

تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزین‌های جدید

Analyze the Effects of Fiscal Policy Shocks and Fiscal Multipliers of Iran's Economy in the New-Keynesian Framework

Hassan Heidari*, Lesyan Saeidpour**

حسن حیدری*، لسیان سعیدپور**

Received: 13/June/2014 Accepted: 24/Nov/2014

دریافت: ۱۳۹۳/۳/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۳/۹/۳

Abstract:

This paper investigates the effects of fiscal policy shocks and fiscal multipliers of the Iranian economy in the framework of New-Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium model (DSGE) by applying Bayesian approach. The results indicate that consumption tax shock lead to short-run decrease in output. Moreover, government spending shock leads to short-run increase in output and long-run increase in inflation. This result makes sense as government expenditures are financed by an increase in the monetary base. The results of structural fiscal multipliers indicate that short-run government expenditure multiplier with 1.29 percent has a direct relationship and sales and payroll tax multiplier with 0.22 percent has an indirect relationship with output. Therefore financing government spending with sales and payroll tax can be considered as an effective fiscal policy to increase output.

Keywords: Fiscal Policy Shock, Fiscal Multipliers, New-Keynesian, DSGE Model.

JEL: C51, C61, E62.

چکیده:

این مقاله تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی را در اقتصاد ایران و در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزین‌های جدید با رویکرد بیزی مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهند که شوک افزایش مالیات بر مصرف منجر به کاهش تولید در کوتاه‌مدت می‌شود. همچنین شوک افزایش مخارج دولت باعث افزایش تولید در کوتاه‌مدت و افزایش تورم در بلندمدت می‌شود. از آنجایی که عموماً تأمین مالی مخارج دولت در ایران با افزایش پایه پولی همراه است، تورم‌زا بودن شوک مخارج دولت معقول و منطقی به نظر می‌رسد. نتایج ضرایب فزاینده مالی ساختاری نیز نشان می‌دهند که مخارج کوتاه مدت دولت با ضریب ۱/۲۹ درصد رابطه مستقیم و مالیات بر فروش و دستمزد با ضریب ۰/۲۲ درصد رابطه غیرمستقیم، با تولید دارند. بنابراین تأمین مالی افزایش مخارج دولت با استفاده از مالیات بر فروش و دستمزد می‌تواند به عنوان یک سیاست مالی مؤثر برای افزایش تولید تلقی گردد.

کلمات کلیدی: شوک سیاست مالی، ضرایب فزاینده مالی، کینزین‌های جدید، مدل DSGE.

طبقه‌بندی JEL: C51، C61، E62.

* Associate Professor of Economics, Urmia University, Urmia, Iran.

** Ph.D. Student of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).

* دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه

Email: h.heidari@urmia.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

Email: saeidpour.lesyan@gmail.com



۱- مقدمه

و تشویق تولید، همواره مورد استفاده دولتمردان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. اما در سال‌های اخیر که کشور شرایط رکود تورمی را تجربه می‌کند، چاره‌اندیشی برای خروج از این وضعیت و اتخاذ سیاست‌های اقتصادی اثربخش توسط دولت، بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. از این‌رو، تدوین سیاست‌های مالی مؤثر برای خروج از شرایط رکود تورمی حاکم بر اقتصاد کشور، مستلزم بررسی موشکافانه نحوه و میزان واکنش تولید و متغیرهای کلان اقتصادی در قبال اتخاذ سیاست‌های مالی و نیز آگاهی از ضرایب فزاینده مالی ساختاری در کشور می‌باشد.

بنابراین مطالعه حاضر، نحوه تأثیرپذیری تولید از شوک مخارج دولت و شوک مالیات را به عنوان ابزارهای سیاست مالی در اختیار دولت، برای اقتصاد ایران در محک آزمون تجربی قرار می‌دهد. برای این منظور نیز از یک چارچوب تئوریک تقاضای کل - عرضه کل کینزین‌های جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد بیزی استفاده می‌شود. همچنین ضرایب فزاینده مالی^۴ نیز در چارچوب مدل تقاضای کل - عرضه کل کینزین‌های جدید و بر اساس پارامترهای ساختاری اقتصاد استخراج شده و با استفاده از رویکرد بیزی برآورد شده است. شایان توجه است که جهت حصول به اهداف مورد نظر در تحقیق حاضر و با عطف به اهمیت بخش پولی در سیاست‌های کلان اقتصادی، قاعده سیاست پولی مناسب برای اقتصاد ایران نیز لحاظ شده است. بدین ترتیب که سیاست پولی بر اساس اجزای پایه پولی شکل می‌گیرد. در این راستا، بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به عنوان عوامل اصلی شکل دهنده سیاست‌های پولی قلمداد می‌شوند.

تمایز و ویژگی‌های مطالعه حاضر نسبت به مطالعات تجربی انجام شده از دو بعد کلی قابل بحث است. اول، مطالعه حاضر ضرایب فزاینده مالی را در چارچوب الگوی تئوریک کینزین‌های جدید بر اساس پارامترهای ساختاری

از آنجایی که همواره دستیابی به رشد اقتصادی بالا و پایدار به عنوان یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های دولتمردان و اقتصاددانان مطرح بوده، طی سالیان متمادی دیدگاه‌ها و ابزارهای سیاستی مختلفی برای نیل به این هدف مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. یکی از این مباحث که دیدگاه‌های مختلفی پیرامون آن شکل گرفته، نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید و متغیرهای کلان اقتصادی است. در این راستا، از یک سو اقتصاددانان پیرو مکاتب کینزی، استفاده از ابزار سیاست مالی را برای تحریک تولید و

رشد اقتصادی مناسب و کارآمد تلقی می‌کنند و از سوی دیگر، اقتصاددانان پیرو مکاتب کلاسیکی بر خنثی بودن تأثیر سیاست مالی بر تولید و رشد اقتصادی تأکید می‌کنند (پاپا، ۲۰۰۵: ۲).

اگرچه اتفاق نظر در خصوص میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید وجود ندارد، اما همچنان ابزارهای سیاست مالی از جایگاه ویژه‌ای در میان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران برخوردار است. به عنوان مثال، تمامی کشورهای OECD^۲ و نوظهور، ابزارهای سیاست مالی را برای برون‌رفت از بحران اقتصادی سال ۲۰۰۸ مورد توجه و استفاده قرار دادند (باریل و همکاران^۳، ۲۰۰۹: ۷). همچنین با توجه به شواهد تاریخی مربوط به رکودهای اقتصادی دهه‌های گذشته، به نظر می‌رسد سیاست مالی یک ابزار مناسب و کارآمد در مواجهه با شرایط رکود و بحران‌های اقتصادی باشد. البته شایان توجه است که ساختار اقتصادی کشورها، نقش مؤثری در نحوه و میزان واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست‌های مالی دارد.

سیاست‌های مالی در ایران نیز به دلایلی نظیر دوره سازندگی پس از جنگ تحمیلی، مقابله با تحریم‌های اقتصادی، آرمان‌های عدالت محوری اقتصاد اسلامی و ترغیب

1. Papa (2005)

2. Organization for Economic Co-Operation & Development

3. Burriel et al. (2009)

4. Fiscal Multiplier

۲- ادبیات موضوع

به‌طور کلی، مبانی تئوریک پیرامون تأثیرگذاری سیاست مالی بر بخش واقعی اقتصاد را می‌توان به دو مکتب فکری کینزی و غیرکینزی تقسیم نمود. دیدگاه غیرکینزی بر این باور است که با توجه به انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و عرضه ثابت پول، هر افزایشی در مخارج دولت از طریق کاهش مخارج بخش خصوصی جبران شده و در نتیجه تأثیری بر سطح تولید نخواهد داشت. لذا بر اساس دیدگاه غیرکینزی، ضریب فزاینده مخارج دولت نزدیک به صفر است (فورد^۴، ۲۰۱۳: ۶).

در طرف مقابل، بر اساس دیدگاه کینزی و مکاتب شکل گرفته پیرامون آن، سیاست مالی از کانال‌های تقاضا و عرضه بر تولید تأثیرگذار است. از کانال تقاضا، افزایش در مخارج دولت و کاهش مالیات منجر به افزایش تقاضای مؤثر در دوران رکود اقتصادی خواهد شد که این امر نیز بر تأثیرگذار بودن سیاست مالی بر طرف تقاضا و تولید دلالت می‌کند. از کانال عرضه نیز، کینزین‌های جدید با اشاره به بازار رقابت انحصاری و چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها به دلایلی مانند فرضیه دستمزد کارآ، هزینه‌های منو^۵ و نواقص بازار سرمایه بر تأثیر انکارناپذیر سیاست‌های مالی بر بخش واقعی اقتصاد اشاره می‌کنند (گرین والد و استگلیتز^۶، ۱۹۸۷: ۱۲۳).

پیرامون بحث اثرات پویای شوک مخارج دولت، دو مدل کلان اقتصادی کینزین‌های جدید و آداوار تجاری واقعی (RBC)^۸ تکامل یافته است. کینزین‌های جدید با در نظر گرفتن چسبندگی قیمت، معتقدند که شوک مخارج دولت منجر به افزایش تقاضای نیروی کار، دستمزد واقعی، مصرف خانوار و تولید ناخالص داخلی می‌شود (یانگ و همکاران^۹،

استخراج نموده و با استفاده از رویکرد تخمین بیزی برآورد می‌کند. علی‌رغم اهمیت شایان توجه ضرایب فزاینده مالی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی در تدوین سیاست‌های مالی، این مهم در مطالعات تجربی پیشین مغفول مانده است. اهمیت و لزوم مطالعه ضرایب فزاینده مالی استخراج شده بر پایه پارامترهای ساختاری بدین دلیل است که تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی تغییر نمی‌یابند و لذا ابزاری مناسب و کارآمد جهت تحلیل میزان تأثیرپذیری تولید از یک سیاست مالی مشخص را مهیا می‌کنند.

دوم، چارچوب تئوریک تقاضای کل - عرضه کل کینزین‌های جدید امکان تجزیه و تحلیل شوک سیاست‌های مالی را بر اساس پایه‌های قوی اقتصاد خردی در چارچوب یک الگوی تعادلی عمومی پویای تصادفی فراهم می‌کند (بنینو^۱، ۲۰۰۹: ۲). اما در بیشتر مطالعات تجربی انجام شده، روابط میان متغیرها و تأثیر شوک سیاست‌های مالی بر اساس مدل‌های رگرسیون نظیر مدل خودرگرسیون برداری (VAR)^۲ و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۳ بدون لحاظ نمودن ساختارهای قوی تئوریک بررسی شده است. در واقع لحاظ نمودن توأم بخش تقاضا و عرضه اقتصاد به عنوان یک الگوی تعادل عمومی در بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به سیاست‌های مالی به عنوان یک ضرورت مطرح می‌باشد که در عمده مطالعات تجربی انجام شده نادیده انگاشته شده است.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم به ادبیات موضوع پرداخته می‌شود، در بخش سوم، مدل تحقیق به تفصیل ارائه می‌گردد، در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ارائه شده و در نهایت بخش پنجم به نتیجه‌گیری حاصل از تحقیق اختصاص یافته است.

4. Ford (2013)

5. Menu Costs

6. Greenwald & Stiglitz (1987)

۷. به جهت اختصار و جلوگیری از بیان مباحثی که در سایر مقالات به دفعات مورد

بحث قرار گرفته، در این مقاله صرفاً به بیان کلیت مبانی تئوریک اکتفا شده است.

8. Real Business Cycle

9. Yang et al. (2012)

1. Benigno (2009)

2. Vector Autoregressive (VAR)

3. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)



نمود.

طیف دوم از این مطالعات با تکیه بر مدل‌های DSGE، لزوم در نظر گرفتن کلان اقتصادی به شیوه یک سیستم پویای تعادلی را به منظور تشخیص صحیح تأثیر شوک‌های سیاستی بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد تأکید قرار می‌دهند. همچنین این طیف از مطالعات، استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری را به دلیل عدم برخورداری از پایه‌های قوی تئوریک مورد انتقاد قرار داده‌اند. از این طیف مطالعات می‌توان به پاپا (۲۰۰۵)، راتو و همکاران^۹ (۲۰۰۹)، ایواتا^{۱۰} (۲۰۰۹) زیبری^{۱۱} (۲۰۱۰) و دکاروالو و والی^{۱۲} (۲۰۱۱) اشاره نمود.

واکاو تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید و رشد اقتصادی، در حجم وسیعی از مطالعات داخلی نیز مشاهده می‌شود. در این راستا، شفیع و همکاران (۱۳۸۵: ۸۱) با استفاده از مدل ARDL نشان دادند که مخارج عمرانی رابطه مستقیم و مالیات‌ها رابطه معکوس با رشد اقتصادی در ایران دارند. کمپجانی و نظری (۱۳۸۸: ۱) نیز با استفاده از مدل VAR بر تأثیر مثبت مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران تأکید کرده‌اند. در مطالعه دیگری، ابونوری و همکاران (۱۳۸۹: ۱۱۷) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیونی برداری بر تأثیر مثبت و معنی‌داری مخارج دولت و مالیات‌ها بر رشد اقتصادی تأکید دارند. همچنین عرب‌مازار و چالاک (۱۳۸۹: ۱۲۱) تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی را با استفاده از روش پویای سیستمی و شبیه‌سازی متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند که نتایج آنها بر تأثیر مثبت مخارج دولت بر رشد اقتصادی دلالت می‌کند. در مطالعه دیگری، دل‌انگیزان و خزیر (۱۳۹۱: ۳۷) با استفاده از روش فیلترینگ هودریک-پرسکات^{۱۳} و رویکرد اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)^{۱۴} تأثیر شوک‌های مثبت و منفی سیاست

(۲۰۱۲: ۵). در این راستا دوروکس و همکاران^۱ (۱۹۹۶: ۲۳۳)، مدل‌های با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و بازار رقابت ناقص را برای بررسی تأثیر شوک مخارج دولت معرفی کردند. راون و همکاران^۲ (۲۰۰۶: ۱۹۵) نیز با معرفی عادات عمیق^۳ در بازار رقابت انحصاری به بررسی تأثیر شوک مخارج دولت از دیدگاه کینزین‌های جدید پرداختند. همچنین بنینو (۲۰۰۹: ۳) نیز برای بررسی تأثیر شوک مخارج دولت و سیاست‌های مالی، یک چارچوب عرضه کل-تقاضای کل کینزین‌های جدید در شرایط بازار رقابت ناقص را ارائه کرده است. در طرف مقابل، مدل ادوار تجاری واقعی نیز با در نظر گرفتن بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، ترجیحات استاندارد و بازار رقابتی به بررسی تأثیر شوک مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازند (یانگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۵). بنابراین می‌توان در دو دیدگاه تئوریک متفاوت کینزین‌های جدید و ادوار تجاری واقعی به بررسی اثرات شوک مخارج دولت پرداخت که در مطالعه حاضر از دیدگاه کینزین‌های جدید و چارچوب کلی عرضه کل-تقاضای کل بنینو (۲۰۰۹) استفاده خواهد شد.

مطالعات تجربی وسیعی نیز، نحوه و میزان واکنش تولید و متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست‌های مالی را در محک آزمون تجربی قرار داده‌اند که از حیث روش‌شناختی در دو طیف کلی قرار می‌گیرند (آنوربج و گروچینکو^۴، ۲۰۱۱: ۲).

طیف اول شامل مطالعات مبتنی بر مدل خودرگرسیونی برداری (VAR) می‌باشند که به عنوان مثال می‌توان به مطالعات بلانچارد و پروتی^۵ (۲۰۰۲)، دکاسترو و هراندز^۶ (۲۰۰۶)، جیوردانو و همکاران^۷ (۲۰۰۷)، کالدرا و کمپس^۸ (۲۰۰۸)، باریل و همکاران (۲۰۰۹) و فورد (۲۰۱۳) اشاره

9. Ratto et al. (2009)

10. Iwata (2009)

11. Zubairy (2010)

12. De Carvalho & Valli (2011)

13. Hodrick-Prescott

14. Generalized Method of Moments (GMM)

1. Devereux et al. (1996)

2. Ravn et al. (2006)

3. Deep Habits

4. Auerbach & Gorodnichenko (2011)

5. Blanchard & Perotti (2002)

6. De Castro & Hernandez (2006)

7. Giordano et al. (2007).

8. Caldara & Kamps (2008)

استخراج می‌شوند. سپس الگوی کامل و منسجم تعادل عمومی پویای تصادفی که علاوه بر معادلات تقاضای کل و عرضه کل، شامل معادلات رفتاری مخارج دولت، مالیات و قاعده سیاست پولی منطبق با شرایط حاکم بر اقتصاد ایران است، تصریح شده و در نهایت ضرایب فزاینده مالی ساختاری با توجه به معادلات تقاضای کل و عرضه کل استخراج می‌گردند.

۳-۱- تقاضای کل

تقاضای کل در اقتصاد کلان مدرن کینزین‌های جدید بر اساس بهینه‌سازی تصمیمات بین دوره‌ای خانوار در خصوص تخصیص بهینه مصرف و فراغت استخراج می‌شود. با توجه به اهداف متصور در این مطالعه، مراحل استخراج تابع تقاضا به گونه‌ای طراحی شده که تابع تقاضای نهایی شامل تصریحی از رابطه میان سطح تقاضا با مخارج دولت و مالیات بر مصرف نیز باشد. برای این منظور یک مدل بین دوره‌ای برای دو دوره زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت در نظر گرفته شده است که شکل کلی تابع مطلوبیت بین دوره‌ای و قید بودجه خانوار به صورت زیر تصریح می‌شوند:

(۱)

$$\max E_0 \left\{ u(C) - v(L) + w(M) + \beta E_1 \left\{ u(\bar{C}) - v(\bar{L}) + w(\bar{M}) \right\} \right\} \quad (2)$$

$$PC + \frac{PC}{1+i} + M + (1+i)B = WL + \frac{WL}{1+i} + T + \bar{M} + \bar{B}$$

معادله (۱) مقدار تنزیل شده تابع مطلوبیت انتظاری کوتاه‌مدت و بلندمدت بخش خانوار را نشان می‌دهد و معادله (۲) قید بودجه خانوار است. در معادلات فوق، ε_t شوک ترجیحات خانوار و β نرخ تنزیل ذهنی را نشان می‌دهند؛ C بیانگر مصرف کوتاه‌مدت؛ L ساعت‌های کار در کوتاه‌مدت؛ M تقاضای نقدینگی کوتاه‌مدت؛ B میزان نگهداری اوراق قرضه در کوتاه‌مدت؛ \bar{C} مصرف در بلندمدت؛ \bar{L} ساعت‌های کاری در بلندمدت؛ \bar{M} تقاضای نقدینگی در بلندمدت، \bar{B} میزان نگهداری اوراق قرضه در بلندمدت، P و W به ترتیب

مالی دولت بر رشد اقتصادی را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها نشان می‌دهد که شوک‌های منفی اثرات کاهنده و بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های مثبت سیاست مالی دارد. در طرف مقابل مطالعات فوق از حیث روش‌شناختی استفاده شده، مشیری و همکاران (۱۳۹۰: ۶۹) درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران را در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد، میزان تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران ۷۷ درصد است که نشان از استقلال پایین بانک مرکزی دارد.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی انجام شده برای اقتصاد ایران می‌توان به چند مورد اشاره نمود. اول، تمامی مطالعات داخلی که تأثیر شوک سیاست مالی بر تولید را مورد مطالعه قرار داده‌اند، از رویکردهای متداول اقتصادسنجی سری زمانی بهره برده‌اند. لذا این مطالعات با توجه به دیدگاه‌های اقتصاد کلان مدرن به دلیل عدم برخورداری از پایه‌های قوی تئوریک و عدم در نظر گرفتن کلان اقتصادی به صورت یک سیستم تعادل عمومی مورد انتقاد قرار می‌گیرند. دوم، اهداف و مدل تئوریک مطالعه حاضر کاملاً متمایز از مطالعه مشیری و همکاران (۱۳۹۰) است که بر پایه الگوهای اقتصاد کلان مدرن (DSGE) انجام شده است. سوم، تاکنون ضرایب فزاینده مالی بر اساس پارامترهای ساختاری برای اقتصاد ایران ارائه نشده است. لذا با عطف به اهمیت و لزوم آگاهی از ضرایب فزاینده مالی در امر سیاست‌گذاری، مطالعه حاضر به این مهم نیز می‌پردازد.

۳- مدل تحقیق

از آنجایی که اهداف اصلی مطالعه حاضر، تجزیه و تحلیل تأثیر شوک سیاست‌های مالی بر تولید و استخراج ضرایب فزاینده مالی ساختاری در چارچوب الگوی تقاضای کل-عرضه کل کینزین‌های جدید می‌باشد، در این بخش، ابتدا معادلات تقاضای کل و عرضه کل بر اساس تصمیمات بهینه‌سازی رفتار خانوار و بنگاه‌ها به پیروی از بنینو (۲۰۰۹)



همان شوک ترجیحات است که در چارچوب تئوری کینزین‌های جدید به عنوان شکاف تولید تفسیر می‌گردد. در ادامه به منظور نشان دادن رابطه میان تولید و قیمت، اتحاد درآمد ملی را با این تعریف که تولید تعادلی برابر با مجموع مصرف و هزینه‌های عمومی است مورد بررسی قرار می‌دهیم.

$$Y = C + G \quad , \quad \bar{Y} = \bar{C} + \bar{G} \quad (۷)$$

تقریب مرتبه اول معادلات فوق به صورت زیر خواهد بود که در آنها s_c بیانگر تعادل مانای سهم مصرف از تولید است:

$$y = s_c c + g \quad , \quad \bar{y} = s_c \bar{c} + \bar{g} \quad (۸)$$

با جایگذاری عبارات معادله (۸) در معادله (۶) می‌توان رابطه معکوس میان تولید و قیمت را به صورت زیر تصریح نمود:

$$y = \bar{y} + (g - \bar{g}) - \sigma[i - (\bar{p} - p)] - \sigma \ln \beta + \hat{\epsilon}_t \quad (۹)$$

در نهایت به منظور استخراج تابع تقاضای نهایی، مالیات بر مصرف و درآمد نیز در چارچوب تحلیلی لحاظ خواهند شد. برای این منظور قید بودجه خانوار به صورت زیر تعدیل و تصریح خواهد شد:

$$(1 + \tau_c)PC + \frac{(1 + \bar{\tau}_c)\bar{PC}}{1 + i} + M = (1 - \tau_l)WL + \frac{(1 - \bar{\tau}_l)\bar{WL}}{1 + i} + T + \bar{M} \quad (۱۰)$$

که در آن، τ_c مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت، $\bar{\tau}_c$ مالیات بر مصرف بلندمدت، τ_l مالیات بر درآمد کوتاه‌مدت و $\bar{\tau}_l$ مالیات بر درآمد بلندمدت است. با تشکیل تابع لاگرانژ برای قید بودجه فوق و بررسی شرایط حداکثر کننده مطلوبیت در چارچوب معادله اولر، می‌توان تابع تقاضای مورد نظر در مطالعه حاضر را به صورت زیر تصریح نمود:

$$y = \bar{y} + (g - \bar{g}) - \sigma[i - (\bar{p} - p) - (\bar{\tau}_c - \tau_c)] - \sigma \ln \beta + \hat{\epsilon}_t \quad (۱۱)$$

۳-۲- عرضه کل

عرضه کل اقتصاد کینزین‌های جدید از طریق تصمیمات قیمت‌گذاری بنگاه با فرض وجود بازار رقابت انحصاری و عرضه برونزای نیروی کار استخراج می‌شود. در این چارچوب بنگاه‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند. بنگاه‌هایی که قادر به قیمت‌گذاری نیستند و قیمت‌ها را بر اساس

قیمت و دستمزد اسمی و T پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوار و i نرخ بهره اسمی است. از آنجایی که هدف خانوار انتخاب مصرف و ساعات کار بهینه به منظور حداکثر کردن مطلوبیت خود نسبت به قید بودجه است، تشکیل تابع لاگرانژ و بهینه‌سازی آن معادله اولر زیر را نتیجه می‌دهد که در آن نرخ نهایی جانشینی بین دوره‌ای مصرف و نسبت قیمت بین دوره‌ای مصرف، برابر با نرخ بهره واقعی (r) است.

$$\frac{u_c(C)}{\beta \epsilon_t u_c(C)} = (1 + i) E_0 \left(\frac{P}{P} \right) = 1 + r \quad (۳)$$

اکنون با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت به شکل

$$u(C) = \frac{C^{1-\hat{\sigma}}}{1-\hat{\sigma}}$$

که در آن $\hat{\sigma}$ کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد، معادله اولر تابع مطلوبیت فوق

$$\text{معادل } \frac{C^{-\hat{\sigma}}}{\beta \epsilon_t \bar{C}^{-\hat{\sigma}}} = 1 + r \text{ خواهد بود که شکل لگاریتمی آن}$$

به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$-\hat{\sigma}^{-1} \ln(C) - \ln(\beta) - \ln \epsilon_t + \hat{\sigma}^{-1} \ln(\bar{C}) = \ln(1 + r) \quad (۴)$$

با فرض اینکه حروف کوچک مقادیر لگاریتمی عبارات فوق را نشان دهند، می‌توان معادله (۴) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\bar{c} - c = \hat{\sigma} r + \hat{\sigma} \ln \beta + \hat{\epsilon}_t \quad (۵)$$

معادله (۵) نشان می‌دهد که میان رشد مصرف و نرخ بهره واقعی یک همبستگی مثبت وجود دارد، بدین ترتیب که افزایش در نرخ بهره واقعی منجر به تعویق انداختن مصرف و افزایش پس‌انداز در دوره جاری می‌شود.

در ادامه به منظور تصریح رابطه میان قیمت و مصرف، می‌توان عبارت $\ln[(1+i)E_0(\frac{P}{P})]$ را جایگزین $\ln(1+r)$ در

معادله (۴) نمود که عبارت زیر حاصل خواهد شد:

$$\bar{c} - c = \hat{\sigma}[i - (\bar{p} - p)] + \hat{\sigma} \ln \beta + \hat{\epsilon}_t \quad (۶)$$

از آنجایی که در معادله (۶)، نرخ بهره واقعی به صورت تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم لحاظ شده است، افزایش قیمت جاری منجر به افزایش پس‌انداز و به تعویق انداختن مصرف جاری خواهد شد. همچنین در معادله (۶) جزء ϵ_t

رقابت انحصاری، بنگاه‌ها می‌توانند با تعیین قیمت کالاهای خود، میزان تقاضایی که با آن مواجه می‌شوند (معادله ۱۳) را تحت تأثیر قرار دهند، اما این تصمیم تأثیری بر سطح قیمت و تقاضای کل ندارد. لذا بنگاه‌ها با تعیین قیمت تلاش می‌کنند تا سود خود (معادله ۱۷) را حداکثر نمایند. توجه شود که نسبت α درصد ($0 < \alpha < 1$) از بنگاه‌ها، قیمت خود را در یک سطح چسبنده از قیمت، ثابت نگه داشته و سطح تولید را با تقاضایی که با آن مواجه می‌شوند، تطبیق می‌دهند. اما نسبت باقیمانده از بنگاه‌ها ($1 - \alpha$)، سود خود را با قیمت‌گذاری بهینه از طریق رابطه (۱۷) حداکثر می‌کنند. بنابراین قیمت‌گذاری بهینه، یک سطح مارک آپ^۲ بر روی هزینه نهایی می‌باشد که به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$P(j) = (1 + \tilde{\mu}) \frac{W}{A} \quad (18)$$

که در آن مارک آپ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{\mu} = \frac{\theta (1 + \tau_w)}{\theta - 1 (1 - \tau_y)} - 1 \quad (19)$$

اکنون می‌توان معادله (۱۸) را به عنوان تفسیری از درجه چسبندگی بازنویسی نمود:

$$\frac{P(j)}{P} = (1 + \tilde{\mu}) \frac{W}{PA} \quad (20)$$

در ادامه می‌توان بجای دستمزد واقعی $(\frac{W}{P})$ عبارت

$$\frac{u_l(L)}{u_c(C)} \frac{(1 + \tau_c)}{(1 - \tau_l)} = \frac{W}{P}$$

آن معادله زیر حاصل خواهد شد:

$$\frac{P(j)}{P} = \frac{(1 + \mu) u_l(L)}{A u_c(C)} = \frac{(1 + \mu) L^\eta}{A C^{-\sigma^{-1}}} \quad (21)$$

که در معادله فوق داریم:

$$v(L) = \frac{L^{1+\eta}}{1+\eta} \quad (22)$$

$$\mu = \mu_\theta \frac{(1 + \tau_w)}{(1 - \tau_y)} \frac{(1 + \tau_c)}{(1 - \tau_l)} - 1 \quad (23)$$

$$\mu_\theta = \frac{\theta}{\theta - 1} \quad (24)$$

اکنون به منظور تصریح معادله فیلیپس استاندارد کینزی، رابطه

شاخص‌بندی قیمت^۱ دوره گذشته تعدیل می‌کنند. برای این گروه از بنگاه‌ها قاعده تعدیل قیمت‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t = (\pi_{t-1})^\rho P_{t-1} \quad (12)$$

در معادله (۱۲)، π_{t-1} بیانگر تورم دوره گذشته و ρ نشان دهنده درجه شاخص‌بندی قیمت‌های گذشته است.

دسته دوم از بنگاه‌ها توانایی قیمت‌گذاری دارند. اگرچه این بنگاه‌ها در بازار رقابت انحصاری از اهرم تأثیرگذاری بر قیمت تولیدات خود برخوردارند، اما این قدرت انحصاری نسبت به کل بازار بسیار ناچیز قلمداد می‌شود. لذا تولیدکننده نوعی Z با تقاضای زیر روبه‌رو است:

$$Y(j) = \left(\frac{P(j)}{P}\right)^{-\theta} (C + G) \quad (13)$$

که در آن $\theta > 0$ بیانگر کشش جانشینی ترجیحات مصرف کننده در میان کالاها و $P(j)$ قیمت کالاهای تولید شده به وسیله بنگاه Z است. همچنین تنها عامل تولید نیروی کار به وسیله فرآیند تکنولوژیکی خطی $(Y(j) = AL(j))$ مورد استفاده قرار می‌گیرد که در آن A شوک بهره‌وری است. از طرفی تابع تولید کل بنگاه‌هایی که در چارچوب رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند به صورت زیر است:

$$Y = \int_0^1 (Y(j))^{\frac{e_\pi - 1}{e_\pi}} dj \quad (14)$$

که در آن، e_π شوک مارک آپ قیمت‌هاست. همچنین روابط زیر برقرار است:

$$Y(j) = \left(\frac{P(j)}{P}\right)^{\frac{1+e_\pi}{e_\pi}} Y \quad (15)$$

$$P = \left[\int_0^1 (P(j))^{-\frac{1}{e_\pi}} dj\right]^{-e_\pi} \quad (16)$$

با این توضیحات، در کوتاه‌مدت سود بنگاه Z به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Pi(j) = (1 - \tau_y) P(j) Y(j) - (1 + \tau_w) W L(j) \quad (17)$$

که در آن، τ_y و τ_w به ترتیب بیانگر مالیات بر درآمد و مالیات بر دستمزد می‌باشند. بنابراین در کوتاه‌مدت تحت یک بازار



$$\tau_{c,t}^* = \rho_{\tau c} \tau_{c,t-1}^* + e_{\tau^*c} \quad (۳۱)$$

$$m_t = \gamma_y y^* - \gamma_i i_t \quad (۳۲)$$

$$\bar{m}m_t = \bar{s}s_t + \bar{z}z_t \quad (۳۳)$$

$$s_t = s_{t-1} + e_s \quad (۳۴)$$

$$z_t = z_{t-1} + e_z \quad (۳۵)$$

در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی فوق، معادله (۲۸)

تقاضای کل حاصل از بهینه‌سازی مصرف بین‌دوره‌ای خانوار

است. معادله (۲۹) نیز منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را

نشان می‌دهد. فرایند خودرگرسیون مرتبه اول برای الگوی

رفتاری مخارج دولت و مالیات بر مصرف در معادلات (۳۰)

و (۳۱)، به پیروی از مطالعات چو^۱ (۲۰۰۴: ۳۷) و تورینو^۲

(۲۰۱۳: ۲۳۷) انتخاب شده است. معادله (۳۲) نیز تقاضای

پول است که بر اساس بهینه‌سازی رفتار خانوار نسبت به قید

بودجه استخراج شده است. در معادله (۳۲)، تقاضای پول به

عنوان تابعی مستقیم از شکاف درآمدی و تابعی معکوس از

نرخ بهره در نظر گرفته شده است که معرف تابع تقاضای پول

کینزی است. این معادله از خطی‌سازی شرط مرتبه اول مشتق

تابع لاگرانژ حداکثرسازی مطلوبیت خانوار نسبت به نقدینگی

بدست می‌آید. قاعده سیاست پولی بر اساس پایه پولی

تصریح شده است. بر این اساس، معادله لگاریتم خطی شده

(۳۳) بیانگر پایه پولی است (m_t) که برابر با مجموع

بدهی‌های دولت و بخش خصوصی به بانک مرکزی (s_t) و

دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (z_t) است. معادلات (۳۴)

و (۳۵) شوک‌های سیاست پولی را نشان می‌دهند. معادله

(۳۴) بیانگر شوک دارایی‌های خارجی (e_z) و معادله (۳۵)

بیانگر شوک بدهی (e_s) است. این شوک‌ها جهت تأمین مالی

بودجه دولت شکل می‌گیرند. یک شوک مثبت در دارایی‌های

خارجی بانک مرکزی زمانی رخ می‌دهد که دولت با افزایش

درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت مواجه است که برای

تأمین معادل ریالی آن، میزان دارایی‌های خارجی بانک مرکزی

افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، یک شوک مثبت در سطح

(۲۱) به وسیله نرخ رشد تولید، قید منابع و تکنولوژی با

دخالت دادن مبحث انتظارات به صورت زیر بازنویسی

می‌شود:

$$\frac{\tilde{P}}{P} = E_0 \left\{ \left(\frac{Y}{Y} \right)^\eta \left(\frac{Y-G}{Y-G} \right)^{\sigma-1} \right\} \quad (۲۵)$$

تقریب لگاریتمی-خطی معادله فوق بدین صورت تصریح

می‌شود:

$$\tilde{P} - P = (\sigma^{-1} + \eta)(y - \bar{y}) + e_\pi \quad (۲۶)$$

که در آن e_π بیانگر شوک تورم است. از آنجایی که بر اساس

فرمول کالوو ($P = \alpha P^e + (1-\alpha)\tilde{P}$)، سطح عمومی

قیمت‌ها میانگین وزنی قیمت‌های انعطاف‌پذیر و چسبنده

است و بنگاه‌هایی که توانایی قیمت‌گذاری ندارند بر اساس

رابطه (۱۲) قیمت‌های این دوره را تعدیل می‌کنند، با

خطی‌سازی فرمول کالوو، رابطه (۱۲) و ترکیب آنها با رابطه

(۲۶)، می‌توان منحنی فیلیپس هابرییدی کینزی جدید را از

معادله (۲۶) به صورت زیر استخراج نمود:

$$\pi_t = \frac{\rho}{1+\rho} \pi_{t-1} + \frac{1}{1+\rho} E_t \pi_{t+1} + \kappa y^* + e_\pi \quad (۲۷)$$

که در آن شیب منحنی فیلیپس (κ) معادل $\left[\frac{1-\alpha}{\alpha} \right] (\sigma^{-1} + \eta)$

است. همچنین π_t بیانگر تورم دوره حاضر، π_{t-1} تورم دوره

گذشته و π_{t+1} تورم انتظاری و y^* نیز شکاف تولید است.

همچنین e_π بیانگر شوک تورم یا شوک مارک آپ قیمت

است.

۳-۳- ساختار الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

پس از استخراج معادلات تقاضای کل و عرضه کل در

چارچوب تئوریک کینزین‌های جدید، در ادامه ساختار کلی

الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به منظور بررسی تأثیر

شوک سیاست‌های مالی بر تولید ارائه شده است:

$$y_t^* = g_t^* - \sigma [i + \pi_t + \tau_{c,t}^*] - \sigma \ln \beta + \hat{\varepsilon}_t \quad (۲۸)$$

$$\pi_t = \frac{\rho}{1+\rho} \pi_{t-1} + \frac{1}{1+\rho} E_t \pi_{t+1} + \kappa y^* + e_\pi \quad (۲۹)$$

$$g_t^* = \rho_g g_{t-1}^* + e_{g^*} \quad (۳۰)$$

1. Cho (2004)

2. Tourinho et al. (2013)

$$y = g + \bar{y}_n - \bar{g} - \sigma[p - (\bar{\tau}_c - \tau_c)] \quad (36)$$

همچنین با ساده‌سازی معادله (۲۶) و حذف متغیرهایی که با سیاست مالی رابطه ندارند، می‌توان معادله زیر را استخراج نمود:

$$P = \kappa(y - y_n) \quad (37)$$

اکنون با جایگذاری معادله (۳۷) در معادله (۳۶) و ساده‌سازی آن، می‌توان معادله‌ای که ضرایب فزاینده مالی را نشان می‌دهد بدین صورت ارائه نمود:

$$y = m_g g - m_{\bar{g}} \bar{g} - m_{\tau} \tau - m_{\bar{\tau}} \bar{\tau} - m_{\tau c} \tau_c + m_{\bar{\tau} c} \bar{\tau}_c \quad (38)$$

در معادله فوق m_g و $m_{\bar{g}}$ ضرایب فزاینده مخارج دولت به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند، m_{τ} و $m_{\bar{\tau}}$ ضرایب فزاینده مالیات بر درآمد و دستمزد به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند، همچنین $m_{\tau c}$ و $m_{\bar{\tau} c}$ نیز بیانگر ضرایب فزاینده مالیات بر مصرف به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند. در ادامه ضرایب فزاینده مالی استخراج شده بر حسب پارامترهای ساختاری نشان داده می‌شود:

$$m_g = \frac{1}{1 + \kappa\sigma} + \frac{\kappa}{(\sigma^{-1} + \eta)(1 + \kappa\sigma)} \quad (39)$$

$$m_{\bar{g}} = \frac{\eta}{(\sigma^{-1} + \eta)(1 + \kappa\sigma)} \quad (40)$$

$$m_{\tau} = \frac{\kappa\sigma}{(\sigma^{-1} + \eta)(1 + \kappa\sigma)} \quad (41)$$

$$m_{\bar{\tau}} = \frac{1}{(\sigma^{-1} + \eta)(1 + \kappa\sigma)} \quad (42)$$

$$m_{\tau c} = \sigma m_g \quad (43)$$

$$m_{\bar{\tau} c} = \sigma m_{\bar{g}} \quad (44)$$

۴- نتایج تحقیق

همان‌طور که از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تصریح شده مشاهده می‌شود، در مطالعه حاضر از داده‌های سری زمانی فصلی تولید ناخالص داخلی، تورم، مخارج دولت، مالیات بر مصرف، نرخ تورم فصلی بر پایه شاخص CPI بر اساس سال پایه ۱۳۸۳، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی،

بدهی‌ها نیز به منظور تأمین مالی هزینه‌های دولت به وقوع می‌پیوندد.

متغیرهای لحاظ شده در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی تصریح شده نیز شامل شکاف تولید (y_t^*) ، شکاف مخارج دولت (g_t^*) ، نرخ بهره اسمی (i) ، تورم (π_t) ، شکاف مالیات بر مصرف $(\tau_{c,t}^*)$ ، بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (s) ، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (z) و حجم پول (m_t) می‌باشد.

پارامترهای مشهود در الگو نیز شامل کشش جانشینی بین دوره‌های مصرف (σ) ، نرخ تنزیل ذهنی خانوار (β) ، شیب منحنی فیلپس (κ) ، ضریب خودرگرسیون مخارج دولت (ρ_g) ، ضریب خودرگرسیون مالیات بر مصرف $(\rho_{\tau c})$ ، کشش درآمدی تقاضای پول (γ_y) ، کشش بهره‌ای تقاضای پول (γ_i) ، ضریب تعدیل سیاست پولی (ρ_i) ، ضریب واکنش مقامات پولی به انحراف تورم و تولید از مقادیر تعادلی بلندمدت (δ_{π}, δ_y) می‌باشند. قابل ذکر است، η و α نیز که در محاسبه شیب منحنی فیلپس مورد استفاده قرار می‌گیرند به ترتیب بیانگر کشش عرضه نیروی کار و درجه چسبندگی قیمت می‌باشند.

در نهایت $\hat{e}_t, e_{\pi}, e_{g^*}, e_{\tau c}, e_s$ و e_z به ترتیب بیانگر شوک متغیرهای شکاف تولید، شکاف تورم، شکاف مخارج دولت، شکاف مالیات بر مصرف، شوک بدهی دولت به بانک مرکزی و شوک دارایی‌های خارجی می‌باشند که به عنوان یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول در نظر گرفته خواهند شد.

۳-۴- ضرایب فزاینده مالی ساختاری

در این بخش، ضرایب فزاینده مالی در چارچوب مدل عرضه کل - تقاضای کل کینزین‌های جدید و بر اساس پارامترهای ساختاری، استخراج می‌شوند. برای این منظور به تبعیت از بنینو (۲۰۰۹: ۲۴)، می‌توان معادله (۱۱) را با حذف متغیرهایی که تحت تأثیر سیاست مالی قرار نمی‌گیرند بازنویسی کرد:



گزارش شده است.

جدول (۱): منابع و توزیع پیشین پارامترهای مورد استفاده

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	منبع
β	نرمال	۰/۹۸	مشیری و همکاران (۱۳۹۰)
σ	نرمال	۰/۴۶	شاهمرادی و همکاران (۱۳۹۱)
α	نرمال	۰/۵	توکلیان (۱۳۹۱)
η	نرمال	۰/۶۸	مشیری و همکاران (۱۳۹۰)
γ_y	گاما	۰/۱	توکلیان (۱۳۹۱)
γ_i	گاما	۰/۶	توکلیان (۱۳۹۱)
ρ_g	بتا	۰/۳۲	برآورد رگرسیونی
ρ_{tc}	بتا	۰/۴۴	برآورد رگرسیونی
ρ	بتا	۰/۷۱۵	توکلیان (۱۳۹۱)

مأخذ: مطالعات تجربی پیشین ذکر شده در جدول

جدول (۲): برآورد بیزی پارامترهای مورد استفاده

پارامتر	میانگین توزیع پسین	فاصله اطمینان	
		۰/۶۰	۰/۸۶
β	۰/۷۴	۰/۶۰	۰/۸۶
σ	۰/۳۱	۰/۳۰	۰/۳۲
α	۰/۴۶	۰/۲۸	۰/۷
η	۰/۵۶	۰/۳۲	۰/۸۰
γ_y	۰/۲۲	۰/۱۳	۰/۳۰
γ_i	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۷۰
ρ_g	۰/۱۳	۰/۱	۰/۱۷
ρ_{tc}	۰/۲۹	۰/۲۵	۰/۳۵
ρ	۰/۸۰	۰/۷۴	۰/۸۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲- تحلیل شوک‌های مدل

در راستای دستیابی به اهداف تحقیق، این بخش به تجزیه و تحلیل اثرات پویای شوک‌ها به وسیله توابع عکس‌العمل آنی در چارچوب مدل DSGE می‌پردازد. همان‌طور که از نمودار (۱) مشاهده می‌گردد، شوک مخارج دولت منجر به افزایش تولید طی یک دوره کوتاه‌مدت و افزایش تورم طی یک دوره

بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و حجم پول طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ استفاده شده است. کلیه داده‌های مورد استفاده مطالعه از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی گرفته شده است.

لازم به ذکر است به دلیل خطی‌سازی مدل به صورت لگاریتمی، تمامی متغیرهای مدل به صورت انحراف از مقادیر بلندمدت تصریح شده‌اند. بنابراین، به پیروی از مطالعه حیدری (۲۰۱۰) برای استخراج انحراف از مقادیر بلندمدت متغیرهای مورد مطالعه از روش فیلتر هودریک- پرسکات^۱ استفاده شده است.

۴-۱- برآورد بیزی پارامترهای الگو

در این بخش با استفاده از الگوریتم متعارف شبیه‌سازی MCMC^۲ تحت عنوان متروپولیس- هستینگ (MH)^۳، به برآورد بیزی پارامترهای مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته شده است. برای این منظور، نوع و میانگین توزیع پیشین پارامترها به استناد از مطالعات تجربی و برآوردهای رگرسیونی انتخاب شده‌اند که در جدول شماره (۱) گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نوع و میانگین توزیع پیشین پارامترهای نرخ تنزیل ذهنی خانوار (β) و کشش عرضه نیروی کار (η) به پیروی از مشیری و همکاران (۱۳۹۰: ۸۳)؛ کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف (σ) به پیروی از شاهمرادی و همکاران (۱۳۹۱: ۱۹)؛ کشش درآمدی تقاضای پول (γ_y)، کشش بهره‌ای تقاضای پول (γ_i)، درجه چسبندگی قیمت (α) و درجه شاخص‌بندی قیمت (ρ) به پیروی از مطالعه توکلیان (۱۳۹۱: ۱۷) انتخاب شده‌اند. میانگین توزیع پیشین پارامترهای ρ_g و ρ_{tc} با استفاده از تخمین یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول مشخص شده است. در جدول شماره (۲) نیز میانگین توزیع پسین و فاصله اطمینان حاصل از پارامترهای مورد استفاده در مطالعه حاضر

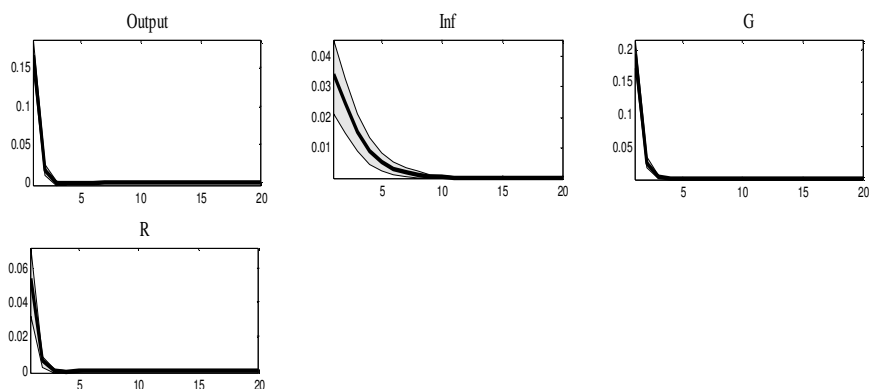
1. Hodrick-Prescott
2. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)
3. Metropolis Hasting Algorithm

بلندمدت خواهد شد. بنابراین به نظر می‌رسد شوک مخارج دولت تورم‌زا بوده و نمی‌تواند یک افزایش بلندمدت در تولید را ایجاد کند. در طرف مقابل، شوک مالیات بر مصرف مطابق نمودار شماره (۲) منجر به کاهش تولید در کوتاه‌مدت و کاهش تورم طی یک دوره بلندمدت خواهد شد. بر اساس نمودارهای شماره (۳) و (۴)، شوک‌های سیاست پولی شامل شوک افزایش در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (نمودار شماره ۳) یا افزایش در بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (نمودار شماره ۴) منجر به افزایش پایه پولی، تولید و تورم در بلندمدت خواهد شد. همچنین باعث کاهش نرخ بهره در بلندمدت می‌شود. بر اساس نمودار شماره (۵) نیز، شوک تورم منجر به کاهش تولید و کاهش نرخ بهره واقعی خواهد شد. همان‌طور که در نمودار (۶) مشاهده می‌شود، شوک شکاف تولید باعث افزایش تورم و نرخ بهره می‌شود.

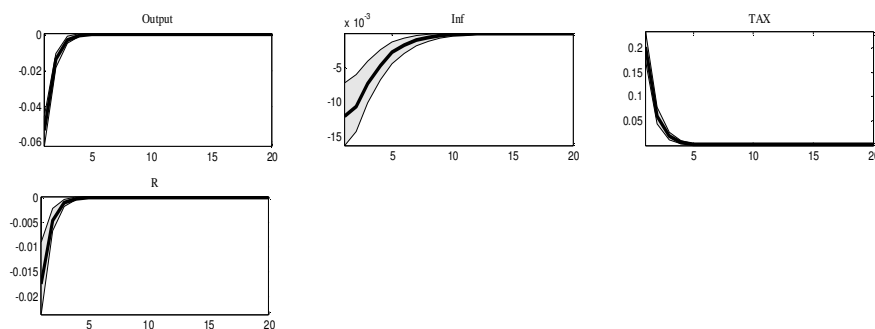
بررسی نتایج حاصل از شوک‌های مورد مطالعه، نکاتی قابل تأمل را نمایان می‌سازند. اول، تأثیر شوک‌های سیاست مالی بر تولید دارای اثرات بلندمدت نمی‌باشند و در یک دوره

زمانی کوتاه تعدیل خواهند شد. این امر ممکن است به دلیل مداخله‌های موضعی دولت و عدم برخورداری سیاست‌های اتخاذ شده از برنامه‌های منسجم کلان اقتصادی با افق بلندمدت باشد. دوم، تأثیر بلندمدت شوک مخارج دولت بر تورم بیانگر تأثیرپذیری سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی دولت است. از این‌رو به نظر می‌رسد، بخش عمده‌ای از شوک افزایش مخارج دولت از کانال سیاست‌های پولی نظیر بدهی دولت به بانک مرکزی و تبدیل درآمدهای ارزی دولت به معادل ریالی توسط بانک مرکزی تأمین مالی می‌شود که گویای تورم‌زا بودن رویکرد تأمین مالی مخارج دولت است. سوم، پولی بودن پدیده تورم در ایران با توجه به تأثیر بلندمدت سیاست پولی بر تورم بسیار مشهود است. بنابراین با در نظر گرفتن این واقعیت که از یک‌سو، شوک تورم منجر به کاهش تولید می‌شود و از سوی دیگر، شوک مخارج دولت تورم‌زا است، شوک مخارج دولت در اقتصاد ایران چندان تأثیرگذار نیست و باید با احتیاط چنین سیاست‌هایی را اتخاذ نمود تا تأثیر منفی و مخربی بر تولید نداشته باشند.

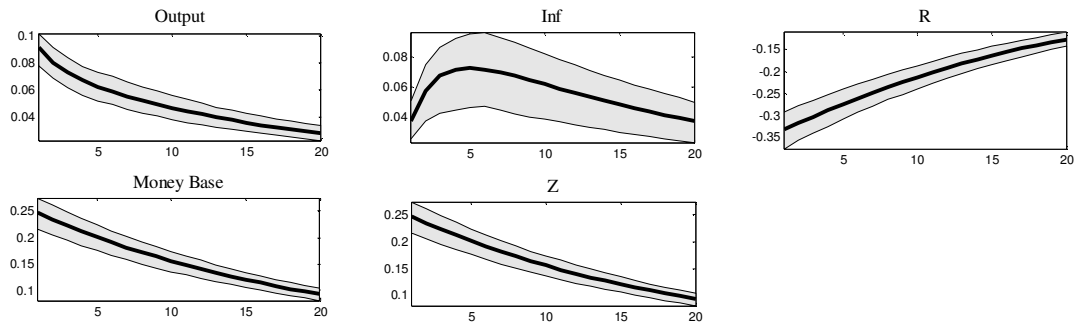
بررسی نتایج حاصل از شوک‌های مورد مطالعه، نکاتی قابل تأمل را نمایان می‌سازند. اول، تأثیر شوک‌های سیاست مالی بر تولید دارای اثرات بلندمدت نمی‌باشند و در یک دوره



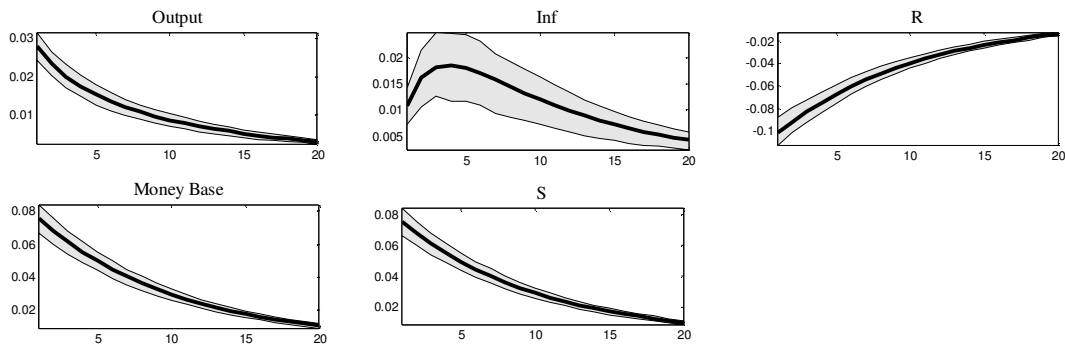
نمودار (۱): شوک مخارج دولت



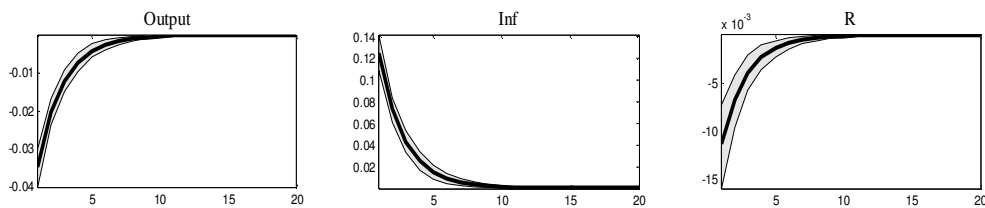
نمودار (۲): شوک مالیات



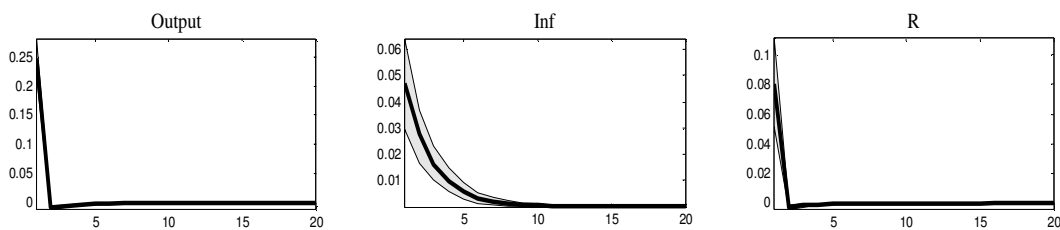
نمودار (۳): شوک سیاست پولی (دارایی‌های خارجی بانک مرکزی)



نمودار (۴): شوک سیاست پولی (بدهی‌های دولت به بانک مرکزی)



نمودار (۵): شوک تورم



نمودار (۶): شوک تولید

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۴- ضرایب فزاینده مالی

برآورد بیزی پارامترهای کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف (σ) ، کشش عرضه نیروی کار (η) و درجه چسبندگی قیمت (α) که در جدول شماره (۲) گزارش شده، استفاده می‌شود. ضرایب فزاینده مخارج دولت، مالیات بر مصرف و مالیات بر فروش و دستمزد در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول شماره (۳) گزارش شده است. لازم به ذکر است که تفاوت ضرایب فزاینده مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت متأثر از بحث

از آنجایی که ضرایب فزاینده مالی در تدوین سیاست‌های مالی رهنمودهای ارزشمندی ارائه می‌دهند، در این بخش ضرایب فزاینده مالی در چارچوب تئوریک تقاضای کل-عرضه کل کینزین‌های جدید که در معادلات ۳۹ تا ۴۴ تصریح شده‌اند، محاسبه خواهند شد. برای این منظور از

بهینه‌سازی بین دوره‌ای می‌باشد.

از آنجایی که ضریب فزاینده مخارج کوتاه‌مدت دولت بسیار بزرگ‌تر از ضریب فزاینده مالیات بر فروش و دستمزد است، با تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق افزایش مالیات بر فروش و دستمزد، می‌توان انتظار افزایش تولید را داشت.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

از آنجایی که سیاست‌های مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاستی دولت برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی به شمار می‌رود، تجزیه و تحلیل نحوه تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی از اهمیت بسزایی برخوردار است. از این رو، مطالعه حاضر با استفاده از چارچوب تئوریک تقاضای کل - عرضه کل کینزین‌های جدید و با بهره‌گیری از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد بیزی به تجزیه و تحلیل تأثیر شوک مخارج دولت و شوک مالیات بر تولید در اقتصاد ایران می‌پردازد. همچنین به منظور تصریح یک الگوی منسجم تعادل عمومی پویای تصادفی، قاعده سیاست پولی متناسب با اقتصاد ایران در مدل تصریح شده که بر اساس تغییر در اجزای پایه پولی شکل گرفته است. علاوه بر تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌ها، ضرایب فزاینده مالی بر اساس پارامترهای ساختاری اقتصاد استخراج و برآورد شده‌اند.

نتایج توابع عکس‌العمل آنی مدل نشان می‌دهد که ضمن اینکه شوک سیاست‌های مالی در یک دوره زمانی کوتاه تعدیل می‌شوند، شوک افزایش مخارج دولت و شوک افزایش مالیات بر مصرف به ترتیب منجر به افزایش و کاهش تولید می‌شوند. همچنین شوک مخارج دولت باعث افزایش تورم خواهد شد که این مسئله بیانگر تأمین مالی افزایش مخارج دولت از کانال سیاست‌های پولی است. بدین معنی که عموماً سیاست‌های مالی دولت از طریق بدهی به بانک مرکزی یا تبدیل درآمدهای ارزی به ریالی تأمین مالی می‌شود. این رویکرد تأمین مالی مخارج دولت نیز به وضوح پایه پولی را افزایش می‌دهد که خود عامل اصلی تورم تلقی می‌گردد.

با عطف به معادله (۳۸)، افزایش مخارج کوتاه‌مدت دولت از طریق تحریک تقاضا منجر به افزایش تولید می‌شود. در طرف مقابل، افزایش مخارج بلندمدت دولت به دلیل کاهش سطح مصرف بالقوه و سطح مصرف جاری، منجر به کاهش تولید می‌شود. همچنین ضریب فزاینده مخارج کوتاه‌مدت دولت (m_g) بزرگ‌تر از مقدار بلندمدت آن ($m_{\bar{g}}$) برآورد شده است، به نحوی که افزایش مخارج کوتاه‌مدت دولت می‌تواند افزایش تولید به میزان ۱/۲۹ درصد را به همراه داشته باشد و افزایش مخارج بلندمدت دولت باعث کاهش ۰/۰۹ درصدی تولید خواهد شد.

مطابق معادله (۳۸)، افزایش بلندمدت و کوتاه‌مدت مالیات بر فروش و دستمزد منجر به کاهش سطح تولید خواهند شد. ضرایب فزاینده برآورد شده نیز نشان می‌دهند که افزایش کوتاه‌مدت مالیات بر فروش و دستمزد منجر به کاهش ۰/۲۲ درصدی تولید و افزایش بلندمدت آن منجر به کاهش ۰/۱۶ درصدی تولید خواهد شد. بنابراین، افزایش مالیات بر فروش و دستمزد سبب کاهش تولید خواهد شد.

در نهایت، مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت منجر به کاهش تولید و مالیات بر مصرف بلندمدت منجر به افزایش تولید خواهد شد. با توجه به بحث نسبت قیمت‌ها و بهینه‌سازی مصرف بین دوره‌ای، افزایش قیمت‌های آتی نسبت به قیمت‌های جاری، منجر به افزایش مصرف جاری و در نتیجه افزایش تولید خواهد شد. ضرایب فزاینده برآورد شده نیز نشان می‌دهند که افزایش مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت منجر به کاهش ۰/۴۰ درصدی تولید و افزایش بلندمدت آن منجر به افزایش ۰/۰۳ درصدی تولید خواهد شد.

جدول (۳): برآورد ضرایب فزاینده مالی ساختاری

ضرایب فزاینده مالی		ضرایب فزاینده مالی	
m_g	۱/۲۹	$m_{\bar{g}}$	۰/۱۶
$m_{\bar{g}}$	۰/۰۹	$m_{\tau c}$	۰/۴۰
m_{τ}	۰/۲۲	$m_{\bar{\tau}c}$	۰/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق



خصوصاً تورم‌زا بودن شوک افزایش مخارج دولت و در نتیجه کاهش تولید ایجاد می‌کند. در واقع، شرایط رکود تورمی حاکم بر اقتصاد کشور به نظر می‌رسد نتیجه تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق سیاست‌های پولی باشد. بنابراین عدم وابستگی شوک افزایش مخارج دولت به سیاست‌های پولی، می‌تواند کارایی و اثرگذاری این سیاست اقتصادی دولت را افزایش دهد. همچنین نتایج ضرایب فزاینده بر تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق مالیات بر فروش و دستمزد به عنوان یک استراتژی مؤثر افزایش تولید تأکید می‌کنند.

نتایج ضرایب فزاینده مالی نیز بر تأثیر مثبت افزایش مخارج کوتاه‌مدت دولت و افزایش بلندمدت مالیات بر مصرف بر تولید به ترتیب با ضرایب $1/29$ درصد و $0/03$ درصد دلالت می‌کند. سایر ضرایب فزاینده مالی مورد مطالعه شامل مخارج بلندمدت دولت، مالیات بر فروش و دستمزد کوتاه‌مدت و بلندمدت و همچنین ضریب فزاینده مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت منجر به کاهش تولید می‌شوند.

در مجموع با توجه به نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل تأثیر پویای شوک‌های سیاست مالی، تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق مقامات پولی نگرانی‌هایی را در

منابع

توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8. فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۲، ۳۸-۲۱.

عرب‌مازار، علی‌اکبر و چالاک، فرشته (۱۳۸۹). تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران. تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۵، شماره ۲، ۱۴۰-۱۲۱.

کمپجانی، اکبر و نظری، روح‌الله (۱۳۸۸). تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره سوم، ۲۸-۱.

مشیری، سعید؛ باقری پرمهر، شعله و موسوی‌نیک، هادی (۱۳۹۰). بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ۵، ۹۰-۶۹.

منصف، عبدالعلی، ترکی، لیلا و علوی، جابر (۱۳۹۲). تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۲۰۱۰-۱۹۹۰). فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۰، ۹۲-۷۳.

ابونوری، اسماعیل؛ کریمی پتانلار، سعید و مردانی، محمدرضا (۱۳۸۹). اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خودرگرسیون برداری. پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۳۸، ۱۴۳-۱۱۷.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۷، شماره ۳، ۲۲-۱.

دل‌انگیزان، سهراب و خزیر، اسماعیل (۱۳۹۱). مطالعه اثرات شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران: دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۸. راهبرد اقتصادی، دوره ۱، شماره سوم، ۶۹-۳۷.

شاهمرادی، اصغر؛ کاوند، حسین و ندیری، کامران (۱۳۹۱). برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۸۶: ۴-۱۳۶۸). در قالب یک مدل تعادل عمومی. تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۵، شماره ۹۰، ۴۱-۱۹.

شفیعی، افسانه؛ برومند، شهزاد و تشکینی، احمد (۱۳۸۵). آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۳، ۱۱۲-۸۱.

شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲). تأثیر آستانه‌ای

Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2011). Measuring the Output Responses to Fiscal

Policy. *National Bureau of Economic Research*, 4(2), 1-27.

- Benigno, P. (2009). New-Keynesian Economics: An AS-AD View. NBER Working Paper Series, No 14824.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Burriel, P., de Castro, F., Garrote, D., Gordo, E., Paredes, J., & Perez, J. (2009). Fiscal Policy Shocks in the EURO Area and the US: An Empirical Assessment. *European Central Bank*, Working Paper Series, No 1133.
- Caldara, D., & Kamps, C. (2008). What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-Based Comparative Analysis. *European Central Bank*, Working Paper Series, No 877.
- Cho, S. (2004). Essays in New-Keynesian Macroeconomics and Monetary Policy. Columbia University.
- de Carvalho, F., & Valli, M. (2011). Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE model. *Banco Central Do Brasil*, Working Paper, 240.
- De Castro, F., & P. Hernández de Cos, P. (2006). The Economic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Spain: A SAVR Approach. *European Central Bank*, Frankfurt am Main, Germany.
- Devereux, M., Head, A. C., & Lapham, M. (1996). Monopolistic Competition, Increasing Returns and The Effects of Government Spending. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 233-254.
- Ford, E. (2013). The Effects of Fiscal Policy on Output in Belize. Thesis in Master of Science, Applied Economics, University of the West of England, Faculty of Business and Law.
- Giordano, Raffaella., Momigliano, Sandro., Neri, Stefano., & Perotti, Roberto. (2007). The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model. *European Journal of Political Economy*, 23(3), 707-733.
- Greenwald, B., & Stiglitz, J. E. (1987). Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics, *Oxford Economic Papers*, 39(1), 119 -133.
- Heidari, H. (2010). An Estimated Small Open Economy New-Keynesian Model for Australian Economy. *The Romanian Journal of Economic Forecasting*, 13(4), 61-75.
- Iwata, Y. (2009). Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Japanese Economy: do Non-Ricardian Households Explain all?. *ESRI Discussion Paper*, 216.
- Papa, E. (2005). New-Keynesian or RBC transmission? the Effects of Fiscal Shocks in Labor Markets. *LSE Research Online*, Discussion paper, No 5313.
- Ratto, M., Roeger, W., & Veld, J. (2009). An Estimated Open-Economy DSGE Model of The Euro Area With Fiscal and Monetary Policy. *Economic Modelling*, 26, 222–233.
- Ravn, M., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2006). Deep Habits. *The Review of Economic Studies*, 73, 195-218.
- Tourinho, O., Mercês, M., & Costab, J. (2013). Public Debt in Brazil: Sustainability and its implications. *Economia*, 14, 233-250.
- Yang, W., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2012). Macroeconomic Effects of Government Spending Shocks: New Evidence Using Natural Disaster Relief in Korea. CESifo Working Paper No. 3943.
- Zubairy, S. (2010). On Fiscal Multipliers: Estimates from A Medium Scale DSGE Model. *Bank of Canada*, Working Paper, 30.



پیوست

۱- استخراج تابع تقاضا

به منظور حداکثرسازی مطلوبیت بخش خانوار، تابع لاگرانژ به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$l = E_0 \left\{ u(C) - v(L) + w(M) + \beta \varepsilon_t \left\{ u(\bar{C}) - v(\bar{L}) + w(\bar{M}) \right\} \right\} \\ + \lambda \left\{ \beta \left(\frac{\bar{W}L}{1+i} + \bar{M} + \bar{B} \right) + T + WL - PC - \frac{\bar{P}C}{1+i} - M - (1+i)B \right\}$$

تشکیل شروط مرتبه اول مشتق نسبت به مجموعه متغیرهای $\{C, \bar{C}, M, B, \bar{B}\}$ روابط زیر را در پی دارد:

$$\frac{\partial l}{\partial C} = u_c(C) - \lambda P = 0 \quad (۱)$$

$$\frac{\partial l}{\partial \bar{C}} = E_0 \left\{ \beta \varepsilon_t u_c(\bar{C}) - \lambda \frac{\bar{P}}{1+i} \right\} = 0 \quad (۲)$$

$$\frac{\partial l}{\partial B} = -\lambda(1+i) = 0 \quad (۳)$$

$$\frac{\partial l}{\partial \bar{B}} = \lambda \beta = 0 \quad (۴)$$

از رابطه (۱) و (۲) نتیجه می‌گیریم:

$$\frac{u_c(C)}{E_0 \{ \beta \varepsilon_t u_c(\bar{C}) \}} = \frac{P}{\bar{P}} = (1+i) E_0 \left(\frac{P}{\bar{P}} \right) = \frac{(1+i)}{(1+\bar{\pi})} = (1+r) \quad (۵)$$

که در آن $\bar{\pi}$ تورم انتظاری است. از طرفی اگر تابع مطلوبیت به صورت تابع با ضریب ریسک‌گریزی ثابت به صورت زیر تصریح گردد:

$$u(C) = \frac{C^{1-\hat{\sigma}^{-1}}}{1-\hat{\sigma}^{-1}} \quad (۶)$$

آنگاه معادله (۵) را به صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$\frac{C^{-\hat{\sigma}^{-1}}}{\beta \varepsilon_t \bar{C}^{-\hat{\sigma}^{-1}}} = 1+r \quad (۷)$$

که فرم لگاریتمی آن به صورت زیر خواهد بود:

$$-\hat{\sigma}^{-1} \ln(C) - \ln(\varepsilon_t) - \ln(\beta) + \hat{\sigma}^{-1} \ln(\bar{C}) = \ln(1+r) \quad (۸)$$

که در نهایت خطی‌سازی معادله فوق حول مقادیر تعادل بلندمدت متغیرها نتیجه می‌دهد:

$$\bar{c} - c = \hat{\sigma} [i - (\bar{p} - p)] + \hat{\sigma} \ln \beta + \hat{\varepsilon}_t \quad (۹)$$

لازم به ذکر است که شرط مرتبه اول مشتق و لگاریتم خطی‌سازی معادله تقاضای پول در ادامه آورده شده است.

۲- خطی‌سازی رابطه پایه پولی

پایه پولی بر حسب منابع به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$m_t = s_t + z_t \quad (۱۰)$$

به منظور لگاریتم خطی‌سازی رابطه فوق، از طرفین لگاریتم‌گیری کرده و بسط تیلر مرتبه اول را حول مقدار تعادلی بلندمدت نسبت به متغیرهای z_t و s_t بدست می‌آوریم:

$$\log(m_t) = \log(s_t + z_t) \quad (11)$$

می‌دانیم در بلندمدت:

$$\bar{m} = \bar{s} + \bar{z} \quad (12)$$

از طرفی داریم:

$$\bar{m} + \frac{1}{\bar{m}}(m_t - \bar{m}) = \bar{s} + \frac{1}{\bar{s} + \bar{z}}(s_t - \bar{s}) + \bar{z} + \frac{1}{\bar{s} + \bar{z}}(z_t - \bar{z}) \quad (13)$$

ترکیب رابطه اخیر با رابطه (۱۲) نتیجه می‌دهد:

$$\bar{m}\hat{m}_t = \bar{s}\hat{s}_t + \bar{z}\hat{z}_t \quad (14)$$

۳- استخراج تابع تقاضای پول کینزی

در مدل طراحی شده، پول در تابع مطلوبیت به صورت بخش $w(M)$ وارد شده است. فرض می‌شود که این بخش به صورت زیر تصریح شده باشد:

$$w(M) = \frac{M^{1-\hat{\sigma}_m^{-1}}}{1-\hat{\sigma}_m^{-1}} \quad (15)$$

که در آن $\hat{\sigma}_m$ کشش تقاضای نقدینگی است. شرط مرتبه اول مشتق نسبت به نقدینگی به صورت زیر خواهد بود:

$$M^{-\hat{\sigma}_m^{-1}} - \lambda + \lambda\beta = 0 \quad (16)$$

از طرفی می‌دانیم که:

$$C^{-\hat{\sigma}^{-1}} - \lambda = 0 \quad (17)$$

و چون از شرط مرتبه اول نسبت به اوراق قرضه در رابطه‌های (۳) و (۴) داریم:

$$\lambda(1+i) - \lambda\beta = 0 \quad (18)$$

در نتیجه:

$$M^{-\hat{\sigma}_m^{-1}} - \lambda + \lambda\beta = 0 \quad (19)$$

با ترکیب روابط فوق داریم:

$$M^{-\hat{\sigma}_m^{-1}} = C^{-\hat{\sigma}^{-1}} \left(1 - \frac{1}{1+i}\right) \quad (20)$$

خطی‌سازی معادله فوق نتیجه می‌دهد:

$$\hat{m} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\sigma}_m} \hat{c} - \frac{1}{i} \hat{i} \quad (21)$$

۴- استخراج منحنی فیلیپس

ابتدا معادله چسبندگی قیمت کالو را خطی‌سازی می‌کنیم:

$$P = \alpha P^e + (1-\alpha)\tilde{P} \quad (22)$$

$$1 = \alpha \frac{P^e}{P} + (1-\alpha) \frac{\tilde{P}}{P} \quad (23)$$

با لگاریتم‌گیری از طرفین و بسط تیلر مرتبه اول حول تعادل ایستای بلندمدت سطح قیمت‌ها داریم:



$$0 = \log\left\{\alpha \frac{P^e}{P} + (1-\alpha) \frac{\tilde{P}}{P}\right\} \quad (24)$$

اگر $q = \frac{\tilde{P}}{P}$ را تعریف کنیم آنگاه حاصل خطی‌سازی معادله فوق به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{q} = \frac{\alpha}{1-\alpha} (\hat{P}^e - \hat{P}) = \frac{\alpha}{1-\alpha} E_t \pi_{t+1} \quad (25)$$

و همچنین برای معادله شاخص‌بندی داریم:

$$P_t = (\pi_{t-1})^\rho P_{t-1} \quad (26)$$

$$\hat{P}_t = \rho(\hat{\pi}_{t-1}) + \hat{P}_{t-1} \quad (27)$$

لذا:

$$\hat{q} = \frac{\alpha}{1-\alpha} (\rho \hat{\pi}_{t-1}) \quad (28)$$

همچنین داریم:

$$\tilde{P} - \hat{P} = (\sigma^{-1} + \eta)(y - \bar{y}) + z_t \quad (29)$$

ترکیب روابط بالا نتیجه می‌دهد:

$$\pi_t = \frac{\rho}{1+\rho} \pi_{t-1} + \frac{1}{1+\rho} E_t \pi_{t+1} + \kappa y^* + z_t \quad (30)$$