پژوهش‌های پولی-بانکی
سال هفتم، شماره ۱۹، بهار ۱۳۹۳
صفحات ۵۱-۶۷

شوک‌های نفتی و سیاست پولی در ایران: شواهدی بر پایه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

حسن حیدری [*] **احمد ملابهرامی** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۷/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۰۲

چکیده

این مقاله نقش شوک‌های نفتی در سیاست‌های پولی بانک مرکزی را در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) بررسی می‌کند. مدل ارائه‌شده متناسب با ساختار اقتصاد ایران، شوک‌های نفتی را از کانال مخارج دولت و در قالب قید تلفیقی دولت و بانک مرکزی مدل‌سازی نموده است. برآورد مدل با استفاده از روش اقتصادسنجی بیزی و با بهره‌گیری از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ صورت گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی بر مخارج دولت، منابع پایه پولی و درنتیجه آن حجم پول تأثیر کوتاه‌مدت مثبت دارد. علاوه‌براین، شوک‌های نفتی، تولید و تورم را نیز به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای در کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد. به‌طورکلی، نتایج مقاله بیانگر نقش قابل‌ملاحظه شوک‌های نفتی در سیاست‌های پولی بانک مرکزی و حاکی از سلطه دولت بر بانک مرکزی است؛ به این معنی که سیاست‌های پولی بانک مرکزی تحت سلطه تأمین مالی دولت قرار دارند.

واژه‌های کلیدی: مخارج دولت، پایه پولی، تورم، تولید، بانک مرکزی
طبقه‌بندی JEL: C68، E52، Q43

* دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، آذربایجان غربی؛ h.heidari@urmia.ac.ir (نویسنده مسئول)
† دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، آذربایجان غربی؛
a.molabahrami@urmia.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

۱ مقدمه

شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران از یک سو از طریق درآمدهای نفتی سبب شکل‌گیری سیاست مالی انبساطی و از سوی دیگر درنتیجه تبدیل درآمدهای ارزی نفت به معادل ریالی آن از سوی بانک مرکزی منجر به ایجاد سیاست پولی انبساطی می‌گردد (کمیجانی و اسدی، ۱۳۸۹). درواقع، سلطه مالی دولت بر بانک مرکزی، این نهاد را ملزم به تأمین معادل ریالی درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت خام می‌نماید. از طرفی، به منظور مدیریت نرخ ارز، بانک مرکزی مجبور به خرید ارز می‌گردد.[۱] این مسئله ضمن افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، سبب افزایش پایه پولی و درنتیجه آن افزایش نقدینگی می‌گردد.[۲] مطالعات تجربی مختلفی مؤید مکانیسم مذکور است (کمیجانی و اسدی، ۱۳۸۹ و متوسلی و ابراهیمی، ۱۳۸۹). بدین‌ترتیب، قاعده مشخص سیاست پولی طی سال‌های گذشته در ایران، خرج کردن درآمدهای نفتی به‌وسیله دولت و انتقال آن در منابع خارجی بانک مرکزی و پایه پولی است.[۳] از این‌رو، شوک‌های نفتی به‌عنوان یکی از کانال‌های اصلی مکانیسم سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران شناخته می‌شود.

نکته قابل ذکر آن است که شوک قیمت نفت عاملی برونزا است و فاکتورهای مختلف بین‌المللی در شکل‌گیری آن دخالت دارند (فیلیز، دگیناکیس و فلوروس[۴]، ۲۰۱۱). بنابراین،اگر شواهد تجربی مؤید نقش شوک‌های نفتی در سیاست پولی باشد، سیاست پولی نیز برونزا خواهد بود که این امر بیانگر آسیب پذیری قابل‌ملاحظه اقتصاد داخل از عوامل بیرونی است و نوسان‌پذیری و بی‌ثباتی اقتصاد را در پی خواهد داشت (متوسلی و ابراهیمی، ۱۳۸۹).

هدف اصلی این مقاله ارائه شواهد تجربی جدید از مکانیسم شکل‌گیری سیاست پولی در اقتصاد ایران بر پایه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[۵] (DSGE) با تأکید بر شوک‌های

---

[۱] عملکرد بودجه عمومی دولت طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶، اداره بررسی ها و سیاست های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

[۲] به‌ویژه در اقتصاد ایران به‌دلیل دستوری بودن نظام میخکوب تعیین نرخ بهره و نبود قاعده سیاست پولی مشخص و منسجم، سیاست‌های پولی عموماً تحت سلطه مالی دولت است (شاهمرادی، احسانی و سیدحسینی، ۱۳۹۱ و توکلیان، ۱۳۹۱).

[۳] مصاحبه با دکتر مسعود نیلی، تازه‌های اقتصاد شماره ۱۳۱.

[4] Filis, Degiannakis & Floros

[5] Dynamic Stochastic General Equilibrium models

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

نفتی و انتقال آن از کانال پایه پولی است. در این راستا، متناسب با اقتصاد ایران، یک مدل DSGE با چهار بخش خانوار، بنگاه، دولت و بانک مرکزی تصریح می‌گردد. در این مدل، قید تلفیقی دولت و بانک مرکزی با تأکید بر منابع تأمین مالی دولت، مخارج دولت و منابع پایه پولی تبیین می‌شود. عمده تفاوت این مقاله با مطالعات پیشین، تخمین تجربی مدل با استفاده از داده‌های واقعی اقتصاد ایران در چارچوب روش اقتصادسنجی بیزی[1] است.

نتایج حاصل از تخمین تجربی مدل براساس داده‌های سری زمانی طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ و با استفاده از برآوردگر بیزی نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت سبب کاهش نرخ واقعی ارز، افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و پایه پولی و درنتیجه آن حجم پول و تورم می‌گردد. بر پایه توابع عکس العمل آنی حاصل از مدل، شوک قیمت نفت ضمن افزایش سطح مخارج دولت، سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید، سبب افزایش هزینه نهایی تولید می‌گردد. بر پایه نتایج، کنترل اثرات سوء ناشی از شوک‌های نفتی مستلزم کاهش درجه تسلط مالی دولت بر بانک مرکزی است که تحقق این امر تنها زمانی امکان‌پذیر است که وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی کاسته شود.

در ادامه، ساختار مقاله بدین شکل است که در بخش ۲ مروری بر ادبیات موضوع انجام می‌گیرد. بخش ۳ به معرفی مدل پژوهش اختصاص یافته است. در بخش ۴ نتایج حاصل از برآورد مدل گزارش شده است. درنهایت، بخش ۵ به خلاصه و جمع‌بندی مقاله اختصاص دارد.

۲ ادبیات موضوع

شوک‌های نفتی با توجه به نوع نظام ارزی کشورهای صادرکننده نفت، اثرات متفاوتی بر متغیرهای پولی اقتصاد این کشورها دارند. عموم کشورهای صادرکننده نفت زمانی که درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت را به پول ملی تبدیل می‌کنند، در راستای مصون ماندن از ریسک نوسانات نرخ ارز، کاهش نااطمینانی در بودجه‌ریزی سالانه و امکان نظارت آسان و شفاف ارزی، از نظام‌های تعیین نرخ ارز میخکوب بهره می‌گیرند (برخورداری، ۱۳۹۱). با این حال، در نظام ارز میخکوب، ورود ارزهای نفتی به اقتصاد این کشورها در پی شوک مثبت قیمت نفت که سبب ایجاد نااطمینانی در درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت خام می‌شود، سبب افزایش پایه پولی و به‌دنبال آن افزایش حجم پول و نقدینگی می‌گردد (صمدی، یحیی‌آبادی و معلمی، ۱۳۸۸). به بیان دیگر، در سیستم نرخ ارز میخکوب،

[1] Bayesian econometrics

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

اقتصاد ظرفیت جذب شوک‌ها را نداشته و شوک‌ها از طریق تغییر در فعالیت‌های اقتصادی جذب می‌شوند و نیاز به نگهداری سطح بالایی از ذخایر بین المللی وجود دارد (برخورداری، ۱۳۹۱).

درمقابل، اگر نظام ارزی شناور باشد، افزایش درآمدهای نفتی که به سبب بروز شوک‌های مثبت قیمت نفت رخ می‌دهد، سبب تقویت پول داخلی و تضعیف نرخ ارز و کاهش توان صادراتی خواهد شد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸). از سوی دیگر، افزایش درآمدهای نفتی به سبب بروز شوک مثبت قیمت نفت سبب گسترش بخش عمومی و وقوع اثر برون‌رانی در اقتصاد می‌گردد. نتیجه این رخداد کاهش حضور بخش خصوصی در فعالیت‌های اقتصادی است که درنهایت تاثیر منفی بر اشتغال و تولید خواهد داشت (کولگنی و مانرا[1]، ۲۰۱۳). همچنان‌که ملاحظه می‌گردد، نظام ارز شناور یک جذب‌کننده و دفع‌کننده ساده شوک‌های نفتی را دارد و در این نظام تعیین نرخ ارز، نیازی به نگهداری ذخایر بین المللی بالا نیست.

فیلیز و کاتزیانتونیو[2] (۲۰۱۴) برای گروهی از کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت خام به این نتیجه دست یافته‌اند که تأثیرپذیری نرخ بهره از شوک‌های نفتی به نوع رژیم سیاست پولی کشورها بستگی دارد.

استویت[3] (۲۰۱۴) برای اقتصاد آمریکا اثر شوک‌های نفتی را بر سیاست پولی بررسی کرده است. نتایج وی نشان می‌دهد که واکنش سیاست پولی به شوک‌های نفتی به نوع شوک‌های نفتی برحسب شوک طرف تقاضا یا طرف عرضه و منبع ایجادکننده شوک نفتی بستگی دارد. این نتیجه با نتایج مطالعه بودستین، گوریری و کیلیان[4] (۲۰۱۲) همسو است.

مطالعات تجربی داخلی که به روشنی کانال پولی انتقال شوک‌های نفتی را بررسی کرده باشد، محدود هستند. به‌عنوان مثال، کمیجانی و اسدی (۱۳۸۹) با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری نشان داده‌اند که شوک‌های نفتی به میزان قابل‌توجهی بر نقدینگی و انبساط‌های پولی مؤثر بوده‌اند. در مطالعه‌ای دیگر، متوسلی و ابراهیمی (۱۳۸۹) با استفاده از یک مدل DSGE برای اقتصاد ایران دریافته‌اند که کانال پول نقش زیادی در انتقال اثر شوک‌های نفتی بر اقتصاد ایران دارد.

---

[1] Cologni & Manera

[2] Filis & Chatziantoniou

[3] Aastveit

[4] Bodenstein, Guerrieri & Kilian

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

۳ معرفی مدل

۱.۳ بخش خانوار

در مدل طراحی شده، فرض می‌شود که بخش خانوار دارای ترجیحاتی بر مصرف، فراغت و نقدینگی است. بنابراین، تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل‌شده خانوار طی ادوار زندگی به‌صورت رابطه ۱ تصریح می‌شود.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \varepsilon_t^{\beta} \left\{ \frac{1}{1-\sigma_C} (C_t)^{1-\sigma_C} - \frac{1}{1+\sigma_N} (N_t)^{1-\sigma_N} + \frac{\kappa_M}{1-\sigma_M} (M_t)^{1-\sigma_M} \right\} \quad (1)$$

که در آن، C_t، N_t و M_t به‌ترتیب نشان‌دهنده مصرف، عرضه نیروی‌کار و تقاضای نقدینگی خانوار است. در رابطه ۱، σ_C بیانگر معکوس جانشینی مصرف بین دوره‌ای یا ضریب ریسک‌گریزی نسبی، σ_N نشان‌دهنده عکس کشش عرضه نیروی‌کار و σ_M کشش تقاضای نقدینگی است. ε_t^{β} بیانگر شوک ترجیحات خانوار است.

خانوار به‌دنبال حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری نسبت به قید بودجه واقعی بین‌دوره‌ای است که به‌صورت رابطه ۲ تبیین می‌گردد.

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + T_t = \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{R_{t-1}^b}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \Pi_t \quad (2)$$

که در آن، $R_t^b = (1 + r_t^b)$ و r_t^b نرخ بهره بدون‌ریسک است. B_t میزان نگهداری اوراق‌قرضه توسط خانوار است. T_t میزان پرداخت‌های مالیاتی بخش خانوار، $\frac{W_t}{P_t}$ دستمزد حقیقی و Π_t سود ناشی از سایر فعالیت‌هاست. رابطه ۲ بیان می‌دارد که مجموع مخارج بخش خانوار شامل مخارج مصرفی، تقاضای نقدینگی و اوراق قرضه و پرداخت‌های مالیاتی از محل درآمدهای حاصل از دستمزد، درآمدهای بهره‌ای حاصل از نگهداری اوراق قرضه، نقدینگی دوره قبل و سود حاصل از سایر فعالیت‌ها تأمین می‌گردد. شروط مرتبه اول مشتق نسبت به مجموعه متغیرهای $\{C_t, M_t, B_t, N_t\}$ که خانوار قادر به تصمیم‌گیری بر آنهاست، روابط ۳ تا ۶ را نتیجه می‌دهد.

$$\beta^t \varepsilon_t^{\beta} C_t^{-\sigma_c} - \beta^t \varepsilon_t^{\beta} \lambda_t = 0 \quad (3)$$

$$\beta^t \varepsilon_t^{\beta} \kappa_M \frac{1}{P_t} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\sigma_M} - \beta^t \varepsilon_t^{\beta} \frac{\lambda_t}{P_t} + E_t \beta^{t+1} \varepsilon_{t+1}^{\beta} \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} = 0 \quad (4)$$

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

$$-\beta^t \varepsilon_t^\beta \frac{\lambda_t}{P_t} + E_t \beta^{t+1} \varepsilon_{t+1}^\beta \frac{R_t^b}{P_{t+1}} = 0 \quad (۵)$$

$$-\beta^t \varepsilon_t^\beta N_t^{\sigma_N} + \beta^t \varepsilon_t^\beta \lambda_t \frac{W_t}{P_t} = 0 \quad (۶)$$

که در آنها، λ_t ضریب لاگرانژ در فرآیند حداکثرسازی مطلوبیت خانوار است. جایگذاری رابطه ۵ در روابط ۳ و ۴ ساده‌سازی و لگاریتم خطی‌سازی حول مقادیر تعادل بلندمدت، روابط ۷ تا ۹ را در پی خواهد داشت.

$$\hat{C}_t = E_t \hat{C}_{t+1} - \frac{1}{\sigma_c}\left(\hat{R}_t^b - E_t \hat{\pi}_{t+1}\right) + \hat{\varepsilon}_t^\beta \quad (۷)$$

$$\widehat{m}_t = \frac{\sigma_C}{\sigma_M}\hat{C}_t - \frac{\sigma_C}{\sigma_M}\frac{\hat{R}_t^b}{\bar{r}_b} \quad (۸)$$

$$\sigma_N \widehat{N}_t = \widehat{w}_t - \sigma_N \hat{C}_t \quad (۹)$$

رابطه ۷ به معادله اولر مشهور است و بیانگر بده‌بستان بین‌دوره‌ای مصرف است. رابطه ۸ تابع تقاضای پول خانوار و رابطه ۹ عرضه بهینه نیروی‌کار خانوار است.

۲.۳ بخش بنگاه

در این بخش، به مدل‌سازی رفتار بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی پرداخته می‌شود. بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی در یک ساختار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. تکنولوژی تولید بنگاه iام در رابطه ۱۰ گزارش شده است.

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t^i)^{\frac{1}{1+\varepsilon_t^p}} di\right]^{1+\varepsilon_t^p} \quad (۱۰)$$

که در آن، ε_t^p بیانگر کشش جانشینی بین کالاهای مختلف است. به‌منظور دستیابی به سطح بهینه از تولید، فرآیند بهینه‌سازی رابطه ۱۱ برای بنگاه iام انجام می‌شود.

$$\min_{Y_t^i} \int_0^1 P_t^i Y_t^i di \quad (۱۱)$$

حداقل‌سازی تابع هزینه بنگاه نسبت به قید رابطه ۱۰، روابط ۱۲ و ۱۳ را حاصل می‌کند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

$$Y_t^i = \left(\frac{Y_t^i}{P_t}\right)^{-\varepsilon_t^p} Y_t \quad (۱۲)$$

$$P_t = [\int_0^1 (P_t^i)^{-\frac{1}{\varepsilon_t^p}} \mathrm{d}i]^{-\varepsilon_t^p} \quad (۱۳)$$

بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی، در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالوو[1] (۱۹۸۳) فعالیت می‌نمایند. بنابراین، هر دوره به اندازه $\omega - 1$ قدرت قیمت‌گذاری دارند؛ به‌طوری‌که در آن ω درجه چسبندگی قیمت‌هاست. ازطرفی، بنگاه‌هایی که قادر به قیمت‌گذاری نیستند از فرآیند شاخص‌بندی رابطه ۱۴ استفاده می‌کنند.

$$P_t = \left(\pi_{t-1}\right)^{\rho_\pi} P_{t-1} \quad (۱۴)$$

به‌طوری‌که در آن ρ_π بیانگر مرتبه درجه‌بندی قیمت‌هاست[2] و π_{t-1} تورم دوره قبل را نشان می‌دهد. اگر قیمت تعیین‌شده توسط بنگاه iام را با P_t^* نشان دهیم و P_t بیانگر قیمت کل در بازار رقابت کامل باشد، این بنگاه با فرآیند حداکثرسازی سود تنزیل‌شده انتظاری در رابطه ۱۵ روبرو است؛ که در آن، $\Lambda_{t,j}$ عامل تنزیل است و با توجه به رابطه ۱۶ به‌دست می‌آید.

$$\underset{P_{i,t}^*}{MAX} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \omega^j \Lambda_{t,j} [P_{i,t}^* - P_{t+j} MC_{t+j}] Y_{i,t+j} \quad (۱۵)$$

$$\Lambda_{\mathrm{t,j}} = \beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \quad (۱۶)$$

از حل این مسئله بهینه‌سازی با توجه به رابطه ۱۲، قیمت‌گذاری بهینه بنگاه به‌صورت رابطه ۱۷ حاصل می‌شود. به‌طوری‌که در آن، $\frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1}$ بیانگر مارک-آپ قیمت‌هاست. ازطرفی، در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالوو، رابطه دینامیک قیمت‌ها به‌صورت رابطه ۱۸ است.

$$\frac{P_{i,t}^*}{P_t} = \frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1} E_t \left(\frac{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma_C} [(\frac{P_{t+j}}{P_t})^{\varepsilon_t^p} MC_{t+j}]}{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma_C} (\frac{P_{t+j}}{P_t})^{\varepsilon_t^p - 1}}\right) \quad (۱۷)$$

[1] Calvo

[2] degree of price indexation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

$$(P_t)^{1-\varepsilon_t^p} = \omega(P_{t-1})^{1-\varepsilon_t^p} + (1-\omega)\left(P_{i,t}^*\right)^{1-\varepsilon_t^p} \quad (۱۸)$$

با ترکیب شکل لگاریتم خطی‌سازی‌شده معادله رابطه ۱۸ با شکل لگاریتم خطی‌سازی شده معادله رابطه ۱۷، فرآیند قیمت‌گذاری بنگاه و منحنی فیلیپس هیبریدی کینزین‌های جدید[1] به شکل لگاریتم خطی رابطه ۱۹ حاصل می شود.[2]

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\rho_\pi} E_t\hat{\pi}_{t+1} + \frac{\rho_\pi}{1+\beta\rho_\pi}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\rho_\pi}\frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega}\left(\widehat{MC}_t + \hat{\xi}_t^p\right) \quad (۱۹)$$

که در آن، $\hat{\zeta}_t^p$ بیانگر شوک مارک-آپ قیمت‌هاست که در معادله منحنی فیلیپس ظاهر می‌شود. ازطرفی، معادله شوک مارک-آپ قیمت‌ها به‌صورت رابطه ۲۰ تصریح می‌شود.

$$\log\lambda_t^p = \log\bar{\lambda}^p + \xi_t^p \quad (۲۰)$$

به‌طوری‌که در آن، مارک-آپ قیمت‌ها برابر با $\lambda_t^p = \frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1}$ و $\bar{\lambda}_t^p = \frac{\bar{\varepsilon}_t^p}{\bar{\varepsilon}_t^p - 1}$ مقدار با ثبات مارک-آپ است. همچنین، فرض می‌شود که بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با تابع تولید کاب داگلاس به‌صورت روابط ۲۱ و ۲۲ فعالیت می‌کنند.

$$Y_t = A_t(K_{t-1})^{\alpha}(N_t)^{1-\alpha} \quad (۲۱)$$

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_a} e^{\varepsilon_t^a} \quad (۲۲)$$

در رابطه ۲۲، ε_t^a بیانگر شوک تکنولوژی است. این بنگاه‌ها به‌دنبال حداقل‌سازی هزینه‌های خود نسبت به نیروی‌کار و سرمایه هستند و از این‌رو مسئله آنها حداقل‌سازی تابع هزینه در رابطه ۲۳ خواهد بود که نسبت به قید بودجه تابع تولید کاب داگلاس معرفی‌شده در رابطه ۲۱ حداقل می‌شود. برای این منظور، تابع لاگرانژ این مسئله به‌صورت رابطه ۲۴ تعریف می‌شود که در آن γ_t ضریب لاگرانژ است و بیانگر هزینه نهایی واقعی است. شروط مرتبه اول به‌صورت روابط ۲۵ و ۲۶ زیر تشکیل می‌گردند.

---

[1] New Keynesian hybrid Phillips curve

[2] با توجه به فرآیند طولانی خطی‌سازی معادلات مذکور از پرداختن به جزئیات خودداری شده است. درصورت نیاز، خوانندگان محترم مقاله می‌توانند فرآیند محاسبات مربوط به خطی‌سازی این معادلات را از نویسندگان مقاله درخواست نمایند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

$$\min_{N_t,K_{t-1}} \frac{W_t N_t}{P_t} + R_t^k K_{t-1} \quad (۲۳)$$

$$l_t = \frac{W_t N_t}{P_t} + R_t^k K_{t-1} + \gamma_t \left(Y_t - A_t \left(K_{t-1}\right)^{\alpha} (N_t)^{1-\alpha}\right) \quad (۲۴)$$

$$\frac{\partial l_t}{\partial K_{t-1}} = R_t^k - \gamma_t A_t \alpha \left(K_{t-1}\right)^{\alpha-1} (N_t)^{1-\alpha} = 0 \quad (۲۵)$$

$$\frac{\partial l_t}{\partial N_t} = \frac{W_t}{P_t} - \gamma_t A_t \left(1-\alpha\right)\left(K_{t-1}\right)^{\alpha} (N_t)^{-\alpha} = 0 \quad (۲۶)$$

از ترکیب معادلات بالا، قیمت‌گذاری بهینه سرمایه و هزینه نهایی واقعی به‌صورت روابط ۲۷ و ۲۸ حاصل می‌گردد.

$$R_t^k = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{W_t}{P_t}\frac{N_t}{K_{t-1}} \quad (۲۷)$$

$$MC_t = \frac{1}{A_t}\left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\left(\frac{W_t}{P_t}\right)^{1-\alpha}(R_t^k)^{\alpha} \quad (۲۸)$$

۳.۳ دولت و بانک مرکزی

در مدل طراحی‌شده، مخارج دولت به شکل کاب داگلاس به‌صورت رابطه ۲۹ لحاظ می‌گردد.

$$GO_t = OR_t^{\alpha_1} \times T_t^{\alpha_2} \times \left(X_t^{GO}\right)^{\alpha_3} \quad (۲۹)$$

در این رابطه، OR_t درآمدهای نفتی دولت، T_t درآمدهای مالیاتی و X_t^{GO} سایر درآمدهای دولت است. در این معادله، α_1، α_2 وα_3 به‌ترتیب سهم درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی و سایر درآمدهای دولت است. از این‌رو $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$خواهد بود. معادله بالا دارای شکل لگاریتم خطی به‌صورت رابطه ۳۰ است. ازطرفی، دولت در هر دوره با قید بودجه اسمی رابطه ۳۱ مواجه است.

$$\widehat{GO}_t = \alpha_1 \widehat{OR}_t + \alpha_2 \widehat{T}_t + \alpha_3 \hat{X}_t^{GO} \quad (۳۰)$$

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

$$\frac{B^{p}_{t+1}}{(1+r^{b}_{t})} + B^{CB}_{t+1} + T_t + OR_t + X^{GO}_{t} = GO_t + H^{GO}_{t} + B^{p}_{t} + B^{CB}_{t} \qquad (۳۱)$$

در این معادله، GO_t بیانگر کل مخارج دولت شامل مخارج جاری و عمرانی است. H^{GO}_{t} بیانگر پرداخت‌های انتقالی دولت شامل یارانه‌های نقدی و غیرنقدی است. B^{p}_{t} و B^{CB}_{t} به‌ترتیب نشان‌دهنده اوراق قرضه در دست بخش خصوصی و بانک مرکزی است که در این دوره باید بازخرید شوند. رابطه ۳۱ بیان می‌کند که کل درآمدهای نفتی، مالیاتی، سایر درآمدهای دولت و اوراق قرضه‌ای که در دست بانک مرکزی و بخش خصوصی است و باید در دوره بعد بازخرید شوند، صرف مخارج دولت، پرداخت‌های انتقالی و بازخرید اوراق قرضه‌ای می‌شود که در این دوره بازخرید می‌شوند. از طرف دیگر، قید بودجه اسمی بانک مرکزی را به‌صورت رابطه ۳۲ تبیین می‌نماییم.

$$C^{p}_{t} + R^{L}_{t} = G^{CB}_{t} + B^{CB}_{t} + er_t Z_t \qquad (۳۲)$$

معادله فوق بیانگر ترازنامه بانک مرکزی است. طرف راست این معادله منابع پایه پولی و طرف چپ مصارف آن را نشان می‌دهد. طرف راست بیانگر مجموع ذخایر طلا (G^{CB}_{t})، اوراق قرضه نگهداری‌شده توسط بانک مرکزی (B^{CB}_{t}) و ارزش ریالی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی $(er_t Z_t)$ است. سمت چپ مجموع اسکناس و مسکوکات در دست مردم (C^{p}_{t}) و ذخایر قانونی بانک‌ها (R^{L}_{t}) یا همان پایه پولی (M_t) است. بنابراین، با تعریف $M_t = C^{p}_{t} + R^{L}_{t}$ به‌عنوان پایه پولی، رابطه ۳۲ را به‌صورت رابطه ۳۳ بازنویسی می‌کنیم.

$$M_t = G^{CB}_{t} + B^{CB}_{t} + er_t Z_t, \quad B^{CB}_{t} = M_t - G^{CB}_{t} - er_t Z_t \qquad (۳۳)$$

به‌منظور به‌دست‌آوردن قید تلفیقی اسمی دولت و بانک مرکزی، معادلات ۲۲ و ۲۴ را با یکدیگر ترکیب می‌نماییم و رابطه ۳۴ حاصل می‌شود.

$$\frac{B^{p}_{t+1}}{(1+r^{b}_{t})} + M_{t+1} - G^{CB}_{t+1} - er_{t+1} Z_{t+1} + T_t + OR_t + X^{GO}_{t} = \qquad (۳۴)$$
$$GO_t + H^{GO}_{t} + B^{p}_{t} + M_t - G^{CB}_{t} - er_t Z_t$$

اگر متغیرهای حقیقی را نیز با همان نماد نشان دهیم، از تقسیم طرفین معادله بالا بر شاخص قیمت‌ها قید بودجه تلفیقی حقیقی به‌دست می‌آید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

$$E_t\pi_{t+1}\left\{\frac{B^p_{t+1}}{\left(1+r^b_t\right)}+M_{t+1}-G^{CB}_{t+1}-rer_{t+1}Z_{t+1}\right\}+T_t+OR_t+X^{GO}_t= \quad (۳۵)$$
$$GO_t+H^{GO}_t+B^p_t+M_t-G^{CB}_t-rer_tZ_t$$

که در آن، rer_t نرخ ارز واقعی است. این قید تلفیقی دارای شکل لگاریتم‌خطی‌سازی‌شده حول تعادل بلندمدت به‌صورت رابطه ۳۶ است.

$$E_t\hat{\pi}_{t+1}+\bar{B}^P\hat{B}^p_{t+1}-\bar{R}^b\hat{R}^b_t+\bar{M}\hat{M}_{t+1}-\bar{G}^{CB}\hat{G}^{CB}_{t+1}- \quad (۳۶)$$
$$\widehat{\overline{rer}rer}_{t+1}-\bar{Z}\hat{Z}_{t+1}+\bar{T}\hat{T}_t+\widehat{\overline{OR}OR}_t+\bar{X}^{GO}\hat{X}^{GO}_t=$$
$$\widehat{\overline{GO}GO}_t+\bar{H}^{GO}\hat{H}^{GO}_t+\bar{B}^P\hat{B}^p_t+\bar{M}\hat{M}_t-\bar{G}^{CB}\hat{G}^{CB}_t-\widehat{\overline{rer}rer}_t-\bar{Z}\hat{Z}_t$$

$$OR_t=rer_t\times P^{oil}_t\times Y^{oil}_t \quad (۳۷)$$

در رابطه ۳۷، درآمدهای نفتی برابر با ارزش ریالی حاصل‌ضرب تولید (Y^{oil}_t) در قیمت نفت خام (P^{oil}_t) است. ضمن آنکه برای سادگی فرض می‌شود که قیمت نفت خام در معادله خودرگرسیونی به‌صورت رابطه ۳۸ صدق کند که در آن، ε^{poil}_t شوک قیمت نفت خام است.

$$P^{oil}_t=\rho_{poil}P^{oil}_{t-1}+\varepsilon^{poil}_t \quad (۳۸)$$

درنهایت، شرط تسویه بازارها در قالب اتحاد درآمد ملی برای اقتصاد بسته به‌صورت رابطه ۳۹ تصریح می‌گردد.

$$Y_t=C_t+I_t+GO_t \quad (۳۹)$$

جهت کامل‌شدن ساختار کلی مدل، سه معادله روابط ۳۷ تا ۳۹ را نیز مشابه با معادلات قبلی لگاریتم‌خطی‌سازی می‌کنیم.

۴ نتایج برآورد مدل

در این بخش، مدل DSGE لگاریتم‌خطی‌سازی‌شده بخش قبل براساس روش اقتصادسنجی بیزی و در قالب نرم‌افزار داینار[1] تحت محیط برنامه‌نویسی متلب[2] تخمین‌زده می‌شود. برای این منظور برای دسته‌ای از پارامترهای مدل از مقادیر کالیبره‌شده براساس مطالعات

[1] Dynare
[2] MATLAB

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

پیشین[۱] و برای دیگر پارامترها مقدار میانگین و نوع توزیع پیشین مناسب تعیین می‌گردد. با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی از متغیرهای تولید ناخالص ملی، تورم، سرمایه‌گذاری، مصرف، حجم پول ، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، قیمت نفت خام سبد نفتی اوپک و نرخ ارز حقیقی طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹، ضمن برآورد بیزی این دسته از پارامترها، به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر سیاست‌های پولی پرداخته می‌شود[۲]. به‌منظور محاسبه فرم انحراف از تعادل بلندمدت داده‌ها، پس از لگاریتم‌گیری از داده‌ها از فیلتر هودریک-پرسکات[۳] استفاده شده است. در جدول ۱ نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترهای مدل گزارش گردیده است. در بخش پیوست نیز نمودارهای مربوط به توزیع‌های پیشین و پسین پارامترها ارائه می‌شود.

در مجموعه نمودارهای شکل ۱ توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای عمده پژوهش به شوک مثبت قیمت نفت خام ارائه شده است که طی آن، نمودارهای توابع عکس‌العمل آنی متغیرها برای ۲۰ دوره آتی رسم شده است.

همچنان‌که ملاحظه می‌گردد، شوک مثبت قیمت نفت سبب کاهش نرخ ارز واقعی، افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و به‌دنبال آن افزایش پایه پولی و حجم پول می‌گردد. مجموعه نمودارهای شکل ۱ نشان می‌دهند که شوک قیمت نفت سبب افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌گردد و تعدیل این اثر بیش از پانزده دوره زمان لازم دارد. ازطرفی، افزایش حجم پول سبب افزایش تورم می‌گردد. مخارج دولت، سرمایه‌گذاری، مصرف و درآمد کل نیز به شوک مثبت قیمت نفت واکنش مثبت نشان می‌دهند. همچنان‌که توابع عکس العمل آنی مدل نشان می‌دهد، یک شوک مثبت قیمت نفت نقش چشمگیری در ایجاد سیاست پولی دارد و متغیرهای کلان اقتصادی را به‌صورت معنادار

---

[۱] به عنوان مثال، پارامتر β برابر با ۰/۹۸ از مطالعه مشیری، باقری‌پرمهر و موسوی‌نیک (۱۳۹۰) گرفته شده است. کشش عرضه نیروی کار مشابه با کار مشیری و همکاران (۱۳۹۰) برابر با ۱/۴۶ لحاظ شده است. ضریب ریسک‌گریزی در تابع مطلوبیت از مطالعه شاهمرادی و همکاران (۱۳۸۹) برابر با ۰/۴۶ در نظرگرفته شده است. بر برپایه مطالعه توکلیان (۱۳۹۱) ، ضریب چسبندگی قیمت ها در اقتصاد ایران برابر با ۰/۵ در نظرگرفته شده است. همچنین سهم سرمایه در تولید برابر با ۰/۴۲ و نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت برابر با ۰/۰۴۲ لحاظ شده است (شاهمرادی و ابراهیمی، ۱۳۸۹ و توکلیان، ۱۳۹۱). مقدار با ثبات مارک-آپ قیمت‌ها را نیز به تبعیت از مشیری و همکاران (۱۳۹۰) برابر با ۳۰ درصد و معادل مقدارکشش جانشینی بین کالاهای مختلف برابر با ۴/۳۳ در نظرگرفته‌ایم.

[۲] داده‌های سری زمانی مورد استفاده پژوهش از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی و نرم افزار IFS استخراج گردیده است.

[3] Hodrick-Prescott

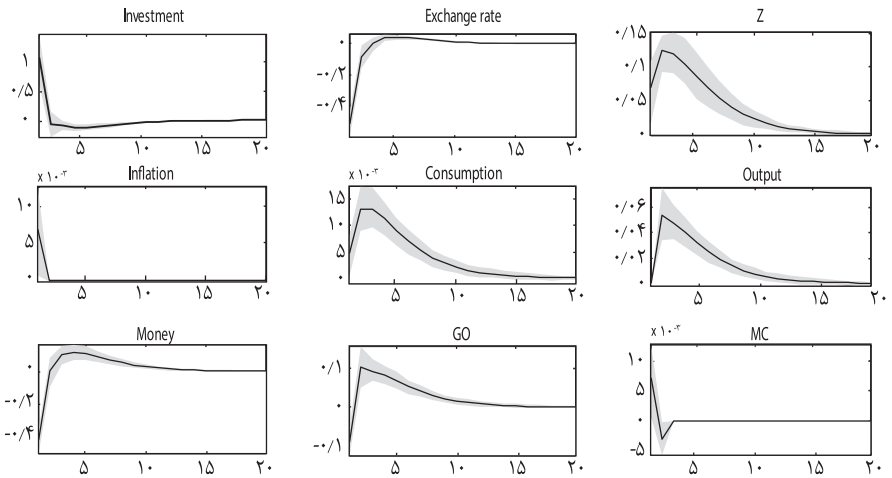
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

تحت تأثیر قرار می‌دهد. در ادامه این بخش تجزیه واریانس شوک قیمت نفت در قالب جدول ۲ ارائه می‌شود.

جدول ۱

برآورد بیزی پارامترهای مدل

نوع توزیع پیشین	فاصله اطمینان ۹۰ درصد		میانگین توزیع پسین	میانگین توزیع پیشین	پارامتر
بتا	۰/۳۵	۰/۲۷	۰/۳۱	۰/۵	ω
نرمال	۰/۸۲	۰/۵۷	۰/۶۹	۰/۷۱۵	ρ_{π}
نرمال	۰/۵۷	۰/۴۵	۰/۵۱	۰/۴۲	α
نرمال	۱/۱۴	۰/۸۴	۰/۹۸	۰/۷۴	$\alpha_{۱}$
بتا	۰/۵۴	۰/۲۶	۰/۳۹	۰/۱۶	$\alpha_{۲}$
بتا	۰/۱	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۱۰	$\alpha_{۳}$
نرمال	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۵	ρ_{poil}
نرمال	۱/۲۶	۰/۷۶	۱/۰۰	۰/۹۰	ρ_{t}
گامای معکوس	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۰۵	$\sigma_{\varepsilon_t^{\beta}}$
گامای معکوس	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۰۵	$\sigma_{\tilde{\xi}_t^{p}}$
گامای معکوس	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۵	$\sigma_{\varepsilon_t^{poil}}$



شکل ۱. توابع عکس‌العمل آنی به شوک قیمت نفت.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

جدول ۲

تجزیه واریانس شوک قیمت نفت

دوره	تورم	تولید	حجم پول	دارایی‌های خارجی	مخارج دولت
۱	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۲۲	۰/۲۹	۰/۳۴
۵	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۱۱	۰/۳۴	۰/۳۰
۱۰	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۳۸	۰/۳۲
۱۵	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۳۸	۰/۳۲
۲۰	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۳۸	۰/۳۲

همچنان‌که در جدول ۲ دیده می‌شود، متغیرهای مخارج دولت، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و حجم پول بیشترین مقدار از شوک‌های نفتی را جذب نموده‌اند. در دوره اول، مخارج دولت ۳۴ درصد از شوک‌های نفتی را جذب نموده است. این فرآیند طی دوره‌های بعد نیز همچنان ادامه پیدا کرده است، به‌طوری‌که در دوره بیستم ۳۲ درصد از شوک‌های نفتی توسط مخارج دولت جذب شده است. دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز در کوتاه‌مدت ۲۹ درصد و در بلندمدت ۳۸ درصد از شوک‌های نفتی را جذب کرده است و درنتیجه آن حجم پول در کوتاه‌مدت ۲۲ درصد و در بلندمدت ۱۱ درصد از شوک‌های نفتی را جذب نموده است؛ درحالی‌که، تولید در کوتاه‌مدت واکنشی به شوک‌های نفتی ندارد و در بلندمدت تنها ۵ درصد از شوک‌های نفتی را جذب کرده است. متغیر تورم نیز در کوتاه‌مدت ۱۲ درصد و در بلندمدت ۱۰ درصد از شوک‌های نفتی را گرفته است. تجزیه واریانس شوک‌های نفتی بیانگر این واقعیت است که مخارج دولت و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی دو مجرای اصلی و عمده انتقال شوک‌های نفتی به اقتصاد داخل هستند.

۵ خلاصه و نتیجه‌گیری

این مقاله نقش شوک‌های نفتی در ایجاد سیاست‌های پولی را در قالب یک مدل DSGE برای اقتصاد ایران بررسی می‌نماید. برای این منظور یک مدل اقتصاد بسته با تصریح قید تلفیقی دولت و بانک مرکزی متناسب با ایران طراحی گردید. برآورد تجربی مدل با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ و با بهره‌گیری از روش تخمین اقتصادسنجی بیزی صورت پذیرفت. بر پایه نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی مدل، شوک مثبت نفتی با افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی سبب افزایش پایه پولی، حجم پول و تورم می‌شود و مخارج دولت را به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد. نتایج همچنین نشان می‌دهد شوک‌های نفتی بر مصرف، سرمایه‌گذاری و درآمد کل اثر مثبت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

دارد. از طرفی، نتایج تجزیه واریانس شوک‌های نفتی نشان می‌دهد که دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و مخارج دولت دو منبع عمده جذب این شوک‌ها هستند. بنابراین، این دو متغیر به‌عنوان مجراهای اصلی مکانیسم انتقال شوک‌های نفتی به اقتصاد ایران محسوب می‌گردند.

نتایج بدست‌آمده شواهدی از سلطه دولت بر بانک مرکزی و نقش قابل‌ملاحظه شوک‌های نفتی در شکل‌گیری سیاست‌های پولی در ایران است. کاهش وابستگی دولت به درآمدهای نفتی، نظارت بیشتر بر صندوق ذخیره ارزی و حفظ اصالت بانک مرکزی در ایفای وظایف اصلی این نهاد جزو راهکارهای پیشنهادی این پژوهش است.

فهرست منابع

برخورداری، س. (۱۳۹۱). کشورهای نفتی و رژیم‌های ارزی، *فصلنامه تازه‌های اقتصاد*، ۱۳۶، ۳۱-۳۵.

توکلیان ، ح. (۱۳۹۱)، بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۷ (۱۰۰)، ۱-۲۲.

شاهمرادی، ا.، و ابراهیمی، ا. (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نئوکینزی، پژوهش‌های پولی و بانکی، ۲(۳)،۳۱-۵۶.

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.

صمدی، س.، یحیی‌آبادی، ا.، و معلمی، ن. (۱۳۸۸). تحلیل شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای کلان در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۵۲)، ۵-۲۶.

متوسلی، م.، و ابراهیمی، ا. (۱۳۸۹). نقش سیاست‌های پولی در انتقال اثر شوک‌های نفتی به اقتصاد ایران. *نامه مفید*، ۸۱، ۲۷-۵۰.

مشیری ، س.، باقری‌پرمهر، ش.، و موسوی‌نیک، 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(۵)، ۶۹-۹۰.

کمیجانی، ا.، و اسدی‌مهماندوستی، ا. (۱۳۸۹). سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران، *تحقیقات اقتصادی*، ۹۱، ۲۳۹-۲۶۲.

مصاحبه با دکتر مسعود نیلی (۱۳۹۰). ویژه‌نامه تازه‌های اقتصاد، شماره ۱۳۱.

عملکرد بودجه عمومی *دولت طی سالهای* ۱۳۸۱-۱۳۸۶. اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، دایره مالی، ویرایش دوم.

Aastveit, K. A. (2014). Oil price shock in a data-rich environment, *Energy Economics*, 45, 268-279.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

Bodenstein, M., Guerrieri, L., & Kilian, L. (2012). Monetary policy responses to oil price fluctuation, *IMF Economic Review*, 60: 470-504.

Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.

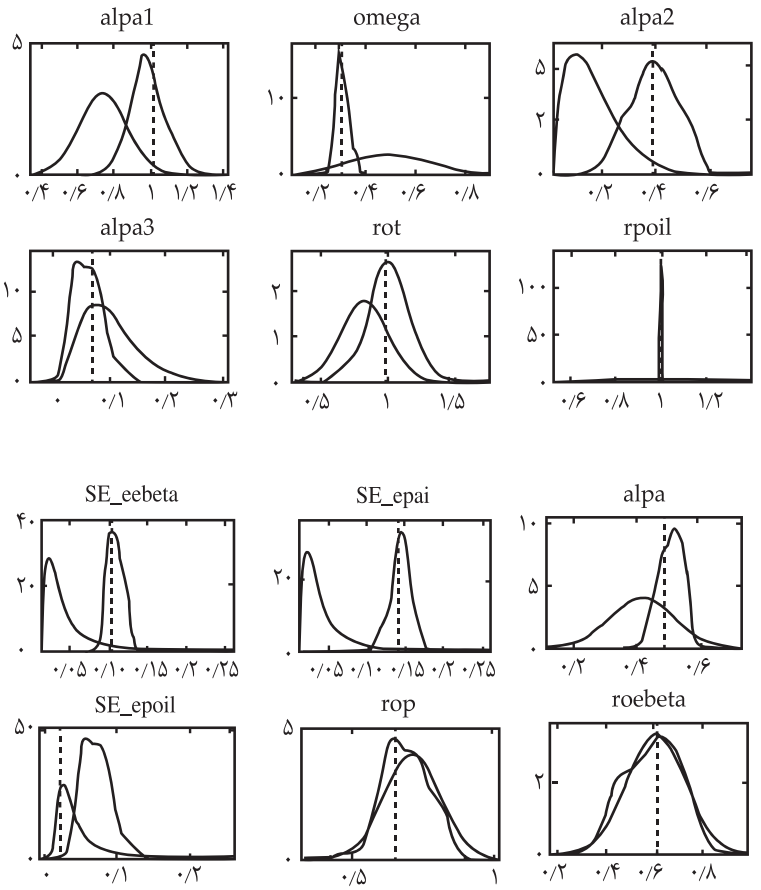
Cologni, A., & Manera, M. (2013). Exogenous oil shocks, fiscal policy and sector reallocation in oil producing countries. *Energy Economics*, 35, 42-57.

Filis, G., Degiannakis, S., & 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*, 20,152-164.

Filis, G., & Chatziantoniou, J. (2014). Financial and monetary policy responses to oil price shocks: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 42, 409-429.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

پیوست



شکل ۲. توزیع‌های پیشین و پسین پارامترهای برآوردشده مدل

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]