

# چسبندگی قیمت‌ها و سیاست پولی در اقتصاد ایران

رضا بوستانی<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۹/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۲۰

## چکیده

این مقاله به بررسی چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد ایران می‌پردازد. برای برآورد چسبندگی قیمت‌ها، یک مدل تعادل عمومی پویا با داده‌های فصلی از روش بیزین تخمین زده شده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت‌ها در ایران چسبندگی کمی دارند و این اثرگذاری سیاست پولی را محدود می‌کند. البته در این شرایط سیاست‌های تثبیتی هزینه کمتری از نظر کاهش تولید در کوتاه‌مدت خواهد داشت.

کلیدواژه‌ها: مدل تعادل عمومی پویا، چسبندگی قیمت‌ها، چرخه‌های تجاری

طبقه‌بندی JEL: E12, E32, C11

## ۱- مقدمه

پیگیری ثبات اقتصادی در گرو اجتناب از سیاست‌هایی است که به نوسانات تولید، قیمت‌ها و بیکاری می‌انجامد. بی‌ثباتی می‌تواند عدم اطمینان را افزایش، و سرمایه‌گذاری و تولید را کاهش دهد. بنابراین در ادبیات اقتصادی ثبات اقتصادی به صورت اجتناب از چرخه‌های تجاری تعریف می‌شود. لذا شناخت چرخه‌های تجاری و علل پیدایش آنها از مهم‌ترین گام‌ها در جهت بهبود ثبات اقتصادی است.

شواهد زیادی از مدل‌های اقتصادسنجی به دست آمده که شوک‌های پولی را از علل چرخه‌های تجاری معرفی می‌کنند. به علاوه، در مدل‌های اقتصاد کلان تنها در حالتی شوک‌های پولی می‌تواند بر متغیرهای واقعی اثر بگذارد که قیمت‌ها به طور کامل انعطاف‌پذیر نباشند. بنابراین اثرگذاری سیاست‌های پولی به درجه چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد بستگی دارد. هر چه قیمت‌ها چسبندگی بیشتری داشته باشند، اثرگذاری سیاست پولی در کوتاه‌مدت بیشتر است، و مقامات پولی می‌توانند در دوره رکود برای تحریک اقتصاد از سیاست پولی انبساطی بهره‌گیرند. از طرف دیگر، هر چه چسبندگی قیمت‌ها بیشتر باشد سیاست کاهش تورم با کاهش شدیدتر تولید همراه خواهد بود. در این مقاله یک مدل تعادل عمومی پویا که در آن قیمت‌ها می‌توانند با درجات متفاوتی چسبندگی داشته باشند برای اقتصاد ایران تخمین زده می‌شود و سهم سیاست پولی (تغییرات حجم پول) در نوسانات اقتصاد مطالعه می‌شود.

چسبندگی قیمت‌ها مهم‌ترین نوع چسبندگی‌ها است که به طور مکرر در مطالعات اقتصاد کلان به آن پرداخته شده است. حتی بسیاری از نتایج سیاستی به واسطه وجود چسبندگی قیمت‌ها در این مدل‌ها است. به طور مثال، سیاست هدف‌گذاری تورم نتیجه مستقیم وجود چسبندگی قیمت‌ها در مدل است. وجود چسبندگی قیمت‌ها در مدل موجب می‌شود پول در کوتاه‌مدت بر متغیرهای حقیقی اقتصاد اثر بگذارد، و هر چه این چسبندگی‌ها بیشتر باشد (قیمت‌ها برای دوره طولانی‌تری بدون تغییر باقی بمانند)، اثرگذاری سیاست پولی بیشتر است.

در این مقاله سعی شده است با استفاده از یک مدل تعادل عمومی ساده، چسبندگی قیمت‌ها در ایران تخمین زده شود. بخش واقعی مدل ارائه شده، شامل مصرف و تولید است. خانوارها برای انجام معاملات مصرفی خود به پول نیاز دارند، بنابراین این مدل شامل یک بخش پولی نیز است. برای ایجاد چسبندگی قیمت‌ها از روش کالو<sup>۱</sup> (۱۹۸۳) استفاده شده است. در

این روش، بنگاه‌ها می‌توانند قیمت کالای خود را تعیین کنند و این قیمت می‌تواند برای چندین دوره بدون تغییر باقی بماند. انعطاف‌پذیری سطح چسبندگی در روش کالو، این روش را برای مطالعه چسبندگی قیمت‌ها مناسب می‌سازد. همچنین برای سادگی از دولت و بخش تجارت خارجی صرف نظر شده است. سپس با استفاده از روش بیزین این مدل تخمین زده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که چسبندگی قیمت‌ها در اقتصاد ایران وجود دارد ولی این چسبندگی بسیار کمتر از مقادیری است که در مطالعات در نظر گرفته می‌شود.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. مقدمه و ادبیات موضوع بخش‌های اول و دوم مقاله هستند. بخش‌های سوم و چهارم به ترتیب مدل تعادل عمومی و روش برآورد را معرفی می‌کنند. داده‌ها و نتایج تجربی در بخش پنجم آورده شده است. در پایان نیز جمع‌بندی ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات موضوع

مدل‌های تعادل عمومی سه دهه است که به طور متداول در مطالعات اقتصاد کلان به کار گرفته می‌شود. مطالعات کیدلند و پرسکات<sup>۱</sup> (۱۹۸۲) و کولی<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) از عمده این پژوهش‌ها هستند. در سال‌های اخیر استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویا در بین اقتصاددانان ایرانی با اقبال زیادی روبه‌رو شده است. البته برای حل اغلب این مدل‌ها از روش مقداردهی<sup>۳</sup> استفاده می‌شود. به طور مثال، مطالعاتی مانند فخر حسینی و همکاران (۱۳۹۱)، بوستانی (۱۳۹۱)، فخر حسینی (۱۳۹۰) و متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) از این روش‌شناسی برای تعیین پارامترهای مدل‌هایشان بهره گرفته‌اند.

البته مطالعات محدودی هم وجود دارد که پارامترهای مدل را تخمین زده‌اند. به طور مثال، شاهمردی و همکاران (۱۳۸۹) و عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی یک مدل تعادل عمومی را برای اقتصاد ایران تخمین زده‌اند.

مقاله حاضر از نظر روش‌شناسی و هم از نظر کاربردی متفاوت از مطالعات گذشته است. از نظر روش‌شناسی این مقاله از روش تخمین بیزی برای تخمین پارامترهای مدل استفاده می‌کند. از نظر کاربردی نیز این مدل چسبندگی قیمت‌ها را تخمین می‌زند که می‌تواند در مطالعات آتی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین در این مطالعه پس از تخمین پارامترهای مدل،

1. Kydland and Prescott

2. Cooley

3. Calibration

نوسانات شبیه‌سازی شده در مدل با مشابه آنها در سری‌های زمانی اقتصاد ایران مقایسه می‌شود. در مطالعه حاضر از سری‌های زمانی فصلی اقتصاد ایران استفاده شده است. سری‌های زمانی فصلی نسبت به سری‌های سالانه برای بررسی روابط کوتاه‌مدت میان متغیرها مناسب‌تر است. زیرا در سری‌های سالانه بسیاری از نوسانات اقتصادی کوتاه‌مدت محو می‌شود.

### ۳- مدل

مدل این مقاله از دو بخش تشکیل شده است؛ خانوارها و بنگاه‌های تولیدی. خانوارها و بنگاه‌ها در راستای اهداف خود تصمیمات اقتصادی‌شان را اتخاذ می‌کنند. بازارها نیز فعالیت‌های بنگاه‌ها و خانوارها را در قالب قیمت‌ها سازماندهی می‌کنند.

#### ۱,۳- خانوار

مدل شامل تعداد زیادی خانوار است که روی بازده صفر و یک قرار دارند و عمر آنها نامحدود است. هر خانوار مقدار ثابتی زمان و مقدار یکسانی سرمایه در اختیار دارند. این خانوارها نیروی کارشان ( $\bar{L}_t$ ) را در بازار نیروی کار عرضه می‌کنند، سرمایه ( $k_t$ ) در اختیار بنگاه‌های تولید قرار می‌دهند و کالای نهایی ( $c_t$ ) مصرف می‌کنند. تابع مطلوبیت خانوار به صورت زیر است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln c_t - B \bar{L}_t \quad (1)$$

که در آن  $0 < \beta < 1$  عامل تنزیل،  $E_t$  عملگر انتظارات با توجه به اطلاعات موجود در زمان  $t$  و  $B$  ضریب عدم مطلوبیت کار کردن است.

خانوار با قید بودجه دوره‌ای مواجه است. عایدی از نیروی کار ( $w_t \bar{L}_t$ )، عایدی از اجاره سرمایه ( $r_t k_{t-1}$ ) و سود سهام بنگاه‌های تولیدی ( $\vartheta_t$ ) منابع خانوار را تشکیل می‌دهند. این منابع برای سرمایه‌گذاری ( $i_t$ ) و تراز پولی واقعی ( $\frac{m_t}{P_t}$ ) هزینه می‌شوند. قید بودجه عبارت است از:

$$i_t + \frac{m_t}{P_t} = w_t \bar{L}_t + r_t k_{t-1} + \vartheta_t \quad (2)$$

که در آن،  $w_t$  دستمزد نیروی کار،  $r_t$  نرخ اجاره سرمایه و  $P_t$  قیمت کالای نهایی است. همچنین خانوار برای مصرف نیازمند نگهداری مقداری ذخیره پولی از دوره قبل است. از این قید به عنوان قید نقدپیشگی<sup>۱</sup> یاد می‌شود. قید نقدپیشگی عبارت است از:

$$P_t c_t = 1 - \gamma m_{t-1} + g_t - 1 M_{t-1} \quad (3)$$

1. Cash in advance (CIA)

که در آن  $0 \leq g_t - 1$  نرخ رشد عرضه پول و  $M_{t-1}$  عرضه پول است. قید نقدپیشگی بیان می‌کند که تراز پولی از دوره قبل و عرضه پول توسط مقامات پولی منابع لازم برای خرید کالای نهایی را فراهم می‌آورند. پارامتر  $\gamma$  فناوری پرداخت را در اقتصاد نشان می‌دهد و مشخص می‌کند برای خرید یک واحد کالای مصرفی نهایی چه مقدار منابع باید به صورت نقد نگهداری شود. سرمایه‌گذاری در هر دوره به تشکیل ذخیره سرمایه کمک می‌کند. قانون تشکیل سرمایه عبارت است از:

$$k_t = 1 - \delta k_{t-1} + i_t \quad (۴)$$

که در آن  $0 < \delta$  نرخ استهلاک سرمایه است.

خانوار مطلوبیت (۱) خود را نسبت به قید بودجه (۲)، قید نقدپیشگی (۳) و قانون تشکیل سرمایه (۴) حداکثر می‌کند. مساله خانوار را می‌توان با استفاده از برنامه‌ریزی پویا حل کرد. شرط‌های مرتبه اول این بهینه‌یابی عبارتند از:

$$E_t w_{t+1} = \beta w_t E_t r_{t+1} + 1 - \delta \quad (۵)$$

$$E_t \frac{\beta}{P_{t+1} c_t} = \frac{B}{P_t w_t} \quad (۶)$$

شرط ۵ معادله اولر و شرط ۶ معادله عرضه نیروی کار توسط خانوار است.

### ۲،۳- بنگاه‌های تولیدی

#### ۱،۲،۳- بنگاه تولید کالای نهایی

تولیدکننده کالای نهایی محصول واسطه‌ای را خریداری می‌کند و پس از تولید، محصول نهایی را در بازار رقابت کامل به خانوار (مصرف‌کننده نهایی) می‌فروشد<sup>۱</sup>. تابع تولید بنگاه نهایی عبارت است از:

$$Y_t = \int Y_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \quad (۷)$$

که در آن  $Y_t(j)$  کالای واسطه‌ای  $j$  و  $\varepsilon > 1$  کشش جانشینی کالاهای واسطه‌ای است. شاخص قیمت متناظر با تابع تولید (۷) عبارت است از:

$$P_t = \int P_t(j)^{1-\varepsilon} dj \quad (۸)$$

۱. به طور ضمنی تولیدکننده کالای نهایی سبزی از کالاهای واسطه را تولید می‌کند که خانوار تمایل به مصرف دارد. به این صورت مصرف‌کننده از تمامی کالاهای واسطه مصرف خواهد کرد، و به واسطه قدرت بازاری بنگاه‌های واسطه‌ای، آنها می‌توانند قیمت محصول خود را تعیین کنند.

که در آن  $F_t(j)$  قیمت کالای واسطه‌ای  $j$  است. از آنجا که تولیدکننده‌های کالای نهایی در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کنند، سود این تولیدکنندگان صفر است. تابع تقاضای کالاهای واسطه‌ای را می‌توان از حداقل‌سازی هزینه تولید توسط بنگاه تولید کالای نهایی استخراج کرد.

$$Y_t^j = \frac{F_t^j}{F_t} Y_t^{-\varepsilon} \quad (9)$$

### ۲.۲.۳- بنگاه تولید کالای واسطه‌ای

تعداد زیادی بنگاه تولیدی کالای واسطه‌ای وجود دارد که روی بازده صفر و یک قرار دارند. بنگاه‌های تولید کالای واسطه‌ای، نیروی کار و سرمایه را از بازار عوامل تولید خریداری می‌کنند و پس از تولید محصول واسطه‌ای را در بازار رقابت انحصاری به تولیدکننده کالای نهایی می‌فروشند. تابع تولید کالای واسطه‌ای از نوع کاب-داگلاس است.

$$Y_t(j) = e^{A_t} K_t^{\alpha} j H_t^{1-\alpha} j \quad (10)$$

که در آن  $0 < \alpha < 1$  سهم سرمایه از تولید،  $K_t$  تقاضا برای سرمایه،  $H_t$  تقاضا برای نیروی کار و  $A_t$  بهره‌وری عوامل تولید است.

بهره‌وری عوامل تولید از یک فرآیند خودرگرسیون درجه یک پیروی می‌کند.

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + u_t^A \quad (11)$$

که در آن،  $u_t^A$  از توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد  $\sigma_A$  تبعیت می‌کند. بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای نمی‌تواند در هر دوره قیمت محصول خود را تغییر دهد. احتمال اینکه بنگاه بتواند قیمت خود را تغییر دهد  $1 - \theta$  است<sup>۱</sup>. بنابراین بنگاه مقدار نهاده‌های تولید و قیمت محصول خود را به گونه‌ای تعیین می‌کند که سود آن در طول دوره ثبات قیمت حداکثر باشد. سود انتظاری بنگاه تولیدی به صورت زیر است:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \bar{F}_t^j Y_{t+i}^j - F_{t+i} TC_{t+i} \quad (12)$$

$$TC_t = r_t K_t^j + w_t H_t^j$$

۱. کالو (۱۹۸۳) اولین بار از این روش برای ایجاد چسبندگی قیمت‌ها در مدل استفاده کرد. بعد از آن بسیاری از اقتصاددانان از این روش پیروی کردند. البته روش‌های دیگری هم برای اعمال چسبندگی قیمت‌ها وجود دارد، اما به واسطه انعطاف‌پذیری روش کالو در تعیین متوسط دوره ثابت بودن قیمت‌ها این روش با اقبال بیشتری رو به رو شده است.

که در آن  $TC_t$  هزینه واقعی تولید است. بنگاه سود انتظاری خود را با توجه به قید تولید (۱۰) و تقاضای محصول (۹) حداکثر می‌کند. شرط‌های مرتبه اول این بهینه‌یابی عبارتند از:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta \theta^i \frac{\bar{P}_t^j}{P_{t+i}} Y_{t+i}^j - \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} TC_{t+i} = 0 \quad (13)$$

$$r_t = \alpha e^{A_t} K_t^{\alpha-1} j H_t^{1-\alpha} j \quad (14)$$

$$w_t = 1 - \alpha e^{A_t} K_t^{\alpha} j H_t^{-\alpha} j . \quad (15)$$

شرط ۱۳ معادله قیمت‌گذاری، شرط ۱۴ تقاضا برای سرمایه و شرط ۱۵ تقاضا برای نیروی کار است.

### ۳,۳- سیاستگذار پولی

در هر دوره سیاستگذار پولی عرضه پول را با نرخ رشد ناخالص  $g_t$  افزایش می‌دهد، و پول خلق شده را به طور مساوی میان خانوارها تقسیم می‌کند. بنابراین عرضه پول در هر دوره به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$M_t = g_t M_{t-1} \quad (16)$$

و رفتار سیاستگذار پولی در تعیین نرخ رشد عرضه پول به صورت زیر وارد مدل می‌شود:

$$g_t = 1 - \rho_m + \rho_m g_{t-1} + u_t^m \quad (17)$$

که در آن،  $u_t^m$  از توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد  $\sigma_m$  تبعیت می‌کند.

### ۴,۳- تعادل

برای حل مدل نیاز است تعریفی از تعادل در اقتصاد ارائه شود. در این اقتصاد تعادل رقابتی عبارت است از مجموعه قیمت‌ها و تخصیص‌ها به گونه‌ای که خانوار مطلوبیتش را با توجه به قیود ذکر شده حداکثر کند. بنگاه‌های تولید کالای واسطه‌ای سود انتظاری خود را حداکثر کنند و قیمت‌ها به گونه‌ای تعیین شوند که تعادل در بازارهای کالا، پول و نیروی کار تضمین شود. همچنین متغیرهای کلان از تجمیع متغیرهای انفرادی به صورت رو به رو به

$$M_t = m_t, C_t = c_t, I_t = i_t, K_t = k_t, H_t = h_t$$

دست می‌آید: از آنجا که بنگاه‌های تولیدی ساختار مشابهی دارند، آنها که موفق به تغییر قیمت می‌شوند قیمت یکسانی ( $\bar{P}_t^j$ ) را انتخاب می‌کنند. همچنین این بنگاه‌ها به طور تصادفی از جامعه

بناگاه‌های تولیدی انتخاب می‌شوند؛ بنابراین تأثیری بر توزیع قیمت‌های قدیم ندارند و میانگین قیمت‌های قدیم را تغییر نمی‌دهند. در نتیجه قیمت‌ها به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$F_t = \theta P_{t-1}^{1-\varepsilon} + 1 - \theta \bar{P}_t^{1-\varepsilon} j^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (18)$$

شرط تعادل در بازار کالا را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

$$I_t + C_t = Y_t \quad (19)$$

۱۴ معادله ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۱۰، ۱۱، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸ و ۱۹ یک سیستم معادلات را تشکیل می‌دهند که قابل حل است و یک تعادل پایدار (حالت پایدار) دارد. برای سادگی می‌توان فرض کرد که رفتار مدل حول حالت پایدار خطی است. این فرض بسیاری از پیچیدگی‌های عددی - ناشی از غیرخطی بودن مدل - را ساده می‌کند.

## ۴- روش برآورد

در این مقاله از روش بیزین برای تخمین پارامترهای مدل استفاده می‌شود. تخمین بیزین<sup>۱</sup> ترکیبی از مقداردهی و تخمین حداکثر راستنمایی است. در مقداردهی محقق دانش خود را در قالب پارامترهای مدل بیان می‌کند. در تخمین حداکثر راستنمایی پارامترهای مدل به‌گونه‌ای انتخاب می‌شوند که تابع توزیع احتمال مدل حداکثر شود. اما در تخمین بیزین، توزیعی پیشین<sup>۲</sup> بر اساس دانش قبلی محقق در نظر گرفته می‌شود، و این توزیع با تابع توزیع مدل که با داده‌ها محاسبه می‌شود ترکیب شده و توزیع پسین<sup>۳</sup> را به دست می‌دهد.

فرض کنید که بردار پارامترها ( $\theta$ ) را می‌خواهیم تخمین بزنیم. در این صورت به توزیع پیشین پارامترها نیاز داریم. توزیع پیشین با  $\theta$  و  $p$  و تابع توزیع احتمال مدل نیز با  $p | \mathcal{D}$  مشخص می‌شود و  $\mathcal{D}$  نشان‌دهنده داده‌ها است. توزیع پسین نیز از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$p | \mathcal{D} \sim p | \mathcal{D} \quad (20)$$

برای اجرای تخمین بیزین لازم است تابع توزیع مدل محاسبه شود. ساده‌ترین و متداول‌ترین روش برای محاسبه تابع توزیع مدل استفاده از فیلتر کالمن است. فیلتر کالمن روشی برای محاسبه متغیرهای غیرقابل مشاهده در مدل است. اما فیلتر کالمن یک فیلتر خطی است، در حالی که مدل ارائه شده یک مدل غیرخطی است. بنابراین لازم است ابتدا مدل حاضر خطی شود.

1. Bayesian estimation  
2. Prior distribution  
3. Posterior distribution



## ۵- داده‌ها و نتایج

سری زمانی استفاده شده از فصل اول سال ۱۳۷۵ تا دومین فصل سال ۱۳۸۹ را شامل می‌شود.<sup>۱</sup> ابتدای این دوره سال ۱۳۷۵ انتخاب شده است، زیرا پیش از آن دوره اصلاحات ساختاری در کشور است و سری‌های زمانی نوسانات زیادی را تجربه می‌کنند. از آنجا که مدل ما یک مدل بسته بدون دولت است، از تجارت خارجی و هزینه‌های دولت صرف نظر شده است. بنابراین تولید ناخالص داخلی در این مدل از مجموع مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری (تشکیل سرمایه ناخالص) به دست آمده است. شاخص ضمنی قیمت نیز از تقسیم تولید ناخالص داخلی اسمی بر تولید ناخالص داخلی واقعی محاسبه شده، و از آن برای محاسبه تورم و متغیرهای واقعی استفاده می‌شود.<sup>۲</sup> از تعریف محدود پول (حجم پول،  $M_1$ ) به عنوان عرضه پول استفاده شده است. برای به دست آوردن سری‌های سرانه، تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و عرضه پول بر جمعیت کشور تقسیم شده‌اند و هر یک از این سری‌ها فصلی‌زدایی شده‌اند. چرخه‌های تجاری با به کارگیری فیلتر هودریک - پرسکات با ضریب هموارسازی ۱۶۰۰ روی شکل لگاریتمی متغیرهای واقعی سرانه استخراج شده است. مشخصات چرخه‌های تجاری در ایران در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول (۱) چرخه‌های تجاری در متغیرهای اقتصاد کلان ۱۳۷۵-۱۳۸۹:۲ (درصد)

تورم	رشد نقدینگی	سرمایه‌گذاری	مصرف	تولید	داده‌ها*
۰/۰۲۰	۰/۰۲۲	۰/۰۵۳	۰/۰۳۰	۰/۰۲۵	انحراف استاندارد
۰/۸۴	۰/۹۱	۲/۱۵	۱/۲	۱	نسبت انحراف استاندارد
					مدل
۰/۰۲۳	۰/۰۲۲	۰/۱۱۸	۰/۰۲۵	۰/۰۷۰	انحراف استاندارد
۰/۳۴	۰/۳۲	۲/۵۶	۰/۳۶	۱	نسبت انحراف استاندارد

\*سری‌های زمانی واقعی، سرانه، فصل‌زدایی و روندزدایی شده‌اند.

منبع: محاسبات محقق

۱. این داده‌ها روی درگاه اطلاعاتی بانک مرکزی برای عموم در دسترس است.  
 ۲. مدلی که در بخش قبل ارائه شد یک اقتصاد بسته بدون دولت است، بنابراین برای سازگاری شاخص قیمت با مدل از شاخص ضمنی قیمت استفاده شده است. زیرا شاخص ضمنی قیمت تنها تغییرات قیمت در کالاها و خدمات تولید داخل را نشان می‌دهد، در حالی که در شاخص بهای مصرف‌کننده قیمت کالاهای وارداتی نیز وجود دارد.

هر دوره زمانی در مدل معادل یک فصل در نظر گرفته شده است. بر این اساس عامل تنزیل  $0/99$  انتخاب شد. در دوره مورد بررسی نسبت مصرف به تولید  $0/61$  و نسبت حجم پول حقیقی به مصرف  $1/52$  است. بنابراین، و به گونه‌ای انتخاب شده که مدل نسبت‌های فوق را بازتولید کند. مقدار، و به ترتیب  $0/5$ ،  $0/34$  و  $0/05$  انتخاب شده‌اند. البته، مقدار و به طور معنی‌داری بزرگ‌تر از مقادیری است که به طور متداول در ادبیات اقتصادی به کار گرفته می‌شود. البته در این مدل به دلیل عدم وجود تجارت خارجی و دولت این پارامترها باید بزرگ‌تر انتخاب شوند تا مدل بتواند نسبت‌های ذکر شده را تولید کند. مقدار  $B$  برابر  $2/3$  - به گونه‌ای انتخاب شده که خانوار به طور متوسط  $26$  درصد از زمان خود را به صورت نیروی کار در بازار عرضه کند. برای  $\varepsilon$  نیز مقدار  $6$  در نظر گرفته شده، که این مقدار متناظر مارک-آپ  $20$  درصد برای تولیدکنندگان است. تخمین فرآیند خودرگرسیون برای رشد نقدینگی نشان می‌دهد که ضریب این فرآیند  $(\rho_m)$   $0/35$  و انحراف استاندارد تکانه  $(\sigma_m)$   $0/21$  است.

برای تخمین پارامترهای باقی‌مانده از سه سری زمانی انحراف تولید، انحراف رشد حجم پول و انحراف تورم از مسیر بلندمدت‌شان بهره گرفته شده است. توزیع پیشین هر پارامتر در جدول ۲ گزارش شده است. تفاوت توزیع‌های پسین و پیشین نشان می‌دهد که سری‌های زمانی به کار گرفته شده حاوی اطلاعاتی است که در تخمین پارامترها تعیین‌کننده است. تخمین نقطه‌ای پارامترها در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. توزیع پیشین و تخمین پارامترهای مدل

پارامتر	محدودیت	نوع توزیع	میانگین	تخمین
	$0 < \lambda < 1$	بتا	$0/75$	$0/60$
$A$	$0 < A < 1$	بتا	$0/90$	$0/95$
$A$	$0 < A$	معکوس گاما	$0/01$	$0/008$

منبع: محاسبات محقق

تخمین پارامتر چسبندگی قیمت‌ها ( $\theta$ ) نشان می‌دهد که مقدار آن بسیار کمتر از مقادیری است که به طور متداول در ادبیات اقتصادی استفاده می‌شود. این نشان می‌دهد که به دلیل وجود انتظارات تورمی، به طور متوسط قیمت‌ها در ایران هر شش ماه یک بار تعدیل می‌شوند. درحالی که به طور معمول پارامتر چسبندگی قیمت‌ها ( $\theta$ )  $0/75$  در نظر گرفته می‌شود - به طور مثال ارزیگ و

همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) - که بیانگر آن است که قیمت‌ها به طور متوسط در سال یک بار تغییر می‌کنند. پایین بودن تواتر تغییر قیمت‌ها و ماندگاری پایین شوک‌های پولی اثرات این شوک‌ها را بر متغیرهای واقعی محدود می‌کند. البته از نظر سیاستگذاری پولی در ایران، پایین بودن چسبندگی قیمت‌ها نشان می‌دهد که هزینه کاهش تورم اندک است. زیرا بنگاه‌ها توانایی زیادی در تعدیل قیمت‌ها دارند و این عمل باعث می‌شود دوره گذار به سرعت سپری شود و هزینه کاهش تورم (کاهش تولید در دوره گذار) به شدت کاهش یابد.

نتایج شبیه‌سازی شده مدل با پارامترهای تخمین زده شده در جدول ۱ ارائه شده است. جدول ۱ نشان می‌دهد که مدل توانسته است نوسانات متغیرهای دورن‌زا (مصرف و تورم) را به خوبی شبیه‌سازی کند. البته نوسانات تولید و سرمایه‌گذاری در مدل بسیار بیشتر از نوسانات داده‌های ایران است. شاید این مسئله به دلیل انتخاب سری زمانی سرمایه‌گذاری باشد. سرمایه‌گذاری در ایران شامل سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی است. اگرچه در سری‌های زمانی سالانه این تفکیک صورت گرفته است، ولی در تواتر فصلی این تفکیک وجود ندارد و سرمایه‌گذاری به صورت کل گزارش شده است. بنابراین از آنجا که استفاده از داده‌های سالانه برای مطالعه رفتار کوتاه‌مدت جذابیتی ندارد، با علم به این محدودیت از سری زمانی سرمایه‌گذاری کل استفاده شده است.

تجزیه واریانس تولید نشان می‌دهد که تکانه‌های پولی نسبت به نوسانات حقیقی سهم بیشتری در نوسانات تولید دارند. در مجموع ۶۰ درصد از نوسانات تولید به واسطه شوک‌های پولی و ۴۰ درصد باقی‌مانده به واسطه شوک‌های واقعی به اقتصاد است. اگرچه شوک‌های پولی به سرعت در اقتصاد محو می‌شوند ولی بزرگی آنها باعث می‌شود تا متغیرهای واقعی نیز از مسیر بلندمدت خود منحرف شوند. انحراف استاندارد حجم پول ۵ درصد است که این مقدار دو برابر انحراف استاندارد تولید (۲/۵ درصد) است. بنابراین بانک مرکزی با اعمال سیاست پولی مناسب می‌تواند سهم قابل توجهی از نوسانات تولید را خنثی کند.

در این مدل، از پیچیدگی‌های بسیاری که در واقعیت وجود دارد صرف نظر شده است. البته به نظر نمی‌رسد این ساده‌سازی اثر چندانی بر پاسخ سوال محوری مقاله داشته باشد، ولی لازم است این مدل از جهات متفاوتی توسعه یابد تا بتوان از آن برای پاسخگویی به سوالات دیگری استفاده کرد. تبیین چرخه‌های تجاری و سهم عوامل متفاوت در آن نیازمند مدلی با

1. Erceg et. al.

پیچیدگی‌های بیشتری است که بتواند در تبیین این چرخه‌ها موفق باشد. به طور مثال همان گونه که تجربه سال گذشته نشان می‌دهد تورم در ایران رابطه نزدیکی با نرخ ارز دارد، لذا از مهم‌ترین قدم‌ها در مسیر توسعه این مدل‌ها وارد کردن نرخ ارز و مطالعه رفتار آن است. این موضوعات می‌تواند در مطالعات بعدی مورد بررسی قرار گیرد.

## ۶- جمع‌بندی

در این مقاله برای برآورد چسبندگی قیمت‌ها، یک مدل تعادل عمومی پویا با داده‌های فصلی از روش بیزین تخمین زده شده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت‌ها در ایران چسبندگی کمی دارند، و این اثرگذاری سیاست پولی را محدود می‌کند. تخمین پارامتر چسبندگی قیمت‌ها نشان می‌دهد که قیمت‌ها هر شش ماه یک بار تعدیل می‌شوند. البته در این شرایط سیاست‌های تشبیتی هزینه کمتری از نظر کاهش تولید در کوتاه‌مدت خواهد داشت.

تجزیه واریانس تولید نشان می‌دهد که تکانه‌های پولی نسبت به نوسانات حقیقی سهم بیشتری در نوسانات تولید دارند. در مجموع ۶۰ درصد از نوسانات تولید به واسطه شوک‌های پولی و ۴۰ درصد باقی‌مانده به واسطه شوک‌های واقعی به اقتصاد است. اگرچه شوک‌های پولی به سرعت در اقتصاد محو می‌شوند ولی بزرگی آنها باعث می‌شود تا متغیرهای واقعی نیز از مسیر بلندمدت خود منحرف شوند. بنابراین بانک مرکزی با اعمال سیاست پولی مناسب می‌تواند سهم قابل توجهی از نوسانات تولید را خنثی کند.

## فهرست منابع

### منابع فارسی

- بوستانی، رضا. (بهار ۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی بهینه در اقتصاد ایران. بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی.
- شاهمرادی، اصغر، کاوند، حسین و ندری، کامران. (بهار ۱۳۸۹). برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴) در قالب یک مدل تعادل عمومی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۱، ۹۰-۱۹.

- عباسی نژاد، حسین، شاهمرادی، اصغر و کاوند، حسین. (زمستان ۱۳۸۸). برآورد یک مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راست‌نمایی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۹، ۲۱۴-۱۸۵.
- فخرحسینی، سید فخرالدین. (۱۳۹۰). الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۳، ۲۸-۱.
- فخرحسینی، سید فخرالدین، شاهمرادی، اصغر و احسانی، محمد علی. (بهار ۱۳۹۱). چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۲، شماره ۱، ۳۰-۱.
- متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر. (دی ۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۰، شماره ۴، ۱۱۶-۸۷.

### منابع انگلیسی

- Aguiar, Mark & Gopinath, Gita. (2007). Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend. *Journal of Political Economy*, Vol. 115(1), pp 69-102.
- Calvo, Guillermo. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12 (September): 383-98.
- Cooley, T. F. (1995). *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press.
- Erceg, C. J., D. W. Henderson, & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, 281-313.
- Fernández-Villaverde, Jesús. (2010). The econometrics of DSGE models. *SERIEs*, Vol. 1, pp. 3-47.
- Ireland, Peter N. (2004). A method for taking models to the data. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 28, (March): 1205-1226.
- Kydland, Finn E. & Prescott, Edward C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 50, 1345-1370.

- Neumeyer, Pablo & Perri, Fabrizio. (2005). Business Cycles in Emerging Economies: the Role of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, pp. 345-380.
- Schorfheide, Frank. (2008). DSGE model-based estimation of the New Keynesian Phillips curve. *Economic Quarterly*, Vol. 94 (September):397-433.