Archive of SID

تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران

منصور عسگری*

چکیده

هدف از این مطالعه، برقراری ارتباط بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری در مجموعه‌ای از مدل‌سازی تصحیح خطای برداری[1] می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که در دوره (۱)۵۸ - (۱)۱۳۴۰ یک رابطه همگرایی[2] و در دوره (۴)۷۶ - (۲)۱۳۵۸ یک ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بحث وجود دارد. همچنین کسری حساب جاری به وسیله متغیرهای رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی توضیح داده می‌شود. سرانجام، شبیه سازی پویا بیان می‌کند که یک قسمت مشخص از نوسانات رابطه مبادله به وسیله حساب جاری توضیح داده می‌شود. داده‌های مورد استفاده عبارتند از سری زمانی داده‌های فصلی که شامل سطح واردات، سطح صادرات، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، شاخص قیمت کالاهای صادراتی، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی که طی دوره ۱۳۷۶/۴-۱۳۴۰/۱ مورد بررسی قرار می‌گیرند.

*. کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستمهای اقتصادی

1. Vector Error Correction Modelling (VECM)
2. Cointegration

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

تقریباً از یک دهه قبل، بررسی رابطه علیت بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری، در اقتصاد کلان مورد بحث قرار گرفته است. خان و نایت[3] (۱۹۸۳) رابطه بین تراز حساب جاری و رابطه مبادله را برای ۳۲ کشور بدون نفت از روش Panel data برای سال‌های ۸۰-۱۹۷۳ بررسی کردند و نتیجه گرفتند که عوامل خارجی (رابطه مبادله، رشد اقتصادی کم کشورهای صنعتی و نرخ بهره واقعی خارجی) علاوه بر عوامل داخلی (کسری بودجه دولت، نرخ واقعی مؤثر ارز) در کاهش کسری حساب جاری کشورهای مورد مطالعه مؤثر بوده است. هوک[4] (۱۹۹۵) در استرالیا رابطه علّی بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری را بررسی کرد و نتیجه گرفت که در بلندمدت و در یک نظام نرخ ثابت ارز، بین رابطه مبادله، درآمد داخلی و درآمد خارجی از یک سو و کسری حساب جاری از سوی دیگر، رابطه معنی داری وجود دارد، ولی طی دوره هایی، با نرخ شناور ارز، اینگونه نبوده است.

بهمنی اسکویی و جان آردهانا[5] (۱۹۹۵) از روش شبیه سازی برای جستجوی ارتباط بلندمدت بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری استفاده کردند و نتیجه گرفتند که در بلندمدت، بین رابطه مبادله و تراز تجاری یک رابطه وجود دارد. به هر حال، ترکیبی از نتایج مطالعات بالا به‌طور واضح به این واقعیت اشاره دارد که علیت بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری به طور کامل کشف نشده است. پرسش اصلی عبارت از این است که آیا تغییرات رابطه مبادله باعث تغییر در کسری حساب جاری می‌شود و یا اینکه علیت در جهت عکس است؟

اخیراً اقدامهایی در بکاربردن مدلهای تصحیح خطای برداری، VECM برای آزمون‌های علیت برداشته شده است. ولی مطالعات کمی در بکارگیری آزمون علیت گرانجر در یک سیستم چندمتغیره پویا از طریق مدل تصحیح خطای برداری همراه با تجزیه واریانس[6] VDCs و توابع واکنش ضربه‌ای[7] IRFs صورت گرفته است.

3. Khan and Knight
4. Hoque
5. Bahmani-Oskooee and Janardhana
6. Variance Decomposition
7. Impulse Response Functions

www.SID.ir

Archive of SID

برای تحلیل تجربی مسیر علیت به ویژه در فرایند خود همبسته برداری VAR[8]، تعدادی از آزمونهای علیت به وسیله گرانجر[9]، سیمز[10] و ... پیشنهاد شده است. با توجه به نظریات پیش‌گفته، هدف اصلی مطالعه حاضر عبارت از هدایت آزمونهای تجربی برای مشاهده روابط علیت پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با برداشت گرانجری بجاری برداشت ساختاری و در حالت خاص، تعیین جهت علیت بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری در یک چارچوب بلندمدت و مدل سازی تصحیح خطای برداری، می‌باشد. علیت گرانجر بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری باید در یک چارچوب چند متغیره و در مدل‌سازی تصحیح خطای برداری تجزیه و تحلیل شود، در این تجزیه و تحلیل از روش‌های تجزیه واریانس و توابع واکنش ضربه‌ای، جهت بیان آزمون علیت گرانجر در یک مفهوم پویا استفاده می‌شود. در تجزیه و تحلیل آزمون‌های علیت، وجود جملات تصحیح خطا ECT نشانه‌ای از اهمیت آزمون گرانجر در یک مفهوم چند متغیره پویا می‌باشد. در ادامه بحث، قسمت اول، روش‌شناسی آزمون‌های علیت و در قسمت دوم، تحلیل مقدماتی به دست داده می‌شود. در قسمت سوم، ساختار مدل، در قسمت چهارم نتایج تجربی، در قسمت پنجم جستجوی علیت گرانجر و در قسمت ششم نتایج شبیه سازی پویا ارایه می‌گردد و نهایتاً جمع‌بندی و ملاحظات پایانی به دست داده می‌شود.

۱. روش‌شناسی اقتصاد سنجی آزمون‌های علیت

بیان واکنش متقابل سیاست‌های اقتصادی، از جمله کاربردهای رایج مدلهای اقتصاد سنجی می‌باشد. بحث تحقیق حاضر عبارت از این است که چگونه مفهوم علیت و همگرایی بر مدل تأثیر می‌گذارند و به تفسیر کاربرد مدل‌های اقتصاد سنجی در تجزیه و تحلیل سیاست‌های اقتصادی، کمک می‌کند. تاکنون آزمون‌های علیت زیادی انجام شده است (گرانجر، هوک و ...) وکلیه این آزمونها بر اساس تخمین مدل اتو رگرسیوبرداری انجام شده‌اند. ولی این مطالعات به دو دلیل عمده ضعف دارند: اول اینکه انتخاب طول تأخیر در یک مدل اتورگرسیو برداری با اهمیت است و نتایج را به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. دوم اینکه در صورت نبود همگرایی

8. Vector Autoregression
9. Granger
10. Sims

www.SID.ir

Archive of SID

ممکن است که علیت کاذب مشخص شود که در این مطالعات به اندازه کافی مورد توجه قرار نگرفته‌اند. انگل و گرانجر (۱۹۸۷) نشان دادند که اگر دوسری مورد مطالعه (X_t, Y_t) مستقل و دارای درجه گرایش[11] به میانگین یک $Y_t \sim I(1)$ و X_t باشند و همچنین همگرا نیز باشند، در نهایت، یک ارتباط علّی در یک جهت وجود خواهد داشت.

مسیح و مسیح[12] (۱۹۹۶) نشان دادند که در روش‌شناسی‌های پیش مطرح شده ضعف هایی وجود دارد. اول، آزمون نکردن و یا دخالت ندادن خواص ریشه واحد[13] متغیرها در محاسبات خود می‌باشد و دوم، به رغم آنکه با عمل تفاضل‌گیری، اطلاعات بلندمدت داده‌ها از دست می‌رود که قسمت تصحیح خطا با یک دوره تأخیر (۱-) ECT جانشینی برای تعادل کوتاه مدت به جریانات بلندمدت می‌باشد، تاکنون در آزمون‌های علیت قبلی نادیده گرفته شده است. پس، به طور خلاصه، آزمون‌های علیت در سه مرحله ساختار بندی می‌شوند: مرحله اول شامل آزمون‌هایی برای تعیین درجه گرایش متغیرها به میانگین است. مرحله دوم تعیین بردارهای همگرایی با روش یوهانسن[14] می‌باشد و مرحله پایانی ساختار بندی آزمون‌های علیت گرانجر تعمیم یافته (استفاده از (۱-) ECT) می‌باشد.

۲. تحلیل مقدماتی

خلاصه آماری لگاریتم مقادیر واقعی (قیمت ثابت سال ۱۳۶۱) متغیرهای جانشین کسری حساب جاری Y_t، رابطه مبادله T، درآمدهای خارجی F و تولید ناخالص داخلی GDP در دو گروه سطح و رشد در جداول ۱ و ۲ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

متغیرها به شرح زیر می‌باشند:

Y = شاخص کسری حساب جاری

$$Y = Ln\left(\frac{P_m M}{P_x X}\right)$$

T = شاخص رابطه مبادله

11. Integration
12. Masih and Masih
13. Unit Root
14. Johansen

www.SID.ir

Archive of SID

$$T = Ln\left(\frac{P_x}{P_m}\right)$$

P_m = شاخص قیمت واردات (ریال)

P_x = شاخص قیمت صادرات (ریال)

X = سطح صادرات (میلیون تن)

M = سطح واردات (میلیون تن)

GDP = تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)

F = درآمد خارجی (میلیارد ریال)

اقتصاد ما طی دوره زمانی (۱۳۷۶/۴-۱۳۳۸/۱) دارای نوسانات تقریباً شدیدی بوده است. دوره زمانی مورد نظر از لحاظ تغییرات ساختاری و بنیادی به دو دوره عمده (۱۳۵۸/۱-۱۳۳۸/۱) و (۱۳۷۶/۴-۱۳۵۸/۲) تقسیم می‌شود اما در بررسی دقیق‌تر لازم است که این دوره زمانی به صورت (۱۳۵۴/۴-۱۳۳۸/۱)، (۱۳۵۸/۱-۱۳۵۵/۱)، (۱۳۶۷/۳-۱۳۵۸/۲) و (۱۳۷۶/۴-۱۳۶۷/۴) تقسیم بندی شود.

شایان ذکر است که در جداول ۱ و ۲ کلیه محاسبات صرفاً آماری بوده و هیچ‌گونه رابطه اقتصادی در آن لحاظ نشده است و فقط تغییرات متغیرها را از لحاظ آماری نشان می‌دهد. طی دوره (۱۳۴۰/۱-۱۳۵۸/۱) ملاحظه می‌شود که کلیه سری‌ها دارای چولگی می‌باشند یا اینکه از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. همبستگی بین رشد درآمد داخلی با رابطه مبادله و کسری حساب جاری به ترتیب برابر با ۲/۷- و ۲/۴- درصد می‌باشد و همچنین همبستگی بین رشد رابطه مبادله و کسری حساب جاری، ۰/۷- درصد است.

در دوره (۱۳۷۶/۴-۱۳۵۸/۲) نیز سری‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند و ارتباط بین رشد رابطه مبادله و کسری حساب جاری برابر با ۱/۳ درصد می‌باشد. همچنین، همبستگی بین رشد کسری حساب جاری و رشد درآمد خارجی ۵/۷ درصد و با رشد درآمد داخلی ۳۳- درصد است. ارتباط بین رشد درآمد داخلی و خارجی ۱۹ درصد می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- جهت تغییرات ۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱

متغیر	T		Y		GDP		F	
شاخص	سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد
Max	۰/۰۲	۲/۳	-۰/۶۶۷	۰/۱۷۹	۸/۱۴۸	۰/۰۵۲	۴/۹۷	۰/۳۳۱
Min	-۰/۸	-۲/۳۲	-۱/۹۳	-۰/۱۳۴	۷/۳۲۸	-۰/۰۳۵	۲/۳۶۶	-۰/۱۰۷
میانگین	-۰/۳۱۶	-۰/۰۰۸	-۱/۴۱	۰/۰۱۸	۷/۸۱۱	۰/۰۱۶	۳/۸۸۲	۰/۰۴۹
S.D	۰/۳۲	۰/۵۲۴	۰/۴۷۳	۰/۰۶۹	۰/۲۴۹	۰/۰۲۴	۰/۹۴۹	۰/۱۱۸
Skewness	۴/۱۵	-۰/۰۰۱	۰/۲۵۱	۰/۲۳۷	-۰/۴۶۳	-۰/۶۸	-۰/۳۰۵	۰/۸۹۴
انحراف‌ازنرمال	۲۳/۲	۱۶/۸	-۱/۶۶۵	۳/۸۲	-۱/۰۱۸	-۰/۵۱۶	-۱/۵۱۲	-۰/۰۶۹

ماتریس ضرایب همبستگی

	سطح				رشد			
	T	Y	GDP	F	T	Y	GDP	F
T	۱				۱			
Y	-۰/۴۱	۱			-۰/۰۰۹	۱		
GDP	-۰/۵۳	۰/۸۶	۱		-۰/۰۲۱	-۰/۰۲۴	۱	
F	-۰/۴۸	۰/۹۳	۰/۹۵	۱	۰/۰۰۲	۰/۳۳	۰/۴۴	۱

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- جهت تغییرات ۱۳۷۶/۴ - ۱۳۵۸/۲

متغیر	T		Y		GDP		F	
شاخص	سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد
Max	۱/۵۲	۰/۱۶۹	۰/۹	۰/۵۳	۸/۲۶	۰/۰۴۵	۴/۵۵	۱/۱۱
Min	-۲/۳۲	-۰/۹۴	-۱/۴۷	-۰/۳۲	۷/۷۲	-۰/۰۴	۰/۵۳	-۰/۶۶۷
میانگین	۰/۵۱	-۰/۰۱۷	-۰/۴۷	-۰/۰۰۲	۸	۰/۰۰۵	۲/۹۲	-۰/۰۲۳
S.D	۰/۴۲	۰/۱۵۵	۰/۵۲	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۰۲۱	۰/۹۷	۰/۳
Skewness	۰/۳۶	-۳/۶۹	۰/۲۵	۱/۳۶	۰/۰۹	-۰/۲۵	-۰/۴۹	۱/۵۱
انحراف‌ازنرمال	-۱/۷۲	۱۸/۱۶	۰/۲۴	۳/۸۳	-۰/۹۷	-۰/۴۴۷	-۰/۱۳	۳/۰۸

ماتریس ضرایب همبستگی

	سطح				رشد			
	T	Y	GDP	F	T	Y	GDP	F
T	۱				۱			
Y	۰/۵۱	۱			۰/۰۹	۱		
GDP	-۰/۴۱	-۰/۶۵	۱		۰/۲۱	-۰/۳۳	۱	
F	۰/۴۱	۰/۰۹	۰/۱۶	۱	-۰/۱۷	۰/۰۵۷	۰/۱۹	۱

www.SID.ir

Archive of SID

۳. ساختار مدل

این قسمت، پایه نظری الگوی مورد استفاده را مورد بررسی قرار می‌دهد که شامل ارایه ساختار الگو، مبانی تئوری آزمون‌های ریشه واحد، مدل‌های خود همبسته برداری، همگرایی، و آزمون‌های علیت می‌باشد.

۳-۱. ساختار الگو

تجارت خارجی اهمیت ویژه‌ای برای کشور ما دارد و می‌تواند نیاز به صنعتی شدن، دانش و تجربه لازم برای رشد و توسعه اقتصادی را فراهم کند. همچنین، افزایش تجارت باعث افزایش سطح تولید، اشتغال و نهایتاً رشد اقتصادی خواهد شد. هدف از این مطالعه، تعیین روابط بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی GDP، کسری حساب جاری Y، رابطه مبادله T و درآمد خارجی F طی دوره (۴)۱۳۷۶ - (۱) ۱۳۴۰ می‌باشد. برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای فوق از قیدهای دقیقاً مشخص و بیش از حد مشخص استفاده می‌شود.

۳-۲. آزمون ریشه واحد

قبل از آزمون همگرایی و استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری باید متغیرها از نظر پایا بودن مورد بررسی قرار گیرند. برای این منظور، چون داده‌ها فصلی می‌باشند از روش HEGY[15] استفاده می‌شود. این آزمون توسط هایل برگ، انگل، گرانجر و یو (۱۹۹۰) پیشنهاد شد که علاوه بر آنکه همگرایی مرتبه اول را مشخص می‌کند، وجود ویژگی فصلی[16] را نیز روشن می‌کند. برای سری زمانی Y_t که از مشاهدات فصلی تشکیل شده، مدل زیر ارایه می‌شود:

$$\Delta_4 Y_t = \theta_1 + \theta_2 t + \sum_{i=1}^{3} \gamma_i S_i + \sum_{j=1}^{4} \lambda_j Y_{j(t-1)} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

S_i متغیر مجازی فصلی است و $Y_{j(t-1)}$ به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta_4 Y_t = (1-L^4) Y_t = Y_t - Y_{t-4}$$

15. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY, 1990)

16. Seasonal

www.SID.ir

Archive of SID

$$Y_{1(t-1)} = (1+L+L^2+L^3)\, Y_{t-1}$$
$$Y_{2(t-1)} = -(1-L+L^2-L^3)\, Y_{t-1}$$
$$Y_{3(t-1)} = -(1-L^2)\, Y_{t-2}$$
$$Y_{4(t-1)} = -(1-L^2)\, Y_{t-1}$$

L = عملگر تأخیر

θ = مقدار ثابت

t = متغیر روند زمانی

اگر همه λ_jها بی معنی شدند، با تفاضل مرتبه چهارم (Δ_4) سری پایا می‌شود و اگر فقط λ_1 بی معنی شد سری با Δ تفاضل مرتبه اول، پایا می‌شود. حال، اگر مقادیر λ_1 و λ_2 همراه با λ_3 یا λ_4 به طور معنی داری منفی باشند یعنی از قدر مطلق مقادیر بحرانی بزرگتر باشند، فرضیه H_0 مبنی بر ناپایا بودن Y_t رد می‌شود که در نتیجه، سری پایاست. در غیر این صورت، Y_t همگرا از درجه اول خواهد بود. همچنین، اگر λ_2 همراه با λ_3 یا λ_4 به طور معنی داری منفی باشند، فرضیه H_0 مبنی بر وجود ویژگی فصلی رد می‌شود. بنابراین، مدل (۱) مرتبه تفاضل‌گیری نسبت به سال (d) و همینطور مرتبه تفاضل‌گیری فصلی (b) را مشخص می‌کند، پس $Y_t \sim SI(d,b)$ است. به طور خلاصه، این روش باعث حذف اثر فصلی[17] سری‌های زمانی می‌شود و متغیرها به سری فصلی تعدیل شده[18] تبدیل می‌شوند.

۳-۳. مدل خود همبسته برداری و تجزیه و تحلیل همگرایی

این قسمت به ارایه مدل‌های خود همبستگی برداری، همگرایی و مدل‌های تصحیح خطای برداری می‌پردازد.[19]

مدل اتو رگرسیو برداری تعمیم یافته مرتبه P به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\phi(L)Z_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \varepsilon_t$$

17. Seasonal

18. Quarterly

19. Pesaran, M.H., Shin Y. and R.J. Smith (1999)

www.SID.ir

Archive of SID

Z_t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_t = (Y_t', X_t')'$$

X_t: k × 1 بردار متغیرهای برون زا و X_t: n × 1 بردار متغیرهای درون زا می‌باشند بطوری که $m = k + n$ است.

مدل تصحیح خطایی برداری رابطه فوق به صورت زیر خواهد بود.

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

$\{\Gamma_i\}_{i=1}^{p-1}$ ماتریس پاسخ کوتاه مدت و Π ماتریس بلند مدت می‌باشند. قسمت خطا به صورت $\varepsilon_t = (\varepsilon'_{Yt}, \varepsilon'_{xt})'$ می‌باشد و ماتریس کواریانس ε_t برابر است با:

$$Var - Cov(\varepsilon_t) = \Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{YY} & \Omega_{YX} \\ \Omega_{XY} & \Omega_{XX} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

$$\varepsilon_{Yt} = \Omega_{YX}\, \Omega_{XX}^{-1}\, \varepsilon_{Xt} + u_t \qquad (۵)$$

همچنین، خواهیم داشت:

$$u_t \sim IN(0, \Omega_{uu}) \qquad \Omega_{uu} \equiv \Omega_Y - \Omega_{YX}\, \Omega_{XX}^{-1}\, \Omega_{XY}$$

u_t مستقل از ε_{Xt} می‌باشد.

$$a_0 = (a'_{Y0}, a'_{x0})' \qquad a_1 = (a'_{Y1}, a'_{x1})' \qquad \Pi = (\Pi'_Y, \Pi'_x)'$$

$$\Gamma = (\Gamma'_y, \Gamma'_x)' \qquad \Gamma = (\Gamma'_{Yi}, \Gamma'_{xi})' \qquad i = 1,2,...,p-1$$

در ادامه بحث، تأکید بر ΔX_t و ΔY_t و ΔZ_{t-1} خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Z_t + \Pi_{YY.X} Z_{t-1} + u_t$$

$$c_0 \equiv \alpha_{Y0} - \Omega_{YX}\,\Omega_{YX}^{-1}\,\alpha_{X0} \quad ; \quad c_1 \equiv \alpha_{y2} - \Omega_{YX}\,\Omega_{YX}^{-1}\,\alpha_{X1}$$

$$\Lambda \equiv \Omega_{YX}\,\Omega_{YX}\,\Omega_{XX}^{-1} \quad ; \quad \phi_i \equiv \Gamma_{Yi} - \Omega_{YX}\,\Omega_{XX}^{-1}\,\Gamma_{Xi}$$

$$\Pi_{YY.X} \equiv \Gamma_Y - \Omega_{YX}\,\Omega_{XX}^{-1}\,\Pi_X$$

یوهانسن (۱۹۹۲) نشان داد که می‌توان فرض نمود که فرایند $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ به طور ضعیف برون زا می‌باشد. پس ماتریس ضرایب بلندمدت Π به صورت زیر خواهد بود:

$\Pi_X = 0$ و همچنین $\Pi_{YY.X} = \Pi_Y$ پس خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_Y Z_{t-1} + u_t \qquad (۶)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{X0} + \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad t = 1, 2, \ldots \qquad (۷)$$

$$a_{Xt} = 0 \;,\; c_1 = a_{Y1} \;,\; c_0 = -\Pi_Y + (\Gamma_Y - \Omega_{YX}\,\Omega_{XX}^{-1}\,\Gamma_X + \Pi_Y)\gamma = -\Pi_\gamma$$

فرضیه آزمون رتبه Π برابر است با:

$$H_r : Rank\,[\,\Pi_Y\,] = r \qquad r = 0, 1, \ldots, n \qquad (۸)$$

در این مطالعه:

$$\Delta Y_t = c_0 + (-\Pi_{Y\gamma})t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Z^*_{t-i} + \Pi_Y Z_{t-1} + u_t \qquad (۹)$$

$$\Pi_y = \alpha_y \,.\, \beta' \qquad (۱۰)$$

www.SID.ir

Archive of SID

α_Y یک ماتریس (n×r) و β ماتریس بردارهای همگرایی و (m×r) می‌باشند. حال برای تخمین β باید n = m باشد یا اینکه متغیر برون زا وجود نداشته باشد. در حالت معمولی برای تخمین ماتریس همگرایی فرض می‌شود که متغیر برون زا وجود ندارد. یعنی اینکه n = m و k = ۰ باشد ولی در مطالعه ما k > 0 یا اینکه متغیر برون زا وجود دارد، پس خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = c_\circ + \Lambda\Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Z^*_{t-i} + \Pi_{Y*} Z^*_{t-1} + u_t \qquad (11)$$

$$\Pi_{Y*} = \Pi_Y (-\gamma, I_m) \quad ; \quad z^*_{t-1} = (t, Z'_{t-1})'$$

$$Rank\,[\Pi_{Y*}] = Rank[\Pi_Y]$$

همچنین:

$$\Pi_{Y*} = \alpha_Y . \beta'_* \qquad (12)$$

$$\beta_* = \begin{bmatrix} -\gamma \\ I_m \end{bmatrix} \beta$$

فرضیه آزمون تعداد بردارهای همگرایی برابر است با:

$$H_r : Rank\,[\,\Pi_{Y*}] = r \qquad r = \circ, 1, ..., n \qquad (13)$$

لگاریتم تابع درست نمایی در این حالت برابر است با:

$$L_T = (\phi, r) = -(nT/2) Ln\, 2\Pi - (T/2) Ln\, |\,\Omega_{uu}\,| \qquad (14)$$
$$-(1/2) Trace\,(\Omega^{-1}_{uu}\, uu')$$

T تعداد مشاهدات و ϕ بردار پارامترهای نامعلوم در Ω_{uu} می‌باشد.

آنچه در تحلیل ما برای همگرایی مهم است، ماتریس Π_{Y*} و رتبه آن می‌باشد. چون

www.SID.ir

Archive of SID

ماتریس Π_{Y*} یک ماتریس $n \times m$ است و حداکثر رتبه آن می‌تواند برابر با n باشد پس برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی موارد زیر، خواهیم داشت:

۱.۱ اگر رتبه ماتریس Π_{Y*} برابر n و $n>m$ باشد (n تعداد متغیرهای مدل خود همبسته برداری می‌باشد) می‌توان نتیجه گیری نمود که تمام متغیرها پایا هستند.

۱.۲ اگر رتبه ماتریس Π_{Y*} برابر با صفر باشد، ماتریس Π_{Y*} یک ماتریس خنثی است یعنی رابطه بلندمدت (همگرایی) وجود ندارد.

۱.۳ اگر رتبه ماتریس Π_{Y*} برابر r و $0<r<n$ باشد در این صورت: $\Pi_{Y*} = \alpha . \beta'_*$

ماتریس β را ماتریس همگرایی گوییم و α ماتریس پارامترهای تعدیل می‌باشد، ستون‌های ماتریس β بردارهای همگرایی را تشکیل می‌دهند. حال با داشتن ماتریس Π_{Y*} و رتبه آن (r) ماتریسهای α و β محاسبه می‌شوند.

یوهانسن و جوسیلیس[20] نشان دادند که β ماتریس بردارهای ویژه[21] مربوط به بزرگترین مقدار ویژه معادله مشخصه زیر است:

$$| \hat{\lambda} s_{ZZ} - s_{ZY} s_{YY}^{-1} s_{YZ} | = 0 \qquad (15)$$

$$1 > \hat{\lambda}_1 > .... > \hat{\lambda}_r > 0$$

$\hat{\lambda}_i$ ریشه‌های معادله مشخصه فوق می‌باشند.

تعداد ریشه‌های ویژه غیر صفر ماتریس Π_{Y*} (از لحاظ آماری به طور معنی داری مخالف صفر) تعداد روابط بلندمدت تعادلی یا بردارهای همگرا را مشخص می‌کنند. در روش یوهانسن از دو آماره زیر که به آماره‌های اثر[22] و حداکثر مقادیر ویژه[23] معروفند، برای این منظور استفاده می‌شود.

20. Johansen - Juselius
21. Eigen Vector
22. Trace
23. Maximum Eigen Value

www.SID.ir

Archive of SID

$$\lambda_{trac}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} Ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (16)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\, Ln(1-\hat{\lambda}_{r+1})$$

$\hat{\lambda}$ مقادیر ویژه حاصل از حل معادله مشخصه ۱۴ می‌باشد. در آزمون λ_{max} فرضیه‌ها به صورت زیر است (r تعداد بردارهای همگرایی می‌باشد.)

$$H_0 = rank(\Pi) = r$$
$$H_1 = rank(\Pi) = r+1$$

در آزمون λ_{trac} فرضیه‌ها به صورت زیر می‌باشد (n تعداد متغیرها می‌باشد):

$$H_0 = rank(\Pi) = r$$
$$H_1 = rank(\Pi) = n$$

۳-۴. آزمون علیت

وجود رابطه بین دو یا چند متغیر می‌تواند بیانگر جهت علیت نباشد لذا آزمون جدید انگل - گرانجر (۱۹۸۷) برای نشان دادن رابطه علیت بکار برده می‌شود که در آن از مدل اتو رگرسیو همراه با جزء تصحیح خطا استفاده می‌شود. این آزمون با فرض آن‌که $X_t, Y_t \sim I(1)$ می‌باشند، به قرار زیر است:

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \delta ECT_{t-1} + u_t \qquad (17)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1} b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1} c_j \Delta X_{t-j} + dECT_{t-1} + v_t \qquad (18)$$

www.SID.ir

Archive of SID

ECT عبارت تصحیح خطا می‌باشد و برای تعیین وقفه[۲۴] از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)[۲۵] استفاده می‌شود.

به طور مثال، در رابطه (۱۷) ΔY علت گرانجری ΔX است، اگر فرضیه H_0 در مقابل فرضیه H_1 با استفاده از آزمون والد[۲۶] رد می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \ldots = \gamma_n = 0 \\ H_1 : \gamma_j \neq 0 \quad j = 1, 2, \ldots, n \end{cases}$$

۴. نتایج تجربی

در این قسمت، نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد، تعداد بردارهای همگرایی، و مدل‌های تصحیح خطای برداری ارایه می‌شوند.

۴-۱. تخمین خود همبسته برداری

داده‌های مربوط به متغیرها شامل اطلاعاتی می‌باشند که از آمارهای سری زمانی اطلاعات سازمان مدیریت و برنامه ریزی و بانک مرکزی استخراج شده‌اند. لذا برای بهتر نشان دادن رفتار متغیرها و نهایتاً منعکس کردن بهتر رفتار اقتصاد از داده‌های فصلی استفاده می‌شود. با استفاده از آزمون HEGY درجه همگرایی و وجود ویژگی فصلی داده‌ها با توجه به شکست ساختاری که در داده‌ها مشاهده شده است، در طول دوره‌های مورد نظر بررسی شده‌اند که نتایج آن در جدول ۴ نشان داده شده است.

24. Lag
25. Akaike Information Criterion (AIC)
26. Wald Test

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳- مقادیر بحرانی t در آزمون HEGY

پارامتر	سطح اطمینان		
	٪۱	٪۵	٪۱۰
λ_1	-۴/۴۶	-۳/۷۱	-۳/۳
λ_2	-۳/۸	-۳/۰۸	-۲/۷۳
λ_3	-۲/۷۵	-۱/۹۱	-۱/۴۸
λ_4	-۴/۴۶	-۳/۶۶	-۳/۲۸

جدول ۴- نتایج آزمون HEGY ۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱

متغیر	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5
Δ_4Y	-۰/۱۷۱	-۳/۸۹	۳/۱۵	-۶/۹	*
Δ_4T	-۱/۲۱	-۴/۳۷	-۴/۴۵	-۰/۶۸	*
Δ_4GDP	-۲/۰۸۶	-۳/۹۱	۱/۲۹	-۸/۲۳	*
Δ_4F	-۰/۹۶	-۹/۲۱	۸/۰۴	-۳/۳۱	*

ادامه جدول ۴- نتایج آزمون HEGY ۱۳۷۶/۴ - ۱۳۵۸/۲

متغیر	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5
Δ_4Y	۰/۱۷	-۵/۷۱	۴/۴۹	-۸/۹۸	*
Δ_4T	-۱/۲۹	-۴/۳۱	-۳/۲۸	-۶/۴۱	*
Δ_4GDP	-۰/۴۶	-۴/۵۳	۱/۱۷	-۱۰/۶۱	*
Δ_4F	-۲/۱۵	-۷/۸۷	۴/۲۸	-۶/۲۶	*

* (1,0) ~ SIسری در سطح اطمینان ۹۵٪ همگرا از مرتبه (۱) بوده و فاقد خود همبستگی فصلی است، پس تخمین مدل ۱ معتبر است.

طی دوره (۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱) نتیجه آزمون‌های متفاوت نشان می‌دهد که مناسب‌ترین

www.SID.ir

Archive of SID

مدل، مدلی است که با یک مقدار ثابت[۲۷] در فضای همگرایی و با وقفه برابر با ۴، (p=4) در نظر گرفته شود. همچنین برای دوره زمانی (۷۶/۴-۱۳۵۸/۲) نیز مدل مناسب، مدلی است که با یک مقدار ثابت در نظر گرفته شود، و وقفه ۲ (p=2) باشد. معیار انتخاب وقفه، معیار اطلاعاتی آکائیک AIC می‌باشد (جدول ۵).

$$AIC = Ln\,\hat{\sigma}^{2}$$

$\hat{\sigma}^{2}$ تخمین σ^{2} و k تعداد متغیرهای توضیحی و n تعداد مشاهدات در روش حداکثر درستنمایی ML[۲] می‌باشد.

جدول ۵- مقدار آماده AIC

۱۳۴۰/۱-۵۸/۱		۱۳۵۸/۲-۷۶/۴	
AIC	P	AIC	P
-۴۶/۱۲*	4	-۱۳۵/۱۹	4
-۴۴/۱۸	3	-۱۲۱/۹۶	3
-۴۳/۸۱	2	-۱۴۲/۵۵*	2
-۴۰/۷۲	1	-۹۸/۷۵	1
-۴۶۱/۲۱	0	-۳۱۷/۹	0

* مرتبه بهینه مدل خود همبستگی برداری

بر اساس معیار آکائیک AIC، تعداد وقفه‌های مدل خود همبسته برداری تعیین شده است. در اینجا وقفه بهینه این گونه تعریف می‌شود که مقدار AIC حداقل گردد.

27. Intercept

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول ۵- نتایج تشخیص مدل (۱)۱۳۵۸ - (۱) ۱۳۴۰

آماره F	GDP	Y	T	F
$F_{k=1}(4,47)$	۶۲/۹۲**	۶/۴۵**	۱۰/۷۳*	۱۵۵/۴۷**
$F_{k=2}(4,47)$	۱۰/۷۸**	۱/۲۳	۳/۲۸*	۳۸/۵**
$F_{k=3}(4,47)$	۷/۷۷**	۲/۱۶	۰/۵۵	۱۵/۴۷**
$F_{k=4}(4,47)$	۴/۹۳**	۳/۲*	۱/۶۳	۷/۱**
$\chi^2_{AU}[64] = ۸۱/۲۵$			$\chi^2_n[8] = ۱۲/۲۸$	

** رد H_0 در ۹۹٪ * رد H_0 در ۹۵٪

ادامه جدول (۵) نشان دهنده نتایج تشخیص مدل می‌باشد به طوری که F_k فرضیه صفر بودن وقفه Kام را در مدل خود همبسته برداری آزمون می‌کند. همچنین آزمون فرضیه عدم خودهمبستگی خطاها[28] و آزمون نرمال بودن نتایج[29] (n) بیان‌کننده تشخیص درست مدل می‌باشند.

۴-۲. روابط بلندمدت

پس از تعیین مرتبه مدل خود همبسته برداری بر اساس معیار آکائیک و آزمون‌های تشخیصی مدل، اقدام به تخمین روابط بلندمدت می‌گردد. طی دوره (۱)۱۳۵۸ - (۱) ۱۳۴۰، در سطح معنی دار ۹۵ درصد آمار اثر (λ_{trace}) و آماره حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) این فرضیه راکه تنها یک بردار همگرایی در بین متغیرهای مورد بحث وجود دارد را رد نمی‌کند (یک بردار همگرایی وجود دارد، جدول ۶)

28. Error Autocorrelation (AU)

29. Normality Test For Residuals

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۶- آزمون تعداد بردارهای همگرایی (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰

آزمون حداکثر مقادیر ویژه				
۹۵٪ بحرانی	آماره	H_1	H_0	مقادیر ویژه
۲۲/۸	۲۴/۹۶*	r=1	r=0	۰/۳۵۱۶
۱۷/۹	۹/۹۸۹	r=2	r≤1	۰/۱۷۱۸
۱۱/۴	۶/۶۹۹	r=3	r≤2	۰/۱۱۸۷
۳/۸	۰/۲۵۱	r=4	r≤3	۰/۰۰۴۷
آزمون اثر trace				
۹۵٪ بحرانی	آماره	H_1	H_0	مقادیر ویژه
۳۷/۱	۳۹/۹*	r≥1	r=0	۰/۳۵۱۶
۲۴/۳	۱۶/۹۴	r≥2	r≤1	۰/۱۷۱۸
۱۲/۳	۶/۹۵	r≥3	r≤2	۰/۱۱۸۷
۳/۸	۰/۲۵۱	r≥4	r≤3	۰/۰۰۴۷

* رد فرضیه H_0

متغیرهای درون زا: $F_t \sim I(1)$ و GDP_t و T_t و Y_t

متغیرهای برون زا: $S_3 \sim I(0)$ و S_2 و S_1

جدول ۷- تخمین پارامترهای بلندمدت β (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰

متغیر	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$
GDP	-۱	۰/۲۲۳	-۸/۲۷۲	۱/۳۵۴
Y	۱/۵۵۱	-۱	۷/۵۹۶	-۲/۳۱
T	-۰/۱۹۱	-۰/۹۶۸	-۱	۰/۱۸۴
F	۱/۴۰۳	۱/۰۸۶	۱۰/۷۴	-۱

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۸- تخمین پارامترهای بلندمدت α (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰

متغیر	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$
ΔGDP	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵	۰
ΔY	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۳۶	۰
ΔT	-۰/۰۱۶	۰/۰۰۸	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱
ΔF	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۹	۰

نتایج جداول (۷ و ۸) تأییدکننده این مطلب هستند که فقط یک بردار همگرایی وجود دارد (ستون‌های دوم، سوم و چهارم ماتریس α به صفر نزدیک می‌باشند). شایان ذکر است که متغیرها به صورت لگاریتمی بکار رفته‌اند و از این رو از ضرایب می‌توان به عنوان کشش تفسیر کرد. رابطه بلند مدت کسری حساب جاری نشان می‌دهد که کسری حساب جاری با تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی رابطه مثبت و با رابطه مبادله ارتباط معکوس دارد و می‌توان گفت با افزایش یک واحد در تولید ناخالص داخلی، ارتباط منفی و با کسری حساب جاری و درآمد خارجی ارتباط مثبت دارد.

از طرفی، از رابطه مبادله می‌توان به عنوان معیاری برای رقابت پذیری استفاده کرد. افزایش رقابت پذیری باعث می‌شود که تجارت جهانی از کالاهای خارجی به سوی کالاهای داخلی جابجا می‌شود و صادرات، افزایش و واردات، کاهش می‌یابد که نهایتاً باعث خواهد شد کسری حساب جاری کاهش یابد. می‌توان گفت در بلندمدت رابطه مبادله نسبت به درآمد داخلی و کسری حساب جاری کشش‌پذیر و نسبت به درآمد خارجی تقریباً کم کشش است که مقادیر کشش‌ها به ترتیب برابر با ۱/۱۳۶، ۱/۱۳۶- و ۰/۱۶۱۲ می‌باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول ۵- نتایج تشخیص مدل (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸

آماره F	GDP	Y	T	F
$F_{k=1}(4,60)$	۶۷/۳۷**	۳/۸۳**	۴/۱**	۷۳/۶۴**
$F_{k=2}(4,60)$	۱۰/۵۹**	۰/۲	۲/۱۸	۱۵/۴۳**
$\chi^2_n[8]$ = ۱۰/۴۵			$\chi^2_{AU}[32]$ = ۳۴/۹۶	

** رد H_0 در ۹۹٪

ادامه جدول (۵) نشان دهنده نتایج تشخیص مدل می‌باشد به طوری که Fk فرضیه صفر بودن ضریب وقفه Kام را در مدل خود همبسته برداری آزمون می‌کند. همچنین، آزمون فرضیه عدم خود همبستگی خطاها (AU) و آزمون نرمال بودن نتایج (n) بیان کننده تشخیص درست مدل می‌باشند.

جدول ۹- آزمون تعداد بردارهای همگرایی (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸

آزمون حداکثر مقادیر ویژه				
مقادیر ویژه	H_0	H_1	آماره	۹۵٪ بحرانی
۰/۲۴۴۳	r=0	r=1	۲۷/۴۴*	۰/۲۴۴۳
۰/۱۴۳۶	r≤1	r=2	۱۹/۱۲	۲۱
۰/۰۹۴۲	r≤2	r=3	۷/۸۱	۱۴/۱۷
۰/۰۱۳۹	r≤3	r=4	۱/۰۵۵	۳/۸
آزمون اثر (trace)				
مقادیر ویژه	H_0	H_1	آماره	۹۵٪ بحرانی
۰/۲۴۴۳	r=0	r≥1	۴۷/۰۲*	۳۶/۸۹
۰/۱۴۳۶	r≤1	r≥2	۲۰/۲۹	۲۹/۷
۰/۰۹۴۲	r≤2	r≥3	۸/۴۹	۱۵/۴
۰/۰۱۳۹	r≤3	r≥4	۱/۰۵۵	۳/۸

* رد فرضیه H_0

متغیرهای درون زا: $Y_t, T_t, GDP_t, F_t \sim I(1)$

متغیرهای برون زا: $S_1, S_2, S_3 \sim I(0)$

www.SID.ir

Archive of SID

در دوره (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸، در سطح معنی دار ۹۵ درصد آماره اثر (λ_{trace}) و آماره حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) این فرضیه راکه تنها یک بردار همگرایی در بین متغیرهای مورد نظر وجود دارد را رد نمی‌کند (یک بردار همگرایی وجود دارد. جدول ۹)

جدول ۱۰- تخمین پارامترهای بلندمدت β (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸

متغیر	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$
GDP	-۱	۵/۸۵۸	۲/۱۱۲	۳/۹۳۲
Y	-۳/۹۵۱	-۱	۱/۰۷۸	۰/۶۶۹
T	۳/۰۰۴	-۰/۱۰۹	-۱	۰/۲۸۵
F	۱/۱	۱/۴	۴/۱۹۱	-۱

جدول ۱۱- تخمین پارامترهای بلندمدت α (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸

متغیر	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$
ΔGDP	-۰/۰۶۹	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۲	۰
ΔY	۰/۰۸۷	۰/۰۱۵	-۰/۰۴۷	۰/۰۰۱
ΔT	۰/۰۷	۰/۰۱	-۰/۰۶۱	۰/۰۰۱
ΔF	۰/۰۴۴	۰/۰۱۲	۰/۰۵۲	۰

نتایج جداول ۱۰ و ۱۱ تأییدکننده این مطلب هستند که فقط یک بردار همگرایی وجود دارد (ستون‌های دوم، سوم و چهارم ماتریس α به صفر نزدیک می‌باشند). رابطه بلند مدت کسری حساب جاری نشان می‌دهد که کسری حساب جاری با تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی رابطه مثبت و با رابطه مبادله رابطه معکوس دارد. همچنین در بلند مدت رابطه مبادله با تولید ناخالص داخلی و کسری حساب جاری و درآمد خارجی ارتباط مثبت دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۳. مدل تصحیح خطای برداری

پس از تعیین رابطه‌های همگرایی بین متغیرهای مورد بحث، به منظور تبیین رفتار کوتاه مدت متغیرهای مورد نظر، از مدل تصحیح خطای برداری استفاده می‌گردد. شایان ذکر است که در برآورد ضرایب از روش OLS استفاده شده است. در این قسمت، متغیر جدیدی به متغیرهای قبلی مدل اضافه می‌شوند که با $\xi_{1,t-1}$ نمایش داده می‌شود که در حقیقت، جمله پسماند رابطه همگرایی با یک وقفه زمانی می‌باشد و تفاوت بین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت را می‌توان در مقدار این ضرایب دانست. به این معنی که ضرایب در کوتاه مدت کوچکتر بوده و در نتیجه، میزان تأثیرگذاری سیاست‌ها در بلندمدت چشم‌گیر خواهند بود. از طرفی شایان ذکر است که متغیرها در این قسمت به صورت I(o) و تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیرها (رشد) می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد که تخمین معادلات تصحیح خطا با متغیرهای درون زای مدل اصلی هماهنگی دارد. به نظر می‌رسد که این معادلات از لحاظ منطقی تا حدود زیادی مناسب باشند. توجه داشته باشید که مقدار آماره R^2 تعدیل شده مربوط به واریانس تفاضل‌های متغیرهای درون زا می‌باشد (آماره t در پرانتز نشان داده شده است).

جدول ۱۲- مدل تصحیح خطا (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰

معادله	ΔGDP_t	ΔY_t	ΔT_t	ΔF_t
$\xi_{1,t-1}$	-۰/۰۵ (-۳/۱۲)*	-۰/۰۶۱ (۴/۰۹)*	-۰/۱۱۱ (-۲/۶۱)*	۰/۳۲ (۱/۲۱)
ΔGDP_{t-1}	۱/۸۵ (۱۲/۷)*	-۱/۱۹ (-۲/۵۶)*	-۰/۱۱۳ (۰/۱۹)	۰/۷۹ (۲/۰۵)*
ΔY_{t-1}	۰/۰۰۷ (۰/۹)	۰/۶ (۳/۹۹)*	۰/۰۲ (۰/۹۱)	۰/۰۱۴ (۰/۸۷)
ΔT_{t-1}	-۰/۰۳ (-۰/۹)	-۰/۹۷ (-۱/۱۶)	۰/۸۹ (۶/۲۵)*	۰/۰۸۱ (۱/۹۱)
ΔF_{t-1}	۰/۰۶ (۲/۰۸)*	-۰/۴۴ (-۰/۶)	-۰/۰۰۶ (-۰/۰۵)	۲/۵۶ (۳۲/۸)*

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول ۱۲

معادله	ΔGDP_t	ΔY_t	ΔT_t	ΔF_t
ΔGDP_{t-2}	-۰/۸۸ (-۳/۲۱)*	-۱/۱۹ (-۲/۴۱)*	۰/۹۶ (۱/۹۷)*	۲/۰۳ (۲/۷۱)*
ΔY_{t-2}	-۰/۰۰۵ (-۰/۷۵)	۰/۱۸۲ (۱/۰۹)	-۰/۰۴۶ (-۱/۹۵)	-۰/۰۲۶ (-۱/۳۳)
ΔT_{t-2}	-۰/۰۱۴ (-۰/۳۱)	۰/۱۷ (۰/۱۵)	۰/۰۶۷ (۰/۳۶)	-۰/۱۵ (-۱/۲۱)
ΔF_{t-2}	-۰/۱۲۷ (-۲/۳۴)*	۰/۴۷ (۱/۳۴)	-۰/۰۸۷ (-۰/۴۱)	۲/۵۲ (۱۷/۶۵)*
ΔGDP_{t-3}	۰/۰۴ (۰/۳)	-۱/۳۴ (-۳/۶۱)*	-۰/۸۳ (-۱/۴۲)	۱/۱۶ (۳/۰۳)*
ΔY_{t-3}	-۰/۰۰۸ (-۱/۳۵)	-۰/۲۳ (-۱/۵۷)	۰/۰۰۵ (۰/۲۲)	-۰/۰۴ (-۲/۱۷)*
ΔT_{t-3}	-۰/۰۰۹ (-۰/۲۷)	۰/۳۱ (۰/۳۴)	-۰/۲ (-۱/۴۱)	۰/۰۴۸ (۰/۵۱)
ΔF_{t-3}	۰/۰۷ (۲/۲۶)*	۰/۴۷ (۲/۳۴)*	۰/۱۲۱ (۱/۰۸)	۰/۹۳ (۱۲/۰۶)*
S_1	۰/۰۰۴ (۱/۹۸)*	-۰/۰۵ (-۱/۷۲)	۰/۰۱۱ (۰/۱۴۴)	-۰/۰۰۸ (-۲/۰۲)*
S_2	-۰/۰۰۲ (-۰/۵۵)	-۰/۰۳ (۰/۰۷)	-۰/۰۰۴ (-۰/۳۹)	۰/۰۰۵ (۰/۷۶)
S_3	۰/۰۰۴ (۱/۶۸)	-۰/۰۷ (۰/۶۷)	۰/۰۱ (۲/۵۹)	-۰/۰۰۲ (-۰/۳۸)
Inter	-۰/۰۹۹ (-۱/۸۴)	-۰/۹۵۴ (-۰/۷۱)	-۰/۳۲ (-۱/۴۷)	-۰/۴۴ (-۳/۰۹)*
R^2	۰/۹۹	۰/۶۲	۰/۹۶	۰/۹۹

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول ۱۲

معادله	ΔGDP_t	ΔY_t	ΔT_t	ΔF_t
$\hat{\sigma}$	۰/۰۰۸	۰/۲۱	۰/۰۳۳	۰/۰۲۱
$\chi^2 SC[4]$	۱۲/۱۴*	۵/۲۵	۲۳/۲۱*	۲۵/۰۱*
$\chi^2 FF[1]$	۶/۲۹*	۷/۴۲*	۳/۲۸	۱۸/۱۹*
$\chi^2 N[2]$	۱۵/۲۱*	۱۴/۱۲*	۲۱۷/۱*	۳۱۷/۴۱*
$\chi^2 H[1]$	۱۰/۱۱*	۶۱/۰۳*	۶۱/۰۳*	۳/۰۱*

* معنی دار در سطح ۹۵ درصد

SC = Serial Correlation FF = Function Form

N = Normality H = Heteroscedasticity

$\chi^2_{.95}[1] = ۳/۸۴$ $\chi^2_{.95}[2] = ۵/۹۹$ $\chi^2_{.95}[4] = ۹/۴۹$

متغیرهای درون زا: F_t و GDP_t و T_t و Y_t ~ I(1)

متغیرهای برون زا: S_1 و S_2 و S_3 ~ I(0)

در جدول (۱۲) مشاهده می‌شود که معادله تصحیح خطای برداری برای کسری حساب جاری، رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی به ترتیب ۶۲، ۹۶، ۹۹ و ۹۹ درصد واریانس کل را توضیح می‌دهد. فرض ناهمسانی واریانس فقط در معادله درآمد خارجی رد نمی‌شود و در سایر معادلات نیز این فرض رد می‌شود. فرض نرمال بودن پس مانده‌ها در معادلات پذیرفته می‌شود. آماره‌های تشخیصی وجود رابطه پیاپی در پس مانده‌ها را در همه معادله‌ها رد نمی‌کند. همچنین فرض شکل تبعی در معادله رابطه مبادله پذیرفته نمی‌شود.

در معادله کسری حساب جاری ملاحظه می‌شود که این متغیر نسبت به عدم تعادل در رابطه مبادله، تعدیل می‌شود که سرعت تعدیل برابر با ۰/۰۶۱ می‌باشد. در معادله رابطه مبادله، ملاحظه می‌شود که این متغیر نسبت به عدم تعادل در رابطه مبادله تعدیل می‌شود و ضریب تعدیل برابر با ۰/۱۱۱ می‌باشد. تولید ناخالص داخلی نیز نسبت به عدم تعادل در رابطه مبادله تعدیل می‌شود و سرعت تعدیل برابر با ۰/۰۵ است. درآمد خارجی نسبت به عدم تعادل در رابطه مبادله تعدیل نمی‌شود و می‌توان گفت درآمد خارجی رابطه مبادله یک متغیر برونزا می‌باشد و رابطه علیت

www.SID.ir

Archive of SID

بلندمدت از سوی درآمد خارجی به طرف رابطه مبادله وجود ندارد.

جدول ۱۳- مدل تصحیح خطا (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸

معادله	ΔGDP_t	ΔY_t	ΔT_t	ΔF_t
$\xi_{1,t-1}$	-۰/۰۱ (-۴/۶۹)*	-۰/۰۵۱ (-۲/۳۱)*	-۰/۰۷ (-۴/۰۳)*	-۰/۱۱ (-۱/۲۵)
ΔGDP_{t-1}	۰/۹۸ (۴۵/۱۹)*	-۰/۶۲ (-۲/۱۹)*	۰/۵۶ (۱/۶)	-۰/۱۰۵ (-۰/۳۹)*
ΔY_{t-1}	۰/۰۰۰۱ (-۰/۰۴۵)	۰/۵۲ (۴/۹)*	۰/۰۲۷ (۱/۴۱)	-۰/۰۳ (-۰/۶۳)
ΔT_{t-1}	۰/۰۰۷ (۲/۴۴)*	۰/۰۳۳ (۰/۲۸)	۰/۷۶ (۹/۸۹)*	۰/۰۵ (۱/۹۷)*
ΔF_{t-1}	۰/۰۰۲ (۱/۶۱)	-۰/۰۳۲ (-۲/۲۹)*	-۰/۰۸۱ (-۱/۵۳)	۰/۹۴ (۲۳/۴)*
S_1	-۰/۰۰۳ (-۰/۳۸)	۰/۰۱۹ (۱/۰۹)	-۰/۰۹۷ (۲/۷۵)*	-۰/۱۱ (-۱/۱)
S_2	-۰/۰۰۱ (-۱/۱۷)	۰/۰۳۳ (۱/۶۸)	-۰/۰۷۱ (-۰/۱۹)	-۰/۰۲۶ (-۰/۲۷)
S_3	۰/۰۰۰۷ (۲/۰۹)*	۰/۱۷۷ (۲/۸۷)*	-۰/۰۲۵ (-۱/۷۸)	-۰/۰۰۹ (-۲/۱)*
Inter	۰/۱۳ (۰/۷۶)	۴/۸۷ (۱/۱۳)	-۴/۰۶ (-۱/۴۷)	۰/۹۸ (۰/۴۶)
R^2	۰/۹۸	۰/۷۷	۰/۳۵	۰/۹۱
$\hat{\sigma}$	۰/۰۲۴	۰/۰۳۹	۰/۶۱	۰/۲۹
$\chi^2_{SC}[4]$	۱۱/۴*	۱۹/۱۳	۱۷/۱۱*	۱۶/۹۵*
$\chi^2_{FF}[1]$	۲۱/۲۷*	۱۴/۱۹*	۲/۷۱	۱۲/۳۹*

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول ۱۳

معادله	ΔGDP_t	ΔY_t	ΔT_t	ΔF_t
$\chi^2 N[2]$	۲۷۹/۳*	۱۱۴۲*	۱۵۹/۱*	۱۳۶۵*
$\chi^2 H[1]$	۹/۰۴*	۳۱/۲۷*	۲/۷۱	۶۱/۹۵*

* معنی دار در سطح ۹۵ درصد

SC = Serial Correlation FF = Function Form

N = Normality H = Heteroscedasticity

$\chi^2_{./95}[1] = ۳/۸۴$ $\chi^2_{./95}[2] = ۵/۹۹$ $\chi^2_{./95}[4] = ۹/۴۹$

متغیرهای درون زا: $I(1) \sim F_t$ و GDP_t و T_t و Y_t

متغیرهای برون زا: $I(0) \sim S_3$ و S_2 و S_1

در جدول (۱۳) مشاهده می‌شود که معادله تصحیح خطای برداری برای کسری حساب جاری، رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی به ترتیب ۷۷، ۳۵، ۹۸ و ۹۱ درصد واریانس کل را توضیح می‌دهد. فرض ناهمسانی واریانس فقط در معادله رابطه مبادله رد نمی‌شود و در سایر معادلات نیز این فرض رد می‌شود. فرض نرمال بودن پس مانده‌ها همه در معادلات پذیرفته می‌شود. آماره‌های تشخیصی، وجود رابطه پیایی در پس مانده‌ها را در همه معادلات رد می‌کند همچنین فرض شکل تبعی رابطه مبادله رد می‌شود.

در معادل کسری حساب جاری ملاحظه می‌شود که این متغیر نسبت به عدم تعادل در رابطه مبادله، تعدیل می‌شود. رابطه مبادله نیز نسبت به عدم تعادل در خود رابطه مبادله تعدیل می‌شود. تولید ناخالص داخلی نیز نسبت به عدم تعادل در رابطه مبادله تعدیل می‌شود. درآمد خارجی نسبت به عدم تعادل در رابطه مبادله تعدیل نمی‌شود.

۵. نتایج علیت

مشاهده همگرایی بین ۴ متغیر مورد بحث در بخش قبلی آزمون شد اما تاکنون سوال‌های طبیعی با توجه به علیت گرانجر هنوز پاسخ داده نشده است. این سؤالات عبارتند از:

۱. آیا علیتی بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری وجود دارد؟

www.SID.ir

Archive of SID

۲. علیت بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری در چه جهتی می‌باشد؟

۳. بیان اقتصادی علیت گرانجری بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری چگونه است؟

جدول ۱۴ آماره نسبت درستنمایی LR به دست آمده بر مبنای فرضیه صفر (متغیر مستقل علت گرانجری متغیر وابسته است) را نشان می‌دهد، برای یک متغیر مستقل خاص، رد فرضیه صفر بیان می‌کند که این متغیر علت گرانجری متغیر وابسته است.

جدول ۱۴- نتایج علیت ایستا (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰

متغیر وابسته	آماره نسبت درستنمایی LR			
	ΔGDP	ΔY	ΔT	ΔF
ΔGDP	-	۵/۱۷۲*	۶/۱۲۱*	۹/۰۳۸*
ΔY	۴/۶۷۵*	-	۴/۴۷*	۰/۵۸۸+
ΔT	۱/۹۹۸+	۵/۵۰۸*	-	۰/۵۷۹+
ΔF	۲/۳۴۲+	۰/۴۳۷+	۲/۱۹۱+	-

* رد H_0 + پذیرش H_0

$\chi^2_{0/95}[1] = ۳/۸۴$

طی دوره (۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱) در سطح اطمینان ۹۵٪، نتایج جدول (۱۴) نشان می‌دهد که رابطه مبادله، درآمدهای خارجی و کسری حساب جاری، علت گرانجری تولید ناخالص داخلی می‌باشند، که سازگار با تئوریهای اقتصادی است. از طرف دیگر، کسری حساب جاری علت گرانجری رابطه مبادله است و این علیت دوطرفه این سوال را متبادر می‌سازد که آیا کاهش کسری حساب جاری باعث بهبود رابطه مبادله می‌شود؟ حال اگر شرط مارشال - لرنر برقرار باشد، کاهش در رابطه مبادله باعث بهبود در تراز تجاری کشور خواهد شد. همچنین، درآمد خارجی و داخلی نیز علت گرانجری رابطه مبادله می‌باشند که این رفتار با توجه به مبانی اقتصادی مورد انتظار است.

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول ۱۴- نتایج علیت ایستا (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰

آماره نسبت درستنمایی LR				
متغیر وابسته	ΔGDP	ΔY	ΔT	ΔF
ΔGDP	-	۶/۷۱*	۵/۱۱*	۷/۸۴*
ΔY	۵/۷۳*	-	۴/۳۵*	۰/۱۵۹+
ΔT	۷/۶۱+	۲/۳۲+	-	۰/۳۹۱+
ΔF	۰/۳۸۴+	۰/۸۱۴+	۰/۱۶۶+	-

* رد H_0 + پذیرش H_0 $\chi^2_{0/95}[1] = ۳/۸۴$

در دوره (۱۳۷۶/۴ - ۱۳۵۸/۲) در سطح اطمینان ۹۵٪، نتایج جدول ۱۴ نشان می‌دهد که رابطه مبادله و درآمد داخلی، علت گرانجری کسری حساب جاری، می‌باشند، از طرف دیگر، فقط درآمد داخلی علت گرانجری رابطه مبادله است. همچنین، درآمد خارجی، رابطه مبادله و کسری حساب جاری نیز علت گرانجری درآمد داخلی می‌باشند.

۶. شبیه سازی پویا (دینامیک‌های کوتاه مدت)

برای تجزیه و تحلیل و پویایی متقابل شوکهای گوناگون در دوره‌های آینده از تجزیه واریانس، واکنش ضربه‌ای و میزان پایداری[۳۰] مدل استفاده می‌گردد.

در این قسمت، شبیه سازی پویا برای بیان اهمیت اقتصادی متغیرهای تصحیح خطای برداری به‌کار برده می‌شود. این شبیه سازی‌ها برای تجربه واریانس، توابع پاسخ ضربه‌ای و میزان پایداری بکاربرده شده‌اند.

۶-۱. استحکام (پایداری مدل)

پایداری مدل زمان تأثیر شوکهای وارده بر کل سیستم را بر بردارهای همگرایی (روابط بلندمدت) نشان می‌دهد. این روش بر اساس یک طرح مقیاس بندی شده بنا شده است. میزان

30. Persistence Profile

www.SID.ir

Archive of SID

استحکام مدل در زمان t=0 برابر با یک است و با گذشت زمان تمایل به کاهش دارد و به سمت صفر میل می‌کند. میزان پایداری مدل اطلاعاتی را در مورد سرعت بازگشت به حالت تعادل بلندمدت، از زمانی که مورد شوک واقع می‌شوند، نشان می‌دهد.

نمودار (۱) نشاندهنده وضعیت پایداری مدل، PP طی دوره (۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱) می‌باشدو بیان می‌کند که میزان پایداری، یک کاهش نسبتاً با ثباتی را به سمت مقدار تعادلش نشان می‌دهد، تقریباً ۹۰درصد تعدیلات در فصل هفتم اتفاق می‌افتد که تعدیلات حدوداً کامل می‌شود. نمودار (۲) نیز نشان دهنده وضعیت پایداری مدل در دوره (۴)۷۶ - (۲)۱۳۵۸ می‌باشد و گویای این واقعیت است که میزان پایداری، یک کاهش نسبتاً با ثباتی را به سمت مقدار تعادلش نشان می‌دهد، حدود ۹۵ درصد تعدیلات در فصل چهارم اتفاق می‌افتد و تعدیلات تقریباً کامل می‌شود.

۶-۲. توابع واکنش ضربه‌ای کلی[۳۱] (تعمیم یافته)

زمان تأثیر شوک ها بر متغیرهای منفرد در مدل اصلی می‌تواند با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای، GIR آزمون شود در اینجا از مطالعه پسران و شین[۳۲] (۱۹۹۸) استفاده می‌گردد. طی دوره (۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱) نمودارهای (۲-۱) و (۳-۱) به ترتیب نشان دهنده پاسخ متغیرهای سیستم نسبت به شوک در کسری حساب جاری و رابطه مبادله می‌باشند. ملاحظه می‌شود که شوک در کسری حساب جاری باعث می‌شود این متغیر در دوره هفتم به ۳۸ درصد بیشتر از مقدار استانداردش افزایش یابد و از این دوره به بعد شروع به کاهش می‌کند. ولی سایر متغیرها نسبت به این شوک، پاسخ ویژه‌ای نشان نمی‌دهند. شوک رابطه مبادله باعث می‌شود در دوره پنجم، درآمدهای خارجی به ۵۰٪ کمتر از مقدار استانداردش کاهش یابد.

در دوره (۴)۷۶ - (۲)۱۳۵۸ نمودارهای (۲-۲) و (۳-۲) نیز به ترتیب نشان دهنده پاسخ متغیرهای سیستم نسبت به شوک در کسری حساب جاری و رابطه مبادله می‌باشند. شوک در کسری حساب جاری باعث پاسخهای ویژه‌ای در متغیرها به جز درآمد خارجی نمی‌شود. شوک

31. Generalized Impulse Response

32. Pesaran and Shin

www.SID.ir

Archive of SID

در رابطه مبادله رفتاری شبیه به شوک در کسری حساب دارد.

۶-۳. تجزیه واریانس[۳۳]

به منظور بررسی برون زایی متغیرها از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. با استفاده از روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر نسبت به شوک های برون زای وارد شده بر متغیرهای سیستم مشخص می‌گردد. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، می‌توان اثر شوک وارده بر هر متغیر را بر سایر متغیرها در طول زمان اندازه گیری نمود. به کمک تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم شوک وارده بر تک تک متغیرهای مدل و بی‌ثباتی هر متغیر تعیین می‌شود. تجزیه واریانس برای ۵۰ دوره ۲/۵ محاسبه شده است تا دینامیک‌های سیستم به‌دست آیند.

طی دوره ۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱ علیت گرانجر اعمال شده توسط تجزیه واریانس بیان می‌کند که کسری حساب جاری، یک متغیر نسبتاً هدایت‌کننده است یعنی به طور نسبی از سایر متغیرها برون‌زا تر می‌باشد. با افزایش زمان از سهم نوسانات این متغیر کاسته می‌شود وبه سهم سایر متغیرها اضافه می‌شود. علیت گرانجر اعمال شده توسط تجزیه واریانس بیان می‌کند که رابطه مبادله متغیر نسبتاً هدایت کننده‌ای نیست و با افزایش زمان از سهم نوسانات این متغیر کاسته می‌شود و به سهم سایر متغیرها اضافه می‌شود.

در دوره ۷۶/۴ - ۱۳۵۸/۲ مشاهده می‌شود که علیت گرانجر اعمال شده توسط تجزیه واریانس حاکی از آن است که کسری حساب جاری متغیر نسبتاً هدایت کننده‌ای است، یعنی به طور نسبی از سایر متغیرها برون زا تر می‌باشد. با افزایش زمان از سهم نوسانات این متغیر کاسته می‌شود و به سهم سایر متغیرها اضافه می‌شود. علیت گرانجر اعمال شده توسط تجریه واریانس بیان می‌کند که رابطه مبادله، یک متغیر نسبتاً هدایت کننده است و با افزایش زمان از سهم نوسانات این متغیر کاسته می‌شود و به سهم سایر متغیرها اضافه می‌شود.

33. Variance Decomposition

www.SID.ir

Archive of SID

جمع‌بندی و ملاحظات

به طور خلاصه مقاله حاضر تجزیه و تحلیل‌های زیر را بدست داد:

۱. تعیین رابطه بلندمدت بین کسری حساب جاری، رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی.

۲. آزمون علیت گرانجر متغیرهای پیش‌گفته.

۳. کمی کردن الگوی علیت با تخمین یک مدل تصحیح خطای برداری و به دنبال آن، محاسبه تجزیه واریانس و توابع واکنش ضربه‌ای.

نتایج و آزمون‌ها نشان می‌دهدکه مقاله تا حدود زیادی توانسته است رفتار این متغیرها را منعکس نماید (نمودارهای (۱-۱)، (۲-۱)، (۳-۱) تا (۷-۱) و (۸-۲) تا (۱۱-۲)).

نتایج عمده به قرار زیر است:

طی دوره (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰ یک رابطه بلندمدت بین کسری حساب جاری، رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی وجود دارد.

کسری حساب جاری می‌تواند به وسیله رابطه مبادله شرح داده شود و یک رابطه بین کسری حساب جاری و رابطه مبادله وجود دارد.

شبیه سازی پویا نشان می‌دهدکه قسمت اعظم نوسانات رابطه مبادله به وسیله نوسانات کسری حساب جاری توضیح داده می‌شود.

بین متغیرهای کلان مورد بحث، ارتباط بلندمدت (همگرایی) وجود داردکه این نکته از لحاظ اقتصادی دارای اهمیت زیادی است.

در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی بیشترین اثر را بر کسری حساب جاری دارد. مؤثرترین متغیر بر کسری حساب جاری، تولید ناخالص داخلی می‌باشد. لذا این متغیر می‌تواند ابزاری برای کنترل کسری حساب جاری باشد. بالطبع، اثرگذاری کسری حساب جاری بر رابطه مبادله کمتر خواهد بود.

درکوتاه مدت، کسری حساب جاری عمدتاً از وقفه‌های خود و تولید ناخالص داخلی متأثر می‌شود به این مفهوم که رابطه مبادله و درآمد خارجی نتوانسته‌اند اثر حایز اهمیتی بر کسری حساب جاری داشته باشند. رابطه مبادله کمتر تحت تأثیر سایر متغیرها می‌باشد و همچنین تولید

www.SID.ir

Archive of SID

ناخالص داخلی فقط تحت تأثیر وقفه خود است که این نیز به معنی عدم اثرگذاری سایر متغیرها بر تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

با افزایش رابطه مبادله می‌توان از کسری حساب جاری کاست که محاسبات نشان می‌دهد به ازای افزایش یک واحد در رابطه مبادله، کسری حساب جاری به اندازه ۱/۱۳۶ واحد کاهش می‌یابد.

در دوره (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸ یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر وجود دارد. کسری حساب جاری به وسیله رابطه مبادله و تولید ناخالص داخلی توضیح داده می‌شود. همچنین، رابطه مبادله به وسیله کسری حساب جاری، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی توضیح داده می‌شود.

اثرگذاری درآمد داخلی بر کسری حساب جاری مثبت است یعنی اینکه با افزایش درآمد داخلی، کسری حساب جاری افزایش می‌یابد که می‌تواند به دلیل سهم زیاد صادرات نفت در تراز تجاری کشور باشد. دلیل دیگر ممکن است عبارت از این باشد که واردات ما عمدتاً کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی می‌باشد و به دلیل ضروری بودن، چندان تحت تأثیر درآمد داخلی نمی‌باشد و در نهایت می‌توان گفت که ممکن است محدودیتهای وارداتی اثر مهمتری داشته‌اند.

در کوتاه مدت، برای اثرگذاری بر کسری حساب جاری، دولت می‌تواند با استفاده از ابزارهای سیاستی خود باعث تغییر در متغیرهای رابطه مبادله، درآمد داخلی و درآمد خارجی شودو این متغیر رابه سمت مورد نظر هدایت کند ولی در بلندمدت، این احتمال به مراتب کمتر است.

در کوتاه مدت، کسری حساب جاری تحت تأثیر وقفه‌های خود و درآمد خارجی می‌باشد بدین معنی که این بار نیز رابطه مبادله و تولید ناخالص داخلی نتوانسته‌اند اثر زیادی بر حساب جاری داشته باشند. رابطه مبادله نیز فقط تحت تأثیر وقفه‌های خود می‌باشد.

افزایش رابطه مبادله به اندازه یک واحد می‌تواند کسری حساب جاری را به اندازه ۱۶/۱ کاهش دهد که این مقدار از دوره ۱۳۵۸/۱ - ۱۳۴۰/۱ بزرگتر است که به معنی تأثیرپذیری بیشتر حساب جاری از رابطه مبادله می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به نتایج سیاست‌های دو دوره می‌توان گفت که افزایش صادرات به منظور کاهش کسری حساب جاری نسبت به محدودیتهای وارداتی مؤثرتر است.

درکوتاه مدت، دولت باید همواره مترصد اثر سیاستهای خود برکسری حساب جاری باشد. اثرگذاری کاهش رابطه مبادله برکسری حساب جاری بستگی به کشش تقاضایی واردات بستگی دارد. اگر تقاضای واردات باکشش باشد، کاهش رابطه مبادله باعث کاهش کسری حساب جاری می‌شود و اگر تقاضای واردات باکشش نباشد، این کاهش در رابطه مبادله باعث افزایش کسری حساب جاری می‌شود.

عواملی مانند تغییر در نرخ ارز، شوک‌های برون زا و افزایش دانش فنی می‌تواند درکسری حساب جاری مؤثر باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست

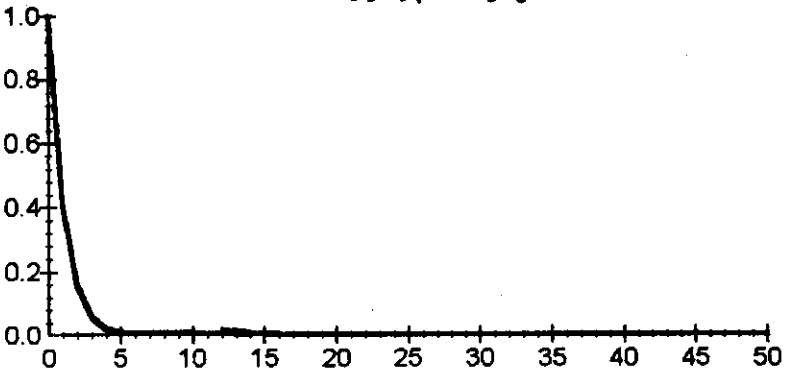
الف.

برای فصلی نمودن متغیرهایی که به صورت فصلی موجود نبودند از روش اسپلاین[۳۴] و از برنامه X-11 در نرم‌افزار "SAS"[۳۵] استفاده شد. در این روش، ابتدا با استفاده از برنامه Expand داده‌های سالیانه به داده‌های فصلی تبدیل می‌شوند؛ در مرحله بعد، یک منحنی اسپلاین درجه سوم به مقادیر اولیه داده‌ها (تبدیل شده به seasonal) برازش می‌گردد که البته باید بهترین برازش (مجموع مربع خطاها حداقل) باشد. سپس، تابع اسپلاین درجه سوم را به شرطی که کل منحنی و مشتق‌های اول و دوم آن پیوسته باشند، به دست می‌دهد. در مرحله بعد، تحت شرایط فوق بین نقاط اتصال (داده‌های فصلی) یک منحنی برازش می‌شود که نقاط به دست آمده از این منحنی، همان داده‌های فصلی تعدیل شده (با حذف اثر فصلی) می‌باشند. شایان ذکر است که معیار بهینه بودن برازش منحنی در این قسمت، آماره F و احتمال اینکه بتوان F بزرگتری را به دست آورد، می‌باشد.

ب.

توجه: نمودارها (۱-۱) تا (۱۱-۱) مربوط دوره (۱)۱۳۵۸ - (۱)۱۳۴۰ و نمودارهای (۱-۲) تا (۱۱-۲) مربوط به دوره زمانی (۴)۱۳۷۶ - (۲)۱۳۵۸ می‌باشند.

نمودار ۱-۱. پایداری مدل



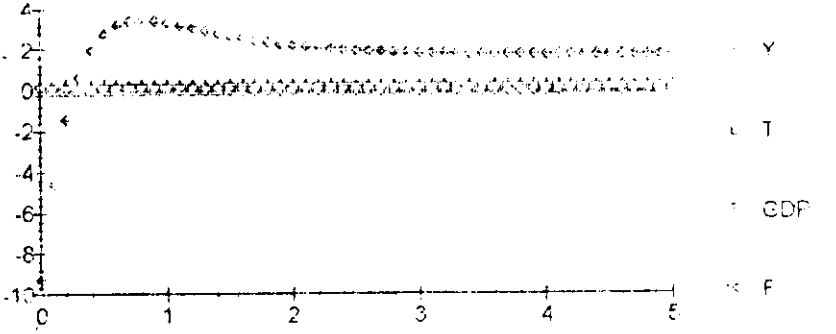
34. Spline

35. Statistical Analysis System

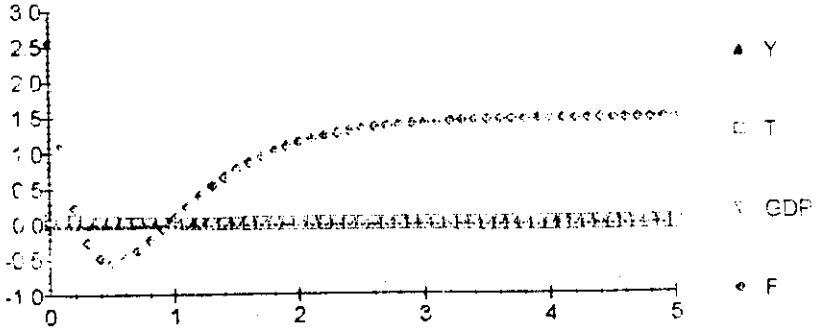
www.SID.ir

Archive of SID

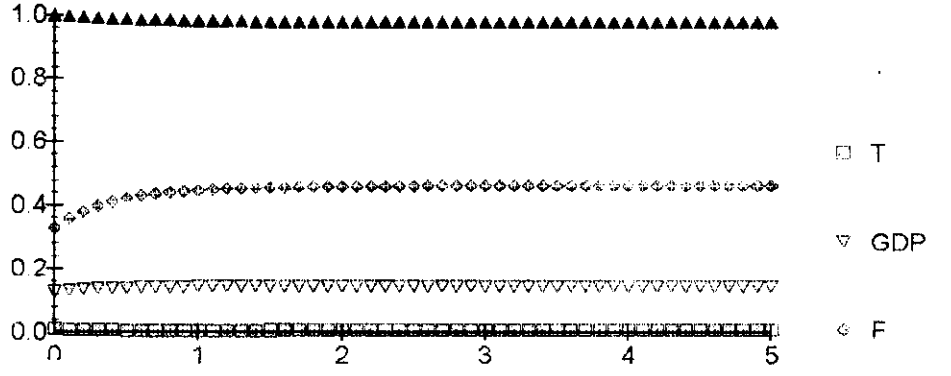
نمودار ۲-۱. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک کسری حساب جاری



نمودار ۳-۱. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک رابطه مبادله



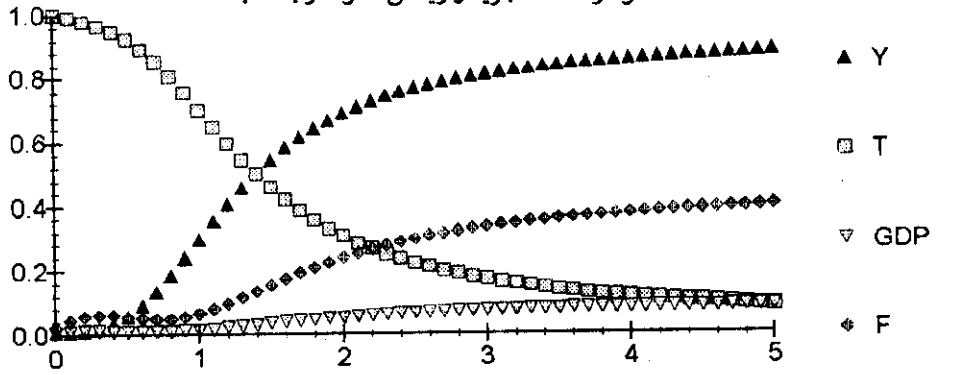
نمودار ۴-۱. تجزیه واریانس، شوک کسری حساب جاری



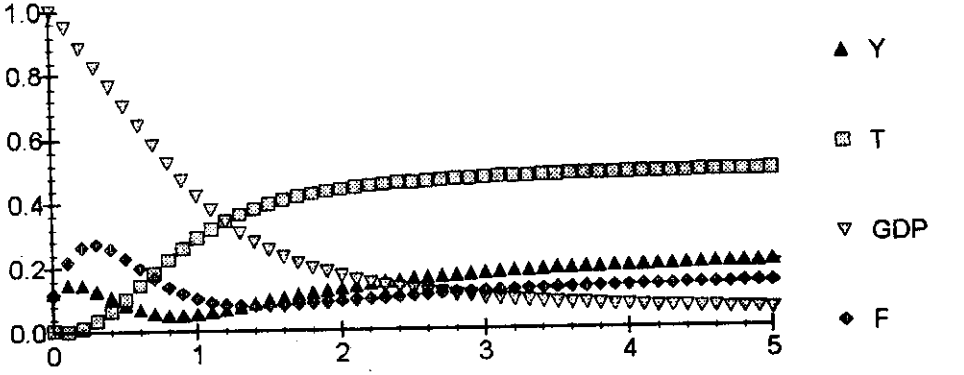
www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۵-۱. تجزیه واریانس، شوک رابطه مبادله

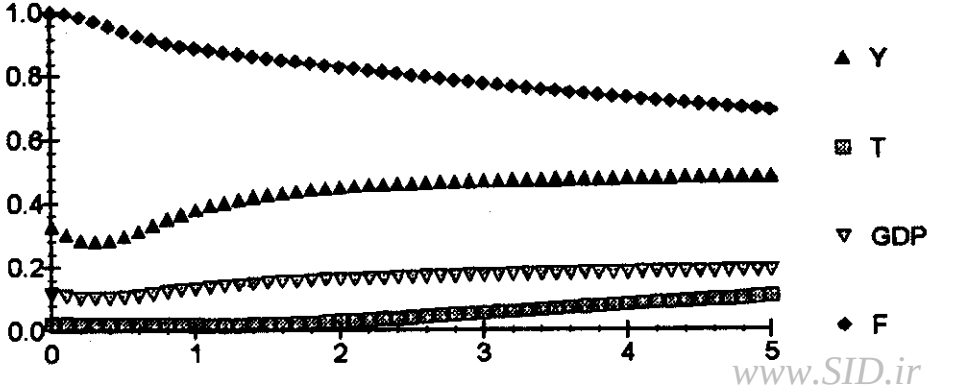


نمودار ۶-۱. تجزیه واریانس، شوک تولید ناخالص داخلی



نمودار ۷-۱. تجزیه واریانس، شوک درآمد خارجی

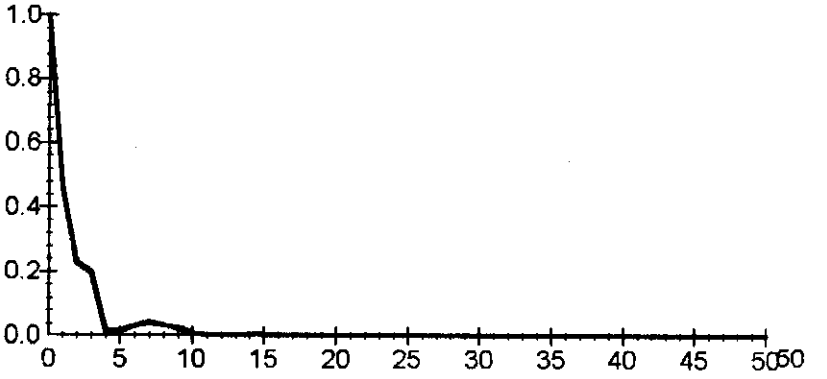
دوره زمانی (۴)۷۶ - (۲)۱۳۵۸



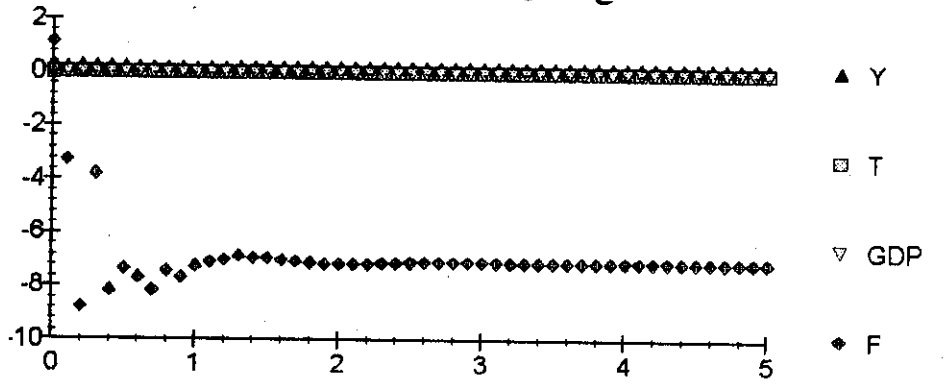
www.SID.ir

Archive of SID

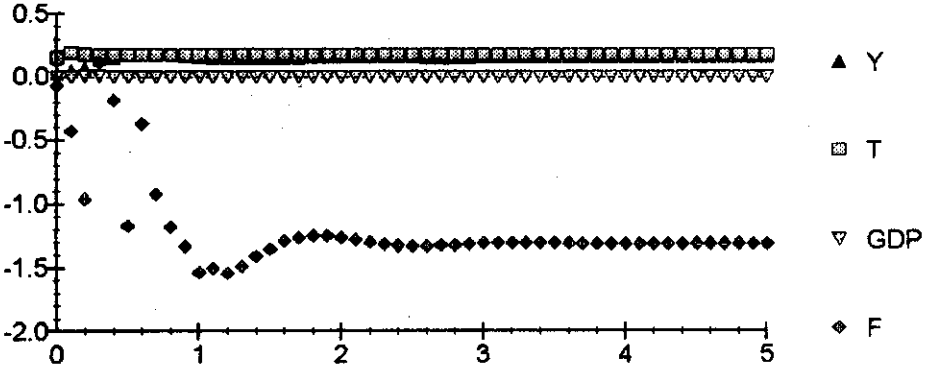
نمودار ۱-۲. پایداری مدل



نمودار ۲-۲. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک در کسری حساب جاری



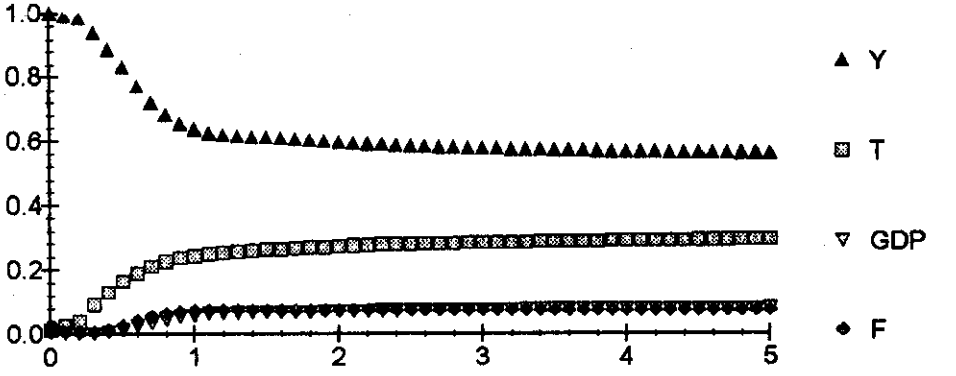
نمودار ۳-۲. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک در رابطه مبادله



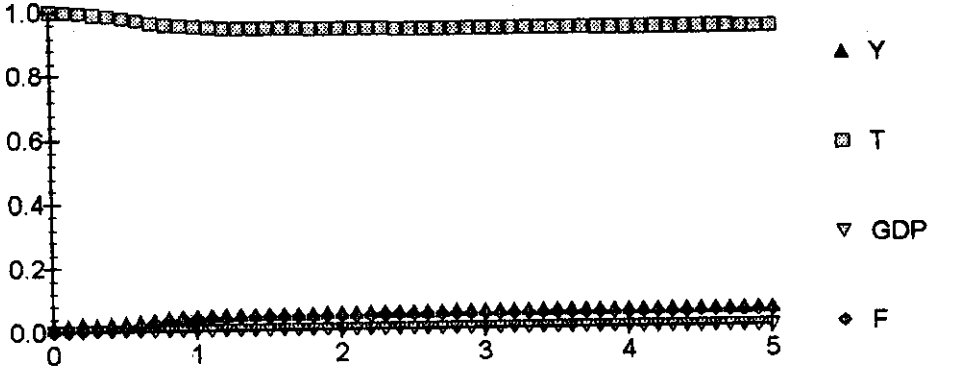
www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۴-۲. تجزیه واریانس، شوک کسری حساب جاری



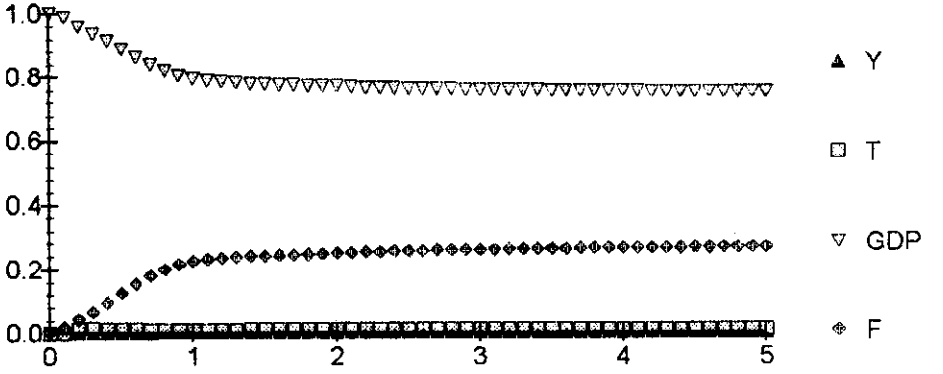
نمودار ۵-۲. تجزیه واریانس، شوک رابطه مبادله



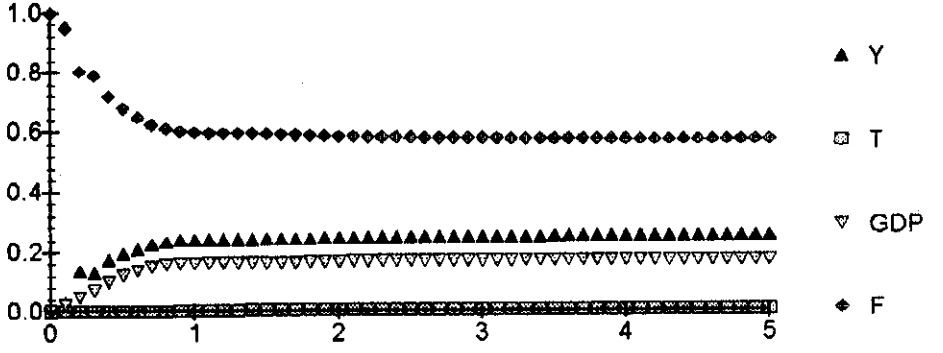
www.SID.ir

Archive of SID

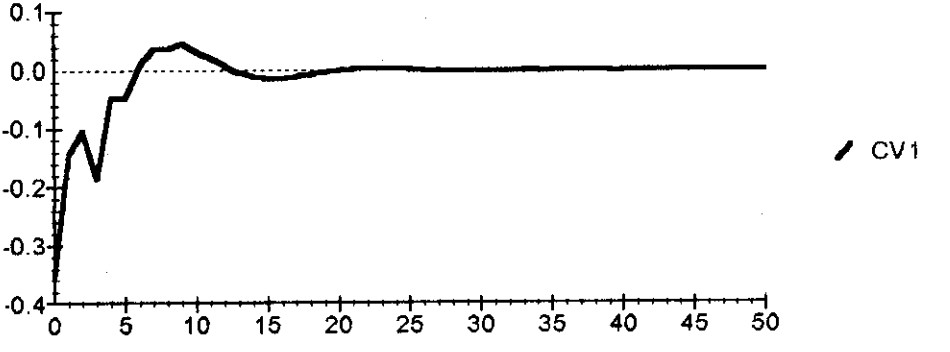
نمودار ۶-۲. تجزیه واریانس، شوک تولید ناخالص داخلی



نمودار ۷-۲. تجزیه واریانس، شوک درآمد خارجی



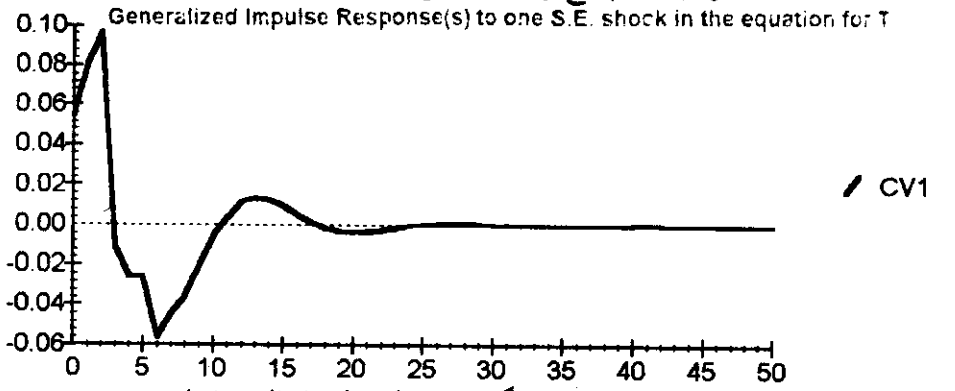
نمودار ۸-۲. پاسخ بردار همگرایی به شوک کسری حساب جاری



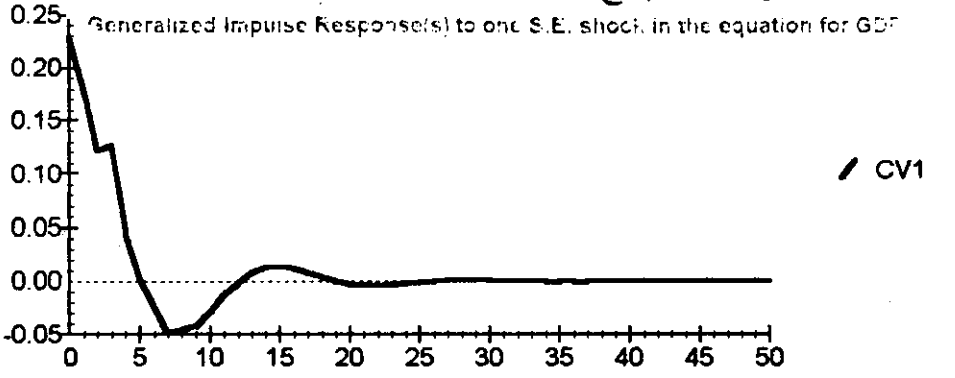
www.SID.ir

Archive of SID

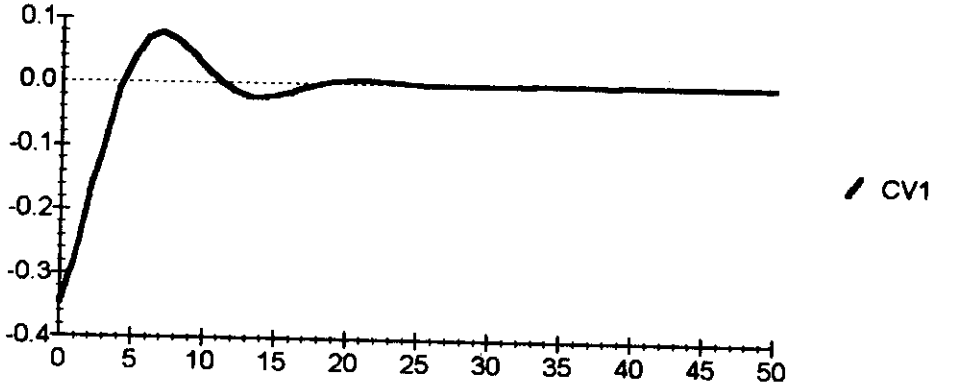
نمودار ۹-۲. پاسخ بردار همگرایی به شوک رابطه مبادله



نمودار ۱۰-۲. پاسخ بردار همگرایی به شوک تولید ناخالص داخلی



نمودار ۱۱-۲. پاسخ بردار همگرایی به شوک درآمد خارجی



www.SID.ir

Archive of SID

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالهای مختلف

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالهای مختلف

۳. سازمان مدیریت و برنامه ریزی (۱۳۷۶)، مجموعه اطلاعاتی سری‌های زمانی آمار حسابهای ملی، پولی و مالی، معاونت امور اقتصادی، دفتر اقتصاد کلان، تهران.

۴. روستا، احمد (۱۳۷۰)، **بازاریابی بین‌الملل**، تهران، دانشگاه شهیدبهشتی.

۵. عسگری، منصور (۱۳۷۸)، **بررسی رابطه علیت بین رشد اقتصادی بدون نفت و صادرات غیرنفتی**، ارایه شده در پنجمین کنفرانس صادرات غیرنفتی کشور.

۶. ـــــــــ (۱۳۷۹)، **بررسی ارتباط بین بی‌ثباتی صادرات، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران**. ارایه شده در ششمین کنفرانس صادرات غیرنفتی کشور.

۷. ـــــــــ (۱۳۷۹)، **یک الگوی خودهمبسته برداری برای اقتصاد ایران**، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شیراز.

8. Asgari, M. (1998), **Relationship between Price and Energy Consumption with Industry Value-Added by VAR Approach in Iran (1967-94)**, 2nd International Non-Renewable Energy Sources Congress Tehran - Iran, Dec. 12 - 16.

9. Bahmani-Oskooee, M. and A. Janardhanan (1995), **Is There any Long-Run Relation between the Terms of Trade snd Balance**?, Journal of Policy Modeling, 17, 199-205

10. Burbid, E. and J. Harrison (1984), **Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions,** International Economic Review 25,459-475

11. Engle, R.F. and C.W.J Granger (1987), **Cointegration and Error**

www.SID.ir

Archive of SID

Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, 35251-76

12. Ghotak, A.(1998), **Vector Autoregression Modelling and Forecasting Growht of South Korea,** Journal of Applied Statistics, Vol 25(5), 579-592.
13. Granger, C.W.J. (1969), **Investigating Causal Relationshijp by Econometric Models and Cross-Speetral Methods,** Econometrica, 48, 213-28.
14. Heller, H.R. (1980), **International Trade, Theory and Emperical Evidence,** Prentice Hall, Second Edition.
15. Hoque, A. (1995),**Cointrgration Relationship between Terms of Trade and Current Account Deficit, The Australian Evidence,** Applied Economic Ledtters, 2,199-210.
16. Hyllebrg, Engle, Granger and Yoo. (1990), **Seasonal Integration Vectors,** Journal of Economic Dynamics, 44,215-238.
17. Johansen, S. (1988), **Statistical Analysis of Cointegration Vectors,** Journal of Economic Dynamics and Control, (12),231-54.
18. Kadiyala, K. and S. Karlsson (1993), **Forecasting with Generalized Bayesian Vector Autoregressions,** Journal of Forecasting, Vol 12, 365-378.
19. Kenen, P.B. (1994), **The International Economy,** Cambridge University Press, third Edition.
19. Khan, M.S and M.D. Knight (1983), **Determinants of Current Account Balance of Non-Oil Developing Countries in the 1970s: An Emperical Analysis,** IMF Staff Papers, 30, 819-42.
20. Oxley, L. and D. Grealey (1998), **Vector Autoregression, Cointegration and Causality: Testing for Causes of the British Industrial Revolution.**

www.SID.ir

Archive of SID

Applied Economics. 30, 1387-1397.

21. Lutkephol, H. and H.E. Reimers (1992), **Impulse Response Analysis of Cointegration Systems,** Journal of Economic Dynamic and Contorl, 16, 33-78.

22. Masih, A.M.M and R. Masih (1996), **Empirical Tests to Discern the Dymanic Causal Chain in Macroeconomic Activity, New Evidence from Thailand and Malaysia Based on a Multivariate Cointegration / Vector Error Correction Modeling Approach,** Journal of Policy Modeling, 18, 531-60.

23. Pesaran, M.H, Shin Y. and R.J. Smith (1991), **Structural Analysis of Vector Erorr Correction Models with Exogenous I(1) Variables,** University of Cambridge, (forthcoming).

24. Pesaran, M.H and Y. Shin (1999),**Long-Run Structural Modelling,** DAE Working Papers Series No. 9419, University of Cambridge.

25.Pesaran, M.H and Y. Shin (1998), **Generalizde Impulse Response Analysis in Liner Multivariate Model,** Economic Letters 58, 17-29.

26. Shoesmith, E.L. (1992) **Cointegration, Error Correction and Improved Medium-Term Regional VAR Forecasting,** Journal of Forcasting, VOL 11, 91-109

27. Sims, C. (1972), **Money, Income and Causality,** American Economic Reviwe, 62,520-40.

28.____, (1980), **Macroeconomics and Reality,** Econometrica, 48, 1-48.

www.SID.ir