فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره پنجم، زمستان 1390

بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

دکتر سعید مشیری*، شعله باقری پرمهر**، سید هادی موسوی نیک***

دریافت:1390/9/21 پذیرش:1390/12/1

چکیده

یکی از مسائلی که کشورهای در حال توسعه در سطوح سیاستی با آن مواجه می‌شوند، نحوه نامناسب تعامل سیاست‌های مالی و پولی است. به اعتقاد بسیاری از کارشناسان عمده‌ترین دلیل تورم در این کشورها را می‌توان به پولی کردن بدهی‌های دولتی از جمله بدهی مربوط به اوراق بهادار دولتی از طریق استقراض از بانک مرکزی منسوب کرد. در این مقاله سعی شده است تا میزان پولی کردن این نوع بدهی‌ها که شاخصی برای حاکمیت سیاست مالی است در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با استفاده از رویکرد بیزی بررسی شود. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می دهد میزان تسلط سیاست های مالی در اقتصاد ایران 77 درصد است که نشان از استقلال پایین بانک مرکزی دارد. در پایان خوبی برازش در مدل با استفاده از شاخص های مربوطه مورد بررسی قرار گرفته است که نشان از خوبی برازش مدل دارد.

کلمات کلیدی: تسلط سیاست مالی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، رویکرد بیزی.

طبقه‌بندی JEL: C11, E63, C69.

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: saeedmoshiri@hotmail.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، نویسنده مسئول Email: sholeh_bp@yahoo.com

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: Hadi.Mousavy@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

1- مقدمه

یکی از اهداف اصلی در اقتصاد هر کشور دستیابی به رشد مناسب اقتصادی و برقراری ثبات قیمت‌هاست. برای نیل به این اهداف دولت‌ها دو نوع ابزار را به کار می‌گیرند. سیاست مالی که طی آن سطح مالیات و مخارج دولت مشخص می‌شود و سیاست پولی که عمدتاً به مدیریت عرضه پول و تنظیم نرخ بهره می‌پردازد. سیاست مالی توسط دولت هر کشور به کار گرفته می‌شود در حالی که متولی سیاست‌های پولی بانک مرکزی است. آنچه در این میان دارای اهمیت فراوانی است نحوه تعامل سیاست‌های مالی و پولی است، چرا که این تعامل نقشی اساسی در تعیین روند متغیرهای کلان اقتصادی خواهد داشت.

هدف از ارائه این مقاله روشن ساختن اصول حاکم سیاستی در شکل‌دهی تعامل میان سیاست‌های مالی و پولی است که منجر به شرایط فعلی ایران، یعنی تورم مزمن و رشد اقتصادی کمتر از میزان بالقوه خود شده‌اند. در ادامه به ارائه مبانی نظری و مرور ادبیات در این حوزه می پردازیم. سپس با ارائه مدل اقتصاد کلان برای ایران و تبیین توابع رفتاری و سیاستی به استخراج میزان تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران می‌پردازیم. برای مدل‌بندی فضای سیاستی ایران از توابع رایج مانند قانون تیلور و یا قانون رشد پولی به عنوان توابع عکس‌العملی بانک مرکزی استفاده نخواهد شد. قانون سیاستی مورد استفاده در این مقاله در واقع متکی بر این فرض است که κ درصد از بدهی دولت توسط ارزش فعلی مازاد اصلی جاری و آتی بودجه و باقیمانده آن نیز از استقراض از بانک مرکزی تامین می‌شود. پس از حل مدل میزان κ در اقتصاد ایران تخمین زده خواهد شد. در مرحله بعد اثرات شوک‌های اصلی در اقتصاد ایران (شوک درآمدهای نفتی، شوک بهره‌وری، شوک مخارج دولت و شوک پولی) تحت درجه تسلط سیاست مالی استخراج وتجزیه و تحلیل خواهند شد. در انتهای مقاله به ارزیابی مدل و خوبی برازش آن با استفاده از شاخص های موجود می پردازیم.

Archive of SID

www.SID.ir

2-مبانی نظری و مروری بر ادبیات

طی سه دهه اخیر بحث میان ارتباط سیاست‌های مالی و پولی در ادبیات اقتصادی نقش پررنگی پیدا کرد. اولین بار سارجنت و والاس (1981) این بحث را مطرح کرده‌اند. این دو نشان دادند که سیاست پولی قادر به کاهش تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت بدون تغییرات اساسی در سیاست‌های مالی نیست (بایگ و دیگران[1]، 2006). به عبارت دیگر آنان بحث تسلط سیاست مالی را مطرح کردند که طی آن مقامات مالی کسر بودجه خود را از طریق فروش اوراق قرضه و انتشار اسکناس تامین مالی می‌نمایند و مقامات پولی قدرت کنترل تورم را ندارند. اگر به هر دلیلی کسر بودجه دولت و یا بدهی‌های دولتی افزایش یابد نرخ بهره افزایش می‌یابد. اگر مقامات پولی با هدف کنترل تورم در ابتدای امر سیاست پولی انقباضی اعمال نمایند باعث افزایش بیشتر نرخ بهره خواهند شد که در اینصورت کسر بودجه آتی به دلیل تعهدات مالی دولت افزایش می‌یابد. این کسر بودجه انتشار پول بیشتر در آینده و تورم آتی بالاتر را ایجاد خواهد کرد. در چنین شرایطی بدهی‌های کمتر – در صورتی که نرخ بهره حقیقی را کمتر از نرخ رشد اقتصادی نماید – می‌تواند به احیای اثربخشی سیاست‌های پولی در کنترل تورم کمک نماید.

به طور کلی می‌توان گفت بعد از پررنگ شدن بحث تعامل میان سیاست‌های مالی و پولی که بحث تسلط سیاست مالی یکی از ابعاد آن است، ادبیات موجود در این زمینه به دو دسته اصلی تقسیم شد. یکی از این شاخه‌ها به بررسی اثر تعامل سیاست‌های مالی و پولی بر بدهی‌های دولتی بدون استفاده از نگرش تئوری بازی‌ها می‌پرداخت که با "تئوری مالی تورم"[2] در دهه 1980 مطرح شد (از جمله می‌توان به کارهای درازن [3] (1985)، لیویاتان[4]

1.Baig et al (2006)
2.Fiscal theory of inflation
3.Drazen (1985)
4.Liviatan (1984)

www.SID.ir

(1984، 1986، 1988)، آیگری و گرتلر[1] (1985) و برونو و فیشر[2] (1990) اشاره کرد). در دهه 1990 شکل جدید این نگرش با عنوان "تئوری مالی سطح قیمت"[3] (FTPL) توسط سیمز (1994) و ودفورد (1995) مطرح شد. بر طبق این تئوری با یک عرضه پول مشخص، مسیرهای مختلف تورمی می‌توانند با تعادل اقتصادی همراه باشند که سیاست مالی تعیین کننده این مسیر تورمی است.

نگرش دوم در این زمینه بر پایه توصیف استراتژی بهینه تعامل میان سیاست‌هاست که افرادی مانند بلیندر[4] (1982)، تابلیانی[5] (1985، 1986، 1987)، السینا و تابلیانی[6] (1987)، پتیت[7] (1989)، نورهاوس، اسکولتز و فیشر[8] (1994) بر روی آن کار کردند (پکارتکی[9]، 2007). با توجه به آنکه این نگرش در کشورهایی موضوعیت دارد که بانک مرکزی آن‌ها تا حدی مستقل است و به عنوان یک بازیگر مستقل در تعامل با دولت ایفای نقش می‌نماید، بررسی این نگرش در این تحقیق ضروری نمی‌نماید. بعد از این مقدمات در این قسمت می‌خواهیم مشخصاً به مروری بر ادبیات مربوط به تسلط سیاست مالی بپردازیم.

3- روش‌شناسی

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 سیستمهایی 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

1.Aiyagari & Gertler (1985)
2.Bruno & Fischer (1990)
3.Fiscal theory of the price level
4.Blinder (1982)
5.Tabellini (1985,1986,1987)
6.Alesina & Tabellini (1987)
7.Petit (1989)
8.Nordhaus, Schultze, Fischer (1994)
9.Pekardki (2007)

Archive of SID

www.SID.ir

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 25 سال اخیر در ادبیات اقتصاد کلان مطرح شده است. مدل‌های DSGE ابزار مناسبی برای ایجاد چارچوبی منسجم در بحث‌های سیاستگزاری و تحلیلی محسوب می‌شوند. این مدل‌ها توانایی پاسخگویی به مسائلی همچون تغییرات ساختاری، پیش‌بینی و پیشگویی اثرات تغییرات سیاستی و آزمایشات کانترفکچوال[2] 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 (تووار[3]، 2008).

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.

در این تحقیق به منظور حصول هدف اصلی که استخراج درجه تسلط سیاست مالی (یا

1.Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

2.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 (2008)

Archive of SID

www.SID.ir

عکس آن درجه استقلال بانک مرکزی) است، از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است که سعی شده است با ساختار خاص اقتصاد ایران تعدیل شود. به منظور برآورد مدل نیز به رغم پیچیدگی‌ها و دشواری‌های موجود، از رویکرد بیزی استفاده شده است. فرض پایه‌ای برای حصول هدف مورد نظر آن بوده است که κ درصد از بدهی دولت توسط ارزش فعلی مازاد اصلی جاری و آتی بودجه و باقیمانده آن نیز از استقراض از بانک مرکزی تامین می‌شود 1-k درجه تسلط سیاست مالی و κ درجه استقلال بانک مرکزی را نشان می‌دهد. بنابراین همه تلاش این مقاله برآورد این پارامتر در فضای اقتصاد ایران است.

4-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 مقاله 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] (2008) 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.

1. Representative Household
2. Resende & Rebei (2008)

www.SID.ir

4-1- خانوارها

در این مدل فرض می‌شود در هر دوره زمانی t، خانوارها نیروی کار خود، h، را می‌فروشند و انباره سرمایه‌ای که از دوره قبل به آنان رسیده، k، را اجاره می‌دهند. W و r دستمزد حقیقی و نرخ اجاره سرمایه هستند. خانوارها صاحبان بنگاه‌ها نیز به شمار می‌آیند و پرداخت اسمی سود سهام تقسیم شده، D، نیز به آنان می‌رسد. بعد از پرداخت مالیات دریافت درآمد بهره‌ای اوراق قرضه دولتی در دوره قبل، خانوارها این مانده را 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:

$$\max E \sum_{t}^{\infty} \beta^{t} \left[\log(c_t) + \gamma \frac{\psi}{\psi - 1} \left(\frac{M}{p}\right)_t + \eta \log(1 - h_t)\right]$$

با دو قید زیر

$$c_t + x_t + \frac{M_t}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} < w_t h_t + r_t k_t + \frac{M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_{t-1}}{p_t} - \frac{T_t}{p_t} + i_{t-1} \frac{B_{t-1}}{p_t}$$

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

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 $\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$، β عامل تنزیل ذهنی بین صفر و یک، Ψ کشش بهره‌ای تقاضای پول، x_t سرمایه‌گذاری حقیقی، T_t خالص مالیات پرداختی اسمی، i_t 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 (1) ارائه شده است:

Archive

www.SID.ir

$$\ell = E\left(\sum^{\infty} \beta \lg(c) + \gamma \lg(m)^{-} + \eta \lg(1-ht) - \lambda t\, c + X + M + b - w\, h - r\, K - - - + i -\right) \quad (1)$$

با توجه به مسئله بهینه‌یابی فوق، می‌توان شرایط مرتبه اول را نسبت به متغیرهای تصمیم خانوار یعنی ، m، h، b، k به دست آورد (حروف انگلیسی کوچک نماد مقادیر حقیقی متغیرهاست) که معادلات زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\frac{\partial \ell}{\partial} = \beta - - \lambda = 0 \rightarrow \lambda = - \quad (2)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial} = \beta \gamma(m)^{-} - \lambda + \rightarrow \lambda = \gamma(m)^{-} + \beta E \quad (3)$$

$$\beta \quad E = 0$$

$$\frac{\partial \ell}{h} = \beta \frac{}{h} - W\lambda = 0 \rightarrow \lambda = \frac{}{(h)} \quad (4)$$

$$\frac{\ell \partial}{} = -\beta\lambda + \beta \; i\, E = 0 \rightarrow \lambda = \beta i E \quad (5)$$

$$\frac{\ell \partial}{} = -\beta\lambda - \beta \lambda - r = 0 \rightarrow \lambda = \quad (6)$$

$$\beta\lambda \quad [1 + r - \delta]$$

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

4-2- 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، $y(j)$ واحد از کالای واسطه‌ای را به کار می‌گیرد و y واحد محصول، بر اساس تابع تولید با کشش جانشینی ثابت تولید می‌نماید.

4-2-1- بنگاه نماینده کالای نهایی

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

Archive of SID

www.SID.ir

$$y = [\int y(j)^{\frac{\theta}{\theta}} d]^{\frac{\theta}{\theta}} \quad (7)$$

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 می‌فروشد و $y(j)$ را به نحوی انتخاب می‌کند که سودش را که در رابطه (8) آورده شده است حداکثر شود.

$$p y - \int p(j) y(j) dj \quad (8)$$

در نهایت حداکثرسازی سود تابع تقاضای زیر را نتیجه می‌دهد

$$y(j) = [\frac{(\ )}{}] \quad y \quad (9)$$

معادله (9) که یک تابع تقاضای استیگلیتز – دیکسیت استاندارد[1] برای کالای 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.

$$P = \{\int p(j) \quad dj] \frac{}{} \quad (10)$$

4-2-2-بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه‌هایی که کالاهای واسطه‌ای تولید می‌نمایند $k(j)$ واحد سرمایه، $h(j)$ واحد نیروی کار و تکنولوژی، a، برای تولید $y(j)$ واحد از کالاهای مختلف j تحت تابع کاب داگلاس به کار می‌برند که به صورت زیر خواهد بود:

$$y(j) = a\, k(j)\, h(j) \quad (11)$$

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

$$\log(a) = P \log(a\ ) + \varepsilon \quad (12)$$

چسبندگی اسمی از طریق روش قیمت‌گذاری کالوو[2] معرفی و وارد مدل می‌شود.

1. A Standard Stiglitz – Dixit Demand Function
2. Calvo – Pricing

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی که بنگاه نوعی j می‌تواند قیمت بهینه محصول خود در دورهٔ t را تعیین کند، K (j)، h (j) و P (j) را به نحوی انتخاب می‌کند که مجموع ارزش فعلی سود آتی آن حداکثر شود. برای این کار بنگاه قیمت حقیقی، w، نرخ اجاره r، قیمت کل p و تابع تقاضای (9) را داده شده در نظر می‌گیرد. صورت ریاضی، مسئله بنگاه j حداکثرسازی رابطه زیر

$$E \sum^{\alpha} (\mu\beta) \frac{\lambda}{\lambda} \left(\frac{(\ )}{}\right) \qquad (13)$$

با توجه به معادلات (9) و (11) و قیدهای زیر است:

$$D(j) = P(j)y(j) - [P W h(j) + r K(j)] \qquad (14)$$

$$P(j) = P(j) \quad \forall \geq 0 \qquad (15)$$

که در آن D (j) سود اسمی تقسیم شده، λ نشان دهندهٔ مطلوبیت نهایی مصرف است که همان ضریب لاگرانژ متناظر با قید بودجه خانوار (رابطه 1) در دوره t می‌باشد، $\beta \frac{\lambda}{\lambda}$ عامل تنزیل تصادفی مورد استفاده سهامداران برای ارزش گذاری منافعشان در زمان t است و ? احتمال آن است که قیمت‌های دوره صفر در دورهٔ t نیز برقرار باشند.

می‌توان اثبات نمود که اگر φ ضریب لاگرانژ متناظر با قیدی باشد که از ترکیب 4 قید مطرح شده در بالا به دست آمده، شرایط مرتبه اول مسئله بنگاه نسبت به k (j) و h (j) به ترتیب عبارتند از:

$$r = (1-\alpha)\varphi(j)\frac{(\ )}{(\ )} \qquad (16)$$

$$W = \alpha\varphi(j)\frac{(\ )}{h(\ )} \qquad (17)$$

با بکارگیری شرط تقارن فرض می‌شود برای تمامی بنگاه‌ها φ (j) = φ باشد. شرط مرتبه اول نسبت به p (j) عبارت است از:

$$\frac{(\ )}{} = \left(\frac{}{}\right) - \qquad (18)$$

که در آن:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\chi \equiv E \sum^{\infty} (\mu\beta) \lambda \varphi y (\text{——}) \quad (19)$$

$$Z \equiv E \sum^{\infty} (\mu\beta) \lambda \varphi y (\text{——}) \quad (20)$$

معادله (18) قیمت نسبی بهینه بنگاه در یک شرایط پویا را تعیین می‌کند. می‌توان جمع‌های نامتناهی χ و Z را به صورت بازگشتی زیر نوشت:

$$X = \lambda \varphi y + \mu\beta E [\pi \chi] \quad (21)$$

$$Z = \lambda y + \mu\beta E [\pi Z] \quad (22)$$

3-4- دولت

در هر دوره دولت مقدار g 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:

$$g + (i - 1) \text{——} = P TA + \text{————} + \text{————} + po \quad (23)$$

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

$$s = TA + po - g \quad (24)$$

$$s = \text{————} \quad (25)$$

فرض می‌کنیم $R^{(\ )} = \prod_{\gamma} (\text{——}_{\pi})$ باشد. تکرار معادله (24) برای دوره‌های آتی به همراه شرط تسویه بدهی‌های دولت، قید بودجه بین دوره‌ای زیر را نتیجه می‌دهد:

$$i \text{——} = E \sum^{\infty} \frac{}{(\ )} + E \sum^{\infty} \frac{}{(\ )} = \tau + S \quad (26)$$

که در آن τ و S به ترتیب بیانگر ارزش انتظاری تنزیل شده مازاد بودجه اولیه و درآمد ناشی از حق الضرب هستند. مجموع این دو برابر با —— (i) 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

Archive of SID

www.SID.ir

و $(i \quad)(\kappa - 1)$ قسمت از آن را با استفاده از انتشار پول به دست آورد که κ عددی بین صفر و یک است. یکی از اهداف اولیه این مقاله پیدا کردن مقدار $\kappa - 1$به عنوان شاخصی برای تسلط سیاست مالی است که عددی بین صفر و یک خواهد بود. در دو حالت حدی چنانچه مقدار $\kappa - 1$ برابر با صفر باشد، یعنی دولت تمام بدهی‌های خود را با تنظیم بودجه و مازاد بودجه خود به دست می‌آورد و از منابع بانک مرکزی کمک نمی‌گیرد. در این حالت حاکمیت پولی وجود دارد و بانک مرکزی قدرت عمل مستقل را خواهد داشت، اما در شرایطی که $\kappa - 1$ برابر با 1 باشد در واقع دولت برای تامین بدهی‌های خود به صورت کامل به منابع بانک مرکزی وابسته است. به بیان دیگر اقتصاد تحت حاکمیت شدید مالی است و بانک مرکزی استقلالی از خود ندارد. در واقع می‌توانیم تعریف کنیم:

$$\tau = \kappa i \quad \text{——} \tag{27}$$

$$S = 1 - \kappa \quad i \quad \text{——} \tag{28}$$

برای سادگی، مجموع‌های نامتناهی τ و S را می‌توان به صورت بازگشتی زیر تعریف کرد:

$$\tau = s \quad + E\,[\text{——}\tau \quad] \tag{29}$$

$$S = s \quad + E\,[\text{——}S \quad] \tag{30}$$

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

$$\log(g \quad) = \rho \quad \log(g \quad) + \varepsilon \quad , \tag{31}$$

$$\log(s \quad) = \rho \quad \log(s \quad) + \varepsilon \quad , \tag{32}$$

که در آن $\rho \in (0,1)$ و $\varepsilon \sim N(0,\sigma)$ می‌باشد که v برابر با g و s است.

Archive of SID

www.SID.ir

4-4- بخش نفت

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

$$\log(po\ ) = \rho \quad \log(po\quad) + \varepsilon \quad (33)$$

4-5-شرایط تعادل بازار

تعادل در بازار کالا به صورت زیر است:

$$y + p\ o = c + x + g \quad (34)$$

فرض می‌کنیم تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای نشان داده شده با $j \in [0,?]$ در دورهٔ t، بهینه‌یابی مجدد انجام نداده و قیمت‌هایشان را برابر قیمت‌های دوره قبلی قرار می‌دهند، در حالیکه سایر بنگاه‌ها $j \in [1,?]$ قیمت‌هایشان را با توجه به رابطه (18) به صورت بهینه تعیین می‌نمایند. برای بنگاه‌های بهینه کننده رابطه $\frac{(\ )}{\quad} = P^*$ را در نظر بگیرید.

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

$$\begin{aligned} \frac{(\ )}{\quad} &= \frac{\quad}{\quad} \quad \forall j \in (0,?) \\ \frac{(\ )}{\quad} &= P^* \quad \forall j \in (?,1) \end{aligned} \quad (35)$$

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

$$\frac{(\ )}{(\ )} = \frac{\quad}{\quad} \quad (36)$$

$$h\ = \int h\ (j)dj \quad (37)$$

$$k\ = \int k\ (j)dj \quad (38)$$

با توجه به رابطه (18) که در بخش بنگاه‌های کالای واسطه داشتیم و روابط (34) می‌توانیم رابطه (40) را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$P^* = (\frac{\quad}{\theta}) - \quad (39)$$

علاوه بر این، با ترکیب روابط (34) و (10) و حل آن برحسب P^* خواهیم داشت:

Archive of SID

www.SID.ir

$$P^* = (\frac{\mu\pi^{\theta}}{?})^{\overline{\quad}} \qquad (40)$$

5-برآورد مدل با رویکرد بیزی:

در این بخش به برآورد غیرخطی از مدل آورده شده در قسمت 4، حول وضعیت تعادلی خود برای اقتصاد ایران در دوره زمانی 1387-1377 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 صادرات و واردات سایر کالاها و خدمات در نظر گرفته نشده است، میزان صادرات 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 چهار مرحله اصلی است:

1- با استفاده از فرآیند بلنچارد- خان[2] (1980) 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:

$$= A \quad + B\varepsilon$$
$$= C$$

که بردار متغیرهای حالت است که شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده نیز می‌شود و بردار متغیرهای قابل مشاهده است.

1.Hodrick.Prescott
2.Blanchard & Khan's procedure (1980)
3.State.Space

Archive of SID

www.SID.ir

2- 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 ضریب مربوط به حاکمیت مالی است اما از آنجا که مرجعی برای کالیبره کردن دو پارامتر γ و ? که به ترتیب نماد پارامتر ترجیحات تقاضای پول در تابع مطلوبیت و چسبندگی قیمت هستند برای اقتصاد ایران در دسترس نبود، به تخمین این دو پارامتر نیز پرداخته شد. برای تخمین این پارامترها باید توزیع پیشین آنان مشخص شود و سایر پارامترها 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 (1387)، 0/412 در نظر گرفته شده است.
- نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده، β، 0/98 در نظر گرفته شده است. در مطالعات اقتصادی مختلف عدد نرخ تنزیل ذهنی بین 0/93 تا 0/99در نظر گرفته شده است و در این مطالعه بهترین نتیجه با عدد 0/98 حاصل شد و کالیبراسیون با این عدد انجام گرفت. رزنده و ربی (2008) این پارامتر را برای کشورهای کانادا، مکزیک، آمریکا و کره جنوبی به ترتیب اعداد 0/98، 0/96، 0/98 ، 0/95 استخراج کردند.
- کشش جانشینی میان گروه‌های مختلف کالاها، θ، بر اساس مطالعه ابراهیمی (1388) 4.33 در نظر گرفته شده است که بیانگر مارک-آپ 30 درصدی در اقتصاد ایران است.
- کشش عرضه نیروی کار، η، بر اساس کار صفرزاده (1389)، 1/46در نظر گرفته شده است.
- نرخ استهلاک، δ، برای اقتصاد ایران بر اساس کار ابراهیمی (1388)، 0/042تعیین شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

- کشش بهره‌ای تقاضای پول برای اقتصاد ایران، ψ، 0/66 در نظر گرفته شده است. داوودی و زارع‌پور (1385) در مطالعه خود مقدار 0/7را 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 (1) آورده شده است.

جدول شماره (1): مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل

پارامتر	نماد	مقدار
سهم سرمایه	α	0/412
نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده	β	0/98
کشش عرضه نیروی کار	η	1/46
کشش جانشینی میان گروه‌های مختلف کالاها	θ	4/33
نرخ استهلاک	δ	0/042
کشش بهره‌ای تقاضای پول برای اقتصاد ایران	ψ	0/66
ضریب خودهمبستگی شوک بهره‌وری	ρ	0/72
ضریب خودهمبستگی شوک نفتی	ρ	0/56
ضریب خودهمبستگی شوک مخارج دولت	ρ	0/44
ضریب خودهمبستگی شوک تغییرات نقدینگی	ρ	0/86

منبع: محاسبات تحقیق

3- 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، κ ، ما از مطالعه رزنده و ربی (2008) بهره گرفتیم که بر اساس آن توزیع پیشین این پارامتر بتا در نظر گرفته شده است. در کنار تخمین پارامتر مربوط به حاکمیت

Archive of SID

www.SID.ir

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.

4- با استفاده از الگوریتم متروپلیس-هستینگ به برآورد پارامتر مورد نظر می‌پردازیم. در مدل تصریح شده تعداد تکرار الگوریتم متروپلیس-هستینگ که با نماد mh_replic در نرم‌افزار مشخص می‌شود را 20 هزار در نظر گرفتیم. تعداد زنجیره‌های موازی برای این الگوریتم که با نماد mh_nblocks وارد کد نویسی می‌شود بر اساس پیش‌فرض برنامه 2 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 0/2 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 0/2برسد، نشان از خوبی برازش دارد. در اجرای این برنامه رقم 0/2 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 0/4برای آن انتخاب شده است.

6-نتایج و ارزیابی

نتیجه اجرای کدنویسی مربوط به مدل طراحی شده برای اقتصاد ایران در نرم‌افزار داینر نشان می‌دهد که ضریب پذیرش مدل 0.19 است که با توجه به میزان توزیع‌های پرشی 0.2 برای توزیع‌های پسین و انتخاب رقم 0/4 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 0/2 تا 0/4 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 (2) این نتایج آورده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره (2): نتایج حاصل از برآورد مدل

پارامتر	میانگین توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	توزیع پسین	خطای استاندارد
حاکمیت مالی	0/3	0.2393	beta	0/01
کشش بهره‌ای تقاضای پول	8	8.9366	gamm	0/01
چسبندگی قیمتی	0/4	0.4499	beta	0/01

منبع: محاسبات تحقیق

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 80 درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارامترها 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 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 پارامترها است.

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 (1) و نمودار

1.Monte Carlo Markov Chains

www.SID.ir

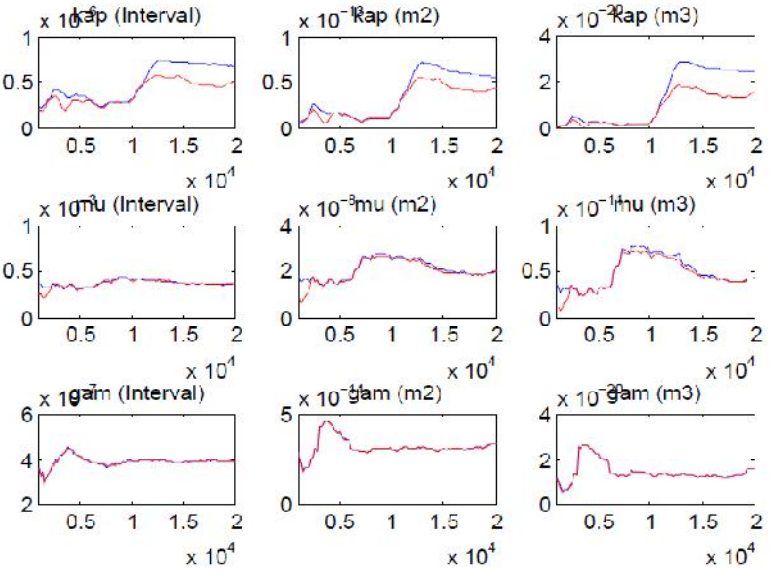
شماره (2) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول ، دوم و سوم mcmc و multivariate diagnostic آورده شده است. در این نمودارها kap مبین κ ، mu مبین ? و gam بیانگر γ است.همان‌طور که مشاهده می‌شود رفتار مشابه برای پارامتر حاکمیت مالی در نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

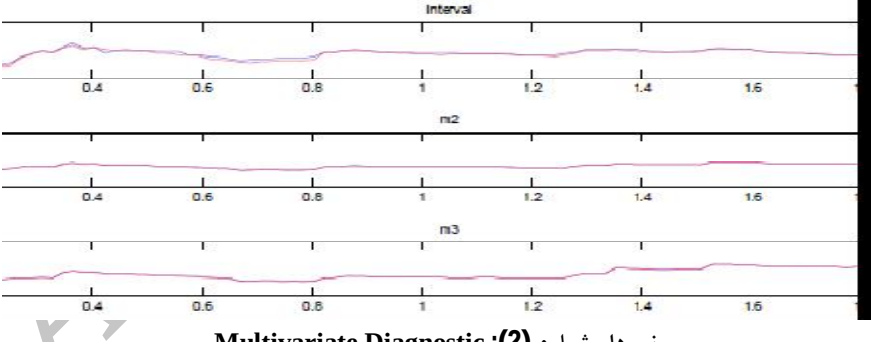
هدف این مقاله برآورد درصد تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی بوده است. به این منظور پس از بیان مسئله و ارائه ادبیات و روش تحقیق، مدل مناسب برای اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی گردید. پس از آن به منظور برآورد تسلط سیاست مالی، با اتکاء به مقادیر برخی از پارامترها و متغیرهای قابل 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 تسلط سیاست های مالی در اقتصاد ایران 77 درصد است که نشان از استقلال پایین بانک مرکزی و کارایی پایین سیاستگزاری پولی برای دستیابی به اهداف تورمی و کنترل نقدینگی دارد. برای افزایش استقلال بانک مرکزی نیاز به ایجاد برخی تغییرات در نهادهای ساختاری و قانونی بانک مرکزی احساس می‌شود از جمله مبرا نمودن بدنه تصمیم‌گیری بانک مرکزی از اعضای دولت و یا واگذاری انتخاب و یا تایید ریاست بانک مرکزی به مجلس شورای اسلامی که در حال حاضر بر عهده رئیس جمهور است. در کنار این تغییرات پیگیری برخی مواد قانونی که به دلیل ضعف نهادهای نظارتی اجرا نمی‌شود از جمله قانون‌هایی مانند عدم استقراض دولت از بانک مرکزی ضروری می‌نماید. این مقاله تنها به ارائه ساختار موجود از تعامل دولت و بانک مرکزی و اثبات استقلال اندک بانک مرکزی پرداخت و بدیهی است که به مطالعات نهادی برای شناسایی علل این وضعیت و رفع ضعف‌های موجود نیاز است.

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار شماره (1): MCMC



نمودار شماره (2): Multivariate Diagnostic

www.SID.ir

منابع

1- An, S. and Schorfheide, F. (2006) “Beyesian Analysis of DSGE Models, University of Pennsylvania.
2- Baig, T. Kumar, M. Vasishtha, G. and Zoli, E. (2006), “Fiscal and Monetary Nexus in Emerging Market Economies: How Does Debt Matter?”, International Monetary Fund, WP/06/184.
3- Benchimol, J. and Forcans, A. (2009) “Money in a DSGE Framework With An Application to the Euro Zone”, Business School and CES-TEAM.
4- Blinder, A. (1982) “Issues in the Coordination of Monetary and Fiscal Policy”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 982.
5- Bohn (1998) “The Behavior of US Public Debt and Deficits, the Quarterly Journal of Economics, 113, pp. 45-68.
6- Camilo, E.T. (2008) “DSGE Models and Central Banks, Monetary and Economic Department”, ESSEC Business School.
7- Clément, J. and Peiris, S. (2007) “An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries”, International Monetary Fund, WP/07/282.
8- Davoodi, p. and Zarepur, Z. (2006) “The Role of Money Definition in Stability of Money Demand with Emphasis on Divisia Index”, Iranian Journal of Economic Research, 29, pp. 45-89.
9- Kremer, J. (2004) “Fiscal Rules and Monetary Policy in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model”, Deutsche Bundesbank, No 35/2004.
10- Kriwoluzky, H. (2009) “Matching DSGE Models to Data with Applications to Fiscal and Robust Monetary Policy, Humboldt-Universit?t.
11- Leeper, E. (1991) “Equilibria under “active” and “passive” monetary and fiscal Policies”, Journal of Monetary Economics, 27, pp. 129–147.
12- Matthew, B. Canzoneri, R. Cumby, E. and Diba B.T. (2000), Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? Georgetown University.

Archive of SID

www.SID.ir

13- Motevaseli, M. Ebramimi, S. Shahmoradi, A. and Komeyjani, A. (2010) “A Dynamic Stochastic Equilibrium Model for an Oil Exporting Country”, Economic Research Journal, 4, PP. 84-116.
14- Pekaraski, S. (2007) “Fiscal and Monetary Policy Interaction and Sustainability of Public Debt”, Quarterly Journal of Economics, 113, pp. 145-168.
15- Resende, C. Rebei, N. (2008) “Estimating the Degree of Fiscal Dominance in a DSGE Model with Sticky Prices and Non-Zero Trend Inflation”, International Department Bank of Canada,
16- Shahmoradi, A. (2008) “Surveying on the Effect of Energy Price Changes on Price Level, Production and Welfare”, Iran Ministry of Economic Affairs And Finance.
17- Smets, F. and Wouters, R. (2003) “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”, European Central Bank, 722, pp. 1125-1136.
18- Taghavi, M. and Safarzade, E. (2009) “Optimum Rate of Money Growth in New Keynesian DSGE Framework”, Economic Modeling Journal, 3, pp. 77-104.
19- Tanner, E. and Ramos, A. (2005) “Fiscal Sustainability and Monetary Versus Fiscal Dominance: Evidance from Brazil, 1991-2000”, International Monetary Fund, WP/02/5.

Archive of SID

www.SID.ir