فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال دوازدهم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۳۹۱ ـ صفحات ۲۱۰-۱۹۱

# رفتارهای غیر خطی در رابطه بین رشد اقتصادی و صادرات: مطالعه موردی کشورهای حاشیه دریای خزر

عصمت مجرد[۱]
علیرضا کرباسی[۲]

**تاریخ دریافت:** ۱۳۸۹/۱۰/۱۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۰/۹/۱۳

**چکیده**

*فرض وجود یک رابطه خطی بین صادرات و رشد اقتصادی در تحقیقات قبلی، ممکن است منجر به استنتاج نامعتبر شود؛ اگر رابطه واقعی غیر خطی باشد.*

*در مطالعه حاضر، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و صادرات در اقتصاد کشورهای حاشیه دریای خزر (آذربایجان، ایران، قزاقستان، روسیه و ترکمنستان) با تأکید بر وجود اثرات غیر خطی در روابط علی پرداخته شد.*

*نتایج مطالعه نشان داد که در حقیقت، یک رابطه غیر خطی در ارتباط پویای بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی وجود دارد. نتایج مدل انتقال ملایم (STAR) نشان داد که جریان غیر خطی علیت گرنجر، از صادرات به رشد تولید و بالعکس می‌باشد. همچنین آزمون دقت پیش بینی تناسب مدل‌های غیر خطی را نسبت به تشخیص مدل خطی تأیید می‌کند.*

**واژگان کلیدی:** رشد اقتصادی، صادرات، مدل غیر خطی انتقال ملایم، علیت گرنجر، کشور های حاشیه دریای خزر.

**طبقه بندی JEL:** C4, F4 ،F43 ،M21.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل smmojarad.b@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد arkarbasi2002@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

**۱- مقدمه**

اهمیت تجارت بین المللی به عنوان ابزار محرک رشد اقتصادی (سیاست‌های تجاری برون گرا) مبنای بحث و جدل در میان اقتصاددانان در چند دهه اخیر بوده است. اگر چه مطالعات متعدد، روابط اقتصادی نظری را بین تجارت و رشد اقتصادی نشان داده اند، اما همچنان اختلافات در مورد جهت علی و نوع رابطه بین تجارت و رشد اقتصادی ادامه دارد (Bhagwati, 1978 & Edwards, 1993).

برخی از محققان بر این باورند که جریان علیت از صادرات به رشد اقتصادی است و آن را تحت عنوان صادرات منجر به رشد (ELG) معرفی می‌کنند (Yamada, 1995 & Awokuse, 2003)؛ در حالی که دیگر تحلیلگران، از طرفداران جریان علیت معکوس از رشد اقتصادی به صادرات می‌باشند و آن را تحت عنوان رشد منجر به صادرات (GLE) معرفی می‌کنند (Love & Chandra, 2005).

توسعه صادرات می‌تواند به طور مستقیم عاملی برای رشد اقتصاد باشد. بدین علت که افزایش تقاضا خارجی برای محصولات داخلی منجر به رشد تولید ناخالص داخلی و از این طریق، افزایش اشتغال و درآمد می‌شود. همچنین رشد صادرات از طرق مختلف، به طور غیر مستقیم، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ از جمله: تخصیص منابع کارا، افزایش ظرفیت تولید، افزایش ارز خارجی، صرفه های اقتصادی و افزایش انگیزه در استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته به منظور رقابت در بازار خارجی (Helpman & Krugman, 1985).

آزاد سازی تجارت (به عنوان مثال، کاهش موانع تعرفه‌ای) و گسترش تکنولوژی، دو منبع بالقوه وجود رابطه غیر خطی بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی می باشد. نرخ پایین تعرفه‌ها می‌تواند از طریق تحریک صادرات، اثر مثبتی بر روی رشد تولید ناخالص داخلی داشته باشد. در چارچوب مدل‌های تجاری درون گرا مبتنی بر رقابت ناقص، انتظار می‌رود که سیاست‌های آزاد سازی تجاری، اثر غیر خطی بر صادرات و رشد اقتصادی داشته باشد. همچنین اثرات مثبت تکنولوژی در گسترش تجارت می‌تواند اثر غیر خطی در رابطه بین تجارت و رشد اقتصادی داشته باشد به همین دلیل فرض خطی بودن رابطه بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی می‌تواند فاصله قابل توجهی با پیامدهای مهم کشور در زمینه تجارت بین الملل و سیاست‌های توسعه داشته باشد.

بر اساس تئوری‌های اقتصادی، برخی از متغیرهای کلان اقتصادی (از قبیل بیکاری و نرخ ارز) دارای رفتار غیر خطی هستند و از آن جهت ممکن است تصریح نادرست یک الگوی خطی منجر به حصول نتایج نادرست و گمراه کننده شود.

حال با توجه به اهمیت موضوع، سؤال اصلی در این بحث این است که آیا صادرات در تحریک رشد اقتصادی دارای رفتار غیر خطی است یا خیر؟ و بالعکس.

Archive
www.SID.ir

هدف این مطالعه، بررسی رفتارهای غیر خطی در ارتباط پویای بین صادرات و رشد اقتصادی است. بدین منظور، اعتبار فرضیه وجود رابطه غیر خطی از صادرات به رشد اقتصادی (ELG) و همچنین از رشد اقتصادی به صادرات (GLE) برای ۵ کشور حاشیه دریای خزر (آذربایجان، ایران، قزاقستان، روسیه و ترکمنستان) با استفاده از مدل انتقال ملایم[1] (STAR) بررسی شد.

## ۲- پیشینه تحقیق

برخی از تلاش‌هایی را که تاکنون در این زمینه صورت گرفته می‌توان در مطالعه لاو و چاندرا (Love & Chandra, 2005) یافت که به بررسی رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی در کشور بنگلادش پرداخته و بدین منظور از مدل همگرایی چند متغیره جوهانسون بهره گرفت. یافته ها نشان می دهد که جهت علیت، هم در کوتاه مدت و هم، در بلند مدت از درآمد به صادرات است. بنابراین پیشنهاد شد که بنگلادش استراتژی های توسعه ای را جهت توسعه صادرات دنبال نماید.

سرنتیز (Sarantis, 2001) به بررسی رفتار غیر خطی و گردشی در بازار های سهام پرداخت. به منظور آزمون فرض غیر خطی بودن قیمت سهام در هفت کشور صنعتی (G7) از مدل انتقال ملایم (STAR) استفاده شد. نتایج آزمون، فرض خطی بودن را برای تمامی بازار های سهام رد نمود. نتایج تخمین مدل های غیر خطی، پیشنهاد می کند که نرخ رشد قیمت سهام در بیشتر کشور های مورد مطالعه دارای رفتار نامتقارن و غیر خطی است و همچنین سرعت انتقال بین دو رژیم در اغلب کشور ها نسبتاً آهسته است. پیشنهاد می‌شود که سود بازار سهام که ممکن است دارای ساختار غیر خطی باشد نیز به روش مدل انتقال ملایم (STAR) پیش بینی گردد.

گاشری (Ghoshray, 2010) در مطالعه‌ای بر روی انتقال قیمت جهانی گندم از مدل انتقال ملایم استفاده نمود. نتایج نشان می دهد که قیمت جهانی گندم هم انباشته است و همچنین با توجه به هزینه معاملات آربیتراژ بیشتر خواهد شد.

پترو (Petrov, 2009) به مطالعه رفتارهای غیر خطی در مدل‌های پویای اقتصادی مبتنی بر معادلات دیفرانسیل معمولی که در آن پرداخت. اثرات مشاهده شده در اقتصاد واقعی مورد بحث قرار گرفته و رفتار های غیر خطی در متغیر های اقتصادی رسم شد.

تریس ویرتا و همکاران (Trasvirta etal., 2005) به منظور پیش بینی متغیرهای کلان اقتصادی، مدل‌های خطی، اتورگرسیو انتقال ملایم و شبکه عصبی را برای کشورهای G7 بررسی و مقایسه نمودند. به منظور پیش بینی متغیر های سری زمانی ماهانه از قبیل نرخ بهره، حجم تولیدات صنعتی، نرخ تورم، حجم صادرات و واردات و نرخ بیکاری برای دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰

1. smooth transition autoregressive

www.SID.ir

استفاده شد. نتایج نشان می دهد که مدل غیر خطی انتقال ملایم پیش بینی های دقیقتری را نسبت به مدل اتورگرسیو خطی نشان می دهد.

سلیز (Sollis, 2009) به منظور بررسی رفتار واقعی نرخ ارز، فرضیه وجود ریشه واحد را در مقابل فرضیه مدل غیر خطی انتقال ملایم نمایی (ESTAR) برای چهار کشور شمال اروپا از قبیل سوئد، دانمارک، فنلاند و نروژ مقایسه نمود. نتایج نشان داد که آزمون وجود ریشه واحد در نرخ ارز چهار کشور رد نشد و همچنین با استفاده از مدل انتقال ملایم، نمایی فرض وجود رفتار غیر خطی در نرخ ارز کشور های سوئد و نروژ در سطح معنی داری یک درصد رد شد.

اومی و کان (Omay & Kan, 2010) در مطالعه‌ای بر روی پویایی‌های غیر خطی تورم و رشد اقتصادی در شش اقتصاد صنعتی کانادا، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، انگلستان و امریکا از مدل انتقال ملایم پویا استفاده نمودند. نتایج نشان داد که یک ارتباط غیر خطی منفی بین تورم و رشد اقتصادی در سطح آستانه ۲/۵۲ درصد برای نرخ تورم وجود دارد.

کریمی و راشدی (۱۳۸۰) به بررسی اثرات متقابل تولید و صادرات با تکیه بر صادرات غیرنفتی و عوامل مؤثر بر آنها از طریق روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهند که صادرات غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی، هر دو بر روی یکدیگر تأثیرات معنی داری می‌گذارند ولی تأثیرات GDP بر صادرات غیرنفتی به مراتب بیشتر است.

ابریشمی و محسنی (۱۳۸۱) بر اساس هم انباشتگی سیستمی جوهانسن به بررسی اثرات حاصل از بی ثباتی صادرات نفتی پرداخته اند. نتایج حاکی از آن است که بی ثباتی صادرات نفتی در بلندمدت اثری بر تولید ناخالص داخلی نداشته، بلکه این اثر در کوتاه مدت ظاهر می‌شود.

خالدی و همکاران (۱۳۸۶) به بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات در بخش کشاورزی ایران پرداختند. نتایج حاصل نشانگر تأثیرپذیری رشد اقتصادی بخش کشاورزی از اشتغال، موجودی سرمایه و بهره‌وری عوامل تولید؛ تأثیر پذیری اشتغال از موجودی سرمایه و صادرات بخش کشاورزی و همچنین تأثیرپذیری صادرات کشاورزی از رشد بخش کشاورزی، شاخص نسبی قیمت صادرات کشاوزی و سیاست‌های ارزی و حمایتی می‌باشد.

## ۳- مواد و روش ها

### ۳-۱- مدل سازی غیر خطی

یک روش استاندارد برای تحلیل روابط علی در داده های سری زمانی، استفاده از نظریه علیت گرنجر است. در این روش، وقفه‌های یک متغیر در معادله متغیر دیگر می باشد. اگر متغیر x بتواند قدرت پیش بینی متغیر y را افزایش دهد، در این صورت، متغیر X علت گرنجری متغیر y خواهد

www.SID.ir

بود. همچنین اگر مقادیر گذشته متغیر y بتواند قدرت پیش بینی x را بهبود دهد، در این صورت، متغیرy علت گرنجری متغیر x خواهد بود. نظریه علیت گرنجر بین سری‌های زمانی y و x را می توان توسط تخمین مدل خطی زیر آزمون نمود:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{x-j} + e_t \quad (۱)$$

$$x_t = \sum_{j=1}^{p} \gamma_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j y_{t-j} + v_t \quad (۲)$$

به طوری که، $e_t$ و $v_t$ جزء اخلال سفید و متغیرهای $y_t$ و $x_t$ سری‌های زمانی ایستا می‌باشند. اگر برخی از ضرایب $\beta_j$ مخالف صفر باشند، یک رابطه علی یک طرفه از $x_t$ به $y_t$ وجود دارد. به عبارت دیگر، فرض صفر مبنی بر عدم علیت $(H_0 : \sum_{j=1}^{p} \beta_j = 0)$ در مقابل فرض آلترناتیو $(H_1 : \sum_{j=1}^{p} \beta_j \neq 0)$ رد می‌شود و بالعکس، اگر فرض صفر مبنی بر عدم علیت $(H_0 : \sum_{j=1}^{p} \delta_j = 0)$ در مقابل فرض آلترناتیو $(H_1 : \sum_{j=1}^{p} \delta_j \neq 0)$ رد شود، علیت یک طرفه از $y_t$ به $x_t$ وجود دارد. زمانی که فرض صفر برای هر دو معادله $x_t$ و $y_t$ رد شود، رابطه علیت دو طرفه بین دو سری وجود دارد. یک روش مستقیم آزمون علیت گرنجر استفاده از آماره استاندارد F برای آزمون فرض صفر می باشد. اشکال اصلی آماره استاندارد F در آزمون علیت این است که در این آزمون، فرضیه صفر، مدلی خطی با پارامترهای تغییرناپذیر در طول زمان فرض شده است. با این حال، نادیده گرفتن پویایی‌های غیر خطی بین دو سری ایستای $x_t$ و $y_t$ می‌تواند نتایج نادرست و گمراه کننده را منجر شود و در نتیجه، باعث خطای پیش بینی گردد. به عبارت دیگر، زمانی که روابط علی بین متغیرها در طول زمان تغییر می‌کند، مدل خطی ابزار مناسبی در تحلیل‌های اقتصاد سنجی نمی‌باشد. شوک های بزرگ اقتصادی مانند شوک‌های قیمت نفت می‌تواند این موضوع را توجیه کند. بدین منظور برای مدل سازی رفتار غیر خطی متغیرها، از مدل اتو رگرسیو انتقال ملایم (STAR) استفاده شد (Terasvirta, 1994 & 1998):

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j^* x_{t-j} F(\theta_j, \mu_j; x_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$x_t = \sum_{j=1}^{p} \gamma_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j^* y_{t-j} F(\lambda_j, c_j; y_{t-d}) + \vartheta_t \quad (۴)$$

Archive of SID

www.SID.ir

به طوری که، $F(\theta_j, \mu_j; x_{t-d})$ و $F(\lambda_j, c_j; y_{t-d})$ توابع انتقال در معادلات فوق هستند. در توابع انتقال، $d$ پارامتر تأخیر، $\theta_j(\theta_j > 0)$ و $\lambda_j(\lambda_j > 0)$ پارامترهای یکنواختی جهت تعیین سرعت انتقال از یک رژیم به دیگر رژیم می‌باشد. به منظور کاهش پیچیدگی مدل STAR فرض می‌شود که $\theta = \theta_1 = \theta_2 = ... = \theta_j$، $\lambda = \lambda_1 = \lambda_2 = ... = \lambda_j$ و $\mu = \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_j$ و $c=c_1=c_2=..=c_j$ باشد. این فرض هیچگونه تغییری در رفتار غیر خطی دو سری زمانی ایجاد نمی‌کند.

دو نوع تابع انتقال برای تخمین مدل وجود دارد. اول اینکه، تابع توزیع تجمعی لجستیک برای تابع انتقال در نظر گرفته شود؛ به طوری که اثرات نامتقارن انحرافات مثبت و منفی تعیین شود. در این صورت، مدل STAR لجستیک، حالت تعمیم یافته‌ای از مدل اتورگرسیو استاندارد است که در آن، تابع انتقال به صورت لجستیک می باشد (Granger & Trasvirta, 1993):

$$F(\theta, \mu; x_{t-d}) = \frac{1}{1+\exp\{-\theta(x_{t-d}-\mu)\}} \quad (۵)$$

$$F(\lambda, c; y_{t-d}) = \frac{1}{1+\exp\{-\lambda(y_{t-d}-c)\}} \quad (۶)$$

محدودیت $\theta > 0$ و $\lambda > 0$ نشان می‌دهد که توابع انتقال حول $x_{t-d}$ و $y_{t-d}$ در حال افزایش است. در حالت حدی، اگر $\theta$ و $\lambda$ به سمت صفر یا بی نهایت میل کنند، مدل LSTAR[1] تبدیل به یک مدل خطی می‌شود.

دوم اینکه، می‌توان تابع انتقال را به صورت تابع نمایی بیان نمود که برای تعیین اثرات نامتقارن تمامی انحرافات کوچک و بزرگ مناسب می باشد. در این حالت، تابع انتقال مدل ESTAR[2] به صورت نمایی است (Ibid):

$$F(\theta, \mu; x_{t-d}) = 1-\exp\{-\theta(x_{t-d}-\mu)^2\} \quad (۷)$$

$$F(\lambda, c; y_{t-d}) = 1-\exp\{-\lambda(y_{t-d}-c)^2\} \quad (۸)$$

1. Logistic smooth transition autoregressive
2. Exponential smooth transition autoregressive

www.SID.ir

توابع انتقال نمایی بین مقادیر صفر و یک محدود شده‌اند ($F: R \to [0,1]$). ضرایب مدل ESTAR حول نقطه $x_{t-d} = \mu$ ($y_{t-d} = c$ و یا) متقارن هستند. اگر $x_{t-d}$ به سمت $\mu$ میل کند، تابع انتقال به سمت صفر میل خواهد کرد و مدل ESTAR تبدیل به یک مدل خطی می‌شود که در آن، رفتار $x_{t-j}$ بر اساس ضریب $\beta_j$ تغییرخواهد کرد. اگر $x_{t-d}$ از $\mu$ دور شود؛ تابع انتقال به سمت یک میل خواهد کرد و مدل ESTAR تبدیل به یک مدل خطی می شود که در آن، رفتار $x_{t-j}$ بر اساس ضریب $\beta_j + \beta_j^*$ تغییرخواهد کرد.

هر دو نوع مدل STAR برای آزمون علیت خطی و غیر خطی بین متغیر های $x_t$ و $y_t$ استفاده شدند. اگر فرض صفر مبنی بر عدم علیت ($H_0: \sum_{j=1}^{p} \beta_j = 0$) در مقابل فرض آلترناتیو ($H_1: \sum_{j=1}^{p} \beta_j \neq 0$) رد شود، علیت خطی یک طرفه از $x_t$ به $y_t$ وجود دارد. زمانی که فرض صفر برای هر دو معادله $x_t$ و $y_t$ رد شود، رابطه علیت خطی دو طرفه وجود خواهد داشت. در مورد علیت غیر خطی از $x_t$ به $y_t$، زمانی که فرض صفر مبنی بر عدم علیت ($H_0: \sum_{j=1}^{p} \beta_j + \sum_{j=1}^{p} \beta_j^* = 0$) در مقابل فرض آلترناتیو ($H_1: \sum_{j=1}^{p} \beta_j + \sum_{j=1}^{p} \beta_j^* \neq 0$) رد شود، رابطه علیت غیر خطی از $x_t$ به $y_t$ وجود خواهد داشت. همچنین فروض صفر و آلترناتیو برای علیت خطی و غیر خطی از $y_t$ به $x_t$، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0: \sum_{j=1}^{p} \delta_j = 0 \qquad H_1: \sum_{j=1}^{p} \delta_j \neq 0 \qquad (۹)$$ و

$$H_0: \sum_{j=1}^{p} \delta_j + \sum_{j=1}^{p} \delta_j^* = 0 \qquad H_1: \sum_{j=1}^{p} \delta_j + \sum_{j=1}^{p} \delta_j^* \neq 0 \qquad (۱۰)$$ و

بنابراین، آماره استاندارد F برای آزمون فرض صفر در حالت علیت خطی و غیر خطی به کار می رود. به راحتی می توان تحلیل دو متغیره سری های زمانی را به صورت چند متغیره تعمیم داد:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j^* x_{t-j} F(\theta_j, \mu_j; x_{t-d}) + w_j \mathbf{Z}_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

$$x_t = \sum_{j=1}^{p} \gamma_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j^* y_{t-j} F(\lambda_j, c_j; y_{t-d}) + q_j \mathbf{Z}_{t-j} + \vartheta_t \qquad (۱۲)$$

به طوری که: $\mathbf{Z}_t = [Z_{t1}, Z_{t2}, ..., Z_{tN}]$

Archive of SID

www.SID.ir

در این مطالعه، به سه دلیل از مدل STAR استفاده شد: اول، در این مدل تغییرات بین رژیم‌ها یکنواخت (نه گسسته) است. دوم، می‌تواند علیت در دو رژیم تغییر کند. سوم، این مدل اجازه می‌دهد برخی از معادلات مدل به شکل خطی و برخی دیگر به شکل غیر خطی باشند.

### ۲-۳- آزمون غیر خطی بودن

پیش از آنکه به بررسی کلی مدل STAR پرداخته شود، لازم است غیر خطی بودن الگوی داده ها آزمون شود. برای تشخیص مدل های انتقال ملایم، تریس ویرتا (Trasvita, 1994) چارچوبی را طراحی نموده که غالباً می‌توان از آن، جهت تشخیص رفتار های غیر خطی بهره جست. به‌علاوه از این روش می توان جهت تعیین اینکه کدامیک از مدل های LSTAR و یا ESTAR بهتر روی داده ها برازش می شود، استفاده نمود. این آزمون مبتنی بر یک بسط سری تیلور از مدل عمومی STAR می باشد. در مدل LSTAR و ESTAR می‌توان تابع انتقال را به صورت زیر بیان نمود:

$$F(\theta,\mu;x_{t-d})=\frac{1}{1+\exp\{-\theta(x_{t-d}-\mu)\}}\equiv\frac{1}{1+\exp(-h_{t-d})} \qquad (۱۳)$$

$$F(\theta,\mu;x_{t-d})=1-\exp\{-\theta(x_{t-d}-\mu)^2\}\equiv 1-\exp(-h_{t-d}^2) \qquad (۱۴)$$

به‌طوری‌که در مدل LSTAR، $h_{t-d}=\theta(x_{t-d}-\mu)$ و در مدل ESTAR، $h_{t-d}=\theta^{\frac{1}{2}}(x_{t-d}-\mu)$ می باشد.

حال برای تابع انتقال با فرض اینکه $h_{t-d}=0$ باشد، تقریب درجه سوم سری تیلور ایجاد می شود. این کار معادل تشکیل بسط سری تیلور با فرض $\theta=0$ ($\lambda=0$) می باشد. با محاسبه مشتقات جزئی $\partial F/\partial h_{t-d}$ و مرتبه دوم و سوم آن، بسط تیلور به صورت حاصل‌ضرب رگرسیور-های معین در توان‌های مختلف $x_{t-d}$ ($y_{t-d}$ در معادله ۲) به دست می‌آید. بنابراین، با استفاده از رگرسیون کمکی[1] زیر می‌توان آزمون وجود الگوی STAR را بررسی نمود:

$$e_t=\sum_{j=1}^{p}\alpha_j y_{t-j}+\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{t-j}+\sum_{j=1}^{p}\beta_{1j}^{*}x_{t-j}x_{t-d}+\sum_{j=1}^{p}\beta_{2j}^{*}x_{t-j}x_{t-d}^2 \qquad (۱۵)$$
$$+\sum_{j=1}^{p}\beta_{3j}^{*}x_{t-j}x_{t-d}^3+w_j Z'_{t-j}+\varepsilon_t$$

1. Auxiliary regressions

www.SID.ir

$$v_t = \sum_{j=1}^{p} \gamma_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_{1j}^{*} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^{p} \delta_{2j}^{*} y_{t-j} y_{t-d}^{2} + \sum_{j=1}^{p} \delta_{3j}^{*} y_{t-j} y_{t-d}^{3} + q_j Z'_{t-j} + \vartheta_t \quad (۱۶)$$

معادله کمکی مدل ESTAR زیر مجموعه‌ای از معادله کمکی LSTAR محسوب می‌شود. اگر مدل ESTAR مناسب تشخیص داده شود، می‌توان تمامی جملات که دارای توان سوم $x_{t-d}^{3}$ و $y_{t-d}^{3}$ می‌باشند، از معادلات فوق حذف نمود.

فرض صفر مبنی بر خطی بودن مدل در معادلات فوق به صورت زیر است:

$$H_0 = \beta_{1j}^{*} = \beta_{2j}^{*} = \beta_{3j}^{*} = 0 \quad j = 1,2,...,P \qquad H_0 = \delta_{1j}^{*} = \delta_{2j}^{*} = \delta_{3j}^{*} = 0 \quad j = 1,2,...,P \quad (۱۷)$$

بنابراین، مراحل انجام آزمون تشخیص وجود الگوی STAR به صورت زیر می باشد:

مرحله اول - تخمین بخش خطی مدل (مدل خطی در معادلات ۱ و ۲) به منظور تعیین وقفه P و حصول به دنباله پسماندها $e(t)$.

مرحله دوم - آزمون خطی و یا غیر خطی بودن مدل: با تخمین معادلات کمکی (معادلات ۱۵ و ۱۶) و بررسی معناداری آن از طریق آزمون $LM = T(RSSR - USSR)/RSSR$ با مقدار بحرانی $\chi^2$ و درجه آزادی 3p. مقدار $RSSR$ و $USSR$، به ترتیب، مجموع مجذور مربع پسماندها در حالت مقید و غیر مقید و T تعداد مشاهدات می‌باشد. اگر مقدار محاسبه شده LM بیشتر از مقدار بحرانی $\chi^2$ جدول باشد، فرض صفر خطی بودن را رد نموده و فرض رقیب، وجود مدل انتقال ملایم پذیرفته می شود. به منظور تشخیص مقدار مناسب پارامتر تأخیر، معادلات ۱۵ و ۱۶ با استفاده از کلیه مقادیر معقول d بررسی می‌شود. آن مقدار از d که بهترین برازش را به همراه داشته باشد، بهترین برآورد از d خواهد بود.

مرحله سوم- انتخاب بین مدل‌های LSTAR و ESTAR: در صورت پذیرفته شدن مدل غیر خطی، با استفاده از آزمون LM، فروض زیر (۱۸، ۱۹ و ۲۰) آزمون می‌شود. اگر فرض ۱۸ پذیرفته شود و فرض ۱۹ رد شود، مدل دارای الگوی ESTAR خواهد بود. اگر فرض ۱۸ و ۱۹ پذیرفته شود و فرض ۲۰ رد شود، مدل دارای الگوی LSTAR خواهد بود.

$$H_0^1 = \beta_{3j}^{*} = 0, \quad H_0^1 = \delta_{3j}^{*} = 0 \quad (۱۸)$$

$$H_0^2 = \beta_{2j}^{*} = \beta_{3j}^{*} = 0, \quad H_0^2 = \delta_{2j}^{*} = \delta_{3j}^{*} = 0 \quad (۱۹)$$

$$H_0^3 = \beta_{1j}^{*} = \beta_{2j}^{*} = \beta_{3j}^{*} = 0, \quad H_0^3 = \delta_{1j}^{*} = \delta_{2j}^{*} = \delta_{3j}^{*} = 0 \quad (۲۰)$$

Archive of SID
www.SID.ir

### ۳-۳- روش جستجوی شبکه ای برای برآورد مدل های غیر خطی

یکی از روش های ساده و قابل اعتماد برای یافتن ریشه های معادلات غیر خطی روش جستجوی شبکه‌ای[1] می‌باشد. در این روش، محاسبه پارامتر های معادله بر روی شبکه ای از مقادیر و جستجوی نقطه بهینه موضعی بر روی خانه‌های شبکه می‌باشد. برای تعیین مقدار پارامتر $\theta$ (یا $\lambda$) در تابع انتقال مدل‌های غیر خطی ۱۱ و ۱۲، یک بازه از مقادیر $\theta$ (یا $\lambda$) مشخص می‌شود که این بازه می‌تواند به مجموعه‌ای از بازه‌ها تقسیم گردد.

$$\theta \in [a, b]$$
$$\{[a, \theta_1], [\theta_1, \theta_2], ..., [\theta_m, b]\}$$

بعد از برآورد معادلات غیر خطی ۱۱ و ۱۲ به روش حداقل مربعات غیر خطی[2] در هر بازه، مقدار $\theta$ (یا $\lambda$) در بازه‌ای با حداقل مجموع مجذور پسماندها انتخاب خواهد شد. فرایند تقسیم بازه اصلی به زیر بازه‌های کوچکتر آنقدر تکرار[3] می‌شود تا مقدار بهینه موضعی به دست آید.

داده‌ها: اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه از قبیل تولید ناخالص داخلی واقعی، ارزش صادرات واقعی، اشتغال و تشکیل سرمایه ناخالص به عنوان جایگزینی برای سرمایه از پایگاه اینترنتی بانک جهانی، صندوق بین المللی پول، مرکز آمار ایران و سایر منابع اطلاعاتی برای کشورهای حاشیه دریای خزر (آذربایجان، ایران، قزاقستان، روسیه و ترکمنستان) در دوره زمانی ۲۰۰۸- ۱۹۸۷ گرفته شد.

## ۴- نتایج و بحث

### ۴-۱- آزمون علیت خطی و غیر خطی

ابتدا مدل خطی برای تعیین وقفه بهینه p برآورد گردید. وقفه بهینه برای هر یک از متغیرها متفاوت می‌باشد. با این حال، با استفاده ار معیار شوارتز بیزین (SBC) حداکثر طول وقفه ۲ انتخاب شد. جدول ۱ نتایج آزمون علیت خطی بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم علیت گرنجری در کشورهای آذربایجان، ایران، قزاقستان، روسیه و ترکمنستان رد می‌شود و رابطه خطی از صادرات به رشد تولید ناخالص داخلی در این کشورها وجود دارد. نتایج آزمون فرضیه رابطه علی از رشد به صادرات (GLE) نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم علیت خطی از رشد به صادرات، در کشورهای ایران،

1. Grid search
2. Nonlinear least squares
3. Iteration

www.SID.ir

قزاقستان و ترکمنستان پذیرفته شد و بنابراین، رابطه علی از رشد به صادرات در این کشورها وجود ندارد. فقط در مورد کشورهای آذربایجان و روسیه فرضیه GLE پذیرفته شد.

همان طور که قبلاً (در بخش مقدمه) بحث شد، احتمال رفتارهای غیر خطی در رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد. در چنین حالتی برآورد مدل خطی ممکن است منجر به حصول نتایج نادرست و گمراه کننده شود. بنابراین، آزمون خطی و یا غیر خطی بودن مدل بررسی شد. نتایج آزمون وجود مدل غیر خطی در جدول ۲ (ستون ۵) ارائه شده است. برای معادله رشد (ELG)، فرض خطی بودن برای همه کشورها، بجز آذربایجان و قزاقستان رد شد. بنابراین، با توجه به رفتار غیر خطی این کشورها می باید از مدل‌های غیر خطی استفاده نمود. در معادله صادرات (GLE)، فرض خطی بودن برای ۴ کشور ایران، قزاقستان، روسیه و ترکمنستان رد شد؛ در حالی که فرض خطی برای کشور آذربایجان رد نمی‌شود و برای مدل سازی رفتار غیر خطی متغیرها، از مدل‌های اتو رگرسیو انتقال ملایم (STAR) استفاده شد.

برای تشخیص مقدار مناسب پارامتر تأخیر، معادلات ۱۵ و ۱۶ با استفاده از کلیه مقادیر معقول d بررسی شد. آن مقدار از d که بهترین برازش را به همراه داشت، بهترین برآورد از d می‌باشد که مقدار آن در ستون آخر جدول ۲ مشخص شد.

به منظور انتخاب بین مدل‌های LSTAR و ESTAR از آزمون LM استفاده شد. همان طور که در جدول ۲ نشان داده شده است، برای معادله رشد، مدل ESTAR برای کشور روسیه ترجیح داده شد؛ در حالی که مدل LSTAR برای ایران و ترکمنستان مناسب است. به همین ترتیب، برای معادله صادرات، نتایج نشان می‌دهد که مدل LSTAR برای ایران، قزاقستان و ترکمنستان و مدل ESTAR برای روسیه مناسب است. پس از شناسایی رابطه غیر خطی بین صادرات و رشد اقتصادی، می‌توان مدل‌های غیر خطی ۱۱ و ۱۲ را به کار برد.

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۱. آزمون علیت خطی بین صادرات (x) و رشد تولید ناخالص داخلی(y)**

| کشور | ELG $x \to y$ | GLE $y \to x$ |
|---|---|---|
| آذربایجان | ۲۲/۶۵(۰/۰۰۰۸)*** | ۳۵/۳۹(۰/۰۰۰۳)*** |
| ایران | ۶/۷(۰/۰۲۷)** | ۰/۷۵(۰/۴) |
| قزاقستان | ۴/۴۹(۰.۰۶)* | ۰/۸۰(۰/۳۹) |
| روسیه | ۱۰/۴۳(۰.۰۱)*** | ۵/۲۴(۰/۰۴۱)** |
| ترکمنستان | ۲/۶۴(۰/۱)* | ۰/۰۰۳(۰/۹۵) |

توجه: مقادیر داخل پرانتز، سطح معنی داری (p-value) را نشان می‌دهد که معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد با نماد های (*)، (**) و (***) مشخص شدند.

از آنجا که پارامترهای مدل غیر خطی به صورت حاصل‌ضرب می‌باشند، نمی‌توان از روش OLS، آنها را برآورد نمود. بنابراین، از روش حداقل مربعات غیر خطی برای حصول به برآوردهای درستی از پارامترها استفاده شد. طبق روش حداقل مربعات غیر خطی نمی‌توان پارامتر های $\theta$ و $\mu$ (یا $\lambda$ و $c$) را به طور همزمان برآورد نمود. به منظور برآورد این مدل ها، برای تعیین پارامتر $\theta$ (یا $\lambda$) از روش جستجوی شبکه‌ای استفاده شد. مقدار پارامتر $\theta$ (یا $\lambda$) در بازه $[0.01,50]$ با افزایش در فواصل ۰/۰۱ جستجو شد. مقدار $\theta$ (یا $\lambda$) در بازه‌ای با حداقل مجموع مجذور پسماندها انتخاب خواهد شد. برای تعیین مقدار $\mu$ (یا $c$)، مقادیر $|x(t-d)|$ و $|y(t-d)|$ مرتب نموده و ۱۵ درصد از بالاترین و پایین ترین مشاهدات حذف شد (کانر و هانسن، ۲۰۰۱).

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۲. آزمون وجود الگوی غیر خطی STAR و تشخیص نوع مدل غیر خطی**

| کشور | $H_0^1$ | $H_0^2$ | $H_0^2$ | نوع مدل | پارامتر تأخیر d |
|---|---|---|---|---|---|
| معادله رشد تولید ناخالص داخلی (ELG) | | | | | |
| آذربایجان | ۰/۸۸(۰/۳۴) | ۰/۹۳(۰/۶۲) | ۱/۸۲(۰/۶۱) | Linear | ۱ |
| ایران | ۷/۷۱(۰/۰۲)** | ۹/۵۲(۰/۰۴)** | ۱۰/۱۸(۰/۱)* | LSTAR | ۲ |
| قزاقستان | ۰/۰۳۷(۰/۸۴) | ۱/۴(۰/۴۹) | ۱/۵۹(۰/۶۶) | Linear | ۱ |
| روسیه | ۱/۹۸(۰/۳۷) | ۱۳/۱۵(۰/۰۱)*** | ۴۹/۸۱(۰/۰۰)*** | ESTAR | ۱ |
| ترکمنستان | ۳/۷۴(۰/۰۵)** | ۹/۹۰(۰/۰۰۷)*** | ۲۰/۶۲(۰/۰۰۰۱)*** | LSTAR | ۲ |
| معادله صادرات (GLE) | | | | | |
| آذربایجان | ۰/۶۹(۰/۷) | ۱/۶۱(۰/۸) | ۲/۷۹(۰/۸۳) | Linear | ۱ |
| ایران | ۳/۳۰(۰/۰۶)* | ۷/۱(۰/۰۲)** | ۷/۸۹(۰/۰۴)** | LSTAR | ۱ |
| قزاقستان | ۲/۹۸(۰/۱)* | ۷/۹۵(۰/۰۹)* | ۸/۴۹(۰/۱)* | LSTAR | ۲ |
| روسیه | ۱/۶۳(۰/۲) | ۲/۴۳(۰/۱۸) | ۵/۲۴(۰.۱)* | ESTAR | ۲ |
| ترکمنستان | ۳۰/۸۳(۰/۰۰)*** | ۳۳/۶۹(۰/۰۰)*** | ۳۸/۶۴(۰/۰۰)*** | LSTAR | ۱ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۳ خلاصه‌ای از نتایج آزمون علیت غیر خطی گرنجر را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که علیت غیر خطی از صادرات به رشد (ELG) برای کشورهای ایران، روسیه و ترکمنستان وجود دارد. همانگونه که در جدول ۱ مشاهده شد، برای هر سه کشور در رژیم اول، علیت خطی از صادرات به رشد وجود دارد. بنابراین، با تغییر رژیم (تغییر وضعیت خطی به وضعیت غیر خطی) رابطه علیت از صادرات به رشد اقتصادی افزایش مضاعفی داشته است. به عبارت دیگر، بر مبنای

Archive of SID
www.SID.ir

سطح معنی‌داری (P-values)، اثر صادرات بر رشد تولید ناخالص داخلی، پس از عبور از سطح آستانه بیشتر است. جدول ۴ نتایج تخمین مدل‌های غیر خطی ESTAR و LSTAR را برای معادله رشد (ELG) نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که انتقال به رژیم جدید، زمانی صورت می‌گیرد که صادرات بیش از آستانه ۲۰ میلیارد دلار برای اقتصاد ایران، ۹۳ میلیارد دلار برای اقتصاد روسیه، و ۲ میلیارد دلار برای اقتصاد ترکمنستان است. با این حال، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر کم است. مقدار ضریب $\theta$ برای تمامی کشورها تقریباً نزدیک به صفر است. به عبارت دیگر، هنگامی که این کشورها از مقدار آستانه عبور می‌کنند، برای یک مدت زمان طولانی در آن وضعیت (رژیم) باقی می‌مانند. در نهایت، با توجه به معیار شوارتز بیزین (SBC) در جدول ۶، تخمین مدل ESTAR یا LSTAR نسبت به مدل خطی در توصیف رفتار غیر خطی بین صادرات و رشد اقتصادی ارجحیت دارد. در مقایسه با نتایج جدول ۱ مشاهده شد که برای همه کشورها رابطه علی از صادرات به رشد اقتصادی وجود دارد. در حالی که علیت غیر خطی ELG فقط برای کشورهای ایران، روسیه و ترکمنستان وجود دارد. در مورد کشورهای ایران، روسیه و ترکمنستان، اگرچه مدل خطی نشان می‌دهد که علیت از صادرات به رشد تولید ناخالص داخلی وجود دارد؛ اما در مدل غیر خطی، این رابطه علی، قویتر به نظر می‌رسد.

**جدول ۳. آزمون علیت غیر خطی بین صادرات (x) و رشد تولید ناخالص داخلی (y)**

| کشور | ELG $x \rightarrow y$ | GLE $y \rightarrow x$ |
|---|---|---|
| آذربایجان | - | - |
| ایران | ۷/۵۶(۰/۰۰۶)*** | ۰/۹۸(۰/۳۳) |
| قزاقستان | - | ۳/۵۴(۰/۰۵)** |
| روسیه | ۳۲/۱۸(۰/۰۰)*** | ۶۷/۶۹(۰/۰۰)*** |
| ترکمنستان | ۴/۰۵(۰/۰۴)** | ۲/۷۱(۰/۰۹)* |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

Archive

www.SID.ir

**جدول ۴. آزمون علیت خطی بین صادرات (x) و رشد تولید ناخالص داخلی(y)**

| پارامترها | معادله رشد تولید ناخالص داخلی (ELG) | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | آذربایجان | ایران | قزاقستان | روسیه | ترکمنستان |
| ضریب $x_{t-1}$ | -۰/۰۰۸(۰/۰۰) | ۰/۳۰(۰/۶۵) | ۰/۶(۰/۰۶) | ۰/۴۴(۰/۰۸) | -۲/۳۳(۰/۰۰۱) |
| ضریب $x_{t-2}$ | | -۱/۵۴(۰/۰۶) | | ۰/۱۶(۰/۴۸) | |
| ضریب $x_{t-1}F(\theta,\mu;x_{t-d})$ | | -۱/۲۲(۰/۰۹) | | ۰/۲۷(۰/۰۰۳) | ۲/۷۳(۰/۰۰۲) |
| ضریب $x_{t-2}F(\theta,\mu;x_{t-d})$ | | ۱/۳۷(۰/۰۸) | | ۰/۱۲(۰/۱۵) | |
| $\hat{\theta}$ | | ۰/۰۴ | | ۰/۱ | ۰/۱۸ |
| $\hat{\mu}$ | | ۲۰/۵۵۵ | | ۹۳/۹۷۶ | ۲/۰۸۴ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۵ نتایج تخمین مدل‌های غیر خطی ESTAR و LSTAR را برای معادله صادرات (GLE) نشان می‌دهد که بیانگر این است که طبق فرضیه GLE، رشد تولید ناخالص داخلی در کشورهای قزاقستان، روسیه و ترکمنستان، تأثیر قابل توجهی بر صادرات دارد؛ در حالی که در کشور ایران، علیت غیر خطی از رشد تولید ناخالص داخلی به صادرات وجود ندارد. در کشورهای ایران، قزاقستان و ترکمنستان، فقط در مدل غیر خطی، رابطه علی از رشد تولید ناخالص داخلی به صادرات وجود دارد؛ در حالی که در کشور روسیه، رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم، محرک رشد صادرات می باشد. بنابراین، برای کشورهای ایران، قزاقستان و ترکمنستان زمانی رشد اقتصادی محرک رشد صادرات است که تولید ناخالص داخلی به ترتیب، بیش از آستانه ۸۰ ، ۲۰ و ۰/۰۵۲ میلیارد دلار باشد. اما در مورد کشور روسیه، رشد اقتصادی منجر به رشد بیشتر صادرات می‌شود؛ صرف نظر از اینکه تولید ناخالص داخلی بیش از ۲۵۸ میلیارد دلار باشد یا خیر.

در مقایسه با نتایج جدول ۱ مشاهده شد که برای کشور های ایران، قزاقستان و ترکمنستان، رابطه علی از رشد اقتصادی به صادرات وجود ندارد؛ در حالی که علیت غیر خطی GLE، برای این کشورها وجود دارد. در مورد کشور روسیه، اگرچه مدل خطی نشان می دهد که علیت از رشد اقتصادی به صادرات وجود دارد؛ اما در مدل غیر خطی، این رابطه علی قویتر به نظر می‌رسد.

www.SID.ir

همچنین قابل ذکر است که انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در اقتصاد روسیه نسبت به اقتصاد سایر کشور ها سریع‌تر است. در نهایت، نتایج مقایسه علیت گرنجر خطی و غیر خطی (جدول ۶)، با استفاده از معیار شوارتز بیزین مؤید آن است که مدل غیر خطی برای کشورهای ایران، روسیه و ترکمنستان ارجحیت دارد.

نتایج علیت غیر خطی می‌تواند در زمینه سیاست‌های تجاری این کشورها تفسیر شود. با توجه به اینکه اغلب این کشورها از طریق افزایش تجارت دو جانبه و موافقتنامه‌های تجاری، رشد اقتصادی خود را بهبود داده اند. شواهد موجود نشان می‌دهد که در دوره ۲۰۰۸- ۱۹۸۷ افزایش تجارت منجر به درآمد ملی بالاتر برای این کشورها شده است که مطابق با نتایج تجربی این مطالعه است.

**جدول ۵.آزمون علیت خطی بین صادرات (x) و رشد تولید ناخالص داخلی (y)**

| پارامترها | معادله صادرات (GLE) | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | آذربایجان | ایران | قزاقستان | روسیه | ترکمنستان |
| ضریب $y_{t-1}$ | ۰/۷۸(۰/۰۰۴) | -۰/۶۵(۰/۳۱) | ۰/۸۳(۰/۰۶) | ۰/۵۲(۰/۰۰) | -۲۲/۵۷(۰/۱۸) |
| ضریب $y_{t-2}$ | -۰/۱۱(۰/۴۸) | | ۰/۰۵(۰/۸۹) | | -۰/۱۵(۰/۵۴) |
| ضریب $y_{t-1}F(\lambda, c; y_{t-d})$ | | ۰/۰۷(۰/۱۳) | ۰/۴۱(۰/۲۳) | -۰/۰۲(۰/۰۷) | ۲۳/۵۲(۰/۱۶) |
| ضریب $y_{t-2}F(\lambda, c; y_{t-d})$ | | | -۰/۴۹(۰/۱۸) | | -۱/۱۸(۰/۲۴) |
| $\hat{\lambda}$ | | ۰/۰۱ | ۰/۰۱ | ۰/۲ | ۰/۰۴ |
| $\hat{c}$ | | ۸۰/۹۲۶ | ۲۰/۱۶۴ | ۲۵۸/۸۸۰ | ۰/۰۵۲ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۶. مقایسه مدل خطی و غیر خطی بر مبنای معیا ر شوارتز بیزین**

| کشور | معادله رشد تولید ناخالص داخلی (ELG) | | معادله صادرات (GLE) | |
|---|---|---|---|---|
| | مدل خطی | مدل غیر خطی | مدل خطی | مدل غیر خطی |
| آذربایجان | ۴۲/۷۸ | - | ۴۱/۵۴ | - |
| ایران | ۴۵/۴۴ | ۴۵/۴۰ | ۴۷/۰۴ | ۴۶/۹۹ |
| قزاقستان | ۴۳/۵۳ | - | ۴۴/۲۰ | ۴۴/۵۳ |
| روسیه | ۴۹/۲۱ | ۴۸/۲۸ | ۴۸/۵۴ | ۴۷/۰۲ |
| ترکمنستان | ۴۴/۱۹ | ۴۳/۱۰ | ۴۴/۲۲ | ۴۳/۶۷ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

تخمین سایر متغیر های توضیحی در معادله رشد تولید ناخالص داخلی، به علت حجم بالای جداول گزارش نشد. همچنین با توجه به اینکه مقدار از روش جستجوی شبکه‌ای به دست آمد، سطح معنی داری برای آنها گزارش نشده است.

## ۵- نتیجه گیری

مساله وجود رفتار غیر خطی در متغیرهای کلان اقتصادی (از قبیل رشد تولید ناخالص داخلی، بیکاری و نرخ ارز) از آن جهت اهمیت دارد که ممکن است تصریح نادرست یک الگوی خطی منجر به حصول نتایج نادرست و گمراه کننده شود. هدف اصلی این مطالعه، بررسی رفتارهای غیر خطی در رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی است. بدین منظور، اعتبار فرضیه وجود رابطه غیر خطی از صادرات به رشد اقتصادی (ELG) و همچنین از رشد اقتصادی به صادرات (GLE) برای ۵ کشور حاشیه دریای خزر (آذربایجان، ایران، قزاقستان، روسیه و ترکمنستان) با استفاده از مدل انتقال ملایم (STAR) بررسی شد.

نتایج مطالعه، وجود رابطه‌ی غیر خطی بین صادرات و رشد اقتصادی را تأیید نمود. نتایج آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل برای ۳ کشور ایران، روسیه و ترکمنستان رد شد؛ در حالی که فرض خطی برای کشور آذربایجان و قزاقستان رد نمی‌شود. بنابراین، برای

Archive of SID
www.SID.ir

مدل سازی رفتار غیر خطی متغیرها، از مدل‌های اتورگرسیو انتقال ملایم LSTAR و ESTAR استفاده شد. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر غیر خطی نشان داد که فرضیه ELG برای کشورهای ایران، روسیه و ترکمنستان و فرضیه GLE برای کشورهای قزاقستان، روسیه و ترکمنستان پذیرفته شدند.

همچنین طبق مدل انتقال ملایم (STAR)، تشخیص سطح آستانه‌ای که در آن، منافع بالقوه‌ای از توسعه صادرات وجود داشته باشد، امکان دارد بنابراین، توصیه می‌شود که تصمیم‌گیران اقتصادی، وجود رابطه غیر خطی در ارتباط پویای بین صادرات و رشد تولید ناخالص داخلی را در برنامه‌ریزی‌های آینده مورد توجه قرار دهند.

Archive of SID

www.SID.ir

## منابع و مآخذ


ابریشمی، ح. و محسنی، ر. (۱۳۸۱) نوسانات صادرات غیر نفتی و رشد اقتصادی؛ پژوهشهای اقتصادی ایران، ۴(۱۳):۱-۳۲.

خالدی، ک.، حفاردستانی، م. و طوسی، م. (۱۳۸۶) بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات در بخش کشاورزی ایران (با تأکید بر سیاستهای ارزی و تجاری)؛ اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)، ویژه نامه ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، ۱(۳): ۱۲۳-۱۱۱.

کریمی، ف. و راشدی، ع. (۱۳۸۰) بررسی اثرات متقابل تولید و صادرات در اقتصاد ایران با روش معادلات همزمان؛ پژوهشنامه بازرگانی، ۵(۱۹): ۶۵-۴۹.

Awokuse, T. O.(2003) Is the export-led growth hypothesis valid for Canada?; Canadian Journal of Economics 36: 126-136.

Awokuse, T. O., and Christopoulos, D. K. (2009) Nonlinear dynamics and the exports-output growth nexus; Economic Modeling, 26: 184-190.

Bhagwati, J. (1978) Anatomy and Consequences of Exchange Control Regimes: Liberalization Attempts and Consequences; Cambridge: Ballinger Publishing, MA.

Edwards, S. (1993) Openness, trade liberalization, and growth in developing countries; Journal of Economic Literature 31: 1358-1393.

Ghoshray, A. (2010) Smooth transition effects in price transmission: The case of international wheat export prices; Economics Letters, 106: 169-171.

Granger, C.W. J., and Terasvirta, T. (1993) Modeling Non-Linear Economic Relationships; Oxford: Oxford University Press.

Helpman, E. and Krugman, P. (1985) Market structure and Foreign Trade; MIT Press, MA.

Love, J., and Chandra, R. (2005) Testing export-led growth in Bangladesh in a multivariate VAR framework; Journal of Asian Economics, 15: 1155-1168.

Omay, T. and Kan, E. (2010) Re-examining the threshold effects in the inflation-growth nexus with cross section ally dependent non-linear panel: Evidence from six industrialized economies; Economic Modeling, 27: 996-1005.

Petrov, L. (2009) Nonlinear effects in economic dynamic models; Nonlinear Analysis, 71: e2366_e2371.

Sarantis, N. (2001) Nonlinearities, cyclical behavior and predictability in stock markets: international evidence; International Journal of Forecasting, 17: 459-482.

Sollis, R. (2009) A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries; Economic Modeling, 26: 118-125.

Terasvirta, T. (1994) Specification, estimation and evaluation of smooth


Archive of SID
www.SID.ir

transition autoregressive models; Journal of the American Statistical Association 89: 208-218.

Terasvirta, T. (1998) Modeling economic relationships with smooth transition regressions; In: Ullah, A., David, E. (Eds.), Handbook of Applied Economic Statistics.Marcel Dekker, NY, pp. 507-552.

Terasvirta, T., Dijk, D., and Medeiros, M.C. (2005) Linear models, smooth transition auto regressions; and neural networks for forecasting macroeconomic time series: A re-examination. International Journal of Forecasting, 21: 755- 774.

Yamada, H. (1998) A Note on the causality between export and productivity; Economics Letters 61: 111-114.

Archive of SID

www.SID.ir