

ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی

دکتر اصغر شاهمرادی^۱

دکتر ایلناز ابراهیمی^۲

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۹/۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۵/۲۶

چکیده

در سال‌های اخیر مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی^۱ در بدنه اصلی مدل‌سازی محافل اقتصادی قرار گرفته است. مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی که ابتدا در قالب مکتب ادوار تجاری حقیقی^۲ ساخته می‌شدند، اغلب منشأ نوسانات اقتصادی را به شوک‌های تکنولوژی ربط داده و چندان تمایلی به تحلیل اثرات سیاست‌های پولی بر اقتصاد نشان نمی‌دادند، لذا چندان از سوی بانک‌های مرکزی مورد توجه نبودند؛ اما با ظهور مکتب نیوکینزی، تحول تدریجی این مدل‌ها در قالب این مکتب و با تعریف چسبندگی‌های اسمی و رقابت انحصاری در آنها، بار دیگر توجه محافل اقتصاد پولی (به خصوص بانک‌های مرکزی)

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

** دکترای اقتصاد و مدرس دانشگاه تبریز.

1- Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE).

2- Real Business Cycle (RBC).

به این مدل‌ها جلب شد. در این مقاله با ساخت یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران و حل و برآورد آن با استفاده از رویکرد بیزی^۱، نشان داده می‌شود که بدون در نظر گرفتن چسبندگی‌های اسمی، این مدل‌ها قابلیت تحلیل اثرات حقیقی سیاست‌های پولی را نخواهند داشت و تنها افزودن چسبندگی‌های اسمی و ساختن این مدل در قالب پارادایم نیوکینزینی است که قابلیت تحلیل اثرات حقیقی سیاست‌های پولی را به این مدل می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، کالیراسیون، رویکرد بیزی، چسبندگی‌های اسمی، سیاست پولی.

طبقه‌بندی JEL: E52، C11، C68.

1- Bayesian Approach.

۱. مقدمه

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، مدل‌های تعادل عمومی هستند که مبتنی بر بهینه‌یابی بوده و ریشه در مبانی خرد اقتصادی دارند. این مدل‌ها اولین بار در مکتب ادوار تجاری حقیقی مطرح شده و گسترش یافتند. در واقع گسترش مکتب ادوار تجاری حقیقی در دهه ۱۹۸۰ میلادی، انقلابی در تحلیل‌های کلان اقتصادی، به شمار می‌رفت، زیرا این مکتب با گسترش چهارچوب تحلیلی تعادل عمومی پویای تصادفی که در آن، خانوارها، بنگاه‌ها و سایر کارگزاران اقتصادی اقدام به بهینه‌یابی می‌کنند، پایه‌ای خرد را برای تحلیل روابط کلان اقتصادی فراهم آورد که قبلاً فقدان آن، مورد انتقاد منتقدین اقتصاد کلان قرار داشت. از طرف دیگر، به دلیل نیاز تکنیکی به ابزار ریاضی در حل این مدل‌ها، انبوهی از ابزارهای کمی محاسباتی از علم ریاضی وارد اقتصاد شده و گسترش یافتند. ولی از آنجا که در مکتب RBC، چسبندگی‌ها جایی نداشته و فرض بر وجود رقابت کامل است، تنها، عوامل حقیقی چون شوک‌های بهره‌وری می‌توانستند به نوسانات اقتصادی منجر شوند. این موضوع با باور بسیاری از اقتصاددانان که سیاست‌های پولی را حداقل در کوتاه‌مدت در تبیین نوسانات اقتصادی مؤثر می‌دانستند، سازگار نبود. در نتیجه مکتب نیوکینزینی با وارد کردن چسبندگی‌ها و رقابت ناقص به این مدل‌ها، زمینه مطالعات اقتصاد پولی را با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی فراهم نمود.

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، مدل‌هایی هستند که اقتصاددانان مکتب ادوار تجاری حقیقی و نیوکینزینی برای تبیین نوسانات اقتصادی از آنها بهره می‌گیرند. این مدل‌ها پویا می‌باشند، زیرا تصمیمات اقتصادی در دنیای واقعی پویا هستند. همچنین این مدل‌ها تصادفی هستند، به این علت که دنیای واقعی نامطمئن است و این نااطمینانی می‌تواند منبع نوسانات کلان اقتصادی باشد و مدل‌ها در فضای تعادل عمومی بررسی می‌شوند چون نظریه تعادل عمومی نظمی را بر سیستم تحمیل می‌کند. تصمیمات کارگزاران اقتصادی به هم مرتبط هستند؛ تصمیم خانوار به مصرف با تصمیم او به سرمایه‌گذاری در ارتباط است و با تصمیم او در مورد تعداد ساعاتی که کار می‌کند کاملاً مرتبط می‌باشد. همچنین میزان مصرف خانوارها بر تصمیم بنگاه‌ها در مورد عرضه کالاهای مصرفی اثرگذار است و بر میزان به کارگیری و استخدام سرمایه و نیروی کار بنگاه برای تولید این کالاها تأثیرگذار است. این ارتباطات متقابل در چهارچوب بازار صورت می‌گیرد و تحت رقابت کامل، قیمت‌هایی ایجاد

می‌شوند که به تسویه بازارها منجر می‌شوند و با وجود برخی چسبندگی‌ها و رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها در بازارهای رقابت انحصاری، برخی بازارها تسویه نمی‌شوند. بخش مهمی از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی به چگونگی واکنش اقتصاد به این چسبندگی‌ها اختصاص می‌یابد.

با توجه به اقبال جهانی گسترده محافل علمی و بانک‌های مرکزی به مدل‌های DSGE در پژوهش‌های علمی، بالاخص در حیطه اقتصاد پولی، معرفی این مدل‌ها به گفتمان علمی دانشگاهی و توجه به گسترش این مدل‌ها در محافل علمی دانشگاهی می‌تواند زمینه‌ای برای ورود آنها به مطالعات و طبیعتاً سیاستگذاری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران را فراهم آورد و به عنوان ابزاری جدید در زمینه تحلیل سیاست‌های اقتصادی، بالاخص سیاستگذاری پولی، به خدمت گرفته شود. در این راستا، این مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:

پس از معرفی و مرور مختصر زمینه‌های پیدایش این مدل‌ها در قسمت دوم و معرفی مکاتب اقتصادی که این مدل‌ها در بستر آنها رشد یافته‌اند، در قسمت سوم، به ساخت یک مدل DSGE مختص اقتصاد ایران، بدون در نظر گرفتن چسبندگی‌های اسمی، پرداخته می‌شود. این مدل حل و سپس خطی‌سازی می‌شود. برخی از پارامترهای مدل با استفاده از رویکرد بی‌زی برآورد شده و سپس با بهره‌گیری از این پارامترها و برخی از اطلاعات حاصل از داده‌های نمونه برای اقتصاد ایران، اقدام به کالیبراسیون مدل می‌شود. در ادامه نشان داده می‌شود چگونه وارد کردن چسبندگی‌های اسمی می‌تواند به بهبود عملکرد مدل در تبیین اثرات سیاست‌های پولی منجر شود.

۲. جایگاه تحلیل‌های پولی در مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی

از منظر تاریخی، این مکتب ادوار تجاری حقیقی بود که استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی را به عنوان ابزاری برای تحلیل کلان اقتصادی مرسوم کرد. مقاله کیدلند و پرسکات^۱ به عنوان اولین مقاله نظری RBC و مدل‌سازی DSGE تلقی می‌شود. در برنامه تحقیقاتی ادوار تجاری حقیقی برای فهم پویایی‌های کلان اقتصادی، رفتار دستمزدها و قیمت‌های اسمی چندان مورد توجه نبوده و تغییر در تولید و اشتغال به عوامل حقیقی چون شوک‌های بهره‌وری نسبت داده می‌شدند. مکتب ادوار تجاری حقیقی با در نظر گرفتن ترجیحات، تکنولوژی، رفتار بهینه‌یابی پویای کارگزاران اقتصادی تحت رقابت کامل و

1- Kydland and Prescott (1982).

این فرض که قیمت‌ها انعطاف‌پذیر هستند، نوسانات ادوار تجاری را به شوک‌های تکنولوژی، تغییر در ترجیحات، مالیات‌بندی و سایر عوامل حقیقی نسبت می‌داد.

هر چند مدل‌های DSGE، اولین بار توسط مکتب RBC به کار گرفته شد، اما به این دلیل که این مکتب چندان جایی برای تحلیل اثر سیاست پولی و پول در نوسانات اقتصادی باقی نمی‌گذارد، بنابراین مکتب نیوکینزینی به عنوان چهارچوب و پارادایم مسلط در تحلیل‌های اقتصاد پولی و ارزیابی سیاست‌های پولی از دهه ۱۹۹۰ میلادی شروع به استفاده از این مدل‌ها کرد. در حال حاضر با تکامل هر چه بیشتر ابزار ریاضی مورد نیاز، مدل‌های DSGE حاکم بر این مکتب، به عنوان یکی از گفتمان‌های مسلط مدل‌های پولی مطرح هستند. در مکتب ادوار تجاری حقیقی بر سه اصل تأکید می‌شود: ۱- کارآیی ادوار تجاری؛ به این معنی که بخش عمده‌ای از نوسانات اقتصادی مشاهده شده در کشورهای صنعتی را می‌توان به عنوان نتیجه تعادلی حاصل از عکس‌العمل اقتصاد به نوسانات برونزا در عوامل حقیقی (که مهم‌ترین آنها تکنولوژی است) تفسیر کرد. لذا نوسانات لزوماً نشان‌دهنده تخصیص ناکارآیی منابع نیستند و در حقیقت نوسانات ایجاد شده در مدل استاندارد RBC کاملاً بهینه هستند. پیامد مهم این دیدگاه آن است که سیاست‌های تثبیت، ضروری و یا مطلوب نبوده و حتی می‌توانند ضدتولید عمل نمایند. ۲- اهمیت شوک‌های تکنولوژی به عنوان منشأ نوسانات اقتصادی. ۳- نقش محدود عوامل پولی؛ به طوری که نظریه RBC در تلاش بود تا نوسانات اقتصادی را بدون رجوع به عوامل پولی تبیین کند و حتی از وجود بخش پولی صرف‌نظر می‌کرد.^۱

بنابراین با وجود اثرگذاری شدید ایده ارائه شده توسط مکتب ادوار تجاری حقیقی در محافل دانشگاهی، این رویکرد طرفداران چندانی در بین بانک‌های مرکزی و سایر نهادهای سیاست‌گذاری پیدا نکرد. در سال‌های بعد تلاش محققینی چون کولی و هانسن^۲ برای وارد کردن بخش پول به مدل پایه RBC بدون رها کردن فرضیات مربوط به رقابت کامل و انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها و دستمزدها تنها به پیدایش مدل‌هایی منجر شد که خنثی بودن (یا نزدیک به خنثی بودن) سیاست‌های پولی را پیش‌بینی می‌کردند. این یافته با باور بسیاری از اقتصاددانان و بانک‌های مرکزی در تضاد بود که پول و سیاست‌های پولی را حداقل در کوتاه‌مدت خنثی ندانسته و بر قدرت تأثیر آن بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تأکید

1- Jordi Gali, 2008, p.3.

2- Cooley and Hansen (1989).

می‌کردند. بنابراین اقتصاددانان سعی کردند با معرفی برخی از خصوصیات اقتصاد کینزی در این مدل‌ها، عملکرد آنها را در پیش‌بینی اثر سیاست‌های پولی بهبود بخشند.

در دهه گذشته، بحث چسبندگی قیمت‌ها، احیا شده و همراه با رقابت انحصاری وارد مدل‌های ادوار تجاری حقیقی شده است. این کار راهی برای تحلیل بهتر سیاست پولی در درون مدل‌های ادوار تجاری حقیقی فراهم کرده و بدنه اصلی آنچه که هم‌اکنون به اسم مکتب نیوکینزینی شناخته می‌شود را تشکیل داده است. مدل‌های DSGE رایج در مکتب نیوکینزینی بر پایه ساختاری مشابه با مدل‌های RBC بنا شده است، با این تفاوت که فرض می‌کند قیمت‌ها توسط بنگاه‌های رقابت انحصاری تعیین می‌شوند و نمی‌توانند به طور آنی و بدون هزینه، تعدیل شوند. اولین مقاله‌ای که به معرفی این چهارچوب پرداخت، مقاله روتمبرگ و وودفورد^۱ بود. ارائه این مطلب در قالب کتاب درسی توسط وود فورد (۲۰۰۳) صورت گرفت و کاربردهای آن در سیاست پولی توسط کلاریدا و همکاران^۲ تحت بررسی قرار گرفت. در واقع هر دو مکتب RBC و نیوکینزینی در تأکید بر رفتار بهینه‌یابی کارگزاران اقتصادی در شکل‌دهی به پویایی‌های اقتصادی مشترک هستند و در هر دو، کارگزاران اقتصادی انتظارات عقلایی دارند. به عبارت دیگر، هر دو مکتب پایه‌های خرد برای مدل‌های کلان اقتصادی خود فراهم می‌نمایند. لیکن آنچه که وجه تمایز بین دو مکتب محسوب می‌شود، در نظر گرفتن چسبندگی قیمت و دستمزد در مکتب نیوکینزینی بر خلاف مدل‌های ادوار تجاری حقیقی است. ایده کلی مکتب نیوکینزینی این است که در بلندمدت پول خنثی است ولی در کوتاه‌مدت به دلیل وجود برخی از چسبندگی‌های اسمی که ناشی از رفتار قیمت‌گذاری بنگاه‌ها (و رفتار تعیین دستمزد از سوی اتحادیه‌ها) است، سیاست پولی می‌تواند بر تولید و اشتغال مؤثر باشد. البته در بلندمدت تمام قیمت‌ها و دستمزدها، تعدیل یافته شده و اقتصاد به تعادل طبیعی باز می‌گردد.

لذا مدل‌های نیوکینزینی با وارد کردن قیمت‌های چسبنده و رقابت انحصاری در چهارچوب RBC، بین چهارچوب نئوکلاسیکی و کینزینی پلی برقرار می‌کنند که در آن فعالیت اقتصادی از سمت تقاضا تعیین می‌شود. گودفرد و کینگ^۳ این ترکیب را سنتز نئوکلاسیکی جدید^۴ نامیده‌اند که چسبندگی قیمت‌ها را وارد هسته RBC می‌نماید.

1- Rotemberg and Woodford (1997).

2- Clarida et al. (1999).

3- Goodfriend and King (1997).

4- New Neoclassical Synthesis (NNS).

به خاطر این خصوصیت مدل‌های نیوکینزینی که در کنار مؤثر دانستن عوامل حقیقی در ایجاد نوسانات اقتصادی، سیاست‌های پولی را نیز در کوتاه‌مدت در عرصه فعالیت‌های اقتصادی منشأ اثر می‌دانند، امروزه بسیاری از بانک‌های مرکزی، به ارائه مدل‌های پولی مورد استفاده خود در قالب مدل‌های DSGE مورد استفاده در مکتب نیوکینزینی پرداخته‌اند (به عنوان مثال بانک‌های مرکزی انگلستان (هریسون و همکاران^۱)، کانادا (مورچیسون و رنیسون^۲ و حتی شیلی (مدینا و سوتو^۳) و پرو (کاستیلو و همکاران^۴) از این دسته مدل‌ها در تحلیل‌های خود استفاده می‌کنند).

۳. طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران بدون لحاظ چسبندگی‌های اسمی

چهارچوب اصلی مدل DSGE این مقاله با استفاده از مقالات آیرلند و دیب^۵، لداک و سیل^۶، مدینا و سوتو (۲۰۰۶) و والش^۷ ساخته شده است. این مدل، چهارچوب تحلیلی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی را با توجه به خصوصیات اقتصادی یک کشور صادرکننده نفت گسترش می‌دهد.

مهم‌ترین فروض در ساخت این مدل عبارت‌اند از:

- ۱- کشور به جز صادرات نفت رابطه مبادله‌ای دیگری با خارج از کشور ندارد. ۲- کل تولید و مصرف کشور متشکل از کالاهای واسطه، نهایی و نفت است. ۳- تولیدکننده نهایی در اقتصاد مانند یک جمعگر عمل می‌کند. ۴- خانوارها صاحبان بنگاه‌ها هستند.
- مدل از سه بخش خانوارها، بنگاه‌ها و دولت - مقام پولی تشکیل شده است و در بخش تولید (بنگاه‌ها)، سه بخش بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بخش نفت حضور دارد.

۳-۱. خانوارها

در اقتصاد خانوار، نماینده‌ای زندگی می‌کند که عمری نامحدود دارد. خانوار نماینده از

1- Harrison et al. (2005).
 2- Murchison and Rennison (2006).
 3- Medina and Soto (2007a, 2007b).
 4- Castillo et al. (2008).
 5- Ireland (1997) and Dib (2001).
 6- Leduc and sill (2004).
 7- Walsh (2003).

مصرف کالاها و نگهداری مانده‌های حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند و به خاطر کار کردن، از مطلوبیتش کاسته می‌شود. لذا با توجه به شکل تبعی تابع مطلوبیت، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که این خانوار در طول حیات خود به دست می‌آورد، به شکل زیر خواهد بود:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-b} - \psi \frac{L_t^{1+v}}{1+v} \right] \quad (1)$$

۱. عامل تنزیل، c_t مصرف خانوار، M_t مانده اسمی پول، P_t سطح عمومی قیمت‌ها و L_t مجموع نیروی کار عرضه شده از سوی خانوار نماینده برای استفاده در فرآیند تولید کالاهای واسطه است و $\sigma(\sigma > 0)$ عکس کشش جانشینی بین‌زمانی مصرف است و b عکس کشش تقاضای پول است. همچنین، $v(v > 0)$ عکس کشش عرضه نیروی کار است. خانوار نماینده دوره t را با M_{t-1} ریال (یا هر واحد پولی دیگر) شروع می‌کند که از فعالیت اقتصادی دوره قبل به جا مانده است و k_t واحد سرمایه در اختیار دارد. طی دوره t خانوارها اقدام به عرضه عوامل تولید، یعنی کار و سرمایه به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه می‌کنند. خانوار از محل عرضه نیروی کار و سرمایه خود عایدی به دست می‌آورد و به دولت مالیات، (TA_t) ، پرداخت می‌کند. علاوه بر این، از آنجا که خانوار مالک سهام بنگاه‌ها است، در هر دوره سود سهام، (D_t) ، نیز دریافت می‌کند. خانوار منابع خود را صرف خرید محصول تولیدی بنگاه تولیدکننده کالای نهایی کرده و بخشی از آن را سرمایه‌گذاری کرده و بقیه را مصرف می‌کند. در هر دوره با توجه به سرمایه‌گذاری انجام شده توسط خانوار و وجود استهلاک، موجودی سرمایه اقتصاد به شیوه زیر تغییر می‌کند:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (2)$$

نرخ استهلاک سرمایه است. با توجه به نکات فوق‌الذکر، خانوار با قید بودجه زیر برای خریدهای خود مواجه است:

$$c_t + i_t + \frac{M_t}{P_t} \leq r_t k_t + w_t L_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} - \frac{TA_t}{P_t} \quad (3)$$

r_t و w_t به ترتیب نرخ اجاره حقیقی سرمایه و دستمزد حقیقی هستند. خانوار در

تلاش است ارزش حال مطلوبیت‌های خود در طول زمان، (۱)، را با توجه به محدودیت‌هایی که دارد، (۲) و (۳)، حداکثر کند.

۲-۳. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

فرض بر این است که بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه را خریداری می‌کند و از ترکیب آنها کالایی نهایی تولید می‌کند که به خریداران نهایی فروخته می‌شود.

کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت^۱ θ بین آنها برقرار است. تولیدکننده کالای نهایی، آنها را بر اساس یک جمع‌گر دیکسیت - استیگلیتز^۲ که به شکل ذیل تعریف می‌شود ترکیب می‌کند:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_{j,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad \theta > 1 \quad (4)$$

۳-۳. بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه تشکیل شده است که هر کدام از بنگاه‌ها، کالایی متمایز تولید می‌کنند که در نهایت پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده، کالای نهایی توسط خانوارها خریداری می‌شود. در بخش کالاهای واسطه، بنگاه z ، $y_{j,t}$ واحد از کالا را به صورت زیر تولید می‌کند:

$$y_{j,t} \leq A_t k_{j,t}^\alpha (gr^t L_{j,t})^{1-\alpha}, \quad \alpha \in (0,1), \quad gr \geq 1, \quad (5)$$

که A_t یک شوک بهره‌وری مشترک در میان تمام بنگاه‌ها است و تابع تولید از نوع کاب - داگلاس^۳ با بازده ثابت به مقیاس می‌باشد. gr نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار (که همان نرخ رشد اقتصاد است) می‌باشد. شوک بهره‌وری به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + (1-\rho_A)\bar{A} + \varepsilon_{A,t} \quad (6)$$

1- Constant Elasticity of Substitution.

2- Dixit-Stiglitz.

3- Cobb-Douglas.

که \bar{A} سطح باثبات^۱ بهره‌وری است. مسأله بهینه‌یابی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \xi_t \frac{D_{j,t}}{P_t} \quad (7)$$

به طوری که:

$$D_{j,t} \equiv P_{j,t} y_{j,t} - P_t r_t k_{j,t} - P_t w_t L_{j,t} \quad (8)$$

که در آن، $\xi_t = \beta^t \lambda_t$ عامل تنزیل سود سهام و λ_t مطلوبیت نهایی ثروت حقیقی است.

۳-۴. بخش نفت

از آنجا که جریان تولید نفت عمدتاً به ذخایر نفتی یک کشور وابسته بوده و چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان تولید آن را تغییر داد و در بیشتر کشورهای نفت‌خیز تولید نفت بر اساس حداکثرسازی سود صورت نمی‌گیرد، لذا در این مطالعه تولید نفت از طریق بنگاه‌های تولیدی، مدل‌سازی نشده و درآمدهای حاصل از صادرات نفت را به شکل فرآیند برونزای $AR(1)$ در نظر می‌گیریم:

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + (1 - \rho_{or}) \bar{or} + \varepsilon_{or} \quad (9)$$

که or_t جریان درآمد حقیقی نفت به ریال در دوره t و \bar{or} سطح باثبات (پایای) جریان درآمدهای نفتی است. تمام درآمد حاصل از صادرات نفت در بسیاری از کشورهای تولیدکننده و صادرکننده نفت به دولت اختصاص می‌یابد که ایران نیز از جمله این کشورها است.

۳-۵. دولت - مقام پولی

در این مدل فرض بر این است که دولت - مقام پولی، کارگزاری واحد در اقتصاد است که با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی در بسیاری از کشورهای نفت‌خیز چنین فرضی دور از ذهنی نیست. دولت مسئول اعمال سیاست‌های پولی و مالی بوده و مخارج

1- Steady State.

دولت از محل خلق پول، اخذ مالیات (مالیات یکجا) و نیز درآمد حاصل از فروش نفت و صادرات آن به خارج از کشور تأمین مالی می‌شود.

$$g_t = ta_t + or_t + \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (10)$$

شوک مخارج دولت نیز به صورت یک فرآیند $AR(1)$ مدل‌بندی شده است. از طرف دیگر، بنا به واقعیات آشکار شده کشورهای نفتی، به خوبی می‌دانیم که تبدیل دلارهای حاصل از درآمدهای نفتی به پول داخلی به ناچار ارتباطی اجتناب‌ناپذیر بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی ایجاد می‌کند. نرخ رشد ناخالص پول در دوره t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\eta_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} \quad (11)$$

برای نرخ رشد ناخالص پول قاعده زیر در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر علاوه بر تغییراتی که در اثر تصمیمات مستقل مقام پولی در نرخ رشد پول ایجاد می‌شود، شوک‌های وارد شده بر درآمدهای نفتی نیز نرخ رشد پول را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

$$\eta_t = \rho_\eta \eta_{t-1} + (1 - \rho_\eta) \bar{\eta} + \omega_{or} \varepsilon_{or} + \varepsilon_\eta \quad (12)$$

که $\rho_\eta \in (-1, 1)$ و ε_η شوک عرضه پول است که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_y است. در صورتی که \bar{S}_{or} صفر باشد، سیاست پولی کاملاً برونزا و تنها بر اساس تصمیمات بانک مرکزی و مستقل از نوسانات درآمدهای نفتی اعمال خواهد شد.

باید متذکر شد با جای‌گذاری $\frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_t}$ از رابطه ۱۰ و میزان سود از رابطه ۸ در قید بودجه خانوار، شرایط تسویه بازار کالا (محدودیت منابع کل) به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$y_t + or_t = c_t + i_t + g_t \quad (13)$$

۴. حل و تقریب مدل

برای حل مدل ابتدا کارگزاران اقتصادی یعنی خانوارها و بنگاه‌ها اقدام به بهینه‌یابی می‌کنند و بازارها (اعم از بازار کالا، کار و پول) تسویه می‌شوند. در نهایت، این اجزا به شکلی از سیستم غیرخطی معادلات دیفرانسیل انتظاری، منتهی می‌شوند. چنین سیستمی به صورت مستقیم قابلیت تحلیل تجربی را ندارد. لیکن با انجام تبدیلاتی می‌توان آنها را به سیستم‌های قابل کاربرد تجربی تبدیل کرد.

برای این کار باید سیستم غیرخطی را تقریب خطی زد و برای این کار از تقریب تیلور^۱ استفاده می‌شود. همان‌طور که مدل DSGE برای تحلیل تجربی آماده می‌شود، مرحله بعد آماده‌سازی داده‌ها برای به کار بردن در مدل در دو مرحله است. ابتدا اجزایی از داده‌ها که در مدل حضور ندارند تا حد امکان از آنها خارج می‌شود^۲ و سپس با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات^۳ جزء روند از داده‌ها جدا می‌شود و تحلیل‌ها بر روی جزء ادواری صورت می‌گیرد. سپس با استفاده از تکنیک کالیبراسیون، مدل ارائه شده مورد بررسی تجربی قرار می‌گیرد.

در مرحله آماده‌سازی مدل، پس از به دست آوردن شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی خانوار نماینده، بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه و با در نظر گرفتن رفتار دولت - مقام پولی و شرایط تسویه بازارها، فرض تقارن را اعمال می‌کنیم. به عبارت دیگر، فرض می‌کنیم تمام بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه مشابه و همسان هستند و لذا تصمیمات یکسانی اتخاذ می‌کنند، بنابراین: $k_{j,t} = k_t$ ، $L_{j,t} = L_t$ ، $y_{j,t} = y_t$ ، $D_{j,t} = D_t$ و $P_{j,t} = P_t$ است. همچنین بنا به آنچه که در تعاریف تعادل عمومی پویای تصادفی مرسوم است و به پیروی از آیرلند (۲۰۰۲)، نرخ تورم را به صورت

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

تعریف می‌کنیم.

1- Taylor Approximation.

۲- در مدل مورد بررسی در این مقاله برای به دست آوردن تولید غیرنفتی، بخش نفت از تولید ناخالص داخلی کنار گذاشته شده است و جمع تولید غیرنفتی و درآمدهای نفتی برابر با تولید کل اقتصاد منظور شده است. علاوه بر این، سرمایه‌گذاری دولت در ساختمان و ماشین‌آلات از کل سرمایه‌گذاری کنار گذاشته شده و سرمایه‌گذاری خصوصی به دست آمده است.

3- Hodrick- Prescott Filter.

همچنین، برای تحلیل‌های صحیح اقتصادی، متغیرهای مدل مانا می‌شوند. در این مدل فرض بر این است که $L_t, r_t, \mu_t, A_t, \pi_t, \eta_t$ متغیرهای مانا هستند. پس از لحاظ فرض تقارن و مانا کردن متغیرهای مدل، گام بعدی به دست آوردن وضعیت باثبات متغیرها و بازنویسی معادلات در این حالت و پس از آن لگاریتم خطی کردن معادلات تعادلی است.^۱ با انجام تمام این مراحل، سرانجام شکل لگاریتم خطی معادلات تعادلی به صورت زیر خواهند بود:^۲

۵. تعادل رقابت انحصاری به شکل لگاریتم - خطی

$$\sigma \hat{c}_t + \hat{\lambda}_t = 0$$

$$\hat{\lambda}_t + \hat{w}_t - v \hat{L}_t = 0$$

$$-(1 - \frac{\beta}{gr}) b \hat{m}_t - \hat{\lambda}_t + \frac{\beta}{gr} E_t (\hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1}) = 0$$

$$-\hat{\lambda}_t + E_t \hat{\lambda}_{t+1} + \frac{gr - (1 - \delta)\beta}{gr} E_t \hat{r}_{t+1} = 0$$

$$\hat{i}_t = \left[\frac{gr}{gr - (1 - \delta)} \right] \hat{k}_{t+1} - \left[\frac{(1 - \delta)}{gr - (1 - \delta)} \right] \hat{k}_t$$

۱- اوهلیگ (۱۹۹۹) بلوک سازنده زیر را برای لگاریتم - خطی‌سازی پیشنهاد می‌کند:

$$X_t \approx \bar{X} e^{\hat{x}_t} \approx \bar{X}(1 + \hat{x}_t)$$

$$e^{\hat{x}_t + a\hat{y}_t} \approx 1 + \hat{x}_t + a\hat{y}_t$$

$$\hat{x}_t \hat{y}_t \approx 0$$

که X_t بردار متغیرها و \bar{X} مقادیر متناظر باثبات (پایای) آنها است و $\hat{x}_t \equiv \ln X_t - \ln \bar{X}$ به عنوان انحراف لگاریتمی هر متغیر از مقدار باثباتش تلقی می‌شود. برای لگاریتم-خطی‌سازی معادلات غیرخطی مدل این مقاله از روابط پیشنهادی اوهلیگ استفاده شده است.

۲- علامت بار بر روی یک متغیر، \bar{X} ، نشان‌دهنده مقدار باثبات آن متغیر و علامت هت، \hat{X} ، نشانگر انحراف لگاریتمی آن متغیر از مقدار باثباتش است.

$$\begin{aligned}
-\hat{\lambda}_t - \hat{w}_t + \hat{\mu}_t + \hat{y}_t - \hat{L}_t &= 0 \\
(\theta - 1)(\hat{\mu}_t - \hat{\lambda}_t) &= 0 \\
-\hat{\lambda}_t - \hat{r}_t + \hat{\mu}_t + \hat{y}_t - \hat{k}_t &= 0 \\
\hat{y}_t &= \hat{A}_t + \alpha \hat{k}_t + (1 - \alpha) \hat{L}_t \\
\hat{A}_t &= \rho_A \hat{A}_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \\
\text{or} \hat{r}_t &= \rho_{or} \text{or} \hat{r}_{t-1} + \varepsilon_{or} \\
\hat{g}_t &= \frac{\bar{t}a}{\bar{g}} \hat{a}_t + \frac{\text{or}}{\bar{g}} \text{or} \hat{r}_t + \frac{\bar{m}}{\bar{g}} \left(\hat{m}_t - \frac{1}{gr} \hat{m}_{t-1} + \frac{1}{gr} \hat{\pi}_t \right) \\
\hat{g}_t &= \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_g \\
\hat{\eta}_t &= \hat{m}_t - \hat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t \\
\hat{\eta}_t &= \rho_\eta \hat{\eta}_{t-1} + \omega_{or} \varepsilon_{or} + \varepsilon_\eta \\
\hat{y}_t + \frac{\text{or}}{\bar{y}} \text{or} \hat{r}_t &= \frac{\bar{c}}{\bar{y}} \hat{c}_t + \frac{\bar{i}}{\bar{y}} \hat{i}_t + \frac{\bar{g}}{\bar{y}} \hat{g}_t
\end{aligned}$$

۶. برآورد بیزی پارامترها و کالیبراسیون

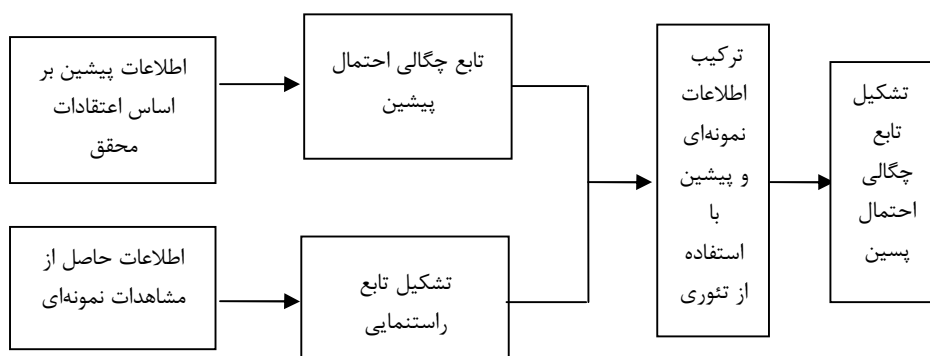
پس از لگاریتم - خطی سازی مدل، معمولاً دو نوع راهکار برای تعیین پارامترهای مدل های تعادل عمومی پویای تصادفی وجود دارد. راهکار اول استفاده از تکنیک کالیبراسیون (مقداردهی) تمام پارامترهای مدل است.^۱ کالیبراسیون یکی از مهم ترین مراحل ارزیابی تجربی مدل های تعادل عمومی پویای تصادفی در هر دو مکتب ادوار تجاری حقیقی و نیوکینزی است که اغلب مبتنی بر مقداردهی پارامترهای الگو بر اساس مطالعات موجود در موضوع است. روش دوم استفاده از ترکیبی از کالیبراسیون و برآورد برخی از پارامترهای مدل است که با استفاده از تکنیک بیزی تخمین زده می شوند.^۲ بزرگترین مزیت این رویکرد تلفیقی، انطباق بهتر نتایج حاصل از مدل با شرایط اقتصاد واقعی و دخالت مستقیم داده های واقعی اقتصاد در برآورد پارامترهای مدل است که در این مقاله از همین رویکرد استفاده می شود.

1- Monacelli (2005).

2- Dib and Phaneuf (2001).

رویکرد بیزی مستلزم تصریح اطلاعات پیشین^۱ برای پارامترهایی است که باید برآورد شوند. این اطلاعات می‌تواند به عنوان مثال از همان منابعی که در عملیات کالیبراسیون مورد استفاده قرار می‌گرفت، به دست آید. در این مقاله از همین شیوه استفاده شده است. به عبارت دیگر برای تشکیل اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای مدل از مقادیر مشاهده شده آنها در مطالعات مختلف (مقادیر کالیبره شده) استفاده شده است که این مقادیر در جدول ۱ ارائه شده است. به طور واضح‌تر، اطلاعات پیشین نظر محقق یا مدل‌ساز را قبل از بررسی اطلاعات نهفته در داده‌های نمونه‌ای منعکس می‌سازد. اطلاعات پیشین از طریق تابع چگالی احتمال پیشین و اطلاعات نهفته در مشاهدات نمونه‌ای از طریق تابع راست‌نمایی تبیین می‌شوند. حاصل ضرب این دو توزیع، بر اساس قضیه بیز یک توزیع جدید به دست می‌دهد که توزیع احتمال پسین نامیده می‌شود و قضاوت‌ها و تصمیم‌گیری بر اساس این توزیع صورت می‌پذیرد. نمودار زیر فرآیند به دست آوردن توزیع پسین را به صورت شماتیک نشان می‌دهد:

نمودار ۱- فرآیند به دست آوردن احتمال پسین و تخمین بیزین



منبع: زلنر^۲، ۱۹۹۶.

در واقع در رویکرد بیزی، محقق اطلاعات پیشین خود در مورد پارامترهای مدل را با اطلاعات به دست آمده از مشاهدات نمونه‌ای ترکیب می‌کند و در نهایت یک تابع چگالی

1- Priors.
2- Zellner

احتمال پسین^۱ به دست می‌آید که تخمین‌زن بیزی از این تابع چگالی احتمال بدست می‌آید.

در رویکرد بیزی، پارامترهای یک مسأله به عنوان مقادیر ثابت ناشناخته تلقی نمی‌شوند بلکه به صورت متغیرهای تصادفی دیده می‌شوند که هر مقدار خاص آنها با احتمال معینی به وقوع می‌پیوندد. همین موضوع است که به محقق اجازه می‌دهد باورهای پیشین خود را وارد مدل نماید.

به این ترتیب برای برآورد بیزی پارامترهای مدل ابتدا نیاز به اطلاعات پیشین در مورد پارامترها وجود دارد که برای این کار از مطالعات انجام شده درباره موضوع چه در خارج و چه در داخل کشور استفاده شده است و این اطلاعات با اطلاعات حاصل از داده‌های روندزدایی شده (با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات) مربوط به مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی، تولید غیرنفتی و تورم در سری زمانی ۱۳۴۵-۱۳۸۶ ترکیب شده و نتایج برآورد بیزی پارامترهای منتخب به دست آمده است. جدول ۱ اطلاعات مربوط به حدس اولیه و برآورد پسین پارامترهای منتخب مدل را نشان می‌دهد.

در تعادل رقابت انحصاری مدل ارائه شده که به صورت لگاریتم خطی نوشته شده است، علاوه بر پارامترهای تخمین‌زده شده در جدول ۱، نسبت‌هایی همچون نسبت درآمدهای نفتی یا مالیاتی به مخارج دولت نیز وجود دارد که این نسبت‌ها نیز با استفاده از داده‌های نمونه محاسبه شده‌اند، مثلاً نسبت درآمدهای مالیاتی به مخارج دولت یا نسبت مصرف خصوصی به تولید غیر نفتی^۲ به ترتیب ۰/۲۵ و ۰/۴۷ محاسبه شده است.

جدول ۱ خلاصه اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای مدل و منابع آنها و برآورد بیزی نهایی را نشان می‌دهد.

بررسی و ارزیابی میزان موفقیت مدل ارائه شده در مطالعات تعادل عمومی پویای تصادفی ادوار تجاری حقیقی و نیوکینزی، اغلب با بررسی میزان سازگاری و نزدیکی

1- Posterior Probability Density Function.

۲- نسبت‌های مورد نیاز برای کالیبراسیون الگو با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۶ که از سری‌های زمانی منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده است محاسبه شده‌اند. لازم به ذکر است که در داده‌های مربوط به تولید غیرنفتی، بخش نفت و نیز سرمایه‌گذاری دولت در مسکن و ماشین‌آلات و تجارت خارجی از داده‌های ارائه شده تحت عنوان تولید ناخالص داخلی کنار گذاشته شده است تا همان گونه که ذکر شد تا حد امکان بین سری‌های زمانی تبیین شده در مدل و سری‌های زمانی مورد استفاده برای دنیای واقعی هماهنگی برقرار باشد.

گشتاورهای تولید شده از کالیبراسیون مدل ساخته شده با گشتاورهای دنیای واقعی صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر با استفاده از پارامترهای برآورد شده و نسبت‌های محاسبه شده می‌توان اقدام به شبیه‌سازی سری‌های زمانی حاضر در مدل همچون تولید غیرنفتی یا مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی کرد که هر چه گشتاورهای این سری‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای سری‌های زمانی متناظر در دنیای واقعی بیشتر به هم نزدیک باشد نشان از موفقیت مدل ارائه شده در شبیه‌سازی دنیای واقعی دارد. گشتاورهای مورد توجه اغلب عبارت‌اند از: انحراف معیار متغیرهای اصلی همچون تولید یا مصرف که معیاری برای نوسانات در یک اقتصاد است، نسبت انحراف معیار متغیرهای مورد توجه به انحراف معیار متغیری همچون تولید یا سرمایه‌گذاری که مبنا قرار گرفته است و نوسانات نسبی را تبیین می‌کند و ضریب همبستگی بین سری‌های زمانی برخی از متغیرها که هم‌حرکتی بین متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۱- پارامترهای مقداردهی شده (کالیبره شده)

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع	مقدار پسین (برآورد بیزی)
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵	باتاچارجی و تونیسین ^۱ (۲۰۰۵)	۱/۴۹
v	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۱۷	طائی (۱۳۸۵)	۲/۱۷
β	نرخ تنزیل	۰/۹۸	رومرو ویلارریل ^۲ (۲۰۰۷)	۰/۹۵
gr	نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار	۱/۰۴۲۶	رشد تولید حقیقی اقتصاد ایران	۱/۰۷۶
b	عکس کشش تقاضای پول	۱/۳۲	داوودی و زارع‌پور (۱۳۸۵)	۱/۳۲
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	امینی (۱۳۸۴)	۰/۰۶۸
θ	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه	۴/۳۳	متناظر با مارک آپ ۳۰ درصدی بنگاه‌ها	۴/۳۳
α	سهم سرمایه از تولید	۰/۴۱۲	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۴۱۷

1- Bhattacharjee and Thoenissen

2- Romero Villarreal

در مطالعه حاضر، نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای مربوط به تولید غیرنفتی، مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی (که از جمله مهم‌ترین متغیرهایی هستند که نوسانات آنها بیانگر نوسانات و ادوار تجاری یک کشور است) نشان‌دهنده موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی است.

جدول ۲- مقایسه گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی

هم‌حرکتی (همبستگی) با تولید غیرنفتی		نوسانات نسبی (نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید غیرنفتی)		نوسانات (انحراف معیار)		متغیرها
		مقدار مشاهده‌شده در داده‌های واقعی	مقدار مشاهده‌شده در مدل	مقدار مشاهده‌شده در داده‌های واقعی	مقدار مشاهده‌شده در مدل	
مقدار مشاهده‌شده در مدل	مقدار مشاهده‌شده در داده‌های واقعی	مقدار مشاهده‌شده در مدل	مقدار مشاهده‌شده در داده‌های واقعی	مقدار مشاهده‌شده در مدل	مقدار مشاهده‌شده در داده‌های واقعی	تولید غیرنفتی
۱	۱	۱	۱	۰/۰۹۱۹	۰/۱۰۳	
۰/۶۸۵	۰/۵۳۸	۰/۹۵	۰/۶۳	۰/۰۸۷۴	۰/۰۶۵	مصرف خصوصی
۰/۶۹۷	۰/۷۶۳	۲/۲۹	۲/۳۶	۰/۲۱۱	۰/۲۴۴	سرمایه‌گذاری خصوصی

تذکر ۱: نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های سالانه از سال ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۶ است.
تذکر ۲: تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی ارائه شده در این جدول به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ بوده و پس از لگاریتم‌گیری، با به‌کار گرفتن فیلتر هودریک - پرسکات (با احتساب $\lambda = 100$) روندزدایی شده‌اند.

همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد در حالتی که هیچ چسبندگی در مدل وجود نداشته باشد حتی در محیط رقابت انحصاری، شوک رشد پول هیچ اثری بر متغیرهای حقیقی چون تولید غیرنفتی، مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی نداشته و تنها بر نرخ تورم اثرگذار است به طوری که منشأ حدود ۷۹ درصد از نوسانات نرخ تورم به خاطر شوک‌های وارد بر نرخ رشد پول بوده است.

به عبارت دیگر، با وجود آنکه مقایسه گشتاورها نشان می‌دهد مدل ساخته شده برای اقتصاد ایران به خوبی از عهده تبیین نوسانات تجاری بر می‌آید لیکن بدون حضور

چسبندگی‌های اسمی، این مدل دلالت بر ابرخنثایی پول دارد که بنا بر اعتقاد بسیاری از اقتصاددانان معتقد به جریان فکری کینزی و با توجه به رونق و رکودهای پیرو انبساط و انقباض پولی در بسیاری از کشورها، یافته درستی به نظر نمی‌رسد. لذا برای برطرف کردن این مشکل، بنا به توصیه مکتب نیوکینزی چسبندگی قیمت‌ها را به روش هزینه کوادراتیک (هزینه منو) وارد مدل می‌کنیم.

۷. مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با در نظر گرفتن چسبندگی‌های اسمی

برای ورود چسبندگی‌های اسمی در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی شده در این مقاله، فرض می‌کنیم هر بنگاهی برای تعدیل قیمت‌های خود در هر دوره، هزینه تعدیل را از طریق خرید یک سبد کلی CES از تمام کالاها در اقتصاد می‌پردازد (این سبد همان کشش جانشینی θ را دارد):

$$AC_{j,t} = \frac{\phi_p}{2} \left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}} - 1 \right)^2 y_t \quad (14)$$

که $\phi_p \geq 0$ ، پارامتر هزینه تعدیل قیمت است. با در نظر گرفتن هزینه تعدیل، شرایط تسویه بازار کالا نیز به صورت زیر تغییر خواهد کرد:

$$y_t + or_t = c_t + i_t + g_t + AC_t \quad (15)$$

همچنین، هزینه تعدیل مانند سایر هزینه‌ها وارد تابع سود بنگاه نیز خواهد شد. بهینه‌یابی، خطی کردن و کالیبراسیون مجدد الگو^۲ نشان می‌دهد با وارد کردن چسبندگی‌ها در الگوی جدید، همچنان گشتاورهای حاصل از مدل، با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی مطابقت بسیار نزدیکی دارند. لیکن مقایسه نقش شوک‌های رشد پول در نوسانات متغیرهای حقیقی اقتصاد در جدول زیر نشان می‌دهد که با وارد شدن چسبندگی‌ها

۱- روش‌های مختلفی برای تعریف چسبندگی‌های اسمی در مدل‌های نیوکینزی وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به روش کالووین و هزینه منو اشاره کرد که در این مقاله از روش دوم استفاده شده است.
 ۲- از آنجا که برای پارامتر ضریب هزینه تعدیل قیمت مطالعه‌ای مرتبط در داخل کشور یافت نشد، از مقادیر استاندارد مورد استفاده در ادبیات جهانی استفاده شده که مشخصاً برای مطالعه حاضر با استفاده از مقاله دیب و فانیف (۲۰۰۱) این مقدار ۴/۲۶ در نظر گرفته شده است.

در مدل، اثر شوک‌های پولی در نوسانات متغیرهای حقیقی اقتصاد به خوبی مشهود است؛ به طوری که نزدیک به ۱۲ درصد از نوسانات تولید غیرنفتی اقتصاد را می‌توان به شوک‌های پولی نسبت داد. با وجود آنکه به نظر می‌رسد شوک‌های پولی چندان اثری بر نوسانات مصرف خصوصی ندارند، لیکن حدود ۹ درصد از نوسانات سرمایه‌گذاری خصوصی مربوط به شوک‌های پولی است.

جدول ۳- مقایسه اثر شوک‌های پولی در دو حالت وجود و عدم وجود چسبندگی‌ها

متغیرها	سهم شوک رشد پول در نوسانات (واریانس) متغیرها
وجود چسبندگی قیمت در مدل	عدم وجود چسبندگی قیمت در مدل
تولید غیرنفتی	۱۱/۷۴
مصرف خصوصی	۱/۸۳
سرمایه‌گذاری خصوصی	۹/۰۹
نرخ تورم	۶۳/۵۳
	۶۳/۶۳

تذکر: ارقام جدول به درصد ارائه شده‌اند.

جدول ۳ به روشنی نشان می‌دهد، در حالتی که در مدل انعطاف‌ناپذیری قیمتی وجود ندارد، شوک رشد پول، قدرت دور کردن متغیرهای حقیقی تولید غیرنفتی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی را از مقدار باثباتشان ندارد و تنها بر نوسانات نرخ تورم مؤثر است. به عبارت دیگر در این حالت پول خنثی است.^۱

به همین دلیل است که در سال‌های اولیه گسترش مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در قالب مکتب ادوار تجاری حقیقی، این مدل‌ها علی‌رغم جذابیت‌های نظری خود، جایی در مدل‌سازی‌های بانک‌های مرکزی نداشتند، لیکن با تکامل این مدل‌ها در بستر مکتب نیوکینزی و وارد شدن بحث چسبندگی‌های اسمی در این مدل‌ها، اقبال بانک‌های

۱- البته باید متذکر شد زمانی که شوک نرخ رشد پول، اثری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد ندارد (مانند آنچه در این مدل اتفاق افتاده است)، بحث در مورد ابرخنثایی پول است.

مرکزی به آنها بسیار افزایش یافته و زمینه بررسی و آزمون اثرات سیاست‌های پولی در قالب این مدل‌ها فراهم شده است. لذا در بسیاری از کشورها، بانک‌های مرکزی اقدام به ساخت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی مختص اقتصاد خود نموده‌اند.

۸. نتیجه‌گیری

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی به دلیل مقبولیت نظری، دارا بودن زیرساخت‌های محکم از اقتصاد خرد و نیز پیشرفت ابزارهای ریاضی و اقتصادسنجی برای حل و برآورد این مدل‌ها در طول بیش از دو دهه گذشته، همواره جایگاه خود را در مطالعات اقتصادی ارتقا بخشیده‌اند. هر چند طرح اولیه این مدل‌ها از مکتب ادوار تجاری حقیقی نشأت می‌گیرد، اما به دلیل خنثی بودن پول در قالب این مکتب، امکان تبیین اثرات حقیقی سیاست‌های پولی با استفاده از این مدل‌ها وجود دارد و چندان از سوی اقتصاددانان پولی مورد توجه نبوده است. لیکن اقتصاددانان نیوکینزی با وارد کردن بحث چسبندگی‌ها و رقابت ناقص به این مدل‌ها، روح تازه‌ای به آن دمیده و آن را به صورت ابزاری برای تبیین سیاست‌های پولی در خدمت بانک‌های مرکزی کشورهای مختلف در آوردند. به عبارت دیگر، خدمت بزرگ مکتب ادوار تجاری حقیقی به محافل اقتصادی در معرفی و تکامل بخشیدن به مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، با معرفی چسبندگی‌های اسمی از سوی مکتب نیوکینزی جذابیت علمی و عملی بیشتری پیدا کرد. در این مقاله نیز با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران و حل و برآورد بیزی پارامترهای آن و سپس کالیبراسیون مدل (یکبار بدون در نظر گرفتن چسبندگی‌های اسمی و بار دیگر با در نظر گرفتن آن)، به صورت تکنیکی نشان داده می‌شود که اگر در چنین مدل‌هایی هیچ چسبندگی اسمی در مدل لحاظ نشود، شوک‌های پولی اثری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نداشته و تنها بر نرخ تورم مؤثر خواهند بود. در حالی که با در نظر گرفتن چسبندگی قیمت‌ها در این مدل، به وضوح می‌توان اثر شوک‌های پولی را بر متغیرهای حقیقی و نیز نرخ تورم مشاهده کرد. لذا توصیه می‌شود اقتصاددانان پولی در تبیین نوسانات تجاری و شناسایی اثر شوک‌های پولی بر این نوسانات، از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی با لحاظ چسبندگی‌های اسمی استفاده کنند که علاوه بر جذابیت‌های نظری مشاهده شده در مدل‌های مشابه در مکتب RBC، از توانایی تحلیل اثرات حقیقی سیاست‌های پولی نیز برخوردار هستند.

منابع و مآخذ

فارسی

- ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۸۹). *طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت*. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- امینی، علیرضا و حاجی محمد، نشاط. (۱۳۸۴). برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۱. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۹۰، صفحات ۵۳-۸۷.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی. *گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی*، سال‌های مختلف.
- داوودی، پرویز و زارع‌پور، زهرا. (۱۳۸۵). نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تأکید بر شاخص دیویژیا. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۹، صفحات ۴۷-۷۴.
- شاهمرادی، اصغر. (۱۳۸۷). *بررسی اثرات تغییر قیمت‌های انرژی بر روی سطح قیمت، تولید و رفاه در اقتصاد ایران*. تهران: وزارت اقتصاد و دارایی.
- شهرستانی، حمید و اربابی، فرزین. (۱۳۸۸). الگوی تعادل عمومی پویا برای ادوار تجاری اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی*، سال نهم، شماره اول، صفحات ۴۳-۶۶.
- طائی، حسن. (۱۳۸۵). تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۹، صفحات ۹۳-۱۱۲.
- عباسی‌نژاد، حسین و کاوند، حسین. (۱۳۸۶). محاسبه معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۱.
- کاوند، حسین. (۱۳۸۱). *تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران*، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

- متوسلی، محمود و ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۸۹). نقش سیاست‌های پولی در انتقال و تسری اثر شوک‌های نفتی در اقتصاد ایران. *مجله نامه مفید*. مقاله پذیرفته شده.

انگلیسی

- Bernanke, B. S., M. Gertler & Watson, M. W. (1997). Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, 91,157
- Bugarin, M., Muinhos, M., Silva, J., & Araujo, M. (2005). The effects of adverse oil price shocks on monetary policy and output using a dynamic small open economy general equilibrium model with staggered price for Brazil. *Central Bank of Chile Working Paper*, 348.
- Castillo, P., Montoro, C. & Tuesta, V. (2008). *MEGA-D: Modelo de Equilibrio General Agregado con Dolarizacion Parcial Para la Economia Peruan*. Lima: Central Reserve Bank of Peru.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45
- Clarida, R., Gali, Jordi & Gertler, Mark .(1999). The science of monetary policy: a New-Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-707.
- Cooley, Thomas .(1995). *Frontiers of Business Cycle Research*. New Jersey: Princeton University Press.
- Corsetti, G. & Pesenti, P. (2005). International Dimensions of Optimal Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 52, 281-305
- Devereux, M., Lane, P. & Xu, J. (2005). *Exchange Rate Regime and Monetary Policy Rules for Emerging Markets*. From <http://www.arts.ubc.ca/econdevereux>.
- Dib, Ali & Phaneuf, L. (2001). An Econometric U.S. Business Cycle Model with Nominal and Real Rigidities. University of Couebec. *CREFE Working Paper*, 137.

-
- Gali, Jordi. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*. New Jersey: Princeton University Press.
 - Goodfriend, M. & King, R. (1997). The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *NBER Macroeconomics Annual*, 231-283.
 - Harrison, R., Nikolov., K, Quinn, M., Ramsay, G. Scott, A. & Thomas, R. (2005). *The Bank of England Quarterly Model*. London: Bank of England
 - Ireland, P. (2004). A Method for Taking Models to the Data. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28 (6), 1205-1226.
 - Ireland, P. N. (1997). A Small, Structural. Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation. *Carnegie- Rochester Series on Public Policy*, 47, 83-108
 - Ireland, Peter. (2002). Money's Role in the Monetary Business Cycle, *NBER working paper*, 8115.
 - King, R. G., C. Plosser, I. & Rebelo, T. S. (1988). Production, Growth and Business Cycles I: The Basic Neo-classical Model. *Journal of Monetary Economics*, 21, 195-232
 - King, R. G., Plosser, C. I. & Rebelo, T. S. (1988). Production, Growth and Business Cycles II: New Directions. *Journal of Monetary Economics*, 21, 309-341
 - Kydland, F. & Prescott, E. (1996). The Computational Experiment: An Econometric Tool. *The Journal of Economic Perspectives*, 10,69-85.
 - Kydland, F. & Prescott, Edward. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50, 1350-72.
 - Leduc, S. & Sill, K. (2004). A quantitative analysis of oil price shocks, Systematic Monetary Policy, and economic downturns. *Journal of Monetary Economics*, 51, 781-808.
 - Leduc, S. & Sill, K. (2006). Monetary Policy, Oil Shocks, and TFP: Accounting for the Decline in U.S. Volatility, Board of Governors of the Federal Reserve System. *International Finance Discussion Papers*, 873.

-
- Lucas, R. Jr. (1976). Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
 - Medina, J. & Soto, C. (2005). Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy. *Central Bank of Chile, Working Paper*, 353.
 - Medina, J. & Soto, C. (2006). *Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile*. Central Bank of Chile, Research Department, Form www.norges-bank.no
 - Medina, J. & Soto, C. (2007). Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile. *Central Bank of Chile Working Papers*, 458.
 - Medina, J. & Soto, C. (2007b). The Chilean Business Cycle through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model. *Central Bank of Chile Working Papers*, 457.
 - Murchison, S. & Rennison, A. (2006). ToTEM: The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model. *Bank of Canada Technical Report*, 97.
 - Plosser, C. I. (1989). Understanding Real Business Cycles. *Journal of Economic Perspectives*, 3 (3), 51-77.
 - Prescott, E. C. (1989). Theory ahead of Business Cycle Measurement. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 10 (4), 9-22
 - Rotemberg, J. & Woodford, Michael. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER Macroeconomics Annual*, 12, 297-346.
 - Ruge- Murcia & Francisco, J. (2002). *Methods to Estimate Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*. Montreal: University of Montreal, Department of Economics.
 - Tovar, Camilo. (2008). DSGE Models and Central Banks. *Bank of International Settlements, Working Paper*, 258.

-
- Uhlig, Harald. (1999). *A Toolkit for Analysing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily*. In R. Marimon and A. Scott (Eds). *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. New York: Oxford University Press.
 - Walsh, Carl. (2003). *Monetary Theory and Policy*. Mass: MIT Press
 - Wohltmann, M. & Winkler, J. (2006). Anticipated raw material price shocks and monetary policy reaction- a new Keynesian approach. *University of Kiel Economics working Paper*, 5, From <http://www.econstor.eu>.
 - Woodford, Michael. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. New Jersey: Princeton University press.
 - Zellner, A. (1996). *An Introduction to Bayesian Inference Econometrics*. New York: John Willey & Sons Inc.