فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۸۲، بهار ۱۳۹۶، ۱۵۲-۱۲۳

بررسی مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها در ایران در دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷

علی کاوند*

دریافت: ۹۵/٤/۲۷ پذیرش: ۹۵/۹/۱٤

رشد مقید به تراز پرداخت‌ها / قانون اصلی تیرل‌وال / صادرات غیرنفتی واقعی / ایران / ARDL

چکیده

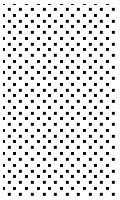
تحقیق حاضر، به بررسی اعتبار مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها در ایران در سال‌های ۹۳-۱۳۵۷ می‌پردازد. کشش درآمدی تقاضای واردات با استفاده از روش همگرایی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[1] در بلندمدت برآورد شده است. متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها، متوسط نرخ‌های رشد واقعی، متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی و متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی برای دوره‌های ده‌ساله که با یکدیگر هم‌پوشی دارند، محاسبه شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد اگر دوره مذکور به دو دوره تقسیم شود: در دوره اول، متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها از متوسط نرخ‌های رشد واقعی بیش‌تر شده است و این می‌تواند ناشی از بیش‌تر بودن متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی باشد. در دوره دوم، متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی کاهش یافته و در برخی دهه‌ها منفی شده است. این امر می‌تواند در نتیجه کمتر شدن متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی باشد. در دوره دوم، تفاضل متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی نسبتاً

۱. استادیار و عضو هیأت علمی دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی (ره) kavandali@abru.ac.ir

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

Archive of SID

www.SID.ir



کمتر شده و این دو نرخ به هم نزدیک شده‌اند. این امر، اعتبار مدل مذکور را تأیید می‌کند. توجه به این مدل می‌تواند در سیاست‌های اقتصادی از جمله سیاست‌های اقتصاد مقاومتی بر رشد اقتصادی پایدار و برون‌رفت از وضعیت رکود مؤثر باشد. نتایج تحقیق با یافته‌های مطالعه خاساونه و دیگران[1] سازگار است.

طبقه‌بندی JEL: C49، F49، F43، O47،O49.

Archive of SID

1. Khasawneh and et al. (2012); p. 14.

www.SID.ir

مقدمه

در طول تاریخ از زمان ریکاردو به بعد و در دوره‌های اخیر از زمان تئوری رشد نئوکلاسیک سولو، این باور وجود داشته است که ترازپرداخت‌ها و رشد تقاضا عامل مهمی در رشد اقتصادی در بلندمدت نبوده و عرضه، تقاضای خود را به‌وجود می‌آورد، ترازپرداخت‌ها خودش را تعدیل می‌کند و رشد اقتصادی با برونزایی رشد عوامل تولید و پیشرفت فنی عرضه‌محور است. در مقابلِ رویکرد نئوکلاسیک که عرضه عوامل تولید و پیشرفت فنی را از عوامل اصلی رشد می‌پندارد، رویکرد کینزی وجود دارد که بر اهمیت تقاضای کل در فرآیند رشد اقتصادی تأکید دارد. مدل رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها یا به‌عبارت دیگر مدل اصلی تیرل‌وال، مبتنی بر رویکرد کینزی است. براساس این مدل، رشد اقتصادی با رشد صادرات و کشش درآمدی تقاضای واردات در بلندمدت ارتباط داشته و با نسبت رشد صادرات به کشش درآمدی تقاضای واردات که به ضریب تکاثر پویای تجارت هارود شناخته می‌شود، تقریباً برابر است. در این مدل، رشد اقتصادی تنها وقتی پایدار است که تقاضای در حال رشد واردات با درآمدهای حاصل از صادرات تأمین مالی شود؛ بنابراین، رشد اقتصادی به تعادل در ترازپرداخت‌ها محدود می‌شود.

اعتبار تجربی مدل تیرل‌وال، در سه دهه اخیر در کشورهای مختلف آزموده شده است. همچنین، اکثر مطالعات تجربی، اعتبار مدل مذکور را تأیید می‌کنند. روش‌های برآورد این مدل را می‌توان به چهار گروه روش مقطعی، روش سری زمانی سنتی، روش سری زمانی مدرن (همگرایی) و روش کالمن فیلتر طبقه‌بندی کرد. از گروه اول می‌توان به مقاله‌های بایرام[1] برای ۱۸ کشور اروپایی و کشورهای امریکای شمالی، و بایرام و دمپستر[2] برای ۱۱ کشور آسیایی اشاره کرد. گروه دوم، شامل تیرل‌وال و حسین[3] برای بیست کشور در حال توسعه؛ بایرام (۱۹۹۰) برای پانزده کشور صادرکننده نفت و درحال‌توسعه؛ آتسوگلو[4] برای ایالات‌متحده؛ آتسوگلو (۱۹۹۴) برای آلمان؛ لئون ـ لدسما[5] برای اسپانیا؛ پراتون[6] برای پنجاه

1. Bairam (1988).
2. Dempster (1991).
3. Thirlwall and Hussain (1982).
4. Atesoglu (1993).
5. Leon-Ledesma (1999).
6. Perraton (2003).

www.SID.ir

و یک کشور در حال توسعه؛ و الیتوک و کمپبل[1] برای ترکیه است که از روش حداقل مربعات معمولی[2] و حداقل مربعات دو مرحله‌ای[3] برای بررسی قانون مذکور استفاده می‌کنند. مثال‌های روش گروه سوم، یعنی روش‌های مختلف به‌کارگیری همگرایی که از دهه ۱۹۹۰ شروع شد، و از آن جمله می‌توان به مقاله‌های بایرام (۱۹۹۳) برای پنج کشور اروپایی؛ آتسوگلو (۱۹۹۷) برای امریکا؛ مورنو ـ برید[4] برای مکزیک؛ بایرام و اِن جی[5] برای کانادا، نیوزلند و انگلستان؛ رزمی[6] برای هند؛ بریتو و مک کامبای[7] برای برزیل؛ جون[8] برای چین؛ گوویا و لیما[9] برای کشورهای امریکای لاتین و آسیای جنوبی؛ و بگ نای[10] برای ۲۲ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[11] و همچنین، آلجاندرو و فرناندز[12] برای کوبا اشاره کرد. و بالاخره گروه چهارم، یعنی استفاده از روش کالمن فیلتر برای بررسی اعتبار قانون تیرل‌وال در کشور کوبا توسط آلجاندرو و فرناندز[13] استفاده شده است.

هدف از این تحقیق، بررسی مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها در ایران در سال‌های ۹۳- ۱۳۵۷ بوده و فرضیات آن عبارتند از: الف) مدل مقید به ترازپرداخت‌ها در ایران، به‌ویژه پس از دهه ۷۹- ۱۳۷۰، به‌علت افزایش نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی مورد تأیید است. ب) در این دوره، نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی با نرخ رشد صادرات نفتی واقعی تقریباً متناسب بوده و تفاضل آن‌ها به تفاضل نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌های و نرخ رشد واقعی نزدیک است. پ) برای تأیید مدل مذکور، کشش درآمدی تقاضای واردات در این دوره، نباید به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای باکشش باشد تا موجب کاهش اثر ضریب افزایش صادرات شود. درواقع، تمام این فرضیات، در راستای تأیید مدل مقید به تراز پرداخت‌ها

1. Elitok and Campbell (2008).
2. OLS.
3. TSLS.
4. Moreno-Brid (1999).
5. Ng (2001).
6. Razmi (2005).
7. Britto and McCombie (2009).
8. Joen (2009).
9. Gouvea and Lima (2010).
10. Bagnai (2010).
11. The Organization for Economic Co-operation and Development.
12. Alejandro and Fernandez (2008).
13. Alejandro and Fernadez (2008).

Archive of SID

www.SID.ir

است. سؤال تحقیق این است که آیا رابطه معناداری بین نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها یا به‌عبارتی نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و نرخ رشد واقعی وجود دارد یا خیر.

برای بررسی اعتبار مدل اصلی تیرل‌وال (۱۹۷۹) در ایران از روش آزمون همگرایی با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[۱] استفاده می‌شود. این مدل در ایران در دوره‌های ده ساله که با یکدیگر هم‌پوشی دارند و طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۳ بررسی شده است؛ زیرا براساس مدل تیرل‌وال، بین رشد اقتصادی و ترازپرداخت‌ها رابطه بلندمدت وجود دارد. بنابراین، اعتبار این مدل باید براساس دوره‌های بلندمدت‌تر به‌جای سالانه باشد. از این‌رو، متوسط نرخ‌های رشد برای تحقیق حاضر ده ساله است که با یکدیگر هم‌پوشی دارند و از دوره ۶۷- ۱۳۵۸ شروع شده و تا دوره ۹۳- ۱۳۸۴ پایان می‌پذیرد. در قسمت بعدی به‌ترتیب به شرح مبانی نظری تحقیق، پیشینه تحقیق، معرفی مدل و روش برآورد و نتایج، و جمع‌بندی و ملاحظات پرداخته می‌شود.

۱. مبانی نظری تحقیق

مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها، اولین‌بار توسط تیرل‌وال در سال ۱۹۷۹ مطرح شد و بر رویکرد کینزی، یعنی بر اهمیت نقش تقاضای کل در فرآیند رشد اقتصادی توجه می‌کند و در مقابل رویکرد نئوکلاسیک قرار دارد که عرضه عوامل تولید و پیشرفت فنی را به‌عنوان عناصر اصلی رشد در نظر می‌گیرد. در مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها بر نقش صادرات به‌عنوان یکی از اجزای تقاضای کل تأکید شده است. همچنین، در این مدل کشش درآمدی تقاضای واردات بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. افزایش کشش مذکور، اثر ضریب افزایش صادرات را کاهش می‌دهد. بنابراین، با مفروض بودن نرخ رشد صادرات و کشش درآمدی تقاضای واردات، هرکشور، رشد تولید ناخالص داخلی را دارد که با تراز حساب جاری در بلندمدت سازگاری دارد.

بررسی اولیه مدل[۲] براساس ضریب تکاثر تجارت خارجی پویای هارود است که رشد اقتصادی بلندمدت را تعیین می‌کند. تیرل‌وال مدل مقید به ترازپرداخت‌های هارود[۳] را دوباره

۱. پسران و همکاران (۱۹۹۹) و پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱).

2. Thirlwall A. P. (1979); pp. 45-53.

3. Harrod (1933).

www.SID.ir

احیا کرد. مدل اولیه شامل سه معادله زیر است:

$$x_t=\eta(p_{ft}+e_t-p_{dt})+\varepsilon z_t \quad (۱$$

$$m_t=\psi(p_{dt}-p_{ft}-e_t)+\pi y_t \quad (۲$$

$$p_{dt}+x_t=p_{ft}+m_t+e_t \quad (۳$$

معادله (۱) بیانگر تابع تقاضای صادرات، معادله (۲) نشانگر تابع تقاضای واردت و معادله (۳) شرط تعادل ترازپرداخت‌ها را نشان می‌دهد. همه متغیرها برحسب نرخ‌های رشد بیان شده‌اند که در آن، x_t نرخ رشد صادرات واقعی، p_{ft} نرخ رشد قیمت‌های واردات، e_t نرخ ارز اسمی است که با قیمت داخلی یک واحد پول خارجی تعیین می‌شود. p_{dt} نرخ رشد قیمت‌های داخلی و z_t نرخ رشد درآمد واقعی جهانی است. همچنین، عبارت $(p_{dt}-p_{ft}-e_t)$ نرخ تغییر رابطه‌ی مبادله واقعی را نشان می‌دهد. پارامتر η نیز کشش قیمتی تقاضای صادرات و پارامتر ε کشش درآمد جهانی تقاضای صادرات را نشان می‌دهد. افزون بر این، m_t بیانگر نرخ رشد واردات واقعی و y_t نرخ رشد درآمد داخلی واقعی هستند. پارامترهای ψ و π به‌ترتیب نشانگر کشش قیمتی تقاضای واردات و کشش درآمدی تقاضای واردات می‌باشند.

همچنین، فرض بر آن است که قیمت‌های نسبی در بلندمدت ثابت باقی بمانند، یعنی $(p_{ft}+e_t-p_{dt})=0$ قیمت‌های بین‌المللی ثابت هستند. بنابراین، نقش قیمت‌ها در رقابت بین‌المللی بازار حداقل می‌شود؛ در نتیجه این فرض و با جایگزینی معادلات (۱) و (۲) در معادله (۳)، معادلات زیر به دست می‌آیند:[1]

$$y_t^* = \left(\frac{\varepsilon z_t}{\pi}\right) \quad (۴/۱)$$

یا

$$y_t^* = \left(\frac{1}{\pi}\right) x_t \quad (۴/۲)$$

که در آن y_t^* نشانگر رشد اقتصادی بلندمدت است. کارهای اولیه مدل تیرل‌وال (۱۹۷۹) و بسیاری از مطالعات تجربی بعدی بر ضریب تکاثر تجارت خارجی پویای هارود متمرکز

1. Thirlwall A. P. (1986); pp, 1256-1263.

Archive of SID

www.SID.ir

شده است که با معادلات (۴/۱) و (۴/۲) بیان شده‌اند. هر دو معادله مذکور قانون تیرل‌وال را نشان می‌دهد که در آن رشد اقتصادی بلندمدت با رشد صادرات و عکس کشش درآمدی تقاضای واردات تعیین می‌شود. علاوه بر این، براساس معادله (۴/۲)، نرخ رشد صادرات با کشش درآمدی تقاضای واردات در ارتباط است. به‌عبارت دیگر، نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها با نرخ رشد صادرات و ضریب تکاثر تجارت خارجی پویای هارود ارائه شده است. بنابراین، در این مدل، این درآمد است که تعدیل می‌شود تا تعادل را به حالت اول برگرداند و نه قیمت‌های نسبی. اگر کشوری بخواهد بر کسری خارجی خود کنترل داشته باشد، باید محدودیت روی ترازپرداخت‌ها را افزایش داده و آن را از طریق افزایش رشد صادرات یا کاهش کشش درآمدی تقاضای واردات و یا ترکیبی از هر دو مورد انجام دهد.

قضیه اصلی تیرل‌وال این است: هر وقت اقتصادی در نرخی بیش‌تر از نرخ سازگار با تعادل ترازپرداخت‌ها رشد کند، موجب کسری ترازپرداخت‌ها خواهد شد که در بلندمدت تداوم ندارد، مگر این‌که جریانات سرمایه بتواند عدم تعادل درحال رشد را تأمین مالی کند. اگر کشوری در این وضعیت قرار بگیرد، در نهایت تولید داخلی‌اش کاهش یافته و بیکاری در آن کشور افزایش می‌یابد. همچنین، از طریق قیمت‌های نسبی نمی‌تواند ترازپرداخت‌ها را (همان‌طورکه نظریه نئوکلاسیک فرض می‌کند) به تعادل برگرداند و از آنجا که در بلندمدت، این تعدیل، تورم داخلی را بدتر و رقابت‌پذیری را کاهش می‌دهد و حتی عدم تعادل خارجی را بدتر می‌کند، از این‌رو، راه‌حل تضعیف‌های ارزش پول با این شرایط سازگار نیست. از این‌رو، سیاست‌های اقتصادی باید بر افزایش صادرات متمرکز شده و واردات را نسبت به تغییرات درآمد داخلی کمتر حساس کند. اگر نرخ رشد واقعی کشور طوری باشد که حساب جاری در بلندمدت تراز باشد و نرخ رشد واقعی مذکور کمتر از نرخ رشد تولید بالقوه باشد، آن کشور، محدویت ترازپرداخت‌ها دارد که این امر به نرخ رشد تعادلی ترازپرداخت‌ها اشاره می‌کند.

۲. پیشینه تحقیق

لئون- لدسما[1]، در تحقیق خود با نام «کاربرد قانون تیرل‌وال برای اقتصاد اسپانیا» به بررسی

1. Leon-Ledesma (1999).

www.SID.ir

قانون تیرل‌وال در اقتصاد اسپانیا با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای[1] در دوره ۹۳-۱۹۶۵ پرداخته و نشان می‌دهد نرخ رشد اقتصادی اسپانیا در این دوره بسیار شبیه به نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌های برآوردشده توسط قانون تیرل‌وال است.

مُرنو ـ برابد[2]، با استفاده از مدل اصلی مقید به ترازپرداخت‌های تیرل‌وال به تحلیل رشد اقتصادی مکزیک در دوره ۹۶-۱۹۵۰ پرداخته و با استفاده از تحلیل همگرایی، ارتباط بلندمدت بین رشد صادرات واقعی و تولید واقعی مکزیک در دوره مذکور و زیردوره‌های منتخب را برآورد می‌کند. براساس یافته‌های تحقیق ایشان، بین دو متغیر مذکور همگرایی معنادار و مثبت وجود دارد. بنابراین، مدل مقید به ترازپرداخت‌ها رشد اقتصادی بلندمدت مکزیک را توضیح می‌دهد.

گونزاگا[3] به مطالعه واکنش‌های پویای صادرات به تولید ناخالص ملی با استفاده از تکنیک همگرایی و تصحیح خطای برداری طی دوره ۹۵-۱۹۵۵ می‌پردازد. در این مقاله عنوان می‌شود که براساس مطالعات تیرل‌وال (۱۹۷۹) و مک‌کامبی و تیرل‌وال (۱۹۹۴)، تفاوت‌های رشد اقتصادی بلندمدت میان کشورها با نظریه تقاضای القایی رشد اقتصادی[4] قابل توضیح است. همچنین، نتایج مطالعه نشان می‌دهد بین رشد صادرات و رشد اقتصادی در برزیل طی دوره مذکور همگرایی وجود دارد و مؤید تأثیر قید عوامل خارجی بر رشد اقتصادی برزیل است.

رزمی[5]، در مطالعه خود به بررسی مدل تیرل‌وال در هند با استفاده از روش همگرایی جوهانسون در دوره ۱۹۹۹- ۱۹۵۰ می‌پردازد. در این مقاله، متوسط نرخ‌های رشد با شکل‌های گوناگون فرضیه مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها پیش‌بینی شده و نشان می‌دهد اگرچه در برخی دهه‌ها انحراف قابل‌ملاحظه‌ای نشان می‌دهند، اما مقدارشان با متوسط نرخ رشد واقعی در دوره مذکور نزدیک است.

جان[6] اعتبار قانون تیرل‌وال را در چین با استفاده از مدل خود بازگشتی با وقفه توزیعی

1. 2sls.
2. Moreno-Brid (1999).
3. Gonzaga (2003).
4. Demand Induced Theory of Economic Growth.
5. Razmi (2005).
6. Jeon (2006).

Archive of SID

www.SID.ir

و مدل تصحیح خطای غیرمقید در دوره اصلاحات چین (۲۰۰۲-۱۹۷۹) را می‌آزماید. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد: الف) اقتصاد چین در دوره‌ی تحقیق به‌طور متوسط به همان سرعت رشد اقتصادی پیش‌بینی‌شده قانون تیرل‌وال رشد کرده و متوسط نرخ رشد واقعی و نرخ رشد پیش‌بینی‌شده به‌ترتیب ۹/۲۵ و ۸/۵۵ است که به لحاظ آماری یکسانند. ب) رشد تولید ناخالص ملی و صادرات همگرا هستند. نتایج (الف) و (ب)، هردو مؤید قانون تیرل‌وال در چین در دوره اصلاحات بعد از سال ۱۹۷۸ است.

واسکوئز و چاکوئرو[1] عوامل تقاضا را به‌عنوان تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی برای بولیوی، در دوره ۲۰۰۲-۱۹۵۳، با استفاده از قانون تیرل‌وال و با استفاده از روش همگرایی تحلیل کرده و نشان می‌دهند صادرات عامل مهمی در تعیین رشد اقتصادی بولیوی است. همچنین، واردات بولیوی در مقایسه با صادرات نسبت به تولید ناخالص داخلی با کشش‌تر بوده که این اثر منفی بر روی تراز تجاری را نشان می‌دهد.

آلجاندرو و فرناندز[2] با استفاده از روش کالمن فیلتر، مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها را برای کشور کوبا در دوره ۲۰۰۵- ۱۹۵۵ برآورد کرده‌اند. در مدل مذکور، تولید ناخالص داخلی واقعی، متغیر وابسته، صادرات کالاها و خدمات واقعی، تأمین مالی خارجی واقعی خالص و رابطه مبادله به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده‌اند. همچنین، براساس یافته‌های تحقیق مذکور، مدل رشد مقید به تراز پرداخت‌ها با استفاده از روش کالمن فیلتر، بخش زیادی از رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد، هرچند علاوه بر آن، محدودیت‌های خارجی، عوامل داخلی نیز تأثیر زیادی دارند. براساس برآورد کشش‌های متغیرهای توضیحی مدل، صادرات واقعی همیشه یکی از متغیرهایی است که بیش‌ترین تأثیر نسبی را بر تولید ناخالص داخلی دارد.

اِلیتُک ال‌کمپبل[3]، در بررسی خود، وجود قید ترازپرداخت‌ها را بر روی رشد اقتصادی بلندمدت اقتصاد ترکیه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در دوره ۲۰۰۴-۱۹۶۰ آزموده و یافته‌های بررسی، صحت مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها را در دوره مورد بررسی تأیید می‌کند.

1. Vasquez and Chaquero (2007).
2. Alejandro and Fernadez (2008).
3. Elitok Al Campbell (2008).

Archive of SID

www.SID.ir

بریتو و مک‌کامبی[1]، روش‌های آزمون رابطه بلندمدت بین نرخ‌های رشد واقعی برزیل و نرخ‌های رشد ترازپرداخت‌های فرضی را به‌کار برده‌اند. آن‌ها با مقایسه کشش درآمدی برآورد شده واردات به این نتیجه رسیده‌اند که نرخ رشد برزیل با ترازپرداخت‌های خود از سال ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۶ محدود شده است. سپس، به منظور تأیید نتایج مذکور، آزمون‌های بیش‌تری انجام دادند تا مشخص شود آیا نرخ‌های رشد واقعی از نرخ‌های رشد ترازپرداخت‌های فرضی متفاوت هستند یا خیر. ایشان برای تخمین رابطه بلندمدت بین نرخ‌های رشد واقعی و نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها از روش‌همگرایی خودتوضیح برداری[2] با استفاده از سطوح لگاریتمی، روش حداقل مربعات معمولی[3] و نرخ‌های رشد استفاده کرده و نشان دادند بین نرخ‌های رشد واقعی و نرخ رشد ترازپرداخت‌های فرضی تفاوتی وجود ندارد.

هالیسیوگلو[4]، اعتبار قانون تیرل‌وال را برای ترکیه با استفاده از روش همگرایی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۰ آزموده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، قانون مذکور طی دوره مورد بررسی برای کشور ترکیه معتبر است. در ادامه استدلال می‌کند، اگر تقاضای در حال رشد واردات مربوط به رشد اقتصادی شود، هنگامی‌که با درآمد حاصل از صادرات تأمین مالی شود، قانون مذکور رشد اقتصادی پایدار را بیان می‌کند. مفهوم ضمنی سیاست اقتصادی تحقیق برای ترکیه این است که کشش درآمدی تقاضای واردات باید کاهش یابد تا بر محدودیت ترازپرداخت‌ها بر رشد غلبه بیش‌تری کند و امکان رشد سریع‌تر را فراهم کند. بدین منظور باید از سیاست‌های اقتصادی‌ای بهره‌برداری کند که تولید داخلی را در واکنش به درآمد در حال افزایش، تشویق کند. بنابراین، برنامه‌ریزی استراتژیک صنایع هدف جهت رشد، باید بر پایه صادرات تؤام با کاهش سیاست‌های آزادسازی در تجارت خارجی استوار باشد.

خاساونه و دیگران[5] اعتبار مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها را برای ۱۶ کشور خاورمیانه و افریقای شمالی با استفاده از تکنیک همگرایی بررسی کرده‌اند. آن‌ها وجود رابطه بلندمدت بین نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی و صادرات غیرنفتی واقعی را با نقطه‌های زمانی

1. Britto and McCombie (2009).
2. VAR.
3. OLS.
4. Halicioglu (2010)
5. Khasawneh and et al. (2012).

Archive of SID

www.SID.ir

شروع متفاوت از ۱۹۵۰ و ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۱۰ برای کشورهای مذکور آزموده و نشان دادند رابطه بلندمدتی بین صادرات واقعی و رشد اقتصادی واقعی در کشورهای مذکور (به استثناء کویت، قطر، عربستان سعودی و امارات متحده عربی است که تولیدکننده نفت هستند و نرخ رشد اقتصادی‌شان از طریق عوامل دیگری مانند جریان ورود سرمایه به دست می‌آید) وجود دارد. ضمناً نتایج تجربی کشورهای مذکور را براساس تفاوت بین نرخ رشد اقتصادی واقعی و نرخ رشد اقتصادی مقید تراز پرداخت‌های پیش‌بینی‌شده، به دو گروه تقسیم می‌کنند. در عربستان سعودی، سوریه، تونس و امارات متحده عربی، نرخ رشد اقتصادی واقعی بیش از نرخ رشد اقتصادی مقید تراز پرداخت‌های پیش‌بینی شده که به معنای کشش درآمدی بالای تقاضای واردات است. همچنین، عربستان سعودی و امارات متحده عربی از آنجا که جزء صادرکنندگان نفت هستند، جریان ورودی سرمایه دارند. رابطه مبادله در کشورهای تونس و سوریه علامت غیرقابل انتظار منفی دارند. در الجزایر، بحرین، مصر، ایران، اردن، کویت، لیبی، مراکش، عمان، قطر و یمن، نیز نرخ رشد اقتصادی واقعی کمتر از نرخ رشد اقتصادی مقید تراز پرداخت‌های پیش‌بینی شده است. این تفاوت منفی می‌تواند به معنی نرخ رشد کندتر جریان ورود سرمایه در مقایسه با نرخ رشد صادرات و اثر قیمت نسبی باشد. نتایج این مطالعه مؤید مدل رشد مقید ترازپرداخت‌ها است. در این مقاله عنوان می‌شود کشورها باید بین نرخ رشد صادرات و نرخ رشد جریان ورودی سرمایه موازنه ایجاد کنند، یعنی کشورهایی که نرخ جریان ورودی سرمایه دارند، باید از این سرمایه برای تأمین مالی صنایع صادراتی استفاده کنند. افزون بر این، کشورهای خاورمیانه و افریقای شمالی باید سیاست‌ها و مقررات جدیدی را اتخاذ کنند تا کشش درآمدی تقاضای واردات را کاهش دهند. همچنین، برای کشورهای تولیدکننده نفت خاورمیانه و افریقای شمالی مهم این است که به صادرات در صنایع به غیراز نفت تأکید کنند.

گُکسی و کانکال[1]، اعتبار مدل رشد مقید ترازپرداخت‌های تیرل‌وال را برای اقتصاد ترکیه و با استفاده از مدل خودبازگشتی برداری نامقید در دوره ۲۰۱۱- ۱۹۶۸ بررسی کردند. در تحقیق مذکور، روش‌های آزمون قانون تیرل‌وال با برآورد کشش درآمدی تقاضای واردات با استفاده از روش همگرایی تخمین زده شده‌اند. تحلیل همگرایی جوهانسون بین تولید

1. Gökçe and Çankal (2013).

www.SID.ir

ناخالص داخلی و صادرات انجام شده و یافته‌های تحقیق حاکی از این امر است که بین تولید ناخالص ملی و صادرات رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و در نتیجه، مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها تیرل‌وال برای اقتصاد ترکیه معتبر است. مقدار کشش درآمدی تقاضای واردات ۲/۶ برآورد شده است. کاهش مقدار کشش مذکور، موجب تسریع در رشد تولید ناخالص داخلی ترکیه خواهد شد که این به علت افزایش عرضه داخلی و نه افزایش واردات، روی خواهد داد.

بگنای و دیگران[1] به بررسی رابطه بلندمدت رشد اقتصادی و تعادل تراز حساب‌جاری با تکیه بر مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها می‌پردازند. در تحقیق مذکور مشخص‌شده است، در دوره مورد بررسی (۲۰۱۰- ۱۹۸۵)، رشد اقتصادی ویتنام کمتر از نرخ رشد پیش‌بینی شده است. اثر قیمت نسبی خنثی است که باعث می‌شود اثرات مقدار، نقش غالبی در تعیین قید ترازپرداخت‌ها داشته باشد. کشش درآمدی بالای صادرات، رشد اقتصادی کشورهای پیشرفته را قادر می‌سازد تا اثر تکاثری بر رشد اقتصادی ویتنام داشته باشد، هرچند، میل به واردات بالا از آسیا مانع این اثر می‌شود.

۳. معرفی مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و روش برآورد و نتایج

همان‌طورکه ملاحظه شد، مدل تیرل‌وال شامل سه معادله‌ی اصلی است که رشد واردات، رشد صادرات و یک عبارت پویا برای تعادل ترازپرداخت‌های کل را نشان می‌دهد. دو معادله اول در معادله سوم جانشین و حل می‌شود تا عبارتی دقیق از رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به‌دست آید. وقتی فرض شود روابط مبادله ثابت است، معادله ساخته‌شده به‌عبارتی شامل سه نماد می‌شود: $y = x/B$. که y، نرخ رشد هر کشور در بلندمدت، با تقسیم نرخ رشدِ ارزش صادرات x بر کشش درآمدی تقاضای واردات B، برابر است. این عبارت، به ضریب تکاثر پویای تجارت هارود معروف است.

تیرل‌وال مدل رشدی را تحت قید خارجی بیان کرد که در آن، رشد اقتصادی به کشش‌های درآمدی صادرات و واردات وابسته است. در این مدل، تعادل ترازپرداخت‌ها برحسب پول داخلی با برابری زیر ارائه می‌شود.

1. Bagnai and others (2013).

www.SID.ir

$$P_dX=P_fME \quad (۱$$

که در آن P_d قیمت داخلی، X صادرات، P_f قیمت واردات برحسب پول خارجی، M واردات و E نرخ ارز است. نرخ ارز با قیمت داخلی پول خارجی اندازه‌گیری می‌شود.

واردات تابعی از قیمت‌های نسبی واردات $\left(\frac{P_fE}{P_d}\right)$ که در آن (P_f) قیمت خارجی، (E) نرخ ارز، (P_d) قیمت داخلی و (Y) درآمد داخلی است. که به ترتیب با کشش قیمتی تقاضای واردات ($\psi<0$) و کشش درآمدی تقاضای واردات ($\pi>0$) موزون شده‌اند. a، نیز ضریب یا عرض از مبدأ تابع واردات است (معادله ۲)[۱].

$$M = \alpha\left(\frac{P_fE}{P_d}\right)^{\psi} Y^{\pi} \quad (۲$$

همین‌طور، صادرات تابعی از قیمت‌های نسبی صادرات ($\left(\frac{P_d}{P_fE}\right)$) که در آن ($P_d$) قیمت داخلی، ($P_f$) قیمت خارجی، (E) نرخ ارز و (Z) درآمد خارجی است که به‌ترتیب با کشش قیمتی تقاضای صادرات ($\eta<0$) و کشش درآمدی تقاضای واردات ($\varepsilon>0$) موزون شده‌اند. b نیز ضریب یا عرض از مبدأ تابع صادرات است (معادله ۳):

$$X = b\left(\frac{P_d}{P_fE}\right)^{\eta} Z^{\varepsilon} \quad (۳$$

با تبدیل خطی معادلات فوق نسبت به شرط تعادل ترازپرداخت‌های اولیه، نرخ رشد درآمد داخلی (که با تعادل ترازپرداخت‌ها سازگار است) به‌دست می‌آید.[۲]

$$y_B = \frac{(1+\eta+\psi)(P_d - P_f - e)+\varepsilon Z}{\pi} \quad (۴$$

معادله (۴) چند مفهوم دارد: الف) اگر تورم داخلی بیش‌تر از تورم خارجی باشد و $|\psi+\eta|>1$ (شرط مارشال- لرنر) برقرار باشد، نرخ رشد مبتنی بر تعادل ترازپرداخت‌ها کاهش می‌یابد؛ ب) اگر $|\psi+\eta|>1$ برقرار باشد، کاهش ارزش پول ($e>0$) تمایل دارد نرخ رشد مبتنی بر تعادل ترازپرداخت‌ها را بالا ببرد؛ ج) با نرخ رشد بیش‌تر درآمد جهانی، نرخ رشد مبتنی برتعادل ترازپرداخت‌ها افزایش می‌یابد؛ و د) هرچه کشش درآمدی تقاضای واردات

۱. فرض می‌شود کشش‌های قیمتی تقاضای واردات و صادرات با کشش قیمتی متقاطع، یعنی به‌ترتیب $\psi=\varphi$ و $\eta=\tau$ برابر است.

2. McCombie and Thirlwall (1994); pp.234-235.

Archive of SID
www.SID.ir

(π) بیش‌تر باشد، نرخ رشد مبتنی بر تعادل ترازپرداخت‌ها کمتر است.

با این وجود، اگر برابری قدرت خرید مورد قبول واقع شود، همان‌طورکه در بلندمدت معتبر است، به این مفهوم است که هیچ تغییری در قیمت‌های نسبی به‌وجود نیامده است و تورم داخلی با تورم بین‌المللی برابر است با ($p_{dt}-p_{ft}-e_t=0$)، سپس معادله (۴) می‌تواند به معادله‌ای ساده شود که در ابتدا توسط تیرل‌وال مطرح شده و معادل مدل رشد معرفی‌شده توسط هارود است:

$$y_B = \frac{\varepsilon z}{\pi} = \frac{x}{\pi} \quad (۵$$

شواهد تجربی ارائه‌شده در مک‌کامبی و تیرل‌وال این رابطه را تأیید کرده و نشان می‌دهد پیش‌نیاز افزایش نرخ رشد یک کشور، برتری یافتن بر قید ترازپرداخت‌ها است و این از طریق سیاست‌های تشویقی افزایش کشش‌های درآمدی صادرات و کاهش کشش‌های درآمدی واردات حاصل می‌شود.

برای به‌دست‌آوردن رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها، باید ابتدا تابع تقاضای واردات تخمین زده شود تا کشش درآمدی تقاضای واردات به‌دست آید. با توجه به پیشینه تئوری و تجربی تحقیق، تابع تقاضای واردات به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$IM=\beta_0(PFPD)^{\beta_1}(GDP)^{\beta_2}e^{v_t}$$

که IM، مقدار واردات یا ارزش واردات واقعی به پول داخلی (۱۰۰ = ۱۳۸۳)؛ PFPD، قیمت نسبی واردات واقعی (به قیمت‌های ثابت داخلی ۱۰۰ = ۱۳۸۳)؛ e، پایه لگاریتم طبیعی، β_0، ضریب ثابت؛ β_1 و β_2، ضرایبی به‌ترتیب منفی و مثبت و v_t جمله اخلال است.

همچنین، برای راحتی برآورد آماری و محاسبه کشش‌ها، معادله‌ی فوق به شکل لگاریتمی بیان می‌شود.

$$\ln IM=\ln\beta_0+\beta_1 \ln PFPD+\beta_2 \ln GDP+v_t$$

که در آن ln، نماد لگاریتم طبیعی؛ IM، مقدار واردات یا ارزش واردات به قیمت‌های ثابت؛ PFPD، قیمت نسبی واردات به قیمت‌های ثابت؛ GDP، تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت؛ ضرایب β_1 و β_2، به‌ترتیب کشش قیمت نسبی تقاضای واردات و کشش درآمدی

Archive of SID
www.SID.ir

تقاضای واردات هستند و علائم مورد انتظار آن‌ها طبق نظریه به‌ترتیب منفی و مثبت است.

آزمون مدل فوق، به روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی معرفی‌شده توسط پسران و شین[1] و پسران، شین و اسمیت[2] انجام شده است که متغیرهای توضیحی، وقفه‌های متغیر وابسته و وقفه‌های مقادیر همزمان از متغیرهای توضیحی را دربردارد که اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت را برآورد می‌کند. این آزمون، وجود همگرایی را بدون الزام به این‌که رگرسورهای تحت مطالعه در سطح داده‌ها، (I(0))یا با یک وقفه (I(1)) خودانباشته هستند را میسر می‌سازد. معادله زیر نیز برای تخمین استفاده می‌شود.

$$\Delta LIM = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1t} \Delta LIM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_{2t} \Delta LPFPD_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \beta_{3t} \Delta LGDP_{t-i} + \beta_4 LIM_{t-1} + \beta_5 LPFPD_{t-1} + \beta_6 LGDP_{t-1} + u_t$$

که در آن، L نماد لگاریتم طبیعی؛ IM مقدار واردات یا ارزش واردات واقعی (۱۰۰=۱۳۸۳)؛ PFPD، قیمت نسبی واردات به قیمت ثابت (۱۰۰=۱۳۸۳)؛ GDP،تولید ناخالص داخلی واقعی (۱۰۰=۱۳۸۳)؛ β_1 ،β_2 و β_3 ضرایب پویای کوتاه‌مدت هستند. درحالی‌که β_4، β_5 و β_6 ضرایب بلندمدت‌اند و u_t جمله اخلال تصادفی است.

همچنین، مدل خطای تصحیح با معادله زیر نشان داده می‌شود.

$$\Delta LIM = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} \Delta LIM_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_{2i} \Delta LPFPD_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \alpha_{3i} \Delta LGDP_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + e_t$$

که، λ پارامتر سرعت تعدیل؛ ECM، باقیمانده‌هایی است که از مدل همگرایی تخمین زده شده معادله فوق به دست می‌آید.

۱ـ۳. آزمون ایستایی (مانایی) متغیرها

نتایج آزمون ایستایی (مانایی) متغیرهای مدل براساس آزمون‌های دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته[3]

1. Pesaran and Shin (1999).
2. Pesaran, Shin and Smith (2001); pp.286-326.
3. ADF.

www.SID.ir

و فیلیپس ـ پرون[1] در جدول‌های (۱) و (۲) گزارش شده است. با توجه به نتایج خلاصه‌شده در جدول‌های مذکور، متغیرهای مدل به غیر از تولید ناخالص داخلی (که در سطح داده با روند، ایستا است)، همگی درسطح تفاضل اول داده‌ها، مانا هستند. بنابراین، از آنجاکه متغیرهای این تحقیق I(0) و I(1) هستند، بنابراین، از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی روابط میان متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۱ـ آزمون ایستایی (مانایی) با استفاده از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته متغیرهای مدل

متغیر	در سطح داده‌ها بدون روند	در سطح داده‌ها با روند	در تفاضل اول داده‌ها	نتیجه فرض عدم ایستایی و سطح معنادار بودن
LIM	-۲/۲۰۰	-۲/۲۹۵	-۴/۹۲۷	در سطح تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود ۱ درصد
LGDP	-۰/۵۳۳	-۴/۳۳۵	-۶/۸۱۹	در سطح داده‌ها با روند رد می‌شود ۱درصد
LPFPD	-۰/۸۲۰	-۲/۱۷۷	-۵/۱۱۸	در سطح تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود ۱ درصد

جدول ۲ـ آزمون ایستایی (مانایی) با استفاده از آزمون فیلیپس ـ پرون متغیرهای مدل

متغیر	در سطح داده‌ها بدون روند	در سطح داده‌ها با روند	در تفاضل اول داده‌ها	نتیجه فرض عدم ایستایی و سطح معنادار بودن
LIM	-۱/۹۸۳	-۲/۳۸۲	-۴/۸۸۱	در سطح تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود ۱درصد
LGDP	-۰/۱۶۷	-۴/۳۳۰	-۵/۱۴۳	در سطح داده‌ها با روند رد می‌شود ۱درصد
LPFPD	-۰/۸۹۶	-۲/۱۷۷	-۵/۰۹۲	در سطح تفاضل اول داده‌ها رد می‌شود ۱درصد

در این مرحله، ابتدا به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته می‌شود و چون معمولاً برای انتخاب درجه مدل ARDL در نمونه‌های زیر ۱۰۰، از معیار شوارتز ـ بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود، لذا، در این تحقیق از این معیار استفاده شده است. جدول (۳) نتیجه تخمین الگوی پویا با وقفه‌های توزیعی وابسته به مدل معیار شوارتز ـ بیزین (۰ و ۲ و ۱) ARDL را نشان می‌دهد.

1. Phillips–Perron.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳ـ تخمین الگوی پویا با وقفه‌های توزیعی وابسته به مدل معیار شوارتز ـ بیزین (۰ و ۲و ۱) ARDL

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t و سطح معنادار بودن
(1-) LM	۰/۶۷۷	۰/۰۹۲	۷/۳۸۵ (۰/۰۰۰)
LGDP	۲/۸۸۲	۰/۰۸۴	۷/۹۲۲ (۰/۰۰۰)
(1-) LGDP	-۱/۶۶	۰/۳۶۵	-۲/۸۰۶ (۰/۰۰۹)
(2-) LGDP	-۰//۷۸۴	۰/۵۹۳	-۲/۲۸۹ (۰/۰۳۰)
LPFPD	-۰/۲۳۹	۰/۳۴۴	-۲/۸۴۶ (۰/۰۰۹)
INPT	-۱/۱۳۶	۰/۳۷۱	-۰/۸۲۸ (۰/۴۱۵)

همان‌طور که از جدول (۳) مشخص است، متغیر لگاریتم مقدار واردات، یک وقفه دارد. متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، دارای دو وقفه است و مقدار ضریب تشخیص مدل ۰/۹۳ است. از بررسی احتمال آماره h دوربین مشخص گردید که با آماره ((۰/۰۶) ۱/۸۶) در سطح ده درصد معنادار است. آماره F مدل برابر ۶۵/۲۴ و احتمال آن بیش از ۹۹ درصد است ((۰/۰۰۱) ۶۵/۲۴ = (۲۶و۵)F). بنابراین، تخمین مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها در ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۷) در سطح احتمال فوق معنادار بوده و در ضمن، متغیر مجازی برای سال‌های انقلاب و جنگ در مدل قرار داده شد، ولی معنادار نبوده و حذف گردید.

نتایج آزمون‌های تشخیص که در جدول (۴) و به‌طور خلاصه در زیر جدول نشان داده شده است، برقراری فرض‌های کلاسیک رگرسیون را تأیید می‌کند. یعنی حکایت از عدم خودهمبستگی جملات خطا، عدم واریانس ناهمسانی، تصریح فرم تابعی و نرمال بودن جملات خطا می‌کند.

جدول ٤ـ آزمون‌های تشخیص (مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها)

Test Statistics	LM Version	F Version
خودهمبستگی	CHSQ(۱) = ۲/۸۹۳ (۰,۰۸۹)	F(۱ و ۲۵) = ۲/۴۸۵ (۰/۱۲۸)
شکل تابعی	CHSQ(۱) = ۰/۷۹۷ (۰,۳۷۲)	F(۱ و ۲۵) = ۰/۶۳۹ (۰/۴۳۲)
نرمال بودن جزء اخلال	CHSQ(۱) = ۸/۰۸۰ (۰,۰۱۸)	Not applicable
واریانس ناهمسانی	CHSQ(۱) = ۰/۲۲۴ (۰,۶۳۶)	F(۱ و ۳۰) = ۰/۲۱۲ (۰/۶۴۹)

مأخذ: نتایج آزمون.

Archive of SID

www.SID.ir

برای آزمون وجود یا عدم رابطه بلندمدت ضریب باوقفه متغیر وابسته را از عدد یک کم کرده و بر انحراف معیارش تقسیم می‌کنیم. آماره محاسباتی با ۳۲ مشاهده ۳/۵۱۱- است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$X^2_{ser}=2.893(0.089)$, $X^2_{fun}=0.797(0.372)$, $X^2_{nor}=8.080(0.018)$,

$X^2_{hetro}=0.224(0.636)$, $R^2=0.93$

جدول (۵) مقادیر بحرانی آزمون ECM بنرجی، دولادو و مستر را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، این آماره از نظر قدرمطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولا و مستر برای ۲۵ مشاهده و در سطح احتمال ۱۰ درصد (۳/۲۴-) بیش‌تر است. لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

جدول ۵ـ مقادیر بحرانی آزمون ECM، مدل دارای عرض از مبدا

	T	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۱	۰/۲۵
K=۲	۲۵	-۴/۵۳	-۳/۶۴	-۳/۲۴	-۲/۶
	۵۰	-۴/۲۹	-۳/۵۷	-۳/۲	-۲/۶۳
	۱۰۰	-۴/۲۲	-۳/۵۶	-۳/۲۲	-۲/۶۷
	۵۰۰	-۴/۱۱	-۳/۵	-۳/۱۹	-۲/۶۶
	۵۰۰۰	-۴/۰۶	-۳/۴۸	-۳/۱۹	-۲/۶۵

Source: Banerjee, Dolado and Mestre (1992)

نتایج تخمین بردار ضرایب بلندمدت مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶ـ برآورد ضرایب بلندمدت وابسته به مدل معیار شوارتز ـ بیزین ARDL(۰ و ۲ و۱)

LGDP	۱/۳۴۷	۳/۷۷۳ (۰/۰۰۱)
LPFPD	-۰/۷۴۱	-۳/۰۱۵ (۰/۰۰۶)
INPT	-۳/۵۲۰	-۰/۸۴۳ (۰/۴۰۷)

نمایش تابع بلندمدت رشد مقید به ترازپرداخت‌ها در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ به صورت زیر است:

Archive of SID
www.SID.ir

$$LIM = -3.520 - 0.741\ LPFPD + 1.347\ LGDP$$

همان‌طورکه از تابع برآورد شده فوق مشخص است، تمام متغیرها از نظر تئوری، علائم مورد انتظار را دارند. همچنین، کشش قیمت نسبی تقاضای واردات ۰/۷۴۱- است و بیان می‌کند یک درصد تغییر در قیمت نسبی واردات موجب کاهش ۰/۷۴۱ درصد در تقاضای واردات می‌شود. کشش درآمدی تقاضای واردات ۱/۳۴۷ است؛ به این مفهوم که یک درصد افزایش در درآمد موجب افزایش ۱/۳۴۷ درصد در تقاضای واردات می‌شود.

پس از دستیابی به تابع بلندمدت، پویایی(کوتاه‌مدت) مدل را می‌توان با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) بیان کرد. نتایج این الگو در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷ـ نتایج مدل تصحیح خطای پویا (کوتاه‌مدت) وابسته به مدل شوارتز ـ بیزین (۰ و ۲ و۱) ARDL

dLGDP	۲/۸۸۸	۷/۹۲۲ (۰/۰۰۰)
dLGDP1	۰/۷۸۷	۲/۲۸۹ (۰/۰۳۰)
dLPFPD	-۰/۲۳۹	-۲/۸۴۶ (۰/۰۰۸)
dINPT	-۱/۱۳۶	-۰/۸۲۸ (۰/۴۱۵)
Ecm(-1)	-۰/۳۲۳	-۳/۵۱۸ (۰/۰۰۲)

با توجه به نتایج گزارش‌شده در جدول (۷)، تمام ضرایب به غیر از عرض از مبدأ معنادار بوده و علائم مورد انتظار خود را داشته و کشش‌های تقاضای واردات نسبت به قیمت نسبی و تولید ناخالص داخلی واقعی به‌ترتیب ۰/۲۴- و ۲/۸۹ است. با توجه به ضرایب، بیش‌ترین تأثیر را در کوتاه‌مدت بر تقاضای واردات تولید ناخالص داخلی واقعی دارد. ضریب ECM، در مدل از نظر آماری معنادار بوده و بیانگر سرعت تعدیل مدل است. همچنین، میزان تصحیح خطای هر دوره، حدود ۰/۳۲ درصد است و نشان می‌دهد تعدیل انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در مدت حدود سه دوره یا سال است.

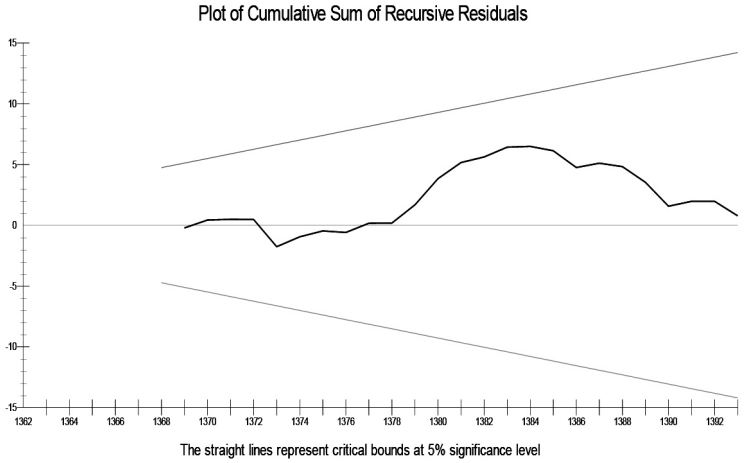
به‌منظور بررسی ثبات پارامترها و واریانس مدل، از آزمون مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی[1] و آزمون مجموع مجذور تجمعی پسماندهای بازگشتی[2] استفاده شده است. نتایج

1. CUSUM
2. CUSUMQ

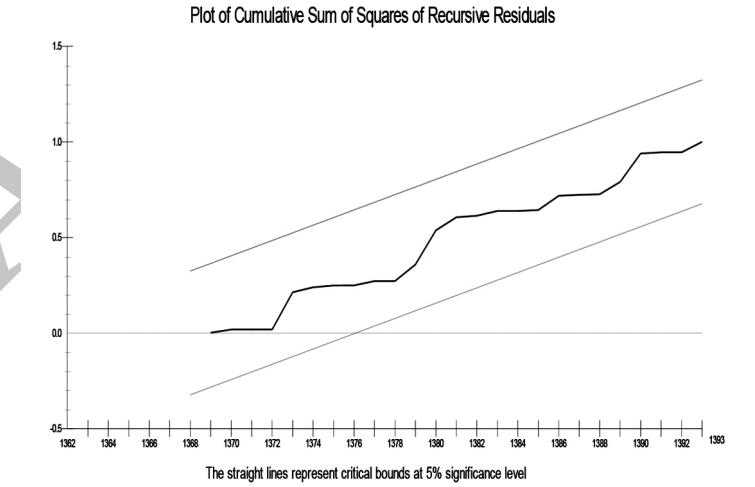
Archive of SID

www.SID.ir

آزمون‌های مذکور به‌ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) آمده است. با توجه به این‌که مسیر حرکت پسماندهای بازگشتی از محدوده دو خط خارج نشده، بنابراین، در سطح احتمال ۹۵ درصد، فرضیه بی‌ثباتی پارامترها رد می‌شود. بنابراین، ثبات دائمی بلندمدت برای پارامترهای مدل دوره مورد بررسی قابل قبول است. به‌عبارت دیگر، هیچ شکست ساختاری‌ای در مدل مشاهده نمی‌شود.



نمودار ۱ـ آزمون مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها



نمودار ۲ـ آزمون مجموع مجذور تجمعی پسماندهای بازگشتی مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها

www.SID.ir

رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها (y_t^*) از معادله (۲-۴) یعنی $y_t^* = \left(\frac{1}{\pi}\right) x_t$ از حاصل‌ضرب عکس تخمین کشش درآمدی تقاضای واردات در بلندمدت (π) یعنی ۱/۳۵ در نرخ رشد تقاضای صادرات غیرنفتی واقعی (nox_t) به دست آمده است. جدول (۸)، متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها (y_t^*)، متوسط نرخ‌های رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (y_t) و تفاضل آن‌ها (y_t^*-y_t)؛ متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی، متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی (ox_t) و تفاضل آن‌ها (nox_t-ox_t) را ده ساله که با یکدیگر هم‌پوشی دارند، نشان می‌دهد. زیرا از آنجا که قانون تیرل‌وال بیان می‌کند بین نرخ رشد درآمد و ترازپرداخت‌ها رابطه بلندمدت وجود دارد، بنابراین اعتبار این قانون باید براساس دوره‌های بلندمدت‌تر به جای سالانه باشد. با توجه به نتایج حاصل در جدول (۸)، اگر دوره مورد بررسی به دو دوره تقسیم شود: دوره اول از دهه (۶۸-۱۳۵۷) تا دهه (۷۹-۱۳۷۰) و دوره دوم از دهه (۸۰-۱۳۷۱) تا دهه (۹۳-۱۳۸۴). در دوره اول، متوسط نرخ رشد مقید به ترازپرداخت بیش‌تر از نرخ رشد واقعی است یعنی (y_t^*-y_t>0 یا y_t^*>y_t). در دوره دوم، اختلاف مثبت بین نرخ رشد مقید به ترازپرداخت و نرخ رشد واقعی کاهش یافته و در برخی از دهه‌ها با اندکی اختلاف منفی هم می‌شود، یعنی (y_t^*-y_t<0 یا y_t^*<y_t). از جمله دلایلی که می‌توان برای نتیجه فوق ذکر کرد، این است که در دوره اول، تقریباً به همان میزان اختلاف مثبت بین متوسط نرخ رشد مقید و متوسط نرخ رشد واقعی، متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی بیش‌تر از متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی شده است. در دوره دوم، متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی نسبت به متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی کاهش یافته و در برخی سال‌ها منفی شده است. همچنین، تغییرات متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی تقریباً مشابه تغییرات متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی است. در دوره دوم، تفاضل متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی نسبتاً کمتر شده است و این دو نرخ تقریباً به‌هم نزدیک می‌شوند. به‌طوری‌که تفاضل متوسط نرخ رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ رشد اقتصادی واقعی در دوره اول، از ۱۸/۳۹ درصد در دهه (۶۷-۱۳۵۸) تا ۱۰/۷۳ درصد در دهه (۷۹-۱۳۷۰) نوسان دارد و تفاضل متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و نرخ رشد صادرات نفتی واقعی در دهه‌های مشابه از ۱۸/۳۰ درصد تا ۱۷/۶۱ درصد نوسان دارد و همگی

Archive of SID
www.SID.ir

مثبت می‌باشند. در دوره دوم، تفاضل متوسط رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت و متوسط نرخ رشد اقتصادی واقعی کاهش می‌یابد و در برخی از دهه‌ها مانند دهه‌های (۸۲-۱۳۷۳)، (۸۳-۱۳۷۴)، (۸۴-۱۳۷۵)، (۸۶-۱۳۷۷)،(۸۷-۱۳۷۸) و (۹۰-۱۳۸۱) منفی می‌شود و به ترتیب ۱/۴۴-، ۴/۴۸-، ۲/۰۶-، ۱/۸۵-، ۴/۴۷- و ۱/۰۶- درصد می‌رسد و تفاضل متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و نرخ رشد صادرات نفتی واقعی در دهه‌های مشابه به‌ترتیب عبارتند از ۲/۱۲، ۱/۹۵-، ۱/۱۰، ۱/۵۷، ۲/۸- و ۲/۹۳. از آنجا که متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی در دوره دوم در مقایسه با دوره اول تقریباً به هم نزدیک‌تر شدند، لذا، فرضیه تحقیق یعنی اعتبار مدل مذکور تأیید می‌شود. در پاسخ به سؤال تحقیق باید گفت که بین نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها یا به عبارتی نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و نرخ رشد واقعی ارتباط وجود دارد. به منظور افزایش نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها نسبت به نرخ رشد واقعی، باید نرخ رشد صادرات کالاهای غیرنفتی واقعی نسبت به نرخ رشد صادرات نفتی واقعی افزایش یابد و در ضمن، کشش درآمدی تقاضای واردات کاهش یابد.

جدول ۸ـ متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها، متوسط نرخ‌های رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و تفاضل‌شان؛ متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی، متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی و تفاضل آن‌ها در دوره‌های ده ساله از دهه (۶۷- ۱۳۵۸) تا (۹۳- ۱۳۸٤) (درصد)

	متوسط نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها (%)	متوسط نرخ رشد واقعی (%)	تفاضل متوسط نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و واقعی (%)	متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی (%)	متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی(%)	تفاضل متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی و نفتی واقعی (%)
دوره						–
۶۷- ۱۳۵۸	۱۵/۷۵	-۲/۶۴	۱۸/۳۹	۲۱/۳۰	۳/۰۰	۱۸/۳۰
۶۸- ۱۳۵۹	۱۶/۷۸	-۰/۸۲	۱۷/۶۰	۲۲/۶۶	۶/۲۶	۱۶/۴۰
۶۹- ۱۳۶۰	۲۰/۳۴	۲/۷۰	۱۷/۶۴	۲۷/۴۶	۱۵/۱۶	۱۲/۳۰
۷۰-۱۳۶۱	۳۴/۴۸	۴/۵۴	۲۹/۹۴	۴۶/۵۴	۱۶/۷۶	۲۹/۷۸
۷۱- ۱۳۶۲	۳۶/۵۰	۲/۵۵	۳۳/۹۵	۴۹/۲۸	۷/۱۱	۴۲/۱۷
۷۲- ۱۳۶۳	۳۵/۹۹	۱/۳۰	۳۴/۶۹	۴۸/۵۸	۵/۱۵	۴۳/۴۳
۷۳- ۱۳۶۴	۳۷/۵۱	۱/۸۴	۳۵/۶۷	۵۰/۶۴	۶/۸۶	۴۳/۷۸

Archive of SID

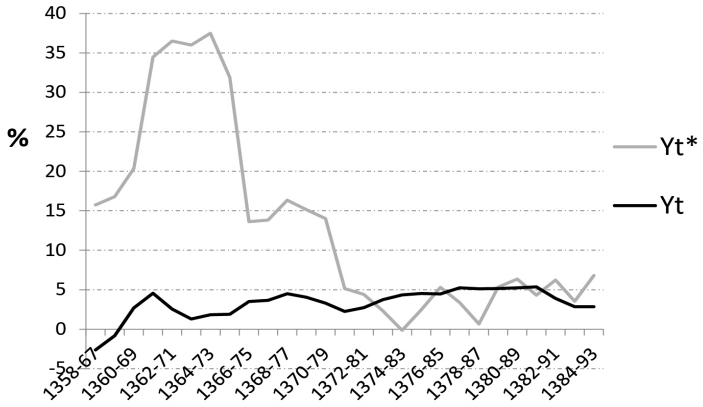
www.SID.ir

	متوسط نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها (%)	متوسط نرخ رشد واقعی (%)	تفاضل متوسط نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و واقعی (%)	متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی (%)	متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی(%)	تفاضل متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی و نفتی واقعی (%)
۱۳۶۵ -۷۴	۳۱/۹۱	۱/۸۹	۳۰/۰۲	۴۳/۰۸	۷/۸۸	۳۵/۲۰
۱۳۶۶ -۷۵	۱۳/۶۳	۳/۵۱	۱۰/۱۲	۱۸/۴۰	۱۰/۸۷	۷/۵۳
۱۳۶۷ -۷۶	۱۳/۸۴	۳/۶۶	۱۰/۱۸	۱۸/۶۸	۴/۹۰	۱۳/۷۸
۱۳۶۸ -۷۷	۱۶/۳۵	۴/۴۸	۱۱/۸۷	۲۲/۰۷	۲/۸۱	۱۹/۲۶
۱۳۶۹-۷۸	۱۵/۱۴	۴/۰۶	۱۱/۰۸	۲۰/۴۴	۲/۲۸	۱۸/۱۶
۱۳۷۰ -۷۹	۱۴/۰۲	۳/۲۹	۱۰/۷۳	۱۸/۹۴	۱/۳۳	۱۷/۶۱
۱۳۷۱ -۸۰	۵/۱۴	۲/۲۶	۲/۸۸	۶/۹۴	-۰/۵۲	۷/۴۶
۱۳۷۲ -۸۱	۴/۴۰	۲/۷۳	۱/۶۷	۵/۹۴	-۰/۱۰	۶/۰۴
۱۳۷۳ -۸۲	۲/۳۰	۳/۷۴	-۱/۴۴	۳/۱۰	۰/۹۸	۲/۱۲
۱۳۷۴ -۸۳	-۰/۱۳	۴/۳۵	-۴/۴۸	-۰/۱۷	۱/۷۸	-۱/۹۵
۱۳۷۵ -۸۴	۲/۴۷	۴/۵۳	-۲/۰۶	۳/۳۴	۲/۲۴	۱/۱۰
۱۳۷۶ -۸۵	۵/۳۰	۴/۴۶	۰/۸۴	۷/۱۵	۱/۹۰	۵/۲۵
۱۳۷۷ -۸۶	۳/۳۹	۵/۲۴	-۱/۸۵	۴/۵۷	۳/۰۰	۱/۵۷
۱۳۷۸ -۸۷	۰/۶۵	۵/۱۲	-۴/۴۷	۰/۸۸	۳/۱۶	-۲/۲۸
۱۳۷۹ -۸۸	۵/۳۴	۵/۱۶	۰/۱۸	۷/۲۱	۲/۰۰	۵/۲۱
۱۳۸۰ -۸۹	۶/۳۴	۵/۲۳	۱/۱۱	۸/۵۶	۱/۶۹	۶/۸۷
۱۳۸۱-۹۰	۴/۳۰	۵/۳۷	-۱/۰۶	۵/۸۱	۲/۸۸	۲/۹۳
۱۳۸۲ -۹۱	۶/۲۲	۳/۹۰	۲/۳۲	۸/۴۰	-۰/۹۳	۹/۳۳
۱۳۸۳-۹۲	۳/۵۵	۲/۸۴	۰/۷۱	۴/۷۹	-۱/۴۲	۶/۲۱
۱۳۸۴ -۹۳	۶/۸۱	۲/۸۴	۳/۹۷	۹/۱۹	-۱/۵۵	۱۰/۷۴

مأخذ: محاسبات تحقیق.

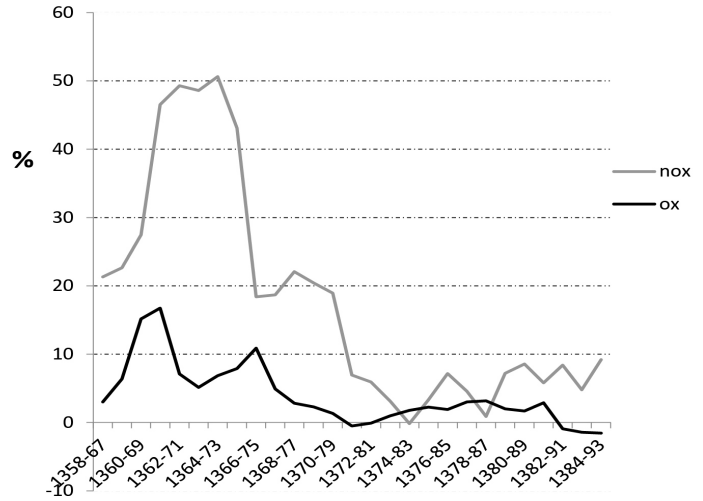
همچنین نمودار (۳)، متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی را در دهه‌های مورد بررسی که با یکدیگر هم‌پوشی دارند، نشان می‌دهد. همان‌طورکه در نمودار مشخص است، در دهه‌های منتهی به دهه (۸۱-۷۲)، متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی از نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی بیش‌تر است و از این دهه به بعد کاهش یافته و یا نوسانات بسیار ملایمی دارد.

Archive of SID
www.SID.ir



نمودار ۳ـ متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی در دوره‌های ده‌ساله از ۶۷- ۱۳۵۸ تا ۹۳- ۱۳۸٤ (درصد)

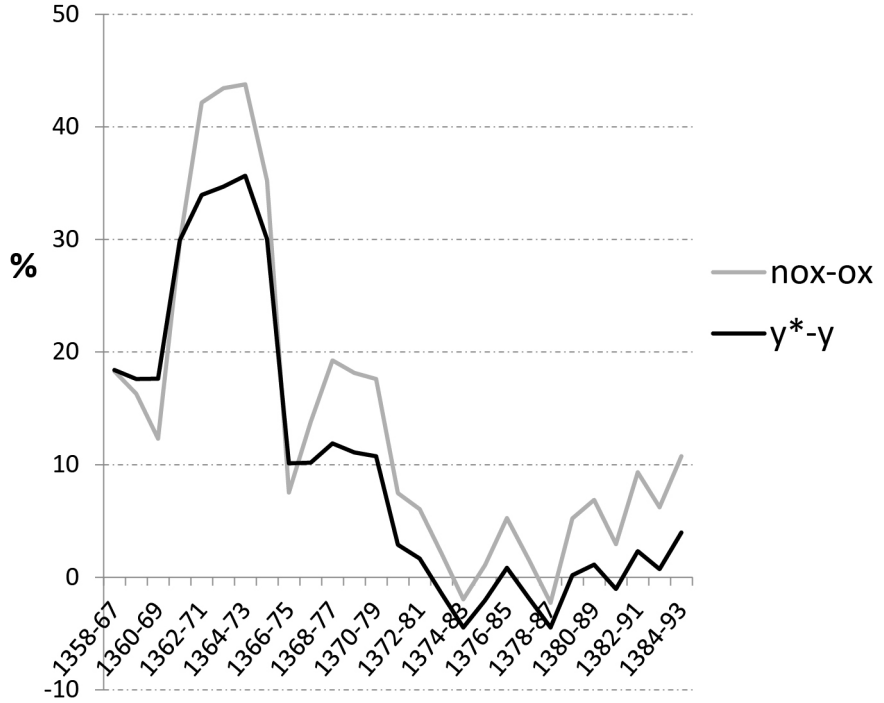
نمودار (۴)، متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی و صادرات نفتی واقعی را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در نمودار مشاهده می‌شود، در دهه‌هایی که متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها از متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی بیش‌تر باشد، متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی بیش‌تر است. سپس، همانند نمودار (۳) در برخی دهه‌ها کاهش یافته و یا نوسانات بسیار ملایمی دارد.



نمودار ٤ـ متوسط رشد صادرات غیرنفتی واقعی و متوسط رشد صادرات نفتی واقعی در دوره‌های ده‌ساله از ۶۷- ۱۳۵۸ تا ۹۳- ۱۳۸٤ (درصد)

www.SID.ir

نمودار (۵)، تفاضل متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی و تفاضل متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی و متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی را نشان می‌دهد. همان‌طورکه در نمودار مشاهده می‌شود، منحنی‌های تفاضل مربوطه از شکل تقریباً مشابهی برخوردارند و در برخی دهه‌ها مانند دهه ۶۷-۱۳۵۸ و دهه ۷۰-۱۳۶۱ بر هم منطبق‌اند. از آنجا که تفاضل متوسط رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها و رشد اقتصادی واقعی از دهه ۸۰-۱۳۷۱ به بعد در مقایسه با قبل از آن، کاهش یافته است. بنابراین، مدل رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها یا قانون تیرل‌وال از درجه اعتبار بالاتری برخوردار است.



نمودار ۵ـ تفاضل متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی و تفاضل متوسط رشد صادرات غیرنفتی واقعی و متوسط رشد صادرات نفتی واقعی در دوره‌های ده ساله از ۶۷- ۱۳۵۸ تا ۹۳- ۱۳۸٤ (درصد)

www.SID.ir

جمع‌بندی و ملاحظات

در تحقیق حاضر، تلاش شده تا اعتبار مدل رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها یا قانون اصلی تیرل‌وال در ایران طی سال‌های ۹۳-۱۳۵۷ بررسی شود. این مدل رویکرد کینزی تأکید بر اهمیت تقاضای کل در فرآیند رشد اقتصادی را دنبال می‌کند و در مقابلِ رویکرد نئوکلاسیک است که روش جایگزینی برای آن به‌حساب می‌آید که عرضه عوامل تولید و پیشرفت فنی را به‌عنوان عوامل اصلی رشد در نظر می‌گیرد. مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها به نقش صادرات از اجزای تشکیل‌دهنده تقاضای کل، تأکید می‌کند، زیرا تنها جزئی از تقاضای کل است که بدون بی‌ثبات کردن ترازپرداخت‌ها افزایش می‌یابد. مدل مذکور همچنین نشانگر این واقعیت است که تولید ناخالص داخلی با کشش درآمدی تقاضای واردات ارتباط دارد. همچنین، افزایش کشش مذکور، تأثیر ضریب افزایش صادرات را کاهش می‌دهد. بنابراین، با مفروض بودن نرخ رشد صادرات و کشش درآمدی واردات، هر کشوری نرخ رشد تولید ناخالص داخلی دارد که با تراز حساب‌جاری سازگار است. در تحقیق حاضر، تابع تقاضای واردات به روش همگرایی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی تخمین زده شده است تا کشش درآمدی تقاضای واردات (که عامل مهمی در مدل رشد مقید به ترازپرداخت‌ها است) به‌دست آید. از تقسیم نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی بر کشش درآمدی تقاضای واردات، نرخ رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها حاصل شد. از آنجا که قانون تیرل‌وال رابطه بلندمدت بین نرخ رشد درآمد و ترازپرداخت‌ها را بیان می‌کند، اعتبار این قانون باید براساس دوره‌های بلندمدت‌تر به‌جای سالانه باشد. بنابراین، نرخ‌های رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌ها، نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی، نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی و نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی برای دوره‌های ده ساله که با یکدیگر هم‌پوشی دارند محاسبه شده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از این است، اگر دوره مورد بررسی به دو دوره تقسیم شود: دوره اول از دهه ۶۸-۱۳۵۷ تا دهه ۷۹-۱۳۷۰ و دوره دوم از دهه ۸۰-۱۳۷۱ تا دهه ۹۳-۱۳۸۴، در دوره اول، متوسط نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها بیش‌تر از نرخ رشد واقعی است. در دوره دوم، اختلاف مثبت بین نرخ رشد مقید به ترازپرداخت و نرخ رشد واقعی کاهش یافته و در برخی از دهه‌ها با اندکی اختلاف، منفی هم می‌شود. از جمله دلایلی که می‌توان برای نتیجه فوق ذکر کرد، این است که در دوره اول، اختلاف مثبت بین متوسط

Archive of SID

www.SID.ir

نرخ رشد مقید و متوسط نرخ رشد واقعی، تقریباً به همان میزان، موجب افزایش متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی شده است. در دوره دوم، متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی، نسبت به متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی کاهش یافته و در برخی سال‌ها منفی شده است. در ضمن، در همین دوره تفاضل متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی نسبتاً کمتر شده و این دو نرخ تقریباً به‌هم نزدیک شده‌اند. تفاضل متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و نرخ رشد صادرات نفتی واقعی در دهه‌های مشابه در هر دو زیردوره تقریباً شبیه تفاضل متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی است. از آنجا که متوسط نرخ‌های رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی در دوره دوم در مقایسه با دوره اول تقریباً به هم نزدیک‌تر شده است، بنابراین، فرضیه اول تحقیق یعنی اعتبار مدل مذکور به ویژه در دوره دوم تأیید می‌شود. فرضیه دوم نیز، از آنجا که متوسط نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و متوسط نرخ رشد صادرات نفتی واقعی تقریباً متناسب هستند و تفاضل آن‌ها با تفاضل متوسط نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها و متوسط نرخ رشد واقعی نزدیک است، محقق می‌شود. و سرانجام فرضیه سوم، با توجه به مقدار کشش درآمدی تقاضای واردات یعنی ۱/۳۴۷، اگرچه با کشش است ولی مقدار آن نسبتاً زیاد نیست تا تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای بر ضریب افزایش صادرات گذارد. در پاسخ به سؤال تحقیق باید گفت بین نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها یا به عبارتی نرخ رشد صادرات غیرنفتی واقعی و نرخ رشد واقعی ارتباط معناداری وجود دارد. برای افزایش نرخ رشد مقید به ترازپرداخت‌ها نسبت به نرخ رشد واقعی، باید نرخ رشد صادرات کالاهای غیرنفتی واقعی نسبت به نرخ رشد صادرات نفتی واقعی افزایش یابد. در ضمن، کشش درآمدی تقاضای واردات کاهش یابد. در تحقیق حاضر، برای محاسبه متوسط نرخ‌های رشد اقتصادی واقعی از تولید ناخالص داخلی واقعی (۱۰۰=۱۳۸۳) استفاده شده است. همچنین، از تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت هم استفاده شد، اما نتایج تحقیق، تغییر زیادی نکرد. سرانجام، نتایج تحقیق حاضر با یافته‌های مطالعه خاساونه و دیگران[1] درباره بررسی اعتبار مدل رشد مقید ترازپرداخت‌ها در ۱۶ کشور خاورمیانه و افریقای شمالی شامل ایران سازگار است.

1. Khasawneh and et al. (2012); p. 14.

Archive of SID

www.SID.ir

توصیه‌های سیاستی اقتصادی مبتنی بر مدل رشد اقتصادی مقید به ترازپرداخت‌های تیرل‌وال این است که باید سیاست‌هایی در اقتصاد اخذ شوند که کشش درآمدی تقاضای واردات، به‌ویژه غیرضروری، را کاهش دهند؛ به‌طوری‌که تأثیر قید ترازپرداخت‌ها بر رشد اقتصادی کاهش یابد، تا امکان رشد اقتصادی بیش‌تری را فراهم کند. همچنین، باید سیاست‌های اقتصادی‌ای انتخاب شوند که تولید داخلی را به منظور افزایش درآمد و صادرات غیرنفتی تشویق و حمایت کرده و بر صادرات تولیدات صنعتی به جای صادرات نفت خام تأکید شود. با توجه به رکود حاکم بر کشور، کاهش درآمدهای نفتی به علت کاهش قیمت جهانی نفت، تحریم‌ها و هدف دولت به رشد پایدار؛ تأکید بر صادرات غیرنفتی ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین، توجه به این مدل می‌تواند با سیاست‌های اقتصادی ازجمله سیاست‌های اقتصاد مقاومتی بر رشد اقتصادی پایدار و برون‌رفت از وضعیت رکود مؤثر واقع شود.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

Atesoglu, H. S. (1997); "Balance of Payments Constrained Growth Model and Its Implications for the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, no.19(3), pp.327-335.

Atesoglue, H. S. (1994); "Balance of Payments Constrained Growth: Evidence from the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, no.15 (4), pp.507-514.

Atesoglue, H. S. (1994); "Balance of Payments Determined Growth in Germany", *Applied Economic Letters*, no.1 (6), pp.89-91.

Bagnai, Alberto and Rieber Arsene (2013); "Thi Anh-Dao Tran, Economic Growth and Balance of Payments Constraint in Vietnam", *Document de travail UMR DIAL*.

Bagnai, A. (2010); "Structural Changes, Cointegration. And the Empirics of Thirlwall's Law", *Applied Economics*, no.42(10).

Bairam, E. (1988); "Balance of Payments, the Harrod Foreign Trade Multiplier and Economic Growth: European and North American Experience, 1970-1985", *Applied Economics*, no.20(12), pp.1635-1642.

Bairam, E. (1990); "The Harrod Foreign Trade Multiplier Revisited", *Applied Economics*, no.22 (6), pp.711-718.

Bairam, E. (1993); "Static Versus Dynamic Specifications and the Harrod Foreign Trade Multiplier", *Apllied Economics*, no.25 (6), pp.739-742.

Bairam, E. and G. Dempster (1991); "The Harrod Foreign Trade Multiplier and Economics Growth in Asian Countries", *Applied Economics*, no.23 (11), pp.1719-1724.

Bairam, E. and L. Ng (2001); "Thirlwall's Law and Stability of Export and Import Income Elasticities", *International Review of Applied Economics*, no.15(3), pp.287-303.

Britto Gustavo and John S.L. McCombie (2013); "Thirlwall's Law and the Long-term Equilibrium Growth Rate: An Application To Brazil. An Addendum", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 35, no. 4 695.

Britto, G. and J.S.L. McCombie (2009); "Thirlwall's Law and the Long-term Equilibrium Growth Rate: an Application to Brazil", *Journal of Post Keynesian Economics*, no.32(1), pp.115-136.

Elitok, S.P. and Al. Campbell (2008); "The Balance of Payments as a Constraint on Turkey's Growth: 1960-2004" ,*Working Paper,* no. 2008-13. Department of Economics, Salt Lake City, University of Utah.

Gökçe Atilla snd Erhan Çankal (2013); "Balance-of Payments Constrained Growth Model for the Turkish Economy", *Economic Modelling,* no.35, pp.140-144.

Gonzaga Frederico Jame Jr. (2003), "Balane-of-Payments-Constrained Economic Growth in Brazil", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 23, no. 1 (89).

Gouvea R. R., and G. T. Lima (2010); "Structural Change, Balance of Payments Constraint. and Economic Growth: Evidence from the Multisectoral Thirlwall's Law", *Journal of*

Archive of SID

www.SID.ir

Post Keynesian Economics, no.23(2), pp.135-146.

Harrod, R. (1933); *International Economics*, Cambridge Uinversity Press.

Halicioglu Ferda (2012); "Balance of Payments Constrained Growth: The Case of Turkey", Yeditepe University. MRPA-Paper.

Jean, Yongbok (2009); "Balance of Payment Constrained Growth: the Case of China, 1979-2002", *International Review of Applied Economics*, no.23(2), pp.135-146.

Jeon Yongbok (2006); "Balance-of-Payment-Constrained Growth:The Case of China 1979-2002", *Working Paper Series of Department of Economics of Utah University*, no.06.

Khasawneh Ahmad Y., Magableh Ihab K., Khrisat Feda A. and D. Massadeh Dima (2012); "Validity of Thirlwall's Law in MENA Countries", *Journal of Economic Cooperation and Development*, no.33(3), pp.97-14.

Leon-Ledesma Miguel A. (1999); "An Application of Thirlwal l's Law to the Spanish Economy", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 21, no.3, pp.431-439.

Moreno-Bird J. C. (1999); "Mexico's Economic Growth and the Balance of Payments Constraint: a Cointegration Approach", *International Review of Applied Economics*, no.13(1), pp.149-159.

Pavel Vidal, Alejandro and Fernadez Annia Fundora (2008); "Trade-growth Relationship in Cuba: Estimation Using the Kalman Filter", *Cepal Review*, no.94.

Pesaran, M. H., Shin, Y., and R. J. Smith (2001); "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, no.16(3), pp.289-326.

Perraton. J. (2003); "Balance of Payments Constrained Growth and Developing Countries: An Examination of Thirlwall's Hypothesis", *International Review of Applied Economics*, no.17(1), pp.1-22.

Razmi, A. (2005); "Balance of Payments Constrained Growth Model: the case of India", *Journal of Post Keynesian Economics*, no.27(4), pp.655-687.

Thirwall, A. P., (1979); "The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, no.34 (3), pp.498-510.

Thirwall, A. P. and M. N. Hussain (1982); "The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences between Developing Countries", *Oxford Economic Papers*, no.34 (3), pp.498-510.

Thirwall, A. P. (1986); "Balance of Payments Constrained Growth: A Reply To McGregor and Swales", *Applied Economics*, no.18(12), pp.1256-1263.

Vasquez Bismarck J. Arevilca and Chaquero W. Adrian Risso (2007); "Balance of Payments Constrained Growth Model: Evidence for Bolivia", 1953-2002, MPRA Paper no. 5685, http://mpra.ub.uni-muenchen.de/5645/.

Archive of SID

www.SID.ir