

سیاست پولی بهینه در شرایط نااطمینانی از رابطه میان تورم و بیکاری در ایران (رابطه‌ی فیلیپس)

دکتر علی ارشدی *

تاریخ وصول: 1393/3/17 تاریخ پذیرش: 1393/11/30

چکیده:

هدف اساسی این مقاله بررسی چگونگی گسترش بهینه‌ی حجم پول در شرایطی است که سیاست گذار در خصوص وجود رابطه میان تورم و بیکاری (برقراری رابطه‌ی فیلیپس) اطمینان لازم را ندارد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که اولاً وجود رابطه میان تورم و بیکاری در ایران تایید نمی‌گردد و ثانیاً بر اساس بهینه‌یابی تابع زیان تعریف شده برای بانک مرکزی که تنها در برگیرنده‌ی تورم می‌باشد مسیر گسترش حجم پول طی شده تا کنون از مسیر بهینه استخراج شده فاصله داشته و این موضوع به خصوص در دوره‌ی 1385-1360 تشدید گردیده است.

طبقه بندی JEL: E51، E52، E58

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، بیکاری، هدف گذاری تورمی، منحنی فیلیپس

* عضو هیات علمی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

(Arshadi63@yahoo.com)

۱- مقدمه

به‌طور اصولی این سؤال که قاعده رفتار سیاست پولی (برای مثال گسترش حجم پول و یا نرخ‌های بهره) چگونه تبیین و تعیین می‌گردد همواره به شکل جدی قابل طرح است. از طرف دیگر پاسخ به سوال مذکور نیازمند استخراج یک مسیر بهینه سیاست پولی (در اینجا حجم پول) با بهره‌گیری از یک تابع زیان تعریف شده برای بانک مرکزی و یک مدل ساختاری کلان می‌باشد.^۱

از سوی دیگر به عنوان پیشنیاز استخراج یک قاعده رفتاری لازم است بانک مرکزی از چگونگی رابطه‌ی تورم و بیکاری و نیز میزان اطمینان پذیر بودن رابطه‌ی مذکور آگاهی داشته باشد. در این صورت تبیین یک مسیر قاعده‌مند معنی می‌پذیرد. در مقاله حاضر ابتدا به بررسی ادبیات نظری پیرامون رفتار بهینه سیاست پولی در شرایط نااطمینانی و چگونگی استخراج آن و نیز ارائه مدل سه وجهی فیلیپس پرداخته می‌شود. سپس در قسمت دوم مقاله، مدل پژوهش همراه با نتایج تجربی ارائه گردیده است که در این قسمت، ابتدا میزان خطای سیاستگذار برای تشخیص متغیری نظیر نرخ بیکاری *NAIRU* نشان داده شده، سپس در خصوص رابطه‌ی سه‌جانبه فیلیپس آزمون‌های متعددی صورت گرفته و در پایان مسیر بهینه استخراج گردیده و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۲- مروری بر ادبیات نظری

هرگاه بپذیریم که بانک مرکزی هنگام مشاهده نوسانات نامطلوب در نرخ تورم و یا بیکاری از مقادیر مطلوب یا طبیعی، اقدام به اجرای یک سیاست پولی سازگار با شرایط می‌نماید، آنگاه سؤالات چندی مطرح می‌شود برای مثال سؤالاتی از قبیل:

^۱ لازم به ذکر است قاعده‌ی بهینه سیاست پولی کاملاً به چگونگی تعریف اجزاء فوق‌الذکر حساس می‌باشد.

- سطح نرخ طبیعی بیکاری به عنوان آستانه ورود سیاستگذار پولی چگونه تعیین می‌شود.²
- آیا ارتباط معنی‌داری میان تورم و بیکاری وجود دارد.
- وزنی که سیاست‌گذار به هر یک از انحرافات (تورم، بیکاری) می‌دهد چگونه تعیین می‌شود.
- ضریب واکنش سیاستگذار پولی چگونه بایستی باشد.

اینها نمونه‌ای از سؤالات متعددی است که در این زمینه قابل طرح است و از همین رو است که پاره‌ای از محققان نظیر برینرد³ پری⁴ (2000) اشاره می‌کنند که به این نتیجه رسیده‌اند که تعیین نرخ‌های نظیر نرخ بیکاری *NAIRU* یا نرخ طبیعی بهره از دقت کافی برخوردار نبوده و در نتیجه کاربرد آن مفید نمی‌باشد. هنگامی مسأله پیچیده‌تر می‌شود که دامنه‌ی نااطمینانی به چگونگی رابطه‌ی تورم و بیکاری نیز کشیده می‌شود. برای مثال در حالیکه کینزین‌ها در دهه‌ی 1960 بر این اعتقاد بودند که تأیید منحنی فیلپس می‌تواند گویای تأثیرگذاری سیاست پولی باشد، نئوکلاسیک‌ها بر این باور بودند که به دلیل خطای تشخیص بنگاه‌ها و کارگران تنها در کوتاه‌مدت امکان تأثیرگذاری سیاست‌های طرف تقاضا و از جمله سیاست پولی وجود دارد و در واقع هنگامی مبادله میان تورم و بیکاری وجود دارد که سیاست پولی به صورت غیرقابل پیش‌بینی تعیین شود و این در حالی است که بر اساس نقد لوکاس⁵ در تشخیص رابطه میان متغیرهای اقتصادی شناسایی اجزاء سیستماتیک به عنوان قاعده‌ی سیاستگذاری از اجزای غیرسیستماتیک از اهمیت برخوردار می‌باشد. بنابراین از پیش نمی‌توان در خصوص رابطه‌ی بیکاری و تورم اظهار نظر نمود و این رابطه بر اساس قاعده‌ی سیاستی می‌تواند اشکال مختلفی را تجربه نماید. از سوی دیگر با برقراری ناکارآمدی سیاستی⁶ سارجنت و

² فریدمن (1968) اظهار می‌دارد «مسأله این است که سیاستگذار نمی‌داند که نرخ طبیعی بیکاری چیست و این در حالی است که این نرخ در طول زمان نیز در حال تغییر می‌باشد».

³ Brainard

⁴ Perry

⁵ Locus Critique

⁶ Policy ineffectiveness Proposition

والاس⁷ (1976) تأثیر هر گونه جزء غیرسیستماتیک به حداقل مقدار خود کاهش می‌یابد. به هر ترتیب سیاست‌گذاری پولی در فضایی آکنده از ابهاماتی نظیر چگونگی شکل‌گیری انتظارات، نااطمینانی و دقت اندازه‌گیری به احتمال فراوان با خطای تشخیص مواجه می‌شود. این نکته از آن‌چنان اهمیتی برخوردار است که شاید آنچه به عنوان فصل مشترک نئوکلاسیک و نئوکینزی قابل مشاهده است وجود عامل نااطمینانی است. در خصوص مطالعات انجام شده در خصوص چگونگی تأثیرگذاری نااطمینانی نیز می‌توان به مطالعات برتوچی و اسپگت⁸ (۱۹۹۳) بالاورز و یلند⁹ (۱۹۹۶) اشاره نمود که از روش‌های نظیر تئوری کنترل جهت مشخص سازی مسیر بهینه سیاست پولی استفاده می‌نمایند.

۲-۱- قاعده‌ی سیاست‌گذاری پولی

به طور کلی هنگامی که از سیاست‌گذاری پولی در شرایط نااطمینانی سخن به میان می‌آید، ابتدا بایستی روشن نمود که منظور از نااطمینانی چیست. هنگامی که سیاست‌گذار پولی در پی اجرای یک سیاست پولی است عدم آگاهی از موضوعاتی نظیر رابطه‌ی تورم و بیکاری، میزان نرخ طبیعی بهره و یا بیکاری و یا چگونگی انتظارات تورمی می‌تواند کاملاً کارایی یک سیاست پولی را تحت‌الشعاع قرار دهد. بر همین اساس محققانی نظیر تیلور¹⁰ (1993) قواعدی را جهت سیاست‌گذاری پولی ارائه نمودند که مبتنی بود بر تصریح نااطمینانی در فرآیند تصمیم‌گیری است. برای مثال رابطه‌ی معرفی شده توسط تیلور عبارت بود از:

$$r_d = r_t + p_t + a(p_t - p_t^*) + b(u_t - u_t^*) \quad (1)$$

که در این رابطه p^* نرخ تورم هدف‌گذاری شده، r^* ، u_t^* به ترتیب نرخ‌های طبیعی بهره و بیکاری می‌باشند. در اینجا ذکر این نکته ضروری است قواعدی نظیر قاعده‌ی تیلور در شرایطی که نوسانات اقتصادی دامن‌ه‌ی

⁷ Sargent and Wallas

⁸ Bertocci and Spagit

⁹ Ballavers and Yellend

¹⁰ Taylor

تغییر اندکی داشته و نیز برآوردهای نرخ‌های طبیعی از دقت لازم برخوردار باشد مناسب است و از همین رو است که اورفاندیس¹¹ (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که چگونه عدم دریافت صحیح از نرخ‌ها¹² می‌تواند به کارگیری چنین قواعدی را با مشکل مواجه سازد. بر این اساس ویلیامز و اورفاندیس¹³ (2002) سعی بر آن نمودند که مبنای سیاست‌گذاری پولی را بر پایه‌ی متغیرهای قابل مشاهده قرار دهند و از همین رو دو رویکرد را مورد توجه قرار دادند:

1- استفاده از تغییرات بیکاری به منظور حذف نرخ بیکاری طبیعی

2- قائل شدن به وجود درجه‌ای از واکنش¹⁴ در سیاست‌گذاری

به هر ترتیب قاعده‌ی تیلور پس از تعدیلات فوق‌الذکر به شکل زیر

در می‌آید:

$$r_t = wr_{t-1} + (1-w)(r^* + p_t) + \partial_p(p_t - p_t^*) + \partial_u(u_t - u_t^*) + Q_{AU}(u_t - u_{t-1}) \quad (2)$$

که در رابطه‌ی فوق $w > 0$ تعیین‌کننده‌ی درجه‌ی واکنش در تنظیم سیاست می‌باشد. به طور کلی اگر $w > 1$ باشد سیاست‌گذار با واکنش زیاد تصمیم‌گیری می‌نماید و در صورتی که $0 < w < 1$ سیاست‌گذار اصطلاحاً به صورت تعدیل جزئی¹⁵ اقدام می‌نماید.

همچنین در اینجا می‌توان میزان خطای قاعده‌ی تیلور را از طریق

کسر رابطه‌ی 2 از رابطه‌ی 1 محاسبه نمود که عبارت است از:

$$(1-w)(\hat{r}_t^* + p^*) + \partial_u(\hat{u}_t^* - u_t^*) \quad (3)$$

که در این رابطه \hat{r}_t^* ، \hat{u}_t^* به ترتیب مقادیر برآوردی از میزان نرخ طبیعی بهره و بیکاری می‌باشند. بر اساس رابطه‌ی 3 بدیهی است که در صورتی که ضریب $w \rightarrow 1$ و $\partial_u \rightarrow 0$ در این صورت مشاهده می‌گردد که خطای عدم اطلاع از مقادیر واقعی نرخ‌های طبیعی به میزان حداقل خود

¹¹ Orphanities

¹² Misperception

¹³ Williams and Orphanities

¹⁴ Inertia

¹⁵ Partial adjustment

کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر یک کانال کاهش خطای تصمیم‌گیری در سیاست پولی حساسیت کمتر به تغییرات نرخ بیکاری می‌باشد.

۲-۲- استخراج قواعد سیاست‌گذاری پولی بهینه

به هر شکل پس از معرفی قاعده تیلور این سؤال مطرح است که چگونه می‌توان چنین قواعد را استخراج نمود. در پاسخ بایستی اظهار نمود که اصولاً روش کلی جهت استخراج چنین قواعدی بدین صورت است که یک مدل کلان همراه با یک تابع رفتاری سیاست‌گذار که معمولاً تابع زیان نامیده می‌شود برای متغیر مورد نظر سیاست‌گذار حل گردیده و از شرایط مرتبه‌ی اول (FOC) مقدار بهینه متغیر مورد نظر استخراج می‌گردد.

در ادامه مدلی را که توسط ویلیامز¹⁶ (2003) جهت استخراج

مسیر بهینه‌ی پولی ارائه گردیده است معرفی می‌شود که عبارت است از:

$$\begin{aligned} p_t &= p_t^e + B(u_t^* - u_t) + e_t, e_t \sim N(0, d_3^2) \\ u_t^t &= j(y_t - y_t^x) \\ y_t - y_t^x &= a(r_t - r_t^*) \\ L &= E_{t-1}[(p_t - p^*)^2 + w(u_t^* - u_t)^2] \end{aligned} \quad (4)$$

که در این مدل r^*, p^*, y^*, u_t^* به ترتیب عبارتند از نرخ طبیعی بی‌کاری، تولید بالقوه و نرخ تورم هدف‌گذاری شده و نرخ طبیعی بهره و رابطه‌ی آخر نیز تابع زیان سیاست‌گذار می‌باشد.

بر این اساس با حل مدل مذکور برای مقدار نرخ بهره خواهیم داشت:

$$r_t = r_{t-1} + \frac{1}{j + (w + B^2)}(p + p^*) + \frac{1}{j}(u_{t-1}^* - u_{t-1}) \quad (5)$$

بر اساس رابطه‌ی فوق سیاست‌گذار با حفظ روند گذشته، نرخ رشد پول را متناسب با وزن تغییرات تورم و بی‌کاری تنظیم می‌نماید. از طرف دیگر رابطه‌ی فوق‌الذکر در شرایطی است که هیچ‌گونه نااطمینانی از ضرایب وجود ندارد. در ادامه ویلیامز با حل مجدد مدل و با استفاده از واریانس

¹⁶ Williams

ضرائب و کواریانس بین آنها به رابطه‌ی 6 در شرایط وجود نااطمینانی دست می‌یابد:

$$r_t = r_{t-1} + \frac{1}{\phi} \left[\frac{\hat{B}}{B^2 + \hat{V}ar(B) + w} (p_{t-1} - p^*) + \frac{1}{\phi} \left(\frac{\hat{d}}{\hat{B}} - u_{t-1} \right) + \frac{1}{\phi} \left(\frac{\hat{V}\hat{a}b - V\hat{b} \frac{\hat{a}}{\hat{b}}}{\hat{B}^2 + V_{\hat{B}} + W} \right) \right] \quad (6)$$

آنچه که در اینجا بایستی توضیح داده شود آن است که ضریب r_{t-1} برابر یک در نظر گرفته شده است که گویای آن است که سیاست‌گذار به سختی متقاعد می‌شود که مسیر گذشته خود را اصلاح نماید و بر این اساس اصلاحات در سیاست پولی بستگی به سایر اجزاء تابع فوق خواهد داشت. همچنین لازم به ذکر است مدل معرفی شده را می‌توان به منظور به دست آوردن ضریب واکنش سیاست پولی نیز حل نمود که در این رابطه در پیوست شماره‌ی 1 توضیحات کامل به همراه حل یک مدل فرضی ارائه گردیده است.

۳- مطالعات انجام شده در رابطه با موضوع پژوهش

رابطه بین بیکاری و تورم یک از موضوعات بحث برانگیز در زمینه‌ی اقتصاد کلان می‌باشد. در این قسمت به تعدادی از مطالعات انجام شده در این زمینه پرداخته می‌شود. گالی و گرتلر¹⁷ (1999) با استفاده از رویکرد *GMM* به برآورد منحنی فلیپس برای آمریکا پرداختند که نتایج آن گویا وجود رابطه‌ی کوتاه‌مدت میان تورم و بیکاری در آمریکا بود. دیپوس¹⁸ در سال 2004 سه مدل ساختاری از تورم آمریکا که بر گرفته از کارهای گالی می‌باشد را تخمین می‌زند. این مدل‌ها شامل منحنی فلیپس براساس هزینه‌ی نهایی، شکاف تولید و هزینه‌ی تعدیل چند جمله‌ای است. نتایج وی نشان می‌دهد که در دو مدل نخست رابطه‌ی فلیپس در کوتاه‌مدت مورد تایید قرار می‌گیرد، ولی در هیچ یک از موارد وجود رابطه‌ی بلندمدت مورد تایید قرار نگرفت. در خصوص مطالعات داخلی نیز می‌توان به مطالعاتی چند اشاره نمود. برای مثال در سال 1387 رازدان به برآورد منحنی فلیپس با توجه به انتظارات تطبیقی پرداخته است. نتایج وی نشان می‌دهد به

¹⁷ Galli and Gretler

¹⁸ Dipiuse

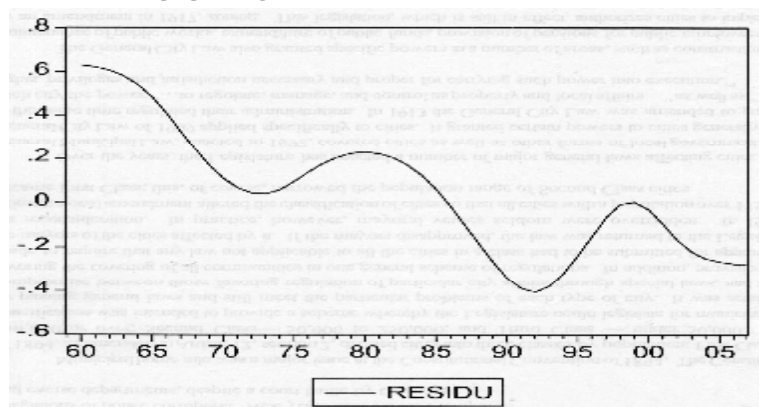
تدریج از کارایی ابزار تورم برای کاهش بیکاری کم شده است و از قابلیت آن کاسته شده است. متقی (1387) در رساله‌ی دکتری خود با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی به بررسی منحنی فلیپس پرداخت و نتیجه‌گیری نمود که وجود رابطه‌ی میان این دو متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل اثبات نیست. فولادی نیز در سال 1390 به بررسی منحنی فلیپس کینزین‌های جدید در ایران پرداخته است. نتایج مطالعه وی گویای وجود یک رابطه‌ی ضعیف بین تورم و بیکاری در کوتاه‌مدت می‌باشد. جلالی و شیرافکن در سال 1391 به بررسی تأثیر سیاست پولی از طریق منحنی فلیپس بر تورم و بیکاری پرداختند. نتایج ایشان حاکی از وجود یک رابطه میان تورم و بیکاری هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت می‌باشد.

۴- ارائه‌ی مدل و نتایج تجربی

در این بخش از مقاله با توجه به توضیحات نظری ارائه شد جهت تبیین موضوع مورد بررسی اقدامات ذیل صورت گرفت:

- 1- در گام نخست به عنوان یک نمونه به بررسی میزان خطا در شناسایی متغیرهایی نظیر نرخ طبیعی بی‌کاری پرداخته شد.
 - 2- با استفاده از روش‌ها و آزمون‌های گوناگون رابطه‌ی میان تورم و بی‌کاری (فلیپس سه جانبه) مورد بررسی قرار گرفت.
- در پایان مقدار تابع زیان برای ادوار مختلف محاسبه شده و در نهایت مسیر بهینه‌ی گسترش حجم پول از طریق حل مدل معرفی شده ارائه گردید.
- لازم به ذکر است در اینجا به منظور به‌دست آوردن شاخصی جهت اندازه‌گیری میزان خطا در اندازه‌گیری نرخ طبیعی بی‌کاری، ابتدا از فیلتر هادریک - پرسکات جهت جداسازی روند از جزء ادواری استفاده شده است و سپس مقدار نرخ بیکاری طبیعی استخراج شده از طریق یک فرایند (2) AR بازتولید می‌گردد و در نهایت تفاوت میان نرخ بیکاری طبیعی و مقدار نرخ برآورده شده $(\hat{u}^* - u^*)$ به عنوان شاخصی جهت میزان خطای سیاست‌گذار در نظر گرفته می‌شود در نمودار شماره (1) میزان این خطا محاسبه و نمایش داده شده است.

نمودار 1: نمایش میزان خطا در اندازه‌گیری نرخ طبیعی بی‌کاری



لازم به ذکر است این مقدار خطا بعداً می‌تواند در محاسبه‌ی تابع زیان سیاست‌گذار پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد. اکنون در ادامه به بررسی رابطه میان تورم و بی‌کاری می‌پردازیم. برای این منظور از رابطه‌ی زیر استفاده شده است:

$$Inf_t = Inf^e + a(u_t - u^*) + B(Gnp - Gnp^*) + dx_t + u_t \quad (7)$$

که در این رابطه Inf^e ، تورم انتظاری، u^* نرخ بیکاری طبیعی و Gnp^* تولید بالقوه می‌باشد. در جدول شماره‌ی 1 نتایج حاصل از برآورد مدل مذکور در دو دوره نمایش داده شده است.²⁰

¹⁹ این رابطه به رابطه‌ی فیلیپس سه جانبه (Treeangle philips) مشهور می‌باشد.

²⁰ تورم انتظاری در این مدل به صورت $Inf^e = Inf_{t-1}$ تعریف گردیده است که در واقع از نوع تطبیقی است.

جدول ۱: نتایج برآورد منفی فیلپس سه جانبه

نام متغیر	دوره 1961-1977	1978-2007
C	2/59 (1/7)	-4/4 (-1/45)
Inf(-1)	0/14 (0/4)	/39 (1/8)
*unc (-۱)	-1/96 (0/76)	-1/8 (-1/24)
GNPC(-۱)	/0002 (2/28)	-/0003 (-2/78)
IRD 7377 IRD ۹۱۹۴	9/6 (3/38)	1/5 (2/6)
R ²	90	95
h-DW	1/9	1/94

* در واقع از طریق محاسبه u^* با فیلتر هدریک - پرسکات و سپس تفاضل آن از نرخ بیکاری موجود به دست آمده است.

** اعداد داخل پرانتز آماره t می‌باشد و IRD نشان دهنده‌ی متغیر مجازی به کار گرفته شده می‌باشد.

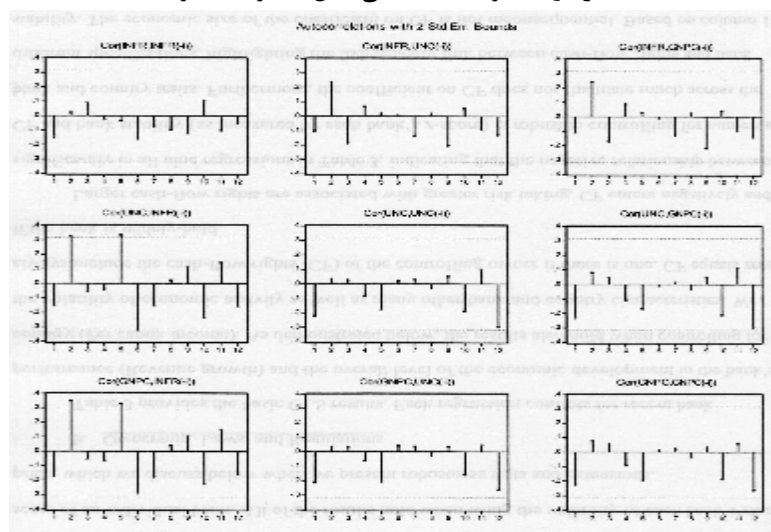
در ادامه آزمون علیت گرنجر نیز برای دو متغیر تورم و نوسانات بیکاری از مقدار طبیعی (UNC) با در نظر گرفتن تعداد 2 وقفه انجام گردید که در جدول شماره 2 نتایج نشان داده شده گویای عدم برقراری علیت گرنجری میان تورم و بیکاری است.

جدول 2: نتایج آزمون علیت گرنجری

P-VALUE	آماره F	فرض H0
0/62673	0/47248	تورم علت گرنجری بیکاری است
0/85530	0/15689	بیکاری علت گرنجری تورم است

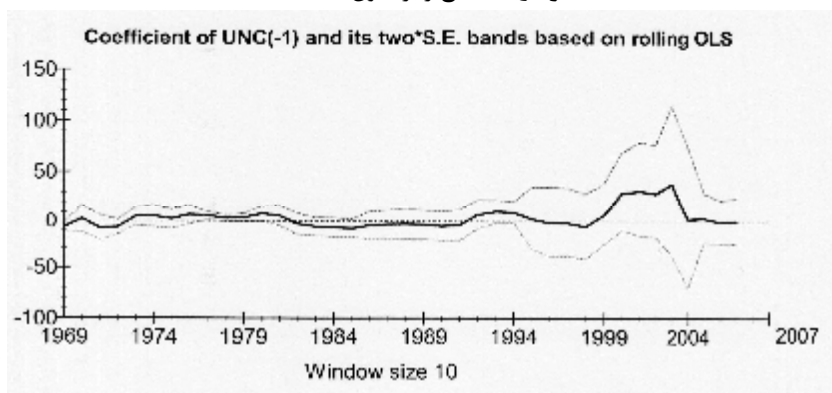
همچنین به منظور اطمینان بیشتر ضرایب همبستگی میان متغیرهای مورد نظر در فاصله دو انحراف معیار در شکل شماره 2 نشان داده شده است که کاملاً منطبق با نتایج برآورد فرم ساختاری می‌باشد.

نمودار 2: ضرایب همبستگی میان متغیرهای الگو



از سوی دیگر از آنجا که این امکان به صورت طبیعی فراهم است که ضرایب رابطه تورم و بیکاری در طول دوره مورد بررسی تغییر نماید از رگرسیون غلتان²¹ استفاده گردید و مشاهده گردید که در خصوص رابطه‌ی تورم و بیکاری ضریب بیکاری پیرامون صفر در نوسان است (نمودار 3).

نمودار 3: نتایج رگرسیون Rolling



²¹ Rolling

همچنین در این پژوهش برای اطمینان بیشتر از عدم وجود رابطه میان تورم و بیکاری از روش VAR نیز جهت برآورد رابطه‌ی متغیرهای مورد نظر استفاده گردید و برای این منظور ابتدا از طریق معیارهای انتخاب وقفه، مرتبه‌ی 1 برای مدل VAR مورد نظر انتخاب و سپس اقدام به برآورد مدل گردید.

لازم به ذکر است شرایط پایداری مدل مذکور به عنوان شرایط همگرایی مورد توجه قرار گرفته و پایداری مدل مذکور از نظر ضرایب مورد تأیید قرار گرفت (جدول 3).

جدول 3: نتایج الگوی VAR(1) برآوردی

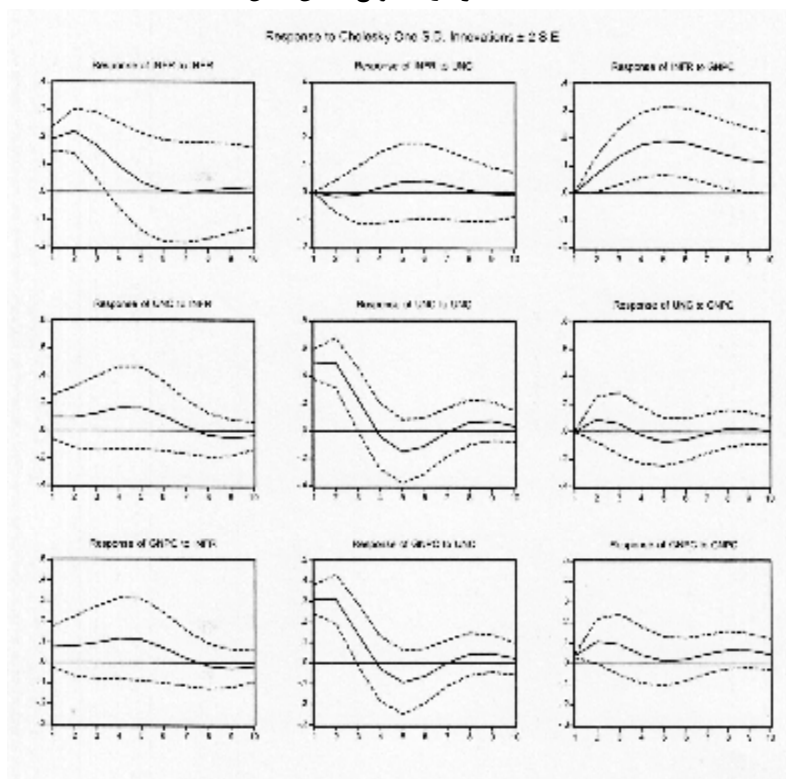
عنوان متغیر وابسته: نرخ تورم (inf)			
متغیر مستقل	ضرایب	آماره t	p-value
GNP(-1)	۰/۰۳۱۴۵	2/۳۸۴۵	۰/۰۲۱
INF(-1)	۰/۱۴۲۱	۰/۱۵۴۸	۰/۶۴
UNC(-1)	۰/۲۴۷۸	۰/۵۶۴۸	۰/۵۸

از آنجا که مدل به شکل VAR نیز برآورد گردید، مناسب بود تا اثرات بروز یک شوک از سمت تورم بر بیکاری و یا به صورت بالعکس نیز ملاحظه گردد. بر این اساس مشاهده می‌گردد که ایجاد یک شوک به میزان یک انحراف معیار در تورم اثر خاصی بر بیکاری برجای نمی‌گذارد و در پاسخ این متغیر پیرامون صفر در نوسان است (نمودار 4).

به هر ترتیب مشاهده می‌گردد که با توجه به کلیه روش‌ها و آزمون‌های مورد استفاده حداقل این چنین نتیجه‌گیری نمود که وجود یک رابطه‌ی معنی‌دار میان تورم و بیکاری با ابهامات و تردیدهای جدی مواجه است و در این شرایط توصیه می‌گردد سیاست‌گذار پولی اجرای یک سیاست پولی انبساطی را به منظور افزایش اشتغال و به بهای افزایش تورم دنبال ننماید.

اکنون که به لحاظ ساختاری رابطه تورم و بیکاری مورد تأیید قرار نگرفت مسیر بهینه سیاست پولی با آگاهی از عدم وجود رابطه‌ای میان تورم و بیکاری شناسایی می‌شود.

نمودار 4: توابع عکس‌العمل



در این قسمت پیش از محاسبه‌ی مقدار بهینه سیاست پولی (حجم پول) به اندازه‌گیری تابع زیان بانک مرکزی پرداخته شده بر این اساس توابع زیان گوناگونی مورد محاسبه قرار گرفته است که عبارتند از:

$$Los = w_1(p_t - p^*)^2 + (1 - w_1)(u_t - u_t^*)^2$$

$$Los = (p_t - p^*)^2 \quad (8)$$

لازم به ذکر است پیش از ارائه‌ی مدل به منظور مقایسه‌ی عملکرد سیاست‌گذار پولی طول دوره به دو بخش 1338-1351 و 1352-1386 تقسیم شده است.²² بر این اساس محاسبه‌ی توابع زیان برای دو مقطع مذکور با ضرایب

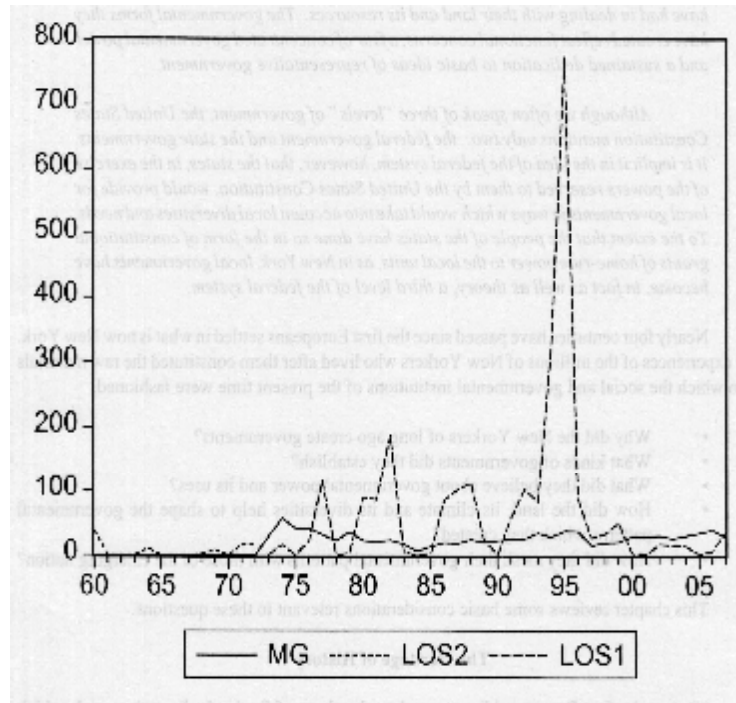
²² دلیل این تقسیم‌بندی تغییرات گسترده در سیاست پولی به دلیل افزایش یکباره درآمدهای نفتی می‌باشد.

حساسیت $w(0/51)$ در شکل شماره‌ی 5 نشان داده شده است.²³ در اینجا لازم به توضیح است در محاسبه‌ی تابع زیان از مقدار حداقل نرخ تورم در هر دوره به عنوان مقدار هدف‌گذاری شده استفاده شده است و از آنجا که عموماً تورم موجود بیش از مقدار هدف‌گذاری شده بوده است، این بخش از تابع زیان بر قسمت دوم تابع یعنی انحرافات از نرخ بیکاری طبیعی غلبه می‌کند و آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به بیان دیگر نوسانات مشاهده شده در تابع زیان کاملاً متأثر از نوسانات تورم می‌باشد. در شکل شماره‌ی 5 توابع زیان برای دو دوره‌ی مذکور همراه با نرخ رشد نقدینگی (MG) در فرم‌های ارائه شده فوق‌الذکر محاسبه و نشان داده شده است. بر این اساس ملاحظه می‌گردد که در دوره‌ی نخست ($Los1$) در سال‌های (51-1338) تقریباً تابع زیان در مقایسه با دوره‌ی بعدی پیرامون صفر در حرکت است و این مسأله در مورد نوسانات نقدینگی نیز تقریباً صادق است، از طرف دیگر در دوره‌ی دوم (1352-1386) ملاحظه می‌گردد که از یک سو شاهد انتقال قابل توجه در تغییرات حجم پول نسبت به دوره‌ی قبلی می‌باشیم و از سوی دیگر تابع زیان بانک مرکزی نیز با نوسانات متعدد و زیادی همراه می‌باشد به گونه‌ای که تابع مذکور در سال 1374 به حداکثر مقدار خود دست یافته است.

نکته‌ی دیگری که از نمودار مذکور در خصوص دوره‌ی دوم قابل استخراج می‌باشد آن است که به نظر می‌رسد سیاست‌گذار پولی در برخورد با متغیر نقدینگی خواسته یا ناخواسته یک شرایط نزدیک به لختی کامل را در سیاست‌گذاری خود رعایت نموده است. البته این مسأله در سال 1373 به بعد و پس از بروز یک تورم 45 درصدی در سال 1372 با یک انتقال به سمت پایین و تغییر اساسی در سیاست‌گذاری پولی مواجه می‌شود.

²³ دلیل انتخاب این اوزان کالیبره بودن آنهاست که در بیشتر کارهای تجربی از آنها استفاده می‌شود.

نمودار 5: توابع زیان سیاستگذاری همراه با نرخ رشد نقدینگی



۶- ارائه‌ی مدلی جهت سیاست‌گذاری پولی در ایران

به هر ترتیب آنچه که تاکنون ارائه گردید گویای آن است که رابطه‌ی معنی‌داری حتی با یک فاصله اطمینان 70 درصدی نیز در خصوص رابطه میان بیکاری و تورم وجود ندارد، بر این اساس مدل نیوکینزی کوتاه‌مدت زیر با در نظر گرفتن نقطه نظر فوق‌الذکر ارائه می‌گردد.

$$\begin{aligned}
 p_t &= E_{t-1}(p_t) + b(y_t - y^*) + u_t \\
 y_t - y_t^* &= g(m_t - m_{t-1}) + V_t \\
 \text{Min}L &= E[(p_t - p^*)^2 / p_{t-1}, m_{t-1}]
 \end{aligned} \tag{9}$$

در روابط فوق p_t, y_t, m_t معرف تورم، تولید و حجم پول می‌باشد و y^* نیز تولید بالقوه می‌باشد. لازم به ذکر است از آنجا که رابطه میان تورم و بیکاری اثبات نگردید در تابع زیان بانک مرکزی تنها مجذور تغییرات تورم از مقدار هدف‌گذاری شده به عنوان تابع هدف تعریف گردید.

بر این اساس مدل مذکور به صورت شرطی²⁴ حل گردید و دو گونه جواب به دست آمد.

1- جواب مدل در شرایط اطمینان²⁵

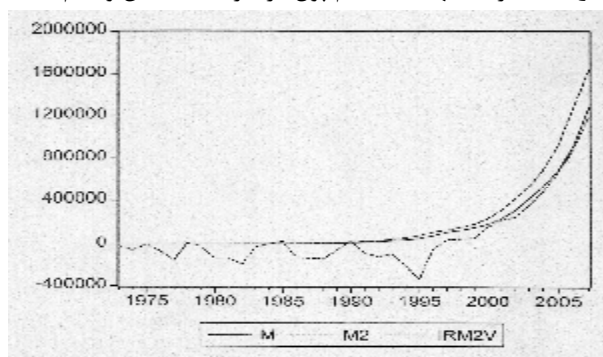
$$M_t = M_{t-1} + \frac{1}{gB}(p_{t-1} - p^*) \quad (10)$$

2- مسیر بهینه ی پولی در شرایط نااطمینانی:

$$M_t = M_{t-1} + \frac{\hat{g} \hat{b}}{(\hat{b}^2 - \text{var}_{\hat{b}}(\hat{g}^2 - \text{var}_{\hat{g}}))}(p_{t-1} - p^*) \quad (11)$$

مشاهده می گردد که حجم پول در رابطه ی دوم از رشد کمتری نسبت به رابطه ی اول برخوردار است. به بیان دیگر در شرایط نااطمینانی قاعدتاً بایستی محتاطانه تر رفتار نمود. نکته ای دیگر که لازم به توضیح است آن است که ضریب M_{t-1} در هر دو مسیر برابر 1 بود و در واقع درجه ی واکنش مطابق با شرایط ایران لحاظ گردیده است. در نمودار شماره ی 6 مسیر بهینه ناشی از حل مدل های مذکور برای حجم پول نمایش داده شده است.

نمودار 6: مسیرهای بهینه ی حجم پول در شرایط اطمینان و عدم اطمینان



¹⁷ Conditional

²⁵ چگونگی انجام محاسبات در پیوست شماره 2 آورده شده است.

بر این اساس مشاهده می‌گردد که مسیروطی شده حجم نقدینگی موجود ($IRM2V$) از مسیر نقدینگی بهینه در شرایط اطمینان (M) و نااطمینانی ($M2$) بیشتر است. به بیان دیگر داریم:

$$IRM2V > M > M2 \quad (12)$$

7- نتیجه‌گیری

بر اساس یافته‌های پژوهش حاضر می‌توان موارد ذیل را به سیاست‌گذار پولی متذکر شد:

- هیچ‌گونه رابطه‌ی ساختاری معنی‌داری میان تورم و بیکاری در طول دوره‌ی مورد بررسی در ایران مشاهده نگردید و بنابراین بایستی حداقل به وجود این رابطه با تردید نگریست. بر این اساس این فرضیه که به بهای ایجاد تورم، اشتغال افزایش می‌یابد حتی در کوتاه‌مدت کاملاً با تردید مواجه است. این نتیجه می‌تواند سیاست‌های انبساطی پولی مانند گسترش اعتبارات بانکی که عموماً بر مبنای فرض مبادله‌ی تورم با بیکاری استوار است را با چالش جدی مواجه سازد.

- خطای اندازه‌گیری در محاسبه‌ی نرخ طبیعی بیکاری در ایران وجود داشته و دارای انحراف معیار ثابتی نیست و این مسأله به ویژه در مطالعات تجربی بایستی مد نظر قرار گیرد.

- توابع زیان محاسبه شده برای دو دوره‌ی مورد بررسی گویای آن است که مقدار تابع در دوره‌ی دوم بیش از دوره‌ی نخست می‌باشد که بروز این مسأله ناشی از فزونی تورم در دوره‌ی دوم نسبت به دوره نخست می‌باشد.

- با توجه به فرض ضریب یک برای واکنش سیاست‌گذاری در گسترش حجم پول در ایران یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد با در نظر گرفتن روابط میان حجم نقدینگی، تقاضای کل و تورم، مسیر گسترش نقدینگی طی شده تاکنون بهینه نبوده و حتی مقدار آن از مقدار نقدینگی در شرایط اطمینان نیز بیشتر است و در این خصوص لازم است در آینده سیاست گسترش نقدینگی با احتیاط بیشتری دنبال شود.

- با توجه به یافته‌های پژوهش به نظر می‌رسد یکی از روش‌های کاهش در زیان سیاست‌گذاری پولی در ایران، بی‌توجهی یا کم‌توجهی سیاست‌گذار پولی به تغییرات بیکاری است، در واقع پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذار پولی وزن عمده در

سیاست‌گذاری خود را به تغییرات تورم اختصاص دهد. به بیان دیگر هدف‌گذاری تورمی بانک مرکزی به عنوان یک استراتژی می‌تواند مسیر گسترش حجم پول را به سمت مسیر بهینه تعدیل نماید.

پیوست: محاسبه‌ی ضریب بهینه واکنش سیاست پولی
هرگاه به طور فرضی مدلی نظیر مدل زیر را در نظر بگیریم:

$$y_t = -Br_t + E_t y_{t+1} + V_t \quad (1)$$

$$p_t = E_t p_{t+1} + a y_t + u_t \quad (2)$$

$$r_t = \bar{r} + l(p_t - \bar{p}) \quad (3)$$

رابطه‌ی $v + NN(0, d_v^2), u_t NN(0, d_u^2)$ با در نظر گرفتن انتظارات است و رابطه‌ی دوم نیز یک رابطه‌ی فیلپس می‌باشد و رابطه‌ی سوم نیز یک قاعده‌ی سیاست‌گذاری از طرفی تابع زیان معرفی شده برای بانک مرکزی عبارت است از:

$$L = Van(y) + l Van(p_t) \quad (4)$$

اکنون مدل برای y حل می‌گردد خواهیم داشت:

$$y_t(1 + Bl a) = E_t y_{t+1} - B(r + l(E_t p_{t+1} + u_t - p^t)) + V_t \quad (5)$$

که در این حالت مقدار واریانس تولید و تورم عبارت خواهد بود لذا:

$$Van(y_t) = \frac{1}{(1 + Bl a)^2} (d_v^2 + (Bl)^2 d_u^2) \quad (6)$$

$$Van(p_t) = \frac{1}{(1 + Bl a)^2} (a^2 d_v^2 + d_u^2) \quad (7)$$

بر این اساس تابع زیان عبارت خواهد بود از

$$\min l = \frac{1}{1 + Bl a} [d_v^2 + (Bl)^2 d_u^2 + m(a^2 d_v^2 + d_u^2)] \quad (8)$$

که با حل این معادله برای (ضرایب اینرسی) خواهیم داشت:

$$I^* = \frac{a}{B} [m + (1 + ma^2) \frac{d_v^2}{d_n^2}] \quad (9)$$

در این شرایط ضمن روشن بودن روابط ضریب اینرسی با سایر متغیرها مشاهده می گردد هرگاه $q_n^2 \rightarrow 0$ در این صورت ضریب اینرسی به سمت ∞ میل خواهد کرد که گویای آن می باشد که سیاست گذار می تواند میزان هر تعدیلی را هنگام بروز اختلال در تقاضای کل به انجام برساند. همچنین در صورتی که $q_n^2 \rightarrow 0$ آنگاه $m \rightarrow \frac{a}{b}$ میل خواهد کرد.

پیوست شماره ۲:

نحوه ی محاسبات استخراج مسیر بهینه

$$m_t + m_{t-1} + B(y_t - y^*) + u_t$$

$$y_t - y_1^* = g(m_t - m_{t-1}) + \sqrt{t}$$

$$\min L = E(p_t - p^*)^2 / p_{t-1}, m_{t-1}$$

I- Certainty Equivalence

$$p_t = p_{t-1} + gb(m_t - m_{t-1}) + u_t + b\sqrt{t}$$

$$\begin{aligned} \min L &= E(p_{t-1} + gb(m_t - m_{t-1}) + bV + u_t - p^*)^2 = E(p_{t-1}^2 + gb(m_t - m_{t-1})^2 \\ &+ b^2V_t^2 + ut^2 + p^{2*} - 2p_{t-1}p^* - 2gb(m_t - m_{t-1})p^* - 2bV + p^* + 2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[p_{t-1} - p^*]^2 &+ g^2b^2(m_t - m_{t-1})^2 + (br_t) + 2gb(p_t - p^*)(m_t - m_{t-1}) \\ &+ 2gb(m_t - m_{t-1})(br_t + u_t) \end{aligned}$$

$$l = (p_{t-1} - p^*)^2 + g^2b^2t(m_t - m_{t-1})^2 + E(b^2r^2 + 1 + E(u_t^2)) + 2bE$$

$$(u_t + v_t) + 2gbE(p_{t-1} - p^*)(m_t - m_{t-1})$$

$$ol/om = 2g^2b^2(m_t - m_{t-1}) + 2gb(p_{t-1} - p^*) = 0$$

$$M_t - M_{t-1} = \frac{1}{gb}(p_{t-1} - p^*)$$

$$M_t = M_{t-1} + \frac{1}{gb}(p_{t-1} - p^*)$$

اینرسی کامل و به صورت *Conditional* تابع زیان در نظر گرفته شد.

$$\begin{aligned}
 l &= (p_{t-1} - p^*)^2 + E(g^2)E(b^2)(m_t - m_{t-1})^2 E(b^2)E(V_t)^2 + E(u_t^2) + \\
 & 2E(g)E(b)E(p_{t-1} - p^*)(m_t - m_{t-1}) \\
 E(\hat{b} - b)^2 &= d_b^2 = E(\hat{b}^2) - E(\hat{b}) \Rightarrow E(b^2) = E(\hat{b}^2) - d_b \\
 E(\hat{g} - g) &= d_g^2 = Eg(\hat{g}^2) - E(g^2) \rightarrow E(\hat{g}^2) = E(g^2) + d_g^2 \\
 l &= (p_t - p^*)^2 + (\hat{b}^2 - d_b^2)(\hat{g}^2 - d_g^2)(m_t - m_{t-1})^2 + 2\hat{g}\hat{b}(p_{t-1} - p^*)(m_t - m_{t-1}) \\
 \frac{\partial L}{\partial m_t} &= 2(\hat{b}^2 - d_b^2)(\hat{g}^2 - d_g^2)(m_t - m_{t-1}) + 2\hat{g}\hat{b}(p_{t-1} - p^*) = 0 \\
 M_t &= M_{t-1} - \frac{\hat{g}\hat{b}}{(\hat{b}^2 - d_b^2)}(\hat{g}^2 - d_g^2)
 \end{aligned}$$

فهرست منابع:

- فولادی، احمد. (1388). تورم و سیاست‌های پولی در ایران، پژوهشنامه بازرگانی، 3: 60-45.
- متقی، رسول. (1387). منحنی فیلیپس در ایران، رساله دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.
- جلالی نایینی، احمد رضا و شیرافکن. (1390). تورم در ایران و پیامدهای آن بر تولید و اقتصاد، پژوهشنامه اقتصادی، 12: 34-56.
- رازدان، علی. (1391). برآورد منحنی فیلیپس در ایرا با توجه با انتظارات تطبیقی، پژوهشنامه اقتصادی، 4: 64-89.
- Dipiuse, S. (2004). The Rate of Interest, The Band Rate and The Stabilization of Prices, *Quarterly Journal of Economics*, 42 (4): 511-529.
- Galli, G. & F, Gretler. (1999). The Role of Monetary Policy, *American Economic Review* 58(1):1-17.
- Hodrick, R. & E. Prescott. (1997). Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29: 1-16.
- Nelson, E. & K. Nikolov. (1988). UK Inflation in the 1970s and 1980s: the Role of Output gap mismeasurement, *Bank of England Working Paper*, 148: 145-178.
- Ballavers, H. & Z. Yellend. (1996). Monetary Policy Evaluation With Noisy Information, *Finance and Economics Discussion Series*, 5: 215-248.
- Orphanides, A. (2001). Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data, *American Economic Review*, 14: 45-69.
- Orphanides, A. (2002). Monetary Policy Rules and the Great Inflation, *American Economic Review*, 11: 14-35.
- Orphanides, A. & J. Williams. (2002). Imperfect Knowledge Inflation Expectations and Monetary Policy, *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, 25: 78-96.
- Bertocci, J. & H. Spagit. (1993). The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Mimeo, 6: 24-35.
- Orphanides, A. & S. Norden. (2002). The Unreliability of Output Gap

Estimates in Real Time, *Review of Economics and Statistics*, 21: 78-95.

Orphanides, A. & R. Porter & D. Reifschneider. (2000). Errors in the Measurement of the Output Gap & the Design of Monetary Policy, *Journal of Economics and Business*, 52 (1/2): 117-141.

Williams, V. (2003). Changing Labor Markets and Inflation, *Brookings Paper on Economic Activity*, 3:411-448.

Sargent, W. & J. Thomas. (1991). A Note on the Accelerationist Controversy, *Journal of Money Credit and Banking*, 3(3): 721-725.

Taylor, J. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39: 195-214.

Taylor, J. & M. Woodford. (1999). *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: Elsevier.

Taylor, J. (1999). *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago.

