

منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران

رضا موسوی محسنی*

مریم سعیدی فر**

تاریخ دریافت: ۸۳/۱۱/۷ تاریخ پذیرش: ۸۴/۲/۵

چکیده

در این مقاله با استفاده از یک نظام معادله‌های نزدیک به VAR که بر مبنای روش‌شناسی اجزای غیرقابل مشاهده قرار داشته و با استفاده از روش SUR برآورد شده است، به بررسی اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌ایم. نتایج حاصل از برآورد ضرایب یک رابطه معکوس دائمی بین تورم و بیکاری را مشخص کرده که نشان از تأثیرگذاری سیاست پولی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در اقتصاد ایران خواهد بود. این نتیجه به‌نوعی پیامدهای سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را ترسیم می‌کند. در این مقاله برای محاسبه متغیرهای غیرقابل مشاهده نیز از روش فیلتر هادریک - پرسکات استفاده شده و همه برآوردها و تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از نرم‌افزار Eviews صورت گرفته است. تعیین ضریب اوکان در اقتصاد ایران از جمله دیگر نتایج به‌دست آمده در این مقاله است.

طبقه‌بندی JEL: E2، E52.

کلید واژه: منحنی فیلیپس افزوده، سیاست پولی، نرخ طبیعی بیکاری، نرخ بیکاری متناسب با تورم شتابنده، قانون اوکان.

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان، مدیر آموزش و پژوهش سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی فارس و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.

۱- مقدمه

به جرات می‌توان تورم و بیکاری را دو مشکل غامض اغلب کشورهای جهان از دیر باز تا کنون دانست. به همین دلیل، شناسایی ارتباط میان این دو متغیر همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده، به طوری که دیوید هیوم (۱۷۵۲)^۱ و هنری تورنتون (۱۸۰۲)^۲ در نظریه‌های پولی خود به این ارتباط اشاره کرده‌اند. اما به طور کلی برای نخستین بار، اروینگ فیشر (۱۹۲۶)^۳ این رابطه را به طور جدی مطرح کرد. فیشر تحت تأثیر این مسأله در مقاله‌ای تحت عنوان "رابطه آماری بین بیکاری و تغییرات قیمت"^۴ عنوان می‌کند که همراه با کاهش ارزش دلار و یا افزایش قیمت‌ها افراد اهل کسب و کار درمی‌یابند که دریافت‌های آنها نسبت به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به طور متوسط در حال افزایش بوده لیکن هزینه‌های آنها به دلیل این که شامل مواردی است که به طور قراردادی ثابت هستند، تغییر نخواهد کرد. از این رو حداقل برای مدتی اشتغال تحریک خواهد شد. از این مطلب می‌توان دریافت که فیشر نرخ تغییر قیمت‌ها را متغیر مستقلی دانسته که عامل تداوم این فرایند خواهد بود.

سی و دو سال بعد، فیلیپس (۱۹۵۸)^۵ با برداشتی کاملاً متفاوت نرخ افزایش دستمزدهای اسمی را با بیکاری در انگلستان مرتبط می‌کند. وی استدلال خود را بر مبنای عرضه و تقاضای ایستا در بازار استوار کرده است. فیلیپس استدلال می‌کند که وجود اضافه تقاضا در بازار انتظار افزایش قیمت‌ها را قوت می‌بخشد، سپس بر اثر این افزایش معقول خواهد بود که دستمزدهای پولی افزایش یافته و سپس بیکاری به طور معکوس تحت تأثیر قرار گیرد. در این حالت فیلیپس برعکس فیشر، سطح اشتغال را متغیری مستقل دانسته که عامل تداوم این فرایند بوده و نرخ تغییر دستمزدها را متغیر وابسته می‌داند.

1- David Hume (1752).
2- Henry Thornton (1802).
3- Irving Fisher (1926).
4- Irving Fisher, (1926).
5- Alban William Phillips (1958).

به هر حال منحنی اولیه فیلیپس تا اواخر دهه ۱۹۶۰ به‌طور گسترده‌ای پذیرفته شده و به‌سرعت در راه مقاصد سیاست‌گذاری اقتصادی به‌خدمت گرفته شد. اما از سال ۱۹۶۷ به‌بعد و به‌دلیل شکل‌گیری شوک‌های عرضه، اقتصاددان‌هایی نظیر میلتن فریدمن^۱ متوجه افزایش توام بیکاری و تورم شده‌اند. بنابر این برای توضیح این پدیده کوشش‌هایی انجام گرفت. فریدمن (۱۹۶۸) با معرفی منحنی فیلیپس افزوده^۲ ضمن تأکید بر انتظارات تطبیقی، به مفهوم بیکاری طبیعی توجه کرده که امروزه یکی از پایه‌های اساسی بررسی سیاست‌های اقتصادی و به‌ویژه سیاست‌های پولی است. وی با تأکید بر تفاوت میان کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد، منحنی فیلیپس در بلندمدت را عمودی دانسته و سیاست‌های پولی را در بلندمدت بی‌اثر می‌داند (خنثایی پول).

با شکل‌گیری مکتب کلاسیک جدید در دهه ۱۹۷۰ و رواج تفکرات اقتصاددان‌هایی چون لوکاس^۳ و سارجنت^۴ و ورود انتظارات عقلایی در منحنی فیلیپس افزوده ارتباط بین تورم و بیکاری کلاً منتفی اعلام شده و عمودی بودن منحنی فیلیپس هم در بلندمدت و هم کوتاه‌مدت اثبات شد.

از طرف دیگر کینزین‌های جدید نظیر بارو^۵، گوردن^۶، منکیو^۷ و لیان هافوود^۸ با پذیرش انتظارات عقلایی از یک طرف و ناقص فرض نمودن بازارها در اقتصاد از طرف دیگر روایت جدیدی از منحنی فیلیپس را تشریح کردند. به‌اعتقاد طرفداران این مکتب منحنی فیلیپس هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارای شیب منفی بوده به‌طوری‌که این منحنی در بلندمدت عمودی‌تر از کوتاه‌مدت خواهد بود.

امروزه منحنی فیلیپس به‌عنوان یکی از ارکان بسیار مهم بررسی سیاست‌های

1- Milton Friedman.
2- Augmented Phillips Curve.
3- R. E. Lucas.
4- T. J. Sargent.
5- Robert Barro.
6- David Gordon.
7- Gregory Mankiw.
8- A. Leijonhufvud.

پولی مورد توجه اکثر اقتصاددانان است. ویلند (۱۹۹۸)^۱ سیاست پولی بهینه را در شرایط عدم اطمینان نسبت به نرخ طبیعی بیکاری بررسی کرده است. وی که نقطه شروع خود را بر مبنای یک منحنی فیلیپس خطی قرار می‌دهد، معتقد است که عدم اطمینان انگیزه‌ای را برای سیاست‌گذار ایجاد می‌کند تا محتاطانه‌تر از زمانی که مقدار واقعی متغیرها را می‌داند عمل کند. هالدن و کووا (۱۹۹۹)^۲ نیز به بررسی سیاست‌های پولی در انگلستان با در نظر گرفتن منحنی فیلیپس پرداختند. آنها سیاست‌های پولی را در سه دوره مختلف در انگلستان بررسی کرده و با توجه به ارتباط بین تورم و بیکاری خنثایی پول را تحلیل می‌کنند. سودرستروم (۲۰۰۰)^۳ نیز سیاست‌های پولی در شرایط عدم اطمینان را با استفاده از یک مدل ساده پویای اقتصاد کلان بررسی کرده است. وی در مقاله خود نشان می‌دهد که بانک مرکزی چگونه می‌تواند با وجود عدم اطمینان در مورد شاخص‌های موجود، سیاست پولی قابل‌قبولی را ارائه کند. میر، سوانسون و ویلند (۲۰۰۱)^۴ نیز بیان نظری را شکل داده‌اند که در صورت عدم اطمینان در ارتباط با NAIRU قواعد سیاست غیرخطی باید مورد توجه بوده و شواهد زیادی را برای مقایسه قواعد خطی و غیرخطی ارائه می‌کنند. دولادو، دولورس و ماریا (۲۰۰۲)^۵ نیز قواعد سیاست پولی بهینه برای ایالات متحده آمریکا را با توجه به غیرخطی بودن این قواعد و وجود عدم اطمینان استخراج می‌کنند. آنها با توجه به این خصوصیات یک قاعده سیاستی نامتقارن و غیرخطی را به دست آورده و پیشنهاد می‌دهند. آرسستیس و ساویر (۲۰۰۲)^۶ نیز به دنبال این سؤال که آیا سیاست پولی می‌تواند بر اقتصاد واقعی اثر بگذارد، خاصیت خنثایی پول را با در نظر گرفتن قاعده تیلور^۷ بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که سیاست پولی

1- Volker Wieland (1998).

2- A. Haldene and D. Quah (1999).

3- U. Soderstrom (2000).

4- L. Meyer, E. Swanson and V. Weiland (2001).

5- J. J. Dolado, R. M. Dolores and F. J. R. Murcia (2002).

6- P. Arestis and M. Sawyer (2002).

7- Taylor's Rule.

می‌تواند اثرات بلندمدت بر روی مقادیر واقعی اقتصاد داشته باشد. از دیگر مقاله‌ها در این زمینه می‌توان به سوریکو (۲۰۰۲)^۱، لیند (۲۰۰۲)^۲، لاولر و کاتوس (۲۰۰۴)^۳ و... اشاره کرد.

در قسمت بعد این مقاله ابتدا ساختار الگوی مورد استفاده را معرفی کرده سپس بحثی در روش برآورد ضرایب خواهیم داشت. پس از آن نتایج تجربی به دست آمده برای اقتصاد ایران را تحلیل کرده و آثار و قواعد سیاست‌گذاری مورد نظر ارائه خواهند شد. در نهایت این مقاله را با پیشنهاداتی که از مدل مورد بررسی استخراج شده است، پایان خواهیم داد.

۲- ساختار مدل

مدل مورد استفاده در این مقاله یک نظام نزدیک به VAR^۴ بوده که بر مبنای روش‌شناسی اجزای غیرقابل مشاهده^۵ قرار داشته^۶ و شامل معادلات زیر است:

$$\pi_t = \theta \cdot \pi_t^e + \gamma(L) \cdot (U_t - U_t^n) + \lambda(L) \cdot Z_t + \varepsilon_t^a \quad (۱)$$

$$U_t - U_t^{na} = \varphi(L) (U_{t-1} - U_{t-1}^{na}) + \varepsilon_t^b \quad (۲)$$

$$y_t - y_t^p = \Omega(L) \cdot (y_t - y_t^p) + \rho(L) \cdot (U_t - U_t^n) + \varepsilon_t^c \quad (۳)$$

$$U_t^n = \alpha + U_{t-1}^n + \varepsilon_t^d \quad (۴)$$

$$y_t^p = \beta + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^e \quad (۵)$$

$$\varepsilon_t^j \sim iid(0, \sigma^2 \varepsilon^j) \quad , \quad e, d, c, b, \forall j = a \quad (۶)$$

به طوری که در این نظام معادله‌ها:

$$\pi_t = \text{نرخ تورم}$$

$$\pi_t^e = \text{نرخ تورم انتظاری}$$

1- P. Sourico (2002).

2- J. Linde (2002).

3- K. Lawler and T. Katos (2004).

4- Near VAR.

5- Unobservable-Components Methodology.

۶- برای بررسی بیشتر به گزارش زیر رجوع شود:

M. Apel and P. Jansson, (1999), A Parametric Approach for Estimating Core Inflation and Interpreting the Inflation Process, Sveriges Riskbank, S-103 37, Stockholm, Sweden.

$$U_t^n = \text{نرخ بیکاری طبیعی،}$$

$$U_t^{na} = \text{نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده، (NAIRU)}$$

$$U_t = \text{نرخ بیکاری،}$$

$$Z_t = \text{نماینده شوک‌های عرضه،}$$

$$y_t^p = \text{لگاریتم تولید بالقوه،}$$

$$y_t = \text{لگاریتم تولید واقعی،}$$

$$\forall a, b, c, d, e: \text{جملات خطای معادلات مورد بررسی}$$

هستند. همچنین L نیز نشان‌دهنده عملگر وقفه در این نظام معادلات خواهد بود. معادله اول مدل اصلاح شده رابطه میان تورم و بیکاری بوده که به‌منحنی فیلیپس سه گوشه (مثلثی)^۱ مشهور است. گوردون (۱۹۹۷)^۲ عنوان سه گوشه را برای تأکید بر وابستگی مجموعه سه عامل تعیین‌کننده معادله بیان می‌کند. این اجزا عبارت از تورم انتظاری، شکاف بیکاری و شوک‌های عرضه است. در صورت عدم وجود شوک‌های عرضه، این معادله به یک منحنی فیلیپس با انتظارات افزوده که ارتباط میان تورم، تورم انتظاری و شکاف بیکاری را نشان خواهد داد، تبدیل خواهد شد.

معادله دوم نوسان‌های دوره‌ای بیکاری حول NAIRU را به‌صورت یک فرایند خودهمبسته تصریح می‌کند. به‌طور کلی این معادله شکاف میان نرخ بیکاری و NAIRU را به‌همین شکاف در دوره‌های قبل مرتبط می‌کند. حال با توجه به این که نوسان‌های دوره‌ای بیکاری حول NAIRU به‌لحاظ تصمیم‌گیری‌های سیاستی قابل توجه است لذا در بحث سیاست‌گذاری پولی باید این شکاف بسیار مورد توجه سیاستگذاران قرار گیرد.

معادله سوم در حقیقت نشان‌دهنده قانون اوکان^۳ تعمیم یافته خواهد بود. در این معادله نوسان‌های تولید در دوره جاری به‌نوسان‌های دوره‌ای بیکاری و

1- Triangle Phillips Curve.

2- Gordon (1997).

3- Okun's Law.

نوسان‌های دوره‌ای تولید مرتبط می‌شود.

معادله چهارم بر نرخ طبیعی بیکاری دلالت دارد. در صورتی که واریانس جملات اخلال برای این معادله مثبت باشد، آنگاه نرخ طبیعی بیکاری یک فرایند گام تصادفی با رانش^۱ خواهد بود. حال در صورتی که واریانس جملات اخلال برای این معادله صفر باشد، در این صورت ما دارای یک نرخ طبیعی بیکاری ثابت و پایدار یعنی:

$$U_{nt} = U_n \quad \forall t \quad (7)$$

می‌باشیم.

معادله آخر نیز بر تولید بالقوه دلالت دارد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در این حالت ما لگاریتم تولید بالقوه را دارای فرایند گام تصادفی با رانش در نظر گرفته‌ایم.

۳- روش حل

در این قسمت به بررسی مختصر روش به‌دست آوردن متغیرهای غیرقابل مبادله شامل نرخ تورم، نرخ طبیعی بیکاری و تولید بالقوه و همچنین نحوه محاسبه NRIRU می‌پردازیم. سپس مشخص می‌کنیم که روش تخمین ضرایب این مدل چه بوده و به‌چه دلایلی از این روش استفاده شده است.

در این بررسی برای محاسبه مقادیر غیرقابل مشاهده از فیلتر هادریک - پرسکات^۲ که یک فیلتر خطی دوطرفه در طول زمان است استفاده شده است. جدول شماره (۱) و نمودارهای (۱) تا (۳) مقادیر واقعی و محاسبه شده این سه متغیر را طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۰ نمایش می‌دهد.

برای محاسبه NAIRU از روش پیشنهادی بال و منکیو (۲۰۰۲) استفاده شده است. حال با عنایت به این که بر اساس اطلاعات اقتصادی ایران میزان NAIRU در طول زمان ثابت نیست، بنابراین محاسبه این متغیر در این حالت انجام شده

1- Random Walk with Drift.

2- R. J. Hodrick and E. C. Prescott, (1997).

است، به این صورت که در این روش ابتدا منحنی فیلیپس با انتظارات افزوده زیر در نظر گرفته شده است:

$$\pi_t = \pi_t^e + a(U_t - U_t^n) + V_t \quad (۸)$$

که در آن: π_t نرخ تورم، π_t^e نرخ تورم انتظاری، $U_t - U_t^n$ شکاف بیکاری و V_t جمله اخلال است.

سپس با برآورد معادله فوق شاخص a را که نشان دهنده رابطه مبادله تورم و بیکاری بوده، به دست آورده، آنگاه با استفاده از فرمول زیر:

$$NAIRU = U^n + \frac{V}{a} \quad (۹)$$

NAIRU متغیر در طول زمان را محاسبه کرده ایم.

جدول شماره (۲) و نمودار شماره (۴) برآورد NAIRU در ایران را طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸ نمایش می‌دهد.

برای برآورد ضرایب به این نکته توجه می‌کنیم که اگر برخی از معادله‌های یک نظام VAR دارای متغیرهای مستقلی بوده که در سایر معادله‌ها تکرار نشده باشند، روش برآورد رگرسیون‌های ظاهراً غیرمرتبط (SUR)^۱ می‌تواند روش کارایی برای برآورد ضرایب نظام معادلات بالا باشد. از طرف دیگر در صورتی که دلایل مناسبی برای تفاوت طول تاخیر متغیرها در معادلات مختلف وجود داشته باشد، روش برآورد مورد نظر، روش رگرسیون ظاهراً غیرمرتبط نزدیک به VAR^۲ نامیده می‌شود.^۳ به این منظور برای برآورد ضرایب نظام معادلات VAR استفاده شده در این مقاله از روش پیشنهادی زلنر^۴ با عنوان رگرسیون‌های ظاهراً غیرمرتبط استفاده شده است.^۵

1- Seemingly Unrelated Regression.

2- Near-VAR using SUR.

۳- برای مطالعه بیشتر به منبع زیر مراجعه شود:

Walter Enders, (2003).

4- Zellner.

۵- برای مطالعه بیشتر به مقاله زیر مراجعه شود:

A. Zellner, (1962).

از طرف دیگر مدل VAR به اعتقاد سیمز (۱۹۸۰)^۱ حداقل نیاز به دانستن متغیرهای مناسب برای حضور در نظام و تعیین تعداد مناسب وقفه‌ها خواهد داشت. در این حالت، متغیرهای مناسب در الگو با توجه به نظریه‌های اقتصادی و تعداد وقفه‌ها نیز با استفاده از معیار بیزین-شوارز^۲ به دست آمده است.

۴- نتایج تجربی

پس از تعیین طول وقفه‌های بهینه برای فرم عمومی معادله‌های (۱) تا (۵) مدل زیر به عنوان مدل نهایی در این مقاله برآورد شده است:

$$\pi_t = \theta \cdot \pi_t^e + \gamma \cdot (U_t - U_t^n) + \lambda \cdot Z_t + \varepsilon_t^a \quad (10)$$

$$U_t - U_t^{na} = \varphi \cdot (U_{t-1} - U_{t-1}^{na}) + \varepsilon_t^b \quad (11)$$

$$y_t - y_t^p = \sum_{i=1}^2 \Omega_i (y_{t-i} - y_{t-i}^p) + \rho \cdot (U_t - U_t^n) + \varepsilon_t^c \quad (12)$$

$$U_t^n = \alpha + U_{t-1}^n + \varepsilon_t^d \quad (13)$$

$$y_t^p = \beta + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^e \quad (14)$$

$$\forall_j = a, b, c, d, e \quad \varepsilon_t^j \sim iid(0, \sigma_{\varepsilon^j}^2)$$

نتایج به دست آمده از معیار بیزین شوارز برای معادله‌های بالا در جدول‌های شماره (۳)، (۴) و (۵) نمایش داده شده است. همچنین جدول شماره (۶) نیز نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای مورد استفاده در مدل را نمایش می‌دهد.

الف) نتایج حاصل از برآورد مدل

نتایج حاصل از برآورد ضرایب نظام معادله‌های مورد نظر در این مقاله به صورت زیر است.

1- Sims (1980).

2- Schwarz Bayesian Criterion.

$$\Pi_t = 0.820\Pi_t^e - 3.315(U_t - U_t^n) + 8.947Z_t \quad (15)$$

(8.53) (-3.36) (2.27)

$$\bar{R}^2 = 0.68 \quad , \quad D.W = 1.58$$

$$U_t - U_t^{na} = 0.582(U_{t-1} - U_{t-1}^{na}) \quad (16)$$

(4.83)

$$\bar{R}^2 = 0.36 \quad , \quad h = 0.66$$

$$y_t - y_t^p = 0.934(y_{t-1} - y_{t-1}^p) - 0.312(y_{t-2} - y_{t-2}^p) - 0.019(U_t - U_t^n) \quad (17)$$

(7.29) (-2.69) (-2.14)

$$\bar{R}^2 = 0.63 \quad , \quad h=0.59$$

$$U_t^n = 0.150 + U_{t-1}^n + [AR(1) = 2.675, AR(2) = -2.473, AR(3) = 0.784] \quad (18)$$

(2.16) (26.26) (-17.60) (10.86)

$$\bar{R}^2 = 0.999984 \quad , \quad h=1.69$$

$$y_t^p = 0.031 + y_{t-1}^p + [AR(1) = 3.168, AR(2) = -3.821, AR(3) = 2.076, AR(4) = -0.428] \quad (19)$$

(2.21) (25.88) (-11.76) (6.97) (-4.56)

$$\bar{R}^2 = 0.999999 \quad , \quad h=1.51$$

هرچند که در بحث پیامدهای سیاست‌گذاری با استفاده از این ضرایب بررسی‌های لازم را انجام خواهیم داد، اما مناسب است که در این بخش اندکی در ارتباط با مقایسه ضرایب به‌دست آمده با نظریه‌های اقتصادی بحث کنیم. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در معادله اول که نشان‌دهنده منحنی فیلیپس سه‌گوشه است، ضرایب به‌دست آمده از نظر علامت، کاملاً با نظریه‌های اقتصادی همخوانی دارند. معادله دوم نیز که نشان‌دهنده نوسان‌های دوره‌ای بیکاری حول NAIRU است بیان می‌دارد که یک درصد افزایش در شکاف میان نرخ بیکاری و NAIRU در دوره t-1 این شکاف را در دوره t به میزان ۰/۵۸ درصد افزایش خواهد داد. به این معنی که نوسان‌های بیکاری حول NAIRU در ایران یک روند فزاینده

داشته است. معادله سوم که به نوعی فرم تعدیل یافته قانون اوکان است، از نظر اقتصادی دارای ضریبی کاملاً همخوان با نظریه اولیه اوکان داشته و کوچک‌تر از صفر است. این ضریب در اقتصاد ایران برابر با $-0/02$ است. سایر معادله‌ها نیز دارای ضرایب کاملاً معنی‌داری هستند.

پیش از بحث نهایی در ارتباط با پیامدهای سیاست‌گذاری، لازم به ذکر است که با توجه به همجمع بودن برخی از متغیرهای مورد استفاده در این نظام معادله‌ها، حصول اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب^۱ در معادله‌های این نظام کاملاً ضروری است. برای این منظور از آزمون انگل و گرنجر تعمیم یافته استفاده کرده‌ایم. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره (۷) منعکس شده است. با مقایسه آماره به دست آمده و مقادیر بحرانی مک کینون، مشاهده می‌شود که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود داشته، پس هیچ‌کدام از معادله‌های نظام با مشکل رگرسیون کاذب مواجه نخواهند بود.

ب) پیامدهای سیاست‌گذاری پولی با توجه به منحنی فیلیپس

منحنی فیلیپس از زمان ارائه تا کنون یک سیر تکاملی پیوسته را پیموده، به طوری که امروزه به عنوان یکی از ارکان بسیار مهم تحلیل سیاست پولی مورد توجه اکثر اقتصاددان‌های کلان است. به این منظور شناسایی رفتار تورم و بیکاری در اقتصاد و همچنین تعیین میزان نرخ طبیعی بیکاری از اهمیت خاصی برخوردار خواهد بود. برای تعیین اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد لازم است که به بررسی اثرات با تفکیک کوتاه‌مدت از بلندمدت اقدام کنیم.

حال به منظور بررسی اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران اولین معادله برآورد شده نظام را که نشان‌دهنده منحنی فیلیپس سه‌گوشه است، در نظر می‌گیریم:

$$\pi_t = 0.820\pi_t^e - 3.315(U_t - U_t^n) + 8.947Z_t$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب متناظر با متغیر شکاف بیکاری که

1- Spurious Regression

بیان‌گر رابطه مبادله کوتاه‌مدت میان نرخ تورم و بیکاری است، دارای علامت مورد انتظار منفی و برابر با $-۳/۳۱۵$ است. در این حالت می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه‌مدت یک رابطه معکوس میان نرخ تورم و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران وجود دارد. پیامد سیاست‌گذاری این موضوع این است که در اقتصاد ایران سیاست پولی در کوتاه‌مدت توان اثرگذاری بر متغیرهای واقعی را خواهد داشت.

از آنجایی که در بلندمدت اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای واقعی بستگی به ضریب نرخ تورم انتظاری در منحنی فیلیپس افزوده دارد، پس با استفاده از آزمون والد^۱ فرضیه زیر را آزمون می‌کنیم که نشان دهیم ضریب به‌دست آمده با چه احتمالی قابل پذیرش است.

$$H_0: \theta = 0.82$$

$$H_1: \theta \neq 0.82$$

نتیجه حاصل از آزمون فرضیه فوق به‌صورت زیر است:

$$\chi^2 = 0.000014$$

$$P_r = 0.997$$

چنان‌چه ملاحظه می‌شود براساس آزمون والد فرضیه H_0 با احتمال بیش از $۹۹/۷\%$ پذیرفته می‌شود، یعنی می‌پذیریم که منحنی فیلیپس در بلندمدت عمودی نبوده و ارتباط معنی‌داری در بلندمدت میان نرخ تورم و نرخ بیکاری وجود دارد. آثار و قواعد سیاست‌گذاری منفی بودن شیب منحنی فیلیپس در بلندمدت را می‌توان در دو جنبه متفاوت بررسی کرد. نخست این که شیب منحنی فیلیپس هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأییدی بر نظریه اقتصاددان‌های کینزین‌های جدید خواهد بود. دوم سیاست پولی در بلندمدت در اقتصاد ایران خنثی نبوده و می‌تواند اثر دائمی و بلندمدت بر متغیرهای واقعی داشته باشد. به‌عبارت دیگر این نتیجه، عدم‌خنثایی^۲ پول در بلندمدت برای اقتصاد ایران را بیان می‌دارد.

1- Wald Test.

2- Neutrality of Money.

ج) بررسی مقایسه‌ای نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران

همان‌طور که می‌دانیم سیاست‌گذاری‌های معمول اقتصادی تأثیرگذاری خود را بر بیکاری، زمانی که از نوع طبیعی آن باشد، تا حد زیادی از دست می‌دهند. پس نمایش این که نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران به‌طور غیرمعمولی نسبت به برخی از کشورهای منتخب بالا است، ضروری است. این امر از طرف دیگر می‌تواند در تعیین قواعد سیاستی حل این مشکل اقتصادی بسیار مؤثر باشد. در این مطالعه از مدل بارو^۱ استفاده کرده‌ایم.

مدل بارو به‌صورت زیر است:

$$U_t = s + (1-s-f)U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

s: نرخ رهایی از شغل

f: نرخ دستیابی به شغل

بارو بیان می‌کند که اگر s و f ثابت باشند جزء اخلاص (ε_t) نشان‌دهنده جانشینی مناسب برای برآورد نرخ دستیابی به شغل و یا رهایی از شغل در دوران‌های رکود و رونق است و ε_t دارای پروسه میانگین متحرک (MA) با تعداد K وقفه است. بنابر این معادله (20) دارای پروسه ARMA است.

بارو با استفاده از داده‌های سالیانه نرخ بیکاری در دوره زمانی پس از جنگ جهانی دوم، مدل فوق را برای ۱۹ کشور تحت بررسی برآورد کرده است. وی معتقد است که ضریب (1) AR مقادیری بین صفر و یک را اختیار می‌کند و هر چه این ضریب به عدد یک نزدیک شود حاکی از تداوم بیکاری و نرخ طبیعی بیکاری بالا است.

حال به‌منظور مقایسه نرخ طبیعی بیکاری در ایران با سایر کشورها مدل زیر را

در نظر می‌گیریم:

$$U_t = B_0 + B_1 U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

با این فرض که ε_t دارای پروسه میانگین متحرک است.

1- Robert Barro, (1988).

حال با توجه به نمودار (۵) که مقادیر خود همبستگی و خود همبستگی جزئی را برای متغیر U_t می‌دهد، مدل دارای پروسه (۱۶ و ۱) ARMA است. نتایج حاصله از برآورد معادله (۲۱) به صورت زیر خواهد بود:

$$U_t = 2.360 + 0.808U_{t-1} + [MA(16) = 0.823] \quad (22)$$

تحقیقات بارو در سال ۱۹۸۸ نشان داد که از بین ۱۹ کشور مورد مطالعه ۱۵ کشور دارای ضریب بالای ۰/۸ بوده‌اند و کمترین میزان برآورد برای ضریب B_1 ، ۰/۵۲ برای سوئد، ۰/۶۵ برای فلسطین اشغالی، ۰/۷۴ برای آمریکا و ۰/۷۵ برای سوئیس بوده است.

حال با توجه به معادله (۲۲)، ضریب B_1 برای ایران ۰/۸۱ است که این حاکی از نرخ طبیعی بیکاری بالا در ایران حداقل نسبت به کشورهای مورد مطالعه بارو در سال ۱۹۸۸ است. این نرخ بیان‌گر این امر است که اقتصاد ایران با نرخ ۰/۸۱ درصدی بیکاری در شرایط اشتغال کامل نیز مواجه خواهد بود که در بیان این میزان می‌توان گفت ساختار اقتصاد ایران و تورم‌های مزمن که باعث کاهش قدرت خرید افراد شده در بالا بودن این نرخ مؤثر بوده است. از طرف دیگر توجه به پدیده برگشت‌ناپذیری^۱ در اقتصاد ایران نیز می‌تواند به عنوان عامل توجیه‌کننده بالا بودن این نرخ مورد توجه باشد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله با استفاده از یک نظام معادلات نزدیک به VAR که بر مبنای روش‌شناسی اجزای غیرقابل مشاهده قرار دارد، به‌طور همزمان به برآورد ضرایب نظام مبادرت کردیم. نتایج به دست آمده حاکی از تأیید نظریه کینزین‌های جدید در اقتصاد ایران است. پیامدهای سیاست‌گذاری حاصل از این برآورد که بر مبنای وضعیت منحنی فیلپس در اقتصاد ایران قرار دارد، حاکی از تأثیرگذاری سیاست پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر متغیرهای حقیقی است. این نتیجه‌گیری به‌طور مستقیم از ارتباط منفی میان نرخ بیکاری و تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت

1- Hysteresis.

به دست آمده است. پس این نتیجه می‌تواند تأییدکننده فرضیه عدم خنثی بودن پول در اقتصاد ایران باشد.

در این مقاله با استفاده از فیلتر هادریک و پرسکات نرخ تورم انتظاری، نرخ طبیعی بیکاری و تولید بالقوه را نیز محاسبه کردیم. نتایج به دست آمده حاکی از سه نکته قابل توجه است. اول این که نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران از مقادیر آن برای کشورهای دیگر بسیار بالاتر است. این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده عدم تأثیرگذاری سیاست‌های معمول بر میزان عمده‌ای از نرخ بیکاری در اقتصاد ایران باشد. دوم این که نرخ طبیعی بیکاری رابطه‌ای مثبت با نرخ بیکاری در دوره‌های قبل را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر همراه با افزایش بیکاری، بیکاری طبیعی در ایران در دوره بعد افزایش خواهد یافت. از طرف دیگر بیکاری طبیعی در طول زمان برای اقتصاد ایران در حال افزایش بوده است. نکته سوم این که نوسان‌های بیکاری حول NAIURU در طول زمان در اقتصاد ایران دارای یک روند فزاینده بوده است. به عبارت دیگر شکاف میان نرخ بیکاری و NAIURU در اقتصاد ایران از یک دوره به دوره بعد در حال افزایش بوده است.

حال می‌توان بیان کرد که توجه به سیاست‌هایی که بیکاری طبیعی (ساختاری) را در اقتصاد ایران کاهش می‌دهد، باید بیشتر مورد توجه سیاست‌گذاران باشد. توجه به افزایش بهره‌وری نیروی کار (با توجه به رابطه معکوس میان نرخ بیکاری طبیعی و بهره‌وری نیروی کار^۱)، آموزش نیروی کار برای بهبود وضعیت سرمایه‌های انسانی و هماهنگ شدن این نیروها با پیشرفت‌های فناوری جدید می‌تواند از جمله سیاست‌هایی باشند که برای افزایش تمایل واحدهای اقتصادی برای استخدام نیروهای بیکار بیشتر، مؤثر باشند.

در این مقاله ضریب اوکان در اقتصاد ایران را نیز با توجه به یک معادله تعمیم یافته قانون اوکان به دست آورده‌ایم.

۱- برای مطالعه بیشتر به مقاله زیر رجوع شود:

Laurence Ball and N. Gregory Mankiw (2002).

جدول ۱- آمار مربوط به برآورد متغیرهای نرخ تورم انتظاری، نرخ طبیعی بیکاری و تولید بالقوه با استفاده از روش فیلتر هادریک - پرسکات

YP (میلیارد ریال)	UN (درصد)	RCPIE (درصد)	سال
۳۱۱۵۰/۵	۵/۱	۶/۶	۱۳۳۸
۳۶۸۰۷/۰	۵/۷	۵/۴	۱۳۳۹
۴۲۵۵۰/۸	۶/۲	۴/۴	۱۳۴۰
۴۸۵۳۶/۶	۶/۷	۳/۵	۱۳۴۱
۵۴۹۵۰/۷	۷/۳	۲/۸	۱۳۴۲
۶۱۹۸۲/۰	۷/۷	۲/۳	۱۳۴۳
۶۹۷۸۹/۰	۸/۲	۲/۱	۱۳۴۴
۷۸۴۷۰/۶	۸/۶	۲/۱	۱۳۴۵
۸۸۰۶۱/۸	۸/۹	۲/۴	۱۳۴۶
۹۸۵۱۴/۸	۹/۲	۳/۱	۱۳۴۷
۱۰۹۷۲۳/۴	۹/۴	۳/۹	۱۳۴۸
۱۲۱۴۶۷/۳	۹/۶	۵/۱	۱۳۴۹
۱۳۳۴۰۹/۷	۹/۸	۶/۴	۱۳۵۰
۱۴۵۰۸۰/۶	۹/۹	۷/۹	۱۳۵۱
۱۵۵۹۲۸/۱	۱۰/۱	۹/۴	۱۳۵۲
۱۶۵۴۳۱/۳	۱۰/۳	۱۰/۹	۱۳۵۳
۱۷۳۱۶۴/۰	۱۰/۵	۱۲/۳	۱۳۵۴
۱۷۸۸۴۶/۵	۱۰/۷	۱۳/۶	۱۳۵۵
۱۸۲۳۵۰/۸	۱۱/۰	۱۴/۷	۱۳۵۶
۱۸۳۹۶۶/۶	۱۱/۳	۱۵/۵	۱۳۵۷
۱۸۴۳۲۷/۱	۱۱/۶	۱۶/۳	۱۳۵۸
۱۸۴۱۰۹/۶	۱۱/۹	۱۶/۹	۱۳۵۹
۱۸۳۹۶۱/۲	۱۲/۲	۱۷/۳	۱۳۶۰
۱۸۴۲۶۵/۸	۱۲/۴	۱۷/۷	۱۳۶۱
۱۸۵۱۰۲/۷	۱۲/۷	۱۸/۰	۱۳۶۲
۱۸۶۴۶۵/۶	۱۲/۹	۱۸/۴	۱۳۶۳
۱۸۸۴۸۵/۳	۱۳/۰	۱۹/۰	۱۳۶۴
۱۹۱۴۲۵/۸	۱۳/۰	۱۹/۷	۱۳۶۵
۱۹۵۶۹۶/۴	۱۳/۹	۲۰/۶	۱۳۶۶
۲۰۱۶۳۹/۹	۱۳/۸	۲۱/۴	۱۳۶۷
۲۰۹۴۸۹/۳	۱۳/۵	۲۲/۱	۱۳۶۸
۲۱۹۲۲۴/۷	۱۳/۲	۲۲/۹	۱۳۶۹
۲۳۰۵۷۹/۴	۱۱/۹	۲۳/۸	۱۳۷۰
۲۴۳۱۵۸/۷	۱۱/۶	۲۴/۶	۱۳۷۱
۲۵۶۵۵۶/۰	۱۱/۵	۲۵/۲	۱۳۷۲
۲۷۰۳۳۵/۵	۱۱/۴	۲۵/۴	۱۳۷۳
۲۸۴۲۴۲/۷	۱۱/۴	۲۵/۱	۱۳۷۴
۲۹۸۲۴۳/۷	۱۱/۶	۲۴/۱	۱۳۷۵
۳۱۲۳۳۹/۵	۱۱/۹	۲۲/۷	۱۳۷۶
۳۲۶۶۶۲/۵	۱۲/۳	۲۱/۱	۱۳۷۷
۳۴۱۳۲۰/۸	۱۲/۷	۱۹/۲	۱۳۷۸
۳۵۶۲۱۲/۹	۱۳/۱	۱۷/۲	۱۳۷۹
۳۷۱۱۱۸/۳	۱۳/۶	۱۵/۱	۱۳۸۰

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۲- برآورد NAIRU در ایران طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸

سال	NAIRU
۱۳۳۸	۲/۴
۱۳۳۹	۵/۴
۱۳۴۰	۷/۵
۱۳۴۱	۸/۵
۱۳۴۲	۷/۵
۱۳۴۳	۶/۷
۱۳۴۴	۸/۷
۱۳۴۵	۸/۹
۱۳۴۶	۸/۶
۱۳۴۷	۹/۵
۱۳۴۸	۹/۳
۱۳۴۹	۱۲/۰
۱۳۵۰	۱۰/۳
۱۳۵۱	۱۰/۶
۱۳۵۲	۹/۵
۱۳۵۳	۸/۳
۱۳۵۴	۱۲/۱
۱۳۵۵	۱۰/۳
۱۳۵۶	۶/۳
۱۳۵۷	۱۴/۹
۱۳۵۸	۱۳/۸
۱۳۵۹	۸/۸
۱۳۶۰	۹/۸
۱۳۶۱	۱۱/۸
۱۳۶۲	۱۴/۳
۱۳۶۳	۱۶/۵
۱۳۶۴	۱۸/۲
۱۳۶۵	۱۰/۱
۱۳۶۶	۹/۶
۱۳۶۷	۷/۱
۱۳۶۸	۱۲/۲
۱۳۶۹	۱۹/۵
۱۳۷۰	۱۴/۳
۱۳۷۱	۱۲/۸
۱۳۷۲	۱۳/۸
۱۳۷۳	۸/۳
۱۳۷۴	۱/۸
۱۳۷۵	۱۴/۷
۱۳۷۶	۱۳/۴
۱۳۷۷	۱۳/۵
۱۳۷۸	۱۱/۵
۱۳۷۹	۱۴/۲
۱۳۸۰	۱۴/۸

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳- مقادیر SBC برای معادله (۱۰)

$U_t - U_t^n$ \ Z	.	۱	۲	۳
.	۶/۶۰۴۹۴۹	۶/۶۶۷۷۰۹	۶/۷۸۷۰۳۲	۶/۸۹۵۸۰۵
۱	۶/۶۵۰۰۳۶	۶/۷۰۱۰۹۷	۶/۸۲۲۳۲۰	۶/۹۲۵۸۶۴
۲	۶/۷۶۹۵۵۸	۶/۸۲۲۸۵۲	۶/۹۱۲۸۰۹	۷/۰۱۷۰۴۸
۳	۶/۸۸۳۱۲۵	۶/۹۳۸۶۵۴	۷/۰۳۰۸۴۷	۷/۱۰۴۸۶۸

جدول ۴- مقادیر SBC برای معادله (۱۱)

SBC	طول وقفه (K)
۲/۴۹۸۸۲۵	۱
۲/۶۱۴۱۷۴	۲
۲/۷۳۴۱۷۶	۳

جدول ۵- مقادیر SBC برای معادله (۱۲)

$U_t - U_t^n$ \ $y_t - y_t^p$.	۱	۲	۳
.	-۱/۸۹۶۳۳۱	-۱/۹۸۹۹۵۷	-۱/۹۵۷۱۱۱	-۱/۸۴۸۵۵۶
۱	-۲/۶۹۷۰۹۶	-۲/۶۰۸۸۶۴	-۲/۵۰۶۴۵۲	-۲/۴۰۰۵۸۵
۲	-۲/۸۲۵۹۸۱	-۲/۷۳۶۸۲۱	-۲/۶۴۶۲۸۱	-۲/۵۲۴۱۵۵
۳	-۲/۷۲۳۷۰۷	-۲/۶۳۱۵۳۷	-۲/۵۳۹۶۶۱	-۲/۴۵۴۵۹۲

جدول ۶- نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون برای متغیرهای مدل طی دوره ۸۰-۱۳۳۸

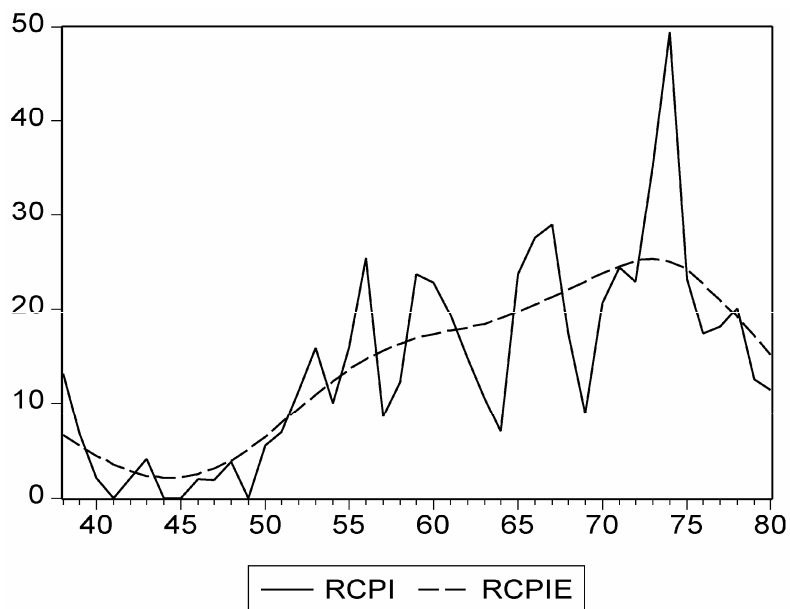
درجه همجعی	مقادیر بحرانی مک کینون			آماره PP	نام متغیر
	٪۱۰	٪۵	٪۱		
I (۱)	-۱/۶۲۰۰	-۱/۹۴۹۰	-۲/۶۱۹۶	-۷/۱۵۷۳۶۹	Π_f
I (۲)	-۱/۶۲۰۱	-۱/۹۴۹۲	-۲/۶۲۱۱	-۱/۷۲۴۵۸۴	Π_f^c *
I (۰)	-۲/۶۰۳۹	-۲/۹۳۲۰	-۳/۵۹۳۰	-۲/۹۳۹۲۱۰	U_t^n **
I (۰)	-۳/۱۸۹۸	-۳/۵۱۸۹	-۴/۱۸۹۶	-۳/۵۷۰۷۰۷	y_t^p
I (۰)	-۱/۶۱۹۹	-۱/۹۴۸۸	-۲/۶۱۸۲	-۳/۵۹۹۲۵۸	$U_t - U_t^n$
I (۰)	-۱/۶۱۹۹	-۱/۹۴۸۸	-۲/۶۱۸۲	-۳/۴۵۸۲۷۷	$y_t - y_t^p$
I (۰)	-۱/۶۱۹۹	-۱/۹۴۸۸	-۲/۶۱۸۲	-۳/۲۳۵۸۳۸	$U_t - U_t^{na}$
I (۰)	-۲/۶۰۳۹	-۲/۹۳۲۰	-۳/۵۹۳۰	-۴/۹۲۶۶۲۳	Z_t

*در سطح ٪۱۰ ساکن است.

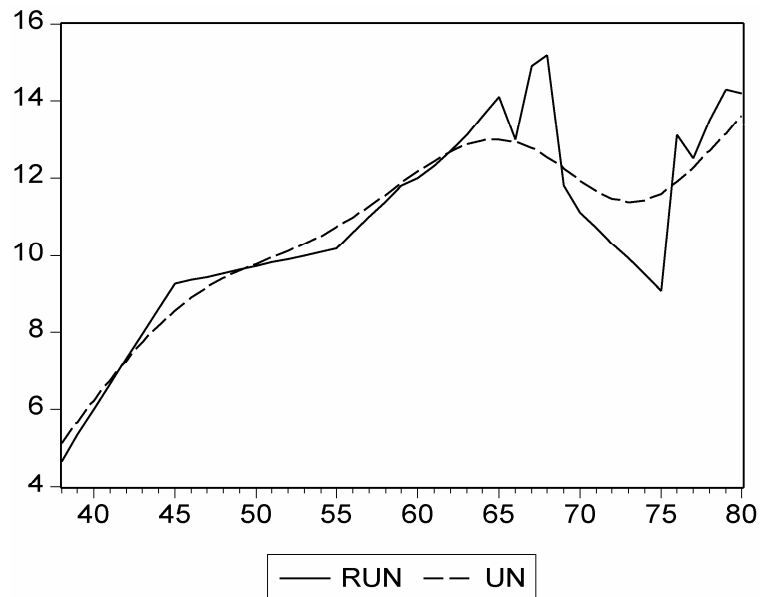
**در سطح ٪۵ و ٪۱۰ ساکن است.

جدول ۷- نتایج آزمون همجمعی انگل گرنجر

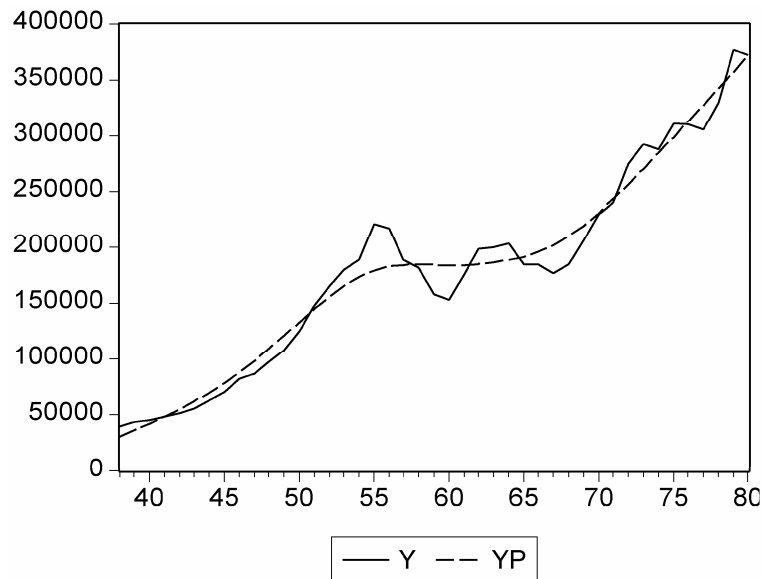
مقادیر بحرانی مک کینون			آماره ADF	نام متغیر
%۱۰	%۵	%۱		
-۱/۶۲۰۰	-۱/۹۴۹۰	-۲/۶۱۹۶	-۵/۷۹۳۱۳۴	$\hat{\varepsilon}_t^a$
-۱/۶۲۰۱	-۱/۹۴۹۲	-۲/۶۲۱۱	-۴/۲۴۸۷۱۰	$\hat{\varepsilon}_t^b$
-۱/۶۲۰۲	-۱/۹۴۹۵	-۲/۶۲۲۷	-۴/۳۷۸۵۱۹	$\hat{\varepsilon}_t^c$
-۱/۶۲۰۵	-۱/۹۵۰۱	-۲/۶۲۶۱	-۳/۶۴۸۹۵۶	$\hat{\varepsilon}_t^d$
-۱/۶۲۰۶	-۱/۹۵۰۴	-۲/۶۲۸۰	-۳/۹۸۴۱۱۶	$\hat{\varepsilon}_t^e$



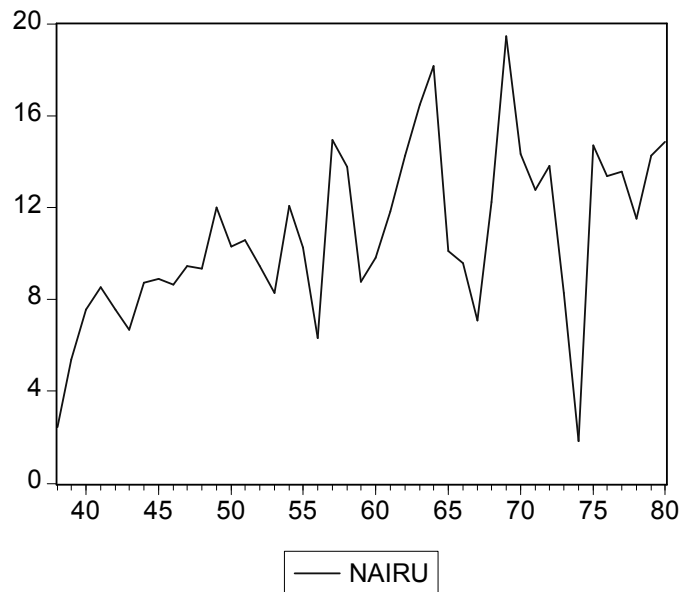
نمودار ۱- بررسی روند نرخ تورم و نرخ تورم انتظاری در ایران طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸



نمودار ۲- بررسی روند نرخ بیکاری و نرخ طبیعی بیکاری در ایران طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸



نمودار ۳- بررسی روند تولید واقعی و تولید بالقوه در ایران طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸



نمودار ۴- بررسی روند NAIRU در ایران طی سال‌های ۸۰-۱۳۳۸

Date: 06/10/04 Time: 19:14
 Sample: 1338 1380
 Included observations: 43

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.832	0.832	31.894	0.000	
2	0.676	-0.051	53.491	0.000	
3	0.543	-0.021	67.736	0.000	
4	0.402	-0.107	75.735	0.000	
5	0.265	-0.082	79.321	0.000	
6	0.198	0.118	81.368	0.000	
7	0.147	0.001	82.530	0.000	
8	0.162	0.187	83.985	0.000	
9	0.168	-0.042	85.594	0.000	
10	0.157	-0.057	87.031	0.000	
11	0.176	0.101	88.905	0.000	
12	0.171	-0.069	90.740	0.000	
13	0.120	-0.075	91.666	0.000	
14	0.075	-0.021	92.043	0.000	
15	0.048	0.038	92.201	0.000	
16	0.000	-0.058	92.201	0.000	
17	-0.047	-0.063	92.366	0.000	
18	-0.096	-0.063	93.084	0.000	
19	-0.142	-0.074	94.704	0.000	
20	-0.184	-0.072	97.560	0.000	

Correlogram of RUN - نمودار ۵

فهرست منابع

- ۱- باتلر، ایمون (۱۹۸۵)، *اندیشه‌های اقتصادی میلتن فریدمن*، ترجمه فریدون تفضلی، نشرنی، تهران، ۱۳۷۷.
- ۲- بروکس، جان و ر. ایوانز (۱۹۸۰)، *سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عبدالله جیروند، مؤسسه کتاب مهربان نشر، تهران، ۱۳۸۱.
- ۳- خالصی، ا. (۱۳۸۱)، *رابطه تورم و بیکاری در ایران*، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، دفتر اقتصاد کلان، تهران.
- ۴- فریدمن، میلتن (۱۹۹۱)، *اقتصاد مکتب پولی*، ترجمه: مهدی تقوی و حسین مدرکیان، مرکز آموزش مدیریت دولتی، تهران، ۱۳۷۵.
- ۵- لسلی، درک (۱۹۹۳)، *اقتصاد کلان پیشرفته فراتر از IS و LM*، ترجمه اکبر توکلی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ۱۳۷۹.
- 6- Apel, M. and P., Jansson, (1999), "A Parametric Approach for Estimating Core Inflation and Interpreting the Inflation Process", Sveriges Riksbank, s-103 37 Stockholm, Sweden.
- 7- Arestis P., (1992), "The Post-Keynesian Approach to Economics", Edward Elgar Publishing Limited, USA.
- 8- Arestis, P. and M., Sawyer, (2002), "Can Monetary Policy Affect the Real Economy?" *Levy Economics Institute Working Paper*, No. 355.
- 9- Ball, L. and N. G., Mankiw, (2002), "The NAIRU in Theory and Practice", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 4, PP. 115-136.
- 10- Barro, R., (1988), "The Natural Rate Theory Reconsideration, the Persistence of Unemployment", *AEA Papers and Proceedings*, No. 82, 93.
- 11- Bleaney, M., (1985), "The Rise and Fall of Keynesian Economics", McMillan Press LTD, USA
- 12- Dolado, J. J., R., Maria-Dolores and F. J., Ruge-Murcia, (2002), "Nonlinear Monetary Policy Rules: some New Evidence for the US", *working Paper 02-29*, Economics series 10.
- 13- Enders, W., (2003), "Applied Econometric Time Series", Second Edition, Wiley.
- 14- Fisher, I., (1926), "A Statistical Relation between Unemployment and Price changes", *International Labour Review*, Vol. 13, PP. 785-792.
- 15- Friedman, M., (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, Vol. 58, PP. 1-17.
- 16- Haldane, A. and D., Quah, (1999), "UK Phillips Curve and Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 44, PP. 259-278.

- 17- Harris, L., (1981), "Monetary Theory", McGraw-Hill Book Company, USA.
- 18- Hodrick, R. J. and E. C. Prescott, (1997), "Postwar U. S. Business Cycle: An Empirical Investigation", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 29, PP. 1-16.
- 19- Johnson, H. G., (1978), "Selected Essays in Monetary Economics", George Allen and Unwin, London.
- 20- Lawler, K. and T., Katos, (2004), "Inflation and Unemployment Relationship in the EU from 1961 to 1999", *Working Paper in Economics and Finance*, No. 04/03.
- 21- Linde, J., (2002), "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach", *Sveriges Riskbank Working Paper series*, No. 129.
- 22- Lucas, R. E. Jr. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2, PP. 103-24.
- 23- Meyer, L. H., E. T., Swanson and V. W., Wieland, (2001), "NAIRU Uncertainty and Nonlinear Policy Rules", *FEDS Discussion Paper*, No. 01-01.
- 24- Palley, T. I., (1996), "Post Keynesian Economics", McMillan Press LTD, USA.
- 25- Patterson, K., (2000), "An Introduction to Applied Econometrics", *Time series Approach*, Palgrave, New York.
- 26- Phillips, A. W., (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1861-1957", *Economica*, Vol. 25, PP. 283-299.
- 27- Samuelson, P. A. and R. M., Solow, (1960), "The Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti-inflation Policy", *American Economic Review*, Vol. 50, No. 2, PP. 177-194.
- 28- Sargent, T. J., (1975), "Rational Expectations and the Theory of Economic policy", *Journal of Monetary Economics*, 2, PP. 169-183.
- 29- Soderstrom, U., (2000), "Monetary Policy with Uncertain Parameters", *European Central Bank Working Paper Series*, No. 13.
- 30- Surico, P., (2002), "US Monetary Policy Rules: The Case for Asymmetric Preferences", *FEEM Working Paper*, 66-2002.
- 31- Wieland, V., (1998), "Monetary Policy and Uncertainty about the Natural Unemployment Rate", *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series Paper*, No. 1998-22.
- 32- Zellner, A., (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, PP. 348-368.