

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^۱ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که در دوره ۵۸(۱) - ۱۳۴۰(۱) یک رابطه همگرایی^۲ و در دوره ۷۶(۴) - ۱۳۵۸(۲) 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، شبیه‌سازی 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

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^۳ (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^۴ (۱۹۹۵) در استرالیا رابطه علی 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 دوره‌هایی، با نرخ شناور ارز، اینگونه نبوده است.

بهمنی اسکویی و جان آردهانا^۵ (۱۹۹۵) از روش شیبه 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 به طور 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 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^۶ VDCs و توابع واکنش ضربه‌ای^۷ IRFs صورت گرفته است.

3. Khan and Knight

4. Hoque

5. Bahmani-Oskooee and Janardhana

6. Variance Decomposition

7. Impulse Response Functions

برای تحلیل تجربی مسیر علیت به ویژه در فرایند خود همبسته برداری VAR^A ، تعدادی از آزمونهای علیت به وسیله گرانجر^۹، سیمز^{۱۰} و... پیشنهاد شده است. با توجه به نظریات پیش گفته، 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، می باشد. علیت گرانجر بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری باید در یک چارچوب چند متغیره و در مدل سازی تصحیح خطای برداری تجزیه و تحلیل شود، در این تجزیه و تحلیل از روش های تجزیه واریانس و توابع واکنش ضربه ای، جهت بیان آزمون علیت گرانجر در یک مفهوم پویا استفاده می شود. در تجزیه و تحلیل آزمون های علیت، وجود جملات تصحیح خطا ECT نشانه ای از اهمیت آزمون گرانجر در یک مفهوم چند متغیره پویا می باشد. در ادامه بحث، قسمت اول، روش شناسی آزمون های علیت و در قسمت دوم، تحلیل مقدماتی به دست داده می شود. 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 می گردد و نهایتاً جمع بندی و ملاحظات پایانی به دست داده می شود.

۱. روش شناسی اقتصادسنجی آزمون های علیت

بیان واکنش متقابل سیاست های اقتصادی، از جمله کاربردهای رایج مدل های اقتصادسنجی می باشد. بحث تحقیق حاضر عبارت از این است که چگونه مفهوم علیت و همگرایی بر مدل تأثیر می گذارند و به تفسیر کاربرد مدل های اقتصادسنجی در تجزیه و تحلیل سیاست های اقتصادی، کمک می کند. تاکنون آزمون های علیت زیادی انجام شده است (گرانجر، هوک و...) و کلیه این آزمونها بر اساس تخمین مدل اتورگرسیون برداری انجام شده اند. ولی این مطالعات به دو دلیل عمده ضعف دارند: اول اینکه انتخاب طول تأخیر در یک مدل اتورگرسیون برداری با اهمیت است و نتایج را به شدت تحت تأثیر قرار می دهد. دوم اینکه در صورت نبود همگرایی

8. Vector Autoregression

9. Granger

10. Sims

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^{۱۱} به میانگین یک $I(1)$ و Y_t و X_t باشند و همچنین همگرا نیز باشند، در نهایت، یک ارتباط علی در یک جهت وجود خواهد داشت.

مسیح و مسیح^{۱۲} (۱۹۹۶) نشان دادند که در روش شناسی‌های پیش مطرح شده ضعف‌هایی وجود دارد. اول، آزمون نکردن و یا دخالت ندادن خواص ریشه واحد^{۱۳} 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 $ECT(-1)$ 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^{۱۴} می‌باشد و مرحله پایانی ساختار بندی آزمون‌های علیت گرانجر تعمیم یافته (استفاده از $ECT(-1)$) 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 جدا اول ۱ و ۲ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

متغیرها به شرح زیر می‌باشند:

Y = شاخص کسری حساب جاری

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

T = شاخص رابطه مبادله

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

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

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 ماطی 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 (۱۳۳۸/۱-۱۳۵۸/۱) و (۱۳۵۸/۲-۱۳۷۶/۴) تقسیم می‌شود اما در بررسی دقیق تر لازم است که این دوره زمانی به صورت (۱۳۳۸/۱-۱۳۵۴/۴)، (۱۳۵۸/۱-۱۳۵۸/۱)، (۱۳۵۸/۲-۱۳۶۷/۳) و (۱۳۶۷/۴-۱۳۷۶/۴) تقسیم بندی شود.

شایان ذکر است که در جداول ۱ و ۲ کلیه محاسبات صرفاً آماری بوده و هیچ گونه 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.

جدول ۱- جهت تغییرات ۱۳۴۰/۱ - ۱۳۵۸/۱

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

ماتریس ضرایب همبستگی

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

جدول ۲- جهت تغییرات ۱۳۷۶/۴ - ۱۳۵۸/۲

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

ماتریس ضرایب همبستگی

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

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 قیده‌های 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^{۱۵} 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^{۱۶} را نیز روشن می‌کند. برای سری زمانی Y_t که از مشاهدات فصلی تشکیل شده، مدل زیر ارایه می‌شود:

$$\Delta_{\varphi} Y_t = \theta_1 + \theta_{\varphi} t + \sum_{i=1}^3 \gamma_i S_i + \sum_{j=1}^4 \lambda_j Y_{j(t-1)} + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

$$\Delta_{\varphi} Y_t = (1-L^{\varphi}) Y_t = Y_t - Y_{t-\varphi}$$

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

16. Seasonal

$$Y_1(t-1) = (1+L+L^2+L^3) Y_{t-1}$$

$$Y_2(t-1) = -(1-L+L^2-L^3) Y_{t-1}$$

$$Y_3(t-1) = -(1-L^2) Y_{t-2}$$

$$Y_4(t-1) = -(1-L^2) Y_{t-1}$$

= عملگر تأخیر

= مقدار ثابت

= متغیر روند زمانی

اگر همه زنجاری معنی شدند، با تفاضل مرتبه چهارم (Δ_4) سری پایا می‌شود و اگر فقط λ_1 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^{۱۷} سری‌های زمانی می‌شود و متغیرها به سری فصلی تعدیل شده^{۱۸} 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.^{۱۹}

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

$$\phi(L)Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$$

17. Seasonal

18. Quarterly

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

Z_t به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

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

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

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$\{\Gamma_i\}_{i=1}^{p-1}$ 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:

$$Var - Cov(\varepsilon_t) = \Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{YY} & \Omega_{YX} \\ \Omega_{XY} & \Omega_{XX} \end{pmatrix} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{Yt} = \Omega_{YX} \Omega_{XX}^{-1} \varepsilon_{Xt} + u_t \quad (5)$$

همچنین، خواهیم داشت:

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

u_t مستقل از ε_{Xt} می‌باشد.

$$a_0 = (a_{Y0}', a_{X0}') \quad a_1 = (a_{Y1}', a_{X1}') \quad \Pi = (\Pi_Y', \Pi_X')$$

$$\Gamma = (\Gamma_Y', \Gamma_X') \quad \Gamma_i = (\Gamma_{Yi}', \Gamma_{Xi}') \quad i = 1, 2, \dots, p-1$$

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

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

$$c. \equiv \alpha_Y. - \Omega_{YX} \Omega_{YX}^{-1} \alpha_X. \quad ; \quad c_1 \equiv \alpha_{y_1} - \Omega_{YX} \Omega_{YX}^{-1} \alpha_{X_1}$$

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

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

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

$$\Pi_{YY.X} = \Pi_Y \text{ و همچنین } \Pi_X = 0$$

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

$$\Delta X_t = \alpha_X. + \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (۷)$$

$$a_{X_t} = 0, \quad c_1 = a_{Y_1}, \quad c. = -\Pi_Y + (\Gamma_Y - \Omega_{YX} \Omega_{XX}^{-1} \Gamma_X + \Pi_Y) \gamma = -\Pi_Y$$

فرضیه آزمون رتبه Π برابر است با:

$$H_r : \text{Rank} [\Pi_Y] = r \quad r = 0, 1, \dots, n \quad (۸)$$

در این مطالعه:

$$\Delta Y_t = c. + (-\Pi_Y) t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Z_{t-i} + \Pi_Y Z_{t-1} + u_t \quad (۹)$$

$$\Pi_Y = \alpha_y \cdot \beta' \quad (۱۰)$$

$\alpha\gamma$ یک ماتریس $(n \times r)$ و β ماتریس بردارهای همگرایی و $(m \times r)$ 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 $k = 0$ باشد ولی در مطالعه ما $k > 0$ یا اینکه متغیر برون زا وجود دارد، پس خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = c_t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Z_{t-i}^* + \Pi_{\gamma^*} Z_{t-1}^* + u_t \quad (11)$$

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

$$Rank[\Pi_{\gamma^*}] = Rank[\Pi_{\gamma}]$$

همچنین:

$$\Pi_{\gamma^*} = \alpha_{\gamma} \beta' \quad (12)$$

$$\beta^* = \begin{pmatrix} -\gamma \\ I_m \end{pmatrix} \beta$$

فرضیه آزمون تعداد بردارهای همگرایی برابر است با:

$$H_r: Rank[\Pi_{\gamma^*}] = r \quad r = 0, 1, \dots, n \quad (13)$$

لگاریتم تابع درست نمایی در این حالت برابر است با:

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

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

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

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

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

۳. اگر رتبه ماتریس Π_{γ}^* برابر r و $0 < r < n$ باشد در این صورت: $\Pi_{\gamma}^* = \alpha \cdot \beta'$ ماتریس β را ماتریس همگرایی گوئیم و α ماتریس پارامترهای تعدیل می‌باشد، ستون‌های ماتریس β بردارهای همگرایی را تشکیل می‌دهند. حال با داشتن ماتریس Π_{γ}^* و رتبه آن (r) ماتریسهای α و β محاسبه می‌شوند.

یوهانسن و جوسیلیس^{۲۰} نشان دادند که β ماتریس بردارهای ویژه^{۲۱} مربوط به بزرگترین مقدار ویژه معادله مشخصه زیر است:

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

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

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

تعداد ریشه‌های ویژه غیر صفر ماتریس Π_{γ}^* (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^{۲۲} و حداکثر مقادیر ویژه^{۲۳} معروفند، برای این منظور استفاده می‌شود.

20. Johansen - Juselius

21. Eigen Vector

22. Trace

23. Maximum Eigen Value

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

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

$\hat{\lambda}$ مقادیر ویژه حاصل از حل معادله مشخصه ۱۴ می باشد. در آزمون λ_{max} فرضیه ها به صورت زیر است (۲ تعداد بردارهای همگرایی می باشد).

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

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

در آزمون λ_{trac} فرضیه ها به صورت زیر می باشد (n تعداد متغیرها می باشد):

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

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

۳-۴. آزمون علیت

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

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

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_j \Delta X_{t-j} + d ECT_{t-1} + v_t \quad (18)$$

ECT عبارت تصحیح خطا می باشد و برای تعیین وقفه^{۲۴} از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)^{۲۵} استفاده می شود.

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 می شود.

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

۴. نتایج تجربی

در این قسمت، نتایج حاصل از آزمون های ریشه واحد، تعداد بردارهای همگرایی، و مدل های تصحیح خطای برداری ارائه می شوند.

۴-۱. تخمین خود همبسته برداری

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

24. Lag

25. Akaike Information Criterion (AIC)

26. Wald Test

جدول ۳- مقادیر بحرانی t در آزمون HEGY

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

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

متغیر	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5
$\Delta_4 Y$	-۰/۱۷۱	-۳/۸۹	۳/۱۵	-۶/۹	*
$\Delta_4 T$	-۱/۲۱	-۴/۳۷	-۴/۴۵	-۰/۶۸	*
$\Delta_4 GDP$	-۲/۰۸۶	-۳/۹۱	۱/۲۹	-۸/۲۳	*
$\Delta_4 F$	-۰/۹۶	-۹/۲۱	۸/۰۴	-۳/۳۱	*

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

متغیر	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5
$\Delta_4 Y$	۰/۱۷	-۵/۷۱	۴/۴۹	-۸/۹۸	*
$\Delta_4 T$	-۱/۲۹	-۴/۳۱	-۳/۲۸	-۶/۴۱	*
$\Delta_4 GDP$	-۰/۴۶	-۴/۵۳	۱/۱۷	-۱۰/۶۱	*
$\Delta_4 F$	-۲/۱۵	-۷/۸۷	۴/۲۸	-۶/۲۶	*

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

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

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 $(۱۳۵۸/۲-۷۶/۴)$ 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 می باشد (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 درستی^{۲۸} ML می باشد.

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
-۴۶/۲۱	0	-۳۱۷/۹	0

* مرتبه بهینه مدل خود همبستگی برداری

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

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

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

**رد H_0 در ۹۹٪ *رد H_0 در ۹۵٪

ادامه جدول (۵) نشان دهنده نتایج تشخیص مدل می باشد به طوری که F_k فرضیه صفر بودن وقفه K ام را در مدل خود همبسته برداری آزمون می کند. همچنین آزمون فرضیه عدم خودهمبستگی خطاها^{۲۸} و آزمون نرمال بودن نتایج^{۲۹} (n) بیان کننده تشخیص درست مدل می باشند.

۴-۲. روابط بلندمدت

پس از تعیین مرتبه مدل خود همبسته برداری بر اساس معیار آکائیک و آزمون های تشخیصی مدل، اقدام به تخمین روابط بلندمدت می گردد. 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 را که تنها یک بردار همگرایی در بین متغیرهای مورد بحث وجود دارد را رد نمی کند (یک بردار همگرایی وجود دارد، جدول ۶)

28. Error Autocorrelation (AU)

29. Normality Test For Residuals

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

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

* رد فرضیه H₀متغیرهای درون‌زا: F_t و T_t و GDP_t و Y_t متغیرهای برون‌زا: S_1 و S_2 و S_3 ~ I(0)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

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) 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 کشش پذیر و نسبت به درآمد خارجی تقریباً کم کشش است که مقادیر کشش‌ها به ترتیب برابر با ۱/۱۳۶، ۱/۱۳۶- و ۰/۱۶۱۲ می‌باشند.

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

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

**رد H_0 در ۹۹٪

ادامه جدول (۵) نشان دهنده نتایج تشخیص مدل می باشد به طوری که F_k فرضیه صفر بودن ضریب وقفه K ام را در مدل خود همبسته برداری آزمون می کند. همچنین، آزمون فرضیه عدم خود همبستگی خطاها (AU) و آزمون نرمال بودن نتایج (n) بیان کننده تشخیص درست مدل می باشند.

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	$r \leq 1$	$r=2$	۱۹/۱۲	۲۱
۰/۰۹۴۲	$r \leq 2$	$r=3$	۷/۸۱	۱۴/۱۷
۰/۰۱۳۹	$r \leq 3$	$r=4$	۱/۰۵۵	۳/۸
آزمون اثر (trace)				
۹۵٪ بحرانی	آماره	H_1	H_0	مقادیر ویژه
۰/۲۴۴۳	$r=0$	$r \geq 1$	۴۷/۰۲*	۳۶/۸۹
۰/۱۴۳۶	$r \leq 1$	$r \geq 2$	۲۰/۲۹	۲۹/۷
۰/۰۹۴۲	$r \leq 2$	$r \geq 3$	۸/۴۹	۱۵/۴
۰/۰۱۳۹	$r \leq 3$	$r \geq 4$	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: $S_1, S_2, S_3 \sim I(0)$

در دوره ۱۳۷۶(۴) - ۱۳۵۸(۲)، در سطح معنی دار ۹۵ درصد آماره اثر (λ_{trace}) و آماره حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) این فرضیه را که 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 ۱۳۷۶(۴) - ۱۳۵۸(۲)

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 ۱۳۷۶(۴) - ۱۳۵۸(۲)

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.

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 $I(0)$ 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 زای می‌باشد (آماره t در پرانتز نشان داده شده است).

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

ΔF_t	ΔT_t	ΔY_t	ΔGDP_t	معادله
۰/۳۲ (۱/۲۱)	-۰/۱۱۱ (-۲/۶۱)*	-۰/۰۶۱ (۴/۰۹)*	-۰/۰۵ (-۳/۱۲)*	$\xi_{1,t-1}$
۰/۷۹ (۲/۰۵)*	-۰/۱۱۳ (۰/۱۹)	-۱/۱۹ (-۲/۵۶)*	۱/۸۵ (۱۲/۷)*	ΔGDP_{t-1}
۰/۰۱۴ (۰/۸۷)	۰/۰۲ (۰/۹۱)	۰/۶ (۳/۹۹)*	۰/۰۰۷ (۰/۹)	ΔY_{t-1}
۰/۰۸۱ (۱/۹۱)	۰/۸۹ (۶/۲۵)*	-۰/۹۷ (-۱/۱۶)	-۰/۰۲۳ (-۰/۹)	ΔT_{t-1}
۲/۵۶ (۳۲/۸)*	-۰/۰۰۶ (-۰/۰۵)	-۰/۴۴ (-۰/۶)	۰/۰۶ (۲/۰۸)*	ΔF_{t-1}

ادامه جدول ۱۲

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

ادامه جدول ۱۲

معادله	ΔGDP_t	ΔY_t	ΔT_t	ΔF_t
$\hat{\theta}$	۰/۰۰۸	۰/۲۱	۰/۰۲۳	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

$$\chi^2_{.95}[4] = 9/49$$

$$\chi^2_{.95}[2] = 5/99$$

$$\chi^2_{.95}[1] = 3/84$$

متغیرهای درون‌زا: F_t و GDP_t و T_t و Y_t متغیرهای برون‌زا: S_1 و S_2 و S_3

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

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

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

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

ادامه جدول ۱۳

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

* معنی دار در سطح ۹۵ درصد

SC = Serial Correlation

FF = Function Form

N = Normality

H = Heteroscedasticity

$$\chi^2_{.95}[4] = 9/49$$

$$\chi^2_{.95}[2] = 5/99$$

$$\chi^2_{.95}[1] = 3/84$$

متغیرهای درون زا: F_t و GDP_t و T_t و $Y_t \sim I(1)$ متغیرهای برون زا: S_1 و S_2 و $S_3 \sim I(0)$

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 پیاپی 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 سوالات عبارتند از:

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

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

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

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

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

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

$$\chi^2_{0.95}[1] = 3/84$$

* رد H_0 + پذیرش H_0

طی دوره (۱۳۴۰/۱ - ۱۳۵۸/۱) در سطح اطمینان ۹۵٪، نتایج جدول (۱۴) نشان می دهد که رابطه مبادله، درآمدهای خارجی و کسری حساب جاری، علت گرانجری تولید ناخالص داخلی می باشند، که سازگار با تئوریهای اقتصادی است. از طرف دیگر، کسری حساب جاری علت گرانجری رابطه مبادله است و این علیت دو طرفه این سوال را متبادر می سازد که آیا کاهش کسری حساب جاری باعث بهبود رابطه مبادله می شود؟ 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 می باشند که این رفتار با توجه به مبانی اقتصادی مورد انتظار است.

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

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

*رد H_0 + پذیرش H_0

$$\chi^2_{.95} [1] = 3.84$$

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 به کار 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

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

۶-۲. توابع واکنش ضربه‌ای کلی^{۳۱} (تعمیم یافته)

زمان تأثیر شوک‌ها 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 (۱۳۴۰/۱ - ۱۳۵۸/۱) نمودارهای (۱-۲) و (۱-۳) به ترتیب نشان‌دهنده 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 (۱۳۵۸(۲) - ۷۶(۴) نمودارهای (۲-۲) و (۲-۳) نیز به ترتیب نشان‌دهنده 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

1. Generalized Impulse Response

2. Pesaran and Shin

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

۳-۶. 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 شوک‌های 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 اندازه‌گیری 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 به دست آیند.

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

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 می‌دهد که مقاله تا حدود زیادی توانسته است رفتار این متغیرها را منعکس نماید (نمودارهای (۱-۱)، (۱-۲)، (۱-۳) تا (۱-۷) و (۲-۸) تا (۲-۱۱)).
نتایج عمده به قرار زیر است:

طی دوره (۱۳۵۸(۱) - ۱۳۴۰(۱) 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.

شبه‌سازی پویا نشان می‌دهد که قسمت اعظم نوسانات رابطه مبادله به وسیله نوسانات کسری حساب جاری توضیح داده می‌شود.

بین متغیرهای کلان مورد بحث، ارتباط بلندمدت (همگرایی) وجود دارد که 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.

در کوتاه 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

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 $1/136$ واحد کاهش می‌یابد.

در دوره $1376(4) - 1358(2)$ 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 شود و 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 $1/16$ کاهش دهد که این مقدار از دوره $1358/1 - 1340/1$ بزرگتر است که به معنی تأثیرپذیری بیشتر حساب جاری از رابطه مبادله می‌باشد.

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

در کوتاه مدت، دولت باید همواره مترصد اثر سیاستهای خود بر کسری حساب جاری باشد. اثرگذاری کاهش رابطه مبادله بر کسری 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 برون‌زا و افزایش دانش فنی می‌تواند در کسری حساب جاری مؤثر باشد.

پیوست

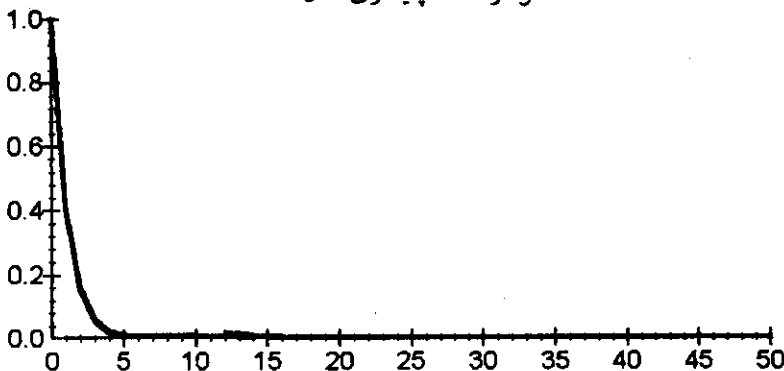
الف.

برای فصلی نمودن متغیرهایی که به صورت فصلی موجود نبودند از روش اسپلاین^{۳۴} و از برنامه X-11 در نرم افزار "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.

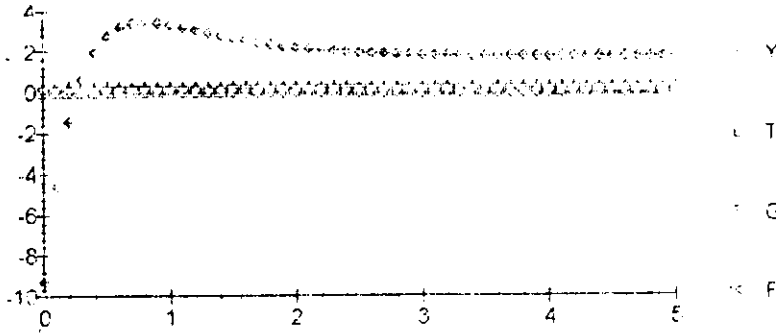
نمودار ۱-۱. پایداری مدل



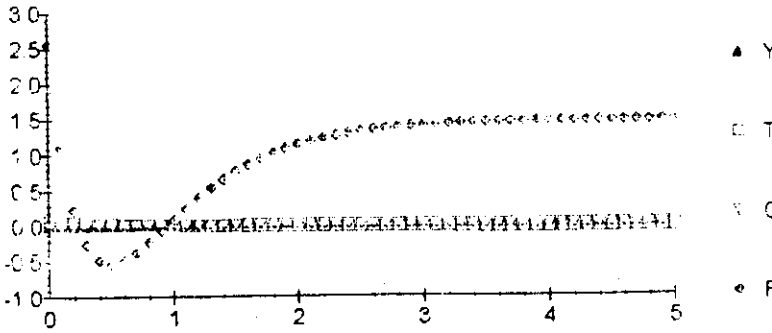
34. Spline

35. Statistical Analysis System

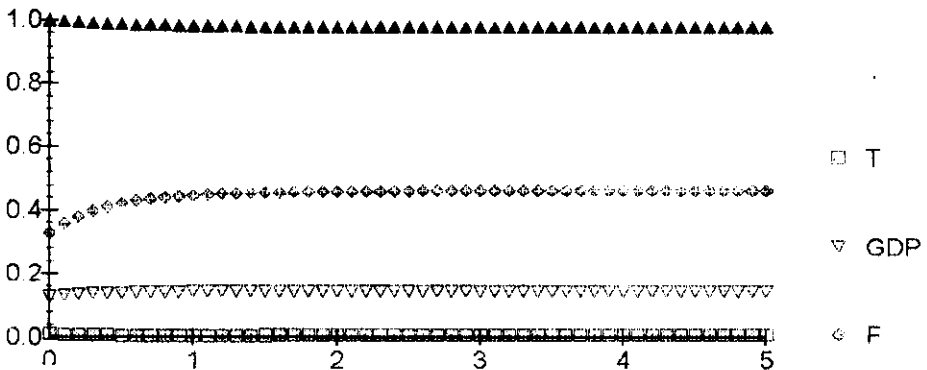
نمودار ۱-۲. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک کسری حساب جاری
 Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for Y



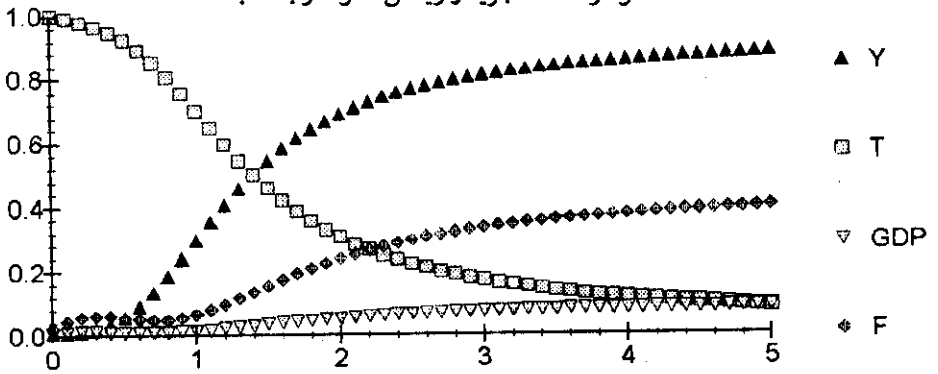
نمودار ۱-۳. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک رابطه مبادله
 Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for T



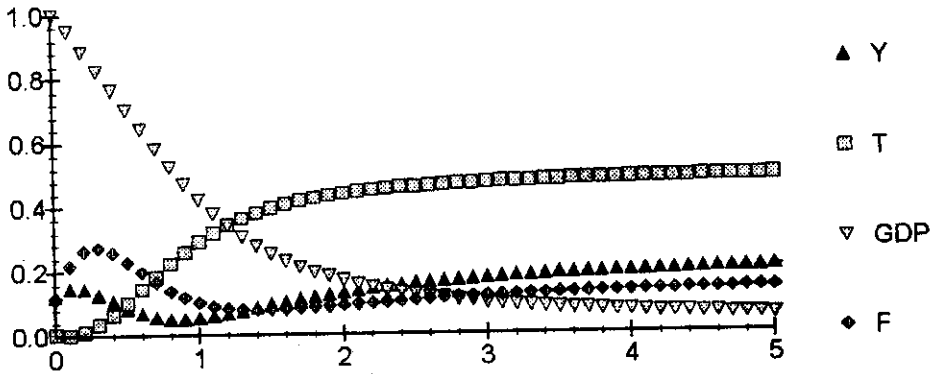
نمودار ۱-۴. تجزیه واریانس، شوک کسری حساب جاری
 Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable Y



نمودار ۵-۱. تجزیه واریانس، شوک رابطه مبادله

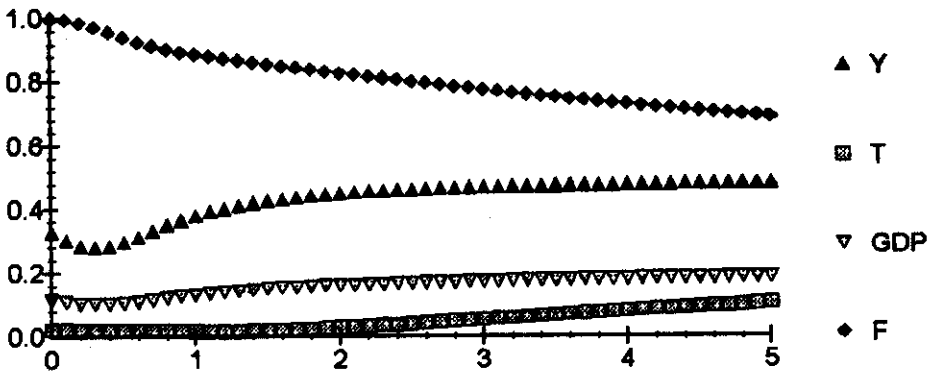


نمودار ۶-۱. تجزیه واریانس، شوک تولید ناخالص داخلی

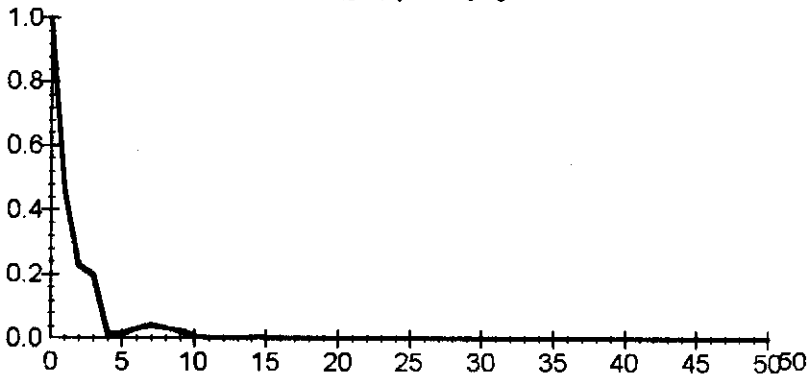


نمودار ۷-۱. تجزیه واریانس، شوک درآمد خارجی

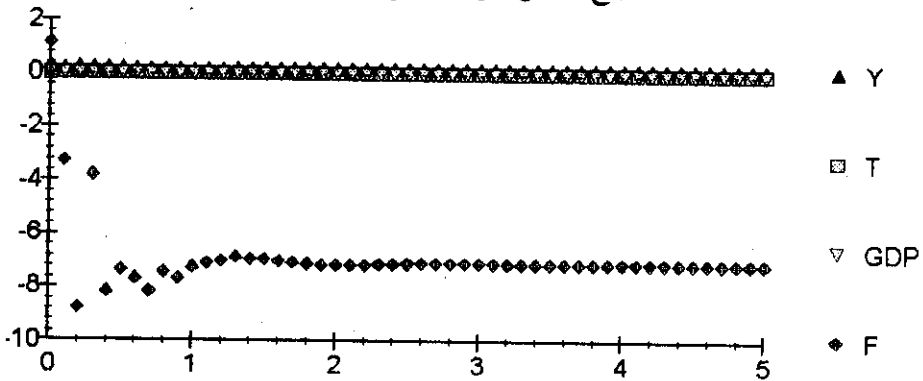
دوره زمانی (۴) ۷۶ - (۲) ۱۳۵۸



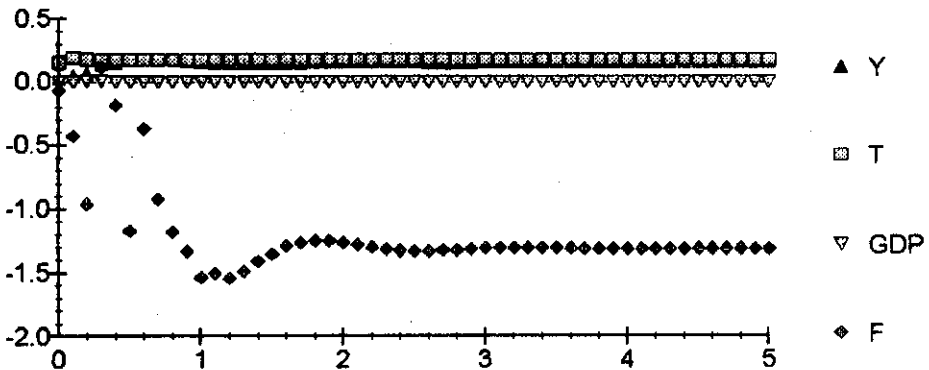
نمودار ۱-۲. پایداری مدل



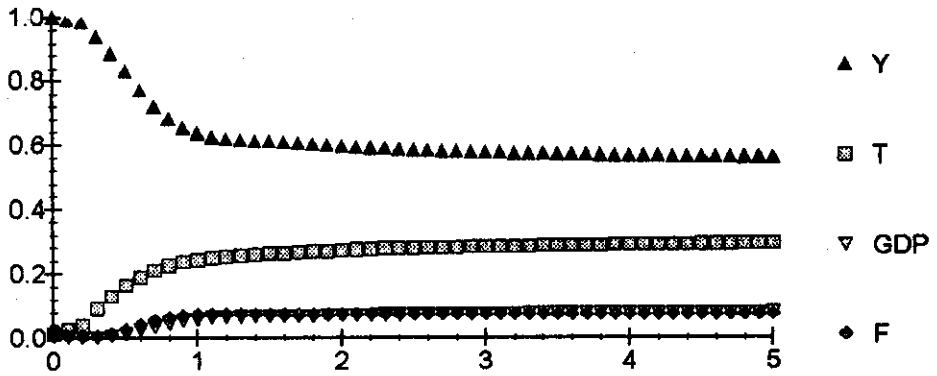
نمودار ۲-۲. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک در کسری حساب جاری



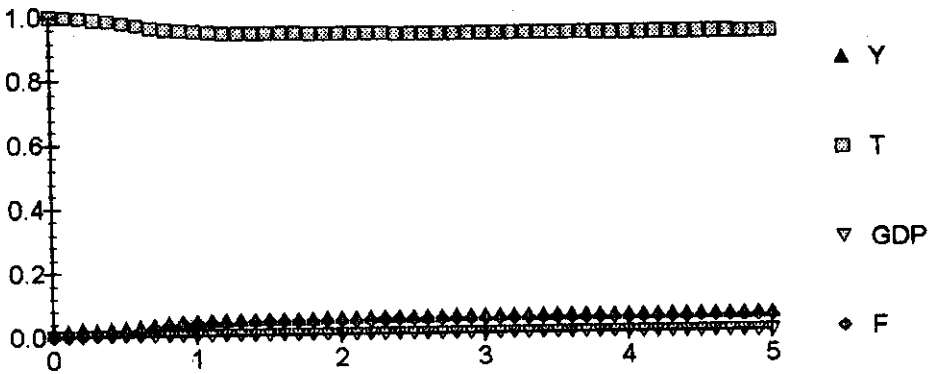
نمودار ۳-۲. توابع واکنش ضربه‌ای، شوک در رابطه مبادله



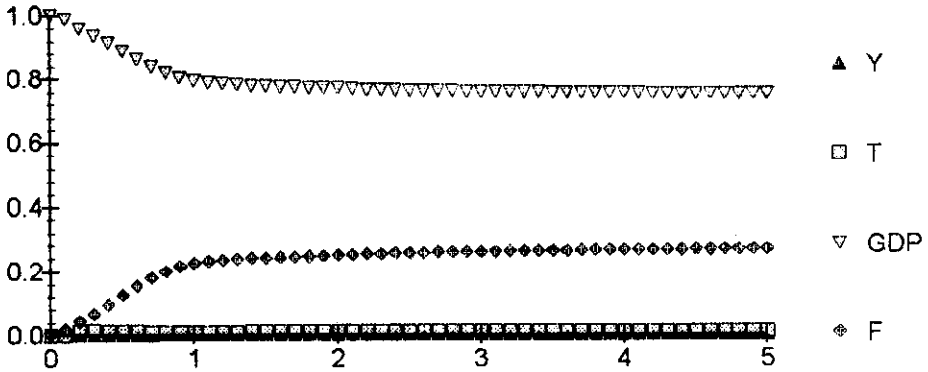
نمودار ۴-۲. تجزیه واریانس، شوک کسری حساب جاری



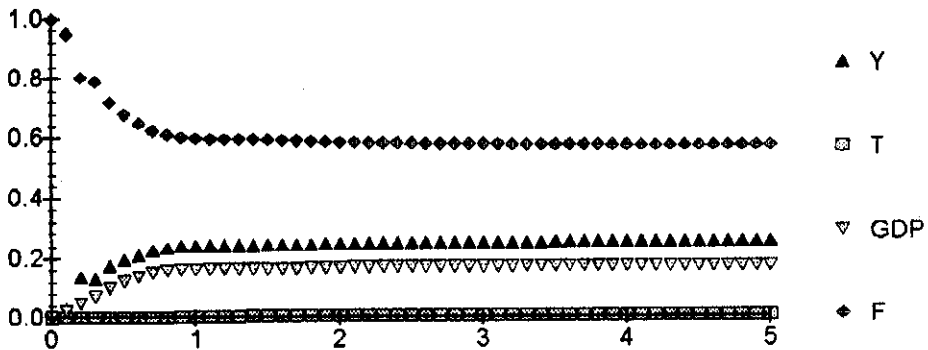
نمودار ۵-۲. تجزیه واریانس، شوک رابطه مبادله



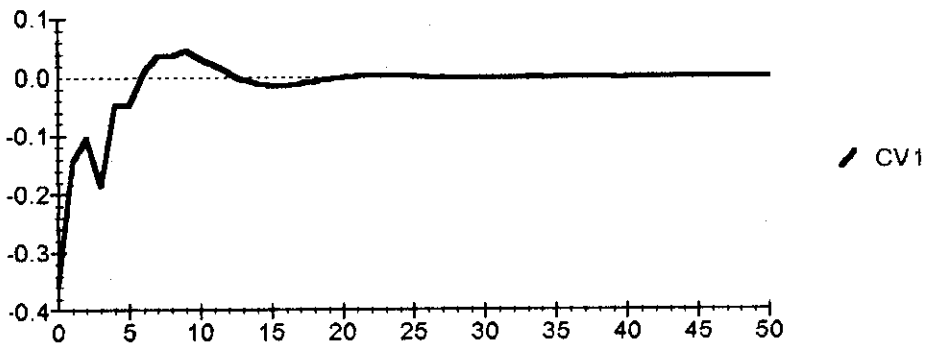
نمودار ۲-۶. تجزیه واریانس، شوک تولید ناخالص داخلی



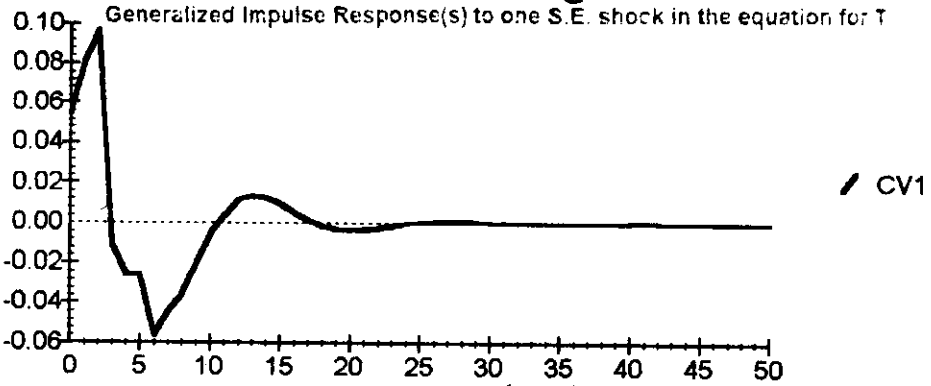
نمودار ۲-۷. تجزیه واریانس، شوک درآمد خارجی



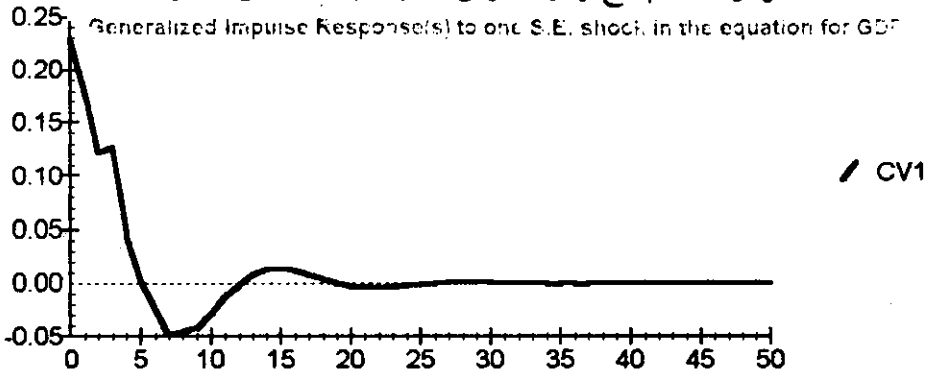
نمودار ۲-۸. پاسخ بردار همگرایی به شوک کسری حساب جاری



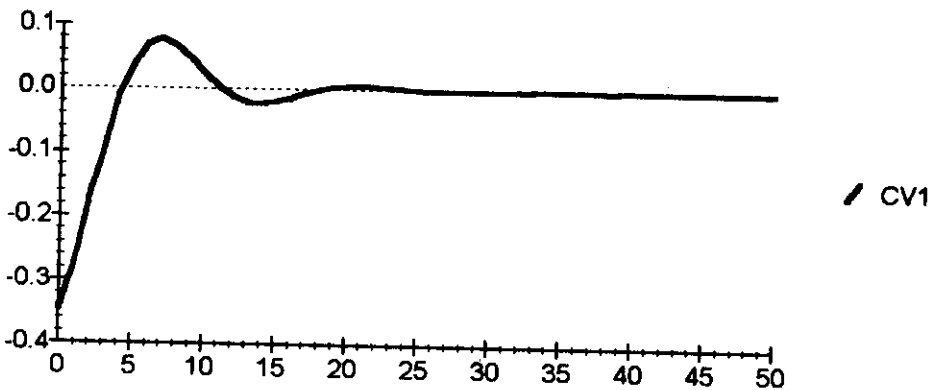
نمودار ۹-۲. پاسخ بردار همگرایی به شوک رابطه مبادله



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



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



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 شهید بهشتی.
۵. عسگری، منصور (۱۳۷۸)، بررسی رابطه علیت بین رشد اقتصادی بدون نفت و صادرات غیرنفتی، ارایه شده در پنجمین کنفرانس صادرات غیرنفتی کشور.
۶. _____ (۱۳۷۹)، بررسی ارتباط بین بی‌ثباتی صادرات، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران. ارایه شده در ششمین کنفرانس صادرات غیرنفتی کشور.
۷. _____ (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 and 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**

- Correction: Representation, Estimation and Testing**, *Econometrica*, 35251-76
12. Ghotak, A. (1998), **Vector Autoregression Modelling and Forecasting Growth of South Korea**, *Journal of Applied Statistics*, Vol 25(5), 579-592.
 13. Granger, C.W.J. (1969), **Investigating Causal Relationship by Econometric Models and Cross-Spectral Methods**, *Econometrica*, 48, 213-28.
 14. Heller, H.R. (1980), **International Trade, Theory and Empirical Evidence**, Prentice Hall, Second Edition.
 15. Hoque, A. (1995), **Cointegration Relationship between Terms of Trade and Current Account Deficit, The Australian Evidence**, *Applied Economic Letters*, 2, 199-210.
 16. Hylleberg, 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 Empirical 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**.

- Applied Economics, 30, 1387-1397.
21. Lutkephol, H. and H.E. Reimers (1992), **Impulse Response Analysis of Cointegration Systems**, Journal of Economic Dynamic and Control, 16, 33-78.
 22. Masih, A.M.M and R. Masih (1996), **Empirical Tests to Discern the Dynamic 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 Error 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), **Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Model**, Economic Letters 58, 17-29.
 26. Shoenfeld, E.L. (1992) **Cointegration, Error Correction and Improved Medium-Term Regional VAR Forecasting**, Journal of Forecasting, VOL 11, 91-109
 27. Sims, C. (1972), **Money, Income and Causality**, American Economic Review, 62, 520-40.
 28. ____ (1980), **Macroeconomics and Reality**, Econometrica, 48, 1-48.