	۱/٤۳	۰/۳۱
ΔLRCAPITAL(-۲)	-۰/۳۹	-۱/۵۹	۰/۲۸
ΔLEDU(-۱)	۰/۱۱	۰/۵۹	۰/۵۵
ΔLEDU(-۲)	-۰/۰۳	-۱/۱۷	۰/۸۵
ΔlXNO(-۱)	۰/۱۰	۱/۹٦	۰/۰٦
ΔlXNO(-۲)	-۰/۱۱	-۲/۰۷	۰/۰٤

1. Granger Representation Theorem

ΔLTARIFF(-۱)	-۰/۰۷	-۱/۳۳	۰/۱۱
ΔLTARIFF(-۲)	-۰/۰٦	-۱/۱٦	۰/۲۵
EC(-۱)	-۰/٤٦	-۱/۸۲	۰/۰۷
R^2 = ۰/۵۰ D.W= ۲/۲۱ Serial Correlation = ۳/۰۷ (۰/۲۱) Heteroskedasticity = ۳۰/۹٦ (۰/۲۲) Normality =۱/۰۳ (۰/۵۹) RESET=۳/۹۳(۰/۵۵)			

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطوح نهایی اعتماد می‌باشند.

جهت ارزیابی الگوی کوتاه‌مدت ارزش افزوده صنعتی همان‌گونه که در جدول (۹) مشاهده می‌گردد آزمون‌های خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی، نرمالیتی و رمزی استفاده شده است. نتایج همگی در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و فاقد مشکلات ناشی از خودهمبستگی و ... می‌باشد. روش برداری تصحیح خطا علاوه بر اینکه علیت بین متغیرها را معین می‌کند این امکان را فراهم می‌سازد که علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت از یکدیگر تفکیک گردند. بدین صورت که به‌وسیله معنی‌دار بودن مجموع هر یک از ضرایب متغیرهای توزیعی در معادله تصحیح خطا ازطریق آماره F[1] و یا والد (W)[2] علیت گرنجری متغیر توضیحی مورد نظر نسبت به متغیر وابسته مورد آزمون قرار گیرد. از سوی دیگر با توجه به اینکه عبارت تصحیح خطا دارای اطلاعات بلندمدت می‌باشد، لذا از طریق معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطا به وسیله آماره t می‌توان به رابطه علی بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته پی برد. جهت بررسی علیت کوتاه‌مدت از آزمون والد روی ضرایب معادله تصحیح خطای ارزش افزوده صنعتی استفاده شده و نتایج آزمون در جدول (۱۰) آورده شده است.

جدول ۱۰ـ نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت در معادله تصحیح خطای ارزش افزوده صنعتی

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	فرضیه صفر	آماره آزمون والد	نتیجه‌گیری

1. F-Test
2. Wald Test

ارزش افزوده صنعتی	سرمایه فیزیکی	$\beta_{2i} = 0$ $i = 1,2$	۰/۰۱۹ (۰/۸۸۸)	رابطه علیت وجود ندارد
	نیروی کار فیزیکی	$\beta_{3i} = 0$ $i = 1,2$	۰/۰۹ (۰/۷۵۳)	رابطه علیت وجود ندارد
	سرمایه انسانی	$\beta_{4i} = 0$ $i = 1,2$	۰/۰۹۷ (۰/۷۵٤)	رابطه علیت وجود ندارد
	صادرات غیرنفتی	$\beta_{5i} = 0$ $i = 1,2$	۰/۰۲٤(۰/۸۷٦)	رابطه علیت وجود ندارد
	نرخ تعرفه	$\beta_{6i} = 0$ $i = 1,2$	۳/۵۳ (۰/۰٦۰)	رابطه علی وجود دارد (به‌طور ضعیف)

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطوح نهایی اعتماد می‌باشند.

همان‌طورکه از جدول(۱۰) مشاهده می‌گردد در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه رابطه علیت از سرمایه فیزیکی، نیروی کار، سرمایه انسانی و صادرات غیرنفتی به ارزش افزوده صنعتی وجود ندارد ولی یک رابطه ضعیف علیت در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد از نرخ تعرفه به ارزش افزوده صنعتی مشاهده می‌گردد.

بر اساس نتایج الگوی کوتاه‌مدت ضریب EC(-۱) منفی (۰/٤٦-) و کوچک‌تر از واحد بوده و این امر حاکی از آن است که اگر از دوره t به دوره t+۱ حرکت کنیم به میزان ٤٦ درصد انحراف ارزش افزوده صنعتی از مسیر بلندمدتش توسط متغیرهای الگو تصحیح شده و به سمت روند بلندمدت تعادلی خود حرکت می‌کند. کوچکتر از واحد بودن این ضریب به معنی با ثبات بودن و همگرایی در رسیدن به تعادل می‌باشد. همچنین این ضریب در سطح ۱۰٪ از لحاظ آماری معنی‌داری می‌باشد. این معنی‌داری حاکی از آن است که متغیر وابسته(ارزش افزوده صنعتی) در مدل درون‌زا بوده و همچنین از طرف دیگر معنی‌داری آن حاکی از یک رابطه علیت بلندمدت از سمت متغیرهای الگو شده به متغیر ارزش افزوده صنعتی است.

آزمون معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) صورت می‌پذیرد به عنوان آزمون علیت گرنجری درون‌نمونه تفسیر می‌شود، لذا این آزمون تنها برون‌زایی[1]، یا درون‌زایی[1] متغیر وابسته را به

1. Exogeneity

مفهوم گرنجری آن در داخل دوره نمونه مشخص می‌سازد اما اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارایه نمی‌کند. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویای تکانه‌های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه واریانس (VDCS)[۲] و توابع عکس‌العملی آنی (IRFS)[۳] انجام می‌شود. روش تجزیه واریانس قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی این متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. لذا VDCS را می‌توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نامگذاری کرد. در این روش سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد. به‌طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به‌طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه‌های وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌شوند. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. در جدول (۱۱) تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر ارزش افزوده صنعتی را برای ۱۰۰ دوره (سال) و سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر ارزش افزوده صنعتی در کوتاه‌مدت (سال اول)، میان مدت (سال دوم تا پنجم) و بلندمدت (از سال پنجم به بعد) نشان داده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، نوسانات ارزش افزوده صنعتی در افق‌های زمانی مختلف عمدتاً توسط تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. در واقع این تکانه‌ها که شامل سیاست‌های صنعتی، آزادسازی تجاری، تغییرات تکنولوژی و نظایر آن می‌گردد، ۱۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی را توضیح می‌دهند. در میان مدت ۸۹/۴۲ درصد و در بلندمدت ۷۶/۹۸ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی را تشریح می‌نماید. متغیر سرمایه انسانی جهت تبیین خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی در درجه دوم اهمیت قراردارد. به طوری که در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح دهندگی را از خود نشان نداده اما در میان مدت ۶/۲۶ درصد و در بلندمدت ۱۳/۲۴ درصد خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی را تشریح می‌نماید. متغیر صادرات غیرنفتی در درجه سوم اهمیت قرار

1. Endogeneity
2. Variance Decomposition
3. Impuls Response Functions

داشته به طوری‌که در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی را از خود نشان نداده اما در میان‌مدت و بلندمدت ۲/۳۰ درصد و ۱/۲۸ درصد از خطای پیش‌بینی را توضیح می‌دهد. متغیر نرخ تعرفه وارداتی در درجه اهمیت چهارم قرارداشته به طوری‌که در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نداده اما در میان مدت و بلندمدت به ترتیب ۱/۵۸ درصد و ۰/۲۶ درصد از خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی را تبیین می‌نماید. متغیر سرمایه فیزیکی نیز همچنین در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی از خود نشان نداده اما در میان مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۲۳ و ۶/۲۷ درصد از خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی را توضیح می‌دهد. و در نهایت متغیر نیروی کار فیزیکی نیز در کوتاه‌مدت هیچ توضیح‌دهندگی از خود نشان نداده اما در میان مدت و بلندمدت به ترتیب۰/۱۸ و ۱/۹۵ درصد از خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی را تشریح می‌کند.

جدول ۱۱ـ تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر ارزش افزوده صنعتی

سال	خطای پیش‌بینی	ارزش افزوده صنعتی	نیروی کار	موجودی سرمایه	سرمایه انسانی	صادرات غیرنفتی	نرخ تعرفه وارداتی
۱	۰/۰۷۸۰۳۴	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۱۵۵۶۴۴	۹۴/۷۳۵۵۸	۰/۰۸۵۷۷۴	۰/۰۰۲۴۸۵	۱/۷۷۶۵۱۵	۲/۲۶۹۱۰۳	۱/۱۳۰۵۴۵
۳	۰/۲۲۲۳۷۱	۸۹/۸۱۱۰۹	۰/۰۴۴۶۶۴	۰/۰۲۰۹۵۷	۵/۷۵۴۷۵۲	۲/۱۷۷۰۸۱	۲/۱۹۱۴۵۷
۴	۰/۲۸۶۷۸	۸۷/۷۰۱۹۹	۰/۱۳۸۹۵۵	۰/۲۳۶۷۱۵	۸/۱۵۱۴۸۴	۲/۱۱۰۹۵	۱/۶۵۹۹۱۱

ادامه جدول ۱۱ـ

سال	خطای پیش‌بینی	ارزش افزوده صنعتی	نیروی کار	موجودی سرمایه	سرمایه انسانی	صادرات غیرنفتی	نرخ تعرفه وارداتی
۵	۰/۳۵۷۰۹۸	۸۵/۴۳۸۱۲	۰/۴۸۱۶۹۸	۰/۶۶۰۱۷۱	۹/۳۸۸۰۹	۲/۶۶۳۱۵۲	۱/۳۶۸۷۶۵
۶	۰/۴۲۷۶۶۱	۸۳/۳۱۶۷۵	۰/۸۶۷۵۵۳	۱/۱۰۸۹۷۵	۱۰/۷۷۰۸۷	۲/۸۸۸۹۸	۱/۰۴۶۸۷۵
۷	۰/۵۰۳۲۲۲	۸۱/۷۴۳۸۴	۱/۱۰۵۵۸۶	۱/۸۲۱۴۸۴	۱۱/۵۵۵۵۱	۳/۰۰۲۴۰۰	۰/۷۷۱۱۷۳
۸	۰/۵۸۲۱۸۰	۸۰/۵۷۵۷۷	۱/۲۳۳۶۹۱	۲/۳۳۶۳۸۹	۱۲/۱۸۰۲۵	۳/۰۶۵۱۵۲	۰/۶۰۸۷۴۲
۹	۰/۶۶۰۱۲۸	۷۹/۵۵۱۹۶	۱/۳۳۷۶۹۸	۲/۷۴۰۷۲۵	۱۲/۸۸۹۴۸	۲/۹۸۰۸۷۷	۰/۴۹۹۲۵۷
۱۰	۰/۷۳۷۲۶۰	۷۸/۶۸۴۲۶	۱/۴۴۷۸۵۶	۳/۱۴۴۸۸۶	۱۳/۴۱۱۰۰	۲/۸۹۲۱۳۲	۰/۴۱۹۸۶۴
۱۱	۰/۸۱۲۷۵۰	۷۷/۹۰۸۳۹	۱/۵۷۷۰۲۵	۳/۴۹۰۲۹۴	۱۳/۸۳۰۸۴	۲/۸۲۹۴۵۲	۰/۳۶۳۹۹۹
۱۲	۰/۸۸۶۴۷۴	۷۷/۲۱۵۸۲	۱/۷۰۷۱۴۵	۳/۸۳۲۰۰۸	۱۴/۱۶۵۴۲	۲/۷۶۴۷۶۷	۰/۳۱۴۸۳۶

۱۳	۰/۹۵۹۴۶۰	۷۶/۶۶۱۵۸	۱/۸۱۲۷۱۱	۴/۱۶۷۲۳۱	۱۴/۳۷۷۷۴	۲/۷۰۶۸۳۱	۰/۲۷۳۹۰۷
۱۴	۱/۰۳۱۴۲۳	۷۶/۲۲۹۷۳	۱/۸۸۹۸۰۴	۴/۴۵۵۶۵۹	۱۴/۵۴۰۰۴	۲/۶۴۲۶۱۷	۰/۲۴۲۱۵۳
۱۵	۱/۱۰۱۸۹۷	۷۵/۸۸۸۹۸	۱/۹۴۵۵۷۶	۴/۷۰۸۳۹۵	۱۴/۶۷۴۳۸	۲/۵۶۵۵۱۸	۰/۲۱۷۱۵
۱۰۰	۳/۸۴۶۲۲۵	۷۸/۴۷۹۴۸	۱/۸۲۵۲۳۷	۳/۸۱۶۴۰۵	۱۱/۹۵۷۸۶	۰/۵۷۷۷۵۱	۰/۳۴۳۲۶۸

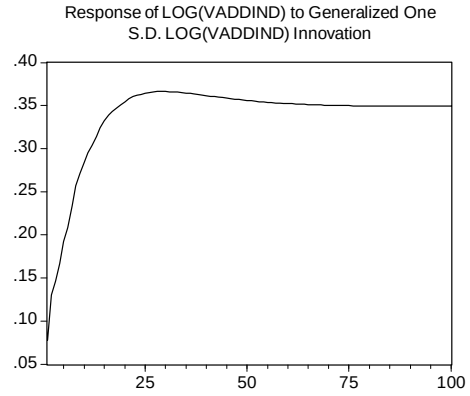
توابع عکس‌العمل آنی (IRFS) همانند (VDCS) یک نمایش میانگین متحرک از الگوی (VAR) یا VECM می‌باشد. IRF_S رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد هر جزء تصادفی معادله بر هر یک از متغیرها را در طول زمان نشان می‌دهند. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند. لذا به آنها تکانه یا ضربه واحد می‌گویند. مبدأ مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت اولیه و پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی پویایی دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه مشخص می‌گردد. نمودار (۱) تأثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار بر متغیرهای موجودی سرمایه، نهاده نیروی کار، سرمایه انسانی، صادرات حقیقی و نرخ تعرفه وارداتی بر ارزش افزوده صنعتی را نشان می‌دهد.

همان‌طور که از نمودار(۱A) مشاهده می‌گردد، در اثر تکانه ارزش افزوده صنعتی، همان متغیر در دوره اول به میزان ۷ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اثر افزایشی این تکانه تا دوره بیست‌وهفتم به‌طور صعودی ادامه داشته و به میزان ۳۶ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. اما پس از آن اثر افزایشی این تکانه با اندکی کاهش مواجه شده و در بلندمدت درهمین سطح و موازی با خط افقی پایدار می‌گردد.در اثر تکانه متغیر نیروی کار، ارزش افزوده صنعتی (نمودار۱B)در دوره اول به میزان ۳ درصد افزایش نشان می‌دهد و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر تکانه مذکور تا دوره بیست‌وپنجم روند افزایشی صعودی خود را ادامه داده و به ۲۰ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم بالغ می‌گردد. اما بعد از این دوره اثر افزایشی تکانه نیروی کار نزولی گشته و در بلندمدت در سطح ۱۸ درصد پایدار باقی می‌ماند. در اثر تکانه موجودی سرمایه، ارزش افزوده صنعتی نمودار (۱C) در دوره اول به میزان ٤ درصد افزایش یافته و

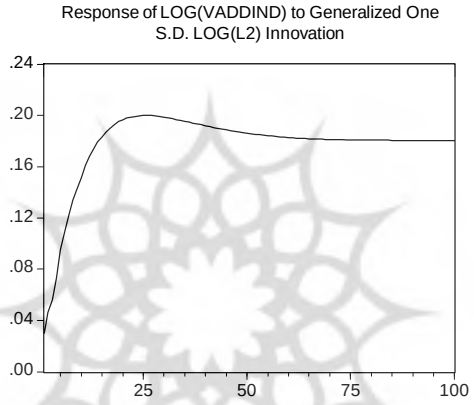
بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد، این اثر افزایشی تا دوره سوم به طور صعودی ادامه یافته و به میزان ۸ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. اما پس از آن اثر این تکانه به‌طور تدریجی افزایش یافته و در بلندمدت در سطح ۱۰/۹ درصد پایدار می‌ماند. در اثر تکانه متغیر سرمایه انسانی، ارزش افزوده صنعتی (نمودارD ۱) در دوره اول به میزان ۲ درصد افزایش یافته و بالاتر از دوره وضعیت پایه قرار می‌گیرد، این اثر افزایشی تا دوره بیست‌وپنجم به طور صعودی ادامه یافته و به میزان ۲۹ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. اما پس از آن اثر این تکانه به‌طور تدریجی کاهش یافته و در بلندمدت در سطح ۲۵ درصد پایدار می‌ماند. در اثر تکانه صادرات غیرنفتی حقیقی، ارزش افزوده صنعتی در دوره اول به میزان ۰/۱ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. در اثر تکانه صادرات غیرنفتی حقیقی ارزش افزوده صنعتی(نمودار1E) در دوره اول به میزان ۰/۱ درصد افزایش یافته و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر این تکانه روند افزایشی صعودی در دوره پانزدهم به حداکثر میزان افزایش ٦ درصدی بالاتر از وضعیت تعادل قدیم قرار می‌گیرد. اما پس از این دوره اثر تکانه مذکور بر ارزش افزوده صنعتی در بلندمدت کاهش یافته و در سطح ۳ درصد پایدار باقی می‌ماند. در اثر تکانه نرخ تعرفه وارداتی، ارزش افزوده صنعتی(نمودار1F) در دوره اول ۰/۷ درصد کاهش یافته و پایین‌تر از وضعیت تعادلی قرار می‌گیرد. این روند نزولی تا دوره سوم ادامه یافته و به حداقل مقدار ۱ درصد پایین‌تر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. پس از دوره چهارم به بعد اثر تکانه مذکور بر متغیر ارزش افزوده صنعتی به روند افزایشی صعودی دست می‌یابد و این روند تا دوره نوزدهم ادامه یافته و به حداکثر مقدار ٦/٨ درصد بالاتر از تعادل قدیم قرار می‌گیرد. بعد از این دوره تکانه مذکور سیر نزولی را طی نموده و از دوره شصت‌وهشتم به بعد در بلندمدت در سطح ۲/۹ درصد پایدار باقی می‌ماند. بنابراین به طورکلی می‌توان نتیجه‌گیری نمود که متغیرهای سرمایه‌انسانی، صادرات‌غیرنفتی و تعرفه وارداتی در میرایی حصول به تعادل بلندمدت از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشند.

نمودار ۱ـ توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته ناشی از تکانه وارد بر متغیرهای دستگاه و اثر آن بر ارزش افزوده صنعتی

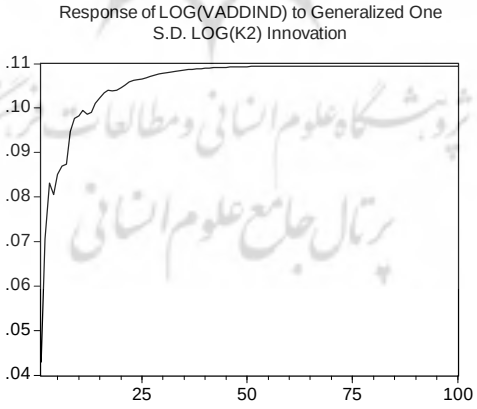
A


Response of LOG(VADDIND) to Generalized One
S.D. LOG(VADDIND) Innovation
.40
.35
.30
.25
.20
.15
.10
.05
25
50
75
100

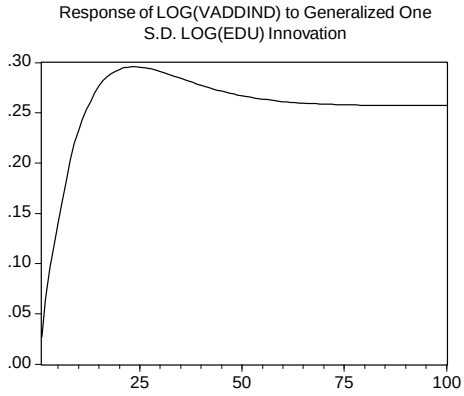
B


Response of LOG(VADDIND) to Generalized One
S.D. LOG(L2) Innovation
.24
.20
.16
.12
.08
.04
.00
25
50
75
100

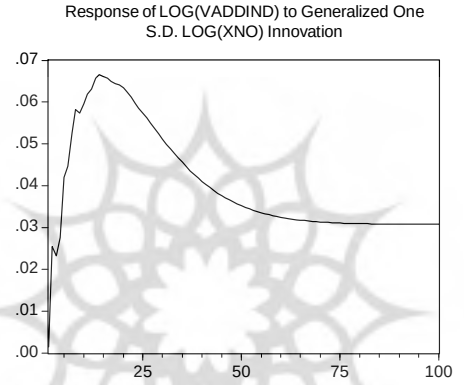
C


Response of LOG(VADDIND) to Generalized One
S.D. LOG(K2) Innovation
.11
.10
.09
.08
.07
.06
.05
.04
25
50
75
100

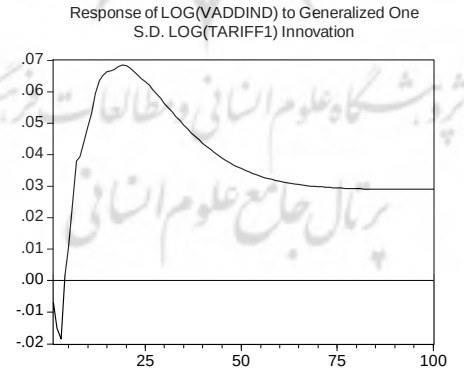
D


Response of LOG(VADDIND) to Generalized One
S.D. LOG(EDU) Innovation
.30
.25
.20
.15
.10
.05
.00
25
50
75
100

E


Response of LOG(VADDIND) to Generalized One
S.D. LOG(XNO) Innovation
.07
.06
.05
.04
.03
.02
.01
.00
25
50
75
100

F


Response of LOG(VADDIND) to Generalized One
S.D. LOG(TARIFF1) Innovation
.07
.06
.05
.04
.03
.02
.01
.00
-.01
-.02
25
50
75
100

جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله رابطه بین سیاست‌های تجاری (آزادسازی تجاری) و رشد اقتصادی (بخش صنعتی) در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دادیم. پایه نظری جهت زمینه‌سازی کار این تحقیق جهت بررسی رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد صنعتی در اقتصاد ایران مبتنی بر مدل سرمایه انسانی رشد درون‌زای لوکاس (۱۹۸۸) و مطالعه داتا و احمد(۲۰۰۱) قرار دارد. در مطالعه تجربی تابع جمعی ارزش افزوده صنعتی در ایران از رویکرد هم‌انباشتگی و مدل‌سازی تصحیح خطا، تجزیه واریانس و تابع عکس‌العمل آنی استفاده گردیده است. شواهد تجربی حاکی از وجود دو رابطه بلندمدت تعادلی در تابع ارزش افزوده صنعتی و عوامل تعیین‌کننده آن می‌باشد اما تنها یک رابطه تعادلی با رابطه مورد بررسی ما هماهنگ و مطابق با انتظارات نظری است. لذا یک رابطه تعادلی هم‌انباشته بین تابع ارزش افزوده صنعتی و عوامل تعیین‌کننده آن نظیر تشکیل سرمایه، نیروی کار سرمایه انسانی، صادرات حقیقی و نرخ تعرفه وارداتی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. به منظور پویایی‌های کوتاه‌مدت درون‌نمونه و برون‌نمونه‌ای از ابزارهای مدل‌های تصحیح خطا و تجزیه واریانس (VDC_S) و تابع عکس‌العمل آنی (IRF_S) استفاده گردید. نتایج حاصل از VECM نشان‌دهنده وجود علیت از طرف متغیرهای سمت راست مدل به سمت متغیر ارزش افزوده صنعتی است. به عبارت دیگر حاکی از درون‌زایی متغیر وابسته می‌باشد. از طرف دیگر شواهد ناشی از VDC_S حاکی از آن است که دو متغیر صادرات حقیقی و نرخ تعرفه وارداتی به عنوان متغیرهای جانشینی برای آزادسازی تجاری نقش تعیین‌کننده‌ای در توضیح‌دهی ارزش افزوده صنعتی داشته است. همچنین شواهد IRF_S حاکی از وجود همگرایی در سیستم رابطه تعادلی بلندمدت می‌باشد. نتیجه و توصیه سیاستی که از این مقاله می‌توان استنتاج نمود آن است که اثرگذاری محدودیت‌های تجاری نظیر تعرفه‌ها از یک طرف و از طرف دیگر توسعه صادرات و همچنین به‌کارگیری نیروی کار ماهر(به عنوان سرمایه انسانی) در رشد صنعتی از اهمیت بالایی برخودار می‌باشند. چراکه با آزادسازی تجاری از طریق کاهش تعرفه‌ها و توسعه صادرات و با تقویت نیروهای متخصص و کارآمد و همچنین اتخاذ سیاست‌های همگام با سیاست آزادسازی تجاری، می‌توان بخش

صنعت را تقویت نمود و به رشد بالایی در این صنعت دست یافت.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. رازینی، ابراهیم‌علی (۱۳۷۸)؛ **روشهای منطقی کردن تعرفه‌ها در اقتصاد ایران**، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

۲. جلالی نائینی، سید احمدرضا و محمدرضا زاده محمدی (۱۳۷۵)؛ "صادرات و رشد اقتصادی"، **پژوهشنامه بازرگانی**، شماره ۱، صص ٦-۳٦.

۳. ساندرام، آرام (۱۳۷۵)؛ صادرات و رشد اقتصادی: در کتاب از اقتصاد کلاسیک تا اقتصاد توسعه، جرالد مایر (غلامرضا آزاد. مترجم). نشر میترا. تهران. صص۱۲۵-۱٤۲.

٤. یغمائیان، بهزاد (۱۳۸۰)؛ "بررسی تجربی رابطه میان صادرات، توسعه و رشد در کشورهای در حال توسعه"، **فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی**، سال دهم، شماره ۲۱، صص ٤٤-۳.

۵. اکبری، محمدرضا و حسین کریمی هسنیجه (۱۳۷۹)؛ "تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه"، **مجله برنامه و بودجه**، شماره ۵۲ و ۵۳، صص ٦٤-٤۹.

٦. فرجادی، غلامعلی و محمد رضا لعلی (۱۳۷٦)؛ "تأثیر واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر رشد اقتصادی ایران"، شماره ٤، صص ۲۸-۱.

۷. برادران شرکا، حمیدرضا و سکینه صفری (۱۳۷۷)؛ "بررسی اثر صادرات بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران"، **فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی**،شماره ٦.

۸. متوسلی، محمود (۱۳۷۸)؛ "بررسی رابطه رشد صادرات و رشد اقتصادی براساس آزمون علی گرنجر". **فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی**، شماره ۱۲، صص ٤۵-۱۵.

۹. هژبر کیانی، کامبیز و داریوش حسنوند (۱۳۷۷)؛ "بررسی رابطه رشد صادرات و رشد اقتصادی". **پژوهشنامه بازرگانی**. شماره ۷، تابستان ۱۳۷۷، صص ۱-۲٤.

۱۰. توکلی، اکبر و مسعود هاشمیان اصفهانی (۱۳۷۸)؛ "تأثیر صادرات بر صنایع کشور (۱۳٤٦-۱۳۷٤)"، **پژوهشنامه بازرگانی**، شماره ۱۰، بهار ۱۳۷۸، صص ۲۷-۵۱.

۱۱. عظیمی، سیدرضا (۱۳۷۷)؛ **بررسی عوامل مؤثر بر نرخ رشد بخش‌های غیرنفتی با تأکید بر نقش تجارت خارجی در ایران**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.

12. Agosin, M.R. (1991); "Trade Policy Reform and Economic Performance: A Review of the Issues and Some Preliminary Evidence," **UNCTAD Discussion Papers**, No. 41. Geneva: UNCTAD.
13. Bakht, Z. (1998); **Trade Liberalization, Exports and Growth of Manufacturing Industries in Bangladesh**, Dhaka: Bangladesh Institute of Development Studies (Mimeo).
14. Balassa, B. and Associates (1971) (ed.); **The Structure of Protection in Developing Countries**, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
15. _____ (1982); **Developing Strategies in Semi-Industrial Economies**, Baltimore: Johns Hopkins University Press for the World Bank.
16. Bhagwati, J. N. (1978); "Foreign Trade Regimes and Economic Development: Anatomy and Consequences of Exchange Control Regimes", Cambridge, MA: Ballinger for **the National Bureau of Economic Research Planning**, 28(2-3), pp. 147-67.
17. Clarke, R. and C. Kirkpatrick (1992); "Trade Policy Reform and Economic Performance in Developing Countries: Assessing the Empirical Evidence", in R. Adhikari, C. Kirkpatrick and J. Weiss (eds.) **Industrial and Trade Policy Reform in Developing Countries**, Manchester: Manchester University Press.
18. Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981); "Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, 49, pp. 1057-1079.
19. Dijkstra, A.G. (1997); **Trade liberalization and industrial competitiveness: The case of manufactured exports from Latin** America**,** (preliminary draft), Institute of Social Studies. Paper to be presented at the 1997 conference of the Latin American Studies Association, Guadalajara Mexico, 17 - 19 April.
20. Dollar, D. (1992); "Outward – Oriented Developing Economics Really Do Grow More Rapidly: Evidence From, 5 LDCS, 1976- 86", **Economic Development and Cultural Change**, 4013, pp. 523-44.

21. Dutta, D and Ahmed. N (2001); "Trade Liberalization and Industrial Growth in Pakistan: A Ciontegration Analysis", **Working Paper**, Eacon 2001- 40 the University of Sydney, Faculty of Economics and Business.
22. Edwards, S. (1992); "Trade Orientation, Distortions and Growth in Developing Countries", **Journal of Development Economics**, 39(1), pp. 31-57.
23. Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987); "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", **Econometrica**, 55, pp. 251-76.
24. Ferreira and Rossi (2001); "New Evidence on Trade Liberalization and Productivity Growth", forthcoming, **International Economic Review**.
25. Filztekin, A (2000); "Openness and Productivity Growth in Turkish Manufacturing", Sabanci University, **Discussion Paper Series**, No. 0104.
26. Ghatak, S., C. Milner, and U. Utkulu (1995); "Trade Liberalisation and Endogenous Growth: Some Evidence for Turkey", **Economics of Planning**, 28(2-3), pp. 147-67.
27. Gould, D. M. and R. J. Ruffin (1995); "Human Capital, Trade and Economic Growth", **Weltwirtschaftliches Archiv**, 13(1), pp. 425-45.
28. Greenaway, D. and D. Sapsford (1994); "What Does Liberalisation Do for Exports and Growth?," **Weltwirtschaftliches Archiv**, 130(1), pp. 152-74.
29. _____, W. Morgan and P. Wright (1997); "Trade Liberalization and Growth in Developing Countries: Some New Evidence," **World Development**, 25(11), pp. 1885-1892.
30. Harrison, A, (1996); "Openness and Growth: A Time –Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries", **Journal of Development Economic**, Vol. 48, pp. 419- 447.
31. Heitger, B. (1987); "Import Protection and Export Performance: Their Impact on Economic Growth", **Weltwirtschaftliches Archiv**, 123(2), pp. 249-61.
32. Hendry, D. F. (1995); **Dynamic Econometrics**, Oxford: Oxford University Press.
33. Hwang, I. (1998); "Long-Run Determinant of Korean Economic Growth: Empirical Evidence from Manufacturing", **Applied Economics**, 30(3), pp. 391-405.

34. Jenkins, R. (1996); "Trade Liberalization and Export Performance in Bolivia", **Development and Change**, 27(4), pp. 693-716.
35. Johansen, S. (1988); "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, pp. 231-54.
36. _____ (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", **Econometrica**, 59, pp. 1551-80.
37. _____ and K. Juselius (1990); "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, pp. 169-210.
38. _____ and K. Juselius (1994); "Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISLM Model", **Journal of Econometrics**, 63, pp. 7-36.
39. Karunaratne, N. D. (1994); "Growth and Trade Liberalisation in Australia: A VAR Analysis", **Rivista Internazionale di Scienze Economiche eCommerciali**, 41(8), pp. 625-43.
40. Kim (2000); "Trade Liberalization and Productivity Growth in Korean Manufacturing Industries: Price Protection, Market Power, and Scale Efficiency", **Journal of Development Economics**, Vol. 62, pp. 55–83
41. Krueger, A. O. (1978); **Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequences**, Cambridge, MA.: Ballinger for the National Bureau of Economic Research.
42. Little, I. M. D., T. Scitovsky and M. Scott (1970); **Industry and Trade in Some Developing Countries: A Comparative Study**, London: Oxford University Press.
43. Lucas, R.E. (1988); "On the Mechanics of Economic Development", **Journal of Monetary Economics**, 22 (1), pp. 3-42.
44. Mankiw, N. G., D. Romer and D. N. Weil (1992); "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", **Quarterly Journal of Economics**, CVII(2), pp. 407-437.
45. Michaely, M., D. Papageorgiou, and A. M. Choksi (eds.) (1991); **Liberalising Foreign Trade: Lessons of Experience in the Developing World**, Oxford: Basil Blackwell.

46. Miller S.M and Upadhyay M.P (2000); "The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity", **Journal of Development Economics**, Vol. 63, pp. 399–423.
47. Moreira. M.M and correa, P.G. (1998); "A first Look at Impacts of Trade Liberalization on Brazilian Manufacturing Industry", **World Development**, Vol. 26, No .10, pp. 1859 – 1874.
48. Nelson, C. R. and C. I. Plosser (1982); "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", **Journal of Monetary Economics**, 10, pp. 139-162.
49. Onafowora, O. A. and O. Owoye (1998); "Can Trade Liberalization Stimulate Economic Growth in Africa", **World Development**, 26(3), pp. 497-506.
50. Patterson. K (2000); **An Introduction to Applied Econometrics: a Time Series Approach**, published by PALGRE, Houndmils, Basingstoke, Hampshire.
51. Pesaran, M.H. and B. Pesaran (1997); **Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis**, Oxford: Oxford University Press.
52. Phillips, P.C.B. and P.P. Perron (1988); "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrika**, 75, pp. 335-46.
53. Quah, D. and J. E. Rauch (1990); "Openness and the Rate of Economic Growth", **Working Paper**, University of California, San Diego.
54. Romer, P. M. (1989); "What Determines the Rate of Growth and Technological Change?", **Policy, Planning, and Research Working Paper**, #279. Washington, D. C.: The World Bank.
55. Sachs, J. (1987); **Trade and Exchange Rate Policies in Growth-Oriented Adjustment Programs**, Department of Economics, Harvard University (Cambridge, Mass).
56. Savvides, A. (1995); "Economic Growth in Africa", **World Development**, 23(3), pp. 449-58.
57. Shafaeddin, S.M. (1994); "The Impact of Trade Liberalization on Export and GDP in Least Developed Countries", **UNCTAD Discussion Papers**, No. 85. Geneva: UNCTAD.

58. Sharma. K (2000); "Liberalization and structural change: Evidence from Nepalese Manufacturing", Yale university and Charles Strut University (Australia), **Center Discussion Paper**, No. 812.
59. Otani, Ichiro and Delano Villanueva **(**1990**)**; "Long Term Growth in Developing Countries and its Determinants: An Empirical Analysis", **World Development**, Vol.18, No.6, pp.769-783.
60. Solow, R. M. (1956); "A Contribution to the Theory of Economic Growth", **Quarterly Journal of Economics**, LXX, pp. 65-94.
61. Swan, T. (1956); "Economic Growth and Capital Accumulation", **Economic Record**, 32, pp. 334-61.
62. Taylor, L. (1991); "Economic Openness: Problems to the Century's End", in T. Banuri (ed.), **Economic Liberalization: No Panacea: The Experiences of Latin America and Asia**, Oxford: Clarendon Press: 99-147.
63. Thomas, V., J. Nash, and Associates (1991); **Best Practices in Trade Policy Reform**, Oxford: Oxford University Press for the World Bank.
64. UNCTAD (1989); **Trade and Development Report 1989**.
65. Villanueva, D. (1994); "Openness, Human Development, and Fiscal Policies: Effects on Economic Growth and Speed of Adjustment", **IMF Staff Papers**, 41(1), pp. 1-29.
66. The World Bank (1987); **World Development Report 1987**, New York: Oxford University Press.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی