

تأملی بر اجرای فاز دوم هدفمندسازی یارانه‌ها با تمرکز بر سهم انرژی در تولید با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

حسن حیدری^۱

احمد ملاحرامی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۴/۲

تاریخ ارسال: ۱۳۹۲/۱۱/۲۷

چکیده

این مطالعه، به منظور برآورد سهم مخارج انرژی از تولید غیرنفتی و بررسی اثر شوک‌های قیمت انرژی بر متغیرهای تولید و تورم، از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب طرف تقاضای انرژی استفاده می‌کند. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که سهم مخارج انرژی در تولید ایران برابر با ۱۲/۱ درصد است که بر پایه آمارها حدود ۸ برابر مقدار مشابه در کشورهای اروپایی است. همچنین بر پایه توابع عکس‌العمل آنی مدل، شوک مثبت قیمت انرژی اثر منفی بر تولید دارد، با این حال این شوک‌ها بر تورم و حجم پول اثر مثبت و معنادار دارند. این نتایج بر نقش چشمگیر انرژی در بخش تولید غیرنفتی در اقتصاد ایران به واسطه مزایای نسبی ناشی از ارزانی و وفور منابع انرژی تأکید دارند. لذا شیوه‌ی اجرای فاز دوم قانون هدفمندسازی یارانه‌ها باید نقش عامل انرژی در تولید را مد نظر قرار دهد. در واقع، دولت ضمن اختصاص یارانه ویژه انرژی به بخش تولید، باید بستر لازم برای تبدیل تکنولوژی‌های فرسوده به تکنولوژی‌های مدرن با بهره‌وری بالا را فراهم سازد.

واژگان کلیدی: قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، سهم انرژی از تولید، مدل تعادل عمومی پویای

تصادفی، مدل *DSGE-BVAR*

طبقه‌بندی **JEL**: C11، D50، Q43، Q48.

h.heidari@urmia.ac.ir

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

molabahrami.ahmad@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه ارومیه

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر ضرورت آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی مورد توجه و تأکید سیاستگذاران و اقتصاددانان بوده است. از یک سو، این ضرورت متأثر از پایین بودن بهره‌وری انرژی در کشور است، به عنوان مثال طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷، ضریب انرژی^۱ ایران دو برابر متوسط جهانی و چهار برابر کشورهای OECD است که گویای پایین بودن بهره‌وری انرژی در کشور می‌باشد (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۷). از سویی دیگر، توزیع ناعادلانه یارانه انرژی در کشور نیز بر ضرورت آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی تأکید می‌کند، به طوریکه در سال ۱۳۸۷ سهم دهک دهم درآمدی از یارانه فرآورده‌های نفتی بیش از نه برابر دهک اول درآمدی جامعه است (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۷).^۲

در این راستا، آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی در چارچوب قانون هدفمندسازی یارانه‌ها در نیمه دوم سال ۱۳۸۹ اجرا شد. شیوه و تبعات ناشی از اجرای فاز اول قانون هدفمندسازی یارانه‌ها طی سه سال گذشته، بعنوان چالشی اساسی در میان دولتمردان، قانون‌گذاران و اقتصاددانان مطرح بوده است. با این وجود تجربیات کشورهای نظیر مالزی، اندونزی و ترکیه نشان می‌دهد که علیرغم کاهش تولید بنگاه‌ها، رفاه خانوار و افزایش سطح قیمت‌ها در دوره اصلاحات، آثار مثبت چنین اقداماتی در بلندمدت پدیدار می‌شود (محمدی و همکاران، ۱۳۹۰).

طی دهه‌های گذشته، قیمت ناچیز حامل‌های انرژی در ایران به دست‌مایه‌ای برای استفاده از صنایع انرژی‌بر با تکنولوژی‌های ناکارآمد و فرسوده و همچنین شکل‌گیری الگوی نامناسب مصرف انرژی شده است. به طوری که شاخص شدت انرژی کشور نه تنها در مقایسه با کشورهای نفت خیز بسیار بالاتر می‌باشد، بلکه از برخی مناطق نظیر آمریکای شمالی، آفریقا و خاورمیانه نیز بیشتر است (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۹). از این رو، آزادسازی

۱. ضریب انرژی به عنوان یکی از شاخص‌های کلان اقتصاد انرژی از تقسیم نرخ رشد مصرف نهایی انرژی به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید. لازم به ذکر است که ضریب انرژی بالا بیانگر کارایی پایین تر مصرف انرژی است.

۲. لازم به ذکر است که در سال ۱۳۸۷ سهم فرآورده‌های نفتی از کل یارانه انرژی معادل هفتاد درصد است.

قیمت حامل‌های انرژی می‌تواند به عنوان یک سیاست مطلوب در راستای افزایش بهره‌وری انرژی تلقی گردد. واقعیت‌های اقتصادی و مطالعات متعدد صورت گرفته نیز بر این امر دلالت دارند. به عنوان نمونه، حیدری و سعیدپور (۱۳۹۰) بر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی در چارچوب قانون آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی، به عنوان یک راه حل کلیدی برای جلوگیری از اتلاف و افزایش بهره‌وری این حامل انرژی، تأکید کرده‌اند.

علی‌رغم ضرورت هدفمندسازی یارانه‌ها که جوهره اساسی آن آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی است، شیوهی اجرای این قانون مستلزم در نظر گرفتن جوانبی است که اهداف متصور از اجرای این قانون را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. بدون تردید ساختار تولید کشور به شدت به منابع انرژی وابسته است و افزایش قیمت حامل‌های انرژی منجر به افزایش هزینه‌های تولید و تورم لجام گسیخته خواهد شد. این امر نیز پیامدهای نامطلوب دیگری از جمله کاهش قدرت رقابت تولیدکنندگان داخلی، کاهش تولید، تعطیلی بنگاههای تولیدی و افزایش بیکاری را در پی دارد. همین دلایل در برخی از مطالعات از جمله حیدری و همکاران^۱ (۲۰۱۳)، با اشاره به وابستگی رشد اقتصادی کشور به مصرف گاز طبیعی، بر آزادسازی محتاطانه و هوشمندانه قیمت گاز طبیعی تأکید می‌کنند.

با عطف به دوگانگی اشاره شده در پیامدهای ناشی از آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی، دولت در شرایطی تصمیم بر اجرای فاز دوم قانون هدفمندسازی یارانه‌ها دارد که معضلات اقتصادی مهمی چون تورم و بیکاری بالا گریبان‌گیر اقتصاد ایران شده است. لذا تشدید معضلات مذکور در اثر اجرای فاز دوم قانون هدفمندسازی یارانه‌ها به یکی از دغدغه‌های اصلی دولت تبدیل شده است. در این راستا در مطالعه حاضر، ضمن برآورد سهم مخارج انرژی از تولید غیرنفتی، تأثیر اجرای فاز دوم قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر تولید، تورم و حجم پول مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد.

آنچه این مطالعه را از مطالعات دیگر متمایز می‌کند، استفاده از چارچوب تئوریک و رهیافت اقتصادسنجی متفاوت است. در ادبیات تجربی موجود در زمینه تحلیل مکانیسم

شوکه‌های قیمت انرژی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور، مدل‌های سری زمانی مختلف نظیر مدل‌های خودرگرسیون برداری^۱، مدل‌های ناهمسانی واریانس^۲ و سری زمانی غیرخطی^۳ مورد استفاده قرار گرفته‌اند (منظور، ۱۳۸۱، غفاری و مظفری، ۱۳۸۹، حسینی نسب حسینی نسب و همکاران، ۱۳۹۰، التجائی و ارباب‌افضلی، ۱۳۹۱). اما اگر هدف ایجاد چارچوبی ساختاری و تئوریک در قالب یک مکتب کلان اقتصادی باشد، رهیافت‌های فوق این قابلیت و ویژگی را ندارند^۴. روش‌شناسی تعادل عمومی پویای تصادفی^۵ در قالب یک چارچوب تئوریک تعادلی و پویا، علاوه بر تعبیه نقش هر کدام از بخش‌های عمده اقتصاد، با بهره‌مندی از پایه‌های تئوریک خرد اقتصادی به تجزیه و تحلیل پدیده‌های کلان اقتصادی می‌پردازد. از این‌رو در این مطالعه با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی با تکیه بر آموزه‌های مکتب اقتصاد نئوکینزی به تحلیل نقش انرژی در تولید و مکانیسم پویای جذب شوکه‌های قیمت انرژی در ایران خواهیم پرداخت. نگاهی به ادبیات تجربی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در داخل نشان می‌دهد که برخی مطالعات از الگوهای تعادل عمومی با مبنای ادوار تجاری حقیقی^۶ به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی استفاده کرده‌اند (بهرامی و اصلانی، ۱۳۹۰، فخر حسینی، ۱۳۹۰). مطالعات دیگری نیز بر پایه فرضیات مدل اقتصاد نئوکینزی^۷، اثر شوک‌های قیمت نفت را از کانال عرضه انرژی بر رفتار پویای متغیرهای کلان تحلیل نموده‌اند (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹). شایان توجه است که اگر هدف تحلیل نقش انرژی در تولید و بررسی واکنش بخش تولید اقتصاد به شوک قیمت نفت باشد، لازم است از کانال تقاضای انرژی به این مسئله پرداخته

1. Vector Autoregressive Models

2. Heteroskedasticity Models

3. Nonlinear time series models

۴. لوکاس (۱۹۷۶) با بیان بحث انتظارات و تغییر پارامترهای مدل‌های سری زمانی در طول دوره‌های سیاستی مختلف که در نتیجه تغییر رفتار عواملان اقتصادی رخ می‌دهد، بیان می‌کند که تفسیر و تحلیل اقتصاد بر پایه این مدل‌ها از اعتماد کافی برخوردار نبوده و لذا نادرست است. این مسئله به انتقاد لوکاس مشهور است.

5. Dynamic Stochastic General Equilibrium Models

6. Real Business Cycle (RBC)

7. New Keynesian Economics (NKE)

شود.^۱ در واقع بررسی مکانیسم اثرگذاری شوک قیمت انرژی از کانال تقاضای آن، عمده تفاوت این مطالعه با مطالعات پیشین می‌باشد. بطوریکه در این پژوهش با تمرکز بر نقش عامل انرژی در تولید و برآورد سهم مخارج انرژی در تولید غیرنفتی در اقتصاد ایران و همچنین تحلیل پویای شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای تولید، حجم پول و تورم، در پی تحلیل نقش انرژی در اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نوکینزی (روتبرگ و وودفورد^۲، ۱۹۹۷ و گالی^۳، ۲۰۰۸) و در قالب رهیافت اقتصادسنجی DSGE-BVAR (دل‌نگرو و اسکورفیت^۴، ۲۰۰۴، ۲۰۰۶، ۲۰۰۹، آن و اسکورفیت^۵، ۲۰۰۷) هستیم.

نتایج تحلیل تجربی مدل نشان می‌دهد که سهم مخارج انرژی در بخش تولید غیرنفتی ایران، ۱۲/۱ درصد است. بر پایه آمارهای رسمی این رقم ۸ برابر رقم مشابه در کشورهای اروپایی است (دی‌فیوره و همکاران^۶، ۲۰۰۶، راده^۷، ۲۰۰۹). ضمن آنکه شوک‌های قیمت نفت از کانال تقاضای انرژی، اثر منفی بر تولید دارد، با این حال شوک‌های مثبت نفتی اثر مثبت بر سطح قیمت‌ها و حجم پول دارند. لذا با استناد به نتایج حاصل شده، اجرای فاز دوم هدفمندسازی یارانه‌ها باید با احتیاط و رعایت ملاحظات مختلف صورت پذیرد. بدین معنی که باید نقش چشمگیر انرژی در تولید و واکنش منفی تولید به شوک‌های مثبت قیمت حامل‌های انرژی و از طرفی تأثیر مثبت شوک‌های قیمت انرژی بر سطح تورم و حجم پول در شیوهی اجرای فاز دوم هدفمندسازی یارانه‌ها در نظر گرفته شود.

۱. جهت مطالعه ادبیات تئوریک مکانیسم اثرگذاری شوک‌های نفتی از دو کانال عرضه و تقاضای انرژی بر عملکرد اقتصاد کلان به همیلتن (۱۹۸۳)، کیلیان (۲۰۰۸) و فیلیس و همکاران (۲۰۱۱) مراجعه کنید.

2. Rotemberg J. and Woodford, M.

3. Gali, J.

4. Del Negro, M. and Schorfheide, F.

5. An, S., Schorfheide, F.

6. De Fiore, F. and Lombardo, G. and Stebunovs, V.

7. Radde, S.

ساختار مقاله به صورتی است که در بخش دوم مدل تعادل عمومی طراحی برای اقتصاد ایران معرفی و تشریح شده است. در ادامه داده‌های مورد استفاده تحقیق معرفی شده‌اند. در ادامه، نتایج تحلیل تجربی مدل گزارش شده است. در نهایت خلاصه و نتیجه‌گیری مقاله ارائه شده است.

۲. مدل

مدل تحقیق در چارچوب یک اقتصاد بسته نئوکینزی با فرض چسبندگی قیمت‌ها (کالو^۱، ۱۹۸۳)، رقابت انحصاری بنگاه‌ها، قاعده سیاست پولی مناسب و لحاظ عامل تولید انرژی در تابع تولید طراحی می‌شود. در این بخش رفتار بخش‌های مختلف خانوار و بنگاه‌ها و تصمیمات بهینه آنها در این مدل مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

۲-۱. بخش خانوار

در مدل طراحی شده، فرض می‌شود که بخش خانوار دارای ترجیحاتی روی مصرف و فراغت می‌باشد، بطوریکه تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل شده در طول ادوار زندگی با فرض نرخ تنزیل ذهنی β ، به صورت زیر می‌باشد:

$$\max E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\frac{c_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{n_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right) \quad (1)$$

که در آن c_t سبد مصرفی خانوار در دوره t و n_t میزان عرضه نیروی کار توسط خانوار در دوره t است. همچنین σ ، نرخ جانشینی بین دوره‌ای مصرف خانوار و η کشش عرضه نیروی کار است. فرض می‌شود که c_t شامل ترکیبی از کالاهایی است که توسط بنگاه‌های رقابت انحصاری تولید می‌شود، بطوریکه اگر فرض گردد که c_{jt} نشان‌دهنده میزان تولید کالایی خاص توسط بنگاه j باشد، آنگاه کل سبد مصرفی خانوار از رابطه زیر بدست می‌آید (رادده^۲، ۲۰۰۹، واسکونز و همکاران^۳، ۲۰۱۳).

1. Calvo, G.

2. Radde, S.

3. Vasconez, V.A. and Giraud, G. and Isaac, F.M. and Pham, N.S.

$$c_t = \left[\int c_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۲)$$

که در آن θ کشش قیمتی تقاضای عاملان فردی است. بخش خانوار، مخارج خود را نسبت به سبد مصرفی خود حداقل‌سازی می‌نماید. این فرآیند بهینه‌سازی در قالب روابط زیر نشان داده شده است:

$$\min_{c_{jt}} \int p_{jt} c_{jt} dj \quad st: \quad c_t = \left[\int c_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۳)$$

که در آن p_{jt} شاخص قیمت تولیدکننده برای کالای j ام است. حل این فرآیند بهینه‌سازی رابطه زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\lambda_t^c = p_t = \left[\int p_{jt}^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۴)$$

که در آن λ_t^c بیانگر ضریب لاگرانژ و p_t شاخص قیمت مصرف‌کننده است. بر پایه شرط بهینه‌سازی در رابطه (۴)، تابع تقاضای کالای j ام از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{p_t} \right)^{-\theta} c_t \quad (۵)$$

مرحله دوم از بهینه‌سازی رفتار خانوار، حداکثرسازی تابع رفاه انتظاری تنزیل شده نسبت به قید بودجه بخش خانوار است. قید بودجه بخش خانوار اقتصاد به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$c_t + \frac{b_t}{p_t} = \left(\frac{w_t}{p_t} \right) n_t + (1 + i_{t-1}) \left(\frac{b_{t-1}}{p_t} \right) + \Pi_t \quad (۶)$$

که در آن، b_t و b_{t-1} نشان‌دهنده ارزش اسمی اوراق قرضه یا دارایی‌های نگهداری شده بخش خانوار در دوره‌های t و $t-1$ و i_{t-1} نرخ بهره تعلق گرفته به این اوراق قرضه و Π_t سود خالص اسمی ناشی از فعالیتهای اقتصادی و تولیدی است. قید بودجه تصریح شده در رابطه (۶) بیان می‌کند که مجموع ارزش مصرف و ارزش واقعی اوراق قرضه بخش خانوار در دوره t ، با مجموع درآمدهای واقعی ناشی از عرضه کار، مجموع ارزش و بهره تعلق

گرفته به اوراق قرضه یا دارایی‌هایی که از دوره $t-1$ نگهداری شده‌اند و نیز سود خالص واقعی دوره t ام برابر است. حل مسئله حداکثرسازی رفاه خانوار نسبت به قید بودجه رابطه (۶)، شروط مرتبه اول زیر را نتیجه می‌دهد:

$$c_t^{-\sigma} = \beta(1+i_t)E_t\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)c_{t+1}^{-\sigma} \quad (7)$$

$$\frac{w_t}{P_t} = \frac{n_t^\eta}{c_t^{-\sigma}} \quad (8)$$

معادله (۷) بیانگر معادله اولر است که رابطه متقابل بین دوره‌ای مصرف بخش خانوار را برحسب نرخ تنزیل ذهنی بیان می‌دارد و عموماً از آن به عنوان منحنی IS یاد می‌گردد. معادله (۸) رابطه بین درآمد و فراغت خانوار را بیان می‌کند. با بکارگیری روش خطی‌سازی لگاریتمی^۱ می‌توان معادلات (۷) و (۸) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\hat{c}_t = E_t(\hat{c}_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\pi_{t+1}) + g_t \quad (9)$$

$$\hat{w}_t - \hat{p}_t = \eta\hat{n}_t + \sigma\hat{c}_t \quad (10)$$

نظر به اینکه در نوسانات دوره‌ای، تغییرات موجودی سرمایه ناچیز است؛ می‌توان مصرف را برابر با درآمد فرض نمود ($\hat{c}_t = \hat{y}_t$). در ادامه و در بخش بعدی رفتار بهینه بخش تولید اقتصاد در مدل تحقیق مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

۲-۲. بنگاه‌ها

در مدل نئوکینزی فرض می‌شود که بنگاه‌ها در چارچوب رقابت انحصاری، کالاهای متفاوتی را با تکنولوژی یکسان تولید می‌کنند. به منظور بررسی نقش انرژی در تولید، فرض می‌شود که بنگاهها دارای دو عامل تولید نیروی کار و انرژی هستند و همچنین تولید

۱. در این روش فرض می‌شود $\hat{x}_t = \log\left(\frac{x_t}{x^*}\right)$ ، که در آن x_t و x^* به ترتیب مقدار متغیر در لحظه t و مقدار تعادلی بلندمدت متغیر می‌باشد. لذا \hat{x}_t برابر با تفاضل لگاریتم مقدار متغیر از لگاریتم مقدار تعادلی بلندمدت تعریف می‌گردد.

به شوک‌های تکنولوژی بستگی دارد. بنابراین در این چارچوب تابع تولید بنگاه‌ها به صورت زیر خواهد بود (زاده، ۲۰۰۹):

$$y_{jt} = \varepsilon_t n_{jt}^{1-\alpha} e_{jt}^{\alpha} \quad (11)$$

بطوریکه سهم نیروی کار $1-\alpha$ و سهم انرژی در فرآیند تولید برابر با α است. بنگاه‌ها مجموع هزینه‌های تولید را نسبت به سطح ثابتی از تولید در رابطه (۱۱) حداقل‌سازی می‌کنند. این فرآیند به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$\min_{n_t, e_t} \left(\frac{w_t}{p_t} \right) n_{jt} + \left(\frac{p_t^e}{p_t} \right) e_{jt} \quad s.t.: \quad y_{jt} = \varepsilon_t n_{jt}^{1-\alpha} e_{jt}^{\alpha} \quad (12)$$

که در آن $\frac{w_t}{p_t}$ دستمزد واقعی نیروی کار و $\frac{p_t^e}{p_t}$ قیمت واقعی انرژی است. شرط مرتبه اول در فرآیند حداقل‌سازی هزینه بنگاه‌ها به صورت زیر خواهد بود:

$$mc_t = \frac{1}{\varepsilon_t} \frac{\left(\frac{p_t^e}{p_t} \right)^{\alpha} \left(\frac{w_t}{p_t} \right)^{1-\alpha}}{(1-\alpha)^{1-\alpha} \alpha^{\alpha}} \quad (13)$$

که در آن mc_t هزینه نهایی تولید است. با بکارگیری روش خطی‌سازی مذکور در بالا، می‌توان معادله (۱۳) را به صورت زیر خطی‌سازی نمود:

$$mc_t = (1-\alpha)(\hat{w}_t - \hat{p}_t) - \alpha(\hat{p}_t^e - \hat{p}_t) \quad (14)$$

بدین ترتیب کل هزینه تولید براساس رابطه زیر بدست می‌آید:

$$TC_t = mc_t y_{jt} \quad (15)$$

نکته مهم در معادله (۱۴) حضور قیمت انرژی در معادله هزینه نهایی است که از کانال عبارت $(\hat{w}_t - \hat{p}_t)$ بر معادله اولر، اثر می‌گذارد.

۲-۳. قیمت‌گذاری بهینه

در چارچوب رقابت انحصاری فرض می‌گردد که قیمت نهایی کالا و خدمات در قالب تئوری چسبندگی اسمی کالو مدل‌سازی می‌گردد. اگر ψ بیانگر درجه چسبندگی اسمی

قیمت‌ها باشد، بنگاهها سعی در حداکثرسازی مقدار مورد انتظار تنزیل شده سود با تعیین مقدار بهینه سطح قیمت‌ها خواهند داشت. سطح بهینه نسبی قیمت‌ها در چنین شرایطی برابر با مقدار زیر می‌باشد (راده، ۲۰۰۹، واسکونز و همکاران، ۲۰۱۳):

$$Q_t = \frac{p_t^*}{p_t} = \frac{\theta}{\theta - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \psi^i \beta^i C_{t+i}^{1-\sigma} \left[\left(\frac{p_{t+i}}{p_t} \right)^\theta mc_{t+i} \right]}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \psi^i \beta^i C_{t+i}^{1-\sigma} \left[\left(\frac{p_{t+i}}{p_t} \right)^{\theta-1} \right]} \quad (16)$$

بر پایه معادله (۱۶)، مقدار بهینه نسبی سطح قیمت‌ها برابر با میانگین وزنی از ارزش فعلی و ارزش انتظاری آتی تنزیل شده هزینه‌های نهایی است. نهایتاً ثابت می‌گردد که متوسط سطح کلی قیمت‌های یک سبد از کالا و خدمات نهایی از رابطه زیر قابل دستیابی است:

$$p_t = (1 - \psi) p_t^{*1-\theta} + \psi (p_{t-1}^{1-\theta})^{1-\theta} \quad (17)$$

با تقریب رابطه (۱۷) حول مقدار تعادلی بلندمدت سطح قیمت‌ها و لگاریتم خطی سازی آن، منحنی فیلیپس استاندارد کینزین‌های جدید به صورت زیر قابل دستیابی است:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa m \hat{c}_t + z_t \quad (18)$$

که در آن $\kappa = \frac{(1-\psi)(1-\beta\psi)}{\psi}$. وجه برجسته منحنی فیلیپس رابطه (۱۸)، لحاظ قیمت عامل تولید انرژی در هزینه نهایی تولید است که متعاقباً بر معادله اولر تصریح شده در رابطه (۹) اثرگذار خواهد بود.

۲-۴. قاعده سیاست پولی

در عموم مطالعات پیشین خارجی، سیاست پولی بر پایه قاعده تیلور^۱ وارد مدل‌های تعادل عمومی می‌شود. از آنجائیکه قاعده سیاست پولی تیلور برای ایران اجرا نمی‌گردد (شاهمرادی و همکاران، ۱۳۹۱؛ توکلیان، ۱۳۹۱)، لذا معادله سیاست پولی مناسب اقتصاد ایران بر پایه رشد حجم پول تبیین می‌گردد. معادلات زیر گویای شکل‌گیری قاعده سیاست پولی برای اقتصاد ایران هستند (توکلیان، ۱۳۹۱).

1. Taylor rule

$$rm_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (19)$$

$$m_t = \eta_y \hat{y}_t - \eta_i i_t \quad (20)$$

$$rm_t = \rho_i rm_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + \delta_y \hat{y}_t + e_t \quad (21)$$

در این معادلات فرض شده است که نرخ رشد حجم پول (rm_t) تابعی از یک وقفه خود و همچنین تابعی از تورم و انحرافات درآمد از مقادیر تعادلی بلندمدت است. معادله (۱۹) نرخ رشد حجم پول بر پایه نرخ تورم را نشان می‌دهد و معادله (۲۰) تابع تقاضای حقیقی پول است. که در آن m_t نشان‌دهنده حجم پول دوره t ام است و پارامترهای η_y و η_i به ترتیب کشش تقاضای درآمدی و بهره‌ای تقاضای پول هستند. همچنین در معادله سیاست پولی (۲۱)، ρ_i نشان‌دهنده میزان پایداری رشد حجم پول یا به عبارتی دیگر ضریب تعدیل سیاست پولی و δ_π و δ_y به ترتیب بیانگر واکنش مقامات پولی به انحراف تورم و تولید از مقادیر تعادلی بلندمدت‌شان است. e_t نیز نشان‌دهنده شوک سیاست پولی است.

۲-۵. قیمت انرژی

همچنانکه گفته شد در مدل طراحی شده، انرژی به عنوان یک عامل تولید وارد تابع تولید می‌شود. در این چارچوب، قیمت انرژی به عنوان یک فرآیند خودرگرسیون $AR(1)$ به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\hat{P}_t^e - \hat{p}_t = \varphi(\hat{P}_{t-1}^e - \hat{p}_{t-1}) + v_t \quad (22)$$

که در آن پارامتر φ بیانگر میزان مانایی روند قیمت انرژی است. از طرف دیگر فرض می‌شود که شوک متغیرهای شکاف تولید، تورم و شوک سیاست پولی به ترتیب از فرآیند خود رگرسیونی $AR(1)$ در قالب معادلات زیر صدق می‌کنند:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{gt} \quad (23)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (24)$$

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + \varepsilon_{et} \quad (25)$$

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_{vt} \quad (26)$$

بدین ترتیب مجموعه پارامترهای مدل DSGE طراحی شده برای اقتصاد ایران را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$\Lambda = \{\alpha, \sigma, \beta, \eta, \varphi, \psi, \lambda, \delta_y, \delta_\pi, \eta_y, \eta_i, \rho_i, \rho_g, \rho_e, \rho_z, \rho_v, \sigma_g, \sigma_z, \sigma_e, \sigma_v\} \quad (27)$$

لازم به ذکر است که تحلیل تجربی مدل و برآورد بیزی پارامترها و تخمین تجربی مدل با استفاده از برنامه Dynare تحت نرم‌افزار MATLAB و با استفاده از الگوریتم عددی MCMC^۱ متروپولیس هستینگ (MH)^۲ صورت گرفته است.

۳. معرفی داده

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل تولید ناخالص داخلی بدون نفت فصلی به قیمت ثابت برحسب قیمت‌های سال ۱۳۸۳، نرخ تورم فصلی برحسب شاخص CPI سال پایه ۱۳۸۳، حجم پول (M1) و شاخص قیمت انرژی بر پایه قیمت‌های سال ۱۳۸۳ می‌باشد که از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شده‌اند. ضمناً به دلیل عدم دسترسی به داده‌های مربوط به چند سال اخیر، دوره زمانی مطالعه شامل سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۷ می‌باشد. از آنجائیکه در فرم لگاریتم خطی‌سازی شده مدل، متغیرها به فرم انحراف از مقدار تعادلی بلندمدت هستند، بایستی صورت انحراف از تعادل بلندمدت داده‌ها محاسبه گردد. از این رو به تبعیت از حیدری (۲۰۱۰) برای این منظور از فیلتر هوردیک-پرسکات استفاده شده است.

۴. تحلیل تجربی

در این بخش، ابتدا تعدادی از پارامترهای ساختاری در مجموعه مشخص شده در رابطه (۲۷)، با استناد به نتایج مطالعات پیشین داخلی کالیبره می‌شود (شاهمرادی و همکاران، ۱۳۸۹، مشیری و همکاران، ۱۳۹۰، توکلیان، ۱۳۹۱، شاهمرادی و همکاران، ۱۳۹۱). این پارامترها شامل فاکتور تنزیل (β)، درجه چسبندگی قیمت‌ها (ψ)، کشش عرضه نیروی

1. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

2. Metropolis Hasting (MH)

کار (η)، کشش جانشینی مصرف بین دوره‌ای (σ)، شیب منحنی فیلپس (K) که از رابطه $K = \frac{(1-\psi)(1-\beta\psi)}{\psi}$ بدست می‌آید و همچنین پارامترهای سیاستی δ_y و δ_π که به ترتیب واکنش مقامات پولی به انحراف تورم و تولید از تعادل بلندمدت‌شان است. جدول شماره ۱، شامل مقدار کالیبره شده این پارامترها و مطالعاتی است که مقادیر این پارامترها از آنها اخذ شده است.

جدول ۱. پارامترهای ساختاری و سیاستی کالیبره شده مدل

پارامتر	β	ψ	η	σ	K	δ_y	δ_π
مقدار	۰/۹۸	۰/۵	۱/۴۶	۰/۴۶	۱/۸۵	-۲/۷۵	-۰/۷۰
مطالعه	مشیری و همکاران (۱۳۹۱)	توکلیان (۱۳۹۱)	توکلیان (۱۳۹۱)	شاهمرادی و همکاران (۱۳۹۱)	محاسبات محققان	توکلیان (۱۳۹۱)	توکلیان (۱۳۹۱)

منبع: مطالعات تجربی پیشین داخلی

در ادامه این بخش، با بهره‌گیری از روش اقتصادسنجی بیزی و با بهره‌گیری از مطالعات پیشین داخلی و خارجی، سایر پارامترهای ساختاری و سیاستی مجموعه Λ در رابطه (۲۷) که در مطالعات پیشین کالیبره و یا برآورد نشده‌اند، تخمین زده می‌شوند. مقدار میانگین توزیع پیشین برخی از پارامترها از طریق محاسبات و در پاره ای مواقع با استناد به مطالعات پیشین تجربی تعیین شده‌اند. به نحوی که مقدار میانگین توزیع پیشین پارامتر ضریب خودرگرسیون قیمت واقعی انرژی (φ)، سهم مخارج انرژی از تولید (α)، ضریب تعدیل سیاست پولی (ρ_i)، کششهای درآمدی و بهره‌ای تقاضای پول (η_i و η_y)، ضرایب خودرگرسیونی شوک‌ها (ρ_v ، ρ_e ، ρ_g ، ρ_z) و انحراف معیار شوک‌ها (σ_v ، σ_e ، σ_z ، σ_g) از محاسبات اقتصادسنجی صورت پذیرفته بر روی داده‌ها بدست

۱. مقدار میانگین توزیع پیشین پارامتر α از تقسیم مجموع مخارج انرژی سالهای مختلف بر تولید ناخالص داخلی بدون نفت بدست آمده است.

آمده‌اند. پارامتر وزن (λ) نیز از مطالعات پیشین خارجی گرفته شده است (دل‌نگرو اسکورفیت، ۲۰۰۹). نوع توزیع پیشین پارامترها نیز با توجه به ویژگی‌های خاص پارامترهای مورد مطالعه و همچنین با استناد به مطالعات پیشین داخلی و خارجی تعیین شده‌اند (توکلیان، ۱۳۹۱، راده، ۲۰۰۹). این نتایج در جدول شماره ۲ گزارش شده است^۱.

جدول ۲. نتایج تخمین بیزی پارامترهای مدل

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	خطای استاندارد	فاصله اطمینان	
					۰/۰۵	۰/۱۹
α	NORMAL	۰/۱	۰/۱۲۱	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۹
φ	NORMAL	۰/۴۲	۰/۴۳	۰/۱	۰/۳۰	۰/۵۸
ρ_i	BETA	۰/۵۶	۰/۳۶	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۵۵
η_y	GAMMA	۰/۱	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۷
η_i	GAMMA	۰/۶	۰/۴۴	۰/۲	۰/۴۰	۰/۴۹
ρ_g	BETA	۰/۸	۰/۸۳	۰/۱	۰/۷۱	۰/۹۸
ρ_z	BETA	۰/۶۶	۰/۶۵	۰/۱۵	۰/۴۸	۰/۸۰
ρ_e	BETA	۰/۵۰	۰/۴۶	۰/۲	۰/۳۰	۰/۶۴
ρ_v	BETA	۰/۸۰	۰/۷۷	۰/۱	۰/۶۵	۰/۹۰
σ_g	INVGAMMA	۰/۵	۰/۲۶	۰/۳	۰/۱۹	۰/۳۳
σ_z	INVGAMMA	۰/۵	۰/۳۲	۰/۳	۰/۲۱	۰/۴۲
σ_e	INVGAMMA	۰/۵	۰/۲۴	۰/۳	۰/۱۷	۰/۳۰
σ_v	INVGAMMA	۰/۵	۱/۲۷	۰/۳	۰/۷۵	۱/۸۶
λ	UNIF	۰/۵	۰/۱۶	۰/۲۹	۰/۱۶	۰/۱۷

منبع: محاسبه‌های تحقیق

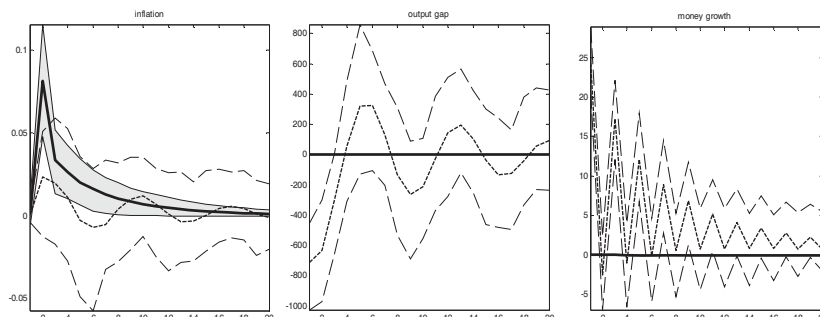
۱. نمودارهای توزیع پیشین و پسین پارامترها و همچنین آزمون تشخیصی همگرایی الگوریتم MCMC برآک و گیلمن (۱۹۹۸)، و خروجی برنامه Dynare، در پیوست شماره (۱) مقاله گزارش شده است.

مقدار برآورد شده پارامترها همان میانگین توزیع پسین می‌باشد. برای پارامتر α مقدار برآورد شده برابر با ۰/۱۲۱ است. لذا با توجه به نتایج بدست آمده سهم عامل انرژی از تولید غیرنفتی در ایران برابر با ۱۲/۱ درصد است. این رقم نسبتاً بزرگ به دلیل وفور و ارزانی حاملهای مختلف انرژی است که منجر به شکل‌گیری رقم بالای سهم عامل انرژی در تولید غیرنفتی در ایران شده است. این رقم با استناد به مطالعه دی‌فیوره و همکاران (۲۰۰۶) به ترتیب حدود ۸ و ۶ برابر رقم مشابه در کشورهای اروپایی و امریکاست.

در ادامه این بخش از مطالعه، با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی، اثر شوکهای قیمت نفت بر تولید، تورم و حجم پول مورد مطالعه قرار می‌گیرد. مجموعه نمودارهای شماره ۱ نمودارهای تجزیه واریانس شوک قیمت نفت را برای ۲۰ دوره به نمایش می‌گذارد. شوک مثبت نفتی (اجرای فاز دوم قانون هدفمندسازی یارانه‌ها) از طریق افزایش هزینه‌های تولید خصوصاً در صنایع تولیدی انرژی‌بر، تأثیر منفی بر تولید غیرنفتی می‌گذارد. تأثیر شوک قیمت انرژی بر تولید پس از ۴ دوره بی‌معنی شده و به صورت زیگزاگ حول صفر ادامه پیدا می‌کند. مسیر نوسانی توابع عکس‌العمل آنی به دلیل واکنش‌های پویای عاملان اقتصادی به تأثیرات شوک قیمت انرژی است.

همچنانکه در نمودارهای شماره (۱) می‌توان دید، یک شوک مثبت قیمت انرژی از کانال تقاضای انرژی با افزایش هزینه‌های تولید بر سطح قیمت‌ها اثر مثبت می‌گذارد و تعدیل اثر این شوک بیش از ۱۲ دوره به طول می‌انجامد و سپس اثر آن به صورت کامل از بین می‌رود. از طرفی شوک مثبت قیمت انرژی از طریق افزایش پایه پولی و افزایش ذخایر ارزی اثر مثبت تأثیر آنی مثبت بر حجم پول در دوره اول دارد. این اثر در دوره دوم به صورت موقت صفر شده و سپس در دوره‌های بعدی به طور زیگزاگ اثر مثبت خود را بر حجم پول ادامه می‌دهد و در نهایت تعدیل کامل اثر این شوک ۶ دوره زمانی طول می‌کشد.^۱

۱. مسیر زیگزاگ توابع عکس‌العمل آنی در نتیجه واکنش‌های پویای مقامات پولی و عاملان اقتصادی به شوک قیمت انرژی است.



نمودار ۱. توابع عکس‌العمل آنی به شوک مثبت قیمت انرژی

نتایج تجزیه واریانس شوک‌های قیمت انرژی نیز نشان می‌دهد که تورم در کوتاه‌مدت ۱۵ درصد و در بلندمدت ۱۷ درصد شوک‌های قیمت انرژی را جذب می‌کند، یعنی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۱۵ و ۱۷ درصد از افزایش نرخ تورم به سبب بروز شوک‌های قیمت نفت است. از طرفی متغیر تولید بدون نفت در کوتاه‌مدت ۲۰ درصد و در بلندمدت ۲۲ درصد از شوک‌های قیمت انرژی را جذب می‌نماید. به بیانی ساده‌تر ۲۰ درصد کاهش تولید در کوتاه‌مدت به دلیل شوک‌های مثبت قیمت انرژی است و همچنین کاهش ۲۲ درصدی تولید در بلندمدت به دلیل شوک‌های مثبت قیمت انرژی می‌باشد. از سویی دیگر شوک‌های قیمت انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۱۹ و ۱۶ درصد از تغییرات حجم پول را توضیح می‌دهند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مطالعه بررسی تجربی نقش نهاده انرژی در تولید غیرنفتی و تحلیل تأثیر شوک قیمت انرژی بر متغیرهای تولید، تورم و حجم پول در ایران بود. بر این اساس با بهره‌گیری از رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی و بر پایه فرضیات مدل اقتصاد نئوکینزی در چارچوب طرف تقاضای انرژی، مدلی برای اقتصاد ایران طراحی گردید. پس از خطی‌سازی مدل و کالیبراسیون برخی از پارامترهای مدل، بقیه پارامترها با استفاده از روش تخمین بیزی تخمین زده شدند. نتایج نشان داد که سهم مخارج انرژی از تولید ۰/۱۲۱ است. از طرفی با توجه به نتایج بدست آمده از توابع عکس‌العمل آنی شوک‌ها، شوک مثبت قیمت انرژی اثر مثبت بر تورم، اثر منفی بر تولید غیرنفتی و اثر مثبت بر حجم پول در اقتصاد ایران دارد. بر پایه نتایج، به نظر می‌رسد که عامل انرژی به دلیل مزایای نسبی ناشی از ارزانی آن، به واسطه پرداخت یارانه انرژی، سهم بالایی در تولید دارد و از طرفی مطابق انتظارات، شوکهای قیمت انرژی از کانال تقاضای انرژی اثر منفی بر تولید می‌گذارد.

با توجه به نتایج بدست آمده، پیشنهاد می‌گردد که دولت در کوتاه‌مدت با مدیریت صحیح، یارانه‌های خاص انرژی به صنایع حیاتی مولد و خصوصاً صنایع انرژی بر اختصاص دهد. همچنین دولت در راستای کاهش مصرف انرژی و افزایش بهره‌وری عامل انرژی در بلندمدت، با حمایت برنامه‌ریزی شده از این صنایع، سعی در تبدیل تکنولوژی انرژی‌بر و فرسوده مورد استفاده این صنایع به تکنولوژی‌های نوین داشته باشد. این مسئله سبب می‌گردد تا سهم مخارج انرژی در تولید کاهش یافته و از آسیب‌پذیری بخش تولیدی نسبت به تغییرات قیمت حاملهای انرژی کاسته شود و همچنین بهره‌وری بخش تولید نیز افزایش یابد. به نظر نویسندگان، تنها در صورت وجود اقدامات مذکور، می‌توان عواقب منفی اجرای فاز دوم قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر بخش تولیدی اقتصاد را به حداقل رساند. ضمن آنکه توجه بیشتر به توسعه شرکت‌های دانش‌بنیان به عنوان راهکاری ضروری برای کاهش وابستگی بخش تولید به انرژی، باید در بلندمدت مورد توجه و عنایت بیشتر قرار گیرد.

منابع

- آمارنامه مصرف فرآورده‌های نفتی انرژی‌زا. (۱۳۸۶). شرکت بخش فرآورده‌های نفتی ایران. فصل چهاردهم.
- التجائی ا. و ارباب‌افضلی م. (۱۳۹۱). بررسی تأثیرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران. دوفصلنامه اقتصاد تطبیقی، ۳(۲): ۱-۲۶.
- بهرامی ج. و اصلانی پ. (۱۳۹۰). بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی. ۱(۴): ۵۷-۸۲.
- تراز نامه انرژی، معاونت امور برق و انرژی. دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی. سالهای مختلف.
- توکلیان ح. (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۱۰۰): ۱-۲۲.
- حسینی نسب س.ا.؛ خضری م. و رسولی ا. (۱۳۹۰). تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکف. مطالعات اقتصاد انرژی. ۸(۲۹): ۳۱-۶۰.
- حیدری ح. و سعیدپور ل. (۱۳۹۰). دلالت‌هایی بر آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران. پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی. ۱۹(۵۸): ۵-۳۰.
- شاهمرادی ا.؛ احسانی م.ع. و سیدحسینی س.ف. (۱۳۹۱). چسبندگی قیمت‌ها و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران. پژوهشهای اقتصادی. ۱۲(۱): ۱-۳۰.
- شاهمرادی ا.؛ کاوند ح. و ندیری ک. (۱۳۸۹). برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۶۸.۴-۱۳۸۶.۴) در قالب یک مدل تعادل عمومی. مجله تحقیقات اقتصادی. ۴۵(۹۰): ۱۹-۴۱.
- غفاری ف. و مظفری س. (۱۳۸۹). اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی در ایران. اقتصاد کاربردی. ۱(۳): ۴۹-۶۹.

فخرحسینی، س.ف. (۱۳۹۰). الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پوی اقتصاد ایران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱ (۳): ۱-۲۸.

متوسلی م؛ ابراهیمی ا.؛ شاهمرادی ا. و کمیجانی ا. (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. ۱۰ (۴): ۸۷-۱۱۶.

محمدی ت.، پژویان ج. و عباس‌زاده ش. (۱۳۹۰). تأثیر حذف یارانه انرژی بر تولید ناخالص ملی در ایران. فصلنامه اقتصاد کاربردی. ۲ (۴): ۱-۲۴.

مشیری س؛ باقری پرمهر ش. و موسوی نیک س.ه. (۱۳۹۰). بررسی درجه تساط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. ۲ (۱): ۶۹-۹۰.

منظور د. (۱۳۸۱). تأثیر نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکردهای مدل خودرگرسیون برداری. مجله میان رشته‌ای پژوهشی دانشگاه امام صادق (ع)، ۴ (۴): ۱۴۷-۱۷۴.

An, S., Schorfheide, F. (2007). Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews*, 26 (2): 113-172.

Brooks, S.P. and Gelman, A. (1998). General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol.7, pp. 434-455.

Calvo, G., (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Economic Literature*, 12(3): 1383-1398.

De Fiore, F. and Lombardo, G. and Stebunovs, V. (2006). Oil price shocks, monetary policy rules and Welfare, European Central Bank.

DeJong, D. and Dave, C. (2007). *Structural Macroeconometrics*, published by Princeton University Press.

Del Negro, M. and Schorfheide, F. (2004). Priors from General Equilibrium Models for VARS. *International Economic Review*, 45(2): 643-673.

Del Negro, M. and Schorfheide, F. (2006). How Good Is What you've got? DSGE-VAR as a Toolkit for Evaluating DSGE Models. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 91(2): 21-37.

Del Negro, M. and Schorfheide, F. (2009). Monetary Policy Analysis with Potentially Misspecified Models. *American Economic Review*, 99(4): 1415–1450.

Del Negro, M., Schorfheide, F., Smets, F., and Wouters, R. (2007). On the Fit of New-Keynesian Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(2):123–143.

Filis, G. and Degiannakis, S and Floros, Ch. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 20(3): 152–164.

Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*. Princeton University Press, ISBN 978-0-691-13316-4.

Hamilton, J.D. (1983). Oil and the macro economy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91 (1), 228–248.

Heidari, H. (2010). An estimated small open economy New-Keynesian model for Australian economy. *The Romanian Journal of Economic Forecasting*, 13(4): 61-75.

Heidari, H., Katircioglu, S., and Saeidpour, L. (2013). Natural gas consumption and economic growth: Are we ready to natural gas price liberalization in Iran?. *Energy Policy*, Vol. 63, pp. 638-645.

Kilian, L. (2008). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3): 1053–1069.

Kormilitsina, A. (2011), Oil price shocks and the optimality of monetary policy. *Review of Economic Dynamics*, 14(1): 199-223.

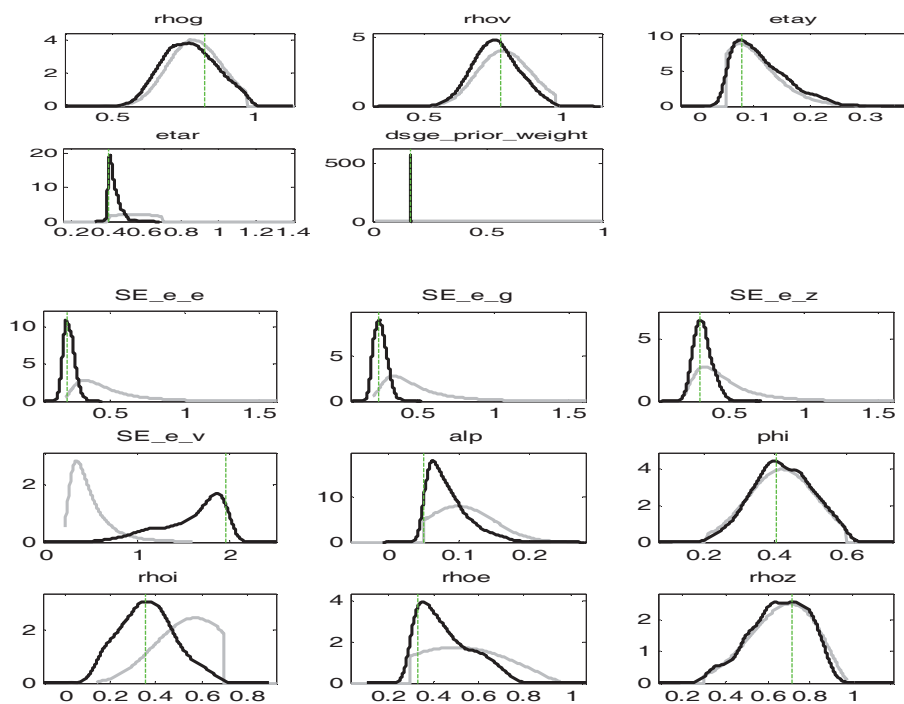
Lucas, Robert E., Jr. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1: 19–46.

Radde, S. (2009). Oil price shocks and monetary policy revisited: An energy augmented New Keynesian DSGE model. Discussion paper in Bayreuth University.

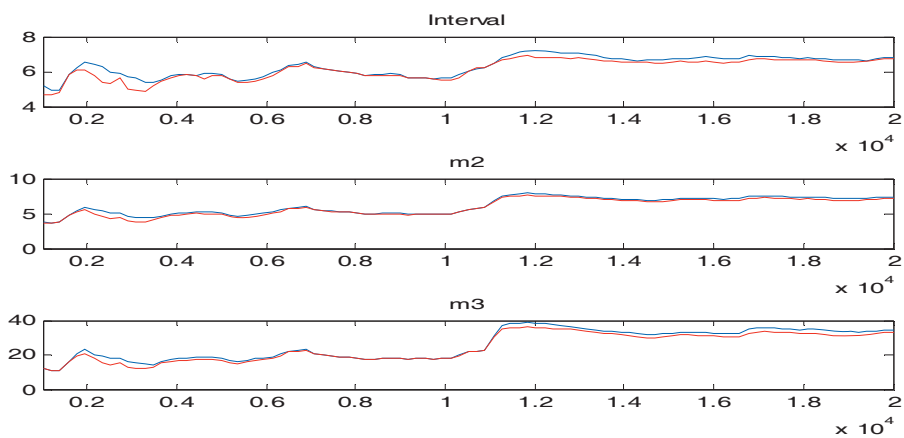
Rotemberg J. and Woodford, M. (1997). An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. *NBER Macroeconomics Annual*. 12: 297–346.

Vasconez, V.A. and Giraud, G. and Isaac, F.M. and Pham, N.S. (2013). Energy and capital in New Keynesian framework. CES working paper, ISSN. 1955-611X.

پیوست



نمودارهای توزیع‌های پیشین و پسین پارامترهای مدل



نمودار آزمون همگرایی براگ و گلن (۱۹۹۸) الگوریتم عددی مونت کارلو

