فصلنامه کاتب، علمی و پژوهشی
سال ۳، شماره ۳، زمستان ۱۳۹۵

دریافت مقاله:۱۳۹۵/۰۱/۱۰
پذیرش مقاله:۱۳۹۵/۰۲/۲۵
صص ۲۹-۹

رابطهٔ هزینه نهایی واقعی و تورم در ایران
مدل ARDL تست Bound در مقابل رویکرد DSGE

داکتر علیرضا محسنی (Ph.D) ۱

۱. داکترای اقتصاد و استاد دانشگاه کاتب

چکیده

این مقاله ارتباط بین هزینه نهایی واقعی و تورم را در قالب منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید، بر اساس دو رویکرد مختلف ARDL Bound-test و DSGE در اقتصاد ایران و برای داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ را بررسی می‌کند. بر پایه نتایج مقاله، بین تورم و هزینه نهایی واقعی ارتباط معنادار و مثبت در کوتاه‌مدت و بلندمدت جود دارد. نتایج نشان می‌دهد که شوک هزینه نهایی واقعی، تورم را افزایش می‌دهد و سبب کاهش تولید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد بیزی مدل DSGE طراحی شده برای اقتصاد ایران نیز نشان می‌دهد، سهم ضریب تورم گذشته و آینده‌نگر در منحنی فیلیپس هایبریدی برآورد شده تقریباً یکسان بوده و تورم گذشته تنها ۲/۳ درصد نسبت به تورم انتظاری در شکل‌گیری تورم نقش بیشتری دارد. بر پایه توابع عکس‌العمل آنی مدل DSGE، شوک مثبت هزینه نهایی تولید اثر مثبت و معنادار بر تورم دارد و تعدیل اثر آن بیش از ۱۵ دوره به طول می‌انجامد. از طرفی بر پایه نتایج تجزیه واریانس شوک‌ها، شوک هزینه نهایی ۳۸ درصد از تغییرات تورم را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهد؛ با این حال در بلندمدت این مقدار به ۳۴ درصد کاهش یافته است.

کلمات کلیدی: هزینه نهایی واقعی، تورم، منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید، مدل ARDL و رویکرد DSGE.

مقدمه

منحنی فیلیپس در طی هفت دهه تحولات اقتصاد کلان، دچار دگرگونی‌ها و بازنگری‌های مختلف شده است. فرم هایبریدی کینزین‌های جدید،[1] آخرین نسخه منحنی فیلیپس است که ضمن تصریح رابطه هزینه واقعی نهایی و تورم، فرم پویای گذشته‌نگر و انتظاری از منحنی فیلیپس ارائه می‌دهد. یکی از موضوعات بسیار مهمی که در مورد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید مطرح است، رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی است. در واقع رابطه بین تورم و هزینه‌های واقعی، نقطه مرکزی در ادبیات کینزین‌های جدید است. گالی و گرتلر[2] (۱۹۹۹) از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] (GMM) به منظور به حساب آوردن جز آینده‌نگر در منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید استفاده می‌کنند و یک اثر مثبت و معنادار از هزینه نهایی واقعی به سمت تورم پیدا کرده‌اند که این موضوع با نظریه‌های اقتصادی نیز حمایت می‌شود. با وجود این، استفاده از روش GMM مشکلات مختلفی را به وجود آورده است؛ از جمله حساسیت به انتخاب مجموعه متغیرهای ابزاری و خصوصیات نمونه کوچک. به‌ویژه هنگامی‌که متغیرهای ابزاری به صورت ضعیف شناسایی شوند این مشکلات تشدید می‌شود (استوک و دیگران ۲۰۰۲).[4]

ایمبس و همکاران (۲۰۰۷) یک رویکرد جایگزین را مطرح کردند که در آن تورم به وسیله یک فرآیند خودتوضیح با وقفه[5] توصیف می‌شود؛ لذا در پژوهش ایمبس و همکاران (۲۰۰۷)، تکنیکی استفاده شده است که در آن نیازی نیست درجه انباشتگی سری‌های مورد نظر از قبل مشخص باشد. به ویژه رویکرد ARDL پسران و همکاران[6] (۲۰۰۱)، به ما اجازه می‌دهد که رابطه بلندمدت بین این دو متغیر را، زمانی که با اطمینان نمی‌دانیم که سری‌های مورد بررسی انباشته از درجه صفر، یک و یا به صورت متقابل همگرا هستند، به صورت پایداری برآورد نماییم. اگرچه مدل ARDL بر بخشی از مشکلات و انتقادات وارد بر رویکردهای مبتنی بر روش تخمین GMM فائق آمده است، با این حال رویکردهای تک معادله‌ای و از جمله مدل ARDL دارای محدودیت‌های مختلفی هستند. دو انتقاد عمده در این زمینه وجود دارد؛ انتقال لوکاس[7] (۱۹۷۶) به رویکردهای تک معادله‌ای و مسئله تعیین درون‌زایی و برون‌زایی که توسط سیمز[8] (۱۹۸۰) مطرح گردیده است، از عمده‌ترین انتقادات وارده بر رویکردهای تک معادله‌ای هستند. روش‌شناسی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[9] که از دهه ۱۹۹۰ به بعد، به طور جدی و در قالب دو مکتب کینزی جدید[10] و چرخه‌های تجاری واقعی[11] مورد بحث و استفاده قرار گرفت، ضمن برخورداری از پایه‌های

1 Hybrid Philips curve
2 Gali, J. and Gertler, M.
3 Generalized method of moment
4 Stock et al, 2002
5 Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
6 Pesaran, H.M. S;hin, Y. Smith, J.R.
7 Lucas, R.F.
8 Sims, Ch.
9 Dynamic Stochastic General Equilibrium Model;
10 New Keynesian
11 Real Business Cycle

تئوریک خرد اقتصادی، امکان تعبیه پارامترهای ساختاری اقتصاد را در مدل فراهم می‌کند و همچنین در قالب یک مدل VAR ساختاری، به تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها می‌پردازد. مدل‌های DSGE بر پایه رفتار بهینه بخش‌های کلان اقتصادی شکل می‌گیرد و انتقادات وارد بر مدل‌های سری زمانی تک معادله‌ای را ندارد.

از این رو، در پژوهش فوق به منظور برآورد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید و بررسی رابطه بین تورم و هزینه نهایی واقعی، رویکرد تک معادله‌ای ARDL- Bounds test پسران و همکاران (۲۰۰۱) با روش‌شناسی سیستم معادله‌ای تعادل عمومی پویای تصادفی با پایه‌های تئوریک اقتصاد کینزی جدید مقایسه می‌شود. مدل DSGE طراحی شده دارای سه بخش اصلی خانوار که تابع مطلوبیت تنزیل یافته انتظاری‌اش را حداکثر می‌کند، بخش بنگاه که در چارچوب رقابت انحصاری و نظریه قیمت‌گذاری کالو[1] (۱۹۸۳) فعالیت می‌کند و مقام پولی که عهده‌دار اجرای سیاست پولی مناسب است. برآورد تجربی مدل DSGE با بهره‌گیری از روش اقتصادسنجی بیزی برای داده‌های فصلی از اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ صورت خواهد گرفت.

در زمینه برآورد تجربی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید و بررسی و تشریح رابطه میان تورم و هزینه نهایی واقعی مطالعات زیادی طی دو دهه اخیر صورت پذیرفته است. مطالعه گالی و گرتلر (۱۹۹۹) مشهورترین و اولین مطالعه در زمینهٔ برآورد تجربی منحنی فیلیپس هایبریدی کینزین‌های جدید است. آن‌ها از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده کرده‌اند و به یک رابطه مثبت میان هزینه نهایی واقعی و تورم برای اقتصاد آمریکا دست یافته‌اند. دوپوس[2] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای تجربی دیگر بر اساس داده‌های اقتصاد آمریکا، مدل خود رگرسیونی برداری و آزمون هم‌جمعی یوهانسن را به منظور برآورد منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید به کار گرفته است. نتایج وی نشان می‌دهد که فرم هایبریدی منحنی فیلیپس قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به دیگر تصریح‌های منحنی فیلیپس دارد. جسپر[3] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای دیگر برای اقتصاد آمریکا، با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی با اطلاعات کامل (FIML) به این نتیجه رسیده است که فرم گذشته و آینده‌نگر منحنی فیلیپس پویایی تورم در اقتصاد آمریکا را بهتر تبیین می‌نماید. کنتونیکاس[4] (۲۰۱۰) از داده‌های اقتصاد آمریکا و مدل ARDL جهت بررسی ارتباط بین تورم و هزینه نهایی واقعی در قالب منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید استفاده کرده است. نتایج وی نشان می‌دهد که هزینه نهایی افزایش‌دهنده تورم است. توکلیان (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای تجربی برای اقتصاد ایران، با بهره‌گیری از یک چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید پرداخته است.

1 Calvo, G.A.
2 Dupuis, D.
3 Jesper, L.
4 Kontonikas, A.

نتایج وی نشان می‌دهد که فرم هایبریدی منحنی فیلیپس از سازگاری بیشتری با داده‌های اقتصاد ایران برخوردار است. لانه و لوتو[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای تجربی برای اقتصاد آمریکا و با بهره‌گیری از یک مدل تک متغیره سری زمانی خود رگرسیونی به این نتیجه دست یافته‌اند که در تعیین نرخ تورم، هردوی وقفهٔ تورم و تورم انتظاری نقش اساسی دارند. تیواری و همکاران[2] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تجربی برای اقتصاد فرانسه با استفاده از تبدیل موجک ارتباط بین تورم و شکاف تولید را در قالب منحنی فیلیپس مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، شکاف تولید سبب افزایش تورم می‌شود.

1 Lanne, M. and Luoto, J.

2 Tiwari, A.K. and Oros, C. and Albulescu, C.T.

منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در چهارچوب مدل DSGE

بخش خانوار (household sector)

در چارچوب فرضیات اقتصاد کینزین جدید، بخش خانوار در پی حداکثرسازی ارزش انتظاری مطلوبیت تنزیل شده[1] ادوار زندگی به صورت زیر است:

$$E_0(\sum_{t=0}^{\infty} U_{jt}) \quad (۱)$$

که در آن U_{jt} مطلوبیت ریسک گریزی ثابت خانوار j ام در دوره زمانی t هست و به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$U_{jt} = \frac{C_{jt}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{jt}^{1+\eta}}{1+\eta} \quad (۲)$$

طوری که مقدار مصرف خانوار j ام به صورت انتگرال میزان مصرف کالاهای تولیدی بنگاه‌هایی که در قالب رقابت انحصاری به فعالیت می‌پردازند و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$C_{jt} = (\int_0^1 (C_{jt}^i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (۳)$$

به طوری که در آن، ε کشش جانشینی بین کالاهاست و بزرگ‌تر از یک است. خانوار به دنبال تخصیص مخارج خود به شکل بهینه به سبدی از کالاهایی است که در قالب رابطه (۳) تصریح شده است. ثابت می‌شود که میزان مصرف بهینه خانوار از تولید بنگاه i ام به صورت زیر است:

$$C_{jt}^i = (\frac{P_{jt}}{P_t})^{-\varepsilon} C_{jt} \quad (۴)$$

به طوری که در آن P_{jt} قیمت تعیین‌شده کالا در بازار و P_t سطح قیمت‌های کل در اقتصاد است. رابطه (۴) نشان می‌دهد که میزان کالای تولیدی بنگاه i ام در سبد خانوار به نسبت سطح قیمت کالای تولیدی توسط آن تولیدکننده و قدرت جانشینی این کالا در چارچوب بازار رقابت انحصاری بستگی دارد. در چنین شرایطی خانوار به دنبال حداکثر سازی تابع رفاه تنزیل شده ادوار زندگی نسبت به قید بودجه زیر خواهد بود:

$$C_{jt} + \frac{B_t}{P_t} = (\frac{W_t}{P_t}) N_{jt} + (1+i_{t-1})(\frac{B_{t-1}}{P_t}) + \prod_t \quad (۵)$$

1 Discounted expected utility function

که در آن مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های دوره t ام از محل درآمدهای حقوق و دستمزد، اصل دارایی‌ها و درآمدهای بهره‌ای تعلق گرفته به آن‌ها در دوره t-1 ام و سود خالص دوره t ام تأمین می‌شود. تشکیل تابع لاگرانژ بین دوره‌ای t و t+1 و به دست آوردن شروط مرتبه اول مشتق نسبت به متغیرهای $\{C_{jt}, C_{jt+1}, B_t, N_{jt}\}$ روابط زیر را به دست می‌دهد:

$$\lambda_t = C_{jt}^{-\sigma} \qquad \lambda_{t+1} = \beta E_t C_{jt+1}^{-\sigma} \qquad (۶)$$

$$\lambda_t = \frac{1}{B_t} \qquad \lambda_{t+1} = \frac{(1+i_t)}{E_t P_{t+1}} \qquad (۷)$$

$$\lambda_t \frac{W_t}{P_t} = N_{jt}^{\eta} \qquad (۸)$$

$$\frac{N_{jt}^{\eta}}{C_{jt}^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t} \qquad (۹)$$

ترکیب معادلات فوق، معادله اولر مصرف بین دوره‌ای را به فرم زیر به دست می‌دهد:

$$C_{jt}^{-\sigma} = \beta(1+i_t)E_t(\frac{P_t}{P_{t+1}})C_{jt+1}^{-\sigma} \qquad (۱۰)$$

فرم لگاریتم خطی سازی شده[1] معادله اولر[2] کل در این اقتصاد به صورت زیر خواهد بود[3]:

$$\hat{C}_t = E_t(\hat{C}_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t(P_{t+1})) \qquad (۱۱)$$

از سوی دیگر، فرم لگاریتم خطی سازی شده معادله (۹) نیز برای کل اقتصاد به صورت زیر در خواهد آمد:

$$\hat{W}_t - \hat{P}_t = \eta\hat{N}_t + \sigma\hat{C}_t \qquad (۱۲)$$

1 Log-linearized form
2 Euler equation

۳ در این شیوه خطی سازی معادلات، $\hat{x}_t$ نشان‌دهنده انحراف لگاریتم مقدار دوره t ام متغیر از مقدار تعادلی بلندمدتش است.

رفتار بخش بنگاه (firm sector behavior)

بنگاه اقتصادی در قالب بازار رقابت انحصاری و فرض چسبندگی ناقص قیمت‌ها، در پی حداقل سازی هزینه‌های تولید هستند. اگر $\frac{W_t}{P_t}$ دستمزد واقعی پرداختی به نیروی کار باشد و میزان تولید از تکنولوژی تولید $Y_{jt} = AN_{jt}$، باشد. فرآیند کمینه‌سازی هزینه تولید بنگاه به صورت زیر خواهد بود.

لذا با جایگذاری قید تابع تولید در تابع هزینه تولید و تشکیل شرط مرتبه اول مشتق، به دست می‌آوریم:

$$MC_{jt} = \frac{\partial TC_{jt}}{\partial Y_{jt}} = \frac{W_t}{P_t A} \qquad (۱۴)$$

از طرفی اگر ε برابر با درجه رقابت برای تولید Y_{jt} در بازار باشد، در این صورت می‌توان تابع تقاضای

$$\underset{Y_j}{Min:} \quad TC_{jt} = \frac{W_t}{P_t} N_{jt} \qquad s.t: \quad Y_{jt} = AN_{jt} \qquad (۱۳)$$

بازار برای محصول این بنگاه را به صورت زیر تصریح کرد (اسکورفد و بوراگان[1]، ۲۰۰۸):

$$Y_{jt} = [\frac{P_{jt}}{P_t}]^{-\varepsilon} Y_t \qquad (۱۵)$$

به طوری که سطح کلی قیمت‌ها از رابطه زیر قابل دستیابی خواهد بود:

$$P_t = [\int_0^1 P_{jt}^{1-\varepsilon} dj]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۱۶)$$

رابطه (۱۶) بیان می‌کند، سطح کلی قیمت‌ها برابر با انتگرال قیمت تعیین‌شده بنگاه‌های موجود در بازار با توجه به درجه رقابت این بنگاه‌ها در بازار است. در این صورت می‌توان تابع تولید بنگاه j ام را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$Y_{jt} = AN_{jt} = [\frac{P_{jt}}{P_t}]^{-\varepsilon} Y_t \qquad (۱۷)$$

1 Schorfheide, F. and S. Boragan Aruoba,

قیمت‌گذاری بهینه بنگاه (price setting of firms)

در چارچوب مکتب اقتصاد نئوکینزی فرض می‌شود که بنگاه‌ها در قالب بازار رقابت انحصاری به فعالیت می‌پردازند، لذا قدرت قیمت‌گذاری دارند. از سویی دیگر با فرض وجود چسبندگی قیمت‌ها از درجه ω، بنگاه‌ها با درجه برابر با $1-\omega$ می‌توانند بر تغییر قیمت‌ها تأثیرگذار باشند، ازاین‌رو تابع سود انتظاری تنزیل شده بخش خانوار در چارچوب چنین فرضیاتی به شکل زیر قابل تصریح است:

$$\underset{p_{jt}}{Max}\, E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega)^i F_{t,t+1} \{ \frac{P_{jt}}{P_{t+i}} Y_{jt+i} - \frac{W_{t+i}}{P_{t+i}} N_{jt+i} \} \qquad (۱۸)$$

رابطه (۱۸) بیانگر تابع سود انتظاری تنزیل شده بخش بنگاه طی ادوار فعالیت است. اگر عامل تنزیل تصادفی را از رابطه $F_{t,t+i} = \frac{\beta^i C_{jt+i}^{-\sigma}}{C_{jt}^{-\sigma}}$ جایگذاری کنیم، می‌توان نوشت:

$$\underset{p_{jt}}{Max}\, E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega)^i \frac{\beta^i C_{jt+i}^{-\sigma}}{C_{jt}^{-\sigma}} \{ \frac{P_{jt}}{P_{t+i}} Y_{jt+i} - \frac{W_{t+i}}{P_{t+i}} N_{jt+i} \} \qquad (۱۹)$$

می‌دانیم در تعادل تقاضای کل با تولید کل اقتصاد برابر است یعنی $Y_{jt} = C_{jt}$، لذا می‌توان نوشت:

$$C_{jt} = (\int_0^1 (C_{jt}^i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = Y_{jt} \qquad (۲۰)$$

با توجه به آنچه ذکر گردید، رابطه (۱۹) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\underset{p_{jt}}{Max}\, E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega)^i \frac{\beta^i C_{jt+i}^{-\sigma}}{C_{jt}^{-\sigma}} \{ \frac{P_{jt}}{P_{t+i}} Y_{jt+i} - MC_{jt+i} Y_{jt+i} \} \qquad (۲۱)$$

از طرفی $Y_{jt} = (\frac{P_{jt}}{P_t})^{-\varepsilon} C_{jt}$، بنابراین رابطه (۲۱) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\underset{p_{jt}}{Max}\, E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega\beta)^i C_{jt}^{\sigma} E_t C_{jt+i}^{1-\sigma} \{ (\frac{P_{jt}}{P_{t+i}})^{1-\varepsilon} - (\frac{P_{jt}}{P_{t+i}})^{\varepsilon} MC_{jt+i} \} \qquad (۲۲)$$

بنگاه در پی قیمت‌گذاری بهینه خواهد بود، از این رو با مشتق‌گیری از تابع فوق نسبت به سطح بهینه قیمت P_t^*، به دست می‌آوریم:

(۲۳)

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega\beta)^i C_{jt}^{\sigma} E_t C_{jt+i}^{1-\sigma} \{(1-\varepsilon)(P_{t+i})^{\varepsilon-1} P_t^{*-\varepsilon} + \varepsilon P_t^{*1-\varepsilon} (P_{t+i})^{\varepsilon} MC_{jt+i}\} = 0$$

با حل رابطه بالا نسبت به P_t^* می‌توان سطح بهینه قیمت‌ها را به صورت زیر به دست آورد:

(۲۴)

$$P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega\beta)^i E_t C_{jt+i}^{1-\sigma} (P_{t+i})^{\varepsilon} MC_{jt+i}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega\beta)^i E_t C_{jt+i}^{1-\sigma} (P_{t+i})^{\varepsilon-1}}$$

از طرفی با توجه به تعریف کالو از سطح کل قیمت‌ها در اقتصاد به صورت زیر داریم:

(۲۵)

$$P_t = \{(1-\omega) P_t^{*1-\varepsilon} + \omega P_{t-1}^{1-\varepsilon}\}^{\frac{-1}{1-\varepsilon}}$$

با تقسیم طرفین معادله (۲۵) بر P_t ، می‌توان این معادله را به صورت زیر بازنویسی کرد:

(۲۶)

$$1 = (1-\omega)(\frac{P_t^*}{P_t})^{1-\varepsilon} + \omega(\frac{P_{t-1}}{P_t})^{1-\varepsilon}$$

تعریف می‌کنیم: $Q_t = \frac{P_t^*}{P_t}$، با فرض اینکه به کلیه بنگاه‌ها اجازه داده شود تا در هر دوره قیمت‌ها را تعدیل کنند و قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌ها یکسان باشد، می‌توان نتیجه گرفت که $Q_t = 1$. با توجه به نکته مذکور و با لگاریتم خطی سازی معادله فوق و ساده‌سازی آن، رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$(1-\omega)\hat{q}_t - \omega\pi_t = 0 \quad \pi_t = \hat{p}_t - \hat{p}_{t-1} \qquad (۲۷)$$

در رابطه (۲۷)، π_t نشان‌دهنده متغیر تورم است که برابر با حاصل تفاضل لگاریتم قیمت‌های دو دوره متوالی tام و $t-1$ ام است. از طرفی دیگر، اگر طرفین رابطه (۲۴) را بر P_t تقسیم نموده و همچنین مارک آپ[1] قیمت‌ها را قرار دهیم $\chi = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ ، آنگاه می‌توان نوشت:

(۲۸)

$$\chi E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega\beta)^i E_t C_{jt+i}^{1-\sigma} (\frac{P_{t+i}}{P_t})^{\varepsilon} MC_{jt+i} = Q_t E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\omega\beta)^i E_t C_{jt+i}^{1-\sigma} (\frac{P_{t+i}}{P_t})^{\varepsilon-1}$$

لگاریتم خطی سازی رابطه (۲۸) حول مقادیر تعادلی بلندمدت و ساده‌سازی آن نتیجه می‌دهد:

1 Mark-up

$$\frac{1}{1-\omega\beta}\hat{q}_t = -\frac{1}{1-\omega\beta}\hat{p}_t + \sum_{i=0}^{\infty}(\omega\beta)^i\{E_t m\hat{c}_{jt+i} + E_t\hat{p}_{t+1}\} \quad (۲۹)$$

و یا ساده‌تر از آن:

$$\hat{q}_t + \hat{p}_t = (1-\omega\beta)\sum_{i=0}^{\infty}(\omega\beta)^i\{E_t m\hat{c}_{jt+i} + E_t\hat{p}_{t+1}\} \quad (۳۰)$$

اگر جمله اول سری را که به ازای $i=0$ به دست می‌آید، به صورت جداگانه بازنویسی کنیم:

(۳۱)

$$\hat{q}_t + \hat{p}_t = (1-\omega\beta)(m\hat{c}_t + \hat{p}_t) + (1-\omega\beta)\sum_{i=1}^{\infty}(\omega\beta)^i\{E_t m\hat{c}_{jt+i} + E_t\hat{p}_{t+1}\}$$

آنگاه در رابطه (۳۱)، سری سمت راست را می‌توان با شیفت اندیس‌ها و با مقایسه با رابطه (۳۰)، برابر با $\omega\beta(E_t\hat{q}_{t+1} + E_t\hat{p}_{t+1})$ قرار داد، زیرا:

(۳۲)

$$(1-\omega\beta)\sum_{i=1}^{\infty}(\omega\beta)^i\{E_t m\hat{c}_{jt+i} + E_t\hat{p}_{t+1}\} = \omega\beta(1-\omega\beta)\sum_{i=0}^{\infty}(\omega\beta)^i\{E_t m\hat{c}_{jt+i+1} + E_t\hat{p}_{t+1}\}$$
$$= \omega\beta(E_t\hat{q}_{t+1} + E_t\hat{p}_{t+1})$$

از طرفی دیگر با توجه به اینکه داریم:

$$E_t\hat{p}_{t+1} - \hat{p}_t = E_t\pi_{t+1} \quad (۳۳)$$

رابطه (۳۱) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\frac{\omega}{1-\omega}\pi_t = (1-\omega\beta)m\hat{c}_t + \omega\beta(\frac{\omega}{1-\omega}E_t\pi_{t+1} + E_t\pi_{t+1}) \quad (۳۴)$$

حل معادله تفاضلی فوق برای متغیر به صورت آینده‌نگر منجر به شکل‌گیری منحنی فیلیپس کینزین جدید به صورت زیر خواهد شد:

$$\pi_t = \beta E_t\pi_{t+1} + \lambda m\hat{c}_t \qquad \lambda = \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega} \quad (۳۵)$$

از سویی دیگر، با تکرار فرآیند قیمت‌گذاری بهینه توسط بنگاه گذشته‌نگر می‌توان منحنی فیلیپس گذشته و آینده‌نگر یا همان منحنی فیلیپس گذشته و آینده‌نگر را به دست آورد به دست آورد (گالی و گرتلر، ۱۹۹۸). گالی و گرتلر (۱۹۹۸) پارامتری را تحت عنوان پارامتر ضریب گذشته‌نگری در رفتار بنگاه‌ها تعریف کرده‌اند. اگر این پارامتر را با ϕ نشان دهیم، رابطه زیر قابل تصریح است:

$$P_t^* = \{\phi(P_t^b)^{1-\varepsilon} + (1-\phi)(P_t^f)^{1-\varepsilon}\}^{\frac{-1}{1-\varepsilon}} \quad (۳۶)$$

رابطه (۳۶) بیان می‌کند که قیمت‌گذاری بهینه بنگاه‌ها با احتمال ϕ برابر با مقدار قیمت‌های گذشته (P_t^b) و با احتمال $1-\phi$ برابر با مقدار قیمت‌های آتی یا انتظاری (P_t^f) خواهد بود. در واقع ϕ درجه گذشته‌نگری تورم است. تعریف می‌کنیم $Q_t^b = \frac{P_t^b}{P_t}$ و $Q_t^f = \frac{P_t^f}{P_t}$؛ همچنین از قبل داشتیم $Q_t = \frac{P_t^*}{P_t}$. ترکیب رابطه (۳۶) با فرم لگاریتم خطی سازی این روابط منجر به شکل‌گیری منحنی فیلیپس گذشته و آینده‌نگر کینزین جدید به فرم زیر خواهد شد:

$$\pi_t = \gamma_f E_t\pi_{t+1} + \gamma_b\pi_{t-1} + \lambda m\hat{c}_t \quad (۳۷)$$

که در آن داریم: (۳۸)

$$\lambda = \frac{(1-\phi)(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega + \phi(1-\omega(1-\beta))}$$

$$\gamma_f = \frac{\omega\beta}{\omega + \phi(1-\omega(1-\beta))} \quad (۳۹)$$

$$\gamma_b = \frac{\phi}{\omega + \phi(1-\omega(1-\beta))} \quad (۴۰)$$

شایان توجه است در صورتی که $\beta = 1$ باشد، آنگاه داریم $\gamma_f + \gamma_b = 1$. در چنین شرایطی منحنی فیلیپس نئوکینزی فرم هایبریدی خواهد داشت.

سیاست پولی (monetary policy)

در ادامه این بخش، معادلات (۴۱) تا (۴۳) بیانگر بخش پولی و شیوه انجام سیاست پولی در اقتصاد ایران است که به تبعیت از توکلیان[1] (۲۰۱۲) به این صورت تصریح گردیده است. به طوری که در آن، m_t مقدار حجم پول، rm_t رشد حجم پول و i_t نرخ بهره اسمی است. معادله (۴۱) معادله رشد حجم پول است. معادله (۴۲) تابع تقاضای پول است. به طوری که در آن، η_y و η_i به ترتیب کشش تقاضای درآمدی و بهره‌ای تقاضای پول می‌باشند. معادله (۴۳) معرف تابع سیاستی مقامات پولی است. این معادله بیان می‌کند که رشد حجم پول دارای رفتاری خود رگرسیونی است و به میزان واکنش مقامات پولی نسبت به تغییرات

1 Tavakolian, H.

درآمد و تورم بستگی دارد، به نحوی که در آن ρ_i بیانگر درجه پایداری رشد حجم پول است. از طرفی δ_y و δ_π به ترتیب واکنش مقامات پولی به تغییرات درآمد و تورم می‌باشند. در معادله (۴۳)، e_t^m بیانگر شوک سیاست پولی است.

$$rm_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (۴۱)$$

$$m_t = \eta_y \hat{y}_t - \eta_i i_t \quad (۴۲)$$

$$rm_t = \rho_i rm_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + \delta_y \hat{y}_t + e_t^m \quad (۴۳)$$

نتایج تجربی

در این بخش نتایج حاصل از برآوردهای تجربی ارائه می‌شود. در این مطالعه از داده‌های فصلی طی دوره زمانی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده شامل تولید ناخالص داخلی فصلی تعدیل‌شده، تورم بر مبنای شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، حجم پول (M1)، نرخ بهره اسمی و داده‌های فصلی هزینه نهایی واقعی تولید است.

می‌دانیم در مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی، در صورت وجود ریشه واحد باید پیش از برآورد مدل رگرسیونی، آزمون‌های هم‌جمعی را جهت حصول اطمینان از کاذب نبودن نتایج رگرسیونی انجام داد. برای این منظور در مطالعه حاضر، ابتدا ویژگی مانایی متغیرهای تورم و هزینه نهایی واقعی تولید در مدل ARDL با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد دیکی– فولر تعمیم‌یافته (ADF)[۱]، فیلیپس و پرون (PP)[۲] و KPSS[۳] مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول (۱) نشان می‌دهد که متغیر هزینه نهایی (marginal cost) بر اساس هر سه آزمون انجام‌شده پس از یک بار تفاضل گیری مانا شده است که بیانگر وجود ریشه واحد در این متغیر است. متغیر تورم (inflation) بر اساس آزمون‌های ADF و KPSS دارای ریشه واحد است، اما بر اساس آزمون PP در سطح مانا است. در نتیجه لازم است پیش از برآورد مدل رگرسیونی، آزمون هم‌جمعی میان متغیرهای مورد مطالعه انجام شود.

Table1. Unit root tests results

	ADF	PP	KPSS
Inflation	-1.851	-3.364***	0.857***
marginal cost	-2.267	-1.180	1.010***
Δ(inflation)	-8.152***	-28.197***	0.192
Δ(marginal cost)	-3.367***	-16.255***	0.138

1 Augmented Dickey- Fuller
2 Phillips- Perron
3 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin

منبع: محاسبات تحقیق توجه: فرضیه صفر آزمون KPSS بر مانایی متغیرها دلالت می‌کند، لذا رد فرضیه صفر در این آزمون بر وجود ریشه واحد در سری زمانی دلالت می‌کند. با وجود این رد فرضیه صفر در آزمون‌های ADF و PP بر مانا بودن سری زمانی دلالت می‌کند. همچنین *** معنی‌داری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد. Δ بیانگر تفاضل مرتبه اول است. به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای موردمطالعه از آزمون هم‌جمعی کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) ارائه شده است، استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی که در جدول (۲) ارائه شده است، نشان می‌دهد که در هر سه سناریوی آزمون کرانه‌ها، مقدار آماره F محاسباتی، در سطح معنی‌داری ۱ درصد بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا است. در نتیجه فرضیه صفر آزمون کرانه‌ها مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها قویاً رد می‌شود. در ادامه مدل تصحیح خطا و ضرایب بلندمدت برآورد خواهند شد.

Table2. Bounds test co-integration test results

Equation	F statistics		
	Case.3	Case.4	Case.5
F_{inf}=(inflation/marginal cost)	12.941***	8.551***	12.721***

منبع: محاسبات تحقیق، توجه: *** بیانگر سطح معنی‌داری ۱ درصد است.

در ادامه با استفاده از معیار شواتز بیزین[2] یک مدل پویای ARDL بهینه را برای برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل رگرسیونی موردمطالعه انتخاب شده است. برای این منظور مدل پویای ARDL$(1, 1)$ انتخاب شده است که نتایج حاصل از آن در جدول (۳-۵) گزارش شده است.

Table3. The results of ARDL (1, 1) estimation

variable	Coefficient	Std. Error	t-statistics	probability
Inflation(1)	0.406	0.116	3.476	0.00
Marginal cost	0.037	0.006	5.493	0.00
Marginal cost(1)	0.026	0.007	3.491	0.00
Constant	0.033	0.008	4.155	0.00
R^2=0.62 $\bar{R}^2$ = 0.60 DW=2.09				

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه ضرایب بلندمدت الگوی پویای ARDL $(1, 1)$ با استفاده از یک مدل ARDL شرطی تخمین زده شده که نتایج حاصل از آن در جدول (۴) گزارش شده است.

1 Pesaran et al.

2 Schwarz Bayesian Criterion

Table 4. Long run estimation results

variable	Coefficient	Std. Error	t-statistics	probability
Marginal cost	0.019	0.003	5.436	0.00
Constant	0.056	0.008	6.653	0.00

منبع: محاسبات تحقیق

در نهایت با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM)، ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب جزء تصحیح خطا که بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت الگوی پویای ARDL (1, 1)است، برآورد شده که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. ضریب جزء تصحیح خطا با مقدار ۰/۵۹- و با علامت مورد انتظار در سطح آماری بالایی معنی‌داری شده است. این ضریب نشان می‌دهد که در صورت انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره زمانی تقریباً ۶۰ درصد از آن جبران و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شود.

Table 5. Error correction model estimation results

variable	Coefficient	Std. Error	t-statistics	probability
Δ(marginal cost)	0.037	0.006	5.64	0.00
Constant	-1.53e-17	0.00	-2.64e-14	1.00
ECM (1)	-0.593	0.115	-5.127	0.00
R^2=0.52$\bar{R}^2$ = 0.50 DW=2.09				

منبع: محاسبات تحقیق

بر پایه نتایج هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت ضریب اثرگذاری هزینه نهایی بر تورم معنادار و مثبت است. لذا هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت وجود ارتباط مثبت میان تورم و هزینه نهایی واقعی مورد تأیید قرار می‌گیرد. در ادامه این بخش، به تجزیه و تحلیل و برآورد تجربی مدل DSGE بر اساس داده‌های سری زمانی فصلی از اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ خواهیم پرداخت. مدل DSGE طراحی‌شده مشتمل بر تعداد زیادی پارامترهای ساختاری و سیاستی است. نگاهی به مطالعات تجربی گذشته نشان می‌دهد که برخی از این پارامترها قبلاً کالیبره شده‌اند برخی دیگر از این پارامترها قبلاً به صورت بیزی در برخی از مطالعات (مشیری و همکاران[1]، ۲۰۱۲، توکلیان، ۲۰۱۲) تخمین زده شده‌اند. این پارامترها به همراه مطالعات مربوطه که مقدار پارامتر از آن اخذ شده است، آورده شده است. برخی دیگر از پارامترها مقادیر کالیبره شده و برآوردهای صورت گرفته مطالعات گذشته پارامترهای مدل را برابر با مقدار توزیع پیشین قرار می‌دهیم و با استفاده از رویکرد بیزی میانگین توزیع پسین پارامترهای مدل را برآورد خواهیم نمود. لازم به ذکر است که به منظور محاسبه فرم انحراف از تعادل بلندمدت سری‌های زمانی متغیرهای

1 Moshiri, S. Sh. Bagheri, and H. Mousavi-Nik.

تحقیق، از روش فیلتر هودریک–پرسکات استفاده خواهد شد. جدول ۶ شامل مقادیر میانگین پیشین، نوع توزیع پیشین و میانگین پیشین برآورد شده پارامترهای مدل است. مقادیر میانگین توزیع پیشین پارامترهای مدل بر اساس مطالعات پیشین قرار داده شده است. نوع توزیع پیشین با توجه به ماهیت و خواص پارامتر و همچنین با بهره‌گیری از مطالعات پیشین انتخاب گردیده است.

Table6. Bayesian estimation of parameters of DSGE model

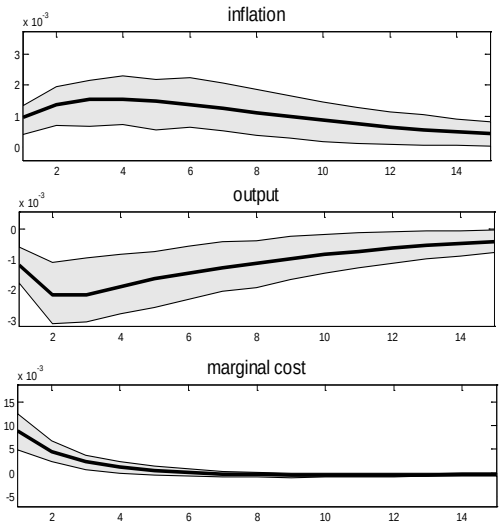
Parameter	Prior mean	Prior distribution	Posterior mean
Discount factor (β)	0.98	Normal	0.97
کشش جانشینی مصرف خانوار (σ)	1.5	Normal	1.41
کشش عرضه نیروی کار (η)	2.17	Gamma	2.08
درجه چسبندگی قیمت (ω)	0.5	Beta	0.59
درجه گذشته‌نگری تورم (ϕ)	0.7	Gamma	0.71
کشش درآمدی تقاضای پول (η_y)	0.1	Gamma	0.12
کشش بهره‌ای تقاضای پول (η_i)	0.6	Gamma	0.67
درجه پایداری سیاست پولی (ρ_i)	0.8	Beta	0.82
واکنش مقامات پولی به شکاف درآمدی (δ_y)	-2.75	Normal	-2.72
واکنش مقامات پولی به تورم (δ_π)	-0.7	Normal	-0.69
ضریب خود رگرسیونی شوک شکاف درآمد (ρ^y)	0.34	Normal	0.33
ضریب خود رگرسیونی شوک تورم (ρ^π)	0.61	Normal	0.63
ضریب خود رگرسیونی شوک هزینه نهایی (ρ^{mc})	0.72	Normal	0.66
ضریب خود رگرسیونی شوک سیاست پولی (ρ^m)	0.80	Beta	0.84
ضریب خود رگرسیونی شوک تکنولوژی (ρ^A)	0.72	Normal	0.79
انحراف معیار شوک شکاف تولید (σ^y)	0.002	Inverse-gamma	0.0013
انحراف معیار شوک تورم (σ^π)	0.0002	Inverse-gamma	0.0007
انحراف معیار شوک هزینه نهایی (σ^{mc})	0.003	Inverse-gamma	0.01
انحراف معیار شوک سیاست پولی (σ^m)	0.002	Inverse-gamma	0.002
انحراف معیار شوک تکنولوژی (σ^A)	0.0002	Inverse-gamma	0.0011
پارامتر وزن (λ)	0.5	Uniform	0.23

منبع: مطالعات تجربی گذشته و محاسبات تحقیق

بر پایه نتایج ارائه شده در جدول ۶ و روابط (۳۸) تا (۴۰)، شیب منحنی فیلیپس (λ) برابر با ۰/۰۲۷۱ است. همچنین مقادیر گذشته‌نگر (γ_b) و آینده‌نگر تورم (γ_f) در منحنی فیلیپس به ترتیب برابر با ۰/۵۱۱۵ و ۰/۴۸۸۵ به دست می‌آیند و همچنان که مشاهده می‌شود تفاوت قابل‌توجهی با یکدیگر ندارند و ضریب گذشته‌نگر تورم تنها ۲/۳ درصد بیشتر از ضریب آینده‌نگر تورم است. به‌بیان‌دیگر تورم گذشته نقش مهم‌تری در شکل‌گیری تورم در دوره حاضر نسبت به تورم انتظاری دارد.

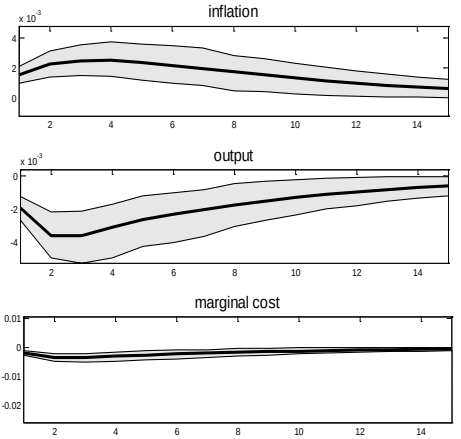
در ادامه این بخش، توابع عکس‌العمل آنی شوک‌های هزینه نهایی، شوک تورم و شوک سیاست پولی ارائه می‌شود. در نمودار (۱) توابع عکس‌العمل آنی شوک هزینه نهایی برای متغیرهای تولید، تورم و هزینه نهایی ارائه شده است.

نمودار ۱. توابع عکس‌العمل آنی شوک هزینه نهایی واقعی



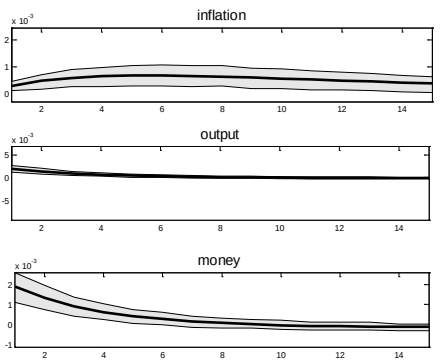
همچنان که ملاحظه می‌شود، بروز یک شوک مثبت در هزینه نهایی واقعی سبب ایجاد انحراف مثبت تورم از وضعیت تعادلی می‌شود و تعدیل اثر آن به بیش از پانزده دوره زمان نیاز دارد. بر پایه نمودار ۱، تولید به شوک مثبت هزینه نهایی واقعی واکنش منفی نشان داده و از وضعیت ایستای خود به صورت منفی منحرف می‌شود و با گذشت بیش از پانزده دوره زمانی اثر این شوک تخلیه گردیده و تولید به وضعیت ایستای خود باز می‌شود. در ادامه نمودار ۲ توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل را در نتیجه بروز یک شوک مثبت تورم به نمایش می‌گذارد. همچنان که دیده می‌شود یک شوک مثبت تورم سبب ایجاد انحراف

منفی در تولید تعادلی می‌شود. همچنین هزینه نهایی واقعی واکنش منفی در برابر شوک مثبت تورمی از خود نشان می‌دهد اما این اثر ناچیز است و به زودی تخلیه می‌شود.



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی شوک تورم

در نهایت توابع عکس‌العمل آنی شوک سیاست پولی در نمودار ۳ ارائه شده است. این نمودارها عکس‌العمل متغیرهای تولید، تورم و حجم پول را به شوک مثبت سیاست پولی به نمایش می‌گذارند. با وجه به این نمودارها، شوک مثبت سیاست پولی سبب ایجاد انحراف مثبت در سطح قیمت‌ها شده و تورم را افزایش می‌دهد. همچنین تولید تعادلی نیز به شوک مثبت سیاست پولی از خود واکنش مثبت نشان می‌دهد. هرچند این واکنش بسیار کوتاه‌مدت و ناچیز بوده و طی گذشت حدود چهار دوره اثرش کاملاً تعدیل می‌شود.



نمودار ۳. توابع عکس‌العمل آنی شوک سیاست پولی

بر پایه نمودار ۳، شوک مثبت سیاست پولی سبب ایجاد انحراف مثبت در تورم می‌شود و تعدیل اثر آن بیش از پانزده دوره طول می‌کشد. درآمد به شوک مثبت پولی واکنش ناچیز نشان می‌دهد و طی حداکثر سه دوره زمانی به وضعیت پایدار خود باز می‌شود.

جدول ۷ تجزیه واریانس شوک هزینه نهایی واقعی تولید را ارائه می‌دهد. شوک هزینه نهایی در کوتاه‌مدت به ترتیب ۲۰ درصد از تغییرات تولید و ۳۸ درصد از تغییرات تورم را توضیح می‌دهد. بااین‌حال در بلندمدت میزان اثرگذاری شوک هزینه نهایی بر متغیرهای مذکور ۳۴ درصد است.

Table7. Variance decomposition of real marginal cost shock

variable \ period	1	10	15	20
Output	0.2	0.34	0.34	0.34
inflation	0.38	0.35	0.34	0.34

بحث در یافته‌ها

این مطالعه ارتباط بین تورم و هزینه نهایی تولید را در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار داد. برای این منظور، دو رهیافت مختلف مدل سری زمانی پویای ARDL و آزمون هم‌جمعی کرانه‌ها و رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) مورد مقایسه قرار گرفت. مهم‌ترین نتایج این مطالعه به شرح زیر است. بر پایه نتیجه آزمون هم انباشتگی کرانه‌ها بین تورم و هزینه نهایی واقعی ارتباط معنادار بلندمدت وجود دارد. همچنین نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های ARDL و ECM نشان می‌دهد که هزینه نهایی واقعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تورم در اقتصاد ایران تأثیر معنادار مثبت دارد. از طرفی، بر پایه نتایج حاصل از برآورد مدل ECM، در صورت وجود انحراف از رابطه تعادلی میان تورم و هزینه نهایی واقعی، در هر دوره ۶۰ درصد از انحراف ایجاد شده تعدیل می‌شود.

از سوی دیگر بر پایه نتایج حاصل از برآورد بیزی مدل DSGE برای اقتصاد ایران، سهم ضریب تورم گذشته و آینده‌نگر در منحنی فیلیپس هایبریدی برآورد شده تقریباً یکسان بوده و تورم گذشته تنها ۲/۳ درصد نسبت به تورم انتظاری در شکل‌گیری تورم نقش بیشتری دارد. نتایج حاصل از تحلیل توابع واکنش آنی مدل DSGE نیز نشان می‌دهد که شوک مثبت هزینه نهایی تولید اثر مثبت و معنادار بر تورم دارد و تعدیل اثر آن بیش از ۱۵ دوره به طول می‌انجامد. تجزیه واریانس شوک‌ها نیز نشان می‌دهد که شوک

فصلنامه کاتب، علمی و پژوهشی
سال ۳، شماره ۳، زمستان ۱۳۹۵

هزینه نهایی ۳۸ درصد از تغییرات تورم را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهد. همچنین در بلندمدت این مقدار به ۳۴ درصد کاهش‌یافته است. نتایج همچنین تأکید می‌نماید که سیاست پولی اثر ناچیزی بر شکاف تولید در اقتصاد ایران دارد.

منابع

Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12 (3): 383–398.

DeJong, D. N. with C. Dave (2007), Structural Macroeconometrics. Princeton University Press.

Del Negro, M. and Schorfheide, F. (2004), Priors from General Equilibrium Models, *International Economic Review*, 45, 643–673.

Dupuis, D. (2004). The New Keynesian Hybrid Phillips Curve: An Assessment of Competing Specifications for the United States, *Bank of Canada Working Paper* 2004-31.

Gali, J. and Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural economic analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195 -222.

Gali, J, Gertler, M and Lopez-Salido, J.D. (2001). European inflation dynamics, *European Economic Review* 45: 1237-1270.

Gali, J. (2008). *Monetary policy, inflation and the business cycle: An introduction to the new Keynesian framework*. Princeton and Oxford: Princeton University Press. pp. 707-734.

Imbs, J. Jondeau, E. and Pelgrin, F. (2007). Aggregating Phillips curves, *CEPR Discussion Papers* 6184, C.E.P.R. Discussion Papers.

Jesper, L. (2005). Estimating New-Keynesian Philips curves: a full information maximum likelihood approach, *Journal of Monetary Economics*, 52(6): 1135-1149.

Kontonikas, A. (2010). A new test of the inflation-real marginal cost relationship: ARDL bounds approach. *Economics Letters*, 108(2): 122-125.

Lanne, M. and Luoto, J. (2013). Autoregressive-based estimation of the new Keynesian Philips curve, *Journal of economic dynamics and control*, 37(3): 561-570.

Lucas, R.F. (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique, In* Brunner, K.; Meltzer, A. the Phillips Curve and Labor Markets. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1. New York: American Elsevier. pp. 19–46.

Moshiri, S. Sh. Bagheri, and H. Mousavi-Nik (2012). An Estimation of Fiscal Policy Dominance in Iran Using a DSGE Model, *Journal of Economic Growth and Development*, 2(5): 69-70, (in Persian).

Pesaran, H.M. Shin, Y. Smith, J.R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics 16*, 289–326.

Schorfheide, F. and S. Boragan Aruoba, (2008). Insights from an Estimated Search-Based Monetary Model with Nominal Rigidities, 2008 Meeting Papers 371, *Society for Economic Dynamics.*

Sims, Ch. (1980). Macroeconomics and Reality, Econometrica 48 (1): 1–48.

Stock, J. H. J. H. Wright, and M. Yogo. (2002). A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4): 518–29.

Tavakolian, H. (2012). A new Keynesian Phillips curve in a DSGE for Iran, *TAHGHIGHAT-E-EGHTESADI*, 47(3):1-22, (In Persian).

Tiwari, A.K. and Oros, C. and Albulescu, C.T. (2014). Revisiting the inflation–output gap relationship for France using a wavelet transform approach, *Economic Modelling*, 37: 464-475.

Wickens, M. (2008). *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*, Princeton University Press.