روند عمومی و تغییرات ساختاری:

یک مدل پویای کلان برای قبل و بعد از انقلاب جمهوری اسلامی ایران*

ترجمهٔ افشین جنانی

این مقاله با استفاده از یک مدل روند عمومی به مطالعه چگونگی تغییر قیمت‌ها، نرخ بازار سیاه ارز، حجم پول وتولید واقعی در دورهٔ قبل و بعد از انقلاب ایران می‌پردازد. در این مطلب نشان داده می‌شود که شوکهای پولی در کوتاه‌مدت دارای تأثیرات معنی‌داری برسطح تولید هستند. اما اثر دائمی آن‌ها برسطح عمومی قیمت‌ها (سیاست‌های پولی انبساطی) با هدف دستیابی به‌نرخ تورم کمتر یا نرخ ارز واحد و با ثبات سازگاری ندارد. شوکهای واقعی موجب رشد بیش‌تر و تورم کمتر می‌شوند. بنابر این سیاست‌های طرف عرضه سیاست‌هایی هستند که با اهداف برنامه پنج‌ساله دوم همخوانی دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

این مقدمه اهداف دوگانه‌ای را دنبال می‌کند. مهم‌ترین هدف مقاله ارائه تحلیلی تجربی برای دو مقوله مهم و مرتبط باهم در سیاست‌گذاری اقتصادی ایران است. درصورتی‌که یک نرخ ارز واحد داشته باشیم، نرخ تورم و تورم انتظاری باید چقدر باشد؟ دومین هدف مقاله معرفی روش‌شناسی جدیدی برای پاسخ به‌این سؤالات است. روش‌شناسی مذکور مبتنی‌بر استفاده از روندهای عمومی یک بُردار سری‌های زمانی با توجه به قیود همجمعی[1] است.

در سال‌های گذشته ایران نرخ تورم بالایی را تجربه کرده است. موضوع تورم مورد توجه اغلب سیاست‌گذاران قرار گرفته و توافق عمومی آن‌ها براین بوده است که باید نرخ تورم یک رقمی باشد. برای طراحی سیاست‌های مناسب به‌منظور کاهش نرخ تورم، لازم است عوامل

اصلی تعیین‌کنندهٔ آن در گذشته را بشناسیم.

موضوع دیگر مورد توجه سیاست‌گذاری تعیین یک نرخ ارز واحد و مدیریت آن است. یک راه برای پیش‌بینی رفتار آیندهٔ نرخ ارز واحد، بررسی رفتار نرخ آزاد در گذشته است و این‌که ببینیم آیا این نرخ با مدل‌های نظری استاندارد تطبیق و سازگاری دارد. اگر این سازگاری وجود داشته باشد، راهنمای خوبی برای انتخاب سطح نرخ ارز واحد و تعیین میزان تغییرات آن در آینده در اختیار خواهیم داشت.

به‌منظور بررسی این مسائل، یک مدل روند عمومی را که شامل سطح قیمت‌ها، حجم پول، تولید واقعی، نرخ ارز و سطح قیمت‌های خارجی است، مورد استفاده قرار می‌دهیم.[۲] برای به‌حساب آوردن عوامل برون‌زای مهم دیگر، علاوه برسطح قیمت‌های خارجی مانند سطح قیمت‌های بین‌المللی نفت و تغییرات ساختاری ارتباطات، متغیّرهای مجازی مربوط به انقلاب و جنگ ایران و عراق نیز وارد مدل شده‌اند. مزیت استفاده از چارچوب به‌کارگرفته شده آن است که نه‌تنها ایستایی و رابطهٔ تعادلی بلندمدت (هم‌جمعی) متغیّرها را دربر می‌گیرد، همان‌گونه که در مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد، بلکه ملاحظات نظری برای اِعمال محدودیت‌های مشخص که امکان بررسی جامع پویایی کوتاه‌مدت و بلندمدت و نیز تفسیر ساختاری نوآوری‌ها را به‌دست می‌دهد، نیز شامل می‌شود.

نتایج حاصل از این بررسی وجود دو بُردار همجمعی را تأیید می‌کند که با مفاهیم نظری یک تابع تقاضای پول با ثبات و برابری قدرت خرید (PPP)، بعد از احتساب عوامل برون‌زا، سازگاری دارند. با ادغام نرخ ارز و سطح قیمت‌های خارجی به‌صورت یک متغیّر و این مسئله که سیستم دو بُردار همجمعی دارد، مشخص می‌شود که مدل دارای دو روند عمومی تصادفی یا شوک دائمی است، یکی از آن‌ها شوک واقعی (تکنولوژی) و دیگری شوک اسمی است، با این فرض که شوک اسمی دارای اثر بلندمدت برتولید نیست. شوک تقاضا و شوک بازار ارز خارجی (FEX)، شوک‌های موقتی شناخته شده‌اند و فرض می‌شود که شوک ارز خارجی دارای اثر فوری برتولید نیست. با برقراری این محدودیت‌ها و این فرض که شوک‌های ساختاری مستقل از هم هستند، توابع عکس‌العمل ضربه و تجزیه واریانس به‌دست آورده شده‌اند. نتایج به‌صورت کامل در بخش بررسی تجربی بیان شده و در بخش نتیجه‌گیری به‌صورت خلاصه آورده شده است.

مطالب باقی‌مانده مقاله به‌صورت زیر است: دربخش دوم ابتدا برای آشنایی خواننده با روندهای عمومی، یک بُردار سری‌های زمانی را معرفی خواهیم کرد و توجه خاص خودرا به‌مسئله تشخیص، چگونگی تفسیر و تفاوت‌های موجود در چنین مدل‌هایی با شکل‌های خلاصه شدهٔ بُردار تصحیح خطا معطوف خواهیم کرد. بخش کوچکی از مقاله به مبانی نظری مورد استفاده برای تعیین متغیّرهایی که وارد مدل شده‌اند و تعیین فرض‌های مناسب به‌منظور شناسایی مدل پرداخته است. قسمت چهارم به بررسی تجربی‌یی اختصاص دارد که در آن آزمون‌های ایستایی و نمودارهای عکس‌العمل ضربه و جز آن نیز آورده شده است. درپایان نیز به‌خلاصه کردن نتایج حاصل و ارائه توصیه‌های سیاستی برای ایران پرداخته شده است.

۲. روش‌شناسی تحقیق

در اغلب مطالعات تجربی که از داده‌های سری‌های زمانی استفاده می‌کنند با مقولات ناایستایی همجمعی، همزمانی و برون‌زایی برخورد می‌کنیم. در این مقاله یک مدل بُردار خودبازگشت با متغیّرهای برون‌زا (مدل VARX) که به‌وضوح مربوط به ناایستایی و همجمعی است، برآورد می‌شود و سپس با تحمیل محدودیت‌های تشخیصی یک مدل روند عمومی به‌دست می‌آید. در این قسمت به‌معرفی اجمالی روش کار، با توجه خاص به سؤالات مهم در ارتباط با مسئله تشخیص، ارتباط و تفسیر روش‌های مختلف معرفی یک مدل سری‌های زمانی می‌پردازیم. به‌منظور آشنایی بیشتر با این روش، برای مثال نگاه کنید به یوهانسن (۱۹۹۱)، یاکوبسن و دیگران (۱۹۹۶)، وارن (۱۹۹۳)، کینگ و دیگران (۱۹۹۶)، و برای کاربرد در سیاست‌های مالی ، نگاه کنید به بکر (۱۹۹۷).

بحث خودرا با یک مدل بُردار خودبازگشت (مدل VAR) که با واردکردن متغیّرهای برون‌زا(مدل VARX) که آن را بسط داده‌ایم شروع می‌کنیم.

$$x_t = \pi(L)X_{t-1} + F(L)\, z_t + \varepsilon_t, \qquad (۱)$$

که درآن x_t یک بُردار $n \times 1$ از متغیّرهای درون‌زا، z_t یک بُردار $m \times 1$ از متغیّرهای برون‌زا، $\pi(L)$ و $F(L)$ ماتریس‌های چند جمله‌ای و ε_t یک بُردار $n \times 1$ از جملات اخلال باتوزیع

نرمال استاندارد است، به‌طوری که $E(\varepsilon_t) = 0$ و $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$. مدل *VARX* معرفی شده، درصورت ایستایی سری‌های زمانی، به‌سادگی با استفاده از روش‌های استاندارد قابل برآورد است.

درحالت کلی این مدل یک شکل خلاصه شده (به‌جای شکل ساختاری) است و پارامترها و جملات خطا ترکیبات خطی از فرم ساختاری مدل خودبازگشت با متغیّرهای برون‌زا (SVARX) هستند.

$$x_t = \pi^*(0)x_t + \pi^*(L)X_{t-1} + F^*(L)\, z_t + \varepsilon_t^*, \qquad (۲)$$

که درآن متغیّرهای درون‌زا همزمان در هردو طرف معادله وجود دارند. به‌عبارت دیگر، در معادله ساختاری هرگونه تغییر در هریک از معادلات، درهمان دوره، دارای تأثیر برسایر معادلات است، و نیز احتمال آثار بازخورد از دیگر معادلات بر معادله‌ای که شوک اولیه درآن رخ داده است، وجود دارد. ارتباط بین مدل‌های VARX و SVARX را می‌توان با جمع‌کردن تمامی متغیّرهای x_t در طرف چپ و پیش ضرب‌کردن تمامی عبارات در $(I - \pi^*(0))^{-1}$ مشاهده کرد. این امر متضمن آن است که برای مثال $(I - \pi^*(0))^{-1}\pi^*(L)$، یعنی پارامترهای شکل خلاصه شده ترکیب خطی از پارامترهای مدل ساختاری هستند. این امر در مورد پارامترهای مربوط به متغیّرهای برون‌زا نیز صدق می‌کند. به‌همین ترتیب، اخلال‌های شکل خلاصه شده ترکیب خطی از اخلال‌های مدل ساختاری هستند. به‌عبارت دیگر، اگر در اولین معادله مدل VARX، متغیّر سمت چپ حجم پول باشد، تأکید می‌کند که جمله خطای مربوط به‌آن معادله نباید به‌عنوان یک شوک حجم پول تفسیر شود، آن‌گونه که جملهٔ خطای مدل ساختاری تفسیر می‌شود.

به‌طور کلی برای آن‌که پارامترهای شکل خلاصه شده پارامترهای ساختاری را بپوشانند، باید یک سری محدودیت‌های تشخیصی بر ماتریس $\pi^*(0)$ اِعمال شود. یک روش عمومی برای مسئله تشخیص اِعمال یک ساختار عطفی برسیستم است، یعنی فرض‌کنیم ماتریس $\pi^*(0)$ پایین مثلثی است (برای مثال، نگاه کنید به سیمز، ۱۹۸۰). اما این روش همیشه روش کارآمدی برای مشخص کردن مدل‌های کلان نیست. زیرا در موارد متعددی، واکنش‌های

همزمان بخشی از مدل پی‌ریزی شده‌اند. همچنین در بعضی موارد محدودیت‌هایی وجود دارد که با مدل‌های نظری ارتباط بیشتری دارند و برای تشخیص پارامترهای ساختاری می‌توانند اِعمال شوند.

اگر متغیّرها نااِیستا باشند، به این معنی است که آن‌ها دارای درجهٔ همجمعی یک یا I(۱) هستند. در این صورت تفاضل مرتبه اول متغیّرها ایستا هستند، لذا می‌توان سیستم را با استفاده از تفاضل مرتبهٔ اول متغیّرها (به‌جای سطح متغیّرها) برآورد کرد. در این حالت حداقل یک ترکیب خطی از متغیّرها را می‌توان یافت که ایستا است. به‌عبارت دیگر، متغیرها همجمع‌اند و لذا اگر مدل VARX در تفاضل مرتبهٔ اولش برآورد شود بعضی از اطلاعات دربارهٔ رفتار بلندمدت نادیده گرفته می‌شود. به‌همین دلیل، از بُردار تصحیح خطا (VEC) استفاده می‌کنیم که به‌صورت زیر بیان می‌شود.

$$\Delta x_t = \Gamma(L)\ \Delta x_{t-1} + \pi x_{t-1} + P(L)\ z_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که درآن $\Gamma_{(l)} = -\sum_{j=i+1}^{p} \pi_j \lambda^j$ ، $\pi = \pi_{(l)}$. مقادیر با وقفه به‌دلیل وجود رابطهٔ همجمعی وارد مدل شده‌اند. تعداد بردارهای همجمعی نیز با بررسی رتبهٔ ماتریس π می‌تواند آزمون شود، نگاه کنید به یوهانسن (۱۹۹۱). اگر ماتریس π دارای رتبهٔ کامل باشد، سری‌ها در سطح ایستا هستند واگر رتبه ماتریس صفر باشد، بردار همجمعی وجود ندارد. به‌هرحال، درحالت رتبه ناقص $(r < n) = (\pi)$ مرتبه)، ماتریس π را می‌توان به‌صورت $\pi = \alpha\beta'$ نوشت، که α و β ماتریس‌های $r \times n$ هستند، β شامل r بردار همجمعی‌اند و α ضرایبی هستند که سرعت تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت را تشریح می‌کنند.

پارامترهای بردار تصحیح خطا و خطاها نیز برآوردهای شکل خلاصه شده‌اند و دارای تفسیر روابط ساختاری نیستند. به‌هرحال، با تعیین تعداد بردارهای همجمعی و تخمین ضرایب آن بردارها و دیگر پارامترهای فرم خلاصه شده، فرم نیمه ساختاری CT ای را می‌توان با اِعمال فرض‌های تشخیصی بر همخطی بین شوک‌های ساختاری وماتریس بلندمدت A در فرم CT به‌دست آورد.

$$x_t = x_0 + A\tau_t + \phi(L)\, V_t + \beta \sum_{i=1}^{t} z_i + \varepsilon D(L)\, z_t, \qquad (۴)$$

که در آن $\tau_t = \gamma + \tau_{t-1} + \varphi_t$، یک بردار $k \times 1$ ، $(k = n\text{-}r)$ از روند عمومی متغیّرهای تصادفی، φ_t تغییرات ساختاری دائمی، $\phi(L)$، $D(L)$ ماتریس‌های چند جمله‌ای و V_t خطاهای ساختاری هستند. خطاهای ساختاری را می‌توان به k شوک دائمی (φ_t) و r شوک موقتی (Ψ_t) تقسیم کرد، به‌طوری‌که باخطاهای فرم خلاصه شده از طریق ماتریس تشخیص F مربوط می‌شوند، یعنی $\varepsilon_t = Fv_t = F(\varphi\ \Psi)'$ بنابراین مدل CT تعداد محدودی از روندهای تصادفی عمومی از متغیّرها در بلندمدت را به‌دست می‌دهد.

سری‌های زمانی را می‌توان به‌صورت یک جزء دائمی و یک جزء موقتی به‌صورت زیر نوشت:

$$X_t = X_t^P + X_t^T,$$

که درآن جزء دائمی به‌صورت $X_t^P = At_t + B \sum_{i=1}^{i} z_i$ و جزء موقتی‌به صورت $X_t^T = \Phi(L)\, V_t + D(L)z_t$ است باید توجه داشت که شوک‌های دائمی قسمتی از V_t هستند و می‌توانند به‌طور بالقوّه در کوتاه‌مدت نیز از طریق $\Phi(L)$ اثر بگذارند. بنابراین، مدل CT روشی را برای تفکیک یک سری زمانی، به‌دو جزء «ساختاری» و «ادواری» ارائه می‌دهد که می‌تواند برای پاسخ‌گویی به سؤالاتی نظیر این‌که شکاف تولید چقدر است (جزء موقتی GDP)، یا این‌که کسری ساختاری در مقابل کسری ادواری چقدر است، مفید باشد. با وارد کردن متغیّرهای برون‌زا به سیستم، تحلیل سری‌های درون‌زا برحسب اجزای ایستا و ناایستا مشروط به اطلاعات موجود در سری‌های برون‌زا است. هنگام معرفی مدل برآوردی برای نقش متغیّرهای برون‌زا با جزئیات بیشتری بحث می‌کنیم.

بُردار میانگین متحرک (VMA) مربوط به مدل CT معرفی شدهٔ قبلی را می‌توان با اِعمال قیود تشخیصی بیشتر برعکس‌العمل‌های همزمان شوک‌های موقتی به‌دست آورد.

$$\Delta X_t = C(L)\, P(L)\, Z_t + R(L)\, V_t, \qquad (۵)$$

که درآن $C(L)$ یک ماتریس چند جمله‌ای است که از VEC به‌دست آمده و $R(L)$ یک ماتریس چند جمله‌ای با وقفه، همراه با واکنش متغیّرها نسبت به شوک‌های ساختاری φ_i در سطوح مختلف، و R_0 شامل واکنش‌های همزمان است که درآن برای شناسایی شوک‌های موقتی محدودیت‌هایی اِعمال شده است. بنابراین، R_1 اولین واکنش دورهٔ قبل است و تا آخر. مدل VMA معرفی شده به‌جای واکنش‌های شکل خلاصه شده، واکنش‌های همزمان شوک‌های ساختاری را بیان می‌کند.

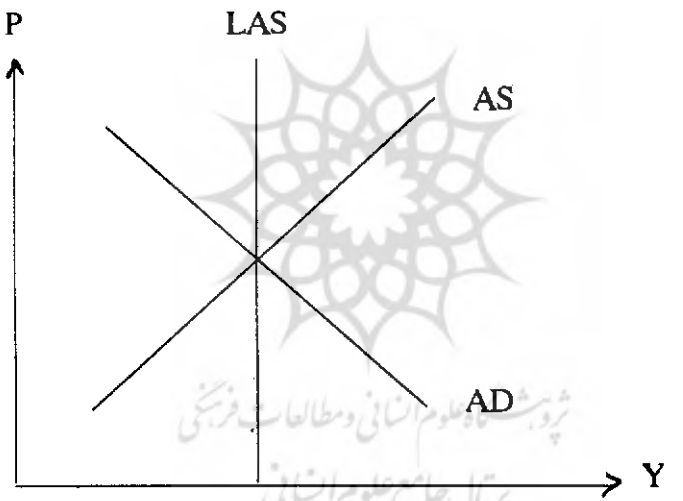
مدل CT و VMA مربوط به‌آن به‌ما اجازه می‌دهد که به‌سؤالاتی مانند سؤالات زیر پاسخ دهیم:

- آزمون فرضیه‌های مربوط به‌تعادل بلندمدت (همجمعی، آزمون تعداد بُردارها و ضرایب‌شان).
- کدام‌یک از شوک‌های موقتی یا دائمی در نوسان‌های کوتاه‌مدت یک متغیّر خاص مهم‌ترند (آنالیز واریانس).
- مسیر حرکت شوک‌ها در سیستم چگونه است (عکس‌العمل‌های ضربه).
- چه‌مدت طول می‌کشد که تعدیل به‌سوی تعادل صورت گیرد (عکس‌العمل‌های ضربه در روابط همجمعی).
- اجزای ساختاری در مقابل اجزای ادواری یک متغیّر چیست (جزءِ دائمی در مقابل جزءِ ساختاری).

برای به‌تصویرکشیدن توضیح روش‌های یاد شده در معرفی سری‌های زمانی، نمودار عرضه و تقاضا در شکل ۱ را در نظر بگیرید. اولین نکته‌ای که باید توجه داشت، این است که آنچه مشاهده می‌شود رابطه تعادلی بین Y و P است (نه‌معادله Y به‌صورت جداگانه و نه معادله P به‌صورت جداگانه) و همخطی مشترک آن‌هاست که ضرایب برآورد شده فرم خلاصه شده VAR را معیّن می‌کند. به‌منظور تشخیص جداگانه منحنی‌های عرضه و تقاضا، مجبوریم محدودیت‌هایی اِعمال کنیم. این محدودیت‌ها با واردکردن پارامترهای یک متغیّر خاص در یک معادله و نه معاملات دیگر صورت می‌گیرد. این روش، روش سنتی و قدیمی معادلات همزمان است و با تعبیر سیمز (۱۹۸۰)، وقتی‌که یک سیستم عطفی است، چنین

چیزی ممکن است. بدین ترتیب، می‌توان منحنی‌های عرضه و تقاضا را به‌طور جداگانه به‌دست آورد. توجه کنید که همخطی بین Y و P در حالتی که یک اتصال ضمنی تقاضا به‌جای منحنی عرضه صورت می‌گیرد کاملاً متفاوت است و با مقادیر مساوی شوک‌های عرضه و تقاضا، برآوردهای فرم خلاصه شده نشان‌دهندهٔ عدم ارتباط بین Y و P به دلیل فقدان ساختار هستند.

شکل ۱: منحنی AD / AS برای تعیین سطح قیمت‌ها (P) و سطح تولید (Y)



زمانی که بین کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایز قائل شویم (پویایی موقتی و تعادل بلندمدت / یک حالت پایدار) کاری‌که در بررسی AD/AS در متون درسی به‌وسیلهٔ معرفی منحنی عرضهٔ بلندمدت براساس نرخ طبیعی بیکاری با تولید بالقوّه انجام می‌گیرد، این امر منجر به‌معرفی یک روند عمومی می‌شود که درآن یک شوک معیّن دارای اثر دائمی است، درحالی‌که بقیه فقط موقتی هستند. حالتی را درنظر بگیرید که سیستم در بلندمدت در تعادل اولیه باشد. اگر منحنی عرضهٔ بلندمدت به بیرون انتقال یابد (یک شوک مثبت تکنولوژی در شرایط دور تجاری واقعی)، تولید و سطح قیمت‌ها ممکن است هردو تغییر دائمی یابند، تولید بالا می‌رود و قیمت پایین می‌آید. اگر یک شوک تقاضای کینزی داشته باشیم، به‌عبارت دیگر منحنی AD

به‌بیرون انتقال یابد و AS مسطح باشد، در طول یک دوره مشخص تولید زیاد می‌شود، اما از آن‌جاکه منحنی عرضهٔ بلندمدت تغییر نکرده است تولید نهایتاً به‌تعادل بلندمدت می‌رسد. در این چارچوب طبیعی‌است که در اکثر مدل‌های با پویایی بالا، شوک‌هارا برحسب این‌که دارای اثر دائمی یا موقتی هستند و یا برحسب این‌که چه متغیّرهایی نسبت به یک شوک خاص در کوتاه‌مدت و بلندمدت واکنش نشان می‌دهند، تشخیص دهیم. یک شوک اسمی معمولاً با اِعمال یک سری محدودیت‌ها در بلند مدت قابل تشخیص است، فقط سطح قیمت‌ها از شوک‌های اسمی متأثر می‌شوند. به‌هرحال، برای پویایی موقت محدودیتی وجود ندارد و لذا محلی برای آثار موقتی برای تولید از شوک‌های اسمی وجود دارد که بقای این آثار موقتی به‌صورت تجربی تعیین می‌شود.

۳. بحث نظری

این قسمت خلاصه‌ای از نظریه‌های مربوط به تعیین سطح قیمت‌ها و نرخ ارز را با تمرکز بر سه مقوله زیر فراهم می‌کند. در مطالعهٔ تجربی چه متغیّرهایی وارد شوند، روابط تعادلی در بلندمدت (که می‌توانند موجب همجمعی شوند) چیست و نتایج نظری‌که در تشخیص مدل تجربی از آن‌ها استفاده می‌شود کدام است؟

الف) نظریه‌های تورم

نظریه‌های متعددی در ارتباط با تعیین تورم وجود دارد، اما آنچه که اکثر اقتصادانان دربارهٔ آن اتفاق‌نظر دارند این است که در بلندمدت تورم پدیده‌ای پولی است. اما ارتباطات واقعی و سایر عوامل تعیین‌کننده تورم همیشه مورد توافق آن‌ها نیست. نقطه حرکت در مطالعات تورم عمدتاً تابع تقاضای پول است. تقاضای پول از نقش‌هایی استخراج می‌شود که پول در اقتصاد بازی می‌کند. وسیلهٔ مبادله، ذخیرهٔ ارزش و واحدی برای شمارش. دو عامل وسیلهٔ مبادله و ذخیرهٔ ارزش پول، باعث نگهداری آن می‌شود. با افزایش فعالیت‌های اقتصادی، اگر قیمت‌ها بالا رود، تقاضای پول در اکثر مدل‌ها افزایش می‌یابد، زیراکه تراز واقعی مؤسسات کاهش می‌یابد و برای حفظ آن پول بیشتری تقاضا می‌شود.

به‌هرحال، نگهداری پول متضمن هزینه‌ای نیز هست و آن بازدهی سایر دارایی‌هایی است

که به دلیل در دست نگهداشتن پول از دست رفته است. معمولاً پول به‌عنوان یک دارایی غالب بیان می‌شود، زیرا دارایی‌های دیگری توسط دول منتشر می‌شود که دارای همان ریسک تورم پول هستند، اما عایدی (اسمی) مثبتی را فراهم می‌کنند (مانند اوراق کوتاه‌مدت). به‌هرحال، اگر سرمایه‌گذاری‌ها افق روشنی نداشته باشند، ریسک یکسان نخواهد بود. در این حالت، اوراق کوتاه‌مدت از ریسک نرخ بهره برخوردارند، به‌شرطی که قبل از تاریخ سررسید فروخته شوند (یا سررسیدشان به‌تعویق بیافتد)، درحالی‌که نگهداری پول این ریسک را ندارد. درحالتی که بازار اوراق کوتاه‌مدت دارای کمبود نقدینگی و نوسان‌های شدید نرخ بهره است، روش روشنی برای اندازه‌گیری هزینهٔ نگهداری پول وجود ندارد، چراکه ریسک دارایی‌های دیگر مشخص نیست. گاهی اوقات مشاهدات مربوط به‌افق سرمایه‌گذاری، تقاضای بورس‌بازی پول نامیده می‌شود، نگهداری پول فرصت خرید اوراق قرضه را موقعی که قیمت پایین یا نرخ بهرهٔ بالا است، ایجاد می‌کند. یعنی اگر یک سرمایه‌گذار انتظار داشته باشد قیمت اوراق پایین بیاید ثروت خودرا به‌صورت پول نگهداری می‌کند که به‌او فرصت یک معاملهٔ خوب در بازار اوراق را می‌دهد. به‌هرحال، برای یک افق سرمایه‌گذاری مشخص، لازم است که سرمایه‌گذار قمارکردن را به یک بازدهی مشخص ترجیح دهد.

برای خلاصه‌کردن متون گستردهٔ تورم، اغلب نظریه‌های تورم (پولی) پیشنهاد می‌کنند که این مفاهیم را درمدل تجربی وارد کنیم: حجم پول، سطح قیمت‌ها، فعالیت‌های اقتصادی و هزینهٔ فرصت نگهداری پول. به‌علاوه، زمانی‌که این متغیرها را منظور می‌کنیم باید حداقل در بلندمدت یک تابع باثبات تقاضای پول وجود داشته باشد.[۳] آنگاه موضوعات مربوط به‌تأثیر سیاست‌های پولی برتولید و تورم پیش می‌آید که از این دید ارتباط کمتری دارند. به‌هرحال، نتیجه‌ای که اغلب اوقات حاصل می‌شود آن است که در بلندمدت پول خنثی است و تغییرات انتظاری پول یا تورم ابزارهای ضعیفی برای اثرگذاری برتولید هستند. تغییرات پیش‌بینی نشده در برخی مدل‌ها شاید اثر کوتاه‌مدت برتولید داشته باشند، اگرچه اندازه و مدت بقای آن‌ها اغلب بحث‌انگیز است. در این مطالعهٔ تجربی، خنثایی پول در بلندمدت در فرایند تشخیص مورد بررسی قرار می‌گیرد. درحالی‌که آثار کوتاه‌مدت شوک‌های اسمی به‌عنوان موضوعی تجربی که باید بررسی شود، کنار گذاشته می‌شود.

ب) نظریه‌های نرخ ارز

درباره حرکت‌های نرخ ارز، خصوصاً وقتی حرکت‌های کوتاه‌مدت درنظر گرفته شود، نظریه‌های پذیرفته شدهٔ کمّی وجود دارد. درکوتاه‌مدت موضوعاتی مثل بورس‌سازی، رفتار گروهی و تعادل چندگانه مطرح می‌شود که موانعی برسر راه پیش‌بینی حرکت‌های کوتاه‌مدت هستند. اما امکان یک مدل متقاعدکننده‌تر برای حرکت‌های بلندمدت از طریق برابری مقایسهٔ قدرت خرید (PPP) فراهم شده که به‌صورت زیر است:

$$e_t = P_t - \dot{P}_t$$

که درآن e_t لگاریتم نرخ ارز اسمی، P_t و $\dot{P}_t$ لگاریتم سطح قیمت‌های داخلی و خارجی هستند. مطالعات تجربی برابر فهرست خرید که با استفاده از پول‌های قدرتمند صورت گرفته است (دلار، ین، مارک)اغلب برابری قدرت خرید را رد می‌کنند، درحالی‌که مطالعات در خصوص پول‌های ضعیف‌تر برابری قدرت خرید را حمایت می‌کنند. برای مثال، نگاه کنید به روگف (۱۹۹۷) و آلکسیوس (۱۹۹۷).

در تحلیل‌های پولی استاندارد نرخ ارز (برای مثال، نگاه کنید به روگف و آبستفلد، ۱۹۹۶) این نرخ ارز است که برای حفظ تعادل تعدیل می‌شود و علّیت از طرف پول به سطح قیمت‌ها و بعد نرخ ارز است در مدل‌های تجاری‌تر، نرخ ارز متقابلاً از طریق قدرت رقابت برتولید و همچنین صادرات و واردات اثر خواهدگذاشت که با بهبود یا کاهش درحساب جاری درهمان دوره همراه خواهد بود. در مدل‌های جدیدتر، این مسئله درکوتاه‌مدت رخ می‌دهد اما مطالعات اولیه دربارهٔ پدیدهٔ منحنی Jمتمرکز شده‌اند که می‌گوید کاهش اولیه منجر به برتر شدن حساب جاری می‌شود، قبل از آن‌که بهبودی اتفاق بیافتد (برای مثال، نگاه کنید به ایساک، ۱۹۷۵ و دورنبوش، ۱۹۷۵). تفسیر منحنی J متفاوت است اما یک عقیدهٔ عمومی آن است که تعدیل مقادیر زمان‌بر است و بنابراین تغییری در مقادیر اولیه صادرات و واردات صورت نمی‌گیرد، زیرا زمانی که پول رایج تنزل می‌یابد منجر به بدتر شدن حساب جاری می‌شود.[۴] بعد از این دوره اولیه، مقادیر نسبت به قیمت‌های جدید تعدیل می‌شوند و بدتر شدن

حساب جاری که مربوط به کاهش نرخ ارز بود به‌بهبود تغییر می‌یابد.

درمدل تجربی، نرخ ارز و سطح قیمت‌های خارجی وارد می‌شوند، چراکه به‌نظر می‌رسند برابری قدرت خرید رابطهٔ معقول تعادل بلندمدتی است که می‌تواند درتصمیم‌گیری‌های سیاستی آینده استفاده شود. به‌علاوه، از منحنی J برای تشخیص شوک‌های موقتی در مدل استفاده می‌شود. بااِعمال این محدودیت که تولید به‌طور همزمان به شوک نرخ ارز واکنش نشان نمی‌دهد.

۴. مطالعه تجربی

بحث تئوریک پیشین (حداقل) شش متغیّر را پیشنهاد می‌کند که باید درمدل تجربی وارد شوند: حجم پول، سطح قیمت‌ها، فعالیت‌های اقتصادی، نرخ ارز، سطح قیمت‌های خارجی و هزینهٔ فرصت نگاهداری پول. داده‌های به کارگرفته شده در این مطالعه، مطابق با مفاهیم نظری مطرح شدهٔ پیشین هستند که عبارت‌اند از حجم پول آخر دوره به میلیارد ریال (M)،[۵] شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده ایران در پایان سال (P)[۶]، GDP به قیمت‌های بازار به میلیارد ریال که با CPI تعدیل شده است (Y)[۷]، نرخ ارز بازار سیاه / آزاد، ریال به‌هر دلار امریکا (E)[۸] و شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده امریکایی درپایان هردوره (P^*).[۹]

مدل معیاری برای اندازه‌گیری هزینهٔ فرصت نگهداری پول را شامل نمی‌شود. برای مثال، نرخ بازده اوراق کوتاه‌مدت دولتی (که نزدیک‌ترین دارایی به پول هم از نظر ریسک نکول و هم ریسک تورم است) برای این‌که معیار مفیدی باشد، باید در یک بازار سرمایه خوب قابل مبادله باشد و در مورد ایران درچنین بازاری اوراق کوتاه‌مدت دولتی مبادله نمی‌شود. معیار دیگر برای هزینهٔ نگهداری پول نرخ تورم است، اگر فرض شود که نرخ بهرهٔ واقعی ثابت است نرخ تورم انتظاری می‌تواند با مقادیر (گذشته) نرخ تورم تقریب زده شود. درهرحال، وارد کردن نرخ تورم در تابع تقاضای پول تنها تحت فرض‌های معینی در بارهٔ مرتبه همجمعی داده‌ها امکان دارد. (در این باره در قسمت ایستایی داده‌ها بیشتر بحث می‌شود.)

به‌علاوه، باتوجه به‌مباحث نظری، به‌منظور مشخص نمایی کامل مدل چند متغیّر به‌آن اضافه شده است. اولین متغیّر مربوط به‌موقعیت ایران به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین تولیدکنندگان نفت درجهان است که موجب می‌شود قیمت واقعی نفت به‌عنوان یک متغیّر

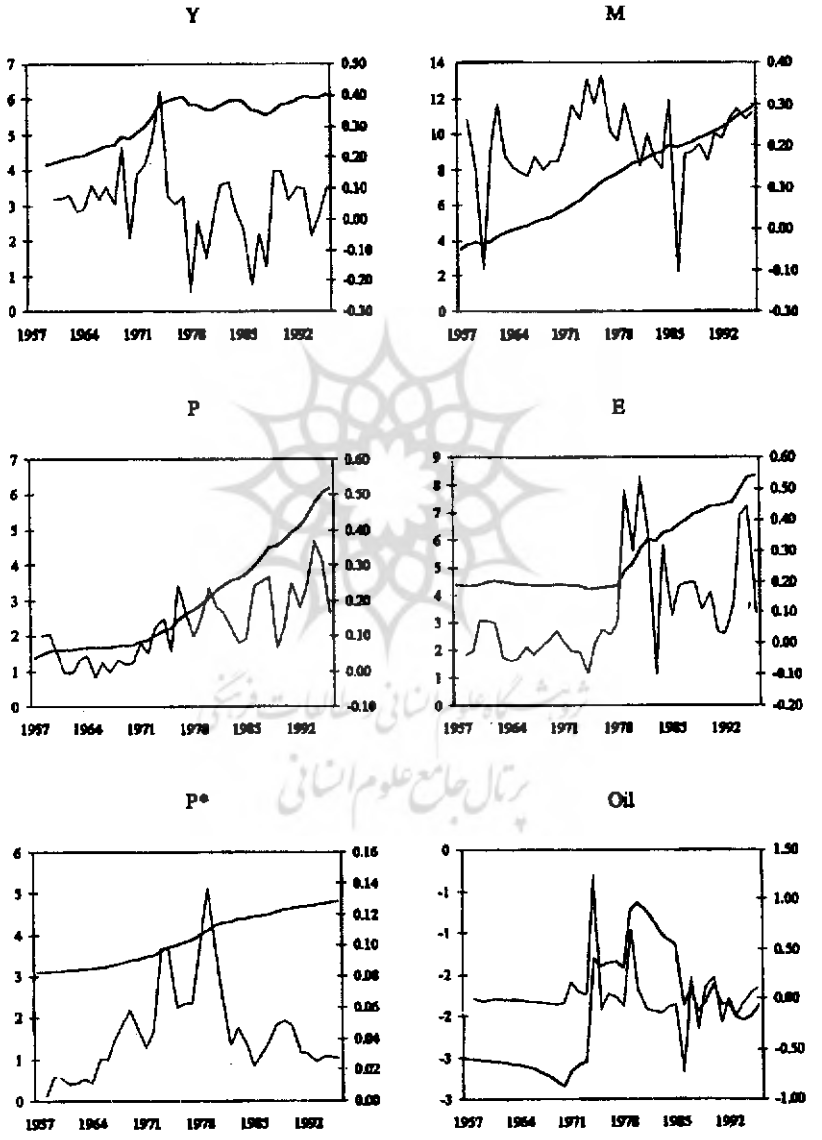
برون‌زا در مدل وارد شود.[۱۰] به‌علاوه، درطول دورهٔ مورد بررسی، ایران حوادثی را تجربه کرده است. به‌همین دلیل، دو متغیّر مجازی وارد مدل کرده‌ایم. یکی به‌دلیل انقلاب اسلامی در ۱۹۷۹ (قبل از این سال صفر و بعد از آن یک است) و دیگری به‌دلیل جنگ با عراق (که در سال‌های ۸۹-۱۹۷۹ مقدار یک و در بقیهٔ موارد صفر درنظر گرفته شده است). این متغیّرهای مجازی به‌عنوان ابزاری برای نشان دادن تغییرات ساختاری در داده‌ها مورد استفاده قرار گرفته‌اند و اگر این مسئله درنظر گرفته نشود برآورد با مشکل جدّی مواجه خواهد شد.

درنظر گرفتن متغیّرهای مجازی در سیستمی که هیچ‌گونه محدودیتی بر بُردارهای همجمعی آن اِعمال نشده‌است متضمن این است که زمانی که تغییرات ساختاری اتفاق می‌افتد نرخ رشد متوسط و همچنین مقادیر تعادلی روابط همجمعی تغییر می‌کند، درحالی‌که بُردارهای همجمعی بدون تغییر باقی می‌مانند. به‌طور مثال، براساس برابری قدرت خرید این امر متضمن این است که بُردار بلندمدت (همجمعی) تغییر نمی‌کند، اما نرخ ارز واقعی تغییر می‌کند و در شرایطی‌که قیمت واقعی نفت و متغیّرهای مجازی (به‌طور همزمان) تغییر می‌یابند، رفتار مدل مانند یک مدل بدون متغیّرهای برون‌زا است.

داده‌های این مطالعه به‌صورت سالانه است و دورهٔ ۹۶-۱۹۵۹ را دربر می‌گیرد.[۱۱] علت اصلی استفاده از داده‌های سالانه این است که مطالعه به بررسی روابط تعادلی بلندمدت می‌پردازد، لذا مفید خواهد بود که داده‌ها تا حد ممکن یک دوره طولانی را پوشش دهد. زیرا تعدیل‌های بلندمدت به کندی صورت می‌گیرد. (برای توضیحات بیشتر در این زمینه، نگاه کنید به روگف،۱۹۹۷). اگر تعدیل‌ها به کندی صورت گیرد، ۵۰ مشاهده سالانه اطلاعات بیشتری را دربارهٔ روابط همجمعی در اختیار ما قرار خواهد داد نسبت به زمانی‌که ۱۰۰ مشاهده ماهانه داشته باشیم). استفاده از داده‌ها به‌صورت سالانه نه‌تنها مشاهدات کمتری را در اختیار قرار می‌دهد بلکه شکست‌های ساختاری با بحث ما ارتباط بیشتری پیدا می‌کند و در این مطالعه به‌وضوح آن را شرح خواهیم داد.

درشکل ۲ سری‌های زمانی به‌صورت سطح داده‌ها و تفاضل مرتبهٔ اول آن‌ها نشان داده شده است. ملاحظه می‌کنیم که یک روند در سطح داده‌ها وجود دارد، درحالی‌که به‌نظر می‌رسد تفاضل مرتبهٔ اول داده‌ها ایستا هستند. این امر ما را به بررسی بیشتر ایستایی و همجمعی راهنمایی می‌کند.

شکل ۲: داده‌ها به‌صورت سطح و تفاضل مرتبهٔ اول



الف) ایستایی و همجمعی

مبحث ایستایی و همجمعی به روش یوهانسن (که پیشتر توضیح داده شد) انجام گرفته است که درآن یک مدل VEC به‌صورت یک سیستم از متغیّرهای درون‌زا مورد استفاده قرار گرفته است. بُردار متغیّرهای درون‌زا که در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته به‌صورت x = [y m p e + p*]است، که درآن حروف کوچک بیانگر این است که متغیّرهای یاد شده به‌صورت لگاریتم به کار گرفته شده‌اند. باید توجه داشت که نرخ ارز و سطح قیمت‌های خارجی باهم ادغام و به‌صورت یک متغیّر در سیستم معرفی شده است. این امر به‌دلیل حفظ درجهٔ آزادی دربرآوردها صورت گرفته است. طبیعتاً این مسئله نیز متضمن آن است که ضریب این متغیّرها در همهٔ موارد چه در پویایی‌های کوتاه‌مدت و چه در بُردار بلندمدت مقیّد شده‌اند که یکسان باشند. قسمت بعدی کار ما کاملاً با ملاحظات نظری همخوانی دارد، زیرا دو ضریب صفر و یک به ترتیب در تقاضای پول و بردار برابری قدرت خرید وجود دارد. محدودیت‌ها و متغیرهای کوتاه‌مدت شامل همان اصول اساسی نظری در بلند مدت نیست، اما حاوی انگیزه‌های کوتاه‌مدت است که این مسئله تا حدودی معقول به‌نظر می‌رسد.

نتایج آزمون‌های همجمعی در جدول ۱ نشان داده شده‌است. از آن‌جا که نتایج به‌طول وقفه و فرضیات موجود در مورد اجرای معیّن و برون‌زا حساس است، جدول شامل نتایج براساس ۳-۱ وقفه و فرضیات متفاوت با توجه به روندهای معیّن است، یافته‌ها نشان می‌دهد که دو بُردار همجمعی وجود دارد. این مسئله با توجه به آنچه که مباحث نظری یاد شده مطرح کرد همخوانی دارد.[۱۲]

$I(1)$ یا $I(2)$؟

بعضی متغیّرها ممکن است پس از دوبار تفاضل‌گیری ایستا شوند. در این صورت متغیرها دارای درجهٔ ایستایی ۲ (به‌جای ۱) هستند. همچنین ممکن است بُردارهای همجمعی وجود داشته باشد که درآن سطوح مختلفی از درجهٔ ایستایی، $I(2)$، $I(1)$ یا حتی $I(0)$ وجود داشته باشد. به‌علاوه، در زمان‌های قدیم‌تر تنها ترکیب‌های خطی از $I(1)$ و $I(0)$ مورد توجه قرار

جدول ۱ : آزمون‌های همجمعی

فرضیه H_0	LR_{max} وقفه‌ها ۱	۲	۳	ارزش بحرانی ۰/۹۰	۰/۹۵	LR_{tr} وقفه‌ها ۱	۲	۳	ارزش بحرانی ۰/۹۰	۰/۹۵
با یک مقدار ثابت در بُردار همجمعی و یک روند در متغیّرها										
$r=0$	۳۶/۰۴	۳۷/۶۵	۳۶/۱۹	۲۲/۰۷	۲۳/۷۳	۶۴/۵۱	۶۵/۶۷	۶۹/۲۹	۳۳/۹۵	۳۷/۲۱
$r\leq 1$	۲۳/۰۲	۱۹/۷۵	۲۱/۴۳	۱۸/۶۰	۲۰/۹۷	۲۸/۴۷	۲۸/۰۲	۳۳/۱۰	۲۶/۷۹	۲۹/۶۸
$r\leq 2$	۴/۹۷	۸/۱۹	۷/۱۳	۱۲/۰۷	۱۴/۰۷	۵/۴۵	۸/۷۷	۱۱/۶۷	۱۳/۳۳	۱۵/۴۱
$r\leq 3$	۰/۴۹	۰/۵۸	۴/۵۴	۲/۶۹	۴/۷۶	۰/۴۹	۰/۵۸	۴/۵۴	۲/۶۹	۳/۷۶
با یک روند در بُردار همجمعی										
$r=0$	۴۰/۳۱	۴۱/۳۷	۳۹/۱۲	۲۷/۱۲	۳۱/۴۶	۸۱/۱۸	۸۲/۱۷	۷۷/۳۳	۵۹/۱۴	۶۲/۹۹
$r\leq 1$	۲۹/۷۱	۲۶/۴۵	۲۱/۴۵	۲۳/۱۱	۲۵/۵۴	۴۰/۸۷	۴۰/۸۰	۳۸/۳۱	۳۹/۰۶	۳۲/۲۴
$r\leq 2$	۸/۰۷	۹/۴۳	۱۰/۸۶	۱۶/۸۵	۱۸/۹۶	۱۱/۱۵	۱۴/۴۵	۱۶/۸۶	۲۲/۷۶	۲۵/۳۲
$r\leq 3$	۳/۰۹	۲/۹۲	۵/۹۶	۱۰/۴۹	۱۲/۲۵	۳/۰۹	۲/۹۲	۵/۹۶	۱۰/۴۹	۱۲/۴۵
با یک ثابت در بُردار همجمعی و بدون روند در متغیّرها										
$r=0$	۶۸/۸۳	۴۲/۷۳	۳۹/۷۶	۲۵/۵۶	۲۸/۱۴	۱۱۹/۶	۹۳/۹۷	۹۹/۰۹	۴۶/۶۵	۵۳/۱۲
$r\leq 1$	۳۵/۹۲	۳۱/۶۳	۳۱/۰۳	۱۹/۷۷	۲۲/۰۰	۵۰/۷۷	۵۲/۲۴	۵۹/۳۵	۳۲/۰۰	۳۳/۹۱
$r\leq 2$	۱۰/۱۰	۱۲/۵۲	۲۱/۳۴	۱۳/۷۵	۱۵/۶۷	۱۴/۸۴	۲۰/۶۱	۲۸/۳۲	۱۷/۸۵	۱۹/۹۶
$r\leq 3$	۲/۷۵	۸/۱۰	۶/۹۸	۷/۵۲	۹/۲۴	۲/۷۵	۸/۱۰	۶/۹۸	۷/۵۲	۹/۲۴

یادداشت : مقادیر بحرانی براساس اُستروالد ـ لنوم (۱۹۹۲) هستند. اعداد پررنگ (اعداد زیر خط دار) نشان‌دهندهٔ معنی‌دار بودن مقادیر در سطح ۵ درصد (۱۰ درصد) هستند.

می‌گرفت، به‌طوری‌که یوهانسن در ۱۹۹۲ با استفاده از داده‌های حجم پول و سطوح قیمت برای انگلستان این مسئله را نشان می‌دهد. در مطالعه حاضر همان متغیرها برای ایران مورد استفاده قرار گرفته‌اند و بررسی‌ها نشان می‌دهد که سطح قیمت ممکن است I(۲) باشد، زیرا به‌نظر می‌رسد که تفاضل مرتبهٔ اول این متغیر ناایستا است. در این مرحله باید توجه داشت که درجهٔ ایستایی سطح قیمت تعیین‌کنندهٔ درجه ایستایی نرخ تورم است که خود تفاضل مرتبهٔ اول سطح قیمت است. این امر متضمن این است که اگر سطح قیمت I(۱) باشد، نرخ تورم(۰)، است. به بیان دیگر، اگر یک بردار همجمعی از I(۱) به I(۰) وجود داشته باشد نرخ تورم نمی‌تواند یکی از مؤلفه‌های چنین بُرداری باشد. از طرف دیگر، (حداقل) سطح قیمت I(۲) و لذا تورم I(۰) است. بدین ترتیب، این مثالی است که هردو متغیّر می‌توانند در یک بُردار همجمعی وجود داشته باشند. نمونهٔ دیگر زمانی است که حجم پول نیز I(۲) است، درحالی‌که حجم پول واقعی که تفاضل بین پول و سطح قیمت است، I(۱) است. درچنین حالتی نرخ تورم ممکن است باحجم پول واقعی همجمع (دارای درجهٔ جمعی یکسان) باشد.

یوهانسن پیشنهاد می‌کند که آزمون وجود یک جزء I(۲) می‌تواند مشابه آزمون یک جزء I(۱) با استفاده از رگرسیون مرتبه خلاصه شده انجام گیرد. آزمون دارای دو مرحله است. در مرحلهٔ اول تعداد اجزای I(۰) با آزمون استاندارد اثر همجمعی تعیین می‌شود و سپس با دادن تعداد اجزای I(۰)، آزمون اثر برای تعیین تعداد اجزای I(۱) صورت می‌گیرد که طبیعتاً به‌تعداد کل متغیّرها منهای تعداد اجزای I(۰) و I(۱) است.

به‌هرحال، درحالتی‌که درمورد تعداد اجزای I(۲) اطلاع قبلی نداشته باشیم، یک راه مناسب‌تر برای کاهش تعداد آزمون‌ها استفاده از یک آزمون مشترک از تعداد اجزای I(۱) و I(۲) است. این روش متضمن آن است که آزمونْ اندازهٔ مناسب مجانبی را دربر دارد. این امر تنها در فرایند دو مرحله‌ای وقتی تعداد اجزای I(۲) صفر باشد، وجود دارد. مطابق کار یورگنسن و دیگران (۱۹۹۶)، نویسندگان پیشنهاد می‌کنند که فرایند آزمون دومرحله‌ای می‌تواند به‌عنوان یک آزمون عدم تشخیص در تحلیل استاندارد I(۱) به‌کار گرفته شود که (حداقل به‌طور ضمنی) دارای این فرضیه صفر است که هیچ جزء I(۱) در مدل وجود ندارد. نتایج آزمون دومرحله‌ای ($Q_{r,s}$) و آزمون مشترک ($S_{r,s}$) درجدول شمارهٔ ۲ آورده شده است.

جدول شمارهٔ ۲ نشان دهندهٔ آن است که آزمون دومرحله‌ای در $r = ۲$ و $s = ۲$ به دست

می‌آید. بنابراین تعداد اجزای I(۲) صفر است. به‌عبارت دیگر، مدل برآورد شده آزمون I(۲) عدم تشخیص را گذرانده است. دربرآورد بعدی فرض صفر بودن اجزای I(۲) حفظ خواهد شد.[۱۳]

جدول ۲ : آزمون مرحلهٔ همجمعی

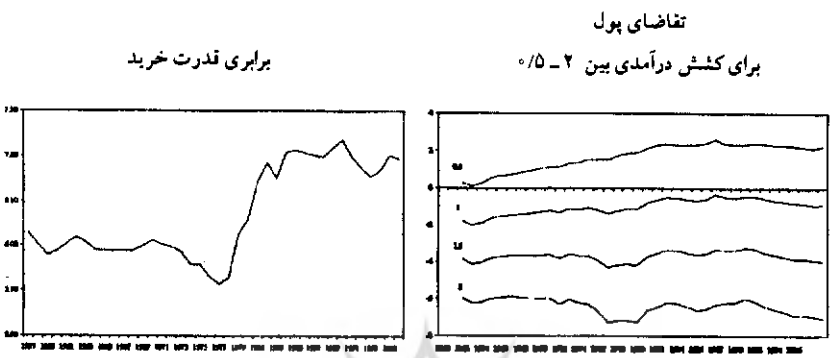
r	$Q_{r,s}$	$S_{r,s}$						
۰	۱۱۰/۶۸	۶۴/۷۸	۲۹/۷۶	۱۰/۷۱	۱۷۶/۳۵	۱۳۰/۴۵	۹۵/۴۳	۷۶/۳۸
	$S=۰$	$S=۱$	$S=۲$	$S=۳$	$S=۰$	$S=۱$	$S=۲$	$S=۳$
۱		۸۸/۱۷	۴۲/۷۶	۹/۱۹		۱۱۶/۱۹	۷۰/۷۸	۳۷/۲۰
		$S=۰$	$S=۱$	$S=۲$		$S=۰$	$S=۱$	$S=۲$
۲			۵۰/۷۲	۱۲/۳۰			۵۹/۴۸	۲۱/۰۷
			$S=۰$	$S=۱$			$S=۰$	$S=۱$
۳				۲۸/۴۶				۱۹/۰۴
				$S=۰$				$S=۰$
$n-r-s$	۲	۳	۲	۱	۴	۳	۲	۱

یادداشت : $s-r-n$ نشان‌دهندهٔ تعداد اجزای $I(۲)$ و اعداد پررنگ نشان‌دهندهٔ مشاهداتی است که ترکیب r و s را درسطح ۵ درصد رد می‌کند.

ب) آزمون نظری بُردارهای همجمعی

آزمون انجام شده وجود دو بُردار همجمعی را نشان داده است، اما به‌عنوان یک بررسی اولیه مفید است که بردارهای همجمعی را که تئوری پیشنهاد می‌کند، رسم کنیم. تئوری برای متغیّرهای $x = [y\ m\ p\ e + p*]$ یک بُردار همجمعی مربوط به برابری قدرت خرید و یکی برای «تقاضای پول» پیشنهاد می‌کندکه در شکل ۳ نشان داده شده‌اند. (توجه کنیدکه در این جا تقاضا برای پول با «تقاضای پول» جانشین شده است، چون مطالعهٔ تجربی نشانگر آن است که سایر متغیّرها به‌طور ضعیف برون‌زا هستند. نگاه کنید به پی‌نویس شمارهٔ ۳.)

شکل ۳ : بردارهای همجمعی نظری



بردار برابری قدرت خرید داده شده از تئوری به‌صورت کامل $p - p^* + e$ است، یعنی بردار همجمعی مربوط به متغیّر بُردار α $[1 \quad -1 \quad 0 \quad 0]$ = β_{ppp} است. تابع «تقاضای پول» در تئوری به‌صورت کامل داده نشده است. از آن‌جا که «کشش درآمدی» تنها وقتی داده می‌شود که تئوری مقداری پول به‌کار گرفته شود، بنابراین تابع «تقاضای پول» در محدودهٔ کشش درآمدی ۰/۵ تا ۲ رسم شده‌است، یعنی $\beta_{MD} = [\eta \quad -1 \quad 1 \quad 0]$ یا ۲، ۱/۵، ۱، ۰/۵ = η. هنگام مواجهه با یک شکست ساختاری با یک انتقال به‌بیرون، به‌نظر می‌رسد که رابطه برابر قدرت خرید نسبتاً ایستا است. تابع «تقاضای پول» برای مقادیر زیر ۱/۵ به‌کنش نیست، اما برای مقادیر بین ۱/۵ و ۲ ایستا به‌نظر می‌رسد.

قدم بعدی، بررسی وجود بردارهای همجمعی نظری در فضای همجمعی است. این‌کار به‌وسیلهٔ یک آزمون LR که دارای توزیع X^2 با درجهٔ آزادی مساوی تعداد محدودیت‌ها، انجام گرفته است. از آن‌جا که این نتایج نیز می‌تواند نسبت به انتخاب طول وقفه‌ها حساس باشد، نتایج آزمون برای ۳ ـ ۱ وقفه در جدول شمارهٔ ۳ نشان داده شده است. اولین فرضیه آن است که بُردار همجمعی که تئوری برابر قدرت خرید پیشنهاد می‌کند با بردار همجمعی برآورد شده سازگار است.

اگر چنین موردی وجود نداشته باشد، فرضیه را می‌توان در سطح ۵ درصد رد کرد؛ اگرچه

درحالتی که دو وقفه وجود دارد، فرضیه درمرز سطح ۱۰ درصد رد می‌شود. فرضیهٔ دوم مربوط به «تقاضای پول» بدون محدودیت «کشش درآمدی» است و برآوردهای مربوط به‌آن در جدول نشان داده شده است. این فرضیه‌ها را نمی‌توان در سطوح عادی رد کرد، این امر در مدل آزمون مشترک دو فرضیهٔ قبلی نیز صادق است. درسطر آخر جدول، جایی که «کشش درآمدی» به ۱ محدود شده، تئوری مقداری پول آزمون شده است. این محدودیت اضافی بر تابع (تقاضای پول) درتمامی حالات رد می‌شود.

جدول ۳: آزمون بردارهای همجمعی نظری برابر قدرت خرید (PPP) و «تقاضای پول»

	وقفه‌ها					
	۱		۲		۳	
	LR	$\hat{\eta}$	LR	$\hat{\eta}$	LR	$\hat{\eta}$
فرضیه H_0	(ارزش P)		(ارزش P)		(ارزش P)	
(۱) $e + P_0 - p \sim I(0)$	۳/۳۸	(۲/۸۶۲-)	۴/۹۳	(۱/۷۲۰-)	۲/۴۶	(۱/۷۲۷-)
	(۰/۱۸)		(۰/۰۸)		(۰/۲۹)	
(۲) $m - p - \eta y \sim I(0)$	۰/۰۵	۲/۵۵۴-	۰/۳۸	۱/۸۵۸-	۰/۰۱	۱/۷۰۸-
	(۰/۸۲)		(۰/۵۴)		(۰/۹۳)	
(۳) (۱) ∩ (۲)	۳/۴۷	۲/۸۹۵-	۵/۳۵	۱/۸۳۴-	۲/۴۶	۱/۷۲۵-
	(۰/۳۳)		(۰/۱۵)		(۰/۴۸)	
(۴) $m - p - y \sim I(0)$	۱۴/۹۵	۱۴/۴۶ محدودشده		۱۴/۷۲ محدودشده		محدودشده
	(۰/۰۰)	۱	(۰/۰۰)	۱	(۰/۰۰)	۱
(۵) (۴) ∩ (۱)	۱۷/۷۲	۱۸/۵۶ محدودشده		۱۵/۶۶ محدودشده		محدودشده
	(۰/۰۰)	۱	(۰/۰۰)	۱	(۰/۰۰)	۱

به‌طور خلاصه، نتایجی که تا به‌حال ارائه شده بدین قرار است: متوجه شدیم که سیستم دارای دو بردار همجمعی است که با بردارهای نظری برای برقراری قدرت خرید و تابع

«تقاضای پول» با کشش درآمدی بین ۱/۵ تا ۲ سازگار است. در مدل روند عمومی، که در پی می‌آید، مدل با استفاده از دو وقفه و «کشش درآمدی» حدود ۱/۸ برآورد خواهد شد.

ج) مدل روند عمومی

تا به‌حال تمرکز ما بر خواص همجمعی سری‌های زمانی بود که این امر نیازی به اِعمال هیچ‌گونه محدودیتی برای تشخیص مدل نداشت. به‌هرحال، در مرحله بعدی کار، مسئله تشخیص یکی از مهم‌ترین عوامل در فرایند مدل‌سازی است. آزمون‌های انجام شده برای این سیستم چهار متغیّره، دو بردار همجمعی پیشنهاد می‌کنند. بنابراین روش‌شناسی روند عمومی ما دو روند عمومی تصادفی را به‌دست می‌دهد ($n - r = ۲$) به بیان دیگر، از چهار شوک وارده به سیستم، دوتای آن‌ها درکوتاه مدت اثر می‌گذارند و دوتای دیگر هم دارای اثر کوتاه‌مدت و هم دارای اثر بلندمدت هستند، چراکه از دو روند عمومی تصادفی به‌دست می‌آیند. مرحلهٔ بعدی معرفی این شوک‌ها و نحوهٔ شناسایی آن‌ها است.

شناسایی

کاملاً طبیعی است که برای متغیّرهای موجود در سیستم، یک شوک واقعی (تکنولوژی / طرف عرضه) و یک شوک اسمی (پولی) را که در بلندمدت از روندهای عمومی تصادفی به‌دست می‌آیند، درنظر بگیریم. شوک واقعی می‌تواند شامل نوآوری‌های تکنولوژیکی، اصلاحات مالیاتی و تغییر در سرمایه‌های انسانی ناشی از تحصیلات یا آموزش عمومی باشد. شوک‌های اسمی با تغییرات پیش‌بینی نشده در حجم پول که می‌تواند ناشی از عواملی نظیر تغییرات نرخ بهره، تغییر در ذخایر قانونی یا تغییرات مالیاتی که جذابیت نگهداری پول را متأثر می‌کند، ارتباط پیدا می‌کند. درمورد ایران، عرضهٔ پول بیشتر تابعی از کنترل‌های مقداری است، بنابراین هرگونه تغییر (غیرقابل پیش‌بینی) در مقادیر تخصیص داده شده را می‌توان به‌عنوان شوک‌های اسمی درنظر گرفت. برای تشخیص جداگانه شوک‌های اسمی و واقعی، لازم است در تأثیرات بلندمدت برمتغیّرها، برای شوک‌ها یک محدودیت اِعمال کنیم. (به‌عبارت دیگر، برماتریس ضـ ـر مدل CT معرفی شده محدودیتی اِعمال می‌کنیم.)

همان‌گونه که در قسمت بحث نظری بیان شد، یک فرض عمومی آن است که در بلندمدتْ واکنش تولید نسبت به شوک‌های اسمی صفر است. یعنی در بلندمدت پول خنثی است (نگاه کنید به کینگ و دیگران، ۱۹۹۱ یاکوآ و بلانشار، ۱۹۸۹). توجه به این نکته مهم است که این محدودیت تنها در بلندمدت عمل می‌کند و هنوز امکان آثار کوتاه‌مدت شوک‌های اسمی برتولید (از طریق چند جمله‌ای (φ_0) (φ_1)) وجود دارد. به‌علاوه، در این‌جا تعریف کوتاه‌مدت براساس مدل برآورد شده است و این آثار می‌توانند برای سال‌های چندی که از دید سیاست‌گذارانْ میان‌مدت نامیده می‌شود، باقی بمانند.

علاوه برشوک‌های دائمی، سیستم دارای دوشوک موقتی است که شناسایی آن‌ها نیازمند اِعمال یک فرض جداگانه است. یکی از شوک‌ها را می‌توان به‌عنوان یک شوک تقاضای کل از آن نوع که در مدل‌های پایه AS / AD یا مدل‌های سطح بالاتر مطرح می‌شود، درنظر گرفت؛ و دیگری مربوط به‌شوک موقتی بازار ارز خارجی است (بورس‌بازی). هم تقاضای کل و هم بورس بازی در اغلب مدل‌های تجربی تنها دارای آثار کوتاه‌مدت برمتغیّرها هستند، بدون آن‌که دارای تأثیر برتعادل بلندمدت باشند، که این امر با مدل تجربی ما سازگار است. مسئله، تشخیص جداگانه این دوشوک است و یک محدودیت برای واکنش‌های همزمان به شوک‌ها لازم است (به‌عبارت دیگر، بر R_0 در مدل VMA معرفی شده). از بحث نظری پیرامون منحنی آ، فرض آن است که شوک نرخ ارز خارجی FEX درهمان دوره برتولید اثر نمی‌گذارد.

بلندمدت

با تمرکز بررفتار بلندمدت متغیّرهای درون‌زا، مدل روندهای عمومی برآورد شده را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد.[۱۴]

ضرایب مدل روندهای عمومی معرفی شده با انتظاراتی که از قسمت نظری داشتیم، سازگار است. برای مثال، اثر بلندمدت یک شوک واقعی آن است که تولید به‌طور معنی‌داری افزایش پیدا می‌کند. از آن‌جا که این شوک واکنش بلند مدت معنی‌داری بر پول ندارد، سطح قیمت‌ها کاهش می‌یابد و پول رایج ارزشمند می‌شود. هنگامی‌که به‌عنوان یک فرض تشخیصی، واکنش بر تولید را صفر بگیریم، یک شوک اسمی تمام متغیّرهای اسمی را به‌طور

$$\begin{bmatrix} y \\ m \\ P \\ e+p^* \end{bmatrix} = X_0 + \begin{bmatrix} 0 & 0/040944 \\ (-) & (0/009532) \\ 0/060075 & 0/000613 \\ (0/013296) & (0/019264) \\ 0/060075 & -0/074279 \\ (0/013296) & (0/028821) \\ 0/060075 & -0/074479 \\ (0/013296) & (0/028821) \end{bmatrix} \tau_t + D(L)\,\varepsilon_t \qquad (۷)$$

که درآن $\tau_t = [\tau_t^{\text{واقعی}} \quad \tau_t^{\text{اسمی}}]$ است که از مدل گام تصادفی زیر پیروی می‌کند :

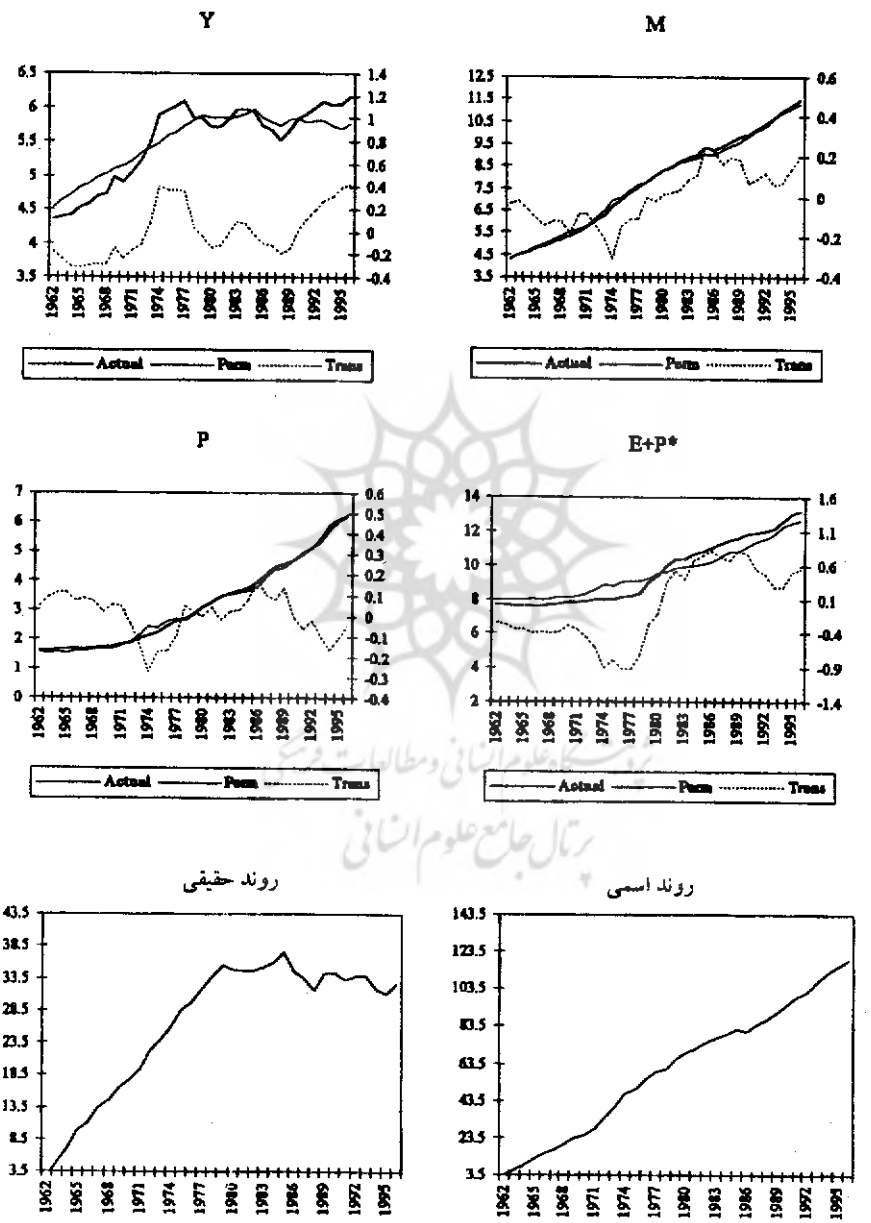
$$\tau_t = \begin{vmatrix} 1/871508 \\ 3/303170 \end{vmatrix} + \tau_{t-1} + \phi_t \qquad (۸)$$

معنی‌داری افزایش می‌دهد.[15] همچنین، قسمت مشخص‌کنندهٔ روندهای تصادفی نشان می‌دهند که روند اسمی در مقایسه با روند واقعی قوی‌تر است.

اجزای موقتی در مقابل اجزای دائمی

در بسیاری از موارد خصوصاً تصمیم‌گیری‌های سیاستی، علاقه‌مندیم که سری‌ها را به اجزای موقتی (ادواری) و اجزای دائمی (ساختاری) تفکیک کنیم. تجزیه‌ای که در این‌جا آمده براساس تعداد بردارهای همجمعی نشان داده شده در شکل ۴ است. بنابراین حقیقت که ایستایی فقط مشروط به متغیّرهای برون‌زا است، لزوماً اجزای موقتی ایستا به‌نظر نمی‌رسند. همان‌طورکه نشان داده شده اجزای دائمی می‌توانند به دو جزءِ روند تصادفی عمومی، یعنی

شکل ۴ : اجزای دائمی و موقتی



روند حقیقی و روند اسمی تجزیه شوند.

جزءِ دائمی تولید با روند حقیقی ساختمان آن کاملاً معیّن شده است، چون این فرضی بود که برای مشخص کردن روندها از آن استفاده کرده‌ایم. رفتار نسبتاً متغیّر تولید، منعکس‌کننده این دو حقیقت است که روند حقیقی از روند اسمی متغیرتر است و نسبت به جزءِ موقتی تولید نیزدارای تغییرات بیشتری است. از طرف دیگر، اجزای دائمی حجم پول و سطح قیمت‌ها همان‌طورکه انتظار داشتیم، حول روند اسمی بسیار حرکت می‌کنند. به‌نظر می‌رسد که از آغاز دههٔ ۱۹۸۰، این مورد برای نرخ ارز تعدیل شده با سطح قیمت‌های خارجی نیز اتفاق افتاده باشد. توجه کنید که با یک انتقال آشکار که پس از انقلاب اتفاق می‌افتد، اجزای اسمی هرسه مورد یاد شده الگوی مشابهی نشان می‌دهند. این رفتار «ناایستا» موجب می‌شود که متغیّرهای مجازی را وارد کنیم. به‌همین طریق، جزءِ موقتی بسیار بزرگِ تولید در اوایل دههٔ ۱۹۷۰ که مقارن با افزایش اسمی قیمت‌های نفت بود، به‌عنوان یک متغیّر تصادفی برون‌زا وارد شد.

پویایی

به‌منظور مطالعهٔ چگونگی انتشار شوک‌ها در سیستم، از مدل VMA معرفی‌شده برای شبیه‌سازی عکس‌العمل‌های ضربه استفاده کردیم. عکس‌العمل‌های ضربه با فاصله اطمینان ۹۵ درصد در شکل‌های ۵ تا ۸ نمایش داده شده است. به‌علاوه، شوک‌هایی که معمولاً موجب انحراف از تعادل بلندمدت می‌شوند با به کارگیری بُردارهای همجمعی «تقاضای پول» و برابری قدرت خرید همچنین بازگشت به‌سمت تعادل نیز در شکل‌ها نمایش داده شده اند.[۱۶] بازگشت به سمت تعادل بستگی به این دارد که چه شوکی ایجاد انحراف در تعادل کرده است. به‌عبارت دیگر، پاسخ به سؤالاتی نظیر این‌که نیمه عمر انحراف برابری قدرت خرید چقدر است، به‌این‌که چه شوکی این انحراف را ایجاد کرده وابسته است.

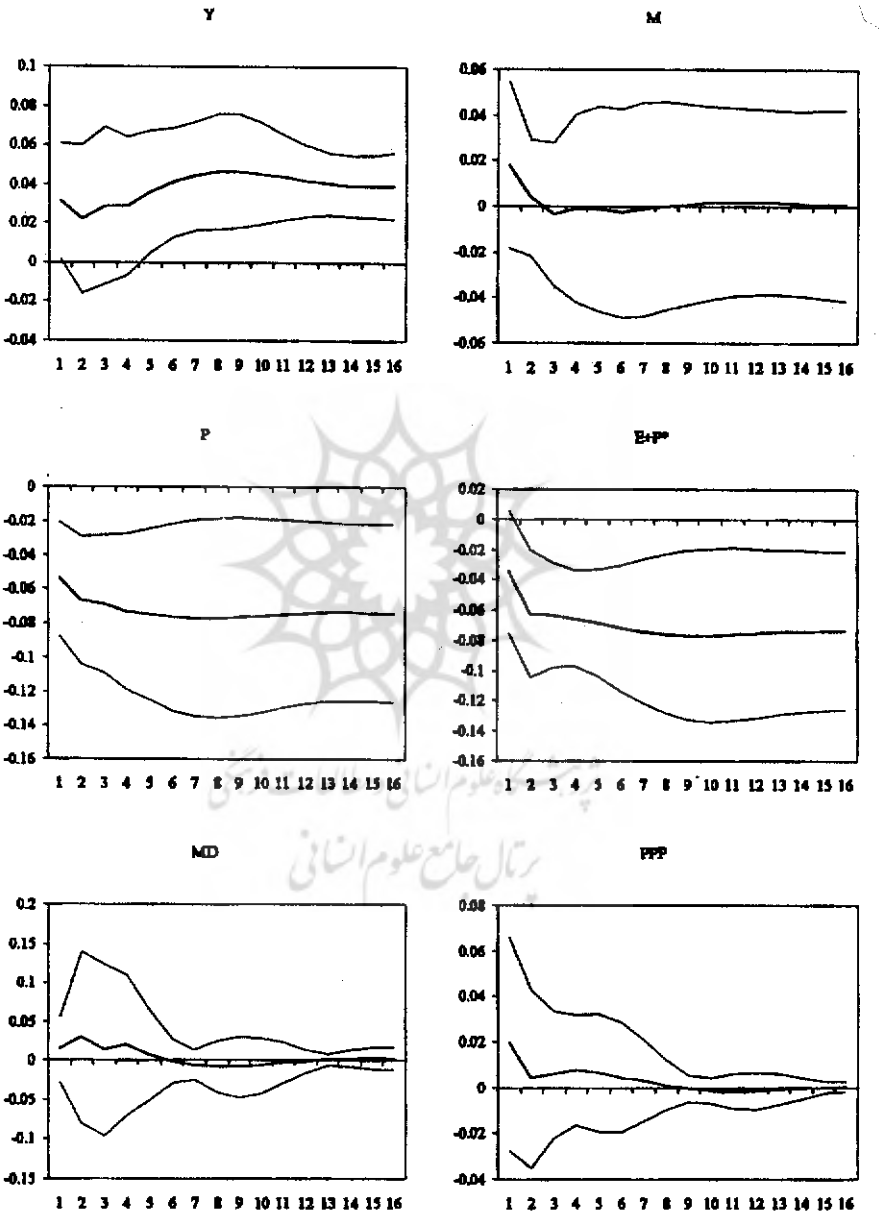
شوک حقیقی دائمی در تمامی افق‌ها می‌تواند برتمامی متغیّرها اثر بگذارد، یعنی به‌منظور تشخیص، هیچ محدودیتی بر واکنش این شوک اعمال نشده است. اول، درتمامی افق‌های پیش‌بینی، یک واکنش معنی‌دار در تولید وجود دارد که به‌آنچه از یک شوک واقعی / تکنولوژی انتظار می‌رفت، بسیار نزدیک است. دوم، مطابق مدل‌های نظری، کاهش درسطح قیمت‌ها و نرخ ارز نیز در تمامی افق‌های زمانی اثر آماری معنی‌داری دارند، حجم پول (پول

وسیع) واکنش معنی‌داری نشان نمی‌دهد. شوک حقیقی هیچ اثر معنی‌داری مبنی بر انحراف از تعادل بلندمدت بازار ارز ندارد، چراکه سطح قیمت‌های پایین‌تر با افزایش درآمد جبران می‌شود. نرخ ارز اسمی در مقایسه با تغییر در سطح قیمت‌ها با اندکی وقفه کاهش می‌یابد و قسمت واقعی همراه با آن (انحراف از برابری قدرت خرید) در هیچ افق زمانی اثر معنی‌داری ندارد. به‌منظور مشخص‌کردن جداگانه شوک‌های اسمی از شوک‌های حقیقی، این محدودیت که تولید نمی‌تواند در بلندمدت به‌شوک اسمی واکنش نشان دهد، اعمال شد. به هرحال، این امر واکنش کوتاه‌مدت تولید را همان‌گونه که در نمودار آشکار است، محدود نمی‌کند. تولید در پاسخ به‌شوک اسمی افزایش می‌یابد و این اثر از نظر آماری برای حدود ۴ سال معنی‌دار است. یعنی از نظر تجربی، «کوتاه‌مدت» حدوداً ۴ سال است (یک دوره بلند از نظر سیاستی). همان‌طور که انتظار می‌رفت، شوک اسمی بر رشد پول و تورم نیز تأثیر می‌گذارد، با یک افزایش دائمی در سطح قیمت‌ها، سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد، یعنی تورم وجود دارد و اثر معنی‌داری بر تولید هم وجود دارد. همچنین شوک اسمی باکاهش نرخ ارز اسمی همراه است که در بلند مدت معنی‌دار است. به‌هرحال، وقفه‌های کاهنده افزایش در سطح قیمت‌ها، در میان‌مدت اثر معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی ایجاد می‌کنند. بعد از حدود ۸ ـ ۷ سال انحراف معنی‌داری از برابری قدرت خرید باقی نمی‌ماند. تعدیل در بازار پول کمی‌سریع‌تر صورت می‌گیرد. بعد از ۴ ـ ۳ سال هیچ انحراف معنی‌داری وجود ندارد اما انحراف اولیه بزرگ‌تر است.

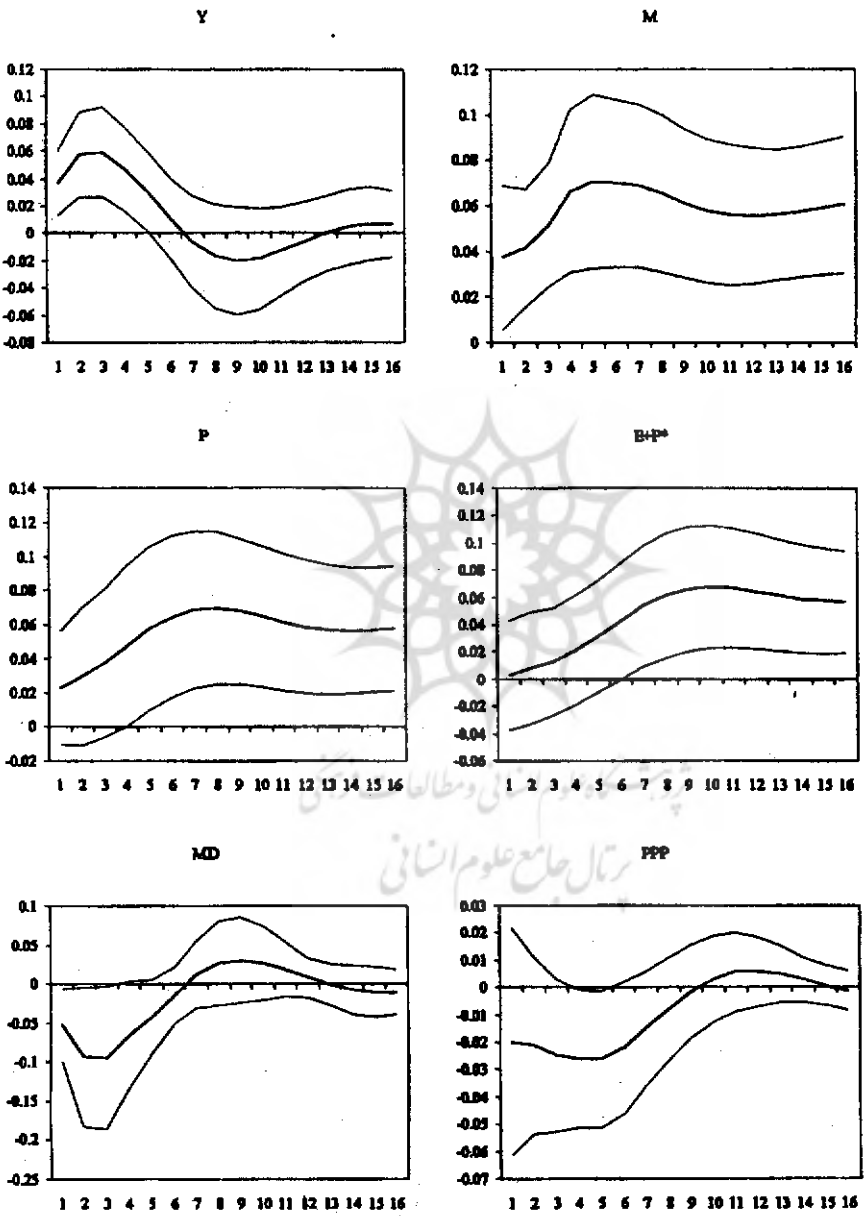
شوک موقتی نرخ ارز با اِعمال این محدودیت که تولید نمی‌تواند در همان دوره واکنش نشان دهد، شناخته شده است. واکنش اصلی مربوط به نرخ ارز اسمی‌است، همان‌گونه که نام‌گذاری (شوک موقتی) این شوک نشان می‌دهد. چنان‌که از تئوری انتظار می‌رفت، از آن‌جاکه قیمت‌های داخلی تغییر نمی‌کند، یک کاهش حقیقی معنی‌دار (انحراف از برابری قدرت خرید) برای ۴ ـ ۳ سال وجود دارد. در بازار پول، محدودیت‌های متعاقب با افزایش تولید، از طریق یک افزایش اندک و موقتی در حجم پول وسیع تخفیف می‌یابد.

شوک تقاضا به دلیل دارا بودن طبیعت موقتی خود نیازی به اِعمال فرض‌های بیشتر برای شناسایی ندارد. در این مورد نیز مطابق مدل‌های نظری، تولید در طول یک دوره ۴ ساله افزایش می‌یابد، درحالی‌که سطح قیمت‌ها تغییر نمی‌یابد. به‌علاوه، در کوتاه‌مدت یک واکنش

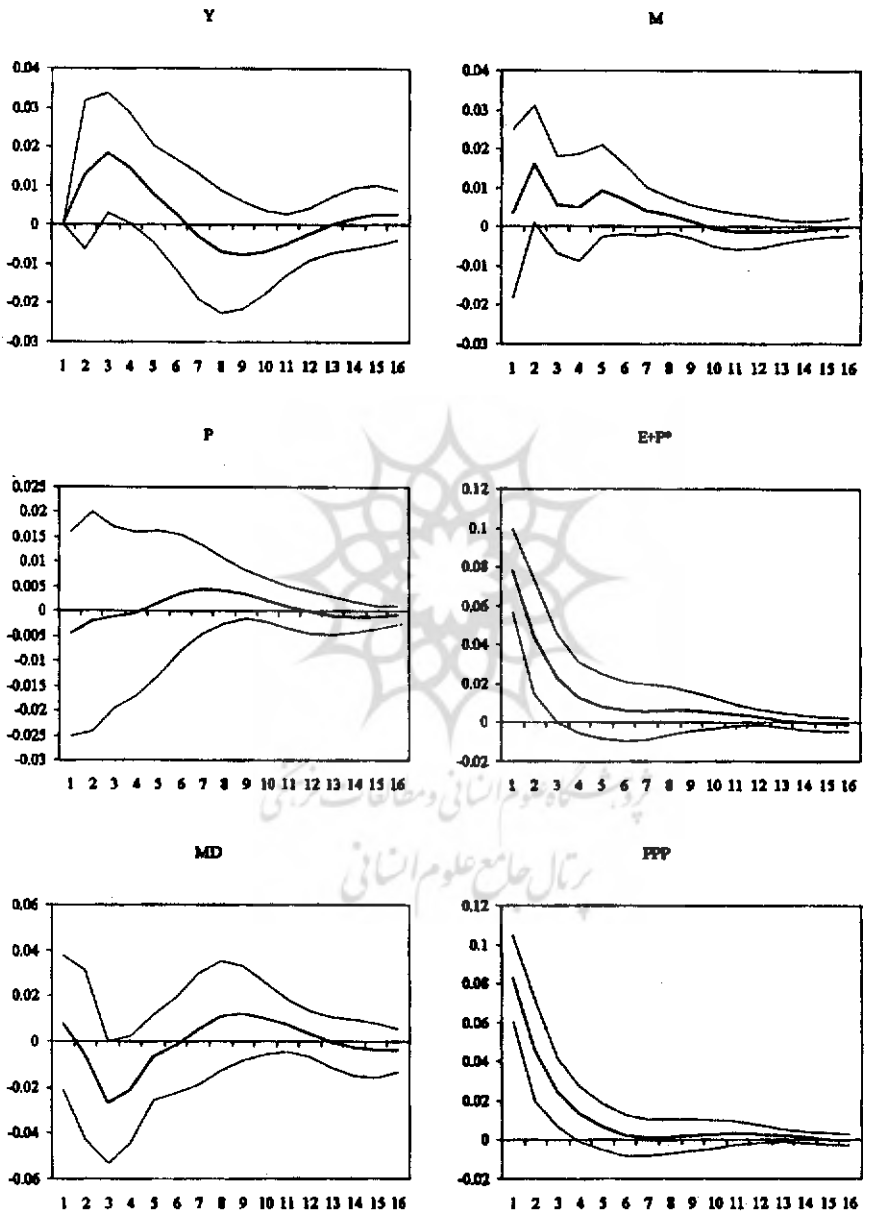
شکل ۵ : واکنش به شوک‌های واقعی



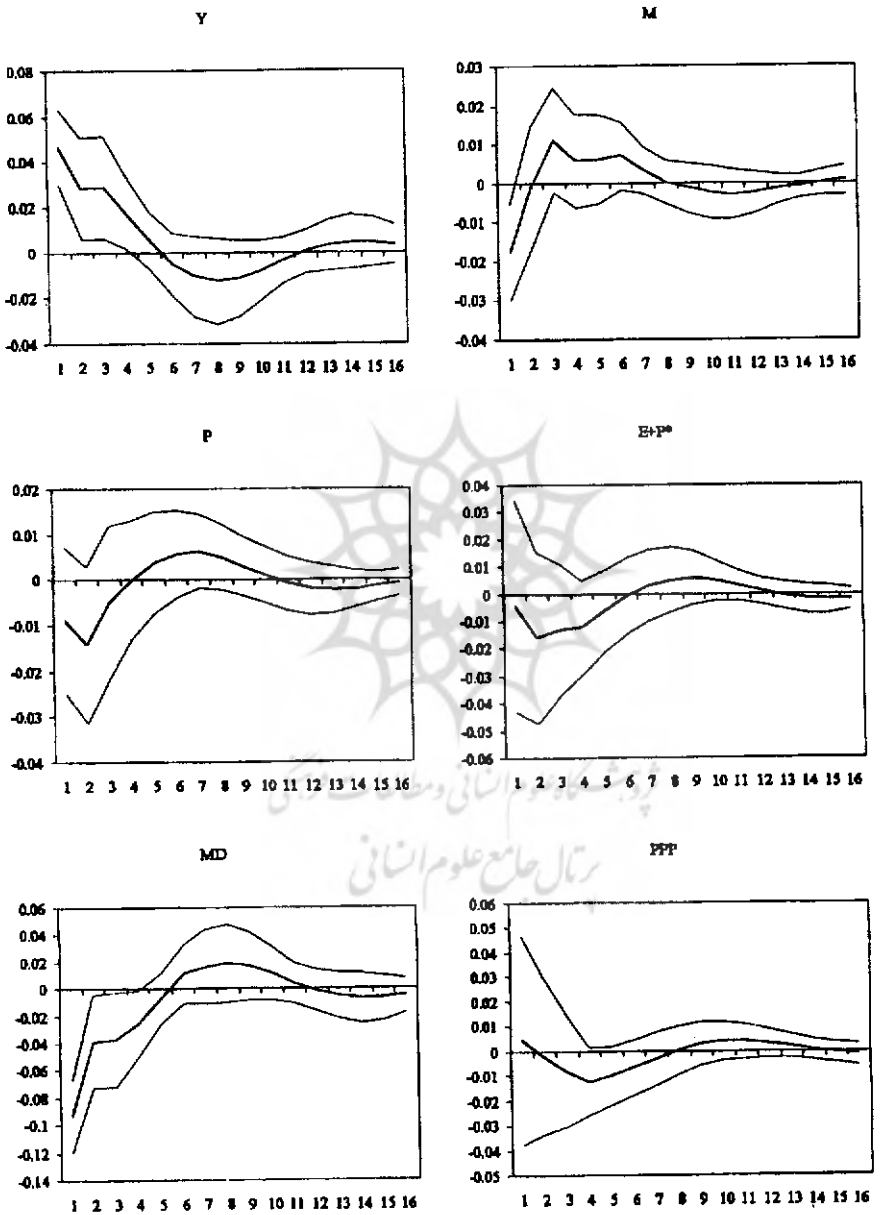
شکل ۶: واکنش به شوک‌های اسمی



شکل ۷ : واکنش به شوک FEX



شکل ۸ : واکنش به شوک‌های تقاضای کل



معنی‌دار پولی وجود دارد که بیانگر یک سیاست پولی (خلاف دور تجاری) محدودکنندهٔ بازار پول (درمقایسه با تعادل بلندمدت) مقارن با افزایش تولید است. باکمی حرکت در سطح قیمت‌ها یا نرخ ارز، تعجبی ندارد که این شوکْ انحراف معنی‌داری از برابری قدرت خرید ایجاد نمی‌کند.

آنالیز واریانس

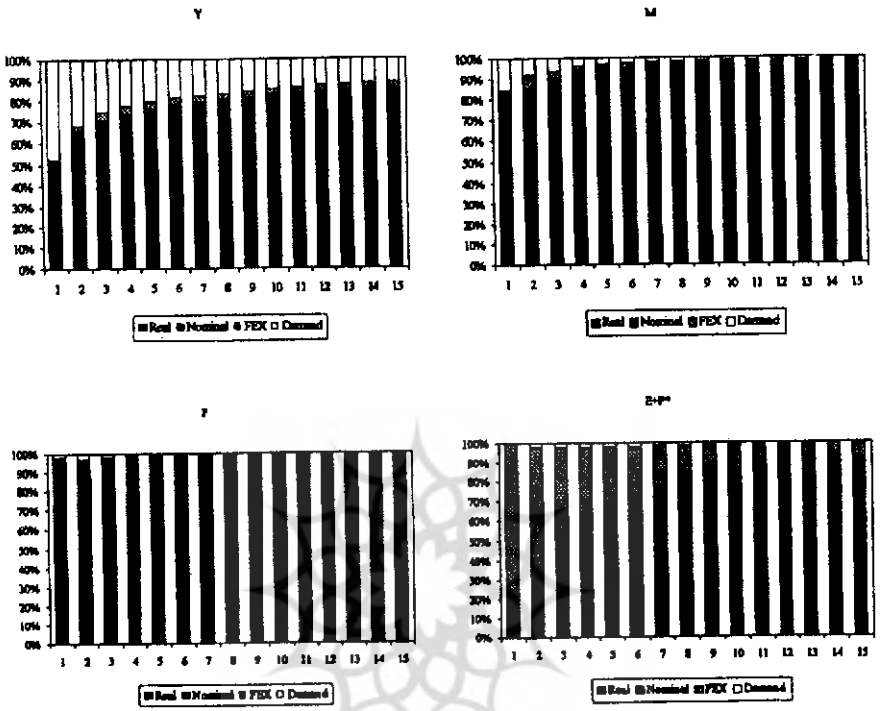
تحلیل آنالیز واریانس نشان می‌دهد که چه مقدار از خطای پیش‌بینی مربوط به چه شوکی است. این موضوع به افق پیش‌بینی بستگی دارد، بنابراین در شکل ۹ آنالیز واریانس افق‌های مختلفِ پیش‌بینی نشان داده شده است. توجه داشته باشید که این کار با هدف ادراک منابع حرکت‌های غیر قابل پیش‌بینی در متغیّرها صورت گرفته است.[۱۷]

از توجه بیشتر به نوشتارهای مربوطه درمی‌یابیم که شوک‌های دائمی تکنولوژی نه‌تنها در بلندمدت مهم هستند بلکه در ادراک نوسان‌های ادوار تجاری نیز اهمیت دارند. (به عنوان مثال نگاه کنید به بلانشار و کوآ، ۱۹۸۹ و کینگ و دیگران، ۱۹۹۱). نمودار نشان می‌دهد که نوسان‌های ادوار تجاری تولید به‌وسیله عواملی غیر از شوک تکنولوژی معیّن می‌شود، شوک تقاضا درکوتاه‌مدت و پس از آن شوک اسمی اهمیت بیشتری دارد. شوک واقعی به‌طور کامل قسمت تصادفی تولید را در بلندمدت معیّن می‌کند. اما بعد از ۱۵ سال، تنها ۵۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی مربوط به آن می‌شود. آنالیز واریانس سطح قیمت‌ها نشان دهندهٔ آن است که شوک واقعی نقش مهم‌تری درتوضیح جزءِ تصادفی دارد، اگرچه طی زمان شوک اسمی مهم‌تر می‌شود. از سوی دیگر، خطای پیش‌بینی حجم پول کاملاً مربوط به شوک اسمی است، درحالی‌که شوک نرخ ارز خارجی نقش عمده‌ای در خطای پیش‌بینی نرخ ارز اسمی دارد.

نتیجه گیری

به‌طور خلاصه نتایج اصلی این است که این مطالعه دو بردار همجمعی سازگار با برابری قدرت خرید ویک تابع با ثبات «تقاضای‌پول» پیداکرد، اگرچه تغییرات ساختاری مربوط به‌انقلاب و

شکل ۹ : آنالیز واریانس



جنگ ایران ـ عراق وجود دارد. از دید سیاست‌گذاری، نرخ بازار آزاد / سیاه ارز در بلندمدت همانند نظریه‌های موجود در بارهٔ نرخ ارز عمل می‌کند و به‌طور بالقوّه می‌تواند در انتخاب یک سطح معقول برای نرخ ارز واحد، راهنما باشد (بعد از در نظر گرفتن عوامل موقتی که نرخ بازار سیاه را تحت تأثیر قرار می‌دهند و تعدیل کردن آن‌ها).

همچنین، مطالعه شواهدی مبنی بر تأثیر مثبت سیاست‌های پولی انبساطی غیرقابل پیش‌بینی، در کوتاه‌مدت تا میان‌مدت، بر تولید را نشان می‌دهد. به‌هرحال، از آن‌جاکه می‌توان انتظار افزایش مداوم سطح قیمت‌ها و کاهش نرخ ارز در پاسخ به شوک‌های اسمی را داشت، این نوع سیاست‌گذاری با اهداف نرخ پایین تورم پایدار و نرخ ارز واحد پایدار سازگاری ندارد. در عوض، مدل‌سیاست‌های طرف عرضه راکه هم موجب تورم کمتر و هم رشد بیشتر می‌شوند، حمایت می‌کند (حتی سیاست کاهش قیمت اگر با انبساط پولی همراه نباشد). این

سیاست‌ها می‌تواند دربرگیرندهٔ اصلاحات مالیاتی، آزادسازی بازار کار و تقویت سرمایهٔ انسانی اقتصاد باشند.

پی‌نویس‌ها

* این مقاله از منبع زیر ترجمه شده است:

Torbjorn (Prepared by), *Common Trends and Structural Change: A Dynamic Macro Model for Pre-and Postrevolution Republic of Iran.* Athourized for Distribution by D. J. Mathieson, IMF Working Paper, June 1999, WP/99/82.

1. cointegrating constraints

۲. به‌عنوان یک مطالعه مشابه در افریقای جنوبی، نگاه کنید به جانسون (۱۹۹۱).

۳. مفهوم رابطهٔ تقاضا برای پول بدون در نظرگرفتن فرض‌هایی‌که بر دیگر متغیّرهای برون‌زای معادله تقاضا برای پول اِعمال می‌شود، و در قسمت تجربی مقاله بکار گرفته شده است به‌دست نمی آید. این فرض‌ها به این نکته برمی‌گردد که دیگر متغیّرها به‌طور ضعیف برون‌زا نیستند. ذکر این نکته ضروری است، که «تقاضای پول» یا «کشش‌های درآمدی» یک معادله / پارامتر است که در نگاه اولیه این مفهوم را در مدل تجربی می‌بینید نه در تفسیرهای ساختاری.

۴. شایط تأثیرپذیری تراز تجاری از تغییرات نرخ ارز به‌کشش‌های قیمتی تراز تجاری بستگی دارد، و نسبتاً درست است که تصور کنیم این کشش‌ها به ملاحظات مربوط به افق زمانی بستگی دارد.

۵. معیارهای مختلفی برای حجم پول وجود دارد. در این‌جا کل پول به‌کار گرفته شده است، چون این تنها سری است که برای کل دورهٔ مورد بررسی وجود داشت. اگر مقادیر پولی دیگری یافت شود، جالب است که ببینیم آیا نتایج اصلی با این معیارها اعتبار دارند.

۶. از آن‌جاکه در تقاضای پول توجه بر رفتار مصرف‌کننده متمرکز است، طبیعی است که از CPI با عنوان معیار سطح قیمت‌های داخلی استفاده کنیم؛ اگرچه معیارهای دیگری نیز برای سطح قیمت‌ها وجود دارند؛ برای مثال شاخص ضمنی GDP.

۷. هم‌حجم معادلات و هم‌سطح درآمد واقعی را می‌توان با GDP واقعی تقریب زد.CPI اسمی با بکارگیری به‌جای شاخص ضمنی GDP، به GDP واقعی تبدیل شده است، زیرا به‌کارگیری معیار قیمت در محاسبهٔ GDP واقعی GDP سازگارتر است.

۸. به‌دست آوردن نرخ اسمی ارز در ایران به‌علت وجود بازارهای چندگانه نرخ ارز و برخی محدودیت‌ها که در بازار ارز اعمال می‌شود، مشکل است. به‌هرحال بازار سیاه / آزاد در طول زمان تعدیل شده و به‌عنوان جانشین نرخ اسمی ارز به‌کار رفته است.

۹. قیمت‌های خارجی را با معیارهای متفاوتی می‌توان به‌دست آورد. وقتی نرخ ارز به دلار است، سطح قیمت‌ها

باید با معیار دلاری باشد، اما هنوز این سؤال باقی می‌ماند که کدام کشورها را باید شامل کرد. حداقل دو نامزد معقول برای این‌کار وجود دارد، سطح قیمت‌های امریکا یا یک میانگین تجاری ـ وزنی از سطح قیمت‌های جهانی که به دلار بیان شده است. درهرحال، معیار دومی دربرگیرندهٔ حرکت‌هایی یک سویه از طرف نرخ‌های خارجی به‌سوی دلار است، و سطح قیمت‌های جهانی را به‌طور زیادی بالا می‌برد. درحالتی که برابری قدرت خرید در مقیاس جهانی معتبر است و تعدیل‌ها سریعاً صورت می‌گیرد، این مسئله مشکلی نیست. به‌هرحال، اگر این فرض معتبری نباشد، سطح قیمت‌های امریکا احتمالاً معیار بهتری است.

۱۰. قیمت‌های بین‌المللی‌نفت برحسب دلار امریکا با CPI امریکا تعدیل‌شده است. قیمت دوبی، Fateh 32 API، و فوب دوبی تنها قیمت‌های موجود برای تمام دوره در آمارهای صندوق بین‌المللی پول بوده‌اند.

۱۱. پایان دوره به سال ایرانی برمی‌گردد که در مارس پایان می‌یابد. برای مثال، آنچه ۱۹۹۶ نامیده می‌شود، ۲۱ مارس ۱۹۹۶ تا ۲۰ مارس ۱۹۹۷ را دربر می‌گیرد که متناظر با سال ۱۳۷۵ ایرانی است.

۱۲. به‌هرحال، در مقادیر بحرانی که در این‌جا به‌کار رفته شکاف‌هایی موجود است. اول این‌که توزیع مجانبی معمولاً با ورود متغیرهای برون‌زا تغییر می‌کند، و دوم این‌که در نمونه‌های کوچک توزیع مجانبی همیشه بهترین چیزی نیست که استفاده می‌شود. با یک تغییر نسبتاً کلی، توزیع مجانبی آغاز می‌شود و این حقیقت باید درنظر گرفته شود که اگر مطالعهٔ همجمعی همراه با یک نتیجه خوب و متناظر با تئوری باشد، نیازی به شبیه‌سازی توزیع تجربی نیست.

۱۳. خواننده‌ای که فرض صفر I(۲) را قبول ندارد، می‌تواند آزمون‌های مشترک مناسب را به کارگیرد. درآن حالت اجزای I(۲) بالقوّه نشان داده می‌شوند که در مدل معرفی شده از آن‌ها صرف‌نظر شده است. در آن حالت، مدل دوباره فرموله شده شامل پول واقعی، تولید واقعی، نرخ تورم و برابری قدرت خرید می‌تواند برای خارج کردن اجزای I(۲) به‌کار گرفته شود. به‌هرحال، چنین مدلی دچار مشکلات مشخص نمایی است و بنابراین بیشتر از این بسط داده نمی‌شود.

۱۴. توجه کنید که مقدار صفر در گوشهٔ راست بالای ماتریس A حاصل از برآورد نبوده و از فرایند تشخیص به‌دست آمده است.

۱۵. توجه داشته باشید که همانند فرض‌های تشخیصی، بردارهای همجمعی نیز ضرایب را محدود می‌کنند. بنابراین، درحقیقت تنهاچهار پارامتر برآورد می‌شود. این امر یکسان بودن برخی ضرایب را توضیح می‌دهد.

۱۶. این نمودارها را اساساً می‌توان با انتخاب ترکیب‌های خطی عکس‌العمل‌های ضربه سری‌های اولیه به‌دست آورد. گرچه برای ایجاد نوارهای اطمینان، مدل باید با بردارهای همجمعی دومتغیره دوباره برآورد شود و تعدیل‌های مناسب در بردارهای همجمعی صورت گیرد.

۱۷. برای مثال، روندهای تصادفی هم شامل قسمت تعیین شده و هم‌شوک‌های دائمی هستند. در این‌جا تمرکز بر تغییرات توضیح داده نشده (شوک‌ها) است. از آن‌جا که مدل پی‌ریزی شده شامل متغیرهای تصادفی برون‌زا است، آنالیز واریانس انجام شده مشروط به‌حرکت این متغیّرها است.

مآخذ

Alexius, A (1997),"Essays on Exchange Rates, Prices and Interest Rates," Ph.D. thesis Stockholm School of Economics.

Becker T. (1997), "An Investigation of Ricardian Equivalence in a Common Trends Model," *Journal of Monetary Economics,* 39, pp. 405-431.

Bernanke, B. (1986),"Alternative Explanations of the Money-income Correlation." NBER Working paper 1842, February 1986.

Blanchard, O. and D.Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review* 79, pp. 655-673.

Cooley, T. and S. LeRoy (1985), "A theoretical Macroeconomics: a Critique," *Journal of Monetary Economics,* 16, pp. 283-308.

Dornbusch, R. (1975), "Exchange Rates and Fiscal Policy in a Popular Model of International Trade," *American Economic Review* 65:5, pp. 859-871.

Isaac, A. (1995), "Monetary Policy, Elasticity Dynamics, and the Real Exchange Rate Reversal," *Journal of Money, Credit and Banking* 27:2, pp. 335-349.

Jacobson, T.,A. Vredin and A. Warne (1998),"Are Real Wages and Unemployment Related?," *Economica* 65(257), pp. 69-96.

Johansen, S.(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59, pp. 1551-1580.

_____ , (1992), "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data," *Journal of Policy Modeling* 14, pp. 313-334.

_____ , and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52,1 pp. 69-210.

Jonsson, G.,(1999), "Inflation, Money Demand and PPP in South Africa," mimeo, IMF, African Department.

Jorgensen, C., C. Kongstedt and A. Rahbek (1996), Trend-stationarity in the I(2) Cointegration Model," Discussion Paper 96-12, Institute of Economics, University of Copenhagen.

Keating, J. (1990), "Identifying VAR Models Under rational Expectations," *Journal of Monetary Economics,* 20, pp. 51-72.

King, R., C. Plosser, J. Stock and M. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuation," *American Economic Review* 81, pp. 819-840.

Obstfeld, M. and K. Rogoff (1996),"Foundations of International Macroeconomics," MIT press.

Rogoff, K. (1997), "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature* Vol. XXXIV, pp. 617-668.

Sims, c. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, pp. 1-48.

Stock, J. and M.Watson (1988),"Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association* 83, pp. 1097-1107.

Warne, A. (1990),"Vector Autoregressions and Common Trends in Macro and Financial Economics. Ph. D. thesis, Stockholm School of Economics.

Warne, A. (1993), "A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference," Seminar paper 555, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.