Archive of SID

بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداختهای ایران

(تحقق شرط مارشال لرنر در ایران)

فرهاد دژپسند [*]
حسین گودرزی [**]

مطالعات کاربردی در مورد کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد استفاده از سیاست کاهش ارزش پول، اثرات مختلفی بر تراز پرداختهای کشورهای در حال توسعه داشته است. سیاست کاهش ارزش پول زمانی می‌تواند کسری تراز پرداختها را تصحیح نماید که بازار ارز از ثبات نسبی برخوردار بوده و سیاستهای پولی و مالی نیز متعاقباً تعیین شده باشد و در حالت انبساطی قرار نداشته

[*]. دکتر فرهاد دژپسند؛ عضو هیأت علمی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی- دانشگاه شهید بهشتی.
E.mail: dejpasand@sbu.ac.ir
[**]. حسین گودرزی؛ کارشناس ارشد سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (سابق).
E. mail: goudarzi@ifi-co.com

www.SID.ir

Archive of SID

باشند. ثبات بازار ارز توسط شرط مارشال لرنر بررسی می‌شود. شرط مارشال لرنر بیان می‌کند که اگر مجموع مقدار مطلق کشش تقاضا و عرضه ارز یک کشور بیشتر از یک باشد بازار ارز از ثبات نسبی برخوردار است و افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول می‌تواند کسری حسابهای جاری را بهبود بخشد.

در این مقاله شرط مارشال لرنر در ایران با استفاده از یک مدل سری زمانی و یک مدل تلفیقی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج بررسی شرط مارشال لرنر توسط مدل سری زمانی برقراری شرط مارشال لرنر در ایران در کوتاه مدت و بلند مدت تأیید نمی کند. همچنین بررسی شرط مارشال لرنر با استفاده از داده‌های تلفیقی نیز برقراری شرط مارشال لرنر در ایران را تأیید نمی کند.

کلید واژه‌ها:

ایران، پول، کاهش ارزش پول، تراز پرداخت، شرط مارشال لرنر، نرخ ارز

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

سیاست کاهش ارزش پول با هدف بهبود وضعیت تراز تجاری یا جبران کسری تراز پرداختها از طریق افزایش صادرات و کاهش واردات اعمال می‌شود. مطالعات کاربردی نشان می‌دهد که اجرای سیاست کاهش ارزش پول، اثرات مختلفی را بر تراز پرداختهای کشورهای در حال توسعه به دنبال دارد. اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری به برقراری شرط مارشال لرنر[1] و سیاستهای پولی و مالی اجرا شده در زمان اجرای این سیاست دارد. شرط مارشال لرنر با تکیه بر شرط ثبات بازارها بیان می‌کند که اگر مجموع قدرمطلق کشش تقاضای واردات و صادرات نسبت به نرخ ارز بزرگتر از یک باشد ($|\eta_X + \eta_M| > 1$)، که در این رابطه η_X کشش صادرات نسبت به نرخ ارز و η_M کشش واردات نسبت به نرخ ارز است) بازار ارز با ثبات بوده و کاهش ارزش پول منجر به بهبود تراز تجاری می‌گردد.

مطالعات تجربی در اکثر کشورهای در حال توسعه برقراری شرط مارشال لرنر را تأیید می‌کنند: در مطالعات «بهمنی اسکویی و آلس»[2]، «اسکویی و مالیکس»[3]، «فابیواگوستو ریز گومز و لورینسو سِنِ پاز»[4] و مطالعه «کیشور و کلکریمی»[5]، برقراری شرط مارشال لرنر در کشورهای برزیل، مصر و غنا مورد بررسی قرار گرفته است که در همهٔ موارد شرط مارشال لرنر در کشورهای مذکور برقرار بوده است. نتایج مطالعه «خان»[6] نشان می‌دهد که شرط مارشال لرنر برای اکثر کشورهای مورد مطالعه وی از جمله آرژانتین، برزیل، کلمبیا، کاستاریکا، اکوادر، هند، مراکش، پاکستان، پرو، فیلیپین، سریلانکا، ترکیه و اروگوئه در سالهای ۱۹۶۹-۱۹۵۱ صادق است و تنها کشورهای شیلی و غنا از این شرط مستثنی بوده‌اند. نتایج مطالعه «باگواتی»[7] در مورد اثر کاهش ارزش پول بر صادرات کشورهای درحال توسعه نشان می‌دهد درآمد صادراتی کشورهایی که از سیستم نرخ ارز شناور برخوردارند با اجرای سیاست کاهش

1. Marshal-Lerner
2. M. Bahmani-Oskooee and J. Alse., (1994).
3. M. Bahmani-Oskooee and M. Malixi, (1992).
4. Fabio Augusto Reis Gomes and Lourenco Senne Paz, (2005).
5. G. Kishore and Kulkarni, (1996).
6. S. M. Khan, (1974).
7. Bhagwati And Yusuke, (1974).

www.SID.ir

Archive of SID

ارزش پول، افزایش یافته است اما صادرات کشورهایی که از رژیم نرخهای مبادله تثبیت شده برخوردار بوده‌اند عکس‌العمل یکسانی در مقابل کاهش ارزش پول نشان نداده است. «ادواردز»[1] در مطالعه‌ای نشان داد که سیاست کاهش ارزش پول ملی در اغلب کشورهای در حال توسعه با شکست مواجه شده و فقط در تعداد محدودی از این کشورها با موفقیت همراه بوده است. وی همچنین به این نتیجه می‌رسد که کشورهایی که در اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی ناموفق بوده‌اند، عموماً همراه با این سیاست، سیاستهای انبساطی پولی و مالی را اعمال کرده‌اند. بنابراین اعمال سیاست کاهش ارزش پول ملی در نبود سیاستهای پولی و مالی هماهنگ، ممکن است نتایج مطلوبی را به همراه داشته باشد؛ یعنی درآمدهای صادراتی گروهی افزایش یافته و برای گروه دیگر بدون تغییر مانده است.

نتایج مطالعهٔ «رحیمی بروجردی» (۱۳۷۲) تحت عنوان «بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداختهای جمهوری اسلامی ایران»، برقراری شرط مارشال لرنر در ایران را تأیید می‌کند؛ اما نتایج برآورد توابع صادرات و واردات در مطالعات «درگاهی» (۱۳۸۴) و «نوفرستی» (۱۳۸۴) برقراری شرط مارشال لرنر در ایران را تأیید نمی‌کنند.

«پسران»[2] (۱۹۸۴) بر اساس فرضهایی از جمله انعطاف‌پذیری دستمزد، برونزا بودن قیمتها و عدم ورود درآمدهای نفتی به اقتصاد، شرط مارشال لرنر را با شکلی متفاوت برای کشورهای نفتی استخراج می‌کند که بررسیهای صورت گرفته نشان می‌دهد که این فرضها در ایران صادق نیست.

از آنجا که در نتیجه افزایش نرخ ارز و یکسان سازی آن در ایران در سال ۱۳۸۱، نتیجه قابل توجهی در افزایش صادرات و کاهش واردات، یا به عبارت دیگر بهبود تراز بازرگانی کشور حاصل نشده است، یعنی طی سالهای ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۵ واردات کشور از ۲۲/۳ میلیون دلار به ۴۶ میلیون دلار و در مقابل صادرات غیر نفتی از ۴/۶ میلیون دلار به ۱۶/۳ میلیون دلار افزایش یافت؛ یعنی ۲۳/۷ میلیارد دلار افزایش واردات در مقابل ۱۲ میلیارد دلار افزایش صادرات غیر نفتی که نشان می‌دهد شکاف بین صادرات و واردات کشور از نزدیک به ۱۷

[1]. Edwards Sebastian, (1985).
[2]. M. H. Pesaran, (1984).

www.SID.ir

Archive of SID

میلیون دلار به حدود ۳۰ میلیون دلار افزایش یافت. همچنین به رغم عدم افزایش قابل توجه نرخ اسمی ارز طی سالهای این دوره، که ارزش واقعی آن نیز کاهش داشته است، صادرات غیرنفتی رشد خوبی داشته است، اگرچه نتوانسته است بر رشد واردات پیشی گیرد. جدول (۱) روند رشد صادرات غیر نفتی و واردات را نشان می‌دهد:

جدول ۱. میزان رشد واردات و صادرات غیر نفتی ایران ۸۵- ۱۳۸۱

سال / شرح	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵
رشد واردات	۲٦/٤	۱۹/٤	۳۵/۳	۱۳/۱	٤/۱
رشد صادرات غیر نفتی	۹/۱	۲۹/٦	۲۳/٤	۵۱/۱	٤۷/۲

با توجه به مطالب بیان شده، این مطالعه به بررسی برقراری شرط مارشال لرنر در ایران می‌پردازد. این مقاله در چهار بخش دنبال می‌شود: در بخش اول مبانی نظری شرط مارشال لرنر مطرح می‌شود و شرح معادلات و متغیرهای مدل ارائه شده است؛ در بخش دوم برآورد مدل و روشهای اقتصاد سنجی مورد استفاده برای برآورد مدل ارائه شده و بخشهای سوم و چهارم شامل ارائه نتایج و پیشنهادات است.

مبانی نظری و تشریح معادلات و متغیرهای مدل

بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر موقعیت حساب جاری یک کشور از دیدگاه کینزی با دو روش کشش و جذب مورد بررسی قرار می‌گیرد. هر دو مدل، یکی از مهمترین سؤالات در اقتصاد بین الملل را پاسخ می‌دهند: آیا کاهش ارزش پول ملی منجر به کاهش کسری حساب جاری می‌شود؟ جواب به این سؤال از اهمیت زیادی برخوردار است زیرا اگر تغییر نرخ ارز باعث تعدیل حساب جاری نشود، سیاستگذاران باید به ابزار دیگری برای بهبود وضعیت حساب جاری متوسل شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

روش جذب بر این مبنا استوار است که تغییر در صادرات و واردات بر درآمد ملی مؤثر است و لذا اثرات درآمدی باید در تحلیل کاهش ارزش پول مشارکت داده شوند. «الکساندر»[1] (۱۹۵۲) ارزیابی مهمی از این اثر ارائه داد و تأکید کرد که عدم توازن حساب جاری را می‌توان به صورت تفاوت بین تولید داخلی و مخارج داخلی در نظر گرفت. دراین تحلیل، تابع درآمد ملی به شکل زیر در نظر گرفته شده است:

$$Y = C + I + G + X - M \qquad (۱)$$

و جذب داخلی به صورت $A = C + I + G$ تعریف شده است؛ لذا معادله در آمد ملی را می‌توان به صورت زیر مجدداً مرتب کرد:

$$CA = X - M = Y - A \qquad (۲)$$

این معادله بیان می‌کند که حساب جاری (CA) معرف تفاوت بین تولید داخلی و جذب داخلی است. مازاد حساب جاری به این معنی است که تولید داخلی کمتر از مخارج داخلی است. با دیفرانسیل‌گیری از این معادله داریم:

$$dCA = dY - dA \qquad (۳)$$

معادله (۳) بیان می‌کند که کاهش ارزش پول بر حساب جاری، وابسته به چگونگی اثر آن بر درآمد ملی نسبت به جذب داخلی است. اگر کاهش ارزش پول، درآمد داخلی را نسبت به جذب داخلی بالا ببرد، حساب جاری بهبود می‌یابد؛ ولی اگر کاهش ارزش پول جذب داخلی را نسبت به درآمد داخلی بالا ببرد؛ حساب جاری در وضعیت بدی قرار می‌گیرد. لذا

[1]. S. S. Alexander (1952)

www.SID.ir

Archive of SID

فهم اینکه چگونه کاهش ارزش پول بر درآمد و جذب مؤثر است، هسته اصلی روش جذب در تحلیل تراز پرداختها است.

اما روش کشش به تحلیل این موضوع می‌پردازد که کاهش ارزش پول یک کشور چه اثری بر موازنه حساب جاری دارد. تحلیل در ابتدا توسط «آلفرد مارشال و آلبا لرنر»[1] معرفی شده و بعداً توسط «جون رابینسون و فریتس مچلاپ»[2] توسعه یافته است. این تحلیل بر شرایط تقاضا متمرکز می‌شود و فرض می‌کند که عرضهٔ کالاهای صادراتی داخلی و کالاهای وارداتی خارجی کاملاً با کشش هستند؛ به طوری که تغییرات در حجم تقاضا اثری بر قیمتها ندارد. این فرضیات به این معنی است که قیمتهای داخلی و خارجی ثابت هستند و تغییرات در قیمتهای نسبی به وسیلهٔ تغییرات در ارز ایجاد می‌شود.

پیام اصلی روش کشش این است که کاهش ارزش پول بر موازنهٔ جاری، دو اثر مستقیم دارد: یکی از آنها کسری را کاهش می‌دهد در حالی که اثر دیگر کسری را نسبت به سابق بدتر می‌کند. به عبارت دیگر هنگامی که پول یک کشور کاهش ارزش می‌یابد دو اثر خواهیم داشت:

اثر قیمت: با کاهش ارزش پول کشور کالای صادراتی بر حسب پول خارجی ارزان‌تر (کالای ما برای خارجیها ارزان)[3] و کالای وارداتی بر حسب پول ملی گران‌تر می‌شوند. لذا اثر قیمت موجب بدتر شدن حساب جاری کشور مورد نظر می‌شود.

اثر مقدار: با ارزان‌تر شدن کالای ما برای خارجیها تقاضای صادرات افزایش می‌یابد و با گران‌تر شدن کالاهای وارداتی حجم واردات کمتر و در نتیجه اثر مقدار موجب بهبود حساب جاری می‌شود.

و در نهایت اثر خالص کاهش ارزش پول ملی وابسته به این است که اثر قیمت یا مقدار کدام مسلط است. این موضوع به وسیله رابطه مارشال- لرنر بررسی می‌شود که به شکل زیر است:

---

[1]. Alfred Marshall & Alba Learner

[2]. J. Rabinson & Fretis Matchlap (1947).

[3]. البته باید توجه داشت که اگر تولیدات صادراتی به میزان زیادی به واردات وابسته باشند، ممکن است افزایش قیمت کالاها، به دلیل افزایش هزینه تولید مبتنی بر واردات، اثر کاهش قیمت کالاهای صادراتی را خنثی کند.

www.SID.ir

Archive of SID

$$|\eta_X + \eta_M| > 1 \qquad (۴)$$

که در این رابطه η_X کشش صادرات نسبت به نرخ ارز و η_M کشش واردات نسبت به نرخ ارز است. در صورتی که مجموع کششهای صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز بزرگتر از یک باشد، رابطه مارشال لرنر برقرار خواهد بود و کاهش ارزش پول تراز پرداختها را بهبود می‌بخشد؛ در غیر این صورت کاهش ارزش پول ملی، کسری تراز پرداختها را بدتر می‌کند. در واقع اگر جمع کششها بزرگتر از یک باشد، اثر افزایش حجم صادرات و کاهش حجم واردات بر تراز پرداختها، از اثر قیمت بر آن بزرگتر است و لذا موازنه جاری بهبود می‌یابد. در این حالت شرط مارشال- لرنر برقرار است و با یک کاهش ارزش پول موفق مواجه هستیم.

تشریح معادلات و متغیرهای مدل

در این بخش با توجه به چارچوب نظری و دیدگاههای ارائه شده، معادلات مدل، روابط آنها و داده‌های استفاده شده در تخمین این معادلات معرفی می‌شوند.

برای بررسی شرط مارشال لرنر در ایران، توابع صادرات و واردات با استفاده از داده‌های سری زمانی و تلفیقی به طور جدا گانه برآورد شده‌اند و شرط مارشال- لرنر با هر دو روش مورد بررسی قرار گرفته است.

معادله واردات

تابع تقاضا برای کالاهای داخلی و خارجی عموماً به قیمت نسبی کالاها، قدرت خرید و نرخ ارز بستگی دارد. بنابراین تقاضای واردات تابعی از قیمت نسبی کالای خارجی به داخلی و درآمد است. از شاخص قیمت کالای وارداتی برای اندازه‌گیری قیمت کالای خارجی و از شاخص عمده فروشی، برای اندازه گیری قیمت کالای داخلی استفاده می‌کنیم. مطابق تئوری تقاضای واردات، باید در تابع تقاضای واردات از درآمد ملی به عنوان شاخص قدرت خرید استفاده شود؛ اما نظر به اینکه در ایران بخشی از درآمد نفت در حساب ذخیره ارزی وارد می‌شود یا به بازپرداخت بدهیها تخصیص می‌یابد؛ لذا استفاده از درآمد واقعی در تابع واردات

www.SID.ir

Archive of SID

باید با دقت و تأمل بیشتری صورت گیرد. از این رو از متغیر جذب واقعی (Obs) به جای درآمد ملی در معادله واردات استفاده شده است که این متغیر به صورت رابطهٔ (۵) تعریف می‌شود:

$$Obs = Y - F - D \qquad (۵)$$

Obs : جذب واقعی در اقتصاد

Y : تولید ناخالص داخلی

F : خالص ورود ارز صندوق ذخیره ارزی

D : سررسید بدهیهای خارجی

و معادله واردات به صورت معادله (۶) تصریح می‌شود:

$$M = f(\frac{p_m}{p_d}, Obs, E) \qquad (۶)$$

که در این رابطه:

$$\frac{\partial M}{\partial E} < 0 \qquad \frac{\partial M}{\partial Obs} > 0 \qquad \frac{\partial M}{\partial (P_m / P_d)} < 0$$

صادرات

صادرات به دو بخش تقسیم می‌شود که شامل صادرات نفتی و غیرنفتی است. در این الگو عرضه و تقاضای صادرات نفتی برونزا در نظر گرفته شده است. تقاضا برای صادرات غیرنفتی تابعی از درآمد جهانی GDP_{world}، قیمت نسبی کالاهای صادراتی و نرخ ارز در نظر گرفته شده است. از این رو تابع تقاضا برای صادرات غیر نفتی به شکل معادله (۷) در نظر گرفته شده است:

www.SID.ir

Archive of SID

$$XNO\$ = f(\frac{p_x}{p_d}, GDP_{World}, E) \qquad (۷)$$

که در این رابطه:

$$\frac{\partial XNO\$}{\partial E} > 0 \qquad \frac{\partial XNO\$}{\partial (p_x / p_d)} > 0 \qquad \frac{\partial XNO\$}{\partial GDP_{World}} > 0$$

بررسی و روش‌شناسی اقتصادسنجی و برآورد ضرایب مدل

در این بخش پس از ارائه نتایج برآورد معادلات صادرات و واردات، صحت برقراری رابطه مارشال- لرنر در ایران در کوتاه مدت و بلند مدت بررسی خواهد شد. به این منظور در ابتدا ضرایب مدل‌های صادرات و واردات در دو حالت سری زمانی و داده‌های تلفیقی برآورد می‌شود و پس از آن کشش صادراتی و وارداتی نرخ ارز برآورد شده در رابطه مارشال لرنر ($|\eta_M + \eta_X| > 1$) قرار می‌گیرد. اگر این رابطه برقرار باشد و مجموع کششهای نرخ ارز صادرات و واردات بالاتر از یک باشد، در این صورت رابطهٔ مارشال- لرنر برقرار است و سیاست کاهش ارزش پول منجر به بهبود تراز پرداختها می‌شود؛ ولی اگر رابطه مارشال- لرنر برقرار نباشد، کاهش ارزش پول ملی منجر به بدتر شدن وضعیت تراز پرداختهای خارجی کشور خواهد شد.

برآورد توابع صادرات و واردات با استفاده از داده‌های سری زمانی

با توجه به وجود ریشهٔ واحد در اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان که احتمال بروز پدیدهٔ رگرسیون کاذب را افزایش می‌دهند، معادلات مدل با استفاده از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)[1] برآورد شده‌اند.

[1]. Auto – Regressive Distributed Lag

www.SID.ir

Archive of SID

پایایی متغیرهای مدل

در بررسی حاضر، آزمون پایایی متغیرهای الگو به وسیلهٔ آزمون متداول دیکی-فولر تعمیم یافته در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳انجام می‌شود. بدین منظور برای هر یک از متغیرها ابتدا آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته در سطح متغیر بدون متغیرهای برونزای عرض از مبدأ و روند صورت گرفته است و سپس آزمون با وجود متغیرهای برونزای عرض از مبدأ و روند زمانی انجام شده است.

در مرحلهٔ بعد، آزمون پایایی بر روی مقادیر تفاضل اول متغیرهای سری زمانی الگو صورت گرفته است.

نتایج مربوط به آزمون ADF[1] در سطح و تفاضل مرتبهٔ اول برای کلیه متغیرهای مدل در جداول (۲) و (۳) آورده شده است.

جدول ۲. بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح

بر اساس آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته

متغیر	Lm$r		Lpmpd		Lobs		Lxno$r		Lpxpd		Lgdpwr		LEX		LEM	
حالت	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی
بدون روند و عرض از مبدأ	۰/۹۴	-۱/۹۴	۱/۵۱	-۱/۹۴	۰/۹۳	-۱/۹۴	۱/۳۹	-۱/۹۴	-۱	-۲/۹۳	۰/۵۹	-۱/۹۴	۲/۵۵	-۲/۶۱	۴/۹۴	-۲/۶۲
بدون روند با عرض از مبدأ	۰/۲۸	-۲/۹۳	-۲/۶۷	-۲/۹۳	-۲/۱۳	-۲/۹۳	-۰/۴۳	-۲/۹۳	-۳/۰۳	-۳/۵۸	-۱/۳۹	-۲/۹۳	۰/۹۷	-۲/۹۳	۲/۷۹	-۳/۵۹
با عرض از مبدأ و روند	-۲/۹۸	-۳/۵۲	-۲/۴۴	-۳/۵	-۲/۱۴	-۳/۵۲	-۱/۵۹	-۳/۵۲	-۳/۰۳	-۳/۵۱	-۱/۵۹	-۳/۵۲	-۱/۳۵	-۲/۶	-۰/۵	-۴/۱۹

[1]. Augmented Dicky Fuller Test

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. بررسی پایایی متغیرهای الگو به صورت تفاضل اول
بر اساس آزمون دیکی –فولر تعمیم یافته

متغیر / حالت	Lm$r		Lpmpd		Lobs		Lxno$r		Lpxpd		Lgdpwr		LEX		LEM	
	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی	آماره	بحرانی
بدون روند و عرض از مبدأ	-۴/۱۸	-۱/۹۴	-۳/۹۵	-۱/۹۴	-۶/۶	-۱/۹۴	-۴/۸	-۱/۹۴	-۴/۷۱	-۱/۹۴	-۵/۴	-۱/۶	-۵/۸	-۲/۶	۴/۰۷	-۳/۶

بر اساس نتایج ارائه شده در جداول (۲) و (۳) فرض وجود ریشهٔ واحد برای متغیرها در سطح تأیید می‌شود و کلیه متغیرها در سطح داده‌ها ناپایا هستند؛ اما تکرار آزمون در مورد تفاضل مرتبه اول داده‌ها نشان می‌دهد که کلیه این متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری، پایا می‌شوند.

طبق آزمون مذکور، همه متغیرهای موجود در مدل‌های صادرات غیرنفتی و واردات، همجمع از درجه یک،I(1) هستند. بنابراین استفاده از روش سنتی OLS[1] با توجه به ناپایایی داده‌ها مطلوب نیست و بنا به موارد مذکور در مورد مزیت‌های روش ARDL، از این روش برای برآورد مدل‌های صادرات غیر نفتی و واردات در ایران استفاده شده است.

تخمین مدل

مدل‌های صادرات و واردات توسط داده‌های سری زمانی در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳ برآورد شده‌اند و متغیرهای مدل‌ها به شرح زیر هستند:

Lm$r: لگاریتم واردات دلاری واقعی (برای به دست آوردن مقدار واقعی واردات، ارزش دلاری واردات بر شاخص قیمت کشورهای OECD تقسیم شده است.)

Lpmpd: لگاریتم نسبت قیمت کالاهای وارداتی به اخلی

Labs: لگاریتم جذب داخلی

[1]. Ordinary Least Squares

www.SID.ir

Archive of SID

LEM: لگاریتم نرخ ارز وارداتی

LEX: لگاریتم نرخ ارز

C: ثابت

D6164: متغیر مجازی برای سالهای ۱۳۶۱ تا ۱۳۶۴

Lxno$r: لگاریتم صادرات غیر نفتی واقعی به دلار

Lpxpd: لگاریتم نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت داخلی

Lgdpwr: لگارریتم تولید ناخالص واقعی جهان (برای به دست آوردن مقدار واقعی تولید ناخالص جهان، ارزش آن بر شاخص قیمت کشورهای OECD تقسیم شده است.)

dD6064: متغیر مجازی برای سال های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۴

ECM(-1): جمله تصحیح خطا

نتایج تخمین مدل با استفاده از داده‌های سری زمانی در جداول (۴) و (۵) ارائه می‌شود:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴. ارائه نتایج برآورد مدل واردات

مدل واردات ARDL		
متغیر	ضریب	آماره t
Lm$r(-1)	۰/۷۹	۵/۰۰
Lm$r(-2)	-۰/٤٤	۳/۰۰
Lpmpd	-۱/۰۰	-۲/٤٤
LEM	۰/۰۳	۱/۳٦
Labs(-1)	۰/۳٦	۳/٤٤
C	۱/۰٤	۱/٦٦
D6164	-۰/۲٦	-۱/۹۹
$R^2 = ۰/۸۷87$ DW=۱/۸۸88 F=۲۶6		
مدل واردات (ضرایب بلند مدت)		
متغیر	ضریب	آماره t
Lpmpd	-۱/٥٤	-۲/۳۷
Labs	۰/۰٥	۳/۳٤
LEM	۰/٥٥	۱/٤
C	۱/٦۱	۱/۹۷
D6164	-۰/٤	-۱/۹٥
مدل واردات ECM		
Lm$r(-1)	۰/٤٤	۳
DLpmpd	-۱	۲/٤٤
LEM	۰/۰۳۳	۱/۳٦
DLabs	۰/۳٦	۳/٤
DC	۱/۰٤	۱/٦٦
D6164	-۰/۲٦	-۱/۹۹
ECM(-1)	-۰/٦٤	-٥/۳۲
$R^2 = ۰/۷٥75$ DW=۱/۸۸88 F=۱۴		

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵. ارائه نتایج برآورد مدل صادرات

مدل صادرات ARDL		
متغیر	ضریب	آماره t
Lxno$r(-1)	۰/٤۱	۳/۳۳
Lpxpd	۰/۳٤	۱/۵۵
Lpxpd(-1)	-۰/۳۸	-۱/۰۱
Lpxpd(-2)	-۰/۲٤	-۰/٦۵
Lpxpd(-3)	۰/٤۹	۲/۳۹
Lgdpwr	۱/٤۷	٤/۹۵
LEx	۰/۰۲۵	۰/۳۵
C	-۰/۳٦	-٤/۹
D6668	۰/٤۱	-۳/۰۲
R^2 = ۰/۹۸۹۸	Dw=۱/۷۲	F=۱٦۵65
مدل صادرات (ضرایب بلند مدت)		
متغیر	ضریب	آماره t
Lpxpd	۰/۳٦	۱/۷۲
Lgdpwr	۰/۰٤۲	۳/۵۸
LEX	۲/۵	۰/۳۷
C	-٦۲	۳/۵۷
D6064	-۰/۷	-۳/۷۲
مدل صادرات ECM		
dLpxpd	۰/۳٤	۱/۵۵
dLpxpd(-1)	-۰/۲۵	-۱/۱٤
dLpxpd(-2)	-۰/٤۹	-۲/۳۹
dLEX	۰/۰۲۵	۰/۳۷۵
dLgdpwr	۱/٤۷	٤/۹۵
dC	-۳٦/۵	-٤/۹۰
dD6064	-۰/٤۱	-۳/۰۲
ECM(-1)	-۰/۵۸	-٤/۷۸
R^2 = ۰/۸۰	*dw*=۲/۰۸8	*F*=۱۹9

www.SID.ir

Archive of SID

قبل از بحث دربارهٔ نتایج مدل، ضروریست تا آزمون وجود ریشه واحد و یا عدم همجمعی بین متغیرهای هر دو الگوی تقاضای صادرات و واردات آزمون شود؛ زیرا لازمهٔ آنکه الگوی پویای برآورد شده در الگوی ARDL به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد آن است که مجموع α_iها $(i=1,.....,p)$ کمتر از یک باشد. لذا فرضیه آزمون همجمعی بین متغیرهای الگو به صورت:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < 0$$

مطرح می‌شود. کمیت آمارهٔ t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{\hat{\alpha}_i - 1}{S_{\hat{\alpha}_i}}$$

مقدار آماره آزمون برای مدل صادرات غیرنفتی ۴/۷۸- و برای مدل واردات ۲/۱- است. از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط «بنرجی، دولادو و مستر»[1] در سطح اطمینان ۰/۹۵ برابر ۳/۵۷- است؛ لذا در مورد مدل صادرات فرضیه H_0 رد می‌شود. در نتیجه بین متغیرهای مدل صادرات غیر نفتی ایران رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد؛ اما فرضیه وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل واردات تأیید نشد.

[1]. A. Banerji, J. J. Dolado, & Master (1993)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول شماره (۴) نتایج برآورد مدل واردات با استفاده از داده‌های سری زمانی را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل واردات تعیین نشد، فقط نتایج مدل ECM مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج برآورد مدل ECM در جدول (۴) نشان می‌دهد که واردات در کوتاه مدت تابعی از قیمتهای نسبی و متغیر جذب است؛ بگونه‌ای که یک درصد افزایش در جذب داخلی، وادرات را ۰/۳۶ درصد افزایش می‌دهد و یک درصد افزایش در قیمت نسبی کالاهای وارداتی به داخلی، وادرات را یک درصد کاهش می‌دهد؛ اما نتایج مدل وجود رابطه معنی دار بین واردات و نرخ ارز را تأیید نمی‌کند.

جدول (۵) نتایج برآورد مدل صادرات با استفاده از داده‌های سری زمانی را نشان می‌دهد. نتایج برآورد مدل وجود رابطهٔ معنی‌دار بین صادرات و نرخ ارز و قیمت نسبی را در کوتاه مدت و بلند مدت تأیید نمی‌کند و مشاهده می‌شود که صادرات فقط تابعی از تولید ناخالص داخلی سایر کشورها است. این نتیجه با واقعیتهای موجود در اقتصاد ایران کاملاً منطبق است.

برآورد کششهای صادراتی و وارداتی با استفاده از داده‌های تلفیقی

برای افزایش دقت برآوردهای ضرایب نرخ ارز مدل‌های صادرات و واردات و اجتناب از مشکلات نظام چند نرخی ارز و نبود اطلاعات دقیق در مورد نرخهای ارز ترجیحی و... و سبدهای متناسب با این نرخها، در این مطالعه علاوه بر برآورد ضرایب مدل‌های سری زمانی، کششهای صادراتی و وارداتی نرخ ارز با استفاده از داده‌های تلفیقی در بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۴ برآورد شده‌اند.[۱] در این برآورد از داده‌های صادرات و واردات پنج گروه کالایی محصولات کشاورزی، پتروشیمی، محصولات معدنی، صنعت و فلزات اساسی در یک دوره شش ساله استفاده شده‌است. متغیرها و تصریح مدل، دقیقاً مشابه متغیرها در حالت برآوردهای سری زمانی هستند؛ فقط در مدل صادرات متغیر جدیدی تحت عنوان مجموع

[۱]. بازه زمانی مذکور بگونه ای انتخاب شده است که اولاً، دوره مذکور در شرایط با ثباتی قرار داشته باشد، ثانیاً سالهای قبل و بعد یکسان سازی نرخ ارز یکسان باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

واردات سرمایه‌ای و واسطه‌ای اضافه شده است که Ms واردات سرمایه‌ای و MV واردات واسطه‌ای است.

قبل از ارائه نتایج برآورد مدل با استفاده از داده‌های تلفیقی لازم است تا آزمون های پایایی[1] و نحوه برآورد مدل مورد بررسی قرار گیرند:

پایایی متغیرهای الگو

احتمال تغییر تابع توزیع متغیرها در طول زمان، لزوم بررسی پایایی این تابع را در تحلیلهای مختلف ضروری می‌سازد. عدم توجه به این امر در الگوهای مختلف، ضرایبی را بدست می‌دهد که هم اثر تغییر تابع توزیع و هم اثر تغییر مقدار متغیر را در بر دارد و به عبارت دیگر روابط کاذبی را منجر می‌شود. در این مطالعه برای جلوگیری از بروز این خطا، از آمارهٔ ضریب لاگرانژ (LM)، «هدری»[2] (۲۰۰۰)، برای بررسی پایایی متغیرها استفاده شده است.

در این آزمون فرض H_0 وجود ریشه واحد در متغیرها را بیان می‌کند. برای برآورد آمارهٔ LM در این مقاله شش متغیر و پنج گروه کالایی در یک دوره شش ساله بررسی شده است. جهت تشکیل آمارهٔ LM از نرم افزار Excel استفاده شده است. جدول (۶) آماره آزمون ضریب لاگرانژ تحت فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیرهای تلفیقی را نشان می‌دهد. بر اساس جدول ارائه شده از سوی هدری مقدار بحرانی حاصل از شبیه سازی مونت کارلو به ازای N= ۵ و t= ۶ برابر ۰/۶۷ است. از این رو فرضیه صفر در مورد هیچیک از متغیرهای الگو تأیید نشد و فرض پایایی متغیرهای الگو رد نمی‌شود.

[1]. Stationary
[2]. K. Hadri

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۶. نتایج آزمون پایایی مدل

نام متغیر	مقدار آماره آزمون	نتیجه آزمون	نام متغیر	مقدار آماره آزمون	نتیجه آزمون
لگاریتم صادرات	۰/٦	رد فرضیه صفر	لگاریتم واردات	۰/۵۱	رد فرضیه صفر
لگاریتم قیمت نسبی	۰/۵۵	رد فرضیه صفر	لگاریتم قیمت نسبی	۰/۳۹	رد فرضیه صفر
لگاریتم نرخ ارز	۰/٤۷	رد فرضیه صفر	لگاریتم نرخ ارز	۰/۳۷	رد فرضیه صفر
لگاریتم تولید ناخالص جهان	۰/٦۲	رد فرضیه صفر	لگاریتم جذب	۰/٦	رد فرضیه صفر
لگاریتم واردات کالای واسطه‌ای و سرمایه‌ای	۰/۳۹	رد فرضیه صفر			

آزمون هاسمن

برای انتخاب بین برآورد کننده اثر ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرض مهم در مورد جملات اخلال مدل فرض عدم وابستگی این جملات به متغیرهای توضیحی است ($E(U_{it}|X_{it})=0$). در واقع برآورد کننده اثر ثابت چه این فرض برقرار باشد چه نباشد سازگار است در حالی که برآورد کننده اثر تصادفی تحت فرض H0 سازگار و به طور مجانبی کارا است و در صورت رد فرض H0 ناسازگار است. در این مطالعه به منظور انتخاب بین الگوی اثر ثابت یا اثر تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. برای اجرای این الگو به دو صورت اثر ثابت و تصادفی برآورد می‌شود و سپس آماره آزمون بر اساس پسماندهای این تخمینها برآورد می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون عبارت است از اینکه ضرایب برآورد شده توسط برآورد کننده اثر تصادفی با ضریب حاصل از برآوردگر اثر ثابت، یکسان است یا بین مقاطع مختلف تفاوت سیستماتیک وجود ندارد.

جدول (۷) احتمال تأیید فرضیه صفر مبنی بر عدم تفاوت سیستماتیک بین گروههای کالایی را برای معادلات مدل نشان می‌دهد:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷. نمایش آماره آزمون هاسمن برای معادلات مختلف مدل

مدل مربوط به	احتمال تأیید فرضیه صفر	نتیجه آزمون
معادله صادرات	۰/۰۰۰	رد H_0
معادله واردات	۰/۰۰۱	رد H_0

نتایج حاصل از آزمون هاسمن نشان می‌دهد که در مورد هر دو معادله فرضیه H0 رد شده و در نتیجه هر دو معادله به صورت Fixed Effect برآورد شدند.

آزمون F یا لیمر

در این آزمون فرضیه H0 یکسان بودن عرض از مبدأها (روش ترکیبی) در مقابل فرضیه مخالف H1 ، ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های تابلویی) قرار می‌گیرد.

با استفاده از مجموع مربعات باقی مانده مقید (RRSS) حاصل از برآورد ضرایب مدل ترکیبی بدست آمده از OLS و مجموع مربعات باقی مانده غیر مقید (URSS) حاصل از تخمین رگسیون تابلویی می‌توان نوشت:

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/N - 1}{(1 - URSS)/(NT - N - K)} \sim F_{N-1,N(T-1)-K}$$

در صورت رد فرضیه H0 روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود.

مقدار آماره F برای معادلات صادرات و واردات به ترتیب برابر ۵۷/۱۲ و ۲۴/۵ است. در نتیجه فرضیه H0 در مورد هر دو معادله رد می‌شود و نشان دهنده این است که مدل باید با استفاده از داده‌های تابلویی برآورد شود.

نتایج برآورد معادلات مدل صادرات و واردات به ترتیب در جداول (۸) و (۹) ارائه شده است. همانطور که در جدول (۹) دیده می‌شود، ضرایب درآمد کشورهای جهان و مجموع واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای در تابع صادرات در سطح ۵ درصد معنی دارند و ضریب قیمت

www.SID.ir

Archive of SID

نسبی کالاهای صادراتی در سطح ۱۰ درصد معنی دار است، اما ضریب نرخ ارز معنی‌دار نیست. از سوی دیگر همانطور که در این جدول مشاهده می‌شود، مدل از قدرت توضیح دهندگی بالایی برخوردار است و آماره «دوربین واتسن»[1] در سطح قابل قبولی قرار دارد.

نتایج برآورد مدل واردات در جدول (۸) نمایش داده شده است. ضرایب متغیر جذب داخلی و قیمت نسبی در سطح ۹۵٪ معنی دارند، اما ضریب نرخ ارز در این برآورد معنی دار نیست. این مدل قدرت توضیح دهندگی بالایی دارد و آماره دوربین واتسن در سطح قابل قبولی قرار دارد.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل واردات

مدل واردات تلفیقی		
متغیر	ضریب	آماره t
$L(PM?/PD?)$	-۰/٤۳۷	-۳/۱٤
$L(Abs/PW?)$	۰/٤٥۹	۳/۱٥
$L(EM?)$	-۰/۰۹۰	-۱/۳۲
$D81$	-۰/۳۲	-۳/۳۱
Ckeshavrzi	۱۱/٦	
Csanat	۱٤/٦	
Cmadan	۱۱/٦	
Cfelezat	۹/٤	
Cpetroshimi	۱۲/۸	
$DW =$ ۱/۹۷ $R^2 =$ ۰/۹۷		

[1]. Durbin-Watson

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۹. نتایج برآورد مدل صادرات

مدل صادرات تلفیقی		
متغیر	ضریب	آماره t
$L(Px?/PD?)$	۰/۱۱۲	۱/۷٦
$L(GDPW/Pw?)$	۲/۲۹	٥/۰۹
$L(EX?)$	۰/۰٤	۰/۳۹
$L(MV+MS)$	۰/۳۲٥	۲/۱۳
Ckeshavrzi	−٤۸/٤	
Csanat	−٤۷/۸	
Cmadan	−٤۸/۹	
Cfelezat	−٥۰/٤	
Cpetroshimi	−٤۸/۱	
$DW =$ ۲/۱۰٤ $R^2 =$ ۰/۹۹		

نتایج ارائه شده در جدول (۹)، نتایج برآورد مدل صادرات با استفاده از داده‌های سری زمانی را تأیید می‌کند. در اینجا نیز مشاهده می‌شود صادرات تابع عواملی غیر از نرخ ارز است و عمدتاً به تقاضای سایر کشورها بستگی دارد. از سوی دیگر در این مدل مشاهده می‌شود صادرات، تابعی از واردات سرمایه‌ای و واسطه‌ای است که با توجه به اینکه واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای خود تابعی از محدودیتهای ارزی است می‌توان نتیجه گرفت در زمانهایی که درآمد نفتی ناشی از افزایش قیمت نفت و تقاضای جهانی بالا رفته است؛ صادرات ایران نیز افزایش یافته که با واقعیتهای اقتصاد ایران کاملاً مطابق است. در شرایط کنونی اقتصاد ایران نیز (سال ۱۳۸۷) دقیقاً همین اتفاق در حال وقوع است. مشاهده می‌شود که با افزایش تقاضای خارجی، قیمت نفت بالا رفته و متعاقباً درآمدهای ارزی کشور بالا رفته و منجر به افزایش واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای و در نهایت صادرات شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین مشاهده می‌شود که نتایج ارائه شده در جدول (۸) نیز با نتایج برآورد معادله واردات در حالت سری زمانی انطباق دارد و واردات عمدتاً تابعی از جذب داخلی است و رابطه واردات و نرخ ارز تأید نشد.

نتایج

نتایج بررسی شرط مارشال لرنر بر اساس تخمین مدل‌های صادرات و واردات با داده‌های سری زمانی

در برآورد مدل واردات فرض برابر با صفر بودن ضریب نرخ ارز در معادله واردات در کوتاه مدت و بلند مدت رد نشد و این امر نشان می‌دهد عامل اصلی که میزان واردات را در ایران توضیح می‌دهد، وجود محدودیتهای ارزی و قیمت نسبی کالاهای وارداتی است.

در برآورد مدل صادرات نیز فرض برابری با صفر در مورد ضریب نرخ ارز در کوتاه مدت و بلند مدت رد نشد و نتایج این برآورد نشان می‌دهد که صادرات بیش از نرخ ارز، به میزان درآمد کشورهای جهان وابسته است. از سوی دیگر نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که قیمت نسبی کالاهای صادراتی در کوتاه مدت بر صادرات تأثیر ندارد و عمدتاً میزان صادرات را در بلند مدت متأثر می‌کند. بنابراین نتایج برآورد توابع صادرات و واردات با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳ ، شرط مارشال- لرنر را در ایران تأیید نمی‌کند.

نتایج بررسی شرط مارشال- لرنر بر اساس تخمین مدل‌های صادرات و واردات با داده‌های تلفیقی

در برآورد معادلات صادرات و واردات با استفاده از داده‌های تلفیقی نیز وجود رابطه معنی دار بین نرخ ارز و میزان صادرات و واردات تأیید نشد و در نتیجه با برآورد مدل‌های صادرات و واردات با استفاده از داده‌های تلفیقی نیز برقراری شرط مارشال لرنر در ایران تأیید نشد.

نتایج حاصل از برآورد دو تابع صادرات و واردات با داده‌های سری زمانی و تلفیقی برقراری شرط مارشال لرنر در ایران را در کوتاه مدت و بلند مدت تأیید نمی‌کنند و لذا انتظار می‌رود که اجرای سیاست کاهش ارزش پول تراز پرداختها در ایران را متأثر نکند.

www.SID.ir

Archive of SID

البته باید توجه داشت که عدم برقراری شرط مارشال لرنر در اقتصاد ایران، دلیلی بر ناکارآمدی آن شرط به طور عام نیست؛ بلکه شرایط اقتصاد ایران بگونه‌ای بوده است که نمی‌توان تحقق این شرط را تأیید کرد. چنانکه در قسمت دوم این مقاله نیز به پژوهش ادواردز اشاره شده است، در کشورهایی که سیاستهای پولی و مالی انبساطی اتخاذ شده است، کاهش ارزش پول نتوانسته به بهبود تراز پرداختها منجر شود. در این راستا بررسی متغیرهای پولی و مالی در اقتصاد ایران در فاصله سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۴ نشان می‌هد که در این دوره زمانی سیاستهای پولی و مالی انبساطی اتخاذ شده است. در این دوره شاهد کاهش نرخ مالیاتی، افزایش شدید هزینه‌های جاری و عمرانی، کاهش نرخ ذخیره قانونی و رشد شدید نقدینگی در کشور هستیم به نحوی که در این دوره نقدینگی به طور متوسط ۲۹/۹ درصد رشد داشته و هزینه‌های عمرانی و جاری دولت به طور متوسط ۵۰/۹ و ۴۴/۳ درصد رشد داشته‌اند.

جدول نمایش وضعیت هزینه های دولت و نقدینگی

سال	هزینه های جاری دولت	هزینه های عمرانی دولت	نقدینگی
۱۳۷۹	۸۵۰۶۱ (۲٤/۷)	۲۳۵۵۹ (-۵/۸)	۲٤۹۱۱۰ (۲۹/۳)
۱۳۸۰	۱۰۰۹۱۸ (۲۲/۲)	۲٤۳۷۹ (۲/۲)	۳۲۰۹۵۷ (۲۸/۸)
۱۳۸۱	۱٤۷۵۷۲ (٤٦/۲)	٥٤۷٥۳ (۱۲٤)	٤۱۷٥۲٤ (۳۰/۱)
۱۳۸۲	۲۹٥٥٤۱ (۱۰۰/۳)	۷۳۷۹۹ (۳٤/۸)	٥۲٦٥۹٦ (۲٦/۱)
۱۳۸۳	۳۸۰۰۰٤ (۲۸/٦)	۷۲۳۰٦ (-۲)	٦۸٥۸٦۷ (۳۰/۲)
۱۳۸٤	٥۹۷۷٥۹ (٥۷/۳)	۱۱۷٦۳۸ (٦۲/۷)	۹۲۱۰۱۹ (۳٤/۳)
۱۳۸٥	* ۳۷۷۹۳٥	* ۱٦۲۰۰۱	**۱۰٥۹۹٦٦

*. بودجه مصوب

**. رقم مربوط به شش ماهه اول ۱۳۸۵.

www.SID.ir

Archive of SID

پیشنهادها

آنچه حائز اهمیت است و سیاستگذار باید به دنبال آن باشد، دستیابی به راهکاری جهت کاهش عدم تعادل تراز پرداختها است. نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد شرط مارشال لرنر در ایران برقرار نیست و در نتیجه سیاست تنزیل پول ملی به بهبود تراز پرداختها کمک نمی کند. این امر می‌تواند با توجه به ساختار نهاده‌ای بخش تولید کالا (بخصوص وابستگی زیاد آن به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که بالغ بر ۸۰ درصد واردات کشور را تشکیل می‌دهد) و نیز نوع سیاستهای پولی و مالی (که عمدتاً انبساطی بوده‌اند) باشد، لذا یا باید به راهکارهای دیگری مانند کاهش هزینه تولید و بهبود بهره‌وری عوامل و ارزان شدن صادرات اقدام کرد و یا زمینه‌های برقراری شرط مارشال- لرنر را بخصوص در زمینهٔ برقراری انضباط مالی و سیاستهای غیر انبساطی پولی و مالی، و کاهش وابستگی تولید به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای فراهم نمود تا درصورت اجرای مجدد سیاست تنزیل پول ملی، امکان بهبود تراز پرداختها فراهم شود.

www.SID.ir

Archive of SID

پی‌نوشتها:

۱. درگاهی، حسن. ***الگوی اقتصادسنجی کلان-صنعت ایران و آینده نگری اقتصادی***. تهران: دانشگاه صنعتی شریف، ۱۳۸۴.

۲. رحیمی بروجردی، علیرضا. ***بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداختهای جمهوری اسلامی ایران***. تهران: سومین سمینار سیاستهای پولی و مالی، ۱۳۷۲.

۳. گزارشهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. سالهای مختلف.

۴. گزارشهای ماهیانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. دوره‌های مختلف.

۵. نماگرهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. سالهای مختلف.

۶. نوفرستی، محمد. «بررسی تأثیر سیاستهای پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا». ***مجله تحقیقات اقتصادی***، شماره۷۰، (پاییز ۱۳۸۴).

۷. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***. تهران: رسا، ۱۳۷۸.

۸. ولد خانی، عباس. «عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی در ایران». ***مجله برنامه و بودجه***، تهران: شماره‌های ۲۲ و ۲۳، (۱۳۷۶).

9. Alexander, S. S. "Effects of a Devaluation on a Trade Balance"., ***International MonetaryFund Staff Papers***, 2, (1952): 263-78.

10. Bahmani-Oskooee, M. and Alse, J. "Short-run Versus Long-run Effects of Devaluation: Error Correction Modeling and Cointegration"., ***Eastern Economic Journal***, 20, (1994): 453-64.

11. Bahmani-Oskooee, M. and Malixi, M. "More evidence on the J-curve from LDCs"., ***Journal of Policy Modeling***, 14, (1992): 641–53.

12. Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. "The J-Curve: A Literature Review"., ***Applied Economics***, 36, (2004): 1377–98.

13. Bahmani-Oskooee, M. "History of Rial and Forign Exchange Policy in Iran"., ***Iranian Economic Review***, 10, (2005): 1-20

14. Bahmani-Oskooee, M. I. Mitza and ABM Nasir. "The Long –Run Relation between Black Market and Official Exchange Rate: Evidence From Panel Cointegration"., ***Econometric Letters***, 76, (2002): 397-404

15. Bhagwati and Yusuke, "Export-Import Responses to Devaluation: Experience of Non Industries in 1960s"., ***IMF Staff Paper***, (1979): 501-520

16. Banerjee, A., Dolado, J.J , J.W. and D.F. Henry, "Co-integration, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Advanced Texts in Econometrics", Oxford University Press., (1993).

www.SID.ir

Archive of SID

17. Edwards Sebastian, "Exchange Rate Misalignment in Developed Countries: Analytical Issues and Empirical Evidence"., ***CPP Working Paper***,World Bank, Country Policy Development, Washington D.C, (1985).

18. Fabio Augusto Reis Gomes and Lourenco Senne Paz. "Can Real Exchange Rate Devaluation Improve the Trade Balance?"., ***Applied Economics Letters***, Vol. 12, (2005).

19. Hadri, K., "Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data", ***Econometrics***, 3(2), (2000).

20. Hausman, J. A. "Specification Tests in Econometrics"., ***Econometrica***, Vol. 46, No. 6. (Nov., 1978), pp. 1251-1271.

21. International Financial Statistics, 2006.

22. Khan, S. M. "Import and Export Demand In Developing Countries"., ***IMF Staff Paper***, (1969): 678-93.

23. Kulkarni, Kishore G. "The J-Curve Hypothesis and Currency Devaluation: Case of Egypt and Ghana"., ***Journal of Applied Business Research***, 12, Issue 2, (1996).

24. Marshall, A. ***Money, Credit and Commerce***. London, Macmillan, (1923).

25. Pesaran, M. H. "Macroeconomic Policy in an Oil-Exporting Economy With Foreign Exchange Controls"., ***Econometrica***, 51, (1984): 253-270.

26. Robinson, J. ***Essays in the Theory of Employment***. Oxford, and Basil Blackwell., (1947).

27.World Development Indicator, 2005.

www.SID.ir