تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۴، شمارهٔ ۱، بهار ۹۸/ ص ۹۵-۷۵

تفکیک عوامل پایه‌ای از عوامل غیرپایه‌ای در یک الگوی تفاضلی تصادفی برای اقتصاد ایران

مهدی صارم[1]*، حسین مرزبان[2]

۱. محقق، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا،
mehdi_sarem@yahoo.com

۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز،
dr.marzban@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۱۵

چکیده

الگوهای تفاضلی تصادفی خطی به دو دسته معین و نامعین تقسیم می‌شوند. در الگوهای معین، مسیر پویای متغیرهای الگو صرفا متأثر از عوامل و شوک‌های پایه‌ای اقتصاد و در الگوهای نامعین، عوامل غیرپایه‌ای نیز بر این مسیر پویا می‌توانند مؤثر باشند، لذا برآورد الگوهای نامعین و تفکیک اثرات شوک‌های پایه‌ای از غیرپایه‌ای بخشی از مبانی نظری چنین الگوهایی را تشکیل می‌دهد. در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۵ دو الگوی معین و نامعین برای اقتصاد ایران برآورد شده است. نتایج نشان‌دهنده آن است که الگوی نامعین می‌تواند برخی ویژگی‌های داده‌ها از جمله رکود – تورمی مشاهده شده در برخی سال‌ها را نشان دهد.

طبقه‌بندی JEL: E31, E43, E52, E61

واژه‌های کلیدی: الگوی نامعین، الگوریتم سیمز، الگوریتم لیوبیک - شورفهید، عوامل پایه‌ای و غیرپایه‌ای

پرتال جامع علوم انسانی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس ۰۹۱۷۱۱۰۵۱۰۵

۱- مقدمه

مقدار منابع، ترجیحات مصرف‌کنندگان و تکنولوژی تولید، متغیرهای پایه‌ای اقتصاد هستند که وضعیت تعادل بلندمدت و هم‌چنین تخصیص منابع در یک اقتصاد را نشان می‌دهند. مقدار موجودی منابع و ترجیحات مصرف‌کنندگان مشخص‌کننده بخش تقاضا و تکنولوژی تولید تعیین‌کننده بخش عرضه اقتصاد است. به دلیل این‌که نقطه تعادل از وضعیت عرضه و تقاضای کل مشخص می‌شود، بنابراین این عوامل نقش پایه‌ای و بنیادین در شکل‌گیری تعادل و تخصیص منابع دارند، لذا یافتن جواب برای الگوهای تعادل عمومی بستگی به این دارد که آیا صرفا سه عامل اشاره شده در تعیین تعادل مؤثرند و یا این‌که سایر عوامل نیز اثرگذار خواهند بود. با در نظر گرفتن عوامل تأثیرگذار بر تعادل، الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی به مدل‌های معین[1] و نامعین تقسیم می‌شوند (چو و مک‌کالم[2]، ۲۰۱۰)؛ در یک الگوی معین، تعادل اقتصادی تنها بر مبنای عوامل پایه‌ای اقتصاد شکل می‌گیرد، اما در یک الگوی نامعین، عوامل غیرپایه‌ای نیز در تعیین تعادل مؤثر واقع می‌شوند؛ بنابراین بررسی یک الگو تعادل عمومی نیازمند شناخت عواملی است که تعادل آن را شکل می‌دهند.

با توجه به تعریف ارائه شده، الگوهای نامعین منجر به تعادل غیرپایه‌ای می‌شوند که این مفهوم ابتدا توسط شل (۱۹۷۷)[3] مورد بررسی قرار گرفته است. طبق تعریف، تعادل غیرپایه‌ای به حالتی اطلاق می‌شود که تخصیص بهینه منابع در وضعیت تعادلی متأثر از شوک انتظارات باشد که این شوک به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود. شوک‌های تصادفی برون‌زا، اگرچه بر پایه‌های اقتصاد اثرگذار نیستند، اما سبب تغییر در تخصیص منابع و در نتیجه تعادل اقتصادی می‌شوند. در این حالت تعادل اقتصادی متأثر از شوک‌های تصادفی برون‌زایی است که با تغییر در انتظارات، سبب تغییر در تخصیص منابع می‌شوند. با تغییر در انتظارات، اگرچه واحدهای اقتصادی دارای پایه‌های یکسان هستند، اما تخصیص منابع میان آن‌ها متفاوت خواهد بود؛ به‌عبارت دیگر، ترجیحات، منابع و تکنولوژی میان واحدها یکسان بوده، اما سطح مصرف یا تولید متفاوتی خواهند داشت. تعادل غیرپایه‌ای به طور معمول در الگوهایی با ویژگی تعادل چندگانه[4] ظاهر می‌شود و

1. Determinate
2. Cho and McCallum
3. Shell
۴. به منظور آشنایی با چندگانگی جواب الگوهای تفاضلی تصادفی به بلنچارد – کان (۱۹۸۰) مراجعه شود.

بنابراین تصریح یک ساختار با وجود تعادل نامعین، بهترین کاندیدا جهت بیان چنین پدیده‌ای خواهد بود.

شوک‌های تصادفی برون‌زا، به دلیل این‌که انتظارات حالت خودکام بخشی[۱] دارد، سبب ایجاد نوسان اقتصادی و تغییر در تخصیص منابع می‌شوند؛ اما انتظارات خودکام بخشی به چه معناست؟ این به حالتی از رفتار افراد اطلاق می‌شود که در جامعه به‌نحوی عمل می‌کنند که سبب وقوع پدیده‌ای که انتظار آن را دارند، شوند؛ بنابراین انتظارات خودکام بخشی در تخصیص منابع نقش داشته که این تعادل غیرپایه‌ای را به همراه دارد (ماتسویاما[۲]، ۱۹۹۰). برخی مطالعات انتظارات خودکام بخشی را به‌عنوان حباب عقلایی[۳] بیان می‌کنند[۴] (ابتسفلد و روگف[۵]، ۱۹۸۳). اگرچه لفظ حباب به‌طور عمده در مباحث اقتصاد مالی و به‌منظور نشان دادن شکاف میان ارزش حال یک دارایی و سودهای انتظاری آن بیان می‌شود، اما در این حوزه، منظور از حباب، شکاف میان تعادل غیرپایه‌ای موجود با تعادل پایه‌ای است که در نتیجه شوک انتظارات خودکام بخشی به‌وجود می‌آید.

تا قبل از تئوری عمومی کینز، نقش تغییر در انتظارات بر ادوار تجاری نادیده گرفته می‌شد، زیرا بررسی عوامل ذهنی که از پایه‌های علوم روانشناختی و ارتباطات محسوب می‌شد وارد علم اقتصاد و گستره آن نشده بود و لذا عموما این باور وجود داشت که تغییر در مسیر پویای متغیرهای اقتصادی از کنش و واکنش عوامل بازار ناشی می‌شود. لذا دانشمندان قرن ۱۸ میلادی از جمله جان استوارت میل، آلفرد مارشال و آرتور پیگو به نقش عوامل ذهنی و درجه اطمینان مردم بر شرایط و نوسان‌های اقتصادی تأکید داشته‌اند، که این موضوع در کتاب تئوری عمومی کینز بار دیگر و به شکلی روشن‌تر وارد مطالعات علمی و روش تحقیق این حوزه شده است. به عقیده کینز، نوسان‌های کلی اقتصاد به‌طورعمده ناشی از نوسان در مخارج سرمایه‌گذاری است که این نیز

---

۱. برگرفته از کلمه self-fulfilling است؛ به این معنی که اگر پیش‌بینی، نتیجه را تحت تأثیر قرار دهد، آن‌گاه آن پیش‌بینی در واقعیت نیز به وقوع می‌پیوندد.

2. Matsuyama

3. Rational Bubbles

۴. در یک بررسی جزئی‌تر، باید گفت که تعادل غیرپایه‌ای به دو قسمت تقسیم می‌شود، ساکن و غیرساکن. بر این اساس حباب انتظاری نیز به دو دسته همگرا و واگرا قابل تفکیک است که قسمت همگرای آن متناظر با تعادل غیرپایه‌ای ساکن و قسمت واگرای آن متناظر با تعادل غیرپایه‌ای غیرساکن می‌باشد (Matsuyama).

5. Obstfeld and Rogoff

به‌نوبه خود حساسیت بالایی به تغییرات در انتظارات[1] دارد (وودفورد[2]، ۱۹۹۰). بر این اساس در الگوهای ساختاری مبتنی بر تحلیل رفتار واحدهای اقتصادی، ساز و کار اثرگذاری شوک‌های انتظاری بر پویایی متغیرها و بنابراین تعادل از اهمیت بالایی برخوردار است.

اگر الگو دارای تعادل معین باشد، آنگاه روند پویای متغیرها در طول زمان صرفا براساس شوک‌های پایه‌ای و به‌صورت یگانه تعیین می‌شود، اما در حالتی که الگو دارای تعادل نامعین باشد، آن‌گاه ساز و کار اثرگذاری شوک‌های پایه‌ای به‌طور یگانه مشخص نشده[3] و شاهد اثرات شوک‌های غیرپایه‌ای[4] بر تعادل هستیم به‌طوری‌که مسیر پویای متغیرها متفاوت از یک الگوی معین خواهد بود (لیوبیک و شورفهید، ۲۰۰۳[5]).

بنابراین شوک‌های غیرپایه‌ای با تغییر در تخصیص منابع، سبب شکل‌گیری تعادل غیرپایه‌ای می‌شوند. تعادل حاصل از الگوهای نامعین متأثر از عوامل پایه‌ای و غیرپایه‌ای می‌باشد و لذا تفکیک این عوامل از یکدیگر مهم‌ترین بخش ادبیات این حوزه را تشکیل می‌دهد.

در یک الگوی نامعین، عوامل غیرپایه‌ای ابتدا انتظارات واحدهای اقتصادی را تغییر می‌دهند. بر این اساس، در واکنش به یک شوک عوامل غیرپایه‌ای، واحدها رفتار خود را تعدیل کرده و در نتیجه سبب ایجاد نوسان‌هایی می‌شوند که در یک تعادل یگانه انتظارات عقلایی قابل مشاهده نیست؛ بنابراین شوک‌های ناشی از عوامل غیرپایه‌ای از کانال انتظارات بر تعادل اثرگذار می‌شوند، لذا در فرآیند تشکیل تعادل، شوک انتظارات (غیرپایه‌ای) با شوک حاصل از عوامل پایه‌ای ترکیب شده است که این تلفیق مشکل شناسایی شوک‌ها را به همراه خواهد داشت؛ بنابراین بدون در نظر گرفتن کسری فرض و محدودیت‌ها، اثرات پویای شوک‌های پایه‌ای بر تعادل به‌صورت منحصربه‌فرد تعیین نمی‌شود؛ به‌عبارت دیگر، مشاهده اثرات شوک‌های پایه‌ای بدون توجه به محدودیت‌های حاصل از شوک‌های غیرپایه‌ای میسر نیست. بر این اساس، باید به‌دنبال فرآیندی بود که

---

۱. کینز در کتاب خود از اصطلاح (Animal Spirits) استفاده می‌کند؛ به‌عبارت دیگر یک احساس درونی فرد می‌تواند به ایجاد اعتماد و اطمینان ختم شده و یک رفتار مشخص را شکل دهد.

2. Woodford

۳. در این حالت شوک‌های غیرپایه‌ای نیز بر روند متغیرها اثر داشته و لذا تنها شاهد اثرات شوک‌های پایه‌ای نخواهیم بود.

4. Sunspot Shocks

5. Lubik and Schorfheide

ضمن استخراج مجموعه نقاط تعادلی، آثار ناشی از عوامل پایه‌ای و غیرپایه‌ای را تفکیک کند.

سیمز[1] (۲۰۰۲)، ساختار چنین تحلیلی را فراهم کرده است؛ مزیت روش سیمز در این است که از خطاهای پیش‌بینی انتظارات عقلایی به‌عنوان یک ابزار حل استفاده می‌کند[2]؛ به عبارت دیگر، در صورتی‌که تنها شاهد اثرگذاری شوک‌های پایه‌ای بر ترجیحات و تکنولوژی باشیم، آن‌گاه جواب یک الگوی انتظارات عقلایی خطی دنباله‌ای از خطاهای پیش‌بینی انتظارات عقلایی است که تحت آن متغیرهای درون‌زا حالت انفجاری نخواهند داشت. در این حالت الگو معین بوده و خطاهای پیش‌بینی به طور یگانه به وسیله شوک‌های پایه‌ای مشخص می‌شوند؛ اما در یک الگوی نامعین، خطاهای پیش‌بینی ناشی از شوک‌های پایه‌ای و غیرپایه‌ای است.

سازماندهی مقاله به این صورت است که ابتدا در بخش دوم مبانی نظری مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس در بخش سوم مطالعات انجام شده، در بخش چهارم ارائه مدل و برآورد آن و سپس در بخش پنجم به ارائه نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری

ساختار مورد استفاده در این مطالعه یک الگوی استاندارد کینزی جدید به‌صورت زیر است:

$E_t[\tilde{\ }\ _{۱}\quad \tilde{\ }\ _{۱}\quad \tilde{\ }$ (۱)

$\beta E_t[\tilde{\ }\ _{۱}\quad \tilde{\ }\quad \tilde{\ }$ (۲)

$]$ (۳)

در روابط (۳) – (۱)، تمامی متغیرها به‌صورت انحراف از مقدار وضعیت پایدار بوده که شکاف تولید، نرخ تورم و نرخ بهره اسمی است. هم‌چنین $۰<\beta<۱$، $k>۰$ و $\sigma>۰$ پارامترهای الگو و $\psi\geq ۰$ کشش نرخ بهره نسبت به تورم را نشان می‌دهد. در این الگو اقتصاد متأثر از یک شوک پایه‌ای ε_t با این ویژگی است که $E_{t-۱}(\varepsilon_t)=۰$.

1. Sims

۲. همان‌طور که اشاره شد، ساز و کار اثرگذاری شوک‌های غیرپایه‌ای از کانال انتظارات واحدهای اقتصادی است و لذا استفاده از خطای پیش‌بینی انتظارات می‌تواند در تجزیه مورد نیاز کمک کند.

به‌منظور حل این الگو، ابتدا می‌توان با جای‌گذاری رابطه (۳) در رابطه (۱)، یک سیستم دو معادله‌ای برحسب و استخراج کرد.

به‌منظور ورود شوک انتظارات، در ابتدا خطاهای پیش‌بینی درون‌زای η_t^π و η_t^y به‌صورت $\eta_t^y =$ و $\eta_t^\pi =$ تعریف می‌شوند. با توجه به روش سیمز، خطاهای پیش‌بینی توابعی از شوک‌های پایه‌ای (مانند شوک سیاست پولی ε_t) و شوک‌های غیرپایه‌ای است که بر ترجیحات و تکنولوژی واحدهای اقتصادی اثری نداشته، اما ممکن است بر تخصیص تعادلی اثرگذار باشند. به منظور تشکیل فرم برداری سیستم فوق، متغیرهای انتظاری به‌صورت $\xi_t^y = E_t[$ و $\xi_t^\pi = E_t[$ تعریف می‌شوند. در این صورت الگوی کینزی جدید اشاره شده، یک سیستم چهار بعدی انتظارات عقلایی خطی است که شامل انتظارات شرطی ξ_t^y و ξ_t^π به‌عنوان متغیرهای درون‌زا است:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \sigma \\ 0 & 0 & 0 & \beta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \\ \\ \xi_t^y \\ \xi_t^\pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} & & & \\ & & & \\ 0 & 0 & 1 & \sigma\psi \\ 0 & 0 & -k & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \\ \\ \xi_{t-1}^y \\ \xi_{t-1}^\pi \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \\ \\ \sigma \\ 0 \end{bmatrix} \varepsilon_t + \begin{bmatrix} & 0 \\ & 1 \\ 1 & \sigma\psi \\ -k & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t^y \\ \eta_t^\pi \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

که فرم خلاصه رابطه (۴) به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$\Gamma_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Psi \varepsilon_t + \Pi \eta_t \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) $\underset{n\times 1}{y_t}$ بردار متغیرهای درون‌زا، $\underset{l\times 1}{\varepsilon_t}$ بردار متغیرهای برون‌زا و $\underset{k\times 1}{\eta_t}$ بردار خطاهای پیش‌بینی است با این ویژگی که $E_{t-1}[\eta_t]=0$. ماتریس ضرائب شامل $\underset{n\times n}{\Gamma_0}$، $\underset{n\times n}{\Gamma_1}$، $\underset{n\times l}{\Psi}$ و $\underset{n\times k}{\Pi}$ می‌شود. سیمز الگوریتم حلی برای سیستم معادلات (۵) پیشنهاد داده است که وجود یک جواب باثبات یگانه را تضمین می‌کند؛ به عبارت دیگر، یک جواب باثبات وجود دارد اگر بتوان خطاهای پیش‌بینی η_t را به‌صورت تابعی از شوک‌های برون‌زای ε_t به نحوی تعیین کرد که اجزای انفجاری y_t حذف شوند. وجود جواب یگانه این سیستم مستلزم آن است که نگاشت از ε_t به η_t یک به یک باشد. در صورت عدم یگانگی جواب، سیمز نشان می‌دهد مجموعه کامل جواب‌های غیریگانه در صورتی تعیین می‌شود که اجزای η_t به‌طور نامشخص در نظر گرفته شوند.

سیستم استاندارد (۵) را می‌توان از طریق یک تجزیه شور[1] (QZ) ماتریس‌های $\Gamma_{\cdot}$ و Γ_{1} منتقل کرد. در این‌صورت ماتریس‌هایی چون Q، Z، Λ و Ω وجود دارند به‌طوری که $Q'\Lambda Z'=\Gamma_{\cdot}$، $Q'\Omega Z'=\Gamma_{1}$، $QQ'=ZZ'=I_{n\times n}$ که ماتریس‌های Λ و Q بالا مثلثی هستند. اگر $w_t=Z'y_t$ آنگاه با ضرب (۵) در Q خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix}\Lambda_{11} & \Lambda_{12}\\ \cdot & \Lambda_{22}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}w_{1,t}\\ w_{2,t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\Omega_{11} & \Omega_{12}\\ \cdot & \Omega_{22}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}w_{1,t-1}\\ w_{2,t-1}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}Q_{1}\\ Q_{2}\end{bmatrix}\left(\Psi\varepsilon_t+\Pi\eta_t\right) \qquad (۶)$$

که سطر دوم سیستم معادلات (۶) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$w_{2,t}=\Lambda_{22}^{-1}\Omega_{22}w_{2,t-1}+\Lambda_{22}^{-1}\Omega_{22}(\Psi\varepsilon_t+\Pi\eta_t) \qquad (۷)$$

فرض می‌شود سیستم به نحوی افراز و مرتب شده است که بردار $\underset{m\times 1}{w_{2,t}}$ کاملا انفجاری باشد، به‌طوری که $0\le m\le n$. جواب غیرانفجاری برای الگوی انتظارات عقلایی خطی (۵) در صورتی وجود دارد که $w_{2,\cdot}=0$ و برای هر بردار ε_t، می‌توان یک بردار η_t را یافت به نحوی که اثرات ε_t بر $w_{2,t}$ را خنثی کند:

$$\underset{m\times l}{Q_2\Psi}\,\varepsilon_t+\underset{m\times k}{Q_2\Pi}\,\eta_t=\underset{m\times 1}{0} \qquad (۸)$$

در این‌جا یگانگی بردار η_t ضرورتی ندارد. به‌عنوان مثال، اگر تعداد خطاهای انتظارات k بیشتر از اجزای انفجاری m باشد، آنگاه معادله (۸) محدودیت‌های لازم برای تعیین یگانه عناصر η_t را فراهم نمی‌کند، بنابراین می‌توان خطاهای انتظاری را معرفی کرد که بدون بی‌ثبات کردن الگو، با شوک‌های پایه‌ای ε_t نیز همبسته نباشد.

سیمز نشان می‌دهد شرط لازم و کافی برای وجود جواب باثبات این است که فضای ستونی $Q_2\Psi$ در $Q_2\Pi$ قرار داشته باشد؛ به عبارت دیگر جواب در صورتی وجود دارد که $k\ge m$ باشد. مطابق شرط مذکور، این امکان وجود دارد ردیف‌های $Q_2\Pi$ وابسته خطی باشند که حتی در صورت $m>k$ جواب وجود خواهد داشت. لیوبیک و شورفهید از این نتیجه سیمز، قضیه زیر را اثبات می‌کنند:

قضیه ۱- عبارات (۱) و (۲) معادل یکدیگرند:

۱) به ازای هر $\varepsilon_t\in R^l$ یک $\eta_t\in R^k$ وجود دارد، به‌طوری‌که معادله (۸) برقرار شود.

۲) یک ماتریس از اعداد حقیقی چون $\underset{k\times l}{\lambda}$ وجود دارد، به‌طوری که $Q_2\Psi=Q_2\Pi\lambda$.

1. Schur Decomposition

بر این اساس جواب‌های معادله (۸) برحسب خطاهای پیش‌بینی η_t مورد بررسی قرار می‌گیرد. چون ردیف‌های ماتریس $Q_2\Pi$ بالقوه همبسته خطی هستند، می‌توان از مقدار تجزیه منفرد[1] استفاده کرد[2]:

$$Q_2\Pi = \begin{bmatrix} U_1 & U_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D_{11} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_1' \\ V_2' \end{bmatrix} = U_{m\times m} D_{m\times k} V'_{k\times k} = \underset{m\times r}{U_1}\ \underset{r\times r}{D_{11}}\ \underset{r\times k}{V_1'} \qquad (۹)$$

که D_{11} ماتریس قطری و ماتریس‌های U و V عمود برهم با اندازه واحد هستند؛ بنابراین m جزء انفجاری y تنها ایجاد $r \le m$ محدودیت برای خطاهای انتظاری η_t خواهند کرد. تحت این فرض که حداقل یک جواب باثبات وجود دارد، از قضیه (۱) می‌توان نتیجه گرفت ماتریسی چون $\underset{k\times 1}{\lambda}$ وجود دارد، به‌طوری که شرط ثبات به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$\underbrace{U_1 D_{11}}_{m\times r}\left(\underbrace{V_1'\lambda + V_1'\eta_t}_{r\times 1}\right) = 0_{n\times 1} \qquad (۱۰)$$

این رابطه r معادله را برای تعیین بردار k بعدی خطاهای پیش‌بینی η_t فراهم می‌کند.

در مرحله بعد فرض می‌شود خطاهای پیش‌بینی یک تابع خطی از شوک‌های پایه‌ای ε_t و بردار شوک‌های غیرپایه‌ای $\underset{p\times 1}{\zeta_t}$ است که $E_{t-1}[\zeta_t] = 0$. شوک‌های غیرپایه‌ای بر ترجیحات و تکنولوژی اثری ندارند، اما از طریق خطاهای پیش‌بینی η_t بر پویایی تعادل اثرگذار خواهند بود. بر این اساس می‌توان خطاهای پیش‌بینی را به‌صورت زیر نوشت:

$$\eta_t = A_1\varepsilon_t + A_2\zeta_t \qquad (۱۱)$$

که A_1 و A_2 به‌ترتیب ماتریس‌هایی با ابعاد $k\times 1$ و $k\times p$ هستند. با جای‌گذاری رابطه (۱۱) در رابطه (۱۰) شرط ثبات به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$U_1D_{11}(V_1'\lambda + V_1'A_1)\varepsilon_t + U_1D_{11}V_1'A_2\zeta_t = 0 \qquad (۱۲)$$

---

1. Singular Value Decomposition

۲. منظور از مقدار تجزیه منفرد، فاکتور گرفتن از ماتریسی چون $M_{m\times n}$ به‌صورت $M = UEV$ است که $U_{m\times m}$ ماتریس واحد، $E_{m\times n}$ ماتریس قطری است که عناصر آن اعداد حقیقی نامنفی و $V_{n\times n}$ ماتریس واحد است.

رابطه (۱۲) برای تمامی مقادیر ε_t و ζ_t صادق است. به منظور برقراری رابطه (۱۲) برای همه مقادیر ζ_t، لازم است که A_2 بر V_1 عمود باشد. فضای عمود V_1 به‌وسیله ستون‌های ماتریس V_2 با ابعاد $k\times(k-r)$ بسط یافته است که از طریق تجزیه مقدار منفرد ماتریس $Q_2\Pi$ مشخص می‌شود؛ بنابراین $A_2 = V_2M_2$ که M_2 یک ماتریس با ابعاد $(k-r)\times p$ بوده و بستگی به ضرائب سیستم انتظارات عقلایی خطی ندارد. اگر $k = r$ باشد، آنگاه فضای V_1 تهی بوده و $A_2 = 0$ است.

از آنجاکه V عمود است، بنابراین $V_1V_1' + V_2V_2' = I_k$ می‌باشد. ستون‌های A_1 را می‌توان به‌صورت ترکیبات خطی از ستون‌های V_1 و V_2 نوشت:

$$A_1 = V_1\tilde{}_{1} \quad {}_{2} \quad {}_{1} \tag{۱۳}$$

که ماتریس‌های ${}_{1}\ {}_{1}$ ، ${}_{1}$ و $M_1 = V_2'A_1$ به‌ترتیب دارای ابعاد $r\times 1$ و $(k-r)\times 1$ هستند. لذا شرط ثبات (۱۲) نیازمند برقراری رابطه زیر است:

$$U_1D_{11}(V_1'\lambda + V_1'A_1) = U_1D_{11}(V_1'\lambda + \tilde{}_{1} \quad 0 \tag{۱۴}$$

تساوی دوم به این دلیل برقرار است که $V_1'V_1 = I_r$ و $V_1'V_2 = 0$؛ بنابراین نتیجه می‌شود که:

$$\tilde{A}_1 = -V_1'\lambda \tag{۱۵}$$

چون U عمود بوده و $U_1'U_1 = I_r$ است، می‌توان ملاحظه کرد $V_1'\lambda$ به‌طور یگانه از شرط (۲) قضیه (۱) مشخص می‌شود:

$$V_1'\lambda = D_{11}^{-1}U_1'Q_2\Psi \tag{۱۶}$$

با توجه به رابطه (۱۶)، لیوبیک و شورفهید قضیه زیر یا ثابت می‌کنند:

قضیه ۲- فرض که ζ_t بردار شوک‌های غیرپایه‌ای را ابعاد $p\times 1$ و با ویژگی $E_{t-1}(\zeta_t) = 0$ و شرط (۱) قضیه (۱) برقرار باشد. آنگاه مجموعه کامل جواب خطاهای پیش‌بینی الگوی انتظارات عقلایی خطی (۵) عبارت است از:

$$\eta_t = (-V_1D_{11}^{-1}U_1'Q_2\Psi + V_2M_1)\varepsilon_t + V_2M_2\zeta_t \tag{۱۷}$$

که M_1 و M_2 به‌ترتیب ماتریس‌هایی با ابعاد $(k-r)\times 1$ و $(k-r)\times p$ هستند. اگر $k = r$ باشد آنگاه اجزای دوم و سوم حذف شده و جواب منحصربه‌فرد خواهد بود.

نامعین بودن زمانی پدید می‌آید که بُعد k از بردار خطاهای پیش‌بینی بیشتر از تعداد محدودیت‌های ثبات r باشد. بر اساس قضیه (۲)، نامعین بودن دو نتیجه به همراه دارد. اولا، با این شرط که $M_2 \neq 0$ باشد، نوسان‌های غیرپایه‌ای ζ_t می‌تواند

پویایی تعادل را متأثر کند. قضیه (۲)، عناصر ماتریس M_2 را محدود نمی‌کند. اگر اثر شوک غیرپایه‌ای به طور یگانه مشخص نشود، آنگاه از طریق ستون‌های V_2 خطاهای پیش‌بینی را تغییر می‌دهد. ثانیا، بردار $\zeta_t^* = M_2\zeta_t$ با ابعاد $(k-r)\times 1$ را می‌توان به‌عنوان یک فرم خلاصه شده شوک غیرپایه‌ای تلقی کرد که بُعد ماتریس ζ_t^* برابر درجه نااطمینانی الگو است. با جای‌گذاری جواب خطاهای پیش‌بینی η_t در رابطه (۵)، اثر آنی شوک‌های غیرپایه‌ای بر متغیرهای درون‌زا مشخص خواهد شد:

$$\frac{\partial \Gamma . y_t}{\partial \zeta_t^{*\prime}} = (\Pi V_2)_{n\times(k-r)} \tag{۱۸}$$

که ستون‌های ΠV_2 شامل مسیرهایی است که شوک‌های غیرپایه‌ای می‌توانند بر متغیرهای درون‌زا اثر گذارند. هم‌چنین اثر شوک‌های پایه‌ای ε_t بر متغیرهای درون‌زا که به فرم زیر است:

$$\frac{\partial \Gamma . y_t}{\partial \varepsilon_t'} = (I - \Pi V_1 D_{11}^{-1} U_1' Q_2)\Psi + \Pi V_2 M_1 \tag{۱۹}$$

به‌صورت یگانه تعیین نمی‌شود، زیرا عناصر ماتریس M_1 از طریق ساختار الگوی انتظارات عقلایی خطی مشخص نخواهند شد. اگر M_1 به طور اختیاری برابر صفر فرض شود، آنگاه جزء خطای پیش‌بینی که مربوط به شوک‌های پایه‌ای است ($A_1\varepsilon_t$) عمود به جزء شوک‌های غیرپایه‌ای ($A_2\zeta_t$) خواهد بود؛ بنابراین هر الگوریتمی که ماتریس‌های $-V_1 D_{11}^{-1} U_1' Q_2 \Psi$ و یک ماتریس با ابعاد $k\times(k-r)$ را مشخص کند به‌طوری‌که فضای ستونی V_2 را تعیین نماید، می‌تواند در جهت محاسبه مجموعه کامل جواب‌های باثبات الگوی انتظارات عقلایی خطی مورداستفاده قرار گیرد.

استخراج مجموعه کامل جواب‌های باثبات نمی‌تواند ساز و کار نحوه اثرگذاری شوک‌های غیرپایه‌ای بر تعادل را تحت شرایط نامعین بودن نشان دهد؛ بنابراین می‌توان گفت شوک غیرپایه‌ای سبب تغییر در شوک انتظارات (ζ_t^b) شده و این نیز منجر به اصلاح پیش‌بینی‌ها می‌شود. با توجه به رابطه (۴) داریم:

$$\tilde{y}_t = \xi_{t-1}^y + \eta_t^y \tag{۲۰}$$

که η_t^y خطای پیش‌بینی بین دوره $t-1$ و t است. اگر با وقوع یک شوک غیرپایه‌ای، تولید انتظاری بین $t-1$ و t به میزان ζ_t^y تغییر یابد آنگاه رابطه (۲۰) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\tilde{\ } \qquad {}_{1} + \zeta_t^y) + \tilde{\ } \qquad (۲۱)$$

که $(\xi_{t-1}^y + \zeta_t^y)$ مربوط به پیش‌بینی اصلاح شـده و خطـای ایـن پـیش‌بینـی اصلاح شده‌است. تحت نامعین بودن، شوک باور ζ_t^y می‌تواند بر تخصـیص و قیمـت‌هـای اقتصاد اثرگذار باشد. در حالت کلی اگر ζ_t^b یک بردار k بُعدی از شوک‌های انتظارات بـا ابعادی برابر η_t و با این ویژگی که $E_{t-1}(\zeta_t^b) = 0$ است، باشد، آن‌گاه سیستم انتظـارات عقلایی خطی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\Gamma_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Psi\varepsilon_t + \Pi(\tilde{\ } \qquad {}_{1} \quad {}_{1} \qquad \zeta_t \qquad \tilde{\ } \qquad (۲۲)$$

شوک‌های انتظارات همانند شوک‌های پایه‌ای ε_t به‌صورت بـرون‌زا در نظـر گرفتـه می‌شوند. در این حالت شرط ثبات (۴) به‌صورت زیر تغییر می‌کند:

$$\begin{bmatrix} Q_2\Psi & Q_2\Pi \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t^b \end{bmatrix} + Q_2\Pi\tilde{\eta}_t = 0 \qquad (۲۳)$$

با استفاده از قضیه (۲) می‌تـوان خطاهـای $\tilde{\eta}_t$ از پـیش‌بینـی‌هـای اصـلاح شـده را به‌صورت تابعی از شوک‌های پایه‌ای و شوک‌های انتظارات نوشت:

$$\tilde{\eta}_t = -V_1 D_{11}^{-1} U_1' \begin{bmatrix} Q_2\Psi & Q_2\Pi \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t^b \end{bmatrix} + V_2\begin{bmatrix} M_1^{\varepsilon}\varepsilon_t \\ M_1^{\zeta}\zeta_t^b \end{bmatrix}$$

از سوی خطای پیش‌بینی کل برابر است با:

$$\eta_t = \tilde{\eta}_t \quad \ldots \quad -V_1 D_{11}^{-1} U_1' Q_2\Psi + V_2 M_1^{\varepsilon})\varepsilon_t + V_2(V_2' + M_1^{\zeta})\zeta_t^b \qquad (۲۴)$$

چون $Q_2\Pi = U_1 D_{11} V_1'$ و عمودن بودن V مبین آن است که $I - V_1V_1' = V_2V_2'$.

بنابراین، مفهوم شوک انتظارات سبب می‌شود تا مجموعه کامل جواب‌هـای باثبـات سیستم انتظارات خطی عقلایی حاصل شود. در حالت معین بودن، $V_2 = 0$ بوده و شـوک انتظارات ζ_t^b بر پویایی‌های سیسـتم اثـری نـدارد. در حالـت نـامعین بـودن، اثـر شـوک انتظارات به دلیل وجود ماتریس M_1^{ζ} مبهم است. فقط می‌تـوان گفـت کـه ζ_t^b خطـای پیش‌بینی η_t را از طریق ستون‌های V_2 تغییـر مـی‌دهـد. چـون بُعـد k مـاتریس ζ_t معمولا بزرگ‌تر از درجه نامعینی است، بنابراین $k-r$ مقـدار متمـایز شـوک انتظـارات وجود دارد که می‌توانـد ایجـاد پویـایی تعـادل یکسـانی کنـد. بـه‌عنـوان مثـال، الگـوی نیوکینزین تحت سیاست پولی انفعالی دارای یک نامعینی تـک بُعـدی اسـت. بـر اسـاس

واقعیات موجود نمی‌توان شوک پایه‌ای را که منجر به اصلاح در پیش‌بینی تورم شده است را از آنی که پیش‌بینی تولید را تغییر داده‌است تمییز داد.

با وجود این مشکل شناسایی، مفهوم شوک انتظارات که منجر به اصلاح پیش‌بینی شده‌است می‌تواند در جهت فراهم کردن برخی شهود اقتصادی در مورد پویایی تعادل تحت نامعین بودن کمک کند. از بُعد محاسباتی، استفاده از شوک انتظارات مناسب است، زیرا جواب (۲۴) با $M_1^{\varepsilon} = \cdot$ و $M_1^{\zeta} = \cdot$ می‌تواند به طور مستقیم با الگوریتم سیمز مشخص شود.

۳- مطالعات انجام شده

فلود و دیگران[1] (۱۹۸۰)، در مقاله خود با عنوان پایه‌های بازار در مقابل حباب سطح قیمت‌ها، با استفاده از الگوی کاگان[2] (۱۹۵۶) بر این ویژگی متمرکز شده‌اند که ممکن است بدون هیچگونه تغییری در پایه‌های بازار، قیمت‌ها به دلیل حباب و انتظارات خودتوضیحی تغییر یابد. الگوی این مطالعه با استفاده از رگرسیون به ظاهر نامرتبط غیرخطی که محدودیت‌های بین معادله‌ای در آن تحمیل شده است و داده‌های مربوط به اقتصاد آلمان در دوره‌های جولای ۱۹۲۰- ژوئن ۱۹۲۳، ژوئن ۱۹۲۲- ژوئن ۱۹۲۳ و ژانویه ۱۹۲۳ – ژوئن ۱۹۲۳ برآورد شده‌است. در هر حالت نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که ابر تورم اقتصاد آلمان در این دوره‌ها نشات گرفته از پایه‌های بازار بوده و عوامل غیرپایه‌ای اثری بر تعادل و سطح قیمت‌ها نداشته است.

کلریدا و دیگران[3] (۲۰۰۰) در مقاله خود با عنوان قواعد سیاست پولی و ثبات اقتصادکلان: شواهد و برخی نظریه، به بررسی قواعد سیاست پولی در دوره‌های قبل از ریاست واکر بر بانک‌مرکزی آمریکا، دوره بین ریاست واکر – گرین‌اسپن و دوره گرین‌اسپن پرداخته‌اند. بر اساس نتایج تخمین، در سال‌های قبل از واکر، تغییرات در نرخ بهره اسمی کمتر از نرخ تورم بوده و بنابراین الگوی انتظارات عقلایی نامعین بوده‌است. در دوران واکر – گرین‌اسپن نرخ بهره معادل نرخ تورم افزایش یافته است و بنابراین الگو نزدیک به شرایط معین بوده است.

1. Flood et.al
2. Cagan
3. Clarida et.al

۴- بررسی تأثیر شوک‌های پایه‌ای و غیرپایه‌ای بر تعادل یک الگوی استاندارد نیوکینزین برای اقتصاد ایران

در این قسمت تأثیر شوک‌های پایه‌ای و غیرپایه‌ای بر تعادل اقتصادی ایران در قالب یک الگوی استاندارد کینزی جدید مورد بررسی قرار می‌گیرد. تفاوت الگوی حاضر با الگوی لیوبیک و شورفهید (و هم‌چنین سایر مطالعات انجام شده) در این است که واکنش سیاست‌گذار پولی به شکاف تولید نیز در نظر گرفته شده و لذا تمامی معادلات و روابط اشاره شده در بخش دوم مقاله، تغییر یافته‌اند. بر این اساس الگوی استاندارد زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\begin{aligned} y_t &= E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma}\left(i_t - E_t \pi_{t+1}\right) + u_t^y \\ \pi_t &= \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega}(\sigma+\eta) y_t + u_t^{\pi} \\ i_t &= \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t + u_t^i \end{aligned} \qquad (۲۵)$$

که در رابطه (۲۵) y_t شکاف تولید، i_t نرخ بهره اسمی، π_t نرخ تورم، u_t^y شوک تقاضای کل، u_t^{π} شوک فشار هزینه و u_t^i شوک سیاست پولی می‌باشد. بر اساس بولارد و میترا (۲۰۰۲)[1]، شرط لازم وجود یک جواب تعادلی یگانه عبارت است از:

$$k(\rho_\pi - 1) + (1-\beta)\rho_y > 0 \qquad (۲۶)$$

که در این رابطه $k = \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega}(\sigma+\eta)$ می‌باشد. به منظور بررسی تأثیر شوک‌های پایه‌ای و غیرپایه‌ای بر مسیر پویای متغیرهای الگو، ابتدا لازم است الگوی (۲۵) به فرم یک سیستم استاندارد نوشته شود. با فرض این‌که $u_t^y = u_t^{\pi} = 0$ باشد، آن‌گاه با جای‌گذاری قاعده نرخ بهره، الگوی (۲۵) به‌صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\begin{aligned} \sigma E_t y_{t+1} + E_t \pi_{t+1} &= \sigma y_t + \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t + u_t^i \\ \beta E_t \pi_{t+1} &= \pi_t - k y_t \end{aligned} \qquad (۲۷)$$

حال با تعریف متغیرها به‌صورت زیر:

$$\eta_t^y = y_t - E_{t-1} y_t, \quad \eta_t^{\pi} = \pi_t - E_{t-1}\pi_t$$
$$\xi_t^y = E_t y_{t+1}, \quad \xi_t^{\pi} = E_t \pi_{t+1}$$

---
1. Bullard and Mitra

رابطه (۲۷) را می‌توان به فرم ماتریسی زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \beta \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ \xi_t^y \\ \xi_t^\pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \sigma+\rho_y & \rho_\pi \\ 0 & 0 & -k & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \xi_{t-1}^y \\ \xi_{t-1}^\pi \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix} u_t^i + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ \sigma+\rho_y & \rho_\pi \\ -k & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \eta_t^y \\ \eta_t^\pi \end{bmatrix} \quad (۲۸)$$

که فرم فشرده رابطه (۲۸) به‌صورت زیر است:

$$\Gamma_0 Y_t = \Gamma_1 Y_{t-1} + \Psi u_t^i + \Pi \eta_t \quad (۲۹)$$

با افراز سیستم ماتریسی (۲۸) به دو ماتریس مربع با ابعاد ۲×۲، مقادیر انتظاری برحسب خطای پیش‌بینی به‌صورت زیر حاصل می‌شوند:

$$\begin{bmatrix} \xi_t^y \\ \xi_t^\pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma}(\frac{k}{\beta}+\sigma_y) & \frac{1}{\sigma}(\rho_\pi - \frac{1}{\beta}) \\ -\frac{k}{\beta} & \frac{1}{\beta} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \xi_{t-1}^y \\ \xi_{t-1}^\pi \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma} \\ 0 \end{bmatrix} u_t^i + \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma}(\frac{k}{\beta}+\sigma_y) & \frac{1}{\sigma}(\rho_\pi - \frac{1}{\beta}) \\ -\frac{k}{\beta} & \frac{1}{\beta} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \eta_t^y \\ \eta_t^\pi \end{bmatrix} \quad (۳۰)$$

که در رابطه فوق $\sigma_y = \sigma + \rho_y$ است. فرم فشرده رابطه (۳۰) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\xi_t = \Gamma_1^* \xi_{t-1} + \Psi^* u_t^i + \Pi^* \eta_t \quad (۳۱)$$

با استفاده از تجزیه جردن رابطه (۳۱) می‌توان اجزای بی‌ثبات را مشخص کرد. بر اساس این تجزیه، $\Gamma_1^* = J\Lambda J^{-1}$ بوده و با تعریف $w_t = J^{-1}\xi_t$، می‌توان مدل را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$w_t = \Lambda w_{t-1} + J^{-1}\Psi^* \varepsilon_t + J^{-1}\Pi^* \eta_t$$

بر این اساس مقادیر ویژه ظاهر شده بر قطر ماتریس Λ عبارت است از:

$$\lambda_1, \lambda_2 = \frac{1}{2}\left(\frac{\sigma_y}{\sigma} + \frac{1}{\beta}(1+\frac{k}{\sigma})\right) \pm \frac{1}{2}\sqrt{\left[\frac{1}{\beta}(1+\frac{k}{\sigma}) - \frac{\sigma_y}{\sigma}\right]^2 + \frac{4k}{\sigma\beta}(\frac{\sigma_y}{\sigma} - \rho_\pi)}$$

با توجه به ریشه‌های فوق، معین بودن الگو صرفا به پارامتر سیاستی ρ_π بستگی دارد. اگر $\rho_\pi > 1$ باشد، آنگاه هر دو ریشه به طور قدرمطلق بیشتر از یک بوده و جواب باثبات، یگانه خواهد بود. اگر $0 \le \rho_\pi < 1$ باشد، آنگاه سیستم فقط دارای یک ریشه بیشتر از یک بوده و چندین جواب باثبات وجود خواهد داشت.

اگر الگو به‌صورتی باشد که دارای تعادل معین باشد، آن‌گاه تنها جواب باثبات برای سیستم (۳۱)، $\xi_t = ۰$ بوده و این زمانی برقرار است که $\xi_۰ = ۰$ و رابطه زیر برقرار باشد:

$$\Psi^* u_t^i + \Pi^* \eta_t = ۰ \qquad (۳۲)$$

بنابراین خطاهای پیش‌بینی انتظارات η_t به‌طور یگانه تابعی از شوک ساختاری u_t^i (شوک سیاست پولی) خواهد بود:

$$\eta_t = -\frac{۱}{\sigma_y + k\rho_\pi}\begin{bmatrix} ۱ \\ k \end{bmatrix} u_t^i \qquad (۳۳)$$

در نتیجه مسیر پویای متغیرهای الگو متأثر از شوک‌های غیرپایه‌ای نبوده و مسیر تولید و تورم در نتیجه یک شوک سیاست پولی به‌صورت زیر تغییر می‌کند:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = -\frac{۱}{\sigma_y + k\rho_\pi}\begin{bmatrix} ۱ \\ k \end{bmatrix} u_t^i \qquad (۳۴)$$

به‌منظور برآورد الگوی (۲۵)، از روش تخمین بیزین و داده‌های فصلی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۹ استفاده شده که نتایج آن در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد پارامترهای الگوی (۲۵) با برقراری شرط (۲۶)

پارامتر	توزیع پیشین	مقدار پیشین	مقدار پسین	فاصله اطمینان	خطای استاندارد
β	بتا	۰/۹۹	۰/۹۹	(۰/۹۹-۱)	۰/۰۵
σ	نرمال	۱	۱/۲۶	(۱/۱۵-۱/۳۸)	۰/۱
ω	بتا	۰/۷۵	۰/۷۴	(۰/۷-۰/۷۸)	۰/۰۵
η	نرمال	۱	۰/۹۶	(۰/۹۲-۱/۰۵)	۰/۰۵
ρ_π	نرمال	۱/۵	۱/۷۴	(۱/۴۸-۲/۱۹)	۰/۲۵
ρ_y	گاما	۱/۱۲	۱/۲۸	(۱/۲۲-۱/۳۹)	۰/۰۷

با توجه به نتایج برآورد جدول (۱)، در صورتی‌که یک واحد شوک سیاست پولی انقباضی در قالب افزایش نرخ بهره رخ دهد آنگاه با توجه به رابطه (۳۴)، تولید و نرخ تورم به‌ترتیب به میزان ۰/۳۷ و ۰/۰۳ کاهش می‌یابند، که نتیجه استاندارد یک الگوی معین می‌باشد.

اگر رابطه (۲۶) برقرار نباشد، آنگاه $\lambda_1 > 0$ و فقط جزء دوم بردار $\underset{2\times 1}{w_t}$ انفجاری خواهد بود. اگر B_2 نشان‌دهنده ردیف دوم ماتریس $B_{2\times 2}$ باشد، آنگاه شرط ثبات به فرم زیر تعریف می‌شود:

$$\left[J^{-1}\Psi^*\right]_2 \varepsilon_t + \left[J^{-1}\Pi^*\right]_2 \eta_t = 0 \qquad (۳۵)$$

در این صورت رابطه (۳۵) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\frac{-k}{\sigma}\varepsilon_t - k\lambda_2\eta_t^y + [\lambda_2 - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma}\rho_\pi]\eta_t^\pi = 0 \qquad (۳۶)$$

با استفاده از تجزیه مقدار منفرد برای محاسبه ماتریس اثرات خطاهای پیش‌بینی بر جزء بی‌ثبات سیستم انتظارات عقلایی، داریم:

$$[J^{-1}\Pi^*]_2 = 1[d \quad 0]\begin{bmatrix} -\frac{k\lambda_2}{d} & \frac{\lambda_2\sigma - \sigma_y - k\rho_\pi}{\sigma d} \\ \frac{\lambda_2\sigma - \sigma_y - k\rho_\pi}{\sigma d} & \frac{k\lambda_2}{d} \end{bmatrix} \qquad (۳۷)$$

که $d = \sqrt{(k\lambda_2)^2 + (\lambda_2 - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma}\rho_\pi)^2}$ می‌باشد. بر این اساس مجموعه کامل جواب‌های خطاهای پیش‌بینی به‌صورت زیر است:

$$\eta_t = -\frac{k}{\sigma d^2}\begin{bmatrix} k\lambda_2 \\ -(\lambda_2 - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma}\rho_\pi) \end{bmatrix}\varepsilon_t + \frac{1}{d}\begin{bmatrix} (\lambda_2 - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma}\rho_\pi) \\ k\lambda_2 \end{bmatrix}(M_1\varepsilon_t + \zeta_t^*) \qquad (۳۸)$$

که M_1 به ابعاد 1×1 و ζ_t^* فرم خلاصه شده شوک غیرپایه‌ای یک بُعدی است. به ازای تمامی مقادیر $k \geq 0$ و $\sigma \geq 0$ هر دو مقدار λ_2 و $\lambda_2 - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma}\rho_\pi$ در ناحیه نامعین مثبت هستند. در حالتی‌که الگو نامعین باشد شرط بلنچارد – کان برقرار نبوده و لذا برآورد پارامترهای الگوی اولیه امکان‌پذیر نبوده و لازم است الگو به نحوی تعدیل شود که شامل جزء خطای انتظاری نباشد، به‌طوری‌که نه تنها تأثیرگذاری عوامل غیرپایه‌ای بر روند پویای متغیرها لحاظ می‌شود، بلکه برآورد الگو میسر خواهد بود. فارمر و خراموف[1] (۲۰۱۳)، ساختار لازم برای برآورد چنین مدل‌هایی را فراهم کرده‌اند که در

1. Farmer and Kheramov

این قسمت بر اساس این روش الگو با فرض عدم برقراری شرط (۲۶) و وجود خطای پیش‌بینی تورم مدل‌سازی می‌شود:

$$\begin{aligned} y_t &= E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma}\left(i_t - \pi s_t\right) + u_t^y \\ \pi_t &= \beta \pi s_t + \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega}(\sigma+\eta) y_t + u_t^\pi \\ i_t &= \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t + u_t^i \\ \pi s_{t-1} &= \pi_t + \rho_{\pi s} sun_t \end{aligned} \qquad (39)$$

در سیستم معادلات (۳۹)، sun_t خطای پیش‌بینی در زمان t بوده و لذا رابطه چهارم نشان‌دهنده تفاوت تورم از پیش‌بینی تورم است. بر این اساس نتایج برآورد الگوی (۳۹) در جدول (۲) آمده است. بر اساس نتایج الگو، $\lambda_2 = 2.03$ و $\lambda_2 - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma}\rho_\pi = 0/02$ و $d = 0.02$ است. بر این اساس داریم:

$$\eta_t = -192\begin{bmatrix} 0.2 \\ -0.02 \end{bmatrix}\varepsilon_t + 50\begin{bmatrix} 0.02 \\ 0.2 \end{bmatrix}(M_1\varepsilon_t + \zeta_t^*)$$

بنابراین در غیاب شوک پایه‌ای ($\varepsilon_t = 0$)، یک واحد مثبت شوک غیرپایه‌ای ζ_t^* باعث افزایش تورم و کاهش تولید می‌شود.

جدول ۲. نتایج برآورد پارامترهای الگوی (۳۹)

پارامتر	توزیع پیشین	مقدار پیشین	مقدار پسین	فاصله اطمینان	خطای استاندارد
β	بتا	۰/۹۹	۰/۹۹	(۰/۹۹-۱)	۰/۰۵
σ	نرمال	۱	۱/۲۸	(۱/۱۵-۱/۴)	۰/۱
ω	بتا	۰/۷۵	۰/۸۱	(۰/۷۸-۰/۸۴)	۰/۰۵
η	نرمال	۱	۱/۰۱	(۰/۹۲-۱/۰۶)	۰/۰۵
ρ_π	بتا	۰/۵	۰/۴۱	(۰/۰۸-۰/۸)	۰/۲۵
ρ_y	گاما	۱/۱۲	۱/۲۹	(۱/۱۷-۱/۴)	۰/۰۷
$\rho_{\pi s}$	بتا	۰/۵	۰/۵	(۰/۴۵-۰/۵۷)	۰/۰۵

وجود M_1 بیانگر این واقعیت است که اثرات شوک‌های پایه‌ای بر تولید، تورم و نرخ بهره تحت نامعین بودن الگو مبهم است (به دلیل وجود شوک غیرپایه‌ای). بدین منظور باید به دو حالت M_1 توجه شود. در حالت اول، با فرض این‌که $M_1 = ۰$ باشد، آن‌گاه یک افزایش پیش‌بینی نشده نرخ بهره سبب افزایش تورم می‌شود. در حالت دوم، متناظر با مقدار M_1 به‌صورت زیر:

$$M_1 = \frac{1}{\sigma d}\left(\frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{\sigma\lambda_2(1+k^2)}{\sigma + k\rho_\pi}\right) = 27 \qquad (40)$$

ارتباط میان شوک‌های پایه‌ای و خطاهای انتظارات به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} -11.4 \\ 3.84 \end{bmatrix}\varepsilon_t + \begin{bmatrix} 1 \\ 10 \end{bmatrix}\zeta_t^* \qquad (41)$$

با مشخص شدن و استخراج رابطه (۴۱)، تفکیک شوک‌های پایه‌ای از غیرپایه‌ای مشخص می‌شود. بر اساس این رابطه می‌توان گفت اگر بر اثر اجرای یک سیاست پولی انقباضی، نرخ بهره اسمی افزایش یابد آنگاه بر اساس تعریف شوک پایه‌ای به میزان یک واحد افزایش یافته است و اگر در نتیجه تغییر در عوامل غیرپایه‌ای شاهد شوک یک واحدی مثبت غیرپایه‌ای باشیم، آنگاه $\varepsilon_t = \zeta_t^* = 1$ بوده و لذا مقدار تولید به میزان ۱۰,۴ واحد کاهش می‌یابد و نرخ تورم به میزان ۱۳,۸۴ واحد بالا می‌رود؛ به عبارت دیگر تورم و تولید حرکتی خلاف جهت یکدیگر داشته و این نتیجه در مغایرت با نتیجه حاصل از الگوی استاندارد نیوکینزین است که در آن هر دو متغیر تورم و تولید کاهش می‌یابند.

نتیجه حاصل از رابطه (۴۱) نشان می‌دهد که در صورت وقوع یک شوک غیرپایه‌ای، تورم افزایش و شکاف تولید کاهش می‌یابد که این نشان‌دهنده حالت رکود تورمی است که در الگوی معین مشاهده نمی‌شود. در حقیقت اگر عوامل غیرپایه‌ای در اقتصاد رخ دهد آنگاه سیاست‌های ضدتورمی و تشویقی تولید خنثی شده و اقتصاد از مسیر تعادلی خود خارج شده و نوسان‌های کلان اقتصادی در تورم و تولید مشاهده می‌شود، که به‌طور حتم با شرایط بهینه فاصله داشته و پیامدهای نامطلوب برای اقتصاد به همراه دارد؛ بنابراین سیاست‌گذار باید به‌صورتی عمل کند که حدالامکان از تحریک عوامل غیرپایه‌ای اجتناب کرده و از دخالت‌ها و سیاست‌هایی که شوک‌های غیرپایه‌ای منتهی می‌شود جلوگیری کند.

به منظور بررسی نتیجه فوق، از ویژگی‌های آماری مربوط به داده‌های اقتصادی در دوره مورد مطالعه استفاده می‌شود. مطابق با داده‌های فصلی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۹، ضریب

همبستگی میان شکاف تولید و تورم برابر ۳/۳-٪ بوده‌است؛ این نتیجه اگرچه نمی‌تواند لزوما مبین رکود – تورمی در این دوره باشد، اما نشان می‌دهد نوسان‌های تورم و شکاف تولید در خلاف جهت یکدیگر بوده است. این نتیجه سازگار با برخی ادوار اقتصاد ایران می‌باشد که در آن افزایش تورم همراه با کاهش رشد اقتصادی مشاهده می‌شود، به‌طوری‌که سطح عمومی قیمت‌ها افزایش بیشتری نسبت به دوره قبل داشته، اما شکاف تولید کاهش یافته است[1].

بنابراین می‌توان گفت الگوی نامعین شامل عوامل غیرپایه‌ای می‌تواند برخی حقایق مشاهده شده مربوط به داده‌های اقتصادی را نشان داده و نقش انواع مختلف شوک‌ها بر مسیر پویای تورم و تولید را بیان کند.

۵- نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر با توجه به تحقیقات اخیر مبنی بر وجود تأثیرات عوامل غیرپایه‌ای بر مسیر پویای متغیرهای اقتصادی، دو الگوی متفاوت برآورد شده است که یکی شامل الگوی استاندارد و دیگری شامل شوک انتظارات به‌عنوان منبع غیرپایه‌ای می‌باشد. هر دو الگو ابتدا بر اساس داده‌های فصلی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۹ برآورد شده‌اند؛ الگوی استاندارد به‌صورت یک الگوی معین و الگوی شامل شوک انتظارات به‌صورت یک الگوی نامعین فرض شده است.

با توجه به رویکرد بلنچارد – کان، الگوی معین شامل دو ریشه بی‌ثبات بوده و لذا تنها اثرات ناشی از عوامل پایه‌ای اقتصاد مشاهده می شود. همان‌طور که نتایج حاصل از الگو نشان می‌دهد، در نتیجه وقوع یک شوک سیاستی، جهت تغییرات تورم و تولید یکسان بوده که این سازگار با مبانی نظری این الگوها می‌باشد.

در یک الگوی نامعین، به‌دلیل عدم برقراری شرط بلنچارد – کان، برآورد الگوی اولیه میسر نبوده و لذا تغییرات در الگوی اولیه نیاز است، که این تغییرات با استفاده از روش پیشنهادی فارمر- خراموف انجام شده‌است. در مرحله دوم به دلیل اثر هم‌زمان شوک‌های پایه‌ای و غیرپایه‌ای، باید از یک الگوریتم به‌منظور تفکیک آثار آن استفاده شود که در این مرحله روش سیمز و الگوریتم لیوبیک - شورفهید به‌کار رفته است. که

---

۱. به‌عنوان نمونه می‌توان به سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۱ اشاره کرد که آثار شوک‌های انتظاری تورم (غیرپایه‌ای) سبب افزایش تورم و کاهش شکاف تولید شده است.

سازگار با ساختار ارائه شده توسط فارمر – خراموف می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد الگوی نامعین نشان می‌دهد که در صورت وقوع شوک‌های غیرپایه‌ای همراه با شوک‌های پایه‌ای، شاهد نتایج شبیه به دوران رکود – تورمی خواهیم بود که این ویژگی در برخی ادوار دوره زمانی تحت مطالعه نیز قابل مشاهده می‌باشد.

با توجه به نتایج پژوهش، اگر سیاست‌گذار سبب تحریک انتظارات شده و شرایطی فراهم آورد که واکنش واحدهای اقتصادی را به همراه داشته باشد، آنگاه منجر به شرایط رکود تورمی می‌شود، زیرا در صورت شکل‌گیری چنین باورهایی، از اعتماد مردم به سیاست‌گذار کاسته شده و حتی اگر در ادوار آتی سیاست‌گذار صحت گفتار داشته باشد، تغییری در باور مردم ایجاد نمی‌شود، به عبارت دیگر، در صورت وقوع پدیده تعادل غیرپایه‌ای، سهم و نقش شوک‌های غیرپایه‌ای که از بخش انتظارات نشات می‌گیرند، بیشتر از سهم و نقش شوک‌های پایه‌ای بوده و بنابراین عملکرد نهایی متغیرهای کلان اقتصادی متأثر از سمت و سوی شوک‌های غیرپایه‌ای خواهد بود. به‌عنوان مثال، اگر سیاست پولی اجرا شده توسط بانک مرکزی، سبب تغییر در انتظارات مردم شود آنگاه، یک روند صعودی در نرخ تورم و یک روند نزولی در شکاف تولید مشاهده خواهد شد.

لذا اگرچه هدف سیاست‌گذار کنترل تورم و پیگیری رشد تولید است، اما پیامد نهایی منطبق بر انتظارات واحدهای اقتصادی خواهد شد که افزایش تورم و کاهش رشد اقتصادی است. در نتیجه، اقتصاد در دام تعادل‌های چندگانه قرار خواهد گرفت که باثبات نبوده و هر سیاست جدید سبب نوسان‌های بیشتر و دور شدن از تعادل خواهد شد. نوسان‌های ارزی مشاهده شده در ادوار مختلف که رکود همراه با تورم را به همراه داشته است، نمونه آشکاری از پدیده شکل‌گیری انتظارات است، که در نهایت زیان‌های قابل توجه برای کشور به همراه داشته است.

منابع

1. Blanchard, O., & Kahn, M. (1980). The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. *Econometrica,* 48(5), 1305-1311.
2. Bullard, J., & Mitra, K. (2002). Learning about Monetary Policy Rules. *Journal of Monetary Economics.* 49(6), 1105-1129.
3. Cagan, P. (1956). *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*. In *Studies in the Quantity Theory of Money*. Ed. M. Friedman, Chicago, Chicago University Press, 25-117.

4. Cho, S., & McCallum, B. (2010). Another Weakness of Determinacy as a Selection Criteria for Rational Expectations Models. *Carnegie Mellon Memo.*
5. Clarida, R., & Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 3(5), 147-180.
6. Farmer, R., & Khramov, V. (2013). Solving and Estimating Indeterminate DSGE Models. *IMF Working Paper, WP/13/200.*
7. Flood, R., & Garber, P. (1980). Market Fundamentals versus Price Level Bubbles: The First Tests. *Journal of Political Economy.* V. 88, No. 4, 745-770.
8. Lubik, T., & Schorfheide, F. (2003). Computing Sunspot Equilibria in Linear Rational Expectations Models. *Journal of Economic Dynamics and Control.* 28, 273-285.
9. Matsuyama, K. (1990). Sunspot Equilibria (Rational Bubbles) in a Model of Money – in- The- Utility Function. *Journal of Monetary Economics*. 25, 137-144.
10. Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1983). Speculative Hyperinflations in Maximizing Models: Can We Rule Them Out?. *Journal of Political Economy*. 91(4), 675-687.
11. Shell, K. (1977). Monnaie et Allocation Intertemporelle. *Communication to Roy-Malinvaud Seminar. Mimeo, Paris*.
12. Sims, C. (2002). Solving Linear Rational Expectations Models. *Computational Economics*. 20(1), 1-20.
13. Woodford, M. (1990). The Optimum Quantity of Money. In *HandBook of Monetary Economics"*. Ed. B. Friedman and F. Hahn, 1067-1152.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی