استخراج چسبندگی قیمتی در اقتصاد ایران
در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

تیمور محمدی[1]، شعله باقری پرمهر[2]

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹٤/۰۸/۱۹

چکیده

پارامترهای ساختاری نظیر ترجیحات زمانی مصرف‌کننده، نرخ استهلاک، کشش عرضه عوامل تولید، کشش بهره‌ای تقاضای پول، چسبندگی قیمتی و... در بسیاری از مطالعات اقتصادی بخصوص مطالعات تعادل عمومی از اهیمت بالایی برخوردار هستند. یکی از این پارامترها میزان چسبندگی قیمت‌ها است که علی‌رغم اهمیت آن, پیش از این در اقتصاد ایران کمتر به آن پرداخته شده است. در مدل‌های کینزی جدید که نسبت به برخی مدل‌های رقیب انطباق بیشتری با اقتصادهایی نظیر اقتصاد ایران دارند, عموماً فرض چسبندگی قیمتی در نظر گرفته می‌شود و این مسئله ضرورت محاسبه درجه چسبندگی را ایجاب می‌کند. این مطالعه با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران و برآورد آن به روش بیزی به تخمین پارامتر درجه چسبندگی قیمتی در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل با داده‌ها فصلی ۱۳۷۷-۱۳۸۷

---

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: mohammadi@yahoo.com

۲. استادیار دانشگاه خاتم (نویسنده مسئول) Email: sholehbp@gmail.com

متغیرهای مصرف حقیقی، تولید ناخالص داخلی، تورم و مالیات‌ها به عنوان متغیرهای قابل مشاهده، نشان دهندهٔ نرخ چسبندگی ۴۶٪ برای اقتصاد ایران است. به این معنا که ۴۶ درصد بنگاه‌ها در اقتصاد ایران در هر دوره توان تعیین قیمت محصول در حد بهینه را ندارند.

طبقه‌بندی JEL: C11:E12

واژگان کلیدی: چسبندگی قیمت, مدل تعادل عمومی پویای تصادفی, رویکرد بیزی.

۱. مقدمه

پارامترهای ساختاری در بسیاری از مطالعات اقتصادی بخصوص مطالعات تعادل عمومی از اهیمت بالایی برخوردار هستند. در بسیاری از این مطالعات، پارامترهایی نظیر ترجیحات زمانی مصرف‌کننده، نرخ استهلاک، کشش عرضه عوامل تولید، کشش بهره‌ای تقاضای پول، چسبندگی قیمتی و... با اتکاء به شواهد تجربی یا مطالعات پیشین به صورت برونزا در مدل وارد می‌شوند. مقدار برخی از این پارامترها نظیر ترجیحات زمانی مصرف-کننده کم و بیش در همهٔ جوامع یکسان است و چالش اساسی در مورد مقدار آن‌ها وجود ندارد. برخی دیگر از این پارامترها نظیر نرخ استهلاک و کشش عرضه عوامل تولید در بسیاری از مطالعات داخلی و بین‌المللی مورد بررسی قرار گرفته و مقدار آن‌ها برآورد شده است. اما در مورد برخی از آن‌ها علی‌رغم اهمیتشان در سیاست‌گذاری، مطالعات محدودی بخصوص در کشورهای در حال توسعه وجود دارد. یکی از این پارامترها میزان چسبندگی قیمت‌ها است که پیش از این در اقتصاد ایران کمتر به آن پرداخته شده است.

این مطالعه سعی دارد با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران و برآورد آن به روش بیزی به برآورد پارامتر درجه چسبندگی قیمتی در اقتصاد ایران بپردازد. پیش از این مطالعات بسیار محدودی در ایران در قالب مدل‌های DSGE صورت گرفته است و در معدود مطالعات صورت گرفته نیز از روش بیزی برای برآورد استفاده نشده است. از این جهت این مقاله نه تنها از منظر هدف اصلی یعنی برآورد چسبندگی قیمتی بلکه از منظر روش‌شناسی نیز حاوی نوآوری‌های خاص خود در مطالعات مربوط به اقتصاد ایران است.

۲. مبانی نظری و مروری بر ادبیات تحقیق

اقتصاد کینزی جدید از اواخر دهه ۱۹۷۰ در پاسخ به اقتصاد کلاسیک جدید توسعه یافت. کینزی‌های جدید مانند کلاسیکهای جدید از فروض بهینه سازی فردی و مبانی اقتصاد خرد در تعیین دستمزد، قیمت و شکل دهی انتظارات فردی استفاده می کنند اما بر

خلاف کلاسیکهای جدید از بینش‌های کینزی‌ها، برای تحلیل اقتصاد کلان استفاده می‌نمایند.

در واقع شاید بتوان مهمترین عامل تفاوت نگرش میان این دو گروه را به این صورت مطرح نمود که کلاسیک‌های جدید فرض می‌کنند عوامل اقتصادی قیمت‌پذیر هستند و قیمت‌ها به گونه‌ای حرکت می‌کنند تا بازارها را تسویه کند، در حالی که کینزیهای جدید فرض می‌کنند قیمت‌ها با سرعت و اندازه کافی تعدیل نمی‌شوند تا بازارها را در کوتاهمدت تسویه نمایند.

در ادبیات اقتصادی چسبندگی‌ها به دو گروه تقسیم می‌شوند: چسبندگی‌های اسمی و چسبندگی‌های حقیقی. تشخیص وجود چسبندگی‌ها و تمایز میان آن‌ها بسیار حائز اهمیت است زیرا نخست آنکه تنها چسبندگی اسمی است که برای خنثی نبودن پول مهم است و در ضمن علل چسبندگی‌های اسمی معمولاً بسیار متفاوت از علل چسبندگی‌های حقیقی است. در حالیکه مفهوم چسبندگی حقیقی مهم است اما نویسندگان به منظور درک بیکاری و نوسانات اقتصادی به چسبندگی‌های اسمی بیشتر تاکید می‌کنند. (اسنودن و وین[1]، ۲۰۰۲)

مدل‌ها و نظریه‌های مختلفی مبتنی بر مبانی اقتصاد خرد برای توضیح چسبندگی قیمتها و دستمزدهای اسمی و حقیقی مطرح شده‌اند. برای مثال الگوی هزینه‌های فهرست‌بها[2]، اطلاعات ناقص، اثرات منفی تغییر مداوم قیمت و وابستگی متقابل بین قیمت گذاران برای توضیح چسبندگی‌های اسمی مطرح شدند.

در ادامه این پیشرفت‌های نظری، بخش وسیعی از مطالعات صرف بحثی شد که در حال حاضر با عنوان منحنی فیلیپس جدید[3] شناخته می‌شود. با استفاده از نسخه اصلاح شده‌ای از مدل کینگ و ولمن (۱۹۹۶)، گالی و گرتلر (۱۹۹۹)[4] نشان دادند که معادله پویای تورم نسخه پیش‌نگر منحنی فیلیپس است که تورم را به مقدار قبلی آن، مقدار آتی آن و هزینه

1 . Snowdon & Vane(2002)
2 . Menu Cost
3. New Phillips curve
4. Galí and Gertler (1999)

نهایی حقیقی مرتبط می‌کند. برآوردهای اقتصادسنجی مرتبط با مدل‌های دارای چسبنگی قیمتی یا منحنی فیلیپس جدید، همگی یک نتیجه را نشان می‌دادند و آن اینکه برای توضیح ویژگی-های مرتبط با ماندگاری تورم[1]، درجه نامطلوبی از چسبنگی اسمی باید فرض شود (بیلز و لنو، ۲۰۰۴[2]؛ داین و دیگران، ۲۰۰۶[3]). بر اساس این نتایج، چری و همکاران (۲۰۰۰)[4] عدم استفاده از این مدل‌ها را پیشنها کردند، توصیه‌ای که ادبیات اقتصادی آن را دنبال نکرد.

در مواجهه با این مسئله، ادبیات اقتصاد مجدداً سراغ یافته‌های بال و رومر (۱۹۹۰)[5] رفت که ترکیب چسبندگی‌های اسمی و حقیقی بخصوص در بازار نیروی کار را پیشنهاد می-کردند. پیشرفت‌های حاصل از این بحث، پلی میان یافته‌های جدید اقتصاد نیوکینزی (که این نوع از ترکیب چسبندگی‌ها را توصیه می‌کردند) و مدل‌های سنتز جدید نیوکلاسیکی برقرار کرد.

در زمینه مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه فخر حسینی و دیگران (۱۳۹۱) اشاره کرد که با طراحی یک الگوی ساده کینزین جدید و مبتنی بر مبانی نظری خرد و وجود چسبندگی اسمی (قیمت و دستمزد)، اثر تکانه های تکنولوژی، قیمت نفت، مخارج دولت و سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی (تولید و تورم) در اقتصاد ایران را مورد بررسی و تحلیل قرار داده است . نتایج مطالعه آنان حاکی از آن است که الگوی معرفی شده، قادر است برای توضیح وقایع و تاثیر تکانه های مختلف بر متغیرهای کلان از حالت باثبات را شبیه سازی کند. همچنین نشان می دهد توابع عکس العمل آنی متغیر تورم در برابر همه تکانه ها بجز تکانه تکنولوژی افزایش یافته و تولید غیرنفتی نیز در برابر تکانه های تکنولوژی، قیمت نفت، مخارج دولت و عرضه پول افزایش می یابد.

1. Persistence properties of inflation
2. Bils and Klenow
3. Dhyne *et al*
4. Chari *et al*
5. Ball and Romer

۳. روش‌شناسی تحقیق

در تجزیه و تحلیل هر سیستم باید تأثیر اجزاء آن بر یکدیگر، قوانین و رابطه‌های حاکم بر آن و دیگر خصوصیات مربوطه را شناخت که برای این کار روش‌های متفاوتی وجود دارد. اما تعداد سیستمهای که بتوان این روش را برای بررسی آنها بکار برد بسیار محدودند زیرا معمولاً تغییر یک متغیر مانند اتخاذ سیاست مالی و یا سیاست پولی که تعاملات گسترده‌ای با سایر متغیرهای مدل دارد، در یک سیستم باعث دگرگونی سیستم و لذا بی‌اعتباری بررسی و نتایج حاصله از آن می‌گردد و درضمن ایجاد تغییر برای مشاهده عکس‌العمل رفتاری در همه سیستم‌ها عملی نیست. یکی از مدل‌هایی که قابلیت فوق را تا حد زیادی داراست مدل تعادل عمومی پویای استوکاستیک[1] (DSGE) است که طی آن کل متغیرهای اقتصادی با استفاده از سیستم معادلات اقتصادی در نظر گرفته می‌شود و سپس می‌توان اثرات هر شوک بر روی کل اقتصاد و آثار آن بر هر متغیر اقتصادی را مورد بررسی قرار داد.

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی یک مدل بهینه‌سازی اقتصاد خرد است که طی ۲۵ سال اخیر در ادبیات اقتصاد کلان مطرح شده است. مدل‌های DSGE ابزار مناسبی برای ایجاد چارچوبی منسجم در بحث‌های سیاست‌گذاری و تحلیلی محسوب می‌شوند. این مدل‌ها توانایی پاسخگویی به مسائلی همچون تغییرات ساختاری، پیش‌بینی و پیشگویی اثرات تغییرات سیاستی و آزمایشات کانترفکچوال۲ را دارند. مدل DSGE شاخه‌ای از تئوری تعادل عمومی کاربردی است و در واقع روش‌شناسی آن به توضیح پدیده‌های کلی اقتصاد مانند رشد اقتصادی، چرخه‌های تجاری و اثرات سیاست‌های مالی و پولی با استفاده از اصول اقتصاد خرد کمک می‌کند (توار۳؛ ۲۰۰۸).

---

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

۲. Counterfactual history به دنبال یافتن سوال "چه می‌شود اگر" می‌باشد. در واقع با بررسی تاریخ و حوادث تاریخی با استفاده از ابزار برون‌یابی، این کار را انجام می‌دهد.

3. Tovar

نگرش DSGE سعی در مدل‌بندی تمام متغیرها در اقتصاد به صورت همزمان دارد. بنابراین مدل‌های DSGE اغلب به توضیح چگونگی رفتار بنگاه‌ها، مصرف‌کنندگان، دولت و مقام پولی می‌پردازند و اینکه چگونه این عملکردهای جدا از هم نتیجه و دستاورد کل اقتصاد را تعیین می‌کند.

٤. طراحی و تخمین مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران

در این قسمت با توجه به مبانی نظری مطرح شده، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی متناسب با شرایط اقتصاد ایران ترسیم شده است. مدل بکار گرفته شده در این مطالعه از چهار بخش خانوارها، بنگاه‌ها، بخش نفت و مقام پولی-دولت که به دلیل تعاملات سیاستی به عنوان یک بخش تلقی می‌گردند، تشکیل شده است. در این مدل کشور مورد بررسی یک کشور کوچک است که تنها صادر کننده نفت است و مراوده دیگری با دنیای خارج ندارد. بخش خانوار شامل یک خانوار نماینده[1] با افق برنامه‌ریزی نامحدود است. در بخش بنگاه‌ها دو نوع بنگاه در نظر گرفته می‌شود، یک بنگاه نماینده که تنها یک کالای نهایی تولید می‌کند و مجموعه‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری که کالاهای واسطه‌ای متمایزی تولید می‌کنند. مدل مورد استفاده در این مقاله از کار رزنده و ربی[2] (۲۰۰۸) اقتباس شده است که در آن با توجه به شرایط اقتصاد ایران به عنوان نمونه مورد بررسی، برخی تغییرات اعمال شده و بخش نفت به آن اضافه گردیده است.

٤-١. خانوارها

در این مدل فرض می‌شود در هر دوره زمانی t، خانوارها نیروی کار خود، h_t، را می‌فروشند و انباره سرمایه‌ای که از دوره قبل به آنان رسیده، k_{t-1}، را اجاره می‌دهند. W_t و r_t دستمزد حقیقی و نرخ اجاره سرمایه هستند. خانوارها صاحبان بنگاه‌ها نیز به شمار می‌آیند و پرداخت اسمی سود سهام تقسیم شده، D_t، نیز به آنان می‌رسد. بعد از پرداخت مالیات دریافت درآمد بهره‌ای اوراق قرضه دولتی در دوره قبل، خانوارها این مانده را

1. Representative Household
2. Resende & Rebei

مصرف و سرمایه‌گذاری می‌کنند و نیز پرتفوی خود برای دارایی‌های مالی را شکل می‌دهند که شامل تراز پولی و اوراق قرضه دولتی خواهد بود.

می‌توان گفت یک خانوار به عنوان نمونه با مسئله زیر روبرو است:

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t [\log(c_t) + \gamma \frac{\psi}{\psi - 1} \left(\frac{M_t}{p_t}\right)^{\frac{\psi-1}{\psi}} + \eta \log(1 - h_t)$$

با دو قید زیر

$$c_t + x_t + \frac{M_t}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} < \left[w_t h_t + r_t k_{t-1} + \frac{D_t}{p_t}\right] + \frac{M_{t-1}}{p_{t-1}\pi_t} - \frac{TA_t}{P_t} + i_{t-1} \frac{B_{t-1}}{p_{t-1}\pi_t}$$

$$k_t = (1 - \delta) k_{t-1} + x_t$$

که در آن M_t تراز اسمی پول، B_t ارزش اسمی اوراق قرضه دولتی در انتهای زمان t، p_t سطح عمومی قیمت‌ها، π_t نرخ تورم ناخالص $(\frac{p_t}{p_{t-1}})$، β_t عامل تنزیل ذهنی که بین صفر و یک، Ψ کشش بهره‌ای تقاضای پول، x_t سرمایه‌گذاری حقیقی، h_t ساعات نیروی کار، TA_t خالص مالیات پرداختی اسمی، i_{t-1} نرخ بهره اسمی ناخالص روی اوراق قرضه دولتی، δ نرخ استهلاک، γ پارامتر ترجیحات تقاضای پول در تابع مطلوبیت و η کشش عرضه نیروی کار است.

خانوار سعی دارد با توجه به قیود معرفی شده مطلوبیت خود را در طول زمان حداکثر نماید که در رابطه شماره ارائه شده است:

$$\ell_t = E_t(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Big\{\log(c_t) + \gamma \frac{\psi}{\psi - 1} (m_t)^{\frac{\psi-1}{\psi}} + \eta \log(1 - h_t) - \lambda t \left[c_t + X_t + M_t + b_t - \mathrm{w}_t h_t - r_t K_{t-1} - \frac{M_t - 1}{\pi_t} - \frac{TA_t}{P_t} + i_{t-1} \frac{b_t}{\pi}\right]\Big\})$$

با توجه به مسئله بهینه‌یابی فوق، می‌توان شرایط مرتبه اول را نسبت به متغیرهای تصمیم خانوار یعنی c_t، $\mathrm{m_t}, \mathrm{h_t}, \mathrm{b_t}, \mathrm{k_t}$ به دست آورد (حروف انگلیسی کوچک نماد مقادیر حقیقی متغیرهاست) که معادلات زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial C_t} = \beta^t \left(\frac{1}{C_t} - \lambda_t\right) = 0 \ \rightarrow \lambda_t = \frac{1}{C_t} \qquad (۱)$$

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial m_t} = \beta^t \left(\gamma (m_t)^{\frac{-1}{\psi}} - \lambda_t\right) + \beta^{t+1}\ E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right] = \ \rightarrow \lambda_t = \gamma (m_t)^{-\frac{1}{\psi}} + \beta E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right] \quad (۲)$$
0

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial h_t} = \beta^t \left(\frac{\eta}{1-h_t} - W_t \lambda_t\right) = 0 \rightarrow \lambda_t = \frac{\eta}{(1-h_t)W_t} \quad (۳)$$

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial b_t} = -\beta^t \lambda_t + \beta^{t+1} i_t E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right] = 0 \quad \rightarrow \lambda_t = \beta i_t E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right] \quad (۴)$$

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial k_t} = -\beta^t \lambda_t \frac{\partial K_t}{\partial K_t} - \beta^{t+1}\lambda_{t+1}\left[\frac{\partial x_{t+1}}{\partial k_t} - r_{t+1}\right] = 0 \rightarrow \lambda_t = \beta\lambda_{t+1}[1 + r_{t+1} - \delta] \quad (۵)$$

در معاملات فوق λ_t ضریب لاگرانژ، متناظر با محدودیت بودجه در دورهٔ t است.

٤-٢. بنگاه

فرض می‌شود دو گروه بنگاه وجود دارد، نخست بنگاه‌هایی که کالاهای نهایی تولید می‌نمایند و بنگاه‌هایی که کالای واسطه‌ای تولید می‌کنند که با شاخص j مشخص می‌شوند که $j\epsilon[0,1]$ است. بنگاه‌های تولید کننده کالای نهایی، $y_t(j)$ واحد از کالای واسطه‌ای را به کار می‌گیرد و y_t واحد محصول، بر اساس تابع تولید با کشش جانشینی ثابت تولید می‌نماید.

٤-٢-١. بنگاه نماینده کالای نهایی

تولید کالای نهایی از کالای واسطه‌ای تحت یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) صورت می‌گیرد.

$$\mathrm{y_t} = [\int_0^1 \mathrm{y_t\,(j)}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \mathrm{d_j}]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۷)$$

در این تابع $\theta > 1$ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای مختلف را نشان می‌دهد. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی محصول تولیدی را به قیمت اسمی P_t می‌فروشد و $y_t(j)$ را به نحوی انتخاب می‌کند که سودش حداکثر شود. بنگاه‌ها با قید زیر روبرو هستند

$$p_t y_t - \int_0^1 p_t(j) y_t(j) dj \qquad (۸)$$

در نهایت حداکثرسازی سود تابع تقاضای زیر را نتیجه می‌دهد

$$y_t(j) = [\frac{P_t(j)}{P_t}]^{-\theta} y_t \qquad (۹)$$

معادله (۹) که یک تابع تقاضای استیگلیتز – دیکسیت استاندارد[1] برای کالا واسطه‌ای j است، با قیمت نسبی آن کاهش و با محصول کل افزایش می‌یابد. از رابطه فوق می‌توان نشان داد که شاخص قیمت کالای نهایی به صورت زیر خواهد بود.

$$P_t = \{\int_0^1 p_t(j)^{1-\theta} dj\} \frac{1}{1-\theta} \qquad (۱۰)$$

٤-۲-۲. بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه‌هایی که کالاهای واسطه‌ای تولید می‌نمایند $k_{t-1}(j)$ واحد سرمایه، $h_t(j)$ واحد نیروی کار و تکنولوژی، a_t، برای تولید $y_t(j)$ واحد از کالاهای مختلف j تحت تابع کاب داگلاس به کار می‌برند که به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t(j) = a_t k_{t-1}(j)^{\alpha} h_t(j)^{1-\alpha} \qquad (۱۱)$$

1. A Standard Stiglitz – Dixit Demand Function

که در آن فرض می‌شود سطح تکنولوژی (به صورت لگاریتمی) از یک فرایند AR(1) با پارامتر $\rho_a \in (0,1)$، به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\log(a_t) = P_a \log(a_{t-1}) + \varepsilon_{a,t} \qquad (۱۲)$$

چسبندگی اسمی از طریق روش قیمت‌گذاری کالوو[1] معرفی وارد مدل می‌شود. زمانی که بنگاه نوعی j می‌تواند قیمت بهینه محصول خود در دورهٔ t را تعیین کند، $K_{t-1}(j)$، $h_t(j)$ و $P_t(j)$ را به نحوی انتخاب می‌کند که مجموع ارزش فعلی سود آتی آن حداکثر شود. برای این کار بنگاه قیمت حقیقی، w_t، نرخ اجاره r_t، قیمت کل p_t و تابع تقاضای (۹) را داده شده در نظر می‌گیرد. صورت ریاضی، مسئله بنگاه j حداکثرسازی رابطه زیر

$$E_0 \sum_{t=0}^{\alpha} (\mu\beta)^t \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right) \left(\frac{D_t(j)}{P_t}\right) \qquad (۱۳)$$

با توجه به معادلات (۹) و (۱۱) و قیدهای زیر است:

$$D_t(j) = P_t(j) y_t(j) - [P_t W_t h_t(j) + r_t K_{t-1}(j)] \qquad (۱۴)$$

$$P_{t+n}(j) = P_t(j) \qquad \forall_n \geq 0 \qquad (۱۵)$$

که در آن $D_t(j)$ سود اسمی تقسیم شده، λ_t نشان دهندهٔ مطلوبیت نهایی مصرف است که همان ضریب لاگرانژ متناظر با قید بودجه خانوار (رابطه ۱) در دوره t می‌باشد، $\beta^t \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right)$ عامل تنزیل تصادفی مورد استفاده سهامداران برای ارزش گذاری منافعشان در زمان t است و μ^t احتمال آن است که قیمت‌های دوره صفر در دورهٔ t نیز برقرار باشند.

می‌توان اثبات نمود که اگر φ_t ضریب لاگرانژ متناظر با قیدی باشد که از ترکیب ۴ قید مطرح شده در بالا به دست آمده، شرایط مرتبه اول مسئله بنگاه نسبت به $k_{t-a}(j)$ و $h_t(j)$ به ترتیب عبارتند از:

1. Calvo – Pricing

$$r_t = (1-\alpha)\varphi_t(j)\frac{y_t(j)}{K_{t-1}(j)} \quad (۱۶)$$

$$W_t = \alpha\varphi_t(j)\frac{y_t(j)}{h_t(j)} \quad (۱۷)$$

با بکارگیری شرط تقارن فرض می‌شود برای تمامی بنگاه‌ها $\varphi_t(j) = \varphi_t$ باشد. شرط مرتبه اول نسبت به $p_t(j)$ عبارت است از:

$$\frac{P_t(j)}{P_t} = (\frac{\theta}{\theta-1})\frac{\chi_t}{Z}_t \quad (۱۸)$$

که در آن:

$$\chi_t \equiv E_t\sum_{n=0}^{\infty}(\mu\beta)^s\lambda_{t+n}\varphi_{t+n}y_{t+n}(\frac{p_{t+n}}{p_t})^{\theta} \quad (۱۹)$$

$$Z_t \equiv E_t\sum_{n=0}^{\infty}(\mu\beta)^n\lambda_{t+n}\varphi_{t+n}y_{t+n}(\frac{p_{t+n}}{p_t})^{\theta-1} \quad (۲۰)$$

معادله (۱۸) قیمت نسبی بهینه بنگاه در یک شرایط پویا را تعیین می‌کند. می‌توان جمع‌های نامتناهی χ_t و Z_t را به صورت بازگشتی زیر نوشت:

$$X_t = \lambda_t\varphi_t y_t + \mu\beta E_t[\pi_{t+1}^{\theta}\chi_{t+1}] \quad (۲۱)$$

$$Z_t = \lambda_t y_t + \mu\beta E_t[\pi_{t+1}^{\theta-1}Z_{t+1}] \quad (۲۲)$$

٤-۳. دولت

در هر دوره دولت مقدار g_t از منابع خود را مصرف می‌نماید. این مخارج از طریق اخذ انواع مالیات‌ها، انتشار پول، درآمدهای نفتی و افزایش بدهی‌های دولت قابل تامین است. قید بودجه پیش‌روی دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$g_t + (i_{t-1} - 1)\frac{B_{t-1}}{P_t} = TA_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_t - B_{t-1}}{p_t} + po_t \qquad (۱)$$

که مخارج دولت و درآمد نفتی (po_t) هر یک در معرض شوک‌های تصادفی قرار دارند. مازاد اصلی دولت، s_t^{τ}، و درآمد ناشی از انتشار پول، s_t^{M} به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$s_t^{\tau} = TA_t + po_t - g_t \qquad (۲۴)$$

$$s_t^{M} = \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} \qquad (۲۵)$$

فرض می‌کنیم $R_t^{(n)} = \prod_{\gamma=1}^{n}(\frac{i_{t+v-1}}{\pi_{t+v}})$ باشد. تکرار معادله (۲۴) برای دوره‌های آتی به همراه شرط تسویه بدهی‌های دولت، قید بودجه بین دوره‌ای زیر را نتیجه می‌دهد:

$$i_{t-1}\frac{B_{t-1}^{s}}{P_{t-1}^{\pi_t}} = E_t\sum_{n=0}^{\infty}\frac{S_{t+n}^{\tau}}{R_t^{(n)}} + E\sum_{n=0}^{\infty}\frac{S_{t+n}^{M}}{R_t^{(n)}} = \tau_t + S_t \qquad (۲۶)$$

که در آن τ_t و S_t به ترتیب بیانگر ارزش انتظاری تنزیل شده مازاد بودجه اولیه و درآمد ناشی از حق الضرب هستند. مجموع این دو برابر با $(i_{t-1})\frac{\boldsymbol{B}_{t-1}}{P_t}$ خواهد شد. در واقع تعهداتی که دولت در این دوره باید پرداخت نماید برابر است با مازاد بودجه فعلی دولت و درآمد ناشی از انتشار پول که می‌تواند $\kappa\,(i_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t}$ از بدهی را با استفاده از مازاد بودجه و $(1-\kappa)(i_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t}$ قسمت از آن را با استفاده از انتشار پول به دست آورد که κ عددی بین صفر و یک است. در واقع می‌توانیم تعریف کنیم:

$$\tau_t = \kappa\, i_{t-1}\frac{B_{t-1}^{s}}{P_{t-1}^{\pi_t}} \qquad (۲۷)$$

$$S_t = (1-\kappa)i_{t-1}\frac{B_{t-1}^{s}}{P_{t-1}^{\pi_t}} \qquad (۲۸)$$

برای سادگی، مجموع‌های نامتناهی τ_t و S_t را می‌توان به صورت بازگشتی زیر تعریف کرد:

$$\tau_t = s_t^{\tau} + E_t[\frac{\pi_{t+1}}{i_t}\tau_{t+1}] \quad (۲۹)$$

$$S_t = s_t^{M} + E_t[\frac{\pi_{t+1}}{i_t}S_{t+1}] \quad (۳۰)$$

شوک‌های وارده بر مخارج دولت و تغییرات حجم پول را به صورت زیر وارد مدل می‌کنیم

$$\log(g_t) = \rho_g \log(g_{t-1}) + \varepsilon_{g,t} \quad (۳۱)$$

$$\log(s_t^M) = \rho_{s^M} \log(s_{t-1}^M) + \varepsilon_{s^M,t} \quad (۳۲)$$

که در آن $\rho_v \in (0,1)$ و $\epsilon_{v,t} \sim N(0,\sigma_a)$ می‌باشد که v برابر با g و s^M است.

٤-٤. بخش نفت

فرض می‌کنیم درآمدهای نفتی از فرآیند خودرگرسیونی به صورت زیر تبعیت می‌نمایند:

$$\log(po_t) = \rho_{po} \log(po_{t-1}) + \varepsilon_{po,t} \quad (۳۳)$$

٤-٥. شرایط تعادل بازار

تعادل در بازار کالا به به صورت زیر است:

$$y_t + p_t^0 o_t = c_t + x_t + g_t \quad (۳۴)$$

فرض می‌کنیم تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای نشان داده شده با $j \in [0,\mu]$ در دورهٔ t، بهینه‌یابی مجدد انجام نداده و قیمت‌هایشان را برابر قیمت‌های دوره قبلی قرار می‌دهند،

در حالیکه سایر بنگاه‌ها $j \in [\mu, 1]$ قیمت‌هایشان را با توجه به رابطه (۱۸) به صورت بهینه تعیین می‌نمایند. برای بنگاه‌های بهینه کننده رابطه $\frac{P_t(j)}{P_t} = P_t^*$ را در نظر بگیرید.

با توجه به نکات فوق، قیمت نسبی در شرایط تعادلی می‌تواند به صورت زیر نوشته شود.

$$\begin{cases} \frac{p_t(j)}{p_t} = \frac{P_{t-1}}{P_t} & \forall j \in (0, \mu) \\ \frac{p_t(j)}{p_t} = P_t^* & \forall j \in (\mu, 1) \end{cases} \quad (۳۵)$$

از سوی دیگر از آنجا که فرض تقارن اعمال شده است داریم

$$\frac{k_{t-1}(j)}{h_t(j)} = \frac{k_{t-1}}{h_t} \quad (۳۶)$$

$$h_t = \int_0^1 h_t(j)\,dj \quad (۳۷)$$

$$k_t = \int_0^1 k_t(j)\,dj \quad (۳۸)$$

با توجه به رابطه (۱۸) که در بخش بنگاه‌های کالای واسطه داشتیم و روابط (۳۴) می‌توانیم رابطه (۴۰) را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$P_t^* = \left(\frac{\theta}{\theta - 1}\right)\frac{X_t}{Z_t} \quad (۳۹)$$

علاوه بر این، با ترکیب روابط (۳۴) و (۱۰) و حل آن برحسب P_t^* خواهیم داشت:

$$P_t^* = \left(\frac{1 - \mu\pi^{\theta-1}}{1 - \mu}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۴۰)$$

معادلات تعادلی و رفتاری مورد استفاده در این مقاله در بخش ضمیمه آورده شده است.

۵. برآورد مدل با رویکرد بیزی

در این بخش به برآورد غیرخطی از مدل آورده شده در قسمت ۴، حول وضعیت تعادلی خود برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۷ با استفاده از داده‌های فصلی

می‌پردازیم. این تحلیل بر اساس داده‌های فصلی مصرف حقیقی، تولید ناخالص داخلی، تورم و مالیات‌ها به عنوان متغیرهای قابل مشاهده است که از بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده است. به دلیل آنکه در مدل استفاده شده فرض شده اقتصاد ایران تنها از طریق فروش نفت با دنیای خارج مراوده دارد و صادارت و واردات سایر کالاها و خدمات در نظر گرفته نشده است، میزان صادارت را از تولید ناخالص داخلی حذف کرده‌ایم. برای وارد کردن داده‌ها پس از لگاریتم‌گیری از داده‌ها، تعدیلات فصلی بر روی آنان انجام شده است و سپس داده‌ها با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات[1] روندزدایی شده است. فرآیند تخمین بیزینی که در تخمین پارامترهای مدل این تحقیق از آن بهره گرفته شده است شامل چهارمرحله اصلی است:

۱- با استفاده از فرآیند بلنچارد-خان[2] (۱۹۸۰) نمایش فضای حالت[3] مدل استخراج می‌شود. فضای حالت شامل یک بردار از متغیرهای حالت درونزا و شوک‌های برونزا و یک معادله اندازه‌گیری است که متغیرهای حالت را به متغیرهای قابل مشاهده مربوط می‌کند. نمایش فضای حالت در مدل به صورت زیر است

$$\mathbb{S}_t = A\mathbb{S}_{t-1} + B\boldsymbol{\varepsilon}_t$$
$$\mathbb{F}_t = C\mathbb{S}_t$$

که $\mathbb{S}_t$ بردار متغیرهای حالت است که شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده نیز می‌شود و $\mathbb{F}_t$ بردار متغیرهای قابل مشاهده است.

۲- دومین مرحله آن است که قبل از وارد شدن به مرحله تخمین، به کالیبره‌کردن برخی پارامترها بپردازیم. هدف اصلی از انجام این مقاله استخراج میزان چسبندگی قمیت است اما از آنجا که مرجعی برای کالیبره کردن دو پارامتر γ و κ که به ترتیب نماد پارامتر ترجیحات تقاضای پول در تابع مطلوبیت و پارامتر مربوط به حاکمیت مالی هستند برای اقتصاد ایران در دسترس نبود، به تخمین این

1. Hodrick-Prescott
2. Blanchard and Khan's Procedure
3. state-Space

دو پارامتر نیز پرداخته شد. برای تخمین این پارامترها باید توزیع پیشین آنان مشخص شود و سایر پارمترها را با استفاده از مطالعات انجام شده و یا برآوردهای اقتصاد سنجی کالیبره می‌کنیم که به قرار زیر است:

- میزان سهم سرمایه در اقتصاد ایران، α، بر اساس مطالعه شاهمرادی (۱۳۸۷)، ۰,۴۱۲ در نظر گرفته شده است.
- نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده، β، ۰,۹۸ در نظر گرفته شده است. در مطالعات اقتصادی مختلف عدد نرخ تنزیل ذهنی بین ۰,۹۳ تا ۰,۹۹ در نظر گرفته شده است و در این مطالعه بهترین نتیجه با عدد ۰,۹۸ حاصل شد و کالیبراسیون با این عدد انجام گرفت. رزنده و ربی (۲۰۰۸) این پارامتر را برای کشورهای کانادا، مکزیک، آمریکا و کره جنوبی به ترتیب اعداد ۰/۹۸، ۰/۹۶، ۰/۹۸ . ۰/۹۵ استخراج کردند.
- کشش جانشینی میان گروه‌های مختلف کالاها، θ، بر اساس مطالعه ابراهیمی (۱۳۸۸) ۴,۳۳ در نظر گرفته شده است که بیانگر مارک-آپ ۳۰ درصدی در اقتصاد ایران است.
- کشش عرضه نیروی کار، η، بر اساس کار تقوی و صفرزاده (۱۳۸۹)، ۱,۴۶ در نظر گرفته شده است.
- نرخ استهلاک، δ، برای اقتصاد ایران بر اساس کار متوسلی و دیگران (۱۳۸۹) ۰,۰۴۲ تعیین شده است.
- کشش بهره‌ای تقاضای پول برای اقتصاد ایران، ψ، ۰,۶۶ در نظر گرفته شده است. داوودی و زارع‌پور (۱۳۸۵) در مطالعه خود مقدار ۰,۷ را برای این پارامتر استخراج کردند.
- ضریب خودهمبستگی شوک درآمدهای نفتی، شوک مخارج دولت، شوک بهره‌وری و شوک تغییرات نقدینگی بر اساس محاسبات سنجی محقق استخراج شده است. ضرایب خودهمبستگی استخراجی محقق و سایر پارامترهای مورد نیاز در جدول شماره ۱ آورده شده است.

جدول ۱. مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل

پارامتر	نماد	مقدار
سهم سرمایه	α	۰,٤۱۲
نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده	β	۰,۹۸
کشش عرضه نیروی کار	η	۱,٤٦
کشش جانشینی میان گروه‌های مختلف کالاها	θ	٤,۳۳
نرخ استهلاک	δ	۰,۰٤۲
کشش بهره‌ای تقاضای پول برای اقتصاد ایران	ψ	۰,٦٦
ضریب خودهمبستگی شوک بهره‌وری	ρ_a	۰,۷۲
ضریب خودهمبستگی شوک نفتی	ρ_{po}	۰,٥٦
ضریب خودهمبستگی شوک مخارج دولت	ρ_g	۰,٤٤
ضریب خودهمبستگی شوک تغییرات نقدینگی	ρ_{sm}	۰,۸٦

منبع: منابع متفاوت (مأخذ هر یک از پارامترها در متن مقاله بیان شده است)

۱- مرحله سوم آن است که توزیع پیشین پارامتر و یا پارامترهای مورد نظر که می‌خواهیم برآورد نماییم مشخص گردد. برای مشخص کردن توزیع پیشین پارامتر مربوط به حاکمیت مالی دولت، ξ، ما از مطالعه رزنده و ربی (۲۰۰۸) بهره گرفتیم که بر اساس آن توزیع پیشین این پارامتر بتا در نظر گرفته شده است. در کنار تخمین پارامتر مربوط به حاکمیت مالی دو پارامتر کشش بهره‌ای تقاضای پول و چسبندگی قیمتی را نیز به علت نبود مطالعات خرد انجام شده در مورد آنان در اقتصاد ایران تخمین می‌زنیم و توزیع آن‌ها را به ترتیب گاما و بتا در نظر می‌گیریم.

۲- با استفاده از الگوریتم متروپلیس-هستینگ به برآورد پارامتر مورد نظر می‌پردازیم. در مدل تصریح شده تعداد تکرار الگوریتم متروپلیس-هستیگ که با نماد mh_replic در نرم‌افزار مشخص می‌شود را ۲۰ هزار در نظر گرفتیم. تعداد زنجیره‌های موازی برای این الگوریتم که با نماد mh_nblocks وارد کد نویسی می‌شود بر اساس پیش‌فرض برنامه ۲ است که همین میزان برای اجرای برنامه انتخاب شد. میزان توزیع‌های پرشی که در کد نویسی نماد mh_jscale را دارد به صورت پیش‌فرض رقم ۰,۲ در نظر گرفته شده است که بر اساس راهنمای برنامه داینر بهترین رقم برای این عدد است و اگر اجرای

مدل با این عدد به نرخ پذیرش ۰٫۲ برسد، نشان از خوبی برازش دارد. در اجرای این برنامه رقم ۰٫۲ برای این میزان در نظر گرفته شده است. درصد پارامترهای اولیه که قبل از استفاده از توزیع‌های پسین شبیه‌سازی شده می‌باید حذف شوند، با نماد mh_init_scale کد نویسی می‌شود که در اجرای این برنامه عدد ۰٫۴ برای آن انتخاب شده است.

٦. نتایج حاصل از مدل

نتیجه اجرای کدنویسی مربوط به مدل طراحی شده برای اقتصاد ایران در نرم‌افزار داینر نشان می‌دهد که ضریب پذیرش مدل ۰٫۴۱ است که با توجه به میزان توزیع‌های پرشی ۰٫۲ برای توزیع‌های پسین و انتخاب رقم ۰٫۴ برای درصد پارامترهای اولیه‌ای که قبل از استفاده از توزیع‌های پسین شبیه‌سازی شده می‌باید حذف شوند، این میزان نشان از خوبی برازش مدل دارد. به طور کلی میزان ضریب پذیرش در بازه ۰٫۲ تا ۰٫۴ ضریب مناسب تلقی می‌شود. نتایج نهایی پس از اجرای نرم‌افزار داینر به این صورت است که در ابتدا میانگین توزیع پسین و پیشین و توزیع و خطای استاندارد توزیع پسین آورده می‌شود که در جدول شماره (۲) این نتایج آورده شده است.

جدول ۲. میانگین توزیع پسین و پیشین و توزیع و خطای استاندارد پارامترها

پارامتر	میانگین توزیع پسین	میانگین توزیع پسین	توزیع پسین	خطای استاندار
چسبندگی قیمتی	۰٫٤	۰٫٤٦٤٥	*beta*	۰٫۰۱
تسلط سیاست مالی	۰٫٤	۰٫۳۳۷۸	*beta*	۰٫۰۱
کشش بهره‌ای تقاضای پول	۸	۷٫۳۸۰۲	*gamm*	۰٫۱

منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که جدول ۲ نشان می‌دهد، نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که میزان چسبندگی قیمت در اقتصاد ایران حدود ۴۶٪ است. به عبارت دیگر به طور متوسط در هر دوره تنها ۴۶ درصد از بنگاه‌ها توان تغییر قیمت کالاهای خود به دلایل مختلف را ندارند.

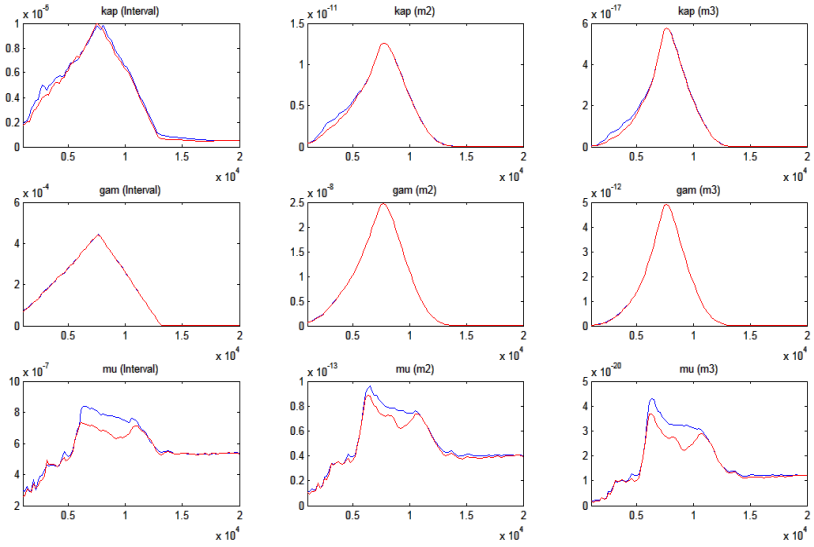
ریزنده و ربی (۲۰۰۸) این پارامتر را برای آمریکا ۵۳/.، کانادا ۶۷/.، کره ۵۳/. و مکزیک ۳۴/. در نظر گرفته‌اند. میزان چسبندگی به عوامل مختلفی بستگی دارد اما در یک اقتصاد تورمی انتظار درجه بالای چسبندگی وجود ندارد. بر این اساس درجه چسبندگی ۴۶/. برای اقتصاد ایران قابل قبول به نظر می‌رسد.

یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان MCMC[1] است که در واقع مرجع اصلی برای یافتن اطمینان از درستی جواب‌های مدل است. همان‌طور که ذکر شد داینر چندین بار شبیه‌سازی متروپلیس-هستینگ را اجرا می‌کند و در هر بار از یک نقطه کار خود را آغاز می‌کند. اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد باید رفتار این زنجیره‌ها شبیه هم باشد و یا به سمت یکدیگر همگرا شوند. داینر سه شاخص با نام‌های Interval، m2 و m3 نیز از طریق نمودارهای MCMC ارائه می‌دهد که به ترتیب بیانگر فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارمترها است. در نمودارهایی با عنوان multivariate diagnostic همین نمودارها با ماهیت مشابه هستند که شاخص کلی را بر اساس مقادیر ویژه از ماتریس واریانس- کوواریانس هر پارامتر ارائه می‌دهد. با استفاده از این نمودارها می‌توان شواهدی برای همگرایی و ثبات نسبی در تمام گشتاورهای پارامترها ارائه نمود. در تمام این نمودارها محور افقی بیانگر تعداد تکرارهای متروپلیس-هستینگ و محور عمودی بیانگر گشتاور پارامترهاست.

در صورتی که در این نمودارها شباهت نموداری مشاهده نشود می‌توان نتیجه گرفت که توزیع‌های پیشین درست نیست و باید تخمین را با توزیع‌های پیشین جدید تکرار کرد و یا تعداد شبیه‌سازی‌های متروپلیس-هستینگ را بالا برد. در نمودار شماره (۱) و نمودار شماره (۲) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول ، دوم و سوم MCMC و multivariate diagnostic آورده شده است.

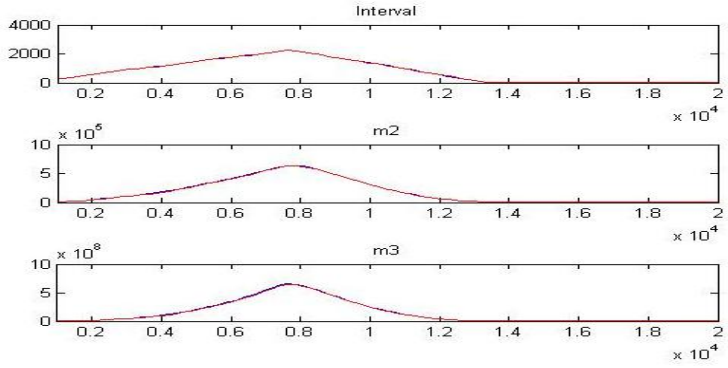
1. Monte Carlo Markov Chains

نمودار شماره ۱. MCMC



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار شماره ۲. Multivariate Diagnostic



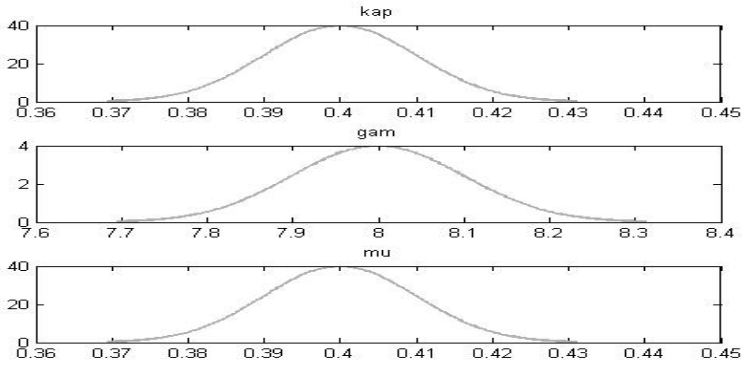
منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود رفتار مشابه برای پارامتر چسبندگی قیمتی در نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد.

در نمودار دیگری توزیع‌های پیشین با توزیع‌های پسین مقایسه شده است. در نمودار شماره (۳) توزیع‌های پیشین و در نمودار شماره (۴) توزیع‌های پسین پارامترها آورده شده

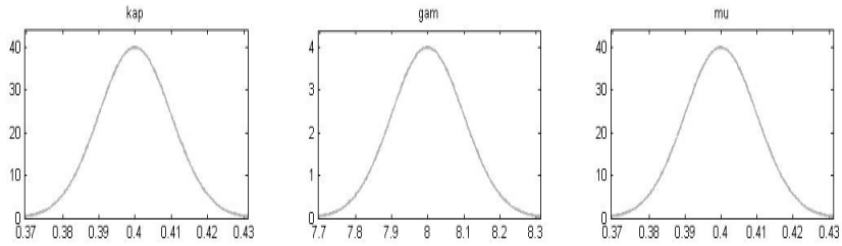
است که همگی دارای شکل نرمال هستند. در این نمودارها اگر توزیع پیشین و پسین اختلاف زیادی داشته باشند احتمالاً مدل دارای ایراد است. از سوی دیگر باید توزیع پسین شکلی شبیه به توزیع نرمال داشته باشد.

نمودار شماره ۳. توزیع‌های پیشین پارامترها



منبع: محاسبات تحقیق

نمودار شماره ٤. توزیع‌های پسین پارامترها



منبع: محاسبات تحقیق

مرحله دیگر برای ارزیابی نتایج مدل بررسی توابع واکنش آنی شوک‌هاست. بررسی اثرات چهار شوک مدل بر متغیرهای اقتصادی با شواهد تجربی و مبانی نظری سازگاری دارد. برای مثال همان‌طور که انتظار می‌رود با شوک بهره‌وری دستمزد نیروی کار و نرخ اجاره سرمایه بالا می‌رود. افزایش بهره‌وری در تابع تولید منجر به افزایش میزان تولیدات می‌شود. در بسیاری از مطالعات خارجی با افزایش بهره‌وری و دستمزدها ممکن است میزان

عرضه نیروی کار پایین رود اما در ایران به دلیل سطح پایین رفاهی با افزایش دستمزد انگیزه نیروی کار برای ورود به بازار کار و یا عرضه بالاتر نیروی کارشان با افزایش تعداد ساعات کاری افزایش می‌یابد که نمودارهای مربوط به نرم‌افزار مؤید این نکات هستند. از سوی دیگر با افزایش تولیدات تورم کاهش می‌یابد.

طبق نتایج مدل با افزایش درآمدهای نفتی میزان درآمد مالیاتی کاهش می‌یابد. از سوی دیگر درآمد نفتی می‌تواند منجر به کاهش استفاده از درآمد ناشی از حق‌الضرب و کاهش نقدینگی شود اما در نهایت تبدیل درآمد ارزی نفتی به پول داخلی می‌تواند منجر به افزایش نقدینگی شود. افزایش درآمدهای نفتی می‌تواند از طریق واردات بی‌رویه منجر به تضعیف صنایع داخلی کشور شود و در نهایت منجر به کاهش تولیدات داخلی شود که در ادبیات اقتصادی بیماری هلندی نام دارد. تابع واکنشی تولید در برابر شوک تولیدی نشان از کاهش تولیدات داخلی دارد که می‌تواند شاهدی بر وجود بیماری هلندی در ایران و عدم توانایی اقتصاد ایران از استفاده مطلوب این درآمدها دارد.

همان‌طور که انتظار داریم شوک تغییرات نقدینگی در این مدل منجر به افزایش درآمدهای ناشی از حق‌الضرب می‌شود. از سوی دیگر این افزایش منجر به افزایش بدهی‌های دولت شده است که می‌تواند گواهی بر تکیه دولت بر این درآمد و روی‌آوری آن به بدهی بالاتر باشد. در این مدل افزایش نقدینگی منجر به افزایش تولیدات شده است که می‌تواند شاهدی بر کمبود نقدینگی بازار برای اهداف تولیدی صرفنظر از آثار تورمی آن باشد.

در نمودارهای نرم‌افزار افزایش مخارج دولت با افزایش بدهی‌های دولت همراه است و دولت برای جبران این بدهی به درآمدهای ناشی از حق‌الضرب متوسل می‌شود که خود باعث افزایش نقدینگی و تورم می‌شود. از طرف دیگر افزایش مخارج دولت می‌تواند جانشین جبری سرمایه‌گذاری شده و میزان آن را کاهش دهد. تابع واکنش سیاستی نشان از تاثیر نهایی مثبت افزایش مخارج دولتی بر تولید دارد.

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف این مقاله برآورد چسبندگی قمیت در اقتصاد ایران بوده است. به این منظور پس از بیان مسئله و ارائه ادبیات و روش تحقیق, مدل مناسب برای اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی گردید. پس از آن به منظور برآورد چسبندگی, با اتکاء به مقادیر برخی از پارامترها و متغیرهای قابل مشاهده, پارامترهای باقیمانده با رویکرد بیزی برآورد شد. به منظور اطمینان از قابل قبول بودن مدل, ضریب پذیرش, نمودارهای MCMC و نمودارهای multivariate diagnostic بررسی شده و نمودار توزیع‌های پیشین و پسین با یکدیگر مقایسه شد. نتایج مدل نشان می‌دهد که میزان چسبندگی قمیت در اقتصاد ایران ۴۶ درصد است که شرایط تورمی این اقتصاد می‌تواند تائیدی بر پایین بودن این مقدار در اقتصاد ایران باشد.

منابع و مآخذ

- ابراهیمی, ایلناز (۱۳۸۸), "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد صادرکننده نفت"، *رساله دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران*.
- داوودی, پرویز و زهرا زارع پور (۱۳۸۵), "نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تاکید بر شاخص دیویژیا", *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*, شماره ۲۹.
- شاهمرادی, اصغر (۱۳۸۷), "بررسی اثرات تغییر قیمت های انرژی بر روی سطح قیمت, تولید و دفاه در اقتصاد ایران", *وزارت اقتصاد و دارایی*.
- صفرزاده, اسماعیل (۱۳۸۹), "نرخ بهینه خلق پول در اقتصاد ایران", رساله دکتری, *دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی*.
- فخر حسینی،سید فخرالدین، اصغر شاهمرادی و محمد علی احسانی (۱۳۹۱), "چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران"، *پژوهش های رشد و توسعه پایدار، سال دوازدهم، شماره اول*.
- An, Sungbae; Schorfheide, frank (2006), Bayesian Analysis of DSGE Models, University of Pennsylvania
- Baig, Taimur; Kumar, Manmohan; Vasishtha, Garima ; Edda Zoli, (2006); Fiscal and Monetary Nexus in Emerging Market Economies: How Does Debt Matter?, *International Monetary Fund*, WP/06/184
- Benchimol, Jonathan & forcans, Andre (2009), Money in a DSGE Framework with an Application to the EURO Zone, *Business School and CES-TEAM*
- Benchimol, Jonathan; Fourcans, Ander (2009), Money in a DSGE framework with an application to the Euro zone, *ESSEC Business School*
- Blinder A. (1982), Issues in the Coordination of Monetary and Fiscal Policy, *National Byreau of Economic Research*, Working Paper No. 982.
- Bohn(1998), The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits, *the quarterly journal of economics*, vol 113
- Camilo E Tovar (2008), DSGE models and central banks, *Monetary and Economic Department*, No 258
- Clément, Jean & Peiris, Shanaka (2007), An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries, *International Monetary Fund*, WP/07/282
- Kremer, Jana (2004), Fiscal rules and monetary policy in a dynamic stochastic general equilibrium model, *Deutsche Bundesbank*, No 35/2004
- Kriwoluzky, Herr Alexander (2009), Matching DSGE Models To Data With Applications To Fiscal And Robust Monetary Policy, Humboldt-Universität
- Leeper, Eric (1991), 'Equilibria under "active" and "passive" monetary and fiscal

- Matthew B. Canzoneri, Robert E. Cumby and Behzad T. Diba (2000), Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? *Georgetown University*
- Pekaraski, Sergey (2007), Fiscal and Monetary policy Interaction and sustainability of public debt, the quarterly journal of economics, vol 113
- policies', *Journal of Monetary Economics* 27, 129–147.
- Resende, Carlos; Rebei, Nooman (2008), Estimating the Degree of Fiscal Dominance in a DSGE Model with Sticky Prices and Non-Zero Trend Inflation, *International Department Bank of Canada,*
- Smets, Frank and Wouters, Raf (2003), Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach, *European Central Bank*, NO 722
- Tanner, Evan; Ramos, Alberto; Fiscal Sustainability and monetary versus fiscal dominance: Evidance from Brazil, 1991-2000, *International Monetary Fund*, WP/02/5

ضمیمه :

$$\lambda_t = \frac{1}{C_t}$$

$$\lambda_t = \gamma(m_t)^{-\frac{1}{\psi}} + \beta E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right]$$

$$\lambda_t = \frac{\eta}{(1-h_t)W_t}$$

$$\lambda_t = \beta i_t E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right]$$

$$\lambda_t = \beta\lambda_{t+1}[1 + r_{t+1} - \delta]$$

$$y_t(j) = a_t k_{t-1}(j)^{\alpha} h_t(j)^{1-\alpha}$$

$$r_t = (1-\alpha)\varphi_t(j)\frac{y_t(j)}{K_{t-1}(j)}$$

$$W_t = \alpha\varphi_t(j)\frac{y_t(j)}{h_t(j)}$$

$$\mathrm{y_t} + \mathrm{p_t^0 o_t} = c_t + \mathrm{x_t} + \mathrm{g_t}$$

$$\chi_t \equiv E_t \Sigma_{n=0}^{\infty}(\mu\beta)^s \lambda_{t+n}\varphi_{t+n} y_{t+n}\left(\frac{p_{t+n}}{p_t}\right)^{\theta}$$

$$Z_t \equiv E_t \Sigma_{n=0}^{\infty}(\mu\beta)^n \lambda_{t+n}\varphi_{t+n} y_{t+n}\left(\frac{p_{t+n}}{p_t}\right)^{\theta-1}$$

$$\log(a_t) = P_a \log(a_{t-1}) + \varepsilon_{a,t}$$

$$\log(g_t) = \rho_g \log(g_{t-1}) + \varepsilon_{g,t}$$

$$\log(s_t^M) = \rho_{s^{\mathrm{M}}} \log(s_{t-1}^M) + \varepsilon_{s^{\mathrm{M}},t}$$

$$\log(po_t) = \rho_{po} \log(po_{t-1}) + \varepsilon_{po,t}$$

$$P_{\mathrm{t}}^* = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)\frac{\mathrm{X_t}}{\mathrm{Z_t}}$$

$$P_{\mathrm{t}}^* = \left(\frac{1-\mu\pi^{\theta-1}}{1-\mu}\right)^{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$g_t + (i_{t-1} - 1)\frac{B_{t-1}}{P_t} = P_t TA_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_t - B_{t-1}}{p_t} + po_t$$

$$s_t^{\tau} = TA_t + po_t - g_t$$

$$s_t^M = \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t}$$

$$\tau_{\mathrm{t}} = s_t^{\tau} + \mathrm{E_t}\left[\frac{\pi_{t+1}}{\mathrm{i_t}}\tau_{\mathrm{t+1}}\right]$$

$$\mathrm{S_t} = s_t^M + \mathrm{E_t}\left[\frac{\pi_{t+1}}{\mathrm{i_t}}\mathrm{S_{t+1}}\right.$$

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + x_t$$