-- Journal of Economic Research------
Volume 21, Issue 81, Summer 2021, 79-119
joer.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/joer.2022.60057.965

ATU PRESS

Original Research
Accepted: 26/Jan/2021
Received: 11/Apr/2021
ISSN: 1735-210x
eISSN: 6453-2476

Simultaneous Impact of Deep Habits Consumption and Price Stickiness on the Transmission of Monetary and Fiscal Shocks using the MS-DSGE Model

Narmin Davoudi Ph.D. in Economical Sciences, Urmia University, Urmia, Iran

Hassan Heidari* Professor, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran

Abstract

The role of deep hapbit in countercyclical behavior of mark-up and its impact on the transmission of monetary and fiscal shocks have already been studied, but its strength in the presence of Philips curve with price stickiness is not clear. The purpose of this study is to develop a New Keynesian Philips Curve (NKPC) following Cristiano et al. (2005), to investigate the simultaneous effect of price stickiness and deep habits on monetary and fiscal shock transmission using Markov- switching stochastic dynamic general equilibrium (MS-DSGE) model for the Iranian economy. The results of impulse-response functions show reducing markup for one period due to deep habits and then increasing markup and inflation after a period due to a stronger role of price stickiness. Moreover, although the negative effect of wealth due to government spending is compensated by deep habits consumption and thus makes consumption increase, it is weak in comparison to the strength of expected inflation, and therefore, inflation increases eventually. Overall, the results of this study indicate that deep habits cannot be a dominant factor in the transmission of monetary and fiscal shocks, but according to the obtained impulse response functions, it can be the strong reason to delay increasing inflation. Also, deep habits consumption can be a good reason for increasing consumption and compensating of the negative effect of wealth due to fiscal shock.

Keywords: Deep habits, Philips curve, Markov-switching DSGE, Monetary policy, Fiscal policy.

JEL Classification: E21, E31, E32, C11, C51.

* Corresponding Author: h.heidari@urmia.ac.ir
How to Cite: Davoudi, N., Heidari, H. (2021). Simultaneous Impact of Deep Habits Consumption and Price Stickiness on the Transmission of Monetary and Fiscal Shocks using the MS_DSGE Model. *Journal of Economic Research,81 (21)*, 79 -119.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۰۶

ISSN:۱۷۳۵-۲۱۰X eISSN: ۶۴۵۳-۲۴۷۶

-- پژوهشنامه اقتصادی ---------

دوره ۲۱، شماره ۸۱، تابستان ۱۴۰۰، ۷۹-۱۱۹

joer.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/joer.2022.60057.965

تاثیر همزمان عادات عمیق مصرفی و چسبندگی قیمت بر انتقال شوک‌های پولی و مالی در چارچوب مدل MS-DSGE

نرمین داودی دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

حسن حیدری * استاد گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

چکیده

عادات عمیق و نقش آن در رفتار مخالف چرخه‌ای مارک‌آپ قبلا مطالعه شده است، اما قدرت اثر آن بر پایه نوع و میزان چسبندگی قیمت با ورود عادات عمیق به منحنی فیلیپس، ممکن است نتایج مطالعات قبلی به دست آمده را تحت تاثیر قرار دهد. به همین دلیل در این مطالعه با استخراج منحنی فیلیپس نئوکینزی تلفیقی با الگوی کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) به عنوان یکی از الگوهای جدید قیمت‌گذاری، تحت عادات عمیق مصرفی و ماندگاری عادات به بررسی اثر همزمان چسبندگی قیمت و عادات عمیق در انتقال شوک پولی و مالی با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد تغییر رژیمی (MS-DSGE)، متناسب با اقتصاد ایران پرداخته شده است. نتیجه حاصل از برآورد مدل طراحی شده و توابع عکس‌العمل آنی متغیرها، کاهش یک دوره‌ای مارک‌آپ به دلیل وجود عادات عمیق و سپس افزایش مارک‌آپ و تورم پس از یک دوره به دلیل نقش قوی‌تر چسبندگی قیمت در هر دو رژیم است. همچنین وجود عادات عمیق مصرفی نتوانسته اثر منفی ثروت ناشی از شوک مخارج دولت را جبران می‌کند و در مقایسه با قدرت تورم انتظاری ضعیف بوده و در نهایت، تورم افزایش می‌یابد. در مجموع از نتایج این مطالعه مشخص می‌شود که عادات عمیق نمی‌تواند همزمان با حضور چسبندگی قیمت در مکانیزم انتقال شوک‌های پولی و مالی عامل غالب و برنده باشد؛ با این وجود، طبق توابع واکنش آنی به دست آمده، می‌تواند دلیل محکمی برای تاخیر یک دوره‌ای در افزایش تورم ناشی از اعمال شوک‌ها باشد.

کلیدواژه‌ها: عادات عمیق مصرفی، چسبندگی قیمت، منحنی فیلیپس تلفیقی، شوک پولی، شوک مالی، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مارکوف- سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: E21, E31, E32, C11, C51.

- مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری اقتصاد در دانشگاه ارومیه است.

* نویسنده مسئول: h.heidari@urmia.ac.ir

۱. مقدمه

مفهوم شکل‌گیری عادت به عنوان یکی از ویژگی های قابل مشاهده در رفتار مصرفی افراد مطرح بوده که باعث تغییر شکل تابع مطلوبیت شده و توانایی بهبود نتایج تجربی حاصل از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] را دارد.

اولین بار کریستیانو و همکاران[2] (۲۰۰۵) توانستند با گنجاندن عادات مصرفی نسبت به مصرف سرانه کل در تابع مطلوبیت در مدل‌های DSGE، پاسخی منطقی برای واکنش‌های کوهانی شکل متغیرهایی نظیر مصرف به شوک‌های مختلف پیدا کنند. مفهومی که توسط راون و همکاران[3] (۲۰۰۶) مطرح شد این بود که خانوارها، عادات خود را به سادگی از سطح مصرف کل خود و یا دیگران شکل نمی‌دهند، بلکه شکل‌گیری عادت بر اساس مصرف تک‌تک کالاها در سبد مصرفی آن‌ها صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر، مصرف کنندگان عادات خود را به صورت جداگانه از دسته‌های طبقه‌بندی شده کالاها به صورت کالا به کالا نظیر پوشاک، موزیک، ماشین، مسافرت و... شکل می‌دهند، نه از مجموع مصرف همه این موارد. ایشان این نوع از شکل‌گیری عادت را با «عادات عمیق»[4] و مفاهیم قبلی را با «عادات سطحی»[5] معرفی کرده‌اند.

مساله مهم در معرفی شکل‌گیری عادات عمیق، پویایی مساله قیمت‌گذاری بهینه بنگاه و تغییری که در طرف عرضه اقتصاد صورت می‌گیرد، است. به عقیده راون و همکاران (۲۰۰۶) در شکل‌گیری کالا به کالای عادت، تقاضایی که بنگاه‌ها در آینده برای هر کالا با آن روبه‌رو خواهند شد به فروش جاری آن کالا وابسته است؛ به طوری‌که اگر بنگاه‌ها با تقاضای بالای کالا روبه‌رو باشند، قیمت را کاهش می‌دهند تا تقاضا را گسترش دهند و در بین مصرف‌کننده ایجاد عادت کنند و بتوانند افزایش تقاضا و سود آینده را تضمین کنند. این اثر با عنوان «اثر بین دوره‌ای عادات عمیق»[6] معرفی شده است. نتیجه این اثر، رفتار مخالف چرخه‌ای[7] مارک‌آپ[8] خواهد بود. به عبارت دیگر، تابع تقاضایی که به سطوح

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
2. Christiano, et al.
3. Ravn, et al.
4. Deep habits
5. superficial habit
6. Intertemporal Effect
7. Countercyclical
8. Mark up

گذشته خریدهای مصرف‌کنندگان از یک کالای مشخص وابسته است در مساله قیمت‌گذاری بهینه بنگاه یک قید محسوب می‌شود. این وابستگی به زمان در تابع تقاضا از طریق مساله بهینه‌یابی به منحنی فیلیپس نئوکینزی (NKPC)[1]، منتقل شده و مصرف آینده، جاری و گذشته در این رابطه به حساب آورده می‌شود. بر این اساس، مطابق نظر راون و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۱۲) در اثر یک شوک سیاست پولی انبساطی از یک طرف، مصرف کل افزایش یافته و از طرف دیگر با وجود عادات عمیق، این افزایش مصرف در تولیدکننده برای پایین نگه داشتن مارک‌آپ ایجاد انگیزه می‌کند و در نتیجه منجر به اثر تورمی کوچک‌تری نسبت به حالت بدون عادات عمیق می‌شود. همچنین شوک مثبت مخارج دولت با افزایش تقاضای کل، منجر به افزایش تقاضای نیروی کار و بالتبع آن افزایش دستمزدها می‌شود.

همانطور که بیان شد وجود عادات عمیق در تابع تقاضا، قیمت مارک‌آپ بنگاه را کاهش می‌دهد و نتیجه این اتفاقات، جبران اثر منفی ثروت بر خانوارها در اثر افزایش مخارج دولت است. راون و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۱۲) این نتایج را در حالتی که قیمت‌ها انعطاف‌پذیر باشند به دست آورده‌اند. همچنین راون و همکاران (۲۰۱۰) پویایی‌های شوک سیاست پولی را با لحاظ عادات عمیق و برای حالت چسبندگی قیمت و دستمزد به روش روتنبرگ[2] (۱۹۸۲) بررسی کرده و نشان دادند که چسبندگی‌های اسمی و عادات عمیق در تعدیل قیمت و دستمزد، مکمل هم هستند، چراکه نقشی که عادات عمیق در حرکت مخالف چرخه‌ای مارک‌آپ در مدل دارد به نوعی نیاز به چسبندگی اسمی را در توضیح کند بودن تعدیل تورم در واکنش به شوک سیاست پولی کاهش می‌دهد. این در حالی است که ژاکوب[3] (۲۰۱۳) با لحاظ هم زمان عادات عمیق و چسبندگی قیمت روتنبرگ (۱۹۸۲) نشان داد که اگر در مدل با عادات عمیق، چسبندگی قیمت به اندازه کافی قوی باشد، شوک‌های مثبت مالی ممکن است هیچ اثر مثبتی بر مصرف نداشته باشند. به عبارت دیگر، تحت افزایش چسبندگی قیمت، اثر مثبت افزایش انتظاری در تورم قوی‌تر شده و اثر مخالف چرخه‌ای در مدل با عادات عمیق را کاهش می‌دهد. همین امر، افزایش در دستمزد حقیقی را ضعیف‌تر کرده و انگیزه جانشینی مصرف به جای فراغت را کاهش

1. New Keynesian Phillips Curve (NKPC)
2. Rotemberg, J.
3. Jacob, P.

می‌دهد. اگر اثر جانشینی برای غلبه بر اثر منفی ثروت به اندازه کافی قوی نباشد، شوک مثبت مالی مصرف را کاهش می‌دهد.

از برآیند مطالعات صورت گرفته برمی‌آید که مساله عادات عمیق و چسبندگی قیمت به عنوان دو عامل اصطکاکی در منحنی فیلیپس نئوکینزی ایفای نقش می‌کنند.

آنچه در مطالعه حاضر مورد بررسی قرار می‌گیرد، میزان قدرت عادات عمیق و چسبندگی قیمت در تاثیر نهایی که بر شوک‌های اقتصادی خواهند داشت، زمانی که به شکل توام در مدل حضور دارند، است و همین موضوع، این مطالعه را نسبت به مطالعات قبلی متمایز می‌کند. همچنین مطالعاتی که در این زمینه انجام شده از الگوی روتنبرگ (۱۹۸۲) به عنوان الگوی قیمت‌گذاری بنگاه‌ها استفاده کرده‌اند و این در حالی است که الگوهای جدید قیمت‌گذاری به دلیل ویژگی‌هایی که دارند (که در ادامه توضیح داده می‌شود) به واقعیت‌های اقتصادی نزدیک‌تر هستند. علاوه بر این، اثر شوک‌های اقتصادی، وابستگی نزدیکی به ماهیت چسبندگی‌های اسمی در اقتصاد دارد. بنابراین، عوامل مختلف دیگری که در مساله بهینه‌یابی سود بنگاه با استفاده از روش‌های جدید مبتنی بر چسبندگی قیمت در پویایی‌های تورم وارد می‌شوند، می‌توانند در تعیین مسیر شوک‌ها، اثرات متفاوتی برجای بگذارند و به همین جهت استخراج منحنی فیلیپس براساس الگوهای جدید قیمت‌گذاری با حضور عادات عمیق از اهداف اصلی این مطالعه است.

در مطالعه راون و همکاران (۲۰۱۰) و ژاکوب (۲۰۱۳)، تنها شکل‌گیری عادات عمیق در مدل لحاظ شده و این در حالی است که ماندگاری این نوع از عادات به عنوان عامل اصطکاکی دیگری در منحنی فیلیپس اثرگذار خواهد بود.

در مطالعه حاضر، از روش کریستیانو و همکاران[1] (۲۰۰۵) به عنوان یک الگوی قیمت‌گذاری جدید که ایرادات روش‌های قبلی قیمت‌گذاری کالوو[2] (۱۹۸۳) را مرتفع کرده و به واقعیت‌های اقتصادی نیز نزدیک‌تر است، استفاده می‌شود. همچنین با هدف تعیین نیرو محرکه‌های جدید مارک‌آپ با تاثیرات متناقض، علاوه بر شکل‌گیری عادات عمیق، ماندگاری این نوع از عادات نیز برای استخراج منحنی فیلیپس نئوکینزی لحاظ می‌شود.

1. Christiano, et al.
2. Calvo, G. A.

جهت بررسی اثر شوک‌های اقتصادی در اقتصادی با منحنی فیلیپس تلفیقی استخراج شده، یک الگوی تعادل عمومی تصادفی برای اقتصاد ایران طراحی شده و اثر شوک‌ها و نحوه تاثیرگذاری بر متغیرهای اقتصادی با لحاظ منحنی فیلیپس تلفیقی جدید بررسی می‌شود.

سازماندهی مطالعه حاضر در ادامه به این صورت خواهد بود که در بخش دوم، پیشینه مطالعات انجام شده مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم روش و چارچوب تئوریک تشریح می‌شود و بخش چهارم به حل، برآورد و تجزیه و تحلیل مدل می‌پردازیم و در نهایت بحث و نتیجه‌گیری مطالعه در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

اولین بار راون و همکاران (۲۰۰۶) با معرفی عادات عمیق، اثرات لحاظ آن را در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE با قیمت‌های انعطاف پذیر بررسی کردند. حضور توام چسبندگی قیمت و عادات عمیق و آثار مکمل و یا متناقض آن‌ها در نتایج حاصل از اعمال شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای کلیدی، موضوع اصلی مطالعه حاضر است. در این زمینه مطالعات بین المللی صورت گرفته است و در ادامه نتایج آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. درخصوص لحاظ عادات عمیق مصرفی در مدل‌های DSGE و قدرت نفوذ آن در واکنش به شوک‌های اقتصادی در اقتصاد ایران براساس اطلاعات نویسندگان، مطالعه‌ای صورت نگرفته است.

راون و همکاران (۲۰۰۶) معرف شکل‌گیری عادات عمیق در ترجیحات مصرف‌کننده هستند. مدل ساده استفاده شده در مطالعه ایشان، مدلی با زنجیره‌ای از خانوارهاست که فرض می‌شود مصرف‌کنندگان عادات خود را بر سطح تک تک کالاها شکل می‌دهند. مطلوبیت خانوار در این مدل، تنها تابعی از مصرف و فراغت در نظر گرفته شده است. همچنین عادات عمیق در مخارج دولت نیز مانند مصرف بخش خصوصی آورده شده است. این مدل با استفاده از داده‌های فصلی ایالت متحده آمریکا و روش گشتاورهای تعمیم یافته غیرخطی[1] تخمین زده شده است. اثر شوک‌ها با در نظر گرفتن همزمان عادات عمیق و چسبندگی قیمت‌ها و همچنین به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج

1. Non-Linear Generalized Method of Moments (GMM)

نشان می‌دهد که با وجود اینکه همانند مدل عادت عمیق -در مدل با چسبندگی قیمت- مارک‌آپ‌ها بالاتر از هزینه نهایی، مثبت و وابسته به زمان هستند، اما پویایی‌های مارک‌آپ در این دو مدل متفاوت به دست آمده است. همچنین در مقایسه «مدل با چسبندگی قیمت و عادات سطحی[1]» با «مدل عادات عمیق با انعطاف‌پذیری قیمت[2]» نتیجه گرفته شده است که یک شوک مثبت بهره‌وری در مدل عادات عمیق، مارک‌آپ را کاهش می‌دهد در حالی که در مدل با چسبندگی قیمت، مارک‌آپ افزایش می‌یابد. همچنین در پاسخ به شوک مثبت مخارج دولت، مصرف و دستمزد حقیقی در مدل با چسبندگی قیمت کاهش می‌یابد در حالی که در مدل عادات عمیق هر دو متغیر افزایش می‌یابند.

راون و همکاران (۲۰۱۰) با معرفی عادات عمیق در یک اقتصاد با چسبندگی دستمزد و قیمت به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر مدل با استفاده از داده‌های فصلی ایالت متحده آمریکا پرداخته و مدل را با استفاده از روش VAR ساختاری تخمین زده است. نتیجه تخمین، کاهش سطح قیمت، دو ماه بعد از یک شوک سیاست پولی انبساطی بوده است. مصرف کل نیز در پاسخ به شوک پولی انبساطی افزایش مداوم داشته است. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد که چسبندگی‌های اسمی در تعدیل قیمت و دستمزد و عادات عمیق مکمل هم هستند.

لوبیک و تئو[3] (۲۰۱۱) با معرفی عادات عمیق در مدل، منحنی فیلیپس نئوکینزی (NKPC) جدیدی را با الگوی قیمت‌گذاری روتنبرگ (۱۹۸۲) استخراج کرده و تخمین زده است. در این مطالعه تنها شکل‌گیری عادات عمیق در ترجیحات مصرف‌کننده لحاظ شده است و رشد مصرف جاری و انتظاری و نیز ارزش حاشیه‌ای انتظاری تقاضای آینده به عنوان نیروی محرک‌های اضافی برای پویایی تورم در NKPC استخراج و معرفی شده و با استفاده از روش تخمین GMM منحنی جدید به دست آمده، تخمین زده شده است. نتیجه تخمین، بهتر شدن عملکرد NKPC نسبت به NKPC استاندارد بوده است. منحنی تخمین زده شده، وزن بسیار کمتری به وقفه‌های تورم داده و در نتیجه درجه ماندگاری تورم را پایین‌تر آورده است. با توجه به اینکه در این مطالعه تنها به تخمین یک معادله

1. Model With Superficial Habits and Sticky Prices
2. Model With Deep Habits and Flexible Prices
3. Lubik, T. A. & Teo, W. L.

پرداخته شده، پیشنهاد شده است که منحنی NKPC به دست آمده بهتر است به عنوان بخشی از یک مدل تعادل عمومی تخمین زده شود تا ایرادات مطالعه برطرف شود.

ژاکوب (۲۰۱۳) با لحاظ الگوی چسبندگی قیمت روتنبرگ (۱۹۸۲) در یک اقتصاد توام با عادات عمیق و بررسی پویایی‌های این اقتصاد نشان داده است که دو عامل اصطکاکی؛ یعنی چسبندگی قیمت و عادات عمیق با وجودی که اثر جبرانی[1] مصرف را وقتی در مدل‌های تعادل عمومی استفاده می‌شوند، ضعیف می‌کنند در حالتی که به صورت توام در این مدل‌ها می‌آیند، این اثر را بدتر می‌کنند. این مطالعه نشان می‌دهد که اگر در مدل با عادات عمیق، چسبندگی قیمت به اندازه کافی قوی باشد، شوک‌های مثبت مالی ممکن است هیچ اثر مثبتی بر مصرف نداشته باشند. همچنین با بررسی پویایی‌های مدل با عادات عمیق و چسبندگی قیمت و نیز پویایی‌های مدل با چسبندگی قیمت بدون عادات عمیق و مقایسه آن‌ها با هم، این نتیجه حاصل شده است که منحنی فیلیپس با عادات عمیق دو اثر متضاد بر قیمت‌گذاری مارک‌آپ دارد؛ اول اثر منفی کشش قیمتی تقاضا و دوم، کانال معمول ایجاد شده از مسیر انتظاری تورم. تحت افزایش چسبندگی قیمت، اثر مثبت افزایش انتظاری در تورم قوی‌تر شده و اثر مخالف چرخه‌ای در مدل با عادات عمیق را کاهش می‌دهد. همین امر، افزایش در دستمزد حقیقی را ضعیف‌تر کرده و انگیزه جانشینی مصرف به جای فراغت را کاهش می‌دهد. اگر اثر جانشینی برای غلبه بر اثر منفی ثروت به اندازه کافی قوی نباشد، شوک مثبت مالی مصرف را کاهش می‌دهد. در این مطالعه تنها شکل‌گیری عادات عمیق در منحنی فیلیپس وارد شده و تاثیر درجه ماندگاری این نوع از عادات نادیده گرفته شده است.

کورمیلیتسینا و زوبیری[2] (۲۰۱۳)، کانتوری و همکاران[3] (۲۰۱۴) و لیت و همکاران[4] (۲۰۱۵) نیز با تمرکز بر عادات عمیق به بررسی آثار این نوع از عادات در انتقال شوک‌های پولی و مالی پرداخته‌اند، اما هدف آن‌ها بیشتر بررسی نقش عادات عمیق در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی بوده و درخصوص هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی انجام نشده است.

---

1. Crowding Out
2. Kormilitsina, A. & Zubairy, S.
3. Cantore, et al.
4. Leith, et al.

تاکنون در مطالعات داخلی، نقش عادات عمیق و لحاظ آن در معادلات اقتصادی برای ایران انجام نشده است. مطالعاتی که عادات و شکل‌گیری آن را در نظر گرفته‌اند از عادات سطحی و برای سطح مصرف کل استفاده کرده‌اند و هیچ مطالعه‌ای درخصوص نقش مهم عادات عمیق در سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی صورت نگرفته است. در ادامه به چند نمونه از مطالعاتی که از عادات سطحی و شکل‌گیری آن در مدل‌های خود استفاده کرده‌اند اشاره می‌شود.

فخرحسینی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی پویایی ادوار تجاری و پاسخ‌های آنی مصرف و فراغت به شوک تکنولوژی با لحاظ شکل‌گیری عادات مصرفی سطحی با استفاده از یک الگوی DSGE پرداخته است. البته در الگوی به‌کار رفته توسط ایشان از لحاظ کردن بخش پولی و دولت صرفنظر شده است. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد وجود پارامترهای عادات مصرفی و فراغت در مدل موجب خواهد شد که تکانه تکنولوژی، تولید، مصرف و سرمایه و همچنین عرضه نیروی کار را افزایش دهد. به پیشنهاد این مطالعه، بهتر است در سیاست‌گذاری‌ها، عادات مصرفی مردم مورد توجه قرار گیرد، چراکه شکل‌گیری عادات، کاهش اثر سیاست‌ها را به دنبال دارد.

مرزبان و دیگران (۱۳۹۵) و همتی و توکلیان (۱۳۹۷) شکل‌گیری عادت سطحی را در تابع مطلوبیت مدل خود گنجانده‌اند، اما اهداف دیگری را در مطالعه مدل‌های DSGE دنبال کرده‌اند. بنابراین هیچ مطالعه‌ای در داخل درخصوص عادات عمیق و یا لحاظ آن در مدل‌های DSGE انجام نشده است.

مزیت اول مطالعه حاضر در مقایسه با مطالعات خارجی این است که در این مطالعه منحنی فیلیپس نئو کینزی تلفیقی با الگوی کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) به عنوان یکی از الگوهای جدید چسبندگی قیمت که نسبت به دیگر الگوها نزدیکی بیشتری به واقعیات اقتصادی دارد، استفاده شده است، زیرا حساسیت چسبندگی قیمت در مدل با عادات عمیق از نظر تاثیر همزمانی که در زمان اعمال شوک اقتصادی بر متغیرهای کلیدی دارند، بسیار بالا بوده و انتخاب الگویی که به واقعیات اقتصادی نزدیک‌تر است، نتایج واقعی‌تری به دنبال خواهد داشت.

مزیت دوم مطالعه حاضر، لحاظ ماندگاری عادات عمیق به عنوان نیروی محرکه جدید در منحنی فیلیپس است که خود در برایند تاثیر بر تورم در منحنی فیلیپس با وقوع شوک-های اقتصادی موثر است.

مزیت دیگر این مطالعه، بهره‌گیری از رویکرد تغییر رژیمی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE-MS)[1] به عنوان ابزاری مناسب‌تر برای بررسی آثار شوک‌های پولی و مالی با لحاظ عادات عمیق مصرفی در اقتصاد ایران است، چرا که اقتصاد ایران طی چند دهه گذشته شاهد تغییرات رژیمی وسیعی در سطح کلان اقتصادی بوده و طبیعتا واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های سیاستی، متاثر از این انتظارات تغییرات رژیمی و تغییرات در پارامترهای ساختاری هستند که مدل‌های متعارف DSGE در لحاظ این تغییرات رژیمی ضعیف عمل می‌کنند.

۳. مدل

چارچوب تئوریک مطالعه حاضر بر پایه مطالعات راون و همکاران (۲۰۰۶) و الهام از مطالعاتی که در پیشینه پژوهش به آن‌ها اشاره شد، است. همچنین سعی شده است طراحی مدل براساس مشخصه‌های اصلی اقتصاد ایران نظیر بخش نفت و وابستگی بانک مرکزی به دولت صورت گیرد. مدل با استفاده از رهیافت DSGE-MS حل خواهد شد. خانوارها از مصرف هر دو کالای خصوصی و عمومی مطلوبیت کسب کرده و ترجیحاتی با لحاظ عادات عمیق دارند. چشم و هم‌چشمی بر مصرف تک‌تک کالاها $(X_t^c)^J$ توام با شکل‌گیری و ماندگاری عادت در مصرف دوره‌های گذشته ویژگی این ترجیحات است. این عادات عمیق همچنین در مصرف بخش عمومی نیز لحاظ می‌شود. بنگاه‌ها تحت رقابت انحصاری رفتار کرده و نیروی کار و سرمایه را از خانوارها اجاره کرده و در فرآیند تولید به‌کار می‌گیرند.

۳-۱. خانوار

اقتصاد شامل زنجیره‌ای از خانوارها با عمر نامحدود است که هر خانوار J برای مصرف ترکیبی از کالاهای مختلف با لحاظ عادات عمیق ترجیحاتی دارد. ترکیب مصرفی خانوار

1. Markov. Switching DSGE model (MS-DSGE)

j با لحاظ عادات عمیق طبق روش راون و دیگران[1] (۲۰۰۶) به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$(X^c{}_t)^j = [\int_0^1 \left(c^j_{i.t} - \theta^c s^c{}_{i.t-1}\right)^{1-\frac{1}{e^p_t \eta}} di]^{\frac{1}{1-\frac{1}{e^p_t \eta}}} \quad (۱)$$

که در آن $(X^c_t)^J$ ترکیب کالاهای مصرفی شامل عادات عمیق، $\theta^c \epsilon (0.1)$ درجه شکل‌گیری عادت عمیق[2]، e^p_t شوک قیمت مارک‌آپ، η کشش جانشینی بین دوره‌ای و $s_{i.t-1}$ انباشت عادت[3] در مصرف کالای i است. عبارت $s^c{}_{i.t-1}$ طبق رابطه (۲) در طول زمان تکامل می‌یابد.

$$s^c{}_{i.t} = \varrho^c s^c{}_{i.t-1} + (1-\varrho^c) c_{i.t} \quad (۲)$$

که در آن $\varrho^c \epsilon (0.1)$ ماندگاری انباشت عادت را نشان می‌دهد. همچنین e^p_t شوک مارک‌آپ است که از یک فرآیند رگرسیونی مرتبه اول به صورت رابطه (۳) پیروی می کند.

$$log e^p_t = \rho_{e^p} log e^p_{t-1} + \varepsilon^{e^p}_t \quad (۳)$$

سطح بهینه تقاضای کالای مصرفی i برای خانوار j؛ یعنی $(c^j{}_{i.t})$ از حداقل‌سازی مخارج کل مصرف‌کننده با توجه به رابطه (۱) به دست می‌آید (رابطه (۴)):

$$\min_{c^j{}_{i.t}} \left(\int_0^1 P_{i.t} c^j{}_{i.t} di \right) \quad (۴)$$

1. Ravn, et al.
2. Degree of deep habit formation
3. Stock of habit

$$st: (X_t)^j = [\int_0^1 \left(c_{i.t}^j - \theta^c s_{i.t-1}\right)^{1-\frac{1}{e_t^p \eta}} di]^{\frac{1}{1-\frac{1}{e_t^p \eta}}}$$

$$\Rightarrow c_{i.t}^j = (\frac{P_{i.t}}{P_t})^{-e_t^p \eta} (X_t)^j + \theta^c s^c{}_{i.t-1}$$

در رابطه (۴)، $P_{i.t}$ قیمت کالای i و P_t شاخص کل قیمت است. با ضرب رابطه (۴) در $P_{i.t}$ و انتگرال‌گیری روی i، کل مخارج مصرفی حقیقی خانوار به صورت رابطه (۵) به دست می‌آید.

$$C^j{}_t = X^j{}_t + \theta^c \int \frac{p_{it}}{p_t} s^c{}_{i.t-1} di \qquad (۵)$$

به پیروی از کانتوره و همکاران[1] (۲۰۱۴) ویژگی شکل‌گیری عادت در سبد سرمایه‌گذاری لحاظ نمی‌شود. بنابراین، تابع تقاضای سرمایه‌گذاری خصوصی برای کالای i به صورت رابطه (۶) خواهد بود.

$$I_{it} = (\frac{P_{it}}{P_t})^{-e_t^p \eta} I_t \qquad (۶)$$

یکی از ویژگی‌های بارز عادات عمیق، وجود دو جمله در تقاضای مصرفی (رابطه (۴)) است که بنگاه با آن روبه‌رو است؛ جمله اول، شامل کشش قیمتی بوده و جمله دوم کاملا بدون کشش است که تنها به معرفی عادت در مصرف کالای i می‌پردازد. در کل، کشش قیمتی تقاضا کالای i، متوسط وزنی کشش‌های دو جمله؛ یعنی $e_t^p \eta$ و 0 است. با افزایش تقاضای کل مصرفی $(X_t)^j$، وزن جمله شامل کشش قیمتی در تقاضای کالای i بیشتر شده و در نتیجه کشش قیمتی افزایش می‌یابد. راون و دیگران (۲۰۰۶) این اثر را با عنوان «اثر کشش قیمتی عادات عمیق»[2] معرفی می‌کنند. تحت عادات عمیق، افزایش تقاضای کل به دلیل همین اثر، منجر به افزایش کشش قیمتی کالای i شده و با توجه به اینکه

1. Cantore, et al.
2. Price Elasticity Effect

قیمت‌گذاری مارک‌آپ به صورت معکوس با کشش قیمتی ارتباط دارد، قیمت مارک‌آپ کاهش می‌یابد. بنابراین، به نظر راون و دیگران (۲۰۰۶)، این ویژگی، اثر مخالف چرخه‌ای مارک‌آپ را حتی در شرایط عدم وجود چسبندگی قیمت (و یا عدم لحاظ آن) تایید می‌کند. لحاظ این ویژگی از شکل‌گیری عادات عمیق در مدل‌های DSGE و به خصوص برای اقتصادی نظیر ایران بسیار حائز اهمیت است. این در حالی است که در عادات سطحی که در بیشتر مطالعات از آن استفاده شده است، تابع تقاضای کالای i که بنگاه با آن روبه‌رو است، تنها شامل یک جمله به صورت $c_{i.t}^{j} = (\frac{P_{i.t}}{P_t})^{-\eta}(X_t)^j$ است که در آن کشش قیمتی یک عدد ثابت بوده و به سطح تقاضای کل وابسته نیست.

راون و همکاران (۲۰۰۶) نشان داده‌اند افزایش تقاضایی که از شوک‌هایی نظیر شوک مخارج دولت، شوک بهره‌وری و شوک ترجیحات ناشی می‌شود با کاهش قیمت‌گذاری مارک‌آپ همراه می‌شود.

با فرض اینکه هدف خانوار نمونه، حداکثر کردن ارزش انتظاری مجموع تعدیل شده مطلوبیت بین دوره‌ای خود است، تابع مطلوبیتی که خانوار با آن روبه‌رو خواهد شد، تابعی از مصرف، فراغت و مانده حقیقی پول به صورت رابطه (۷) خواهد بود.

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} e_t^B \beta^t [\frac{(X_t^j)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{(L_t^j)^{1-\rho}}{1-\rho} + \frac{(\frac{M_t^j}{P_t})^{1-b}}{1-b}] \qquad (۷)$$

که در آن، E_0 عامل انتظارات، e_t^B شوک ترجیحات، β عامل تنزیل ذهنی خانوار، ρ، σ و b عکس کشش بین دوره‌ای مصرف تعدیل شده با عادت، ساعات کار و مانده حقیقی پول است. همچنین X_t^{cj}، L_t^j و $\frac{M_t^j}{P_t}$ به ترتیب معرف مصرف بخش خصوصی با لحاظ عادات عمیق، مصرف بخش دولتی با لحاظ عادات عمیق، نیروی کار عرضه شده توسط خانوار و مانده حقیقی پول هستند.

شوک ترجیحات از یک فرآیند رگرسیون مرتبه اول به شکل رابطه (۸) پیروی می‌کند:

$$loge_t^B = \rho_{e^B} loge_{t-1}^B + \varepsilon_t^{e^B} \qquad (۸)$$

خانوار نمونه در هر دوره با داشتن M_{t-1} واحد پول و B_{t-1} واحد اوراق مشارکت و درآمدهای حاصل از آن‌ها و نیز عرضه L_t واحد نیروی کار و K_t واحد سرمایه به بنگاه‌های تولید کننده درآمد کسب کرده و صرف خرید کالاهای نهایی (C_t^j)، سرمایه‌گذاری (i_t) و نگهداری پول نقد (M_t) و خرید اوراق مشارکت (B_t) می‌کند. بنابراین، قید بودجه‌ای که خانوار با آن روبه‌روست به شکل رابطه (۹) خواهد بود.

$$C_t^j + i_t + \frac{M_t}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} + ta_t \leq \frac{W_t}{p_t} l_t + \frac{R_t^k}{p_t} k_{t-1} + \frac{M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_{t-1}}{p_t}\left(R_{t-1}^b\right) + \frac{D_t}{p_t} \qquad (۹)$$

D_t سود اسمی بنگاه‌های تولیدکننده که به خانوار می‌رسد، ta_t خالص مالیات‌ها، R_t^b اصل و بهره حاصل از نگهداری اوراق مشارکت، R_t^k نرخ اجاره سرمایه است. با جایگزینی رابطه (۵) به جای C_t^j، قید بودجه به صورت رابطه (۱۰) و معادله انباشت سرمایه به صورت رابطه (۱۱) خواهد بود.

$$X^{c.j}{}_t + \theta^c \int \frac{p_{it}}{p_t} s^c{}_{i.t-1} di + i_t + \frac{M_t}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} + ta_t \leq \frac{W_t}{p_t} l_t + \frac{R_t^k}{p_t} k_{t-1} + \frac{M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_{t-1}}{p_t}\left(R_{t-1}^b\right) + \frac{D_t}{p_t} \qquad (۱۰)$$

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t \qquad (۱۱)$$

با حداکثرسازی مطلوبیت خانوار نسبت به رابطه‌های (۱۰) و (۱۱)، شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی خانوار به صورت رابطه‌های (۱۲)، (۱۳)، (۱۴۹ و (۱۵) به ترتیب با تعاریف عرضه

نیروی کار، تقاضای تراز حقیقی پول، معادله اولر[1] مصرف و رابطه بین نرخ اجاره سرمایه و بازدهی اسمی اوراق مشارکت به دست می‌آید.

$$L_t^j = (X_t^{cj})^{-\frac{\sigma_c}{\sigma_L}} (\frac{W_t}{P_t})^{\frac{1}{\sigma_L}} \quad (۱۲)$$

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\sigma_M} = \left(X_t^{cj}\right)^{-\sigma_c} \left(1 - \frac{1}{R_t^b}\right) \quad (۱۳)$$

$$\beta E_t \left[\frac{e_{t+1}^{\beta}}{e_t^{\beta}} \left(\frac{X_{t+1}^{cj}}{X^{cj}t}\right)^{(-\sigma_c)} R_t^b \frac{1}{\pi_{t+1}}\right] = 1 \quad (۱۴)$$

$$E_t R_{t+1}^K = \frac{R_t^b}{E_t \pi_{t+1}} - 1 + \delta \quad (۱۵)$$

۲-۳. تابع تقاضای مخارج دولت

مطابق مطالعات راون و همکاران (۲۰۱۲) عادات عمیق در مصرف بخش عمومی با هدف بررسی انتقال شوک مخارج دولت در مدل لحاظ می‌شود. از نظر تئوریک، ورود عادات عمیق در بخش دولت کاملا شبیه بخش خصوصی است. به این معنی که تقاضایی که بنگاه اقتصادی از بخش عمومی با آن روبه‌رو می‌شود، تابعی از پارامترهای عادات عمیق است. همچنینمصرف بخش عمومی از طریق ورود در تابع مطلوبیت به صورت جداگانه و مستقل از مصرف بخش خصوصی بر پویایی‌های مدل تاثیر می‌گذارد. شکل‌گیری عادات عمیق (کالا به کالا) در مصرف بخش عمومی به این صورت تفسیر می‌شود که خانوارها به تامین کالاها و خدمات دولتی در یک استان یا ایالت نسبت به استان یا ایالت دیگر اهمیت می‌دهند. به عبارت دیگر، تامین خدمات دولتی در یک استان، رغبت دسترسی به این خدمات

1. Euler Equation

را در بین خانوارهای دیگر استان‌ها ایجاد می‌کند. در واقع این مهم باید مدنظر قرار گیرد که خانوارها به سطح هزینه‌کرد دولت درخصوص کالاهای مختلف و نوع کالاها اهمیت می‌دهند و این موضوع در مطلوبیت آن‌ها موثر است. دولت در معاملات خود برای خرید کالاها تمایل به ادامه خریدها از فروشندگان قبلی دارد و به این ترتیب عادات عمیق در مصرف بخش عمومی ظاهر می‌شود.

براساس مطالعات راون و همکاران (۲۰۰۶)، دولت برای خرید کالاهای مختلف از بنگاه‌ها در بازار انحصاری، هزینه‌ای معادل $p_t G_t$ می‌پردازد و سعی می‌کند با قید بودجه $\int_0^1 p_i G_{it} \leq p_t G_t$ مقدار کالای مرکب با لحاظ عادات عمیق را که به صورت رابطه (۱۶) تعریف می‌شود، حداکثر کند.

$$X_t^g = [\int_0^1 (G_{it} - \theta^g s_{i.t-1}^g)^{1-\frac{1}{e_t^p \eta}} di]^{\frac{1}{1-\frac{1}{e_t^p \eta}}} \qquad (۱۶)$$

که در آن θ^g درجه تشکیل عادت عمیق در هزینه کرد دولت و $s_{i.t-1}^g$ انباشت عادت کالای i است که به صورت رابطه (۱۷) پویایی آن نشان داده می‌شود.

$$s^g{}_{i.t} = \varrho^g s^g{}_{i.t-1} + (1 - \varrho^g) G_{i.t} \qquad (۱۷)$$

که در آن ϱ^g درجه ماندگاری عادت در مصرف بخش عمومی است. نتیجه این مساله بهینه‌سازی تابع تقاضای مصرف بخش عمومی به صورت رابطه (۱۸) است.

$$G_{i.t} = (\frac{P_{it}}{P_t})^{-e_t^p \eta} X_t^g + \theta^c S_{i.t-1}^g \qquad (۱۸)$$

علاوه بر این، کل مخارج دولت؛ یعنی G_t به صورت برون‌زا و براساس فرآیند بودجه ریزی به شکل تکاملی رابطه (۱۹) تعیین می‌شود.

$$logG_t = \rho_g logG_{t-1} + (1 - \rho_g) log\bar{G} + \varepsilon_t^g \qquad (۱۹)$$

دولت این مخارج تعیین شده را از طریق منابع مختلف نظیر مالیات τ_t، انتشار اوراق مشارکت $\hat{b}_t$ و فروش نفت تامین می‌کند. در صورتی که با کسری بودجه مواجه شود از طریق استقراض از بانک مرکزی و یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی اقدام به جبران این کسری می‌کند که به معنی غلبه مالی دولت است. همچنین فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به دولت در پایه پولی به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع آن منعکس می‌شود. بنابراین، آنچه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی لحاظ شده است، شامل درآمدهای نفتی و بدهی‌های دولت نزد بانک مرکزی یا برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی است. بر این اساس، مطابق مطالعات کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) قید بودجه حقیقی که دولت با آن مواجه است به صورت رابطه (۲۰) بوده و در آن فرض می‌شود مالیات تابعی از درآمد ملی به صورت رابطه (۲۱) است.

$$g_t + \frac{R_t^b}{\pi_t} b_{t-1} = \tau_t + m_t - \frac{1}{\pi_t} m_{t-1} + \hat{b}_t \qquad (۲۰)$$

$$log\tau_t = \rho_t log y_t + e_t^t \qquad (۲۱)$$

۳-۳. بخش نفت

با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، وارد کردن بخش نفت در مدل با هدف نزدیکی نتایج به شواهد دنیای واقعی اهمیت شایانی دارد. همچنین با توجه به تعیین قیمت نفت به صورت جهانی به پیروی از صیادی و همکاران (۱۳۹۵)، درآمدهای نفتی از یک فرآیند برون‌زای خودرگرسیونی مرتبه اول به صورت رابطه (۲۲) پیروی می‌کند که معادل ارزش ریالی آن به اقتصاد وارد شده و به مصرف کالاها می‌رسد.

$$log(oil_t) = (1 - \rho_{oil}) \log(oli_t) + \rho_{oil} \log(oil_{t-1}) + e^{oil}{}_t \qquad (۲۲)$$

که در آن e_t^{oil} شوک نفتی است و وقوع آن بر تغیرات درآمد صادراتی ناشی از فروش نفت و در نتیجه متغیرهای کلان اقتصادی موثر خواهد بود.

۳-٤. بنگاه تولیدکننده

کالاهای مختلف در فضای رقابت انحصاری توسط بنگاه‌های مختلف تولید می‌شوند. مطابق تابع تقاضای کالای i که بنگاه در هر دو بخش خصوصی و عمومی با آن روبه‌روست به صورت رابطه‌های (۴) و (۱۸) است.

$$c_{i.t}^{j} = \left(\frac{P_{it}}{P_t}\right)^{-e_t^p \eta} (X_t{}^c)^j + \theta^c s_{it-1} \qquad (۴)$$

$$G_{i.t} = \left(\frac{P_{i.t}}{P_t}\right)^{-e_t^p \eta} X_t^g + \theta^g S_{i.t-1}^g \qquad (۱۸)$$

تولیدکننده کالای i از ترکیب نیروی کار (L_{it}) و سرمایه (K_{it}) استفاده کرده و کالای i را تولید می‌کند. تابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس به صورت رابطه (۲۳) است.

$$y_{it}^p = A_t (k_{it})^{\alpha} (l_{it})^{1-\alpha} - \phi \qquad (۲۳)$$

که در آن $y_{i.t}$ مقدار تولید کالای i و ϕ معرف هزینه ثابت بنگاه تولیدی و α سهم سرمایه در تولید تعریف می‌شود. A_t بیانگر سطح بهره‌وری است که در میان بنگاه‌ها مشترک است و از یک فرآیند رگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند که در آن ε_t^A بیانگر شوک بهره‌وری است (رابطه (۲۴)).

$$log A_t = \rho_A log A_{t-1} + \varepsilon_t^A \qquad (۲۴)$$

از طریق حداقل کردن هزینه به شرط تابع تولید کاب داگلاس، مشتق‌گیری تابع لاگرانژی و به دست آوردن شروط مرتبه اول، هزینه نهایی تولید و نیز تابع تقاضای نیروی کاربه صورت رابطه‌های (۲۵) و (۲۶) به دست خواهد آمد.

$$mc_t = \frac{1}{A_t}\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}(w_t)^{1-\alpha}\left(R_t^k\right)^{\alpha} \qquad (۲۵)$$

$$l_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} w_t^{-1} R_t^k k_{t-1} \qquad (۲۶)$$

۳-٤-۱. استخراج منحنی فیلیپس کینزی تلفیقی کریستیانو-ایچنبایوم-ایونز[1](۲۰۰۵) با لحاظ عادات عمیق مصرفی و ماندگاری آن

این مطالعه در تلاش است تا با در نظر گرفتن هم زمان تابع تقاضای بخش خصوصی و دولتی به عنوان قیود اضافه شده در فرآیند حداکثرسازی سود بنگاه‌ها و نیز لحاظ ماندگاری در انباشت عادات عمیق، منحنی فیلیپس کینزی تلفیقی به روش کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) مناسب مدل تعادل عمومی تعریف شده در مطالعه حاضر استخراج شود. ویژگی منحصربه‌فرد منحنی فیلیپس تلفیقی استخراج شده با لحاظ عادات عمیق، اضافه شدن عواملی نظیر مصرف جاری و انتظاری بخش خصوصی و دولتی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، انباشت عادت در مصرف کالا به کالای بخش خصوصی و دولتی و نیز سود انتظاری متاثر از فروش جاری بنگاه تولیدی و سود انتظاری ناشی از انباشتگی عادات مصرفی و تاثیر آن‌ها بر پویایی‌های تورم است. این عوامل با توجه به تاثیری که بر تصمیم‌گیری قیمت جاری بنگاه می‌گذارند به خودی خود ایجاد نوعی از چسبندگی اسمی منحنی فیلیپس می‌کنند که بر مسیر اعمال سیاست پولی بی تاثیر نخواهد بود.

هدف بنگاه تولیدی این است که با انتخاب مناسب نیروی کار و سرمایه، قیمت را طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود. در این فرآیند بر خلاف مطالعات قبلی انجام شده نظیر راون و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۱۲)، لوبیک و تئو (۲۰۱۱) و ژاکوب (۲۰۱۱) که برای استخراج منحنی فیلیپس نئو کینزی از چسبندگی قیمت روتنبرگ (۱۹۸۲) استفاده شده از روش کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) بهره گرفته شده است. مزیت اصلی این روش نسبت به قاعده معروف کالوو (۱۹۸۳) آن است که قیمت بنگاه‌هایی که قادر به تعیین قیمت خود از طریق حداکثرسازی تابع سود نیستند و قیمت‌های ثابتی ندارند، براساس نرخ تورم دوره گذشته به صورت $P_t^i = \pi_{t-1} P_{t-1}^i$ تغییر می‌کند. به عبارت دیگر، مطابق این روش، سطح عمومی قیمت‌ها در طول زمان حداقل به میزان تورم دوره قبل تغییر می‌کند. به نظر می‌رسد منحنی استخراج شده توسط این روش به دلیل ویژگی ذکر شده به داده‌ها و

1. Christiano, et al.

واقعیات اقتصاد به خصوص اقتصاد ایران نزدیک‌تر باشد و نتایج حاصله از ترکیب آن با عادات عمیق قابل اعتمادتر خواهند بود.

از حداکثرسازی تابع سود به صورت رابطه (۲۷) با توجه به قیود توابع تقاضای توام با عادات عمیق در رابطه‌های (۴) و (۱۸) و نیز تابع تقاضای سرمایه‌گذاری در رابطه (۶)، توابع ماندگاری در انباشتگی عادات عمیق در رابطه‌های (۲) و (۱۷) به صورت مشتق‌گیری از تابع لاگرانژی نسبت به s_{it}^{c}، s_{it}^{g} و p_{it}، منحنی فیلیپس کینزی تلفیقی با عادات عمیق حاصل می‌شود.

مطابق روش کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵)، بنگاه‌هایی که قادرند قیمت بهینه خود را تعیین کنند، اگر در s دروه بعد نتوانند به صورت بهینه قیمت‌های خود را تعیین کنند با استفاده از تورم دوره گذشته، قیمت‌های قبلی را تعدیل می‌کنند. بنابراین حداکثرسازی تابع سود به صورت رابطه (۲۷) خواهد بود.

$$\text{Max } E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\omega\beta)^s \Delta_{s,t+s} \left\{ \frac{P_{t+s}(i)}{P_{t+s}} [C_{it+s} + G_{it+s} + I_{it+s}] - mc_{t+s}[C_{it+s} + G_{it+s} + I_{it+s}] \right\}$$

$$s.t.\, C_{it+s} = \left(\frac{P_{it+s}}{P_{t+s}}\right)^{-e_t^p \eta} x_{t+s}^{c} + \theta^{c} s_{it+s-1}^{c}$$

$$G_{it+s} = \left(\frac{P_{it+s}}{P_{t+s}}\right)^{-e_t^p \eta} x_{t+s}^{g} + \theta^{g} s_{it+s-1}^{g} \qquad (۲۷)$$

$$I_{it+s} = \left(\frac{P_{it+s}}{P_{t+s}}\right)^{-e_t^p \eta} I_{t+s}$$

$$S_{it+s}^{c} = \varrho^{c} S_{it+s-1}^{c} + (1-\varrho^{c}) C_{it+s}$$

$$S_{it+s}^{g} = \varrho^{g} S_{it+s-1}^{g} + (1-\varrho^{c}) G_{it+s}$$

در تابع حداکثرسازی ارائه شده در رابطه (۲۷)، $\Delta_{t.t+1}=\frac{e_{t+1}^{\beta}}{e_t^{\beta}}(\frac{X_{t+1}^{c}}{X^{c}t})^{(-\sigma_c)}$ به صورت مطلوبیت نهایی دو دوره متوالی تعریف می‌شود. همچنین ارتباط بین قیمت جاری و قیمت S دوره بعد به شکل رابطه (۲۸) خواهد بود.

$$P_{t+s}^{i}=\prod_{k=0}^{s-1}\pi_{t+k}P_t^i \qquad (۲۸)$$

که درآن $\prod_{k=0}^{s-1}\pi_{t+k}=\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}}$ است. با جایگذاری رابطه (۲۵) در تابع حداکثرسازی سود (رابطه (۲۷))، تابع لاگرانژ مربوطه به دست می‌آید. همچنین بر اساس شروط مرتبه اول تابع لاگرانژ و به پیروی از راون و همکاران (۲۰۰۶)، مقدار تعادلی مارک‌آپ قیمت با لحاظ عادات عمیق به صورت رابطه (۲۹) به دست می‌آید.

$$\omega\beta\theta^c(1-\overline{mc})+\omega\beta\big(\varrho^c+\theta^c(1-\varrho^c)\big)\lambda^c=\lambda^c$$

$$\Rightarrow\big(1-\omega\beta\varrho^c-\omega\beta\theta^c(1-\varrho^c)\big)\lambda^c=\ \omega\beta\theta^c(1-\overline{mc})$$

$$\Rightarrow\lambda^c=\frac{\omega\beta\theta^c(1-\overline{mc})}{\big(1-\omega\beta\varrho^c-\omega\beta\theta^c(1-\varrho^c)\big)}$$

$$\lambda^g=\frac{\omega\beta\theta^g(1-\overline{mc})}{\big(1-\omega\beta\varrho^g-\omega\beta\theta^g(1-\varrho^g)\big)} \qquad (۲۹)$$

$$\begin{aligned}\Big(1-\eta(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})+(\theta^c\bar{S}^c+\theta^g\bar{\theta}^g)\Big)&\\+\eta\overline{mc}(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})\eta(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c&\\+(1-\varrho^g)\bar{x}^g\lambda^g=0&\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Rightarrow\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I}&\\=\eta(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})&\\+\eta[(1-\varrho^c)(1-\theta^c)\bar{C}\lambda^c&\\+(1-\varrho^g)(1-\theta^g)\bar{G}\lambda^g]&\\-\eta\overline{mc}(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})-\theta^c\bar{C}-\theta^g\bar{G}&\end{aligned}$$

$$\frac{\bar{C}+\bar{G}+\bar{I}}{\eta} = (1-\overline{mc})(\bar{x}^c + \bar{x}^g + \bar{I}) + (1-\varrho^c)(1-\theta^c)\bar{C}\frac{\omega\beta\theta^c(1-\overline{mc})}{(1-\omega\beta\varrho^c-\omega\beta\theta^c(1-\varrho^c))} + (1-\varrho^g)(1-\theta^g)\bar{G}\frac{\omega\beta\theta^g(1-\overline{mc})}{(1-\omega\beta\varrho^g-\omega\beta\theta^g(1-\varrho^g))}$$

با تعریف $S_g = \frac{\bar{G}}{\bar{C}+\bar{G}+\bar{I}}$ و $S_c = \frac{\bar{C}}{\bar{C}+\bar{G}+\bar{I}}$ و $S_I = \frac{\bar{I}}{\bar{C}+\bar{G}+\bar{I}}$ رابطه (۳۰) را خواهیم داشت.

$$\frac{1}{\eta} = (1-\overline{mc})\left[S_I + S_c\frac{\omega\beta\theta^c(1-\varrho^c)}{\left(1-\omega\beta\varrho^c-\omega\beta\theta^c(1-\varrho^c)\right)}(1-\theta^c) + S_g\frac{\omega\beta\theta^g(1-\varrho^g)}{\left(1-\omega\beta\varrho^g-\omega\beta\theta^g(1-\varrho^g)\right)}(1-\theta^g)\right] \quad (۳۰)$$

همانطور که راون و همکاران (۲۰۰۴a) اشاره می‌کند در تعادل متقارن، قیمت نسبی هر نوعی از کالاهای سبد مصرفی توام با عادت عمیق، برابر یک است. بنابراین در ارتباط بین هزینه نهایی و مارک‌آپ قیمت $\mu_{it} = \frac{\frac{P_{it}}{P_t}}{\frac{MC_t}{P_t}} \Longrightarrow \mu_t = \frac{1}{mc_t}$ را خواهیم داشت. در نتیجه رابطه بین مارک‌آپ و هزینه نهایی در رابطه (۳۰) به صورت رابطه (۳۱) خواهد بود.

$$\Rightarrow \frac{1}{\eta} = \left(1-\frac{1}{\mu}\right)\left[S_I + S_C\frac{1-\omega\beta\varrho^C}{\left(1-\omega\beta\varrho^c-\omega\beta\theta^c(1-\varrho^c)\right)}(1-\theta^c) + S_g\frac{1-\omega\beta\varrho^g}{\left(1-\omega\beta\varrho^g-\omega\beta\theta^g(1-\varrho^g)\right)}(1-\theta^g)\right] \quad (۳۱)$$

و با تعریف m به صورت رابطه (۳۲) خواهیم داشت: $\mu = \frac{\eta_m}{\eta_{m-1}}$ که در حالت بدون عادات عمیق با رابطه $\mu = \frac{\eta}{n-1}$ تعریف می‌شود.

$$m = S_I + S_C \frac{1-\omega\beta\varrho^C}{\left(1-\omega\beta\varrho^c-\omega\beta\theta^c(1-\varrho^c)\right)}(1-\theta^c) + S_g \frac{1-\omega\beta\varrho^g}{\left(1-\omega\beta\varrho^g-\omega\beta\theta^g(1-\varrho^g)\right)}(1-\theta^g) \quad (۳۲)$$

همانطور که از رابطه (۳۲) مشخص است، نقطه تمایز آن با رابطه به دست آمده در راون (۲۰۰۴a)، وجود پارامتر درجه چسبندگی قیمت ω است که مقدار تعادلی هزینه نهایی و متقابلا مارک‌آپ را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در ادامه، با لگاریتم خطی کردن شروط مرتبه اول تابع لاگرانژ، منحنی فیلیپس تلفیقی با لحاظ عادات عمیق مصرفی به صورت رابطه (۳۳) استخراج می‌شود.[۱]

همانطور که از منحنی استخراج شده (۳۳) مشخص است، نیرو محرکه‌های جدیدی نظیر مصرف جاری و انتظاری توام با عادات عمیق بخش خصوصی $\hat{x}_t^c$ $\hat{x}_{t+1}^c$ و، مصرف جاری و انتظاری توام با عادات عمیق بخش دولتی $\hat{x}_t^g$ و $\hat{x}_{t+1}^g$، سرمایه‌گذاری جاری و انتظاری $\hat{I}_t$ و $\hat{I}_{t+1}$، هزینه نهایی انتظاری $\widehat{mc}_{t+1}$، انباشتگی عادات عمیق در دوره جاری و گذشته $\hat{S}_t^c$، و $\hat{S}_{t+1}^c$ و ارزش نهایی انباشتگی عادات عمیق بخش خصوصی و عمومی λ_t^c و λ_t^g به منحنی فیلیپس اضافه شده‌اند که در مجموع می‌توانند بر تاثیری که شوک‌های اقتصادی بر مارک‌آپ و تورم خواهند گذاشت موثر باشند و نتایج مطالعات قبلی را تحت تاثیر قرار دهند.

۱. به دلیل طولانی بودن فرآیند استخراج معادلات و محدودیت تعداد صفحات مقاله، جزئیات نحوه لگاریتم خطی‌سازی و استخراج منحنی فیلیپس تلفیقی با لحاظ عادات عمیق در صورت درخواست در اختیار قرار خواهد گرفت.

$$
\begin{aligned}
&\left[\frac{\omega(\eta+1)}{(1-\omega)(1-\omega\beta)}\{(\eta-1)(\bar{C}+\bar{G}+\bar{I})-\eta(\theta^c\bar{C}+\theta^g\bar{G})\}\right.\\
&\quad-\frac{\omega}{(1-\omega)}\frac{\eta}{(1-\omega\beta)}\{(\eta-1)(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})\}\\
&\quad+\omega\beta\{(\eta-1)(\bar{C}+\bar{G}+\bar{I})-\eta(\theta^c\bar{C}+\theta^g\bar{G})\}\\
&\quad+\omega\beta\eta^2\{\overline{mc}(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})-[(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c+(1-\varrho^g)\bar{x}^g\lambda^g]\}\\
&\quad-\omega\beta\eta\{(\eta-1)(\bar{C}+\bar{G}+\bar{I})\}\\
&\quad+\eta\left[(1-\varrho^c)\bar{x}^c\left(\omega\beta\theta^c+\frac{\omega\beta\theta^c}{1-\omega\beta}\right)\right.\\
&\quad\left.+(1-\varrho^g)\bar{x}^g\left(\omega\beta\theta^g+\frac{\omega\beta\theta^g}{1-\omega\beta}\right)\right]\Bigg]\hat{\pi}_t\\
&=\left[\frac{\omega(\eta+1)}{(1-\omega)(1-\omega\beta)}\{(\eta-1)(\bar{C}+\bar{G}+\bar{I})-\eta(\theta^c\bar{C}+\theta^g\bar{G})\}\right.\\
&\quad-\frac{\eta\omega}{(1-\omega)(1-\omega\beta)}\{(\eta-1)(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})\}\\
&\quad\left.+\frac{\omega\beta\eta}{1-\omega\beta}[(1-\varrho^c)\bar{x}^c\theta^c+(1-\varrho^g)\bar{x}^g\theta^g]\right]\hat{\pi}_{t-1}\\
&\quad+[\omega\beta\{(\eta-1)(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})-\eta(\theta^c\bar{C}+\theta^g\bar{G})\}\\
&\quad+\omega\beta\eta^2\{\overline{mc}(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})-[(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c+(1-\varrho^g)\bar{x}^g\lambda^g]\}\\
&\quad-\eta\omega\beta\{(\eta-1)(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})\\
&\quad+\eta\omega\beta[\bar{x}^c(1-\varrho^c)\theta^c+\bar{x}^g(1-\varrho^g)\theta^g]\}]\hat{\pi}_{t+1}\\
&\quad+[\sigma\{(\eta-1)(\bar{C}+\bar{G}+\bar{I})-\eta(\theta^c\bar{C}+\theta^g\bar{G})\}\\
&\quad-\sigma\{\eta\overline{mc}(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})-\eta[(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c+(1-\varrho^g)\bar{x}^g\lambda^g]\}\\
&\quad+\eta\overline{mc}\bar{x}^c-\eta(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c-(\eta-1)\bar{x}^c-\eta(1-\varrho^c)\sigma\bar{x}^c\lambda^c\\
&\quad-\eta(1-\varrho^g)\sigma\bar{x}^g\lambda^g]\hat{x}_t^c\\
&\quad+\left[\sigma\omega\{(\eta-1)(\bar{C}+\bar{G}+\bar{I})-\eta(\theta^c\bar{C}+\theta^g\bar{G})\}\right.\\
&\quad-\sigma\omega\beta\{\eta\overline{mc}(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})-\eta[(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c+(1-\varrho^g)\bar{x}^g\lambda^g]\}\\
&\quad+\eta\omega\beta\overline{mc}\bar{x}^c-\eta\omega\beta(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c-\omega\beta(\eta-1)\bar{x}^c\\
&\quad+\eta(1-\varrho^c)\bar{x}^c(\omega\beta\sigma)\{\theta^c(1-\overline{mc})+\left[\left(\varrho^c+\theta^c(1-\varrho^c)\right)-1\right]\lambda_t^c\}\\
&\quad+\eta\omega\beta\bar{x}^g\sigma(1-\varrho^g)\{\theta^c(1-\overline{mc})\\
&\quad\left.+\left[\left(\varrho^g+\theta^g(1-\varrho^g)\right)-1\right]\lambda_t^g\}\right]\hat{x}_{t+1}^c+(\eta\overline{mc}\bar{I}-(\eta-1)\bar{I})\hat{I}_t\\
&\quad+\omega\beta\bar{I}\left(\eta\overline{mc}-(\eta-1)\right)\hat{I}_{t+1}+\theta^c\bar{C}\hat{S}_{t+1}^c+\omega\beta\theta^c\bar{C}\hat{S}_t^c+\theta^g\bar{G}\hat{S}_{t+1}^g\\
&\quad+\omega\beta\theta^g\bar{G}\hat{S}_t^g+\bar{x}^g[\eta\overline{mc}-\eta(1-\varrho^g)\lambda^g-(\eta-1)]\hat{x}_t^g\\
&\quad+\omega\beta\bar{x}^g[\eta\overline{mc}-\eta(1-\varrho^g)\lambda^g-(\eta-1)]\hat{x}_{t+1}^g\\
&\quad+\eta(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})\overline{mc}\widehat{mc}_t\\
&\quad+[\eta\omega\beta\overline{mc}(\bar{x}^c+\bar{x}^g+\bar{I})+\eta(1-\varrho^c)\bar{x}^c\omega\beta\theta^c\overline{mc}\\
&\quad+\eta(1-\varrho^g)\bar{x}^g\omega\beta\theta^g\overline{mc}]\widehat{mc}_{t+1}\\
&\quad-\left[\omega\beta\eta(1-\varrho^c)\bar{x}^c\lambda^c-\omega\beta\lambda^c\left(1-\left(\varrho^c+\theta^c(1-\varrho^c)\right)\right)\right]\hat{\lambda}_{t+1}^c\\
&\quad-\left[\omega\beta\eta(1-\varrho^g)\bar{x}^g\lambda^g-\omega\beta\lambda^g\left(1-\left(\varrho^g+\theta^g(1-\varrho^g)\right)\right)\right]\hat{\lambda}_{t+1}^g
\end{aligned}
\qquad (۳۳)
$$

۳-٤-۲. منحنی فیلیپس تلفیقی در غیاب عادات عمیق

اگر رابطه (۳۳) را در غیاب عادات عمیق؛ یعنی در حالتی که $\theta^c = \theta^g = \varrho^c = \varrho^g$ بازنویسی کنیم، به دلیل اینکه $\bar{x}^c + \bar{x}^g + \bar{I} = \bar{C} + \bar{G} + \bar{I}$ خواهد شد، رابطه به صورت رابطه (۳۴) تبدیل می‌شود.

$$\begin{aligned}\left[\frac{\omega(\eta+1)}{(1-\omega)(1-\omega\beta)} - \frac{\omega\eta}{(1-\omega)(1-\omega\beta)} + \omega\beta + \omega\beta\eta\right. \\ \left. - \omega\beta\eta\right]\hat{\pi}_t \\ = \left[\frac{\omega(\eta+1)}{(1-\omega)(1-\omega\beta)}\right. \\ \left. - \frac{\omega\eta}{(1-\omega)(1-\omega\beta)}\right]\hat{\pi}_{t-1} \\ + [\omega\beta + \omega\beta\eta - \omega\beta\eta]\hat{\pi}_{t+1} + \widehat{mc}_t \\ + \omega\beta\widehat{mc}_{t+1}\end{aligned} \qquad (۳۴)$$

همچنین داریم $\widehat{mc}_{t+1} = \frac{\omega}{1-\omega}(\hat{\pi}_{t+1} - \hat{\pi}_t)$، بنابراین رابطه (۳۴) در نهایت به منحنی فیلیپس کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) تبدیل می‌شود (رابطه (۳۵)):

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}\hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega(1+\beta)}\widehat{\mathrm{mc}}_{\mathrm{t}} \qquad (۳۵)$$

از مقایسه منحنی (۳۳) و (۳۵) میزان تاثیرگذاری عادات عمیق در منحنی فیلیپس قابل مشاهده است.

۳-۵. رفتار بانک مرکزی

بانک مرکزی دو هدف حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی را دنبال می‌کند. در کنار آن، در صورت وقوع کسری بودجه دولت به حفظ توازن بودجه دولت نیز از طریق خلق پول کمک می‌کند. بر اساس شواهد تجربی درخصوص داده‌های اقتصادی ایران و

نیز مطابق با مطالعه کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) در ایران بهترین ابزار سیاست‌گذار پولی جهت رسیدن به اهداف خود، نرخ رشد حجم پول است. بنابراین، تابع عکس‌العمل سیاست گذار پولی به فرم لگاریتم خطی رابطه (۳۶) خواهد بود.

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} + \rho_\pi \hat{\pi}_t + \rho_y \hat{y}_t + \nu_t \qquad (۳۶)$$

در رابطه (۳۶) $\hat{m}_t$ رشد اسمی حجم پول بوده و به صورت رابطه (۳۷) بیان می‌شود:

$$\hat{m}_t = \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \pi_t \qquad (۳۷)$$

همچنین ρ_π و ρ_y پارامترهای مربوط به واکنش نرخ رشد حجم پول به شکاف تورم و تولید هستند و ν_t شوک سیاست پولی بوده و به صورت فرآیند رگرسیون مرتبه اول به شکل رابطه (۳۸) تعریف می‌شود.

$$\hat{v}_t = \rho_v \hat{v}_{t-1} + \sigma_v e_t^v \qquad (۳۸)$$

۳-٦. تسویه بازار

شرط برابری عرضه و تقاضای کل به صورت رابطه (۳۹) است.

$$y_t = c_t + I_t + g_t \qquad (۳۹)$$

یعنی مجموع کل تولیدات نفتی و غیر نفتی با مجموع مصرف، مخارج دولت، سرمایه-گذاری برابر خواهد بود. درآمد ملی (y_t) مجموع درآمد ناشی از تولید غیر نفتی (y_{it}^p) و درآمد نفتی oil_t است (رابطه (۴۰)).

$$y_t = y_t^p + oil_t \qquad (۴۰)$$

٤. حل و برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن

در این بخش از مطالعه حاضر پس از استخراج منحنی فیلیپس تلفیقی با وجود همزمان چسبندگی قیمت به روش کریستیانو و دیگران (۲۰۰۵) و عادات عمیق مصرفی در بخش خصوصی و دولتی به بررسی نقش آن در واکنش متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران به شوک‌های پولی و مالی در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تغییر رژیمی مارکوف[1] و روش حل مبتنی بر فرض متغیر بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف می‌پردازیم. دلیل انتخاب این نوع روش حل، این است که در اقتصادی نظیر ایران، پارامترهای تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی نظیر تولید و تورم، با نوسانات مرتبط با تغییرات رژیمی روبه‌رو هستند. بنابراین، لحاظ تغییرات رژیمی در پارامترها در مدل‌های DSGE می‌تواند نتایج بهتری را در مقایسه با مدل‌های با پارامتر ثابت به دست می‌دهد. کما اینکه در مطالعه کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) نیز نشان داده شده است که در تابع عکس‌العمل پولی، ضریب اهمیت اهداف کنترل تورم و تولید ثابت نبوده و رفتار سیاست‌گذار پولی در ایران در رژیم‌های مختلف یک رفتار صلاحدیدی است. با توجه به منحنی فیلیپس استخراج شده، نیرو محرکه‌های جدیدی بر مارک‌آپ و به تبع آن، تورم اضافه شده‌اند که برایند تاثیر تمامی نیروها با داده‌های اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

٤-١. روش حل

با شکل‌گیری انتظارات عقلایی تغییر رژیمی در عوامل اقتصادی، در پاسخ به پدیده‌های اقتصادی و شکست‌های ساختاری، استفاده از تلفیق رویکرد مارکوف سوئیچینگ و مدل DSGE جهت تحلیل نوسانات کلان اقتصادی مورد توجه قرار گرفت.بر این اساس، اگر فرم ماتریسی یک مدل DSGE در حالت کلی به صورت رابطه (۴۱):

$$\Gamma_0 X_{t+1} = \Gamma_1 X_t + \Psi Z_t + \Pi \eta_t \qquad (۴۱)$$

باشد که در آن X بردار $n\times 1$ متغیرهای درونزا، Z بردار $k\times 1$ متغیرهای برون‌زا و η بردار $l\times 1$ اجزاء اخلال هستند و Γ_0، Γ_1، Ψ و Π ماتریس بردار پارامترهای ثابت مدل هستند با حل این مدل، جواب یکتا به صورت رابطه (۴۲) تصریح می‌شود.

1. Markov-Switching Dynamic Stochastic General Equilibrium (MS-DSGE)

$$X_t = G\left(\Phi\right)X_{t-1} + AZ_t \qquad (۴۲)$$

که در آن Φ بیانگر پارامترهای مدل است. معادله (۴۲) به عنوان معادله حالت (وضعیت) با معادله مشاهده به صورت $Y_t = HX_t$ که در آن Y_t بردار شامل داده‌های مشاهده شده و H ماتریس پارامترهایی که قرار است برآورد شوند، ترکیب می‌شود. جهت دستیابی به تابع راستنمایی و تخمین پارامترها، الگوریتم کالمن فیلتر به‌کار گرفته می‌شود.

در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ DSGE ، بردار پارامترهای مدل به سه بلوک مجزا تفکیک می‌شود که بیانگر ویژگی اصلی و آغاز تفاوت ماهیت این طیف مدل‌ها با مدل‌های متعارف DSGE است. به این ترتیب که $\Phi = \{\Phi^S.\Sigma^S.\Phi\}$ خواهد بود که در آن، Φ^S بلوک پارامترهایی هستند که تغییر رژیمی هستند، Σ^S بلوک واریانس‌هایی هستند که دارای نوسانات تغییر رژیمی است و Φ پارامترهایی هستند که تغییر رژیمی ندارند. همچنین اندیس $S = 1.2$ بیانگر رژیم‌های غیر قابل مشاهده مرتبط به تغییرات رژیمی در پارامترهای مدل هستند و اندیس $s = 1.2$ بیانگر نوسانات تغییر رژیمی غیر قابل مشاهده است. ضمن اینکه S و s مستقل از هم هستند و هردوی آن‌ها از یک فرآیند زنجیره‌ای مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کنند که ماتریس انتقال آن‌ها بدین ترتیب تصریح می‌شود (رابطه (۴۳)):

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix}.\ P_{ij} = p(s_t = j|s_{t-1} = i)$$

$$Q = \begin{pmatrix} Q_{11} & Q_{12} \\ Q_{21} & Q_{22} \end{pmatrix}.\ Q_{ij} = p(s_t = j|s_{t-1} = i) \qquad (۴۳)$$

که در آن‌ها P_{ij} بیانگر احتمال رژیم j در زمان t برای بردار پارامترها است، وقتی در دوره قبلی در رژیم i قرار داشته است. تحلیل مشابهی برای Q_{ij} نیز وجود دارد که البته برای نوسانات تغییر رژیمی تصریح شده است. با توضیحات ارائه شده، می‌توان فرم ماتریسی متعارف مدل‌های DSGE را با لحاظ ویژگی تغییر رژیمی به صورت رابطه (۴۴) بازنویسی و تصریح کرد.

$$\begin{pmatrix}\Gamma^s_{0.1}\\ \Gamma^s_{0.2}\end{pmatrix}X_{t+1}=\begin{pmatrix}\Gamma^s_{1.1}\\ \Gamma^s_{1.2}\end{pmatrix}X_t+\begin{pmatrix}\Psi^s_1\\ 0\end{pmatrix}Z_t+\begin{pmatrix}0\\ \Pi\end{pmatrix}\eta_t \qquad (۴۴)$$

فارمر و همکاران (۲۰۱۱)[1] رویکرد MSV[2] را با استفاده از روش نیوتن برای حل معادله (۳۹) ارائه کرده‌اند که به دلیل سرعت بالای همگرایی الگوریتم از کارایی محاسباتی برخوردار بوده و شروط لازم را برای دستیابی به جواب اعمال می‌کند. جواب منحصربه‌فرد این معادله، در قالب مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری (MS-VAR) به عنوان معادله وضعیت مشاهده نشده با دو مجموعه از متغیرهای غیر قابل مشاهده X_t و S_t در یک مدل حالت-فضای مارکوف سوئیچینگ به صورت رابطه (۴۵) ارائه می‌شود.

$$X_t=G^sX_{t-1}+A^sZ_t$$
$$Y_t=HX_t \qquad (۴۵)$$

جهت ارزیابی تابع راستنمایی و برآورد همزمان بردار حالت X_t و احتمالات انتقال دو رژیم (رکود و رونق)، از الگوریتم پیشنهادی کیم و نیلسون (۱۹۹۹) استفاده می‌شود، بدین ترتیب که هر یک از حالات متغیرهای وضعیت به وسیله فیلتر کالمن اجرا خواهد شد و سپس با استفاده از میانگین وزنی احتمالات، امکان استخراج همزمان X_t و محاسبه احتمالات تابع انتقال فراهم خواهد شد. در نهایت از رویکرد بیزین برای برآورد پارامترها با ترکیب تابع راستنمایی به دست آمده از الگوریتم کیم و نیلسون (۱۹۹۹) و توزیع‌های پیشین پارامترها استفاده می‌شود.

سیستم معادلات مدل مطالعه حاضر مبتنی بر ۲۷ معادله و ۲۷ مجهول بوده و معادلات با استفاده از تقریب مرتبه اول تیلور[3] و نیز روش اوهلیگ[4] به فرم لگاریتم خطی تبدیل شده‌اند. در فرآیند حل مدل مطالعه حاضر، بهینه سازی رفتار عاملان اقتصادی و استخراج شروط مرتبه اول

1 Farmer, et al. (2011)
2 Minimal State Variable
3. Taylor First Order Approximation
4. Uhlig Toolkit

انجام شده، وضعیت باثبات متغیرها[1] محاسبه شده، پارامترها با استفاده از مقادیر متغیرها در وضعیت پایدار و نیز مطالعات پیشین مقداردهی شده‌اند. داده‌های مورد استفاده به صورت داده‌های فصلی تعدیل شده اقتصاد ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۶۹بوده و تمامی داده‌ها پس از لگاریتم‌گیری با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات[2] با $\lambda = 677$ روندزدایی شده‌اند.

قبل از برآورد پارامترهای مدل حاضر، لازم است برخی پارامترها که براساس داده‌های اقتصاد ایران قابل محاسبه هستند و نیازی به برآورد ندارند و نیز برخی نسبت‌های اقتصادی که در حل معادلات مدل در وضعیت پایدار مورد استفاده قرار می‌گیرند، مشخص شوند. در این مطالعه مطابق نظر همتی و توکلیان (۱۳۹۸) لگاریتم تورم در وضعیت پایدار صفر لحاظ نشده است و میانگین تورم در دوره مورد بررسی ۱/۰۴۰۶۹ به دست آمده است. بنابراین، طبق تعریف تورم به صورت $\frac{p_t}{p_{t-1}}$، میانگین سالانه آن جهت محاسبه مقادیر تعادلی ۱۶ درصد در نظر گرفته شده است. بر این اساس اگر وضعیت پایدار معادله (۱۲) را به صورت $\beta = \frac{\bar{\pi}}{\bar{R}}$ داشته باشیم و مقدار β را طبق مطالعات گذشته ۰/۹۷در نظر بگیریم، $\bar{R}$ برابر ۱/۰۷۲۸۷خواهد بود و در نتیجه نرخ بهره سالانه ۲۹ درصد خواهد شد که با داده‌های اقتصاد ایران هماهنگی دارد. بر این اساس، پارامترهای کالیبره شده براساس داده‌های اقتصاد ایران و برخی نسبت‌های اقتصادی در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

جدول ۱. مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل

δ	β	$\bar{\pi}$	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}^p}$	$\frac{\bar{\imath}}{\bar{y}^p}$	$\frac{\bar{g}}{\bar{y}^p}$	$\frac{\overline{oil}}{\bar{y}^p}$
نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی بخش خصوصی	نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده	میانگین تورم ناخالص فصلی	نسبت مصرف بخش خصوصی بر تولید ناخالص داخلی بدون نفت	نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی بر تولید ناخالص داخلی بدون نفت	نسبت مخارج کل دولت بر تولید ناخالص داخلی بدون نفت	نسبت درآمد نفتی بر تولید ناخالص داخلی بدون نفت
۰/۰۲٤	۰/۹۷	۱/۰٤۰٦۰	۰/۵۷	۰/٤۵	۰/۲۳	۰/۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Steady State
2. Hodrick-Prescott

٤-۲. تخمین

مطالعه کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) نشان داده است، پارامترهای عکس العمل بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید و انحراف تورم، ثابت نبوده و در رژیم‌های مختلف، متفاوت است. بر این اساس مدل این مطالعه بر مبنای الگوریتم معرفی شده توسط فارمر و دیگران[1] (۲۰۱۱) با لحاظ تغییرات رژیمی در پارامترهای تابع عکس‌العمل پولی؛ یعنی ρ_{π}^{m} و ρ_{y}^{m} و به کمک جعبه ابزار RISE تحت نرم‌افزار MATLAB حل شده و در نهایت با استفاده از روش بیزین و بهره‌گیری از الگوریتم کالمن فیلتر تعدیل شده[2] که توسط کیم و نلسون[3] (۱۹۹۹) جهت ارزیابی توابع راستنمایی ارائه شده است به تخمین توزیع‌های پسین در دو رژیم مختلف (رکود و رونق) پرداخته شده و انحراف متغیرهای کلیدی اقتصاد از مسیر بلند مدت خود در صورت بروز شوک‌های پولی و مالی به سیستم مورد ارزیابی قرار گرفته است. همچنین با هدف برآورد پارامترها، توزیع‌های پیشین، میانگین و بازه‌های آن‌ها براساس محاسبه مدل در وضعیت پایدار و نیز برخی مطالعات پیشین تعیین و در جدول (۲) نمایش داده شده است.

همانطور که در جدول (۲) مشخص شده است، درجه شکل‌گیری عادات عمیق مصرفی در بخش خصوصی و دولتی یعنی θ^{c} و θ^{g} به ترتیب، ۰/۲۳۶۸۹ و ۰/۲۳۵۴ برآورد شده است. همچنین درجه انباشتگی این نوع از عادات نیز در هر دو بخش؛ یعنی ϱ_{c} و ϱ_{G} به ترتیب ۰/۲۶۶۴۶ و ۰/۵۶۰۸۸ برآورد شده است. مقادیر تخمینی پارامترهای ذکر شده نشان دهنده تاثیرگذاری عادات عمیق و انباشتگی این نوع از عادات در مدل است.

همانطور که نتایج تخمین نشان می‌دهد، میزان حساسیت رفتار بانک مرکزی در رژیم ۱ در رابطه با شکاف تولید از وضعیت پایدار نسبت به رژیم ۲ بیشتر است. به همین ترتیب، میزان حساسیت در رژیم ۱ نسبت به انحراف تورم از وضعیت پایدار در مقایسه با رژیم ۲ کمتر است. بنابراین، با توجه به اینکه در دوران رکود، نگرانی بانک مرکزی در مورد شکاف منفی تولید بیشتر بوده و هدف ثبات قیمت‌ها در دوران رکود نسبت به رشد تولید از اهمیت کمتری برخوردار است، اقتصاد در رژیم ۱ به وضعیت رکود و در رژیم ۲ به وضعیت رونق وارد شده است. همچنین مقادیر برآورد شده احتمال انتقال رژیم $P_{11} = 0.02736$ و $P_{22} = 0.84256$ نشان‌دهنده ماندگاری بالاتر رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ است.

1. Farmer, et al.
2. Kalman filter algorithm
3. Kim, C.J. & Nelson, C. R.

جدول ۲. برآورد پارامترها

پارامتر	توضیح	توزیع	میانگین	منبع	برآورد با تغییر رژیم مارکوف در تابع عکس العمل پولی (انحراف معیار)	
					رژیم ۱	رژیم ۲
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۱۶۶	توکلیان (۱۳۹٤)	۱/٤۹۵۵ (۰/۷۰۵۳)	–
σ_l	عکس کشش نیروی کار فریش	گاما	۲/۸۹۳	توکلیان (۱۳۹٤)	۰/۳۷٤۵ (۰/٤۷۰۹)	–
σ_m	عکس کشش تراز حقیقی	گاما	۱/۰۷۲	توکلیان (۱۳۹٤)	۰/۵۲۳۹ (۰/۳۸۱۲)	–
θ^c	درجه شکل‌گیری عادت عمیق در مصرف بخش خصوصی	بتا	۰/٦	–	۰/۲۳٦۸۹ (۰/۲۰۳۲)	–
α	سهم سرمایه خصوصی در تولید	بتا	۰/٤٤۳	توکلیان (۱۳۹٤)	۰/۸۷۱۲ (۰/۱۳۷۲۱)	–
ρ_a	ضریب فرآیند خودرگرسیونی تکنولوژی	بتا	۰/۹	–	۰/٤۷۲۳ (۰/۲۱٦۹)	–
θ^g	درجه شکل‌گیری عادت عمیق در مصرف بخش دولتی	بتا	۰/۵	–	۰/۲۳۵٤ (۰/۳۳۳۷)	–
ϱ_g	درجه ماندگاری عادت عیق در بخش دولتی	بتا	۰/٦	–	۰/۵٦۰۸۸ (۰/۰۹۱۹)	–
ϱ_c	درجه ماندگاری عادت عیق در بخش خصوصی	بتا	۰/۸	محاسبات نویسنده	۰/۲٦٦٤٦ (۰/۱٦۵۵۱)	–
ρ_{oil}	ضریب فرآیند خود رگرسیونی شوک نفتی	بتا	۰/۳۳۹	برآورد مدل AR(1)	۰/۲۵٤۷ (۰/۰۳۱۳۵)	--
ρ_m	ضریب فرآیند خود رگرسیون شوک پولی در تابع عکس العمل پولی	بتا	۰/٤	توکلیان (۱۳۹٤)	۰/۰۱۲۳۵ (۰/۱۲۹۱)	–
ρ_v	ضریب فرآیند خود رگرسیونی شوک پولی	بتا	۰/۵۵٤	توکلیان (۱۳۹٤)	۰/۲٦۸۸۳ (۰/۰۹)	–
ρ_{eB}	ضریب فرآیند خود رگرسیونی شوک ترجیحات	بتا	۰/۲۷	–	۰/۲۹٤۵ (۰/۰٦۷۲)	–

ادامه جدول ۲.

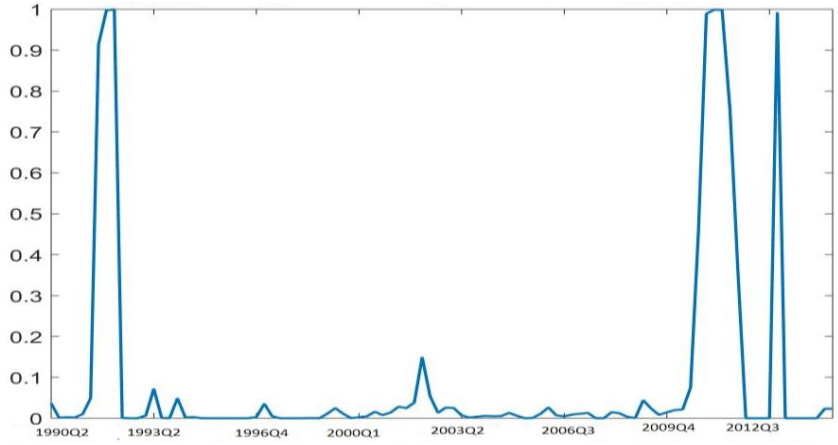
پارامتر	توضیح	توزیع	میانگین	منبع	برآورد با تغییر رژیم مارکوف در تابع عکس العمل پولی (انحراف معیار)	
					رژیم ۱	رژیم ۲
ρ_{ep}	ضریب فرآیند خود رگرسیونی شوک مارک‌آپ	بتا	۰/۵	–	۰/۵۳۹۵ (۰/۱۸۰٤)	–
ρ_{gov}	ضریب فرآیند خود رگرسیونی شوک مخارج دولت	بتا	۰/۷٤۸٦	برآورد مدل AR(1)	۰/۱۲۳٦۹ (۰/۰۳۵۲)	–
σ_{eA}	انحراف معیار شوک تکنولوژی	گامای معکوس	۰/۰۱	–	۰/۰۱۲ (۰/۲٦)	–
σ_{eep}	انحراف معیار شوک مارک‌آپ	گامای معکوس	۰/۰۱	–	۰/۲۵۹۱ (۰/۹۸)	–
σ_{eeB}	انحراف معیار شوک ترجیحات	گامای معکوس	۰/۰۱	–	۰/۰٦۷ (۰/۲۹)	–
σ_{eG}	انحراف معیار شوک مخارج دولت	گامای معکوس	۰/۰۱	–	۰/۱۱٤ (۰/۸۵)	–
σ_{eoil}	انحراف معیار شوک درآمد نفتی	گامای معکوس	۰/۰۱	–	۰/۱۱۳۹ (۰/۱۵۷)	–
σ_{eev}	انحراف معیار شوک پولی	گامای معکوس	۰/۰۱	–	۰/۰٦۵ (۰/٤۱)	–
ρ_{π}^{m}	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل پولی	نرمال	-۰/۷۰۳	توکلیان (۱۳۹۱)	-۰/۷٤۳٤۲ (۰/٦٤۹۷)	-۲/٤۰۸٦ (۰/۵۹٤٤)
ρ_{y}^{m}	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل پولی	نرمال	-۲/۷۵	توکلیان (۱۳۹۱)	-۲/۲۱۹۸ (۰/۱۲۰٦)	۰/۳۳٦٤ (۰/۸۸۷۵)
P_{11}	احتمال ماندگاری رژیم ۱	بتا	۰/۹٦	–	۰/۰۲۷۳٦ (۰/۱۱۵۲)	–
P_{22}	احتمال ماندگاری رژیم ۲	بتا	۰/۹٦	–	–	۰/۸٤۲۵٦ (۰/۱۱۹۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-۳. تبیین احتمالات انتقال رژیم فیلتر شده

پس از برآورد مدل، جهت بررسی قدرت برازش مدل و مقایسه ادوار تجاری نوسانی به دست آمده با واقعیات اقتصادی کشور، احتمالات فیلتر شده در رژیم ۱ گزارش داده می شود. براساس احتمالات فیلتر شده رژیم ۱ -در نمودار (۱)- فاصله سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۲ و سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ و دوره کوتاه‌مدت سال ۱۳۹۲ به عنوان دوره‌های پر نوسان برآورد شده است. با مقایسه و تطبیق ادوار تجاری نوسان‌دار استخراج شده از مدل با واقعیات اقتصادی کشور می‌توان بیان کرد که مدل از قدرت برازش مناسبی جهت توضیح تحولات کلان اقتصادی کشور برخوردار است. شواهد اقتصادی کشور نشان می‌دهد سال های ۷۰ تا ۷۲ با اجرای اولین برنامه پنج ساله توسعه اقتصادی پس از جنگ تحمیلی و حرکت به سمت اقتصاد آزاد و تعدیل ساختاری همراه بود. کشور طی سال‌های ۱۳۶۹ و ۱۳۷۰ بیشترین رشد اقتصادی را تجربه کرده است. در مجموع، کشور از حیث رشد اقتصادی در فاصله سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۲ دوره پر نوسانی داشته است. در طول اواخر سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱، شدت گرفتن تحریم‌های اقتصادی و ایجاد محدودیت‌های ارزی و کاهش شدید درآمدهای نفتی در کنار اتخاذ سیاست‌های انبساطی، باعث شد که کشور افزایش بی‌سابقه نرخ تورم را در نیمه دوم ۱۳۹۱ و نیمه اول ۱۳۹۲ تجربه کند. همچنین اوج گرفتن تحریم‌ها در انتهای سال ۱۳۹۱ و شش ماهه اول ۱۳۹۲، کاهش شدید واردات، رشد اقتصادی منفی و افت شدید رفاه خانوارهای ایرانی را به دنبال داشت.

نمودار ۱. احتمالات فیلتر شده رژیم پر نوسان



منبع: یافته‌های پژوهش

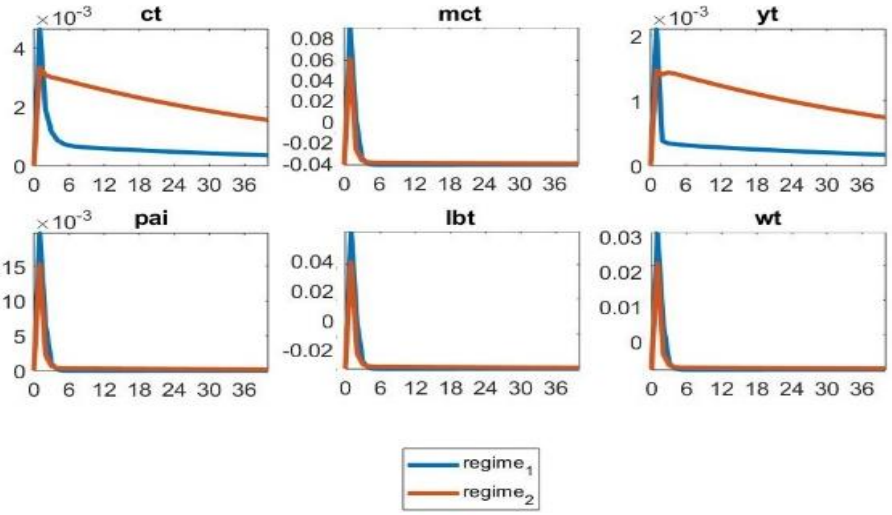
٤-٤. تحلیل توابع واکنش آنی

در این بخش به تجزیه و تحلیل رفتار توابع واکنش آنی متغیرها در برابر شوک پولی و شوک مخارج دولت و مقایسه آن با مباحث تئوریک مطرح شده در مطالعه حاضر پرداخته می‌شود.

٤-٤-١. شوک سیاست پولی

همانطور که در نمودار (۲) مشخص شده است در پاسخ به یک شوک مثبت پولی، مصرف بخش خصوصی شروع به افزایش می‌کند. این واکنش مصرف به شوک پولی در رژیم ۱ (دوران رکود) بیشتر است. طبق نمودار هزینه نهایی و رابطه معکوس آن با مارک‌آپ، مشخص است که مارک‌آپ نسبت به شوک مثبت پولی، عکس‌العمل کاهشی دارد، اما این کاهش تنها یک دوره طول می‌کشد و بعد از آن مارک‌آپ شروع به افزایش می‌کند. به عبارت دیگر، با وقوع یک شوک مثبت پولی، عادات عمیق مصرفی به عنوان یک عامل اصطکاکی تنها در یک دوره از طریق کانال افزایش ارزش حال سود نهایی انتظاری، منجر به کاهش مارک‌آپ و تاخیر در افزایش تورم می‌شود. از آنجا که قیمت‌ها در مدل حاضر چسبنده هستند، تغییرات انتظاری تورم نقش مهمی در هدایت مارک‌آپ ایفا می‌کنند. با افزایش تقاضای کل، به دلیل قدرت اثر تورم انتظاری، تورم افزایش یافته و منجر به کاهش دستمزد حقیقی نیز می‌شود. مطابق آنچه راون و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۱۰) اشاره کرده‌اند، عادات عمیق منجر به کاهش تورم در اثر یک شوک پولی می‌شود، اما نتایج استفاده از داده‌های ایران و حضور چسبندگی قیمت کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) در مدل نشان می‌دهد که عادات عمیق با وجود کاهش مارک‌آپ از قدرت کافی برای کاهش آن برخوردار نیست. به عبارت دیگر، قدرت تورم انتظاری در منحنی فیلیپس استخراج شده در مقایسه با دیگر مولفه‌های مربوط به عادات عمیق در اقتصادی نظیر ایران که با نوسانات نقدینگی و تورمی و نیز نااطمینانی در اقتصاد روبه‌روست به مراتب بالاتر است.

نمودار۲. توابع واکنش آنی نسبت به شوک پولی

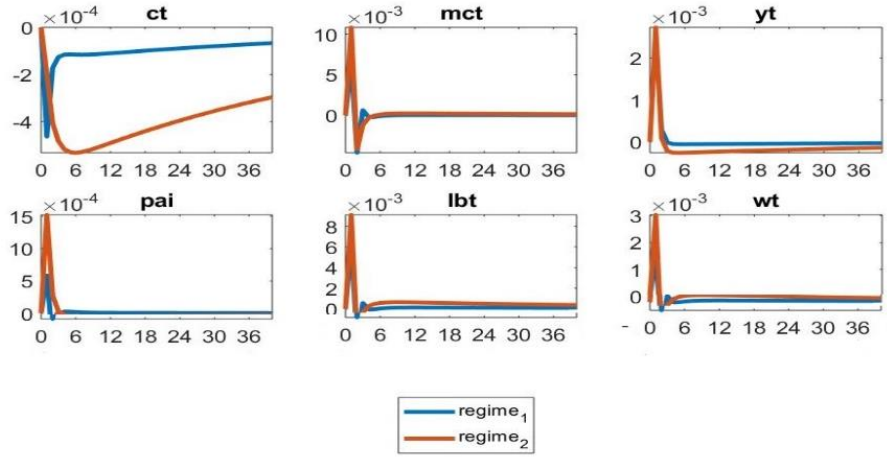


منبع: یافته‌های پژوهش

٤-٤-۲. شوک سیاست مالی

در نمودار (۳) در اثر یک شوک مثبت مخارج دولت در طول یک دوره به دلیل حضور عادات عمیق مصرفی و انگیزه افزایش سود انتظاری توسط بنگاه‌ها، مارک‌آپ کاهش یافته، اما بر خلاف یافته‌های راون و دیگران (۲۰۰۶ و ۲۰۱۰) با داده‌های ایران نتوانسته اثر منفی ثروت ناشی از شوک مخارج دولت را جبران کند. بنابراینریال به دلیل تورم و متعاقب تورم انتظاری ایجاد شده، مصرف کاهش می‌یابد. علاوه بر این، براساس منحنی فیلیپس استخراج شده، محرک های مختلفی بر تورم موثر هستند. از این رو، با اینکه مارک‌آپ به عنوان یکی از عوامل موثر بر تورم در منحنی فیلیپس پس از اعمال شوک در طول یک دوره کاهش یافته، اما اثر مخالف چرخه‌ای آن در برابر برایند اثر دیگر عوامل در منحنی برای کاهش تورم بعد از شوک قوی نبوده و تورم در طول یک دوره افزایش یافته و پس از آن تخلیه می‌شود. پویایی اثر شوک سیاست مالی در هر دو رژیم یکسان است. در مجموع، کاهش مارک‌آپ بر اثر یک شوک مثبت مالی در مدل مطالعه حاضر و با داده-های اقتصاد ایران، نتوانسته اثر منفی ثروت را جبران کند و در نتیجه کاهش مصرف را به دنبال خواهد داشت.

نمودار۳. توابع واکنش آنی نسبت به شوک مالی



منبع: یافته‌های پژوهش

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

موضوع عادات عمیق و نقش آن در رفتار مخالف چرخه‌ای مارک‌آپ و در نتیجه تاثیر آن بر انتقال شوک‌های پولی و مالی، موضوع مورد علاقه برخی مطالعات بوده که در بخش‌های قبلی این مطالعه به طور مفصل به آن اشاره شد، اما قدرت اثر این نوع از عادات بر پایه نوع و میزان چسبندگی قیمت -به این دلیل که عادات عمیق بنا به ویژگی که دارد به منحنی فیلیپس وارد می‌شود- ممکن است نتایج مطالعات قبلی به دست آمده را تضعیف کند.

به دلیل حساسیت تصمیم‌گیری درخصوص میزان اثر عادات عمیق در انتقال شوک‌های سیاستی در این مطالعه با استخراج منحنی فیلیپس نئوکینزی تلفیقی با الگوی کریستیانو و دیگران (۲۰۰۵) تحت عادات عمیق مصرفی به عنوان یکی از الگوهای جدید چسبندگی قیمت که نسبت به دیگر الگوها نزدیکی بیشتری به واقعیات اقتصادی به خصوص اقتصاد ایران دارد به بررسی اثر شوک‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با حضور همزمان چسبندگی قیمت و عادات عمیق با طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد تغییر رژیمی، متناسب با اقتصاد ایران پرداخته شده است.

در مطالعه حاضر همچنین ماندگاری عادات عمیق به عنوان عامل اصطکاکی قوی‌تر در فرآیند استخراج منحنی فیلیپس وارد شده است. نیرو محرکه‌های جدیدی نظیر مصرف جاری و انتظاری توام با عادات عمیق بخش خصوصی و دولتی، سرمایه‌گذاری جاری و

انتظاری، هزینه نهایی انتظاری، انباشتگی عادات عمیق در دوره جاری و گذشته و ارزش نهایی انباشتگی عادات عمیق بخش خصوصی و عمومی به منحنی فیلیپس اضافه شده‌اند. نتیجه حاصل از برآورد مدل طراحی شده و توابع عکس‌العمل آنی متغیرها در نتیجه شوک پولی و مالی این است که پس از اعمال این شوک‌ها، عادات عمیق مصرفی به عنوان یک عامل اصطکاکی با ایجاد انگیزه افزایش سود انتظاری در بنگاه‌ها، منجر به کاهش مارک‌آپ می‌شود. همین امر افزایش مصرف را پس از شوک پولی به دنبال دارد و به دلیل حضور تاثیرگذار تورم انتظاری در مدل، اثر تورمی شوک‌ها در کل افزایشی است. همچنین افزایش تورم حاصل از هر دو شوک به صورت آنی نیست و طی یک دوره صورت می گیرد که به دلیل وجود دو عامل اصطکاکی عادات عمیق و چسبندگی قیمت است. بنابراین، با وجود اینکه عادات عمیق نمی‌تواند در کنترل تورم در اثر شوک‌های پولی و مالی عامل غالب و برنده باشد، طبق توابع واکنش آنی به دست آمده، می‌تواند دلیل محکمی برای تاخیر یک دوره‌ای در افزایش تورم ناشی از اعمال شوک‌ها باشد و سیاست گذاران باید در اعمال شوک‌ها، این تاثیر تاخیری را مدنظر قرار دهند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Narmin Davoudi https://orcid.org/0000-0002-3078-1560
Hassan Heidari https://orcid.org/0000-0002-1776-4520

منابع

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

توکلیان، حسین. (۱۳۹۴). سیاست‌گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنج ساله توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۸(۲۳)، ۱-۳۸.

صیادی، محمد، شاکری، عباس، محمدی، تیمور و بهرامی، جاوید. (۱۳۹۵). تکانه‌های تصادفی و مدیریت درآمدهای نفتی در ایران؛ رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶(۶۱)، ۳۳-۸۰.

فخر حسینی، سید فخر الدین. (۱۳۹۳). ادوار تجاری حقیقی تحت ترجیحات مصرفی و فراغت در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۱)، ۸۱-۱۰۶.

فخر حسینی، سید فخر الدین. (۱۳۹۵). مدل ادوار تجاری حقیقی با شکل‌گیری عادات: راه حلی برای معمای صرف سهام. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۰(۳) پیاپی (۳۵)، ۱۴۱-۱۶۹.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین. (۱۳۹۰). تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاستگذاری پولی بانک مرکزی. *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲ (۶) ، ۱۹-۴۲.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۸)، ۸۷-۱۱۷.

همتی، مریم و توکلیان، حسین. (۱۳۹۸). ارزیابی و مقایسه الگوهای مختلف قیمت‌گذاری بنگاه در اقتصاد ایران (رویکرد DSGE). *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۱۱(۳۸)، ۶۵۵-۶۹۸.

مرزبان، حسین، دهقان شبانی، زهرا، رستم زاده، پرویز و ایزدی، حمیدرضا. (۱۳۹۵). محاسبه رفاه با سناریوهای متفاوت سیاست مالی در چارچوب مدل سیاست پولی و مالی بهینه. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۰(۴)، پیاپی (۳۶)، ۲۵-۵۱.

References

Cantore, C., Levine, P., and Melina, G. (2014). Deep versus superficial habit: It's all in the persistence. *School of Economics Discussion Papers 0714, School of Economics, University of Surrey.*

Christiano, LJ., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *J. Polit. Econ*, 113, 1–45.

Fakhrhoseini, S. F. (2011). The Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Monetary Business Cycle for Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 1(3), 1-28. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-145-fa.html, [in Persian]

Fakhrhosseini, S. F. (2017). Real Business Cycles Model with Habits Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle. *Quarterly Journal of economical modelling*, 10(35), 141-169. [in Persian]

Farmer, REA., Waggoner, DF., and Zha, T. (2011). Minimal state variable solutions to Markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 2150-2166. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2011.08.005

Foerster, A., Rubio-Ramirez, J., Waggoner, D., and Zha, T. (2013). Perturbation Methods for Markov-Switching Models. *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 2013-1*.

Hematy, M., and Tavakolian, H. (2019). Evaluation of Price Setting Models in Iran's Economy (DSGE Approach). *Journal of Monetary and Banking Research*, 11(38), 698-655. [in Persian]

Jacob, P. (2013). Deep habits, price rigidities and the consumption response to government spending. *CAMA Working Papers 2013-72, Centre for Applied Macroeconomic Analysis. Crawford School of Public Policy. The Australian National University.*

Kim, CJ., and Nelson, CR. (1999). State-space models with regime switching. *MIT Press. Cambridge. MA.*

Komijani, A., and Tavakoliyan, H. (2012). Testing the Asymmetries in Central Bank Reaction Function:The Case of Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 2(6), 19-42. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-388-fa.html, [in Persian]

Komijani, A., and Tavakolian, H. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 2(8), 87-117. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-fa.html, [in Persian]

Leith, C., Moldovan, I., and Rossi, R. (2015). Monetary and fiscal policy under deep habits. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 52, 55-74. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.11.005

Lubik, T.A., and Teo, W.L. (2011). Deep Habits in the New Keynesian Phillips Curve. *Federal Reserve Bank of Richmond. Working Papers*, 11-08.

Maih, J. (2014). Efficient Perturbation Methods for Solving Regime-Switching DSGE Models. *Working Papers from Centre for Applied Macro- and Petroleum economics (CAMP). BI Norwegian Business School.*

Marzban, H., Dehghan, Z., Rostamzadeh, P., and Izadi, H. (2017). The Welfare Computation under Different Fiscal Policies in an Optimal Monetary and Fiscal Policy Model Framework. *Quarterly Journal of Economical Modelling*, 10(36): 25-51. [in Persian]

Ravn, M., Schmitt-Grohe, S., and Uribe, M. (2006). Deep habit. *Review of Economic Studies* 73 (1), 195–218.

Ravn, M., Schmitt-Grohe, S., and Uribe, M. (2010). Deep habits and the dynamic effects of monetary policy shocks. *Journal of The Japanese and International Economies* 24, 236–258.

https://doi.org/10.1016/j.jjie.2009.12.002

Ravn, M., Schmitt-Grohé, S., and Uribe, M. (2012). Consumption, government spending, and the real exchange rate. *Journal of Monetary Economics* 59, 215–234. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.02.001

Rotemberg, J.J. (1982). Sticky prices in the United States. *Journal of Political Economy. University of Chicago Press*, 90(6), 1187–1211.

Sayadi, M., shakeri, A., Mohammadi, T., and Bahrami, J. (2016). Stochastic shocks and management of oil revenues in Iran. Quarterly Journal of Economic Research, 16(61), 33-80. http://doi.org/ 10.22054/JOER.2016.5289. [in Persian]

Smets, F., and Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97(3), 586–606. http://doi.org/10.1257/aer.97.3.586

Tavakolian, H. (2012). A New Keynesian Phillips Curve in a DSGE Model for Iran. *Journal of Economic Research*, 47(3), 1-22. http://doi.org/10.22059/JTE.2012.29251. [in Persian]

Tavakolian, H. (2015). Optimal, Discretionary and Rule-based Monetary policy in Achieving 5-year Development Plans' Inflation Target: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8(23):1-39. [in Persian]

Zubairy, S. (2010). Deep Habits, Nominal Rigidities and Interest Rate Rules. *MPRA Paper 26053. University Library of Munich. Germany*.

استناد به این مقاله: داودی، نرمین و حیدری، حسن. (۱۴۰۰). تاثیر همزمان عادات عمیق مصرفی و چسبندگی قیمت بر انتقال شوک‌های پولی و مالی در چارچوب مدل MS-DSGE، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۸۱ (۲۱)، ۷۹-۱۱۹.

Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.