

آزمون فروپاشی منحنی فیلیپس بعد از بحران بزرگ برای کشور ایران

ناصر الهی^۱

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۲۸

دانشیار اقتصاد دانشگاه مفید

تاریخ تأیید: ۹۵/۰۸/۱۵

امیرحسین نجفزاده^۲

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مفید (مسئول مکاتبات)

میترا علیا^۳

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مفید

چکیده

رابطه بین فعالیت حقیقی اقتصاد و نرخ تورم یکی از موضوعاتی است که در زمینه اقتصاد کلان همواره مورد توجه بوده است. در این میان، اکثر ادبیات اقتصادی معطوف به استفاده از منحنی فیلیپس در راستای کشف و تبیین رابطه بین فعالیت حقیقی اقتصاد و نرخ تورم هستند. منحنی فیلیپس اولیه به صورت جدی در زمینه‌های نظری مورد انتقاد قرار گرفته است، لیکن در پاسخ به این انتقادات شکل‌های متنوعی از منحنی فیلیپس گسترش یافته است؛ که از این بین می‌توان به منحنی فیلیپس جدید کینزین (NKPC) اشاره نمود. مطالعات متعددی نشان داده‌اند که ارتباط منحنی فیلیپس در طی رکود بزرگ فرو ریخته است. پایه و اساس این بحث مشاهده‌ای است که طی آن فعالیت حقیقی به شدت سقوط کرده بدون آنکه سقوط متناظری در تورم مشاهده شود. در این پژوهش از رویکرد مدل‌های تعادل عمومی پویا تصادفی (DSGE) استفاده و با بکارگیری NKPC این فرضیه را برای اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌دهیم. بر اساس نتایج به دست آمده مشاهده می‌شود که کاهش شدیدی در تولید وجود دارد بدون آنکه بتوان سقوط بزرگی در تورم را مشاهده نمود.

واژه‌های کلیدی: منحنی فیلیپس نیوکینزین، فروپاشی، تولید، بیکاری، تورم

طبقه‌بندی موضوعی: E31, C52

مقدمه

پائین بودن نرخ تورم و بیکاری یکی از ویژگی‌های مهمی است که می‌توان آن را مابین اقتصادهای توسعه یافته جستجو کرد، به طوری که به خوبی توانسته‌اند چنین معضلی

1. Email: elahi@mofidu.ac.ir

2. Email: ahnafazade@gmail.com

3. Email: mitra_olia@yahoo.com

«نویسنده مسئول»

(نرخ تورم و بیکاری) را برطرف کنند. با بررسی داده‌های آماری کشور می‌توان مشاهده نمود که چنین معضلی گریبان اقتصاد کشور را فرا گرفته است. از این رو لازم است تا سیاست‌گذاران اقتصادی، سیاست‌های صحیحی را برای حل این معضل اتخاذ و اعمال نمایند. لازمه این امر شناخت دقیق بیکاری، تورم و ارتباط مابین آن دو است. بنابراین، لازم است تا رابطه صحیحی مابین تورم و بیکاری در اقتصاد ایران ارائه شود. رابطه بین تورم و بیکاری و هزینه نهایی حقیقی پایه و اساس مطالعات کینزین‌های جدید به ویژه منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید (NKPC) را تشکیل می‌دهد. مؤلفین متعددی به این موضوع اشاره دارند که ارتباط منحنی فیلیپس در طی رکود بزرگ فرو ریخته است. پایه و اساس این بحث مشاهده‌ای است که طی آن فعالیت حقیقی به شدت سقوط کرده بدون آنکه سقوط متناظری در تورم وجود داشته باشد. در این پژوهش از رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) جهت بررسی این موضوع استفاده می‌شود. مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) از تئوری مدرن اقتصاد کلان به منظور توصیف و پیش‌بینی تحرکات مشترک سری‌های زمانی کل^۱ در ادوار تجاری استفاده می‌کند. مدل DSGE مشتمل بر طیف وسیعی از مدل‌های اقتصاد کلان است که مدل رشد نئوکلاسیک استاندارد ارائه شده در کینگ و همکاران^۲ (۱۹۸۸) و نیز مدل‌های پولی نیوکینزین را با اصطکاک‌های اسمی و حقیقی متعددی که بر پایه کریستیانو و همکاران^۳ (۲۰۰۵) و اسمتز و ووترز^۴ (۲۰۰۳) قرار دارد، گسترش می‌دهد. الگوی مشترک همه این مدل‌ها، قواعد تصمیم‌گیری بنگاه‌های اقتصادی است که از فروضاتی پیرامون ترجیحات، فن‌آوری و رژیم سیاست پولی و مالی غالبی مشتق شده‌اند و از طریق حل مسائل بهینه‌سازی بین دوره‌ای به دست می‌آیند. بر این اساس می‌توان بیان نمود که پارادایم مدل DSGE، مدل‌های تجربی همراه با درجه مستحکمی از به هم پیوستگی تئوریکی ارائه می‌کند که برای آزمون‌های تجربی مناسب هستند. این مدل‌ها به سرعت توسط بانک‌های مرکزی در سراسر دنیا به عنوان ابزاری در جهت پیش‌بینی‌های اقتصاد کلان و تحلیل‌های سیاستی مورد استفاده قرار گرفتند. مدل‌های DSGE به طور متناوب با استفاده از روش‌های بیزین برآورد می‌شوند، مخصوصاً اگر هدف ردیابی و پیش‌بینی سری‌های زمانی اقتصاد کلان است.

-
1. aggregate time series
 2. King et al
 3. Christiano et al
 4. Smets and Wouters

پژوهش حاضر بدین شرح سازماندهی شده است. در بخش دوم، برخی از مطالعات صورت گرفته ارائه می‌شود. در بخش سوم، مدل مورد استفاده در این پژوهش تشریح شده و نشان می‌دهیم که چگونه می‌توان به مدل اصطکاک‌های مالی را افزود. در بخش چهارم به نتایج حاصل از برآورد مدل‌های ارائه شده در بخش دوم پرداخته شده و در نهایت در بخش آخر، نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۱- پیشینه تحقیق

جلائی و شیرافکن (۱۳۸۸)، در پژوهشی به بررسی تأثیرگذاری سیاست‌های انبساطی پولی در اقتصاد ایران با توجه به منحنی فیلیپس (نیوکلاسیک‌ها و نیوکنزین‌ها) بر میزان طبیعی بیکاری و بیکاری تورم غیرافزایشی (NIRU) و همچنین تأثیرگذاری بر این دو متغیر طی دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۴ پرداخته‌اند. بدین منظور از تکنیک VAR و روش‌های ساختاری مبتنی بر OLS بهره گرفته و جهت محاسبه مقادیر غیرقابل مشاهده نرخ تورم انتظاری، میزان طبیعی بیکاری و تولید بالقوه از روش فیلتر هادریک - پرسکات استفاده نمودند. نتایج به دست آمده نظریه کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران را با در نظر گرفتن انتظارات تطبیقی و عقلایی مورد تأیید قرار می‌دهند. لذا منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت دارای شیب منفی بوده و سیاست‌های پولی انبساطی در تمام موارد ذکر شده می‌تواند متغیرهای واقعی را تحت تأثیر قرار دهد.

توکلیان (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای سه نوع منحنی فیلیپس کینزی جدید با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۳۶۷:۱-۱۳۸۷:۲ با استفاده از مدل DSGE ارائه نموده و همراه با دو نوع رفتار سیاستی برای بانک مرکزی شش مدل مختلف کینزی جدید به صورت مدل‌های تعادل عمومی پویای تضادفی به دست آورده است. هدف این مطالعه مقایسه تطبیقی این شش مدل و انتخاب یک مدل از بین این مدل‌هاست که به اقتصاد ایران نزدیک‌تر باشد. نتایج بیانگر آن است که منحنی فیلیپس کینزی جدید که در آن تورم انتظاری و همچنین تورم دوره قبل وارد می‌شود، بهتر می‌تواند اقتصاد ایران را توضیح دهد. در تشکیل تورم هر دوره به نظر می‌رسد که وزن بیشتر به تورم دوره گذشته داده می‌شود تا تورم انتظاری دوره آتی. بر اساس مدل DSGE منتخب، پیش‌بینی می‌شد که در سال ۱۳۸۸ اقتصاد از رکود خارج شده باشد.

امیری و همکاران (۱۳۹۱)، به استخراج منحنی فیلیپس با در نظر گرفتن تعدیل ناقص مزدها و قیمت‌های اسمی پرداخته‌اند. این مؤلفین استراتژی‌های مختلفی که بنگاه‌های تولیدی برای تعیین قیمت با آن مواجه‌اند را مورد بررسی قرار داده و در نهایت با استفاده از رویکرد کالوو به استخراج منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید پرداخته‌اند. منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در دوره زمانی ۱۳۵۴-۱۳۸۶ با استفاده از تکنیک GMM برآورد گردیده و برای تخمین معادله NKPC با استفاده از رویکرد GMM دو تصریح در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهند که منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید با داشتن ویژگی چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها، بهتر بتواند دنیای واقعی و به خصوص رابطه تورم و متغیرهای واقعی اقتصاد از قبیل تولید، بیکاری، هزینه نهایی واقعی را توضیح دهد.

امامی و علیا (۱۳۹۱)، با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۵ به برآورد شکاف تولید و تأثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور در ابتدا از طریق تکنیک فیلترینگ هادریک - پرسکات، تولید بالقوه را محاسبه کرده و سپس شکاف تولید را برآورد نمودند. در نهایت، جهت بررسی تأثیر شکاف تولید بر تورم از یک منحنی فیلیپس نیوکینزین بهره گرفته و آن را با کمک تکنیک OLS برآورد کردند. نتایج تحقیق تأییدکننده نظریات کینزین‌های جدید است. لذا در کشور ایران که متوسط نرخ تورم در دوره مورد مطالعه، معادل ۱۹/۶ است و در زمره کشورهای با نرخ تورم شدید^۱ محسوب می‌شود، منحنی فیلیپس با شیب نسبتاً تند برآورد گردیده است. بنابراین نوسانات در تقاضا سریعاً در قیمت‌ها منعکس شده و کارآیی سیاست‌های پولی پایین و درجه جایگزینی بین تولید و تورم نیز اندک است.

آروبا و همکاران^۲ (۲۰۱۳) به برآورد یک منحنی فیلیپس نیوکینزین مقیاس کوچک با استفاده از روش شوک‌های مجانبی مارکف^۳ و با بهره‌گیری از تکنیک DSGE پرداخته‌اند، که اقتصاد را بین رژیم تورم هدفگذاری شده و یک رژیم رکودی حرکت می‌دهد. برای این مطالعه از داده‌های فصلی ایالات متحده آمریکا برای دوره زمانی ۱۹۸۴:۱-۲۰۱۳:۴ و ژاپن برای دوره زمانی ۱۹۸۱:۱-۲۰۱۳:۴ استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، شوک‌های منفی تقاضا در سال ۲۰۰۹ اقتصاد آمریکا را به (ZLB)^۴ منتقل نموده و یک سیاست پولی گسترده

1. galloping inflation
 2. Aruoba et al
 3. Markov sunspot shocks
 4. The zero lower bound

متعاقباً آن را در این موقعیت حفظ می‌کند. ولی، ژاپن در سال ۱۹۹۹ تغییر به رژیم رکودی را تجربه کرده و به جز یک دوره کوتاه‌مدت در همان وضعیت باقی مانده است. بنابراین، در رژیم رکودی به‌رغم اینکه اقتصاد در ZLB باقی مانده باشد، ضرایب فزاینده مالی در حدود ۲۰ درصد کوچکترند. همچنین در حالی که در رژیم تورم هدفگذاری شده در آمریکا تعهد بانک مرکزی برای نگه داشتن نرخها در نزدیکی ZLB ضرایب فزاینده مالی را دو برابر می‌کند، اجرای این سیاست در رژیم رکودی ژاپن تأثیری ندارد.

کریستیانو و همکاران^۱ (۲۰۱۴a)، از طریق بررسی دقیق یک منحنی فیلیپس نیوکینزین با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۲۰۱۳:۳-۲۰۰۸:۳ به کمک یک مدل DSGE با مقیاس متوسط، که در آن بنگاهها در روند تنظیم دستمزد با درجه ملایمی از چسبندگی‌های قیمتی و نه چسبندگی اسمی مواجه‌اند به این نتیجه دست یافتند که بخش اعظم تحرکات در مجموع فعالیت‌های اقتصاد حقیقی در طی رکود بزرگ به علت اصطکاک‌های مالی که در تعامل با ZLB بوده صورت پذیرفته است. این مدل به خوبی رفتار مشترک نیروی کار، بازار کالا و تورم را در طی رکود بزرگ منعکس می‌کند. همچنین، با توجه به این مدل افت مشاهده شده در بهره‌وری کل و افزایش در هزینه سرمایه در گردش در محاسبه مقدار کوچک کاهش تورم در طی رکود بزرگ نقش حیاتی ایفا نموده است.

۲- روش تحقیق

۲-۱- تصریح مدل

از مدل ارائه شده در دل‌نگرو و شورف‌هاید^۲ (۲۰۱۲) به منظور بررسی موضوع پژوهش استفاده شده است. این مدل فرم توسعه‌یافته مدل اسمتزر و ووترز (۲۰۰۷) است (مدل SW) که به نوبه خود بر پایه مطالعه صورت گرفته توسط کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) قرار دارد. از آنجایی که استخراج مدل SW به طور مبسوط در مقاله کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) مطرح شده است، تنها خلاصه‌ای از شرایط تعادلی لگاریتمی - خطی ارائه می‌شود. ابتدا شرایط تعادل برای مدل SW را نوشته و سپس در مورد دو بسط بحث می‌کنیم که زمینه مدل به کار رفته در تجزیه و تحلیل تجربی پژوهش حاضر است. مدل را SWFF نام‌گذاری می‌کنیم که، در اینجا FF تأکید بر حضور اصطکاک‌های مالی دارد.

1. Christiano et al

2. Del Negro and Schorfheide

۲-۱-۱-۱-۱ مدل SW

این بخش در واقع مدل SW را بیان می‌کند. در ابتدا با معرفی شرایط تعادلی که به صورت لگاریتمی خطی شده‌اند، بحث را آغاز می‌کنیم. با توجه به این مؤلفین، متغیرهای مدل غیرایستا را به وسیله یک روند تصادفی^۱ (نه با یک روند قطعی^۲) روندزایی می‌کنیم. این رویکرد این امکان را فراهم می‌سازد تا بتوان همه شرایط تعادلی را به نحوی بیان کرد که دو مورد زیر را با هم در نظر بگیرد. یعنی یک فرآیند بهره‌وری عوامل کل (TFP) با روند ایستا و دیگری موردی است که در آن فن‌آوری از یک فرآیند ریشه واحد تبعیت می‌کند. \bar{z}_t را به عنوان فرآیند بهره‌وری لگاریتمی که به صورت خطی روندزایی شده است^۳ در نظر می‌گیریم که از قانون حرکت خودرگرسیون تبعیت می‌کند. SW فرض می‌کنند که بهره‌وری ایستا است.

$$\bar{z}_t = \rho_z \bar{z}_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{z,t} \quad (1)$$

با پیروی از دل‌نگرو و شورف‌هاید (۲۰۱۳) همه متغیرهای غیرایستا از طریق $Z_t = e^{\frac{1}{1-a} \bar{z}_t}$ روندزایی می‌شوند، که در آن γ نرخ رشد با ثبات اقتصاد است. نرخ رشد Z_t برحسب انحراف از γ توسط Z_t بیان شده و از فرآیند زیر تبعیت می‌کند

$$Z_t = \ln(Z_t / Z_{t-1}) - \gamma = \frac{1}{1-a} (\rho_z - 1) \bar{z}_{t-1} + \frac{1}{1-a} \sigma_z \varepsilon_{z,t} \quad (2)$$

همه متغیرها در معادلات زیر برحسب انحرافات لگاریتمی از وضعیت پایدار غیراستوکستیک خود تبیین و مقادیر پایدار به وسیله اندیس * مشخص شده‌اند. معادله مصرف اولر به صورت زیر به دست می‌آید.

$$C_t = -\frac{(1 - he^{-\gamma})}{\sigma_0(1 + he^{-\gamma})} (R_t - E_t[\pi_{t+1}] + b_t) + \frac{he^{-\gamma}}{(1 + he^{-\gamma})} (c_{t-1} - z_t) + \frac{1}{(1 + he^{-\gamma})} E_t[c_{t+1} + z_{t+1}] + \frac{(\sigma_0 - 1)}{\sigma_0(1 + he^{-\gamma})} \frac{w_t l_t}{c_*} (l_t - E_t[l_{t+1}]) \quad (3)$$

که در آن c_t مصرف، l_t عرضه نیروی کار، R_t نرخ بهره اسمی و π_t تورم است. فرآیند برون‌زای b_t سبب ایجاد شکافی مابین نسبت بین‌دوره‌ای مطلوبیت نهایی مصرف و بازدهی حقیقی بدون ریسک $R_t - E_t[\pi_{t+1}]$ شده و از فرآیند AR(1) با پارامترهای ρ_b و σ_b تبعیت

1. stochastic
2. deterministic
3. linearly detrended log productivity process

۴. لازم به ذکر است که معادلات وضعیت پایدار در ضمیمه مقاله ارائه شده توسط دل‌نگرو و شورف‌هاید (۲۰۱۳) موجود است.

می‌کند. پارامترهای σ_0 و h به ترتیب، درجه ریسک‌گریزی نسبی و درجهٔ تداوم عادت^۱ در تابع مطلوبیت را نشان می‌دهند. این رابطه در واقع متناظر با رابطه ۲ در SW است. شرط زیر از شرط بهینگی برای تولیدکنندگان سرمایه تبعیت کرده و رابطه بین ارزش سرمایه برحسب مصرف q_t^k و سطح سرمایه‌گذاری i_t اندازه‌گیری شده برحسب کالاهای مصرفی را نشان می‌دهد.

$$q_t^k = S^* e^{2\gamma(1+\bar{\beta})} (i_t - \frac{1}{1+\bar{\beta}}(i_{t-1} - z_t)) - \frac{\bar{\beta}}{1+\bar{\beta}} E_t[i_{t+1} + z_{t+1}] - \mu_t \quad (4)$$

که هم از طریق هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری (S^* مشتق دوم تابع هزینه تعدیل است) و هم از طریق یک فرآیند برون‌زا μ_t (که کارایی نهایی سرمایه‌گذاری نامیده می‌شود) تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین μ_t ، نرخ تبدیل مابین مصرف و سرمایه نصب شده را متأثر می‌سازد^۲. فرآیند برون‌زای μ_t از فرآیند AR(1) با پارامترهای ρ_μ و σ_μ پیروی می‌کند. پارامتر $\bar{\beta} = \beta e^{(1-\sigma_c)\gamma}$ به نرخ تنزیل بین‌دوره‌ای در تابع مطلوبیت خانوارها β ، درجه ریسک‌گریزی نسبی σ_c و نرخ رشد باثبات γ بستگی دارد. موجودی سرمایه، \bar{k}_t ، به صورت زیر بیان می‌شود.

$$\bar{k}_t = \left(1 - \frac{i_t^*}{k_t^*}\right) (\bar{k}_{t-1} - z_t) + \frac{i_t^*}{k_t^*} i_t + \frac{i_t^*}{k_t^*} S^* e^{2\gamma(1+\bar{\beta})} \mu_t \quad (5)$$

که در آن i_t/k_t^* نسبت با ثبات سرمایه‌گذاری به سرمایه است. این رابطه همان رابطه ۸ در مدل SW است. شرط آربیتراژ مابین بازدهی به سرمایه^۳ و نرخ بدون ریسک به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\frac{r_t^k}{r_t^k + (1-\delta)} E_t[r_{t+1}^k] + \frac{1-\delta}{r_t^k + (1-\delta)} E_t[q_{t+1}^k] - q_t^k = R_t + b_t - E_t[\pi_{t+1}] \quad (6)$$

که در آن r_t^k نرخ اجاره‌ای سرمایه، r_t^k مقدار باثبات آن و δ نرخ استهلاک است، که این در واقع همان رابطه ۴ در مدل SW است. با توجه به اینکه سرمایه مقید به متغیر کاربرد ظرفیت^۴ u_t است، رابطه بین \bar{k}_t و حجم سرمایه‌ای که به طور کارآ به بنگاه‌ها اجاره داده شده است، k_t ، به صورت زیر تبیین می‌شود.

$$k_t = u_t - z_t + \bar{k}_{t-1} \quad (7)$$

شرط بهینگی که ضریب استفاده^۵ را تعیین می‌کند، مطابق زیر به دست می‌آید.

1. habit persistence

۲. برای اطلاعات بیشتر به Greenwood و همکاران (۱۹۹۸) رجوع نمایید.

3. the return to capital

4. capacity utilization

5. utilization rate

$$\frac{1-\psi}{\psi} r_t^k = u_t \quad (8)$$

که در آن ψ هزینه‌های کاربرد را برحسب مصرف صرف‌نظر شده^۱ ثبت می‌کند. رابطه ۸ در واقع همان رابطه ۷ در مقاله SW است. هزینه‌های نهایی حقیقی برای بنگاه‌ها به صورت زیر به دست می‌آید.

$$mc_t = w_t + al_t - ak_t \quad (9)$$

که در آن w_t دستمزد حقیقی و α سهم درآمدی سرمایه (پس از پرداخت مارک‌آپ‌ها و هزینه‌های ثابت) در تابع تولید است.^۲ از شرایط بهینگی تولیدکنندگان کالاها، نتیجه می‌شود که تمامی بنگاه‌ها نسبت سرمایه - نیروی کار یکسانی دارند.

$$k_t = w_t + r_t^k + l_t \quad (10)$$

به‌رغم اینکه فن‌آوری، ریشه واحد داشته باشد و یا اینکه روند ایستا داشته باشد، همه معادلات شکل یکسانی دارند. با این حال، مقداری تفاوت برای دو شرط تعادلی زیر وجود خواهد داشت. اگر لگاریتم بهره‌وری یک روند ایستا باشد، در این حالت تابع تولید به صورت زیر خواهد بود که در واقع همان رابطه ۵ در مدل SW است.

$$y_t = \phi_p (ak_t + (1-a)l_t) + I\{\rho_z < 1\} (\phi_p - 1) \frac{1}{1-a} \tilde{z}_t \quad (11)$$

اگر تکنولوژی یک روند تصادفی باشد، عبارت آخر $(\phi_p - 1) \frac{1}{1-a} \tilde{z}_t$ کنار گذاشته می‌شود.^۳ زیرا در این مورد بایستی فرض شود که هزینه‌های ثابت متناسب با روند z_t هستند. به‌طور مشابه، قید بدین صورت است.

$$y_t = g_t + \frac{c_t}{y_t} + \frac{i_t}{y_t} + \frac{r_t^k k_t}{y_t} u_t - I\{\rho_z < 1\} \frac{1}{1-a} \tilde{z}_t \quad (12)$$

که در آن اگر تکنولوژی از یک فرآیند ریشه واحد تبعیت کند، عبارت $\frac{1}{1-a} \tilde{z}_t$ حذف می‌شود. فرض می‌شود که هزینه‌های دولت g_t از یک فرآیند برون‌زا به صورت

1. forgone consumption

۲. درست است که معادله ۹ را به صورت $mc_t = (1-a)w_t + ar_t^k$ نشان دهیم که در واقع همان معادله ۹ در مقاله SW است. این مؤلفین با جایگذاری معادله ۱۰ به جای r_t^k به معادله ۹ رسیدند.

۳. به بیانی دیگر اگر $\rho_z = 1$ باشد، در این حالت جمله آخر معادله ۱۱ $(\phi_p - 1) \frac{1}{1-a} \tilde{z}_t$ ایستا نخواهد بود. در این

حالت از این قسمت صرف‌نظر می‌شود.

تبعیت می‌کند. در نهایت، منحنی‌های فیلیپس قیمت و دستمزد به $g_t = \rho_g g_{t-1} + \sigma_g \eta_{g,t} + \eta_{gc} \sigma_c \varepsilon_{c,t}$ ترتیب به صورت زیر است که در آن $\kappa = \frac{(1-\zeta_p \bar{\beta})(1-\zeta_p)}{(1+l_p \bar{\beta}) \zeta_p ((\phi_p - 1) \varepsilon_p + 1)}$ است. پارامترهای ζ_p ، κ و l_p به ترتیب پارامتر کالوو^۱، درجه شاخص‌بندی و پارامتر انحناء^۲ در جمع‌کننده کیمبال^۳ برای قیمت‌ها، و ζ_w ، l_w و ε_w پارامترهای متناظر برای دستمزدها هستند.

$$\pi_t = km c_t + \frac{l_p}{1+l_p \bar{\beta}} \pi_{t-1} + \frac{\bar{\beta}}{1+l_p \bar{\beta}} E[\pi_{t+1}] + \lambda_{f,t} \quad (13)$$

$$w_t = \frac{(1-\zeta_w \bar{\beta})(1-\zeta_w)}{(1+\bar{\beta}) \zeta_w ((\lambda_w - 1) \varepsilon_w + 1)} (w_t^h - w_t) - \frac{1+l_w \bar{\beta}}{1+\bar{\beta}} \pi_t + \frac{1}{1+\bar{\beta}} (w_{t-1} - z_t - l_w \pi_{t-1}) + \frac{\bar{\beta}}{1+\bar{\beta}} E[w_{t+1} + z_{t+1} + \pi_{t+1}] + \lambda_{w,t} \quad (14)$$

w_t^h متناظر با نرخ نهایی جانشینی خانوارها بین مصرف و کار بوده و برابر است با

$$w_t^h = \frac{1}{1-he^{-\gamma}} (c_t - he^{-\gamma} c_{t-1} + he^{-\gamma} z_t) + v_t l_t \quad (15)$$

1. Calvo parameter

2. Curvature parameter

۳. جمع‌کننده پیشنهاد شده توسط Kimball (۱۹۹۵) این امکان را فراهم می‌سازد تا کشش جانشینی مابین کالاهای متمایز شده، تابعی از سهم نسبی بازارشان باشد. کیمبال تمایل داشت تا با استفاده از یک متغیر کشش تقاضا (variable elasticity of demand)، اولاً تحركات ضدادواری در مارک‌آپ مورد علاقه بنگاه را به دست آورد. ثانیاً، انعطاف‌ناپذیری حقیقی مناسب برای تدوین مدلی منطقی از قیمت‌های چسبیده به دست آورد (یعنی، بدون نیاز به فرض نگه داشتن قیمت‌ها به صورت ثابت به مدت زمان طولانی توسط درصد خیلی بزرگی از بنگاه‌ها). هدف وی به دست آوردن توابع تقاضایی بود که انعطاف‌پذیرتر بودند، با این مشخصه که برای بنگاه در سهم بازار نرمال خود، بسیار ساده‌تر است تا مصرف‌کنندگان را با افزایش قیمت نسبی خود از دست دهد تا به دست آوردن مصرف‌کنندگان به وسیله کاهش قیمت نسبی خود. با وابسته کردن کشش تقاضا به فروش نسبی بنگاه، ترجیحات کیمبال نوع دیگری از اصل متممیت (complementarity) استراتژیک را ارائه نمود که اثر توزیع‌های اسمی (و هر چیز برابری) را تقویت کرده و اندازه شیب منحنی فیلیپس را تقلیل داد. چنین خصوصییتی باعث شکل‌گیری پژوهش جدیدی پیرامون مفاهیم متنوعی از فرض کشش تقاضای غیر ثابت شده است. از نمونه پژوهش‌هایی که چنین رویکردی را اتخاذ کرده‌اند می‌توان به کینگ و داتسی (۲۰۰۵) و لووین و همکاران (۲۰۰۶)، فیشر و ایکنبائوم (۲۰۰۷)، گاست و همکاران (۲۰۰۷)، اسپردن (۲۰۱۰) اشاره نمود.

که در آن v_t نشان‌دهنده انحنای عدم مطلوبیت نیروی کار بوده و برابر با معکوس کشش فریش^۱ در غیاب انعطاف‌ناپذیری دستمزد است. معادله ۱۵ متناظر با معادله ۱۲ در مقاله SW است، که در آنجا برحسب مارک‌آپ $w_t^m = w_t - w_t^f$ بیان شده است. این رابطه در مدل پژوهش حاضر به طور مستقیم وارد معادله منحنی فیلیپس دستمزد شده است. شوک‌های مارک‌آپ $\lambda_{w,t}$ و $\lambda_{f,t}$ از فرآیند برون‌زای $ARIMA(1,1)$ به ترتیب به صورت $\lambda_{w,t} = \rho_{\lambda w} \lambda_{w,t-1} + \sigma_{\lambda w} \varepsilon_{\lambda w,t} + \eta_{\lambda w} \sigma_{\lambda w} \varepsilon_{\lambda w,t-1}$ و $\lambda_{f,t} = \rho_{\lambda f} \lambda_{f,t-1} + \sigma_{\lambda f} \varepsilon_{\lambda f,t} + \eta_{\lambda f} \sigma_{\lambda f} \varepsilon_{\lambda f,t-1}$ پیروی می‌کنند. در نهایت، مقام پولی از یک قانون بازخورد تعمیم‌یافته به شکل زیر پیروی می‌کند

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R)(\psi_1 \pi_t + \psi_2 (y_t - y_t^f)) + \psi_3 ((y_t - y_t^f) - (y_{t-1} - y_{t-1}^f)) + r_t^m \quad (16)$$

که در آن تولید با قیمت انعطاف‌پذیر y_t^f با حل نسخه‌ای از مدل به دست می‌آید که در آن انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی وجود ندارد (یعنی معادلات ۳ از طریق معادلات ۱۲ و ۱۵)، و جزء اخلاص r_t^m از فرآیند $AR(1)$ با پارامترهای ρ_r^m و σ_r^m تبعیت می‌کند. تفاوت رابطه ۱۶ با معادله موجود در SW را در سه مورد می‌توان بیان نمود: ۱- استفاده از تولید با قیمت انعطاف‌پذیر جهت برآورد شکاف تولید؛ ۲- جمله اضافی $\psi_3 ((y_t - y_t^f) - (y_{t-1} - y_{t-1}^f))$ ؛ ۳- خود همبسته بودن جمله اخلاص r_t^m . اضافه شدن r_t^m به معادله قاعده سیاست (معادله ۱۶) باعث می‌شود که شوک‌های سیاست پولی پیش‌بینی شده را بتوان ثابت کرد.^۲ لازم به ذکر

۱. کشش فریش (Frisch elasticity) عرضه نیروی کار، تغییر ساعات کار را به دلیل تغییر در دستمزدها (با فرض ثابت نگه داشتن مطلوبیت نهایی ثروت) ارزیابی می‌کند. این کشش به دلیل تعیین عکس‌العمل ساعات کار شده و از این رو اثرات توزیعی به مداخلات سیاست مالی، مالیات‌بندی یا انتقالات پولی، و نیز شدت رکودها، مخصوصاً پاسخ اشتغال و از این رو تولید به شوک‌های بهره‌وری، برای تحلیل‌های اقتصادی اهمیت زیادی دارد (Rendon & Reynaga: 2012).

۲. لازم است تا شوک‌های پیش‌بینی شده به مؤلفه برون‌زای سیاست پولی به صورت $r_t^m = \rho_r r_{t-1}^m + \sigma_r \varepsilon_{r,t} + \sum_{k=1}^K \sigma_{k,r} \varepsilon_{k,t-k}^R$ اضافه شود، که در آن $\varepsilon_{k,t-k}^R$ شوک سیاستی است که برای بنگاه‌ها در دوره $t-k$ معلوم است، لیکن قاعده سیاست را k دوره بعد متأثر می‌سازد (یعنی در دوره t). به هر حال فرض می‌شود که $\varepsilon_{k,t-k}^R \sim N(0,1)$ ، iid است. به منظور حل مدل لازم است تا شوک‌های پیش‌بینی شده به صورت برگشتی حل شود. برای این منظور، بردار حالت s_t را با K حالات اضافی v_t^R, \dots, v_{t-k}^R تعمیم می‌دهیم که قاعده حرکت آن به صورت زیر است. ←

است، شوک‌های مارک‌آپ دستمزد (λ_w) و سیاست پولی (r^m) نقش مهمی در رکود دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۹ ایفا می‌کنند. شوک‌های مارک‌آپ عدم رقابت در بازار نیروی کار را ثابت می‌کنند، در حالی که شوک‌های سیاست پولی انحرافات پیش‌بینی نشده از بخش سیستماتیک قاعده بازخورد را ثابت می‌کند.

۲-۱-۲- تورم هدف متغیر در زمان^۱ و انتظارات تورمی بلندمدت

به منظور کنترل افزایش و کاهش تورم در برآورد نمونه، نرخ تورم هدف ثابت^۲ را با یک نرخ تورم هدف متغیر در زمان جایگزین می‌کنیم. نرخ‌های هدف تورم متغیر در زمان بارها برای تصریح قواعد سیاست پولی در مدل DSGE به کار گرفته شده است.^۳ در هر نقطه از زمان، سطح نرخ تورم هدف ضرورتاً توسط انتظارات تورمی بلندمدت تعیین می‌شود. تا حدی که انتظارات تورمی بلندمدت در آغاز پیش‌بینی، حاوی اطلاعاتی درباره تابع هدف بانک مرکزی است (به عنوان مثال، میل به ایجاد تورم با ثبات در سطح ۸ درصد) چنین اطلاعاتی به صورت خودکار در پیش‌بینی‌ها وارد شده است. به طور خاص، برای مدل SW قاعده بازخورد نرخ بهره بانک مرکزی (معادله ۱۶) به طریق زیر تعدیل شده است.

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R)(\psi_1(\pi_t - \pi_t^*) + \psi_2(y_t - y_t^f)) + \psi_3((y_t - y_t^f) - (y_{t-1} - y_{t-1}^f)) + r_t^m \quad (17)$$

هدف تورمی متغیر در زمان مطابق معادله زیر به دست می‌آید:

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \sigma_\pi \varepsilon_{\pi^*,t} \quad (18)$$

→

$$v_{1,t}^R = v_{2,t-1}^R + \sigma_{1,r} \varepsilon_{1,t}^R$$

$$v_{2,t}^R = v_{3,t-1}^R + \sigma_{2,r} \varepsilon_{2,t}^R$$

⋮

$$v_{K,t}^R = \sigma_{k,r} v_{K,t}^R$$

بنابراین، r_t^m را می‌توان به صورت $r_t^m = \rho_r m r_{t-1}^m + \sigma_r m \varepsilon_{r,t} + v_{1,t}^R$ بیان کرد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در این رابطه $v_{1,t}^R = \sum_{k=1}^k \sigma_{k,r} \varepsilon_{k,t-k}^R$ بوده و اینکه تمامی شوک‌های پیش‌بینی شده‌ای را در خود جمع می‌کند که قاعده سیاست را در دوره t تحت تأثیر قرار می‌دهند. در عمل فرض می‌کنیم که این شوک‌ها انحراف معیار یکسانی دارند.

1. time-varying inflation target

2. constant target inflation rate

۳. به طور مثال در میان مقالات مختلف به لوین و ارگ (۲۰۰۳) و اسمتزر و ووترز (۲۰۰۳) اشاره نمود.

که در آن $0 < \rho_{\pi} < 1$ و $\epsilon_{\pi,t} \in \text{iid}$ یک شوک iid است. به‌عنوان یک فرآیند ایستا مدل‌سازی می‌شود، هر چند تقدم ρ_{π} ، به این فرآیند در جهت پایداری بیشتر نیرو وارد می‌کند.^۱

۲-۱-۳- اصطکاک‌های مالی

فرض بر این است که بانک‌ها سپرده‌ها را از خانوارها جمع‌آوری کرده و به کارآفرینان وام می‌دهند. کارآفرینان با استفاده از این وجوه، سرمایه فیزیکی به دست آورده و آن را به تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای اجاره می‌دهند. کارآفرینان به اختلالات ویژه‌ای که توانایی مدیریت آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مقید هستند. بنابراین، درآمد آن‌ها ممکن است برای بازپرداخت وام‌های بانکی بسیار پائین باشد. بانک‌ها با ادغام همه وام‌ها و با دریافت کارمزدی^۲ در مقابل ریسک پیش‌فرض از خود محافظت می‌کنند. این کارمزد ممکن است به عنوان میزان اتکاء به وام کارآفرینان و میزان ریسک‌پذیری آن‌ها نوسان کند. جهت اضافه کردن این اصطکاک‌های مالی به مدل SW، لازم است تا معادله (۶) با شروط زیر جایگزین شود. این شروط بر پایه مدل ارائه شده توسط دگراوه^۳ (۲۰۰۸) و کریستیانو و همکاران^۴ (۲۰۱۴b) قرار دارد.

$$E_t [\tilde{R}_{t+1}^k - R_t] = b_t + \zeta_{sp,b} (q_t^k + \bar{k}_t - n_t) + \tilde{\sigma}_{w,t} \quad (19)$$

$$\tilde{R}_t^k - \pi_t = \frac{r_*^k}{r_*^k + (1-\delta)} r_*^k + \frac{(1-\delta)}{r_*^k + (1-\delta)} q_*^k - q_{t-1}^k \quad (20)$$

که در آن \tilde{R}_t^k بازدهی اسمی ناخالص سرمایه برای کارآفرینان، n_t سهام کارآفرینی و $\tilde{\sigma}_{w,t}$ شوک‌های اصطکاک مالی بوده و از یک فرآیند $AR(1)$ با پارامترهای ρ_{σ_w} و σ_{σ_w} تبعیت می‌کند. شرط دوم بازدهی سرمایه را تعریف می‌کند، در حالی که شرط اول سود ناخالص مابین بازدهی مورد انتظار سرمایه و نرخ بدون ریسک را تعیین می‌کند. لازم به ذکر است که اگر $\zeta_{sp,b} = 0$ بوده و شوک‌های اصطکاک مالی $\tilde{\sigma}_{w,t}$ صفر باشند، معادلات (۱۹) و (۲۰) منطبق بر معادله (۶) می‌شوند. شرط پیش‌رو، سیر تکاملی ثروت خالص کارآفرینی را نشان می‌دهد.

۱. مدل‌های یادگیری سارجنت و همکاران (۲۰۰۶)، پریمیتری (۲۰۰۶) نشان می‌دهند که افزایش در نرخ تورم هدف در دهه ۱۹۷۰ و اُفت متعاقب آن به دلیل یادگیری سیاست‌گذاران درباره بده - بستان تورم - تولید و تلاش برای تنظیم تورم به صورت بهینه است. در مدل به کار رفته در این پژوهش از چنین مکانیسمی استفاده شده است.

2. spread
3. De Graeve
4. Christiano et al

$$n_t = \zeta_{n,\bar{R}} k(\bar{R}_t^k - \pi_t) - \zeta_{n,R}(R_{t-1} - \pi_t) + \zeta_{n,qK}(q_{t-1}^k + \bar{k}_{t-1}) + \zeta_{n,n} n_{t-1} - \frac{\zeta_{n,\sigma w}}{\zeta_{sp,\sigma w}} \bar{\sigma}_{w,t-1} \quad (21)$$

لازم به ذکر است که در اینجا این فرض را مورد تأکید قرار می‌دهیم مبنی بر اینکه بازدهی‌های سپرده، مقید به شوک هزینه مداخله^۱ یکسان b مانند اوراق قرضه دولتی نیستند. این فرض، فرض SW را منعکس می‌کند که در آن سرمایه‌گذاری ثابت^۲ به هزینه معاملاتی^۳ مقید نبود.

۲-۲- تورم بنیادین

برای درک رفتار تورم مناسب است تا از سری‌های تورم مدل ضمنی^۴، برآوردی از تورم بنیادین استخراج شود.^۵ بدین منظور، عبارت $\Delta_{lp}\pi_t = \pi_t - lp\pi_{t-1}$ را تعریف کرده و عبارت منحنی فیلیپس (معادله ۱۳) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\Delta_{lp}\pi_t = \bar{\beta} E_t [\Delta_{lp}\pi_{t+1}] + (1 + lp\bar{\beta})(kmc_t + \lambda_{f,t}) \quad (22)$$

از طرفی می‌توان این معادله تفاضلی را به صورت رو به جلو حل کرد:

$$\Delta_{lp}\pi_t = (1 + lp\bar{\beta})k \sum_{j=0}^{\infty} \bar{\beta}^j E_t [mc_{t+j}] + (1 + lp\bar{\beta}) \sum_{j=0}^{\infty} \bar{\beta}^j E_t [\lambda_{f,t+j}] \quad (23)$$

جمله اول اثر مجموع هزینه‌های نهایی آتی تنزیل شده بر روی تورم جاری و جمله دوم سهم شوک‌های مارک‌آپ آتی را ثبت می‌کند. با تعریف رابطه زیر

$$S_t^{\infty} = \sum_{j=0}^{\infty} \bar{\beta}^j E_t [\lambda_{f,t+j}] \quad (24)$$

می‌توان تورم را به صورت زیر تجزیه کرد:

$$\pi_t = \tilde{\pi}_t + \Lambda_{f,t} \quad (25)$$

که در آن:

$$\tilde{\pi}_t = K(1 + lp\bar{\beta})(1 - lpL)^{-1} S_t^{\infty} \quad (26)$$

$$\Lambda_{f,t} = (1 + lp\bar{\beta})(1 - lpL)^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} \bar{\beta}^j E_t [\lambda_{f,t+j}] \quad (27)$$

1. intermediation cost
2. capital investment
3. transaction Cost
4. model-implied inflation series

۵. عمل مشابه در کینگ و واتسون (۲۰۱۲) نیز صورت گرفته است.

و L عملگر وقفه است. عبارت اول سمت راست معادله (۲۵)، $\tilde{\pi}_t$ ، بیانگر تورم بنیادین بوده و با مجموع تنزیل شده هزینه‌های نهایی مورد انتظار متناظر است.^۱ تورم بنیادین هنوز هم به طور غیرمستقیم به $\lambda_{f,t}$ ، از طریق اثر شوک مارک‌آپ بر هزینه‌های نهایی مورد انتظار جاری و آتی وابسته است.

۲-۳- بخش نفت

با در نظر گرفتن سهم درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران، این بخش به طور مجزا مورد بررسی قرار می‌گیرد. با پیروی از متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) و نیز جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۴) نفت مجزا از تولید سایر بنگاه‌های تولیدی در نظر گرفته شده و تولید کل به دو بخش تولید نفتی و تولید غیرنفتی تقسیم می‌شود. درآمدهای نفتی (Oil_t) از یک فرآیند برون‌زای $AR(1)$ تبعیت کرده و فرض می‌شود که این درآمدها از تکانه‌های ناشی از تغییر حجم صادرات نفت (Oil_t^{Ex}) یا تغییر در قیمت فروش نفت ($Price_t^{oil}$) و یا تغییر در نرخ ارز (e_t) متأثر می‌شود.

$$Oil_t = \rho_{oil} Oil_{t-1} + (1 - \rho_{oil}) \bar{Oil}_t + \varepsilon_{oil,t} \quad (28)$$

در این رابطه Oil_t جریان درآمد حقیقی نفت در دوره t و \bar{Oil}_t سطح باثبات جریان درآمدهای نفتی است.

$$Oil_{R_t} = e_t Price_t^{oil} Oil_t^{Ex} \quad (29)$$

$$Oil_t = \frac{Oil_{R_t}}{Price_t^{oil}} \quad (30)$$

فرض بر این است که نفت تولیدی با توجه به قیمت‌های جهانی صادر می‌شود.

۳- نتایج حاصل از برآورد مدل: پیش‌بینی‌ها در طی رکود بزرگ

تحلیل تجربی را از طریق آزمون پیش‌بینی‌ها برای تورم، رشد تولید و هزینه‌های نهایی طی دوره رکودی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ آغاز کرده و نشان می‌دهیم که مدل DSGE نیوکینزین که در قسمت ۳ معرفی شد یک رکود عمیق و متعاقب آن یک بهبود ضعیف را نشان می‌دهد، لیکن، هنوز انقباض پولی (کاهش تورم) پیش‌بینی نمی‌شود.

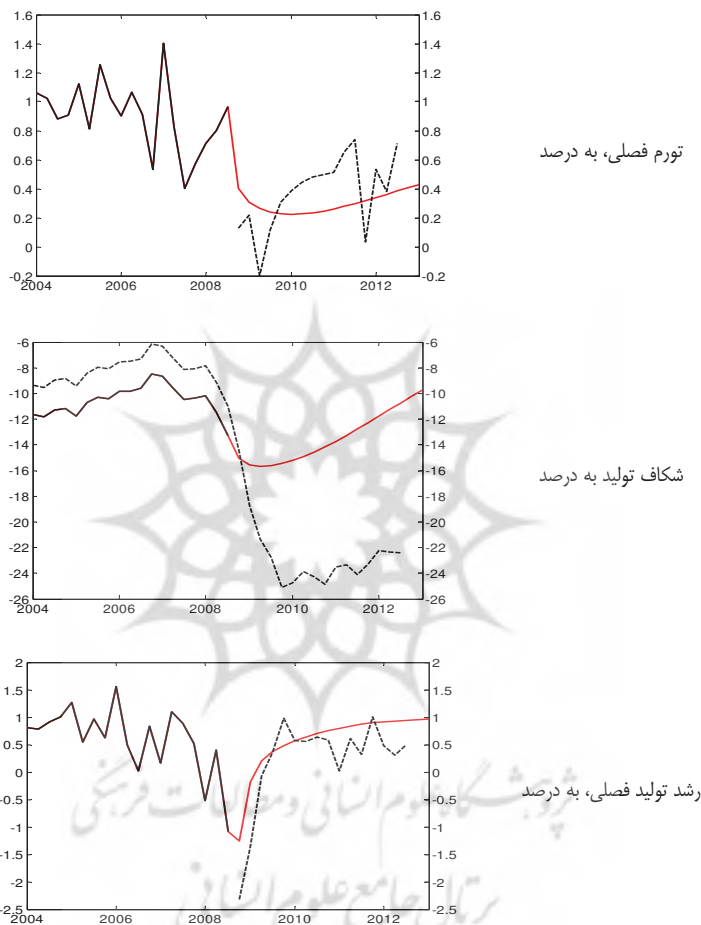
۱. تورم بنیادین در این پژوهش اندکی با آنچه توسط گرتلر و گالی (۱۹۹۹) و اسپوردن (۲۰۰۵)،

به صورت $\tilde{\pi}_t = l_p \pi_t + K(1 + lp\bar{\beta})S_t^\infty$ محاسبه شده متفاوت است. بنابراین، تجزیه‌ای که صورت گرفته اثر مستقیم

شوکه‌های مارک‌آپ را از تورم مشاهده شده حذف می‌کند، توجه شود، که در هر صورت، $\tilde{\pi}_t$ و $\Lambda_{f,t}$ متعامد نیستند.

۳-۱- تورم و رشد تولید

پیش‌بینی‌های رشد تولید (درصد‌های فصل به فصل) که با اطلاعات $Y_{t,T+}$ به دست می‌آید، در سمت چپ شکل ۱ نشان داده شده است. پیش‌بینی‌های مشابه و توضیحات مبسوط در مورد چگونگی محاسبه آن‌ها در مقاله دل‌نگرو و شورف‌هاید (۲۰۱۳) موجود است.

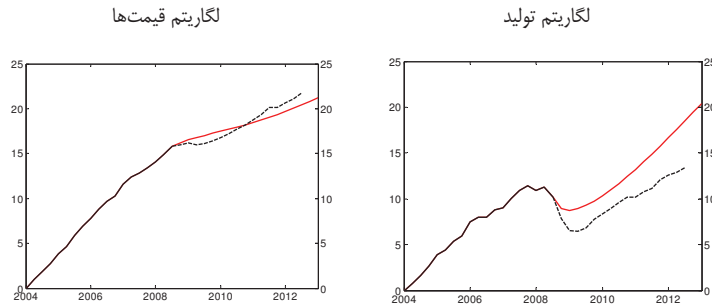


شکل ۱- پیش‌بینی‌های رشد تولید، شکاف تولید و تورم

داده‌های واقعی تا فصل سوم سال ۲۰۰۸ (مشکی پیوسته): مسیرهای پیش‌بینی (قرمز پیوسته): داده‌های واقعی که از فصل چهارم سال ۲۰۰۸ شروع می‌شود (خط مشکی بریده). شکاف تولید: هموارشده پیش‌بینی $E[gap_t|Y_{t,T+}]$ تا فصل سوم سال ۲۰۰۸ (مشکی پیوسته): مسیر پیش‌بینی (قرمز پیوسته): هموارشده پسینی $E[gap_t|Y_{t,T+}, \hat{\theta}]$ (خط مشکی بریده).

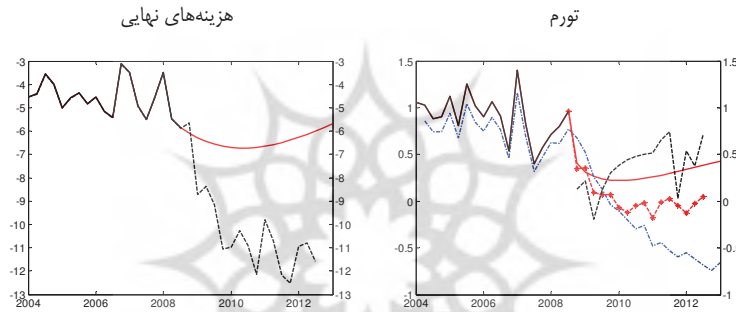
مدل DSGE همراه با اصطکاک‌های مالی، آفت شدید در رشد GDP و بهبود بسیار کندی را پیش‌بینی می‌کند. در واقع، پیش‌بینی مدل برای سطح لگاریتمی تولید در فصل سوم سال ۲۰۱۲ به مقدار واقعی نزدیک است (شکل ۲). به این معنی که تولید پس از بحران مالی پایین‌تر از روند باقی می‌ماند. پانل وسط در شکل ۱، شکاف بین تولید واقعی و تولید تصوری^۱ در یک اقتصاد فاقد انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی، شوک‌های مارک‌آپ و اصطکاک‌های مالی را نشان می‌دهد. بر اساس این شکل، سطح پایین تولید پس از فصل چهارم سال ۲۰۰۸، نتیجه کارآمدی برای اقتصاد نیست. به دلیل اینکه تولید تصوری قابل مشاهده نیست، مقادیر واقعی شکاف تولید بایستی با مقادیر هموارشده جایگزین شود. خط مشکی پیوسته بر اساس اطلاعات y_{IT+} و متناظر با $IE[gap_t|y_{IT+}]$ است. خط قرمز پیوسته پیش‌بینی‌هایی را مشروط بر اطلاعات y_{IT+} و خط مشکی بریده مقادیر هموار شده پسینی $IE[gap_t|y_{Tfull}, \theta]$ را نشان می‌دهد. در فصل چهارم سال ۲۰۰۸ مدل شکاف‌های بزرگ و پایداری را پیش‌بینی می‌کند (تا ۱۶- درصد)، که در انتهای نمونه کوچک‌ترند (در حدود ۹- درصد). شکاف تولید پسینی در شرایط مطلق تا حدودی بزرگ‌تر از شکاف تولید پیش‌بینی شده است، به طوری که در انتهای سال ۲۰۰۹ به کمتر از ۲۵- درصد آفت کرده و به تدریج بهبود پیدا می‌کند. در سمت راست شکل ۱ پیش‌بینی‌های تورم نشان داده شده است (درصد‌های فصل به فصل). پیش‌بینی مدل DSGE، کاهش تورم در فصل اول سال ۲۰۰۹ را نشان نمی‌دهد. این امر تا حدودی به دلیل سقوط و فروپاشی در قیمت‌های کالاها و بازگشت متعاقب تورم در سال ۲۰۱۰ و ابتدای سال ۲۰۱۱ است. گذشته از چنین تحولات با فرکانس بالا، مدل پیش‌بینی‌های تورم معقولی را نتیجه می‌دهد. بر حسب تغییر قیمت تجمعی بین فصل چهارم سال ۲۰۰۸ و فصل سوم سال ۲۰۱۲، مدل سطح قیمت‌ها را در پایان نمونه در حدود ۲ درصد کمتر از حد پیش‌بینی می‌کند. به طور خلاصه، با استفاده از اطلاعات در دسترس در پایان سال ۲۰۰۸، مدل DSGE آفت رشد تولید، تقریباً به بزرگی مقدار واقعی آن و همچنین بهبود کند پس از آن و شکاف‌های بزرگ و پایدار را پیش‌بینی می‌کند.

1. counterfactual output



شکل ۲- پیش‌بینی‌های تجمعی از رشد تولید و تورم
داده‌های واقعی (خط سیاه)، مسیر پیش‌بینی (خط قرمز)

۲-۳- پیش‌بینی‌های هزینه‌های نهایی



شکل ۳- هزینه نهایی و پیش‌بینی‌های تورم مشروط

تصویر سمت چپ: هموار شده پیش‌بینی $IE[mc_t | Y_{IT,t}, \hat{\theta}]$ تا فصل چهارم سال ۲۰۰۸ (مشکی پیوسته)؛ مسیر پیش‌بینی (قرمز پیوسته)؛ هموار شده پس‌بینی $IE[mc_t | Y_{IT,t}, \hat{\theta}]$ شروع از فصل چهارم سال ۲۰۰۸ (مشکی بریده). تصویر سمت راست: تورم واقعی تا فصل سوم سال ۲۰۰۸ (مشکی پیوسته)؛ تورم واقعی شروع از فصل چهارم سال ۲۰۰۸ (مشکی بریده)؛ پیش‌بینی‌ها (قرمز پیوسته)؛ پیش‌بینی‌های مشروط بر هزینه‌های نهایی پس‌بینی $IE[mc_t | Y_{IT,t}, \hat{\theta}]$ (قرمز بریده)؛ پیش‌بینی‌های حاصل از فرم خلاصه‌شده منحنی فیلیپس مشروط بر بیکاری تحقق یافته (آبی بریده).

مطابق NKPC، تورم از طریق انتظارات هزینه‌های نهایی آتی تعیین می‌شود. بنابراین در این قسمت پیش‌بینی‌های هزینه‌های نهایی برای دوره رکود بزرگ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در غیاب هزینه‌های ثابت، هزینه‌های نهایی mc_t متناسب با سهم نیروی کار است. علاوه بر این، تغییرات در سهم نیروی کار از طریق مجموعه‌ای از متغیرهای قابل مشاهده اندازه‌گیری می‌شود که در برآورد مورد استفاده قرار گرفته‌اند. حضور هزینه‌های ثابت در مدل تناسب مستقیم بین هزینه‌های نهایی و

سهم نیروی کار را می‌شکند و باید با هزینه‌های نهایی به مثابه متغیر پنهان رفتار شود. تصویر سمت چپ شکل ۳ نشان می‌دهد که مدل DSGE به شدت هزینه‌های نهایی را بیش از حد پیش‌بینی می‌کند.^۱ در تصویر سمت راست شکل ۳، پیش‌بینی پایه‌ای تورم (خط قرمز پیوسته) با توجه به شکل ۱ بار دیگر ترسیم شده و پیش‌بینی تورم جایگزینی را نشان می‌دهد که مشروط بر مسیر پسینی هزینه‌های نهایی به دست آمده است (خط قرمز بریده). پیش‌بینی به دست آمده برای تورم پایین‌تر از پیش‌بینی پایه است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تورم همچنان به هزینه‌های نهایی آتی مورد انتظار بستگی داشته و اینکه قیمت‌گذاران می‌دانند که هزینه‌های نهایی در نهایت بعد از کاهش بزرگ مابین سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۲ به وضعیت پایدار خود باز خواهند گشت. در واقع، سیاست پولی به میزان کافی به هزینه‌های نهایی مساعدت می‌کند تا به وضعیت پایدار خود برگردند، به طوری که تورم به هدف بانک مرکزی باز می‌گردد. در تصویر سمت راست شکل ۳ پیش‌بینی‌های تورم حاصل از یک منحنی فیلیپس گذشته‌نگر نیز نشان داده شده است (خط آبی بریده). منحنی فیلیپس گذشته‌نگر کاهش تورم را پیش‌بینی می‌کند که این امر با توجه به میزان کسادی که از طریق سطح بیکاری ارائه می‌شود تعجب‌آور نیست. در بخش‌های بعدی نیز مشاهده خواهیم کرد که طبیعت آینده‌نگر NKPC پیش‌بینی‌ها را شناور قرار می‌دهد.

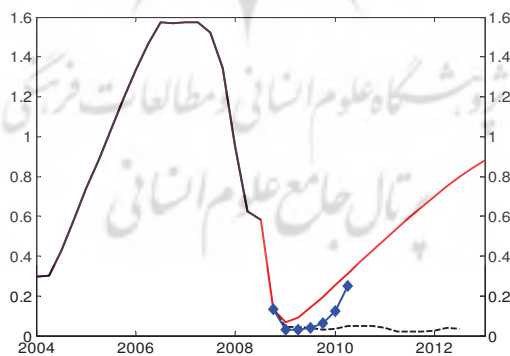
۳-۳- علل عدم سقوط تورم

علت را می‌توان در طبیعت آینده‌نگر NKPC جستجو کرد. تعیین تورم واقعی به طور گسترده از طریق تورم بنیادین صورت می‌گیرد، که به عنوان ارزش حال تنزیل شده مورد انتظار هزینه‌های نهایی آتی تعریف می‌شود (به بخش ۲-۲ رجوع نمائید). بنابراین، حتی اگر هزینه‌های نهایی جاری پایین بوده و شکاف تولید جاری در پایین وضعیت پایدار قرار گرفته باشد (همانند شکل‌های ۱ و ۳)، تا زمانی که انتظار می‌رود هزینه‌های نهایی در آینده به سمت وضعیت پایدار بازگردند، ارزش حال هزینه‌های نهایی و بنابراین تورم، ممکن نیست به طرز چشمگیری سقوط کند. این امر به طور طبیعی بیانگر این مسئله است که چه چیزی بازگشت مورد انتظار هزینه‌های نهایی را تعیین می‌کند. بخش ۴-۴ این سؤال را با جزئیات شرح داده و نشان می‌دهد

۱. در نگاه اول، شکل ۳ شواهد محکمی علیه مدل نیوکینزین ارائه می‌کند. حتی اگر این مدل کاهش در رشد تولید را نشان دهد، نمی‌تواند کاهش در هزینه‌های نهایی را پیش‌بینی کند. اگر مدل بتواند پیش‌بینی را انجام دهد در این صورت ممکن است تصور شود که پیش‌بینی‌های تورم به طور قابل ملاحظه‌ای کمتر خواهند بود. این اساساً نکته‌ای است که توسط بال و مازومدر (۲۰۱۱) ارائه شده است.

که اگر انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت به اندازه کافی بزرگ باشد، سیاست‌های پولی تأثیر قابل توجهی بر پویایی‌های هزینه‌های نهایی خواهد داشت. اگر تورم زیر وضعیت پایدار یا تولید کمتر از مقدار بالقوه‌اش باشد، قاعده سیاست نرخ حقیقی را برای مدت زمان طولانی پائین می‌آورد. این عامل مصرف و تقاضای سرمایه‌گذاری را از طریق کاهش مجموع تنزیل شده نرخ‌های حقیقی آتی مورد انتظار، تحریک کرده و به نوبه خود هزینه‌های نهایی را افزایش می‌دهد. به علت اینکه تورم به وسیله مجموع ارزش تنزیل شده مورد انتظار هزینه‌های نهایی آتی تعیین می‌شود، از آفت در تورم جلوگیری شده است.

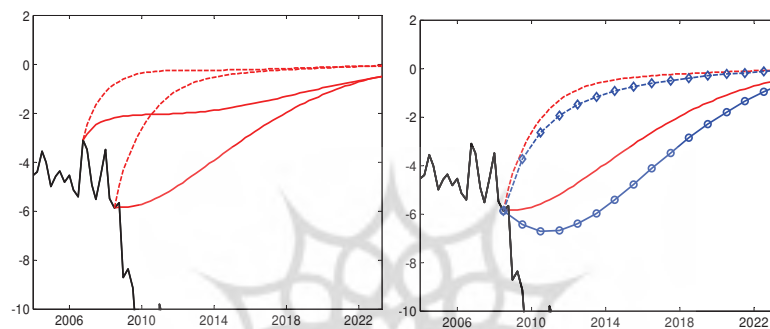
شکل ۴ پیش‌بینی‌های مدل برای نرخ وجوه بانک مرکزی (FFR) را به تصویر می‌کشد (خط قرمز). از پایان سال ۲۰۰۸ (تا پایان سال ۲۰۰۸ داده‌های حقیقی با رنگ سیاه پیوسته نشان داده شده است)، پیش‌بینی‌های مدل نشان می‌دهند که FFR به کمتر از صفر کاهش نیافته و در ZLB قرار گرفته است (خط مشکی بریده). بحثی که تا به الان صورت گرفته، به برآورد نسبتاً بالای انعطاف‌ناپذیری قیمت برای مدل با اصطکاک‌های مالی متکی است (پارامتر کالوو برآورد شده‌ای به مقدار ۰/۸۳). $\hat{p}_p = -1/83$ برآورد شده در این پژوهش بزرگ‌تر از \hat{p}_p به دست آمده در مدل مشابه بدون اصطکاک‌های مالی موجود (یعنی مدل SW) است. یک بخش از این مقاله درصدد بیان این مطلب است که درجه بالاتری از انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت نه تنها منجر به یک منحنی فیلیپس مسطح‌تر می‌شود، بلکه نشان‌دهنده رفتار درون‌زای هزینه‌های نهایی در مدل نیز است. این درون‌زایی اهمیت زیادی دارد، چرا که این امکان را مهیا می‌سازد تا سیاست بتواند نقشی در تعیین تورم ایفا کند.



شکل ۴- پیش‌بینی‌های نرخ وجوه بانک مرکزی

۳-۴- انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت و پویایی‌های هزینه نهایی

در این بخش استقلال پویایی‌های هزینه‌های نهایی بر روی درجه چسبندگی‌های قیمت و نیز رفتار سیاست پولی را نشان می‌دهیم. بدین منظور در ابتداء پیش‌بینی‌های هزینه نهایی مبتنی بر برآورد پسین $\hat{c}_p = 0.183$ را با پیش‌بینی‌های مبتنی بر برآورد $\hat{c}_p^{sw} = 0.165$ ارائه شده در مقاله اسمتزر و ووترز (۲۰۰۷) مقایسه کرده و سپس اثر کاهش پاسخ بانک مرکزی به تورم حاصل از مقدار برآورد شده $\hat{\psi}_1 = 1/37$ به مقدار تصویری^۱ (یعنی ۱/۱) را نشان می‌دهیم. نتایج در شکل ۵ خلاصه شده است.



شکل ۵- انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت و پیش‌بینی‌های هزینه‌های نهایی

سمت چپ شکل ۵، اثر تغییر درجه انعطاف‌ناپذیری اسمی را نشان می‌دهد. خط سیاه متناظر با برآوردهای هموار شده هزینه‌های نهایی در انحراف از وضعیت پایدار^۲ $IE[mc_t | y_{t,T}^{state}, \theta]$ برای دوره بعد از سال ۲۰۰۵ است. خطوط قرمز که در دو نقطه از زمان از خط سیاه رنگ امتداد می‌یابد، مسیر پیش‌بینی شده هزینه‌های نهایی آتی است. با در نظر گرفتن اینکه خطوط بریده مبتنی بر مقدار SW (یعنی $\hat{c}_p^{sw} = 0.165$) است، خطوط قرمز پیوسته پیش‌بینی‌هایی هستند که با استفاده از مقدار برآورد $\hat{c}_p = 0.183$ به دست آمده‌اند. شکل ۵ نشان می‌دهد که اگر قیمت‌ها به طور نسبی انعطاف‌پذیر باشند، هزینه‌های نهایی به سرعت به مقدار پایدار^۲ خود برمی‌گردند. فرض کنید که قیمت‌ها به طور کامل انعطاف‌پذیر هستند. در یک چنین حالتی، بنگاه‌ها تمایل دارند تا قیمت‌های خود را در یک مارک‌آپ بالای هزینه‌های نهایی اسمی قرار دهند. لازم به ذکر است که هزینه‌های نهایی حقیقی تنها در پاسخ به شوک‌های مارک‌آپ برون‌زا حرکت می‌کنند و

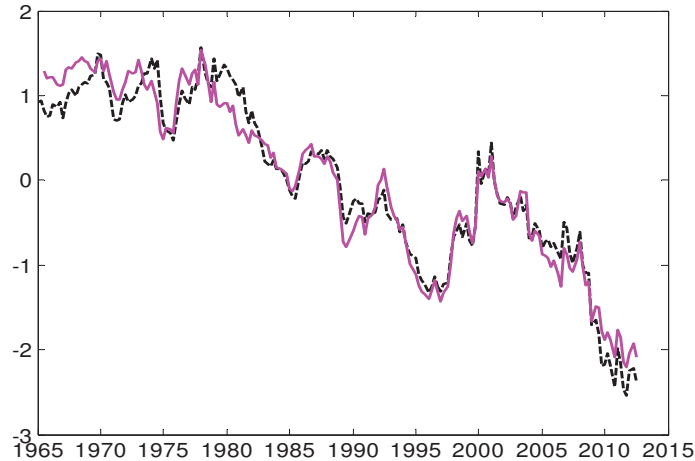
1. counterfactual
2. state value

پایداری درون‌زا ندارند. به طور مشابه، در شکل ۵ زمانی که قیمت‌ها به طور نسبی انعطاف‌پذیر هستند، هزینه‌های نهایی حقیقی به سرعت به وضعیت پایدار بر می‌گردند (به اضافه اینکه شوک‌های مارک‌آپ برون‌زا خیلی پایدار نیستند) به طوری که ارزش حال تنزیل شده هزینه‌های نهایی آتی (معادله ۲۴) ضرورتاً با هزینه‌های نهایی حقیقی جاری mc_t منطبق می‌شود (شکل ۶). این در واقع همان چیزی است که برای خطوط بریده قرمز رنگ اتفاق می‌افتد.

در مقابل، اگر قیمت‌ها انعطاف‌ناپذیر باشند، بنگاه‌ها با یک کاهش پایدار در تقاضا برای کالاها همراه با کاهش در عرضه کالاها مواجه خواهند شد، که این خود منجر به سقوط دائمی در هزینه‌های نهایی می‌شود. با توجه به مطالب اشاره شده، به طور محتمل ارزش حال تنزیل شده هزینه‌های نهایی آتی s_t^e ، اساساً متفاوت از هزینه‌های نهایی حقیقی جاری mc_t است. به منظور اثبات این ادعا که سیاست پولی، هزینه‌های نهایی آتی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد، در سمت راست از شکل ۵ پیش‌بینی‌های هزینه نهایی تحت ضریب قاعده سیاست^۱ برآورد شده $\hat{\pi}_t = 1/2752$ و مقدار تصویری ($\hat{\pi}_t = 1/11$) نشان داده شده است. نمودار نشان می‌دهد که پاسخ پائین‌تر سیاست به تورم، تفاوت مختصری در مسیر مورد انتظار هزینه‌های نهایی برای $\hat{g}_p^{sw} = 1/65$ به دنبال داشته (از آنجایی که هزینه‌های نهایی ضرورتاً برون‌زا هستند) و به سرعت (صرف نظر از رفتار سیاست پولی) به وضعیت پایدار برمی‌گردد. به هر حال، در مقدار $\hat{g}_p = 1/83$ ، پیش‌بینی‌های هزینه نهایی به عکس‌العمل بانک مرکزی به تحکات تورم بسیار حساس هستند. از این رو، اگر انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی قوی باشند، هزینه‌های نهایی از مؤلفه برون‌زای قوی برخوردار خواهند بود که توسط یک سیاست پولی (که به تورم شدیداً عکس‌العمل نشان می‌دهد) می‌تواند تعدیل شود. سیاست پولی به نوبه خود قادر است تا تورم جاری و آتی را مهار کند. بنابراین، سیاست حتی با منحنی فیلیپس مسطح (یعنی انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی بالا) می‌تواند بر روی تورم اعمال کنترل کند.^۲

1. policy rule coefficient

۲. IMF در سال ۲۰۱۳ سؤالی را بدین گونه مطرح کرد که آیا هدف‌گذاری تورم هنوز هم با یک منحنی فیلیپس مسطح‌تر معنی پیدا می‌کند؟ اساس بحث این سؤال این است که با انتظارات تورمی مهار شده و یک منحنی فیلیپس مسطح، تحت تأثیر قرار دادن تورم برای بانک مرکزی امری سخت‌تر است. با توجه به مدل ارائه شده در پژوهش، مهار انتظارات تورمی بخشی از اثر سیاست بر هزینه‌های نهایی آتی مورد انتظار است. در حقیقت، تا اندازه‌ای که پویایی‌های هزینه‌های نهایی (با منحنی فیلیپس نسبتاً مسطح) توسط سیاست بیشتر تحت تأثیر قرار می‌گیرند، سیاست ممکن است کنترل بیشتری روی تورم داشته باشد.



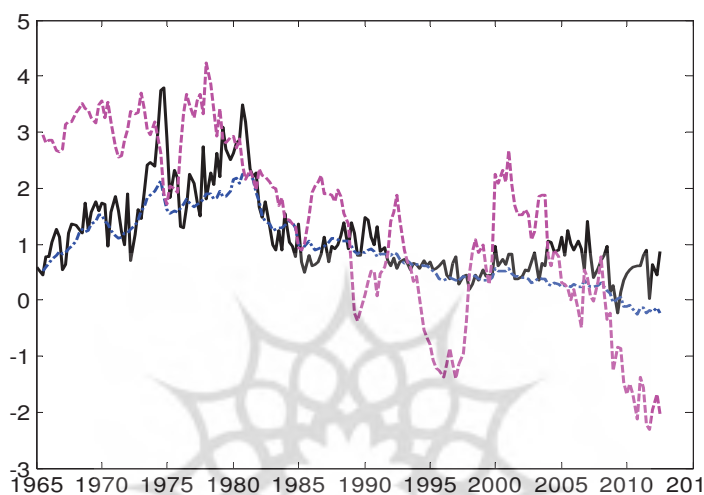
شکل ۶- تورم بنیادین و هزینه نهایی SW

۳-۵- انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت و تورم بنیادین

تحلیل صورت گرفته در بخش ۳-۴ بر روی اثر انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت و سیاست پولی بر روی پایداری هزینه‌های نهایی تمرکز کرده است. درحالی که سیاست، پویایی‌های تورم را از طریق NKPC تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ یک تغییر در انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی نه تنها پایداری هزینه‌های نهایی و از این رو s_t^{∞} را تحت تأثیر قرار می‌دهد بلکه شیب منحنی فیلیپس κ را نیز متأثر می‌سازد. قبلاً در بخش ۲-۲ تورم را به دو بخش تفکیک کردیم، یعنی، تورم بنیادین $\tilde{\pi}_t$ (معادله ۲۶) و $\Lambda_{f,t}$ (معادله ۲۷) که ارزش حال تنزیل شده برون‌زا^۱ از شوک‌های مارک‌آپ است. قیمت‌هایی که بیشتر انعطاف‌ناپذیرند، به تغییرات داده شده در هزینه‌های نهایی کمتر پاسخگو هستند. از این رو، کاملاً واضح است که مقدار بزرگ‌تر γ_p منجر به یک منحنی فیلیپس مسطح‌تر می‌شود، یعنی یک ضریب شیب κ کوچک‌تر. $\gamma_p = 0.183$ نسبتاً به یک منحنی فیلیپس مسطح همراه با تحركات بزرگ در s_t^{∞} دلالت دارد. از طرفی دیگر، مقدار SW به یک منحنی فیلیپس با شیب تند ولی با حرکت کوچک در s_t^{∞} دلالت دارد. حال سوالی که مطرح است اینکه کدام یک قابل قبول است. به منظور پاسخ به این سؤال لازم است تا رفتار تورم بنیادین مورد آزمون قرار گیرد. در شکل ۷، تورم بنیادین $\tilde{\pi}_t$ (خط آبی) با تورم تعدیل‌کننده GDP واقعی^۲

1. exogenous present discounted value
2. actual GDP deflator inflation

(خط سیاه) مقایسه شده است. برای اینکه NKPC یک مدل موجی از تورم باشد، تورم بنیادین باید بخش قابل توجهی از بی‌ثباتی^۱ در تورم واقعی را توضیح دهد. تورم بنیادین به دست آمده از مدل SWFF، تغییر با فرکانس پائینی از تورم تعدیل‌کننده GDP را ثبت میکند. علاوه بر این، تورم بنیادین را با تورم PCE هسته^۲ مقایسه کرده و نشان می‌دهیم که مسیرهای زمانی این دو سری بسیار شبیه هستند (شکل ۸).



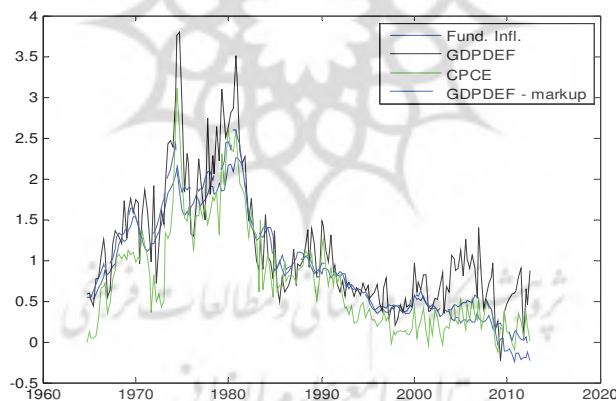
شکل ۷ - تورم و تورم بنیادین

شکل ۸ تورم تعدیل‌کننده GDP (خط سیاه)، تورم PCE هسته (خط سبز)، تورم بنیادین حاصل از مدل SWFF (خط آبی) و تورم بدون شوک‌های مارک‌آپ (خط آبی بریده) را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود تورم بنیادین و تورم بدون شوک‌های مارک‌آپ به یکدیگر نزدیک هستند. تفاوت بین PCE هسته و تورم تعدیل‌کننده GDP عمدتاً تغییرات ناگهانی در قیمت‌های کالا را منعکس می‌کند، که منسوب به شوک‌های مارک‌آپ در نتایج برآورد پژوهش است. این تغییرات به وسیله شوک‌های مارک‌آپ در مدل ثبت می‌شود. البته شوک‌های مارک‌آپ بر روی هزینه‌های نهایی نیز اثر می‌گذارند. شوک‌های مارک‌آپ، فعالیت اقتصادی را کساد کرده و تورم بنیادین را پائین‌تر نشان داده و بدین طریق شکافی مابین تورم بنیادین و تورم بدون شوک‌های مارک‌آپ را به وجود می‌آورد.

1. variation

2. core PCE (personal consumption expenditures) inflation

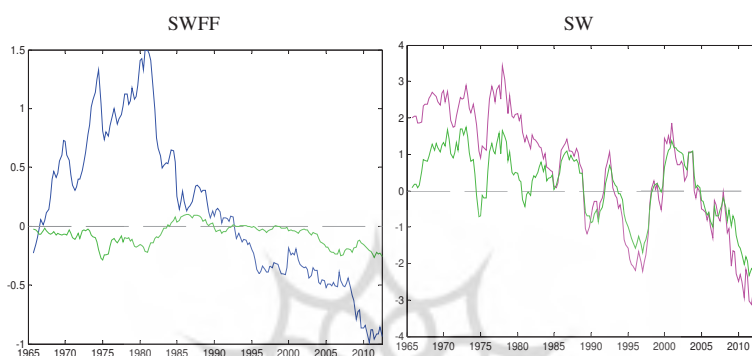
نتیجه می‌شود که NKPC مدل SWFF، نه تنها در طی رکود بزرگ و عواقب بعدی آن بلکه طی دوره تاریخی (از سال ۱۹۶۴ تا ۲۰۰۸) نیز در ثبت تحرکات با فرکانس پائین و متوسط تورم عملکرد موفقی دارد. در صورتی که $\hat{\zeta}_p = -0.183$ با $\hat{\zeta}_p^{sw} = 0.165$ جایگزین شود، نتایج بسیار شبیه به آن چیزی خواهد بود که در شکل ۷ با خط بنفش نشان داده شده است. با یادآوری تحلیل ارائه شده در بخش ۳-۴، برای $\hat{\zeta}_p^{sw} = 0.165$ هزینه‌های نهایی به شدت خاصیت بازگشت به میانگین^۱ داشته و اساساً توسط شوک‌های مارک‌آپ برونزا متأثر می‌شوند. این امر دلالت بر این موضوع دارد که تورم بنیادین (تحت برآورد SW از $\hat{\zeta}_p$) عمدتاً هزینه‌های نهایی جاری را دنبال می‌کند. در این حالت شوک‌های مارک‌آپ دو نقش مهم ایفا می‌کنند. اول، آن‌ها گرداننده اصلی هزینه‌های نهایی و تورم بنیادین هستند. دوم، ارزش حال تنزیل شده شوک‌های مارک‌آپ باید مورد اختلاف بین تورم واقعی و تورم بنیادین را توضیح دهد. بالعکس، تحت برآورد $\hat{\zeta}_p = -0.183$ (مرتبط با مدل SWFF)، شوک‌های مارک‌آپ تنها در تطبیق تحرکات با فرکانس بالا در تورم اهمیت دارند و تنها نقش کوچکی در هدایت نوسانات در هزینه‌های نهایی و تورم بنیادین ایفا می‌کنند. نوسانات در هزینه‌های نهایی و در π^{∞} اساساً به طور درون‌زا توسط تغییرات در فعالیت اقتصادی توضیح داده می‌شوند (شکل ۹).



شکل ۸- تورم، تورم بنیادین، تورم بدون شوک‌های مارک‌آپ و تورم هسته

۱. بسیاری از پدیده‌ها در دنیا خاصیت بازگشت به میانگین (Mean Reversion) دارند. یعنی با رصد رفتارشان در طول زمان مشاهده می‌شود که با گرفتن فاصله از میانگین، تمایل دارند که دوباره به سمت میانگین باز گردند و لذا در بلندمدت حول یک خط نوسان می‌کنند. مانند اینکه فتری به متغیر وصل است که هر چه از میانگین خود دور می‌شود، بیشتر آن را به سمت خود می‌کشد.

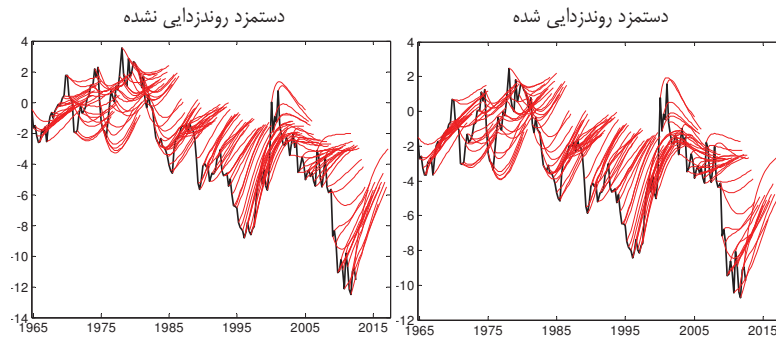
شکل ۹ کسری از تورم بنیادین منتسب به شوک‌های مارک‌آپ را نشان می‌دهد که برای مدل SWFF بسیار کوچک است، در حالی که شوک‌های مارک‌آپ در مدل SW بیشتر تورم بنیادین را توضیح می‌دهد. پانل سمت چپ تورم بنیادین حاصل از مدل SWFF (خط آبی) و تحركات در تورم بنیادین منتسب به شوک‌های مارک‌آپ (خط سبز) و پانل سمت راست، تورم بنیادین حاصل از مدل SW (خط بنفش) و تحركات در تورم بنیادین منتسب به شوک‌های مارک‌آپ (خط سبز) را نشان می‌دهد.



شکل ۹- تحركات در تورم بنیادین π_t منتسب به شوک‌های مارک‌آپ

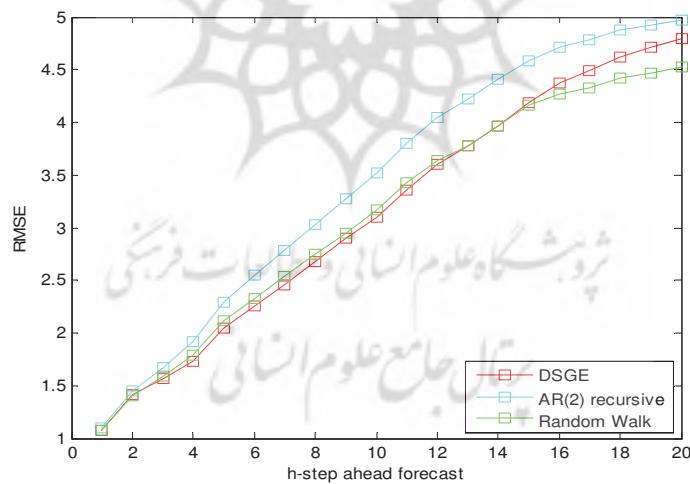
۳-۶- بررسی صحت پیش‌بینی‌های هزینه نهایی بنگاه‌ها

در شکل ۸ جهت ارزیابی صحت پیش‌بینی‌های هزینه نهایی (در مدل SWFF)، کل نمونه را نشان می‌دهیم که قبلاً در شکل ۷ تنها دو دوره منتهی به انتهای نمونه نشان داده شده بود. یعنی، هزینه‌های نهایی تاریخی هموار شده در انحراف از وضعیت پایدار $[IE[mc_t | Y_{t,T}^{full}, \hat{\theta}]]$ ، خط سیاه رنگ) و مسیر طرح‌ریزی شده هزینه‌های نهایی آتی برای هر دوره از t ، $[IE[mc_{t+h} | S_{t,T}^{full}, \hat{\theta}]]$ ، خطوط قرمز رنگ). پیش‌بینی‌ها به شدت از خود خاصیت بازگشت به میانگین نشان می‌دهند. در حالی که برخی رویدادهای تاریخی وجود دارند که بر اساس آن به نظر می‌رسد پیش‌بینی‌ها به طور سیستماتیک فاقد تنزل مدت‌دار در هزینه‌های نهایی باشند (به عنوان مثال از سال ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۵)، دوره‌های دیگری نیز وجود دارد (به عنوان مثال، ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵) که در آن پیش‌بینی‌ها تحركات آتی در هزینه‌های نهایی را به خوبی ثبت می‌کنند.



شکل ۱۰- هزینه‌های نهایی و پیش‌بینی هزینه‌های نهایی آتی

به منظور برجسته کردن پیش‌بینی‌های هزینه نهایی، این پیش‌بینی‌ها را با پیش‌بینی‌های حاصل از مدل‌های با فرم خلاصه شده جانشین (یک مدل گام تصادفی و یک مدل $AR(2)$) مقایسه می‌کنیم. (شکل ۱۱). این شکل $RMSE$ های مربوط به پیش‌بینی‌های هزینه‌های نهایی $IE[m_c | Y_{tT}^{full}, \theta]$ حاصل از مدل $SWFF$ را نشان می‌دهد. در حالی که پیش‌بینی‌های هزینه نهایی در تصریحات متفاوت است، خطای جذر میانگین مربعات ($RMSEs$)^۱ هر سه نوع پیش‌بینی‌ها کاملاً یکسان هستند، با مدل $AR(2)$ اندکی نسبت به مدل $SWFF$ و مدل گام تصادفی بدتر عمل می‌کند.



شکل ۱۱- $RMSE$ پیش‌بینی‌های هزینه نهایی

1. Root Mean Squared Errors

مدل SWFF فرض می‌کند که هزینه‌های نهایی سرانجام به سطح وضعیت پایدار اصلی خود باز می‌گردند. از آنجایی که مسیر تاریخی هزینه‌های نهایی، وجود یک روند رو به پائین بلندمدت احتمالی (علاوه بر نوسانات سیکل تجاری) را نشان می‌دهد، پائل سمت چپ شکل ۱۰ چند شبیه بر این فرض وارد می‌کند. این روند، یک روند رو به پائین در سهم نیروی کار از اوایل دهه ۱۹۸۰ را نشان می‌دهد. کاهش در سهم نیروی کار دو پدیده مجزا را منعکس می‌کند. یعنی، یک کاهش بلندمدت در سهم نیروی کار، که می‌توان آن را به رشد آهسته‌تر پاداش سرانه نیروی کار نسبت به تولید سرانه از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۰ نسبت داد و دیگری یک سقوط تند در استخدام، طی رکود بزرگ است. به منظور اطمینان از اینکه نتایج به دست آمده به فرض هزینه‌های نهایی ایستا حساس نیستند، آزمونی را در نظر می‌گیریم که در آن از سری‌های دستمزد جایگزین استفاده می‌شود که جهت جبران سقوط در نسبت دستمزد - تولید (که در اواسط دهه ۱۹۸۰ اتفاق افتاد) تصحیح شده است. از این سری‌های دستمزد جایگزین، با عنوان روندزدایی شده^۱ یاد می‌کنیم. این روندزدایی به وسیله تغییر نرخ رشد بلندمدت پاداش نیروی کار به دست می‌آید به طوری که آن برابر با نرخ رشد بلندمدت تولید است. پائل سمت راست شکل ۱۰ هزینه نهایی و پیش‌بینی‌های آن را نشان می‌دهد که با جایگذاری رشد واقعی دستمزد حقیقی با نرخ رشد دستمزدهای حقیقی روندزدایی شده (هنگام محاسبه $[mc_t | Y_{1,Full}, \hat{\theta}]$) به دست می‌آید. نتایج نشان می‌دهند که پیش‌بینی‌های رشد تولید و تورم برای رکود بزرگ که بر پایه سری‌های دستمزد روندزدایی شده به دست آمده است، تقریباً مشابه مواردی هستند که برای سری‌های (خام) دستمزد در شکل ۱ نشان داده شده است. به جز موردی که پیش‌بینی‌های هزینه نهایی برای دوره رکود بزرگ بیشتر با پیامدهای پسینی هم‌راستا است. همان‌طور که در سمت راست شکل ۱۰ نشان داده شده است، هزینه‌های نهایی هموار شده بالاتر تمایل دارند تا تورم را به سمت بالا فشار دهند، اما انتظار می‌رود که هزینه‌های نهایی به سرعت به وضعیت پایدار برگردند، به طوری که این امر منجر به حفظ تورم در سطحی می‌شود که (با داده‌های روندزدایی نشده) پیش‌بینی شده بود.

۳-۷- شوک‌های مارک‌آپ و شوک‌های غیرمارک‌آپ

شکل ۱۲ مسیرهای تورم و هزینه‌های نهایی را نشان می‌دهد که در آن، مقایسه مقادیر واقعی (خط مشکی)، پیش‌بینی‌های پایه ساخته شده در فصل چهارم سال ۲۰۰۸ که در بخش ۳

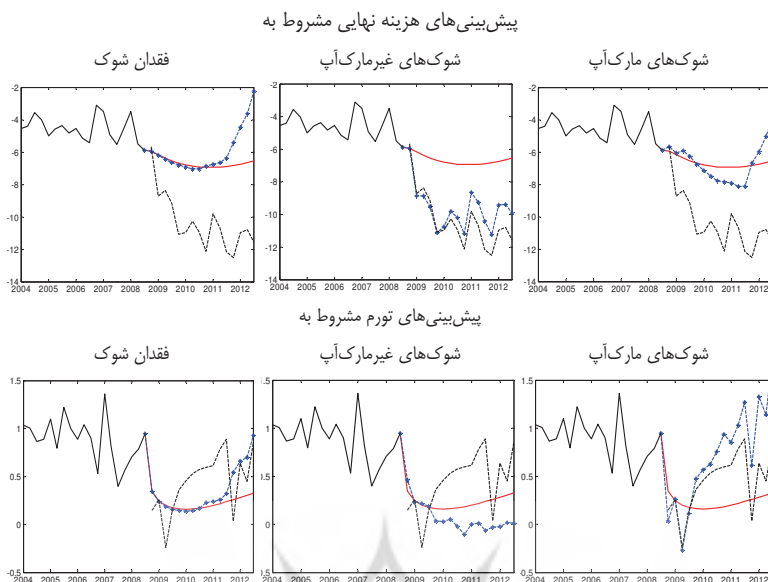
مطرح گردید (قرمز پیوسته)، پیش‌بینی‌هایی که مشروط به ZLB محاسبه شده‌اند، رهنمود رو به جلو که پس از سال ۲۰۰۸ ارائه شده و علاوه بر آن، شوک‌های تحقق یافته پسینی (آبی پیوسته) ترسیم شده است. خطوط آبی موجود در پانل‌های سمت چپ، مسیرهای محاسبه‌شده را با برابر صفر قرار دادن تمامی شوک‌ها «بدون شوک» نشان می‌دهد. تفاوت بین این مسیرها و پیش‌بینی‌های پایه بر این واقعیت تکیه کرده که سیاست پسینی متفاوت از سیاست پیش‌بینی شده است. دو پانل دیگر تأثیر شوک‌های تحقق یافته را نشان می‌دهند.

دو پانل سمت چپ شکل ۱۲ نشان می‌دهند که در غیاب شوک‌ها، سیاست پولی منجر به افزایش شدید در هزینه‌های نهایی (نسبت به پیش‌بینی پایه) و افزایش مرتبط در تورم بعد از سال ۲۰۱۰ می‌شود. از طرفی، شوک‌های غیرمارک‌آپ، کاهش شدید در هزینه‌های نهایی را به خوبی توضیح می‌دهد (پانل میانی سمت بالا در شکل ۱۲)^۱. شوک‌های غیرمارک‌آپ تنها منجر به کاهش نسبتاً کمی در تورم نسبت به پیش‌بینی پایه می‌شود. این یافته با آنچه که در شکل ۷ نشان داده شده است سازگار است، به طوری که مدل جریان ضدتورمی را پیش‌بینی نمی‌کند^۲. شوک‌های مارک‌آپ پسینی تمامی تحرکات با فرکانس بالا در تورم را توضیح می‌دهند، لیکن اثر کوچکی بر هزینه‌های نهایی بر جای می‌گذارد (پانل‌های بالاتر و پائین‌تر سمت راست از شکل ۱۲). مدل، شوک‌های مارک‌آپ را مسئول نوسانات بزرگ در تورم (اما با عمر کوتاه) ثبت شده مابین ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۱ نشان می‌دهد. این نوسانات مسلماً تحرکات در قیمت‌های انرژی را منعکس می‌کند، که در فصل آخر سال ۲۰۰۸ (قبل از جهش دوباره در اوایل ۲۰۱۱) سقوط کرده است. این نتیجه با یافته‌های کویبین و گروودنیچکو^۳ (۲۰۱۳) مبنی بر افزایش انتظارات تورمی با توجه به افزایش در قیمت‌های نفت طی این دوره، سازگار است. آنچه به نظر می‌رسد اینکه به طور عمومی اقتصاد شوک‌های منفی را تجربه می‌کند که تورم، فعالیت و هزینه‌های نهایی را به سمت پائین فشار می‌دهد. در همان زمان، سیاست پولی این شوک‌ها را به وسیله انحراف از قاعده تاریخی و با فراهم کردن محرک‌های بیشتر بی‌اثر می‌کند.

۱. نتیجه به دست آمده با بحث ارائه شده در بخش ۴ همخوانی دارد. به بیانی دیگر، با درجه بالاتری از انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت (در مدل SWFF)، هزینه‌های نهایی به نسبت زیادی درونزا بوده و توسط شوک‌های مارک‌آپ زیاد تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند.

۲. با پذیرش اصل همسازی (accommodative) انتظار می‌رود سیاست پولی، هزینه‌های نهایی را به سمت بالا فشار دهد به طوری که این عامل خود مانع از کاهش بیش از حد تورم می‌شود.

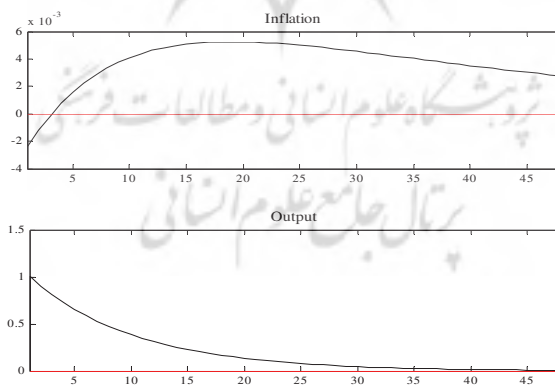
3. Coibion and Gorodnichenko



شکل ۱۲- پیش‌بینی‌های مشروط به شوک‌های هموار شده (پسینی)

۳-۸- اثر تکانه درآمدهای نفتی

بر اساس نتایج به دست آمده مشاهده می‌شود که با وارد شدن شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر درآمدهای نفتی، فعالیت حقیقی به شدت سقوط کرده بدون آنکه سقوط متناظری در تورم مشاهده شود. بنابراین همانند نتایجی که پیش‌تر به دست آمد فرضیه پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد.



شکل ۱۳- شوک‌های درآمدهای نفتی

نتیجه‌گیری

مطالعه پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم یکی از موضوعات اصلی اقتصاد کلان، محسوب می‌شود. رابطه بین تورم، بیکاری و هزینه نهایی حقیقی پایه و اساس مطالعات کینزین‌های جدید به ویژه منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید (NKPC) را تشکیل می‌دهد. مؤلفین متعددی به این موضوع اشاره دارند که ارتباط منحنی فیلیپس در طی رکود بزرگ فرو ریخته است. پایه و اساس این بحث مشاهده‌ای است که طی آن فعالیت حقیقی به شدت سقوط کرده بدون آنکه سقوط متناظری در تورم وجود داشته باشد. در این پژوهش با استفاده از یک مدل DSGE نیوکینزین به همراه اصطکاک‌های مالی سعی داریم تا رفتار تولید و تورم را در زمان بحران توضیح دهیم. طبیعت رو به جلوی منحنی فیلیپس مدل، برای درک فقدان تورم‌زدایی در مواجهه با رکود اقتصادی حیاتی است. در مدل‌های DSGE نیوکینزین مدرن، ارزش حال هزینه‌های نهایی آتی مورد انتظار روش معنی‌دارتری برای اندازه‌گیری رکود و کساد است. بدین معنی که تورم ممکن است در مواجهه با سقوط بزرگی در هزینه‌های نهایی جاری (به شرطی که انتظار رود هزینه‌های نهایی در آینده به اندازه کافی افزایش یابند) پایدار باقی بماند.

مطابق با NKPC، تورم به وسیله مجموع تنزیل شده هزینه‌های نهایی آتی مورد انتظار (تورم بنیادین) تعیین می‌شود. کلید درک نتایج این پژوهش این است که تورم، وابستگی بیشتری به هزینه‌های نهایی آتی مورد انتظار دارد تا سطح جاری فعالیت‌های اقتصادی. به‌رغم انقباض GDP و هزینه‌های نهایی در پایان سال ۲۰۰۸، مشاهده می‌شود که سیاست پولی به قدر کافی مساعدت می‌کند تا در نهایت هزینه‌های نهایی افزایش یابند. درحالی‌که مدل DSGE سقوط مشاهده شده در هزینه‌های نهایی را کمتر از حد نشان می‌دهد، سقوط محقق شده در هزینه‌های نهایی تنها منجر به یک بازبینی جزئی از پیش‌بینی تورم می‌شود و نه به یک پیش‌بینی از یک دوره کاهش قیمت. این نتیجه به شدت با تجزیه و تحلیل مبتنی بر مدل‌های فیلیپس گذشته‌نگر (که مشروط به کساد مشاهده شده در اقتصاد، کاهش قوی قیمت در اقتصاد را پیش‌بینی می‌کند) در تضاد است.

از آنجایی که ارتباط بین تورم و هزینه‌های نهایی آتی مشخصه NKPC است، با دقت کامل نشان داده‌ایم که مدل DSGE همراه با اصطکاک‌های مالی برآوردی از تورم بنیادین را به دست می‌دهد که به درستی می‌تواند تحركات با فرکانس پایین و متوسط تورم را ردیابی

نماید. کلید اصلی تفاوت مدل پژوهش حاضر با مدل ارائه شده در SW در بکارگیری درجه بالاتری از انعطاف‌ناپذیری‌های قیمت نهفته است. این نتیجه منجر به هزینه‌های نهایی درون‌زا و با دوام‌تر می‌شود که به نوبه خود به مدل پژوهش این امکان را می‌دهد تا تورم را به راحتی با افزایش کمتری در شوک‌های مارک‌آپ توضیح دهد. از طرفی به دلیل پائین‌تر بودن شیب منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت، می‌توان استنباط نمود که سیاست پولی هنوز اثرات مهمی بر تورم در پی دارد.

از یک نمای پسینی، خطاهای پیش‌بینی ایجاد شده توسط مدل‌های DSGE به خطاهای ایجاد شده توسط شوک‌های مارک‌آپ و غیرمارک‌آپ تفکیک شدند. در حالی که شوک‌های غیرمارک‌آپ سقوط مشاهده شده در هزینه‌های نهایی را توضیح می‌دهند، این شوک‌ها منجر به کاهش در پیش‌بینی تورم به اندازه ۰/۹ درصد می‌شوند.^۱ شوک‌های مارک‌آپ به نظر نمی‌رسد که منبع مهمی از نوسانات تورم در میان‌مدت باشند. این شوک‌ها تحرکات با فرکانس بالا در تورم از قبیل تغییرات موقت قیمت انرژی را ثبت می‌کنند. از طرفی شوک‌های حاصل از درآمدهای نفتی سبب می‌شوند تا تولید کاهش و در نقطه مقابل تورم افزایش یابد.

بر اساس نتایج به دست آمده مشاهده می‌شود که کاهش شدیدی در تولید وجود دارد بدون آنکه سقوط بزرگی در تورم پیش‌بینی وجود داشته باشد. مدل پیش‌بینی می‌کند که هزینه‌های نهایی به حالت پایدار خود بعد از بحران بر می‌گردند، که از طریق منحنی فیلیپس آینده‌نگر، از رویداد ضد تورمی طولانی مدت جلوگیری می‌کند. نتایج نشان می‌دهند که حتی با به حساب آوردن مفاهیم پسینی هزینه‌های نهایی، مدل منجر به انقباض پولی نمی‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده فروپاشی منحنی فیلیپس برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد.

منابع

الف - فارسی

۱. امامی، کریم؛ علیا، میترا؛ «برآورد شکاف تولید و تأثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۹۱، شماره اول.
۲. امیری، حسین؛ رحمانی، تیمور؛ میثم، رافعی؛ «استخراج منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید و تحلیل مدل‌های قیمت‌گذاری»، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۱۳۹۱، شماره ۳.

۱. نتیجه به دست آمده برخلاف یافته‌های هال (۲۰۱۱ و ۲۰۱۶) و نیز کینگ و واتسون (۲۰۱۲) است.

۳. توکلیان، حسین؛ «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، مجله تحقیقی اقتصادی، ۱۳۹۱، شماره ۳.
۴. جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ بالونژاد نوری، روزبه؛ ابراهیمی، ایلناز؛ «استخراج منحنی فیلیپس با استفاده از الگوی باز تعادل عمومی پویای تصادفی: مطالعه موردی اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۳۹۴، شماره چهارم.
۵. جلائی، عبدالمجید؛ شیرافکن، مهدی؛ «تأثیر سیاست‌های پولی بر سطح بیکاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نیوکینزین در ایران، پژوهش‌نامه علوم اقتصادی»، ۱۳۸۸، شماره ۲.
۶. متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر؛ کمیجانی، اکبر؛ «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزین برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۴.

ب- لاتین

7. Aruoba, S.B., Cuba-Borda, P., Schorfheide, F. 2013, "Macroeconomic Dynamics near the ZLB: A Tale of Two Countries", NBER Working Paper Series.
8. Ball, L., Mazumder, S., 2011, "Inflation Dynamics and the Great Recession", Brookings Papers on Economic Activity, Spring.
9. Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C.L., 2005, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a shock to Monetary Policy", Journal of Political Economy, Vol. 113.
10. Christiano, L.J., Eichenbaum, M.S., Trabandt, M., 2014a, "Understanding the Great Recession", International Finance Discussion Papers, No. 1107.
11. Christiano, L.J., Motto, R., Rostagno, M., 2014b, "Risk Shocks", American Economic Review, Vol. 104.
12. Coibion, O., Gorodnichenko, Y., 2013, "Is The Philips Curve Alive and Well After All? Inflation and Expectations and the Missing Disinflation", NBER Working Paper.
13. De Graeve, F., 2008, "The External Finance Premium and the Macroeconomy: US Post-WWII Evidence", Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 32.
14. Del Negro, M. Schorfheide, F., 2008, "Forming Priors for DSGE Models (and How it Affects the Assessment of Nominal Rigidities)", Journal of monetary Economics, Vol. 55.
15. Del Negro, M., Schorfheide, F., 2012, "DSGE Model-Based Forecasting", Federal Reserve Bank of New York: Staff reports, No. 554.

16. Del Negro, M. Schorfheide, F. 2013, "**DSGE Model-Based Forecasting**", in *Handbook of Economics Forecasting*, Ed. By Elliott, G., and Timmermann, A. Elsevier, Vol. 2.
17. Dotsey, M., King, R.G., 2005, "**Implications of state-dependent pricing for dynamic macroeconomic models**", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52.
18. Eichenbaum, M., Fisher, J., 2007, "**Estimating the Frequency of Price Reoptimization in Calvo-style models**", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54.
19. Erceg, C.J., Levin, T., 2003, "**Imperfect Credibility and Inflation Persistence**", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50.
20. Gali, J., Gertler, M., 1999, "**Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis**", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44.
21. Greenwood, J., Hercowitz, Z., Krusell, P., 1998, "**Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change**", *American Economic Review*, Vol. 87.
22. Gust, C., Leduc, S., Vigfusson, R.J., 2007, "**Trade Integration, Competition, and the Decline in Exchange-rate Pass-through**", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper No. 864.
23. Kimball, M., 1995, "**The Quantitative Analysis of The basic Neomonetarist Model**", *Journal of money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 4.
24. King, R.G., Charles, I.P., Sergio, T.R., 1988, "**Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model**", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21.
25. King, R.G., Watson, M.W., 2012, "**Inflation and Unit Labor Cost**", *Journal of Money, credit and Banking*, Vol. 44.
26. Levin, A., Lopez-Salido, D., Yun, T., 2006, "**Strategic Complementarities and Optimal Monetary Policy**", Kiel Institute for the World Economy, Kiel Working Paper, No. 1355.
27. Primiceri, G., 2006, "**Why Inflation Rose and Fell: Policymakers Beliefs and US Postwar Stabilization policy**", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121.
28. Reynaga, N.C., Rendon, S., 2012, "**The Frisch Elasticity in Labor Markets with High Job Turnover**", IZA Discussion Paper Series, No. 6991.
29. Sargent, T.J., Zha, T., Williams, N., 2006, "**Shocks and Government Beliefs: The Rise and Fall of American Inflation**", *American Economic Review*, Vol. 94.

30. Sbordone, A.M., 2005, "**Do Expected Future Marginal Costs Drive Inflation Dynamics?**" Journal of Monetary Economics, Vol. 52.
31. Sbordone, A.M., 2010, "**International Dimensions of Monetary Policy**", University of Chicago Press, ISBN 0-226-27886-7.
32. Smets, F., Wouters, R., 2003, "**An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area**", Journal of the European Economic Association, Vol. 1.
33. Smets, F., Wouters, R., 2007, "**Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach**", American Economic Review, Vol. 97, No. 3.

