

تعیین قاعده‌ی سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه

حسن درگاهی

عضو هیأت علمی دانشکده‌ی علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی

رؤیا شربت اوغلی

کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۱/۱۳ تاریخ پذیرش: ۸۹/۳/۵

چکیده

مقاله‌ی حاضر دو هدف عمده را در مورد اقتصاد ایران دنبال می‌کند. هدف اول، بررسی فرضیه‌ی وجود پایداری و یا ماندگاری تورم و هدف دوم، طراحی یک قاعده‌ی سیاست پولی با استفاده از توری کنترل بهینه است. نتایج بررسی پایداری تورم با روش‌های مختلف نشان می‌دهد که تورم در اقتصاد ایران پایدار است. بنابراین در اجرای سیاست پولی، می‌بایست اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آن در نظر گرفته شود. در این رابطه ترکیبی از دو هدف رشد اقتصادی و نرخ تورم در چارچوب یک قاعده‌ی بهینه پولی، طراحی و تلاش می‌شود تا با تعیین رشد بهینه‌ی متغیر حجم نقدینگی، تابع زیان سیاست‌گذار حداقل شود. این موضوع از آن جهت دارای اهمیت است که سیاست‌گذار پولی می‌تواند با انساط پولی، رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت افزایش دهد، ولی تورش تورمی بالاتر و رشد بلندمدت پایین را پذیرد، یا با انقباض پولی منافعی به شکل کاهش تورم و رشد بلندمدت را در مقابل پرداخت هزینه‌ی کاهش رشد اقتصادی کوتاه‌مدت حاصل کند. بنابراین توازن میان منافع و هزینه‌های دستیابی به تورم مورد هدف با در نظر گرفتن ثبات تولید، وظیفه‌ی خطیر سیاست‌گذار پولی است.

طبقه بندی JEL: E31, E32, E52, E58

کلید واژه: قاعده‌ی بهینه‌ی پولی، پایداری تورم، سیاست پولی، اقتصاد ایران، کنترل بهینه

۱- مقدمه: سیاست پولی و پایداری تورم

سیاست پولی، یک مفهوم و یا استنباط کلی از ظرفیت‌ها و توان نهاد سیاست‌گذار پولی و تأثیر آن بر متغیرهای عمده‌ی اقتصادی است. هر چند که وظیفه‌ی اصلی این نهاد، کنترل سطح قیمت‌هاست، اما بالا نگه داشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی و حمایت از پول ملی، از دیگر وظایف اصلی آن شمرده می‌شود، لذا منطقی است که سیاست‌ها و ابزارهای سیاستی برای اهدافی استفاده شوند که برای دسترسی به آن‌ها مزیت نسبی دارند. دیدگاه‌های متفاوتی در مورد کارایی و مؤثر بودن سیاست پولی وجود دارد و در این رابطه بحث‌های مربوط به پیروی از قواعد پولی مطرح می‌شود. در اوایل دهه‌ی ۹۰ میلادی، با مشخص شدن نواقص روش هدف‌گذاری پولی و ضرورت دستیابی به اهداف از قبل تعیین شده‌ی تورم در سطوح پایین، موضوع قاعده‌پذیر بودن سیاست‌گذاری پولی، در کنار پاسخ‌گویی و شفافیت، مورد بحث و تعمیق بیشتری قرار گرفت. بحث قاعده^۱ در مقابل تشخیص^۲ و یا به عبارت دیگر سیاست‌گذاری پولی قاعده‌مند در مقابل سیاست‌های پولی صلاح‌ددی از قدمت زیادی برخوردار است. نتایج و یافته‌های تجربی نشان داده است که استفاده از سیاست‌های مبتنی بر صلاح‌ددید در جهت دستیابی به یکی از اهداف تورم و رشد اقتصادی، موجب افزایش بی ثباتی و یا تورش در هدف دیگر می‌شود. بدین جهت هدف سیاست‌گذار پولی، حداقل کردن مجموع بی ثباتی تورم و رشد اقتصادی با انتخاب ابزار مناسب می‌باشد، که این مفهوم بیان دیگری از حداقل کردن تابع زیان بانک مرکزی است.

یکی از مشکلاتی که همواره سیاست‌گذاران و به ویژه مقامات پولی کشور در مقوله‌ی تورم با آن مواجه بوده‌اند، مسئله‌ی پایداری^۳ و یا ماندگاری تورم است. براساس تعریف چنان‌چه متغیری در اثر وارد شدن یک شوک از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدتی طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری بادوام، پایدار و یا ماندگار است. در این حالت، زمانی که نرخ تورم از سطح هدف‌گذاری شده توسط مقامات پولی منحرف می‌شود، حداقل چندین فصل طول می‌کشد تا به سطح مطلوب خود باز گردد. اگر چه اقتصاددانان در امکان پایدار بودن تورم و هزینه‌های کاهش آن توافق زیادی دارند، اما در مورد عوامل ایجاد کننده‌ی این پدیده توافق زیادی وجود ندارد. پایداری تورم ممکن است به دلایل متعددی از جمله پایدار بودن تقاضای کل،

۱- Rule

۲- Discretion

۳- Persistency

چسبنده بودن سطوح قیمت‌ها و دستمزدهای ناشی از وجود قراردادهای رسمی، عدم شفافیت سیاست‌های پولی اتخاذ شده، عدم اعتبار مقامات پولی و در نتیجه عدم واکنش صحیح عاملان اقتصادی به سیاست‌های پولی و در نهایت، عدم استقلال مقامات پولی در به کارگیری ابزارهای پولی، حاصل شود. در شرایط پایداری تورم، انتظارات تورمی عاملان اقتصادی گذشته‌نگر می‌شود، لذا بانک مرکزی می‌باشد به منظور افزایش اعتبار و مقبولیت سیاست‌های خود، انتظارات تورمی را مطابق با فرآیند آینده نگر هدایت کرده و در عین حال نسبت به تعديل تدریجی آن بااحتیاط و اما پیوسته اقدام کند، زیرا در این حالت، اجرای روش هدف‌گذاری تورم به منظور کاهش تورم، بدون هزینه نیست و اعتبار سیاست ضدتورمی بلافضله به دنبال اتخاذ هدف تورمی حاصل نمی‌شود. بدین جهت روش هدف‌گذاری تورم انعطاف‌پذیر پیشنهاد شده است. در این روش در تنظیم سیاست پولی، دو هدف تورم و تولید با هم در نظر گرفته شده و اثرات منفی کاهش تورم بر تولید در یک مسیر زمانی بهینه کنترل می‌شود.

با توجه به نکات فوق مشاهده می‌شود که در صورت پایدار بودن تورم در اقتصاد ایران، انتخاب اهداف و ابزارهای پولی در اجرای سیاست پولی بسیار مشکل می‌شود، زیرا در این شرایط سیاست‌های انساطی اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است به رشد اقتصادی منجر می‌شوند. ولی با ظهور تدریجی آثار تورمی، روند تولید بلندمدت اقتصاد را با کاهش مواجه می‌کنند. از سوی دیگر سیاست‌های انقباضی اگرچه ممکن است موجب کاهش رشد کوتاه‌مدت شود، ولی با کاهش تدریجی روند تورم، زمینه‌ی افزایش رشد اقتصادی بلندمدت را فراهم می‌کند. بنابراین طراحی یک قاعده‌ی بهینه‌ی سیاست‌گذاری پولی با هدف کنترل تورم و ایجاد ثبات تولید با توجه به ماهیت تورم در اقتصاد ایران بسیار دارای اهمیت است. در این راستا، در بخش اول مقاله، رژیم‌های پولی مختلف مورث می‌شود. بخش دوم، به بررسی اهداف و عملکرد سیاست‌های پولی ایران اشاره دارد. در بخش سوم، شرایط پایداری تورم در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته و براساس آن در بخش چهارم، قاعده‌ی بهینه‌ی سیاست پولی، طراحی و نتایج تجربی آن مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در بخش پایانی نیز جمع بندی ارائه خواهد شد.

۲- بررسی پایداری تورم در اقتصاد ایران

۱- مفهوم و علل پایداری

مطالعات چندی به بررسی پایداری تورم در اقتصادهای مختلف پرداخته‌اند.^۱ بر اساس تعریف، اگر در اثر وارد شدن یک شوک، متغیری از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدتی طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری با دوام یا پایدار است. تورم می‌تواند به دلیل بروز شوک‌های مختلف از مقادیر هدف تغییر کند و مهم‌ترین مسأله در این رابطه شناخت سرعت و الگوی تطبیق تورم در پاسخ به شوک‌های مختلف است. بنابراین تمایل تدریجی و آهسته‌ی تورم به هم‌گرایی به سمت مقدار بلندمدت را پایداری تورم گویند. عوامل مختلفی منجر به تطبیق تدریجی تورم به ازای یک شوک می‌شود، که برخی از مهم‌ترین آن‌ها به شرح زیر است:

- پایداری به علل عوامل خارجی: پایداری که از نوسانات عوامل پایدار در تعیین تورم هم‌چون هزینه‌ی نهایی یا شکاف تولید ناشی می‌شود.

- پایداری به علل عوامل درونی: پایداری که به دلیل مکانیسم قیمت‌گذاری بر اساس روند گذشته‌ی تورم حاصل می‌شود.

- پایداری بر اساس انتظارات: پایداری که به سبب انتظارات تورمی شکل می‌گیرد. هر کدام از منابع پایداری فوق را می‌توان به یکی از سه جزء منحنی فیلیپس نشوکینزین‌ها که بر تورم جاری همراه با وقفه‌های خود، انتظارات تورمی و شکاف تولید و یا شوک فشار هزینه مربوط می‌شود، مرتبط کرد:

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + (1 - \lambda) \pi^e_{t-1} + k y_t + u_t \quad (1)$$

اگر چه هر کدام از عوامل فوق به صورت جداگانه توضیح داده می‌شود، اما تشخیص آن‌ها مشکل است، زیرا آن‌ها اثرات متقابل نسبت به هم دارند.

۲- داده‌های مورد استفاده در آزمون پایداری تورم

در بررسی پایداری تورم برای اطمینان از نتایج، از دو شاخص قیمتی متفاوت، یعنی شاخص قیمت مصرف کننده (cpi) و شاخص قیمت ضمنی تولید (gdpdef) استفاده

^۱ برای مثال نگاه کنید به:

Wachtel and Evans (۱۹۹۳); Cogley and Sargent (۲۰۰۱); Batini (۲۰۰۲); Levin and Piger (۲۰۰۴); O'Reilly and Whelan (۲۰۰۵); Pivetta, Reis (۲۰۰۶); Altissimo, F. et al (۲۰۰۷).

شد. دوره‌ی مورد بررسی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۶۸ و داده‌ها به صورت فصلی هستند. نرخ تورم به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\pi_{t1} = (cpi_t - cpi_{t-4}) / cpi_{t-4} \quad (2)$$

$$\pi_{t2} = (gdpdef_t - gdpdef_{t-4}) / gdpdef_{t-4} \quad (3)$$

براساس نتایج آزمون دیکی فولر تعیین یافته، سری زمانی π_{t1} در سطح معناداری ۱۰ درصد ریشه‌ی واحد ندارد. این سری با وجود عرض از مبدأ و روند، پایاست. همچنان فرضیه‌ی وجود ریشه‌ی واحد برای سری زمانی π_{t2} ، در سطح معناداری ۵ درصد ردد شده و به صورت روند پایا خواهد بود. نکته‌ی دیگر در بررسی پایداری تورم در اقتصاد ایران آن است که احتمال وجود شکست ساختاری در روند تورم باید بررسی شود، زیرا عدم مؤقتی در محاسبه‌ی شکست می‌تواند به صورت نادرست تخمین بالایی را برای پایداری تورم نشان دهد، بنابراین مشاهدات را برای تورمی که شامل یک شکست در عرض از مبدأ می‌باشد، تهیه و از آزمون نقطه‌ی شکست chow استفاده می‌کنیم. اگر حد احتمال برای هر سری تورم مورد بررسی کمتر از ۰/۰۵ باشد، شکست اتفاق افتاده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که سری تورم π_{t1} در سال‌های ۱۳۷۴Q3 و ۱۳۷۹Q1 و همچنان سری تورم π_{t2} در سال‌های ۱۳۷۳Q1 و ۱۳۷۴Q1 و ۱۳۸۲Q1، دارای شکست ساختاری است.

۳-۲-۳- آزمون پایداری تورم در اقتصاد ایران

(الف) روش جمع ضرایب خود رگرسیونی

اگر فرض کنیم که تورم از یک رویه خود رگرسیونی پایا که شامل p وقفه است (AR(p)، پیروی می‌کند، در آن صورت بر اساس روابط زیر جمع ضرایب خود رگرسیونی برابر ρ خواهد بود.

$$\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^p \alpha_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad \rho = \sum_{j=1}^p \alpha_j \quad (4)$$

ρ یکی از بهترین ابزارهای اندازه‌گیری پایداری است. برای به دست آوردن یک تخمین از ρ ، باید مرتبه وقفه‌ی (p) را به دست آوریم. با استفاده از نمودار Correlogram و بر اساس معیار آکائیک-شوارتز و با توجه به سایر معیارها از جمله R_2 و \bar{R}_2 تعديل

شده، در نهایت مدل انتخاب شده شامل ۴ وقهه در ضرایب AR است. نتایج حاصل از تخمین با استفاده از هر دو شاخص تورم در جدول ۱ گزارش شده است. آزمون‌های لازم بر روی جمله‌ی پسماند انجام گرفت. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضرایب وقهه‌های تورم از نظر آماری معنادار است. جمع ضرایب AR در معادلات فوق به ترتیب برابر با $\rho=0.73$ و $\rho=0.51$ می‌باشد که پایداری بالای تورم را نشان می‌دهد.

جدول ۱- نتایج روش جمع ضرایب خود رگرسیونی در آزمون پایداری تورم

$\text{inf}_c = 0.055 + \sum_{i=1}^4 \hat{\alpha}_i \pi_{t-j} + 0.66\text{MA}(1) + 0.66\text{MA}(2) - 0.07\text{DUM}_{79q1}$ $+ 0.1\text{DUM}_{74q1}, \sum_{i=1}^4 \hat{\alpha}_i = 0.73, R^2 = 0.95, SEE = 0.2, DW = 1.8$ $(4-10)$
$\text{inf}_gdp = 0.12 + \sum_{i=1}^4 \hat{\alpha}_i \pi_{t-j} + 0.77\text{MA}(1) + 0.42\text{MA}(2) - 0.08\text{DUM}_{71q1}$ $- 0.17\text{DUM}_{82q1}, \sum_{i=1}^4 \hat{\alpha}_i = 0.51, R^2 = 0.84, SEE = 0.5, DW = 1.88$ $(4-11)$

در آزمونی دیگر برای اثبات پایداری تورم، یک مدل اتورگرسیو (AR(p) با $p=2$ برای سری زمانی تورم، با توجه به مقدار ثابت و همچنین تفکیک داده‌ها برای سال‌های قبل از شکست ساختاری و بعد از آن، تخمین زده و جمع ضرایب وقهه‌های تورم را به دست آوردیم (جدول ۲). تخمین جمع ضرایب جملات با وقهه، خود همبستگی تورم را در داده‌ها نشان می‌دهد. با توجه به نتایج آزمون، تغییراتی در خود همبستگی تورم بر اساس هر دو شاخص تورم در طول زمان دیده می‌شود. جمع ضرایب وقهه‌ها بعد از شکست ساختاری سال ۱۳۷۴، بر اساس شاخص π_{i1} ، از $0.94/0.72$ به $0.73/0.57$ و بر اساس شاخص π_{i2} ، از $0.73/0.57$ به $0.51/0.51$ رسیده است.

جدول ۲- نتایج روش جمع ضرایب خود رگرسیونی در آزمون پایداری تورم با تفکیک داده‌ها برای قبل و بعد از شکست ساختاری

Regression Evidence on inflation persistence (π_{t1})
sample period: ۱۳۶۸Q1 – ۱۳۷۴Q4
$infC = 0.02 + \sum_{i=1}^r \hat{a}_j \pi_{t-j} - [0.64 MA(1)]$, $\sum_{i=1}^r \hat{a}_j = 0.94$, $R^2 = 0.92$, SEE $= 0.04$, DW = 1.84
sample period: ۱۳۷۵Q1 – ۱۳۸۵Q4
$infC = 0.04 + \sum_{i=1}^r \hat{a}_j \pi_{t-j} + [-0.64 MA(1) + 0.85 MA(2)]$, $\sum_{i=1}^r \hat{a}_j = 0.72$, $R^2 = 0.84$, SEE = 0.02, DW = 1.83
Regression Evidence on inflation persistence (π_{t2})
sample period: ۱۳۶۸Q1 – ۱۳۷۳Q4
$infGDP = 0.09 + \sum_{i=1}^r \hat{a}_j infGDP_{t-j}$, $\sum_{i=1}^r \hat{a}_j = 0.73$, $R^2 = 0.70$, SEE = 0.09, DW = 1.98
sample period: ۱۳۷۴Q1 – ۱۳۸۵Q4
$infGDP = 0.08 + \sum_{i=1}^r \hat{a}_j infGDP_{t-j} + [-0.19 MA(1) + 0.97 MA(2)]$, $\sum_{i=1}^r \hat{a}_j = 0.57$, $R^2 = 0.77$, SEE = 0.04, DW = 1.99

ب) روش ضریب خود همبستگی سریالی
 برای اندازه‌گیری پایداری تورم، ضریب خود همبستگی با وقفه زام به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\rho_j = \frac{\text{cov}(\pi_t, \pi_{t-j})}{\sqrt{\text{var}(\pi_t) \cdot \text{var}(\pi_{t-j})}}$$

که در آن π_{t-j} و π_t به ترتیب تورم در دوره‌های $j-t$ و t ز نیز طول وقفه است. زمانی که تورم از میانگین خود به سمت بالا یا پایین منحرف می‌شود، چنان‌چه این نرخ تمایل به باقی ماندن در وضعیت جدید (دور بودن از روند میانگین خود) را داشته باشد، انتظار می‌رود تابع خود همبستگی مقادیر مثبتی را اختیار کند که در این شرایط تورم حالتی پایدار خواهد داشت، اما چنان‌چه این نرخ به سرعت به روند عادی خود بازگردد، مقدار تابع خود همبستگی نزدیک به صفر خواهد شد. جدول ۳، محاسبه‌ی مقادیر ضریب خود همبستگی تورم در مقاطع مختلف زمانی دوره‌ی ۱۳۶۸-۸۵ را نشان می‌دهد. همان‌طور

که ملاحظه می‌شود، در دوره‌ی مورد بررسی تغییرات تورم به طور متوسط از روند شیش فصل گذشته‌ی خود تأثیر پذیرفته است، به بیان دیگر چنان‌چه در زمان جاری یک شوک تورمی سبب انحراف نرخ تورم از مسیر عادی آن شود، طول دوره‌ی اثرگذاری این شوک بر تورم دوره‌های آتی، به طور متوسط حدود شیش فصل خواهد بود.

جدول ۳- نتایج محاسبه ضریب خودهمبستگی سریالی

طول وقفه	۱۳۶۸-۸۵	۱۳۸۴-۸۵	۱۳۷۹-۸۳	۱۳۷۲-۷۸	۱۳۶۸-۷۲	
۱	۰/۹۲	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۹۱	۰/۸۵	
۲	۰/۸۱	۰/۱۵	۰/۳۱	۰/۷۵	۰/۵۹	
۳	۰/۶۶		۰/۰۶	۰/۵۳	۰/۳۲	
۴	۰/۴۹			۰/۲۷	۰/۰۸	
۵	۰/۳۷			۰/۰۶	-	
۶	۰/۲۷				-	
متوجه ضریب همبستگی	۰/۵۸	۰/۳۹	۰/۳۳	۰/۵۰	۰/۴۶	

ج) روش CIR و روش طیف تناوبی صفر

با توجه به مطالب بخش قبل، مفهوم پایداری به تابع عکس العمل در رویه‌ی AR(p) مربوط می‌شود. از آن‌جا که تفسیر ضرایب تکی غالباً دشوار است، در عمل تابع عکس‌العمل تخمین زده می‌شود که واکنش متغیر وابسته به شوک‌های وارد به جملات خطای تعیین کند. تابع عکس‌العمل سری زمانی $\{\pi_t: t = 1, 2, \dots\}$ ، اثر یک شوک بر π_t که در زمان t اتفاق می‌افتد (برای مثال $\epsilon_{t+1} \rightarrow \epsilon_t$) بر روی مقدار π_t در دوره‌های آینده‌ی $t+1, t+2, \dots$ اندازه‌گیری می‌کند. این تابع از این نظر مورد توجه است که کمیت یا اندازه‌ی پایداری شوک را بر سری زمانی نشان می‌دهد. واضح است که اثر تغییر واحد در ϵ_t بر روی مقادیر آینده π_t مستقل از زمان و مل است و فقط بستگی به ضرایب AR دارد بنابراین، تابع عکس‌العمل π_t برابر است با:

$$IRF(h) = \alpha^h \quad h = 0, 1, 2, 3, \dots$$

برای اندازه‌گیری عددی پایداری، بیشتر از (CIR)، که اثرات جمع شونده‌ی یک شوک واحد را بر روی تمام مقادیر آینده سری زمانی نشان می‌دهد، استفاده کرده و به صورت زیر نشان می‌دهند که یک تابع ساده از پارامترهای مدل است:

$$CIR(h) = \sum_{h=0}^{\infty} IR(h) = \frac{1}{1-\rho}$$

CIR ارتباط مستقیم با ρ دارد، به این معنی که می‌توان از α به عنوان ابزار اندازه‌گیری پایداری سری زمانی استفاده کرد. همچنین پارامتر ρ می‌تواند از طریق دیگری، که طیف π_t است، به عنوان ابزار اندازه‌گیری پایداری تفسیر شود. این بحث توسط فیلیپس در سال ۱۹۹۱ مطرح شد. طیف تناوبی صفر، یک ابزار اندازه‌گیری معروف است که فرکانس‌های کم یک سری اتورگرسیو را نشان می‌دهد و برای یک رویه‌ی AR(p) به صورت زیر به دست می‌آید که:

$$\text{spectrum at zero} = \frac{\sigma_s^2}{(1-\rho)^2}$$

که در آن σ_s^2 واریانس ε_t است. بنابراین با استفاده از این ابزار اندازه‌گیری، پایداری زیاد π_t به طور مستقیم به اندازه‌ی پارامتر ρ بستگی دارد. جدول ۴، دو مقدار CIR و طیف تناوبی صفر را برای سری تورم π_{t+1} و بر اساس مدل اتورگرسیو AR(1) نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهند که تورم در ایران نسبتاً پایدار بوده و پایدارترین دوره‌ی تورمی مربوط به سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۷۳ می‌باشد.

جدول ۴- نتایج دو معیار CIR و طیف تناوبی صفر برای سری تورم π_{t+1}

$CIR(h) = \sum_{h=0}^{\infty} IR(h) = \frac{1}{1-\rho}$	۳۳/۳
$\text{Spectrum at zero} = \frac{\sigma_s^2}{(1-\rho)^2}$	۷۰/۴

همان‌طور که ملاحظه شد، با استفاده از معیارهای مختلف برای آزمون پایداری، تورم در ایران پایدار بوده و نشان‌دهنده‌ی این است که تورم در دوره‌ی جاری تا حدود زیادی ناشی از عوامل تورمزای دوره‌های گذشته بوده و برای سیاست‌گذاری در دوره‌ی جاری، باید مقادیر آن را داده شده تلقی کرد. در این شرایط بدیهی است که بخش قابل توجهی از اقدامات کنترلی تورم در دوره‌ی جاری نیز نتایج خود را در دوره‌های آتی برجای

می‌گذارد. این موجب می‌شود که سیاست‌هایی که در شرایط تورم پایدار اختیار می‌شود، متفاوت باشد، زیرا انتخاب اهداف و ابزارهای پولی و همچنین اجرای سیاست‌های پولی بسیار مشکل می‌شود. بدین جهت قاعده‌ی بهینه سیاست‌گذاری پولی می‌باشد با توجه به پایدار بودن تورم در اقتصاد ایران طراحی شود. در بیان علل اصلی پایداری تورم در اقتصاد ایران، می‌توان به مواردی همچون پایدار بودن سطح تقاضای کل، بزرگ بودن اندازه‌ی دولت و اتكای فراوان آن به منابع بانکی، عدم استقلال بانک مرکزی و پایین بودن درجه‌ی اعتبار سیاست‌های پولی کشور، وجود انتظارات تورمی شدید که عمدتاً به صورت گذشته نگر شکل می‌گیرد و چسبنده بودن دستمزدهای اسمی، اشاره کرد.

۳- طراحی قاعده‌ی بهینه سیاست پولی برای اقتصاد ایران

امروزه ثبات قیمت‌ها تقریباً در تمامی کشورها به عنوان هدف اصلی سیاست‌گذاری پولی در نظر گرفته شده است. دستیابی به این مهم، مستلزم ایجاد سازوکاری دقیق و هدفمند از فرآیند سیاست‌گذاری پولی است که در شکل استاندارد خود پیش‌بینی، هدف‌گذاری و در نهایت تحلیل سیاستی را شامل می‌شود. ثبات قیمت‌ها شرط لازم برای دستیابی به سطوح بالای رشد اقتصادی است، نکته‌ی مهم آن که بانک مرکزی علاوه بر مسئولیت ایجاد ثبات قیمت‌ها می‌باشد به سایر اهداف مانند رشد اقتصادی نیز توجه داشته باشد. در این بخش بر اساس نتایج بخش قبل که پایداری تورم در اقتصاد ایران به اثبات رسید، قاعده‌ی بهینه سیاست پولی برای بانک مرکزی ایران طراحی می‌شود. قاعده‌ای که می‌تواند برای انتخاب سطح بهینه‌ی حجم نقدینگی استفاده شود.

۱-۳- قاعده‌ی بهینه و ساز و کار سیاست‌گذاری پولی

در ادبیات جدید سیاست پولی تقریباً هیچ قاعده‌ی پولی روشنی برای کلیت‌های پولی وجود ندارد. برای تعیین قاعده‌ی سیاست پولی بهینه، بانک مرکزی می‌باشد بر اساس یک مدل بهینه سازی، یک تابع هدف (زیان) را با توجه به قیودی که نشان‌دهنده‌ی ویژگی‌های ساختاری طرف عرضه و تقاضای اقتصاد است، ماقریزم (می‌نیم) کند، انتخاب تابع هدف بانک مرکزی چندان آسان نیست. متغیرهایی که به طور معمول در ادبیات استفاده شده است، شامل انحراف متغیرهایی چون نرخ تورم و سطح محصول از مقادیر مورد هدف است. اگر بانک مرکزی هدف‌های متفاوتی غیر از ایجاد

ثبات در تورم و تولید داشته باشد، سایر متغیرها نیز بر حسب مورد، انتخاب و انحراف آن‌ها از اهدافشان در تابع زیان وارد می‌شود. در ادبیات تجربی موضوع نیز مطالعات چندی انجام گرفته است. از جمله گاندر^۱ (۲۰۰۲)، با بررسی سیاست پولی بهینه تحت هدف‌گذاری تورم، یک قاعده‌ی ابزاری را بر اساس یک مدل اقتصاد کلان تصادفی ساده ارائه کرده است. استین سان^۲ (۲۰۰۳)، در بررسی قاعده‌ی بهینه‌ی سیاست پولی در شرایط تورم پایدار، دو نوع قیمت‌گذاری را به صورت عقلایی و هم‌چنین قاعده‌ی سرانگشتی فرض می‌کند. وی نتایج را با هر دو رویکرد گذشته‌نگر و آینده‌نگر بررسی کرده و تابع زیان بانک مرکزی را بر اساس تابع رفاه خانوار به دست می‌آورد. آدام^۳ (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای با عنوان سیاست پولی بهینه با دانش عمومی ناقص، به بررسی سیاست تقاضای اسمی بهینه در اقتصادی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، که در آن بنگاه‌ها اطلاعات ناقصی درباره‌ی شوک‌های اقتصاد دارند، می‌پردازد. آسکاری و روپل^۴ (۲۰۰۷)، مطالعه‌ای با عنوان سیاست پولی بهینه با روند تورمی پایین انجام داده‌اند. گلاین^۵ (۲۰۰۷)، با هدف بررسی قاعده‌ی بهینه‌ی سیاست پولی برای بانک مرکزی اروپا، یک مسئله‌ی حداقل سازی تابع زیان را شامل تورم، شکاف تولید و وقفه‌های نرخ بهره حل می‌کند. جعفری صمیمی و تهرانچیان^۶ (۱۳۸۳) نیز با استفاده از نظریه‌ی کنترل بهینه، به بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمده‌ی اقتصاد کلان ایران پرداخته‌اند. هدف آن‌ها تعیین کمی سیاست‌های پولی و مالی بهینه برای دوره‌ی برنامه‌ی سوم توسعه است و نشان داده می‌شود که با فرض نظام ارزی شناور، حجم نقدینگی بهینه، مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بهینه‌ی دولت، نسبت به مقادیر پیش‌بینی شده آن‌ها در برنامه، کمتر و درآمدهای مالیاتی بهینه بیش‌تر از مقدار پیش‌بینی شده برنامه است.

^۱- Alfred V.Guender

^۲- Jon Steinsson

^۳- Klaus Adam

^۴- G.Ascari , T.Ropele

^۵- P. Gelain

۶ - هم‌چنین مراجعه کنید به:

۳-۳- انتخاب تابع هدف بانک مرکزی

در طراحی قاعده‌ی پولی برای اقتصاد ایران برخلاف مطالعات انجام شده در مورد سایر کشورها که به طور معمول نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی انتخاب می‌شود، ابزار نرخ رشد حجم پول می‌تواند نقش داشته باشد، زیرا با توجه به قانون بانکداری بدون ربا، در اقتصاد ایران نرخ بهره مورد استفاده قرار نمی‌گیرد. بدین جهت نرخ رشد حجم پول، به عنوان ابزار کنترل در تنظیم سیاست پولی حائز اهمیت است. بنابراین فرض می‌شود که بانک مرکزی با نگاه به شکاف تولید و با ابزار حجم پول می‌خواهد روش هدف‌گذاری تورم انعطاف‌پذیر^۱ را به منظور ایجاد ثبات در تورم اجرا کند، بنابراین تابع هدف بانک مرکزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E_t \sum_{r=0}^{\infty} \delta^r L_{t+r} \quad (5)$$

به طوری که $\lambda < 1 < v$ عامل تنزیل بوده و تابع بین دوره‌ای زیان برابر است با:

$$L_t = \pi_t + \lambda Y_t + v (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})^2 \quad (6)$$

که در آن π_t نرخ تورم، Y_t شکاف تولید (انحراف سطح تولید از مقدار تولید بالقوه) و \dot{M}_t نرخ رشد حجم پول حقیقی است. جمله‌ی انحراف نرخ رشد حجم پول از مقدار وقه، خود نشان‌دهنده‌ی اثر واbstگی مسیر در تنظیم سیاست پولی است. به عبارت دیگر بیان می‌کند تا چه حد بانک مرکزی در تنظیم عرضه‌ی پول در دوره‌ی جاری واbstه به میزان عرضه‌ی پول در دوره‌ی گذشته است. $v > \lambda$ وزن و یا اهمیت شکاف تولید و $v < \lambda$ وزن و یا اهمیت تغییرات نرخ رشد حجم حقیقی پول در تابع زیان است. بنا بر تعریف سونسون^۲ (۱۹۹۷)، هدف‌گذاری تورم محض وقتی است که فقط تورم در تابع زیان باشد ($v = \lambda$)، در حالی که هدف‌گذاری تورمی انعطاف‌پذیر اجازه می‌دهد که سایر متغیرهای هدف، چون شکاف تولید، نیز وجود داشته باشد. هر چه λ بزرگ‌تر باشد، وزن و اهمیت متغیر شکاف تولید در مقایسه با وزن تورم در تنظیم حجم پول افزایش می‌یابد و هر چه v افزایش یابد، واbstگی سیاست پولی دوره‌ی جاری به

^۱- Flexible inflation targeting

^۲- برای آشنایی با محدودیتهای به کارگیری روش هدف‌گذاری تورم محض در اقتصاد ایران، به مطالعه درگاهی و آتشک (۱۳۸۱) مراجعه کنید.

سیاست‌های گذشته افزایش خواهد یافت. در انجام این تحقیق که هدف آن طراحی قاعده‌ی بهینه‌ی سیاست پولی برای اقتصاد ایران است، روش هدف‌گذاری تورم انعطاف پذیر مورد تأکید می‌باشد.

وقتی δ به سمت یک میل می‌کند، در این صورت جمع معادله‌ی (۶) بیکران خواهد شد که از دو جزء تشکیل شده است، جزء اول، مربوط به تعیین مسئله‌ی بهینه سازی قطعی و زمانی است که شوک‌ها صفر هستند و جزء دوم به واریانس شوک‌ها مربوط می‌شود. جرء اول در حالت $1 = \delta$ هم‌گرا خواهد شد. وقتی که $1 \rightarrow \delta$ ، مقدار $E[L_t]$ تابع زیان بین دوره‌ای به جمع میانگین غیرشرطی تابع زیان دوره‌ای یعنی $E[L_t]$ نزدیک می‌شود. همچنین می‌توان مسئله‌ی بهینه سازی را برای $1 = \delta$ تعریف کرد (در مبانی نظری مقدار δ را معمولاً برابر 99% فرض می‌کنند) که در آن صورت تابع زیان بین دوره‌ای به عنوان میانگین غیرشرطی و مساوی با جمع وزنی واریانس‌های غیرشرطی متغیرهای هدف تفسیر می‌شود.

$$E[L_t] = \text{var}(\pi_t) + \lambda \text{var}(Y_t) + v \text{var}(\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})$$

معادله‌ی فوق تابع هدف بانک مرکزی است که با توجه به قیود مدل آن را حداقل می‌کند قیود مدل بهینه سازی شامل معادلات منحنی تقاضای کل و منحنی فیلیپس است که پس از تخمین، در حل مدل بهینه سازی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۳-۳- قیود مسئله‌ی بهینه سازی بانک مرکزی

قیود بانک مرکزی به منظور حداقل کردن تابع زیان و تعیین قاعده‌ی بهینه‌ی سیاست پولی دو معادله‌ی مربوط به منحنی فیلیپس و منحنی تقاضای کل هستند. که ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران را در طرف عرضه و تقاضا نشان می‌دهند. در مدل سازی منحنی‌های مذکور تلاش می‌شود که ویژگی‌های اقتصاد نفتی ایران از کanal درآمدهای ارزی نفت مورد توجه قرار گیرد. معادله‌ی نرخ تورم در چارچوب منحنی فیلیپس و معادله‌ی شکاف تولید براساس منحنی تقاضای کل یک اقتصاد باز و متکی به درآمدهای ارزی نفت به شرح معادلات ۷ و ۸ در نظر گرفته می‌شود:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \alpha_5 \pi_{t-5} + \alpha_6 \pi_{t-6} + \alpha_7 y_t \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_i d u_m t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 (\dot{M}_t - \pi_t) + \beta_3 (\dot{M}_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_4 r_t \dot{r}_t + \beta_5 \dot{oil}_t + \beta_6 \dot{oil}_{t-1} \\ + \sum_{i=1}^n \beta_i dum_t + \varepsilon_t$$

که در آن π_t نرخ تورم، y_t شکاف تولید، رشد حجم $r_t \dot{r}_t$ نقدینگی حقيقی، \dot{oil}_t رشد نرخ ارز حقيقی، r_t درآمد ارزی نفت به قيمت ثابت است. دوره‌ی مورد بررسی از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۵ و داده‌ها به صورت فصلی است. برای اطمینان از نتایج برآورد معادلات از دو شاخص قيمتی متفاوت، يعني شاخص قيمت مصرف‌کننده و شاخص قيمت ضمنی تولید برای محاسبه نرخ تورم استفاده شده است. نرخ ارز حقيقی، نسبت قيمت کالاهای قابل تجارت به کالاهای غيرقابل تجارت تعريف می‌شود. برای حذف پیچیدگی انتخاب نرخ ارز و شاخص‌های قيمت کالاهای قابل تجارت و غيرقابل تجارت، در اين مطالعه شاخص جايگزين به صورت رابطه‌ی زير استفاده می‌شود:

$$RER = ER \left[\frac{P^t}{P^n} \right] = \frac{P_{xm}}{P_d}$$

که در آن P_{xm} ، يك شاخص وزني از شاخص قيمت کالاهای صادراتي و وارداتي است که به عنوان برآوردي از قيمت کالاهای قابل تجارت مطرح می‌شود، به طوري که قيمت‌های جهانی، نرخ ارز اسمی مورد عمل در ارزیابی صادرات و واردات و همچنین اثر تعریفه‌ها در آن لحاظ شده است. P_d شاخص قيمت ضمنی تولید ناخالص داخلی ايران است. رشد نرخ ارز حقيقی به صورت درصد تغييرات نرخ ارز حقيقی هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل محاسبه شده است.

در ادبیات اقتصادی تولید بالقوه، جزء بلندمدت تولید است، بنابراین شکاف تولید نوسانات زودگذر و موقتی تولید را در کوتاه‌مدت نسبت به روند بلندمدت نشان می‌دهد. روش‌های گوناگونی برای محاسبه‌ی مقادیر تولید بالقوه، مانند روش‌های تابع تولید، خط روند بین اوج‌ها، نسبت تولید به سرمایه، روند تولید واقعی، خط روند بین اوج‌ها تعديل شده و روش فیلترینگ هودریک-پرسکات وجود دارد. در این تحقيق تولید بالقوه به روش‌های فیلترینگ هودریک-پرسکات و روند تولید واقعی، محاسبه و نتایج روش اخير مورد استفاده قرار گرفت. در اين رابطه معادله‌ی کلي مدل‌های برآورد شده عبارت است از:

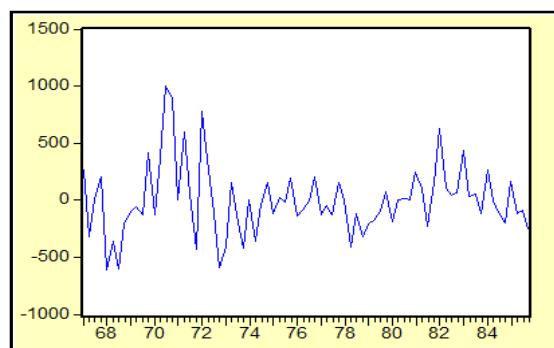
$$GDP = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i t^i + \alpha_4 dum_t$$

که در آن GDP، تولید واقعی، متغیر t متغیر روند و متغیر مجازی dum مربوط به شکست ساختاری فصل اول سال‌های ۷۱ و ۷۴ و فصل چهارم سال ۸۰ است، که برای سال‌های مذکور مقدار یک و در بقیه‌ی سال‌ها صفر در نظر گرفته شده است. برآورد نتایج در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵- برآورد روندهای زمانی مختلف برای تولید واقعی

	۱	۲	۳	۴
c	۴۴۰۹۷,۲۸	۴۸۸۱۱,۸۹	۴۱۴۶۰,۱۷	۴۱۴۳۴,۲۳
t	۸۰۰,۴۸۹۶	۴۴۲,۸۲۷۸	۱۰۵۲,۴۴۷	۱۰۱۶,۲۳۶
t^2		۴,۷۰۹۸۹۳	-۳۱,۰۸۲۲۹	-۲۹,۴۱۷۰۹
t^3			۰,۳۰۹۸۸۹	۰,۲۹۳۷۱۲
DUM _{Y1Q1}				۸۰۱۰,۲۸۹
DUM _{Y4Q1}				-۵۴۲۰,۶۳۶
DUM _{80Q4}				-۵۱۰۱,۹۰۷
R ²	۰,۹۴۹۶۱۱	۰,۹۶۲۱۰۵	۰,۹۸۲۱۰۶	۰,۹۸۷۱۶۳
Adjusted R ²	۰,۹۴۸۹۳۰	۰,۹۶۱۰۶۶	۰,۹۸۱۴۱۲	۰,۹۸۶۰۴۷

با توجه به جدول فوق، بهترین برآورد مربوط به معادله‌ی چهارم است که سری زمانی روند را در ارتباط با متغیر تولید واقعی، با سه توان مختلف و سه متغیر مجازی برای دوره‌های زمانی مختلف، ارائه می‌دهد. پس از انتخاب بهترین مدل، روند مطلوب تولید بالقوه، محاسبه و سری زمانی شکاف تولید به دست آمد (نمودار ۱).



نمودار ۱- شکاف تولید به روش روند تولید واقعی

۴- برآورد معادلات نرخ تورم و شکاف تولید

متغیرهای مورد استفاده در معادلات نرخ تورم و شکاف تولید به کمک آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته از نظر پایابی مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آزمون در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ۶- آزمون پایابی و تعیین رتبه‌ی جمع متغیرها

نام متغیر	آماره‌ی آزمون	کمیت بحرانی	نتیجه آزمون
نرخ تورم	-۳.۳۱	-۲.۹۰ (۵%)	I(۰)
رشد تولید نسبت به تولید بالقوه	-۳.۲۵	-۲.۹۰ (۵%)	I(۰)
رشد حجم حقیقی پول	-۴.۳۱	-۳.۵۲ (۱%)	I(۱)
رشد نرخ ارز واقعی	-۴.۰۱	-۳.۵۲ (۱%)	I(۰)
رشد درآمد ارزی نفت	-۴.۹۱	-۳.۵۲ (۱%)	I(۰)

با انتکای به نتایج آزمون‌های آماری انجام شده، مبنی بر آن که تمام متغیرهای الگو به جز متغیر رشد حجم پول (۰) I است، به برآورد ضرایب معادلات الگو به صورت جداگانه به روش حداقل مربعات معمولی اقدام شد. نتایج برآورد معادلات نرخ تورم و شکاف تولید مدل به شرح زیر است:

$$\begin{aligned}\pi_t = & .۶۴\pi_{t-۱} + .۴۷\pi_{t-۲} - .۶۲\pi_{t-۴} + .۲۰\pi_{t-۵} + .۲۷\pi_{t-۶} + .۶۶y_t \\ & - .۴۶DUM۸۲Q1 * \pi_{t-۱} + .۲DUM۷۳Q1 * \pi_{t-۱} + .۱۶DUM۷۱Q۴ \\ & * \pi_{t-۱} + .۸DUM۸۳Q1 * y_t + [.۹۷MA(۱)]\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}y_t = & .۷y_{t-۱} + .۶\lambda(\dot{M}_t - \pi_t) - .۴7(\dot{M}_{t-۱} - \pi_{t-۱}) + .۲۴r\dot{e}r_t + .۱۴o\dot{i}l_t \\ & - .۱۱o\dot{i}l_{t-۱} - .۳۶DUM۷۹ * (\dot{M}_t - \pi_t) - .۹DUM۷۸ * r\dot{e}r_t \\ & + .۵۶DUM۷۲Q1 * o\dot{i}l_t - .۲۹DUM۷۱Q۲ * o\dot{i}l_t + .۷۲DUM۷۸ * y_t \\ & + [-.۹۶MA(۱)]\end{aligned}$$

پس از برآورد ضرایب معادلات، وجود ریشه‌ی واحد در جمله‌ی پسماند هر معادله به روش انگل و گرینجر مورد آزمون قرار گرفت تا نسبت به هم‌جمعی متغیرهایی که در

معادله وارد شده اند اطمینان حاصل شود. جملات پسمند معادلات رفتاری مورد نظر جمیعی، از مرتبه‌ی (۰) I و یا به عبارت دیگر پایا هستند. پس از آن که ضرایب الگو برآورده شدند، مجموعه‌ای از آزمون‌های تشخیص مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که توابع برآورده شده دارای هیچ‌گونه مشکل آماری نیست و ضرایب این معادلات می‌توانند در ادامه به عنوان قیود مسئله‌ی بهینه‌سازی برای تعیین قاعده‌ی بهینه استفاده شوند.

۵- نمايش مسئله‌ي بهينه‌سازی در فضای حالت

فرم ماتریسی معادلات ۷ و ۸ که در بخش ۳-۳ نمایش داده شد، به صورت زیر است (نمایش فضای حالت):

$$X_{t+1} = AX_t + BM_t + \omega_{t+1} \quad (9)$$

که در آن X_t یک ماتریس (13×1) از متغیرهای حالت، A یک ماتریس (13×13) ، B ماتریس (13×1) و ω_t بردار ستوانی اختلال‌ها (13×1) است، که به صورت مستقل و یکسان در طول زمان توزیع شده‌اند و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس زیر است:

$$E\varepsilon_t \dot{\varepsilon}_t = \sum_{\omega\omega}$$

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0.6448 & 0.4711 & 0 & -0.6232 & 0.1989 & 0.2677 & 0.6695 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.031 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.7035 & 0 & -0.06569 & 0.0143 & -0.0111 \end{bmatrix}$$

$$\omega_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \vdots \\ \eta_t \\ \vdots \\ 1 \\ \vdots \\ \vdots \end{bmatrix} \quad X_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_{t-4} \\ \pi_{t-5} \\ \pi_{t-6} \\ Y_t \\ Y_{t-1} \\ \dot{M}_{t-1} \\ rer_t \\ oil_t \\ oil_{t-1} \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} \cdot \\ \vdots \\ \cdot \\ \vdots \\ \cdot \end{bmatrix}$$

علاوه بر این، یک بردار 1×3 از متغیرهای هدف را تعریف می‌کنیم:

$$Y_t = C_x X_t + C_i M_t \quad (10)$$

که در آن بردار Y_t ، ماتریس C_x با ساختار 3×13 و یک ماتریس ستونی C_i با ساختار 1×3 به شرح زیر است:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ Y_t \\ \dot{M}_t - \dot{M}_{t-1} \end{bmatrix}$$

$$C_x = \begin{bmatrix} 1 & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 1 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & -1 & \cdot \end{bmatrix} \quad C_i = \begin{bmatrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix}$$

با توجه به نکات فوق، فرم درجه‌ی دوم معادله‌ی زیان به صورت زیر خواهد بود:

$$L_t = Y_t' K Y_t \quad (11)$$

که در آن K یک ماتریس 3×3 به صورت زیر است:

$$K = \begin{bmatrix} 1 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \lambda & \cdot \\ \cdot & \cdot & v \end{bmatrix}$$

در نهایت براساس نمایش فضای حالت، می‌توان مسئله‌ی بانک مرکزی را مشابه یک مسئله تنظیم کننده‌ی خطی بهینه‌ی تنزیل شده‌ی تصادفی^۱ به شرح زیر در نظر گرفت، به‌طوری که تابع زیان (11) را با توجه به قید (9) می‌نیمم می‌کند.

^۱- Discounted optimal linear regulator .

$$\begin{aligned}
& \max_{M_t} -E_{\circ} \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{ Y_t' K Y_t \} = \\
& \max -E_{\circ} \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{ X_t' R X_t + 2 \dot{M}_t w X_t + \dot{M}_t' Q \dot{M}_t \} \\
S.t. \quad & \frac{X_{t+1}}{w} = A X_t + B \dot{M}_t + \omega_{t+1} \\
& C_i' K C_x \quad Q = C_i' K C_i \quad R = C_x' R C_x
\end{aligned}$$

۶- حل مسئله‌ی بهینه‌سازی بانک مرکزی: تعیین قاعده‌ی بهینه‌ی پولی

مسئله بهینه سازی بانک مرکزی را می‌توان با به کارگیری تئوری کنترل پویا حل کرد. در این بخش، حالتی از مسائل برنامه‌ریزی پویا در نظر گرفته می‌شود که در آن تابع بازدهی (معادله‌ی ۱۱) درجه‌ی دوم و تابع انتقال (معادله‌ی ۷) خطی است. این حالت منجر به استفاده از مسئله‌ی تنظیم‌کننده‌ی خطی بهینه می‌شود، به طوری که معادله‌ی بلمن می‌تواند با استفاده از جبر خطی حل شود. در استخراج قاعده‌ی بهینه‌ی پولی فرض می‌شود که تابع بازدهی و تابع انتقال هر دو مستقل از زمان بوده و مسئله تصادفی نباشد. زیرا این فروض محاسبات را ساده کرده و در نتایج نیز تغییری ایجاد نمی‌کند. نکته‌ی قابل توجه این که بر اساس اصل برابری حتمی^۱، این نتایج با نتایج توابعی که مستقل از زمان نباشند برابر خواهد بود و تنها تفاوت آن‌ها این است که در تعریف تابع، مقدار عبارت d در مسائل غیر تصادفی وجود ندارد. نقطه‌ی شروع برای حل مدل، یک حدس اولیه برای فرم تابع مقدار $V(x)$ است.^۲ فرم این تابع، درجه‌ی دوم و به صورت زیر فرض می‌شود:

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

که در آن P یک ماتریس متقارن شبه م^۲, $Z_n Z^{fdf} Z_1, \dots, Z_1$ عین است. و d برابر است با:

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

که در آن tr اثر ماتریس P ضربدر کوواریانس بردار اختلال‌ها است. با استفاده از قانون انتقال در جهت حذف حالت دوره‌ی بعدی، معادله‌ی بلمن به صورت ذیل خواهد بود.

^۱- Certainty equivalence principle.

^۲ - $V(X)$ ، نشان‌دهنده‌ی مقدار بهینه‌ی مسئله‌ی اولیه، با فرض مقادیر دلخواه اولیه برای متغیرهای حالت است.

$$-X'PX = \max_{\dot{M}} \{-X'RX - \gamma \dot{M}wX - M'QM - (AX + B\dot{M})'P(AX + B\dot{M})\} \quad (12)$$

شرط لازم مرتبه‌ی اول برای ماقزیمم کردن مسأله عبارت است از^۱:

$$(Q + \delta B'PB)\dot{M} = -(w + \delta B'PA)X \quad (13)$$

که بیان کننده‌ی نقش بازخور برای \dot{M} است:

$$\dot{M} = FX \quad (14)$$

$$F = -\text{inv}(Q + \delta B'PB)(w + \delta B'PA) \quad (15)$$

یک بردار (1×13) است که شامل پاسخ بهینه‌ی ضریب نرخ رشد حجم پول به هر عنصر بردار X است. با جایگزین کردن مقدار بهینه‌ی (15) در سمت راست معادله‌ی (12) و مرتب کردن دوباره آن داریم:

$$P = R + \delta A^{\wedge'} PA - (w^{\wedge'} + \delta A^{\wedge'} PB)(\text{inv}(Q + \delta B^{\wedge'} PB))(w + \delta B^{\wedge'} PA) \quad (16)$$

این معادله به معادله‌ی جبری ماتریس ریکاتی^۲ معروف است. این معادله ماتریس P را به صورت تابع ضمنی از ماتریس‌های R, Q, A و B بیان می‌کند. حل این معادله در حالتی که P بالاتر از یک ماتریس (2×2) باشد نیازمند برنامه‌ی کامپیوتري است. تحت شرایط خاص، معادله‌ی (16) دارای یک جواب مثبت شبه معین واحد است که در حد وقتی که $\rightarrow \infty$ میل می‌کند، با تکرار معادله‌ی تفاضلی ماتریس ریکاتی زیر به دست می‌آید:

$$P_{t+j} = R + \delta A'P_jA - (w' + \delta A'P_jB)(\text{inv}(Q + \delta B'P_jB))(w + \delta B'P_jA) \quad (17)$$

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

$$F_{j+1} = -\text{inv}(Q + \delta B'P_jB)(w + \delta B'P_jA) \quad (18)$$

با استفاده از برنامه‌ی olrp.m در نرم‌افزار مطلب، هر دو نسخه‌ی پیوسته و گستته‌ی مسائل تنظیم کننده‌ی خطی بهینه قابل حل است. بنابراین بعد از نوشتن برنامه با

۱- برای به دست آوردن شرط لازم مرتبه‌ی اول برای حداکثرسازی مسأله، از مشتقات ماتریس زیر استفاده می‌شود:

$$\frac{\partial x}{\partial x} Ax = (A + A')x ; \frac{\partial y}{\partial y} Bz = Bz ; \frac{\partial y}{\partial z} Bz = B'y$$

۲- Matrix Riccati.

استفاده از این نرم افزار، مقادیر مختلف را در بازه‌های زمانی مشخص به λ و v (وزن‌های سیاستی در تابع هدف) می‌دهیم. نتایج قاعده‌ی بهینه‌ی پولی تحت فروض مختلف ماتریس K (ماتریس وزن‌ها) در جداول (۷) و (۸) گزارش شده است. مقادیر عددی مربوط به وزن‌ها (λ و v) به خودی خود معنی خاصی ندارند. چیزی که اهمیت دارد، ارتباط میان وزن‌های نسبی این اهداف است. برای مثال چون در تابع هدف وزن بر روی تورم همیشه یک است، وزن $1/0$ بر روی هدف شکاف تولید به این معنی است که بانک مرکزی با توجه به ثبات سازی تورم، وزنی معادل یک دهم بر روی شکاف تولید قرار داده است و وزن پنج نشان‌دهنده‌ی آن است که ثبات سازی تولید پنج مرتبه مهم‌تر از ثبات سازی تورم است و به همین ترتیب سایر وزن‌ها تفسیر می‌شوند. با توجه به نتایج، قاعده‌ی بهینه‌ی پولی در کوتاه‌مدت (نرخ رشد بهینه حجم پول در کوتاه‌مدت) به صورت تابعی از متغیرهای حالت به شرح زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \dot{M}_t = & \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 \pi_{t-2} + \alpha_4 \pi_{t-3} + \alpha_5 \pi_{t-4} + \alpha_6 \pi_{t-5} \\ & + \alpha_7 \pi_{t-6} + \alpha_8 y_t + \alpha_9 y_{t-5} + \alpha_{10} \dot{M}_{t-1} + \alpha_{11} r_{er,t} + \alpha_{12} oil_t \\ & + \alpha_{13} oil_{t-1} \end{aligned} \quad (19)$$

و در بلندمدت نرخ رشد حجم پول بهینه به صورت زیر خواهد بود:

$$\dot{M}_t = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_{er,t} + \beta_4 oil_t \quad (20)$$

بنابراین در تعیین قاعده‌ی بهینه سیاست پولی ایران، متغیرهای نرخ تورم، شکاف تولید، نرخ ارز حقیقی و درآمد حقیقی نفت، از عوامل تعیین کننده‌ی نرخ رشد بهینه حجم پول به شمار می‌آیند. برای مثال براساس نتایج جدول (۷) و با فرض $\lambda = 1$ و $v = 0/5$ ، قواعد بهینه سیاست پولی کوتاه‌مدت و بلندمدت به شرح زیر حاصل می‌شود:

نرخ رشد حجم پول کوتاه‌مدت	$\dot{M}_t = .222\pi_t + .177\pi_{t-1} + .10\pi_{t-2} - .006\pi_{t-3} - .0033\pi_{t-4} + .10\pi_{t-5} + .056\pi_{t-6} + .053y_t + .0505y_{t-1} + .756\dot{M}_{t-1} - .0049r_{er,t} + .004oil_t - .007oil_{t-1}$
نرخ رشد حجم پول بلندمدت	$\dot{M}_t = 2.53\pi_t + 4.25y_t - .202r_{er,t} - .015oil_t$

جدول ۷- ضرایب قاعده‌ی بهینه‌ی پولی کوتاه‌مدت با فرض $V = 5$ و $\lambda \leq 0$

جدول ۸- ضرایب قاعده‌ی بهینه‌ی پولی کوتاه‌مدت با فرض $V=5/5$ و $\lambda \leq 5$

OILt-1		-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01
--------	--	-------	-------	-------	-------	-------	-------

۷- نتایج تجربی قاعده‌ی بهینه‌ی پولی برای سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶

همان‌طور که در بخش قبل ملاحظه شد، قاعده‌ی بهینه‌ی پولی به دست آمده برای اقتصاد ایران، تعیین بهینه‌ی نرخ رشد حجم پول براساس متغیرهای حالت است. برای تحلیل تجربی قاعده‌ی بهینه‌ی پولی مذکور، با استفاده از مقادیر داده شده متغیرهای حالت، مقدار نرخ رشد حجم پول بهینه‌ی کوتاه‌مدت و بلند‌مدت را برای سال ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ به دست می‌آید. نتایج در فروض مختلف λ و V در جداول (۹) تا (۱۰) نشان داده شده است.

جدول ۹- نرخ رشد حجم پول بهینه کوتاه‌مدت و بلند‌مدت برای سال ۱۳۸۵
با فرض $1 \leq \lambda \leq 5$ و $V = 7$

λ	۰	۰,۰۱	۰,۱	۰,۲	۰,۵	۱	۵
کوتاه‌مدت	۳۵	۳۵	۳۵	۳۵	۳۴	۳۴	۳۲
بلند‌مدت	۲۲	۲۲	۲۱	۲۱	۲۰	۱۹	۱۲

جدول ۱۰- نرخ رشد حجم پول بهینه کوتاه‌مدت و بلند‌مدت برای سال ۱۳۸۵
با فرض $0 \leq \lambda \leq 5$ و $V = 5/0$

λ	۰	۰,۰۱	۰,۱	۰,۲	۰,۵	۱	۵
کوتاه‌مدت	۳۶	۳۵	۳۵	۳۵	۳۵	۳۴	۳۲
بلند‌مدت	۲۷	۲۷	۲۶	۲۵,۸	۲۴,۷	۲۳	۱۴,۶

نتایج فوق برای سال ۸۵ حاکی از آن است که شرایط بهینه‌ی بلند‌مدت نرخ رشد حجم پول در مقایسه با شرایط کوتاه‌مدت، با هر فرضی نسبت به λ و V ، دارای فاصله‌ی زیادی است. مطابق داده‌های منتشر شده توسعه بانک مرکزی، عملکرد نرخ رشد حجم پول در سال مذکور معادل $39/5$ درصد گزارش شده، این در حالی است که با استفاده از قاعده‌ی پولی بهینه‌ی این تحقیق و با فرض چسبندگی نسبی سیاست‌های پولی ($V = 0/5$) و با وزن دهی مساوی به متغیر شکاف تولید و هدف تورم ($\lambda = 1$)، نرخ رشد بهینه بلند‌مدت حجم پول برای سال ۸۵ معادل 23 درصد محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر در شرایط سال ۸۵ و با فرض ایجاد ثبات تورم در سطح مورد نظر ($y_t = 2/6\%$) و با توجه به وضعیت متغیر شکاف تولید ($\pi = 12\%$ درآمد ارزی نفت و نرخ ارز حقیقی و همچنین با در نظر گرفتن اثرات شرایط پایداری تورم در تنظیم سیاست پولی (وجود

تورم با شش وقفه در قاعده‌ی پولی)، نرخ رشد بهینه‌ی بلندمدت حجم پول می‌بایست به ۲۳ درصد کاهش یابد. برای آشنایی بیشتر با نتایج کمی قاعده‌ی پولی برای سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶، نرخ رشد حجم پول بهینه در شرایط مختلف پارامترهای سیاست‌گذاری در جداول ۱۱ و ۱۲ گزارش شده است.

جدول ۱۱- رشد بهینه‌ی حجم پول در شرایط سال ۱۳۸۵ (جهت تحقق هدف تورمی ۱۲ درصد)

V	۰/۵			۱		
λ	۰	۱	۵	۰	۱	۵
نرخ رشد حجم پول کوتاه‌مدت	۳۵/۵	۳۴/۵	۳۱/۶	۳۴/۶	۳۴/۰	۳۲/۰
نرخ رشد حجم پول بلندمدت	۲۶/۵	۲۳/۰	۱۴/۶	۲۱/۷	۱۹/۲	۱۲/۴

جدول ۱۲- رشد بهینه‌ی حجم پول در شرایط سال ۱۳۸۶ (جهت تحقق هدف تورمی ۱۲ درصد)

V	۰/۵			۱		
λ	۰	۱	۵	۰	۱	۵
نرخ رشد حجم پول کوتاه‌مدت	۳۹/۸	۳۸/۴	۳۴/۱	۳۶/۸	۳۵/۹	۳۳
نرخ رشد حجم پول بلندمدت	۲۵/۹	۲۱/۴	۱۳/۷	۲۱/۲	۱۸/۶	۱۱/۷

نتایج فوق برای سال ۸۶، که در آن نرخ تورم عملکرد معادل ۲۶/۶ درصد و شکاف تولید ۲/۱- درصد بوده است نشان می‌دهد که با استفاده از قاعده‌ی پولی بهینه و با فرض چسبندگی نسبی سیاست‌های پولی و وزن دهی مساوی به متغیر شکاف تولید و هدف تورم، نرخ رشد بهینه‌ی بلندمدت حجم پول برای سال مذکور معادل ۲۱/۴ درصد محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر در شرایط سال ۱۳۸۶، اگر هدف سیاست‌گذار تحقق تورم در سطح ۱۲ درصد باشد، با توجه به متغیرهای شکاف تولید، درآمد ارزی نفت و نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد بهینه‌ی بلندمدت حجم پول باید به ۲۱/۴ درصد کاهش یابد. همچنان که در جداول فوق مشاهده می‌شود، براساس قاعده‌ی پولی بهینه، با افزایش وزن شکاف تولید (λ)، نرخ رشد حجم پول بهویژه در بلندمدت روند کاهشی دارد. از مهم‌ترین تحولات شرایط سال ۸۶ در مقایسه با سال ۸۵، افزایش درآمدهای ارزی نفت است بهطوری‌که متغیر مذکور به قیمت ثابت، رشدی معادل ۵/۶ درصد داشته است. مقایسه‌ی نتایج تجربی قاعده‌ی بهینه‌ی پولی سال‌های ۸۵ و ۸۶ نشان می‌دهد که به

منظور تحقق هدف تورمی یکسان (معادل ۱۲ درصد)، نرخ رشد حجم پول بلندمدت در سال ۸۶ کمتر از سال ۸۵ است این واقعیت نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در شرایط رونق نفتی بیش از پیش نیازمند انضباط سیاست پولی است.

۸- خلاصه و نتیجه‌گیری

با توجه به بررسی پایداری تورم و برآورد ضرایب معادلات نرخ تورم و شکاف تولید و هم‌چنین نتایج تجربی قاعده‌ی بهینه در بخش‌های قبل، در تنظیم رشد حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی می‌بایست به نکات زیر توجه شود:

۱- بررسی پایداری تورم با روش‌های مختلف نشان داد که تورم در اقتصاد ایران پایدار است. این نتایج نشان می‌دهد که در اجرای سیاست پولی می‌بایست اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آن در نظر گرفته شود، زیرا بی‌انضباطی‌های پولی اگرچه ممکن است در کوتاه‌مدت اثر کمتری داشته باشد، ولی اثرات بلندمدت آن تعیین کننده است. از سوی دیگر اثربخشی سیاست پولی در کنترل تورم اگرچه در کوتاه‌مدت کم است، ولی در بلندمدت و در یک فرایند تدریجی می‌تواند مؤثر باشد.

۲- نتایج برآورد ضرایب معادلات نرخ تورم و شکاف تولید نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت حجم حقیقی پول با شکاف تولید رابطه‌ی مثبت دارد. این واقعیت با توجه به پایداری تورم بیان کننده‌ی رابطه‌ی مستقیم حجم اسمی پول با شکاف تولید است. بنابراین در شرایط رکود اقتصادی، اجرای سیاست انقباضی شدید در کوتاه‌مدت، منجر به تعمیق رکود می‌شود. ولی باید توجه داشت که سیاست پولی انقباضی در طی زمان از طریق کنترل تقاضای کل اثر خود را بر کاهش تورم خواهد گذاشت (معادله‌ی تورم). کاهش تورم در مرحله‌ی بعد اثر مثبت و فزاینده‌ای بر تولید خواهد داشت (معادله‌ی شکاف تولید). از سوی دیگر سیاست پولی انسباطی اگرچه در کوتاه‌مدت شکاف تولید را بهبود و یا تولید را نسبت به تولید بالقوه می‌افزاید، ولی به تدریج اثر تورمی خود را از طریق معادله‌ی تورم خواهد گذاشت، به‌طوری‌که افزایش تورم در دوره‌های بعد به رکود اقتصادی دوباره خواهد انجامید.

۳- با توجه به نتایج تجربی قاعده‌ی بهینه‌ی پولی در ایران، در تنظیم سیاست پولی، به منظور دستیابی به نرخ تورم مورد هدف، باید به وضعیت شکاف تولید نیز توجه داشت. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش وزن شکاف تولید (۸)، نرخ رشد حجم پول بهویژه در بلندمدت روند کاهشی دارد. به عبارت دیگر در تنظیم سیاست پولی اگر دو هدف تورم و شکاف تولید در نظر گرفته شود، با افزایش وزن شکاف تولید نسبت به وزن

تورم، کاهندگی رشد حجم پول بیشتر می‌شود. این نکته نشان‌دهنده‌ی این واقعیت است که اولاً در شرایط تورمی اقتصاد ایران، کنترل تورم نیازمند سیاست پولی انقباضی (کاهش نرخ رشد حجم پول) است و ثانیاً اگر سیاست‌گذار پولی هدف افزایش تولید را نیز مورد توجه قرار دهد رشد کاهندگی حجم پول در بلندمدت می‌بایست بیشتر باشد به عبارت دیگر سیاست‌های پولی انسباطی (افزایش رشد حجم پول) در اقتصاد ایران کمکی بر کاهش شکاف تولید در بلندمدت نمی‌کند.

لازم به یادآوری است که تخمین نتایج تجربی فوق بر اساس داده‌های سال ۱۳۸۵ است. در سال مذکور شکاف تولید منفی است به عبارت دیگر بر مبنای روش به کار گرفته شده در محاسبه شکاف تولید، اقتصاد ایران در سال ۱۳۸۵ در شرایط رکودی است. نتایج تکرار محاسبات فوق برای شرایط رونق اقتصادی (شکاف تولید مثبت) نشان می‌دهد که با اهمیت یافتن شکاف تولید در تنظیم سیاست پولی رشد حجم پول همچنان می‌بایست کاهنده باشد (مانند حالت رکود) ولی نکته‌ی مهم آن که در این حالت سرعت کاهندگی رشد حجم پول بیشتر است. به عبارت دیگر در اقتصاد ایران ایجاد ثبات در تورم و افزایش تولید (روش پولی هدف‌گذاری تورم انعطاف پذیر) نیازمند اجرای یک سیاست پولی انقباضی تدریجی است به طوریکه می‌بایست رشد حجم پول در یک فرآیند تدریجی به مقدار بهینه بلندمدت خود کاهش یابد.

۴- در تنظیم سیاست پولی وابستگی سیاست به روند سیاست‌های گذشته از طریق تعیین پارامتر V در تابع زیان بانک مرکزی بسیار تعیین کننده است. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش V روند نرخ رشد حجم پول بهویژه در بلندمدت کاهنده‌تر است به عبارت دیگر اگر سیاست‌گذار پولی بخواهد رشد حجم پول جاری را با فرض وابستگی بیشتر آن به مسیر زمانی گذشته تنظیم کند می‌بایست رشد حجم پول کاهنده را انتخاب نماید. این نکته نشان‌دهنده‌ی این واقعیت است که رشد فزاینده حجم پول سال‌های اخیر وابستگی زمانی کمتری به روند این متغیر در سال‌های گذشته داشته است.

فهرست منابع

- ۱- جعفری صمیمی، احمد، و تهرانچیان امیر منصور، "بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمدۀ اقتصاد ایران"، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره‌ی ۶۵، تابستان.

۲- درگاهی، حسن و احمد آتشک، ۱۳۸۱ "هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران: پیش شرط‌ها و تبیین ابزارهای سیاستی"، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۶۰، بهار و تابستان.

- ۳- Adam, K. (۲۰۰۷), "Optimal monetary policy with imperfect common knowledge", Journal of Monetary Economics, ۵۴, ۲۶۷-۳۰۱.
- ۴- Altissimo, F., Ehrmann, M., Smets, F. (۲۰۰۶), "Inflation persistence and price-setting behaviour in the Euro area, A Summery of the IPN Evidence" Occasional paper series No. ۴۶, European Central Bank.
- ۵- Ascani, G., Ropele, T. (۲۰۰۷), "Optimal monetary policy under low trend inflation", Journal of Monetary Economics, ۵۴, ۲۵۶۸-۲۵۸۳.
- ۶- Batini, N. (۲۰۰۲), "Euro area inflation persistence", Working Paper Series No. ۲۰۱۳۱:۹۹۷-۱۰۰۲.
- ۷- Cogley, T. and T.J. Sargent (۲۰۰۱), "Evolving Post-World War II US Inflation Dynamics", NBER Macroeconomics Annual ۱۶, MIT Press.
- ۸- Gelain, P. (۲۰۰۷), "The optimal monetary policy rule for the European Central Bank", Department of Economics, University of Pisa (Italy), www.dse.ec.unipi.it.
- ۹- Guender, A.V. (۲۰۰۲), "Optimal monetary policy under inflation targeting based on an instrument rule", Economics Letters, ۷۸.
- ۱۰- Jafari Samimi, A. and Tehranchian, A. (۲۰۰۰), "An application of the stochastic optimal control algorithm (OPTCON) to the public sector economy of Iran", Iranian Economic Review, Vol. ۱۰, No. ۱۲.
- ۱۱- Levin, A.T., Piger, J.M. (۲۰۰۲), "Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?" Working paper series No. ۳۳۴, European Central Bank.
- ۱۲- O'Reilly, G., Whelan, K. (۲۰۰۴), "Has Euro-area inflation persistence changed over time?" Working paper series No. ۳۳۰, European Central Bank.
- ۱۳- Pivetta, F., Reis, R. (۲۰۰۶), "The persistence of inflation in the united states", Journal of Economic Dynamics and Control ۳۱, ۱۳۲۶-۱۳۵۸.
- ۱۴- Steinsson, (۲۰۰۳), "Optimal Monetary Policy in an Economy with Inflation Persistence", Journal of Monetary Economics ۵۰, ۱۴۲۰-۱۴۵۶.
- ۱۵- Svensson, Lars O. (۱۹۹۷), "Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets", European Economic Review ۴۱: ۱۱۱۱-۱۱۴۶.
- ۱۶- Wachtel, P., Evans, M. (۱۹۹۳), "Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty", Journal of Money, Credit, and Banking ۲۵, ۴۷۰-۵۱۱.

