

بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران

حسین توکلیان

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

tavakoliyanh@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۸۹/۷/۵ تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۲۵

چکیده

با توجه به فروزی که در چارچوب مدل کینزی جدید انجام می‌گیرد، منحنی‌های فیلیپس کینزی جدید متفاوتی به دست می‌آید. در این مطالعه سه نوع منحنی فیلیپس کینزی جدید ارائه شده است و همراه با دو نوع رفتار سیاستی برای بانک مرکزی شش مدل مختلف کینزی جدید به صورت مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی به دست می‌آید. هدف این مطالعه مقایسه‌ی تطبیقی این شش مدل و انتخاب یک مدل از بین این مدل‌هاست که به اقتصاد ایران نزدیک‌تر باشد. نتایج بیانگر آن است که منحنی فیلیپس کینزی جدیدی که در آن تورم انتظاری و هم‌چنین تورم دوره‌ی قبل وارد می‌شود بهتر می‌تواند اقتصاد ایران را توضیح دهد. هم‌چنین در تشکیل تورم هر دوره به نظر می‌رسد که وزن بیش‌تر به تورم دوره‌ی گذشته داده می‌شود تا تورم انتظاری دوره‌ی آتی. بر اساس مدل DSGE منتخب، پیش‌بینی می‌شد که در سال ۸۸ اقتصاد از رکود خارج شده باشد.

طبقه‌بندی JEL: E52, E58

کلید واژه: مدل‌های DSGE، مدل‌های کینزی جدید، منحنی فیلیپس

۱- مقدمه

در دهه‌های ۱۹۷۰، ۱۹۸۰ و اوایل ۱۹۹۰، اکثر تحلیل‌های سیاست پولی، فرض چسبندگی اسمی با یک ساختار ساده که مقدار پول را به مخارج کل مرتبط می‌کند، مورد استفاده قرار گرفته است. این رابطه معمولاً مستقیم و برگرفته از نظریه‌ی مقداری پول بوده که در آن تقاضای اسمی برابر با عرضه اسمی پول و بیش‌تر همراه با یک اختلال تصادفی و یا از طریق یک مدل سنتی IS-LM بوده است. این روش در دامنه‌ی وسیعی از موضوعات سیاست پولی خود را مفید نشان داده است. به تازگی توجه به این سمت جلب شده که ساختار مدل با رفتار اساسی کارگزاران اقتصادی بهینه‌ساز سازگار باشد. رویکرد استاندارد امروز بر اساس چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی^۱ (DSGE) همراه با اشکالی از چسبندگی دستمزد اسمی و یا قیمت می‌باشد.

در این مطالعه به دنبال یک تحلیل سیاستی بر مبنای یک مدل پایه‌ای "پول در تابع مطلوبیت"^۲ (MIU) همراه با فرض بازار رقابت انحصاری کالاها و چسبندگی قیمت‌ها هستیم. این مدل یک مدل تعادل عمومی سازگار است که در آن کارگزاران به‌صورت بهینه رفتار می‌کنند. در این مدل برای سادگی و به پیروی از مک‌کالم و نلسون (۱۹۹۹)^۳ تغییرات درون‌زای حجم سرمایه کنار گذاشته شده است. در حقیقت با فرض یک فرآیند برون‌زا برای حجم سرمایه و با هدف تحلیل کوتاه‌مدت ادوار تجاری، آسیب‌زدایی به تحلیل‌ها وارد نمی‌شود. مک‌کالم و نلسون نشان می‌دهند که حداقل برای ایالات متحده رابطه‌ی محدودی بین حجم سرمایه و تولید در نوسانات ادوار تجاری وجود دارد. پویایی‌های درون‌زای حجم سرمایه در مدل‌های تعادلی ادوار تجاری در سنت ادوار تجاری حقیقی نقش مهمی بازی می‌کند، اما همان‌گونه که کاگلی و نیسون (۱۹۹۵)^۴ نشان می‌دهند، عکس‌العمل سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه نسبت به شوک‌های بهره‌وری در حقیقت سهم کمی در پویایی‌هایی که توسط چنین مدل‌هایی بیان می‌شود دارند.

با توجه به این که در ایران قاعده‌ی تیلور اجرا نمی‌شود و در حقیقت بانک مرکزی به دنبال کنترل نرخ رشد حجم پول است، در این مطالعه به جای قاعده‌ی تیلور از یک قاعده که بر اساس آن نرخ رشد حجم پول به دست می‌آید، استفاده می‌شود (کاوند (۱۳۸۸) و صارم (۱۳۸۸)). همانند قاعده‌ی تیلور می‌توان دو عامل را در تعیین نرخ رشد حجم پول با اهمیت دانست. این دو عامل عبارتند از تورم (یا انحراف تورم از یک تورم

1- Dynamic Stochastic General Equilibrium .

2- Money In Utility.

3- McCallum and Nelson (1999).

4- Cogley and Nason (1995).

هدف یا مقدار تورم در وضعیت پایدار) و شکاف تولید (که گاهی به صورت انحراف تولید از روند بلندمدت آن و گاهی به صورت انحراف تولید از مقدار تولید در وضعیت انعطاف پذیری کامل تعریف می‌شود). در این مطالعه با توجه به مدل‌های مختلف کینزی جدید، سه نوع منحنی فیلیپس کینزی جدید همراه با دو نوع قاعده‌ی سیاستی برای رفتار بانک مرکزی در نظر گرفته شده در نوع اول رفتار سیاستی بانک مرکزی نرخ رشد حجم پول تنها با هدف کنترل تورم تعیین می‌شود و در نوع دوم با هدف کنترل تورم و شکاف تولید برآورد می‌شود، بنابراین ترکیب این دو رفتار سیاستی با سه نوع منحنی فیلیپس کینزی جدید در مجموع شش مدل را تشکیل می‌دهند که در این مطالعه سعی می‌شود بهترین مدلی که در مورد اقتصاد ایران صدق می‌کند انتخاب شود. ادامه‌ی این مقاله به این ترتیب است: در بخش دوم مدل پایه‌ی تحت بررسی ارائه می‌شود. در بخش سوم مدل ارائه شده مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. تعادل عمومی مدل تحت بررسی در بخش چهارم ارائه می‌شود. در بخش پنجم برآورد پارامترهای مدل‌ها ارائه می‌شود و مدل‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش آخر نیز نتیجه‌گیری را ارائه می‌دهد.

۲- مدل پایه

مدل مورد مطالعه شامل خانوارهایی است که نیروی کار را عرضه، کالاها را برای مصرف خریداری کرده و محصولات متمایز را در بازار رقابت انحصاری کالاها به فروش می‌رسانند. مدل پایه‌ی رقابت انحصاری از دیگزیت و استیگلitz (۱۹۷۷)^۱ گرفته شده است. چسبندگی قیمتی با استفاده از روش کالو تعریف می‌شود، به این صورت که هر بنگاه قیمت محصول تولیدی خود را تعیین می‌کند، اما همه‌ی بنگاه‌ها قیمت خود را در هر دوره مجدداً تنظیم نمی‌کنند. خانوارها و بنگاه‌ها به‌طور بهینه رفتار می‌کنند؛ خانوارها ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری و بنگاه‌ها سود خود را حداکثر می‌کنند. هم‌چنین یک بانک مرکزی وجود دارد که نرخ رشد حجم پول را کنترل می‌کند.

۲-۱- خانوارها

ترجیحات خانوار نوعی بر اساس یک کالای مصرفی مرکب، C_t ، تراز حقیقی پول، M_t/P_t ، و فراغت، $1 - N_t$ ، می‌باشد که N_t زمان اختصاص داده شده به اشتغال در بازار است. خانوارها ارزش حال تنزیل شده‌ی مطلوبیت را حداکثر می‌کنند:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} \left(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right]. \quad (1)$$

1- Dixit and Stiglitz (1977).

که در آن σ عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، b عکس کشش بهره‌ای تقاضای مانده‌های حقیقی پول و η عکس کشش عرضه‌ی نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی می‌باشد. کالای مصرفی مرکب شامل محصولات متمایزی است که توسط تولیدکنندگان رقابت انحصاری کالاهای نهایی (بنگاه‌ها) تولید می‌شوند. تعداد پیوسته‌ای از این بنگاه‌ها وجود دارند که طیف آن‌ها از صفر تا یک گسترده است و بنگاه j کالای c_j را تولید می‌کند. کالای مرکبی که در تابع مطلوبیت خانوار وارد شده است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_t = \left[\int c_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \theta > 1. \quad (2)$$

پارامتر θ کشش قیمتی تقاضا برای کالاهای فردی را نشان می‌دهد. مسئله‌ی تصمیم‌گیری خانوار را می‌توان یک تابع دو مرحله‌ای دانست. اول فارغ از سطحی از C_t که خانوار بر اساس آن تصمیم می‌گیرد، خرید ترکیبی از کالاهای فردی، c_j ، که هزینه‌ی دست‌یابی به این سطح از کالای مرکب را حداقل می‌کند، همیشه بهینه خواهد بود. دوم این‌که با توجه به هزینه‌ی دست‌یابی به سطح داده شده‌ای از C_t ، خانوار به نحو بهینه C_t ، N_t و M_t را انتخاب می‌کند. با فرض این‌که ψ_t ضریب لاگرانژ مسئله‌ی اول باشد، شاخص قیمت به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\psi_t = \left[\int p_{jt}^{1-\theta} dj \right]^{-\frac{1}{\theta-1}} \equiv P_t. \quad (3)$$

که ضریب لاگرانژ شاخص کل قیمت مناسب برای مصرف می‌باشد، بنابراین می‌توان تقاضای کالای j را به صورت زیر نوشت:

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t \quad (4)$$

کشش قیمتی تقاضای کالای j برابر با θ است. زمانی که $\theta \rightarrow \infty$ باشد، کالاهای فردی جانشین‌های نزدیک‌تر و نزدیک‌تری شده و در نتیجه بنگاه‌های فردی قدرت بازاری کم‌تری خواهند داشت.

با توجه به تعریف شاخص قیمت کل در معادله‌ی (۳)، محدودیت بودجه‌ی خانوار به صورت حقیقی عبارت است از:

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{T_t}{P_t} = \left(\frac{W_t}{P_t} \right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1 + i_{t-1}) \left(\frac{B_{t-1}}{P_t} \right) + \Pi_t, \quad (5)$$

که در آن M_t پول اسمی و B_t اوراق قرضه‌ی یک دوره‌ای نگهداری شده توسط خانوار است. اوراق قرضه، نرخ بهره‌ی اسمی i_t را پرداخت می‌کند. P_t سطح عمومی قیمت‌هاست. T_t خالص مالیات پرداخت شده می‌باشد. دستمزد پرداختی به ساعات کار نیز با W_t نشان داده می‌شود. سود حقیقی دریافتی از بنگاه‌ها برابر است با Π_t . در مرحله‌ی دوم مسئله‌ی تصمیم‌گیری خانوار، مصرف، عرضه‌ی نیروی کار، پول و نگهداری اوراق قرضه به صورتی انتخاب می‌شوند که معادله‌ی (۱) نسبت به معادله‌ی (۵) حداکثر شود. این حداکثرسازی منتهی به شرایط اولیه‌ی زیر می‌شود که علاوه بر قید بودجه باید در تعادل برقرار باشند:

$$C_t^{-\sigma} = \beta(1+i_t)E_t\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)C_{t+1}^{-\sigma}; \quad (۶)$$

$$\frac{\gamma\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-b}}{C_t^{-\sigma}} = \frac{i_t}{1+i_t}; \quad (۷)$$

$$\frac{\chi N_t^\eta}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t}. \quad (۸)$$

این شرایط بهینه، شرط اولر برای تخصیص بهینه‌ی بین دوره‌ای مصرف، شرط بهینه‌یابی درون دوره‌ای برابر قرار دادن نرخ نهایی جانشینی بین پول و مصرف با هزینه‌ی فرصت نگهداری پول و شرط بهینه‌یابی درون دوره‌ای برابر قرار دادن نرخ نهایی جانشینی بین فراغت و مصرف با دستمزد حقیقی را ارائه می‌کنند.

۲-۲- بنگاه‌ها

بنگاه‌ها سود خود را نسبت به سه محدودیت حداکثر می‌کنند. محدودیت اول تابع تولید است که تکنولوژی موجود را نشان می‌دهد که برای سادگی سرمایه کنار گذاشته شده است، بنابراین تولید تنها تابعی از نهاده‌ی نیروی کار، N_{jt} ، و یک جزء اخلاص بهره‌وری کل، Z_t ، می‌باشد (کاگلی و نیسون (۱۹۹۵):

$$c_{jt} = Z_t N_{jt}, \quad E(Z_t) = 1,$$

که در آن بازدهی ثابت به مقیاس فرض شده است. محدودیت دوم منحنی تقاضای هر بنگاه است. این محدودیت همان رابطه‌ی (۴) می‌باشد. سومین محدودیت این است

که در هر دوره برخی از بنگاه‌ها قادر به تعدیل قیمت‌های خود نیستند. مدل چسبندگی قیمتی که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد از نوع کالوو (۱۹۸۳)^۱ می‌باشد، در هر دوره بنگاه‌هایی که قیمت خود را تعدیل می‌کنند به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند و نسبت $1-\omega$ از کل بنگاه‌ها قیمت خود را تعدیل می‌کنند و نسبت ω از آن‌ها قیمت خود را تعدیل نمی‌کنند. پارامتر ω معیاری از درجه‌ی چسبندگی اسمی است؛ یک ω بالاتر بیانگر این است که تعداد بنگاه‌های کم‌تری در هر دوره تعدیل می‌شوند و زمان انتظاری بین تغییرات قیمت طولانی‌تر است. آن بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان t تعدیل می‌کنند ارزش تنزیل شده‌ی سود انتظاری حال و آینده خود را نیز حداکثر می‌کنند. سود دوره‌ی آتی $t+S$ تنها در صورتی تحت تأثیر انتخاب قیمت در زمان t قرار می‌گیرد که بنگاه فرصت دیگری برای تعدیل در بین t و $t+S$ به‌دست نیاورده باشد. احتمال این حالت ω^S می‌باشد.

قبل از تحلیل تصمیم‌گذاری بنگاه، مسئله‌ی حداقل‌سازی آن در گرفته می‌شود که شامل حداقل‌سازی $W_t N_{jt}$ نسبت به $c_{jt} = Z_t N_{jt}$ می‌باشد. چنان‌چه در این مسئله ϕ_t برابر با هزینه‌ی نهایی حقیقی بنگاه (ضریب لاگرانژ مسئله) باشد، شرط مرتبه‌ی اول بیانگر این است که

$$\phi_t = \frac{W_t/P_t}{Z_t}. \quad (9)$$

بنابراین مسئله قیمت‌گذاری شامل انتخاب p_{jt} برای حداکثر کردن تابع زیر است:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Delta_{i,t+i} \left[\left(\frac{p_{jt}}{P_{t+i}} \right) c_{jt+i} - \phi_{t+i} c_{jt+i} \right],$$

که در آن عامل تنزیل $\Delta_{i,t+i}$ برابر است با $\beta^i (C_{t+i}/C_t)^{-\sigma}$.

در حالی که بنگاه‌های فردی محصولات متمایزی را تولید می‌کنند، تکنولوژی تولید یکسانی داشته و با منحنی‌های تقاضای با کشش ثابت و برابر مواجه می‌شوند. به‌عبارت دیگر آن‌ها ضرورتاً یکسان هستند به جز این‌که قیمت جاری خود را در دوره‌های مختلفی در گذشته تعیین می‌کنند. اما تمامی بنگاه‌هایی که در دوره‌ی t تعدیل می‌شوند با مسئله‌ی مشابهی مواجه هستند، بنابراین همه‌ی بنگاه‌های تعدیل‌کننده، قیمت یکسانی را تعیین خواهند کرد. فرض کنید p_t^* قیمت بهینه‌ای باشد که توسط

1- Calvo (1983).

بنگاه‌های تعدیل کننده در زمان t تعیین می‌شود، با توجه به شرط مرتبه‌ی اول برای انتخاب بهینه p_t^* و تعریف $\Delta_{i,t+i}$ از رابطه‌ی بالا داریم:

$$\left(\frac{p_t^*}{P_t}\right) = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \beta^i C_{t+i}^{1-\sigma} \phi_{t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t}\right)^\theta}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \beta^i C_{t+i}^{1-\sigma} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t}\right)^{\theta-1}} \quad (10)$$

زمانی که همه‌ی بنگاه‌ها قادر به تعدیل قیمت‌های خود باشند ($\omega=0$) رابطه‌ی (10) برابر خواهد بود با:

$$\left(\frac{p_t^*}{P_t}\right) = \left(\frac{\theta}{1-\theta}\right) \phi_t = \mu \phi_t. \quad (11)$$

هر بنگاه قیمت خود p_t^* را برابر با یک ضریبی از مارک‌آپ^۱ ($\mu > 1$) در هزینه‌ی نهایی اسمی خود $P_t \phi_t$ قرار می‌دهد که بالاتر از هزینه‌ی نهایی اسمی خود $P_t \phi_t$ است. این نتیجه استاندارد است که در یک مدل رقابت انحصاری به دست می‌آید. چون قیمت بالاتر از هزینه‌ی نهایی است، تولید به طور ناکارایی پایین خواهد بود. زمانی که قیمت‌ها انعطاف‌پذیر باشند همه بنگاه‌ها قیمت یکسانی را تعیین می‌کنند. فرض کنید که \hat{x}_t بیانگر درصد انحراف متغیر X_t حول مقدار وضعیت پایدار خود باشد. با توجه به شرط قیمت‌های انعطاف‌پذیر و این که در تعادل $\hat{y}_t^f = \hat{c}_t^f$ است، می‌توان به رابطه‌ی زیر برای دست یافت:

$$\hat{y}_t^f = \left(\frac{1+\eta}{\sigma+\eta}\right) \hat{z}_t. \quad (12)$$

زمانی که قیمت‌ها چسبنده‌اند ($\omega > 0$)، تولید می‌تواند از سطح تعادل با قیمت انعطاف‌پذیر متفاوت باشد. از آن جایی که بنگاه نمی‌تواند در هر دوره قیمت خود را تعدیل کند، هرگاه که موقعیت برای تعدیل قیمت خود را دارد باید علاوه بر هزینه‌ی نهایی جاری، هزینه‌ی نهایی انتظاری آتی خود را نیز به حساب آورد. معادله‌ی (10) نشان می‌دهد که چگونه بنگاه‌های تعدیل‌کننده، قیمت‌های خود را نسبت به سطح قیمت کل جاری P_t تعیین می‌کنند. این شاخص قیمت کل، متوسط قیمت تعیین شده توسط نسبت $1-\omega$ از بنگاه‌هاست که قیمت خود را در دوره‌ی t تعدیل می‌کنند و متوسط نسبت باقی مانده از بنگاه‌ها ω قیمت خود را در دوره‌ی قبلی تعدیل می‌کنند.

1- Mark-up.

اما از آن جایی که بنگاه‌های تعدیل‌کننده به طور تصادفی از بین تمامی بنگاه‌ها انتخاب شده‌اند، قیمت متوسط بنگاه‌هایی که قیمت خود را تعدیل نمی‌کنند تنها قیمت متوسط همه‌ی بنگاه‌هایی است که در دوره‌ی $t-1$ مسلط بوده‌اند. بنابراین از رابطه‌ی (۳)، قیمت متوسط در دوره‌ی t رابطه‌ی زیر را تأمین خواهد کرد:

$$P_t^{1-\theta} = (1-\omega)(p_t^*)^{1-\theta} + \omega P_{t-1}^{1-\theta}. \quad (13)$$

می‌توان معادلات (۱۰) و (۱۳) را حول یک تورم متوسط صفر در تعادل وضعیت پایدار تقریب زد تا به یک عبارت برای تورم کل دست یافت که این رابطه به شکل زیر خواهد بود:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \bar{\kappa} \hat{\phi}_t, \quad \bar{\kappa} = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega} \quad (14)$$

رابطه‌ی (۱۴) به عنوان منحنی فیلیپس کینزی جدید شناخته می‌شود. برخلاف پیش‌تر معادلات منحنی فیلیپس سنتی، منحنی فیلیپس کینزی جدید بیانگر این است که هزینه‌ی نهایی حقیقی متغیر تعیین‌کننده‌ی صحیح فرآیند تورم می‌باشد. می‌توان هزینه‌ی نهایی حقیقی را با معیار شکاف تولید مرتبط دانست. می‌توان نشان داد که انحراف هزینه‌ی نهایی حقیقی حول مقدار وضعیت پایدار آن برابر خواهد بود با:

$$\hat{\phi}_t = (\hat{w}_t - \hat{p}_t) - (\hat{y}_t - \hat{n}_t) = (\sigma + \eta) \left[\hat{y}_t - \left(\frac{1+\eta}{\sigma+\eta} \right) \hat{z}_t \right]$$

اما از رابطه‌ی (۱۲) می‌توان این رابطه را به شکل زیر نوشت:

$$\hat{\phi}_t = \gamma (\hat{y}_t - \hat{y}_t^f), \quad (15)$$

که در آن $\gamma = \sigma + \eta$ می‌باشد. با استفاده از این نتیجه معادله تعدیل تورم (۱۷) به

معادله‌ی زیر تبدیل می‌شود:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t, \quad (16)$$

که در آن $x_t \equiv \hat{y}_t - \hat{y}_t^f$ و $\kappa = \gamma \bar{\kappa} = \gamma(1-\omega)(1-\beta\omega)/\omega$ واقعی و تولید تعادلی با قیمت انعطاف‌پذیر می‌باشد. منبع جزء اخلال در معادله‌ی تعدیل تورم برای تحلیل‌های سیاستی حیاتی و بحث‌برانگیز می‌باشد. با حل معادله‌ی (۱۶) داریم:

$$\pi_t = \kappa \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t x_{t+i}$$

با برابر قرار دادن تولید جاری و انتظاری آینده با سطح تعادل قیمت‌های انعطاف‌پذیر، $E_t \hat{x}_{t+i} = 0$ برای همه‌ی i ها و تورم برابر با صفر باقی می‌ماند. چنان‌چه

یک جزء خطا به معادله‌ی تعدیل تورم اضافه شود، این مطلب صحیح نخواهد بود. در این صورت داریم:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + e_t,$$

$$\pi_t = \kappa \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t x_{t+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t e_{t+i}. \quad \text{و آن‌گاه:}$$

از آن جایی که $\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t e_{t+i} \neq 0$ حفظ $\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t x_{t+i} = 0$ باشد، برای مطمئن

شدن از این که تورم همیشه برابر با صفر باشد کافی نیست. بنابراین یک بده-بستان بین تثبیت تولید و تثبیت تورم می‌تواند به وجود آید. جزء اخلاص در معادله‌ی تعدیل تورم بیش تر شوک هزینه یا شوک تورم نامیده می‌شود. از آن جایی که شوک e در نهایت تنها سطح قیمت را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مگر این که این شوک دائمی باشد، این نوع شوک، شوک قیمت نیز نامیده می‌شود.

۳- ارزیابی معادله‌ی تعدیل تورم کینزی جدید

شواهد تجربی بیانگر این هستند که تورم نسبت به شوک‌های اقتصادی به کندی عکس‌العمل نشان می‌دهد، در حالی که معادله‌ی (۱۶) بر اساس یک نظریه‌ی تعدیل آهسته‌ی قیمت می‌باشد، این معادله بیانگر آن است که تورم به عنوان یک متغیر پیش‌نگر محض، می‌تواند در پاسخ به تغییر در تولید یا تورم انتظاری به سرعت جهش یابد. مدل اساسی تعدیل آهسته‌ی قیمت هیچ‌گونه پویایی ذاتی برای فرآیند تورم در نظر نمی‌گیرد؛ هر نوع پویایی که توسط تورم نشان داده می‌شود به سادگی فرآیند پویایی که شکاف تولید را نشان می‌دهد، منعکس می‌کند.

نلسون (۱۹۹۸)^۱، توانایی مدل‌های بهینه‌یابی تعدیل قیمت در مطابقت داشتن با داده‌های تورم ایالات متحده را مورد ارزیابی قرار داده است. وی به این نتیجه رسیده که تورم، پایداری بیشتری نسبت به آن چه که با این مدل‌ها سازگاری دارد از خود نشان می‌دهد. این نکته توسط استرلا و فورر (۲۰۰۲)^۲ نیز بیان شده است که در انتقاد از پویایی‌های مطرح شده توسط معادلات تعدیل تورم مشابه معادله‌ی (۱۶)، بر خلاف واقعیت این مدل‌ها به مفاهیم آن‌ها اشاره می‌کنند.

1- Nelson (1998).

2- Estrella and Fuhrer (2002).

گاهی اوقات برای این که پایداری تورم مشاهده شده در داده‌ها نشان داده شود، معادله‌ی پیش‌نگر تعدیل تورم به نحوی تعمیم داده می‌شود تا وقفه‌های تورم را نیز در بر گیرد. در این صورت معادله‌ی منحنی فیلیپس به شکل زیر خواهد بود:

$$\pi_t = (1 - \phi)\beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \phi \pi_{t-1} \quad (17)$$

در این رابطه پارامتر ϕ به عنوان معیاری از درجه‌ی رفتار گذشته‌نگری در تعیین قیمت شناخته می‌شود. فورر (۱۹۹۷)^۱، پس از اضافه کردن وقفه‌های تورم به معادله‌ی تعدیل قیمت به نقش محدودی برای تورم آینده دست یافت. رودبوش (۲۰۰۲)^۲، معادله‌ی (۱۷) را با استفاده از داده‌های ایالات متحده برآورد کرده و این‌گونه بحث می‌کند که ϕ از مرتبه‌ی ۰/۷ می‌باشد که بیانگر این نکته است که تورم به نحو چشم‌گیری گذشته‌نگر است.

کریستیانو، ایچنبوم و ایوانز (۲۰۰۱)^۳، بین بنگاه‌هایی که در تعیین قیمت خود بهینه‌یابی مجدد انجام می‌دهند و آن‌هایی که این کار را نمی‌کنند تفاوت قائل می‌شوند. در مطالعه‌ی آن‌ها در هر دوره‌ی نسبتی، $1 - \omega$ از بنگاه‌ها قیمت خود را به صورت بهینه تعیین می‌کنند. باقی بنگاه‌ها یا قیمت خود را بر مبنای یک نرخ تورم متوسط تعدیل می‌کنند و بنابراین برای آن‌ها $p_{jt} = \bar{\pi} p_{jt-1}$ است. که در آن $\bar{\pi}$ نرخ تورم متوسط است، یا قیمت خود را بر اساس جدیدترین نرخ تورم مشاهده شده تعدیل می‌کنند، بنابراین $p_{jt} = \pi_{t-1} p_{jt-1}$. تصریح اول به رابطه‌ی (۱۹) منتهی می‌شود. تصریح دوم به یک معادله‌ی تعدیل تورم به شکل زیر منتهی می‌شود:

$$\pi_t = \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right) E_t \pi_{t+1} + \left(\frac{1}{1+\beta}\right) \pi_{t-1} + \kappa \hat{\phi}_t \quad (18)$$

وجود وقفه‌ی تورم در این معادله، اینرسی موجود در تورم را نشان می‌دهد.

۴- دولت و مقام پولی

از آن جا که اقتصاد ایران یک اقتصاد مبتنی بر درآمد نفت است و دولت نقش مهمی را در اقتصاد بازی می‌کند، این دو بخش باید به دقت مورد توجه قرار گیرند. چون هدف این مطالعه بررسی سیاست‌های پولی و تعیین منحنی فیلیپسی است که انطباق

1- Fuhrer (1997).

2- Rudebusch (2002).

3- Christiano, Eichenbaum, and Evans (2001).

بیش‌تری با اقتصاد ایران دارد، لذا ساز و کار تأثیرگذاری دولت از طریق سیاست پولی بر اقتصاد ایران موضوع بحث نمی‌باشد. نکته‌ای که وجود دارد این است که به دلیل سلطه‌ی مالی، سیاست پولی در اقتصاد ایران مستقل از سیاست‌های مالی دولت و درآمد نفت نیست. اما در این‌جا ما به دنبال بررسی رابطه‌ی موجود بین سیاست‌های پولی و مالی که به‌طور عمده از طریق درآمدهای نفتی است، نیستیم، بلکه موضوع بحث این مطالعه این است که بر اثر وقوع یک شوک پولی کدام یک از منحنی‌های فیلیپسی که در بخش قبل معرفی شده‌اند بهتر می‌توانند تورم به وقوع پیوسته و شکاف تولید را توضیح دهند. این‌که منبع شوک پولی از کجاست در این‌جا اهمیت ندارد، بلکه صرفاً وقوع شوک پولی مورد توجه است. لذا با این‌که منبع شوک پولی در اقتصاد ایران به‌طور عمده به دلیل تغییرات درآمدهای نفتی و سلطه‌ی مالی است، اما ما وارد بحث مربوط به رابطه‌ی بین درآمدهای نفتی و سیاست‌های مالی با شوک پولی نمی‌شویم. وارد کردن این موضوع تنها مدل را پیچیده‌تر کرده و تأثیری بر بحث حاضر ندارد.

تا این‌جا تمامی اجزای یک مدل تعادل عمومی ساده که با رفتار بهینه‌یابی بخش خانوارها و بنگاه‌ها سازگار می‌باشد، به‌دست آمده است. از آن‌جا که در این مدل مصرف برابر با تولید است، معادلات (۶)، (۱۰) و (۱۳) شرط تعادلی را ارائه می‌کنند که تولید، قیمت تعدیل شده توسط بنگاه‌ها و به محض این‌که رفتار نرخ بهره‌ی اسمی مشخص شد، سطح قیمت کلی را مشخص می‌کنند. با نرخ رشد پول به عنوان ابزار سیاست پولی، معادله‌ی (۸) مقدار نرخ بهره در تعادل را تعیین می‌کند.

می‌توان معادله‌ی (۶) را حول نرخ تورم وضعیت پایدار برابر صفر به‌شکل زیر تقریب زد:

$$\hat{y}_t = E_t \hat{y}_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right) (\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}). \quad (19)$$

با بیان این عبارت بر حسب شکاف تولید $x_t = \hat{y}_t - \hat{y}_t^f$ داریم:

$$x_t = E_t x_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right) (\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t, \quad (20)$$

که در آن $u_t \equiv E_t \hat{y}_{t+1}^f - \hat{y}_t^f$ تنها به اختلال بهره‌وری برون‌زا بستگی دارد. ترکیب معادله‌ی (۲۰) و (۱۶) یک مدل ساده دو معادله‌ای انتظارات عقلایی آینده‌نگر برای تورم و معیار شکاف تولید را ارائه می‌دهد. این دو معادله بسیار شبیه به معادلات عرضه و تقاضایی است که در کتب اقتصاد کلان یافت می‌شود. معادله‌ی (۲۰) طرف تقاضای اقتصاد (یک منحنی IS آینده‌نگر) را نشان می‌دهد، در حالی که منحنی فیلیپس کینزی جدید (۱۶) متناظر با طرف عرضه‌ی اقتصاد می‌باشد.

معادلات (۲۰) و (۱۶) شامل سه متغیر هستند: شکاف تولید، تورم و نرخ بهره‌ی اسمی. می‌توان مدل را با این فرض که بانک مرکزی سیاست پولی را از طریق کنترل نرخ رشد حجم پول اجرا می‌کند، تکمیل کرد. آن‌گاه می‌توان از رابطه‌ی (۷) برای تعیین نرخ بهره‌ی تعادلی بهره جست. می‌توان رابطه‌ی (۷) را حول یک تورم وضعیتی پایدار برابر با صفر تقریب زد و به رابطه‌ی زیر برای تقاضای حقیقی پول دست یافت:

$$m_t = \eta_x x_t - \eta_i i_t \quad (21)$$

چنان‌چه یک قاعده‌ی سیاستی برای نرخ رشد حجم پول (هم‌چنین یک معادله برای تعریف نرخ رشد حجم پول بر اساس حجم پول) به مدل اضافه شود، باید به گونه‌ای انجام گیرد که سیستم را ناپایدار نکرده و یا سبب تعادل چندگانه نشود. برای مثال چنان‌چه نرخ رشد حجم پول نسبت به نرخ تورم بر اساس قاعده‌ی زیر عکس‌العمل نشان دهد، سیستم بسته شده و قابل حل خواهد بود:

$$\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + v_t \quad (22)$$

که در آن $\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t$ ، نرخ رشد حجم اسمی پول می‌باشد. با ترکیب معادلات (۲۲)، (۲۱)، (۲۰) و (۱۶) همراه با معادله‌ی تعریف‌کننده‌ی μ_t بر اساس m_t و π_t می‌توان سیستم را حل کرد. هم‌چنین بانک مرکزی می‌تواند هم نسبت به تورم و هم نسبت به شکاف تولید و بر اساس رابطه‌ی زیر عکس‌العمل نشان دهد:

$$\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + \delta_x x_t + v_t. \quad (23)$$

هم‌چنین فرض می‌شود شوک سیاستی v_t در این قاعده و قاعده ارائه شده در رابطه‌ی (۲۲) از یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه‌ی اول $AR(1)$ پیروی می‌کند که به این صورت می‌باشد: $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t$.

بنابراین در این مطالعه سه نوع منحنی فیلپس کینزی جدید، معادلات (۱۶)، (۱۷) و (۱۸)، و دو نوع قاعده سیاستی، معادلات (۲۲) و (۲۳) معرفی شده است. در این‌جا ترکیبات مختلف این معادلات همراه با معادله‌ی (۲۰) و معادله‌ی تعریف‌کننده‌ی μ_t در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) در نظر گرفته شده و مفاهیم آن برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. ترکیبات مختلف این معادلات شش مدل مختلف را تشکیل می‌دهند که این مدل‌ها در جدول ۱ ارائه شده‌اند. پس از برآورد پارامترهای این مدل‌ها، مدلی که سازگار با اقتصاد ایران است انتخاب می‌شود.

جدول ۱- معادلات تعادل عمومی پویای تصادفی مورد مطالعه

مدل	معادلات تعادل عمومی پویای تصادفی
مدل ۱	$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + e_t$ $x_t = E_t x_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t$ $m_t = \eta_x x_t - \eta_i \hat{i}_t$ $\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t$ $\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + v_t$ $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t$
مدل ۲	$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + e_t$ $x_t = E_t x_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t$ $m_t = \eta_x x_t - \eta_i \hat{i}_t$ $\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t$ $\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + \delta_x x_t + v_t$ $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t$
مدل ۳	$\pi_t = (1 - \varphi)\beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \varphi \pi_{t-1} + e_t$ $x_t = E_t x_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t$ $m_t = \eta_x x_t - \eta_i \hat{i}_t$ $\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t$ $\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + v_t$ $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t$
مدل ۴	$\pi_t = (1 - \varphi)\beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \varphi \pi_{t-1} + e_t$ $x_t = E_t x_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t$ $m_t = \eta_x x_t - \eta_i \hat{i}_t$ $\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t$ $\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + \delta_x x_t + v_t$ $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t$
مدل ۵	$\pi_t = \left(\frac{\beta}{1 + \beta}\right) E_t \pi_{t+1} + \left(\frac{1}{1 + \beta}\right) \pi_{t-1} + \kappa x_t + e_t$ $x_t = E_t x_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t$ $m_t = \eta_x x_t - \eta_i \hat{i}_t$ $\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t$ $\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + v_t$ $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t$

مدل	معادلات تعادل عمومی پویای تصادفی
مدل ۶	$\pi_t = \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)E_t\pi_{t+1} + \left(\frac{1}{1+\beta}\right)\pi_{t-1} + \kappa x_t + e_t$ $x_t = E_t x_{t+1} - \left(\frac{1}{\sigma}\right)(\hat{i}_t - E_t\pi_{t+1}) + u_t$ $m_t = \eta_x x_t - \eta_i \hat{i}_t$ $\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t$ $\mu_t = \delta_m \mu_{t-1} + \delta_\pi \pi_t + \delta_x x_t + v_t$ $v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t$

۵- برآورد پارامترها و مکانیزم انتقال پولی

در مطالعاتی که با استفاده از روش DSGE انجام می‌گیرد، معمولاً از روش کالیبراسیون استفاده می‌شود، که در این روش از پارامترهای برآورد شده در مطالعات قبلی در مدل استفاده و مدل شبیه‌سازی و حل می‌شود، سپس توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای درون‌زا نسبت به شوک‌های مدل مورد مطالعه قرار گرفته و گشتاورهای سری‌های به دست آمده از شبیه‌سازی با داده‌های مشاهده شده در اقتصاد مقایسه می‌شود. اما از آنجایی که مطالعات زیادی در مورد اقتصاد ایران انجام نگرفته، باید پارامترهای مدل مورد برآورد قرار گیرند. پارامترهای هر کدام از این مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی با استفاده از روش بیزین^۱ برآورد می‌شود. روش مرسوم برای برآورد پارامترهای مدل‌های DSGE روش حداکثر درست‌نمایی می‌باشد، اما این روش نسبت به مقادیر اولیه در نظر گرفته شده برای پارامترها حساس است، در حالی که در روش بیزین مقادیر اولیه‌ای برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود که به‌عنوان اطلاعات اولیه شناخته می‌شود. چنان‌چه این اطلاعات اولیه، اطلاعات کاملاً دقیقی باشند، روش بیزین تبدیل به کالیبراسیون می‌شود. اما چنان‌چه این اطلاعات کاملاً نادرست باشند، روش بیزین تبدیل به روش حداکثر درست‌نمایی خواهد شد و پارامترها برآورد می‌شوند (همیلتون (۱۹۹۴) فصل ۱۲)^۲. سپس پارامترهای برآورد شده در مدل‌ها لحاظ شده و مدل‌ها حل می‌شوند و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای درون‌زا مورد مطالعه قرار گرفته شده و گشتاورهای سری‌های تولید شده از شبیه‌سازی، با گشتاورهای داده‌های واقعی اقتصاد مقایسه می‌شود.

1- Bayesian Estimation.

2- Hamilton (1994), Ch 12.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه داده‌های تعدیل‌شده‌ی فصلی شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI)^۱، تولید ناخالص داخلی (GDP)^۲ و حجم پایه پولی در دوره‌ی ۱۳۸۷:۲ - ۱۳۶۷:۱ می‌باشند.^۳ از داده‌های CPI برای به‌دست آوردن تورم، از GDP برای به‌دست آوردن شکاف تولید و از حجم پایه پولی نیز برای تولید نرخ رشد پایه پولی استفاده می‌شود. شکاف تولید به صورت انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه تعریف می‌شود. تولید بالقوه نیز با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات^۴ (HP) محاسبه می‌شود. از این داده‌ها برای برآورد پارامترهای مدل استفاده شده و معیار شکاف تولید برای مقایسه‌ی قدرت پیش‌بینی مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ادامه و در مرحله‌ی اول، پارامترهای مدل‌های شش‌گانه برآورد شده و بهترین مدل از طریق قدرت توضیح‌دهندگی دنیای واقعی توسط مدل و قدرت پیش‌بینی آن انتخاب می‌شود و در نهایت معیار شکاف تولیدی که مدل منتخب تولید می‌کند با معیار شکاف تولیدی که با استفاده از فیلتر HP به‌دست آمده مقایسه می‌شود.

ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین^۵ که برای پارامترها در نظر گرفته می‌شود تعیین شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار پارامترها می‌توان با استفاده روش بی‌زین پارامترها را برآورد کرد. توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بی‌زین پارامترها و انحراف معیار آن‌ها (یعنی میانگین و انحراف معیار پسین)^۶ برای شش مدل در جدول ۲ ارائه شده است.^۷

حال با برآورد پارامترها می‌توان از مقدار برآورد شده برای شبیه‌سازی مدل‌ها استفاده کرد. با جای‌گذاری پارامترها در مدل‌ها و وارد کردن یک شوک پولی به شکل افزایش ۰/۵ درصدی در جزء اخلاص رفتار سیاستی بانک مرکزی می‌توان توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای درون‌زای مدل را به‌دست آورد.

لازم به ذکر است که توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است. برای مثال توزیع بتا، توزیعی است که با چهار پارامتر میانگین، انحراف معیار، حد پایین و حد بالا مشخص می‌شود. بنابراین برای برآورد پارامترهایی که در بازه خاصی از اعداد قرار می‌گیرند، بهتر است از این توزیع

1- Consumer Price Index.

2- Gross Domestic Product.

۳- تمامی داده‌ها از وب سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران حاصل شده‌اند.

4- Hodrick-Prescott.

5- Prior mean and standard deviation.

6- Posterior mean and standard deviation.

۷- برآورد مدل‌ها در فضای برنامه Dynare تحت برنامه MATLAB انجام گرفته است.

استفاده شود. به همین خاطر در مورد پارامترهایی مانند β ، ω و ϕ که در بازه صفر تا یک قرار می‌گیرند از توزیع بتا استفاده شده است. هم‌چنین توزیع گاما، توزیعی با دامنه از صفر تا بینهایت است. به همین دلیل برای پارامترهایی مانند σ ، η_i و η_x که دارای دامنه مثبت هستند، از این توزیع استفاده می‌شود. در صورتی که برای این پارامترها از توزیع نرمال استفاده شود ممکن است برای مشاهدات با چند انحراف معیار پایین‌تر از میانگین، به مقادیری برسیم که خارج از دامنه مدنظر برای آن پارامتر هستند.

هر کدام از شش مدل تحت بررسی برای یک میلیون دوره شبیه‌سازی شده و جهت اطمینان از صحت شبیه‌سازی ده هزار داده‌ی اول شبیه‌سازی شده حذف شده است. پس از شبیه‌سازی مدل‌ها، گشتاورهای داده‌های تولید شده توسط هر مدل با گشتاورهای مشاهده شده در داده‌های دنیای واقعی مورد مقایسه قرار می‌گیرد. مدلی که نزدیک‌ترین گشتاور به گشتاور داده‌های دنیای واقعی را تولید کرده باشد، به عنوان مدلی که توانایی توضیح اقتصاد ایران را داراست شناخته خواهد شد. این مقایسه در جدول ۳ ارائه شده است. در این جدول از انحراف معیار متغیر به عنوان نوسانات آن و از نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار شکاف تولید به عنوان نوسانات نسبی استفاده شده است.

همان‌گونه که از جدول ۳ برمی‌آید به نظر می‌رسد که مدل ۴ نزدیک‌ترین گشتاور به گشتاور داده‌های دنیای واقعی را تولید کرده باشد. از آنجایی که در مدل‌های ۱، ۳ و ۵ فرض شده است که رفتار سیاستی بانک مرکزی تنها بر اساس تورم تعیین می‌شود، دور از انتظار نیست که این مدل‌ها نتوانند واقعیات اقتصاد ایران را توضیح دهند. هم‌چنین مدل ۱ و ۲ که دارای منحنی فیلیپسی هستند که در آن تنها تورم انتظاری وارد می‌شود، عدم انتخاب این مدل‌ها بیانگر آن است که خانوارها و بنگاه‌ها علاوه بر تورم انتظاری، تورم دوره‌ی گذشته را نیز در پیش‌بینی تورم خود لحاظ می‌کنند. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد تفاوت مدل‌های ۴ و ۶ و هم‌چنین مدل‌های ۳ و ۵ تنها در وزنی است که به تورم انتظاری و تورم دوره‌ی گذشته در منحنی فیلیپس داده می‌شود. در مدل ۶ وزن داده شده به تورم دوره‌ی گذشته برابر است با:

$$\frac{1}{1+\beta} = \frac{1}{1+0.9704} \approx 0.508$$

یعنی بر اساس مدل ۶، بنگاه‌ها در تعیین تورم این دوره تقریباً وزن یکسانی به تورم دوره‌ی قبل و تورم انتظاری می‌دهند. در حالی که در مدل ۴ وزن برآوردی برای تورم دوره‌ی گذشته (ضریب ϕ) برابر است با ۰/۷۹۴، که این بدین معنی است که بنگاه‌ها در پیش‌بینی تورم این دوره وزن بیشتری به تورم دوره‌ی گذشته و وزن کم‌تری به تورم انتظاری بعد می‌دهند، که این نتیجه با بسیاری از نتایج به‌دست آمده در کشورهای توسعه یافته هم‌خوانی دارد (فورر (۱۹۹۷) و رودبوش (۲۰۰۲)).

جدول ۲- برآورد پارامترهای شش مدل

مدل ۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	منبع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	توزیع	
۰/۹۷۰۴ (۰/۰۲۶)	۰/۹۶۳۸ (۰/۰۱۳)	۰/۹۶۲۲ (۰/۰۱۸)	۰/۹۶۳۶ (۰/۰۱۷)	۰/۹۶۱۶ (۰/۰۱۳)	۰/۹۶۹۵ (۰/۰۱۷)	کاوند (۱۳۸۸)	۰/۹۷ (۰/۰۲)	بتا	β
-۰/۷۳۲۶ (۰/۰۱۶)	-۰/۷۰۸۶ (۰/۰۱۹)	-۱/۲۴۵ (۰/۰۹۴)	-۰/۹۹۹۳ (۰/۰۱۸)	-۰/۸۴۷۱ (۰/۰۱۸)	-۰/۹۱۶۲ (۰/۰۲۰۴)	علوی (۱۳۸۲)	-۰/۷۰۲ (۰/۰۲)	نرمال	δ_{π}
-۲/۴۴۷۵ (۰/۰۱۸)	-	-۲/۲۳۴ (۰/۱۷۰)	-	-۲/۶۷۴۶ (۰/۰۱۷)	-	علوی (۱۳۸۲)	-۲/۷۵ (۰/۰۲)	نرمال	δ_x
۰/۸۰۵۷ (۰/۰۰۲)	۰/۸۰۰۳ (۰/۰۲۲)	۰/۷۸۲ (۰/۰۲۱)	۰/۸۰۶۷ (۰/۰۱۸)	۰/۷۹۴۶ (۰/۰۲۰۹)	۰/۷۹۹۷ (۰/۰۱۹)	-	۰/۸ (۰/۰۵)	بتا	δ_m
۱/۵۰۳۱ (۰/۰۵۹)	۱/۴۶۰۳ (۰/۰۴۷)	۱/۳۶۷ (۰/۰۴۸)	۱/۴۷۳۳ (۰/۰۴۸)	۱/۴۸۴۹ (۰/۰۵۴)	۱/۴۶۵۶ (۰/۰۶۳)	باتاچار جی و توئنسن (۲۰۰۵) ^۱	۱/۵ (۰/۰۵)	گاما	σ
۲/۱۶۴۷ (۰/۰۴۹)	۲/۱۶۳۵ (۰/۰۵۱)	۲/۱۷ (۰/۰۴۶)	۲/۱۶۳۶ (۰/۰۵۱)	۲/۱۶۷۸ (۰/۰۵۱)	۲/۱۶۴۹ (۰/۰۴۵)	طائی (۱۳۸۵)	۲/۱۷ (۰/۰۵)	گاما	η
۰/۶۸۳۵ (۰/۰۲۱)	۰/۶۹۱۸ (۰/۰۰۲)	۰/۶۵۹ (۰/۰۱۹)	۰/۶۸۴۳ (۰/۰۱۷)	۰/۶۸۲۸ (۰/۰۲۲)	۰/۶۸۴۶ (۰/۰۱۹)	سلیانی (۱۳۸۳)	۰/۶۹ (۰/۰۲)	گاما	η_i
۰/۰۹۹۵ (۰/۰۱۱)	۰/۰۸۴۱ (۰/۰۰۹)	۰/۱۱۹۹ (۰/۰۰۹۸)	۰/۰۸۹۶ (۰/۰۰۹)	۰/۰۸۴۶ (۰/۰۱۹)	۰/۰۸۶۳ (۰/۰۰۹)	سلیانی (۱۳۸۳)	۰/۱ (۰/۰۲)	گاما	η_x
۰/۵۰۰۵ (۰/۰۵۳)	۰/۴۸۹۲ (۰/۰۴۵)	۰/۴۸۵ (۰/۰۴۷)	۰/۵۰۰۱ (۰/۰۴۶)	۰/۴۸۹۴ (۰/۰۴۶)	۰/۵۰۸۰ (۰/۰۵۳)	-	۰/۵ (۰/۰۵)	بتا	ω
-	-	۰/۷۹۴ (۰/۰۲۰۱)	۰/۷۰۰۶ (۰/۰۱۶)	-	-	رودبوش (۲۰۰۲)	۰/۷ (۰/۰۵)	بتا	φ
۰/۷۸۹۶ (۰/۰۲۱)	۰/۷۹۶۶ (۰/۰۱۹)	۰/۷۵۹ (۰/۰۱۷۶)	۰/۶۸۳ (۰/۰۸۴)	۰/۶۱۲۸ (۰/۰۳۹)	۰/۶۲۵۳ (۰/۰۷۶)	-	۰/۸ (۰/۰۵)	بتا	ρ_U

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند.

جدول ۳- مقایسه‌ی گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای مشاهده شده در داده‌های دنیای واقعی

مدل ۲		مدل ۱		دنیای واقعی		
نوسانات نسبی	نوسانات	نوسانات نسبی	نوسانات	نوسانات نسبی	نوسانات	
۱	۰/۰۱۱	۱	۰/۰۳۴	۱	۰/۰۳۳۶	شکاف تولید
۰/۴۸۱۸	۰/۰۰۵۳	۰/۴۶۴۷	۰/۰۱۵۸	۰/۲۳۶۶	۰/۰۰۷۹	تورم
۰/۰۸۱۸	۰/۰۰۰۹	۰/۰۶۴۷	۰/۰۰۲۲	۰/۱۸۷۵	۰/۰۰۶۳	ترخ رشدحجم پول
مدل ۵		مدل ۴		مدل ۳		
نوسانات نسبی	نوسانات	نوسانات نسبی	نوسانات نسبی	نوسانات نسبی	نوسانات	
۱	۰/۰۳۸	۱	۰/۰۳۳	۱	۰/۰۳۳	شکاف تولید
۰/۴۳۱۶	۰/۰۱۶۴	۰/۲۱۵۲	۰/۰۰۷۱	۰/۰۳۰۶	۰/۰۱۰۱	تورم
۰/۰۵۷۹	۰/۰۰۲۲	۰/۲۰۶۰	۰/۰۰۶۸	۰/۰۳۶۳۷	۰/۰۰۱۲	ترخ رشدحجم پول
				مدل ۶		
				نوسانات نسبی	نوسانات	
				۱	۰/۰۱۲	شکاف تولید
				۰/۷۳۳۴	۰/۰۰۸۸	تورم
				۰/۱	۰/۰۰۱۲	ترخ رشدحجم پول

توجه: منظور از نوسانات انحراف معیار و منظور از نوسانات نسبی نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار شکاف تولید است.

متغیرهای دنیای واقعی همان‌گونه که قبلاً در معرفی داده‌ها گفته شد، تولید شده‌اند.

توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل ۴ در نمودار ۱ نشان داده شده که بر اساس آن ملاحظه می‌شود برآورد پارامترها نسبتاً مطلوب هستند به استثنای ω که با توجه به نزدیکی توزیع پیشین و پسین آن، به نظر می‌رسد با داده‌های مورد استفاده در این مطالعه نمی‌توان به برآورد خوبی از آن دست یافت. بنابراین می‌توان گفت که این پارامتر تقریباً در سطح ۰,۵ کالیبره شده است.

جدول ۴- RMSE شش مدل

مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶
۰/۰۲۴۹۶۰	۰/۰۰۹۸۲۱	۰/۰۱۵۲۷	۰/۰۰۸۳۶۸	۰/۰۱۶۳۸	۰/۰۳۷۰۴

برای بررسی قدرت پیش‌بینی مدل‌ها از پیش‌بینی گذشته‌نگر^۱ استفاده می‌شود. برای این کار هر کدام از مدل‌ها برای دوره‌ی ۱۳۶۷-۱۳۸۶ برآورد می‌شوند و برای دو فصل ابتدایی سال ۱۳۸۷ پیش‌بینی انجام می‌گیرد. معیار انتخاب مدل با بهترین پیش‌بینی، جذر میانگین مربع خطاهای پیش‌بینی^۲ (RMSE) است. RMSE شش مدل در جدول ۴ گزارش شده است. بر اساس این معیار مدل ۴ کم‌ترین RMSE را داشته و بنابراین بهترین پیش‌بینی گذشته‌نگر را دارد.

1- Expost Forecast.

2- Root Mean Squared Error.

نمودار ۲، شکاف تولید شبیه‌سازی شده توسط مدل ۴ و پیش‌بینی گذشته‌نگر این مدل برای دو فصل ابتدایی سال ۸۷ را نشان می‌دهد. با نگاه دقیق‌تر به این نمودار این نکته مشخص می‌شود که به جز در چند فصل در ابتدای دوره‌ی تحت بررسی (سه‌ماهه‌ی چهارم ۶۷، سه‌ماهه‌ی اول ۶۸، سه‌ماهه‌ی دوم ۶۹ و سه‌ماهه‌ی اول ۷۱) در بقیه‌ی دوره، شکاف تولید مدل و شکاف تولید به‌دست آمده از فیلتر HP هم‌حرکتی قابل توجهی دارند که این بیانگر قدرت خوب مدل در توضیح‌دهندگی اقتصاد ایران است. پیش‌بینی آینده‌نگر^۱ برای ۴ فصل با استفاده از مدل ۴ نیز در نمودار ۳ نمایش داده شده است. براین اساس پیش‌بینی می‌شود که در ادامه‌ی سال ۸۷، شکاف تولید روند نزولی خود را ادامه دهد ولی در سال ۸۸ شکاف تولید روند صعودی به خود بگیرد، یعنی رکود موجود در سال ۸۷ تعمیق و در سال ۸۸ اقتصاد از رکود خارج می‌شود.

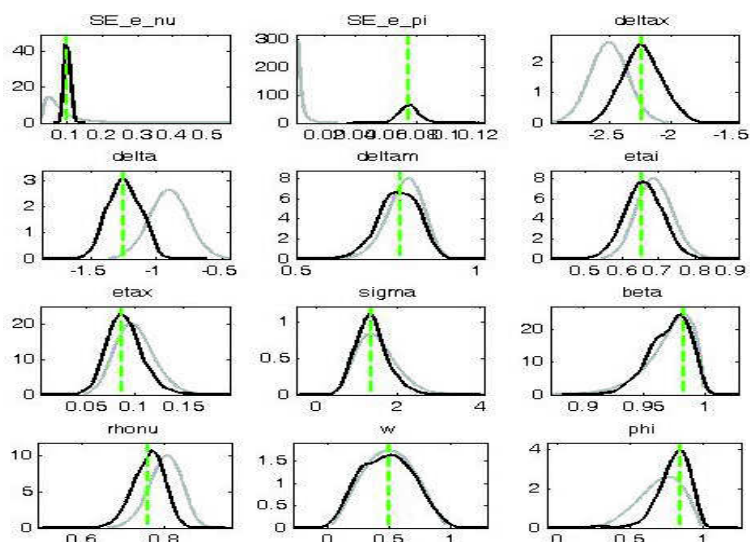
حال پس از انتخاب مدل باید تأثیر یک شوک تصادفی پولی را بررسی کرد. در نمودار ۴ توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل انتخابی یعنی مدل ۴ برای یک شوک پولی تصادفی ۰/۵ درصد نشان داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود بروز یک شوک پولی سبب افزایش تورم، شکاف تولید، نرخ رشد حجم پول و نرخ بهره در لحظه‌ی اول می‌شود، اما این تأثیر به مرور زمان از بین می‌رود. تورم برای یک مدت کوتاه حتی شروع به افزایش می‌کند، اما بانک مرکزی با مشاهده‌ی این افزایش در تورم و هم‌چنین افزایش در شکاف تولید با کاهش نرخ رشد حجم پول عکس‌العمل نشان داده و تورم شروع به کاهش می‌کند. نکته‌ی مهمی که باید مورد توجه قرار گیرد این است که شوک پولی پس از مدتی تأثیر منفی ناچیزی بر شکاف تولید خواهد داشت که می‌توان این را به رابطه‌ی منفی بین تورم و رشد تولید در برخی از سطوح تورم نسبت داد. هم‌چنین حجم حقیقی پول نیز به صورت منفی تحت تأثیر شوک تصادفی پولی قرار می‌گیرد. دلیل این امر هم افزایش کم‌تر نرخ رشد اسمی پول در مقایسه با تورم است که سبب کاهش حجم حقیقی پول می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

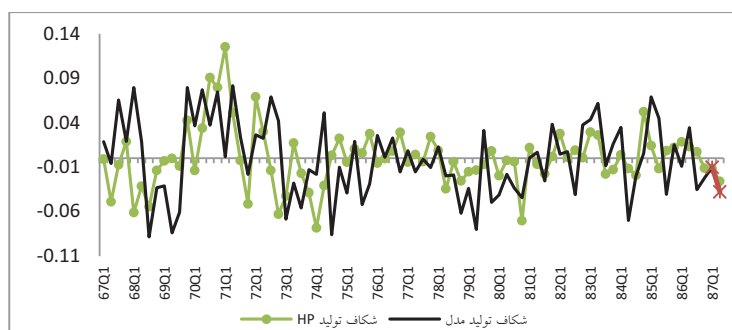
با در نظر گرفتن مدل کینزی جدید، در این مطالعه به سه نوع منحنی فیلیپس مختلف کینزی جدید دست یافته‌ایم که با در نظر گرفتن دو نوع مختلف رفتار سیاستی برای بانک مرکزی، که در یکی از آن‌ها نرخ رشد حجم پول تنها بر اساس تورم مشاهده شده و در نوع دیگر نرخ رشد حجم پول هم بر اساس تورم و هم شکاف تولید تعیین

می‌شود، در مجموع شش مدل در قالب مدل‌های DSGE مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بیانگر این نکته است که تورم در ایران هم بر اساس تورم دوره‌ی گذشته و هم بر اساس تورم انتظاری دوره‌ی بعد تعیین می‌شود. هم‌چنین وزن داده شده به تورم دوره‌ی گذشته بیش‌تر از وزن داده شده به تورم انتظاری می‌باشد. هم‌چنین مدلی انتخاب می‌شود که در آن رفتار سیاستی بانک مرکزی هم بر اساس تورم و هم بر اساس شکاف تولید مشخص می‌شود. پیش‌بینی انجام گرفته توسط مدل منتخب نیز بیانگر تعمیق رکود در سال ۸۷ و خروج از رکود در سال ۸۸ است.

پیوست‌ها

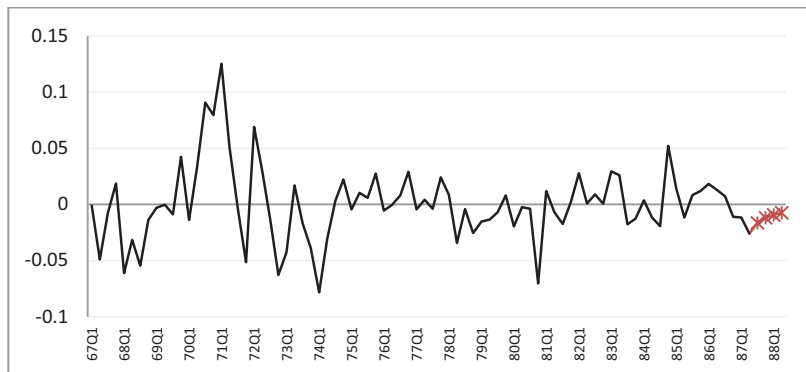


نمودار ۱- توزیع پیشین و پسین مدل ۴

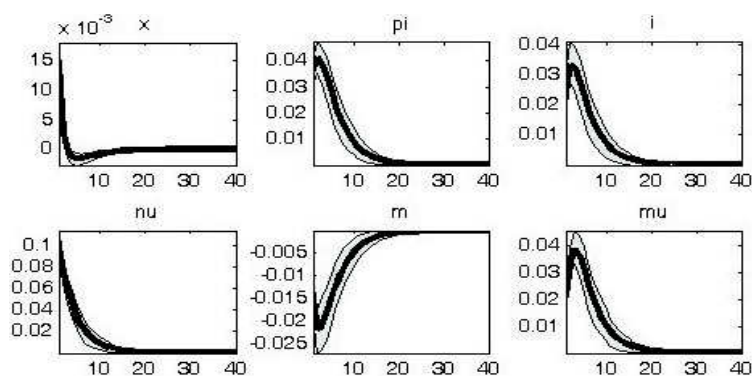


پیش‌بینی گذشته‌نگر مدل با شکل ستاره در نمودار نشان داده شده است.

نمودار ۲- شکاف تولید شبیه‌سازی شده و پیش‌بینی شده توسط مدل ۴ و شکاف تولید فیلتر HP



پیش‌بینی آینده‌نگر مدل با شکل ستاره در نمودار نشان داده شده است.
نمودار ۳- پیش‌بینی آینده‌نگر مدل ۴ برای شکاف تولید.



نمودار ۴- توابع عکس‌العمل آنی مدل ۴ نسبت به یک شوک مثبت پولی

فهرست منابع

- ۱- سلیمانی، سید مهدی (۱۳۸۳)؛ بررسی و آزمون تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران، پژوهش‌های پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تابستان ۱۳۸۳.
- ۲- صارم، مهدی (۱۳۸۸)؛ سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم (مورد ایران)، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۳- طائی، حسن (۱۳۸۵)؛ تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۲۹، ص ۹۳-۱۱۲.

۴- علوی، سید محمود (۱۳۸۲)؛ چهارچوب پولی متکی بر هدف‌گذاری تورم و زمینه‌ی اجرای آن در ایران، پژوهشکده‌ی پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پاییز ۱۳۸۲.

۵- کاوند، حسین (۱۳۸۸)؛ تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران، رساله‌ی دکتری، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران.

- 6- Bhattacharjee and Thoenissen. "Money and Monetary Policy in Dynamic Stochastic General Equilibrium Models," Centerefor Dynamic Macroeconomic Analysis, Working Paper No. 0511, February 2007.
- 7- Calvo, G. A., "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," Journal of Monetary Economics, 12(3), Sept. 1983, 983-998.
- 8- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," NBER Working Paper No. 8403, July 2001.
- 9- Cogley, T. and J. M. Nason, "Output Dynamics in Real Business Cycle Model," American Economic Review, 85(3), June 1995, 492-511.
- 10- Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," American Economic Review, 67(3), June 1977, 297-308.
- 11- Estrella, A. and J. C. Fuhrer, "Dynamic Inconsistencies: Counterrfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models," American Economic Review, 92(4), Sept. 2002, 1013-1028.
- 12- Fuhrer, J. C., "The (Un) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications," Journal of Money, Credit, and Banking, 29(3), Aug. 1997, 338-350.
- 13- Hamilton, J., Time Series Analysis, Princeton: Princeton University Press, 1994.
- 14- McCallum, B. T. and E. Nelson, "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis," Journal of Money, Credit, and Banking, 31(3), part 1, Aug. 1999, 296-316.
- 15- Nelson, E., "Sluggish Inflation and Optimizing Models of the Business Cycle," Journal of Monetary Economics, 42(2), Oct. 1998, 303-322.
- 16- Rudebusch, G. D., "Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty," The Economic Journal, 112(479), Apr. 2002, 402-432.