

طراحی و کالیبراسیون مدل تعادل عمومی پویای پایه برای اقتصاد ایران

سید علی مدنی زاده

استادیار دانشگاه صنعتی شریف (نویسنده مسئول)

madanizadeh@sharif.edu

مهران ابراهیمیان

دانشجوی دکتری دانشگاه پنسیلوانیا

ebrm@wharton.upenn.edu

در این تحقیق مجموعه‌ای از حقایق آماری از اقتصاد کلان ایران به دست آمده است و بر اساس آن یک مدل نوکلاسیک تعادل عمومی پویای اسمی طراحی و کالیبره شده است. مدل ساخته شده حقایق آماری به دست آمده را بازتولید کرده و در عین حال منطبق بر نحوه سیاستگذاری پولی و مالی در ایران و نیز ساختارهای نهادی اقتصاد ایران می‌باشد. خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی بخش‌های مختلف این مدل هستند که با استفاده از شواهد آماری اقتصاد کلان، و با توجه به ساختارهای نهادی بین دولت و بانک مرکزی و بخش واقعی اقتصاد ایران تصریح و کالیبره شده‌اند. بر اساس روندهای بلند مدت و نیز افت و خیز متغیرهای کلان اقتصاد ایران، تابع مطلوبیت لگاریتمی و جداپذیر بین مصرف و استراحت برای خانوار نمونه و تابع تولید کاب-داگلاس برای بنگاه نمونه اقتصاد ایران به دست آمد. با استفاده از مدل ساخته شده که مبتنی بر پول نقد دم‌دستی (Cash-In-Advance) است، پاسخ اقتصاد به شوک حقیقی بهره‌وری و همچنین تغییر سیاست پولی و مالی در قالب شوک به نرخ مالیات و نرخ رشد پول، در کوتاه‌مدت و بلندمدت تحلیل شده است. از مدل‌های پایه ارائه شده می‌توان به عنوان یک مدل هسته در مدل‌سازی کلان برای تحلیل مسایل اقتصادی کشور استفاده کرد.

طبقه‌بندی JEL: F14, G10, H11

واژگان کلیدی: مدل تعادل عمومی پویا، کالیبراسیون، پول نقد دم‌دستی، اقتصاد کلان ایران.

۱. مقدمه^۱

در این تحقیق حقایق آماری اولیه اقتصاد کلان ایران به دست آمده است و بر اساس آن یک مدل تعادل عمومی پویای حقیقی و اسمی طراحی و کالیبره شده است که این حقایق آماری را منعکس کرده و نیز منطبق بر ساختارهای نهادی اقتصاد ایران به لحاظ سیاست‌های پولی و مالی باشد. خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی، بخش‌های مختلف این مدل است که با استفاده از شواهد آماری اقتصاد کلان، و با توجه به ساختارهای نهادی بین دولت و بانک مرکزی و بخش واقعی اقتصاد ایران تصریح و کالیبره می‌شوند. بدین ترتیب مدل حاضر قادر خواهد بود تا به عنوان یک مدل هسته در طراحی مدل‌های کلان برای تحلیل مسایل اقتصادی کشور استفاده گردد و مبنای تحلیل‌های مختلف جهت پاسخگویی به سوالات متنوعی در مورد اقتصاد ایران قرار گیرد.

تحلیل عواقب هر سیاست اقتصاد کلان مستلزم مدل‌سازی اقتصادی متناسب با موضوع مورد بحث است. در رابطه با نوع مدل کلان، مدل‌های ساختاری و مبتنی بر پایه‌های خرد در سه دهه اخیر و پس از نقد لوکاس^۲ جایگاه ویژه‌ای پیدا کرده‌اند؛ از آنجایی که آحاد اقتصادی به صورت درون‌زا به شوک‌ها و تغییر رژیم‌های سیاست‌گذاری پاسخ نشان می‌دهند، نمی‌توان صرفاً با مشاهده روابط بین متغیرهای مشاهده شده اقتصاد در گذشته، به تحلیل نتایج کلان حاصل از اجرای یک سیاست و یا تغییر شرایط سیاست‌گذاری پرداخت؛ چرا که رابطه بین متغیرهای کلان نتیجه رفتار بهینه آحاد اقتصادی در یک شرایط سیاست‌گذاری است. در اینجا باید ابتدا قاعده تصمیم‌گیری آحاد اقتصادی کشف و استخراج شود، تا بر مبنای این قاعده رفتار آنها پس از هر تغییر و تحول پیش‌بینی شود و در نهایت خروجی هر سیاست با پیش‌بینی پاسخ متغیرهای کلیدی کلان ارزیابی شود.

۱. نگارندگان، سید علی مدنی زاده و مهرا ن ابراهیمیان از تأمین مالی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی برای انجام این بخشی از این تحقیق که حاصل طرح سربازی نخبگان آقای ابراهیمیان نیز بوده است، تشکر می‌کنند.

آحاد اقتصادی و بخش‌ها و نهادهای مدل شده در هر تحقیق، و همچنین درجه پیچیدگی لازم در مدل کردن ساختار هر قسمت بسته به نوع سوال و زمینه تحقیق متفاوت است. بدین ترتیب برای تحقیقات مختلف لازم است بخش‌های مختلف در مدل تعریف شده و بسته به نوع سوال به جزییات هر بخش با درجه متفاوت پرداخت؛ با این حال می‌توان ساختار هر مدل را به دو قسمت پایه و ویژه تقسیم کرد که قسمت «پایه» در اکثر مدل‌های اقتصاد کلان حضور دارد و بخش مشترک آنها است و قسمت «ویژه» بسته به نوع سوال متفاوت است و حیث تمایز مدل‌های تحقیقات مختلف است.

در این تحقیق مدل‌های تعادل عمومی پویای پایه، با بخش‌های خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی، و همچنین بازارهای ایده‌آل، به عنوان قسمت مشترک مدل‌های کلان برای اقتصاد ایران طراحی می‌شود. بدین ترتیب در مدل‌سازی برای پاسخ به هر سوال اقتصاد کلان ایران می‌توان از مدل‌های مبنای این تحقیق استفاده کرد و با افزودن آحاد اقتصادی و پیچیدگی‌ها و اصطکاک‌های خاص آن تحقیق، مدل ویژه پاسخ به سوال مورد نظر را طراحی کرد. مدل ارائه شده شامل بخش‌های خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی دارای این ویژگی است که در صورت نیاز می‌توان بخش بانک مرکزی و یا دولت را از آن خارج نمود و در مسایلی که تنها نقش بنگاه یا خانواده مهم است نیز به کار گرفته شود؛ مدل حاضر برای این دو حالت نیز کالیبره شده است.

در طراحی و تصریح بخش‌های مدل‌های پایه این تحقیق از روش کالیبراسیون استفاده کرده‌ایم. طبق تعریف، منظور از کالیبراسیون «استفاده از تئوری اقتصاد به عنوان مبنا برای محدود کردن یک چارچوب کلی و منطبق کردن آن چارچوب با داده‌های اقتصاد است»^۲. در این روش ابتدا با استفاده از تئوری اقتصاد مدل‌سازی را انجام می‌دهیم؛ سپس با استفاده از مدل و با توجه به فروض اقتصادی در طراحی آن به سراغ داده‌های مرتبط در اقتصاد می‌رویم؛ با مشاهده روند و افت و خیز داده‌های مرتبط مدل طراحی شده را تصریح می‌کنیم و پارامترهای آن را مقداردهی می‌کنیم. با استفاده از مدل تصریح شده، نقش بهره‌وری عوامل تولید را در افت و خیز متغیرهای کلان به دست می‌آوریم.

۲. ک. به: Cooley, 1997.

همچنین نقش سرعت چاپ پول توسط بانک مرکزی و کسری بودجه دولت و نرخ مالیات را در متغیرهای تولید و تورم اقتصاد بررسی می‌کنیم.

در ابتدای تحقیق متغیرهای کلیدی کلان اقتصاد، تولید و مصرف و سرمایه‌گذاری را از نگاه بلند مدت بررسی می‌نماییم. سپس با استفاده از شواهد آماری به دست آمده، از جمله با بررسی داده‌های دستمزد و مصرف، تابع مطلوبیت را برای خانوار نمونه در ایران تصریح می‌کنیم؛ همچنین در ادامه به کمک داده‌های بازار کار، تولید و دستمزد، روند سهم نیروی کار از تولید را بررسی کرده و تابع تولید بنگاه نمونه اقتصاد را تصریح می‌کنیم. در قسمت بعد مدل تحقیق ارائه می‌شود. دو بخش حقیقی خانوار و بنگاه در کنار دولت و بانک مرکزی اجزای مدل را تشکیل می‌دهند؛ تقاضای پول خانوار را به کمک مدل «پول نقد دم دستی» تصریح می‌کنیم. در طراحی مدل رابطه سلطه مالی دولت بر بانک مرکزی در اقتصاد ایران را لحاظ کرده و تأمین مالی کسری بودجه دولت توسط بانک مرکزی را در نظر می‌گیریم.

در ادامه تحقیق با تطبیق نسبت‌های بلند مدت متغیرهای کلان اقتصاد ایران با نسبت متغیرهای مختلف در مدل، پارامترهای مجهول در مدل را شناسایی^۱ کرده، و با محاسبه این نسبت‌ها، شامل نسبت هزینه متوسط نیروی کار از تولید، نسبت هزینه استراحت به هزینه مصرف خانوارها، نسبت سرمایه‌گذاری به سرمایه، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، و نسبت میزان تقاضای پول حقیقی به مخارج مصرفی هر دوره، پارامترهای مجهول در مدل را کالیبره می‌کنیم. در نهایت نتایج مدل را از سه جنبه نمایش می‌دهیم. ابتدا تغییرات تعادل‌های پایدار مدل را به ازای تغییر پارامترهای مختلف سیاستی در ساختارهای مختلف سیاست‌گذاری بررسی می‌نماییم. سپس تغییرات دوران گذار متغیرهای اقتصاد را در اثر بروز شوک‌های مختلف برونزا شامل شوک بهره‌وری، نرخ مالیات و شوک رشد حجم پول نشان می‌دهیم. در نهایت میزان افت و خیز و همبستگی متغیرهای کلان به جهت بروز نوسانات و شوک‌های نامبرده در اقتصاد ایران را به دست می‌آوریم. در انتهای تحقیق نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد برای ادامه تحقیق و رفع کاستی‌های آن پرداخته‌ایم.

به جهت حفظ اختصار، مرور ادبیات و پیشینه تحقیق، و نیز جزئیات بیشتر تحقیق شامل شواهد آماری، حل مدل، برخی از روش‌های بکاربرده شده و قسمتی از نتایج کار در پیوست برخط (شواهد آماری اقتصاد کلان) مورد بحث قرار گرفته و در متن اصلی نیامده است.

۲. خانوار و بنگاه نمونه اقتصاد ایران

در این قسمت با استفاده از روندهای بلندمدت داده‌های اقتصاد ایران در پیوست (۱)، خانوار و بنگاه نمونه اقتصاد ایران تصریح می‌شود. بدین ترتیب فرم تابعی مطلوبیت خانوار نمونه و تکنولوژی بنگاه تصریح شده و پارامترهای آن مقداردهی می‌شوند. دو بخش خانوار و بنگاه اجزای اصلی هر مدل تعادل عمومی پویایی است. برای ارائه هر مدل با پیچیدگی‌ها و اصطکاک‌های مختلف، لازم است یک هسته اولیه شامل خانوار و بنگاه در دسترس باشد تا بتوان بر روی آن بخش و اصطکاک‌های مختلف دیگر را اضافه کرد. فروضی که در این مرحله انجام شده است به تفصیل در پیوست (۲) آمده است.

۲-۱. تصریح تابع مطلوبیت خانوار

با استفاده از رفتار بلندمدت نمودارهای اشتغال، دستمزد و مصرف در پیوست شواهد آماری به گزاره‌های زیر می‌رسیم:

۱. مصرف سرانه دارای روند بلندمدت رشد ثابت مشابه رشد در آمد است.
۲. ساعت کاری و نسبت شاغلین به کل جمعیت در سن کار، تقریباً بدون روند است.
۳. نسبت شاغلین به کل جمعیت در بازه ۱۳۸۴-۱۳۶۸ دارای روند صعودی و در بازه ۱۳۹۰-۱۳۸۴ دارای روند نزولی است.
۴. سهم نیروی کار از تولید غیرنفی بدون روند است.

۵. عمده جمعیت غیر سن کار، افراد زیر ۱۴ سال هستند که نسبت آنها به کل جمعیت روند نزولی دارد. بدین ترتیب به نظر می‌رسد که جمعیت باید به دو بخش در سن کار و غیره تقسیم شود. نسبت این دو در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۵ اقتصاد ایران با توجه به زاد و ولد دهه ۱۳۶۰ متفاوت بوده و دارای روند زمانی است. چون عمده جمعیت غیر سن کار افراد خردسال هستند، فرض می‌شود که خانوار نمونه، شامل افراد سن کار و افراد خارج از سن کار، با درآمد افراد در سن کار (والدین بزرگسال)،

برای مصرف افراد غیر سن کار (کودکان خردسال) خرج می‌کند. به عبارت دیگر خانوار نمونه ترکیبی از دو گروه سن کار و کمتر از سن کار است که باید مصرف هر دو گروه را تنها گروه اول تأمین کند. با توجه به انگیزه‌های رشد مولید در دهه ۱۳۶۰، رشد جمعیت هر کدام از این دو گروه را در مدل برون‌زا فرض می‌کنیم: انگیزه‌های غیر اقتصادی باعث این رشد و مولید شده‌اند.

مدل خانوار نمونه باید به گونه‌ای باشد که بتواند ۵ مشاهده بالا را توضیح دهد. فرض مهمی که در طراحی مدل می‌کنیم این است که در مطلوبیت خانوار نمونه، کل ساعت کاری بیرون از خانه مهم است. هر خانوار ایرانی تشکیل شده از یک گروه که در سن کار نیست و یک گروه که در سن کار است، شامل خانم‌ها و آقایان. از گروه دوم یک قسمت، ساعتی را در بیرون از منزل کار می‌کنند. در کلی‌ترین حالت ممکن مطلوبیت این خانوار تابعی است از تعداد نفری که کار در بیرون از منزل می‌کنند، ساعت کاری کار در بیرون از منزل هر فرد و تعداد ساعت کاری کار در داخل منزل هر فرد. به علاوه هر کدام از این متغیرها اگر برای خانم‌ها یا آقایان باشد، با توجه به شرایط فرهنگی مردم ایران، احتمالاً اثر متفاوتی بر مطلوبیت خانوار دارد. در طراحی مدل هسته اولیه، از کنار تمامی این پیچیدگی‌ها گذشته و فرض می‌کنیم که Extensive Margin و Intensive Margin اشتغال، و همچنین آقا و خانم بودن شاغلین اثر متمایزی ندارند. آنچه مهم است و در تابع مطلوبیت ظاهر می‌شود تنها کل ساعت کار بیرون از منزل بزرگسالان این خانوار است که با نماد h_t آن را نشان می‌دهیم. خانوار از کار در منزل خانم‌ها و آقایان و استراحت این گروه در منزل یعنی $1 - h_t$ مطلوبیت کسب می‌کند. پس باید توجه داشت که h_t در این مدل تنها استراحت هر فرد نیست؛ بلکه کار در منزل بیشتر خانم‌ها و آقایان را هم در بر می‌گیرد. این مطلب در کالیبراسیون مدل در قسمت‌های بعد ضروری است.^۱

۱. لازم است در تحقیقات خاص تر جهت پاسخ به سوالات مربوطه، مدل بازار کار با لحاظ تمامی این پیچیدگی‌ها و شرایط فرهنگی مردم ایران در رابطه با اثر ویژه کار خانم‌ها در منزل، طراحی شود. در مدل مفصل تر مصرف با دوام به جهت بهره‌ورتر کردن کار در منزل خانم‌ها می‌تواند متمایز از مصرف کل در نظر گرفته شود.

متغیرهای مدل را بدین صورت تعریف می‌کنیم: c_t مصرف متوسط افراد خانوار، $c_{p,t}$ مصرف هر فرد زیر سن کار، $c_{1,t}$ مصرف هر فرد در سن کار، N_t کل جمعیت خانوار نمونه، $N_{p,t}$ جمعیت افراد زیر سن کار، و $N_{1,t}$ جمعیت افراد در سن کار. همچنین w_t دستمزد هر فرد بزرگسال، k_t سطح سرمایه ابتدای دوره t ، r_t نرخ اجاره سرمایه، و δ نرخ استهلاک سرمایه است. همچنین Π_t سود خانوار از محل فعالیت بنگاه‌ها و O_t درآمد خانوار از محل نفت است. طبق توضیحات بالا مطلوبیت هر دوره t خانوار نمونه را به صورت $u(c_{1,t}, c_{2,t}, l_t)$ در نظر می‌گیریم که l_t کسر زمان کل در اختیار خانوار است که به استراحت اختصاص یافته است؛ بدین ترتیب مسأله بین دوره‌ای خانوار را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$v = \max_{c_t, k_t, l_t} E_t \sum \beta^t N_t u(c_{1,t}, c_{2,t}, l_t) \quad (1)$$

$$s. t \begin{cases} N_t c_t + K_{t+1} \leq (1 - \delta + r_t) K_t + N_{1,t} w_t (1 - l_t) + \Pi_t + O_t \\ N_{1,t} + c_{1,t} + N_{2,t} c_{2,t} \leq N_t c_t \end{cases}$$

در این مسأله خانوار علاوه بر تعیین میزان بودجه مصرف کل در هر دوره، مصرف سرانه افراد در دو گروه زیر سن کار و سن کار را نیز تعیین می‌کند. برای تابعیت مطلوبیت خانوار از مصرف هر گروه سنی حالت خاص

$$u(c_{1,t}, c_{2,t}, l_t) = u(\bar{c}_t, l_t) \quad (2)$$

را فرض می‌کنیم که در این رابطه

$$\bar{c}_t = [\eta c_{1,t}^\omega + (1 - \eta) c_{2,t}^\omega]^{\frac{1}{\omega}} \quad (3)$$

تعریف می‌شود.

در پیوست ۲، با تطبیق شرایط بهینه‌یابی مسأله فوق برحسب تابع u و با استفاده از ۵ مشاهده ذکر شده در بالا خواص تابع $u(\bar{c}_t, l_t)$ را به دست آوردیم. نشان دادیم که در حالت $\omega \neq -1$ باید $\sigma = -$ باشد که در نتیجه داریم:

$$\sigma \neq 1: \quad \bar{c}_t = \text{Min}\{c_{1,t}, c_{2,t}\} \quad (4)$$

این بدان معنی است که در نتیجه تصمیم بهینه‌یابی، در هر دوره مصرف سرانه افراد بزرگسال و خردسال مساوی است. همچنین برای حالت $\sigma = 1$ ، پارامتر w هر مقداری می‌تواند داشته باشد. به این ترتیب بعد از بهینه‌سازی تخصیص مصرف بین افراد بزرگسال و خردسال، می‌توان بدون از دست دادن کلیت مسأله تابع مطلوبیت را به صورت

$$u(c_t, l_t) = \frac{[c_t g(l_t)]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (5)$$

بنویسیم که در آن c_t مصرف سرانه کل و σ کشش جانشینی بین دوره‌ای است. در این رابطه $g(l_t)$ هر تابعی از l_t می‌تواند باشد تا نتیجه بهینه‌سازی با روند بلندمدت داده‌ها سازگار باشد.

توجه کنید که تابع مطلوبیت رابطه (۵) برای کار و استراحت، در غیر حالت $\sigma = 1$ به صورت جداپذیر به دست نمی‌آید. با در نظر گرفتن این تابع مطلوبیت، شرط بهینه‌یابی میان دوره‌ای برای عرضه کار را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{N_{1,t} l_t w_t}{N_t c_t} = \frac{l_t g'(l_t)}{g(l_t)} \quad (6)$$

طرف چپ این رابطه نسبت هزینه استراحت خانوار (زمان استراحت در هزینه استراحت یعنی دستمزد) به هزینه مصرف خانوار را نشان می‌دهد. در شکل ۲، هزینه مصرف کل خانوار و هزینه استراحت بزرگسالان خانوار برای سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۹ اقتصاد ایران رسم شده است. نسبت کسر وقت بزرگسالان اختصاص یافته به استراحت از نسبت کار بزرگسالان به دست می‌آید: $h = 1 - l$ ؛ نسبت کار بزرگسالان عبارت است از ضرب نسبت اشتغال (تعداد شاغلین به تعداد افراد در سن شغل) و نسبت ساعت کار^۱ به ساعت کل در دسترس شبانه روز هر شاغل. تعداد ساعت کل در دسترس هر نفر

۱. به دلیل در دسترس نبودن ساعت کار هر شاغل در هر روز در قبل از سال ۱۳۸۴ از میانگین میزان ساعت کار در بازه ۱۳۸۹-۱۳۸۴ یعنی مقدار ۶/۹ ساعت (پیوست ۱) برای ساعت کار هر شاغل قبل از این بازه استفاده کرده‌ایم. با توجه به بدون روند بودن این نسبت و همچنین تجربه سایر کشورها ارجاع شده در ادبیات بازار کار چنین فرضی به نظر معقول

با کسر زمان خواب از تعداد ساعات شبانه روز مقدار ۱۷ ساعت فرض شده است. بدین ترتیب متوسط l_t در طول بازه ۰/۱۶ است. توجه داشته باشید که با توجه به مطالب قسمت فروض از داده مصرف کل شامل خصوصی و دولتی برای محاسبه هزینه مصرفی استفاده شده است.

با توجه به مشاهدات ذکر شده برای بدون روند بودن نسبت ساعت کار، طرف راست رابطه (۶) بدون روند و در بلندمدت ثابت است؛ بنابراین شیب نقاط شکل ۲ نیز باید حول مقداری میانگین افت و خیز داشته باشد. این مقدار میانگین مطابق نمودار ۲/۴ با انحراف معیار ۰/۲ است. همان‌طور که از نمودار مشاهده می‌کنید خط با شیب متوسط نسبت دو متغیر، به همراه دو خط با شیب‌های یک انحراف معیار بیشتر و کمتر از مقدار متوسط، اکثر نقاط را شامل می‌شوند. نسبت انحراف معیار به مقدار متوسط کوچک است و در نتیجه رابطه عرضه کار تصریح شده با شواهد موجود در داده‌ها تا حدود زیادی همخوان است. دقت کنید که در سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ تورم‌های بالا و وجود اصطکاک در بازار کار برای جلوگیری از تعدیل دستمزد باعث شده است که شکاف^۱ عرضه کار در این سال‌ها زیاد شود و میزان عرضه کار کم شود؛ دو نقطه خارج از محدوده یک انحراف معیار در پایین نمودار مربوط به این دو سال است.

برای تخمین تابعیت $g(l)$ لازم است تا افت و خیز نسبت هزینه استراحت به مصرف، یعنی سمت چپ رابطه (۶) که همان کشش تابع $g(l)$ است بر حسب l بررسی شود. از آن جایی که داده میزان ساعت کاری هر شاغل تا قبل از سال ۱۳۸۴ در دسترس نیست، و همچنین دلیل وجود اصطکاک در بازار کار و افت و خیز شکاف عرضه کار در بازه مورد بررسی، نمی‌توان براحتی این تخمین را انجام داد. با توجه به ادبیات و نیز به عنوان تقریب درجه اول تابع کشش ثابت برای $g(l)$ یعنی $g(l_t) = l_t^\psi$ می‌تواند در نظر گرفته شود. در حالت $\sigma = 1$ شکل تابع مطلوبیت به صورت $u_t = \log(c_t) + \psi \log(l_t)$ تبدیل می‌شود. با توجه به رفتار اقتصادی مردم ایران در انتخاب میزان استراحت در شکل ۲، متوسط l_t ۸۵/۰ است که به عدد یک نزدیک است. با بسط تابع $\log(l_t)$ حول $l_t = 1$ ، تابع مطلوبیت را

است. جهت تست حساسیت مقدار متوسط ساعت کار ۱۳۸۹-۱۳۸۴ را برای ساعت کار همه بازه ۱۳۷۰-۱۳۸۹ در نظر گرفتیم و مشاهده کردیم که رفتار نمودار و متوسط و انحراف معیار شیب‌ها تفاوتی نمی‌کند.

می‌توان به صورت $u_t = \log(c_t) - \psi h_t$ نوشت. این رابطه همان تابع مطلوبیتی است که در (هنسن^۱، ۱۹۸۵) به عنوان تابع مطلوبیت خانوار نمونه در حالت کار تقسیم ناپذیر مورد استفاده قرار گرفته است. تابع مطلوبیت بالا را می‌توان با راهکار مشابه (هنسن، ۱۹۸۵) نیز به دست آورد. در این مقاله فرض شده که هر فرد می‌تواند در دو مقدار ۰ یا h_{max} ساعت کار کند. سپس با فرض اینکه سیستم بیمه کار وجود دارد و افراد به طور کامل خود را می‌توانند بیمه کنند، به خانوار نمونه‌ای برای اقتصاد می‌رسد که مطلوبیتی به شکل بالا دارد؛ اگر چه هر فرد تابع مطلوبیت مقعر برای کار و استراحت دارد. برای شرایط اقتصاد ایران بیمه بیکاری به شکل کامل وجهی ندارد ولی می‌توانیم فرض کنیم که هر نفر در خانواده‌ای زندگی می‌کند که در آن درآمد افراد شاغل بین تمام افراد شاغل و غیر شاغل خانواده تقسیم می‌شود (شبه آنچه هم اکنون در خانواده‌های ایرانی اتفاق می‌افتد و برای حالت تقسیم درآمد بین شاغل و کودکان هم ذکر شد). تصمیم‌گیری خانوار هر بار این است که چه کسری از خانوار سر کار برود و سپس متناسب این کسر، تعدادی از افراد خانواده به طور تصادفی انتخاب شده و مشغول کار می‌شوند. البته ساعت کاری تقسیم ناپذیر است و هر شاغل تنها به یک مقدار مشخص کار می‌کند. در این اقتصاد اگر تک تک افراد تابع مطلوبیت با کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف معادل واحد داشته باشند $(u_t = \log(c_t) - \log g(l_t))$ ، می‌توان ثابت کرد که خانوار نمونه این اقتصاد، بر اساس تابع مطلوبیتی به صورت $u_t = \log(c_t) - \psi h_t$ رفتار می‌کند که معادل تابع مطلوبیت به دست آمده با فرض $g(l_t) = l_t^\psi$ و با تقریب بسط مرتبه اول لگاریتم میزان استراحت است.

در نهایت بر مبنای تقریب ذکر شده و پایه‌های خرد توضیح داده شده تابع مطلوبیت خانوار را برای مقادیر مختلف پارامتر عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف σ به صورت زیر تصریح می‌کنیم:

$$u(c_t, l_t) = \begin{cases} \log(c_t) - \psi h_t & \sigma = 1 \\ \frac{(c_t l_t^\psi)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} & \sigma \neq 1 \end{cases} \quad (V)$$

۲-۲. تصریح تابع تکنولوژی بنگاه

در این قسمت، هدف، تصریح تابع تکنولوژی بنگاه نمونه در تولید غیرنفتی اقتصاد با توجه به شواهد آماری رفتار داده‌های بلندمدت اقتصاد است.

در صورتی که برای تولید کل غیرنفتی اقتصاد دو نهاد سرمایه و نیروی کار با تکنولوژی با بازده ثابت به مقیاس در نظر بگیریم، می‌توانیم مسأله بهینه‌یابی بنگاه نمونه را به صورت زیر بنویسیم:

$$\begin{aligned} \max_{L_t, K_t} \Pi_t &= Y_t - w_t L_t - r_t K_t \\ \text{s. t. } Y_t &\leq A_t F(K_t, H_t L_t) \end{aligned} \quad (8)$$

که در این رابطه A بهره‌وری کل تولید و H بهره‌وری نیروی کار است و $F(K, HL)$ تابع همگن درجه اول فرض شده است. مسأله بهینه‌یابی بنگاه نمونه در استخدام نیروی کار به رابطه زیر برای سهم هزینه نیروی کار در تولید غیرنفتی می‌انجامد:

$$\frac{wL}{Y} = \frac{\left(\frac{HL}{K}\right) g'\left(\frac{HL}{K}\right)}{g\left(\frac{HL}{K}\right)} \quad (9)$$

که در این رابطه تابع g به صورت $g(x) := F(1, x)$ تعریف می‌شود. در شکل ۳ سری زمانی سهم نیروی کار در تولید غیرنفتی در کنار نسبت موجودی سرمایه غیرنفتی^۱ به نیروی کار رسم شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سهم هزینه نیروی کار در بازه ۱۳۸۹-۱۳۷۰ بدون روند است؛ در عین حال در این بازه نسبت موجودی سرمایه غیرنفتی به نیروی کار در حال افزایش و دارای روند صعودی است. با توجه به رابطه (۹) در صورتی که سهم نیروی کار از تولید $\left(\frac{wL}{Y}\right)$ بدون روند باشد، ولی نسبت سرمایه به نیروی کار $\left(\frac{K}{Y}\right)$ دارای روند صعودی رشد مثبت باشد، تنها دو حالت می‌تواند برقرار باشد: حالت اول اینکه تابع طرف راست معادله یعنی $\frac{xg'(x)}{g(x)}$ مستقل از x و دارای مقدار ثابتی است؛ در این صورت می‌توان نشان داد که تابع تولید به صورت کاب-داگلاس است:

۱. با توجه به تصریح مدل با تعریف سرمایه‌گذاری به صورت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به علاوه خالص صادرات و تغییر موجودی انبار، برای داده موجودی سرمایه لازم است از داده تجمیع شده همه انواع سرمایه‌گذاری‌ها منهای استهلاک آن‌ها استفاده کرد. با این حال به جهت در دسترس نبودن داده انبار موجودی انبار و سرمایه خارجی، در شکل‌های ۳ و ۴ از تجمیع داده تشکیل سرمایه ثابت ناخالص با کسر استهلاک استفاده شده است؛ به جهت آن که این قسمت از سرمایه‌گذاری سهم عمده سرمایه‌گذاری کل را تشکیل می‌دهد، به نظر این فرض خلی به نتایج وارد نمی‌کند.

$$F(K, HL) = K^\alpha (HL)^{1-\alpha} \quad (10)$$

اما امکان دیگری نیز وجود دارد و آن اینکه رشد بهره‌وری مؤثر نیروی کار، H ، دقیقاً به مقدار رشد نسبت سرمایه به نیروی کار، $\frac{K}{L}$ باشد. با فرض چنین احتمالی متغیر $\frac{K}{L}$ را روندزدایی کردیم و روند بلندمدت شیب ثابت آن را به عنوان تخمینی از H در نظر گرفتیم. در نتیجه رفتار سهم نیروی کار $(\frac{WL}{Y})$ بر متغیر روندزادایی شده نسبت سرمایه به اشتغال $\frac{HK}{L}$ ، که در آن \bar{H} متغیر رشد ثابت و تقریبی از H است، خصوصیات تابع g را به ما می‌گوید.

در شکل ۴ نمودار سهم نیروی کار بر حسب افت و خیز نسبت موجودی سرمایه غیرنفتی به نیروی کار از روند بلندمدت رسم شده است. اگر چه طبق شکل ۳ در بازه ۱۳۷۰-۱۳۸۹ سهم هزینه نیروی کار در تولید افت و خیز قابل توجهی بین حداقل مقدار ۳۰ درصد و حداکثر مقدار ۳۸ درصد دارد، ولی با توجه به شکل ۴ این افت و خیز زیاد در سهم هزینه نیروی کار، با افت و خیز نسبت موجودی سرمایه غیرنفتی به نیروی کار به نظر بی‌ارتباط است؛ در رگرسیون $\log(\frac{WL}{Y})$ بر افت و خیز متغیر $\log(\frac{K}{L})$ از روند رشد ثابت بلندمدت ضریب تا سطح معناداری ۹۵ درصد بی‌معنا است. در نتیجه فرض استقلال رابطه طرف راست یعنی $\frac{xg'(x)}{g(x)}$ از x پذیرفته می‌شود. بدین ترتیب تابع g دارای کشش ثابت است و تصریح تابع تولید اقتصاد به صورت کاب-داگلاس انجام می‌شود:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (11)$$

۱. نکته‌ای که در آخر باید بدان اشاره کنیم آن که اصطکاک‌هایی از جمله هزینه اخراج کارگر از بنگاه‌ها وجود دارد که در نتیجه شکافی در شرط مرتبه اول رابطه (۹) ایجاد می‌کند. اگر این شکاف در طول زمان ثابت باشد، یعنی شدت اصطکاک در بازه ۱۳۷۰-۱۳۸۹ ثابت و یا بدون همبستگی با سطح داده نسبت سرمایه به اشتغال باشد، تحلیل فوق با اعتبار بوده و بی‌معنادار بودن ضریب رگرسیون فوق ما را به کاب-داگلاس بودن تابع تولید هدایت می‌کند. اما اگر شکاف رابطه تقاضای کار دارای همبستگی با متغیر توضیح دهنده رگرسیون بالا یعنی نسبت سرمایه به کار باشد، تحلیل فوق دچار تزلزل می‌شود. لازم است در تحقیقات بعدی با استفاده از داده‌های مرتبط برآورد دقیق‌تری صورت گیرد.

۳. مدل

در قسمت قبل با استفاده از روند بلندمدت داده‌های اقتصاد ایران در دهه‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ خانوار و بنگاه نمونه اقتصاد ایران تصریح و کالیبره شد. در این قسمت با مدل‌سازی دولت و بانک مرکزی و معرفی تقاضای پول در کنار دو بخش اصلی خانوار و بنگاه کالیبره شده در قسمت قبل، مدل اصلی تحقیق برای اقتصاد ایران با چهار بخش خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی طراحی و تصریح می‌شود.

در بخش اسمی مدل، تقاضای پول با استفاده از الگوی پول نقد دم دستی^۱ (CIA) مدل شده است. با توجه به توسعه نیافتگی نظام مالی اقتصاد ایران در ارایه خدمات قرض به مشتریان بانکی، به نظر اصطکاک نگهداری پول در ابتدای هر دوره به اندازه کل مقدار اسمی کالا و خدمات قابل مبادله با پول در طول دوره می‌تواند علت اصلی تقاضای پول برای خانوار نمونه ایرانی باشد. در اینجا فرض کرده‌ایم از میان مخارج اقتصاد تنها مخارج مصرفی خانوار نمونه است که برای مبادله نیاز به پول از قبل دارد. با توجه به شواهد آماری ارایه شده در پیوست در رابطه با حجم حقیقی پول در اقتصاد ایران در دهه ۱۳۸۰، آحاد اقتصادی در ابتدای هر فصل تقریباً به اندازه تمامی مصرف فصل پیش رو پول قابل دسترس در بازه فصل نگه داشته‌اند. بدین ترتیب به نظر مدل CIA گزینه‌ای مناسب برای مدل کردن تقاضای پول در اقتصاد ایران است؛ در عین حالی که کالیبراسیون مدل‌های جایگزین تقاضای پول از جمله الگوی پول برای مطلوبیت^۲ نیازمند وجود داده نرخ بهره اسمی تعادلی و مشاهده تأثیر آن بر رفتار کوتاه‌مدت سرعت گردش پول است که به دلیل در دسترس نبودن چنین داده‌ای نمی‌تواند محقق شود. همچنین چسبندگی قیمتی در این مدل در نظر گرفته نمی‌شود چرا که طبق مطالعات نظری و تجربی در این حوزه، در کشورهای که تورم بالا دارند چسبندگی قیمتی بسیار ضعیف است (مراجعه شود به (بیات، کرمی و مدنی زاده، ۱۳۹۴)، و نیز (آلوارز و دیگران^۳، ۲۰۰۹)

در مدل ارائه شده تأمین مالی دولت به صورت ساده در نظر گرفته شده است. دولت مالیات با نرخ یکسان از درآمد حقیقی خانوار از محل اجاره سرمایه و نیروی کار و بنگاهداری و همچنین

1. Cash In Advance
2. Money In Utility
3. Alvarez et al

مالیات یکجا دریافت می‌کند. جهت ساده سازی، مخارج مصرفی و سرمایه دولتی جانشین کامل با مصرف و سرمایه خصوصی فرض شده است.^۱

همچنین در طراحی مدل فرض کرده‌ایم که نرخ رشد جمعیت صفر و بهره‌وری کل تولید دارای رشد برونزا نیست. بدین ترتیب نیازی به سرانه کردن و روندزدایی متغیرهای کلان نیست. نحوه روندزدایی متغیرها در پیوست ج توضیح داده شده است؛ در اینجا به جهت جلوگیری از پیچیدگی و نداشتن اهمیت نمایش این فرآیند، اقتصاد را بدون روند مدل کرده‌ایم. در ادامه بخش‌های خانوار، بنگاه و دولت/بانک مرکزی در مدل به تفصیل معرفی می‌شوند. متغیرهای حروف بزرگ اسمی هستند.

۳-۱. خانوار

خانوار نمونه در تعادل با انتخاب میزان مصرف، میزان عرضه کار و میزان سرمایه‌گذاری در هر دوره، قصد دارد مطلوبیت طول عمر خود را بیشینه کند. اما در اینجا متغیرهای نگهداری پول و خرید اوراق قرضه نیز به تصمیم‌گیری خانوار اضافه شده است.

در کنار قید بودجه، قید پول نقد دم دستی (CIA) نیز به خانوار تحمیل شده است. خانوار در شروع هر دوره لازم است دست کم به اندازه ضریب γ از مصرف همان دوره پول نقد از دوره قبل (M_{t-1}) با خود همراه داشته باشد؛ همانند (والش^۲، ۲۰۱۰) فرض می‌کنیم بازار قرض دوره قبل تا شروع دوره جدید همچنان باز می‌ماند و خانوار می‌تواند با پرداخت/دریافت پول در اول دوره t دین B_t بدهد/بگیرد و در پایان دوره سود اسمی i_t را به ازای هر واحد دین دریافت/پرداخت کند. بدین ترتیب به هر میزان که در دوره t خانوار بتواند قرض B_t بدهد در آمدش در آن دوره به میزان $i_t B_t$ افزایش می‌یابد؛ البته با قرض دادن در اول دوره پول در دسترس او برای مصرف کاهش می‌یابد و بدین ترتیب خانوار در قرض دادن نیز محدود به قید CIA است. بر اساس توضیحات فوق مسأله خانوار را به صورت زیر می‌نویسیم:

۱. در زمینه تولیدات بخش دولتی، نیز لازم به ذکر است که این مسأله تنها بر بهره‌وری کل اثر می‌گذارد و برای یک مدل هسته که بتواند برای مسایل مختلف قابل توسعه باشد، نیازی به پیچیده کردن مدل نیست.

2. Walsh

$$\begin{aligned}
 U = & \max_{\{c_t^p\}, \{x_t^p\}, \{l_t\}, \{M_t\}, \{B_t\}} E_0 \sum \beta^t \frac{(c_t l_t^\psi)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \\
 \text{s. t. } & \begin{cases} P_t c_t^p + P_t x_t^p + M_t \leq (1 - \tau_t)[P_t r_t k_t + P_t w_t(1 - l_t) + \Pi_t] + i_t B_t + \\ M_{t-1} + S_t - V_t \\ \gamma P_t c_t^p + B_t \leq M_{t-1} \\ x_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t \end{cases} \quad (12)
 \end{aligned}$$

در اینجا c_t^p و x_t^p مصرف و سرمایه‌گذاری خانوار، l_t کسر زمان خانوار برای استراحت، M_{t-1} پول نگهداری شده توسط خانوار در پایان دوره، و B_t میزان قرض داده شده توسط خانوار در اول دوره است. همچنین $w_t h_t$ و $r_t k_t$ در $\frac{\Pi_t}{P_t}$ درآمد حقیقی خانوار از محل اجاره سرمایه و نیروی کار به بنگاه‌ها و سود بنگاه‌داری آن‌ها، و $i_t B_t$ سود خالص خانوار از محل عرضه قرض با نرخ بازگشت نرخ سود اسمی، i_t است. درآمد دیگر خانوار از محل چاپ پول بانک مرکزی است که با S_t نشان داده شده است. به جهت جانشین کامل بودن مصرف خصوصی و دولتی تنها مصرف کل در تابع مطلوبیت ظاهر می‌شود.

۲-۳. بنگاه

در طراحی بخش بنگاه فرض می‌کنیم بنگاه با اصطکاک CIA مواجه نیست و پرداختی‌های خود به نیروی کار و سرمایه‌داران را همزمان با دریافتی خود از فروش کالای تولید شده در انتهای دوره انجام می‌دهد. بدین ترتیب مسأله بنگاه در بیشینه کردن سود حقیقی به مانند مدل‌های قبل به صورت زیر است:

$$\begin{aligned}
 \max_{h_t, k_t^p} \frac{\Pi_t}{P_t} &= y_t - w_t h_t - r_t k_t^p \\
 \text{s. t. } y_t &\leq A_t k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (17)
 \end{aligned}$$

در اینجا k_t^p سطح سرمایه خصوصی و h_t نیروی کار استخدام شده در تولید y_t مقدار کالا و خدمات است. به جهت جانشین فرض کردن سرمایه خصوصی و دولتی تنها سرمایه کل در فرآیند تولید ظاهر می‌شود.

۳-۳. دولت

دولت در هر دوره مخارج مصرفی c_t^g از کالای نهایی مصرفی، و مخارج عمرانی x_t^g از کالای نهایی سرمایه‌ای را با توجه به منابع مالی خود تعیین می‌کند. مخارج عمرانی دولت باعث افزایش سرمایه عمومی از رابطه $k_{t+1}^g = x_t^g + (1 - \delta)k_t^g$ می‌شود؛ نرخ استهلاک سرمایه خصوصی با عمومی را یکسان گرفته‌ایم. کل مخارج اسمی دولت را با G_t نشان می‌دهیم. خانوار در ابتدای هر دوره دو متغیر سیاستی مخارج عمرانی و جاری را مشاهده می‌کند.

منابع مالی دولت نیز شامل درآمد مالیاتی، درآمد نفتی و استقراض از بانک مرکزی است. درآمد مالیاتی دولت، مالیات یکجای V_t و مالیات نسبتی بر درآمد T_t است. در اینجا همه درآمد مالیاتی محل دولت را به صورت نسبتی از درآمد کل خانوار نمونه در نظر گرفته شده است، لکن درآمد مالیاتی دولت تماماً این گونه نیست و شامل مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی و حقیقی، مالیات بر کالاها و خدمات، مالیات بر ثروت و مالیات بر واردات است^۱. دولت مالک نفت در اقتصاد است و بنابراین منبع مالی دیگر دولت درآمد نفتی O_t است.

قسمت کلیدی مدل در رابطه با دولت و بانک مرکزی، سلطه مالی دولت است که با توجه به شرایط اقتصاد ایران در مدل طراحی شده است. بدین ترتیب کسری بودجه دولت (D_t) تماماً با استقراض از بانک مرکزی تأمین مالی می‌شود و با افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی همراه است^۲. با توضیحات فوق مدل دولت به طور خلاصه بدین صورت است^۳:

۱. در پیوست (ه) اجزای مختلف مالیات دولت را به تفکیک مدل و پارامترهای مربوطه کالیبره کرده و نتایج را نسبت به فرض نسبتی بودن مالیات بر درآمد تحلیل حساسیت کرده‌ایم و نشان داده‌ایم که با این فرض، نتایج تغییر چندانی نمی‌کنند.

۲. با وجود اینکه طبق قانون برنامه سوم توسعه استقراض دولت از بانک مرکزی ممنوع شده است، با این حال در سال‌های اخیر دولت با استفاده از کانال‌های دیگر از جمله کانال بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و با مکلف کردن بانک‌ها برای تأمین مالی مورد نظر، عملاً از منابع پولی بانک مرکزی برای تأمین مالی مصارف مورد نظر خود استفاده کرده است.

۳. در اینجا فرض کرده‌ایم دولت بر درآمدهای مالیاتی و نفتی کنترلی ندارد و آن را برون‌زا در نظر می‌گیرد ولی بر میزان مخارج مصرفی و عمرانی خود کنترل دارد و با تعیین این دو کسری بودجه را تعیین، و بانک مرکزی را ملزم به تأمین

Exogenous Variables: $\tau_t P_t y_t, V_t, O_t$

Policy Decisions: $P_t c_t^g, P_t x_t^g$

Endogenous Variable: D_t

Budget Constraint: $G_t = P_t(c_t^g + x_t^g) = \tau_t(P_t r_t k_t^p + P_t w_t h_t + \Pi_t) + V_t + O_t + D_t$

۳-۴. بانک مرکزی

بانک مرکزی عرضه کننده پول در اقتصاد است. عرضه پول اولاً از کانال تأمین کسری بودجه دولت انجام می‌گیرد؛ با فرض سلطه کامل مالی، کسری بودجه دولت را بانک مرکزی با چاپ پول تأمین می‌کند و هیچ کنترلی هم روی آن ندارد. همچنین بانک مرکزی می‌تواند از طریق چاپ پول به طور مستقیم، حجم پول را افزایش دهد. در مدل پیش رو شبکه بانکی و خلق پول توسط بانک‌ها به طور مفصل بررسی نشده است؛ بدین ترتیب بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و افزایش/خلق پول از این طریق، در کنار افزایش ذخایر خارجی بانک مرکزی، در مدل ذیل همین متغیر چاپ پول مستقیم بانک مرکزی و انتقال به مردم، S_t ، قرار می‌گیرد. با توضیحات فوق مدل بانک مرکزی به طور خلاصه بدین صورت است:

Exogenous Variables: D_t

Policy Decision/Endogenous Variable: $S_t, \Delta M_t$

C.B. Balance Sheet: $\Delta M_t = S_t + D_t$

با توجه به شرایط اقتصاد ایران فرض کرده‌ایم به جهت سلطه مالی کسری بودجه دولت برای بانک مرکزی برونزا و خارج از کنترل و سیاست‌گذاری است. از میان متغیرهای چاپ مستقل پول، S_t و کل افزایش پول، ΔM_t ، یکی تحت کنترل و متغیر سیاست‌گذاری و دیگری با استفاده از رابطه

آن می‌کند. این فرض با توجه به شواهد اقتصاد ایران اتخاذ شده و خللی نیز به مدل وارد نمی‌کند و می‌توان هر آرایش دیگری از برونزا یا درونزا بودن متغیرها اتخاذ کرد؛ مهم این است که قید بودجه دولت (با لحاظ متغیر کسری بودجه) همیشه باید برقرار باشد.

1. Helicopter Drop

ترازنامه بانک مرکزی به صورت درون‌زا به دست می‌آید. بدین ترتیب بانک مرکزی می‌تواند هر یک از این دو متغیر را کنترل کند. در صورتی که بانک مرکزی برای رشد حجم پول، ΔM_t ، قاعده داشته باشد، سیاست مالی بر متغیرهای اسمی، و از کانال نرخ بهره اسمی بر متغیرهای حقیقی تأثیری نمی‌تواند داشته باشد.

در پیوست ۳ حل مدل به صورت کامل تشریح شده است که به جهت اختصار در متن از آن صرف‌نظر میکنیم. در بخش بعد کالیبراسیون مدل را که بخش مهمی از این مقاله است ارائه مینماییم.

۴. کالیبراسیون

در این قسمت پارامترهای مدل ارائه شده را کالیبره می‌کنیم. بدین ترتیب ابتدا با استفاده از شرایط مرتبه اول و قید منابع نسبت‌های بلندمدت متغیرهای کلان در مدل را به دست می‌آوریم؛ سپس مقادیر متناظر این نسبت‌ها در متغیرهای کلان اسمی و حقیقی اقتصاد ایران در دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ را محاسبه می‌کنیم. در نهایت با تطبیق این دو پارامترهای عمیق مدل را مقداردهی می‌کنیم که جزییات مبسوط آن در پیوست ۴ شرح داده شده است.

۴-۱. تطبیق مدل با داده‌ها

برای کالیبراسیون لازم است تا ابتدا معادلات مرتبه اول و قید منابع را در حالت تعادل پایدار بر حسب پارامترهای مدل به دست آورده تا در نتیجه بتوانیم رابطه‌ای بین نسبت‌های بلندمدت متغیرهای کلان و پارامترها در مدل به دست آوریم^۱ که جزییات آن در پیوست ۴ آورده شده است.

۱. پارامترهای مدل بر حسب داده‌های اقتصاد به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\alpha = 1 - \overline{w_t L_t / Y_t}$$

$$\psi = \frac{1 - \tau}{1 + \gamma i} \overline{w_t N_{1,t} I_t / C_t}$$

$$\delta = \overline{X_t / K_{t+1}}$$

$$\beta = 1 / [1 + (1 - \tau) \delta \alpha \overline{Y_t / X_t} - \delta]$$

$$\gamma = \overline{M_{t-1} / (P_t C_t)}$$

۴-۲. محاسبه نسبت‌های متغیرهای کلان

در این قسمت با استفاده از داده‌های گزارش شده برای اقتصاد کلان ایران سعی در به‌دست آوردن تخمینی از نسبت متغیرهای کلان مورد نیاز در رابطه (*) برای کالیبراسیون پارامترها می‌نماییم.

۴-۲-۱. عرضه و تقاضای کار

در این قسمت نسبت‌های هزینه نیروی کار به تولید غیرنفتی و هزینه استراحت به هزینه مصرف خانوار مورد استفاده در کالیبراسیون پارامترهای α و ψ را با استفاده از داده‌ها تخمین می‌زنیم. در شکل ۳ سهم هزینه نیروی کار از تولید غیرنفتی نشان داده شد^۱. همچنین با استفاده از سری زمانی جمعیت فعال در بانک سری زمانی بانک مرکزی و با استفاده از سری زمانی داده نرخ بیکاری در پژوهشکده پولی و بانکی تعداد شاغلین به‌دست آمد. در نهایت از داده تولید غیرنفتی حساب‌های ملی بانک مرکزی استفاده شد. همان‌طور که پیشتر توضیح داده شد، فرض می‌کنیم تمامی نیروی کار اقتصاد در بخش غیرنفتی به کار گرفته می‌شود.

با توجه به داده‌های نمودار در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۰، متوسط نسبت هزینه نیروی کار از تولید $\overline{w_t L_t / Y_t} = 0/34$ به‌دست می‌آید. انحراف معیار این نسبت در این سال‌ها ۰/۰۲۴ است و در مقابل مقدار متوسط کوچک است؛ در نتیجه می‌توان با دقت قابل قبول سهم نیروی کار/سرمایه در تولید و پارامتر α را به‌دست آورد^۲.

در شکل ۲ هزینه استراحت خانوار بر حسب هزینه مصرف رسم شده است. با استفاده از سری زمانی جمعیت فعال در بانک مرکزی و با استفاده از سری زمانی داده نرخ بیکاری پژوهشکده پولی و بانکی تعداد شاغلین به‌دست آمد. همچنین با استفاده از درون‌یابی داده‌های

۱. در رسم این نمودار از متوسط دستمزد شاغلین محاسبه شده از ردیف درآمد بودجه خانوار استفاده شد.

۲. داده دستمزد استخراج شده از بودجه خانوار مرکز آمار ممکن است به جهت انگیزه‌های کم‌اظهاری درآمد پاسخ دهندگان دارای خطا باشد؛ بدین ترتیب ممکن است ضریب α بیش از مقدار واقعی مقداری شود. برای رفع این تردید در پیوست د سناریوی کم‌اظهاری دستمزد را در نظر گرفته و پارامتر α و سایر پارامترهای مرتبط با داده دستمزد را بار دیگر مقداری می‌کنیم و نتایج را نسبت به این امکان خطا تحلیل حساسیت می‌کنیم.

سرشماری برای جمعیت در سن ۱۵ تا ۶۴ سال، سری زمانی جمعیت سن کار استخراج شد. برای داده تعداد ساعت کار هر شاغل از سال ۱۳۸۹-۱۳۸۴ از اطلاعات ردیف درآمد شاغلین بودجه خانوار مرکز آمار استفاده شد و برای سال‌های قبل از این بازه، همان‌طور که قبلاً توضیح داده شد از میانگین داده‌های این بازه استفاده شده است. تعداد ساعت کل در دسترس هر نفر با کسر زمان خواب از تعداد ساعات شبانه روز مقدار ۱۷ ساعت فرض شده و ۲۵ روز ایام تعطیل رسمی سال نیز در به‌دست آوردن مقدار واقعی ساعت کار احتساب شد. داده مصرف کل، شامل خصوصی و دولتی نیز از حساب‌های ملی بانک مرکزی استخراج شد.

با توجه به متوسط شیب نقاط این نمودار از سال ۱۳۸۹-۱۳۷۰، متوسط نسبت هزینه استراحت به مصرف $\frac{w_t N_{1,t} l_t / C_t}{C_t} = 2/4$ به‌دست می‌آید. انحراف معیار شیب نقاط در سال‌های مختلف ۰/۲ و در مقابل مقدار متوسط کوچک است. در نتیجه با دقت قابل قبول می‌توان تمایل خانوار به استراحت/کار یعنی l_t را به مقدار ۲/۴ کالیبره کرد.

۴-۲-۲. استهلاک سرمایه

در این بخش سعی در محاسبه نسبت سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه جهت کالیبراسیون پارامتر نرخ استهلاک سرمایه δ می‌نماییم. موجودی سرمایه را می‌توان به صورت تجمیع سرمایه‌گذاری خالص نوشت:

$$K_{t+1} = K_t + \sum_{s=1}^t X_s - Dep_s \quad (18)$$

در اینجا Dep_t میزان استهلاک سرمایه در دوره t است. برای محاسبه سرمایه از این رابطه و در نتیجه به‌دست آوردن نسبت سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه مورد نیاز در رابطه (*) لازم است تا موجودی سرمایه در زمان اول، K_1 را داشته باشیم. با این حال در t های بزرگ به جهت آنکه K_t نسبت به K_1 به صورت نمایی رشد می‌کند، می‌توان از حضور K_1 در قاعده تغییر سرمایه^۱ صرف‌نظر کرد و

^۱ $x_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t$

سری زمانی موجودی سرمایه و در نهایت نسبت سرمایه گذاری به موجودی سرمایه را با صفر گرفتن موجودی سرمایه در زمان اول محاسبه کرد.

در شکل ۵ سری زمانی متغیر $X_t / \sum_{s=1}^t X_s - Dep_s$ از سال ۱۳۳۸ تا کنون رسم شده است. همان طور که مشاهده می شود ابتدا مقادیر این متغیر بزرگ است و در نهایت به مقداری ثابت مجانبی شده است. همان طور که توضیح داده شد پس از گذشت زمان به اندازه کافی زیاد موجودی سرمایه نسبت به مقدار اولیه بزرگ شده و در نتیجه $K_{t+1} \rightarrow \sum_{s=1}^t X_s - Dep_s$. بنابراین نسبت گزارش شده در شکل ۵ با گذشت زمان زیاد به X_t / K_{t+1} ، که طبق رابطه (*) در تعادل بلندمدت مقدار ثابت و همان نرخ استهلاک است میل می کند. در زمان های شروع اما به جهت صفر گرفتن مقدار K_1 محور افقی نمودار بیشتر از مقدار مجانبی خود است. و اما با متوسط گیری از شکل ۵ در زمان های به اندازه کافی دور از زمان شروع که همان سال ۱۳۳۸ است، قادر خواهیم بود تا نسبت بلندمدت سرمایه گذاری به موجودی سرمایه را به دست آوریم. با متوسط گیری از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ منحنی شکل ۵ متوسط نسبت سرمایه گذاری به موجودی سرمایه $\bar{X}_t / K_{t+1} = 9\%$ به دست می آید. نکته قابل ذکر آن که مجانبی شدن شکل ۵ به مقداری ثابت و مستقل از زمان خود شاهدهی است بر این که در اقتصاد مطابق با مدل تصریح شده در این فصل، استهلاک سرمایه مقداری متناسب با سطح سرمایه دارد و نرخ استهلاک δ مستقل از سطح سرمایه است. در این محاسبات ملاحظات و نکات ظریف دیگری نیز وجود دارد که به جهت اختصار در متن آورده نشده است ولی در پیوست ۴ مبسوط به آن پرداخته شده است.

در پایان این قسمت به نکته ای در خور توجه اشاره می کنیم. مقدار ۹ درصد برای نرخ استهلاک اقتصاد بدون روند (δ) سازگار با شواهد آماری اقتصاد ایران در پیوست ۱ است. با توجه به مطالب آورده شده در پیوست ۱ رشد اقتصاد حدود ۴/۵ درصد و نسبت استهلاک سرمایه های ثابت به موجودی سرمایه بین ۴ تا ۵ درصد است؛ بنابراین انتظار داریم مقدار نرخ استهلاک برای اقتصاد رشد صفر حدود ۹ درصد باشد که همان مقدار به دست آمده از شکل ۵ در این بخش است.

۴-۲-۳. رجحان زمانی خانوار

در این بخش سعی در به دست آوردن نسبت تولید به سرمایه گذاری $\overline{Y_t/X_t}$ ، مورد استفاده در مقیاس‌دهی پارامتر رجحان زمانی خانوار β می‌نماییم. در محاسبه این نسبت به جهت کمبود داده ناچار به استفاده از تقریب و تخمین هستیم. با توجه به قسمت ۱-۴ در محاسبه این نسبت باید تولید غیرنفتی در صورت، و سرمایه گذاری شامل تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، ورود سرمایه به داخل، و تغییر در موجودی انبار در بخش‌های غیر نفت در مخرج قرار گیرد. متأسفانه دو نوع آخر سرمایه گذاری به تفکیک بخش موجود نیست و نوع اول، یعنی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز تا سال ۱۳۸۵ گزارش شده است.

برای توضیح تقریب‌های پیشنهادی و استفاده شده در به دست آوردن متوسط نسبت فوق ابتدا

رابطه حساب ملی را بر حسب متغیرهای مدل می‌نویسیم:

$$C + X + X_{oil} = Y + Y_{oil} \quad (19)$$

در این رابطه متغیر C و X و Y همان متغیرهای تعریف شده در مدل است؛ C مصرف کل یعنی مصرف خصوصی و دولتی، X سرمایه گذاری کل غیرنفتی یعنی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، تغییر در موجودی انبار، و ورود سرمایه همه در بخش غیرنفت، و Y تولید غیرنفتی یعنی تولید ناخالص داخلی در بخش غیرنفت است. همچنین Y_{oil} تولید ناخالص داخلی بخش نفت و X_{oil} تمام انواع سرمایه گذاری در بخش نفت است. با توجه به قسمت ۱-۴ در تحلیل بخش نفت به صورت برونزا، $Y_{oil} - X_{oil}$ همان O در مدل است که به صورت یک موهبت برونزا در هر دوره در نظر گرفته شد. در داده‌های حساب‌های ملی، C ، Y ، Y_{oil} و $X + X_{oil}$ موجود است ولی X_{oil} به تفکیک از X موجود نیست. نسبت تولید به سرمایه گذاری غیرنفتی را می‌توان بر حسب متغیرهای حساب‌های ملی تعریف شده به صورت زیر نوشت:

$$\frac{Y}{X} = \frac{Y + Y_{oil}}{X + X_{oil}} \left(\frac{1 + \frac{X_{oil}}{X}}{1 + \frac{Y_{oil}}{Y}} \right) \quad (20)$$

از متغیرهای سمت راست نسبت $\frac{Y+Y_{oil}}{X+X_{oil}}$ موجود است. ولی به جهت نبود داده X_{oil} جمله داخل پرانتز موجود نیست.

برای برآورد نسبت سمت چپ رابطه (۲۰) دو فرض حدی می‌توان اتخاذ کرد: فرض اول اینکه سهم سرمایه در تولید بخش نفت بسیار کوچکتر از سهم سرمایه در تولید غیرنفتی است؛ در واقع عمده تولید بخش نفت را نهاده زیر زمینی منبع نفت تأمین می‌کند. با فرض نرخ بازگشت سرمایه و استهلاک سرمایه مساوی در همه بخش‌ها و فرض وارد شدن سرمایه به صورت کاب-داگلاس در تولید جهت انجام برآورد سرانگشتی تقریب، این فرض را می‌توان به این صورت نوشت: $\frac{X_{oil}}{Y_{oil}} \ll \frac{X}{Y}$ در نتیجه در تقریب با روش اول داریم:

$$\frac{Y}{X} \approx \frac{Y}{X + X_{oil}} \quad (21)$$

فرض حدی دوم آن است که سهم سرمایه در تابع تولید دو بخش نفت و غیر نفت را یکسان در نظر بگیریم. به عبارت دیگر $\frac{X_{oil}}{Y_{oil}} \approx \frac{X}{Y}$ با این تقریب دوم برای محاسبه نسبت تولید به سرمایه‌گذاری غیرنفتی خواهیم داشت:

$$\frac{Y}{X} \approx \frac{Y + Y_{oil}}{X + X_{oil}} \quad (22)$$

به طور کلی اگر نسبت سهم سرمایه در تولید نفتی به سهم سرمایه در تولید غیر نفتی را با γ نشان دهیم: $\frac{X_{oil}}{Y_{oil}} = \gamma \frac{X}{Y}$ آن‌گاه نسبت $\frac{Y}{X}$ را می‌توان با صرفنظر از توان‌های دوم سهم بخش نفت از تولید کل اقتصاد به صورت زیر نوشت:

$$\frac{Y}{X} \approx \frac{Y + Y_{oil}}{X + X_{oil}} \left(\frac{1}{1 + \frac{(1-\gamma)Y_{oil}}{Y}} \right) \quad (23)$$

دو تقریب حدی ذکر شده در روابط (۲۱) و (۲۲) حالت‌های خاص رابطه (۲۳) با $\gamma = 1$ و $\gamma = 0$ هستند.

علاوه بر این دو روش، روش تقریبی سومی نیز متصور است. همان‌طور که گفته شد X_{oil} در مدل ارایه شده جمع داده‌های تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، ورود سرمایه به داخل و تغییر در موجودی انبار بخش نفت است. از این سه جز، بخش اول یعنی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش نفت تا سال ۱۳۸۵ در دسترس است. اگر فرض کنیم تغییر در موجودی انبار بخش نفت بر خلاف سایر بخش‌های اقتصاد در بلندمدت صفر است و ورود سرمایه به داخل کشور نیز برای بخش نفت نداریم، می‌توانیم تخیمنی از X_{oil} به دست آوریم که همان تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش نفت در حساب‌های ملی است؛ اسم این متغیر را X'_{oil} می‌گذاریم. فرض عدم ورود سرمایه از خارج به داخل با عدم حضور مستقیم شرکت‌های خارجی در بهره‌برداری از بخش نفت معادل است. به هر حال در این روش سوم نسبت تولید به سرمایه غیرنفتی بدین صورت محاسبه می‌شود:

$$\frac{Y}{X} \approx \frac{Y}{(X + X_{oil}) - X'_{oil}} \quad (24)$$

در شکل ۶ نسبت $\frac{Y}{X}$ محاسبه شده با سه روش تقریبی ارایه شده از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۹ رسم شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مطابق با مشاهده رشد یکسان تولید و سرمایه‌گذاری در شکل ۱، نسبت تولید به سرمایه‌گذاری در روش‌های تقریب مختلف شکل ۶ در دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ بدون روند است. متوسط نسبت تولید به سرمایه‌گذاری غیرنفتی در بازه ۱۳۸۵-۱۳۶۹ و هم در بازه ۱۳۸۹-۱۳۶۹، در روش تقریب اول ۲/۵ و در روش تقریب دوم ۲/۹ است. همچنین متوسط نسبت تولید به سرمایه‌گذاری غیرنفتی با روش تقریب سوم ۲/۶ است. مقدار ۲/۶ معادل استفاده از حالت کلی رابطه (۲۳) با $\gamma = 0/25$ است. به عبارت دیگر نسبت سهم سرمایه در تولید نفتی به سهم سرمایه در تولید غیرنفتی اگر $0/25$ باشد نتیجه حالت کلی تقریب اول و دوم (رابطه ۲۳) با تقریب سوم (رابطه ۲۳)) معادل است. از آنجا که با توجه به محاسبه نسبت هزینه نیروی کار از تولید غیرنفتی، سهم سرمایه در تولید غیرنفتی، $\alpha = 0/66$ برآورد می‌شود، $\gamma = 0/25$ معادل این است که سهم سرمایه در تولید نفتی حدوداً ۱۵ درصد باشد که به نظر غیر معقول نیست؛ بدین ترتیب بر مبنای روش سوم برای

متوسط نسبت تولید به سرمایه گذاری مقدار $\bar{Y}_t/\bar{X}_t = 2/6$ را در نظر می گیریم. با استفاده از این نسبت و مقدار به دست آمده برای سایر پارامترها، β سالانه به مقدار $0/95$ کالیبره می شود.

۴-۲-۴. تقاضای پول

در آخرین بخش از این قسمت نسبت پول نگهداری شده در ابتدای دوره به مخارج مصرفی طول دوره $\overline{M_{t-1}}/(P_t C_t)$ مورد استفاده در مقداردهی پارامتر تقاضای پول γ ، را از داده های اقتصاد برآورد می کنیم. بسته به طول دوره مدل، یعنی طول دوره مورد نظر که در آن پول باید قابل دسترس برای مبادله باشد، لازم است از داده های پول با تعاریف مختلف استفاده کنیم. با توجه به تعریف های پول در بخش پولی و بانکی بانک مرکزی (۱۳۹۶)، داده حجم پول آن نوع پول هایی است که در هر زمان قابل دسترس و مبادله پذیر است. همچنین داده نقدینگی شامل پول به علاوه شبه پول است که قسم دوم لزوماً هر لحظه در دسترس برای مبادله نیست. بازه غیر دسترس بودن اجزای مختلف شبیه پول متفاوت است؛ به جز شاخه «سرمایه گذاری بلندمدت» به نظر سایر قسمت های تشکیل دهنده نقدینگی در کمتر از بازه سال قابل دسترس برای مبادله هستند. بدین ترتیب با کم کردن این داده از داده نقدینگی، سری زمانی داده MZM را ساختیم؛ در واقع MZM پول سالی، یعنی نوعی از پول است که در بازه سال قابل دسترس و استفاده برای هدف مبادله است.

در شکل ۷ سری زمانی «پول واقعی» آحاد اقتصادی در سال های ۱۳۹۱-۱۳۶۷ رسم شده است. منظور از پول واقعی همان مقدار اسمی پول نگهداری شده در ابتدای دوره نسبت به مقدار اسمی مصرف کل در طول دوره پیش رو، یعنی نسبت مورد نظر $M_{t-1}/(P_t C_t)$ است. مقدار واقعی پول برای دو نوع پول M_1 و MZM، جهت استفاده در کالیبراسیون مدل فصلی و سالی محاسبه شده است. M_1 پول فصلی (در دسترس برای بازه فصل) است، بدین ترتیب برای محاسبه از میزان مصرف در فصل پیش رو استفاده شده و سری زمانی برای بازه فصل رسم شده است. MZM پول سالی (در دسترس برای بازه سال) است، بدین ترتیب برای محاسبه از میزان مصرف در سال متعاقب استفاده شده و سری زمانی برای بازه سال رسم شده است و توضیحات میسوطر در پیوست آورده شده است.

۳-۴. جمع‌بندی کالیبراسیون پارامترها

در جدول ۱ نتیجه نهایی محاسبه نسبت‌های متغیرهای کلان در قسمت ۴-۲ آورده شده است. همچنین جهت مقداردهی پارامترها به کمک رابطه (*) متوسط نرخ مالیات محاسبه شده از درآمدهای مالیاتی دولت از سال ۱۳۹۱-۱۳۶۹ و متوسط نرخ تورم محاسبه شده از رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده از سال ۱۳۹۰-۱۳۷۰ آورده شده است.

با استفاده از مقادیر نسبت‌ها و نرخ‌ها می‌توانیم پارامترهای عمیق مدل را با استفاده از رابطه (*) مقداردهی کنیم. در جدول ۲ نتیجه نهایی کالیبراسیون پارامترها آورده شده است.^۱
جدول ۱. مقادیر نسبت‌ها و نرخ‌های اسمی و حقیقی کلان اقتصاد ایران

| نسبت/نرخ متغیرها در اقتصاد | معادل برحسب مدل | مقدار (طول دوره) |
|---|-----------------|------------------|
| تولید غیرنفتی به سرمایه‌گذاری | $\frac{Y}{X}$ | ۲/۶ (سال) |
| سرمایه‌گذاری به تجمیع سرمایه‌گذاری خالص | $\frac{X}{K}$ | ۹ (سال) |
| سهم هزینه نیروی کار از تولید غیرنفتی | $\frac{wL}{Y}$ | ۰/۳۴ |
| هزینه استراحت به مصرف کل | $w(1-h)$ | ۲/۴ |
| درآمد مالیاتی به تولید غیرنفتی | $\frac{c}{T}$ | ۷/۱ |
| حجم پول ابتدای دوره به مصرف اسمی طول دوره | $\frac{T}{Y}$ | ۰/۵۴ (سال) |
| تورم (رشد شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی) | | ۱/۰۸ (فصل) |
| | | ۲۰ (سال) |

مأخذ: نتایج تحقیق

۱. با توجه به تعریف، این پارامتر کسری از مصرف فصل پیش رو است که برای مبادله به پول دسترس‌پذیر نیاز دارد؛ پس باید دارای مقداری بین ۰ تا ۱ باشد؛ این در حالی است که با توجه به جدول ۱ مقدار این پارامتر برای مدل فصلی طبق داده‌ها ۱/۰۸ است. با توجه به محاسبات قسمت ۴-۲ اولاً مقدار ۱/۰۸ برای متغیر پول واقعی دارای انحراف معیار ۰/۰۵ است و دوماً مقدار آن در زمان رو به کاهش بوده و در حال رسیدن به مقدار ۱ در سال‌های اخیر است؛ با این شواهد در اینجا مقدار حد بالای ۱ را برای این پارامتر کالیبره کرده‌ایم.

با توجه به مقادیر کالیبره شده برای پارامترهای $\delta, \alpha, \beta, \gamma$ و ψ نسبت بلندمدت تمامی متغیرهای کلان در مدل منطبق با نسبت‌های معادل در اقتصاد ایران است. تنها پارامتر مقداردهی نشده از مدل، عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ است که تعیین کننده افت و خیز متغیرهای کلان است و طبق بحث قسمت ۶-۱ براحتی قابل کالیبراسیون نیست. در این تحقیق به ناچار لازم است نتایج پاسخ‌های متغیرهای کلان را نسبت به این پارامتر تحلیل حساسیت کنیم. در نتایج با تخمین شوک‌های عرضه پول، درآمد نفتی و بهره‌وری تولید غیرنفتی اقتصاد ایران و مدل‌سازی افت و خیز متغیرهای کلان نشان می‌دهیم که درصد قابل توجهی از افت و خیز داده‌های اقتصاد برای مدل با کالیبراسیون $\sigma = 1$ قابل توضیح است. بدین ترتیب با مقداردهی $\sigma = 1$ همه پارامترهای عمیق مدل کالیبره شد.

جدول ۲. کالیبراسیون پارامترهای عمیق مدل چهار بخشی خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی.

| پارامتر | مدل سالانه | مدل فصلی |
|----------|------------|----------|
| α | ۰/۶۶ | ۰/۶۶ |
| | ۹/۰ | ۲/۳ |
| β | ۰/۹۵ | ۰/۹۸۷ |
| ψ | ۱/۹۵ | ۲/۱ |
| γ | ۰/۵ | ۱ |

مأخذ: نتایج تحقیق

تا این مرحله پارامترهای مدل ارائه شده در این فصل با بخش‌های خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی را کالیبره کردیم. اما با محاسبات انجام شده می‌توان براحتی مدل‌های ساده‌تر دو بخشی خانوار و بنگاه، و سه بخشی خانوار، بنگاه و دولت را نیز کالیبره کرد که در پیوست ۴ شرح داده شده است و نتایج آن گزارش شده است.

۵. نتایج

در این قسمت نتایج مدل حقیقی-اسمی ارائه و تصریح شده در این تحقیق نمایش داده می‌شود. سپس پاسخ زمان‌گذرای اقتصاد به شوک‌های حقیقی و اسمی، همچون شوک چاپ پول، شوک افزایش نرخ مالیات و مخارج دولت، و شوک بهره‌وری را نمایش داده و تحلیل می‌کنیم. در نهایت

افت و خیز متغیرهای کلان اقتصاد را با معرفی شوک‌های بهره‌وری، درآمد نفتی و رشد حجم پول در مدل شبیه‌سازی کرده و نتایج مدل را با مقادیر واقعی افت و خیزها در اقتصاد ایران مقایسه می‌کنیم. تحلیل پاسخ تعادل پایدار متغیرهای کلان اقتصاد با متغیرهای سیاست‌گذاری و متغیرهای برون‌زا در پیوست ۵ آمده است.

۵-۱. تحلیل زمان گذرا

در این قسمت پاسخ زمان گذرای متغیرهای کلان اقتصاد به شوک‌های متغیرهای برون‌زا و متغیرهای سیاست‌گذاری تحلیل می‌شود. بدین منظور ابتدا پاسخ اقتصاد به شوک حقیقی بهره‌وری تحلیل می‌شود و سپس پاسخ مدل حقیقی و اسمی چهاربخشی تحقیق با پاسخ مدل‌های ساده تر سه بخشی و دو بخشی حقیقی بدون حضور بانک مرکزی و دولت مقایسه می‌شود. در ادامه پاسخ متغیرهای اقتصاد از جمله تولید، اشتغال و مصرف را به سیاست پولی انبساطی تحلیل کرده و اثرات حقیقی این سیاست را بررسی می‌کنیم. پاسخ به شوک سیاست پولی و نیز شوک سیاست مالی افزایش نرخ مالیات در پیوست ۵ بررسی شده است.

در ادامه پاسخ اقتصاد به شوک بهره‌وری تولید غیرنفتی را تحلیل می‌کنیم. مدل برای بازه زمانی فصل کالیبره شده است. در شکل ۸ پاسخ متغیرهای کلان به ۱ درصد شوک بهره‌وری با چسبندگی ۰/۹ نشان داده شده است.

با توجه به برآورد فرآیند بهره‌وری در پیوست ۱، فرآیند $AR(1)$ برآورد شده برای بهره‌وری کل در سال دارای چسبندگی ۰/۶۶ و انحراف معیار شوک ۱/۵۵ درصد است. بدین ترتیب به عنوان یک برآورد اولیه چسبندگی شوک بهره‌وری در مدل فصلی را جذر چهارم چسبندگی در مدل سالی، یعنی مقدار ۰/۹ قرار داده‌ایم؛ همچنین مقدار شوک ۱ درصد در حدود انحراف معیار شوک بهره‌وری در بازه‌های فصل است.

رفتار متغیرها و توضیح پاسخ آنها شبیه مدل‌های استاندارد RBC است. در لحظه وقوع شوک مثبت بهره‌وری تقاضای نیروی کار افزایش یافته، میزان اشتغال افزایش می‌یابد. افزایش میزان اشتغال از یک طرف و اثر مثبت خود افزایش بهره‌وری از طرف دیگر باعث افزایش تولید غیرنفتی به میزان

۱/۴ درصد می‌شود. اما این افزایش تولید و درآمد دستمزد و اجاره سرمایه خانوار منجر به افزایش مصرف خانوار نمی‌شود؛ خانواری که تابع مطلوبیت طول عمر خود را حداکثر می‌کند، ترجیح می‌دهد به جای مصرف همه افزایش درآمد، قسمت قابل توجهی از آن را به سرمایه فیزیکی اختصاص دهد تا در نتیجه در دوره‌های بعدی نیز بتواند مصرف بیشتری داشته باشد. همچنین به جهت اینکه شوک وارد شده موقتی است و پس از ۱۰ فصل به نصف مقدار خود می‌رسد، خانوار ترجیح می‌دهد در کوتاه‌مدت از فرصت سرمایه‌گذاری با نرخ بازگشت بالا استفاده کند و ثروت خود و در نتیجه مصرف زمان‌های آینده را به مقدار بیشتری افزایش دهد. بنابراین میزان سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت به مقدار قابل توجهی افزایش می‌یابد و تولید بیشتر صرف مصرف نمی‌شود.

با افزایش سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت سطح سرمایه در میان‌مدت افزایش می‌یابد که در نتیجه باعث انتقال شوک بهره‌وری به میان‌مدت می‌شود؛ با وجود آن که بعد از ۲۰ فصل اثر شوک بهره‌وری کاملاً از بین رفته است، با اینحال به جهت افزایش سرمایه در آمد خانوار بیشتر بوده، با بیشتر شدن درآمد دائمی مصرف بیشتری دارد. البته افزایش سرمایه در میان‌مدت بهره‌وری نیروی کار، و در نتیجه تقاضای نیروی کار را بیشتر می‌کند، ولی افزایش مصرف خانوار عرضه کار را کاهش داده، اشتغال پس از افزایش در کوتاه‌مدت در میان‌مدت به مقدار قبلی خود بازمی‌گردد. در نهایت در بلندمدت اثر افزایش بهره‌وری کامل از بین رفته و سرمایه نیز با توجه به رجحان زمانی خانوار به مقدار قبلی خود بازگشته، تولید و اشتغال و مصرف و سرمایه‌گذاری همه به مقدار قبل از بروز شوک برمی‌گردد.

در شکل ۹ پاسخ اقتصاد به شوک حقیقی بهره‌وری در مدل‌های ساده تر حقیقی دو بخشی خانوار و بنگاه، مدل سه بخشی خانوار، بنگاه و بانک مرکزی، مدل سه بخشی خانوار، بنگاه و دولت، و مدل اصلی تحقیق یعنی مدل حقیقی-اسمی چهار بخشی خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی، با استفاده از کالیبراسیون ارایه شده در جدول ۳ نمایش داده شده است. متغیرهای سیاست مالی و پولی قبل و بعد از بروز شوک ثابت و معادل تاریخ گذشته اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌کنید تفاوت پاسخ متغیرها بسیار ناچیز و حتی غیر قابل تشخیص است. معرفی اصطکاک اسمی در مدل خود را در نقش مالیات بر مصرف به اندازه نرخ بهره اسمی نشان می‌دهد؛ از آنجایی که برای اقتصاد ایران نرخ تورم فصلی حدود ۴/۵ درصد و نرخ بهره حقیقی

فصلی حدود ۱/۵ درصد، و در نتیجه نرخ بهره اسمی حدود ۶ درصد است، تفاوت مدل حقیقی-اسمی با مدل حقیقی در تحلیل شوک حقیقی بهره‌وری وجود مالیات ۶ درصدی بر مصرف است که چون این عدد کوچک است نباید انتظار تفاوت در پاسخ متغیرها داشته باشیم. همچنین نرخ مالیات بر درآمد دستمزد و اجاره سرمایه خانوار نیز طبق گذشته اقتصاد ایران ۷/۱ درصد است که بدلیل کوچکی نمی‌تواند اثر جدی در پاسخ متغیرهای مدل به شوک حقیقی داشته باشد. بدین ترتیب برای بررسی شوک حقیقی بهره‌وری به اقتصاد نیاز به استفاده از مدل حقیقی و اسمی با حضور دولت و بانک مرکزی در کنار اصطکاک‌های تقاضای پول نیست و مدل ساده حقیقی دو بخشی خانوار و بنگاه برای این منظور کفایت می‌کند.

۵-۲. شبیه‌سازی افت و خیز متغیرهای کلان

در این قسمت نتایج مدل را برای افت و خیز متغیرهای کلان در اثر ورود شوک‌های تصادفی برون‌زا را تحلیل کرده و با افت و خیز داده‌های اقتصاد ایران مقایسه می‌کنیم. شوک‌های تصادفی معرفی شده در مدل عبارتند از: بهره‌وری تولید غیرنفتی، درآمد نفت، و رشد حجم پول. نرخ مالیات به صورت برون‌زا ثابت فرض شده است. جزئیات این شبیه‌سازی در پیوست ۵ شرح داده شده است و در این قسمت تنها به ارائه بخشی از نتایج شبیه‌سازی اکتفا می‌نماییم.

در جدول ۴ درصد انحراف معیار متغیرهای کلان و همبستگی آنها با تولید، با استفاده از مدل تحقیق به دست آمده و با کمیت‌های متناظر موجود در داده‌های اقتصاد مقایسه شده است. با توجه به نتیجه این جدول، در مجموع مدل طراحی شده می‌تواند درصد قابل توجهی از افت و خیز متغیرهای حقیقی کلان در اقتصاد را توضیح دهد؛ همچنین با مقداردهی $\sigma = 1$ قدرت توضیح دهندگی بهتری دارد. بر خلاف مدل‌های رایج RBC در مدل حقیقی اسمی طراحی شده در این فصل افت و خیز مصرف بیشتر از افت و خیز تولید به دست آمد که این مشاهده مطابق با داده‌های اقتصاد ایران است. همچنین افت و خیز سرمایه‌گذاری حدود ۲/۵ برابر افت و خیز تولید (بسیار بیشتر از پیش بینی مدل‌های RBC) و نزدیک به واقعیت به دست آمد.

در جدول ۵ با تجزیه واریانس متغیرهای مدل با مقداردهی $\sigma = 1$ ، نقش هر یک از شوک‌های بهره‌وری، درآمد نفتی و سرعت رشد چاپ پول در توضیح افت و خیز متغیرهای حقیقی کلان نشان داده شده است. واریانس بهره‌وری عوامل تولید می‌تواند ۶۵ درصد واریانس در آمد کل اقتصاد و ۷۵ درصد واریانس تولید غیرنفتی اقتصاد را توضیح دهد. اما واریانس در آمد نفتی حدود ۵ درصد واریانس تولید غیرنفتی، مصرف و سرمایه‌گذاری را می‌تواند توضیح دهد و در مجموع نقش ناچیزی در ایجاد افت و خیز متغیرهای کلان دارد. در نهایت واریانس شوک رشد حجم پول می‌تواند ۶۰ درصد واریانس سرمایه‌گذاری و ۷۵ درصد واریانس مصرف را توضیح دهد. افت و خیز بسیار زیاد رشد حجم پول در اقتصاد، باعث افت و خیز زیاد نرخ تورم و در نتیجه بهره اسمی می‌شود و تغییرات زیاد نرخ بهره اسمی به عنوان مالیات مصرف در مدل حقیقی-اسمی با اصطکاک CIA باعث افت و خیز زیاد مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود؛ از این رو اضافه کردن بخش اسمی به مدل جهت توضیح افت و خیز متغیرهای مصرف و سرمایه‌گذاری ضروری است.

جدول ۴. انحراف معیار و همبستگی متغیرهای کلان در مدل حقیقی-اسمی چهار بخشی و در داده‌های اقتصاد

| متغیر | داده‌ها | | | | مدل | |
|------------------|---------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | همبستگی | | انحراف معیار | | $\sigma = 1$ | |
| | همبستگی | انحراف معیار | همبستگی | انحراف معیار | همبستگی | انحراف معیار |
| درآمد کل | ۰/۹۹ | ۵/۲۲ | ۰/۹۴ | ۴/۱۷ | ۰/۹۴ | ۴/۱۰ |
| تولید غیرنفتی | ۰/۶۸ | ۴/۳۸ | ۰/۱۷ | ۴/۵۵ | ۰/۱۷ | ۴/۳۵ |
| مصرف | ۰/۵۰ | ۶/۳۱ | ۰/۱۷ | ۷/۰۶ | ۰/۱۷ | ۵/۷۴ |
| سرمایه‌گذاری | ۰/۵۰ | ۱۲/۴ | ۰/۵۶ | ۱۶/۲ | ۰/۵۶ | ۱۱/۰ |
| میزان کار | ۰/۸۶ | ۴/۲۸ | ۰/۴۷ | ۴/۲۸ | ۰/۴۷ | ۲/۲۶ |
| سرمایه | ۰/۸۶ | ۴/۶۹ | ۰/۸۴ | ۴/۶۹ | ۰/۸۴ | ۴/۶۰ |
| دستمزد | ۰/۸۶ | ۴/۵۸ | ۰/۵۶ | ۴/۵۸ | ۰/۵۶ | ۳/۶۹ |
| نرخ اجاره سرمایه | ۰/۸۶ | ۰/۵۲ | ۰/۳۳ | ۰/۵۲ | ۰/۳۳ | ۰/۴۵ |
| نرخ بهره اسمی | ۰/۸۶ | ۷/۹۳ | ۰/۲۸ | ۷/۹۳ | ۰/۲۸ | ۱۳/۲ |
| ذخیره حقیقی پول | ۰/۸۶ | ۱۳/۰ | ۰/۷۵ | ۴/۹۱ | ۰/۷۵ | ۴/۵۸ |
| تورم | ۰/۱۹ | ۱۰/۸ | ۰/۳۲ | ۷/۶۱ | ۰/۳۲ | ۷/۲۵ |
| بهره‌وری کل | ۰/۷۵ | ۱/۹۹ | ۰/۷۸ | ۲/۰۶ | ۰/۷۸ | ۲/۰۶ |
| درآمد نفتی | ۰/۸۳ | ۱۱/۶ | -۰/۰۶ | ۱۲/۰ | -۰/۰۶ | ۱۲/۰ |
| رشد پول | ۰/۱۱ | ۹/۱۷ | ۰/۳۲ | ۹/۰۴ | ۰/۳۲ | ۹/۰۴ |

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۵. تجزیه واریانس متغیرهای حقیقی کلان مدل بر حسب شوک‌های بهره‌وری، درآمد نفتی و رشد حجم پول

| شوکل‌های برون‌زا | | | متغیر |
|------------------|------------|----------|---------------|
| رشد پول | درآمد نفتی | بهره‌وری | |
| ۱۷/۸ | ۱۵/۸ | ۶۶/۴ | درآمد کل |
| ۲۰/۴ | ۳/۵ | ۷۶/۱ | تولید غیرنفتی |
| ۷۷/۳ | ۵/۱ | ۱۷/۶ | مصرف |
| ۶۱/۷ | ۵/۳ | ۳۳/۰ | سرمایه‌گذاری |
| ۲۵/۷ | ۱۱/۲ | ۶۳/۱ | میزان کار |

مأخذ: نتایج تحقیق

۶. نتیجه‌گیری

در این تحقیق بر اساس حقایق آماری اولیه اقتصاد کلان ایران، و ساختارهای نهادی دولت و بانک مرکزی در اقتصاد ایران یک مدل تعادل عمومی پویای حقیقی و اسمی، با بخش‌های خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی طراحی و کالیبره شد.

با استفاده از روند بلندمدت داده‌ها نشان دادیم که برای مطالعات چرخه‌های تجاری در ایران نیز می‌توان انحراف از یک رشد بلندمدت را در نظر گرفت. پس از آن با استفاده از نسبت‌های بلندمدت و افت و خیز کوتاه مدت متغیرهای کلان اقتصاد تابع مطلوبیت را برای خانوار نمونه در اقتصاد ایران به صورت تابع جدایی پذیر بین مصرف و استراحت و با کشش جانشینی ثابت بین این دو تصریح کردیم. علاوه بر این، با تخمین نرخ بهره حقیقی متوسط و تخمین نرخ استهلاک ضریب رجحان زمانی خانوار نمونه در اقتصاد ایران کالیبره شد.

در ادامه تابع تولید بنگاه نمونه اقتصاد ایران را تصریح کردیم و نشان دادیم که یک تابع تولید کاب داگلاس می‌تواند تصریح نسبتاً مناسبی برای تابع تولید کلان اقتصاد قرار گیرد. نکته حائز اهمیت در اینجا سهم بالای پرداختی سرمایه در اقتصاد ایران است که حدود دو برابر متوسط کشورهای در حال توسعه است. در نهایت با محاسبه تقاضای پول حقیقی خانوار ایرانی در بازه فصل، و با مدل‌سازی رابطه نهادی دولت و بانک مرکزی در اقتصاد ایران و ارایه مدلی برای تأمین مخارج دولت و عرضه پول توانستیم بخش اسمی را نیز به مدل حقیقی ارایه شده اضافه کنیم.

با استفاده از مدل ارایه شده توانستیم به سوالاتی چون میزان تغییرات متغیرها در تعادل پایدار به ازای تغییر پارامترهای مختلف سیاستی در ساختارهای مختلف نهادی سیاست گذاری، و همچنین نحوه پاسخ در دوران گذار متغیرهای کلیدی کلان در پاسخ به شوک‌های تکنولوژی و نرخ مالیات و رشد حجم پول پاسخ دهیم. بر اساس یافته‌های مدل حاضر، یک درصد شوک موقت بهره‌وری تولید می‌تواند تولید غیر نفتی را به میزان $3/2$ درصد افزایش دهد. همچنین هزینه کوتاه‌مدت افزایش دائمی نرخ مالیات از 7 درصد متوسط اقتصاد ایران به 10 درصد، به اندازه 2 درصد افت تولید غیر نفتی است. در نهایت کاهش دائمی نرخ رشد پول و تورم بلند مدت از 30 درصد به 20 درصد می‌تواند به افزایش کوتاه‌مدت $0/7$ درصدی و افزایش بلندمدت $1/9$ درصدی در تولید غیر نفتی منجر شود.

همچنین با معرفی شوک‌های بهره‌وری عوامل تولید، درآمد نفتی و نرخ رشد پول با فرایندهای برآورد شده از رفتار گذشته این داده‌ها، بخش قابل توجهی از افت و خیز متغیرهای کلان اقتصاد ایران به کمک مدل حقیقی-اسمی این تحقیق توضیح داده شده‌اند. شوک حقیقی بهره‌وری می‌تواند حدود 70 درصد افت و خیز سالانه تولید اقتصاد ایران را توضیح دهد. در مجموع شوک نرخ رشد پول در کنار شوک بهره‌وری و درآمد نفتی می‌تواند دست کم حدود 90 درصد افت و خیز سالانه داده‌های کلان مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید غیر نفتی اقتصاد را توضیح دهند.

اما در رابطه با پیشبرد این تحقیق و بهبود مدل‌های پایه ارایه شده پیشنهادهایی مطرح است که در

پیوست ۹ به تفصیل آمده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

- بوستانی، رضا (۱۳۹۲)، "اثر تکانه‌های زودگذر و پایدار بر چرخه‌های تجاری" *فصلنامه علمی-پژوهشی راهبرد اقتصادی*، ۲(۶)، صص ۴۱-۵۸.
- بهرامی، جاوید و نیره سادات قریشی (۱۳۹۰)، "تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۵(۱)، صص ۲۲-۱.
- توکلیان، حسین و وجیهه افضلی ابرقویی (۱۳۹۵)، "مقایسه عملکرد اقتصاد کلان و رژیم‌های مختلف ارزی با رویکرد (DSGE)"، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۶۱، صص ۸۱-۱۲۵.
- حسینی، فخرالسادات (۱۳۹۰)، "الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۳، صص ۲۸-۱.
- خیابانی، ناصر و حسین امیری (۱۳۹۱)، "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی"، *اقتصاد مقداری*، ۹(۳)، صص ۵۹-۲۵.
- رافعی، میثم، جاوید بهرامی و داود دانش‌جعفری (۱۳۹۳)، "ارزیابی سیاست مالی برای اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی"، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۵۴، صص ۳۳-۶۶.
- زمانزاده، حمید؛ جلالی نایینی، سید احمد رضا و مهدیه شادروخ (۱۳۹۳)، "سازوکار انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران، رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا"، *پژوهش‌های پولی-بانکی*، شماره ۱۹، صص ۶۹-۱۰۱.
- صلوی تبار، شیرین و سید احمد رضا جلالی نایینی (۱۳۹۳)، "ارزیابی رژیم‌های مختلف ارزی در یک اقتصاد باز کوچک"، *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹(۲)، صص ۲۴-۳.
- کمیحانی، اکبر و حسین توکلیان (۱۳۹۱)، "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران"، *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۸، صص ۸۶-۱۱۸.
- متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرازی، اصغر و اکبر کمیحانی (۱۳۸۹)، "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰(۴)، صص ۱۱۶-۸۷.

مدنی زاده، بیات (۱۳۹۶)، "واکنش آستان‌های آماره‌های رفتار قیمت‌گذاری به تحولات نرخ تورم"، مقاله کاری، پژوهشکده پولی و بانکی.

سایت‌ها:

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۶)، خلاصه‌های دارایی‌ها و بدهی‌های سیستم بانکی، قابل

<http://www.cbi.ir/category/2692.aspx>

دسترس در:

شواهد آماری اقتصاد کلان، قابل دسترسی در:

http://gsme.sharif.edu/~madanizadeh/Files/CoreModel_Appendix.pdf



- Alvarez, F.; Atkeson, A. and C. Edmond** (2009), Sluggish Responses of Prices and Inflation to Monetary Shocks in an Inventory Model of Money Demand *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), pp. 911-967.
- Calvo, G.** (1983), Staggered Prices in a Utility Maximising Framework *Journal of Monetary Economics*.
- Chari, V.V.; Kehoe, P. J. and E. R. McGrattan** (2007), Business Cycle Accounting *Econometrica*, 75(3), pp. 781-836.
- Christiano, L.; Eichenbaum, M. and C. Evans** (2005), Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 1° 45.
- Cooley, T. F.** (1997), Calibrated Models , *Oxford Review of Economic Policy*, 13(3), pp. 55° 69.
- Cooley, T.F. and E.C. Prescott** (1995), Economic Growth and Business Cycles , *Frontiers of business cycle research*, No. 39, p. 64.
- Finn, M. G.** (2000), Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity , *Journal of Money, Credit and banking*, pp. 400-416.
- Gali, J.** (1999), Technology, Employment and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? , *American Economic Review*, 89(1), pp. 249-271
- Hansen, G. D.** (1985), Indivisible labor and the Business Cycle *Journal of monetary Economics*, 16(3), pp. 309° 327.
- Jalali-Naini, A. R. and M.A. Naderian** (2016), Evaluations of Different Monetary Policy Regimes for a Small Developing Open Economy , *Middle East Development Journal*, 8(2), pp. 266-290.
- Kim, I. M. and P. Loungani** (1992), The Role of Energy in Real Business Cycle Models *Journal of Monetary Economics*, 29(2), pp. 173-189.
- Kydland, F.E. and E. C. Prescott** (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica Journal of the Econometric Society*, pp. 1345° 1370.
- Lucas Jr, R. E.** (2000), Inflation and Welfare *Econometrica*, 68(2), pp. 247° 274.
- Pieschacon, A.** (2012), The Value of Fiscal Discipline for Oil-exporting Countries , *Journal of Monetary Economics*, 59(3), pp. 250-268.
- Smets, F. and R. Wouters** (2003), An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area *Journal of the European Economic Association*, 1(5), pp. 1123° 1175.
- Walsh, C. E.** (2010), *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.