

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

مهدی صارم^{۱*}، حسین مرزبان^۲

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 صرفاً متأثر از عوامل و شوک‌های پایه‌ای اقتصاد و در الگوهای نامعین، عوامل غیر پایه‌ای نیز بر این مسیر پویا می‌توانند مؤثر باشند، لذا برآورد الگوهای نامعین و تفکیک اثرات شوک‌های پایه‌ای از غیر پایه‌ای 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 - شورفهد، عوامل پایه‌ای و غیر پایه‌ای

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 صرفاً 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^۱ و نامعین تقسیم می‌شوند (چو و مک‌کالم^۲، 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)^۳ 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 به صورت 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؛ به عبارت 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^۴ 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.

شوکه‌های تصادفی برون‌زا، به دلیل این که 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 (ابستفلد 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 عموماً 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 به‌طور عمده 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^۱ دارد (وودفورد^۲، 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 صرفاً 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^۳ و شاهد اثرات شوک‌های غیرپایه‌ای^۴ بر تعادل هستیم به‌طوری‌که مسیر پویای متغیرها متفاوت از یک الگوی معین خواهد بود (لیوبیک و شورفهاید، ۲۰۰۳^۵).

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^۱ (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؛^۲ به عبارت دیگر، در صورتی که 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 به‌طور 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:

$$E_t[\tilde{y}_t] = \beta E_t[\tilde{y}_{t+1}] + \tilde{y}_t \quad (1)$$

$$\beta E_t[\tilde{y}_t] = \tilde{y}_t \quad (2)$$

$$\tilde{y}_t = \tilde{y}_{t-1} \quad (3)$$

در روابط (۱) - (۳)، تمامی متغیرها به‌صورت انحراف از مقدار وضعیت پایدار بوده که \tilde{y} شکاف تولید، \tilde{r} نرخ تورم و \tilde{A} نرخ بهره اسمی است. هم‌چنین $0 < \beta < 1$ ، $k > 0$ و $\sigma > 0$ پارامترهای الگو و $\psi \geq 0$ 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 $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$.

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.

به منظور حل این الگو، ابتدا می‌توان با جای‌گذاری رابطه (۳) در رابطه (۱)، یک سیستم دو معادله‌ای برحسب $\tilde{\eta}_t^y$ و $\tilde{\eta}_t^\pi$ استخراج کرد.

به منظور ورود شوک انتظارات، در ابتدا خطاهای پیش‌بینی درون‌زای η_t^y و η_t^π به صورت $\tilde{\eta}_t^y = \tilde{\eta}_t^y + \eta_t^y$ و $\tilde{\eta}_t^\pi = \tilde{\eta}_t^\pi + \eta_t^\pi$ تعریف می‌شوند. با توجه به روش سیمز، خطاهای پیش‌بینی تابعی 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 به صورت $\tilde{\xi}_t^y = E_t[\tilde{\eta}_t^y]$ و $\tilde{\xi}_t^\pi = E_t[\tilde{\eta}_t^\pi]$ تعریف می‌شوند. در این صورت الگوی کینزی جدید اشاره شده، یک سیستم چهار بعدی انتظارات عقلایی خطی است که شامل انتظارات شرطی $\tilde{\xi}_t^y$ و $\tilde{\xi}_t^\pi$ به‌عنوان متغیرهای درون‌زا است:

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

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

$$\Gamma \cdot y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Psi \varepsilon_t + \Pi \eta_t \quad (۵)$$

در رابطه (۵) بردار متغیرهای درون‌زا، ε_t بردار متغیرهای برون‌زا و η_t بردار خطاهای پیش‌بینی است با این ویژگی که $E_{t-1}[\eta_t] = 0$. ماتریس ضرائب شامل Γ ، Γ_1 ، Ψ و Π می‌شود. سیمز الگوریتم حلی برای سیستم معادلات (۵) پیشنهاد داده است که وجود یک جواب باثبات یگانه را تصمیم می‌کند؛ به عبارت دیگر، یک جواب باثبات وجود دارد اگر بتوان خطاهای پیش‌بینی η_t را به صورت 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 نگاهت از ε_t به η_t یک به یک باشد. در صورت عدم یگانگی جواب، سیمز نشان می‌دهد مجموعه کامل جواب‌های غیر یگانه در صورتی تعیین می‌شود که اجزای η_t به‌طور نامشخص در نظر گرفته شوند.

سیستم استاندارد (۵) را می‌توان از طریق یک تجزیه شور^۱ (QZ) ماتریس‌های Γ و Γ_1 منتقل کرد. در این صورت ماتریس‌هایی چون Q ، Z ، Λ و Ω وجود دارند به طوری که $Q'\Omega Z' = \Gamma_1$ ، $Q'\Lambda Z' = \Gamma$ ، $Q'Q' = ZZ' = I_{n \times n}$ ، که ماتریس‌های Λ و Q بالا مثلثی هستند. اگر $w_t = Z'y_t$ آنگاه با ضرب (۵) در Q خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \cdot & \Lambda_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_{1,t} \\ w_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \cdot & \Omega_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_{1,t-1} \\ w_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Q_1 \\ Q_2 \end{bmatrix} (\Psi \varepsilon_t + \Pi \eta_t) \quad (6)$$

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

$$w_{2,t} = \Lambda_{22}^{-1} \Omega_{22} w_{2,t-1} + \Lambda_{22}^{-1} \Omega_{22} (\Psi \varepsilon_t + \Pi \eta_t) \quad (7)$$

فرض می‌شود سیستم به نحوی افراز و مرتب شده است که بردار $w_{2,t}$ کاملاً

انفجاری باشد، به طوری که $0 \leq m \leq n$. جواب غیرانفجاری برای الگوی انتظارات عقلایی خطی (۵) در صورتی وجود دارد که $w_{2,0} = 0$ 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:

$$Q_2 \Psi \varepsilon_t + Q_2 \Pi \eta_t = \cdot \quad (8)$$

در این جا یگانگی بردار η_t ضرورتی ندارد. به عنوان 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 $k \geq m$ 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. لیویک و شورفهد از این نتیجه سیمز، قضیه زیر را اثبات می‌کنند:

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

(۱) به ازای هر $\varepsilon_t \in R^1$ یک $\eta_t \in R^k$ وجود دارد، به طوری که معادله (۸) برقرار

شود.

(۲) یک ماتریس از اعداد حقیقی چون $\lambda_{k \times 1}$ وجود دارد، به طوری که $Q_2 \Psi = Q_2 \Pi \lambda$.

بر این اساس جواب‌های معادله (۸) برحسب خطاهای پیش‌بینی η_t مورد بررسی قرار می‌گیرد. چون ردیف‌های ماتریس $Q_t \Pi$ بالقوه همبسته خطی هستند، می‌توان از مقدار تجزیه منفرد^۱ استفاده کرد:

$$Q_t \Pi = [U_1 \quad U_2] \begin{bmatrix} D_{11} & \cdot \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_1' \\ V_2' \end{bmatrix} = U_{m \times m} D_{m \times k} V_{k \times k}' = U_1 D_{11} V_1' \quad (9)$$

$m \times r \quad r \times r \quad r \times k$

که D_{11} ماتریس قطری و ماتریس‌های U و V عمود برهم با اندازه واحد هستند؛ بنابراین m جزء انفجاری λ تنها ایجاد $r \leq m$ 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 $\lambda_{k \times k}$ وجود دارد، به طوری که شرط ثبات به صورت زیر قابل بیان است:

$$\underbrace{\left(\underbrace{\quad}_{m \times 1} \quad \underbrace{\quad}_{1 \times 1} \right)}_{n \times 1} \quad (10)$$

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 ζ_t است که $E_{t-1}[\zeta_t] = 0$. شوک‌های $p \times 1$

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 به صورت زیر نوشت:

$$\eta_t = A_1 \varepsilon_t + A_2 \zeta_t \quad (11)$$

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

$$U_1 D_{11} (V_1' \lambda + V_1' A_1) \varepsilon_t + U_1 D_{11} V_1' A_2 \zeta_t = 0 \quad (12)$$

1. Singular Value Decomposition

۲. منظور از مقدار تجزیه منفرد، فاکتور گرفتن از ماتریسی چون $M_{m \times n}$ به صورت $M = UEV$ 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_p بر V_p عمود باشد. فضای عمود V_p به وسیله ستون‌های ماتریس V_p با ابعاد $k \times (k-r)$ بسط یافته است که از طریق تجزیه مقدار منفرد ماتریس $Q_p \Pi$ مشخص می‌شود؛ بنابراین $A_p = V_p M_p$ که M_p 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_p تهی بوده و $A_p = 0$ است. از آنجا که V عمود است، بنابراین $V_1 V_1' + V_p V_p' = I_k$ می‌باشد. ستون‌های A_1 را می‌توان به صورت ترکیبات خطی از ستون‌های V_1 و V_p نوشت:

$$A_1 = V_p \tilde{\lambda}_1 \quad (13)$$

که ماتریس‌های $\tilde{\lambda}_1$ و $M_1 = V_p' A_1$ به ترتیب دارای ابعاد $r \times 1$ و $(k-r) \times 1$ هستند. لذا شرط ثبات (۱۲) نیازمند برقراری رابطه زیر است:

$$U_1 D_{11} (V_1' \lambda + V_p' A_1) = U_1 D_{11} (V_1' \lambda + \tilde{\lambda}_1) \quad (14)$$

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

$$\tilde{A}_1 = -V_p' \lambda \quad (15)$$

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

$$V_1' \lambda = D_{11}^{-1} Q_p \Psi \quad (16)$$

با توجه به رابطه (۱۶)، لیوویک و شورفهد 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:

$$\eta_t = (-V_1 D_{11}^{-1} U_1' Q_p \Psi + V_p M_1) \varepsilon_t + V_p M_p \zeta_t \quad (17)$$

که M_1 و M_p به ترتیب 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 منحصر به فرد خواهد بود. نامعین بودن زمانی پدید می‌آید که بُعد k از بردار خطاهای پیش‌بینی بیشتر از تعداد محدودیت‌های ثابت r باشد. بر اساس قضیه (۲)، نامعین بودن دو نتیجه به همراه دارد. اولاً، با این شرط که $M_p \neq 0$ 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. ثانیاً، 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 ناظمینانی الگو است. با جای‌گذاری جواب خطاهای پیش‌بینی η_t در رابطه (۵)، اثر آنی شوک‌های غیرپایه‌ای بر متغیرهای درون‌زا مشخص خواهد شد:

$$\frac{\partial \Gamma_t \cdot y_t}{\partial \zeta_t^*} = (\Pi V_2)_{n \times (k-r)} \quad (18)$$

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:

$$\frac{\partial \Gamma_t \cdot y_t}{\partial \varepsilon_t} = (I - \Pi V_1 D_{11}^{-1} U_1' Q_2) \Psi + \Pi V_2 M_1 \quad (19)$$

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 به‌طوری که فضای ستونی V_2 را تعیین نماید، می‌تواند در جهت محاسبه مجموعه کامل جواب‌های باثبات الگوی انتظارات عقلایی خطی مورد استفاده 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:

$$\tilde{y}_t = \xi_{t-1}^y + \eta_t^y \quad (20)$$

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:

$$\tilde{\eta}_t = \tilde{\eta}_{t-1} + \zeta_t^y \quad (21)$$

که $(\zeta_{t-1}^y + \zeta_t^y)$ مربوط به پیش‌بینی اصلاح شده و $\tilde{\eta}_t$ خطای این پیش‌بینی اصلاح شده است. تحت نامعین بودن، شوک باور ζ_t^y می‌تواند بر تخصیص و قیمت‌های اقتصاد اثرگذار باشد. در حالت کلی اگر ζ_t^b یک بردار k بُعدی از شوک‌های انتظارات با ابعادی برابر η_t و با این ویژگی که $E_{t-1}(\zeta_t^b) = 0$ است، باشد، آن‌گاه سیستم انتظارات عقلایی خطی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Gamma \cdot y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Psi \varepsilon_t + \Pi (\tilde{\eta}_t) \quad (22)$$

شوک‌های انتظارات همانند شوک‌های پایه‌ای ε_t به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. در این حالت شرط ثبات (۴) به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$[Q_r \Psi \quad Q_r \Pi] \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t^b \end{bmatrix} + Q_r \Pi \tilde{\eta}_t = 0 \quad (23)$$

با استفاده از قضیه (۲) می‌توان خطاهای $\tilde{\eta}_t$ از پیش‌بینی‌های اصلاح شده را به صورت تابعی از شوک‌های پایه‌ای و شوک‌های انتظارات نوشت:

$$\tilde{\eta}_t = -V_1 D_{11}^{-1} U_1' [Q_r \Psi \quad Q_r \Pi] \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t^b \end{bmatrix} + V_r \begin{bmatrix} M_1^\varepsilon \varepsilon_t \\ M_1^\zeta \zeta_t^b \end{bmatrix}$$

از سوی خطای پیش‌بینی کل برابر است با:

$$\eta_t = \tilde{\eta}_t - V_1 D_{11}^{-1} U_1' [Q_r \Psi + V_r M_1^\varepsilon] \varepsilon_t + V_r (V_r' + M_1^\zeta) \zeta_t^b \quad (24)$$

چون $Q_r \Pi = U_1 D_{11} V_1'$ و عمودن بودن V مبین آن است که $I - V_1 V_1' = V_r V_r'$. بنابراین، مفهوم شوک انتظارات سبب می‌شود تا مجموعه کامل جواب‌های باثبات سیستم انتظارات خطی عقلایی حاصل شود. در حالت معین بودن، $V_r = 0$ بوده و شوک انتظارات ζ_t^b بر پویایی‌های سیستم اثری ندارد. در حالت نامعین بودن، اثر شوک انتظارات به دلیل وجود ماتریس M_1^ζ مبهم است. فقط می‌توان گفت که ζ_t^b خطای پیش‌بینی η_t را از طریق ستون‌های V_r تغییر می‌دهد. چون بُعد k ماتریس ζ_t^b معمولاً بزرگ‌تر از درجه نامعینی است، بنابراین $k - r$ مقدار متمایز شوک انتظارات وجود دارد که می‌تواند ایجاد پویایی تعادل یکسانی کند. به‌عنوان مثال، الگوی نیوکینزین تحت سیاست پولی انفعالی دارای یک نامعینی تک بُعدی است. بر اساس

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 $M_1^E = 0$ و $M_1^K = 0$ می‌تواند به طور مستقیم با الگوریتم سیمز مشخص شود.

۳- مطالعات انجام شده

فلود و دیگران^۱ (۱۹۸۰)، در مقاله خود با عنوان پایه‌های بازار در مقابل حساب سطح قیمت‌ها، با استفاده از الگوی کاگان^۲ (۱۹۵۶) بر این ویژگی متمرکز شده‌اند که ممکن است بدون هیچگونه تغییری در پایه‌های بازار، قیمت‌ها به دلیل حساب و انتظارات خودتوضیحی تغییر یابد. الگوی این مطالعه با استفاده از رگرسیون به ظاهر نامرتب 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 نشأت گرفته از پایه‌های بازار بوده و عوامل غیرپایه‌ای اثری بر تعادل و سطح قیمت‌ها نداشته است.

کلریدا و دیگران^۳ (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 بانک مرکزی 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 لیویک و شورفهد (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:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t^y$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega} (\sigma + \eta) y_t + u_t^\pi \quad (25)$$

$i_t = \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t + u_t^i$
 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)^۱، شرط لازم وجود یک جواب تعادلی یگانه عبارت است از:

$$k(\rho_\pi - 1) + (1-\beta)\rho_y > 0 \quad (26)$$

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) به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\sigma E_t y_{t+1} + E_t \pi_{t+1} = \sigma y_t + \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t + u_t^i \quad (27)$$

$$\beta E_t \pi_{t+1} = \pi_t - k y_t$$

حال با تعریف متغیرها به صورت زیر:

$$\eta_t^y = y_t - E_{t-1} y_t, \quad \eta_t^\pi = \pi_t - E_{t-1} \pi_t$$

$$\xi_t^y = E_t y_{t+1}, \quad \xi_t^\pi = E_t \pi_{t+1}$$

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

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \beta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ \xi_t^y \\ \xi_t^\pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \sigma + \rho_y & \rho_\pi \\ 0 & 0 & -k & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \xi_{t-1}^y \\ \xi_{t-1}^\pi \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix} u_t^i + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ \sigma + \rho_y & \rho_\pi \\ -k & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t^y \\ \eta_t^\pi \end{bmatrix} \quad (28)$$

که فرم فشرده رابطه (۲۸) به صورت زیر است:

$$\Gamma \cdot Y_t = \Gamma_1 Y_{t-1} + \Psi u_t^i + \Pi \eta_t \quad (29)$$

با افراز سیستم ماتریسی (۲۸) به دو ماتریس مربع با ابعاد 2×2 ، مقادیر انتظاری

بر حسب خطای پیش‌بینی به صورت زیر حاصل می‌شوند:

$$\begin{bmatrix} \xi_t^y \\ \xi_t^\pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma} (\frac{k}{\beta} + \sigma_y) & \frac{1}{\sigma} (\rho_\pi - \frac{1}{\beta}) \\ -\frac{k}{\beta} & \frac{1}{\beta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{t-1}^y \\ \xi_{t-1}^\pi \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma} \\ 0 \end{bmatrix} u_t^i + \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma} (\frac{k}{\beta} + \sigma_y) & \frac{1}{\sigma} (\rho_\pi - \frac{1}{\beta}) \\ -\frac{k}{\beta} & \frac{1}{\beta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t^y \\ \eta_t^\pi \end{bmatrix} \quad (30)$$

که در رابطه فوق $\sigma_y = \sigma + \rho_y$ است. فرم فشرده رابطه (۳۰) را می‌توان به صورت

زیر نوشت:

$$\xi_t = \Gamma_1^* \xi_{t-1} + \Psi^* u_t^i + \Pi^* \eta_t \quad (31)$$

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 به صورت

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:

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

با توجه به ریشه‌های فوق، معین بودن الگو صرفاً 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

بائبات، یگانه خواهد بود. اگر $0 \leq \rho_\pi < 1$ باشد، آنگاه سیستم فقط دارای یک ریشه بیشتر

از یک بوده و چندین جواب باثبات وجود خواهد داشت.

اگر الگو به صورتی باشد که دارای تعادل معین باشد، آن گاه تنها جواب باثبات برای سیستم (۳۱)، $\zeta_t = 0$ بوده و این زمانی برقرار است که $\zeta_t = 0$ و رابطه زیر برقرار باشد:

$$\Psi^* u_t^i + \Pi^* \eta_t = 0 \quad (32)$$

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

$$\eta_t = -\frac{1}{\sigma_y + k\rho_\pi} \begin{bmatrix} 1 \\ k \end{bmatrix} u_t^i \quad (33)$$

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

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = -\frac{1}{\sigma_y + k\rho_\pi} \begin{bmatrix} 1 \\ k \end{bmatrix} u_t^i \quad (34)$$

به منظور 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 صورتی که یک واحد شوک سیاست پولی انقباضی در قالب افزایش نرخ بهره رخ دهد آنگاه با توجه به رابطه (۳۴)، تولید و نرخ تورم به ترتیب 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 w_t انفجاری خواهد بود. اگر B_γ نشان‌دهنده ردیف دوم ماتریس $B_{\gamma \times \gamma}$ باشد، آنگاه شرط ثبات به فرم زیر تعریف می‌شود:

$$[J^{-1}\Psi^*]_\gamma \varepsilon_t + [J^{-1}\Pi^*]_\gamma \eta_t = 0 \quad (35)$$

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

$$\frac{-k}{\sigma} \varepsilon_t - k\lambda_\gamma \eta_t^y + [\lambda_\gamma - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma} \rho_\pi] \eta_t^\pi = 0 \quad (36)$$

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

$$[J^{-1}\Pi^*]_\gamma = \frac{1}{d} \begin{bmatrix} \frac{-k\lambda_\gamma}{d} & \frac{\lambda_\gamma\sigma - \sigma_y - k\rho_\pi}{\sigma d} \\ \frac{\lambda_\gamma\sigma - \sigma_y - k\rho_\pi}{\sigma d} & \frac{k\lambda_\gamma}{d} \end{bmatrix} \quad (37)$$

که $d = \sqrt{(k\lambda_\gamma)^2 + (\lambda_\gamma - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma} \rho_\pi)^2}$ می‌باشد. بر این اساس مجموعه کامل

جواب‌های خطاهای پیش‌بینی به صورت زیر است:

$$\eta_t = -\frac{k}{\sigma d^2} \begin{bmatrix} k\lambda_\gamma \\ -(\lambda_\gamma - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma} \rho_\pi) \end{bmatrix} \varepsilon_t + \frac{1}{d} \begin{bmatrix} (\lambda_\gamma - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma} \rho_\pi) \\ k\lambda_\gamma \end{bmatrix} (M_1 \varepsilon_t + \zeta_t^*) \quad (38)$$

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_γ و $\lambda_\gamma - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma} \rho_\pi$ در ناحیه نامعین مثبت هستند. در حالتی که 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، به طوری که نه تنها تأثیرگذاری عوامل غیرپایه‌ای بر روند پویای متغیرها لحاظ می‌شود، بلکه برآورد الگو میسر خواهد بود. فارمر و خراموف^۱ (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:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - \pi s_t) + u_t^y$$

$$\pi_t = \beta \pi s_t + \frac{(1 - \omega \beta)(1 - \omega)}{\omega} (\sigma + \eta) y_t + u_t^\pi \quad (39)$$

$$i_t = \rho_\pi \pi_t + \rho_y y_t + u_t^i$$

$$\pi s_{t-1} = \pi_t + \rho_{\pi s} \text{sun}_t$$

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، $\lambda_\pi = 2.03$ و

$$d = 0.02 \text{ است. بر این اساس داریم: } \lambda_\pi - \frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{k}{\sigma} \rho_\pi = 0.02$$

$$\eta_t = -1.92 \begin{bmatrix} 0.2 \\ -0.02 \end{bmatrix} \varepsilon_t + 5.0 \begin{bmatrix} 0.02 \\ 0.2 \end{bmatrix} (M_1 \varepsilon_t + \zeta_t^*)$$

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 $M_1 = 0$ باشد، آنگاه یک افزایش پیش‌بینی نشده نرخ بهره سبب افزایش تورم می‌شود. در حالت دوم، متناظر با مقدار M_1 به صورت زیر:

$$M_1 = \frac{1}{\sigma d} \left(\frac{\sigma_y}{\sigma} - \frac{\sigma \lambda_r (1+k^2)}{\sigma + k\rho\pi} \right) = 27 \quad (40)$$

ارتباط میان شوک‌های پایه‌ای و خطاهای انتظارات به صورت زیر حاصل می‌شود:

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

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 $\zeta_t^* = 1$ $\varepsilon_t = 10.4$ بوده و لذا مقدار تولید به میزان 10.4 واحد کاهش می‌یابد و نرخ تورم به میزان 13.84 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 حداقل امکان 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 $3/3 -$ بوده است؛ این نتیجه اگرچه نمی‌تواند لزوماً 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، به طوری که سطح عمومی قیمت‌ها افزایش بیشتری نسبت به دوره قبل داشته، اما شکاف تولید کاهش یافته است^۱.

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 به عنوان منبع غیرپایه‌ای می‌باشد. هر دو الگو ابتدا بر اساس داده‌های فصلی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۹ برآورد شده‌اند؛ الگوی استاندارد به صورت یک الگوی معین و الگوی شامل شوک انتظارات به صورت 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 می‌شود. 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، به دلیل 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 شده است. در مرحله دوم به دلیل اثر هم‌زمان شوک‌های پایه‌ای و غیرپایه‌ای، باید از یک الگوریتم به منظور تفکیک آثار آن استفاده شود که در این مرحله روش سیمز و الگوریتم لیوبیک - شورفهد به کار رفته است. که

۱. به عنوان 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-Malinvault 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.