پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی **«ویژه‌ی اقتصاد »**
سال هفتم/شماره‌ی بیست و ششم/ پاییز۸۶

آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی در ایران

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۲/۲۰ **تاریخ پذیرش:**۸۶/۸/۱۹

محمد بابازاده*
خلیل قدیمی دیزج**
علیرضا رضایی‌بختیار***

چکیده

مقاله‌ی حاضر به بررسی رابطه بین سیاست‌های تجاری و رشد اقتصادی در ایران بر اساس چارچوب مدل رشد درونزای لوکاس(۱۹۸۸)می‌پردازد. برای اجتناب از رگرسیون‌های جعلی از رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسن و مدلسازی تصحیح خطا استفاده شده است . نتایج تجربی حاکی از وجود یک رابطه‌ی تعادلی هم‌انباشته بین تابع رشد اقتصادی و عوامل تعیین کننده‌ی آن نظیر تشکیل سرمایه، نیروی کار، سرمایه‌ی انسانی، صادرات حقیقی و نرخ تعرفه‌ی وارداتی است. به منظور پویایی‌های کوتاه مدت درون نمونه و برون نمونه‌ای از دو ابزار مدل‌های تصحیح خطا و تجزیه‌ی واریانس **(VDCs)** و تابع عکس‌العمل آنی **(IRFs)** استفاده شده است . نتایج حاصل از **VECM** نشان‌دهنده‌ی وجود علّیت از طرف متغیّرهای سمت راست مدل به سمت متغیّر تولید ناخالص داخلی است. از طرف دیگر شواهد ناشی از **VDCs** حاکی از آن است‌که متغیّر صادرات حقیقی ، نرخ تعرفه‌ی وارداتی و سرمایه‌ی انسانی نقش تعیین‌کننده‌ای در توضیح دهی تولید ناخالص داخلی داشته است. هم‌چنین شواهد توابع عکس‌العمل آنی(**IRFs**) حاکی از وجود همگرایی در رابطه‌ی بلند مدت تعادلی است.

واژه های کلیدی : آزادسازی تجاری، رشداقتصادی، هم‌انباشتگی ، مدل تصحیح خطا
طبقه بندی JEL: B22; C33; J24; O15; O49

---

* نویسنده مسئول - استادیار دانشگاه آزاد اسلامی (فیروز کوه)
** مدرس دانشگاه آزاد اسلامی (فیروز کوه)
*** کارشناس ارشد اقتصاد

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

رویکرد تاریخی به موضوع توسعه، صرف‌نظر از درجه‌ی اعتبار آن، در دو سه دهه پس از جنگ جهانی دوم در عرصه‌ی تجربه و سیاست‌گذاری در بیشتر کشورها 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 در عمل اتفاق افتاد، حاصل نشدن اهداف موردنظر ، توسعه نیافتگی و پیچیده‌تر از آن نسبت به گذشته بوده است. طی دهه‌ی ۱۹۷۰ تعدادی از کشورهای در حال توسعه با تلاش‌های فراوان در زمینه‌ی آزادسازی اقتصادی از طریق انجام اصلاحاتی با هدف افزایش نقش بازار و کاهش موانع موجود در تجارت بین‌المللی و انتقال سرمایه مبادرت ورزیدند. در دهه‌ی ۱۹۸۰ تجربه‌ی موفق کشورهای جنوب شرق آسیا، نظیر کره، تایوان و سنگاپور علاوه بر ترغیب محققین و نظریه‌پردازان اقتصاد بین‌الملل و اقتصاد توسعه به بررسی بیشتر موجب شد سیاست‌گذاران و کارگزاران اقتصادی در دیگر کشورها نیز به پیروی و الگوبرداری از آن‌ها ترغیب شوند، که در نتیجه‌ی آن آزادسازی تجاری به عنوان یکی از ارکان اصلی آزادسازی اقتصادی مورد توجه قرار گرفت. با فعال‌شدن سازمان تجارت جهانی (WTO) و پیوستن کشورهای بیشتری به آن، کشورهای مختلف به خصوص کشورهای در حال توسعه در یک تغییر جهت‌کلی برای به انجام رساندن آزادسازی تجاری مبادرت ورزیدند.

در سال‌های اخیر یکی از مباحث اصلی اقتصاددانان توسعه بر تبیین رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه متمرکز شده است. این سؤال که آیا آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه را افزایش می دهد ؟و در صورت ارتباط مثبت بین آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی، مکانیسم عمل چگونه صورت می پذیرد؟

در این باره اولاً مطالعات متعدد حاکی از وجود رابطه میان رشد اقتصادی و بازبودن رژیم تجاری است[۱]. از طرف دیگر برخی شواهد تجربی اندکی نیز بر رابطه میان آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی تأکید دارند[۲]. ثانیاً واقعه‌ی تئوری رشد درونزا یک چارچوب نظری قوی برای زمینه‌سازی مطالعه‌ی تجربی رابطه بین سیاست‌های تجاری و رشد اقتصادی فراهم آورده است.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعه ی حاضر بر اساس چارچوب نظری «مدل سرمایه‌ی انسانی رشد درون‌زا» که لوکاس (۱۹۸۸) آن را توسعه داده شده است، و هم‌چنین بر اساس مطالعه‌ی دوتا و احمد[1](۲۰۰۱) که متغیّر آزادسازی تجاری را به مدل لوکاس تعمیم داده، انجام یافته است. نوآوری این مطالعه را می‌توان در سه زمینه معرفی کرد: اول این‌که دراین مطالعه مدل سرمایه‌ی انسانی رشد درون‌زای لوکاس (۱۹۸۸) را با وارد کردن شاخص آزادسازی در قالب متغیّرهای صادرات حقیقی و نرخ تعرفه واردات تعمیم داده است و دوم این‌که صحّت اعتبار مدل لوکاس (۱۹۸۸) در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. و سوم این‌که در این مطالعه به‌جای به‌کارگیری روش تابع هزینه، با متدولوژی رگرسیونی متعارف در مطالعات توابع تولید از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی[2] استفاده می‌شود.

در تجزیه و تحلیل هم انباشتگی نه تنها می‌توان روابط بلند مدت را (که شرایط **Steady-State** برای تئوری‌های رشد را میسر می‌سازد) مورد بررسی قرار داد، بلکه با استفاده از مکانیسم تصحیح خطا[3] **(ECM)** پویایی‌های رفتار فرآیند تعدیل از تعادل کوتاه مدت به تعادل بلند مدت مورد بررسی قرارگیرد. لذا با توجه به تجربه ی آزادسازی تجاری در اقتصاد ایران در قبل از انقلاب (برنامه ی عمرانی پنجم ۱۳۵۶ ـ۱۳۵۶) و بعد از انقلاب (درطول سال‌های ۶۸ـ۷۲) این مطالعه به بررسی تجزیه و تحلیل تجربی رابطه ی آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی در دوره ی ۱۳۳۸-۱۳۸۳ با استفاده از چارچوب نظری مدل رشد درونزا می‌پردازد.

در ادامه در بخش دوم این مقاله به تحلیل رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد درونزا پرداخته می شود. در بخش سوم چارچوب نظری این مطالعه ارائه می‌شود. در بخش چهارم مدل تابع تولید (جمعی شده) برای اقتصاد ایران تصریح و سپس به معرفی داده‌ها و در نهایت به تخمین و تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می شود.

1-Dutta & Ahmed (2001)
2-Co integration
3-Error Correction Mechanism

Archive of SID

www.SID.ir

۲- ارتباط آزادسازی تجاری و رشد درونزا

تئوری‌های رشد درون‌زا یک چارچوب مفهومی دقیق تری برای تبیین ارتباط میان سیاست‌های تجاری (آزادسازی تجاری) و رشد اقتصادی فراهم آورده است. در رویکرد جدید مدل‌های رشد، امکان وجود رابطه‌ی بلند مدت میان جهت‌گیری تجاری و رشد اقتصادی به روش‌های مختلف تشریح شده است. بدین ترتیب که ۱) با آزادسازی واردات انتظار می‌رود تا از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی پیشرفته، انتقال تکنولوژی به داخل کشور صورت پذیرد. ۲) به‌طور کلی استراتژی توسعه جهت‌گیری صادراتی نسبت به استراتژی جانشین واردات دارای عملکرد رضایت‌بخش‌تری است.(Krager,1987) ۳) به‌کارگیری استراتژی برون‌گرا به سرمایه‌ی خارجی مورد استفاده جهت توسعه‌ی اقتصادی بدون مواجه شدن با مشکلاتی نظیر بدهی (اعم از داخلی و خارجی) منجر می شود.(Dollar ,1992) ۴) با آزادسازی تجاری، به لحاظ این‌که اثرات سرریز مثبت ناشی از توسعه‌ی تکنولوژی کشورهای صنعتی، اقتصاد را به مقیاس‌های بزرگ اقتصادی در تولید هدایت می‌کند، این امر به تسریع در رشد اقتصادی منجر می‌شود زیرا یک اقتصاد با درجه‌ی بالای بازبودن تجاری و رژیم تجاری با محدودیت پایین، همواره از قابلیت بیشتری برای جذب تکنولوژی جهت‌گیری شده از کشورهای پیشرفته برخوردار می‌باشد(Lewis,1995).

اگرچه برخی از مطالعات حاکی از رابطه‌ی مثبت میان نرخ رشد اقتصادی و درجه‌ی بازبودن اقتصاد می‌باشد اما در این مطالعات به نقش سرمایه‌ی انسانی در تبیین رشد اقتصادی در رژیم‌های مختلف تجاری کمتر توجه شده است. اخیراً تعداد معدودی از مطالعات بر نقش سرمایه‌ی انسانی در توضیح دهی رشد اقتصادی در رژیم‌های مختلف تجاری تأکید کردند که نتایج حاصل از آن، رویکرد نوین مدل‌های رشد درونزا را تأیید می‌کند[۳].

۳-شواهد تجربی

شواهد تجربی درباره‌ی آزاد سازی تجاری و رشد اقتصادی در مطالعات خارجی از تعدد بالایی برخوردار است. اما این مطالعات در داخل کشور به دلیل این‌که هنوز در آغاز فرایند اجرای برنامه‌های تعدیل می‌باشیم و تنها در برخی از بخش ها به کاهش تعرفه و

Archive of SID

www.SID.ir

تا حدودی آزاد سازی تجاری اقدام شده است، از تعـدد انـدکی برخـوردار اسـت در ایـن زمینه بیشتر مطالعات به سمت اثر گذاری صادرات و واردات بر رشد اقتـصادی پرداختـه شده است.

قتاک و همکاران (۱۹۹۵) [1]در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر آزاد سازی تجاری بـر رشـد اقتصادی در ترکیه می‌پـردازد. چـارچوب نظـری مطالعـه‌ی وی براسـاس تئـوری رشـد درونزای ارّو (۱۹۶۱)[2] قرار دارد و در قالب رویکرد نوین اقتصاد سنجی سری‌های زمـانی دو متغیّره و چند متغیّره با استفاده از داده های سالانه‌ی ۱۹۵۵-۱۹۹۰ تجزیه و تحلیل شده است. نتایج وی در مدل تک متغیّره و مرکب حاکی از اثرمثبت بازبودن اقتـصاد بـر رشداقتصادی است.

شفا الدین (۱۹۹۴)[3]در مطالعه‌ای به بررسی اثر آزاد سازی تجاری بر صادرات و رشـد اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه یافته‌ی آفریقایی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد کـه وی کـشورها را براسـاس طبقـه بنـدی آزاد سـازی بـا درجـه‌ی بـالا، متوسـط و پـایین طبقه بندی کـرده اسـت . ایـن نتـایج حـاکی از آن اسـت کـه در طـول دهـه‌ی ۱۹۸۰ شاخص‌های تنوع گرایی صادرات نسبت صادرات اصلی به کـل صـادرات، کـاهش یافتـه است.

جنکینز(۱۹۹۷) [4]نیز در مطالعه پیرامون اثرات آزادسـازی تجـاری بولیـوی در سـال ۱۹۸۵ بر روی تخصیص منابع، رشد بهره‌وری عملکرد صـادراتی نـشان داد آثـار چنـین سیاست تجاری در چنین کشوری با درآمد پایین اندک است.

(۱۹۹۸)[5] به تجزیـه و تحلیـل برنامـه‌ی تعـدیل سـاختاری **(ESAP)** در زیمبـابوه می‌پردازد. اینان برای ارزیابی موضوع بهره‌وری کل عوامـل تولیـد را بـرای ۳۱ زیـربخش صنعتی طی دوره‌ی ۱۹۸۰-۱۹۹۵ برآورد مـی‌کننـد و سـپس بـا اسـتفاده از روش‌هـای داده‌های پنل اثر متغیّرهای تجاری و سایر متغیّرها مرتبط بـا **ESAP** را مـورد آزمـون قرار می‌دهند. به‌طورکلی نرخ‌های رشـد در طـول بخـش‌هـا و در طـول زمـان متفـاوت

1-Ghatak et al (1995)
2-Arrow (1961)
3-Shafaeddin(1994)
4- Jenkins (1997)
5-Bjurek and Durevall(1998)

Archive of SID

www.SID.ir

می‌باشند. نتیجه‌ی کلی آن است که به‌طور متوسط در طول دوره‌ی اجرای **ESAP** رشدی در بهره‌وری کل عوامل تولید مشاهده نشده است؛ اما در طول دو سال آخر ۱۹۹۴-۱۹۹۵، اغلب زیر بخش‌ها افزایش در بهره‌وری کل عوامل تولید تجربه کردند.

میلر و همکاران (۲۰۰۰)[1] در بررسی اثرات باز بودن، جهت‌گیری تجاری و سرمایه‌ی انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید برای یک نمونه‌ی تلفیقی از کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه مشاهده کردند که در کشورهای با درجه‌ی بالای باز بودن رشد بهره‌وری بالاتری نسبت به سایر کشورها با درجه‌ی پایین باز بودن برخوردار هستند. هم‌چنین در این دسته از کشورها سرمایه‌ی انسانی اثر مثبت بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. اما در کشورهای با درجه‌ی پایین باز بودن این اثر از شدّت کمتری برخوردار است.

سانتز (۲۰۰۳) [2]در مطالعه‌ای به ارزیابی سیاست‌های تعدیل در جمهوری دومنیکن در قالب آثار آزادسازی تجاری بر صادرات و واردات و تراز پرداخت‌ها با استفاده از داده‌های سالانه(۱۹۶۰-۲۰۰۰) و مبتنی بر رویکرد **ARDL** می‌پردازد.نتایج حاکی از آن است که آزادسازی تجاری در جمهوری دومنیکن دارای جهش معنی‌داری بر صادرات و واردات این کشور بوده است و به تبع آن بر رشد اقتصادی آن اثر قابل ملاحظه‌ای در بلندمدت خواهد داشت.

فرجادی و لعلی(۱۳۷۶) برای تعیین تأثیر واردات بر رشد اقتصادی با استفاده از مطالعه«محسن خان» و «یانگ لی» به بررسی اثر صادرات و واردات بر رشد اقتصادی ایران می‌پردازند که نتایج حاکی از اثر مثبت بر رشداقتصادی است.

مطالعه‌ی برادران شرکا و صفری (۱۳۷۷) با استفاده از الگوی فدر(۱۹۸۲) ، اثر صادرات را بر رشد اقتصادی مورد آزمون نشان می‌دهد. نتایج اثر مثبت صادرات را بر رشد اقتصادی ارزیابی می‌کند.

1-Miller et al (2000)
2-Santos (2003)

Archive of SID

www.SID.ir

۴- چارچوب نظری مدل

چارچوب نظری این مطالعه مبتنی بر مدل سرمایه‌ی انسانی رشد درونزا که لوکاس[۱] (۱۹۸۸) آن را توسعه داده قرار گرفته است. در میان سه مدلی که لوکاس در مطالعه‌ی خود مورد بررسی قرارداده یکی از آن‌ها نقش ذخیره‌ی سرمایه‌ی انسانی از طریق کسب دانش تأکید کرده است و لذا این مدل نیز توجه بسیاری را به خود جلب کرده است. در مدل لوکاس (۱۹۸۸) سرمایه‌ی انسانی موتور رشد اقتصاد محسوب می‌شود[۴]. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های این مدل نقش دوگانه‌ی سرمایه‌ی انسانی در دو بعد داخلی و خارجی است. در بعد نقش داخلی به اثرات انفرادی سرمایه‌ی انسانی بربهره‌وری همان عامل تولید تأکید دارد؛ در حالی‌که در بعد نقش خارجی به اثر سرمایه انسانی بر بهره‌وری سایر عوامل تولید اشاره می‌کند. فرض کنید L_t نیروی کار، q_t معیاری برای کیفیت نیروی کار و u بخشی از ساعات کاری نیروی کار که صرف تولید کالا می‌شود، باشد. به‌طوری‌که حاصل‌ضرب uq_tL_t نشان‌دهنده‌ی نیروی کار مؤثر کل[۲] که جهت تولید محصول Y_t مورد استفاده قرار می‌گیرد، است. در مدل لوکاس (۱۹۸۸) تولید (Y_t)تابعی از ذخیره‌ی سرمایه‌ی فیزیکی (K_t)، نیروی کار مؤثر (uq_tL_t) و متوسط مهارت سرمایه‌ی انسانی (نیروی کار)، (q_a) فرض شده است به‌طوری‌که می‌توان نوشت:

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

که در آن q_a^{γ} نشان‌دهنده‌ی اثرات خارجی[۳] ناشی از متوسط سرمایه‌ی انسانی $q_t(AHC)$ [۴] است و A_t بیان کننده‌ی سطح تکنولوژی تولید بوده که در اینجا ثابت فرض می‌شود.

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

1-Lucas(1988)
2-Total Effective Workforce
3-Externalities
4-Average Human Capital

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

$(2+r-b) > (2-b) > 1$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در مدل لوکاس (۱۹۸۸)، صعودی بودن بازدهی نسبت به مقیاس به دلیل اثرات خارجی متوسط سرمایه‌ی 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 برای سادگی، لوکاس (۱۹۸۸) فرض می‌کند، نیروی کار بخشی از اوقات غیرفراغت را به تولید (u) و مابقی آن‌را به ذخیره‌ی سرمایه‌ی 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 i امین بخش اقتصاد است. یک چنین تشکیل سرمایه‌ای بیشتر در بخش‌های تولیدی با تکنولوژی بالا به‌ویژه در بخش‌های صادراتی و به‌طورکلی در بخش صنعت محسوس می‌باشد. تحت شرایط سیاست آزادسازی تجاری هر دو بخش صادراتی و صنعتی در کشورهای در حال توسعه که از تکنولوژی پیشرفته‌تری از طریق واردات و یا سرمایه‌گذاری خارجی برخوردار می‌شوند، احتمال زیادی وجود دارد که سطح مهارت نیروی کار (در بعد داخلی و خارجی) در این کشورها افزایش یابد.با پیروی ازهوانگ (۱۹۹۸)، جدول (۴-۵) یک تصویر مقایسه‌ای از مدل نئوکلاسیک سولو (۱۹۶۵) و سوان (۱۹۵۶)، مدل تعمیم یافته‌ی سولو- سوان از مطالعه‌ی منگیو، رومروویل (۱۹۹۲) و مدل سرمایه‌ی انسانی لوکاس (۱۹۸۸) را نشان می‌دهد.

در جدول شماره‌ی یک مدلو سولو و مدل تعمیم یافته‌ی آن دارای ویژگی‌های مشابه‌ای در وضعیت **Steady-State** می‌باشند. تنها تفاوت این دو مدل در انباشت سرمایه‌ی انسانی است که در مدل تعمیم‌یافته‌ی سولو لحاظ شده است. لذا با وجود فرض انباشت سرمایه‌ی انسانی هنوز شرایط **Steady-State** حفظ می‌شود. در وضعیت **Steady-State** هر یک از متغیّرهای سرانه مطابق نرخ متغیّرهای برونزا

Archive of SID

www.SID.ir

به‌ترتیب با XوY در مدل‌های سولو و سولوی تعمیم‌یافته رشد می‌کند. در مصاف با مدل بهره‌وری برونزا سولو و مدل‌های تعمیم یافته‌ی سولو فرض **Non-Diminishing Returns** در تولید دانش تکنولوژی در مدل رشد درونزا بسیار قاطع و صریح بوده و عامل تحریک‌کننده‌ی اقتصاد در جهت نرخ رشد مثبت پایدار می‌باشد. بنابراین، رشد پایدار با تداوم انباشت دانش امکان‌پذیر است.

جدول شماره‌ی یک - مقایسه‌ی تطبیقی مدل‌های رشد سولو، منکیوو 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]	Production function[i]	Production function[i]
$Y_t = A_t K^b_t (E_t L_t)^{1-b}$	$Y_t = A_t K^b_t H^c_t (E_t L_t)^{1-b-c}$	$Y_t = A_t K^b_t (uq_t L_t)^{1-b} q^{\gamma}_a$
$A_t > 0$, $E_t = E_0 e^{xt}$,	$A_t > 0$, $E_t = E_0 e^{gt}$,	$A_t > 0$, $L_t = L_0 e^{nt}$
$L_t = L_0 e^{nt}$	$L_t = L_0 e^{nt}$	
Subject to[ii]	Subject to[ii]	Subject to[ii]
$\dot{\bar{k}}_t = s\bar{y}_t - (n+x+d)\bar{k}_t$	$\dot{\bar{k}}_t = s_k \bar{y}_t - (n+g+d)\bar{k}_t$	$\dot{K}_t = A_t K^b_t (uq_t L_t)^{1-b} q^{\gamma}_a - c_t L_t$
	$\dot{\bar{h}}_t = s_h \bar{y}_t - (n+g+d)\bar{h}_t$	$\dot{q}_t = \delta q_t (1-u)$
Steady-state[iii]	Steady-state[iii]	Steady-state[iii]
$y^\circ = k^\circ = c^\circ = x$	$y^\circ = k^\circ = c^\circ = g$	$q^\circ = \delta(1-u) \equiv v$
$Y^\circ = K^\circ = C^\circ = x+n$	$Y^\circ = K^\circ = C^\circ = g+n$	$c^\circ = k^\circ = (1-\gamma-b)v / (1-b) \equiv \chi$
		$C^\circ = K^\circ = \chi + n$
Returns to Scale	Returns to Scale	Returns to Scale (for $q_t = q_a$)
$b + (1-b) = 1$	$b + c + (1-b-c) = 1$	$2 + \gamma - b > 2 - b > 1$

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, labour 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 labour; '•' 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.

www.SID.ir

۵- مدل‌سازی برای اقتصاد ایران

در این بخش رابطه‌ی آزادسازی تجاری و تولید ناخالص داخلی با استفاده از چارچوب تابع تولید جمعی مورد آزمون قرار می‌گیرد. با بهره گیری ازمدل لوکاس و هم‌چنین با پیروی از دستاوردهای دوتا و احمد (۲۰۰۱) که شاخص آزادسازی تجاری را به مدل لوکاس برای آزمون تعمیم داده اند، تابع تولید برای ایران به‌صورت زیر تصریح می‌شود. در این مطالعه نحوه‌ی استخراج و تعمیم متغیّر TL مدّنظر نمی باشد و تنها براساس شواهد تجربی و هم‌چنین آزمون آن در اقتصاد ایران، این متغیّر به مدل لوکاس تعمیم داده شده است.

$$Y=f(A, K, L, H, TL) \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که Y تولید ناخالص داخلی است و K, L, H, TL به ترتیب نهاده‌ی سرمایه، نیروی کار سرمایه‌ی انسانی و یک شاخص از آزادسازی تجاری می‌باشد.A شاخص کارآیی فنی سرمایه است.

بنابراین مدل (۱)، مدل لوکاس (۱۹۸۸) با اضافه کردن متغیّرTL مورد تعمیم قرارداده است. با توجه به دسترسی داده‌های سری‌های زمانی و ارتباط آن با تابع تولید برای اقتصاد ایران از دو معیار آزادسازی تجاری، یکی از متغیّر صادرات حقیقی **(REXPORT)** به‌عنوان معیاری برای استراتژی برون‌گرا و دیگری از نرخ متوسط تعرفه‌ی وارداتی **(TARIFF)** استفاده شده‌است.از معیار اول آزادسازی برای تجزیه و تحلیل اثرات ناشی از کاهش ارزش حقیقی پول داخلی استفاده می‌شود. زیرا چنین کاهشی معمولاً قیمت کالای قابل تجارت را نسبت به کالاهای غیرقابل تجارت افزایش داده و این موضوع به انتقال منابع از بخش غیرقابل تجارت به بخش قابل تجارت منجر می شود. 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 تعرفه‌ی وارداتی، منجر می‌شود که بیان کننده‌ی انتقال منابع از صنایع وارداتی به صنایع صادراتی است. برای بررسی کیفیت نیروی انسانی و یا سرمایه‌ی انسانی **(EDU)** از دو معیار به عنوان متغیّرهای جانشین استفاده می‌شود. به عنوان اولین معیار با پیروی از

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعه‌ی منکیو، رومرو ویل[1] (۱۹۹۲) 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[4] (۱۹۹۱) از معیاری که بر اثر بخشی هزینه‌های سرمایه‌گذاری از طرف دولت در نیروی انسانی تأکید دارد، استفاده شده است. بدین معنی که در مدل‌های رشد، سیاست‌های دولت که بتواند انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی را تحت تأثیر قرار دهد می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی اثرگذار باشد. هزینه‌های دولت در امر آموزش و بهداشت عمومی دو متغیّر 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. بنابراین تابع تولید عبارت خواهد بود از:

GDP=F(RCAPITAL, LABOUR, EDU, REXPORT, TARIFF)

با تصریح تابع تولید به‌صورت فرم لگاریتم خطی (همراه با جمله‌ی خطا، ut) در حالت لگاریتمی خواهیم داشت:

$$LGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LRCAPITAL_t + \alpha_2 LLABOUR_t + \alpha_3 LEDU_t + \alpha_4 LREXPORT_t + \alpha_5 LTARIFF_t + u_t$$

انتظارات نظری حاکی از آن است که عوامل کشش (α_0, α_1, α_2, α_3, α_4>0 و α_5< 0)باشد. برای تجزیه و تحلیل پویایی‌های کوتاه مدت از فرم مدل تصحیح خطا (ECM)[5] تابع تولید به صورت زیر استفاده می‌شود.

1-Mankiw ,Romer and Weil(1992)
2-Effective Workforce
3-Otani and Villanueva(1990)
4-Victor Lavy(1991)
5-Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

به‌طوری‌که EC_{t-i} جمله‌ی تصحیح خطا است و ε_t جمله‌ی بسماند است که وایت نویز[1] می‌باشد.

۶- معرفی متغیّرهای مدل و منابع اطلاعات آماری

اطلاعات آماری مورد استفاده در تخمین مدل برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۳ـ۱۳۸۸ به شرح زیر است:

GDPmc : متغیّر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۶۱ به قیمت بازار بر حسب میلیارد ریال، مأخذ: بانک اطلاعاتی PDS.

RCAPITAL: موجودی سرمایه‌ی کل اقتصاد به قیمت ثابت ۱۳۶۱ 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 سرمایه‌ی انسانی 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 ۱۳۶۱، برحسب میلیارد ریال مأخذ: رساله‌ی دکتری نظیفی دانشکده‌ی اقتصاد علامه طباطبایی.

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

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

1-White Noise

Archive of SID

www.SID.ir

۷- آزمون‌های ریشه‌های واحد

به هنگام تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی خواص آماری متغیّرها از اهمیت بالایی برخوردار است. در واقع روش هم‌انباشتگی سازگاری میان خواص آماری متغیّرهای مدل را با تئوری آزمون می‌کند. متغیّرهای 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 قاعده‌ی عمومی محسوب می شود و ارتباط نزدیکی با تئوری اقتصادی دارد. زیرا تئوری اقتصادی متضمن مانابودن ترکیبی از متغیّرهای اقتصادی (نامانا) است. به همین دلیل در این مطالعه دو آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته[1] (۱۹۷۹)**(ADF)** و فیلیپس-پرون[2] (۱۹۸۹)**(PP)** برای بررسی متغیّرهای مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج آزمون در جدول شماره‌ی دو گزارش شده حاکی از آن است که تمامی متغیّرها با یک مرتبه تفاضل‌گیری مرتبه‌ی اول مانا شده است. به عبارت دیگر متغیّرهای مزبور انباشته از مرتبه‌ی اول و یا I(۱) است.

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

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی دو - آزمون ریشه‌های واحد

متغیّرها	آزمون دیکی فولر		آزمون فیلیپس-پرون		نتیجه‌ی آزمون
	مدل دارای عرض از مبدأو روند	مدل دارای عرض از مبدأ	مدل دارای عرض از مبدأو روند	مدل دارای عرض از مبدأ	
LGDPmc	ADF(2)=-3.0944	ADF(1)=-1.8944	-1.2506	-2.8134	نامانا
95%critical value	-3.5562	-2.9558	-3.5562	-2.9558	
D(LGDPmc)	ADF(2)=-3.091	ADF(2)=-3.0519	-6.7390		مانا
95% critical value	-3.5671	-2.9627	-3.5562		
LRCAPITAL	ADF(1)=-2.9076	ADF(1)=-2.1195	-3.2647	-2.7678	نامانا
95% critical value	-3.5562	-3.5615	-3.562	-3.5615	
D(LRCAPITAL)	ADF(2)=-2.1733	ADF(2)=-2.9838	-3.7059		مانا
95% critical value	-3.5615	-2.9591	-3.5615		
LLABOUR	ADF(1)=-2.8218	ADF(2)=-1.0773	-2.2360	-3.3878	نامانا
95% critical value	-3.5562	-3.5943	-3.5562	-3.5943	
D(LLABOUR)	ADF(1)=-4.6881		-6.1659		مانا
95% critical value	-3.5615		-3.5615		
LEDU	ADF(1)=-1.3871	ADF(1)=-2.3681	-2.3459	-1.2008	نامانا
95% critical value	-3.5562	-2.9558	-3.5562	-2.9558	
D(LEDU)	ADF(1)=-3.8873		-4.4445		نامانا
95% critical value	-3.5615		-3.5615		
LTARIFF	ADF(1)=-0.69253	ADF(2)=-1.7299	-2.5993	-1.5175	مانا
95% critical value	-3.5562	-2.9558	-3.5562	-2.9558	
D(LTARIFF)	ADF(1)=-3.7819		-4.4316		نامانا
95% critical value	-3.5615		-3.5615		
LREXPORT	ADF(2)=-1.9025	ADF(1)=-1.0510	-1.3425	-2.0337	مانا
95% critical value	-3.5562	-2.9558	-3.5562	-2.9558	
D(LREXPORT)	ADF(1)=-4.0559		-4.2768		نامانا
95% critical value	-3.5615		-3.5615		

۸-تجزیه و تحلیل نتایج

تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش جوهانسن (۱۹۸۸) مستلزم تعیین طول وقفه‌ی بهینه (P) در الگوی VAR است.

از آنجایی‌که هدف انتخاب یک درجه یا وقفه‌ی بهینه برای VAR است این موضوع که در این مرحله باید برای تعیین وقفه‌ی بهینه فاصله مناسب و طولانی بودن به قدر کافی را که وقفه‌ی بهینه خارج این فاصله قرار نگیرد، انتخاب کرد. برای این امر جهت شناسایی وقفه‌ی بهینه از پیشینه‌ی طول وقفه‌ی ۴ استفاده می‌شود (Peraran, et al

Archive of SID

www.SID.ir

(1997 و برای تعیین وقفه‌ی مناسب از معیار اطلاعات آکاییک[1] (AIC)، معیار بیزین شوارز[2] (SC)، معیار هنن‌کویین[3] (HQ)، معیار خطای پیش‌بینی نهایی[4](FPE)، و آزمون نسبت درست نمایی تعدیل شده[5](LR) استفاده می‌شود. آماره‌های مذکور بر این طول وقفه‌های $P = ۱،۲،۳،۴$ در جدول شماره‌ی سه ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود معیارهای آزمون،AIC،FPE و HQ طول وقفه P=۴ و معیار SC طول وقفه را P=۲ و معیار LR طول وقفه را =Pرا تعیین می‌کند. لذا با توجه به کوچک بودن حجم نمونه و به لحاظ از دست دادن درجه‌ی آزادی و هم‌چنین به دلیل آن‌که آماره‌ی SC در تعیین طول وقفه از دقت بالاتری برخوردار است از طول وقفه‌ی دو برای برآورد روابط تعادلی بلند مدت استفاده می‌شود.

جدول شماره‌ی سه - آماره‌های آزمون و معیارهای انتخاب درجه‌ی دستگاه

معیار / طول وقفه(P)	نسبت راست‌نمایی تعدیل شده	خطای پیش بینی نهایی	آکائیک	شوارز	هنن-کویین
۰	NA	۸/۲۸E-۰۸	۰/۷۲۰۷۴۴	۰/۹۷۹۳۱۰	۰/۸۱۲۷۴۰
۱	۵۳۵/۳۶۵۶	۱/۷۹E-۱۴	-۱۴/۶۵۴۳۸	۱۲/۸۴۴۴۱*	-۱۴/۰۱۰۴۱
۲	۴۵/۹۲۰۱۲	۲/۱۹E-۱۴*	-۱۴/۵۹۶۴۵	-۱۱/۲۳۵۰۸	-۱۳/۴۰۰۵۰
۳	۶۹/۰۰۶۰۰*	۵/۸۶E-۱۵	-۱۶/۳۳۳۶۰	-۱۱/۴۲۰۸۶۴	-۱۴/۸۵۶۸۵
۴	۵۰/۹۲۳۹۷	۲/۰۷E-۱۵*	۱۸/۳۵۶۱۰*	-۱۱/۸۹۱۹۴	**۱۶/۰۵۶۲۰***

جدول شماره‌ی چهار نتایج آزمون را به ازای طول وقفه P= ۲ نشان می‌دهد. آزمون اثر[6] چهار رابطه‌ی بلند مدت و آزمون حداکثر مقدار ویژه[7] دو رابطه‌ی بلند مدت را در سطح معنی‌داری یک درصد شناسایی می‌کند. اما به لحاظ این‌که آزمون حداکثر مقدار ویژه برخلاف آزمون اثر دارای فرض مقابل مشخصی است، یعنی با ردّ فرضیه‌ی صفر رتبه‌ی برابر r، فرض مقابل رتبه‌ی برابر r+۱ قابل پذیرش است، نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه مورد پذیرش قرار می‌گیرد. لذا در بررسی دو رابطه‌ی بلند مدت تعادلی

1-Akaike Information Criterion
2-Schwarz Bayesian Criterion
3-Hannan-Quinn Criterion
4-Final Prediction error
5-Sequential Modified Likelihood Ratio test statistic
6-Trace test
7-Maximal eigenvalue

Archive of SID

www.SID.ir

مبتنی بر آزمون حداکثر مقدار ویژه مشاهده شد که تنها رابطه‌ی اول با رابطه‌ی بررسی ما هماهنگ و مطابق با انتظارات نظری است. جدول شماره‌ی پنج رابطه‌ی بلند مدت تعادلی را نشان می‌دهد.

جدول شماره‌ی چهار - آزمون‌های هم‌انباشتگی

آزمون اثر			آزمون پیشینه‌ی مقدار ویژه			
مقدار بحرانی ۹۹٪	آماره‌ی آزمون	فرضیه‌ی مخالف	مقدار بحرانی۹۹درصد	آماره‌ی آزمون	فرضیه‌ی مخالف	فرضیه‌ی صفر
۹۰/۴۵	۱۷۶/۰۹۲۹	r≥1	۴۶/۸۲	۶۸/۷۹۹۰۴	r=1	r =0
۶۶/۵۲	۱۰۷/۲۹۳۸	r≥2	۳۹/۷۹	۴۶/۳۶۶۸۹	r=2	r≥1
۴۵/۵۸	۶۰/۹۲۶۹۵	r≥3	۳۳/۲۴	۲۹/۹۴۴۶۲	r=3	r≥2
۲۹/۷۵	۳۰/۹۸۲۳۴	r≥4	۲۶/۸۱	۱۷/۹۹۰۱۵	r=4	r≥3
۱۶/۳۱	۱۲/۹۹۲۱۸	r≥5	۲۰/۲۰	۱۲/۹۴۷۰۴	r=5	r≥4
۶/۵۱	۰/۰۴۵۱۴۸	r≥6	۱۲/۹۷	۰/۰۴۵۱۴۸	r=6	r≥5

جدول شماره‌ی پنج - رابطه‌ی بلند مدت تعادلی

LGDPMC= ۰/۰۲۴۷۵۵LLABOUR + ۰/۲۸۷۷۴۴ LRCAPITAL

(۰/۰۱۴۷۲) (۰/۰۹۲۸۱)

+۰/۴۰۶۹۶۶LEDU +۰/۱۳۸۵۴۵REXPORT- ۰/۰۷۹۷۴۴LTARIFF

(۰/۰۹۸۹۰) (۰/۰۵۲۳۰) (۰/۰۱۶۰۰)

* اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب می‌باشند

نتایج جدول شماره‌ی پنج در خصوص ضرایب تخمینی در تمامی موارد مؤید تایید انتظارات نظری است. ضریب نهاده‌ی سرمایه‌ی فیزیکی برابر ۰/۲۹ و ضریب نهاده‌ی نیروی کار ۰/۰۳ برآورد شده است؛ مقایسه این دو ضریب حاکی از سرمایه بری تولید در ایران است.

متغیّر سرمایه‌ی انسانی[۵] برابر ۰/۴۱ تخمین زده شده و به این معنی است که با افزایش یک درصد در سرمایه‌ی انسانی به میزان ۰/۴۱درصد به افزایش تولید ناخالص داخلی منجر می‌شود. تأثیر صادارت حقیقی بر تولید ناخالص داخلی مثبت و برابر ۰/۱۳

Archive of SID

www.SID.ir

و هم‌چنین اثر تعرفه‌ها تولید ناخالص داخلی منفی و برابر ۰/۰۷ ارزیابی شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود اتّخاذ سیاست آزادسازی تجاری کمک می کند به افزایش رشد تولید ناخالص داخلی و اشتغال از طریق بهبود تخصیص منابع و کارایی اقتصادی منجر می‌شود.

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

جدول شماره‌ی شش - ضرایب تعدیل

متغیر / عدم تعادل	$\Delta LGDPn$	$\Delta LLABOU$	$\Delta LRLAPIT$	ΔLED	$\Delta LREXPOI$	$\Delta LTARRI$
ECM	-۰/۰۰۵ (۰/۱۴)	-۰/۰۲ (۰/۰۴)	-۰/۰۷ (۰/۰۸)	-۰/۰۹ (۰/۱۶)	-۰/۱۳ (۰/۴۸)	-۰/۲۴ (۰/۳۲)

* اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب می‌باشند.

در دستگاه مورد بحث متغیّر تولید ناخالص داخلی نسبت به عدم تعادل با سرعت ۰/۰۰۵ درصد تعدیل می‌شود. متغیّرهای نیروی کار و موجودی سرمایه به ترتیب با سرعت ۰/۰۲ و ۰/۰۷ درصد تعدیل شده و هم‌چنین متغیّرهای سرمایه‌ی انسانی، صادرات و نرخ تعرفه‌ی وارداتی نیز به ترتیب با سرعت ۰/۰۹، ۰/۱۳ و ۰/۲۴ درصد تعدیل می‌شوند. همان‌طور که از جدول شماره‌ی شش مشاهده می‌شود تمامی ضرایب تعدیل دارای علامت منفی و کوچک‌تر از یک می‌باشند. بر اساس ضرایب تعدیل، مشاهده می‌شود متغیّرهای نرخ تعرفه و صادرات حقیقی سهم بالایی در تصحیح عدم تعادل از یک دوره به دوره‌ی بعد دارد به‌طوری‌که بیش از نیمی از عدم تعادل با متغیّرهای مذکور تصحیح می‌شود. سایر متغیّرها نظیر تولید ناخالص داخلی و نیروی کار و سرمایه‌ی فیزیکی برای تصحیح این عدم تعادل در مراتب بعدی قرار دارد.

1-Loading Factors

Archive of SID

www.SID.ir

در تحلیل‌های هم‌انباشتگی برخلاف رویکردهای سنتی اقتصادسنجی، ساختارهای کوتاه مدت و بلند مدت به طور صریح از یک‌دیگر تفکیک می‌شوند. الگوی کوتاه مدت تصحیح خطای یک مکانیزم بازخور تلقی شده که مطابق آن متغیّر وابسته(تولید ناخالص داخلی) نسبت به عدم تعادل دستگاه تعدیل می‌شود. مکانیزم بازخور مذکور حصول به رابطه‌ی تعادلی بلند مدت را تضمین می‌کند. قضیه‌ی نمایش گرنجر[1] به همین موضوع اشاره دارد. مطابق این قضیه یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت میان مجموعه‌ای از متغیّرها مستلزم یک الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت است این موضوع یک مبنای کاملاً آماری دارد و هیچ ارتباطی به تئوری‌های اقتصادی ندارد.نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت در جدول شماره‌ی هفت نشان داده شده است.

جدول شماره‌ی هفت - با معادله‌ی ECM برای متغیّر تولید ناخالص داخلی

متغیّر وابسته $\Delta LVADDIND$			
متغیرهای توضیحی	**تخمین**	**نسبت-t**	**حدنهایی اعتماد (P-Value)**
Intercept	۰/۰۳	۱/۲۲	۰/۲۳
$\Delta LGDPMC(-1)$	۰/۷۱	۲/۶۸	۰/۰۱
$\Delta GDPMC(-2)$	۰/۴۵	۱/۸۱	۰/۰۸
$\Delta LLABOUR$ (-۱)	۰/۱۷	۰/۳۳	۰/۷۳
$\Delta LLABOUR$ (-۲)	۰/۱۵	۰/۲۹	۰/۷۶
$\Delta LRCAPITAL$ (-۱)	-۰/۰۵	-۰/۱۴	۰/۸۹
$\Delta LRCAPITAL$ (-۲)	-۰/۲۶	-۰/۷۰	۰/۴۸
$\Delta LEDU$ (-۱)	۰/۰۶	۰/۴۱	۰/۶۸
$\Delta LEDU$ (-۲)	-۰/۱۲	-۰/۹۱	۰/۳۷
$\Delta lXNO$ (-۱)	-۰/۱۱	-۲/۱۹	۰/۰۴
$\Delta lXNO$ (-۲)	-۰/۰۴	-۰/۶۸	۰/۵۰
$\Delta LTARIFF$ (-۱)	-۰/۰۲	-۰/۵۶	۰/۵۸
$\Delta LTARIFF$ (-۲)	-۰/۰۵	-۱/۱۰	۰/۲۸

1- Granger Representation Theorem

Archive of SID

www.SID.ir

EC(-۱)	-۰/۳۳	-۱/۸۸	۰/۰۷
$R^2 = 0/59$ D.W= ۲/۰۵ Serial Correlation =۰/۸۵ (۰/۳۵) Heteroskedasticity = ۲۵/۴۱(۰/۵۰) Normality =۰/۲۲(۰/۸۹) RESET=۲/۸۸(۰/۵۸)			

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده‌ی سطوح نهایی اعتماد می‌باشند.

برای ارزیابی الگوی کوتاه مدت تولید ناخالص داخلی همان‌گونه که در جدول شماره‌ی هفت مشاهده می‌شود آزمون‌های خود همبستگی، واریانس ناهمسانی، نرمالیتی و رمزی استفاده شده است. نتایج همگی در سطح پنج درصد معنی‌دار بوده و فاقد مشکلات ناشی از خود همبستگی و ... است. روش برداری تصحیح خطا علاوه بر این‌که علّیت بین متغیّرها را معین می‌کند، این امکان را فراهم می‌سازد که علیت گرنجری کوتاه مدت و بلند مدت از یک‌دیگر تفکیک شوند. بدین صورت که با معنی‌دار بودن مجموع هر یک از ضرایب متغیّرهای توزیعی در معادله‌ی تصحیح خطا ازطریق آماره‌ی F[1] و یا والد[2] (W) علّیت گرنجری متغیّر توضیحی مورد نظر نسبت به متغیّر وابسته مورد آزمون قرار گیرد. از سوی دیگر با توجه به این‌که عبارت تصحیح خطا دارای اطلاعات بلند مدت است، از طریق معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطا با آماره‌ی t می‌توان به رابطه‌ی علّی بلند مدت بین متغیّرهای توضیحی نسبت به متغیّر وابسته پی برد.

برای بررسی علّیت کوتاه مدت از آزمون والد بر ضرایب معادله‌ی تصحیح خطای تولید ناخالص داخلی استفاده شده و نتایج آزمون در جدول شماره‌ی نه آورده شده است.

1-F-Test
2-Wald Test

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی نه - نتایج آزمون علیت کوتاه مدت در معادله‌ی تصحیح خطای تولید ناخالص داخلی

متغیّر وابسته	متغیّر تأثیرگذار	فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی آزمون والد	نتیجه‌گیری
تولید ناخالص داخلی	سرمایه‌ی فیزیکی	$\beta_{2i}=0$ $i=1,2$	۲/۱۹ (۰/۱۳۸)	رابطه‌ی علّیت وجود ندارد.
	نیروی کار فیزیکی	$\beta_{3i}=0$ $i=1,2$	۰/۲۴ (۰/۶۲۱)	رابطه‌ی علّیت وجود ندارد.
	سرمایه‌ی انسانی	$\beta_{4i}=0$ $i=1,2$	۰/۱۰۳ (۰/۷۴۸)	رابطه‌ی علّیت وجود ندارد.
	صادارات غیرنفتی	$\beta_{5i}=0$ $i=1,2$	۵/۷۲(۰/۰۱۷)	رابطه‌ی علّیت وجود ندارد.
	نرخ تعرفه	$\beta_{6i}=0$ $i=1,2$	۱/۷۲ (۰/۱۸۹)	رابطه‌ی علّیت وجود ندارد.

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده‌ی سطوح نهایی اعتماد می‌باشند.

همان‌طور که از جدول شماره‌ی نه مشاهده می‌شود در کوتاه مدت هیچ‌گونه رابطه‌ی علیت از سرمایه‌ی فیزیکی، نیروی کار، سرمایه‌ی انسانی و نرخ تعرفه به تولید ناخالص داخلی وجود ندارد؛ ولی یک رابطه‌ی قوی علیت در سطوح معنی‌داری پنج درصد از صادرات غیرنفتی به تولید ناخالص داخلی‌مشاهده می‌شود.

بر اساس نتایج الگوی کوتاه مدت ضریب EC(-۱) منفی (۰/۳۳-) و کوچک‌تر از واحد بوده و این امر حاکی از آن است که اگر از دوره‌ی t به دوره‌ی t+۱ حرکت کنیم به میزان ۳۳ درصد انحراف تولید ناخالص داخلی از مسیر بلندمدتش با متغیّرهای الگو تصحیح شده و به سمت روند بلند مدت تعادلی خود حرکت می‌کند. کوچک‌تر از واحد بودن این ضریب به معنی با ثبات بودن و همگرایی در رسیدن به تعادل است. هم‌چنین این ضریب در سطح ده درصد از لحاظ آماری معنی‌دار است. این معنی‌داری حاکی از آن است که متغیّر وابسته(تولید ناخالص داخلی) در مدل درون‌زا می‌باشد و هم‌چنین از طرف دیگر معنی‌داری آن حاکی از یک رابطه‌ی علّیت بلند مدت از سمت متغیّرهای الگو شده به متغیّر تولید ناخالص داخلی است.

آزمون معنی‌دار بودن ضرایب متغیّرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری **(VECM)** صورت می‌پذیرد به عنوان آزمون علیت

Archive of SID

www.SID.ir

گرنجری درون نمونه تفسیر می‌شود، لذا این آزمون تنها برون‌زایی[1]، یا درون‌زایی[2] متغیّر وابسته را به مفهوم گرنجری آن در داخل دوره‌ی نمونه مشخص می‌کند، اما اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارائه نمی‌کند. از تجزیه‌ی واریانس[3] **(VDC_S)** و توابع عکس‌العملی آنی **(IRF_S)** متقابل پویای تکانه‌های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از تجزیه‌ی واریانس قدرت نسبی زنجیره‌ی نسبی علّیت گرنجر یا درجه‌ی برونزایی این متغیّرها را ماورای دوره‌ی نمونه اندازه‌گیری می‌کند. لذا VDC_S را می‌توان آزمون علیت خارج از دوره‌ی نمونه نامگذاری کرد. در این روش سهم تکانه‌های وارد شده به متغیّرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیّر کوتاه مدت و بلند مدت مشخص می‌شود. به‌طور مثال اگر متغیّری مبتنی بر مقادیر با وقفه‌ی خود به‌طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیّر در واکنش به تکانه‌های وارد شده به متغیّرهای الگو تقسیم می‌شوند. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیّر رابر روی تغییر متغیّرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. در جدول شماره‌ی ده تفکیک خطای پیش‌بینی متغیّر تولید ناخالص داخلی‌را برای صد دوره (سال) و سهم هر یک از متغیّرهای دستگاه در تغییرات متغیّر تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت (سال اول)، میان مدت (سال دوم تا پنجم) و بلند مدت (از سال پنجم به بعد) نشان داده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نوسانات تولید ناخالص داخلی در افق‌های زمانی مختلف با توسط تکانه‌های مربوط به خود این متغیّر توضیح داده می‌شود. در واقع این تکانه‌ها که شامل سیاست‌های صنعتی، آزادسازی تجاری، تغییرات تکنولوژی و نظایر آن می‌شود، ده درصد واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده صنعتی را توضیح می‌دهند. در میان مدت ۸۳/۱۴ درصد و در بلند مدت ۴۹/۳۶ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را تشریح می‌کند. متغیّر سرمایه‌ی فیزیکی برای تبیین خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی در درجه‌ی دوم اهمیت قراردارد. به‌طوری‌که در کوتاه مدت هیچ‌گونه توضیح دهندگی را از

1-Exogeneity
2-Endogeneity
3-Variance Decomposition

Archive of SID

www.SID.ir

خودنشان نمی دهد، اما در میان مدت ۸/۷۷ درصد و در بلند مدت ۳۸/۹۳ درصد خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را تشریح می‌کند. متغیّر سرمایه‌ی انسانی در درجه‌ی سوم اهمیت قرار دارد، به‌طوری‌که در کوتاه مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی را از خود نشان نمی دهد، اما در میان مدت و بلند مدت ۲/۶۲ درصد و ۴/۸۱ درصد از خطای پیش‌بینی را توضیح می‌دهد. متغیّر نیروی کار فیزیکی در درجه‌ی اهمیت چهارم قراردارد، به‌طوری‌که در کوتاه مدت هیچ‌گونه توضیح‌دهندگی نشان نمی دهد اما در میان مدت و بلند مدت به ترتیب ۲/۲۰ درصد و ۴/۸۶ درصد از خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را تبیین می‌کند. متغیّر صادرات حقیقی نیز هم‌چنین در کوتاه مدت هیچ‌گونه قدرت توضیحی از خود نشان نمی دهد اما در میان مدت و بلند مدت به ترتیب ۲/۵۱ و ۱/۲۳ درصد از خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. و در نهایت متغیّر نرخ تعرفه‌ی وارداتی نیز در کوتاه مدت هیچ توضیح‌دهندگی از خود نشان نمی دهد اما در میان مدت و بلند مدت به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۷۹ درصد از خطای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی را تشریح می‌کند.

جدول شماره‌ی ده – تفکیک خطای پیش‌بینی متغیّر تولید ناخالص داخلی

سال	خطای پیش‌بینی	تولیدناخالص داخلی	نیروی کار	موجودی سرمایه	سرمایه انسانی	صادرات غیرنفتی	نرخ تعرفه‌ی وارداتی
1	0.056709	100	0	0	0	0	0
2	0.100731	93.08064	0.176194	1.871115	1.451586	3.014122	0.406339
3	0.142498	85.68268	1.922077	6.231207	2.386526	2.976225	0.801284
4	0.174382	79.39183	3.180653	11.14998	3.121597	2.288203	0.86773
5	0.197525	74.42976	3.530721	15.86633	3.528844	1.800691	0.843657
6	0.215295	70.62399	3.34081	19.91715	3.804846	1.517991	0.795215
7	0.230649	67.49827	3.030023	23.30652	4.054178	1.350825	0.760179
8	0.244885	64.71037	2.745539	26.19559	4.317316	1.291304	0.739878
9	0.257851	62.12815	2.511838	28.76923	4.574895	1.288787	0.727101
10	0.268871	59.78569	2.320447	31.1084	4.793903	1.279882	0.711672
11	0.277644	57.74201	2.177715	33.18039	4.959086	1.249869	0.690929
12	0.284418	56.01057	2.116627	34.91593	5.076678	1.212341	0.667855
13	0.289674	54.56183	2.162359	36.29063	5.160979	1.177993	0.646201
14	0.293838	53.35152	2.309492	37.33807	5.223488	1.149339	0.628094
15	0.297204	52.33757	2.535377	38.11756	5.269466	1.125446	0.614585
100	0.338724	48.03712	5.22107	39.91428	4.693926	1.320931	0.81267

Archive of SID

www.SID.ir

توابع عکس‌العمل آنی **(IRF_S)** همانند **(VDC_S)** یک نمایش میانگین متحرّک از الگوی **(VAR)** یا **VECM** است. **IRF_S** رفتار پویای متغیّرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد هر جزء تصادفی معادله هر یک از متغیّرها در طول زمان نشان می‌دهند. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه‌ی یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند. لذا به آن‌ها تکانه یا ضربه‌ی واحد می‌گویند. مبدأ مختصات یانقطه‌ی شروع حرکت متغیّر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت اولیه و پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با استفاده ازتابع عکس‌العمل آنی پویایی دستگاه به تکانه‌ی واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیّرهای دستگاه مشخص می‌شود. نمودار شماره‌ی یک تأثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه‌ی یک انحراف معیار بر متغیّرها، سرمایه‌ی انسانی، صادارت حقیقی و نرخ تعرفه‌ی وارداتی بر تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد.

همان‌طور که از نمودار(۱A) مشاهده می‌شود. در اثر تکانه‌ی متغیّر سرمایه‌ی انسانی متغیّر تولید ناخالص داخلی در دوره‌ی اول به میزان یک درصد افزایش می یابد و بالاتر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اثر افزایشی این تکانه تا دوره‌ی هشتم به‌طور صعودی ادامه دارد و به میزان پنج درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. اما پس از آن اثر افزایشی این تکانه با کاهش مواجه می شود و در بلند مدت در سطح ۰/۰۰۴ درصد و موازی با خط افقی پایدار می‌شود.

در اثر تکانه‌ی صادرات غیرنفتی، تولید ناخالص داخلی نمودار (۱B) در دوره‌ی اول به میزان ۰/۳ درصد کاهش یافته و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. این اثر کاهشی تا دوره‌ی چهارم به طور نزولی ادامه دارد و به میزان ۰/۷ درصد پایین‌تر از وضعیت تعادل قدیم می‌رسد. اما پس از آن اثر این تکانه به‌طور تدریجی افزایش می یابد و در دوره‌ی هفدهم به حداکثر مقدار (۱/۴ درصد) می‌رسد. بعد از این دوره اثر تکانه مذکور به طور تدریجی کاهش می یابد و در بلندمدت در سطح ۰/۰۱ درصد پایدار می‌ماند.

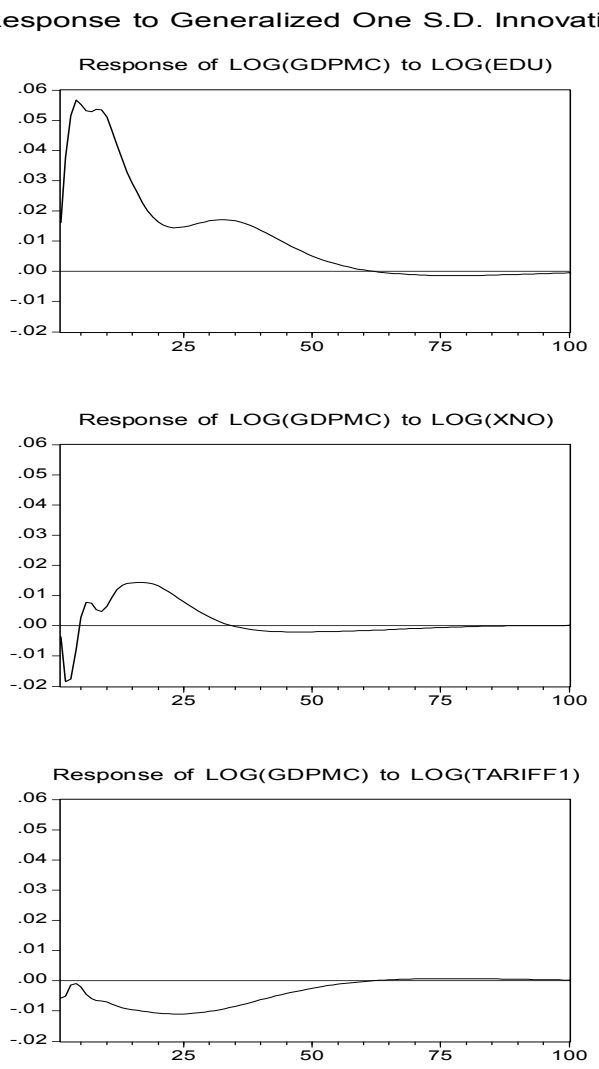
در اثر تکانه‌ی متغیّر نرخ تعرفه‌ی وارداتی، تولید ناخالص داخلی (نمودار۱C) در دوره‌ی اول به میزان ۰/۵ درصد کاهش نشان می‌دهد و پایین‌تر از وضعیت پایه قرار می‌گیرد. اما اثر تکانه‌ی مذکور تا دوره‌ی چهارم روند افزایشی صعودی خود را ادامه می دهد و به ۰/۰۸ درصد بالاتر از وضعیت تعادل قدیم بالغ می‌شود. اما بعد از این دوره

Archive of SID

www.SID.ir

اثر افزایشی تکانه نرخ تعرفه نزولی می شود و در بلند مدت در سطح ۰/۲ درصد پایدار باقی می‌ماند.

نمودار شماره‌ی یک - توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته ناشی از تکانه‌ی وارد بر متغیّرهای دستگاه و اثر آن بر تولید ناخالص داخلی



www.SID.ir

۹- جمع بندی و پیشنهادها

با بررسی تحولات بخش خارجی اقتصاد کشور ما در سال‌های اخیر ملاحظه می‌شود که بحث تحوّلات حساب سرمایه از زمان آغاز بحران بدهی‌ها در سال ۱۳۷۲ پویایی خاصی پیدا کرده است. بدهی‌های خارجی کشور طی چند سال اخیر به همراه ابزارهای قوی شرکای تجاری ما در تجدید یا عدم تجدید سررسید بدهی‌های و هم‌چنین اعطا یا عدم اعطای تسهیلات جدید و عوامل دیگر باعث شده که فعلیت وقدرت مانور در صحنه‌ی تجارت خارجی از کشور سلب شود. به عبارت دیگر تحولات حساب جاری درکشور ما تا حدود زیادی تحت تأثیر تغییرات حساب سرمایه قرار دارد. بدین ترتیب با توجه به حجم قابل توجه بدهی‌های خارجی کشور، هم‌چنین ضرورت کاهش آسیب پذیری اقتصاد نسبت به شوک‌های خارجی (از جمله کاهش شدید بهای نفت، سرایت بحران پولی کشورهای جنوب شرق آسیا به کشورما، بحران عدم اعتماد سیاسی و...) لازم است که نسبت به سیاست‌های مربوط به آزاد سازی تجاری با احتیاط بیشتری عمل شود. موفقیت سیاست‌های آزاد سازی تجاری منوط به افزایش صدور کالاهای غیر نفتی است.

با بررسی وضعیت صادرات غیر نفتی کشور به‌ویژه در سال‌های اخیر ملاحظه می‌شود که این بخش با مشکلات عمده‌ای مواجه است. این مشکلات از یک سو ناشی از عدم اتّخاذ سیاست‌های به موقع از سوی سیاست‌گذاران داخلی و از سوی دیگر ناشی از تحوّلات اقتصاد بین‌المللی به‌ویژه کاهش قیمت جهانی نفت خام و هم‌چنین کاهش نرخ برخی از کالاهای مشابه صادراتی ایران در سطح بین‌المللی بوده است. مشکلات فوق به همراه عواملی نظیر کاهش تولیدات داخلی به علت رکود حاکم بر اقتصاد کشور،تورم داخلی، افزایش هزینه‌های تولید کالاهای صادراتی، عدم قابلیت رقابت با کشورهای دیگر، کیفیت نسبتاً پایین کالاهای صنعتی،وجود قوانین و مقررات دست و پاگیر اداری و... سبب می‌شوند که زمینه‌ی افزایش قابلیت‌ها برای صدور کالاهای غیر نفتی در ایران محدود باشد.

وجود مسائل و مشکلات فوق به همراه وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و نقش مهم عوامل خارج از کنترل کشور در تعیین قیمت این کالا، هم‌چنین تجربه‌ی بروز بحران‌های اقتصادی اخیر در کشورهای جنوب شرقی

Archive of SID

www.SID.ir

آسیا ایجاب می‌کند که نسبت به مسأله‌ی آزاد سازی تجاری با احتیاط و دقت هر چه بیشتری برخورد شود.

شواهد تجربی در خصوص آزاد سازی تجاری و رشد اقتصادی در مطالعات خارجی از تعدّد بالایی برخوردار است. اما این مطالعات در داخل کشور به دلیل این‌که هنوز در آغاز فرایند اجرای برنامه‌های تعدیل قرار داریم و تنها در برخی از بخش ها به کاهش تعرفه و تا حدودی آزاد سازی تجاری اقدام کرده ایم، از تعدّد اندکی برخوردار است. و در این باره بیشتر مطالعات به سمت اثر گذاری صادرات و واردات بر رشد اقتصادی پرداخته شده است.

مطالعه‌ی حاضر رابطه بین سیاست‌های تجاری (آزادسازی تجاری) و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار داده است. پایه‌ی نظری برای زمینه‌سازی کار این تحقیق جهت بررسی رابطه بین آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران مبتنی بر مدل سرمایه‌ی انسانی رشد درونزای لوکاس (۱۹۸۸) و مطالعه‌ی دوتا واحمد(۲۰۰۱) است.

در مطالعه‌ی تجربی در ایران از رویکرد هم‌انباشتگی و مدل‌سازی تصحیح خطا، تجزیه‌ی واریانس و تابع عکس‌العمل آنی استفاده شده است. شواهد تجربی حاکی از وجود دو رابطه‌ی بلند مدت تعادلی در تابع تولید ناخالص داخلی و عوامل تعیین کننده‌ی آن است؛ اما تنها یک رابطه‌ی تعادلی با رابطه‌ی مورد بررسی ما هماهنگ و مطابق با انتظارات نظری است. لذا یک رابطه‌ی تعادلی هم‌انباشته بین تابع تولید ناخالص داخلی و عوامل تعیین کننده‌ی آن نظیر تشکیل سرمایه، نیروی کار سرمایه‌ی انسانی، صادرات حقیقی و نرخ تعرفه‌ی وارداتی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

به منظور پویایی‌های کوتاه مدت درون نمونه و برون نمونه‌ای از دو ابزار مدل‌های تصحیح خطا و تجزیه‌ی وارانس **(VDC_S)** و تابع عکس‌العمل آنی **(IRF_S)** استفاده شد. نتایج حاصل از **VECM** نشان‌دهنده‌ی وجود علیت از طرف متغیّرهای سمت راست مدل به سمت متغیّرتولیدناخالص داخلی است. به عبارت دیگر حاکی از درونزایی متغیّر وابسته است. از طرف دیگر شواهد ناشی از **VDC_S** حاکی از آن است‌که دو متغیّر صادرات حقیقی و نرخ تعرفه‌ی وارداتی به عنوان متغیّرهای جانشین برای آزادسازی تجاری نقش تعیین‌کننده‌ای در توضیح دهی ارزش افزوده صنعتی داشته

Archive of SID

www.SID.ir

است. هم‌چنین شواهد **IRFs** حاکی از وجود همگرایی در سیستم رابطه‌ی تعادلی بلند مدت است.

نتیجه‌ی حاصل از این مطالعه بیان کننده‌ی اثر مثبت آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی است به‌طوری‌که افزایش صادرات و کاهش نرخ‌های تعرفه دارای علامت مورد انتظار و مثبت بر رشداقتصادی است.به عبارت دیگر سه فرضیه‌ی مورد بررسی در این مطالعه مورد تایید قرار می گیرد.

لذا براساس این مطالعه پیشنهاد می‌شود که با کاهش محدودیت‌های تجاری نظیر تعرفه‌ها از یک طرف و از طرف دیگر توسعه‌ی صادرات و هم‌چنین به‌کارگیری نیروی کار ماهر(به عنوان سرمایه‌ی انسانی) در رشد جهت افزایش رشد اقتصادی گام‌های اساسی برداشته شود. چراکه با آزادسازی تجاری از طریق کاهش تعرفه‌ها و توسعه‌ی صادرات و با تقویت نیروهای متخصص و کارآمد وبه موازات آن‌ها اتّخاذ سیاست‌های هم‌گام با سیاست آزادسازی تجاری، می توان به رشد بالایی در اقتصاد دست یافت. به این ترتیب از ظرفیت‌ها و توانایی های موجود، استفاده‌ی بهینه به عمل آمده و منابع و عوامل تولید نیز با حداکثر کارایی در تولید به‌کار گرفته می شود.

پی نوشت :

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).
2. 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)
3. Romer (1989), Edwards (1992), Villanueral (1994), Ghatak et (1995), Gould and Ruffin (1995). Ahmad (1991)

Archive of SID

www.SID.ir

۴.سه مدلی که لوکاس آن ها را بررسی کرده است، عبارتند از: ۱- مدل رشد با تأکید بر انباشت سرمایه‌ی فیزیکی و تغییرات فنی؛ ۲- مدل رشد با تأکید بر انباشت سرمایه‌ی انسانی از طریق کسب دانش؛ ۳- مدل رشد با تأکید بر انباشت سرمایه‌ی انسانی متخصص از طریق یادگیری حین کار.

۵. همان‌گونه که در معرفی متغیّرها اشاره شده برای تبیین متغیّر سرمایه‌ی انسانی از دو متغیّر جانشین جمعیت فعال و شاغل دارای آموزش عالی (EDU_1) و سرمایه‌گذاری دولت در سرمایه‌ی انسانی پیشنهاد شده است. اما در نهایت در بخش تجربی بر اساس هماهنگی با رابطه‌ی مورد انتظار و سازگاری با انتظارات نظری از متغیر EDU_1 استفاده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مآخذ:

۱-اکبری، محمدرضا و حسین کریمی هسنیجه (۱۳۷۹) **تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه،** مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌ی ۵۲ و ۵۳، ص ۴۹-۶۴.

۲-برادران شرکاء ، حمیدرضا و صفری،سکینه(۱۳۷۷) **بررسی اثر صادرات بر رشد بخش‌های اقتصادی،** پژوهشنامه‌ی بازرگانی،شماره‌ی۶.

۳- توکلی، اکبر و مسعود هاشمیان اصفهانی (۱۳۷۸) **تأثیر صادرات بر صنایع کشور (۱۳۴۶-۱۳۷۴)،** پژوهشنامه‌ی بازرگانی، شماره‌ی ۱۰، بهار ۱۳۷۸، ص ۲۷-۵۱.

۴- جلالی نایینی، سید احمدرضا و محمد رضا زاده محمدی (۱۳۷۵) **صادرات و رشد اقتصادی،** پژوهشنامه‌ی بازرگانی، شماره‌ی ۱، ۶-۳۶.

۵- رازینی، ابراهیم‌علی (۱۳۷۸) **روش‌های منطقی کردن تعرفه‌ها در اقتصاد ایران،** تهران، مؤسسه‌ی مطالعات و پژوهش های بازرگانی.

۶- ساندرام، آرام (۱۳۷۵) **صادرات و رشد اقتصادی. در کتاب از اقتصاد کلاسیک تا اقتصاد توسعه،** جرالد مایر، ترجمه‌ی غلامرضا آزاد، تهران.

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

۸- فرجادی، غلامعلی و محمد رضا لعلی (۱۳۷۶) **تأثیر واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر رشد اقتصادی ایران،** شماره‌ی ۴، ص ۱-۲۸.

۹- متوسلی، محمود (۱۳۷۸) **بررسی رابطه‌ی رشد صادرات و رشد اقتصادی براساس آزمون علی گرنجر،** فصلنامه‌ی پژوهشنامه بازرگانی، شماره‌ی ۱۲، ص ۱۵-۴۵.

۱۰- هژبر کیانی، کامبیز و داریوش حسنوند (۱۳۷۷) **بررسی رابطه‌ی رشد صادرات و رشد اقتصادی،** پژوهشنامه‌ی بازرگانی. شماره‌ی ۷، تابستان ۱۳۷۷، ص ۲۴-۱.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۱- یغماییان، بهزاد (۱۳۸۰) **بررسی تجربی رابطه میان صادرات، توسعه و رشد در کشورهای در حال توسعه**، فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال دهم، شماره‌ی ۲۱، ص ۳-۴۴.

12- Aghion, Philippe, and peter Hewitt (1998), ***Endogenous growth theory,*** muss a chusetts Institute of technology.

13- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981) ***Likelihood ratio Statistics For Autoregressive Time Series with a Unit Root***, Econometrica, 49, 1057-1079.

14- 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.

15- Dollar, D. (1992) ***Outward – oriented Developing Economics Really Do Grow more rapidly: Evidence From, 5 LDCS, 1976- 86,*** Economic Development and cultural change, 4013: 523-44.

16- 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.

17- Ferreira and Rossi(2001), ***New Evidence on trade liberalization and productivity growth***, orthcoming,International Economic Review.

18- Filiztekin,A(2000) ***Openness and productivity growth in Turkish manufacturing***, Sabanci University, Discussion Paper Series No. 0104.

Archive of SID

www.SID.ir

19- Harrison, A, (1996) ***openness and growth: A time –series , cross-country analysis for Developing countries,*** Journal of Development Economic , vol. 48, pp: 419- 447.

20- Hwang, I. (1998) ***Long- run determinante of Korean Economic growth: empirical evidence from manufacturing,*** Applied Economics, 30, 39- 405.

21- Johansen, s.(1988) ***Statistical Analysis of cointegrating vectorsJournal*** of Economic Dynamics and control, 12, 231- 54.

22- Johansen, s. and k. Juselius (1990) ***maximum Likelihood Estimation and Inference on co-integration with Applications to the Demand money*** oxford Bulletin of Economics and statistics, 52, 169- 210 .

23- Kim(2000) ***Trade liberalization and productivity growth in Korean manufacturing industries: price protection, market power, and scale efficiency***,Journal of Development Economics.Vol. 62.55–83

24- Lucas, R.E. (1988) ***on the mechanics of Economic Development,*** Journal of monetary Economics, 22 (1): 3-42.

25- 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. 63.399–423.

26- 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.

27- Patterson. K (2000) ***An Introduction to Applied econometrics: a time series approach***, published by PALGRE, Houndmils,

Archive of SID

www.SID.ir

Basingstoke, Hampshire RG21 6×5 and 175Fifth Avenue, new York, N. 20 1001.

28- Phillip, P.C.B and p.p. Perron (1988) ***Testing For a Unit Root in Time series Regressions,*** Biometric, 75: 335- 45.

29- Sharma. K (2000) ***Liberalization and structural change: Evidence from Nepalese manufacturing***, Yale university and Charles strut university (Australia), center Discussion paper no. 812.

Archive of SID

www.SID.ir