Archive of SID

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و پنجم، شمارۀ۱۵، بهار و تابستان ۱۳۹۷

بررسی ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت هم‌انباشتگی وکالمن فیلتر

محمد علی فلاحی[۱]
استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
مصطفی سلیمی‌فر[۲]
استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
فاطمه مردانی[۳]
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت۱۳۹۵/۲/۲۱ تاریخ پذیرش۱۳۹۵/۹/۳

چکیده

بر اساس مفهوم ناسازگاری زمانی، اگر در فاصله زمانی t و $t+s$ ترجیحات یا فن‌آوری تغییر نکرده و شوک پیش‌بینی نشده‌ای نیز روی ندهد، به نظر می‌رسد سیاست اتخاذ شده در زمان حال برای آینده، باید در موعد مقرر نیز از همان درجه اعتبار برخوردار باشد؛ اما گاهی بنابر مصلحت‌اندیشی مقامات اجرایی این مهم به دست نمی‌آید. اگر این اقدام سیاست‌گذاران غافل‌گیرکننده باشد، این امکان وجود دارد که موقعیتی بهتر از آنچه وعده داده شده، حاصل شود. اما اگر این سیاست پیش‌بینی شود، بدون تغییر نرخ بیکاری، تورم بالاتری پدید می‌آید. در این تحقیق، وجود مسأله ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران در دو دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از الگوی Ireland (1999) بررسی می‌شود. در رابطه با دوره بلندمدت، هم‌انباشتگی میان متغیرهای فصلی بیکاری و تورم برای دوره زمانی ۱۳۶۹:۲ تا ۱۳۹۴:۲ و ۱۳۸۱:۱ تا ۱۳۹۴:۲ آزمون شده و برای کوتاه‌مدت و در توضیح پویایی و حرکت همزمان تورم و بیکاری با در نظر گرفتن شوک‌های

1- Email: falahi@um.ac.ir
2- Email: mostafa@um.ac.ir
۳ـ نویسنده مسئول: Email: fa.mardani@stu.um.ac.ir

DOI: 10.22067/pm.v25i15.55866

www.SID.ir

Archive of SID

غیرقابل مشاهده، معادلات فضا ـ حالت و رهیافت کالمن فیلتر مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج بدست آمده نشان دهنده وجود مسأله ناسازگاری زمانی در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران است و در نتیجه، اقتصاد نه تنها به سطح بیکاری پایین‌تر نمی‌رسد، بلکه در همان سطح اشتغال، تورمی بالاتر را تجربه می‌کند.

کلیدواژه‌ها: ناسازگاری زمانی، تورم، بیکاری، کالمن فیلتر، فضا ـ حالت.
طبقه‌بندی JEL: E61، E31، E24، E52

مقدمه

یکی از مزایای نظریه Friedman برای قاعده‌مندی سیاست پولی آن است که بنگاه‌ها، کارگران و مصرف‌کنندگان قادر خواهند بود تا انتظارات آتی خود را در مقابل سیاست‌های پولی بانک مرکزی و مقامات پولی کشور شکل دهند. در سال ۱۹۷۷ Kydland & Prescott دو اقتصاددان برنده جایزه نوبل اقتصاد، مفهوم «ناسازگاری زمانی»[1] را مطرح کردند. ایده اصلی آن است که سیاست‌گذاران مصلحت‌گرا، بنابر تشخیص خود، در مورد سیاست «الف» تصمیم می‌گیرند و آن را به اجرا می‌گذارند. به‌زعم آن‌ها، این سیاست در زمان خود بهینه و بهترین است؛ از طرف دیگر، تصمیم‌گیران غیردولتی (مردم) مصرف، سرمایه‌گذاری و عرضه نیروی کار خود را بر پایه این تصمیم دولت و مقامات پولی کشور شکل می‌دهند. با این وجود، زمانی که مردم تصمیم‌سازی کردند، ممکن است سیاست «الف» دیگر بهینه نباشد و سیاست‌گذاران به سیاست «ب» متوسل شوند. این تغییر موضع آنان، انتظارات بنگاه‌ها، مصرف‌کنندگان و نیروی کار را در رابطه با وضعیت آینده اقتصاد، بی‌اعتبار می‌سازد.

مسأله اصلی در ناسازگاری زمانی آن است که اگر بخش غیردولتی اقتصاد بداند و باور کند که بانک مرکزی به سیاستی محکم در هدف‌گذاری تورم وفادار است، عملکرد اقتصادی جامعه بهتر خواهد شد. این باور مردم، که مقامات پولی بر مبنای صلاحدید عمل نکرده و مصالح کوتاه‌مدت، آن‌ها را از منافع بلندمدت غافل نمی‌کند، موجب می‌شود انتظارات تورمی فروکش کرده و نرخ تورم نیز در سطح معینی از نرخ بیکاری، کاهش یابد.

1- Time Inconsistency

www.SID.ir

Archive of SID

Kydland & Presscott (1977) با مطرح کردن حوزه‌های مختلف سیاست‌گذاری عمومی به بررسی شرایطی پرداختند که در آن‌ها تعهدات بسیار بااهمیت هستند. یک نمونه از آن، حق ثبت اختراع است که برای مخترعان انگیزه تولید ایجاد می‌کند، اما در مقابل، محدودکننده عرضه کالا است. در حالت مصلحت‌اندیشی، سیاست‌گذاری که نگران رفاه اجتماعی است، یک‌بار و برای همیشه حق ثبت اختراعات قدیمی را باطل می‌کند و در عین حال، به صدور حق ثبت جدید ادامه می‌دهد. اگر مخترعان بالقوه از این سیاست مطلع شوند، تا حد زیادی انگیزه خود را برای تلاش در زمینه ثبت اختراع از دست خواهند داد. به این ترتیب، جزئیات این سیاست شامل مبادله‌ای استاندارد میان انگیزه اختراع و محدودیت عرضه خواهد بود (Barro, 1985).

به طور کلی، ناسازگاری زمانی به عنوان تفاوت میان «بهینه بودن در زمان گذشته» و «بهینه بودن در زمان آینده» شناخته می‌شود و ناشی از تغییر ترجیحات فرد بین زمان تصمیم‌گیری و زمان اجرای آن تصمیم است. هنگامی که کارگزاران اقتصادی عقلایی، سیاست بهینه‌ی اعلام شده توسط مقامات را باور می‌کنند، دولت‌مردان در دوره‌های بعدی برای فریب دادن آن‌ها انگیزه پیدا کرده و در این‌جا است که ناسازگاری زمانی رخ می‌دهد و مقامات پولی با استفاده از قدرت صلاحدیدی خود و به منظور افزایش سطح رفاه اجتماعی با ایجاد تورمی غیر منتظره، تلاش می‌کنند بیکاری را به کمتر از نرخ طبیعی و تولید را به سطحی بالاتر از تولید اشتغال کامل برسانند.

در این مقاله تلاش می‌شود با استفاده از الگوی ارائه شده توسط Ireland (1999) که مبتنی بر دلالت‌های الگوی Barro - Gordon (1983) ارائه شده است، وجود مسأله ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. در ادامه، ضمن اشاره به ادبیات نظری، تحت عنوان ناسازگاری زمانی سیاست‌ها و نیز پرداختن به پیشینه تحقیق، الگوی مورد استفاده ارائه می‌شود. بخش بعدی به آزمون الگو برای دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازد و در نهایت بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

ناسازگاری زمانی سیاست‌ها و انتخاب سیاست بهینه

مسأله اصلی در اقتصاد پولی آن است که چرا دوره‌های تورم بالا به‌وجود می‌آیند و برای پیش‌گیری از وقوع مجدد آن‌ها چه باید کرد. Eijffinger & De Haan (1996) در بررسی پیرامون علت این پدیده، مسأله ناسازگاری زمانی سیاست‌های پولی را به‌عنوان مهم‌ترین علت ذکر می‌کنند

www.SID.ir

Archive of SID

و مسأله را ناشی از تغییر شرایط به‌نحوی می‌دانند که تصمیمات و راهکارهای صلاحدیدی اتخاذ شده، در هنگام اجرا مقبولیت خود را از دست می‌دهند.

تا پیش از این، مباحث سیاست پولی بر اساس بده ـ بستان میان اهداف تورمی و سطح بیکاری تعریف می‌شد و بانک مرکزی ناگزیر از انتخاب میان آن‌ها بود. بر اساس این دیدگاه، نرخ رشد بالای عرضه پول، بیکاری را کاهش می‌دهد، اما تورم را افزایش خواهد داد و نرخ پایین رشد پول، نرخ پایین تورم را به‌دنبال دارد و در عین حال، با افزایش بیکاری همراه است. با این وجود، رفتار غیرعادی تورم و بیکاری در دهه ۱۹۷۰ ـ وقوع تورم رکودی گسترده در اغلب کشورهای صنعتی ـ این نیاز را ایجاد کرد که اقتصاددانان، دیدگاه خود پیرامون نحوه واکنش اقتصاد در برابر سیاست‌های پولی را تغییر دهند. شاید مهم‌ترین نظریه‌هایی که از بازبینی‌ها به‌دست آمد فرضیاتی بودند که در اصطلاح «نرخ طبیعی» و «انتظارات عقلایی» نامیده شدند. این دو فرضیه در کنار یک‌دیگر بیان می‌کنند که نرخ رشد عرضه پول به‌طور مستقیم، نرخ تورم در اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما هیچ اثر نظام‌مندی بر نرخ بیکاری ندارد.

اگر مقام پولی نرخ طبیعی بیکاری را بسیار بالا بداند و بنابراین تصمیم بگیرد که از طریق تحریک اقتصاد با استفاده از نرخ رشد سریع عرضه پول، آن را کاهش دهد، در این صورت، نرخ رشد سریع‌تر عرضه پول، سبب افزایش تقاضای بخش خصوصی برای کالاها و خدمات می‌شود که به‌دنبال آن قیمت‌ها و نرخ تورم افزایش می‌یابد. اما آیا نرخ تورم بالاتر سبب کاهش نرخ بیکاری می‌شود؟ بر اساس نظریه نرخ طبیعی لزوماً این‌گونه نخواهد بود و به انتظارات تورمی عموم افراد بستگی دارد. اگر بنگاه‌ها و کارگران انتظار داشته باشند که بانک مرکزی تورم بالا را دنبال خواهد کرد و این مسأله را در تعیین دستمزد در قراردادهای خود لحاظ کنند، در این صورت، تورم بالا، بنگاه‌ها را برای استخدام کارگران بیش‌تر ـ بیش‌تر از آن تعدادی که از قبل برنامه‌ریزی کرده بودند ـ اغوا نمی‌کند. بنابراین، بیکاری در همان سطح قبلی باقی خواهد ماند. زمانی که بنگاه‌ها و کارگران انتظار داشته باشند بانک مرکزی تورم پایین را در دستورکار خود قرار دهد و بدین‌ترتیب قراردادهایی با سطح دستمزد پایین منعقد کنند و متعاقباً تغییری در قیمت‌ها اتفاق نمی‌افتد. به این ترتیب، سیاست افزایش عرضه پول می‌تواند با تحریک تقاضا، اقتصاد را از وضعیت رکودی خارج کند.

در مقابل، نظریه انتظارات عقلایی بیان می‌کند بانک مرکزی نمی‌تواند به‌صورت قاعده‌مند

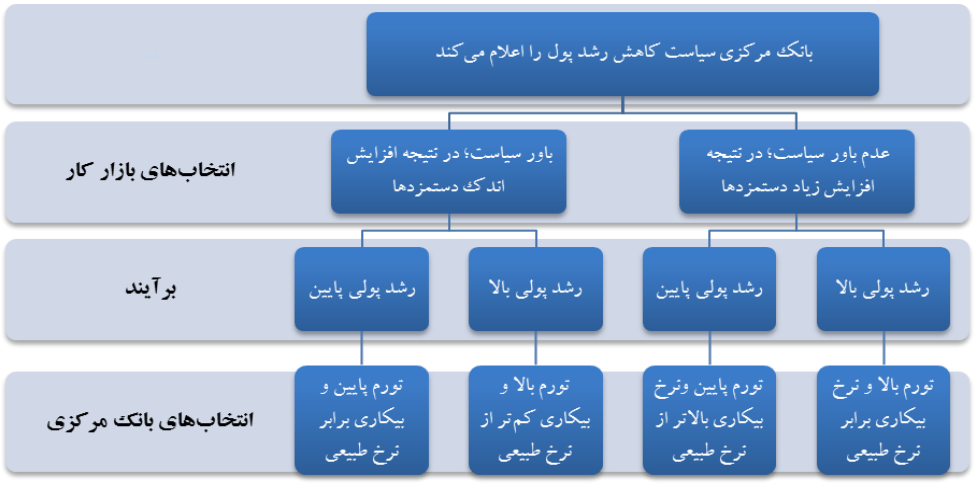
www.SID.ir

Archive of SID

هرگونه شوک تورمی را مدیریت کند و این به‌دلیل آگاهی افراد از اهداف و روش‌های مدیریتی سیاست‌های پولی است. ازاین‌رو، این دو نظریه در کنار هم به‌طور دقیق عملکرد اقتصاد را تبیین می‌کنند که چرا سیاست پولی نمی‌تواند بر نرخ بیکاری اثرگذار باشد و بنابراین، بانک مرکزی می‌بایست تلاش‌های خود را متوجه حفظ سطح پایین تورم کند (Taylor, 1985).

نحوه عملکرد بانک مرکزی در مقابل بخش خصوصی و برآیندهای آن به‌طور خلاصه در شکل ۱ آورده شده است (Taylor, 1985).

شکل (۱): نحوه عملکرد بانک مرکزی در مقابل بخش خصوصی و برآیندهای آن



* منبع: Taylor (1985)

همان‌طور که در شکل ۱ نشان داده شده است و نیز بر اساس نظریه انتظارات عقلایی، بنگاه‌ها و کارگران در حالی وارد مذاکرات قرارداد دستمزد می‌شوند که می‌دانند بانک مرکزی رشد بالای حجم پول را در دستور کار خود دارد. سیاست تورم بالا، تنها برنامه سازگار زمانی است که بانک مرکزی آن را تعقیب می‌کند. بنابراین انتخاب آن‌ها مشخص خواهد بود و آن‌ها در ابتدای سال، قراردادهای خود را بر اساس افزایش زیاد در دستمزد منعقد می‌کنند. در طول سال، بانک مرکزی، سیاست رشد بالای پول مورد انتظار آن‌ها را اتخاذ می‌کند. بنابراین، تورم افزایش می‌یابد و به‌دلیل افزایش تورم و دستمزدها، بیکاری در همان سطح طبیعی خود باقی می‌ماند. بنابراین، به‌عنوان نتیجه ناسازگار زمانی، سیاست تورم پایین بهینه بانک مرکزی، موجب نرخ بیش‌تر تورم می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین، مطالعه ناسازگاری زمانی مهم است. این نظریه هم‌جهت با نظریه‌های اثباتی به درک انگیزه‌های سیاست‌گذاران کمک می‌کند و نقطه شروعی برای تلاش در جهت توضیح رفتار واقعی سیاست‌گذاران و برآیند واقعی سیاست‌های آنان است و علاوه بر این، نیاز به طراحی نهادهای سیاست‌گذاری را نشان می‌دهد و می‌تواند در رابطه با درک چگونگی اثرگذاری ساختار نهادی بر برآیند سیاستی مفید باشد. در نتیجه، بر اساس این دو فرضیه، هیچ مبادله‌ای بین تورم و بیکاری وجود ندارد و انتخاب سیاستی بانک مرکزی تنها بر نرخ تورم اثر می‌گذارد. به عبارت دیگر، تحت صلاحدید و تعهد، تولید در سطح بالقوه باقی می‌ماند (Dotsey, 2008).

اما چرا دولت‌ها در تلاش برای کاهش بیکاری، سیاست‌های تورمی را دنبال می‌کنند؛ اگر آن‌ها می‌دانند چنین سیاست‌هایی پیش‌بینی خواهد شد و بنابراین، در پایین آوردن بیکاری عمدتاً بی‌تأثیر است؟ به‌عبارت دیگر، چرا در برخی کشورها به‌نظر می‌رسد جهت‌گیری تورمی در سیاست پولی وجود دارد و نرخ میانگین تورم بالاتر از آن چیزی است که ظاهراً بهینه اجتماعی است و اگر دولت می‌داند با کارگزارانی مواجه است که انتظارات عقلایی دارند، حداقل در ساحت نظری، نباید جهت‌گیری تورمی نسبت به سیاست پولی داشته باشد. در پاسخ باید گفت همان‌طور که اشاره شد، در ادبیات اقتصادی مرسوم فرض بر این است که عوامل اقتصادی از تمام اطلاعات در دسترس خود استفاده کرده و بر این اساس انتظارات خود از بانک مرکزی را شکل می‌دهند. در واقع، مردم از آنچه اتفاق خواهد افتاد اطلاع ندارند؛ بلکه از آنچه می‌تواند اتفاق بیفتد، بر اساس اطلاعات حاضر خود «پیش‌بینی» انجام می‌دهند.

علاوه بر این، بانک مرکزی تنها با دو گزینه «قاعده‌مندی» یا «مصلحت‌اندیشی» مواجه نیست. بلکه، به‌دلیل برخورداری از اطلاعات بیش‌تر می‌تواند به «غافل‌گیری» در اعمال سیاست‌ها اقدام کند. به بیان دیگر، بانک مرکزی قادر است در هر لحظه مردم را با سیاست‌های از پیش تعیین نشده غافل‌گیر کند. در نقطه مقابل، از آن‌جا که مردم از این غافل‌گیری اطلاع نداشته‌اند، قاعدتاً نمی‌توانند آن را پیش‌بینی کنند و در واقع، یک گام عقب‌تر از بانک مرکزی قرار دارند. می‌توان نشان داد برای بانک مرکزی سیاست غافل‌گیری نسبت به قاعده‌مندی در کوتاه‌مدت، به مراتب هزینه کم‌تری در تحقق اهداف (عمدتاً کنترل تورم) خواهد داشت. به همین دلیل است که بانک‌های مرکزی در عمل بسیار ترغیب می‌شوند که به غافل‌گیری در سیاست‌های خود اقدام کنند. زیرا، هزینه این سیاست‌ها را کم‌تر از قاعده‌مندی ارزیابی می‌کنند. بدیهی است با تداوم این

www.SID.ir

Archive of SID

سیاست، بانک مرکزی ناخواسته گرفتار مصلحت‌اندیشی می‌شود و هزینه عمده‌ای را متحمل خواهد شد (Mardani, 2012).

باید توجه داشت حتی اگر بانک مرکزی بتواند در ابتدا از طریق غافل‌گیری عوامل اقتصادی هزینه خود را کاهش دهد، قادر نخواهد بود این سیاست را به‌صورت مداوم و همواره ادامه دهد؛ چرا که این رفتار به بخشی از اطلاعات عوامل اقتصادی تبدیل می‌شود و آن‌ها در آینده با پیش‌بینی رفتار بانک مرکزی، عملاً این سیاست را پیش‌بینی کرده و رفتاری بروز می‌دهند که سیاست بانک مرکزی را بی‌اثر کند و آنچه اتفاق می‌افتد صرفاً به دام افتادن بانک مرکزی در مصلحت‌اندیشی به‌جای پیروی از قاعده خواهد بود.

در حقیقت، آنچه تحت عنوان ریسک از دست دادن اعتبار شناخته می‌شود، به صورت «شکاف انتظارات[1]» میان آنچه بانک مرکزی انتظار دارد اتفاق بیفتد و آنچه در عمل اتفاق می‌افتد، ظاهر خواهد شد. در این مرحله است که یک دور و چرخه شکل می‌گیرد. بانک مرکزی به دلیل شکست سیاست و عدم حصول نتیجه مطلوب و تحت فشارهای فزاینده ناگزیر خواهد شد دست به اقدامات دیگری بزند. در نتیجه دور ادامه پیدا کرده و فرآیند عادی‌سازی و خروج از این وضعیت، دشوارتر می‌شود و نهایتاً اعتبار بانک مرکزی است که با تهدید مواجه خواهد شد و این ریسکی بسیار جدی است (Borio, 2014).

به این ترتیب، انگیزه‌ها در جهت رفتار ناسازگار زمانی دولت می‌تواند به جهت‌گیری تورمی نسبت به سیاست پولی منتج شود، هرچند از نظر سیاست‌گذاران، تورم پیش‌بینی شده تأثیر مثبت قابل توجهی بر فعالیت اقتصادی تعادلی ندارد، اما استدلال‌های ناسازگاری زمانی توضیح می‌دهد که چرا با این وجود، آن‌ها مقهور وسوسه کوتاه‌مدت بالا بردن قیمت‌ها در تلاشی بیهوده برای ایجاد چنین اثری می‌شوند. در واقع، تورش تورمی[2] Kydland & Presscott (1977) نیز در نتیجه ناتوانی مقام پولی در قبال پایبندی قبلی نسبت به یک قاعده پولی به‌وجود می‌آید. به این ترتیب، سیاست صلاحدیدی مقام پولی در حالت تعادل با وجود انتظارات عقلایی عاملان خصوصی، تنها به تورم بیش‌تر منجر شده و به‌عنوان مسأله ناسازگاری زمانی کلاسیک سیاست پولی، شناخته می‌شود (Drazen, 2005; 169).

1- Expectations Gap
2- Inflation Bias

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعات تجربی

Ireland (1999) این پرسش را بررسی می‌کند که آیا می‌توان مسأله ناسازگاری زمانی را علت رفتار تورم در ایالات متحده آمریکا دانست؟ نتایج نشان می‌دهد که داده‌ها برای رفتار بلندمدت دو متغیر با مفاهیم نظریه منطبق هستند و تلاش برای کاهش نرخ بیکاری با استفاده از سیاست پولی ناسازگار زمانی، صرفاً به افزایش نرخ تورم منجر شده است. آزمون‌های مربوط به قیود کوتاه‌مدت، در توجیه حرکت هم‌جهت پویا و فصل به فصل تورم و بیکاری در ایالات متحده، موفقیت کمتری داشته است.

Ruge-Murica (2003) الگوی ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی را ارائه می‌کند. نتایج برآورد الگو برای ایالات متحده آمریکا پس از جنگ جهانی دوم، نشان‌دهنده وجود نوع جدیدی از تورش تورمی است که با توجه به مقاله Cukierman (2002) به دلیل انتظار بخش خصوصی از بانک مرکزی برای اعمال واکنش سیاستی شدیدتر در دوره‌های رکود در مقایسه با دوره‌های رونق، به وقوع می‌پیوندد.

Berleman (2004) در بررسی تجربی نظریه ناسازگاری زمانی در رابطه با شش کشور، این نظریه را به عنوان یک نظریه اثباتی از تورم معرفی می‌کند.

Akey & Nargelecekenler (2007) نیز با استفاده از الگوی Ireland (1999) به بررسی وجود مسأله ناسازگاری زمانی در کشور ترکیه پرداخته‌اند. نتایج آزمون، مسأله ناسازگاری زمانی را صرفاً برای کوتاه‌مدت تأیید می‌کند.

بر اساس مقاله Doyle and Falk (2008) با وجود هم‌جهتی روند تورم و بیکاری در کشورهای OECD، به جز مورد کشور آمریکا، الگوی ساده ناسازگاری زمانی نمی‌تواند برآیند تورمی را توضیح دهد و در این بین، در نظر گرفتن برخی پارامترهای مشاهده نشده نظیر تغییر نظام پولی برای توضیح روند بلندمدت تورم نیز مفید واقع نمی‌شود.

Surico (2008) در مقابل مفهوم تورش تورمی مشهور[1] Kydland & Presscott، تورش تورمی متوسط را معرفی می‌کند که به دلیل عدم تقارن ترجیحات بانک مرکزی در قبال

۱ـ هرچه نرخ طبیعی بیکاری بالاتر باشد، ناسازگاری زمانی بیش‌تر به وقوع می‌پیوندد.

www.SID.ir

Archive of SID

انحراف‌های مثبت و منفی از اهداف سیاست‌گذاری تعریف می‌شود؛ به‌طوری‌که در رابطه با نوسانات ادوار تجاری، به واکنش سیاستی تهاجمی‌تر در دوره‌های کاهش تولید در مقایسه با دوره‌های رونق منجر می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده، درجه عدم تقارن و بنابراین میزان ناسازگاری زمانی در چهار دهه گذشته تغییر کرده است، به‌گونه‌ای که در ابتدا ترجیحات سیاستی بانک مرکزی بر ثبات تولید متمرکز بود؛ در حالی که در دوره اخیر این چنین نیست. Doyle & Falk (2010) نشان می‌دهند که تعامل میان ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی و بی‌ثباتی بیکاری عامل توضیح‌دهنده روند بلندمدت تورم در کشورهای OECD است.

Pierdzioch & Stadtmann (2011) در آزمون الگوی Ireland (1999) برای بانک مرکزی اروپا[1] استدلال می‌کنند که تأیید نشدن وجود ناسازگاری زمانی در سیاست‌های پولی این بانک، با این حقیقت سازگار است که بانک مرکزی اروپا یک نهاد فراملیتی بوده و نسبت به بانک‌های مرکزی فشار کمتری از جانب رأی‌دهندگان و دولت بر آن تحمیل می‌شود.

Bodea & Hicks (2015) رابطه میان انتشار پول و میزان اعتبار عمومی بانک مرکزی را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، استقلال بانک مرکزی سبب می‌شود عملکرد این بانک تحت تأثیر مداخلات سیاسی و ادوار انتخاباتی قرار نگیرد و در نتیجه رشد پول و متغیرهای پولی، روند باثباتی را تجربه کنند.

بیش‌تر تحقیقات داخلی بر به‌دست آوردن قاعده سیاست پولی متمرکز شده‌اند. از جمله این موارد می‌توان به Alavi (2002)، Atashak & Dargahi (2001)، Jafari Samimi, & Tehranchian (2008)، Tashkini & Shafiee (2005)، Kalili Araghi & et, al., (2008)، Sharbatoghl &Dargahi (2010)، Anvari, A., & et, al,. (2011)، Khorsandi, M. & et al., (2012) اشاره کرد.

در این میان Karimpour (2011) به برآورد و بررسی دو الگو پرداخته است که الگوی اول توسط Surico (2008) در سال ۲۰۰۸ میلادی برای ایالات متحده‌ی آمریکا معرفی و بررسی شده است و الگوی دوم، به عنوان یک الگو پیشنهادی سعی دارد ناسازگاری زمانی را در مقابل

1- European Central Bank (ECB)

www.SID.ir

Archive of SID

توضیحات رقیب آزمون کند. متغیرهای الگو شامل سری‌های زمانی فصلی برای تورم و تولید ناخالص ملی در دوره ۱۳۶۹:۱ ـ ۱۳۸۵:۴ است. نتایج حاصل از برآورد الگوی اول، حاکی از آن است که درصورت وجود ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی در تثبیت تولید، تورش تورمی متوسطی پدید می‌آید که میزان آن برای دوره ۱۳۶۹ ـ ۱۳۷۴، ۲/۲۱ درصد است. این در حالی است که مقدار تورش تورمی در دوره ۱۳۷۵ ـ ۱۳۸۵ به ۰/۰۹ درصد کاهش یافته است و نشان می‌دهد که در دوره اول نسبت به دوره دوم، ناسازگاری زمانی در تورم بالای ایران نقش بیش‌تری داشته است. همچنین نتایج مربوط به بررسی الگوی پیشنهادی، حاکی از وجود ناسازگاری زمانی در سیاست پولی ایران طی دوره ۱۳۶۹ـ ۱۳۸۵ است.

تصریح الگوی اقتصادسنجی

الگوی Barro - Gordon

Barro - Gordon (1983) بیان می‌کنند افراد انتظارات خود را از طریق حل مسأله حداکثرسازی سیاست‌گذار شکل می‌دهند. بنابراین، مسأله‌ی سیاست‌گذار، به تابع انتظارات کارگزاران خصوصی مقید می‌شود. درنهایت، هیچ تفاوت منظمی بین تورم انتظاری و محقق شده وجود ندارد، اما این ویژگی به‌عنوان بخشی از تعادل و نه به‌عنوان قیدی بر مسأله‌ی سیاستی مطرح می‌شود.

در این‌جا نرخ بیکاری، U_t که به‌عنوان شاخصی برای وضعیت کلی فعالیت اقتصاد شناخته می‌شود برابر با نرخ طبیعی U_t^n به‌علاوه ضریب منفی از تورم انتظاری مربوط به همان دوره است.

$$U_t = U_t^n - \alpha(\pi_t - \pi_t^e) \; ; \qquad \alpha > 0$$

برای سهولت، پارامتر ضریب شیب منحنی فیلیپس، ثابت در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این، نرخ طبیعی بیکاری می‌تواند طی زمان تحت تأثیر شوک‌های واقعی ε_t تغییر کند. این رفتار به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$U_t^n = \lambda U_{t-1}^n + (1-\lambda)\bar{U}^n + \varepsilon_t \; ; \qquad 0 \le \lambda \le 1$$

که ε_t دارای توزیع مستقل یکسان با میانگین صفر است. اگر $0 < \lambda < 1$ باشد، در آن صورت وقوع شوک ε_t، در همان جهت بر نرخ طبیعی بیکاری همان دوره اثر می‌گذارد. با وجود آن‌که این اثر طی زمان به‌صورت پراکنده است، اما رابطه (۲) نشان می‌دهد که میانگین بلندمدت

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ بیکاری طبیعی $\bar{U}^n$ ثابت است.

هدف سیاست‌گذار (و جامعه) برای هر دوره در Z_t به‌عنوان تابع هزینه خلاصه شده است که به مقدار نرخ بیکاری و تورم در آن دوره بستگی دارد. برای سادگی تابع درجه دو زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Z_t = a(U_t - kU_t^n)^2 + b(\pi_t)^2 \; ; \qquad a.b > 0. \quad 0 \leq k \leq 1$$

در این رابطه، a و b اهمیت دستیابی به اهداف نرخ بیکاری و تورم را از منظر بانک مرکزی نشان می‌دهد. به این ترتیب، هرچه بانک مرکزی نسبت به انحراف این متغیرها از میزان هدف-گذاری شده حساس‌تر باشد، ضریب بزرگتری برای آن‌ها قائل بوده و زیان اجتماعی ناشی از این انحراف را بیش‌تر ارزیابی می‌کند.

عبارت اول در رابطه (۳) بیان می‌کند که هزینه‌ها با ایجاد فاصله بین نرخ بیکاری و مقدار هدف kU_t^n افزایش می‌یابد که به نرخ طبیعی همان دوره بستگی دارد. علاوه بر این، اختلاف نرخ تورم از مقدار صفر نیز هزینه ایجاد می‌کند. اگرچه اقتصاددانان هنوز نتوانسته‌اند دلیل محکمی برای هزینه‌بر بودن تورم ارائه کنند، اما در این الگو هزینه مستقیم تغییر قیمت وارد شده است.

الگوی تعدیل شده Barro - Gordon[1]

تعدیل الگوی Barro - Gordon از طریق تعریف فرآیند خودبازگشت عمومی‌تر[2] برای نرخ بیکاری صورت می‌گیرد که شامل یک ریشه واحد[3] بوده و برای تورم نیز یک جزء خطای کنترل[4] معرفی می‌شود. مورد اول، این امکان را برای الگو فراهم می‌کند که یک رابطه خطی پایا میان تورم و بیکاری تعریف شود. مورد دوم، انحراف موقتی[5] بین نرخ بیکاری واقعی و نرخ طبیعی را توضیح می‌دهد که از مختصات الگوی اصلی Barro - Gordon به دست نمی‌آید. آزمون‌های مربوط به قیود کوتاه‌مدت، با استفاده از چارچوب فضا ـ حالت[6] و فیلتر کالمن[1] صورت می‌گیرد.

1- The Modified Barro - Gordon Model
2- A More General Autoregressive Process
3- Unit Root
4- Control Error
5- Transitory Deviation
6- State-Space Form

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس منحنی فیلیپس انتظاری، در واکنش به انحراف نرخ تورم واقعی π_t از نرخ تورم انتظاری π_t^e، نرخ بیکاری واقعی U_t حول نرخ طبیعی بیکاری U_t^n بر اساس رابطه (۱) نوسان می‌کند. نرخ طبیعی نیز به نوبه خود، در طی زمان در واکنش به شوک‌های واقعی ε_t بر اساس یک فرآیند خودبازگشت نوسان دارد:

$$U_t^n - U_{t-1}^n = \lambda(U_{t-1}^n - U_{t-2}^n) + \varepsilon_t \; ; \qquad 1 > \lambda \geq 0$$

λ ضریبی است که نشان می‌دهد چگونه تغییرات نرخ بیکاری طبیعی در دوره قبل روی تغییرات نرخ بیکاری طبیعی در این دوره تأثیر می‌گذارد. ε_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_ε و فاقد همبستگی سریالی است.

مقام پولی نمی‌تواند به یک قاعده سیاستی پایبند باشد. در مقابل، در ابتدای هر دوره t پس از این که بخش خصوصی انتظارات خود π_t^e را شکل داد و قبل از آن که شوک طبیعی ε_t اتفاق بیفتد، سیاست‌گذار نرخ برنامه‌ریزی شده تورم π_t^p را انتخاب می‌کند. به این ترتیب، نرخ تورم واقعی برای هر دوره به صورت مجموع نرخ تورم برنامه‌ریزی شده و خطای کنترل تعیین می‌شود:

$$\pi_t = \pi_t^p + \eta_t$$

که η_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_η و فاقد همبستگی سریالی است. کواریانس آن با ε_t، $\sigma_{\varepsilon\eta}$ خواهد بود.

سیاست‌گذار π_t^p را با هدف حداقل کردن تابع زیان اجتماعی انتخاب می‌کند که در بردارنده میزان انحراف از مقدار هدف متغیر بیکاری یعنی kU_t^n و مقدار هدف متغیر تورم یعنی صفر است. بنابراین به طور مشخص، سیاست‌گذار دارای این انگیزه است که نرخ بیکاری واقعی را به کمتر از نرخ طبیعی کاهش دهد. با استفاده از روابط (۱) و (۳)، مسأله سیاست‌گذار به صورت زیر خواهد بود:

$$\min_{\pi_t^p} E_{t-1}\left\{(1/2)[(1-k)U_t^n - \alpha(\pi_t^p + \eta_t - \pi_t^e)]^2 + (b/2)(\pi_t^p + \eta_t)^2\right\} \qquad (۶)$$

E_{t-1} بیان‌گر انتظارات در ابتدای دوره t و یا به طور معادل، بیان‌گر انتظارات در آخر دوره $t-1$ است. برای استخراج شرط مرتبه اول، از تابع هدف نسبت به π_t^p مشتق گرفته می‌شود:

$$\alpha E_{t-1}[(1-k)U_t^n - \alpha(\pi_t^p + \eta_t - \pi_t^e)] = bE_{t-1}(\pi_t^p + \eta_t) \qquad (۷)$$

1- Kalman Filter

www.SID.ir

Archive of SID

بخش خصوصی از ساختار اقتصاد مطلع است و از مسأله ناسازگاری زمانی سیاست‌گذار آگاهی دارد. بنابراین، در شرایط تعادل داریم: $\pi_t^e = \pi_t^p$. بر اساس این شرط تعادلی و در راستای این واقعیت که $E_{t-1}\eta_t = 0$ است، معادله (۷) می‌تواند به صورت زیر خلاصه شود:

$$\pi_t^e = \pi_t^p = \alpha A E_{t-1} U_t^n \quad ; \qquad A = (1-k)/b > 0 \qquad (۸)$$

اگر سیاست‌گذار بتواند درابتدای هر دوره به یک قاعده سیاستی متعهد شود، در این صورت او نرخ تورم برنامه‌ریزی شده را معادل صفر انتخاب می‌کند. بنابراین، رابطه (۵) بیان‌گر تورش تورمی ناشی از ناتوانی سیاست‌گذار در پایبندی به قاعده است که ارتباط مستقیمی با نرخ طبیعی انتظاری $E_{t-1}U_t^n$ دارد.

در این جا نیز همانند الگوی اصلی Barro - Gordon، نرخ تورم تعادلی همراه با نرخ طبیعی بیکاری حرکت می‌کند. معادلات (۱)، (۵) و (۸) بر این دلالت دارند که:

$$U_t = U_t^n - \alpha\eta_t \qquad (۹)$$

این رابطه نشان می‌دهد که چگونه در شرایط تعادل، نرخ بیکاری واقعی پیرامون نرخ طبیعی بیکاری و خطای کنترل نرخ تورم نوسان می‌کند. از ترکیب رابطه (۹) با رابطه (۴) خواهیم داشت:

$$U_t = U_{t-1}^n + \lambda \Delta U_{t-1}^n + \varepsilon_t - \alpha\eta_t \qquad (۱۰)$$

رابطه $\Delta U_{t-1}^n = U_{t-1}^n - U_{t-2}^n$ به تغییر نرخ طبیعی در طول دوره $t-1$ اشاره دارد. ضمناً، معادلات (۴)، (۸) و (۹) بیان‌گر آن است که:

$$\pi_t = \alpha A U_{t-1}^n + \alpha A \lambda \Delta U_{t-1}^n + \eta_t \qquad (۱۱)$$

روابط (۱۰) و (۱۱) به طور جداگانه به این اشاره دارند که هم تورم و هم نرخ بیکاری ناپایا[1] بوده و ریشه واحد دارند. این دو رابطه همراه با هم به صورت ترکیب خطی پایا خواهند بود:

$$\pi_t - \alpha A U_t = -\alpha A \varepsilon_t + (1 + \alpha^2 A)\eta_t \qquad (۱۲)$$

بنابراین، رابطه (۱۲) قید Barro - Gordon بر رفتار بلندمدت تورم و بیکاری را خلاصه می‌کند. با استناد به الگو، این متغیرها باید ناپایا اما هم‌انباشته[2] باشند. به این ترتیب، اجرای آزمون آماری از قید هم‌انباشتگی مشخص می‌کند آیا این الگو می‌تواند روند تورم طی چند سال اخیر را

1- Nonstationary
2- Cointegrated

www.SID.ir

Archive of SID

توضیح دهد یا خیر.

تفاضل مرتبه اول رابطه (۹) که به صورت $\Delta U_{t-1}^{n} = U_{t-1}^{n} - U_{t-2}^{n}$ نشان داده شده است در رابطه (۵) جایگزین می‌شود؛ در این صورت خواهیم داشت:

$$\Delta U_t = \lambda \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t - \alpha\eta_t + \alpha(1+\lambda)\eta_{t-1} - \alpha\lambda\eta_{t-2} \qquad (۱۳)$$

ΔU_t بیانگر تغییرات نرخ بیکاری واقعی در زمان t است. روابط (۱۲) و (۱۳) را می‌توان به صورت بردار ARMA(۱و۲) برای ترکیب خطی پایای تورم و بیکاری و نیز تغییرات پایا در بیکاری بازنویسی کرد:

$$\begin{bmatrix} \pi_t - \alpha A U_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} - \alpha A U_{t-1} \\ \Delta U_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -\alpha A & 1+\alpha^2 A \\ 1 & -\alpha \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \alpha(1+\lambda) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1} \\ \eta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & -\alpha\lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-2} \\ \eta_{t-2} \end{bmatrix} \qquad (۱۴)$$

محدودیت‌های در داخل معادله[1] و محدودیت‌های بین معادله‌ای[2] در رابطه (۱۴) قیودی هستند که نظریه Barro - Gordon بر رفتار کوتاه‌مدت تورم و بیکاری تحمیل می‌کند[3]. با بهره‌گیری از یک آزمون آماری برای این محدودیت‌ها مشخص خواهد شد که تا چه اندازه این الگو می‌تواند رابطه پویای کوتاه‌مدت میان این متغیرها را توضیح دهد.

برآورد الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت

در این بخش در مرحله اول، آزمون هم‌انباشتگی بر اساس رابطه (۱۳) صورت می‌گیرد تا مشخص شود آیا مسأله ناسازگاری زمانی می‌تواند رفتار بلندمدت تورم و بیکاری در اقتصاد ایران را توضیح دهد یا خیر.

در مرحله دوم، محدودیت‌های نشان داده شده در رابطه (۱۵) آزمون می‌شود تا توانایی الگو در توجیه پویایی‌های کوتاه‌مدت بررسی شود. داده‌های آزمون شامل نرخ بیکاری و نرخ تورم فصلی (تغییرات شاخص قیمتی مصرف‌کننده) برای دوره ۱۳۶۹:۲ ـ ۱۳۹۴:۲ است. داده‌های تورم از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده‌های بیکاری از سایت مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند.

1- Within-equation
2- Cross-equation

۳. این محدودیت‌ها در ذیل رابطه (۱۹) توضیح داده می‌شود.

www.SID.ir

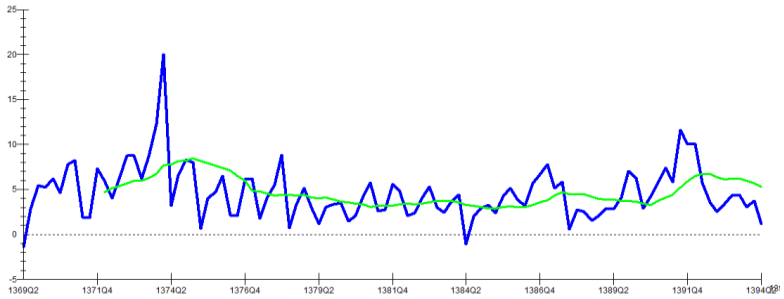
Archive of SID

آزمون محدودیت بلندمدت

بر اساس روابط (۱۱) و (۱۲) و دلالت‌های الگو، نرخ تورم و نرخ بیکاری جمعی[1] از مرتبه یک هستند. بنابراین، ابتدا وجود ریشه واحد در این دو متغیر با استفاده از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته صورت می‌گیرد و سپس آزمون یوهانسن وجود هم‌انباشتگی میان آن‌ها را بررسی می‌کند. تأیید وجود رابطه خطی پایا میان نرخ بیکاری و نرخ تورم در دوره مورد بررسی، تأییدکننده رابطه (۱۳) خواهد بود.

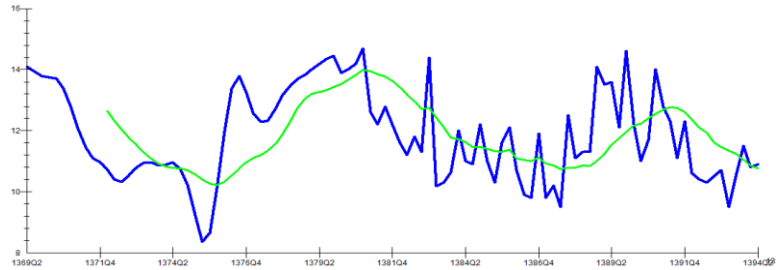
نمودارهای ۱ و ۲ روند سری زمانی نرخ تورم و نرخ بیکاری را در دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد.

نمودار (۱): نرخ تورم فصلی و میانگین متحرک متمرکز سه ساله[2]



*منبع: سایت‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران

نمودار (۲): نرخ بیکاری فصلی و میانگین متحرک متمرکز سه ساله



*منبع: سایت‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران

1- Integrated
2- Tree-Year Centered Moving Average

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس نمودارهای ۱ و ۲، به نظر می‌رسد روند حرکت دو متغیر در دوره ۱۳۸۱:۱ ـ ۱۳۹۴:۲ هماهنگی بیش‌تری دارد. به همین دلیل، در کنار بررسی کل بازه مورد نظر، این بازه نیز به طور جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

الف ـ آزمون ریشه واحد

جدول ۱ نتایج حاصل از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته[1] (۱۹۸۱) را نشان می‌دهد:

جدول (۱): نتایج پایایی بر اساس آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته

	INF	DINF	UN	DUN
۱۳۹۴:۲ ـ ۱۳۶۹:۲	−۳/۳۰۴۷ (−۳/۴۵۸۶)	−۵/۴۹۱۸ (−۲/۸۹۳۲)	−۲/۸۵۸۴ (−۳/۴۵۸۶)	−۴/۸۱۹۵ (−۲/۸۹۴۳)
۱۳۹۴:۲ ـ ۱۳۸۱:۱	−۳/۱۱۵۵ (−۳/۵۱۱۲)	−۷/۹۹۵۹ (−۲/۹۲۸۷)	−۲/۳۷۸۲ (−۳/۵۱۱۲)	−۳/۴۵۱۱ (−۲/۹۲۸۷)

* مأخذ: یافته‌های تحقیق

** توضیحات: مقادیر داخل پرانتز مقادیر بحرانی بر اساس آماره شوارتز ـ بیزین هستند.

بر اساس نتایج به دست آمده، در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد و در حالت وجود عرض از مبدأ و روند، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح هر دو متغیر و در هر دو بازه زمانی را نمی‌توان رد کرد. در مرحله تفاضل‌گیری نیز وجود ریشه واحد در حالت بدون روند مورد بررسی قرار گرفته و نتایج نشان دهنده پایایی هر دو متغیر است.

ب ـ آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از روش یوهانسن (۱۹۸۸) صورت می‌گیرد. نتایج به دست آمده در جدول ۲ آمده است:

1- Augmented Dickey-Fuller

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۲): نتایج آزمون یوهانسن

	λ_1	λ_2	بردار هم‌انباشتگی	LR**
۱۳۹۴:۲ _ ۱۳۶۹:۲	۰/۲۰۴۹	۰/۰۰۶۰	$۰/۳۷۶۸\pi_t$-۰/۱۴۴۵U_t	۲۲/۷۰۱۹ (۱۵/۶۹)
۱۳۹۴:۲ _ ۱۳۸۱:۱	۰/۱۸۳۲	۰/۰۰۴۱	$۰/۴۸۰۸\pi_t$-۰/۱۷۰۸U_t	۱۰/۵۲۰۸ (۹/۵۲)

* مأخذ: یافته‌های تحقیق و استفاده از نرم‌افزار متلب

** مقادیر به دست آمده با اطلاعات جدول Hamilton (1994), Table B.11, Case 1, p.768. مقایسه می‌شود. سطح بحرانی هر کدام از نتایج در داخل پرانتز و در ذیل نتایج برآورد شده آمده است که به ترتیب، در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد و ۹۰ درصد، فرض صفر آزمون هم‌انباشتگی را رد می‌کنند.

بر اساس اطلاعات جدول و با مقایسه آماره نسبت راستنمایی $lR = -Tln(1-\lambda_1)$ با مقدار بحرانی جدول، فرض صفر مبنی بر نبود رابطه هم‌انباشتگی میان تورم و بیکاری در سطح معنی‌داری ۹۹ درصد رد می‌شود. اما برای زیردوره ۱۳۸۱:۱ ـ ۱۳۹۴:۲ نبود بردار هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری ۹۰ درصد قابل رد است.

بنابراین، نتایج جدول ۲ قویاً مفاهیم الگوی Barro - Gordon را در خصوص رفتار بلندمدت تورم و بیکاری در ایران تأیید می‌کند. به این ترتیب، ناتوانی مقام پولی اقتصاد ایران، در پایبندی به یک سیاست پولی سبب می‌شود بیکاری و تورم هم‌انباشته بوده و به این ترتیب، ویژگی‌های منحنی فیلیپس و بده ـ بستان میان این دو متغیر محقق نشود.

آزمون محدودیت‌های کوتاه‌مدت

در این بخش بر مفهوم رابطه کوتاه‌مدت تورم و بیکاری تأکید می‌شود که با استفاده از الگوهای فضا ـ حالت و روش بازگشتی کالمن فیلتر ارائه شده است. الگوهای فضا ـ حالت و فیلتر کالمن، در برآورد الگوهای دارای متغیر غیرقابل مشاهده کاربردهای وسیعی دارند. نظریه‌های اقتصادی بیشتر شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده نظیر درآمد دائمی و انتظارات هستند که می‌توان آن‌ها را در قالب الگوهای فضا ـ حالت مدنظر قرار داد. این الگوها شامل دو مجموعه معادلات است؛ معادلات اندازه‌گیری که ارتباط میان داده‌های مشاهده شده، متغیرهای حالت و یک جزء مبهم را مشخص می‌سازد و مجموعه دوم از معادلات که به عنوان معادلات حالت شناخته می‌شوند و قانون حرکت را برای این دسته از متغیرها مشخص می‌سازد (Rezaee Moghaddam, 2016). در این نوع معادلات، حالت فعلی به حالت قبلی مرتبط می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

فرم ساده معادله فضا ـ حالت به صورت زیر است:

$$TE: \beta_t = F\beta_{t-1} + Q\vartheta_t \quad (۱۵)$$

$$ME: y_t = H\beta_t + \omega_t \quad (۱۶)$$

در رابطه (۱۵) به عنوان معادله حالت یا معادله انتقال[1]، ε_t بردار $(k \times 1)$ از متغیرهای غیرقابل مشاهده است و y_t در معادله اندازه‌گیری[2] (رابطه ۱۶) بردار $(n \times 1)$ از متغیرهای قابل مشاهده در زمان t تعریف می‌شود. F، Q و H ماتریس‌هایی از پارامترها با ابعاد $(k \times k)$، $(k \times 1)$ و $(n \times k)$ هستند.[3]

فیلتر کالمن یک الگوریتم بازگشتی مبتنی بر امید شرطی است. از ویژگی‌های امید شرطی این است که بهترین پیش‌بینی را با حداقل میانگین مربعات خطا[4] فراهم می‌کند. لذا در الگوهای فضا ـ حالت، پیش‌بینی‌ها برای زمان t مشروط به استفاده از تمامی اطلاعات موجود در زمان $(t-1)$ است و با استفاده از تابع حداکثر راستنمایی، ضرایب و پارامترهای الگو در طول زمان استخراج می‌شوند (Hamilton,1994).

به عبارت ساده‌تر، در فیلتر کالمن دو مرحله تعریف شده است: مرحله پیش‌بینی و مرحله بازیابی و تصحیح. در مرحله پیش‌بینی، β_t در رابطه (۱۵)، با مفروض دانستن β_{t-1} برآورد می‌شود و برآوردی از کواریانس خطای آن صورت می‌گیرد. با در اختیار داشتن $\beta_{t|t-1}$ می‌توان مقدار $y_{t|t-1}$ را پیش‌بینی کرد و چون در پایان دوره t مقدار متغیر y_t مشخص می‌شود، لذا خطای پیش‌بینی آن قابل محاسبه است. در این جا، محاسبات مرحله پیش‌بینی کامل می‌شود.

در مرحله اصلاح، با استفاده از اطلاعات به دست آمده در مرحله قبل، مقدار ضریب کالمن قابل محاسبه است. با استفاده از این ضریب می‌توان بار دیگر متغیرهای غیرقابل مشاهده را اندازه‌گیری کرد. البته این بار، از تمام اطلاعات در دسترس استفاده می‌شود. در حقیقت، ضریب کالمن، ضریب تصحیح خطای پیش‌بینی است. بر اساس مکانیزم طراحی شده در این فیلتر، در مرحله

1- Transition Equation
2- Measurement Equation

۳ـ در این مقاله، معادله ME بدون جزء اخلال تعریف می‌شود.

4- MSE

www.SID.ir

Archive of SID

اصلاح، نااطمینانی در مورد پیش‌بینی‌ها کاهش می‌یابد.

در این مقاله، معادله کلی نرخ بیکاری واقعی به عنوان معادله مقید تعریف می‌شود که در ادامه تحت عنوان معادله (۱۷) نشان داده شده و از تفاضل مرتبه اول رابطه (۹) به دست آمده است. در رابطه با معادله مقید نیز قید تعریف شده، وجود ریشه واحد برای متغیر نرخ طبیعی بیکاری است (معادله ۴) که اگر با معادله مقید ترکیب شود، در نهایت معادله مقید به‌دست می‌آید که تحت عنوان معادله (۱۸) نشان داده شده است. به منظور برآورد متغیرهای غیرقابل مشاهده، نظیر کوواریانس اجزاء اخلال، ضریب تعدیل نرخ بیکاری طبیعی و نیز متغیر وزن هدف‌گذاری تورم و بیکاری در تابع هدف اجتماعی سیاست‌گذار از الگوی فضا ـ حالت و فیلتر کالمن استفاده می‌شود.

در رابطه با معادله مقید از رابطه (۹) تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود:

$$\Delta U_t = \Delta U_t^n - \alpha\eta_t + \alpha\eta_{t-1} \qquad (۱۷)$$

رابطه (۱۷) به همراه رابطه (۱۲) می‌تواند در قالب الگوی فضا ـ حالت بازنویسی شود:

$$TE: \begin{bmatrix} \Delta U_t^n \\ \varepsilon_t \\ \eta_t \\ \eta_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta U_{t-1}^n \\ \varepsilon_{t-1} \\ \eta_{t-1} \\ \eta_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix}$$

$$\text{ME:} \begin{bmatrix} \pi_t - \alpha A U_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & -\alpha A & 1+\alpha^2 A & 0 \\ 1 & 0 & -\alpha & \alpha \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta U_{t-1}^n \\ \varepsilon_{t-1} \\ \eta_{t-1} \\ \eta_{t-2} \end{bmatrix}$$

ماتریس کواریانس به صورت زیر خواهد بود:

$$E\vartheta_t\vartheta_t' = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\eta} \\ \sigma_{\varepsilon\eta} & \sigma_{\varepsilon\eta}^2 \end{bmatrix}$$

به این ترتیب، مدل با انتخاب مقادیر برای α، A، λ، σ_η، σ_ε و $\sigma_{\varepsilon\eta}$ به طوری که تابع راستنمایی حداکثر شود، برآورد می‌شود.

و اما برای رابطه نامقید، رابطه (۱۳) به همراه رابطه (۱۲) در قالب فضا ـ حالت بازنویسی می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \pi_t - \gamma U_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi^{\pi\pi} & \phi^{\pi u} \\ \phi^{u\pi} & \phi^{uu} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} - \gamma U_{t-1} \\ \Delta U_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^u \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1^{\pi\pi} & \theta_1^{\pi u} \\ \theta_1^{u\pi} & \theta_1^{uu} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1}^\pi \\ \varepsilon_{t-1}^u \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_2^{\pi\pi} & \theta_2^{\pi u} \\ \theta_2^{u\pi} & \theta_2^{uu} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-2}^\pi \\ \varepsilon_{t-2}^u \end{bmatrix} \qquad (۱۹)$$

www.SID.ir

Archive of SID

$$TE: \begin{bmatrix} \pi_t - \gamma U_t \\ \Delta U_t \\ \varepsilon_t^{\pi} \\ \varepsilon_t^{u} \\ \varepsilon_{t-1}^{\pi} \\ \varepsilon_{t-1}^{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi^{\pi\pi} & \phi^{\pi u} & \theta_1^{\pi\pi} & \theta_1^{\pi u} & \theta_2^{\pi\pi} & \theta_2^{\pi u} \\ \phi^{u\pi} & \phi^{uu} & \theta_1^{u\pi} & \theta_1^{uu} & \theta_2^{u\pi} & \theta_2^{uu} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} - \gamma U_{t-1} \\ \Delta U_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1}^{\pi} \\ \varepsilon_{t-1}^{u} \\ \varepsilon_{t-2}^{\pi} \\ \varepsilon_{t-2}^{u} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\pi} \\ \varepsilon_t^{u} \end{bmatrix}$$

$$ME: \begin{bmatrix} \pi_t - \gamma U_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t - \gamma U_t \\ \Delta U_t \\ \varepsilon_t^{\pi} \\ \varepsilon_t^{u} \\ \varepsilon_{t-1}^{\pi} \\ \varepsilon_{t-1}^{u} \end{bmatrix}$$

ماتریس کواریانس به صورت زیر خواهد بود:

$$E\vartheta_t\vartheta_t' = \begin{bmatrix} \sigma_{\pi}^2 & \sigma_{\pi u} \\ \sigma_{u\pi} & \sigma_u^2 \end{bmatrix}$$

این رابطه همان رابطه (۱۴) است که به صورت نامقید آورده شده است. در ابتدا لازم است محدودیت‌های داخل معادله‌ای و بین‌معادله‌ای توضیح داده شوند. بر اساس رابطه (۱۹)، ضرایبی که صرفاً به معادلات π یا U مربوط می‌شوند ـ نظیر $\phi^{\pi\pi}$ و $\theta_1^{\pi\pi}$ یا ϕ^{uu} و θ_1^{uu} ـ و بنا به مدل اصلی که در رابطه (۱۴) آورده شده است، اعداد خاصی به آن‌ها نسبت داده می‌شود محدودیت‌های داخل معادله‌ای هستند. به عنوان مثال می‌توان به این دو قید اشاره کرد که باید $\phi^{\pi\pi} = 0$، و $\phi^{uu} = \lambda$ قرار گیرد.

در رابطه با محدودیت‌های بین معادله‌ای نیز ضرایبی نظیر $\phi^{u\pi}$، $\theta_1^{u\pi}$ و ... به رابطه بین دو متغیر اشاره دارند که بر اساس مدل اصلی باید اعداد خاصی را به خود اختصاص دهند.

جدول ۴ برآوردهای حداکثر راستنمایی از پارامترهای الگو را نشان می‌دهد. فرض صفر آزمون، مبتنی بر برقرار بودن قیود است. بنابراین اگر فرض صفر رد نشود، در آن صورت می‌توان نتیجه گرفت که قیود مدل تعدیل شده Barro - Gordon مورد تأیید بوده و وجود ناسازگاری زمانی در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود.

بر اساس رابطه (۱)، α شیب منحنی فیلیپس را نشان می‌دهد. در کل دوره، به ازای یک درصد افزایش در تورم پیش‌بینی نشده، به اندازه ۰/۰۵ درصد کاهش در نرخ بیکاری به وجود می‌آید که نشان‌دهنده شیب بسیار کم این منحنی است. شیب این منحنی برای دوره ۱۳۸۱:۱ ـ ۱۳۹۴:۲ باز هم

www.SID.ir

Archive of SID

کمتر و معادل ۰/۰۱۵ بدست آمده است. اگرچه پارامترهای k و b به طور جداگانه معرفی نشده‌اند، اما با در نظر گرفتن این که $A = (1-k)/b$ (رابطه ۸) و k عددی بین صفر و یک است (رابطه ۳) ، اگر برآورد A بزرگ‌تر از یک باشد، می‌توان نتیجه گرفت که مقدار $1-k$ بزرگ‌تر از b بوده و b کوچک‌تر از یک است. بنابراین، مقام پولی وزن کمتری را برای اهداف تورمی خود، نسبت به اهداف مرتبط با نرخ بیکاری قائل است و این توجه بیشتر به اهداف مرتبط با بیکاری در دوره ۱۳۸۱:۱ ـ ۱۳۹۴:۲ بیش از سه برابر کل دوره است. منفی شدن برآورد λ مورد انتظار نیست. تخمین مثبت کوواریانس $\sigma_{\varepsilon\eta}$ بیان‌گر انطباق شوک‌های وارد بر نرخ طبیعی بیکاری با شوک‌های وارد بر تورم است.

جدول ٤. برآوردهای تابع حداکثر راستنمایی

متغیر	۱۳۹٤:۲ ـ ۱۳۸۱:۱		۱۳۹٤:۲ ـ ۱۳٦۹:۲	
	انحراف معیار	برآورد	انحراف معیار	برآورد
α	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۵۸	۰/۰۱۶۹	۰/۰۵۳۴
A	۳/۳۳۷۸	۲۳/۰۹۴۲	۲/۲۳۶۴	۶/۹۵۶۹
λ	۰/۶۵۹۱i	−۱/۸۴۷۷	۰/۰۹۳۰	−۰/۲۸۲۶
σ_ε	۰/۲۹۲۳i	۱/۲۷۰۴	۰/۰۷۰۹	۱/۰۲۲۳
σ_η	۰/۲۱۲۷	۲/۲۸۸۴	۰/۲۱۶۹	۳/۰۷۵۵
$\sigma_{\varepsilon\eta}$	۰/۱۲۱۷	۰/۰۹۰۸	۰/۳۵۱۷	۰/۰۰۲۸

۱۳۹۴:۲ ـ ۱۳۶۹:۲

L^c = Maximaized value of Constrained log likelihood = −۳۹۹/۴۲۵۰

L^u = Maximaized value of Constrained log likelihood = −۳۸۴/۷۴۶۳

$LR = 2(L^u - L^c) =$ ۱۴/۶۷۸۷

۱۳۹۴:۲ ـ ۱۳۸۱:۱

$L^c = Maximaized\ value\ of\ Constrained\ log\ likelihood =$ −۲۰۷/۴۱۸۲

$L^u = Maximaized\ value\ of\ Constrained\ log\ likelihood =$ −۱۹۰/۳۰۷۰

$LR = 2(L^u - L^c) =$ ۱۷/۱۱۱۲

* منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار متلب

** مقادیر به دست آمده LR با اطلاعات جدول Hamilton (1994), Table B.2, p.754 مقایسه می‌شود.

محدودیت‌های در داخل معادله و بین معادله‌ای از مقایسه ARMA(۱،۲) مقید با شکل مشابه نامقید آن آزمون شده‌اند. الگو مقید دارای ۶ پارامتر و الگو نامقید ARMA(۱،۲) برای یک رابطه

www.SID.ir

Archive of SID

خطی تورم و بیکاری به صورت $\pi_t - \gamma U_t$ و تغییر پایا در نرخ بیکاری ΔU_t شامل ۱۶ پارامتر است[۱]. بنابراین، نظریه ۱۰ محدودیت را برای الگو سری زمانی دو متغیره وضع کرده است: اگر L^c بیان‌گر حداکثر مقدار تابع لگاریتم راستنمایی برای الگو مقید و L^u بیان‌گر حداکثر مقدار تابع لگاریتم راستنمایی برای الگو نامقید باشد، در آن صورت نسبت آماری راستنمایی $LR = 2(L^u - L^c)$ دارای توزیع خی‌دو با ۱۰ درجه آزادی است که تحت فرض صفر برقراری محدودیت‌ها قرار دارد. مقادیر بحرانی از کتاب Hamilton استخراج شده‌اند.

جدول ۴ مقدار نسبت آماری راستنمایی به دست آمده را برای هر دو دوره ۱۳۶۹:۲ ـ ۱۳۹۴:۲ و ۱۳۸۱:۱ ـ ۱۳۹۴:۲ نشان می‌دهد. فرض صفر در این آزمون، برقرار بودن محدودیت‌های تعریف شده است. بر اساس جدول کتاب Hamilton، مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای این توزیع با ۱۰ درجه آزادی معادل ۲۳/۲ است، بنابراین فرض صفر مبنی بر برقرار بودن محدودیت-های تعریف شده بر اساس مدل، در سطح اطمینان ۹۹ درصد قابل رد نیست. در نتیجه می‌توان گفت علاوه بر دوره بلندمدت، محدودیت‌های تعریف شده در این مدل وجود ناسازگاری زمانی در کوتاه‌مدت را نیز تأیید می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

بر طبق الگو ناسازگاری زمانی سیاست‌های پولی Barro - Gordon (1983)، در شرایطی که مقام پولی نتواند به یک قاعده سیاستی متعهد باشد، روند بلندمدت در نرخ طبیعی بیکاری، به ایجاد روندی مشابه در نرخ تورم منجر می‌شود. در حقیقت، دولت‌ها سیاست‌های انبساطی را انتخاب می‌کنند تا فعالیت اقتصادی را افزایش و بیکاری را کاهش دهند. اما به محض آن که این سیاست از سوی کارگزاران تشخیص داده شود، تورم تأثیری بر فعالیت اقتصادی در بلندمدت نخواهد داشت. حال این پرسش مطرح می‌شود که آیا ناسازگاری زمانی می‌تواند رفتار تورم در اقتصاد

---

۱. این ۱۶ پارامتر در الگو نامقید در رابطه (۱۹) قابل مشاهده‌اند. این متغیرها شامل γ (پارامتر موجود در رابطه هم‌انباشتگی)، ۴ پارامتر معادله خودبازگشت ($\phi^{\pi\pi}$، $\phi^{\pi u}$، $\phi^{u\pi}$، ϕ^{uu})، ۸ پارامتر میانگین متحرک ($\theta_1^{\pi\pi}$، $\theta_1^{\pi u}$، $\theta_1^{u\pi}$، θ_1^{uu}، $\theta_2^{\pi\pi}$، $\theta_2^{\pi u}$، $\theta_2^{u\pi}$، θ_2^{uu}) و سه پارامتر متمایز در ماتریس کوواریانس ($\sigma_{\pi u}$، σ_π، σ_u) به منظور نوآوری است.

www.SID.ir

Archive of SID

ایران را توضیح دهد؟

نتایج به دست آمده از آزمون‌های فوق نشان می‌دهد که تورم و بیکاری برای دوره ۱۳۶۹:۲ ـ ۱۳۹۴:۲ هم‌انباشته بوده و برای دوره ۱۳۸۱:۱ ـ ۱۳۹۴:۲ در سطح اطمینان ۹۰ درصد می‌توان وجود رابطه هم‌انباشتگی و حرکت همزمان تورم و بیکاری به صورت فصلی، معادلات مربوطه در قالب فضا ـ حالت بازنویسی و از فیلتر کالمن استفاده شد. معادله مقید، حالت تعمیم یافته الگوی Barro - Gordon است که نوسانات نرخ بیکاری را دارای ریشه واحد و تحت تأثیر شوک‌های تورمی تعریف می‌کند. نتایج مربوط به دوره کوتاه‌مدت نیز دلالت‌های الگو را تأیید می‌کند. به این ترتیب، به دلیل پیش‌بینی کارگزاران اقتصادی از رفتار ناسازگار زمانی دولت که در قیمت‌ها و قراردادهای دستمزد منعکس می‌شود، اقتصاد نه تنها به سطح بیکاری پایین‌تر نمی‌رسد، بلکه بیکاری و تورمی بالاتر را تجربه می‌کند. بنابراین، پایبند بودن دولت به آنچه وعده داده، بهینه اقتصادی است و مصلحت‌اندیشی دولت، زیان اجتماعی را به دنبال دارد.

این نتیجه به‌طور بالقوه می‌تواند مسأله تورم مزمن در اقتصاد ایران را توضیح دهد. به‌عبارت دیگر، در رابطه با اقتصاد ایران و اهمیتی که کنترل تورم و بیکاری در سال‌های اخیر یافته‌اند و نیز در شرایطی که تصمیمات سیاست‌گزاران پولی اقتصادی متغیر، بی‌ثبات و ناظر به کوتاه‌مدت است، به نظر می‌رسد اهمیت مسأله شکل‌گیری انتظارات واحدهای اقتصادی در ایجاد ثبات اقتصادی، بر ضرورت توجه بیش از پیش به مسأله ناسازگاری زمانی و پیامدهای آن در زمان اجرای سیاست‌های صلاحدیدی دلالت دارد.

البته این نکته مهم قابل ذکر است که با وجود ویژگی‌های منحصر به فرد اقتصاد ایران به ویژه اتکای دولت به درآمدهای ارزی به عنوان یک عامل برون‌زا و وقوع شوک‌های متعدد و پیش‌بینی نشده در اقتصاد، لحاظ کردن حد بهینه‌ای از رفتار صلاحدیدی می‌تواند مطلوب باشد و شناسایی این حد بهینه می‌تواند موضوع تحقیقات آتی قرار گیرد.

Refrences:

[1] Alavi, S. M. (2002). The Optimal Monetary Rule Based On Inflation Targeting Approach in Iran, *Monthly Lectures Collection in 2002*, Monetary and Banking Research Institute, PP 262- 271. (In Persian)

[2] Anvari, A., Zaranejad, M. & Fakhraee, S. A. (2011). Evaluating Optimum Monetary Rule in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model Using

www.SID.ir

Archive of SID

Control Approach, *Quartery Journal of Quantitative Economics, Volume 8, No. 3*, pp 129-158. (In Persian)
[3] Barro, J. R. & Gordon, D. (1983a). A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate of Monetary Policy. *Journal of Political Economy, 91(4)*, 589-610.
[4] Bodea, C. & Hicks, R. (2015). Price Stability and Central Independence: Discipline, Credibility and Democratic Institutions, *International Organization, Vol 69*, 35-61.
[5] Borio, C. (2014). Monetary Policy and Financial Stability; What role in Prevention and Recovery? *BIS Working Paper*.
[6] Dargahi, H. & Atashak, A. (2001). Targeting Inflation in Iran Economy: Requirements and Determining Policy Tools, *Journal of Economic Research, No. 60*, PP 119-147. (In Persian)
[7] Dargahi, H. & Sharbatoghli, R. (2010). The Determination of Monetary Policy Rule with Persistent inflation in Iran's Economy using Optimal Control Approach, *Journal of Economic Research, No. 1*, PP 27-93. (In Persian)
[8] Drazen, A. (2011). *Political Economics of Macroeconomics*, Translated by Jafar Kherkhahan, Tehran: Institute for Management and Planning Studies Press, First Edition. (In Persian)
[9] Dotsey, M. (2008). Commitment versus Discretion in Monetary Policy**,** *Business Review*. http://www. philadelphiafed. org.
[10] Doyle, M. & Falk, B. (2008). Testing Commitment Models of Monetary Policy: Evidence from OECD Economies, *Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, vol. 40(2-3)*, 409 – 425.
[11] Doyle, M. & Falk, B. (2010). Do Asymmetric Central Bank Preferences Help Explain Observed Inflation Outcomes?, *Journal of Macroeconomics, Elsevier, 32(2)*, 527-540.
[12] Eijffinger, S. C. W. & De Haan, J. (1996). The Political Economy of Central Bank Independence. *Special papers in international economics. No. 19*. http://EconPapers.repec.org.
[13] Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton university press.
[14] Ireland, P. N. (1999). Does Time Consistency Problem Explain the Behavior of Inflation in the United Staes?, *Journal of Monetary Economics, 44*, 279 – 291.
[15] Jafari samimi, A. and Tehranchian, A. (2008). The Study of the Effects of Optimal Monetary and Fiscal Policy on Major indexes of Macroeconomics in Iran; The Application of Optimal Control, *Journal of Economic Research, No. 65*, PP 213-242. (In Persian)
[16] Kalili Araghi & et, al., (2008), The Determination of Optimal Monetary Policy in Iran's Economy Using Optimal Control Theory, *Economic Research Journal, No. 88*, PP 69-94.
[17] Kanalici Akey, H. & Nargelecekenler, M. (2007). Is There The Time Inconsistency Problem In Turkey? *Journal of Economic Studies, 34(5)*, 389 -

www.SID.ir

Archive of SID

400.
[18] Karimpour, Ali (2011), *Analyzing of Time Inconsistency About Inflation in Iran*, Master of Science Thesis, Faculty of Economics, Tehran University. (In Persian)
[19] Khorsandi, M., Slamlueian, K. and Zonour, S. H. (2012). An Optimal Rule for Monetary Policy with Inflation Persistence: The Case of Iran, *Economic Research Journal, No. 51*, PP 43-70. (In Persian)
[20] Kydland, F.E. & Prescott, E.C. (1977), "Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans", *Journal of Political Economy, Vol. 85 No. 3*, 473-491.
[21] Mardani, F. (2012). *The Survey of Time Inconsistency in Monetary Policy; The Case Study Iran's Economy*, Master of Science Thesis, Economics and Administration Sciences Faculty, Ferdowsi University. (In Persian)
[22] Rezaee_Moghaddam, N., Mostafavi, M. and Cheshmi, A. (2016). Separating Core Inflation from Temporary Components in Iran Using Kalman Filter, *Economic Research, No. 60*, PP 51-73. (In Persian)
[23] Ruge-Murica, F. J. (2003). Does The Barro - Gordon Model Explain The Behavior Of US Inflation? A Reexsamination of the Empirical Evidence. *Journal of Monetary Economics, 50*, 90-137.
[24] Surico, P. (2008). Measuring the Time Inconsistency of US Monetary Policy, *Economica, 75*, 22-38.
[25] Tashkini, A. & Shafiee, A. (2005). Monetary and Fiscal Variables of Money, *Iranian Quarterly Journal of Trade Studies (IJTC), No. 35*, pp 125-152. (In Persian)
[26] Taylor, H. (1985). Time Inconsistency; A Potential Problem for Policy Makers, *business review.*
[27] Taylor, J., B. (2005). Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies, Translated by Mohammad Nadeali, *Ravand Quarterly Journal, No. 45*, PP 157-178. (In Persian)

www.SID.ir

Archiv

www.SID.ir