فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال دهم، شماره ٤ «پیاپی ٣٦» زمستان ١٣٩٥، صفحات ٢٣-١)

پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1]

منصور خلیلی عراقی* یزدان گودرزی فراهانی**

تاریخ دریافت: ٩٥/٠٦/١٨ تاریخ پذیرش: ٩٥/١٠/١٢

چکیده

هدف مقاله بررسی ماندگاری و پایداری تورم با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی است. بدین منظور از اطلاعات دوره زمانی ١٣٩٤-١٣٧٠ مبتنی بر داده‌های فصلی و رویکرد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شد. نوآوری مقاله در فرض قیمت‌گذاری کالوو با لحاظ وقفه نرخ تورم و پارامتر شاخص‌بندی است که در این صورت، محاسبه شرایط پایداری تورم به اقتصاد ایران نزدیک‌تر خواهد بود. نتایج نشان داد انتظارات تورمی نقش مهمی در تورم و شکل‌گیری نرخ‌های تورم دارند؛ به طوری که اگر نرخ تورم کاهش یابد، به دلیل پایداری تورم، دوره زمانی کاهش تورم طولانی‌تر خواهد شد. همچنین روشن شد قیمت‌ها واکنش‌پذیری کندتری نسبت به ماندگاری تورم دارند. توصیه می‌شود مقامات پولی با اتخاذ قاعده هدف‌گذاری تورم داخلی علاوه بر کنترل تورم، تولید داخلی را در سطح تولید طبیعی تثبیت کنند که لازم است مقام پولی دارای شهرت و اعتبار نزد کارگزاران اقتصادی باشد.

طبقه‌بندی JEL: E31, H39, C61

واژگان کلیدی: پایداری تورم، ماندگاری تورم، کارگزاران ناهمگن، انتظارات، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکتری یزدان گودرزی فراهانی به راهنمایی دکتر منصور خلیلی عراقی در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران می‌باشد.

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: khalili@ut.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: yazdan.gudarzi@ut.ac.ir

۱. مقدمه

تورم و نوسانات آن بر اقتصاد هر کشور تأثیر زیادی دارد که در این بین عدم توانایی سیاست پولی برای کاهش نرخ تورم به دلیل پایداری تورم، هنگامی که انتظارات افراد به صورت عقلایی باشند، مساله مهمی است. زمانی که مقامات پولی طبق صلاحدید خودشان عمل کنند، می‌تواند یکی از عوامل مهم ایجاد تورش تورمی باشد.

تورم همواره یکی از معضلات اقتصادی ایران در سه دهه گذشته بوده است. یکی از مشکلاتی که همواره سیاست‌گذاران مقامات پولی در مقوله تورم با آن مواجه بوده‌اند، بحث «پایداری[1] تورم» است. مطالعه روند تورم در ایران نشان می‌دهد بر اساس اطلاعات و آمار موجود، تورم در اقتصاد ایران به صورت خفیف در دهه ١٣٤٠ وجود داشته ولی از ابتدای دهه ۱۳۵۰ و با شوک نفتی ۱۳۵۳ و وارد شدن حجم عظیم درآمد نفتی به داخل کشور، در اقتصاد ایران ظهور قابل‌ملاحظه‌ای داشته است. این پدیده با اوج گرفتن مسائل سیاسی در سال ۱۳۵۷ و تغییر نظام و پیامدهای پس از آن (خروج سرمایه، کاهش درآمدهای نفتی، تخصیص مجدد منابع انسانی و فیزیکی، اعمال تحریم‌های اقتصادی بر دولت نوپای ایران و جنگ سال‌های ١٣٦٧-١٣٥٩) در اقتصاد ایران شکلی مزمن به خود گرفت؛ به طوری که در سال‌های بعد از جنگ و شروع بازسازی و اعمال سیاست‌های تعدیل در دهه ۱۳۷۰ نیز تداوم یافت؛ تا آنجا که به عنوان یکی از اساسی‌ترین مشکلات اقتصادی کشور، توجه همگان را به خود معطوف ساخت. علاوه بر این، در سال‌های گذشته نیز به دلیل شوک‌های داخلی و خارجی که به اقتصاد ایران وارد شد، نرخ تورم تا حدود ۳۵ درصد (در سال ۹۲) رسید.

به طور کلی، سه دلیل عمده برای کندی تعدیل تورم یاد می‌شود: اول، پایداری تورم می‌تواند ناشی از همپوشانی قرارداد دستمزدها و قیمت‌ها در اقتصاد باشد؛ بنابراین، طول مدت قراردادهای کار مانع از تعدیل آنها به سمت پایین خواهد شد؛ دوم، انتظارات تورمی گذشته‌نگر کارگزاران اقتصادی است که به آهستگی تعدیل می‌شود. از آنجا که تصمیمات مربوط به دستمزدها و قیمت‌ها بستگی به انتظارات آینده‌نگر دارد؛ بنابراین، انتظارات گذشته‌نگر می‌تواند

[1] Inflation Persistence

نقش ماندگاری را ایفا نماید؛ سوم، اگر اکثریت معتقد باشند که مقامات پولی نسبت به کاهش تورم متعهد هستند، آنگاه تورم می‌تواند سریع‌تر کاهش یابد.

اعتبار سیاست‌گذاران در تعیین پویایی‌های تورم بسیار حیاتی است و می‌تواند موجب حداقل شدن هزینه تولید در فرایند ضد تورمی گردد. در مجموع طراحی و اجرای سیاست‌های ضد تورمی مستلزم توافق در زمینه آثار سیاست پولی بر تورم و تولید است و اندازه‌گیری نسبت تولید و تورم ناشی از اجرای سیاست پولی، مهم‌ترین بخشی است که می‌بایستی قبل از هرگونه سیاست‌گذاری به آن توجه شود (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹: ۲).

وجه تمایز این تحقیق نسبت به مطالعات پیشین این است که تاکنون مطالعه‌ای در اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی پایداری تورم با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی نپرداخته است. همچنین فرض قیمت‌گذاری کالوو با لحاظ وقفه نرخ تورم و لحاظ پارامتر شاخص‌بندی بنگاه‌ها در مدل لحاظ شده است که می‌تواند مدل‌سازی صورت گرفته برای بررسی پایداری تورم را به شرایط اقتصاد ایران نزدیک‌تر کند. همچنین مدل‌سازی قیمت‌گذاری کالوو به گونه‌ای است که بیان‌گر هدف‌گذاری تورمی ضمنی باشد.

سوال اصلی این است که آیا پایداری تورم در اقتصاد ایران وجود دارد؟ رفتار ناهمگن در تصمیم‌گیری خانوارها و قیمت‌گذاری بنگاه‌ها می‌تواند پایداری تورم را تحت تاثیر قرار دهد؟ بنابراین، پایداری تورم در ایران می‌تواند منجر به عدم تاثیرگذاری سیاست‌های پولی در راستای کاهش تورم شده و این عمل، منجر به افزایش رکود اقتصادی در راستای سیاست‌های پولی انقباضی می‌شود.

در این مقاله با استفاده از رویکرد مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) مساله پایداری تورم با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹٤ متناسب با داده‌های فصلی تعدیل شده بررسی می‌شود.

مقاله حاضر در پنج بخش سازمان‌دهی شده است که در ادامه ادبیات تحقیق بررسی می‌شود و در بخش سوم، روش تحقیق بیان خواهد شد؛ بخش چهارم به بررسی مدل تجربی تحقیق اختصاص یافته و در نهایت، نتایج مقاله و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

٢. مروری بر ادبیات

در اثر پایداری تورم سیاست‌های مربوط به کاهش نرخ تورم در کوتاه‌مدت می‌تواند به شکل افت فعالیت‌های حقیقی اقتصاد نمایان شود. بر اساس تعریف، چنانچه متغیری بر اثر وارد شدن شوک، از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدت طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری بادوام و پایدار خواهد بود. زمانی که شرایط اقتصادی، تورم را از میانگین خود به سمت بالا سوق دهد، چنانچه این نرخ تمایل به باقی ماندن در وضعیت جدید (دور بودن از روند میانگین خود) داشته باشد، انتظار می‌رود تابع خودهمبستگی مقادیر مثبتی اختیار نماید که در این شرایط تورم حالتی پایدار خواهد داشت؛ اما چنانچه این نرخ به سرعت به روند عادی خود بازگردد، مقادیر تابع خودهمبستگی نزدیک به صفر خواهد شد (شدی، ٢٠١٠)[1].

اگرچه اقتصاددانان در پایدار بودن تورم و هزینه‌های کاهش آن توافق دارند، اما در مورد عوامل ایجادکننده این پایداری و هزینه‌های مربوط به آن توافق زیادی ندارند. پایداری تورم و هزینه سیاست‌های ضد تورمی ممکن است به دلایل متعددی از جمله پایدار بودن تقاضای کل، چسبنده بودن سطوح قیمت و دستمزد ناشی از قراردادهای رسمی، عدم شفافیت سیاست‌های پولی اتخاذ شده، عدم اعتبار مقامات پولی و در نتیجه، عدم واکنش صحیح عاملان اقتصادی به سیاست‌های پولی اعمال شده و در نهایت، عدم استقلال مقامات پولی در به کارگیری ابزارهای پولی حاصل شود (جعفری صمیمی و همکاران، ١٣٩٢: ١٧).

در بیان دلیل اصلی پایداری تورم می‌توان به مواردی مانند پایدار بودن سطح تقاضای کل، بزرگ بودن اندازه دولت و اتکای فراوان آن به منابع بانکی، عدم استقلال بانک مرکزی و پایین بودن درجه اعتبار سیاست‌های پولی کشور، وجود انتظارات تورمی شدید که عمدتا به صورت گذشته‌نگر شکل می‌گیرد و چسبنده بودن دستمزدهای اسمی اشاره نمود. هدایت قاعده‌مند سیاست‌های پولی، با تأکید بر حفظ استقلال بانک مرکزی در استفاده از ابزارهای پولی، عامل مهمی در تحولات نظام بانک‌داری مرکزی در جهت تجدید ساختار سیاست‌گذاری پولی می‌باشد. در ادبیات اقتصادی، یکی از دلایل اصلی اقبال مقامات پولی به استقلال بانک مرکزی،

[1] Sheedy

پایین آوردن نرخ تورم است. برخی مطالعات نشان داده‌اند اگر سیاست پولی به بانک مرکزی مستقل واگذار شود، تورش تورمی سیاست پولی کاهش می‌یابد.

آگاهی در مورد پایداری تورم، اطلاعاتی را به مقامات پولی درباره چگونگی تعدیل نرخ بهره برای دست‌یابی به نرخ تورم هدف ارائه می‌کند. پویایی‌های تورم تا حدود زیادی بستگی به الگو و ویژگی‌های مرتبط با نوع شکل‌گیری و تغییر در قیمت‌ها دارد. این موضوع دلیل چرایی بحث درباره پایداری و ماندگاری تورم را روشن می‌کند. ماندگاری تورم به این موضوع اشاره می‌کند که تورم دوره جاری به وسیله مقادیر گذشته خود تعیین می‌شود و در این راستا، قیمت‌ها واکنش کندی به سیاست‌های تورم‌زدایی از خود نشان می‌دهند. از سوی دیگر، پایداری تورم به هزینه‌های کند ناشی از اثرات شوک پولی در دوره دوم اشاره می‌کند. همچنین، سرعت واکنش تورم به شوک‌های پیش‌بینی نشده را بیان می‌کند و این در حالی است که پایداری تورم معیاری برای زمان مورد نیاز برای وارد شدن اثرات شوک‌هاست.

برخی مطالعات به بررسی پایداری تورم در اقتصادهای مختلف پرداخته‌اند. بر اساس تعریف، اگر در اثر وارد شدن یک شوک، متغیری از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدتی طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری با دوام یا پایدار خواهد بود. تورم می‌تواند به دلیل بروز شوک‌های مختلف از مقادیر هدف تغییر کند و مهم‌ترین مسأله در این رابطه شناخت سرعت و الگوی تطبیق تورم در پاسخ بـه شوک‌های مختلف است. بنابراین، تمایل تدریجی و آهسته تورم به همگرایی به سمت مقدار بلندمدت را «پایداری تورم» می‌گویند.

روچه[1] (۲۰۱٤) به بررسی پایداری تورم در برزیل و مقایسه آن به صورت مقطعی با تعدادی از کشورها پرداخته است. وی اشاره می‌کند که پایداری تورم منجر به تمایل و گرایشی در نرخ تورم می‌شود که بر اساس یک شوک قیمتی، تورم از میزان تعادل پایدار خود دور می‌شود. پایداری تورم منجر به افزایش هزینه‌های تولید در راستای کاهش تورم به نرخ هدف خود می‌شود. این مطالعه نشان می‌دهد پایداری تورم در سال ۲۰۱۳ برای کشور برزیل افزایش یافته است. این در حالی است که در کشورهای مورد مطالعه که دارای هدف‌گذاری تورم

[1] Roache

بودند، ماندگاری تورم با نرخ کمی در حال تغییر بوده است. ماچادو و ساوینو[1] (٢٠١٤) ماندگاری تورم در کشور برزیل را با استفاده از یک رویکرد چند متغیره بررسی کردند. این مدل شامل چند جزء از قبیل منبع اثرگذار بر ماندگاری تورم، انحراف انتظارات از مقدار سیاستی هدف‌گذاری شده، ماندگاری عوامل ایجادکننده تورم و مقدار وقفه تورم است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل تولید، نرخ تورم و نرخ بهره است که به دو بخش قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده تجزیه شده‌اند. برای بررسی تاثیر عوامل بسیاری که بر نرخ تورم اثرگذار است، از روش برآورد بیزین استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد ماندگاری بر پایه انتظارات، عامل بسیار مهمی در پایداری تورم در برزیل بوده است.

اسپولبر و همکاران[2] (٢٠١٤) ماندگاری و پایداری تورم را در رومانی با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) بررسی کردند. در این مطالعه به ارزیابی ماندگاری و پایداری تورم در قالب سیاست پولی بانک مرکزی رومانی پرداخته شد. برای بررسی این موضوع یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس مدل استاندارد کینزین‌های جدید طراحی شد که با گنجاندن مساله ماندگاری تورم نشان داده شد که ماندگاری زیادی در تورم این کشور وجود دارد و برای کاهش تورم باید انتظارات تورمی افراد تعدیل یابد.

موریاما[3] (٢٠١١) به بررسی ماندگاری تورم در مصر پرداخت. وی در مقاله خود به بررسی درجه ماندگاری تورم به صورت مقایسه بین کشوری برای بیش از ١٠٠ کشور پرداخت. برآورد متوسط بدون تورش از ماندگاری تورم در مصر نسبت به سایر کشورها بیانگر درجه ماندگاری زیاد تورم مصر می‌باشد. نتایج نشان داد حرکت ضد سیکلی سیاست‌های اقتصاد کلان و تثبیت مالی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر کاهش ماندگاری تورم و کاهش هزینه‌های تورم‌زدایی می‌باشد.

طهرانچیان و همکاران (١٣٩٢) به آزمون پایداری تورم در ایران با استفاده از سری زمانی داده‌های نرخ تورم ایران (١٣٥١-١٣٩٠) و بر اساس الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشته کسری پرداختند. نتایج نشان داد بر اساس روش‌های حداکثر درست‌نمایی و حداکثر

[1] MachadoI & Savino
[2] Spulbăr & et al.
[3] Moriyama

درست‌نمایی تعدیل شده، درجه انباشتگی یا تفاضل‌گیری به ترتیب d1=0.482 و d2=0.483 هستند. بنابراین، بر اساس یافته‌های این مقاله، فرضیه پایداری تورم در ایران پذیرفته می‌شود.

جعفری صمیمی و بالونژاد (۱۳۹۲) وجود پایداری نرخ تورم ایران را با استفاده از روش‌های نیمه پارامتریک و موجک‌ها بررسی کردند. برای بررسی وجود پایداری در نرخ تورم ایران، درجه انباشتگی کسری، با استفاده از روش‌های GPH، تعدیل رابینسون، ریزن، وایتل و موجک‌ها و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی در مورد شاخص قیمت مصرف‌کننده سال‌های ۱۳۵۱-۱۳۹۰، تخمین زده شد. نتایج بیانگر وجود پایداری در نرخ تورم ایران است. وجود ایستایی و پایداری نرخ تورم در اقتصاد، بیانگر این نکته است که در صورت بروز یک تکانه بر نرخ تورم، اثر آن تا مدتی طولانی باقی می‌ماند. این نتیجه می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های مرتبط، مورد توجه تصمیم‌گیرندگان اقتصادی قرار گیرد.

توکلیان (۱۳۹۱) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، منحنی فیلیپس کینزی جدید در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را برآورد کرد. نتایج با لحاظ یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد بسته، نشان داد الگویی که دارای وقفه تورم است، واقعی‌های اقتصاد ایران را به طور مناسب‌تر نشان می‌دهد. درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) نیز به تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه پرداختند. نتایج بررسی پایداری تورم با روش‌های مختلف نشان داد تورم در اقتصاد ایران پایدار است. بنابراین در اجرای سیاست پولی می‌بایست اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آن در نظر گرفته شود. در این مورد ترکیبی از دو هدف رشد اقتصادی و نرخ تورم در چارچوب یک قاعده بهینه پولی، طراحی و تلاش می‌شود تا با تعیین رشد بهینه متغیر حجم نقدینگی، تابع زیان سیاست‌گذار حداقل شود.

به طور کلی، عوامل مختلفی منجر به تطبیق تدریجی تورم به ازای یک شوک می‌شود که برخی از مهم‌ترین آنها عبارتند از پایداری به دلیل عوامل خارجی: پایداری که از نوسانات عوامل پایدار در تعیین تورم مانند هزینه نهایی یا شکاف تولید ناشی می‌شود؛ پایداری به دلیل عوامل درونی: پایداری که به دلیل مکانیسم قیمت‌گذاری بر اساس روند گذشته تورم حاصل می‌شود؛ پایداری بر اساس انتظارات: پایداری که به سبب انتظارات تورمی شکل می‌گیرد.

هر کدام از منابع پایداری یاد شده را می‌توان به یکی از سه جزء منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید که بر تورم جاری همراه با وقفه‌های خود، انتظارات تورمی و شکاف تولید و یا شوک فشار هزینه مربوط می‌شود مرتبط کرد:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-1}^{e} + \kappa y_t + u_t \qquad (۱)$$

اگرچه هر کدام از عوامل یاد شده به طور جداگانه توضیح داده می‌شود؛ اما تشخیص آنها مشکل است؛ زیرا آنها اثرات متقابل نسبت به یکدیگر دارند. در ادامه ساختار مدل DSGE برای توضیح عوامل موثر بر پایداری تورم بررسی می‌شود.

۳. روش تحقیق

الف) خانوارها

در اقتصاد تعداد زیادی (N) خانوار وجود دارند که در صدد حداکثر نمودن تابع مطلوبیت خود با توجه به قید بودجه‌ای که با آن مواجه هستند، می‌باشند. فرض می‌شود که پول نیز در تابع مطلوبیت خانوارها وجود دارد. با فرض ناهمگن بودن خانوارها و اینکه خانوارها در پیش‌بینی مقادیر آتی متغیرها به صورت متفاوت عمل می‌کنند، تابع مطلوبیت انتظاری به صورت زیر می‌باشد (سنبتا، ۲۰۱۱)[1]:

$$\max U\left(c_t, \frac{M_t}{P_t}, l_t\right) = \varepsilon_{it}\sum_{\tau=t}^{\infty}\beta^{\tau-t}\left(\frac{1}{1-\sigma}(c_t)^{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \frac{\kappa}{1+\psi}(l_t)^{1+\psi}\right) \qquad (۲)$$

با توجه به قید بودجه‌ای که در هر دوره زمانی با آن مواجه است:

$$c_t + b_t + m_t = w_t l_t + R_{t-1}b_{t-1} + m_{t-1} + \Omega_t^T + \Omega_t^N + z_t \qquad (۳)$$

در تابع مطلوبیت خانوار نمونه، β نماد نرخ تنزیل زمانی، c مصرف کل خانوار، M ذخیره اسمی پول، P سطح عمومی قیمت‌ها (قیمت سبد کالای نهایی مصرف‌کنندگان)، l عرضه نیروی کار، w_t دستمزد حقیقی بوده، z_t بیانگر پرداخت انتقالی دولت به خانوارها می‌باشد، Ω_t^N و Ω_t^T بیانگر سود ناشی از بخش کالاهای مبادله‌ای و غیرقابل مبادله می‌باشد. b_t بیانگر اوراق

[1] Senbeta

دولتی در دست خانوارها بوده و m_{t-1} بیانگر مانده نقدی خانوارها می‌باشد که از دوره قبل منتقل شده است و t نماد دوره زمانی است.

در این مدل فرض شده است که دو نوع خانوار وجود دارد نوع اول (n_e) دارای عقلانیت کامل[1] بوده و نوع دوم $(1-n_e)$ دارای عقلانیت محدود[2] می‌باشند. در این حالت، پیش‌بینی‌های افراد به صورت زیر است:

کارگزاران دارای عقلانیت کامل: $\varepsilon_{it}\sum_{\tau=t}^{\infty}\beta^{\tau-t}\,\mathrm{x}_{\tau}=E_t\sum_{\tau=t}^{\infty}\beta^{\tau-t}\mathrm{x}_{\tau}$

کارگزاران دارای عقلانیت محدود: $\varepsilon_{it}\sum_{\tau=t}^{\infty}\beta^{\tau-t}\,\mathrm{x}_{\tau}=\frac{1}{1-\beta}\theta_{i,x,t}$

میانگین پیش‌بینی: $\int_i \theta_{i,x,t}di=x_{t-1}$

متناسب با بهینه‌یابی خانوارها و استخراج معادله اویلر و بهینه‌یابی بین دوره‌ای منحنی IS به صورت زیر است:

$$y_t=(1-\delta)y_{t-1}+\delta E_t y_{t+1}-\sigma(i_t-\pi_{t+1})+\varepsilon_t^y \qquad (٤)$$

در معادله فوق $E_t y_{t+1}$ بیانگر مقدار انتظاری تولید دوره آتی است. گفتنی است که منحنی تقاضا از منحنی IS استاندارد متفاوت است؛ به گونه‌ای که این منحنی شامل انتظارات و اجزای آینده‌نگر می‌باشد. به دلیل توضیح‌دهندگی بیشتر پایداری در مدل، شکاف تولید دوره قبل در معادله ظاهر شده است.

ب) تولیدکنندگان

بخش کالاهای غیرقابل مبادله

بخش کالاهای غیرقابل مبادله به صورت رقابت کامل در نظر گرفته شده است. فرایند تولید برای بنگاه نمونه به صورت زیر در نظر گرفته شده است (زمان زاده و همکاران، ۱۳۹۳: ۹۰):

$$y_t^N=z^N(k_{t-1}^N)^{1-\alpha^N}(l_t^N)^{\alpha^N}(k_{t-1}^G)^{\alpha^G} \qquad (٥)$$

[1] Perfect Rational
[2] Boundedly Rational

به طوری که α^G بیانگر کشش تولید نسبت به سرمایه بخش عمومی، z^N پارامتر اندازه بهره‌وری می‌باشد.

بنگاه نوعی شده در بخش تولید کالاهای غیرقابل مبادله حداکثرکننده سود بر اساس مطلوبیت نهایی خانوارها به صورت زیر است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[(1-\iota)(P_t^N y_t^N) - w_t^N l_t^N - i_t^N + \iota P_t^N Y_t^N\right] \quad (٦)$$

به طوری که ι بیانگر مشکلات و عدم تمایل بنگاه در سرمایه‌گذاری است یا به عبارت دیگر این پارامتر را می‌توان به عنوان مالیات مقطوع اخذ شده از بنگاه در نظر گرفت، Y_t^N تولید در بخش کالاهای غیرقابل مبادله می‌باشد.

بخش کالاهای قابل مبادله

بخش کالاهای قابل مبادله به صورت رقابت کامل در نظر گرفته شده است. فرایند تولید برای بنگاه نمونه به صورت زیر در نظر گرفته شده است (دیب و فانیوف، ۲۰۰۱)[1]:

$$y_t^T = z_t^T (k_{t-1}^T)^{1-\alpha^T} (l_t^T)^{\alpha^T} (k_{t-1}^G)^{\alpha^G} \quad (٧)$$

به طوری که z_t^T شوک بهره‌وری در بخش کالاهای قابل مبادله می‌باشد که بر اساس فرایند یادگیری حین انجام کار بستگی به تولید کالای قابل مبادله در دوره قبل دارد:

$$lnz_t^T = \rho_{zT} lnz_{t-1}^T + dlny_{t-1}^T \quad (٨)$$

هر بنگاه حداکثرکننده ارزش حال سود به صورت زیر می‌باشد:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left[(1-\iota)(s_t y_t^N) - w_t^T l_t^T - i_t^T + \iota s_t Y_t^T\right] \quad (٩)$$

با توجه به معرفی کلی بخش قابل مبادله در اقتصادی تولید کننده نهایی و واسطه در بخش قابل مبادله به صورت زیر تعریف شده است.

تولیدکنندگان کالای نهایی

فرض می‌شود که تعداد زیادی تولیدکننده کالای نهایی وجود دارند که با ترکیب کالاهای نهایی قابل مبادله و غیرقابل مبادله، کالای نهایی را که به مصرف خانوارها می‌رسد، تولید نموده و

[1] Dib and Phaneuf

تحت شرایط رقابت کامل به فروش می‌رسانند. هدف هر تولیدکننده کالای نهایی، حداکثر نمودن تابع سود است (زمان زاده و همکاران، ۱۳۹۳: ۸٤):

$$\Pi_t^{\mathrm{D}} = \mathrm{P_t} y_t^D - (p_t^T y_t^T + p_t^N y_t^N) \qquad (۱۰)$$

با توجه به قید تابع تولید از نوع کشش جانشینی ثابت[1] است:

$$y_t^D = \left((1-\gamma)^{\frac{1}{\nu}}(y_t^T)^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (\gamma)^{\frac{1}{\nu}}(y_t^N)^{\frac{\nu-1}{\nu}}\right)^{\frac{\nu}{1-\nu}} \qquad (۱۱)$$

که در تابع سود، y^D نماد عرضه کل کالای نهایی، y^T تقاضای کل کالای قابل مبادله و y^N تقاضای کل کالای غیرقابل مبادله، p^T قیمت کالای قابل مبادله و p^N قیمت کالای غیرقابل مبادله است. در تابع تولید، γ سهم کالای غیرقابل مبادله در هزینه کل کالای نهایی و ν بیانگر کشش جانشینی میان کالای قابل مبادله و غیرقابل مبادله در فرایند تولید است. برای بنگاه‌های تولیدی هزینه کل به صورت زیر می‌باشد:

$$C(Y_t(i); Y_t^*) = \frac{1}{1+\eta_{cy}} \frac{Y(i)^{1+\eta_{cy}}}{Y_t^{*+\eta_{cy}}} \qquad (۱۲)$$

که در آن تولید هر بنگاه نوعی مبتنی بر کشش مخارج تولیدی بنگاه است. در این معادله نشان داده می‌شود که بنگاه‌های تولیدی نسبت به کل تولید اقتصادی دارای روند قیمت‌گذاری متفاوت بوده و کشش تولیدی آنها η_{cy} می‌باشد. تقاضای مقابل بنگاه‌ها و به تبع آن قیمت‌گذاری آنها به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\varepsilon} Y_t \quad و \quad P_t = \left(\int_Q P_t(i)^{1-\varepsilon} dt\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۱۳)$$

ج) سیاست‌گذار مالی (دولت)

ابتدا فرض می‌شود که قید بودجه دولت به صورت زیر می‌باشد (ایرلند، ۲۰۰۳)[2]:

$$T_t^o + s_t(1+r^*)F_{t-1}^* = p_t^g G_t + Z_t + (R_{t-1}-1)B + s_t F_t^* \qquad (۱٤)$$

[1] Constant Elasticity of Substitution (CES)
[2] Ireland

به طوری که در معادله فوق T_t^o بیانگر درآمدهای مالیاتی از بخش خانوار و بنگاه‌ها می‌باشد. همچنین F_t^* ارزش دارایی‌های خارجی بوده، G_t مخارج دولت با قیمت‌های نسبی p_t^g می‌باشد، Z_t مجموع پرداخت‌های انتقالی به خانوارها می‌باشد.

منابع درآمدی دولت

تولید نفت به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\frac{y_t^o}{y^o} = \left(\frac{y_{t-1}^o}{y^o}\right)^{\rho_{yo}} e^{\varepsilon_t^{yo}} \qquad (۱۵)$$

به طوری که $\rho_{yo} < 1$ و $\varepsilon_t^{yo} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{yo}^2)$ و بیانگر شوک وارد شده از ناحیه تولید نفت می‌باشد. همچنین فرض شده که تولید ایران در مقیاس با تولید جهانی کوچک می‌باشد و قیمت کالاهای واسطه‌ای P_t^{O*} (نسبت به کالاهای خارجی) دارای فرایند برون‌زای زیر می‌باشد:

$$\frac{P_t^{O*}}{P^{O*}} = \left(\frac{P_{t-1}^{O*}}{P^{O*}}\right)^{\rho_{yo}} e^{\varepsilon_t^{Po}} \qquad (۱٦)$$

به طوری که $\varepsilon_t^{Po} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{Po}^2)$ شوک قیمت نفت می‌باشد. همچنین فرض شده است که قیمت نفت دارای یک فرایند تصادفی به صورت گام تصادفی با رانش می‌باشد. تولید کشور بر اساس نفت به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$Y_t^o = s_t P_t^{O*} y_t^O \qquad (۱۷)$$

منابع مالی دولت برای تأمین هزینه‌ها، شامل مالیات‌ها و درآمدهای نفتی می‌باشد. فرض می‌کنیم میزان مالیات‌ها برابر است با:

$$T_t = t\, P_t y_t \qquad (۱۸)$$

که در آن مالیات از بخش‌های مختلف گرفته می‌شود. در عین حال، میزان درآمدهای نفتی در هر دوره برابر است با:

$$OR_t = P_t^O y_t^O \qquad (۱۹)$$

که در آن P^O بیانگر قیمت جهانی نفت و y^O بیانگر تولید نفت است.

د) بانک مرکزی و سیاست‌گذار پولی

در چارچوب این مدل، بانک مرکزی از استقلال و ابزارهای کافی جهت تعیین حجم پول برخوردار نیست که در آن سیاست مالی دولت بر سیاست پولی بانک مرکزی جهت تعیین حجم پول مسلط است. فرض می‌کنیم که پایه پولی شامل بدهی دولت به بانک مرکزی (GD) و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (FR) است (توکلیان، ۱۳۹۳: ۳٤٦):

$$H_t = GD_t + FR_t \qquad (۲۰)$$

بدهی دولت به بانک مرکزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز در هر دوره از روابط زیر تبعیت می‌نمایند:

$$GD_t = GBD_t + GD_{t-1} \qquad (۲۱)$$

$$FR_t = FR_{t-1} + ER_t(CR_tOR_t) \qquad (۲۲)$$

همان طور که ملاحظه می‌شود، بدهی دولت به بانک مرکزی به طور کامل توسط سیاست مالی دولت و کسری بودجه دولت تعیین می‌گردد. دارایی‌های خارجی بانک مرکزی نیز ضریبی از درآمدهای نفتی است که بانک مرکزی تنها از طریق تغییر این ضریب قادر است بر فرایند انباشت دارایی‌های خارجی خود تأثیرگذار باشد. به عبارت روشن‌تر در چارچوب این مدل، دولت عامل اصلی تعیین پایه پولی از مسیر سیاست مالی است و بانک مرکزی تنها از طریق تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی(CR) قادر است بر پایه پولی اثرگذار باشد. در عین حال، در این الگو فرض می‌شود که ضریب فزاینده پولی برابر یک است. بنابراین میزان حجم پول در اقتصاد در هر دوره عبارت است از:

$$M_t = H_t = (GD_t + FR_t) \qquad (۲۳)$$

بنابراین با توجه به عوامل تعیین‌کننده پایه پولی، تنها ابزار بانک مرکزی در اعمال سیاست پولی، تغییر ضریب انباشت درآمدهای نفتی(CR) است. فرض می‌شود که انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی به صورت زیر باشد:

$$mb_t = dc_t + fr_t$$
$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega o_t$$

در واقع، در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به گونه‌ای است که به میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت O_t به وسیله دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. در نهایت منحنی فیلیپس کینزین جدید با لحاظ شاخص‌بندی نیز به صورت زیر نمایش داده شده است:

$$\pi_t = \frac{1}{1+\beta}\pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\pi_{t+1} + \frac{(1-\varphi)(1-\beta\varphi)}{(1+\beta)\varphi}mc_t + \varepsilon_t^{\pi} \qquad (۲٤)$$

که در آن $E_t\pi_{t+1}$ تورم انتظاری دوره بعد، mc_t هزینه نهائی بنگاه، ε_t^{π} شوک فشار هزینه، β نرخ تنزیل ذهنی، (φ) بیانگر بنگاه‌هایی هستند که قادرند قیمت‌شان را در یک دوره تغییر دهند و این درصد از بنگاه‌ها قیمت را به طور بهینه در یک رفتار رو به جلو به کار می‌برند، $(1-\varphi)$ بقیه بنگاه‌های باقی مانده می‌باشند که قیمت را بر اساس میانگین قیمت دوره گذشته به کار می‌برند. در این حالت، نوسانات تورم می‌تواند ناشی از هزینه‌ها و یا شکاف تولید و مقادیر گذشته تورم باشد. عامل مهم در شکل‌گیری تورم انتظارات تورمی می‌باشد که بر این اساس هر یک از عوامل یاد شده می‌تواند در معادله منحنی فیلیپس ظاهر شود؛ به طوری که تورم دوره جاری بستگی به مقادیر گذشته تورم، انتظارات در مورد تورم آتی و شکاف تولید دارد.

٤. برآورد مدل

رابطه‌ای که در این مطالعه برای توضیح‌دهندگی پایداری تورم در اثر سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران معرفی می‌شود به گونه‌ای است که در این رابطه ترکیبی از دو هدف رشد اقتصادی و نرخ تورم در چارچوب یک قاعده بهینه پولی طراحی شده تا با تعیین رشد بهینه متغیر حجم نقدینگی، تابع زیان سیاست‌گذار حداقل شود. این موضوع از آن جهت اهمیت دارد که سیاست‌گذار پولی می‌تواند با انبساط پولی، رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت افزایش دهد؛ ولی تورش تورمی بالاتر و رشد بلندمدت پایین را بپذیرد یا با انقباض پولی منافعی به شکل کاهش تورم و رشد بلندمدت را در مقابل پرداخت هزینه کاهش رشد اقتصادی کوتاه‌مدت حاصل کند. در مدل طراحی شده فرض قیمت‌گذاری کالوو با لحاظ وقفه نرخ تورم و لحاظ پارامتر شاخص‌بندی بوده و همچنین در مدل‌سازی قیمت‌گذاری کالوو هدف‌گذاری تورمی به صورت ضمنی می‌باشد.

٤-١. معرفی متغیرهای تحقیق

اطلاعات و داده‌های مورد استفاده در این مقاله شامل تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ سود سپرده بانکی و حجم پول است. اطلاعات مورد نظر بر اساس داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۱۳۹٤-۱۳۷۰ برگرفته از وب سایت بانک مرکزی می‌باشد.

٤-٢. برآورد بیزینی پارامترهای مدل

برای برآورد پارامترهای این مدل از روش بیزین و از الگوریتم متروپولیس- هستینگز استفاده شد. با استفاده از الگوریتم متروپولیس- هستینگز ۲ زنجیره موازی با حجم ۵۰ هزار برای به دست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج شد. از آنجا که سه شوک ساختاری در مدل وجود دارد، امکان استفاده از سه متغیر قابل مشاهده برای برآورد مدل وجود دارد. بنابراین از سه متغیر قابل مشاهده، یعنی شکاف تولید، تورم، نرخ رشد پایه پولی، استفاده شده است.

دو متغیر اول بیانگر وضعیت کلی اقتصاد، نرخ رشد پایه پولی نماینده‌ای از سیاست‌گذاری پولی خواهد بود. همانند قبل، شکاف تولید به صورت انحراف لگاریتم تولید حقیقی از تولید بالقوه تعریف می‌شود. تولید بالقوه نیز با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات[1] (HP) محاسبه می‌شود. همچنین بر اساس تعریف نرخ رشد در ادبیات مکتب کینزی جدید، نرخ رشد متغیر به صورت نسبت متغیر در دوره t به متغیر در دوره t-1 تعریف می‌شود و از آنجا که تمامی متغیرها در مدل به صورت انحراف لگاریتم متغیر از مقدار وضعیت پایدار تعریف شده‌اند، نرخ تورم و نرخ رشد حجم پول از استخراج فیلتر HP با $\lambda = ٦٧٧$ لگاریتم نسبت هر متغیر به مقدار دوره گذشته آن به دست آمده است. بنابراین به منظور برآورد مدل‌های بیان شده از روش بیزین برای برآورد پارامترها استفاده شد که در این برآوردها دو زنجیره متروپولیپس - هستینگز[2] استفاده شد که برای مدل اول این میزان ۳۵/۰۲ ٪ و برای مدل دوم ۳۵/۰۵ ٪ بود. همچنین نرخ پذیرش در بازه ۲۰ -٤۰ ٪ قرار گرفت.

٤-٣. برآورد مدل اول با لحاظ انتظارت آینده‌نگر

پارامترهای برآورد شده شامل $(\delta, \sigma, \alpha, \kappa, \rho_m, \rho_\pi, \rho_y, \nu_t^y, \nu_t^\pi, \nu_t^m)$ می‌باشد که نتایج حاصل در جدول (۱) گزارش شده است.

---

[1] Hodrick-Prescott
[2] Metropolis Hastings

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد بیزین

پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	فاصله اطمینان	فاصله اطمینان	توزیع پیشین	انحراف معیار
δ	۰/۳٦٥	۰/۱۷۸٥	۰/۰۸۱۲	۰/۲۸۷٥	بتا	۰/۱٥۰
σ	۰/۲۳۱	۰/۱۳۷۳	۰/۰۷٥٦	۰/۱۹٤۱	گاما	۰/۱٥۰
α	۰/٥۹۰	۰/٦۱۳٤	۰/۷۲۳٦	۰/۸۹٤٥	بتا	۰/۱٥۰
κ	۰/۱۲٤	۰/۱۲۱٤	۰/۰٤۲۳	۰/۱۸۷٦	گاما	۰/۰۷۲
ρ_m	۰/٤٤٥	۰/٤۹۸٦	۰/۳۹۱۲	۰/٦۱۲۹	نرمال	۰/۱۲۰
ρ_π	۱/٤۲۳	۱/۷٥۲۳	۱/٤۳٥٤	۲/۰٦٥٤	نرمال	۰/۱۷٥
ρ_y	۰/٤٦۷	۰/٦٤٥۸	۰/٤۱۲۳	۰/۸۹٦٥	نرمال	۰/۱۸۰
ν_t^y	۰/٤٥۳	۰/۰۹۲۳	۰/۰٦۱۲	۰/۰۸۱٦	گاما معکوس	۱/۷٥۰
ν_t^π	۰/٤۳٥	۰/۰۸۲۹	۰/۰٦۱۲	۰/۰۸۳۲	گاما معکوس	۱/۷٥۰
ν_t^m	۰/٤٥۳	۰/۱۲۳۱	۰/۱۱۲۱	۰/۱٥۱۰	گاما معکوس	۱/۷٥۰

بر اساس پارامترهای برآورد شده، تورم انتظاری عامل مهمی در شکل‌گیری قیمت‌ها می‌باشد؛ به طوری که پارامتر برآورد شده برای این متغیر برابر با ۰/٦۱۳٤ می‌باشد. پارامترهای برآورد شده برای معادله قاعده پولی به ترتیب برای ضریب تورم، ضریب شکاف تولید و ضریب رشد حجم پول برابر با ۱/۷٥۲۳، ۰/٦٤٥۸ و ۰/٤۹۸٦ است که بر این اساس، مقام پولی در تغییرات حجم پول وزن بیشتری به تورم نسبت به شکاف تولید می‌دهد.

٤-٤. برآورد مدل براساس گنجاندن ماندگاری تورم در مدل

پارامترهای برآورد شده شامل $(\delta, \kappa, \gamma, \rho_m, \rho_\pi, \rho_y, \nu_t^y, \nu_t^\pi, \nu_t^m)$ می‌باشد که نتایج حاصل در جدول (۲) گزارش شده است. گفتنی است که در برآورد مدل صورت گرفته پارامتر β برابر با ۰/۹۹ بر اساس بسیاری از مطالعات در نظر گرفته شده است. در معادله مربوط به منحنی فیلیپس ضریب مربوط به اثرگذاری شکاف تولید بر تورم برابر با ۰/۱٥۲۰ می‌باشد که به عدد برآورد شده در مدل قبل بسیار نزدیک است. مقدار برآورد شده برای پارامتر γ برابر با ۰/۸۱۲۱ می‌باشد که بیانگر ماندگاری تورم است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد بیزین

پارامتر	میانگین پیشین	میانگین پسین	فاصله اطمینان	فاصله اطمینان	توزیع پیشین	انحراف معیار
δ	۰/۸۰۰	۰/۰٦۵۰	۰/۰٤۷۰	۰/۰۸۱۷	نرمال	۰/۲۷۵۰
κ	۰/۱۳۰	۰/۱۵۲۰	۰/۱۲۱۰	۰/۱۸٤۵	نرمال	۰/۰۲۵۰
γ	۰/۸۰۰	۰/۸۱۲۱	۰/۷۷۸۱	۰/۸۵٤۵	نرمال	۰/۰۲۵۰
ρ_m	۰/۵۰۰	۱/۱٤۳۰	۰/۰۲٦۵	۰/۲۵۹۹	نرمال	۰/۱۰۵۰
ρ_π	۱/۵۰۰	۱/٦۵۲۲	۱/٤۵۵۰	۱/۸٤۹۱	نرمال	۰/۱۲۸۰
ρ_y	۰/۵۰۰	۰/۵۱٤۵	۰/٤۳٦۵	۰/٦۰۰۳	نرمال	۰/۰۵۵۰
ν_t^y	۰/۳۵۰	۰/۳۹۵۵	۰/۳٦۳۸	۰/٤۲۷۲	نرمال	۰/۰۲۵۰
ν_t^π	۰/۵۷۰	۰/۵۷۰۹	۰/۵۳۸٤	۰/٦۰۳۱	نرمال	۰/۰۲۵۰
ν_t^m	۰/۵۷۵	۰/٦۵۹۲	۰/٦۲۹۷	۰/٦۸۹۷	نرمال	۰/۰۲۵۰

برای بررسی صحت و درستی برآوردهای حاصل از روش مونت کارو با زنجیره مارکوف (MCMC) در اینجا از آزمون تشخیصی بروکز و گلمن[1] (۱۹۸۸) استفاده شده است. این آزمون تشخیصی به صورت تک متغیره و چند متغیره گزارش می‌شود. نتایج این آزمون تشخیصی نشان می‌دهد که واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای به مقدار ثابتی همگرا شده‌اند که بیانگر صحت مناسب برآوردهای صورت گرفته از پارامترهای مدل با استفاده از روش بیزین دارد.

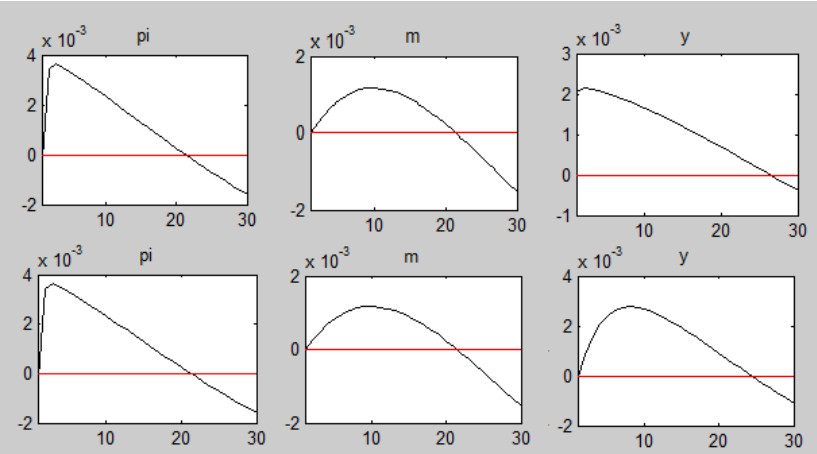
٤-۵. نمودارهای کنش و واکنش

بعد از برآورد دو مدل مورد نظر به منظور بررسی درجه ماندگاری تورم نمودارهای کنش و واکنش مربوط به شوک‌های وارده از ناحیه IS، شوک سیاست پولی و شوک هزینه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

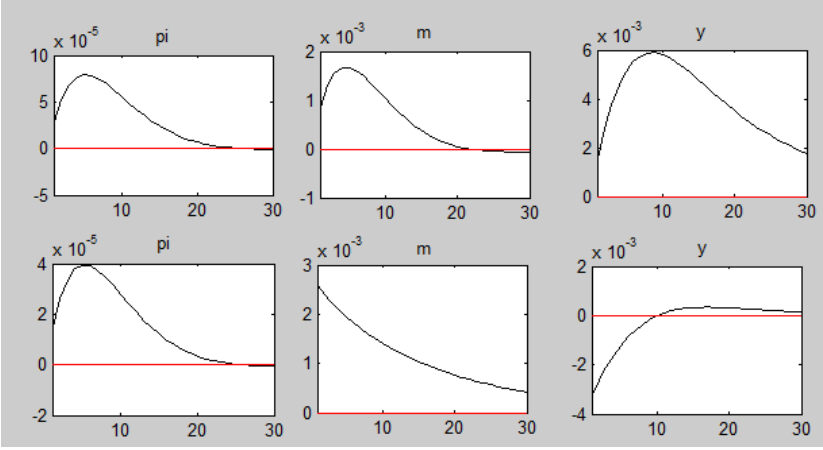
شوک مربوط به منحنی IS در مدل اول منجر به افزایش تورم (pi) و شکاف تولید (y) شده است که در واکنش به این اتفاق مقام پولی باید نرخ بهره را به منظور تثبیت اقتصادی افزایش دهد. بر اساس نتایج می‌توان گفت شوک تقاضای کل منجر به شتاب بخشیدن به شکاف تولید

[1] Brooks and Gelman

و افزایش تورم می‌شود. در واقع، سیاست‌هایی که موجب افزایش طرف تقاضا می‌شود، باید به گونه‌ای اتخاذ گردد که در بلندمدت منجر به کاهش شکاف تولید و کاهش تورم شود و اختلاف بین تولید ناخالص داخلی در دوره‌های بهبود و حضیض کاهش یابد.

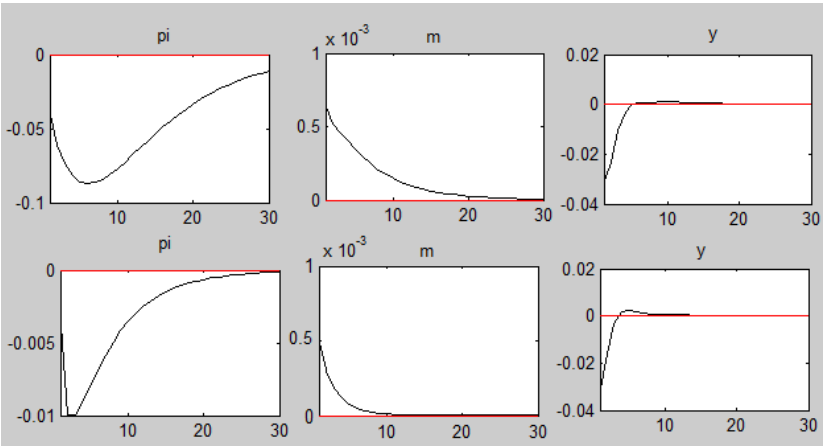


نمودار ۱. توابع کنش و واکنش مربوط به شوک منحنی IS و با لحاظ ماندگاری تورم



نمودار ۲. توابع کنش و واکنش مربوط به شوک هزینه و با لحاظ ماندگاری تورم

شوک مربوط به هزینه منجر به افزایش در تورم در هر دو مدل با لحاظ انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر شده است. اما در مدل دوم، پایداری و ماندگاری تورم به دلیل این که بعد از شوک وارد شده تورم با سرعت کمی به سمت تعادل پایدار خود حرکت می‌کند، بیشتر می‌باشد. بر اساس واقعیت‌های اقتصادی روشن می‌شود که مدل دوم، توضیح‌دهندگی بیشتری از شرایط اقتصاد ایران دارد. شوک وارد شده در منحنی فیلیپس منجر به کاهش و انقباض در شکاف تولید شده است. بنابراین، شوک هزینه متناسب با انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر بر نرخ تورم متفاوت می‌باشد. در واقع با شرایط ناهمگنی انتظارات کارگزاران شوک هزینه تاثیر بیشتری بر تورم نسبت به شکاف تولید داشته است که این امر نشان می‌دهد که ماندگاری تورم دربردارنده اطلاعات مهم و اساسی برای فرایند سیاست‌گذاری پولی است. ماندگاری تورم می‌تواند اساسی مناسب برای طراحی و اجرای سیاست‌های پولی باشد. به ویژه ممکن است واکنش به شوک-های وارده به اقتصاد، به میزان ماندگاری اثرات این شوک‌ها روی تورم بستگی داشته باشد. علاوه براین، در صورتی که هدف سیاست‌های پولی ثبات قیمت‌ها باشد، موفقیت این گونه سیاست‌ها بستگی به ماندگاری تورم دارد. اگر شوکی به اقتصاد وارد شود و ماندگاری تورم پایین باشد، تثبیت قیمت‌ها و کنترل تورم، نیاز به زمان کمتری دارد.



نمودار ۳. توابع کنش و واکنش مربوط به شوک سیاست پولی و با لحاظ ماندگاری تورم

بر اساس نتایج، مدل استاندارد کینزین جدید قدرت بیشتری در توضیح‌دهندگی واکنش تورم به شوک پولی ندارد. در مدل اول، شوک سیاست پولی منجر به کاهش تورم و شکاف تولید می‌شود؛ اما در مدل دوم، واکنش ضعیف تورم به شوک پولی بیانگر پایداری تورم در مدل‌های کینزی جدید می‌باشد. بنابراین، در نظرگرفتن انتظارات فعالان اقتصادی و تلاش در جهت کاهش انتظارات تورمی فعالان اقتصادی می‌تواند عامل مهمی برای کاهش در سطح ماندگاری تورم تلقی گردد. به طور کلی، پایداری تورم تحت تاثیر سیاست پولی بانک مرکزی است و با شکاف تولید رابطه معکوس و با شکاف تورم رابطه مستقیم دارد. نتایج نشان می‌دهد پایداری ناشی از اتخاذ سیاست پولی وجود داشته و منجر به نوسانات ملایم تورم مورد انتظار از تورم هدف بانک مرکزی و تولید جاری از تولید بالقوه می‌گردد.

بر اساس نتایج، لحاظ رفتار ناهمگن در کارگزاران اقتصادی باعث می‌شود میزان مصرف خانوارها متفاوت و پیش‌بینی متفاوت در متغیرهای اقتصادی توسط خانوارها صورت گیرد و تنظیم قیمت غیرهم‌زمان به وسیله بنگاه‌ها یک چسبندگی را بر قیمت‌ها ایجاد کند. سطح قیمت کل در این شرایط در پاسخ به شوک‌های اقتصادی نسبت به رفتار یکسان در کارگزاران اقتصادی به صورت چشم‌گیرتری واکنش نشان می‌دهد. بنابراین در مدل برآورد شده یک دامنه وسیعی از تنظیمات برای منحنی فیلیپس کینزین جدید با لحاظ شاخص‌بندی به وجود می‌آید که عمدتا به رفتار تنظیم قیمت بنگاه‌ها و همچنین معیار هزینه یا تقاضای هدف بنگاه‌ها وابسته است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله حاضر بررسی پایداری تورم در اقتصاد ایران در دوره زمانی ١٣٩٤ – ١٣٧٠ با لحاظ رفتار ناهمگن کارگزاران اقتصادی در قالب مدل DSGE و استخراج منحنی فیلیپس با لحاظ شاخص‌بندی بود. برای این منظور، ابتدا یک مدل استاندارد کینزی جدید با استفاده از انتظارات آینده‌نگر طراحی شد؛ سپس، به منظور گنجاندن ماندگاری تورم در بحث از انتظارات گذشته‌نگر نیز در مدل استفاده شد که با توجه به نتایج به دست آمده، مدل دوم توانایی بیشتری در توضیح دهندگی پایداری و ماندگاری تورم در اقتصاد ایران داشت. نتایج برآورد پارامترهای مدل نشان داد انتظارات تورمی عامل مهمی در تورم و شکل‌گیری نرخ‌های تورم در کشور می‌باشد؛ به طوری که اگر نرخ تورم کاهش یابد، به دلیل پایداری تورم، این کاهش نرخ تورم،

دوره زمانی طولانی‌تری را دربرمی‌گیرد. این نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی به تنهایی بر تورم و اقتصاد بسیار کند تاثیر می‌گذارد.

همچنین نتایج نشان می‌دهد در اجرای سیاست پولی می‌بایست اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آن در نظر گرفته شود؛ زیرا بی‌انضباطی‌های پولی اگرچه ممکن است در کوتاه‌مدت اثر کمتری داشته باشد، ولی اثرات بلندمدت آن تعیین‌کننده است. از سوی دیگر، اثربخشی سیاست پولی در کنترل تورم، اگرچه در کوتاه‌مدت کم است، ولی در بلندمدت و در یک فرایند تدریجی می‌تواند مؤثر باشد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که با وجود پایداری تورم در اقتصاد ایران و این که وزن تورم دوره گذشته در تورم دوره جاری بیشتر از وزن تورم انتظاری می‌باشد، شوک‌های سیاست پولی می‌تواند به دلیل ناهمگنی در رفتار کارگزارن اقتصادی اثرات کمتری بر تولید داشته باشد که این امر بیانگر دقت در سیاست‌گذاری و اعمال انضباط پولی بیشتر در سیاست‌گذاری‌هاست. بنابراین بانک مرکزی می‌تواند با وجود رفتار ناهمگن کارگزارن اقتصادی و پایداری تورم با اتخاذ قاعده هدف‌گذاری تورم داخلی علاوه بر کنترل تورم، تولید داخلی را در سطح تولید طبیعی تثبیت کرده که مستلزم این است که مقام پولی دارای شهرت و اعتبار نزد کارگزاران اقتصادی باشد.

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۵). گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک در سال‌های مختلف.
- توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۱۰۰: ۱ – ۲۲.
- توکلیان، حسین (۱۳۹۳). برآورد درجه سلطه مالی و هزینه‌های رفاهی آن، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۷ (۲۱): ۳۲۹-۳۵۹.
- درگاهی، حسن، شربت اوغلی، رؤیا (۱۳۸۹). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ٤٥ (٤): ۱-۲۷.

- طهرانچیان، امیرمنصور، جعفری صمیمی، احمد، بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۲). آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۱): کاربردی از الگوهای ARFIMA. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱: ۱۹ – ۲۸ .
- جعفری صمیمی، احمد، علمی، سیامک، دهقان، سحر (۱۳۹۲). پویایی‌های نرخ ماهانه تورم ایران با استفاده از الگوی STAR. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱ (۳): ۵ – ۲۲.
- جعفری صمیمی، احمد، بلونژادنوری، روزبه (۱۳۹۲). کاربرد روش‌های نیمه‌پارامتریک و موجک‌ها در بررسی وجود پایداری نرخ تورم ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۷(۳(۲۳)): ۱۵ -۳۰.
- زمان‌زاده، حمید، جلالی نائینی، سید احمدرضا، شادرخ، مهدیه (۱۳۹۳). ساز و کار انتشار بیماری هلندی در اقتصاد ایران، رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا. *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۷ (۱۹): ٦٩-۱۰۱.
- گلستانی، شهرام، شهروان، بهنام (۱۳۹۲). بررسی پایداری تورم در ایران در چارچوب الگوی بازگشت‌کننده به میانگین. *فصلنامه اقتصاد کلان*، ۸ (۱۵): ۱۳-۳۲.
- Chauvet, M., & Kim, I. (2010). Microfoundations of inflation persistence in the New Keynesian Phillips Curve. MPRA paper 2310, University library of Munich, Germany.
- Dib, A., & Phaneuf, L. (2001). An econometric U.S. business cycle model with nominal and real rigidities. Cahiers de recherche CREFE / CREFE Working Papers137. CREFE. Université du Québec à Montréal.
- Gali, J., Gertler M., (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44:195-222.
- Machado, Vicente da Gama & Portugal, Marcelo Savino. (2014). Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model. Working Papers Series 331. Central Bank of Brazil. Research Department.
- Moriyama, Kenji (2011). Inflation Inertia in Egypt and its policy implications, IMF Working Papers. 1-26. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1888903.
- Senbeta, Sisay, (2011). A small open economy new Keynesian model for a foreign exchange constrained economy. MPRA Paper 29996. University Library of Munich, Germany.
- Shaun K. Roache (2014). Inflation persistence in Brazil - A Cross Country Comparison. Working Paper No. 14/55

- Sheedy, K.D. (2010). Intrinsic inflation persistence. *Journal of Monetary Economics*, 57(8): 1049-1061.
- Spulbăr, Cristi, Nițoi, Mihai and Stanciu, Cristian (2014). Inflation Inertia and Inflation Persistence in Romania using a DSGE Approach. Scientific Annals of the "Alexandru Ioan Cuza" University of Iasi. Economic Sciences Section. 59(1): 115-124.
- Taylor, J.B., (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 39: 195-214.
- Tillmann, P. (2012). Has inflation persistence changed under EMU? *German Economic Review*, 13(1): 86–102.
- Walsh, C.E. (2010). Monetary theory and policy. MIT Press.