

## بررسی رابطه میان آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران (یک تحلیل هم جمعی)

علیرضا کرباسی

دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

مهدی پیری\*

کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

### چکیده

آزادی تجاری یا درجه پیوستن هر کشوری به اقتصاد جهانی طی زمان، مقوله‌ای است که مورد توجه اقتصاددانان، برنامه‌ریزان و سیاستگذاران کشورهای مختلف جهان می‌باشد. در مقاله حاضر با بهره‌گیری از الگوی رشد درون‌زا و با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۸۳-۱۳۵۰ به بررسی رابطه میان آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران پرداخته شده است. در این راستا از مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده<sup>۲</sup> (ARDL) استفاده شده و روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرهای لحاظ شده در مدل بررسی شده است. نتایج بدست آمده نشان از وجود رابطه بلندمدت و هم جمعی میان متغیر تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای لحاظ شده در مدل داشته و تأثیرات متغیر شاخص آزادی تجاری به عنوان یک متغیر جدید در کنار سایر متغیرها، بر روی تولید ناخالص داخلی مثبت و معنی‌دار بوده است. در نتیجه می‌توان گفت بهبود شاخص آزادی تجاری می‌تواند موجبات رشد اقتصادی را فراهم کند.

**واژه‌های کلیدی:** رشد اقتصادی، آزادی تجاری، هم جمعی، مدل ARDL

طبقه بندی JEL: C51, C22, F10, O40

agricultural\_econ@yahoo.com

\* (نویسنده مسئول)

تاریخ پذیرش: ۸/۱۰/۸۷

تاریخ دریافت: ۸۶/۱۱/۱۶

## A study in the Relationship between Openness and Economic Growth in Iran: Co-integration Analysis

**Ali Reza Karbasi**

*Associated Professor of Agricultural Economics, Zabol University*

**Mahdi piri\***

*MSc of Agricultural economics, Zabol University*

### Abstract

Openness index is an issue that considered by many economists, decision and policy makers in most countries. In this paper the relationship between openness and economic growth in Iran with using of indigenous growth model as well as, time series data over 1971-2004 is investigated. For this purpose, we used Auto Regressive Distributed Lag Model (ARDL) and long-run and short-run relations between involved variables in model are considered. Results indicated that, there was long-run relationship and co-integration between involved variables and Gross Domestic Production variable. Furthermore, accompanied by other variables openness as a new variable, had a positive and significant effect on dependent variable. With regard to these findings, we are able to point that the growth of openness index will improve the economic growth.

**Key words:** Economic growth, Openness, Co-integration, ARDL model

**JEL:** C51, C22, F10, O40

### مقدمه

آزادی تجاری یا درجه پیوستن هر کشوری به اقتصاد جهانی طی زمان، مقوله‌ای است که مورد توجه اقتصاددانان، برنامه‌ریزان و سیاستگذاران کشورهای مختلف جهان می‌باشد. برخی اقتصاددانان و سیاستگذاران معتقدند باز بودن تجاری (محدودیت تجاری کمتر) به عملکرد کلان اقتصادی بهتر و رشد اقتصادی سریع‌تر می‌انجامد. از سوی دیگر، گروهی از اقتصاددانان در تاثیر مثبت سیاست تجاری آزادتر بر رشد اقتصادی تردید دارند و معتقدند که مطالعات تجربی موجود با تنگنای‌های روش‌شناختی روبرو هستند، به طوری که نتایج این مطالعات نسبت به تصریح مدل، انتخاب نمونه و دوره زمانی ثبات ندارند و بنابر این نتایج آنها را در بهترین حالت ضعیف و در

بدترین وضعیت گمراه کننده می‌انگارند. پیوند مثبت باز بودن تجاری و رشد اقتصادی، انگیزه مناسبی برای اصلاحات تجاری یک جانبه بی‌سابقه طی بیست سال گذشته به وجود آورده است، بطوری که ۱۰۰ کشور جهان به نوعی آزادسازی تجاری متعهد شده‌اند (Greenaway & et al, 2002).

موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت (GATT) در سال ۱۹۴۷، پایه گذار حرکت به سوی آزادسازی تجاری گسترده در سطح جهان بوده است و در حال حاضر نیز این حرکت به کمک سازمان تجارت جهانی (WTO) که در سال ۱۹۵۵، جایگزین گات شد در حال تکمیل می‌باشد که مطالعات انجام شده جهت بررسی روند تغییرات آزادسازی، حاکی از حرکت کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته به سمت آزادی بیشتر تجاری می‌باشد (Andriamananjara, 1993).

آدام اسمیت<sup>۱</sup> که به عنوان پدر علم اقتصاد شناخته شده است، تجارت خارجی را وسیله‌ای جهت گسترش بازار داخلی، تقسیم کار و افزایش تولید می‌داند (Baldwin, 2003). رابرتسون<sup>۲</sup> تجارت را موتور رشد معرفی کرده و بالاسا<sup>۳</sup> بیان می‌کند که افزایش صادرات موجب افزایش کارایی می‌شود (Feder, 1982). بر اساس نظریه‌های یاد شده، مطالعات بسیاری در زمینه ارتباط آزادی تجاری و رشد انجام گرفته و نتایج اکثر آنها حاکی از ارتباط مثبت میان دو متغیر می‌باشد. در ادامه به برخی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این حوزه اشاره می‌شود.

وین هولد و راوچ (Weinhold & Rauch, 1997)، با انجام مطالعه‌ای روی ۳۹ کشور کمتر توسعه یافته (بخش صنعت) به بررسی رابطه میان آزادی تجاری، بهره‌وری و رشد اقتصادی پرداختند. نتایج بدست آمده گویای وجود رابطه مثبت میان آزادی تجاری و رشد اقتصادی بوده و رابطه میان آزادی تجاری و بهره‌وری نیز مثبت و معنی‌دار بوده است.

محسنی و غلامی (Mohseni & Golami, 2005)، با به کارگیری مدل رشد درون‌زا به بررسی رابطه بین سیاست‌های تجاری و رشد صنعتی در ایران مبتنی بر رویکرد هم‌جمعی یوهانسون

1 - Adam Smith

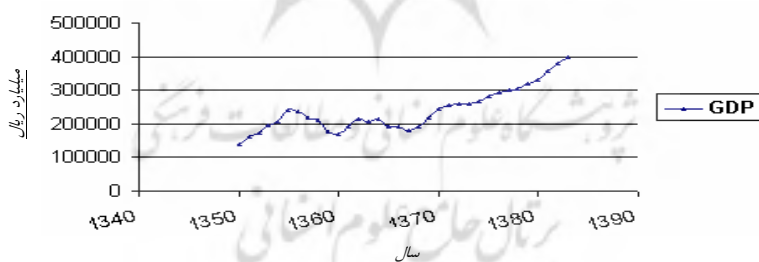
2 - Robertson

3 - Balassa, 1982

(۱۹۸۸) و مدل‌سازی تصحیح خطای دوره زمانی (۸۰-۱۳۳۸) پرداخته‌اند. نتایج تجربی بدست آمده حاکی از وجود رابطه تعادلی هم‌جمع بین تابع ارزش افزوده صنعت و عوامل تعیین‌کننده آن نظیر تشکیل سرمایه، نیروی کار و سرمایه انسانی است.

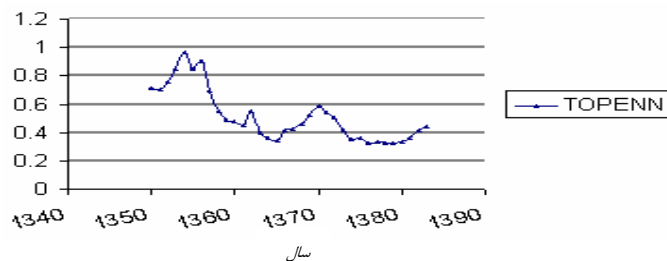
متوسلی (Motavasseli, 1999) با استفاده از الگویی که تولید ناخالص داخلی را تابعی از وقفه‌های خود، صادرات و واردات و وقفه‌های این دو متغیر ترسیم کرده و با استفاده از داده‌های (۷۴-۱۳۳۸) به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱، آزمون علی‌گرنجر را با آزمون هم‌گرایی یکسان ادغام و نتایجی برای اقتصاد ایران ارائه کرده است. نتایج این مطالعه مؤید رابطه دو طرفه بین دو متغیر و قوی‌تر بودن اثر رشد صادرات بر رشد اقتصادی است، بنابر این اتخاذ سیاست توسعه صادرات پیشنهاد شده است.

در دو دهه قبل از پیروزی انقلاب اسلامی به علت سرازیر شدن درآمدهای عظیم نفتی به داخل کشور و افزایش درآمد ملی، تولید ناخالص داخلی تا اوایل دهه ۱۳۵۰ رو به رشد بوده است. این مسئله منجر شد همگام با اجرای سیاست‌های آزادسازی تجاری روند آزادی تجاری در این دوره مطابق نمودار شماره ۲ روندی رو به رشد باشد که تا اواخر دهه ۵۰ نیز به رشد خود ادامه داده است. با پیروزی انقلاب اسلامی و تغییر سیاست‌های کلی کشور و به دنبال آن با آغاز جنگ تحمیلی، روند رو به افزایش مبادلات تجاری در دهه‌های قبل سیر نزولی به خود گرفت. ولی با تحول سیاست‌های تجاری در کشور و اجرای سیاست‌های آزادسازی تجاری در دهه ۱۳۷۰ و افزایش حجم مبادلات تجاری که با تاکید بیشتر بر افزایش صادرات بوده، شاخص آزادی تجاری سیر صعودی به خود گرفته است. میزان تولید ناخالص داخلی و روند آزادی تجاری کشور طی دوره (۸۳-۱۳۵۰) در نمودارهای ۱ و ۲ آمده است.



نمودار (۱) تولید ناخالص داخلی (GDP) طی دوره (۸۳-۱۳۵۰)

منبع: محاسبات محقق



نمودار (۲) روند آزادی تجاری در ایران طی دوره (۱۳۵۰-۸۳)

منبع: محاسبات محقق

سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی در کشورهای مختلف، به منظور دستیابی به نرخ‌های بالای رشد اقتصادی و تداوم وضعیت پایدار رشد اقتصادی به آزادسازی تجاری و بویژه توسعه صادرات روی آورده‌اند و بی‌شک صادرات و واردات نقش مهمی در رشد اقتصادی این کشورها دارد. بنابر این تحلیل رابطه بین آزادسازی تجاری و از طرفی رشد اقتصادی در کشورهای مختلف ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به تجربه آزادسازی تجاری در اقتصاد ایران در قبل از انقلاب (برنامه عمرانی پنجم (۵۶-۱۳۵۲)) و بعد از انقلاب (در طول سال‌های ۷۲-۱۳۶۸)، در مقاله حاضر با بهره‌گیری از داده‌های سالانه موجود برای دوره زمانی ۸۳-۱۳۵۰، و با بهره‌گیری از الگوی رشد درون‌زا به بررسی رابطه میان شاخص آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران پرداخته شده است.

## مواد و روش‌ها:

### آزادسازی تجاری و الگوی رشد درون‌زا:

الگوهای رشد درون‌زا یک چارچوب مفهومی دقیق جهت تجزیه و تحلیل رابطه میان سیاست‌های تجاری (آزاد سازی تجاری) و رشد اقتصادی فراهم آورده است. در رویکرد جدید مدل‌های رشد، امکان وجود رابطه بلندمدت میان جهت‌گیری تجاری و رشد اقتصادی به روش‌های مختلف بیان گردیده است. بدین صورت که اولاً با آزادسازی تجاری، از سوی واردات انتظار می‌رود تا از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای با فن‌آوری پیشرفته، انتقال فن‌آوری به داخل کشور صورت پذیرد. دوم آنکه به طور کلی راهبرد توسعه جهت‌گیری صادراتی نسبت به راهبرد جایگزینی واردات دارای عملکرد مطلوبی می‌باشد. سوم آنکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب

انتقال فن آوری صادراتی به کشورهای در حال توسعه می‌گردد. چهارم آنکه به کارگیری راهبرد برون‌گرا منجر می‌گردد سرمایه خارجی مورد استفاده جهت توسعه اقتصادی بدون روبرو شدن با مشکلاتی نظیر بدهی (اعم از داخلی و خارجی) صورت پذیرد. پنجم آنکه با آزادسازی تجاری، به لحاظ اینکه اثرات سرریز مثبت ناشی از توسعه فن آوری کشورهای صنعتی اقتصاد را به مقیاس‌های بزرگ اقتصادی در تولید هدایت می‌کند و این به نوبه خود به تسریع در رشد اقتصادی منجر می‌گردد. زیرا یک اقتصاد با درجه بالای باز بودن تجاری و رژیم تجاری با محدودیت پایین، همواره از قابلیت بیشتری جهت جذب فن آوری جهت گیری شده از کشورهای پیشرفته برخوردار می‌باشد. اگرچه در برخی از مطالعات صورت گرفته در این حوزه، وجود رابطه مثبت میان نرخ رشد اقتصادی و درجه باز بودن اقتصاد تأیید شده است اما در این مطالعات به نقش سرمایه انسانی در تبیین رشد اقتصادی کمتر توجه شده است. در سال‌های اخیر تعداد معدودی از مطالعات بر نقش سرمایه انسانی در تشریح وضعیت رشد اقتصادی در رژیم‌های تجاری مختلف صورت گرفته است که نتایج حاصل از آنها، رویکرد نوین مدل‌های رشد درون‌زا را تأیید می‌نماید.

در مطالعه حاضر به منظور بررسی رابطه میان شاخص آزادی تجاری و رشد اقتصادی از الگوی سرمایه انسانی رشد درون‌زا که توسط لوکاس (۱۹۹۸) توسعه یافته است، استفاده گردید. در میان سه مدل معرفی شده در مطالعه لوکاس یکی از آنها بر نقش ذخیره سرمایه انسانی از طریق کسب دانش تأکید نموده است و لذا این مدل در مطالعات مختلف مورد توجه قرار گرفته است. 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 در حالی که 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 به طوری که حاصل ضرب  $uq_tL_t$  نشان‌دهنده نیروی کار مؤثر کل 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،  $uq_tL_t$  و متوسط مهارت سرمایه انسانی،  $q_a$  فرض شده است به طوری که می‌توان نوشت:

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

که در آن  $q_a^\gamma$  نشان‌دهنده اثرات خارجی ناشی از متوسط سرمایه انسانی (AHC)  $q_t$  است و  $A_t$  بیانگر سطح فن آوری تولید بوده که در اینجا ثابت فرض می‌گردد. در شرایط تعادلی، فرض می‌گردد تمامی نیروی کار دارای سطح مهارت‌های یکسان باشند ( $q_t=q_a$ ) بدین ترتیب می‌توان مدل لوکاس را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_t = A_t K_t (uL_t)^{1-b} q_t^{1+\gamma-b} \quad (2)$$

برای تابع تولید فوق، بازدهی نسبت به مقیاس به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در مدل لوکاس (۱۹۸۸)، صعودی بودن بازدهی نسبت به مقیاس به دلیل اثرات خارجی متوسط سرمایه انسانی که نیروی محرک برای نرخ رشد اقتصادی مثبت پایدار محسوب می‌گردد، می‌باشد. در اینجا منظور از نرخ رشد پایدار همان ضریب  $\gamma$  است. همچنین جهت سادگی، لوکاس (۱۹۸۸) فرض می‌نماید که نیروی کار بخشی از اوقات غیر فراغت را به تولید ( $u$ ) و مابقی را به ذخیره سرمایه انسانی تخصیص می‌دهد ( $1-u$ )، بدین ترتیب می‌توان نوشت:

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

که در آن  $\delta_i$  ضریب تشکیل مهارت نیروی کار در  $i$  امین بخش اقتصاد است. تحت شرایط سیاست آزادسازی تجاری، هر دو بخش صادراتی و صنعتی در کشورهای در حال توسعه که از فن آوری بهتری از طریق واردات و یا سرمایه‌گذاری خارجی برخوردار می‌گردند، احتمال زیادی وجود دارد که سطح مهارت نیروی کار در این کشورها افزایش یابد. با پیروی از لوکاس و همچنین با پیروی از داتا و احمد<sup>۱</sup> که با افزودن شاخص آزادی تجاری به مدل لوکاس، آن را جهت انجام آزمون تعمیم دادند تابع تولید زیر به منظور تحقق اهداف تحقیق انتخاب گردید:

$$Y=f(A, K, L, H, TOPEN) \quad (3)$$

در این تابع  $Y$  نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی و  $K, L, H, TOPEN$  به ترتیب نشان‌دهنده نهاده‌های سرمایه، نیروی کار، سرمایه انسانی و شاخص آزادی تجاری می‌باشند.  $A$  شاخص

کارایی فنی سرمایه می باشد.

برای تعیین میزان آزادی تجاری از یکی از شاخص های پایه به صورت زیر استفاده شده است:

$$TOPEN = \frac{IM + EX}{GDP} \quad (4)$$

که در این رابطه IM و EX و GDP به ترتیب بیانگر میزان کل واردات، صادرات و تولید ناخالص داخلی می باشند.

با در نظر گرفتن رابطه (۳) و افزودن متغیر مجازی جنگ، مدل زیر برای بررسی رابطه میان شاخص آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران تصریح گردید:

$$LGDP_t = \beta_0 + \beta_1 LK_t + \beta_2 LL_t + \beta_3 LH_t + \beta_4 LTOPEN_t + \beta_5 DUM_t + U_t \quad (5)$$

در مدل فوق داریم: LGDP، لگاریتم طبیعی متغیر نم آینده رشد اقتصادی که تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می باشد؛ LK، لگاریتم طبیعی موجودی سرمایه کل اقتصاد؛ LL، لگاریتم طبیعی اشتغال کل اقتصاد بر حسب نفر؛ LH، لگاریتم طبیعی مجموع مخارج آموزشی دولت؛ LTOPEN، لگاریتم طبیعی شاخص آزادی تجاری که با استفاده از رابطه (۴) بدست آمد و DUM، نشان دهنده متغیر مجازی جنگ بوده و برای در نظر گرفتن اثرات جنگ، مقدار یک برای دوره ۶۸-۱۳۵۹ و مقدار صفر برای بقیه دوره منظور شد.

به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می توان از روش انگل- گرنجر<sup>۱</sup> استفاده کرد که در رگرسیون های بیش از دو متغیره، به دلیل نقاط ضعفی که دارد توصیه نمی شود. از روش های دیگر می توان به روش حداکثر درست نمایی جوهانسون-جوسیلیوس<sup>۲</sup> و مدل های تصحیح خطا اشاره کرد که به علت محدودیت های موجود در این روش ها، رهیافتهای مناسب تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این میان می توان به مدل ARDL (مدل خود توضیح با وقفه های توزیعی)<sup>۳</sup> اشاره کرد (Pesaran & Pesaran, 1997). تخمین های روش ARDL به دلیل اجتناب از

1 - Engel-Granger

2 - Johansen - Juselius

3 - Auto Regressive Distributed Lag Method



مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند (Seddiki, 2000). از این رو در مطالعه حاضر از مدل ARDL استفاده شد. فرم پویای ARDL برای مدل انتخاب شده در این مطالعه به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{LnGDP} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \text{LnGDP}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varepsilon_i \text{LnK}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \text{LnL}_{t-i} + \sum_{i=1}^f \mu_i \text{LnH}_{t-i} + \quad (6)$$

$$\sum_{t=i}^s \phi_i \text{LnTOPEN}_{t-i} + \sum_{t=i}^r \Psi \text{DUM}_{t-i} + \varepsilon_0 \text{LnK}_t + \gamma_0 \text{LnL}_t + \mu_0 \text{LnH}_t + \phi_0 \text{LnTOPEN}_t + \Psi_0 \text{DUM}_t + u$$

## نتایج و بحث:

### ایستایی متغیرها:

نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرها است. چنانچه متغیری ایستا نباشد بعبارتی با گذشت زمان توزیع احتمال آن متغیر تغییر کند، تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل روبرو خواهد شد. به همین منظور، آزمون‌های دیکی-فولر، دیکی-فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> (ADF) و فیلیپس-پرون<sup>۲</sup> (PP) و آزمون پرون<sup>۳</sup>، روش‌هایی هستند که می‌توان به وسیله آنها به ایستایی متغیرها را مورد بررسی قرار داد. ولی از آنجایی که تحولاتی نظیر انقلاب و جنگ، اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است، در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری در داده‌ها وجود داشته و بنا به استدلال پرون، در این حالت آزمون‌های ذکر شده مناسب نمی‌باشند. آزمون پرون برای متغیری نظیر  $Y_t$ ، با برآورد معادله زیر در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته شروع می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DU} + d\text{DTB} + \beta t + \gamma \text{DT}_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (7)$$

که در آن DU یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های  $t \geq \text{TB}$  برابر یک و برای

1 - Augmented Dickey-Fuller Test

2 - Phillips & Perron Test

3 - Perron Test, 1989

سال‌های قبل از آن صفر است. DTB یک متغیر مجازی است که برای سال  $t=TB+1$  برابر یک و برای بقیه سال‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کند.  $t$  یک روند زمانی است و  $DT_t$  یک متغیر مجازی روند زمانی است که کمیت آن برای سال‌های  $t > TB$  برابر  $t$  و برای سال‌های قبل از آن صفر می‌باشد. شایان ذکر است که TB زمان شکست ساختاری است

با بررسی وضعیت داده‌ها، برای متغیرهایی که در طول دوره مورد بررسی، شکست ساختاری داشته‌اند از آزمون پرون در سه حالت مختلف، تغییر در عرض از مبدأ تابع روند (C)، تغییر در شیب تابع روند (T) و تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند (C & T) استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون‌های ADF و پرون در جداول ۱ و ۲، نشان داده شده است.

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون ریشه واحد پرون و دیکی - فولر تعمیم یافته، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها به جز متغیر LGDP پذیرفته شده است. در نتیجه تمامی متغیرها به جز متغیر LGDP، در حالت سطح ایستا نبوده و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شدند، لذا  $I(1)$  می‌باشند و وجود ریشه واحد برای این متغیرها بعلت شکست ساختاری نبوده است.

جدول (۱) نتایج آزمون پرون برای بررسی ایستایی متغیرها در شرایط شکست ساختاری

| نام متغیر  | وضعیت      | مقادیر - محاسباتی برای حالت سطح | مقادیر محاسباتی برای حالت تفاضل مرتبه اول | سال شکست | مقادیر بحرانی پرون در سطح ۵٪ | ایستایی |
|------------|------------|---------------------------------|---|----------|------------------------------|---------|
| LGDP       | تغییر در C | -۳/۹۴                           | -   | ۰/۲      | ۱۳۵۶                         | -۳/۸۷   |
| LK         | تغییر در C | -۳/۱۵                           | -۳/۹۲                                     | ۰/۲      | ۱۳۵۶                         | -۳/۷۷   |
| LTOPEN & T | تغییر در C | -۳/۶۱                           | -۵/۳۹                                     | ۰/۲      | ۱۳۵۶                         | -۴/۲۴   |

منبع: محاسبات محقق. پارامتر  $\lambda$  برابر  $\lambda = TB/n$  در نظر گرفته شده است.

جدول (۲) نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)

| نام متغیر | آماره ADF | مقدار بحرانی | تعداد وقفه | درجه همگرایی |
|-----------|-----------|--------------|------------|--------------|
| LL        | -۲/۱۱     | -۳/۵۷        | ۳          | I(1)         |
| DLL       | -۳/۶۴     | -۳/۵۸        | ۲          | I(0)         |
| LH        | -۱/۳۳     | -۲/۹۷        | ۱          | I(1)         |
| DLH       | -۴/۵۸     | -۲/۹۷        | سطح        | I(0)         |

منبع: محاسبات محقق.

## نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL:

با در نظر گرفتن فرم پویای ARDL برای مدل مورد نظر که در رابطه (۶) آمده است، مدل پویای ARDL (1,0,0,0,0,0)، از طریق ضابطه شوارتز- بیزین برآورد شده و نتایج در جدول ۳ آورده شده است.

جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL (1,0,0,0,0,0)

| نام متغیر   | ضریب     | خطای معیار           | آماره t |
|---|----------|----------------------|---------|
| C عرض از مبدأ                                     | -۵/۴۵۶   | ۱/۰۲۳                | -۵/۳۲   |
| logGDP (-1) لگاریتم تولید ناخالص داخلی با یک وقفه | ۰/۵۶۲*** | ۰/۰۸۸                | ۶/۳۳    |
| logK لگاریتم سرمایه کل                            | ۰/۲۲۷*** | ۰/۰۶۸                | ۳/۳۰    |
| LogL لگاریتم اشتغال کل                            | ۰/۵۱۴**  | ۰/۲۵۱                | ۲/۰۴    |
| logH لگاریتم سرمایه انسانی                        | ۰/۴۶۷**  | ۰/۲۲۱                | ۲/۱۱    |
| logTOPEN لگاریتم شاخص آزادی تجاری                 | ۰/۱۳۹*** | ۰/۰۵۱                | ۲/۶۹    |
| DUM لگاریتم متغیر مجازی جنگ                       | -۰/۲۶    | ۰/۲۱                 | -۱/۲۲   |
| F=۱۷۵/۲(۰/۰۰)                                     |          | R <sup>2</sup> =۰/۹۶ |         |

\*\*\* و \*\* به ترتیب معنی دار بودن در سطوح ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

منبع: محاسبات محقق.

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL که در جدول ۳ آورده شده، وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها آزمون شد. از این رو، آماره مورد نیاز برای آزمون وجود رابطه بلندمدت در مدل

برابر با ۴/۹۷- محاسبه گردید و با توجه به کمیت بحرانی ارائه شده بنرجی<sup>۱</sup>، دولادو<sup>۲</sup> و مستر<sup>۳</sup> در سطح ۹۵ درصد (۳/۸۲-) و بزرگتر بودن قدرمطلق آماره محاسباتی از قدر مطلق مقدار بحرانی، فرضیه صفر رد و وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل  $ARDL(1,0,0,0,0)$ ، در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول (۴) نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل  $ARDL(1,0,0,0,0)$

| نام متغیر                         | ضریب     | خطای معیار | آماره t |
|-----------------------------------|----------|------------|---------|
| C عرض از مبدا                     | ۰/۶۶۱    | ۱/۱۴۶      | ۰/۵۷    |
| LogK لگاریتم سرمایه کل            | ۰/۴۹۶*** | ۰/۰۸۲      | ۶/۰۳    |
| logL لگاریتم اشتغال کل            | ۰/۳۰۱**  | ۰/۱۴۶      | ۲/۰۶    |
| logH لگاریتم سرمایه انسانی        | ۰/۲۹۲*   | ۰/۱۴۷      | ۱/۹۸    |
| LogTOPEN لگاریتم شاخص آزادی تجاری | ۰/۳۸۹*** | ۰/۱۲۳      | ۳/۰۹    |
| DUM لگاریتم متغیر مجازی جنگ       | -۰/۱۶*   | ۰/۰۸       | -۱/۹۸   |

\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند

منبع: محاسبات محقق.

مطابق نتایج گزارش شده در جدول ۴، ضرایب برآوردی متغیرهای لحاظ شده در مدل مؤید تنوری‌های نظری بوده و ارتباط مثبت و معنی‌دار بین نهاده‌های سرمایه، اشتغال و سرمایه انسانی با شاخص رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) بدست آمده است. تأثیرات متغیر آزادی تجاری به عنوان متغیر لحاظ شده جدید در کنار سایر متغیرهای مدل بر تولید ناخالص داخلی نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. به طوری که یک درصد بهبود در شاخص آزادی تجاری در بلندمدت حدود ۰/۳۹ درصد تولید ناخالص داخلی را افزایش داده و موجبات افزایش رشد اقتصادی را فراهم خواهد کرد. ارتباط میان متغیر مجازی جنگ با تولید ناخالص داخلی در سطح ۱۰٪ بوده و چندان مورد پذیرش نیست و منعکس‌کننده سیاست کنترل قیمت و گستردگی نظام یارانه در دوره لحاظ شده برای متغیر مجازی جنگ بوده است. با این وجود علامت ضریب مربوط به این متغیر مطابق

1 - Banerjee

2 - Dolado

3 - Mestre

انتظار می‌باشد.

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. بدین منظور در تحقیق حاضر پس از برآورد رابطه بلندمدت میان متغیرها، الگوی تصحیح خطا نیز تخمین زده شد.

جدول (۵) نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا مدل (ARDL (1,0,0,0,0)

| نام متغیر  | ضریب      | خطای معیار | آماره t |
|--|-----------|------------|---------|
| $dC$ تفاضل مرتبه اول عرض از مبدا                     | -۵/۴۵۶    | ۱/۰۲۳      | -۵/۳۲   |
| $dogK$ تفاضل مرتبه اول لگاریتم سرمایه کل             | ۰/۲۲۷***  | ۰/۰۶۸      | ۳/۳۰    |
| $dlogL$ تفاضل مرتبه اول لگاریتم اشتغال کل            | ۰/۵۱۴**   | ۰/۲۵۱      | ۲/۰۴    |
| $dlogH$ تفاضل مرتبه اول لگاریتم سرمایه انسانی        | ۰/۴۶۷**   | ۰/۲۲۱      | ۲/۱۱    |
| $dlogTOPEN$ تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص آزادی تجاری | ۰/۱۳۹***  | ۰/۰۵۱      | ۲/۶۹    |
| $ddUM$ تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیر مجازی جنگ       | -۰/۰۹۲*** | ۰/۰۱۹      | -۴/۸۴   |
| $ECT (-1)$ جزء تصحیح خطا                             | -۰/۴۳۷*** | ۰/۰۸۸      | -۴/۹۲   |

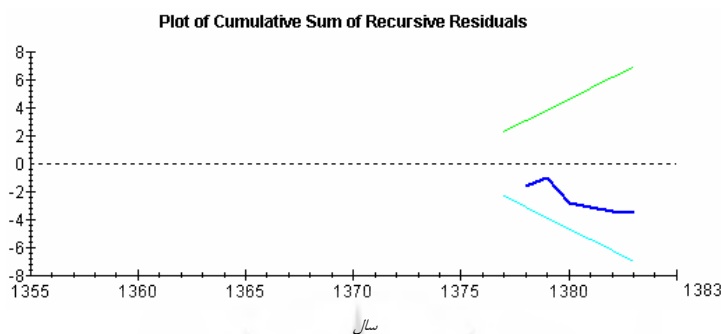
$$F=۳۴/۱(۰/۰۰) \quad R^2=۰/۷۸$$

\*\*\* و \*\* به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند

منبع: محاسبات محقق.

بر اساس نتایج بدست آمده در جدول ۵، حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا، تأثیر معنادار و مطابق انتظار متغیرهای لحاظ شده در مدل بر متغیر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت نیز به اثبات رسیده است. بایستی توجه کرد که در میان ضرایب برآوردی، ضریب مربوط به متغیر اشتغال کل بزرگتر از ضریب سرمایه کل بوده و این امر نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت بر خلاف بلندمدت تولید و رشد اقتصادی، بیشتر بر اساس نیروی کار شکل می‌گیرد و در بلندمدت با رشد تولید و افزایش سرمایه‌گذاری در فعالیتهای تولیدی، تأثیرگذاری سرمایه بر روند گسترش فعالیت بنگاه‌های اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی بیشتر به چشم می‌خورد. نتایج حاصله همچنین نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا  $ECT (-1)$ ، معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) می‌باشد. مقدار

این ضریب برابر ۰/۴۳۷ بدست آمد و بدین معنی است که حدود ۴۴ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر تولید ناخالص داخلی از مقادیر تعادلی بلندمدت خود، پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. لذا می‌توان گفت سرعت تعدیل در مدل فوق بالا و مطلوب می‌باشد. پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز با آزمون مجموع مربعات تجمعی<sup>۱</sup> CUSUM بررسی شد. نتایج بدست آمده از این آزمون نشان از پایداری ضرایب برآوردی داشته و به علت قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵٪، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد (نمودار ۳).



خطوط راست معنی‌داری را در سطح ۵٪ نشان می‌دهند

نمودار (۳) آزمون پایداری ضرایب (Cusum)

### نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در مطالعه حاضر عوامل موثر بر رشد اقتصادی با تاکید بر تأثیرات ناشی از وجود متغیر آزادی تجاری، با استفاده از الگوی رشد درون‌زا بررسی شد. از آزمون هم‌جمعی برای بررسی و تجزیه و تحلیل روابط میان متغیرهای لحاظ شده در مدل، بهره گرفته شده و تجزیه و تحلیل‌ها با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، سرمایه کل اقتصاد، اشتغال کل، سرمایه انسانی و همچنین شاخص آزادی تجاری برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۵۰ صورت گرفت. نتایج آزمون ARDL نشان داد که یک رابطه هم‌جمعی بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود

داشته و رابطه متغیرهای مستقل مدل با متغیر تولید ناخالص داخلی مثبت و معنی‌دار بوده است. در بلندمدت، متغیر سرمایه کل به عنوان یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر رشد اقتصادی شناسایی گردید به طوری که مطابق نتایج بدست آمده، ۱٪ افزایش در میزان سرمایه کل اقتصاد، حدود ۰/۵۰ درصد تولید ناخالص داخلی را افزایش داده و موجبات رشد اقتصادی بیشتر را فراهم خواهد کرد. شاخص آزادی تجاری نیز با تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت دارد به طوری که ۱٪ افزایش (کاهش) در میزان شاخص آزادی تجاری در اقتصاد می‌تواند سبب ۰/۳۹ درصد افزایش (کاهش) در میزان تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی شود.

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا نشان داد، در کوتاه‌مدت نیز تأثیر متغیرهای لحاظ شده بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف معنادار است. نتایج برآورد مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت و بررسی ضرایب مربوط به متغیرهای اشتغال و سرمایه این نکته را روشن می‌گرداند که روند رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت کاربر و در بلندمدت با گسترش فعالیت‌های تولیدی و افزایش سرمایه‌گذاری، به صورت سرمایه‌بر خواهد بود. با برآورد مدل تصحیح خطا ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) حدود ۴۴٪ بدست آمد. این ضریب نمایان می‌سازد که در هر دوره ۴۴٪ از نبود تعادل در تولید ناخالص داخلی در یک دوره، در دوره بعد تعدیل می‌شود.

با توجه به نتایج بدست آمده، پیشنهادات زیر مطرح می‌گردد:

با عنایت به تأثیرات متغیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، تربیت نیروی کار ماهر و متخصص در بخش‌های مختلف اقتصاد می‌تواند گامی مؤثر در جهت دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب باشد، لذا تدوین سیاست‌های مناسب در این راستا و از سوی دیگر اجرای این سیاست‌ها در کشور ضروری بنظر می‌رسد.

تأثیر مثبت متغیر شاخص آزادی تجاری نشان داد، می‌توان با اجرای سیاست‌هایی از جمله کاهش تعرفه‌ها و توسعه صادرات و از طرفی اتخاذ سیاست‌هایی همگام با سیاست آزادی تجاری، بخش‌های مختلف اقتصادی را تقویت نمود و به رشد بالایی در بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات که لازمه رشد اقتصادی همه جانبه است، دست یافت.

**References:**

- 1- Andriamananjara, Sh. (1993). **Have Trade policy led to openness in Developing countries?** *World Bank, International trade Division.*
- 2- Baldwin, R. E. (2003). **Openness and Growth: What's the Empirical Relationship?** *NBER Working Paper 9578.*
- 3- Dickey, D. A., and W.A. Fuller. (1981). **Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series with a Unit Root.** *Econometrica*, vol 49, pp: 1057-1079.
- 4- Dutta, D and Ahmed. N (2001). **Trade Liberalization and Industrial Growth in Pakistan: A Co-integration Analysis.** *Working Paper, 2001-40 the University of Sydney, Faculty of Economics and Business.*
- 5- Engle, R. F., and C. W. J. Granger (1987). **Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing.** *Econometrica*, vol 55, pp : 251-276.
- 6- Frankel, J. A., and D. Romer (1999). **Does Trade Cause Growth?** *American Economic Review*, vol 89, pp: 379-99.
- 7- Greenaway, D., Morgan , W., Wright, P. (2002). **Trade Liberalization and Growth in Developing countries.** *Journal of Development Economics*, vol 67, pp: 229-244.
- 8- Mohseni, R. and S. Golami. (2005). **Trade liberalization and industrial growth in iarn,** *Iranian journal of trade studies* ,vol 34, pp:134-160. (In Persian)
- 9- Motavasseli, M. (1999). Investigating the relation between exports and economic growth:An application to Granger causality test. *Iranian journal of trade studies*, vol 12, pp: 93-120. . (In Persian)
- 10- Noferesti, M. (1999). **Unit root and integration in econometrics,** *rasa institution press, Tehran.* (In Persian)
- 11- Pesaran, H. M., and B. Pesaran (1997). **Working With Microfit 4.0: An introduction to econometrics,** *Oxford University Press, London.*
- 12- Seddiki, J. U. (2000). **Demand for money in Bangladesh: A Co-integration analysis.** *Applied Economics*, vol 32, pp: 1997-1984.
- 13- Wacziarg, R., and K. H. Welch (2003). **Trade Liberalization and Growth: New Evidence.** *NBER Working Paper 10152.*
- 14- Weinhold, D. and E. Rauch, james. (1997). **Openness, Specialization, and Productivity Growth in Less-developed Countries.** *NBER working paper no. 1631.*

Received: 3.Feb.2008

Accepted: 28.Dec.2008