

هدف گذاری تورم انعطاف پذیر در اقتصاد ایران با تأکید بر قیمت دارایی: رویکرد کنترل بهینه تصادفی

دکتر حسن درگاهی*
عبدالعظیم آقاناای**

تاریخ پذیرش
۹۴/۶/۱۵

تاریخ دریافت
۹۳/۱۲/۱۸

چکیده

هدف از انجام این تحقیق، طراحی یک قاعده بهینه پولی در چارچوب هدف گذاری تورم انعطاف پذیر برای بانک مرکزی با تأکید بر قیمت دارایی‌ها در اقتصاد ایران است. این تحقیق در دو مرحله انجام می‌گیرد. در مرحله اول معادلات عرضه و تقاضای کل برای یک اقتصاد باز و صادرکننده نفت (مورد ایران) تصریح و با روش $ARDL$ مورد برآورد قرار می‌گیرند. در مرحله دوم برای بدست آوردن قاعده پولی بهینه، مسئله کمینه سازی تابع زیان بانک مرکزی، با توجه به قیود معادلات عرضه و تقاضای کل با استفاده از روش فضای حالت و الگوریتم کنترل بهینه تصادفی در شرایط برنامه ریزی بویا حل می‌شود. برای ارزیابی اهمیت قیمت دارایی‌ها در تنظیم قاعده پولی بهینه، معادلات عرضه و تقاضای کل مجدداً با در نظر گرفتن قیمت دارایی‌ها مورد برآورد قرار گرفته و تابع زیان بانک مرکزی کمینه می‌شود. مقایسه مقدار واریانس تورم در دو حالت فوق تفاوت معناداری را نشان نمی‌دهد. لذا بانک مرکزی در تنظیم قاعده پولی بهینه خود لازم نیست تحولات شاخص قیمت دارایی را منظور کند.

کلید واژه‌ها: هدف گذاری تورم، قیمت دارایی، کنترل بهینه تصادفی، قاعده بهینه

پولی، اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL : C61, E31, E58, G12

۱- مقدمه

از آغاز دهه ۱۹۹۰، تعدادی از کشورهای صنعتی، چارچوب هدف گذاری تورم را برای سیاست گذاری پولی خود پذیرفته‌اند. هدف گذاری تورم چارچوبی است که در آن، تصمیمات سیاستی با مقایسه تورم آتی مورد انتظار و هدف اعلام شده برای تورم، اتخاذ می‌شود. در این چارچوب مقامات پولی یک هدف مقداری برای تورم آتی در نظر گرفته و اگر تورم مورد پیش بینی برای افق زمانی خاص در آینده، متفاوت از هدف اعلام شده باشد، اقدام به اعمال سیاست پولی جدیدی خواهند کرد تا پیش بینی تورم منطبق بر مقدار هدف قرار گیرد. نتایج مطالعات تجربی، عملکرد روش هدف گذاری تورم را مثبت ارزیابی می‌کند (جدول ۱). با توجه به آن که ثبات قیمت‌ها و پیشگیری از بی‌ثباتی اقتصادی پیش نیاز رشد اقتصادی است، پس از مرحله تورم زدایی اولیه در این گونه کشورها، شرایط برای رشد اقتصادی نیز بهبود یافته است. از طرف دیگر در دو دهه اخیر اقتصادهای مختلف نوسانات پایدار و معناداری را در قیمت‌های دارایی و به دنبال آن بی‌ثباتی مالی مشاهده نمودند. تحولات در بازارهای دارایی می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر تورم و فعالیت‌های واقعی اقتصادی داشته باشد. بنابراین در ادبیات اقتصاد پولی سؤالات مهمی در مورد رابطه بین سیاست پولی بانک مرکزی و تحولات قیمت دارایی‌ها مطرح شده است. از جمله آن که آیا اقدامات بانک مرکزی می‌تواند احتمال بی‌ثباتی در اقتصاد کلان ناشی از تغییرات شدید قیمت دارایی‌ها را به حداقل برساند؟ آیا بانک مرکزی در تنظیم سیاست پولی می‌بایست به تحولات قیمت دارایی‌ها توجه داشته باشد؟

در ادامه، بخش دوم مقاله به مبانی نظری نقش قیمت دارایی در تولید و تورم پرداخته است. بخش سوم، پیشینه تحقیق، شامل مطالعات داخلی و خارجی را مرور می‌کند. بخش چهارم، حقایق آشکار شده تورم در اقتصاد ایران را تحلیل می‌کند. بخش پنجم، قاعده بهینه پولی برای اقتصاد ایران، نتایج و تحلیل یافته‌ها را ارائه می‌نماید و بالاخره بخش ششم، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- نقش قیمت دارایی در تنظیم سیاست پولی

در سال‌های اخیر با تغییرات زیاد قیمت برخی از دارایی‌ها مانند مسکن، ارز و سهام در

جدول ۱: کشورهای موفق در زمینه هدف‌گذاری تورم

کشور	سال اقتباس هدف‌گذاری تورم	نرخ تورم در سال اقتباس	میانگین نرخ تورم در سال ۲۰۰۹	نرخ تورم هدف
زلاند نو	۱۹۹۰	۳,۳	۰,۸	۱-۳
کانادا	۱۹۹۲	۶,۹	۰,۳	۲ (±۱)
انگلستان	۱۹۹۳	۴	۲,۲	۲ (±۱)
استرالیا	۱۹۹۴	۲	۱,۹	۲-۳
سوئد	۱۹۹۵	۱,۸	-۰,۳	۲ (±۱)
فلسطین اشغالی	۱۹۹۷	۸,۱	۳,۳	۲ (±۱)
جمهوری چک	۱۹۹۸	۶,۸	۱	۳ (±۱)
لهستان	۱۹۹۹	۱۰,۶	۳,۸	۲,۵ (±۱)
برزیل	۱۹۹۹	۳,۳	۴,۹	۴,۵ (±۱)
شیلی	۱۹۹۹	۳,۲	۱,۵	۳ (±۱)
کلمبیا	۱۹۹۹	۹,۳	۴,۲	۲-۴
آفریقای جنوبی	۲۰۰۰	۲,۶	۷,۱	۳-۶
تایلند	۲۰۰۰	۰,۸	-۰,۹	۰,۵-۳
کره جنوبی	۲۰۰۱	۲,۹	۲,۸	۳ (±۱)
ایسلند	۲۰۰۱	۴,۱	۱۲	۲,۵ (±۱,۵)
نروژ	۲۰۰۱	۳,۶	۲,۲	۲,۵ (±۱)
مجارستان	۲۰۰۱	۱۰,۸	۴,۲	۳ (±۱)
مکزیک	۲۰۰۲	۹	۵,۳	۳ (±۱)
پرو	۲۰۰۲	-۰,۱	۲,۹	۲ (±۱)
فیلیپین	۲۰۰۲	۴,۵	۱,۶	۴,۵ (±۱)
گواتمالا	۲۰۰۵	۹,۲	۱,۸	۵ (±۱)
اندونزی	۲۰۰۵	۷,۴	۴,۶	۴-۶
رومانی	۲۰۰۵	۹,۳	۵,۶	۳,۵ (±۱)
ترکیه	۲۰۰۶	۷,۷	۶,۳	۶,۵ (±۱)
صربستان	۲۰۰۶	۱۰,۸	۷,۸	۴-۸
غنا	۲۰۰۷	۱۰,۵	۱۹,۳	۱۴,۵ (±۱)

منبع: (Aizenman, hutchison, & Noy, ۲۰۱۱)

بیشتر کشورها، توجه زیادی به نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی (انتقال سیاست‌ها و شوک‌های پولی) معطوف شده است. در توضیح اهمیت این مطلب باید توجه کرد که فرآیند انتقال سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد از بازار دارایی شروع می‌شود. از سوی دیگر اثرات ناطمینانی در محیط اقتصاد کلان به ازای شوک‌های مختلف، بازار دارایی‌ها را سریع‌تر مؤثر می‌سازد. لذا قیمت دارایی‌ها نقش مهمی را در مکانیسم انتقال پولی ایفا می‌کند.

بر اساس مبانی نظری، نوسانات قیمت‌های دارایی از کانال‌های مختلف بر تقاضای کل تأثیرگذار است که از جمله می‌توان شتاب دهنده‌های مالی، اثر Q توبین، اثر ثروت، و اثر ترازنامه بانک‌ها را نام برد. شتاب دهنده‌های مالی در شرایط کامل نبودن بازارهای مالی دارای اهمیت هستند. زیرا در این بازارها هزینه‌های مبادلاتی وجود داشته و به جهت اطلاعات نامتقارن باعث می‌شود واسطه‌های مالی برای ارائه وام، وثیقه درخواست نمایند. ناکامل بودن بازارهای اعتباری دو واقعیت را در پی دارد: اول آنکه قرض دهندگان برای جلوگیری از ریسک اعتباری، بنگاه‌ها را مجبور به تأمین مالی پروژه‌ها از طریق منابع داخلی می‌کنند. دوم آنکه بخشی از پروژه‌هایی که با وام تأمین مالی می‌شود، به علت ریسک عدم بازپرداخت دارای هزینه بیشتری نسبت به هزینه فرصت تأمین مالی داخلی خواهد بود. از طرف دیگر نوسانات قیمت دارایی تأثیر مستقیمی بر ثروت بنگاه‌ها خواهد داشت و مقدار اعتبار، متناسب با مقدار ثروت بنگاه‌ها است. پس اگر افزایش ثروت بنگاه‌ها از طریق افزایش قیمت دارایی منجر به افزایش اعتبار شود نتیجه آن افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش تقاضای کل و در نهایت گسترش فعالیت‌های اقتصادی در کشور است. Q توبین رابطه بین مخارج سرمایه‌گذاری و ارزش بازاری کل دارایی بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. اگر ارزش بازاری واحدهای اضافی سرمایه از هزینه سرمایه‌گذاری بیشتر باشد برای بنگاه‌ها سودآور خواهد بود که سرمایه‌گذاری بیشتری انجام دهند. به طوری که افزایش در قیمت‌های سهام باعث افزایش در ارزش بازاری بنگاه‌ها و در نتیجه سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شود. اثر ثروت به وسیله نظریه چرخه‌های زندگی مودیگیلیانی و نظریه درآمد دائمی فریدمن توضیح داده می‌شود. به طوری که هر افزایش در قیمت دارایی‌های مالی و املاک

و مستغلات موجب افزایش ثروت خانوارها شده و منجر به افزایش مخارج مصرفی خانوارها و همچنین ظرفیت خانوارها برای دریافت وام می‌شود. البته باید توجه داشت که اثر تغییرات قیمت‌های دارایی‌های مختلف بر ثروت می‌تواند متفاوت باشد. به عنوان مثال وقتی تغییر قیمت سهام موقتی باشد، افراد نیز آن را موقتی تلقی می‌کنند در حالی که ممکن است تغییر قیمت دارایی‌های حقیقی، چون مسکن، دائمی تصور شود. از طرف دیگر دارایی‌هایی مانند مسکن مستقیماً خدمات مصرفی ارائه می‌کنند و از این طریق وارد تابع مطلوبیت خانوارها می‌شود (اکی و همکاران ۲۰۰۲). کانال دیگر که در ادبیات بر آن تأکید می‌شود کانال ترازنامه بانک‌ها است. در دیدگاه اعتباری، بانک‌ها معمولاً بر اساس ارزش دارایی وام‌گیرندگان اعتبار ارائه می‌کنند. حال اگر ارزش دارایی‌های عاملان اقتصادی افزایش یابد، ریسک عدم بازپرداخت وام کاهش یافته و بانک‌ها می‌توانند اعتبار بیشتری را برای سرمایه‌گذاری ارائه دهند و در نتیجه سرمایه‌گذاری و تقاضای کل افزایش می‌یابد. عکس این قضیه زمانی رخ می‌دهد که قیمت دارایی به شدت کاهش یابد که به آن از هم پاشیدگی سرمایه می‌گویند (برنانکی و لن ۱۹۹۱). طبق نظریه برینارد و توین (۱۹۶۸) تغییر قیمت دارایی‌ها از کانال تخصیص نیز می‌تواند در اقتصاد مؤثر باشد به این صورت که اگر یک شوک اولیه به قیمت بعضی از دارایی‌ها وارد شود، قیمت دارایی‌های با جانشینی ناقص تغییر پیدا کرده و منجر به ارزش‌گذاری مجدد دیگر دارایی‌ها می‌شود. این امر ممکن است بر مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری مؤثر باشد. همچنین قیمت برخی از دارایی‌ها مانند ساختمان می‌تواند به طور مستقیم یکی از مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده تورم باشد. زیرا این نوع از دارایی‌ها به عنوان نهاده‌های تولیدی است و با افزایش قیمت آن هزینه نهایی بنگاه‌ها برای تولید افزایش یافته که منجر به تورم می‌شود. از سوی دیگر، اگر قیمت دارایی حاوی اطلاعات پیشرو در مورد تولید ناخالص داخلی یا تورم باشد باید در مجموعه اطلاعاتی سیاست‌گذار پولی جهت پیش‌بینی در نظر گرفته شود. به لحاظ نظری اگر بازار دارایی از نظر اطلاعات کارا عمل کند قیمت دارایی منعکس‌کننده اطلاعات موجود در مورد اتفاقات انتظاری آینده است. بدین جهت در ادبیات اقتصادی، قیمت‌های دارایی به عنوان متغیرهای آینده‌نگر مورد استفاده قرار می‌گیرند. زیرا افزایش قیمت دارایی موجب تورم

انتظاری شده که خود موجب تورم متعارف می‌گردد. بنابراین این نکته نیز می‌تواند توجیهی برای در نظر گرفتن قیمت دارایی در تنظیم سیاست پولی و اندازه‌گیری تورم متعارف باشد. چرا که مصرف‌کنندگان نه تنها در مورد تغییرات قیمت‌های جاری، بلکه در مورد قیمت‌های آتی نیز حساس هستند.

۳- مروری بر نتایج مطالعات تجربی

از لحاظ تجربی نیز اقتصاددانان با توجه به پایه‌های تئوری بیان شده تلاش کردند تا به این سؤال که بانک مرکزی چرا و چگونه باید قیمت دارایی، از جمله حساب‌های زیان‌بار برای اقتصاد، را مورد توجه قرار دهد پاسخ بدهند. از یک سو مطابق مطالعه تجربی برنانکی و گرتلر (۱۹۹۹)، رویکرد هدف‌گذاری تورم، بانک‌های مرکزی را به گونه‌ای که از فشارهای تورمی و کاهش قیمت‌ها جلوگیری کند، متعهد به تنظیم سیاست پولی می‌کند. به عبارت دیگر با توجه به این بحث، بانک‌های مرکزی لازم نیست که واکنش مستقلی به حساب‌های قیمت دارایی بدهند. مگر آنکه آن‌ها به عنوان علامتی برای تغییر در تورم انتظاری عمل کنند. نتیجه نهایی آن‌ها این بود که اگر بانک مرکزی به تورم یک واکنش فعالانه و شدید بدهد دیگر لازم نیست به حساب قیمت دارایی واکنش دهد. در تأیید نتیجه تجربی برنانکی و گرتلر اقتصاددانانی از جمله میشکین (۲۰۰۱b و ۲۰۰۸)، فیلاردو^۱ (۲۰۰۱) و شیراتسوکا^۲ (۱۹۹۹) منتقد هرگونه واکنش مستقیم سیاست پولی به حساب‌های بازار دارایی هستند. استدلال فیلاردو و شیراتسوکا این است که ابزار سیاست پولی که نرخ بهره است، در این واکنش منجر به نوسانات زیادی گردیده که برای فعالیت‌های اقتصادی مضر است و همچنین استدلال میشکین این است که بانک‌های مرکزی در بیشتر موارد نباید واکنش از پیش تعیین شده به حساب‌ها بدهند. او برای استدلال خود سه دلیل می‌آورد اول آنکه حساب در بازار دارایی به سختی تشخیص داده می‌شود بنابراین یک سیاست پولی انقباضی برای جلوگیری از یک حساب که به نادرستی تشخیص داده شده است، منجر به

1. Filardo, 2001
2. Shiratsuka, 1999

کاهش رشد اقتصادی شده و همچنین از نقش قیمت‌داری در تخصیص بهینه منابع جلوگیری می‌کند. دوم آنکه حتی در صورت تشخیص حباب‌ها نیز در مورد تأثیر تغییر نرخ بهره بر روی حباب‌ها نا اطمینانی بالایی وجود دارد. سوم آنکه دارایی‌ها دارای اقلام متفاوتی هستند و در هر زمان یک حباب ممکن است در تعدادی از این اقلام منعکس شود در حالی که سیاست پولی یک ابزار به حساب می‌آید که می‌تواند به طور کلی بر روی تمامی دارایی‌ها مؤثر باشد.

اما از طرف دیگر سچتی و همکاران^۱ (۲۰۰۰) مشابه استدلالاتی که باریو و لاو (۲۰۰۲) و باریو، انگلیش و فیلاردو (۲۰۰۳) برای نقش قیمت‌داری در ساخت سیاست پولی دارند، نتیجه می‌گیرند که در راستای رویکرد هدف‌گذاری تورم اگر بانک مرکزی سیاستی خود را نه تنها به سمت تورم و شکاف تولید بلکه به همان صورت به سمت قیمت‌های دارایی نشانه رود موجب کاهش شکل‌گیری حباب‌های قیمت‌داری خواهد شد و ریسک چرخه‌های رونق و رکود در سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. بانک‌های مرکزی با تنظیم کردن نرخ بهره به سمت قیمت‌های دارایی به طور کلی و یا رفتارهای حباب‌گونه آن به طور خاص می‌توانند موجب ثبات تولید و تورم شده و عملکرد اقتصاد را بهبود بخشند. به طور مشابه باتانی و نلسون^۲ (۲۰۰۰) طی مطالعه‌ای در مورد آنکه آیا سیاست پولی می‌بایست به تحولات نرخ ارز پاسخ دهد یا خیر، از مدلی شبیه دو مدل قبل استفاده کرده و نتیجه گرفتند که واکنش سیاست پولی موجب افزایش رفاه خواهد شد. اما فرض آن‌ها نیز در مورد نوع شوک‌ها و آنچه که سیاست‌گذار پولی می‌تواند تشخیص دهد متفاوت است. بنابراین تعجب برانگیز نیست که تفاوت فروض در مورد ساختار تصادفی اقتصاد و آنچه که سیاست‌گذار پولی می‌تواند مشاهده کند، ممکن است به نتایج متفاوتی در مورد مقتضی بودن رابطه مابین ابزار سیاست پولی و قیمت‌داری منجر شود. گودهارت و هافمن^۳ (۲۰۰۱) و دیور^۴ (۲۰۰۱) هر دو معتقد به انجام واکنش سیاست پولی، بر اساس اینکه منبع

1. Cecchetti, Genberg, Lipsky, & Wadhvani, 2000
2. Batini & Nelson, 2000
3. Goodhart & Hofmann, 2001
4. Durré, 2001

شوکه‌ها از چه بخش اقتصادی ناشی می‌شوند، هستند. مدل گودهارت و هافمن بر اساس معادلات کلان و بدون پایه خرد بنا شده است. آن‌ها با استفاده از داده فصلی ۱۹۷۲-۱۹۹۸ ابتدا یک منحنی فیلیپس و یک منحنی IS گذشته‌نگر را برای کشورهای G7 با شرکت دادن قیمت‌های دارایی تخمین زده و نشان می‌دهند قیمت تمام دارایی‌ها در کشورهای G7 بر بخش حقیقی اقتصاد مؤثر است. یک بار دیگر معادلات بالا بدون در نظر گرفتن قیمت‌های دارایی در تابع تقاضا، تخمین زده شده و زیان بانک مرکزی را در دو حالت بالا شبیه‌سازی می‌کنند که نتایج زیر را دارد:

جدول ۲: نتیجه مطالعه تجربی گودهارت و هافمن ۲۰۰۱

زیان	واریانس تولید	واریانس تورم	
۱,۶۵	۰,۴۴	۱,۲۱	قاعده با در نظر گرفتن دارایی
۲,۷۱	۱,۱۸	۱,۵۳	قاعده بدون در نظر گرفتن دارایی

نتیجه کار تجربی آنان طبق جدول بالا نشان می‌دهد که قاعده بهینه سیاست پولی بدون در نظر گرفتن بازار دارایی، زیان بیشتری را متحمل بانک مرکزی می‌کند. نتیجه‌ای که آن‌ها در نهایت با استدلال به آن می‌پردازند این است که چون قیمت دارایی‌هایی بر شکاف تولید مؤثر است، سیاست پولی باید به نوسانات این قیمت‌ها واکنش داشته باشد. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که نتایج جدول ۲ ناشی از نادیده گرفتن اطلاعاتی است که در قیمت دارایی‌ها وجود دارد. پاسخ بر اساس طبیعت شوکه‌ها را دیور (۲۰۰۱) در مطالعه خود بیشتر مورد توجه قرار داده است. کار دیور دارای چند ویژگی است: اول آنکه معادلات کلان مورد استفاده، دارای پایه خرد نیستند. این مطالعه برخلاف گودهارت و هافمن که تمام دارایی‌ها را مورد توجه قرار دادند، تنها قیمت سهام را در نظر گرفته است. تفاوت دیگر کار او با مدل قبلی آن است که معادلات کلانی که استفاده کرده است آینده‌نگر هستند. ویژگی دیگر کار او قرار دادن شکاف قیمت سهام از مقدار بنیادی‌اش در تابع زیان بانک مرکزی است. مفهوم این تابع زیان این است که علاوه بر متغیرهای تورم و تولید

بانک مرکزی باید به حباب‌ها یک واکنش مستقل نشان دهد. تفاوت دیگر این مطالعه با مطالعه گودهارت و هافمن آن است که مدل تخمین زده نمی‌شود بلکه به صورت پارامتری حل می‌گردد. در حالتی که یک شوک مثبت در سمت تقاضا داشته باشیم، تقاضای کل و سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد و بانک مرکزی نرخ بهره اسمی را به منظور کاهش شکاف تورم با مقدار هدف، افزایش می‌دهد. افزایش نرخ بهره قیمت‌داری را کاهش داده که منجر به کاهش تقاضای کل از طریق اثر ثروت خواهد شد. از طرف دیگر افزایش در نرخ بهره هزینه دستیابی به سرمایه را افزایش داده و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین در این حالت واکنش بانک مرکزی به یک شوک مثبت سمت تقاضا ضعیف‌تر از حالتی است که پایداری بازار دارایی مد نظر نیست. در یک حالت دیگر که با شوک سمت عرضه مواجه هستیم سیاست‌گذاران پولی باید منبع این شوک را پیدا کنند. در مورد شوک تکنولوژی بانک مرکزی نباید دخالت کند. یک شوک تکنولوژی ظرفیت تولید را افزایش می‌دهد و انتظار داریم که قیمت‌داری افزایش یابد که باعث افزایش دائمی در سودهای آینده می‌شود. در نهایت نوع واکنش بانک مرکزی بستگی به وزنی دارد که به متغیرهای هدف در تابع زیان می‌دهد. کونتونیکاس و یونیدیس^۱ (۲۰۰۵) با استفاده از مدل ساختاری اقتصاد باز که اثر قیمت‌داری‌ها و نرخ ارز بر تقاضای کل را در نظر می‌گیرد، رابطه بین سیاست پولی و قیمت‌داری‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که عکس‌العمل معتدل به انحرافات قیمت‌داری‌ها از مقادیر بنیادی آن، ثبات کلی کلان‌اقتصادی را بهبود می‌بخشد. بنابراین سیاست پولی نه تنها باید با قوت به تورم (یا پیش‌بینی آن) عکس‌العمل نشان دهد بلکه باید افزایش تولید و بی‌نظمی‌های قیمت‌داری‌ها را نیز در نظر بگیرد. گیلچریست و لیهی^۲ (۲۰۰۲)، در مورد عکس‌العمل سیاست پولی به تغییرات قیمت‌داری‌ها معتقدند گرچه روابط ساختاری بین قیمت‌داری‌ها و مصرف و سرمایه‌گذاری وجود دارد. اما مورد قوی برای وارد کردن قیمت‌داری‌ها در

1. Kontonikas & Ioannidis, 2005

2. Gilchrist & Leahy, 2002

قواعد سیاست پولی وجود ندارد. کارلستروم و فورست^۱ (۲۰۰۷) این سؤال را که آیا سیاست پولی باید به قیمت دارایی‌ها عکس‌العمل نشان دهد، از منظر معین بودن تعادل بررسی می‌کنند. به نظر آنها تمرکز اصلی بانک مرکزی در مسئله قیمت دارایی‌ها نباید معطوف به یافتن قاعده سیاستی بهینه باشد، بلکه بانک مرکزی ابتدا باید مطمئن شود که این قاعده سیاستی زیانی به اقتصاد ندارد. باقرپور (۱۳۹۰) با استفاده از مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) به تعیین قاعده بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران پرداخته است که در آن قیمت مسکن نیز لحاظ شده است. مقایسه وضعیت تولید و تورم به ازای شوک‌های مختلف، حاکی از آن است که سیاست پولی بهینه باعث ثبات سازی بیشتر تورم و همچنین بخش‌های تولیدی (شامل مسکن و غیر مسکن) می‌شود. خلیلی عراقی و دیگران (۱۳۸۸) با استفاده از تئوری کنترل بهینه مطالعه‌ای را در زمینه تعیین قاعده سیاست پولی در اقتصاد ایران انجام داده‌اند که قیمت سهام نیز مورد توجه قرار گرفته است. در این مطالعه در قاعده پولی از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است. این مطالعه تجربی نشان می‌دهد که قیمت دارایی‌ها عامل مهمی در قاعده بهینه سیاستی به شمار نمی‌رود. همچنین رفتار بهینه سیاست‌گذار مستلزم پاسخ تهاجمی به شوک‌هایی است که به اقتصاد وارد می‌شوند. محسنی زنوزی (۱۳۸۷)، در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسد که در سیاست‌های کنترل تورم، برای برآورد صحیح تورم باید قیمت دارایی‌ها نیز در مدل لحاظ شود. در مجموع تعداد کمی از اقتصاددانان هستند که در مورد آنکه سیاست‌گذار پولی باید به قیمت دارایی در تنظیم سیاست پولی توجه کند، توافق نداشته باشند (بین ۲۰۰۳).

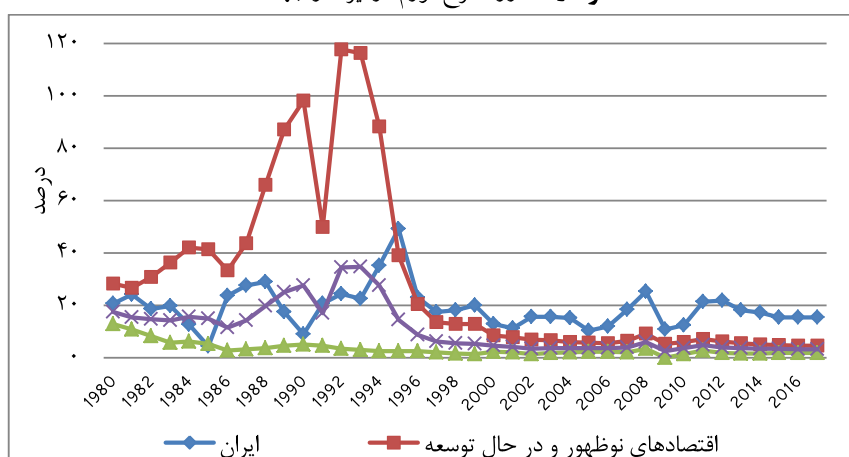
۴- حقایق آشکار شده حجم نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران

مقایسه تورم ایران با کشورهای توسعه یافته و حتی در حال توسعه نشان می‌دهد که جهان پدیده تورم را در دو دهه‌ی اخیر کنترل کرده و توانسته است که موفقیت نسبی در ثبات نرخ تورم را در سطح پایین کسب کند (نمودار ۱). ثبات نرخ تورم در سطح پایین نتیجه تغییر ژرف در تنظیم سیاست پولی است اما در اقتصاد ایران هنوز تورم بالا و مزمن یکی از

1. Carlstrom & Fuerst, 2007

دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران به حساب می‌آید. جدول ۳ برخی مشخصه‌های آماری تورم در دوره‌های مختلف را برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد. نکته قابل توجه آنکه با افزایش متوسط نرخ تورم طی ادوار مورد بررسی، انحراف معیار آن نیز افزایش می‌یابد.

نمودار ۱- روند نرخ تورم در ایران و جهان



منبع: صندوق بین‌المللی پول

جدول ۳- مشخصه‌های آماری تورم در دوره‌های زمانی ۱۳۶۸-۱۳۸۹

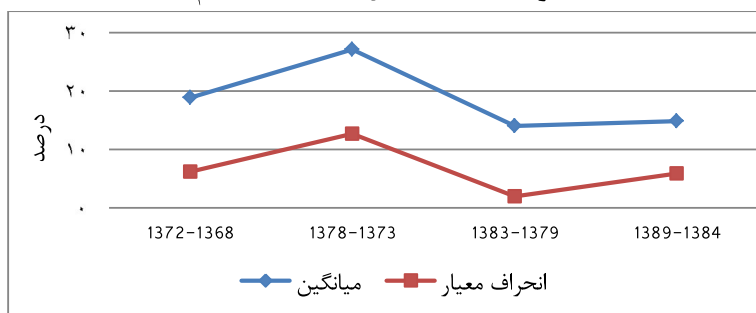
دوره زمانی	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
۱۳۶۸-۱۳۷۲	۱۸,۹	۲۰,۴	۲۴,۶	۸,۸	۶,۲
۱۳۷۳-۱۳۷۸	۲۷,۲	۲۱,۶	۴۹,۵	۱۷,۴	۱۲,۷
۱۳۷۹-۱۳۸۳	۱۴,۱	۱۵,۲	۱۵,۸	۱۱,۴	۲,۰
۱۳۸۴-۱۳۸۹	۱۴,۹	۱۲,۱	۲۵,۴	۱۰,۴	۵,۹
۱۳۶۸-۱۳۸۹	۱۹,۰	۱۷,۷	۴۹,۵	۸,۸	۹,۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲ روند میانگین نرخ تورم و انحراف معیار آن را طی ادوار مختلف نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که اجرای سیاست‌های کنترل تورم، انحراف معیار آن را

متناسب با میانگین آن کاهش می‌دهد. نتیجه سیاستی این بحث آن است که کاهش بی‌ثباتی تورم مقدم بر کاهش سطح آن است. به عبارت دیگر سیاست‌گذار پولی ابتدا می‌بایست شتاب تورم را مهار کرده و آن را در یک سطح مشخص تثبیت نماید و سپس اقداماتی در جهت کاهش سطح تورم صورت دهد. باید توجه نمود که افت ناگهانی تورم می‌تواند به افزایش ناگهانی مجدد آن نیز منجر گردد و اگر اهداف تورمی معینی برای یک دوره مشخص در نظر گرفته نشود و تعهدی برای آن وجود نداشته باشد، نه تنها بی‌ثباتی تورم کاهش نمی‌یابد بلکه در اثر فشارهای بیرونی امکان افزایش آن نیز وجود خواهد داشت.

نمودار ۲- روند میانگین و انحراف معیار تورم



منبع: یافته‌های تحقیق

در تنظیم سیاست‌های پولی اقتصاد ایران توجه به سه نکته ضروری است. اول آن که اگرچه در ادبیات پولی از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی نام می‌برند ولی در ایران به علت وجود بانکداری بدون ربا و عدم استفاده از ابزار نرخ بهره در اجرای سیاست پولی، حجم نقدینگی به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌شود. نکته دوم آن که در تجربه اقتصاد ایران، نحوه تأمین کسری بودجه دولت همیشه از عوامل تعیین کننده پایه پولی به شمار می‌رود. بنابراین افزایش شدید نقدینگی به دلیل عدم تعادل در تراز مالی دولت و تشدید تعهدات نظام بانکی از سوی دولت (افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی) می‌بایست

مورد توجه قرار گیرد. نکته سوم تأثیر شوک‌های مثبت درآمدهای نفتی بر قیمت‌داری‌ها است. تشدید سیاست‌های انبساطی پولی، به ویژه در سال‌های رونق نفتی بعد از ۸۴، و روند فزاینده قیمت‌های داخلی به همراه سرکوب نرخ ارز اسمی منجر به روند کاهنده نرخ ارز حقیقی تا سال ۹۱ شد. در سال مذکور به دلیل تشدید تحریم‌ها و کاهش درآمدهای ارزی دولت و در نتیجه کاهش توانایی بانک مرکزی در دخالت بازار ارز، وزن عامل تراز تجاری در میان عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز کاهش یافت و تورم‌های انباشت شده به همراه انتظارات تورمی به عنوان عامل اصلی افزایش نرخ ارز ایفای نقش نمود. نرخ ارز حقیقی همان نسبت قیمت‌های خارجی به قیمت‌های داخلی و یا به عبارت صحیح‌تر، نسبت قیمت کالاهای قابل تجارت به قیمت کالاهای غیرقابل تجارت است. که به صورت نسبت حاصلضرب شاخص قیمت خارجی (برحسب پول خارجی) و نرخ ارز اسمی، به شاخص قیمت داخلی بدست می‌آید. روند کاهنده نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش بازدهی بخش قابل تجارت و تقویت بخش غیرقابل تجارت، و همچنین موجب افزایش تقاضای سفته‌بازی برای دارایی‌ها از جمله مسکن، ارز و طلا می‌شود. بنابراین تبدیل نقدینگی به یک تهدید بالقوه بحران‌زا در بازار دارایی‌های مالی، در شرایط نبود فضای مناسب کسب و کار و نبود ابزار کافی برای مدیریت نقدینگی، از ویژگی‌های مهم بخش پولی کشور است.

۵- سیاست پولی بهینه در چارچوب هدف‌گذاری تورم برای اقتصاد ایران

در بهینه‌سازی سیاست پولی دو دسته تابع وجود دارد: تابع هدف بانک مرکزی و توابعی که به عنوان قید مطرح می‌شوند. تابع هدف که اغلب از آن به عنوان تابع زیان نام برده می‌شود، تابعی است که بانک مرکزی مایل است آن را حداقل سازد. علت نام‌گذاری تابع هدف به تابع زیان این است که در این تابع متغیرهایی وجود دارد که وجود هر کدام از آن‌ها باعث ایجاد اختلال و عدم کارایی در نظام اقتصادی شده و به تولید کنندگان و مصرف کنندگان هزینه وارد می‌سازد. به طور مثال اگر تورم را به عنوان یکی از این متغیرها در نظر بگیریم، در این صورت انحراف آن از مقدار مورد هدف باعث افزایش هزینه نگهداری پول، تخصیص ناکارای منابع، کاهش قدرت خرید و مطلوبیت مصرف

کننده و ایجاد اخلال در بازارهای مالی می‌شود. بنابراین تورم پدیده‌ای است که وجود آن باعث تحمیل هزینه به اقتصاد کشور می‌شود و می‌تواند به عنوان متغیر در تابع زیان وارد شود. در این رابطه دو نوع هدف گذاری انعطاف پذیر و هدف گذاری محض دارای اهمیت است. در هدف گذاری تورم انعطاف پذیر، هدف سیاست پولی نه تنها ایجاد ثبات در تورم بلکه ایجاد ثبات در بخش تولید و یا به عبارت دیگر حداقل کردن شکاف تولید است. در حالی که در روش هدف گذاری تورم محض تنها ثبات تورم مورد تاکید بوده و ثبات تولید در نظر گرفته نمی‌شود. شکل تابع زیان در هدف گذاری تورم انعطاف پذیر را می‌توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$L_t = \lambda_1 (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_2 (y_t - y^*)^2 \quad (1)$$

نکته مهم آنکه لازمه ایجاد بیشترین ثبات در تورم، اجرای سیاست شدید انبساطی و انقباضی (بسته به اینکه تورم بالاتر یا پایین تر از مقدار هدف خود باشد) است که ممکن است، باعث بی‌ثباتی زیادی در بخش حقیقی اقتصاد شود. به همین منظور در دنیای واقعی هدف گذاری تورم همواره از نوع انعطاف پذیر است. در هدف گذاری تورم انعطاف پذیر بانک مرکزی می‌تواند هم بر سطح متوسط نرخ تورم و هم بر ثبات تورم تأثیرگذار باشد. در حالی که سطح تولید بالقوه به عنوان تولید مورد هدف، مقید به انتخاب بانک مرکزی نیست. بنابراین بانک مرکزی می‌تواند تنها بر روی ثبات تولید اثربخش باشد زیرا این متغیر به وسیله عوامل دیگری مانند کارایی اقتصاد، تغییرات ساختاری و سایر متغیرهای سمت عرضه تعیین می‌شود.^۱ از نگاه تکنیکی تابع زیان درجه دوم بین دوره‌ای بانک مرکزی، که عبارت است از مجموع تنزیل شده انتظاری زیان‌های دوره آتی، به شکل زیر کمینه می‌شود:

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L_t \quad (2)$$

که در آن E_t علامت انتظاری در زمان t و $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل و L_t تابع زیان بانک مرکزی است که می‌تواند شکل معادله (۱) را داشته باشد. پیش بینی تورم و تولید معمولاً به

۱. برای جزئیات بیشتر مراجعه کنید به: Svensson & Woodford (2003) و Svensson (2008)

نگاه بانک مرکزی در مورد مکانیزم‌های انتقال، تخمین از شرایط فعلی اقتصاد و پیش‌بینی متغیرهای برون‌زای مهم بستگی دارد. برای مثال شرایط مالی مانند رشد اعتبارات، قیمت‌های دارایی، عدم تعادل‌ها، حباب‌های بالقوه و غیره را تنها به علت آن که آن‌ها در پیش‌بینی تورم و تولید حقیقی موثر هستند، در نظر گرفته می‌شوند. در این چارچوب متغیرهای تورم و تولید، متغیرهایی هستند که در تابع زیان بانک مرکزی وارد می‌شوند و متغیرهای دیگر هدف نیستند بلکه از آن‌ها به متغیرهای نشانگر^۱ یاد می‌شود. نکته دیگری که در مسئله بهینه‌سازی باید به آن توجه کرد آن است که کمینه کردن تابع زیان بانک مرکزی همان بیشینه کردن رفاه آحاد اقتصادی است (وودفورد^۲، ۲۰۰۳).

۵-۱- چارچوب مدل‌سازی سیاست پولی

مدل‌هایی که اقتصاددانان کلان مورد استفاده قرار می‌دهند به طور عمده به منظور ارائه توصیه‌های سیاستی است (ریس^۳، ۲۰۰۸). بدین جهت این مدل‌ها سعی در بیان پویایی متغیرهایی دارند که بانک مرکزی باید بر آن‌ها متمرکز شده تا از این طریق بتواند به توصیه سیاستی پردازد. در این راستا عده‌ای از اقتصاددانان مانند سون سان (۱۹۹۷)، رود باش و سون سان^۴ (۱۹۹۸) از مدل‌هایی شامل معادلات کلان و بدون استفاده از پایه‌های اقتصاد خرد، برای به دست آوردن قاعده بهینه سیاست پولی استفاده نمودند. بر این اساس در قالب هدف‌گذاری تورم یک تابع زیان درجه دوم بر اساس متغیرهای هدف مورد استفاده قرار گرفته و توابع قید نوشته می‌شود. به طور کلی قیود شامل سه تابع برای تقاضای کل (با IS)، عرضه کل (با منحنی فیلیپس) و بازار ارز است (وودفورد^۳، ۲۰۰۳). در واقع این سه تابع ارتباط متغیرهایی که در تابع زیان بانک مرکزی قرار دارند را با ابزار سیاستی نشان می‌دهند. بنابراین می‌توان یک تقسیم‌بندی را به صورت زیر در نظر گرفت.

حالت اول که در تابع زیان فقط متغیرهای تورم و تولید وجود داشته باشد. آنگاه تنها

1. Indicators
2. Woodford, 2003
3. Reis, 2008
4. Rudebusch & Svensson, 1998

قید مسئله می تواند تابع عرضه کل باشد، زیرا این منحنی رابطه بین نوسانات و تأثیرپذیری دو متغیر را در طول زمان نشان می دهد. حالت دوم که در تابع زیان، ثبات نرخ بهره هم وجود داشته باشد. آنگاه یکی از قیود مسئله تابع تقاضای کل (IS) است و اگر متغیرهای حالت اول نیز در تابع زیان باشد، قید عرضه کل را نیز داریم. حالت سوم که یکی از متغیرهای تابع زیان ثابت نرخ دستمزد باشد. آنگاه معادله دستمزد حقیقی، جزء قیود خواهد بود. حالت چهارم اگر نرخ بیکاری در مدل باشد همانند حالت اول می شود. البته این نکته قابل ذکر است که فقط یکی از دو متغیر نرخ بیکاری یا شکاف تولید می تواند در تابع زیان باشد زیرا کاهش شکاف تولید به معنای کاهش نرخ بیکاری نیز است. حالت پنجم اگر متغیرهایی مانند قیمت سهام یا قیمت دارایی های دیگر در تابع زیان باشد، دینامیک آن ها باید به عنوان قید مورد توجه قرار بگیرد (دیور ۲۰۰۱).

در مرحله بعدی با توجه به توابع قید، تابع زیان کمینه شده و از آن قاعده بهینه سیاست پولی را استخراج می کنند. برای مثال در سون سان و رود باش (۱۹۹۸) یک تابع زیان به شکل زیر در نظر گرفته می شود:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t L_t \quad (۳)$$

$$L_t = \bar{\pi}_t^2 + \lambda y_t^2 + \gamma (i_t - i_{t-1})^2 \quad (۴)$$

در این تابع زیان هدف بانک مرکزی هموارسازی نرخ بهره $(i_t - i_{t-1})^2$ و واکنش به انحراف تولید y_t^2 و انحراف تورم $\bar{\pi}_t^2$ از مقدار هدف خود است. با توجه به تقسیم بندی که در بالا انجام شد در مطالعه مذکور دو تابع قید به صورت زیر در نظر گرفته می شود:

$$\pi_{t+1} = \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 \pi_{t-2} + \alpha_4 \pi_{t-3} + \alpha_y y_t + \varepsilon_{t+1} \quad (۵)$$

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_r (\bar{I}_t - \bar{\pi}_t) + \eta_{t+1} \quad (۶)$$

معادله (۵) نشان دهنده ی یک منحنی فیلیپس گذشته نگر است که π_t در آن نرخ تورم فصلی و y_t عبارت است از شکاف تولید. معادله (۶) نیز یک منحنی IS گذشته نگر است که در آن \bar{I}_t متوسط نرخ بهره اسمی است. سون سان و رود باش پس از تخمین این

معادلات از روش OLS به شکل یک فضای حالت مبادرت به کمینه کردن معادله (۳) نسبت به قید (۵) و (۶) می‌کنند که نتیجه آن سیاست بهینه پولی به شکل زیر است:

$$i_t = .88\pi_t + .30\pi_{t-1} + .38\pi_{t-2} + .13\pi_{t-3} + 1.30y_t - .33y_{t-1} + .47i_{t-1} - .06i_{t-2} - .03i_{t-3}$$

مثال فوق بیان ساده‌ای از به دست آوردن قاعده بهینه سیاست پولی است که معادلات کلان در آن فاقد پایه خرد هستند. حال اگر بخواهیم در این بهینه‌سازی پایداری متغیر دیگری را هم در نظر بگیریم (برای مثال نرخ ارز یا قیمت‌داری)، این متغیرها باید در تابع زیان بانک مرکزی وارد شوند که در آن صورت دینامیک آن‌ها حتماً به عنوان قید باید در نظر گرفته شود. مثلاً در مقاله دیور (۲۰۰۱) پایداری قیمت سهام در تابع زیان بانک مرکزی آمده است و متقابلاً دینامیک آن نیز به عنوان قید در نظر گرفته شده است. همچنین متغیر مورد نظر می‌تواند یکی از متغیرهای تشکیل دهنده قید باشد مثلاً در گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) با این فرض که قیمت مسکن نقش مهمی در بخش حقیقی اقتصاد دارد در منحنی تقاضای کل در نظر گرفته شده است و از این کانال در تنظیم سیاست پولی مورد توجه بانک مرکزی قرار می‌گیرد.

۵-۲- استخراج شاخص قیمت‌داری‌ها با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های

اساسی^۱

برای محاسبه شاخص ترکیبی قیمت‌داری‌ها در اقتصاد ایران از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، داده‌های فصلی شاخص قیمت سهام (SHPI)، نرخ ارز بازار آزاد (EXPI)، سکه بهار آزادی (QPI) و قیمت مسکن (HOPI) در نظر گرفته شد. جهت همگن شدن مجموعه داده‌ها، متغیرهای مذکور، به شکل شاخص قیمت با سال پایه ۱۳۷۶ برای دوره زمانی ۱۳۷۰:۴-۱۳۸۹:۴ محاسبه و سپس برای تبدیل به متغیرهای حقیقی، با شاخص قیمت ضمنی تولید تعدیل گردیدند. اولین گام در بررسی ارتباط بین متغیرها، بررسی ماتریس همبستگی

1. Principal Component Analysis (PCA)

آن‌ها است. جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که بین نرخ ارز بازار آزاد (EXPI) و قیمت سکه (QPI) با شاخص قیمت سهام (SHPI) و قیمت مسکن (HOPI)، همبستگی منفی وجود دارد. لذا نرخ ارز و قیمت سکه در ساخت شاخص ترکیبی قیمت دارایی حذف می‌شود و در ادامه با دو شاخص قیمت باقیمانده ماتریس همبستگی را تشکیل می‌دهیم.

جدول ۴: ماتریس همبستگی بین متغیرها

Ordinary correlations:

	EXPI	QPI	SHPI	HOPI
EXPI	1.000000			
QPI	0.159644	1.000000		
SHPI	-0.587691	-0.249252	1.000000	
HOPI	-0.884292	-0.128798	0.425541	1.000000

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۵ نشان می‌دهد همبستگی بالایی بین شاخص قیمت سهام (SHPI) و قیمت مسکن (HOPI)، وجود دارد. با توجه به این درجه همبستگی می‌توان با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی یک شاخص ترکیبی شامل شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن، به عنوان شاخص قیمت دارایی‌ها ارائه نمود. در رابطه با دو متغیر حذف شده (نرخ ارز و قیمت سکه) می‌توان چنین استدلال کرد که چون متغیرهای مذکور تحت کنترل بانک مرکزی است لذا قیمت این دو نوع دارایی با تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها، متناسباً تعدیل نشده است. بنابراین تحولات قیمتی آن‌ها اطلاعات مهمی برای تنظیم قاعده پولی بهینه برای بانک مرکزی ندارد.

جدول ۵: ماتریس همبستگی بین شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن

Ordinary correlations:

	SHPI	HOPI
SHPI	1.000000	
HOPI	0.425541	1.000000

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۶: مؤلفه‌های اساسی

Principal Components Analysis
 Date: 11/08/12 Time: 11:16
 Sample: 1370Q1 1389Q4
 Included observations: 80
 Computed using: Ordinary correlations
 Extracting 2 of 2 possible components

Eigenvalues: (Sum = 2, Average = 1)					
Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	1.425541	0.851082	0.7128	1.425541	0.7128
2	0.574459	---	0.2872	2.000000	1.0000

Eigenvectors (loadings):		
Variable	PC 1	PC 2
SHPI	0.707107	-0.707107
HOPI	0.707107	0.707107

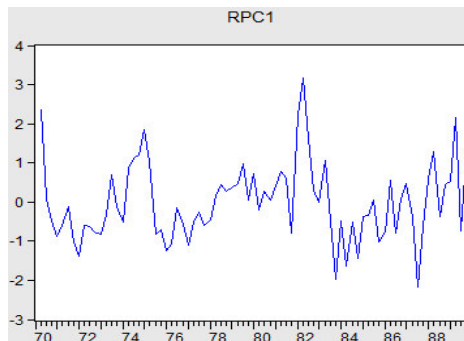
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به محاسبه مؤلفه‌های اساسی در جدول ۶، مؤلفه اول (PC1) را می‌توان شاخص قیمت‌داری‌ها دانست که به صورت زیر است:

$$PC1 = 0,707107 * SHPI + 0,707107 * HOPI$$

ضرایب فوق بیان‌کننده سهم قیمت‌داری‌ها نیست بلکه بیان‌کننده درصدی از مجموعه اطلاعات نهفته در متغیرهاست که ترکیب آن‌ها در حدود ۷۲ درصد از اطلاعات موجود در بازار‌داری‌ها را منعکس می‌نماید. روند تغییرات این شاخص ترکیبی در نمودار ۳ ترسیم شده است.

نمودار ۳: تغییرات شاخص قیمت‌داری‌ها



۳-۵- آزمون پایایی متغیرهای معادلات نرخ تورم و شکاف تولید

جدول ۷ مرتبه جمع هر یک از متغیرهای الگو با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته را نشان می‌دهد. با اتکا به نتایج آزمون‌های آماری انجام شده، مبنی بر آنکه تمام متغیرهای الگو به جز متغیر نرخ تورم $I(0)$ است در بخش بعد به برآورد معادلات الگو به صورت جداگانه پرداخته می‌شود.

جدول ۷: آزمون پایایی و تعیین مرتبه جمعی متغیرها

نام متغیر	آماره آزمون	کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۵ درصد	نتیجه آزمون
تورم (Inf)	-۲,۵۲	-۲,۹۰	$I(1)$
رشد شکاف تولید حقیقی (Y_t)	-۳,۵۶	-۲,۹۰	$I(0)$
رشد حجم نقدینگی حقیقی (RM-Inf)	-۳,۴۵	-۲,۹۰	$I(0)$
رشد قیمت حقیقی دارایی (Rpe1)	-۵,۷۱	-۲,۸۹	$I(0)$
رشد درآمد حقیقی نفت (Roil)	-۹,۵۰	-۲,۸۹	$I(0)$

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۵- طراحی قاعده پولی بهینه برای اقتصاد ایران

برای طراحی قاعده پولی بهینه برای اقتصاد ایران ابتدا تابع زیان بانک مرکزی و متغیرهای مناسب برای این تابع زیان انتخاب و در ادامه، قیود این تابع زیان با توجه به ساختار اقتصاد ایران تصریح خواهد شد.

۴-۵-۱- انتخاب تابع زیان بانک مرکزی

با انتخاب نرخ رشد حجم نقدینگی به عنوان ابزار کنترل در تنظیم سیاست پولی، فرض می‌شود که بانک مرکزی با نگاه به شکاف تولید و تورم، می‌خواهد روش هدف گذاری تورم انعطاف پذیر را اجرا نماید. بنابراین تابع هدف بانک مرکزی به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$E_t \sum_{r=0}^{\infty} \delta^r L_{t+r} \quad (7)$$

که در آن $0 < \delta < 1$ عامل تنزیل است و تابع بین دوره‌ای زیان برابر است با:

$$L_t = \pi_t^2 + \lambda y_t^2 + \nu (RM_t - RM_{t-1})^2 \quad (8)$$

که در آن π_t نرخ تورم، RM_t نرخ رشد حجم نقدینگی و y_t رشد شکاف تولید (رشد انحراف سطح تولید از مقدار تولید بالقوه) است. جمله انحراف نرخ رشد حجم نقدینگی از مقدار با وقفه خود نشان‌دهنده اثر وابستگی مسیر در تنظیم سیاست پولی است. به عبارت دیگر بیان می‌کند تا چه حد بانک مرکزی در تنظیم عرضه پول در دوره جاری وابسته به میزان عرضه در دوره گذشته است. λ و ν نیز به ترتیب وزن‌های شکاف تولید و انحراف نرخ رشد حجم نقدینگی از مقدار با وقفه خود است. بنا بر تعریف سونسون (۱۹۹۷)، هدف‌گذاری تورم محض^۱ وقتی است که فقط تورم در تابع زیان باشد ($\lambda = \nu = 0$) در حالی که هدف‌گذاری تورمی انعطاف‌پذیر^۲ اجازه می‌دهد که سایر متغیرهای هدف، چون شکاف تولید نیز وجود داشته باشد. مقدار λ وابسته به ترجیح سیاست‌گذار در مورد تولید یا تورم است. هر چه λ بزرگ‌تر باشد وزن و اهمیت شکاف تولید در مقایسه با اهمیت تورم در تنظیم حجم نقدینگی بهینه افزایش می‌یابد. هر اندازه بانک مرکزی از اعتبار بالاتری در میان فعالان اقتصادی برخوردار باشد، وزن کمتری به جمله انحراف رشد حجم نقدینگی داده و سعی می‌کند اهداف سیاستی را دنبال نماید. بر عکس در شرایطی که مقام پولی احساس کند از توان کمتری برای دستیابی به اهداف سیاستی برخوردار است، انتظار می‌رود وزن بیشتری به خطای دوره قبل بدهد. می‌توان مسئله بهینه‌سازی (۷) را برای $\delta = 1$ تعریف کرد (در مبانی نظری مقدار δ معمولاً برابر ۰,۹۹ فرض می‌شود) که در آن صورت تابع زیان بین دوره‌ای به عنوان میانگین غیر شرطی تابع زیان دوره‌ای و مساوی با جمع وزنی واریانس‌های غیر شرطی متغیرهای هدف تفسیر می‌شوند.

$$E[L_t] = \text{var}(\pi_t) + \lambda * \text{var}(Y_t) + \nu * \text{var}(RM_t - RM_{t-1}) \quad (9)$$

معادله فوق تابع هدف بانک مرکزی است که با توجه به قیود مدل آن را کمینه می‌کند. قیود مدل بهینه‌سازی شامل معادلات منحنی تقاضای کل و منحنی فیلیپس است که پس از برآورد، در حل مدل بهینه‌سازی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

1. Strict
2. Flexible inflation targeting

۵-۴-۲- تصریح و برآورد قیود مسئله بهینه سازی بانک مرکزی

در این بخش قیود بانک مرکزی شامل معادلات منحنی تقاضای کل و منحنی فیلیس برای یک اقتصاد باز و صادرکننده نفت (مورد ایران) تصریح و با روش ARDL مورد برآورد قرار می گیرند. در مدل سازی منحنی های مذکور سعی می شود که ویژگی های اقتصاد نفتی ایران از کانال درآمدهای نفتی در نظر گرفته شود. معادله نرخ تورم در چارچوب منحنی فیلیس و معادله شکاف تولید بر اساس منحنی تقاضای کل یک اقتصاد باز و متکی به درآمدهای نفتی به شرح زیر در نظر گرفته می شوند:

$$\text{inf}_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \text{inf}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_j Y_{t-j} \quad (10)$$

$$Y_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{l_1} \delta_{1j} (RM - \text{inf})_{t-j} + \sum_{j=0}^{l_2} \delta_{2j} \text{ROIL}_{t-j} + \sum_{j=0}^{l_3} \delta_{3j} \text{RPC1}_{t-j} \quad (11)$$

در الگوی فوق inf_t نرخ تورم در زمان t ، Y_t رشد شکاف تولید (که به صورت $\frac{(y_t - y_t^p)}{y_t^p} * 100$ محاسبه می شود به طوری که y_t^p تولید بالقوه در زمان t است)، $(RM - \text{Inf})$ رشد حجم نقدینگی حقیقی در دوره t ، ROIL_t رشد درآمد نفت در دوره t و RPC1_t نرخ رشد شاخص قیمت دارایی است. جدول ۸ نتایج برآورد معادله ۱۰ و جدول ۹ نتایج برآورد معادله ۱۱ را در دو حالت بدون قیمت دارایی و همراه با قیمت دارایی را نشان می دهد. برای کسب اطمینان از اینکه معادلات برآورد شده دارای هیچ گونه مشکل آماری نباشد، مجموعه ای از آزمون های تشخیص شامل آزمون وجود خود همبستگی، آزمون واریانس ناهمسانی، آزمون نرمال بودن جملات خطا و آزمون تصریح مدل، در جداول ۱۰ تا ۱۲ گزارش شده است.

در خصوص الگوی پویای معادله منحنی فیلیس، با توجه به اینکه تورم $I(1)$ است برای آزمون رابطه تعادلی بلندمدت و اجتناب از رگرسیون کاذب از یک آماره آزمون از نوع آماره t که می توان کمیت آن را با کمیت های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر برای انجام آزمون مورد نظر استفاده کرد.

$$\frac{0,319-1}{0,20} = -3,41$$

از آن‌جا که کمیت بحرانی ارئه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با ۳,۲۷- است، در نتیجه رگرسیون برآورد شده کاذب نخواهد بود.

جدول ۸: الگوی پویای معادله منحنی فیلیس

متغیر	ضریب	آماره t
ثابت	۲,۶۲۹	۵,۷۷
$\ln f_{t-1}$	۰,۱۱۱	۱,۳۴
$\ln f_{t-2}$	-۰,۰۶۲	-۰,۸۶
$\ln f_{t-3}$	۰,۰۹۲	۱,۲۸
$\ln f_{t-4}$	۰,۳۷۲	۵,۱۲
$\ln f_{t-5}$	-۰,۱۹۴	-۲,۵۲
Y_t	۰,۱۰۸	۲,۲۳
D72q4	۴,۰۷۸	۲,۴۹
D7374	۶,۱۹۳	۳,۸۰
$D73q1 * \ln f_{t-1}$	۰,۵۴۱	۲,۹۶
$D74q1 * \ln f_{t-1}$	۰,۶۶۷	۳,۷۷
D84q2	-۴,۵۱۶	-۲,۹۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹: الگوی پویای معادله تقاضای کل در دو حالت بدون قیمت‌داری و همراه با قیمت‌داری

همراه با قیمت‌داری			بدون قیمت‌داری		
متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
Y_{t-1}	۰,۱۴۰	۲,۰۱	Y_{t-1}	۰,۲۰۳	۲,۸۰
Y_{t-2}	-۰,۴۲۵	-۵,۸۱	Y_{t-2}	-۰,۴۱۰	-۶,۲۳
Y_{t-3}	۰,۱۶۰	۲,۰۸	Y_{t-3}	۰,۱۷۹	۲,۳۰
(RM-Inf)	۰,۰۹۴	۱,۸۰	(RM-Inf)	۰,۱۰۱	۱,۸۲
Roil	۰,۰۰۲	۲,۶۴	Roil	۰,۰۰۲	۲,۱۸
Rpcl	۰,۱۰۹	۲,۴۸	D71q4	-۱۷,۰۰۰	-۵,۵۹
D71q4	-۱۶,۳۹۰	-۶,۰۱	D73q1	-۹,۸۳۰	-۳,۷۳
D73q1	-۱۰,۳۴۷	-۴,۰۹	D73q4	۸,۹۱۳	۳,۷۲
D73q4	۹,۲۴۹	۳,۵۱	D74q1	-۹,۲۳۶	-۳,۷۸
D74q1	-۹,۰۳۱	-۳,۳۹	D74q4	۱۱,۳۲۰	۴,۷۸
D74q4	۱۱,۲۵۲	۴,۲۹	D78q4	-۶,۷۷۵	-۲,۴۱
D88q1	-۷,۱۲۲	-۲,۹۲			

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰: آزمون‌های مربوط به معادله منحنی فیلیپس

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح زیر منحنی	نتیجه آزمون
نرمال بودن جملات اخلال	$X^2=4,81$	$P=0,086$	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
خود همبستگی جملات اخلال	$F=0,90$	$P=0,45$	جملات اخلال دارای خود همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی	$F=2,01$	$P=0,15$	جملات اخلال دچار واریانس ناهمسانی نیستند
تصریح صحیح مدل	$F=1,10$	$P=0,31$	تصریح الگو درست انجام شده است

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱: آزمون‌های مربوط به معادله منحنی تقاضای کل بدون قیمت دارایی

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح زیر منحنی	نتیجه آزمون
نرمال بودن جملات اخلال	$X^2=0,10$	$P=0,94$	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
خود همبستگی جملات اخلال	$F=1,91$	$P=0,11$	جملات اخلال دارای خود همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی	$F=1,61$	$P=0,20$	جملات خطا دچار واریانس ناهمسانی نیستند
تصریح صحیح مدل	$F=1,01$	$P=0,31$	تصریح الگو درست انجام شده است

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۲: آزمون‌های مربوط به معادله تقاضای کل همراه با قیمت دارایی

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح زیر منحنی	نتیجه آزمون
نرمال بودن جملات اخلال	$X^2=0,80$	$P=0,66$	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
خود همبستگی جملات اخلال	$F=0,73$	$P=0,54$	جملات اخلال دارای خود همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی	$F=1,42$	$P=0,23$	جملات خطا دچار واریانس ناهمسانی نیستند
تصریح صحیح مدل	$F=1,72$	$P=0,18$	تصریح الگو درست انجام شده است

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۴-۳- نمایش مسئله بهینه‌سازی در فضای حالت

شکل ماتریسی معادلات منحنی فیلیبس و منحنی تقاضای کل در دو حالت بدون قیمت‌دارایی و همراه با قیمت‌دارایی که در بخش قبل نمایش داده شد، به صورت زیر است (نمایش فضای حالت):

$$X_{t+1} = A.X_t + B.RM_t + \omega_t \quad (12)$$

که در حالت بدون قیمت‌دارایی X_t یک ماتریس (12×1) از متغیرهای حالت، A یک ماتریس (12×12) ، B یک ماتریس (12×1) و ω_t نیز بردار ستونی جملات اخلاص (12×1) است، و در حالت همراه با قیمت‌دارایی X_t یک ماتریس (13×1) از متغیرهای حالت، A یک ماتریس (13×13) ، B یک ماتریس (13×1) و ω_t نیز بردار ستونی جملات اخلاص (13×1) است که به صورت مستقل و یکسان در طول زمان توزیع شده‌اند، اما در نمایش فضای حالت مسئله بانک مرکزی در دو حالت فوق، ماتریس‌های معرفی شده، به شکل زیر خواهند بود:

حالت اول: معادله تقاضای کل بدون قیمت‌دارایی

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0.11 & -0.06 & 0.092 & 0.37 & -0.19 & 0.108 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.101 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.203 & -0.410 & 0.179 & 0.002 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$X_t = \begin{bmatrix} \text{inf}_t \\ \text{inf}_{t-1} \\ \text{inf}_{t-2} \\ \text{inf}_{t-3} \\ \text{inf}_{t-4} \\ \text{inf}_{t-5} \\ Y_t \\ Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \\ Y_{t-3} \\ Roil \\ Rm_{t-1} \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0.101 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad \omega_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \eta_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

با توجه به ماتریس‌های فوق، فرم درجه دوم تابع زیان بانک مرکزی برای هر دو حالت به صورت زیر تعریف می‌شود که در آن K یک ماتریس (3×3) است:

$$L_t = Y_t' K Y_t \quad K = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda & 0 \\ 0 & 0 & \nu \end{bmatrix} \quad (14)$$

در نهایت نمایش فضای حالت مسئله کنترل بانک مرکزی ما را قادر خواهد ساخت تا بتوانیم مسئله را به صورت یک مسئله تنظیم‌کننده خطی بهینه‌تزیل شده تصادفی^۱ به شرح زیر در نظر بگیریم، به طوری که در آن تابع زیان (۱۴) را با توجه به قید (۱۲) برای هر دو حالت کمینه می‌کند.

$$\max - E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{Y_t' K Y_t\} = \max - E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{X_t' R X_t + 2 R M_t' W X_t + R M_t' Q R M_t\}$$

$$s.t. \quad X_{t+1} = A X_t + B R M_t + \omega_t \quad (15)$$

$$Q = C_i' K C_i \quad W = C_i' K C_x \quad R = C_x' R C_x$$

۵-۴-۴- حل مسئله بهینه‌سازی سیاست پولی

در این تحقیق الگوریتم کنترل بهینه تصادفی^۲ مورد استفاده قرار گرفته است. این روش توسط رینهارد نک^۳، ژوزف ماتولکا^۴، گاتفرید هابر^۵ و صحبت کارباز^۶، از اوایل دهه ۱۹۹۰ و کلاوس ویراشتراس^۷ از اواخر دهه ۱۹۹۹ گسترش یافته و ایده کلیدی آن معادلات

1. Discounted optimal linear regulator
2. Stochastic Optimal Control Algorithm
3. Reinhard Neck
4. Josef Mutalka
5. Gottfried Haber
6. Sohbet Kurbuz
7. Klaus Weyerstrass

بلمن^۱ است که یک تابع هدف بین دوره‌ای درجه دوم از نوع تابع زیان، با توجه به یک سیستم معادلات پویای غیر خطی، از طریق برنامه ریزی پویا حداقل سازی می‌شود. به طور خلاصه در روش برنامه‌ریزی پویا با به کارگیری اصل بهینگی، رابطه اساسی بازگشتی به دست می‌آید، که با برخی مفروضات اضافی، رابطه اساسی بازگشتی یک معادله با مشتقات جزئی پایه‌ای به دست می‌دهد که معادله بلمن نام دارد. در این بخش حالتی از مسایل برنامه‌ریزی پویا در نظر گرفته می‌شود که در آن تابع بازدهی (معادله ۱۴) درجه دوم و تابع انتقال (معادله ۱۲) خطی است. این حالت منجر به استفاده از مسئله تنظیم کننده خطی بهینه می‌شود به طوری که معادله بلمن می‌تواند با استفاده از جبر خطی حل گردد. در استخراج قاعده بهینه پولی فرض می‌شود که تابع بازدهی و تابع انتقال هر دو مستقل از زمان بوده و مسئله تصادفی نیست. زیرا این فروض محاسبات را ساده کرده و در نتایج نیز تغییری ایجاد نمی‌کند. نکته قابل توجه آنکه بر اساس اصل حتمی^۲ این نتایج با نتایج توابعی که مستقل از زمان نباشند برابر خواهد بود. تنها تفاوت آن‌ها این است که در تعریف تابع مقدار^۳ عبارت d در مسایل غیر تصادفی وجود ندارد. نقطه شروع برای حل مدل یک حدس اولیه برای فرم تابع مقدار $v(x)$ است. فرم این تابع درجه دوم و به صورت زیر فرض می‌شود:

$$V(x) = -X'PX - d$$

که در آن P یک ماتریس متقارن شبه معین و d برابر است با:

$$d = [\delta(1 - \delta)]^{-1} tr(P \sum_{\omega} \omega)$$

tr اثر ماتریس P ضربدر کوواریانس بردار اختلال‌ها می‌باشد. با استفاده از قانون انتقال

در جهت حذف حالت دوره بعدی، معادله بلمن به صورت زیر خواهد بود.

$$-X'PX = \max_{RM} \{ -X'RX - 2RMwX - RM'QRM - (AX + BRM)'P(AX + BRM) \} \quad (۱۶)$$

-
1. Bellman's equation
 2. Certainty equivalence principle
 3. Value function

شرط لازم مرتبه اول برای پیشینه کردن مسئله عبارت است از:

$$(Q + \delta B'PB)RM = -(w + \delta B'PA)X \quad (17)$$

که بیان‌کننده نقش باز‌خور برای RM است:

$$RM = FX \quad (18)$$

$$F = -inv(Q + \delta B'PB)(w + \delta B'PA) \quad (19)$$

F یک بردار (۱۳*۱) است که شامل پاسخ بهینه ضریب نرخ رشد حجم نقدینگی به هر عنصر بردار X است. با جایگزین کردن مقدار بهینه (۱۹) در سمت راست معادله (۱۶) و مرتب کردن دوباره آن داریم:

$$P = R + \delta A'PA - (w' + \delta A'PB)(inv(Q + \delta B'PB))(w + \delta B'PA) \quad (20)$$

این معادله به معادله جبری ماتریس ریکاتی^۱ معروف است. این معادله ماتریس P را به صورت تابع ضمنی از ماتریس‌های B، R، Q و A بیان می‌کند. تحت شرایط خاص، معادله (۲۰) دارای یک جواب مثبت شبه‌معین واحد است که در حد وقتی زبه سمت بی‌نهایت میل کند، با تکرار معادله تفاضلی، ماتریس ریکاتی زیر به دست می‌آید.

$$F_{j+1} = -inv(Q + \delta B'P_jB)(w + \delta B'P_jA) \quad (21)$$

با شروع از $P_0=0$ تابع سیاست وابسته به P_j عبارت است از

$$P_{t+j} = R + \delta A'P_jA - (w' + \delta A'P_jB)(inv(Q + \delta B'P_jB))(w + \delta B'P_jA) \quad (22)$$

با نوشتن برنامه حل مسئله بهینه‌سازی بانک مرکزی با استفاده از برنامه olrp نرم افزار متلب، ضرایب بهینه قاعده پولی تحت مقادیر مختلف برای λ و ν (وزن‌های سیاستی در تابع هدف) در جداول ۱۳ تا ۱۶ بدست آمد.

جدول ۱۳- ضرایب قاعده پولی بهینه در حالت بدون قیمت دارایی (با فرض $v = 1$ و $1 \leq \lambda \leq 10$)

λ	۱	۵	۱۰
v	۱	۱	۱
Inf	-۰,۰۰۴۴۸	-۰,۰۱۸۹۷	-۰,۰۳۵۴۸
Inf ₁	-۰,۰۰۰۱۹	-۰,۰۰۱۱۱	-۰,۰۰۱۷۹
Inf ₂	۰,۰۰۰۷۲۵	۰,۰۰۴۳۸۹	۰,۰۰۸۲۴۶
Inf ₃	۰,۰۰۰۸۸۲	-۰,۰۰۰۹۲	-۰,۰۰۲۵۳
Inf ₄	۰,۰۰۰۵۲۱	۰,۰۰۴۳۸۴	۰,۰۰۸۴۰
Inf ₅	-۰,۰۰۰۴۹	-۰,۰۰۲۲۳	-۰,۰۰۴۱۱
Y	-۰,۰۱۴۹۰	-۰,۰۶۵۱۸	-۰,۱۱۳۸۷
Y ₋₁	۰,۰۲۲۱	۰,۱۰۰۳۰	۰,۱۸۲۹۹
Y ₋₂	-۰,۰۲۲۴	-۰,۱۰۳۷۴	-۰,۱۹۳۶۷
Y ₋₃	۰,۰۰۷۵۶۵	۰,۰۳۵۳۳۹	۰,۰۶۶۴۴
Roil	۰,۰۰۰۰۲	۰,۰۰۰۰۷	۰,۰۰۰۱۳
Rm ₋₁	۰,۴۹۳۵۳۸	۰,۴۸۸۳۳۰	۰,۴۸۲۴۵۲

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۴- ضرایب قاعده پولی بهینه در حالت بدون قیمت دارایی (با فرض $v = 0.5$ و $1 \leq \lambda \leq 10$)

λ	۱	۵	۱۰
v	۰,۵	۰,۵	۰,۵
Inf	-۰,۰۰۸۸۳	-۰,۰۳۶۰۲	-۰,۰۶۵۲۷
Inf ₁	-۰,۰۰۰۳۸	-۰,۰۰۱۷۳	-۰,۰۰۲۲۳
Inf ₂	۰,۰۰۱۴۱	۰,۰۰۷۹۸	۰,۰۱۴۱۶
Inf ₃	۰,۰۰۱۸۰	-۰,۰۰۱۱۶	-۰,۰۰۳۱۷
Inf ₄	۰,۰۰۰۹۹	۰,۰۰۷۸۳	۰,۰۱۴۱۶
Inf ₅	-۰,۰۰۰۹۵	-۰,۰۰۴۱۱	-۰,۰۰۷۲۳
Y	-۰,۰۲۸۸۱	-۰,۱۱۳۹۵	-۰,۱۸۲۸۹
Y ₋₁	۰,۰۴۳۱۳	۰,۱۸۳۱۶	۰,۳۱۶۷۸
Y ₋₂	-۰,۰۴۳۹۲	-۰,۱۹۳۸۷	-۰,۳۴۷۹۱
Y ₋₃	۰,۰۱۴۸۹	۰,۰۶۶۵۲	۰,۱۲۰۷۲
Roil	۰,۰۰۰۰۳	۰,۰۰۰۱۳	۰,۰۰۰۲۱
Rm ₋₁	۰,۴۹۲۱۷	۰,۴۸۲۴۴	۰,۴۷۲۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۵- ضرایب قاعده پولی بهینه با در نظر گرفتن قیمت‌داری (با فرض $v = 1$ و $1 \leq \lambda \leq 10$)

λ	۱	۵	۱۰
v	۱	۱	۱
Inf	-۰,۰۰۳۶۷	-۰,۰۱۵۶۲	-۰,۰۲۹۶۸
Inf ₁	-۰,۰۰۰۱۲	-۰,۰۰۰۶۳	-۰,۰۰۱۰۴
Inf ₂	۰,۰۰۰۵۳	۰,۰۰۳۴۲	۰,۰۰۶۶۶
Inf ₃	۰,۰۰۱۰۹	۰,۰۰۰۱۶	-۰,۰۰۰۷۲
Inf ₄	۰,۰۰۰۱۵	۰,۰۰۲۸۰	۰,۰۰۵۷۳
Inf ₅	-۰,۰۰۰۳۴	-۰,۰۰۱۶۴	-۰,۰۰۳۱۲
Y	-۰,۰۰۷۹۴	-۰,۰۳۵۹۷	-۰,۰۶۴۷۸
Y ₁	۰,۰۱۴۶۷	۰,۰۶۸۸۱	۰,۱۲۹۲۶
Y ₂	-۰,۰۱۸۴۶	-۰,۰۸۷۹۹	-۰,۱۶۸۴۰
Y ₃	۰,۰۰۵۶۷	۰,۰۲۷۱۱	۰,۰۵۲۱۰
Roil	۰,۰۰۰۰۱	۰,۰۰۰۰۶	۰,۰۰۰۱۰
Rpcl	۰,۰۰۰۶۶	۰,۰۰۳۰۵	۰,۰۰۵۶۸
Rm ₁	۰,۴۹۳۸۵	۰,۴۸۹۶۷	۰,۴۸۴۷۶

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۶- ضرایب قاعده پولی بهینه با در نظر گرفتن قیمت‌داری (با فرض $v = 0.5$ و $1 \leq \lambda \leq 10$)

λ	۱	۵	۱۰
v	۰,۵	۰,۵	۰,۵
Inf	-۰,۰۰۷۲۸	-۰,۰۳۰۱۹	-۰,۰۵۵۸۹
Inf ₁	-۰,۰۰۰۲۴	-۰,۰۰۱۰۳	-۰,۰۰۱۳۸
Inf ₂	۰,۰۰۱۰۴	۰,۰۰۶۴۳	۰,۰۱۱۹۳
Inf ₃	۰,۰۰۲۱۸	۰,۰۰۰۵۸	-۰,۰۰۰۵۷
Inf ₄	۰,۰۰۰۲۸	۰,۰۰۵۱۷	۰,۰۱۰۰۹
Inf ₅	-۰,۰۰۰۶۸	-۰,۰۰۳۱۱	-۰,۰۰۵۶۸
Y	-۰,۰۱۵۵۰	-۰,۰۶۴۸۲	-۰,۱۰۷۸۳
Y ₁	۰,۰۲۸۹۱	۰,۱۲۹۳۹	۰,۲۳۲۵۰
Y ₂	-۰,۰۳۶۵۵	-۰,۱۶۸۵۹	-۰,۳۱۲۷۰
Y ₃	۰,۰۱۱۲۳	۰,۰۵۲۱۶	۰,۰۹۷۴۲
Roil	۰,۰۰۰۰۲	۰,۰۰۰۱۰	۰,۰۰۰۱۹
Rpcl	۰,۰۰۱۲۹	۰,۰۰۵۶۹	۰,۰۱۰۰۶
Rm ₁	۰,۴۹۲۷۶	۰,۴۸۴۷۵	۰,۴۷۵۷۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج فوق، قاعده بهینه پولی (نرخ رشد بهینه حجم نقدینگی) تابعی از متغیرهای حالت در دو حالت بدون قیمت دارایی و همراه با قیمت دارایی به صورت زیر به دست می آید:

$$RM_t = \alpha_1 inf_t + \alpha_2 inf_{t-1} + \alpha_3 inf_{t-2} + \alpha_4 inf_{t-3} + \alpha_5 inf_{t-4} + \alpha_6 inf_{t-5} + \alpha_7 y_t + \alpha_8 y_{t-1} + \alpha_9 y_{t-2} + \alpha_{10} y_{t-3} + \alpha_{11} Roil_t + \alpha_{12} RM_{t-1} \quad (23)$$

$$RM_t = \alpha_1 inf_t + \alpha_2 inf_{t-1} + \alpha_3 inf_{t-2} + \alpha_4 inf_{t-3} + \alpha_5 inf_{t-4} + \alpha_6 inf_{t-5} + \alpha_7 y_t + \alpha_8 y_{t-1} + \alpha_9 y_{t-2} + \alpha_{10} y_{t-3} + \alpha_{11} Roil_t + \alpha_{12} Rpe1 + \alpha_{13} RM_{t-1} \quad (24)$$

بنابراین در تعیین قاعده پولی بهینه ایران، متغیرهای نرخ تورم، رشد شکاف تولید، رشد شاخص قیمت دارایی، رشد درآمد نفت و رشد نقدینگی دوره قبل از عوامل تعیین کننده نرخ رشد حجم نقدینگی بهینه به شمار می آیند.

۵-۴-۵- مقایسه مقدار واریانس تورم در دو حالت

در این قسمت با استفاده از مقادیر بهینه حجم نقدینگی، شکاف تولید و تورم بدست آمده از قاعده پولی بهینه با وزنهای مختلف در دو حالت بدون قیمت دارایی و همراه با قیمت دارایی، مقدار واریانس تورم را بدست آورده و با یکدیگر مقایسه شده است (جدول ۱۷).

جدول ۱۷: واریانس تورم تحت وزنهای مختلف برای قاعده پولی بهینه

قاعده پولی بهینه	واریانس تورم با فرض $\lambda = 1$ و $v = 0,5$
بدون قیمت دارایی	۶,۴۴
همراه با قیمت دارایی	۶,۳۹
	واریانس تورم با فرض $\lambda = 10$ و $v = 0,5$
بدون قیمت دارایی	۶,۴۳
همراه با قیمت دارایی	۶,۳۸
	واریانس تورم با فرض $\lambda = 1$ و $v = 1$
بدون قیمت دارایی	۶,۴۵
همراه با قیمت دارایی	۶,۳۹
	واریانس تورم با فرض $\lambda = 10$ و $v = 1$
بدون قیمت دارایی	۶,۴۴
همراه با قیمت دارایی	۶,۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار واریانس تورم در حالتی که قاعده بهینه پولی همراه با قیمت‌داری است با حالتی که قاعده بهینه پولی بدون قیمت‌داری است تفاوت معناداری ندارد. در ادامه، آزمون فرضیه تساوی واریانس تورم در دو حالت بدون قیمت‌داری و همراه با قیمت‌داری انجام شده است. در این رابطه نسبت بین دو واریانس مورد توجه قرار می‌گیرد. با فرض آنکه هر دو جامعه دارای توزیع نرمال است، آنگاه وقتی که دو واریانس مساوی باشند، نسبت S_1^2/S_2^2 دارای توزیع F به شرح زیر خواهد بود:

$$F_{(n_1-1), (n_2-1)} = \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad (25)$$

با توجه به واریانس بدست آمده برای تورم در دو حالت، فرضیه صفر و فرضیه مقابل به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$H_1 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \neq 1$$

$$H_0 : \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$$

اگر سطح معنادار بودن را ۰,۰۵ در نظر بگیریم، مقدار بحرانی برای F با ۶۰ و ۶۰ درجه آزادی برابر ۱,۶۷ برای ناحیه راست و ۰,۵۹ برای ناحیه چپ است که ناحیه عدم رد H_0 بین این دو مقدار بحرانی قرار می‌گیرد. اکنون با توجه به نتایج حاصل از جدول ۱۷، آماره آزمون را تشکیل و مقدار آن را محاسبه می‌کنیم:

$$F_{60, 60} = \frac{6,45}{6,39} = 1,00$$

از آنجا که کمیت محاسبه شده ۱,۰۰ در ناحیه عدم رد H_0 قرار دارد بنابراین فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. در نتیجه واریانس تورم در دو حالت بدون قیمت‌داری و همراه با قیمت‌داری تفاوت معناداری از هم ندارند.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

علی‌رغم کنترل تورم، نوسانات قیمت‌داری به عنوان یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی همواره مطرح بوده است. به همین دلیل در ادبیات پولی، در نظر گرفتن تحولات بازار دارای در تنظیم سیاست پولی مورد توجه قرار گرفته است. هدف این مقاله، طراحی

یک قاعده بهینه سیاست پولی در چارچوب هدف گذاری تورم انعطاف پذیر برای بانک مرکزی با تأکید بر قیمت دارایی‌ها در اقتصاد ایران است. در این راستا ابتدا منحنی فیلیپس و همچنین منحنی تقاضای کل در دو حالت مورد برآورد قرار گرفت. در حالت اول معادله تقاضای کل بدون قیمت دارایی و در حالت دوم با توجه به قیمت دارایی در نظر گرفته شد. سپس برای تعیین قاعده پولی بهینه، مسئله کمینه کردن تابع زیان بانک مرکزی با توجه به قیود منحنی فیلیپس و تابع تقاضای کل، با استفاده از روش برنامه ریزی پویا و به کمک نرم افزار متلب، حل گردید. قاعده پولی بهینه به گونه ای است که در حالت اول بانک مرکزی نرخ رشد حجم نقدینگی را در واکنش به وقفه آن، رشد شکاف تولید، تورم و رشد درآمد نفت تعیین می کند. در حالی که در حالت دوم قاعده پولی بهینه تابعی از متغیرهای فوق و رشد شاخص قیمت دارایی است. پس از تعیین قاعده پولی بهینه در دو حالت بدون قیمت دارایی و همراه با قیمت دارایی، نتایج مورد مقایسه قرار گرفتند. نتایج نشان می دهد که نوسان تورم در سیاست پولی بهینه همراه با قیمت دارایی با نوسان تورم در قاعده سیاست پولی بهینه بدون قیمت دارایی تفاوت معناداری ندارد. بنابراین در اقتصاد ایران این فرضیه که اجرای هدف گذاری تورم انعطاف پذیر، با در نظر گرفتن قیمت دارایی در قاعده پولی بهینه بانک مرکزی، موجب می شود تا نوسان تورم کمتر شود، رد می شود. لذا بانک مرکزی در قاعده پولی خود لازم نیست تحولات شاخص قیمت دارایی را منظور کند. نتیجه سیاستی این بحث آن است که تحولات شاخص قیمت دارایی اطلاعات جدیدی را در تنظیم سیاست پولی بهینه ایجاد نکرده و نیازی به ورود آن در قاعده پولی بانک مرکزی نیست.

منابع:

- ۱) باقر پور، علیرضا؛ (۱۳۹۰)؛ «تعیین قاعده سیاست پولی بهینه با تأکید بر قیمت مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)»، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد به راهنمایی حسن درگاهی، دانشگاه صنعتی شریف، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

- ۲) خلیلی عراقی، منصور؛ حامد شکوری؛ محمد زنگنه؛ (۱۳۸۸)؛ «تعیین قاعده بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه».
- ۳) علوی، محمود (۱۳۸۲)؛ «چارچوب پولی متکی بر هدف‌گذاری تورم و زمینه اجرای آن در ایران»، پژوهشکده پولی و بانکی.
- ۴) محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین؛ (۱۳۸۷)؛ «قیمت‌داری‌ها و نقش آن در مکانیسم انتقال پولی مورد ایران»، رساله دکتری در علوم اقتصادی، دانشگاه تهران.
- 5) Aizenman, J.; hutchison, M ; Noy, I. (2011), *Inflation Targeting and Real Exchange Rates in Emerging Markets*. World Development, 39, 712-724.
- 6) Aoki, Kosuke, James Proudman and Gertjan W. Vlieghe, (2002), *House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach*, Bank of England Working Papers, No.169
- 7) Batini, N., Nelson, E. (2000). *When the Bubble Bursts: Monetary Policy Rules and Foreign Exchange Market Behavior*,. Bank of England Working Paper.
- 8) Bean. Charles R. (2003) "Asset Prices, Financial Instability, and Monetary Policy" The American Economic Review, Vol. 94, No. 2
- 9) Bernanke, B. S; Gertler, M ; Gilchris, S. (1999). *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*. In J. B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: North-Holland.
- 10) Bernanke, B; Gertler, M. (1999). *Monetary Policy and Asset Price Volatility*. In *New Challenges for Monetary Policy: A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*. Federal Reserve Bank of Kansas City , 77-128.
- 11) Bernanke, Ben S., and Cara S. Lown. (1991). "The Credit Crunch" *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, pp. 205-39.
- 12) Bordo, Michael D & Jeanne, Olivier, (2002). "Boom-Bust in Asset Prices, Economic Instability and Monetary Policy", CERP Discussion Paper, 3398, C.E.P.R.
- 13) Borio, C., B. English, and A. Filardo. (2003). "A Tale of Two Perspectives: Old or New Challenges for Monetary Policy?" BIS working papers, number 127, February.
- 14) Borio, Claudio, and Philip Lowe (2002). "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus," BIS Working Paper 114 (Basel: Bank for International Settlements, July).
- 15) Brainard, William C. & James Tobin, (1968). "Pitfalls in Financial Model-Building," Cowles Foundation Discussion Papers 244, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.

- 16) Carlstrom, C. T ; Fuerst, T. S .(2007) *Asset prices, nominal rigidities, and monetary policy*. Review of Economic Dynamics, 256-275.
- 17) Cecchetti, S. G.; Genberg, H.; Lipsky, J ; Wadhvani, S .(2000) ; ,*Asset Prices and Central Bank Policy* .The Geneva Report on the World Economy No. 2 .
- 18) Durré, A. (2001); , *Would it be optimal for central banks to include asset prices in their loss function ?*, Université Catholique de Louvain IRES Discussion Paper, 13.
- 19) Filardo, A. (2001); , *Should monetary policy respond to asset price bubbles? Some experimental results* .Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper, 4.
- 20) Gilchrist, S ; Leahy, J. V. (2002) ; , *Monetary policy and asset prices* . Journal of Monetary Economics, 75-97.
- 21) Goodhart, C.; Hofmann, B. (2001) ; , *Asset prices and the conduct of monetary policy*. London School of Economics, mimeo.
- 22) Kontonikas, A ; Ioannidis, C. (2005) ; , *Should monetary policy respond to asset price misalignments ?*, Economic Modelling, 1105-1121.
- 23) Neck, Reinhard and Sohbet, Karbuz (2000); "*Designing Stabilization Policies in an Uncertain Environment*", IMACS Symposium on Nonlinear Mathematical Modeling, Vienna University of Technology February.
- 24) Neck Reinhard and Josef, Matulka (1994); *Stochastic Control of Nonlinear Economic Models*, New Direction in Computational Economics, 201-226.
- 25) Mishkin, F. S . (2008) ; , *how should we respond to asset price bubbles ?*, Federal reserve Kansas City.
- 26) Mishkin, F. S. (2001). A; , *Inflation Targeting* .National Bureau of Economic Research.
- 27) Reis, R .(2008) ; , *Optimal Monetary Policy Rules In an Estimated Sticky-Information Model*. American Economic Association in its journal.
- 28) Rudebusch, G. D ; Svensson, L. E.(1998). *Policy Rules for Inflation Targeting*. nber working paper series.
- 29) Shiratsuka, S.(1999). *Asset price fluctuation and price indices*. Monetary and Economic Studies, (3) 17, 28-103.
- 30) Svensson, L. E. (2008). *Transparency under Flexible Inflation Targeting: Experiences and Challenges*. Sveriges Riksbank.

- 31) Svensson, L. E; Woodford, M. (2003). *Implementing Optimal Policy through Inflation-Forecast Targeting*. Princeton University, CEPR and NBER .
- 32) Svensson, Lars (1997), “*Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets*”, *European Economic Review* 41, 1111-1146.
- 33) Weyerstrass, Klaus (2002); *Modeling and Control of the Slovenian Economy*, Halle Institute for Economic Research.
- 34) Woodford, M. (2003). *Interest and Prices Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.