فصلنامه علمی – پژوهشی
پژوهشهای اقتصادی
سال اول – شماره پنجم و ششم – پاییز و زمستان ۱۳۸۱

تجزیه و تحلیل روابط (بلندمدت و کوتاه‌مدت) سرمایه‌گذاری و تقاضای پول با روش همگرایی ساختاری در ایران (۱)۱۳۵۰ـ(٤)۱۳۸۱

منصور عسگری[۱]

چکیده:

هدف از این مطالعه ارائه یک مدل اقتصادسنجی با روش همگرایی ساختاری در طی دوره (۱)۱۳۵۰ـ(٤)۱۳۸۱ برای توابع سرمایه‌گذاری و تقاضای پول می‌باشد. در این مقاله برای به‌دست آوردن روابط پویا و پیچیده در بین متغیرهای سرمایه‌گذاری، حجم پول، درآمدملی، تقاضای پول و نرخ بهره از روش همگرایی ساختاری استفاده می‌کنیم. ویژگی مهم روش مورد استفاده در این مقاله این است که ابزاری را برای آزمون اعتبار محدودیت های نظریه‌های اقتصادی که در متن یک مدل اقتصادسنجی کلان وجود دارد، فراهم می‌کند. در این مطالعه روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت برآورد می‌شوند، روابط بلندمدت در مدل خودهمبسته غیرمقید فرمول بندی می‌شوند و با روش حداکثر درستنمایی یوهانسن در دو حالت دقیقاً مشخص و بیش از حد مشخص محاسبه می‌گردند. جهت بررسی رفتار پویای مدل از معیارهای پایدار مدل، توابع واکنش ضربه ای و تجزیه واریانس استفاده می کنیم.

واژه های کلیدی: سرمایه‌گذاری، تقاضای پول، همگرایی ساختاری، ایران.

۱. مقدمه

سیاست های تثبیت اقتصادی دولت می‌تواند نقش مهمی را در تحت تأثیر قرار دادن عملکرد اقتصادی کشورها از جمله ایران ایفا کند. تلاش‌های زیادی به وسیله اقتصاددانان برای تدوین ابزارهای لازم جهت بررسی عملکرد و مسیر حرکت آینده یک اقتصاد و اثرهای آتی سیاست گذاری های فعلی، در کشورهای مختلف انجام گرفته است. الگویی که مجموعه روابط پیچیده

---

۱. پژوهشگر مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی

یک واحد اقتصادی یا فعالیت های اقتصاد ملی را تحت مجموعه ای از فرض‌های ساده کننده و جامع، توصیف کند، الگوی اقتصادی نامیده می‌شود. نظر به پیچیدگی رفتار عوامل اقتصادی، هدف این مطالعه تنظیم یک الگو یا مدل اقتصادی خواهد بود تا در آن رابطه های متقابل بین متغیر های اقتصادی عمده در سطح کلان به طور سیستماتیک مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرند.

هدف از ساختن یک الگو را در توضیح پدیده ها، پیش‌بینی و کنترل می‌توان خلاصه نمود. در هر بررسی اقتصاد سنجی، مهمترین مسأله مشخص کردن الگوی اقتصادی است. اجزای یک الگو اقتصادی از متغیرها، رابطه ها و پارامترها تشکیل می‌گردد. یکی از ویژگی‌های مهم الگوهای اقتصادسنجی، که در تمامی مراحل تدوین، برآورد، تجزیه و تحلیل، قابلیت کنترل الگو و شناسایی متغیرها مطرح است، کنترل پذیری آنها می‌باشد. با توجه به ویژگی هایی که الگوهای اقتصادسنجی دارند بخوبی قادرند در تحلیل های اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گیرند. از این رو تلاش این تحقیق آن است که یک الگوی اقتصاد سنجی کلان با روش همگرایی ساختاری[1] را برای توابع سرمایه‌گذاری و تقاضای پول در اقتصاد ایران تنظیم کند. این کار با الهام از تئوری‌های اقتصادی و به کمک داده‌های آماری که تبلور واقعیت‌های جامعه می‌باشند، انجام می‌شود. با استفاده از روش‌های برآورد اقتصاد سنجی امکان دستیابی به سه هدف عمدهٔ تحلیل ساختاری، پیش‌بینی و ارزیابی سیاست گذاری ها فراهم می‌گردد. همچنین مدل های خودهمبستگی برداری دارای کاربرد مهمی بویژه در مورد پیش‌بینی، می‌باشند و در تحلیل رفتار دوره‌ای اقتصاد و مدل سازی عناصر یک سیستم، سودمند هستند.

این مدل از پنج متغیر تشکیل شده است که توصیف آنها به‌طور گسترده‌ای برای فهم اساسی رفتار اقتصاد کلان ایران ضروری به نظر می رسد. این متغیرها عبارتند از: شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، سرمایه‌گذاری کل، تولید ناحالص داخلی، نرخ بهره سه ساله و تقاضای پول می‌باشد. دلیل انتخاب دوره (۱)۱۳۵۰ـ(٤)۱۳۸۱ این است که اولاً برای روش‌های فوق و برای نشان دادن بهتر رفتار متغیرها به مشاهدات زیادتری نسبت به سایر روشها نیاز می‌باشد و دلیل انتخاب متغیرها نیز این است که اولاً مدل مطرح شده نیاز به این متغیرها دارد و همچنین به نظر می رسد که به‌طور نسبی از مهمترین متغیرهای اقتصاد کلان ایران می‌باشند.

مدل خودهمبستگی برداری جانشینی برای مدل های ساختاری سنتی در سال ۱۹۸۰ توسط سیمز وارد اقتصاد سنجی شد. در مدل ساختاری سنتی تقسیم بندی متغیرهای سیستم به دو گروه درون زا و برون زا و همچنین وضع پاره ای قیود روی ضرایب جهت شناسایی مدل لازم بود. یوهانسن در سال ۱۹۸۸ با ارائه روش همگرایی بلندمدت و وارد نمودن آن در مدل سنتی خودهمبستگی برداری مشکل حذف اطلاعات بلندمدت سری های زمانی را از میان برداشت. تفاوت اصلی بین سیستم خودهمبستگی برداری با مدل های ساختاری این است که بر خلاف مدل های ساختاری، سیستم خودهمبستگی برداری کاملاً بر اساس ترتیب تجربی که در داده ها وجود دارد بنا شده است. در حالی که مدل ساختاری به مقدار زیادی با نظریه‌های

1.Structural Cointegration

اقتصادی وابستگی دارند و باید از فرضیه ها و محدودیت های اعمال شده پیشین پیروی کنند. در حقیقت در مدل های خودهمبستگی برداری این داده‌ها می‌باشند که سیستم پایانی را تعیین می‌کنند.

روشی که ما در این مقاله به‌کار می بریم یک روش همگرایی ساختاری خودهمبسته برداری می‌باشد. این روش از روش سیمز توسعه یافته تر است و تفاوت آن با روش سیمز این است که در روش سیمز ضرایب به‌طور آزادانه تعیین می شدند ولی در این روش ضرایب مجبور به تبعیت از تئوری های اقتصادی مطرح شده می‌باشند و دیگری دینامیک های کوتاه‌مدت می‌باشند که روش سیمز فاقد آن است. روش مدل سازی ما در اینجا بر پایه یک مدل خود همبسته برداری لگاریتم خطی می‌باشد که روابط بلندمدت را که از نظریه‌های اقتصادی به‌دست آمده‌اند، تخمین می زند. در ادامه بخش دوم شامل خلاصه ای از مطالعات انجام شده و بخش سوم شامل ساختار الگو می‌باشد، در بخش چهارم به ارائه نتایج تجربی می‌پردازیم در نهایت در بخش پنجم به نتیجه گیری و تذکرات و پیشنهادات می‌پردازیم.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده:

اقتصادسنجی شاخه ای از علم اقتصاد است که در نتیجه پیشرفت تاریخی دانش اقتصاد به وجود آمده است. نخستین زمینه های پیدایش اقتصادسنجی در مطالعات اواخر سده هفدهم میلادی مشاهده می‌شود که از آن زمان تاکنون در این زمینه مطالعات زیادی انجام شده است. مهمترین اهداف اقتصادسنجی تجزیه و تحلیل ساختار اقتصادی، ارزیابی سیاست ها، خط مشی‌ها و پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی می‌باشد. بدین منظور اقتصادسنجی باید ابتدا الگویی را بر اساس نظریات اقتصادی در قالب توابع ریاضی تهیه کند و سپس با استفاده از روش‌های آماری پارامترهای مورد نظر را برآورد نماید. ساختن الگوی اقتصاد سنجی براساس ساختار اقتصادی یک کشور و با تأکید بر نقش کلیدی بخش های مهم و متغیرهای اساسی می‌تواند تصویری روشن از آینده فعالیت های اقتصادی را در اختیار سیاست گزاران و برنامه ریزان اقتصادی قرار دهد تا به عنوان ابزاری برای تصمیم گیری مناسب در اختیار آنان باشد.

محمد هاشم پسران در سال ۱۹۹۸ با استفاده از داده های فصلی (۳)۱۹۶۳_(٤)۱۹۹۵ و با روش خودهمبستگی برداری مدل بلندمدت اقتصاد کلان انگلستان را برآورد کرده است. متغیرهای که در این مدل مورد بررسی قرار گرفته اند عبارتند از: نرخ ارز e، نرخ بهره خارجی r*، نرخ بهره داخلی r، درآمد کشورهای (خارجی) y*، پـــایه پولی h ، شاخص قیمت های خارجی p* ، شـــاخص قیمت های داخلی p و p-p* می‌باشند. سپس پنج بردار همگرایی در سطح اطمینان ۹۰درصد بین متغیرهای فوق به‌دست آمد که این بردارها را با دو قید دقیقاً مشخص و زیادی مشخص برآورد شده اند.

استارک[1] مدل تصحیح خطایی برداری بیزین[2] اقتصاد امریکا را در سال ۱۹۹۸ ارائه نموده است. که یک مدل اقتصادسنجی کلان با مقیاس کوچک می‌باشد و برای پیش‌بینی تولید، نرخ

1. Stark
2. Bayesian Vector Error Correction (BVEC).

تورم و نرخ بیکاری امریکا مورد استفاده قرار گرفته است. ساختار خودهمبستگی بیزین[۳] و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده در این مدل توسط مدلا و تورست[٤] (۱۹۹۵) ارائه شده است. استارک در این مدل برای پیش‌بینی از تکنیک لیترمن[۱] استفاده کرده است. متغیرهای مورد استفاده در این مدل عبارتند از: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی لگاریتم شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی، نرخ سود، شاخص قیمت واردات، نرخ بیکاری، لگاریتم عرضه پول واقعی و نرخ بهره اوراق قرضه ده ساله می‌باشند که در طی دوره (۱)۱۹۵۹ـ(٤)۱۹۹۷ مورد استفاده قرار گرفته اند. آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که متغیرهای :

RGDP,PGDP,RFF,RTM,RM2,EPIM ~I(1)

دارای درجه تجمعی[۲] برابر با یک هستند. یعنی با یک مرتبه تفاضل گیری ساکن هستند و متغیر RFF-RTM ~I(0) یعنی اینکه این دو متغیر همگرا هستند و بردار همگرایی برابر [1,-1] دارند.

معادله نرخ رشد مورد استفاده به قرار زیر است:

BVEC(5): (RGDP,PGDP,RFF,PRIM,U,RM2,RTB)′

عبارت ۵ درون پرانتز بدین معنی است که هر متغیر با پنج دوره تأخیر در مدل ظاهر می‌شود. معادله اول به شکل زیر می‌باشد.

$$RGDP = \sum_{i=1}^{5} RGDP_{t-i} + \sum_{j=1}^{5} PGDP_{t-j} + \ldots + \sum_{k=1}^{5} RTB_{t-k} + C + ECM \quad (-1)$$

در اینجا C مقدار ثابت و ECM عبارت تصحیح خطا در هر دوره می‌باشد.

چشتی[۳] (۱۹۹۱) یک مدل اقتصادی را برای پاکستان با روش خودهمبستگی برداری برآورد کرده است. این مدل با استفاده از داده های سالیانه ۱۹٦۰ـ۱۹۸۸ برآورد شده است که هدف اصلی از ارائه این مدل تجزیه و تحلیل تأثیرات کوتاه‌مدت، بلندمدت و سیستم پولی و سیاست‌های مالی در اقتصاد پاکستان می‌باشد. این مدل از ده متغیر به شرح زیر تشکیل شده است: تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، مبادله بین بخش کشاورزی و سایر بخش های تولیدی، نرخ بیکاری، سرمایه‌گذاری واقعی، صادرات واقعی، منابع خارجی واقعی، حجم پول و مخارج واقعی دولت. نتایج نشان می‌دهد که سیستم پولی، متغیرهای سیاست مالی و منابع خارجی برون زا هستند. یعنی اینکه تحت تأثیر دیگر متغیرها قرار نمی‌گیرند. بعلاوه اثر سیاست‌های مالی بر کمتر از اثر سیاست های مالی است.

---

3. Bayesian Vector Autoregression.
4. Maddala and Torst
5. Litterman
1. Integration
2. Chishti

لورنس کلاین[1] (۱۹۵۰) الگو اقتصادسنجی امریکا را ارائه کرده است. هدف از ارائه این مدل تـــحلیل اقـــتصاد امریکا در سال های ۱۹۲۱ـ۱۹٤۱ بوده است. این الگو شامل شش متغیر درون زا می‌باشد که عبارتند از: تولید Y، مصرف C، سرمایه‌گذاری I، دستمزد بخش خصوصی W_P سود Π ، موجودی سرمایه K و متغیرهای برون زا عبارتند از: مخارج دولت G، دستمزد بخش دولتی W_G، مالیات بر شرکت ها T و روند زمانی t می‌باشند. این مدل با استفاده از داده های سالیانه و روش حداقل مربعات معمولی برآورد گردیده است.

در ایران اولین کوشش در جهت ساخت الگوی اقتصاد سنجی به وسیله کنفرانس توسعه و تجارت سازمان ملل[2] (آنکتاد) در سال ۱۳٤۷ صورت گرفت. اولین الگوی اقتصاد کلان ایران به‌وسیله سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی در سال ۱۳۵۱ با استفاده از ۹ معادله ساختاری و ۱٦ اتحاد تهیه شد. این مدل شامل ۱٤ متغیر درون‌زا و ۷ متغیر برون زا می‌باشد که با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۳۸ـ۱۳٤۹ و روش حداقل مربعات معمولی برآورد گردیده است.

۳. ساختار الگو و مبانی نظری

روش مدل سازی ساختاری خودهمبستگی برداری با عبارت روشن و واضح روابط بلندمدت بین متغیرهای سیستم شروع می‌شود، که خود از نظریات اقتصاد کلان ناشی شده‌اند. این روابط بلندمدت به وسیله معادلات لگاریتم خطی برآورد می گردند. مدل برآورد شده ترکیبی از پایه تئوریکی منسجم و ویژگی های بلندمدت اقتصاد کلان می‌باشد.

این روش به‌وسیله سیمز[3] (۱۹۸۰) در اقتصادسنجی مطرح شده است و در طرف دیگر مدل های بزرگ قرار دارد و بر تطبیق مدل به داده (اطلاعات) در ثبات تئوریکی تأکید دارند که هم شامل روابط کوتاه‌مدت و هم روابط بلندمدت است. هدف سیمز جستجوی عکس العمل پویای سیستم به شوک ها از طریق بررسی توابع واکنش ضربه‌ای بود.

در این قسمت ما پایه نظری روش مورد استفاده را برای مدل سازی برای توابع سرمایه‌گذاری و تقاضای پول را ارائه می کنیم که با یک استنباط دقیق از روابط بلندمدت آغاز می‌شود.

۱-۳. *تقاضای پول:*

رابطه بلندمدتی که تأثیرات مشترک قید نقدینگی و عوامل تعیین کننده نسبت دارایی های نقدی را به صورت دارایی‌های مالی کل به‌وجود می‌آورد، تقاضای پول M تابعی از سطح قیمت‌ها P نرخ ارز E نرخ بهره R و تولید ناخالص داخلی Y در نظر گرفته می‌شود.

---

3. Klein
1. UNCTAD
2. Sims

$$M_t^d = f(P_t, E_t, R_t, Y_t) EXP(\eta_{M^d,t}) \qquad (۳-۱)$$
$$f_1 \succ 0;\ f_2 \succ 0 \vee \prec 0;\quad f_3 \prec 0\ ;\quad f_4 \succ 0$$

عبارت $\eta_{M^d,t}$ دارای فروض کلاسیک است.

در مورد متغیر نرخ ارز در نظر گرفته در تابع تقاضای پول می‌توان گفت که چگونگی تاثیر نرخ ارز بر تقاضای پول دقیقاً مشخص نیست. از یک سو صاحبان ثروت سبد دارایی خود را بر اساس پول داخلی ارزیابی می‌کنند و در نتیجه کاهش ارزش پول می‌تواند باعث افزایش دارایی‌های خارجی افراد در داخل کشور گردد و این پدیده به معنی افزایش پایه پولی داخلی و نیز کاهش نرخ سود (بهره) و افزایش تقاضای پول بوده که به اثر ثروت معروف می‌باشد. از طرفی در کشورهای که وابستگی بیشتری به ارز دارند در هنگام کاهش ارزش پول داخلی، برای واردات به پول بیشتری احتیاج می‌باشد و می‌توان گفت در این حالت بین تقاضای پول و کاهش ارزش پول ملی رابطه مستقیمی وجود دارد. همچنین وقتی که ارزش پول ملی کاهش می‌یابد ممکن است کاهش بیشتر آن مورد انتظار باشد و لذا تقاضای پول خارجی افزایش و تقاضای پول ملی کاهش خواهد یافت که این عملکرد به اثر جانشینی معروف است (پس در قسمت نیز رابطه معکوس بین تقاضای پول و نرخ ارز وجود دارد).

۲-۳. تقاضای سرمایه‌گذاری:

تابع تقاضای سرمایه‌گذاری کل به صورت زیر معرفی می‌شود.

$$I_t = f\ (Y_t, R_t) \exp(\ \eta_{I,t}) \qquad (۳-۲)$$
$$f_1 \succ 0;\qquad f_2 \prec 0$$

عبارت $\eta_{I,t}$ دارای فروض کلاسیک است

I_t: سرمایه‌گذاری کل

R_t: نرخ بهره سه ساله

Y_t: تولید ناخالص می‌باشد.

تقریب لگاریتم خطی مدل اصلی:

برای اینکه روابط قبلی به‌صورت تجربی در مدل خودهمبسته برداری مورد بررسی قرار گیرند. باید ابتدا با یک تقریب لگاریتمی به شکل خطی درآیند و رابطه‌های تعادلی بلندمدت را در نظر می گیریم که به ترتیب در رابطه‌های (۳-۳) و (۳-٤) شرح داده شده‌اند.

نمادهای کوچک نشان دهنده لگاریتم مقادیر متغیرها می‌باشند.

دو رابطه بلندمدت لگاریتم خطی مدل اصلی به شرح زیر می‌باشد:

$$\left(\frac{m_2}{p}\right)_t = a_{10} + a_{11}t + \beta_{13}e_t + \beta_{14}r_t + \beta_{15}y_t + \varepsilon_{1,t} \qquad (۳-۳)$$

$$i_t = a_{20} + a_{21}t + +\beta_{24}r_t + \beta_{25}y_t + \varepsilon_{2,t1} \qquad (۳-۴)$$

معادله (۳-۳) نشان دهنده تقاضای واقعی پول است که از رابطه (۱-۳) به‌دست آمده است و نشان می‌دهد که تقاضای واقعی پول تابعی از روند زمانی، یک مقدار ثابت، درآمد، نرخ ارز و نرخ بهره می‌باشد.

معادله (٤-۳) نشان‌دهنده تابع تقاضای سرمایه‌گذاری می‌باشد که از رابطه (۲-۳) به‌دست آمده است و نشان می‌دهد که تقاضای سرمایه‌گذاری کل تابعی از روند زمانی، یک مقدار ثابت، درآمد و نرخ بهره می‌باشد. اضافه نمودن متغیر روند زمانی به تخمین، به منظور کامل بودن تخمین می‌باشد که در ادبیات جدید اقتصاد سنجی به طور جدی مورد توجه واقع شده است.

در ادامه معادله‌های (۳-۳) و (٤-۳) که از مبانی نظری تحقیق به‌دست آمده اند، به‌طور همزمان و با استفاده از روش نیوتن- رافسون[1] و برآوردگر حداکثر درستنمایی یوهانسن[2] همچنین با استفاده از رابطه‌های مطرح شده در بخش سوم مقاله تخمین زده می‌شوند و مورد تجزیه و تحلیل و ارزیابی سیاست‌های مختلف قرار می‌گیرد که نتایج در قسمت بعد ارائه می‌شود.

٤. نتایج تجربی:

همانطور که در بخش قبل مطرح شد هدف از این مطالعه ارائه یک مدل اقتصاد سنجی کلان با روش همگرایی بردارهای خود همبسته در چهارچوب نظریات مختلف اقتصادی و با توجه به اطلاعات آماری کشور ایران می‌باشد که الگو با استفاده از داده‌های فصلی برآورد می‌گردد. بعد از برآورد معادلات مربوط به مدل، با توجه به علامت ها و ضرایب مورد انتظار، درستی یا نادرستی نظریات مزبور در مورد اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرند. الگو در دو حالت دقیقا" مشخص و بیش از حد مشخص تخمین زده می‌شود. برای آزمون نظریات اقتصادی از ارتباطات بلندمدت(همگرایی) استفاده می‌کنیم. در این بخش ابتدا پایه آماری توضیح داده می‌شود که شامل چگونگی داده‌ها و نحوه به دست آوردن و ساختن اطلاعات آماری می‌باشد و در قسمت بعد نتایج حاصل از برآورد الگو در دو حالت بلندمدت و کوتاه‌مدت بیان و نتایج حاصل از رفتار پویای مدل، تجزیه واریانس و توابع واکنش ضربه ای و آزمون‌های مربوط به پایداری و استحکام مدل آورده شده است.

٤-۱. پایه آماری:

اطلاعات آماری مورد استفاده فصلی بوده و دوره زمانی (۱)۱۳۵۰ـ(٤)۱۳۸۱ را شامل می‌شود. اطلاعات آماری به دو قسمت اطلاعات خام و غیر خام تقسیم شده اند. اطلاعات خام آماری اطلاعاتی هستند که به وسیله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سازمان مدیریت و

1. Newton-Raphson
2. Johansen Maximum Likelihood Estimator

برنامه‌ریزی به‌طوری رسمی منتشر می‌شوند. اطلاعات غیر خام اطلاعاتی هستند که به‌وسیله بانک مرکزی و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی رسماً منتشر نشده و با استفاده از روش های خاصی ساخته می‌شوند. اطلاعات خام این مطالعه عبار تند از: شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ بهره کوتاه‌مدت بانکی (سود)، تولید ناخالص داخلی، حجم پول، سرمایه‌گذاری و نرخ رسمی ارز می‌باشد.

کلیه متغیرها به صورت واقعی بر حسب قیمت‌های پایه سال ۱۳۶۱ و به صورت لگاریتمی در مدل به‌کار رفته‌اند. بعد از بیان نکاتی در مورد اطلاعات خام اینک به معرفی و نحوه برآورد داده‌های غیرخام می‌پردازیم. اطلاعات غیرخام با استفاده از برنامه X-11 از داده‌های سالیانه به داده‌های فصلی تبدیل شده‌اند.

۲-٤. تخمین الگو:

بعد از تقریب خطی مدل که در روابط (۳-۳) تا (٤-۳) ذکر شده است، در این بحث ما دو رابـــطه تعادلی بلندمدت زیر را در نظر می‌گیریم ومتغیرها را به صورت زیر تعریف می کنیم.

دو رابطه بلندمدت لگاریتم خطی مدل اصلی به شرح زیر می‌باشند .

دو رابطه بلندمدت لگاریتم خطی مدل اصلی به شرح زیر می‌باشد:

$$(\frac{m_2}{p})_t = a_{10} + a_{11}t + \beta_{13}e_t + \beta_{14}r_t + \beta_{15}y_t + \varepsilon_{1,t} \qquad (۴-۱)$$

$$i_t = a_{20} + a_{21}t + +\beta_{24}r_t + \beta_{25}y_t + \varepsilon_{2,t1} \qquad (۴-۲)$$

معادله (۱-٤) بیان کننده رابطه تقاضای واقعی پول می‌باشد و برای اینکه تقاضای واقعی پول در نظر گرفته شود متغیر سطح قیمت‌ها P_t نیز در نظر گرفته شده است.قسمت‌های روند و مقدار ثابت را هنگامی که مناسب باشند به منظور اطمینان حاصل کردن از اینکه $\varepsilon_{j,t+1}$ ، $j=1,2$ دارای میانگین صفر می‌باشند در نظر می گیریم. برای روابط(۱-٤) و (۲-٤) توزیع فرم حل شده $\varepsilon_{j,t+1}$ به توزیع های ســـاختاری (بلندمدت) مرتبط است که $\eta_{j,t}$ هادر زیر معرفی می‌شوند:

$$\varepsilon_{1,t+1}=\eta_{m/p,t}-a_{10}-a_{11}t$$
$$\varepsilon_{2,t+1}=\eta_{It}-a_{20}-a_{21}t \qquad (۴-۳)$$

روابط بین خطاهای ساختاری بلندمدت، ε_j ها و خطاهای $\eta_{j,t}$ به‌وضوح نشانه ای از دشوارهایی است که در تعیین تأخیرات تحولات توزیع های ساختاری ویژه بر رفتار پویایی اقتصاد کلان وجود دارد. تحلیل تجربی به بهترین شیوه ما را قادر می‌سازد که تأثیر تغییرات در توزیع های فرم حل شده را در تکامل تدریجی مدل های اقتصاد کلان به‌سوی تعادل بلندمدت تعیین کنیم. با تعیین دشواری های یک تحلیل واکنش ضربه ای کاملاً ساختاری به صورت

نظریات جدید در توابع واکنش ضربه ای عمومی و با توجه به رفتار ویژه‌این توابع در معادلات مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت برداری، VECM های مورد نظر تعریف می‌شوند.

۳-٤. آزمون های ریشه واحد[1]:

به منظور توضیح دادن ارتباطهای بلندمدت (۱-٤) و (۲-٤) در یک مدل اقتصادسنجی کلان مناسب، باید قبل از انجام هر گونه برآوردی می بایست به دو سؤال اساسی پاسخ داده شود و در غیر این صورت نمی‌توان به نتایج حاصل از برآورد اعتماد و اتکا کرد. حال این سوالات به شرح زیر مطرح می‌شوند:

۱. آیا متغیرهای مدل ساکن می‌باشند؟

۲. در صورت ساکن نبودن متغیرها آیا همگرا هستند ؟ (ارتباط بلندمدت معنی داری در بین آنها وجود دارد؟)

حال به بررسی سؤالات فوق در مورد الگوی مورد بررسی می‌پردازیم.

۱-۳-٤. آزمون ریشه واحد فیلپس - پرون[1] (۱۹۸۲)

معمولاً" وقوع حوادث عمده نظیر جنگ، انقلاب، برخی از شوک های خارجی (مانند افزایش قیمت نفت) منجر به تغییرات ساختاری در اقتصاد می‌شوند. این تغییرات بنیادی به نوبه خود ساختار سری های زمانی اقتصادی را دست خوش تغییرات اساسی (شکستگی در روند سری زمانی) می‌نماید. پرون (۱۹۸۹)، فیلپس و پرون (۱۹۸۸) برای اولین بار این مسأله را عنوان کردند که اگر سری های زمانی در طول زمان دچار شکستگی شده باشند، آزمون های ریشه واحد معمولی قادر به رد کردن فرضیه غیر ساکن بودن سری زمانی نیستند. همانگونه که در ادبیات اقتصاد سنجی برای مواجه با آثار شکست ساختاری، از متغیرهای مجازی استفاده می‌شود، پرون نیز معتقد است که باید در معادلات آزمون های دیکی - فولر و دیکی فولر تعمیم یافته ADF از متغیرهای مجازی استفاده شود.

در این تحقیق با توجه به اینکه داده‌ها فصلی می‌باشند و همچنین دارای حداقل یک تغییر جهت (شکست در روند) مهم و بنیادی (انقلاب) می‌باشند، ما از آزمون زیر استفاده می کنیم.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \delta_1 S_1 + \delta_2 S_2 + \delta_3 S_3 + \delta_4 DU_{57} + U_t \qquad (۴-۴)$$

برای متغیرهای تفاضل مرتبه اول:

$$\Delta\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta\Delta Y_{t-i} + \delta_1 S_1 + \delta_2 S_2 + \delta_3 S_3 + \delta_4 DU\ 57 + U_t \qquad (۴-۵)$$

---

1. Unit Root Test
2. Phillps and perron (PP)

$$H_0: \mu=1$$
$$H_1: \mu\neq1 \qquad (۴-۶)$$

Δ عملگرد تفاضل مرتبه اول، α_0 مقدار ثابت، t متغیر روند زمانی، S_1 , S_2 S_3 متغیرهای موهومی فصلی هستند، به‌طوری که i شماره فصل ها می‌باشد و DU57 متغیر موهومی انتقال[1] انقلاب می‌باشد. با توجه به اینکه داده‌ها فصلی می‌باشند از آزمون فیلیپس – پرون تعمیم یافته تا مرتبه پنج، PP(5) استفاده می کنیم. نتایج نشان می‌دهند که کلیه متغیرهای مورد بحث همگرا از مرتبه یک، I(1) بوده یعنی با یک مرتبه تفاضل گیری تبدیل به متغیرهای ساکن می‌شوند، پس این متغیرها قابلیت کاربرد در مدل‌های خودهمبسته برداری و تجزیه و تحلیل همگرایی را دارند.

جدول (۱-٤) : آزمون ریشه واحد PP

تفاضل مرتبه اول متغیر						
متغیر	PP(5)	PP(4)	PP(3)	PP(2)	PP(1)	PP(0)
I	-۳/۲۷۷	*-۳/٦٤٧	*-۳/۸۲٤	**-٤/٤٦١	**-٥/۸۳۱	**-۸/۹۲٤
M2	-۳/۲۸٦	*-۳/۷۲۷	**-٤/۳۲۷	**-٦/۰٤۱	-٦/۷۲۹	**-۸/٤٦۲
E	-۴.۵۶۷**	-۵.۲۱۷**	-۵.۴۷۷**	-۶.۷۶۷**	-۸.۵۸۲**	**-۱۱/۰۲۸
GDP	-۴.۷۳۸*	-۳.۷۲۴*	-۴.۲۸۱**	-۶.۲۱۹**	-۸.۴۵۹**	-۱۳.۳۸۱**
R	-۴.۷۳۱**	-۵.۲۳۷**	-۶.۰۲۷**	-۶.۹۲۴**	-۷.۲۳۸**	-۱۰.۸۴۱**
سطح متغیرها						
متغیر	PP(5)	PP(4)	PP(3)	PP(2)	PP(1)	PP(0)
I	-۱.۹۲۹	-۳.۰۲۵	-۲.۱۱۵	-۲.۲۴	-۲.۱۸۳	-۱.۹۲۱
M2	-۰.۷۲۱	-۱.۲۸۱	-۰.۷۲۹	-۱.۲۴۱	۱.۴۱۸-	-۲.۳۷۱
E	-۱.۰۲۷	-۱.۷۲۹	-۱.۴۲۷	۱.۳۸۱-	-۱.۳۸۹	-۱.۲۸۱
GDP	۲.۰۱۱-	۲.۲۱۹-	۲.۲۵۱-	۱.۴۹۳-	۲.۱۸۴-	-۲.۴۹۳
R	-۱.۴۹۱	۱.۸۴۹-	۱.۵۲۴-	۱.۸۲۷-	۱.۳۹۲-	-۱.۵۹۱

** معنی دار در سطح ۹۹ درصد * معنی دار در سطح ۹۵ درصد

٤ـ٤ـ تعیین تعداد وقفه‌های[2] مدل خود همبسته برداری:

1. Shift
1. Lag

تعداد وقفه‌های موجود در مدل خود همبسته برداری را مرتبه آن می‌گویند و آن را معمولاً" با حرف P نشان می‌دهند. همانطور که می‌دانیم در سیستم معادلات خود همبسته برداری تنها یک مرتبه صحیح وجودندارد، در این حالت P کوچکترین مرتبه ممکن خواهد بود.

۱-٤-٤. معیار آکائیک[۲]

براساس معیار آکائیک رتبه مدل خود همبسته برداری چنان تعیین می‌گردد که مقدار AIC حداقل گردد. به عبارت دیگر مدل هایی با درجه P ,... 2 , 1 , n= 0 برای یک فرآیند خود همبسته برداری تخمین زده می‌شود، پس ماتریس برای مقادیر p ... , 1 , n= 0 و مقادیر متناظر آن یعنی AIC(n) محاسبه می‌گردد. مقدار P(AIC) آن درجه ای است که AIC را P,... , 1 , N=0 حداقل می‌نماید.

$$AIC = Ln\ \hat{\sigma}^2 + \frac{2k}{n}$$

که k تعداد متغیرهای توضیحی، n تعداد مشاهدات و $\hat{\sigma}^2$ تخمین σ^2 در روش حداکثر درست نمایی می‌باشد. با توجه به این که واریانس تخمین هر چقدر کمتر باشد تخمین بهینه تر خواهد بود، لذا مبنای قضاوت کمتر بودن AIC می‌باشد.

نتایج نشان می‌دهند که بر اساس معیار AIC ، P=4 است و مدل اقتصادسنجی کلان ما دو رابطه تعادلی بلندمدت را ارائه می‌کند.

دو رابطه بلندمدت اصلی (۱-٤) و (۲-٤) به صورت زیر نوشته می‌شوند .

$$\varepsilon_t = \beta' Z_{t-1} - (\alpha_0 - \alpha_1) - \alpha_1 t$$

$$Z_t=(i_t, m_{2t}, e_t, gdp_t, r_t)' \qquad (۴-۷)$$

$$\alpha_0=(\alpha_{10}, \alpha_{20})'$$

$$\alpha_1=(\alpha_{11}, \alpha_{21})'$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$$

$$\beta' = \begin{pmatrix} -1 & 0 & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} \\ 0 & -1 & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \end{pmatrix}$$

در مدل‌سازی دینامیک های کوتاه‌مدت، از روش سیمز (۱۹۸۰) پیروی می کنیم. روابط بلندمدت ξ_t می‌تواند با یک تابع خطی همراه با تعداد محدودی از تغییرات گذشته در Z_{t-1} تخمین زده شوند. برای انجام کار فرض می کنیم:

$Z_t = (Y_t', TRND, DU57, S_1, S_2)'$ و

$Y_t=(i_t, m_{2t}, e_t, gdp_t, r_t)'$

---

1. Akaike Information Criterion (AIC)

با استفاده از روش حداکثر درستنمایی پارامترهای مدل را نسبت به قیدهای دقیقاً مشخص و بیش از حد مشخص تخمین می زنیم. در حالت دقیقاً مشخص در مدل باید دو محدودیت بر هر یک از دو بردار همگرایی داشته باشیم، (سطرهای β) و کل محدودیت ها بر ماتریس β، چهار محدودیت می‌باشد. اینها فقط زیر مجموعه محدودیت‌های است که به‌وسیله نظریه‌های اقتصادی پیشنهاد می‌شوند، همانگونه که در (۷-٤) مشخص شده است.

محاسبه مدل برای همه محدودیت‌های دقیقاً مشخص و بیش از حد مشخص که در (۷-٤) آورده شده است، اهمیت زیادی دارد و انجام این کار آزمون اعتبار محدودیت های بیش از حد مشخص و سپس نظریه‌های اقتصادی را ممکن می‌سازد.

۵-٤. تخمین الگو:

همه محاسبات در محدوده (۱)۱۳۵۱ـ(٤)۱۳۸۱ انجام گرفته است. اولین مرحله مدل سازی ما انتخاب مرتبه مدل خود همبسته برداری است و مرتبه چهار برای مدل خودهمبسته ما مناسبترخواهد بود. آماره های آزمون همگرایئ حاصل از مدل خود همبسته مرتبه چهار، با مقادیر ثابت غیر مقید و ضرایب روند مقید که در جدول (۲-٤) آورده شده اند. به‌طور کلی آماره‌ها از این فرضیه حمایت می‌کنند که دو بردار همگرایی $r=2$ ، بین پنج متغیر وجود دارد. با استفاده ازآماره اثر[1] ، فرضیه های صفر$r=0$ و$r=1$ را در سطح معنی دار پنج درصد رد می‌شود، اما نمی‌توانیم فرضیه صفر، $r=2$ را رد کنیم. نتایج به‌دست آمده از آماره های حداکثر مقادیر ویژه گویای این واقعیت است که در سطح ده درصد رد $r=0$ می‌شود و ما فرضیه صفر، $r=2$ از روش آماره اثر را می پذیریم چون فرضیه مقابل (H_1) قویتری دارد و مدل را نسبت به چهار محدودیت دقیقاً مشخص زیر تخمین می زنیم.

$$\beta' = \begin{pmatrix} -1 & 0 & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} \\ 0 & -1 & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{26} \end{pmatrix} \qquad (٤-٨)$$

اولین بردار مربوط به تقاضای سرمایه‌گذاری کل است که در (۱-٤) تعریف شده است و در i_t نرمال شده است و دومین بردار مربوط به تقاضای واقعی پول مربوط است که با (۲-٤) تعریف شده است و در m_{2t} نرمال شده است. بعد از حل سیستم در حالت دقیقاً مشخص، محدودیت‌های مشخص را که در نظریه بلندمدت مطرح شده و در بخش سوم ارائه شده‌اند، آزمون میکنیم. هشت پارامتر غیر مقید در (۸-٤) وجود دارد بنابراین یک محدودیت مشخص وجود دارد که مدل اصلی بر آن استوار است و با آن می‌توان اعتبار نظریات اقتصادی را آزمون کرد. آمارهٔ کای مربع برای آزمون سازی مشترک قیدهای زیادی مشخص برابر ۰/۷۹٤ می‌باشد که این آماره به‌صورت کای مربع با درجه آزادی یک تغییر می‌کند و مقدار بحرانی آمارهٔ کای مربع با درجه آزادی یک کوچکتر است و به معنی پذیرش فرضیه سازی قیدهای زیادی مشخص می‌باشد، نهایتاً نتایج تخمین، مدلی را با روابط بلندمدت بین داده ها و تئورهای مطرح شده به وجود می‌آورد.

---

1. Trace

جدول (۲-٤): آزمون تعداد بردارهای همگرایی

آزمون حداکثر مقادیر ویژه					
۹۰٪ بحرانی	۹۵٪ بحرانی	آماره	H_1	H_0	مقادیر ویژه
۳۷.۴۵	۳۹.۲۸	۴۱.۹۱	r=۱	r=۰*	۰.۳۶۵۱
۲۹.۶۵	۳۱.۸۴	۳۴.۵۵	r=۲	r≤۱*	۰.۳۰۱۵
۲۱.۷۷	۲۳.۱۵	۲۲.۳۴	r=۳	r≤۲	۰.۲۴۲۱
۱۳.۴۹	۱۵.۷۲	۱۳.۵۲	r=۴	r≤۳	۰.۱۹۲۴
۵.۸۳	۷.۳۶	۴.۴۹	r=۵	r≤۴	۰.۰۹۷۹
آزمون تریس					
۹۰٪ بحرانی	۹۵٪ بحرانی	آماره	H_1	H_0	مقادیر ویژه
۷۲.۷۱	۷۷.۴۷	۱۰۱.۷۳	r>=۱	r=۰*	۰.۳۶۵۱
۵۲.۶۶	۵۷.۴۱	۶۰.۳۳	r>=۲	r≤۱*	۰.۳۰۱۵
۳۲.۲۵	۳۳.۵۹	۲۸.۵۷	r>=۳	r≤۲	۰.۲۴۲۱
۱۰.۱۹	۱۱.۶۴	۱۵.۸۶	r>=۴	r≤۳	۰.۱۹۲۴
۵.۸۳	۷.۳۶	۴.۴۹	r>=۵	r≤۴	۰.۰۹۷۹

× رد فرضیه H_0

متغیرهای درون زا: $I_t , M_{2t} , GDP_t , E_t , R_t \sim I(1)$

متغیرهای برون زا: $S_1 , S_2 , DU57 \sim I(0)$

٦-٤. روابط بلندمدت:

انتخاب تعداد بردارهای همگرایی براساس آزمون تریس می‌باشد و روابط بلندمدت محاسبه شده تمام محدودیت های پیشنهادی، در نظریه‌های مطرح شده در بخش سوم مقاله را شامل می‌شود، همچنین باید متذکر شدکه مدل به‌طور یکجا و با روش نیوتن-رافسون و برآوردگر حداکثر درستنمایی یوهانسن تخمین زده شده است و اعداد درون پرانتز آماره t می‌باشد.

$$i_t = 0.05 * t + 5.173 * GDP_t - 1.48 * R_t + \hat{\varepsilon}_{1,t} \quad (۴-۹)$$
$$(2.11) \quad (2.41) \quad (-1.72)$$

رابطه بلندمدت سرمایه‌گذاری در رابطه (۹-٤) نشان داده شده است و گویای این امر است که سرمایه‌گذاری تابعی مثبت از درآمد ملی و روند زمـــــانی است و با نرخ بهره در سطح ۹۰ درصد ارتباط معکوس دارد. نظر به این که تمام متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند، ضریب های تخمین زده شده در واقع مقدار کشش ها را نشان می‌دهد، به این مفهوم که در بلندمدت اگر درآمد یک واحد افزایش یابد سرمایه‌گذاری ۵/۱۷ واحد افزایش می‌یابد، همچنین اگر درآمد نرخ بهره سه ساله یک واحد افزایش یابد سرمایه‌گذاری نیز ۱/٤۸ واحد کاهش خواهد یافت. با گذشت زمان سرمایه‌گذاری‌های قبلی اضافه شده ولی این میزان زیاد نیست. با افزایش حجم پول، نرخ بهره کاهش می‌یابد که باعث افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد و همچنین با افزایش درآمد، میل نهایی به پس‌انداز افزایش می‌یابد و با افزایش پس انداز نرخ بهره کاهش می‌یابد که نهایتاً موجب افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد.

$$m_t = 0.15 * t + 0.161 * E_t + 0.954 * GDP_t - 0.81 * R_t + \hat{\varepsilon}_{2,t} \quad (۴-۱۰)$$
$$(1.11) \qquad (2.41) \qquad (2.61) \qquad (-0.11)$$

رابطه (۱۰-٤) تقاضای واقعی بلندمدت پول را نشان می‌دهد. در تابع تقاضای بلندمدت پول متغیرهای نرخ ارز و درآمد از نظر آماری معنی دار می‌باشند، همچنین کشش درآمدی بلندمدت تقاضای پول ۰/۹٥٤ است که می‌تواند فرضیه کشش درآمدی واحد را برای تقاضای پول رد کند. در مورد ضریب متغیر نرخ ارز می‌توان گفت که این نتیجه با مطالعه بهمنی اسکویی (۱۳۷۲) در مورد تقاضای پول سازگاری دارد به این معنی که اثر ثروتی نرخ ارز بیشتر از اثر جانشینی آن در تقاضای پول در ایران است و متغیر روند زمانی در تقاضای پول از لحاظ آماری رد می‌شود البته اضافه نمودن این متغیر به تخمین، به منظور کامل بودن تخمین می‌باشد که در ادبیات جدید اقتصاد سنجی به طور جدی مورد توجه واقع شده است. به‌طور کلی می‌توان گفت که کلیه ضرایب به‌دست آمده برای تـــقاضای واقعی پول مطابق با نظریه‌های متداول پول می‌باشد.

۷-٤. مدل تصحیح خطا :

پس از تعیین دو رابطهٔ همگرایی در بین پنج متغیر مورد بحث، جهت تبیین رفتار کوتاه‌مدت متغیرهای مورد نظر از مدل تصحیح خطای برداری، VECM که در فصل سوم توضیح داده شده‌است، استفاده می‌کنیم. در این قسمت متغیرهای جدیدی به متغیرهای قبلی اضافه می‌شوند که با $ECT_{i,t-1}, i = 1,2$ نمایش داده می‌شوند که در حقیقت جملات پسماند رابطه‌های همگرایی با یک وقفه زمانی می‌باشند. تفاوت بین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت را می‌توان در مقدار این ضرایب دانست. به این معنی که ضرایب در کوتاه‌مدت کوچکتر بوده و در نتیجه میزان تأثیرگذاری آنها در بلندمدت چشم‌گیر خواهد بود. از طرفی که متغیرها در این قسمت به صورت $I(0)$ و تفاضل مرتبهٔ اول لگاریـــتم متغیرها می‌باشند.

نتایج نشان می‌دهند که تخمین دو معادله تصحیح خطا با متغیرهای درون‌زایی مدل اصلی هماهنگی دارد. به نظر می‌رسد که این معادلات از لحاظ منطقی تا حدود زیادی مناسب باشند. همچنین مقدار آماره R^2 تعدیل شده مربوط به واریانس تفاضـــل متغیرهای درون‌زا می‌باشد، که توسط رگرسیون‌ها توضیح داده می‌شود. تمام رگرسورها تا سه دوره تأخیر لحاظ شده اند. بنابراین مقادیر گزارش شده R^2 تعدیل شده به این علت مهم می‌باشد که ارزیابی صحیح مقادیر برازش شده آنها متدولوژی ما را تعیین می‌کند و با علامت‌های متناسب مقایسه می‌شوند.

جدول (۳-٤): مدل تصحیح خطای برداری

متغیر	*DLM2*	DLI
INPT	۰.۵۷(۲.۴۲)**	۰.۳۳(۴.۱۱)**
DLM(-1)	۰.۳۳(۲.۱۸)**	۰.۲۲(۲.۴۱)**
DLM(-2)	۰.۶۹(۷.۰۵)**	۰.۱۵(۲.۱۹)**
DLM(-3)	۰.۴۱(۰.۵۴)	−۰.۲۱(−۱.۲۸)
DLI(-1)	۰.۲۴(۲.۱۱)**	۰.۶۴(۵.۲۶)**
DLI(-2)	۰.۱۴(۱.۱۵)	۰.۵۹(۸.۱۴)**
DLI(-3)	۰.۱۵(۱.۶۹)*	۰.۲۵(۴.۲۵)**
DLGDP(-1)	۰.۷۱(۲.۵۵)**	۰.۱۶(۱.۷۵)*
DLGDP(-2)	۰.۵۷(۲.۱۹)**	۰.۲۳(۲.۴۴)**
DLGDP(-3)	۰.۰۹(۱.۸۵)*	۰.۰۶(۱.۸۳)*
DLE(-1)	۰.۰۷(۱.۷۴)*	۰.۲۱(۰.۴۹)
DLE(-2)	۰.۰۶(۱.۸۱)*	۰.۰۱(۱.۱۵)
DLE(-3)	−۰.۰۷(−۰.۱۸)	−۰.۶(−۱.۳۳)
DLR(-1)	−۰.۱۰(−۱.۱۹)	۰.۱۴(۰.۵۴)
DLR(-2)	−۰.۱۱(−۲.۹۱)**	−۰.۱۷(−۲.۱۸)**
DLR(-3)	۰.۰۷(۱.۱۵)	۰.۲۳(۱.۵۷)
ECM1(-1)	−۰.۱۵(−۱۲.۵۴)**	۰.۲۵(۴.۵۱)
ECM2(-1)	−۰.۱۱(۲۱.۶)**	−۰.۱۸(□۵۸.۴)**
DU57	−۰.۰۹(−۱.۸۷)*	−۰.۰۴(−۲.۱۹)**
TRND	۰.۰۰۴(۲.۲۴)**	۰.۰۱(۲.۱۴)**
R^2	۰.۷۴	۰.۷۷
D.W	۲.۱	۲.۲۷

ملاحظه می‌شود که معادله تصحیح خطای برداری برای تقاضای واقعی پول در حدود ۷٤ درصد واریانس کل را در معادله تقاضای پول توضیح می‌دهد و معادله تقاضای‌سرمایه‌گذاری ۷۷ درصد واریـــانس کل را در معادله سرمایه‌گذاری توضیح می‌دهد.

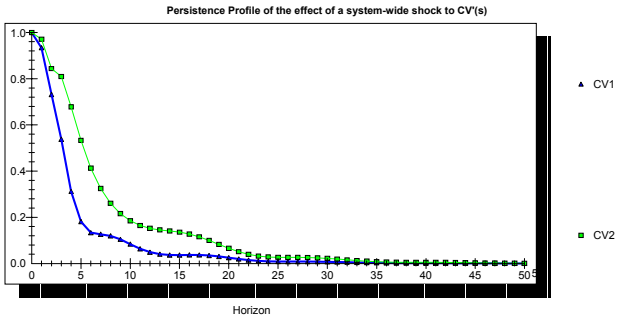
با توجه به نتایج فوق تقاضای پول نسبت به عدم تعادل در بازار پول و سرمایه‌گذاری تعدیل می‌شود و می‌توان گفت رابطه علیتی از سوی این متغیر به طرف متغیر حجم پول وجود دارد. همچنین به ازای افزایش یک درصد در حجم پول و درآمد در دوره قبل تقاضای پول به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۷۱ درصد افزایش می‌یابد.

سرمایه‌گذاری فقط نسبت به عدم تعادل در سرمایه‌گذاری تعدیل می‌شود. سرمایه‌گذاری نسبت به عدم تعادل در بازار پول تعـــدیل نمی‌شود و می‌توان گفت سرمایه‌گذاری نسبت به این متغیر یک متغیر برون‌زایی ضعیف می‌باشد و هیچ رابطه علیت بلندمدتی از سوی این متغیر به سمت متغیر سرمایه‌گذاری وجود ندارد. همچنین به ازای افزایش یک واحد در نرخ رشد متغیرهای درآمد، سرمایه‌گذاری و حجم پول در دوره قبل، به ترتیب سرمایه‌گذاری باندازه ۰/۱٦، ۰/٦٤ و ۰/۲۲ واحد (درمقیاس لگاریتم) رشد خواهد داشت. نتیجه مهمی که از این برآورد می‌توان گرفت، اثر گذاری مثبت و معنی دار حجم پول دوره قبل بر میزان سرمایه‌گذاری دوره جاری است. از این رو دولت می‌تواند با اعمال سیاست های پولی مناسب در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری را تحت الشعاع قرار داده و آن را افزایش دهد.

۸-٤. استحکام[1] (پایداری مدل):

پایداری مدل نشان دهنده زمان تأثیر شوک های وارده بر کل سیستم و بردارهای همگرایی را (روابط بلندمدت) نشان می‌دهد. این روش بر اساس یک طرح مقیاس بندی شده بنا شده است که میزان عدم استحکام مدل در زمان t=0 برابر با یک (۱۰۰ درصد) 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 شـــوک واقع می‌شوند را نشان می‌دهد.

شکل (۱-٤) نـــشان دهنده وضعـــیت پایـــــداری مدل، PP می‌باشد و نشان می‌دهد که میزان پایداری یک کاهش نسبتاً با ثباتی را به سمت مقدار تعادلش نشان می‌دهد، حدود ۹۰ درصد تعدیلات در فصل چهارم اتفاق می افتد که تعدیلات حدوداً کامل می‌شود. به‌طوری که CV1 پایداری رابطه بلندمدت سرمایه‌گذاری و CV2 نشان دهنده پایداری تقاضای پول می‌باشد.

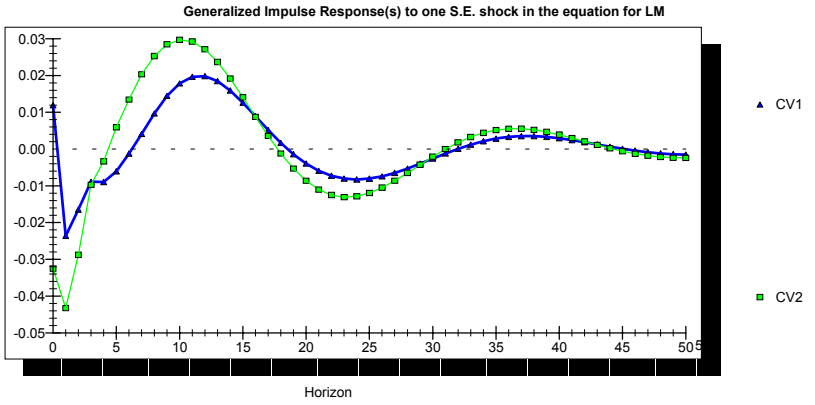


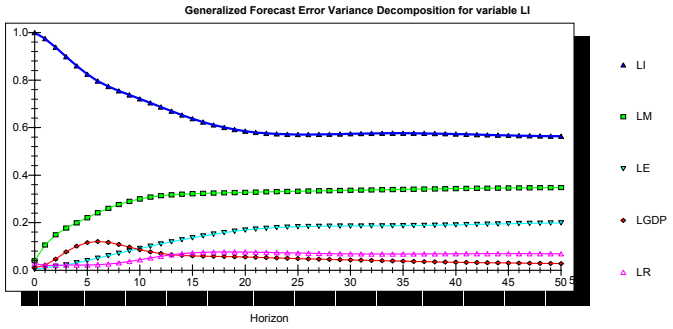
شکل شماره: (۱-٤) میزان پایداری مدل

۹-٤. توابع واکنش ضربه‌ای کلی[2] (تعمیم یافته):

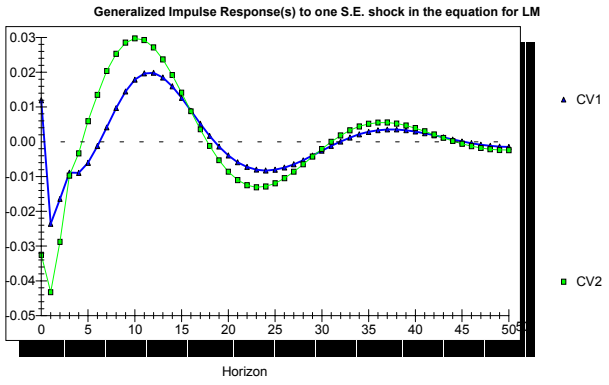
زمان تأثیرات شوک های مختلف بر متغیرهای منفرد در مدل اصلی می‌تواند با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای، آزمون شود. یکی از مزیت های اصلی روش ما برای مدل سازی اقتصاد کلان این است که بین باقی مانده های مدل تخمینی و شوک های ساختاری مدل اقتصادی تحت بررسی رابطه صریحی را فراهم می‌کند. این حلقه ارتباطی صریح به طور واضحی روابط پیشین را نشان می‌دهد که برای تعیین اثر محدودیت های ویژه برای مدل ضروری می‌باشند.

1. Persistence Profile (PP)
2. Generalized Impulse Response (GIR)


Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for LM
CV1
CV2
Horizon


Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LI
LI
LM
LE
LGDP
LR
Horizon

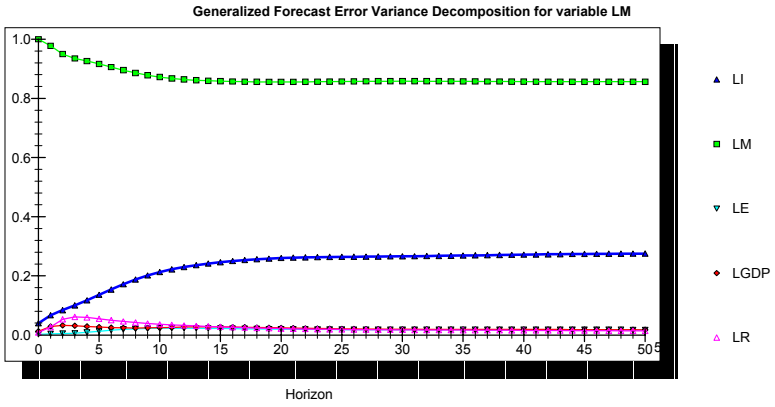
شکل شماره (۳-٤)


Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for LM
CV1
CV2
Horizon

شکل‌های (۲-٤)، (۳-٤) و (٤-٤) اثر شوک در حجم پول و سرمایه‌گذاری را بر متغیرهای مورد استفاده نشان می‌دهند. شوک در حجم پول بر بردارهای همگرایی نشان می‌دهد، که رابطه بلندمدت سرمایه‌گذاری، CV1 همواره از عدم تعادل آن می‌کاهد و تعدیلات کامل می‌شود. رابطه بلندمدت پول، در CV2 نشان داده شده است، در مجموع پاسخ بردارهای همگرایی نشان می‌دهند که همواره از عدم تعادل آنها کاسته می‌شود و به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود حرکت می‌کنند.

۱۰-٤. تجزیه واریانس:

به منظور بررسی برون زایی متغیرها از تجزیه واریانس استفاده می کنیم. با استفاده از روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر را نسبت به شوک های برون‌زای وارد شده بر متغیرهای سیستم مشخص می کنیم. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، ما می‌توانیم اثر شوک وارده به هر متغیر را بر سایر متغیرها در طول زمان اندازه بگیریم.



شکل شماره (٥-٤)

شکل (٥-٤) اثر شوک درحجم پول را نشان می‌دهند. به‌طوری که ملاحظه می‌شود در فصل دوم حدود ۸۰ درصد خطای پیش‌بینی مربوط به حجم پول می‌باشد، همچنین ملاحظه می‌شود که با افزایش زمان به سهم نوسانات نرخ ارز، سرمایه‌گذاری و درآمد اضافه می‌شود پس نتیجه می‌گیریم که متغیر حجم پول به‌طور متوسط از سایر متغیرها برون‌زاتر است.

۵. نتیجه‌گیری:

در این مقاله بررسی کردیم که چگونه مدل سازی کلان می‌تواند در پی مدل سازی ساختاری خودهمبسته بلندمدت به‌کار گرفته شود. هدف اصلی این مقاله ذکر چهارچوب نظری تحلیل‌های بلندمدت، نشان دادن محاسبات و آزمون‌هایی است که برای ایجاد یک مدل

اقتصادسنجی کلان برای ایران به کار می رود. توضیـــح روش ما بـــرای مدل‌سازی با تعریف واضحی از مجموعه‌ای از روابط بین متغیرهای مهم اقتصادی شروع می‌شود.

مدل همگرایی ساختاری ما در دوره (۱)۱۳۵۰ـ(٤)۱۳۸۱ محاسبه شده و در معرض محدودیت‌های مطرح شده در مورد ضرایب بلندمدت قرار گرفته است. این مدل ساختاری بلندمدت، تمام مزیت های مدل های خودهمبسته برداری را داراست و قادر است که روابط پویا وپیچده را در بین داده‌ها به‌دست آورد. مشخصه مهم روش مدل سازی ما این است که برای آزمون اعتبار محدودیت‌های اقتصادی که در متن یک مدل اقتصـاد سنجی کلان پیشنهاد می‌شود، ابزاری فراهم می‌کند.

مزیت دیگر روش مدل سازی ما، بررسی رفتار دینامیک های کوتاه‌مدت است. این روش ما را قادر می‌سازد که بوضوح روابط بین شوک های ساختاری و مشاهده شده را در نظر بگیریم و همچنین روش مناسب تجزیه و تحلیل دینامیک های مدل را فراهم کنیم. این مدل‌ها دارای کاربردهای مهمی بویژه در مورد پیش‌بینی و تحلیل رفتار دوره‌ای عناصر سیستم اقتصادی هستند. روش خودهمبستگی برداری نه تنها پیش‌بینی صحیح تری را (بویژه در کوتاه‌مدت) نسبت به مدل‌های ساختاری پیشین فراهم می‌کند، بلکه می‌تواند در تحلیل تأثیرات شوک‌های سیاستی بر متغیرهای هدف مناسب باشند. این مقاله نشان می‌دهد که روش خودهمبستگی برداری برای اقتصاد ایران یک روش انعطاف‌پذیرتری نسبت به روش مدل سازی ساختاری می‌باشد.

نظریه‌های اقتصادی ذکر شده در این مقاله و ملاحظات آماری برای روش تجربی، پیشنهاد می‌کند که در بین پنج متغیر مورد بحث دو رابطه همگرایی بلندمدت وجود دارد و آزمون‌های آماری، یک دلیل قوی برای پذیرش قیدهای زیادی مشخص، اقتصادی مطرح شده ارائه می‌کند. بر اساس این فرضیه که دو رابطه بلندمدت وجود دارد و ما مدلی را به‌دست آورده‌ایم که با پارامترهای غیر مقـید محاسبه شـده‌اند، به‌طوری که علامت ها و مقادیر آن مورد قبول می‌باشد و محاسبه روابط بلندمدت تقاضای پول و سرمایه‌گذاری را شامل می‌شود علاوه بر این ما پنج محدودیت را برای مدل در نظر گرفته‌ایم و با استفاده از آزمون‌های نسبت درست نمایی قادر نخواهیم بود که محدودیت های بیش از حد مشخص را رد کنیم و از این مسأله نتیجه می‌گیریم که مدل تخمینی ما دست کم تا جایی که داده ها مورد توجه می‌باشند هم نظری و هم آماری است.

خلاصه نتایج عمده به شرح زیر است:

۱. در بلندمدت:

۱-۱. سرمایه‌گذاری با درآمد ارتباط مثبت دارد و ضریب آن برابر ۵/۱۷ می‌باشد.

۱-۲. تقاضای واقعی پول نیز تابعی مثبت از درآمد و نرخ ارز می‌باشد و ضرایب آنها به ترتیب برابر ۰/۹۵ و ۰/۱۶۱ است.

۲. در کوتاه‌مدت:

۲-۱. سرمایه‌گذاری تابعی مثبت از سرمایه‌گذاری و درآمد در دوره قبل می‌باشد.

۲-۲. تقاضای واقعی پول تابعی فزاینده از سرمایه‌گذاری و حجم پول، درآمد در دوره قبل است.

۲-۳. در هر دو تابع سرمایه‌گذاری و تقاضای پول متغیر مجازی اثر انقلاب منفی می‌باشد.

۲-٤. در هر دوره باندازه ۱۰ درصد از عدم تعادل تقاضای پول کاسته می‌شود و به سمت تعادل بلندمدت خود حرکت می‌کند.

۲-۵. در هر دوره باندازه ۵ درصد از عدم تعادل سرمایه‌گذاری کاسته می‌شود و به سمت تعادل بلندمدت خود حرکت می‌کند.

پاسخ متغیرها و بردارهای همگرایی نسبت به شوک های گوناگون نشان می‌دهند که مدل تا حد ممکن به صورت بهینه حل شده است و پایدار می‌باشد.

۱. ضمیمه الف:

۱ـ۱.تجزیه و تحلیل همگرایی:

در این قسمت به ارائه مدل های خودهمبسته برداری، همگرایی، مدل تصحیح خطای برداری و شرایط تشخیص پذیری سیستم‌های همگرایی می‌پردازیم.

مدل خودهمبستگی برداری تعمیم یافته مرتبه p زیر را در نـــظر می گیریم:

$$\varphi(L)Z_t=a_0+a_1t+\varepsilon_t \qquad (۳-۵)$$

در اینجا Z_t را به‌صورت زیر تعریف می کنیم.

$$Z_t=(Y'_t,X'_t)'$$

که X_t:k×1 بردار متغیرهای برون‌زا و Y_t:n×1 بردار متغیرهای درون‌زا می‌باشند به‌طوری که $m=k+n$ است.

مدل تصحیح خطایی برداری رابطه فوق به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\Delta Z_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳-۶)$$

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

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

در صورتی که

$$\varepsilon_{Yt} = \Omega_{YX} \Omega_{XX}^{-1} \varepsilon_{Xt} + u_t \qquad (۳-۷)$$

می‌باشد و همچنین خواهیم داشت:

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

و همچنین u_t مستقل از ε_{Xt} می‌باشد.

$a_0=(a'_{Y0},a'_{X0})'$ $\quad a_1=(a'_{Y1},a'_{X1})'$ $\quad \Pi=(\Pi'_Y ,\Pi'_X)'$

$\Gamma=(\Gamma'_Y, \Gamma'_X)'$ $\quad \Gamma=(\Gamma'_{Yi}, \Gamma'_{Xi})'$ $\quad i=1,2,...,p-1$

در ادامه بحث، تأکید روی $\Delta Y_t, \Delta X_t$ و ΔZ_{t-1} خواهد بود.

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Z_{t-1} + \Pi_{YY.X} Z_{t-1} + u_t \qquad (۳-۸)$$

$$c_0 \equiv a_{Y0} - \Omega_{YX}\Omega_{YX}^{-1} a_{X0} \quad ; \quad c_1 \equiv a_{Y1} - \Omega_{YX}\Omega_{XX}^{-1} a_{X1}$$

$$\Lambda \equiv \Omega_{YX}\Omega_{YX}\Omega_{XX}^{-1} \qquad \varphi_i \equiv \Gamma_{Yi} - \Omega_{YX}\Omega_{X}^{-1}{}_{X}\Gamma_{Xi}$$

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

یوهانسن (۱۹۹۲) نشان داد که ما می‌توانیم فرض کنیم که فرآیند $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ به‌طور ضعیف برون‌زا می‌باشد. پس ماتریس ضرایب بلندمدت Π به‌صورت زیر خواهد بود:
فرض کنیم که $\Pi_X=0$ و همچنین $\Pi_{YY.X}=\Pi_Y$ پس خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_Y Z_{t-1} + u_t$$

$$\Delta X_t = a_{X0} + \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۳-۹) t=1,2,...$$

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

فرضیه آزمون رتبه Π برابر است با

$$H_r: Rank[\Pi_Y]=r \qquad r=0,1,...,n \qquad (۳-۱۰)$$

در این مطالعه

$$\Delta Y_t = c_0 + (-\Pi_Y\gamma)t + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Z^*_{t-i} + \Pi_Y Z_{t-1} + u_t \qquad (۳-۱۱)$$

$$\Pi_Y = \alpha_Y . \beta' \qquad (۳-۱۲)$$

در اینجا α_Y یک ماتریس $(n\times r)$ و β ماتریس بردارهای همگرایی و $(m\times r)$ می‌باشند. حـــال برای تخـــمین 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:

$$\Delta Y_t = c_0 + \Lambda \Delta X_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Z^*_{t-i} + \Pi_{Y*} Z^*_{t-1} + u_t$$

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

$$Rank[\Pi_{Y*}]=Rank[\Pi_Y] \qquad (۳-۱۳)$$

همچنین

$$\Pi_{Y*} = \alpha_{Y} . \beta'_{*}$$

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

فرضیه آزمون تعداد بردارهای همگرایی برابر است با:

$$H_r: Rank[\Pi_{Y*}]=r \qquad r=0,1,...,n \qquad (۳-۱۴)$$

لگاریتم تابع درست نمایی در این حالت برابر است با:

$$L_T=(\varphi,r)=-(nT/2)Ln2\Pi-(T/2)Ln|\Omega_{uu}|-(1/2)Tarce(\Omega^{-1}{}_{uu}uu') \qquad (۳-۱۵)$$

T تعداد مشاهدات و φ بردار پارامترهای نامعلوم در Ω_{uu} می‌باشد.
معادله مشخصه برابر است با

$$\left|\lambda^{\wedge} s_{ZZ} - s_{ZY} s_{YY}^{-1} s_{YX}\right| = 0 \qquad (۳-۱۶)$$

$$1\rangle\lambda_1^{\wedge} >\ldots> \lambda_r^{\wedge}\rangle 0$$

$\lambda^{\wedge}_i$ ریشه های معادله مشخصه فوق می‌باشند.

۲ـ۱. تشخیص‌پذیری در سیستم معادلات همزمان:

یکی از مسائل مهم در تشخیص پذیری اقتصادسنجی سیستم های همگرایی این است که به‌طور کلی روابط همگرایی تنها با تبدیل خطی غیر منفرد تعیین می‌شوند. در حالت ساده ای که تعداد بردار های همگرایی برابر یک باشد r=1 یک محدودیت برای تعیین رابطه همگرایی لازم است و می‌تواند به‌صورت نرمال سازی در نظر گرفته شود و برای ضریب هر یک از متغیرهای همگرا که وارد رابطه همگرایی می‌شوند، بکار برده می‌شود. اما هنگامی که $r \succ 1$ تعداد چنین نرمال سازی برابر r است و بر آن محدودیت های $r^2 - r$ ارائه می‌شوند[1]. اخیراً یوهانسن یک حالت عادی را برای آزمون محدودیت های خطی متجانس گسترش داده است که در یک زمان معین بر یک بردار همگرایی اعمال می‌شوند و فرض می‌گردد که در قسمت غیر مقید فضای همگرایی دقیقاً مشخص شده است.

حال سیستم خودهمبسته برداری مرتبه p را به‌صورت زیر در نظر می گیریم:

$$A_0X_t=b_0+b_1X_{t-1}+\ldots+A_pX_{t-p}+v_t \qquad (۳-۱۷)$$

1. Pesaran M.H. and Y. Shin (1999)

X_t بردار $m\times1$ است و همچنین $X_t\sim I(1)$ و b_0 و b_1 بردارهای ضرایب و $m\times1$ می‌باشند. A_i ماتریـــــــس ضرایب و با ابعاد $m\times m$ و $|A_0|\neq0$ ، $i=1,...,p$ و ε_t با ابعاد $m\times1$ می‌باشد.

$$A_0\Delta X_t = b_0 + b_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta X_{t-i} - A(1) X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳-۱۸)$$

$$\varphi_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j \qquad A(1) = A_0 - \sum_{i}^{p} A_i$$

خواص تعادلی (۳-۱۸) در $A(1)$ نشان داده می‌شود. اگر رتبه $A(1)$ برابر r باشد و $0<r<m$ خواهیـــم داشت $A(1)=\alpha.\beta'$ و همچنین $\alpha,\beta: m\times r$ و $\beta'X_t$ ترکیب خطی از X_t است که همگرایی نامیده می‌شود. فرم فوق دو قسمت مهم از مسأله تشخیص پذیری را که در رابطه با متغیرهای $I(1)$ ارائه می‌شود نشان می‌دهد. اولین مسأله تشخیص پذیری در تشخیص پذیری همزمان ضرایب A_0 و ضرایب کوتاه‌مدت $A_1,...A_p$ مـــــنعکس می‌شود و دومین مسأله تشخیص پذیری بلندمدت است که در ضرایب β ظاهر می‌گردد. حال وقتی که متغیرها $X_t\sim I(1)$ باشند اصول ذکر شده در بالا روشن می‌سازد که تشخیص پذیری در ضرایب A_j $j=0,1,...,p$ ، لازم نیست که اطلاعاتی در مورد β داشته باشیم و دانستن β نمی‌تواند اطلاعاتی در مورد تشخیص پذیری کوتاه‌مدت به ما بدهد.

حال مدل تصحیح خطای خود همبسته[1] زیر را در نظر می گیریم.

$$\Delta X_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} - \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳-۱۹)$$

$$a_0=A^{-1}{}_0 b_0 \quad a_1=A^{-1}{}_0 b_1 \quad \Gamma_i=A^{-1}{}_0\varphi_i \quad \Pi=A^{-1}{}_0 A(1) \quad \varepsilon_t=A^{-1}{}_0 v_t$$

در این حالت مـــرتبه خودهمبستگی برداری معلوم است و مقادیر $X_0, X_{-1},..., X_{-p+1}$ نیز داده شده‌اند. تئوری عمومی روش حداکثر درست نمایی را برای تجزیه و تحلیل همگرایی سیستم‌ها نسبت به قیدهای غیر خطی روی مدل همگرایی (۳-۱٤) به‌صورت زیر توسعه می‌دهیم.

$$\varphi(L)=-\Pi L+\Gamma(L)(1-L) \qquad (۳-۲۰)$$

در اینجا

$$\Pi = -(I_m - \sum_{i=1}^{p} \varphi_i) \qquad (۳-۲۱)$$

1.Autoregerassive Vector error correction model (VECM)

همچنین ماتریس چند جمله‌ای با تأخیر زیر را خواهیم داشت:

$$\Gamma(L) = I_m - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i L^i \qquad \Gamma_i = -\sum \varphi_j \qquad i = 1,\ldots,p-1 \qquad (۳-۲۲)$$

حال مدل خودهمبستگی برداری مرتبه p (۳-۵) را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم:

$$\varphi(L)X_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t \qquad (۳-۲۳)$$

$$a_0 \equiv \Pi_\mu + (\Gamma + \Pi)\gamma \qquad a_1 \equiv -\Pi_\gamma$$

ماتریس ضرایب کوتاه‌مدت Γ را به‌صورت زیر نمایش می دهیم:

$$\Gamma \equiv I_m - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i = -\Pi + \sum_{i=1}^{p} i\varphi_i \qquad (۳-۲۴)$$

فرضیه آزمون تعداد بردارهای همگرایی به‌صورت زیر است:

$$H_r: \text{Rank}[\Pi] = r \qquad r = 0,1,\ldots,m \qquad (۳-۲۵)$$

$$\Pi = \alpha.\beta'$$

هنگامی که Π دارای رتبه کامل (برابر m) باشد. Π دیگر پارامترهای مدل تحت شرایط کلی تعیین می‌شوند و می‌توانند به‌طور ثابت با روش حداقل مربعات معمولی محاسبه شوند. حال اگر رتبه Π برابر r باشد و $r<m$، بنابراین Π دارای محدودیت های غیر خطی $(m-r)^2$ است و محدودیت ها برحسب $(2mr-r^2)$ تـــعیین می گردند. حال ما فرض می کنیم که α غیر مقید و دارای رتبه کامل است و بر این مورد تأکید داریم که محدودیت های تعیین کننده تنها روی β اعمال می‌شوند.

۳ـ۱. توابع واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس:

در ادامه به منظور تجزیه و تحلیل تأثیرات شوک‌ها بر متغیرهای کلان به روش جامع سیمز کاربرد توابع واکنش ضربه‌ای[1] و تجزیه واریانس[2] استفاده می‌کنیم.

---

1. Impulse Response Functions (IRFs)
2. Variance Decompositions (VDCs)

۱ـ۳ـ۱ . توابع واکنش ضربه‌ای:

توابع واکنش ضربه‌ای به صورت زیر می‌باشند. مدل خود همبسته برداری p را در نظر می‌گیریم:

$$A(L)Y_t = U_t$$
$$A(L) = I + A_1 L + A_2 L^2 + \mathrm{L} + A_P L^P \qquad (۳-۲۷)$$

حال اگر A(L) را معکوس کنیم، مدل (۵-۳) به شکل یک مدل میانگین متحرک خودهمبسته درمی‌آید .

$$Y_t = A(L)^{-1} U_t = \sum_{s=0}^{\infty} B_s U_{t-s} \qquad (۳-۲۸)$$

$$\frac{\partial Y_{ti}}{\partial U_{(t-s)j}} = b_{ij}^{(s)} \Rightarrow \Delta Y_i = \Delta U_{(t-s)j} b_{ij}^{s} \qquad (۳-۲۹)$$

b_{ij} پاسخ ضربه متغیر iام پس از s دوره نسبت به شوک اولیه در j امین متغیر است.

۲ـ۳ـ۱. تجزیه واریانس:

تجزیه واریانس به این صورت است که در زمان t، پیش‌بینی برای t+n دوره انجام می‌شود، برای بررسی کافی است به n دوره به عقب برگردیم. چون در دوره t، متغیرها در دوره t-1 همه برون‌زا و ثابت هستند که:

$$Y_{t+n} = \sum_{s=0}^{\infty} B_s U_{t+n-s} + C \qquad (۳-۳۰)$$

C مقدار ثابت می‌باشد.

$$Y_{i,t+n} = \sum_{s=0}^{\infty} \sum_{j=1}^{m} b_{ij}^{(s)} U_{j,t+n-s} + C \qquad (۳-۳۱)$$

$$b_{ij} = \frac{\sum_{s=0}^{n} b^{2\ (s)}}{\sum_{s=0}^{n} b_{i1}^{2\ (s)} + \ldots + \sum_{s=0}^{n} b_{ii}^{2\ (s)} + \ldots \sum_{s=0}^{n} b_{in}^{2\ (s)}} \qquad (۳-۳۲)$$

b_{ij} نسبتی از واریانس خطای پیش‌بینی Y_i است که توسط متغیر Y_j (در دوره t+n) توضیح داده می‌شود.

پایدار	-۳,۱۷	-۳,۵	٤,١٤	- -	۲۱,٦	۱,۹۹	.٤٧	-٦,٥٨	.۹۷	-.۲۷	تفاضل مرتبه اول
I(1)**	-۲,٦	-۲,۹	-۳,٦		٤۲,٤۱	۱,۹۹	٤٦ .	-٦,٥۱	-	۱,۱۷	تفاضل مرتبه اول
	-۱,٦۲	-۲	-۲,٦۱		-	۱,۹۹	.٤٤	-٦,۳۸	-	-	تفاضل مرتبه اول

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق ،LRof لگاریتم نرخ رسمی ارز می‌باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

۲. ضمیمه ب

جدول ۱- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LGDPdf
	٪۱۰	٪۵	٪۱								
ناپایدار	-۳,۲۰	-۳,۵۳	- ٤,۲۳	-	۱۷,٤	۱,۳٦	.٥۱	- ۱,۲۸	۲,۸۸	-۲,٦۱	سطح
ناپایدار	-۲,٦ - ۲,٦۱	-۲,۹٤	-۳,٦	-	۲۲	۱,۲۰	.۳۹	٤,٦۷	-	.٤۱	سطح
ناپایدار	-۱,٦۲-	-۲,۹٥	-۳,٦۳	-	۱٤,٤	۲,۰٤	.٤۷	۲,۱۲	-	.٥۱	یک تاخیر[1]
ناپایدار	-۱,٦۲	-۱,۹٥	-۲,٦۳	-	-	۱,۲	۳۹ .	۹,۳٥	-	-	سطح
پایدار I(0)	-۳,٤۷ ,٤۷-	-۱,۹٥	-۲,٦۳	-	۲۹,۳	۲,۰٥	.٤۷	۳,۱٥	-	-	یک تاخیر
λ = .٦۲	- ۳,٤٦	-۳,۷٦	-٤٥,٤	-	۳۱۰۰	۱,۳٤	.۹۹	- ۱,٦٦	۲,۰۳	-۱,۸۹	شکست ساختاری*
λ = .٦۲	-۳,٤٦ ,٤۰-	-۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۳	۲۳۹۷	۱,۹٤	.۹۹	-۱,۲۱	۱,٤۰	-۲,۰۷	AR(1)[2]
λ = .٥۲	-	۳,۷٦	-٤,۳۲	٥۳	۲۳٦٤	۱,۹۷	.۹۹	-۱,۱۷	۲,۲۲	-۲,۰۷	AR(1)
λ = .۳۰		۳,۷۲	-٤,۳۹	٥۷	۲۳۱۲	۱,۹۹	.۹۹	-۱,٤۳	۲,۱۰	-۱,۹۱	AR(1)
λ = .۱٥		-۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	۲٥۹٦	۲,۰۰	.۹۹	-۱,۹۱	۲/٦۲	-۲,۳٤	AR(1)
				۷۲							

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق ،LGDPdf لگاریتم شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

---

۱. در صورتی که در جریان انجام آزمون دیکی فولر آماره دوربین واتسون از مقدار مناسب برخوردار نبوده با وارد کردن متغیرهای تأخیری مناسب سعی در رفع این اشکال شده است.

۲. اگر در رگرسیون های آزمون شکست ساختاری، آماره دوربین واتسن از مقدار مناسب برخوردار نبوده سعی شده به منظور رفع همبستگی جملات اخلال ، رابطه با توجه به متغیرهای **AR()** مناسب رگرس گردد

جدول ۲- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز

متغیر [۱] $LREER_{FR}$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	۱,۷	۱,٤ -	-۱,۷	۰,۰۷	۱,۵۷	۱,٤۵	-	- ٤,۲۲	-۳,۵۳	-۳,۱۹	ناپایدار
سطح	۸۲٦	-	۸۰ .	.۰۱۷	۱,٦۳	.٦۵	-	-۳,٦	-۲,۹۳	۲,٦	ناپایدار
سطح	-	۰,۲۱	.۹۷	-	۱,٦٦	-	-	-۲,٦۲	-۱,۹۵	-۱,٦۲	ناپایدار
شکست	۱,۳۸	-۱,۳۳	-۱,۱۲	۰,۹۲	۱,٦٦	۱۳۹	۵۳	-٤۵,٤	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
ساختاری*	۳,۷٤	-۱,۳۳	-۳,۷۲	۰,۹۵	۲,۳۳	۱۳۲	۵۷	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .۵۲
شکست	۱,٤۱	۲,۳٤	-۱,٦۲	۰,۹۳	۱,٦٤	۱٤۲,۲	٦۷	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤٦	λ = .۳۰
ساختاری*	۱,۸۳	۱,۷۳	-۱,۷	۰,۹۲	۱,٦۱	۷۱۳۰	۷۲	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤۰	λ = .۱۵
شکست							۷۲				λ = .۱۵
ساختاری*											
شکست											
ساختاری*											
تفاضل مرتبه اول	۰,۰۳		-٤,۹۲	۰,٤۲	۱,۹۸	۱۲,۱۳	-	-٤,۲۲	-۳,۵۳	-۳,۱۹	پایدار
۰,۷۹	-۰,۲۱	-٤,۹۹	۰,٤۲	۱,۹۸	۲٤	-	-۳,٦۲	-۲,۹٤	-۲,٦	I(1)*	
-	-	-٤,۹۵	۰,٤۰	۱,۹۸	-	-	-۲,٦۳	-۱,۹۵	-۱,٦۲		

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق، $LREER_{FR}$ لگاریتم نرخ واقعی بازار موازی می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۳- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ بازار موازی ارز

متغیر [۲] LR_{FR}	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	.۱٤٤	۲,۱۳	-۰,٦٦	۰,۱۷۵	۱,۹	۵,۳۲	-	- ٤,۲۲	-۳,۵۳	-۳,۱۹	ناپایدار
سطح	-۱,٤۵	-	۲,۳۸	.۱۰	۱,۸۷	۵,٦۸	-	-۳,٦	-۲,۹۳	۲,٦	ناپایدار
سطح	-	-	۳,۷۵	۰,۰٦	۱,۷۵	-	-	-۲,٦۰	-۱,۹٤	-۱,٦۲	پایدار
شکست	۰,۲۱	۰,۵٦	۰,۰۵٤	۰,۹۸	۱,۹۹	۱۱۲۱,	۵۳	-٤۵,٤	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
ساختاری*	۱,۷۳	۰,٦٤	-۱,۹٤	۰,۹۹	۲,۱۹	۹۱۲۸٦	۵۷	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .۵۲
شکست	-.۵۰٤	۱,۹۷	-۰,٦۱	۰,۹۸	۱,۹۳	,٦	٦۷	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤٦	λ = .۳۰
ساختاری*	۰,۷۱	۲,۲۸	-۱,۰٦	۰,۹۸	۱,۸۸	۱۰۹۳	۷۲	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤۰	λ = .۱۵
شکست						۱۱۰٤,	۷۲				λ = .۱۵
ساختاری*						۳					
شکست											
ساختاری*											

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، LR_{FR} ، لگاریتم نرخ ارز بازار موازی می‌باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

---

۱. $LREER_{FR}$ در سال ۵۷ دچار شکست ساختاری شده زیرا آماره τ متغیر تأخیری در سطح ۵ درصد معنی دار است و بنابراین این متغیر در سطح پایدار است.

۲. LR_{FR} نیز یک متغیر روند پایای بدون رانش می‌باشد

جدول ٤- ض ب: آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده

متغیر LCPI[1]	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح یک	-۰,۹٤	۱,۹	۰,۰۸۷	.٥٤	۱,٥٦	۱۸,۱	-	- ٤,۱٥	-۳,٥۰	-۳,۱۸	ناپایدار
تاخیری	۱,۱۹	-	-	۰,٤۷	۱,٤۸	٤۳,۲۷	-	-۳,٥٦	-۲,۹۲	۲,٦	ناپایدار
سطح	-	-	٦,٥۸	۰,٤٥	۱,٤٥	-	-	-۲,٦۱	-۱,۹٥	-۱,٦۲	پایدار
سطح	-	-	۱۲,٤٦	۰,٥۰	۱,٥٥	٤۷,٦	-	-۲,٦۱	-۱,۹٥	-۱,٦۲	پایدار
سطح یک	۰,٦۷	۰,۰۳۷	٤,۳٥	۰,۹۹	۱,۷۲	۹۸۷۷,	٥۳	-٤٥,٤	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
تاخیری[2]	- ۰,۱۷	۱,۳٤	۱,۰٥	۰,۹۹	۱,٦	۸۹۰۲۳	٥۷	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .٥۲
شکست	-۰,٥۷	۱,٦۹	.۳۱٦	۰,۹۹	۱,٥۲	,۹	٦۷	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤٦	λ = .۳۰
ساختاری* شکست	-۰,٦۷	۱,۸۲	۰,۱ ۰,۰۳۷	۰,۹۹	۱,٥٤	۸۸۹۱ ۸۹٥۳,	۷۲ ۷۲	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤۰	λ = .۱٥ λ = .۱٥
ساختاری* شکست			-			۸					
ساختاری* شکست											
ساختاری*											

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، LCPI لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده داخلی می‌باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ٥- ض ب: آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت موزون مصرف کننده خارجی

متغیر $LCPI_F$[3]	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	-۳,۰۹	۳,٥٦	-۳,۱۲	۰,۲٤۰,	۱,۱٦	۷,۱۳	-	- ٤,۱٥	-۳,٥۰	-۳,۱۸	ناپایدار
یک تاخیر	- ۱,۷۸	۲,۰۲	-۱,۹۷	۲٤	۱,٦۷	٤,٥۷	-	- ٤,۱٥	-۳,٥۰	-۳,۱۸	ناپایدار
سطح تاخیری	-۱,٦۷	-	۰,۰۲۷	۰,۱٦	۱,۷۳	٤,٤۹	-	-۳,٦	-۲,۹۲	۲,٦	ناپایدار
سطح تاخیری	-	-	-	۰,۱۱	۱,۷۷	٥,۹۷	-	-۲,٦۱	-۱,۹٥	-۱,٦۲	پایدار
شکست	-۳,۲۹	۲,۷۱	-۲,٤۷	۰,۹۹	۱,۳۷	۲٦۹۸	-	-٤. ٤٥	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
ساختاری*	-۲,۹٥	۲,٦٥	-۳,٥۷	۰,۹۹	۲,۳۱	۲٤۸٥	٥۳	-٤. ٤٥	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
شکست	-۳,٤۷	۳,٥	-۳,۱٤	۰,۹۹	۲,۲۲	۲٤۸٥	٥۳	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .٥۲
ساختاری*	-۲,۷۸	۳,۱۷	-۳,٦	۰,۹۹	۲,۱٦	۲۳۳۳	٥۷	-٤,۳۹	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .۳۰
یک تاخیر	-۱,۷۷	۲,۳۷	-۲,۷۱	۰,۹۹	۲,۲۱	۲٥۸۰	٦۷	-٤,۳۰	-۳,٦۸	-۳,٤۰	λ = .۱٥
شکست			-۱,٦۱				۷۲				
ساختاری* یک تاخیر شکست											
ساختاری*											

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

---

۱. علت انتخاب شاخص های قیمت مصرف کننده برای نرخ مؤثر واقعی بازار موازی این است که در ایران به‌دلیل اعمال انواع سیاست های کنترل ارزی و تجاری بویژه روی کالاهای مصرفی، به نظر می رسد بخش عمده معاملات بازار موازی در ارتباط با تامین این نوع خواسته ها شکل گیرد.

۲. LCPI نیز منعکس کننده روند پایایی بدون رانش دارای خود همبستگی این متغیر می‌باشد

۳. متغیر $LCPI_F$ با اطمینان ۹۰ درصد در سال ۵۷ دچار شکست ساختاری شده است و به همین لحاظ این متغیر نیز یک متغیر روند پایاست .

جدول٦- ض ب: آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ مؤثر واقعی نهائی صادراتی

متغیر $LREER_{ex}$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	-۱/٦۱	-۱/٥٤	-۱/۹۰	۰/۰۹	۱/۷۸	۱/۸۱	-	-٤/۲۲	-۳/٥۳	-۳/۱۹	ناپایدار
سطح	-۰/٤٥	-	-۱/۰۹	۰/۰۳	۱/۸۸	۱/۱۹	-	-۳/٦۱	-۲/۹٤	۲/٦ -	ناپایدار
شکست	-۱/٥	۱/۲	۲	۰/۸۸	۱/۷۸	۷۹/٦۸	٥۳	-٤٥,٤	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
ساختاری*	-۰/۸۳	۰/۲٦	۲	۰/۸۸	۱/۸٦	۸۱/٤۱	٥۷	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .٥۲
شکست	-۱/٦	-۱/٤۱	۰,۰۳۷	۰/۸۸	۱/۸۲	۷۹/۷	٦۷	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤٦	λ = .۳۰
ساختاری*	-۱/ ٥۱	۱/۳۳	۲-	/۸۸	۱/۸	۷۹/٦۸	۷۲	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤۰	λ = .۱٥
شکست							۷۲				λ = .۱٥
ساختاری*											
شکست											
ساختاری*											
تفاضل مرتبه اول	۰/٦۹	-	-٥/٦۸	۰/٤۹	۱/۹۹	/۳۲٦	-	-۳/٦۱	-۲/۹٤	۲/٦ -	پایدا ر
	-	-	-٥/٦۸	۰/٤۸	۱/۹۹	-۳۲	-	-۲/٦۲	-۱,۹٥	-۱,٦۲	پایدا ر
تفاضل مرتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق ، $LREER_{ex}$ لگاریتم نرخ مؤثر واقعی نهایی صادراتی می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۷- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ نهایی صادراتی

متغیر LR_{ex}	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	-./۲٦	۲/۱۸	-۱/۲۰	۰/۱۹	۲/۱۷	٤/۱۸	-	-٤/۲۲	-۳/٥۳	-۳/۱۹	ناپایدار
	-۰/۱٤	۲/۱۱	۰/٤	۰/۹۹	۲/۱٤	/۱٤	٥۳	-٤٥,٤	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
شکست	۰/۰۱٤	۰/۲۳	-۰/۳۳	۰/۹۹	۲/۳۱	۸۰۳	٥۷	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .٥۲
ساختاری*	- ۰/٤۱	۲/۱٤٥	۰/۷۱٤	۰/۹۹	۲/۲۳	/۱۳	٦۷	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤٦	λ = .۳۰
شکست	- ۰/٤۸	۲/۲	-۱/٦-	۰/۹۸	۲/۰۸	۸۰۱	۷۲	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤۰	λ = .۱٥
ساختاری*						۷۷۱/۹٥	۷۲				λ = .۱٥
شکست						۷۹۳/۲۲					
ساختاری*											
شکست											
ساختاری*											
تفاضل مرتبه اول	-۱/٦۸	۲/۷٦	-٦/٦۱	۰۰/٥٦	۱/۹٥	۲۱/۸۷	-	-٤/۲۲	-۳/٥۳	-۳/۱۹	پایدا ر
تفاضل مرتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق ، LR_{ex} لگاریتم نرخ نهایی صادراتی می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۸- ض ب: آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت صادرات

متغیر LP_x[1]	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحظات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	-۱/۹۳	-۲/٤٥	-۱/٦٥	۰/۲۲	۱/۲٤	٥/۰۹	-	-٤/۲۲	-۳/٥۳	-۳/۱۹	ناپایدار
	-۱/۷۸	۲/۰۱	۲	۰/۹۹	۱/۲۲	۱۳۳۷	٥۳	-٤٥,٤	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
شکست	-۱/۳۹	۱/٦۹	-۱/٦	۰/۹۹	۱/۲۷	۱۳۳۸	٥۷	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .٥۲
ساختاری*	-۰/۱	۰/۱٤	۱/۷٥	۰/۹۹	۱/٤۸	۱٦٦۸	٦۷	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤٦	λ = .۳۰
شکست	-۱/۸۱	۲/۲۳	-۱/۱٦	/۹۹	۱/۲۸	۱۳۳۷	۷۲	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤۰	λ = .۱٥
ساختاری*							۷۲				λ = .۱٥
شکست											
ساختاری*											
شکست											
ساختاری*											
تفاضل مرتبه اول	-۰/٤٤	۱/۳۷	-۳/۸٦	/۳۱	۱/٦٥	۷/٥۱	-	-٤/۲۲	-۳/٥۳	-۳/۱۹	پایدا ر۹٥
	-۲/۱۸	-	-۳/٥۸	۰/۲۷	۱/٦۷	۱۲/۸۰	-	-۳/٦۲	-۲/۹٤	-۲/٦۱	٪ پایدا ر
	-	-	-۲/۷۰	۰/۱۷	۱/۷٤	-	-	-۲/٦۳	-۱/۹٥	-۱/٦۲	٪۹٥ پایدا
تفاضل مرتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

* آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق ، LP_x لگاریتم شاخص قیمت صادرات می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۹- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی خارجی

متغیر $LWPi_F$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	۰/٦٥	-	-۰/٥۳	۰/۰۰۸	۰/۹۷	۰/۲۸	-	-۳/٦۲	-۲/۹٤	-۲/٦۱	ناپایدار
	۲/٤۲	۱/۲۱	-۲/٤۳	۰/۹۹	۱/۷٥	۷۰۹	٥۳	-٤٥,٤	-۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
شکست	۰ /۲۳	۰/۲۲	-۱/۳٥	۰/۹۹	۱/۷۹	٦٦٥	٥۷	-٤,۳۲	-۳,۷٦	-۳,٤٦	λ = .٥۲
ساختاری*	۰/٥٦	۰/٥۸	۰/٥۷	۰/۹۹	۱/۸٤	٦٦۸	٦۷	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤٦	λ = .۳۰
شکست	۰/۸۳	۰/۸۸	-۱/۱٦	/۹۹	۱/۷۱	۷۱۲	۷۲	-٤,۳۹	-۳,۷۲	-۳,٤۰	λ = .۱٥
ساختاری*							۷۲				λ = .۱٥
شکست											
ساختاری*											
شکست											
ساختاری*											
تفاضل مرتبه اول	-۲/۱۸	-۰/٥۲	-۳/٤۳	/۲۷	۱/۸	٥/۹۹	-	-٤/۲٤	-۳/٥٤	-۳/۲	پایدا ر۹٥
	-۱/۹۳	-	-۳/٤٥	۰/۲٦	۱/۸۱	۱۱/۷۲	-	-۳/٦۲	-۲/۹٤	-۲/٦۱	٪ پایدا ر
	-	-	-۲/۷۷	۰/۱۸	۱/۸٤	-	-	-۲/٦۳	-۱/۹٥	-۱/٦۲	٪۹٥ پایدا
تفاضل مرتبه دوم	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدأ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق، $LWPi_F$ لگاریتم شاخص موزون قیمت عمده فروشی خارجی می‌باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

---

۱. چون شاخص های قیمت صادرات منعکس کننده میزان رقابت‌پذیری صادرکنندگان ایرانی در بازارهای جهانی می‌باشد، از این‌رو در محاسبه نرخ مؤثر واقعی نهایی صادراتی در مقایسه با شاخص عمده فروشی خارجی به کار گرفته شد.

جدول ۱۰- ض ب: آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ مؤثر واقعی دریافتیهای ارزی

ملاحظات	C.V			Di	F	D. W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر $LREER_{RI}$
	٪۱۰	٪۵	٪۱								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	۲/۳٤	۲/۰۸	۰/۱۲	-۱/۹۷	۰/۵۹	-۱/۹۲	سطح
λ = .٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦ ٧٦	-٤٥,٤	۵۳	۱۵/٦۱	۲/۱۱	۰/۵۸	-۲/۳۳	۱/٤٦	۲/۲۵	
λ = .۵۲	-۳,٤٦-۳,٤٦	- - ۷۲	-٤,۳۲	۵۷	۱۵/۲٦	۲/۰۸	۰/۵۷	-۲/۲۳	۱/۳۱	۲ /۲۲	شکست ساختاری*
λ = .۳۰	-۳,٤۰-	- - ۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	۱۵/۰۱۳	۲/۱٤	۰/۵۷	− ۱/۹۲	۱-۰/٤۳	٤ ۱/۹۹	شکست ساختاری*
λ = .۱۵			-٤,۳۹	۷۲	٦۵/۵۱	۱/۲۲	۰./۸۵	-۸/۵۵	-٦/	۸/	شکست ساختاری*
λ = .				۷۲							شکست ساختاری*
پایدا ر	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۲	-	۲۵/۰۲	۱/۹۸	۰/۵۹	-۷/۰۷	۰/۹	-۰/۷۵	تفاضل مرتبه اول
پایدا ر	۲/٦ −	-۲/۹٤	-۳/٦۱	-	٤۹/٦	۱/۹۸	۰/۵۹	-۷/۰٤	- -	۰/۳	
پایدا ر	-۱/٦۲	-۱/۹۵	-۲۲/٦۳	-	-	۱/۹۸	۰/۵۸۵	-۷/۱۳		-	

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری. در جدول فوق $LREER_{RI}$ لگاریتم نرخ مؤثر واقعی دریافتیهای ارزی می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۱- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ دریافتیهای ارزی

ملاحظات	C.V			Di	F	D. W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LR_{RI}
	٪۱۰	٪۵	٪۱								
ناپایدار	-۳/۱۷	-۳/۵۰	-٤/۱٤	-	۱/۷۷	۲/۰۸	۰/۰۷	-۰/۲۷	۱/۳۷	-۰/۰۰۷	سطح
λ = .٦۲	-۳,٤۷	-۳,۷٦ ٧٦	-٤٥,٤	۵۳	۲۳۵/۷۹	۲/۰۷	۰/۹٤	-۰/٤۳	۱/۰۷	۰/۰۱	
λ = .۵۲	-۳,٤٦-۳,٤٦	- - ۷۲	-٤,۳۲	۵۷	۲۳۵/۵۱	۲/۰۹	۰/۹٤	-۰/۳۳	۰/٦۲	۰/۰۰۷	شکست ساختاری*
λ = .۳۰	-۳,٤۰-	- - ۳,۷۲	-٤,۳۹	٦۷	۲٦۳/۸۵	۲/۱۵	۰/۹٤	− ۱/۲۹	۰/٦۸	۱/۳٤	شکست ساختاری*
λ = .۱۵			-٤,۳۹	۷۲	٦۵٦/۵۵	۱/۸۹	۰./۹۸	-۸/۱٤	۳/۷۳	۱۰/۱۸	شکست ساختاری*
λ = .				۷۲							شکست ساختاری*
پایدا ر	-۳/۱۸	-۳/۵۰	-٤/۱۵	-	۲٦/٤۹	۱/۹۸	۰/۵۳	-۷/۲۷	۱/۸۷	-۰/٦٦	تفاضل مرتبه اول
پایدا ر	۲/٦ −	-۲/۹۲	-۳/۵٦	-	٤۷/۰٤	۲/۰۱	۰/٤۹	-٦/۸۵	- -	۱/۹۸	
پایدا ر	-۱/٦۲	-۱/۹۵	-۲/٦۰	-	-	۲/۰۵	۰/٤۵	-٦/۳۸		-	

*آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری.. در جدول فوق LR_{RI} لگاریتم نرخ دریافتیهای ارزی می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۲- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص عمده فروشی داخلی .

متغیر *LWPI*	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	-۱/۳	۲/۵۵	-۰/۱۳	۰/٦۲	۱/۲٤	۲۸/۸۱	-	-٤/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹	ناپایدار
	۱/۳۹	۱/۳۷	۰/۰۱	۰/۹۹	۱/۲٦	۵۷٦۸	۵۳	-٤۵,٤	۷٦ -۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
شکست ساختاری*	-۱/۵۲	۱/٦۵	-۰/۰۰۰	۰/۹۹	۱/٦۱	٤۵۳۷	۵۷	-٤,۳۲	۷۲ - -	۳,٤٦-۳,٤٦	λ = .۵۲
شکست ساختاری*	- ۱/۷۱	۱/٦۵	- ۱/۰۲	۰/۹۹	۱/٦۱	٤۵٤۷	٦۷	-٤,۳۹	۳,۷۲ - -	-۳,٤۰	λ = .۳۰
شکست ساختاری*	-۱/۷۳	۱/۸٦	-۰/۰۰۱	۰/۹۹	۱/٦٤	٤۵٤۰	۷۲	-٤,۳۹			λ = .۱۵
شکست ساختاری*							۷۲				λ = .
تفاضل مرتبه اول	-۱/۷۲	۲/٦۵	-۳/۵۷	۰/۲۸	۱/۵۵	٦/۵۹	-	-٤/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدا ر

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق *LWPI* لگاریتم شاخص عمده فروشی داخلی می‌باشد.

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۱۳- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ مؤثر واقعی پرداخت های ارزی

متغیر $LREER_{Pa}$	t-c	t-t	t-ADF	R^2	D.W	F	Di	C.V			ملاحضات
								٪۱	٪۵	٪۱۰	
سطح	-۱/۳۵	۰/۸۲	-۱/۳۹	۰/۰۷	۸۳ ۱ /۸	۱/۳۷	-	-٤/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	ناپایدار
	۱/٦٦	۱/۳۹	-۱/۸	۰/۷٤	۱/۸۳ ۱ /	۳۲/٦۷	۵۳	-٤۵,٤	۷٦ -۳,۷٦	-۳,٤۷	λ = .٦۲
شکست ساختاری*	۱ /۳۸	۰/۷۲	-۱/٤	۰/۷۳	۲۲ ۲/۰	۳۱/۲٦	۵۷	-٤,۳۲	۷۲ - -	۳,٤٦-۳,٤٦	λ = .۵۲
شکست ساختاری*	۱/۵۹	۲-۰/۷۹	- ۱/۵	۰/۷۵	۱/	۳٤/۵۳	٦۷	-٤,۳۹	۳,۷۲ - -	-۳,٤۰	λ = .۳۰
شکست ساختاری*	۵/۵۲	-٤/	-۵/۵۳	۰/۸۵		٦۵/۵۱	۷۲	-٤,۳۹			λ = .۱۵
شکست ساختاری*							۷۲				λ = .
تفاضل مرتبه اول	-۰/۷۹	۰/۹	-۵/٦۸	۰/٤۸	۲	۱٦/۱۵	-	-٤/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۱۹	پایدار
	۰/۲۳	- -	-۵/٦۳	۰/٤۷	۲/۰۲	۳۱/٦۸	-	-۳/٦۱	-۲/۹٤	۲/٦ -	پایدار
	-		-۵/۷	۰/٤۷	۲/۰۲	-	-	-۲/٦۳	-۱/۹۵	-۱/٦۲	پایدا ر

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . در جدول فوق $LREER_{Pa}$ لگاریتم نرخ مؤثر واقعی پرداخت های ارزی می‌باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ١٤- ض ب : آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم نرخ پرداخت های ارزی

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر LR_{pa}
	٪۱۰	٪۵	٪۱								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/۵۳	-٤/۲۱	-	۳/٦۹	۱/۷۸	۰/۱۷	-۰/۰۷	۱ /۹۲	-۱/۱۱	سطح
λ = .٦۲	-۳,٤۷	۷٦ -۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۳	۳۱۰	۱/۷۸	۰/۹٦	-۰/٥	۱/٤٦	-۱/۱۸	
λ = .٥۲	۳,٤٦-۳,٤٦	۷۲ - -	-٤,۳۲	٥۷	۳۰۷	۱/۷۹	۰/۹٦	-۰/۲	۰ /۹۷	۱ /۰	شکست ساختاری*
λ = .۳۰	-۳,٤۰	۳,۷۲ - -	-٤,۳۹	٦۷	۳٥۰	۲/۰۲	۰/۹۷	۸ − ۱/۲	۰/٦۳	۰/۷۲	شکست ساختاری*
λ = .۱٥			-٤,۳۹	۷۲	٤٤۰	۱/۷٤	۰/۹۸	-٤/	۳/۰۷	٤/٥۳	شکست ساختاری*
λ = .				۷۲							شکست ساختاری*
پایدار	-۳/۱۹	-۳/٥۳	-٤/۲۱	-	۱٤/۹	۲/۰٦	۰/٤٦	-٥/٤٦	۲/۳۸	-۱/۷۲	تفاضل مرتبه اول
پایدار	۲/٦ −	-۲/۹٤	-۳/٦۱	-	٤۷/۰٤	۲/۰۱	۰/٤۹	-٦/۸٥	- -	۱/۹۸	
پایدا ر	-۱/٦۲	-۱/۹٥	-۲/٦۰	-	۲۱/۳٥	۲/۲۲	۰/۳۷	-٤/٦۲		-	

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . . در جدول فوق LR_{Pa} لگاریتم نرخ پرداخت های ارزی می‌باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول ۱۵- ض ب: آزمون ریشه واحد و تعیین مرتبه هم جمعی لگاریتم شاخص قیمت واردات

ملاحضات	C.V			Di	F	D.W	R^2	t-ADF	t-t	t-c	متغیر $LIMP$
	٪۱۰	٪۵	٪۱								
ناپایدار	-۳/۱۹	-۳/٥۳	-٤/۲۱	-	۲۳/٤٤	۱/۳٥	۰/٥۷	۰/۷۳	۱/۸۱	-۳/۰٦	سطح
λ = .٦۲	-۳,٤۷	۷٦ -۳,۷٦	-٤٥,٤	٥۳	۳٥۷۰	۱/۳٥	۰/۹۹	۰/۱٥	۱/٥٥	۲/٥۳	
λ = .٥۲	۳,٤٦-۳,٤٦	۷۲ - -	-٤,۳۲	٥۷	۳٥٤۷	۱/۳٥	۰/۹۹	۰/٥	۱/٤۹	-۲/۲٦	شکست ساختاری*
λ = .۳۰	-۳,٤۰	۳,۷۲ - -	-٤,۳۹	٦۷	۳۷۰٥	۱/٤۳	۰/۹۹	۱٥/۰٥	۲/۰۸	− ۱/۷۹	شکست ساختاری*
λ = .۱٥			-٤,۳۹	۷۲	۳٦۳۰	۱/٤۱	۰/۹۹	-۰/۰۰۱	۱/۹۹	-۲/٦۱	شکست ساختاری*
λ = .				۷۲							شکست ساختاری*
پایدا ر	-۳/۱۹	-۳/٥۳	-٤/۲۲	-	۷/۱۳	۱/٦٥	۰/۲۹	-۳/۷۳	۲/٦٥	-۱/۷۹	تفاضل مرتبه اول

آزمون معنی داری تغییر عرض از مبدآ و تغییر شیب در نتیجه شکست ساختاری . . در جدول فوق *LIMP* لگاریتم شاخص قیمت واردات می‌باشد

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

ضمیمه ج

جدول۱-ض ج : آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر رسمی ارز

Quadratic	Linear	Linear	None	None	Data Trend:
Intercept Intercept		Intercept	Intercept	No Intercept	Rank or
Trend	Trend	No Trend	No Trend	No Trend	No. of Ces
	Log Likelihood by Model and Rank				
125.15200	119.00200	119.00200	116.64100	116.64100	0.0000000
129.38830	126.62000	125.85760	124.21080	123.80710	1.0000000
132.73410	130.57060	128.90220	127.31990	125.72580	2.0000000
133.38020	133.38020	128.92990	128.92990	126.34490	3.0000000
	Akaike Information Criteria by Model and Rank				
-6.4795280	-6.2942340	-6.2942340	-6.3318260	-6.3318260	0.0000000
-6.3757850	-6.3305880	-6.3445670	-6.3653430	-6.4004170	1.0000000
-6.2196510	-6.1512100	-6.1707180	-6.1364650	-6.1603390	2.0000000
-5.9047190	-5.9047190	-5.8194050	-5.8194050	-5.8438150	3.0000000
	Schwarz Criteria by Model and Rank				
-5.8061340	-5.7555190	-5.7555190	-5.9277900	-5.9277900	0.0000000
-5.4330330	-5.4776220	-5.5364940	-5.6470550	-5.7270230	1.0000000
-5.0075410	-4.9839930	-5.0932870	-5.1039270	-5.2175870	2.0000000
-4.4232520	-4.4232520	-4.4726160	-4.4726160	-4.6317050	3.0000000
Rank = 0	Rank = 0	Rank = 0	Rank = 0	Rank = 0	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۲-ض ج : آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Model and Rank					
0.0000000	278.78420	278.78420	282.00010	282.00010	288.08230
1.0000000	287.27470	294.10290	296.88880	297.02740	302.86190
2.0000000	294.48870	301.33450	303.77010	307.77770	312.60990
3.0000000	297.00060	308.18050	310.32650	314.34970	318.63000
4.0000000	297.52030	310.45580	310.45580	319.16250	319.16250
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0.0000000	-14.204550	-14.204550	-14.162170	-14.162170	-14.274720
1.0000000	-14.231070	*-14.546100	-14.534530	-14.487970	-14.641180
2.0000000	-14.188580	-14.450510	-14.474060	-14.582580	-14.735670
3.0000000	-13.891920	-14.334080	-14.396030	-14.451330	-14.628650
4.0000000	-13.487590	-13.970590	-13.970590	-14.225000	-14.225000
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0.0000000	-13.507940	-13.507940	-13.291400	-13.291400	-13.229800
1.0000000	-13.186150	-13.457640	-13.315460	-13.225360	-13.247960
2.0000000	-12.795350	-12.970210	-12.906680	-12.928120	-12.994140
3.0000000	-12.150390	-12.461930	-12.480340	-12.405030	-12.538810
4.0000000	-11.397750	-11.706590	-11.706590	-11.786850	-11.786850
L.R. Test:	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 2	Rank = 1

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۳-ض ج : آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر نهائی صادراتی

Quadratic Intercept Trend	Linear Intercept Trend	Linear Intercept No Trend	None Intercept No Trend	None No Intercept No Trend	Data Trend: Rank or No. of CEs
	Log Likelihood by Model and Rank				
220.9683	211.2958	211.2958	207.8793	207.8793	0
239.4900	232.7722	232.3146	229.4862	217.6588	1
248.5500	244.1865	239.7246	236.9052	222.2923	2
251.1431	248.7541	242.6016	240.5879	225.4995	3
251.3370	251.3370	243.4611	243.4611	225.4995	4
	Akaike Information Criteria by Model and Rank				
-12.31052	-11.95599	-11.95599	-11.99246	-11.99246	0
-12.96813	-12.73576	-12.76966	-12.78039	-12.10368	1
-13.03438	-12.88665	-12.73278	-12.68158	-11.89327	2
-12.69644	-12.60963	-12.41260	-12.34924	-11.59372	3
-12.20857	-12.20857	-11.96632	-11.96632	-11.09372	4
	Schwarz Criteria by Model and Rank				
-11.21122	-11.03990	-11.03990	-11.25959	-11.25959	0
-11.50239	-11.40744	-11.48715	*-11.63528	-11.00438	1
-11.20221	-11.14609	-11.08383	-11.12423	-10.42753	2
-10.49784	-10.45683	-10.39721	-10.37966	-9.761549	3
-9.643528	-9.643528	-9.584495	-9.584495	-8.895116	4
Rank = 1	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است.

جدول٤-ض ج : آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر دریافتیهای ارزی

Quadratic Intercept Trend	Linear Intercept Trend	Linear Intercept No Trend	None Intercept No Trend	None No Intercept No Trend	Data Trend: Rank or No. of Ces
	Log Likelihood by Model and Rank				
231.0293			222.2517	222.2517	0
249.1324	244.5478	239.3664	235.2096	234.9189	1
254.9803	250.8076	245.5513	241.4141	240.1010	2
259.3421	256.4485	248.9650	246.5665	244.4147	3
259.3442	259.3442	249.9167	249.9167	244.6150	4
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
-12.93933	-12.90108	-12.90108	-12.89073	-12.89073	0
*-13.57078	-13.47173	-13.21040	-13.13810	-13.18243	1
-13.43627	-13.30048	-13.09695	-12.96338	-13.00631	2
-13.20888	-13.09053	-12.81031	-12.72291	-12.77592	3
-12.70901	-12.70901	-12.36979	-12.36979	-12.28844	4
	Schwarz Criteria by Model and Rank				
-11.84003	-11.98500	-11.98500	-12.15786	-12.15786	0
-12.10504	-12.14341	-11.92788	-11.99300	-12.08313	1
-11.60410	-11.55992	-11.44800	-11.40604	-11.54058	2
-11.01028	-10.93773	-10.79492	-10.75332	-10.94375	3
-10.14397	-10.14397	-9.987973	-9.987973	-10.08983	4
Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 1	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۵-ض ج: آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر پرداخت‌های ارزی

Quadratic Intercept Trend	Linear Intercept Trend	Linear Intercept No Trend	None Intercept No Trend	None No Intercept No Trend	Data Trend: Rank or No. of Ces
	Log Likelihood by Model and Rank				
242.5791	239.5086	239.5086	233.5532	233.5532	0
258.4652	255.5847	248.9736	243.0291	242.9866	1
265.9937	263.9833	256.4500	250.6570	249.8682	2
271.0650	269.3643	259.8849	257.2561	253.8287	3
271.8561	271.8561	260.3166	260.3166	253.8904	4
Akaike Information Criteria by Model and Rank					
-13.66120	-13.71929	-13.71929	-13.59708	-13.59708	0
-14.15408	-14.16154	-13.81085	-13.62682	-13.68666	1
-14.12461	-14.12396	-13.77812	-13.54107	-13.61676	2
-13.94156	-13.89777	-13.49281	-13.39101	-13.36430	3
-13.49100	-13.49100	-13.01979	-13.01979	-12.86815	4
	Schwarz Criteria by Model and Rank				
-12.56189	-12.80320	-12.80320	-12.86421	-12.86421	0
-12.68834	-12.83322	-12.52833	-12.48171	-12.58736	1
-12.29244	-12.38340	-12.12917	-11.98372	-12.15102	2
-11.74296	-11.74497	-11.47742	-11.42143	-11.53213	3
-10.92597	-10.92597	-10.63797	-10.63797	-10.66955	4
Rank = 1	Rank = 1	Rank = 0	Rank = 1	Rank = 1	L.R. Test:

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

۳. ضمیمه ج

جدول٦ ـ ض ج : رابطه بلندمدت و حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر بازار موازی ارز

مقدار بحرانی ۹۹٪	مقادیر بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
٦۰/۱٦	٥۳/۱۲	٦۳/۳٤	$r=1$	$r=0$
٤۱/۰۷	۳٤/۹۱	۳٤/۷۰	$r=2$	$r<=1$
۲٤/٦۰	۱۹/۹٦	۱۸/۲٤	$r=3$	$r<=2$
۱۲/۹۷	۹/۲٤	٤/٥٥	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

متغیر	$LREER_{fr}$	LCPI	LR_{FR}	$LCPF_F$	c	T
بردار همگرایی	۱ −۱٥/٤۰	−۲/٤٥٤	۲/۲۸۸	/۱٥٥ ۲/۳۹۸	٦٥/۱۳	−
بردار نرمال شده		۰/۱٥۹	−۰/۱٥	−۰	−٤/۲۹۹	−
		(۰/۰۰۷۹)	(۰/۰۰۷٤)	(۰/۰۱۲۷)		

× اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول۷ ـ ض ج: آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر نهایی صادراتی

مقدار بحرانی ۹۹٪	مقادیر بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
٦۰/۱٦	٥۳/۱۲	۷۱/۱٦	$r=1$	$r=0$
٤۱/۰۷	۳٤/۹۱	۲۷/۹٥	$r=2$	$r<=1$
۲٤/٦۰	۱۹/۹٦	۱۳/۱۱	$r=3$	$r<=2$
۱۲/۹۷	۹/۲٤	٥/۷٤	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

متغیر	$LREER_{ex}$	LP_X	LR_{EX}	$LWPi_F$	c	T
بردار همگرایی	۰/۹۳	۰/٤٥	−۰/٦۱	−۳/۷۸	۱۸/٦٦	
بردار نرمال شده	۱	۰/٦٥	−۰/٦٦	−٤/۰٦	(۲۰/۰٥	−
		(۰/٤۸)	(۰/٦۱)	(٤/۳۰٥)	(۲۰/٦۸	−

× اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۸ ـ ض ج: آزمون حداکثر مقدار ویژه و رابطه بلندمدت نرخ واقعی مؤثر دریافتیهای ارزی

مقدار بحرانی ۹۹٪	مقادیر بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
٦١/٢٤	٥٤/٦٤	٥٦/٦٢	$r=1$	$r=0$
٤٠/٤٩ ٢٣/٤٦	٣٤/٥٥	٢٠/٤٢	$r=2$	$r<=1$
٦/٤	١٨/١٧	٨/٧٣	$r=3$	$r<=2$
	٣/٧٤	٠/٠٠٤	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

متغیر	$LREER_{RI}$	LWPI	LR_{RI}	$LWPi_F$	c	T
بردار همگرایی	١ −٩/٥٤	−٢/٠٩	١/٨٩	٢/٩٤	−	−
بردار نرمال شده		−٠/١٩٨	٠/٢٢	−٠/٣٠٨	−٢/٣١	−٠/٠١
		(٠/٠١)	(٠/٠٢)	(٠/٠١٦٣)		

× اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری های زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

جدول ۹ ـ ض ج: آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه نرخ واقعی مؤثر پرداخت های ارزی

مقدار بحرانی ۹۹٪	مقادیر بحرانی ۹۵٪	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرضیه یک	فرضیه صفر
٧٠/٠٥	٦٢/٩٢	٦٤/٦٩	$r=1$	$r=0$
٤٨/٤٥	٤٢/٤٤	٣٢/٥٤	$r=2$	$r<=1$
٣٠/٤٥	٢٥/٣٢	١٥/٧٤	$r=3$	$r<=2$
١٦/٢٦	١٢/٢٥	٤/٩٨	$r=4$	$r<=3$

بردار همگرایی و نرمالیزه شده آن، روش جوهانسن

متغیر	$LREER_{pa}$	LIMP	LR_{pa}	$LWPi_F$	c	T
بردار همگرایی	−١١/٦٣	−٢/٧٨	٢/٥٢	−١/٢٢	−	٠,١٧٢
بردار نرمال شده	١	٠/٢٤	−٠/٢١	٠/١٠٤	−	−٠/٠١٥
		(٠/٠٢)	(٠/٠١)	(٠/٠٦)		

× اعداد داخل پرانتز خطای معیار است

منبع: نتایج با استفاده از سری زمانی مورد نظر و به‌کارگیری بسته نرم افزاری Eviews حاصل شده است

فهرست منابع

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

۲.بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران»، سالهای مختلف.

۳.بهمنی – اسکویی (۱۳۷۲) مجموعه مقالات سومین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران.

٤.درون بوش و فیشر، ترجمه تیز هوش تابان (۱۳۷۱) «اقتصاد کلان»، انتشارات سروش، تهران.

٥.ذوالنور، سید حسین (۱۳۷٤) «مقدمه ای بر اقتصاد سنجی»، چاپ اول، شیراز، دانشگاه شیراز.

٦.سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (۱۳٦۹) "روش های برنامه‌ریزی در برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران".

۷.سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (۱۳۷٦) مجموعه اطلاعاتی سریهای زمانی آمار حساب‌های ملی، پولی و مالی، معاونت امور اقتصادی، دفتر اقتصاد کلان، تهران.

۸.شیرین بخش، شمس الله (۱۳٦۹) "الگوی اقتصاد سنجی ایران،" مجله علمی پژوهشی اقتصاد و مدیریت، شماره ششم.

۹.صفائی، جلیل (۱۳٦٥) "مدل اقتصاد سنجی کلان ایران،" پایان نامه فوق لیسانس، دانشگاه شیراز.

۱۰. طیب نیا، علی (۱۳۷٥) "تبیین پولی تورم: تجربه ایران،" مجله «تحقیقات اقتصادی»، شماره ٤۹، ص ص ۷۳-٤۳.

۱۱. عسگری، منصور (۱۳۸۰)، پیش‌بینی تقاضای انرژی با روش خودهمبستگی برداری در ایران (٤)۱۳۸۳-(۱)۱۳۷۹، سومین همایش ملی انرژی، ۱۱-۱۲ اردیبهشت ۱۳۸۰.

۱۲. (۱۳۷۹)، تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران، مقاله چاپ شده در فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۱۷ زمستان ۱۳۷۹.

۱۳. (۱۳۸۰)، همگرایی بخشی و تعدیل ساختاری بین صنعت و کشاورزی با سایر بخش‌های اقتصادی در ایران، یازدهمین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی، ۲٥-۲٦ اردیبهشت ۱۳۸۰، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۱٤. (۱۳۷۹)، یک الگوی خودهمبسته برداری برای اقتصاد ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

۱٥. مرکز آمار ایران، «سالنامه آماری»، سالهای مختلف.

۱٦. ناظمان، حمید (۱۳٥۳) "الگوی رشد و ارزیابی کاربرد آنها در اقتصاد ایران،" انتشارات دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

۱۷. نیلی، مسعود (۱۳٦٤) "آثار افزایش حجم پول بر نظام اقتصادی کشور در دو دهه اخیر، فصلنامه برنامه و توسعه، شماره سوم، دوره اول، ص ص۱۱۹-۸۹.

18. 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.
19. Belsley, D. (1979), "On the Computational Competitiveness of Full Information Maximum Likelihood and Three Stage Least Squares in the Estimation of Nonlinear Simultaneous Equation Models," Journal of Econometrics, 9, PP. 315-42.
20. Burbid, E. and J. Harrison (1984), "Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions," International Economic Review 25, 459 - 475.
21. Chishti, S. (1992), "Macroeconometric Modeling and Pakistan's Economy," Journal of Development Economics 38, 353 - 370.
22. Dickey, D. A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series With a Unit Root," Journal of the American Statistical Association, 74 (366), pp. 427 - 431.
23. Engle, R.F. and C. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," Econometrica, 35, 251- 76.
24. Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999), "A Structural Cointegration VAR Approach to Macroeconometric Modeling,"
25. Ghotak, A. (1998), "Vector Autoregression Modeling and Forecasting Growth of South Korea," Journal of Applied Statistics, Vol. 25(5), 579 - 592.
26. Granger, C. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," Econometrica, 37, pp. 424 - 436.
27. Granger, C. (1969), "Investigating Causal Relationship by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," Econometrica, 48, 213 - 28.
28. Greene, W.H. (1993), "Econometric Analysis," New York McGraw - Hill.

29. Hoque, A. (1995), "Cointrgration Relationship Between Terms of Trade and Current Account Deficit, The Australian Evidence," Applied Economic Letters, 2, 199 - 210.
30. Hyllebrg, Engle, Granger and Yoo (1990), "Seasonal Integration and Cointegration," Journal of Econometrics, 44, 215 - 238.
31. Intrligator, M. (1996), "Economitric Models, Techniques and Applications," Prentice - Hall, Inc New Gersey.
32. Johnston, J. (1993), "Econometric Methods," McGraw-Hill, Third Edition.
33. Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, (12), 231 - 54.
34. Johanson, S. (1995), "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models (Oxford University Press, Oxford).
35. Les, O. (1998), "Vector Autoregression, Cointegration and Causality: Testing for Causes of the British Industrial Revolution," Journal of Applied Economics, 30, 1387 - 1397.
36. Lutkephol, H. and H. Reimers (1992), "Impulse Response Analysis of Cointegration Systems," Journal of Economic Dynamic and Control, 16, 33 - 78.
37. Mackinnon, J.G. (1991), "Critical Values for Cointegration Test," in Engle R. F. and C. W. J. Granger (Eds.) Long-Run Economic Relationships Oxford: Oxford University Press.
38. Masih, A. 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.
39. Pesaran, M.H. and Y. Shin (1996), "Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium," Journal of Econometrics 71, 117 - 43.
40. Pesaran, M. H. (1998), "A Framework for Long-Run Macro Modeling"

41. Phillips, P. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," Biometrica, 75, PP. 335-46.
42. Pindyck, R.S. and D.H. Rubinfed (1991), "Econometric Models and Economic Forecasts," 3end, New York: Mc Graw - Hill, Inc.
43. Runkle, D.E. (1987), "Vector Autoregressions and Reality," Journal of Business and Economic Statistics, 5 (4) 437 - 442.
44. Sandmo, A. (1969), "Capital Risk, Consumption, and Portfolio Choice," Econometrica, 37(4), PP. 586-99.
45. Shoesmith, E. (1992), "Cointegration, Error Correction and Improved Medium-Term Regional VAR Forecasting," Journal of Forecasting, Vol. 11, 91 - 109.
46. Sims, C. (1977), "Money, Income and Causality," American Economic Review, 62, pp. 540 - 552.
47. Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality," Econometrica, 48, 1-48 .
48. Sims, C. (1989), "Models and Their Uses," American Journal of Agricultural Economics, 71, 489 - 494.
49. Vakil, F. (1974), "An Econometric Model for Iran: Estimated Structural Equations," Bank Markazi Iran Bulletin 66.
50. Wallis, K.F. (1974), "Seasonal Adjustment and Relations Between Variables," Journal of the American Statistical Association, 69 (345), pp. 18 - 31.

Analysis of the Long-Run and Short-Run Investment and Demand for Money in Iran: A Structural Cointegration Approach 1971(2)-2002(2)

Mansour Asgari
Institute for Trade Studies and Research

Purpose of this study allege the econometrics model whit Structural Cointegration model of the Long-Run and Short-Run Investment and Demand for Money of the Iranian economy over the 1971(2)-2002(2) period. In this paper we acquire relationships abstruse and dynamic between investment, stock money, national income, demand for money and interest rate with Structural Cointegration. We start with an explicit statement of a relationships between variables of interest, as derived from macroeconomics theory. These long-run relationships are embedded within an otherwise unrestricted VAR model. The Maximum Likelihood tests of the over identified restrictions are performed. Dynamic properties of the model are also examined through the use of persistence profiles, generalized impulse response and variance decomposition.

Keyword: Investment, Money Demand, Structural Cointegration, Iran.