منحنی فیلیپس و تاثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران

رضا موسوی محسنی[۱] و مریم سعیدی فر[۲]

چکیده

در این مقاله با استفاده از یک سیستم معادلات نزدیک به VAR که بر مبنای متدلوژی اجزای غیرقابل مشاهده قرار داشته و با استفاده از روش SUR تخمین زده شده است، به بررسی اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران پرداخته ایم. نتایج حاصل از تخمین ضرایب یک رابطه معکوس دائمی بین تورم و بیکاری را مشخص نموده که نشان از تاثیرگذاری سیاست پولی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت در اقتصاد ایران خواهد بود. این نتیجه به نوعی پیامدهای سیاست گذاری پولی در اقتصاد ایران را ترسیم می کند. در این مقاله جهت محاسبه متغیرهای غیر قابل مشاهده نیز از روش فیلتر هادریک-پرسکات استفاده شده و کلیه تخمین ها و تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از نرم افزار Eviews صورت گرفته است. تعیین ضریب اوکان در اقتصاد ایران از جمله دیگر نتایج بدست آمده در این مقاله می باشد.

طبقه بندی JEL: E52, E24

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

---

[۱] – دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان، مدیر آموزش و پژوهش سازمان مدیریت و برنامه ریزی فارس و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.

[۲] – دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.

مقدمه

تورم وبیکاری را به جرات می توان دو مشکل غامض اغلب کشورهای جهان از دیر باز تا کنون دانست. بدین منظور شناسایی ارتباط میان این دو متغیر همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده بطوریکه دیوید هیوم(۱۷۵۲)[۱] و هنری تورنتون (۱۸۰۲)[۲] در نظریه های پولی خود به این ارتباط اشاراتی نموده اند. اما بطورکلی اروینگ فیشر (۱۹۲٦)[۳] برای نخستین بار این رابطه را بطور جدی مطرح نمود. فیشر تحت تاثیر این مسئله در مقاله ای تحت عنوان "رابطه آماری بین بیکاری و تغییرات قیمت"[٤] عنوان می کند که همراه با کاهش ارزش دلار و یا افزایش قیمت ها افراد اهل کسب وکار درمی یابند که دریافت های آنها نسبت به افزایش سطح عمومی قیمت ها بطور متوسط در حال افزایش بوده لیکن هزینه های آنها بدلیل اینکه شامل مواردی است که بطور قراردادی ثابت هستند، تغییر نخواهد کرد. از این رو حداقل برای مدتی اشتغال تحریک خواهد شد. از این مطلب می توان دریافت که فیشر نرخ تغییر قیمت ها را متغییر مستقلی دانسته که عامل تداوم این فرآیند خواهد بود.

سی و دو سال بعد فیلیپس (۱۹۵۸)[۵] با برداشتی کاملا متفاوت نرخ افزایش دستمزدهای اسمی را با بیکاری در انگلستان مرتبط می سازد. وی استدلال خود را بر مبنای عرضه و تقاضای ایستا در بازار استوار نموده است. فیلیپس استدلال می کند که وجود اضافه تقاضا در بازار انتظار افزایش قیمت ها را قوت می بخشد، سپس تحت تاثیر این افزایش معقول خواهد بود که دستمزدهای پولی افزایش یافته لذا بیکاری بطورمعکوس تحت تاثیر قرار گیرد. در این حالت فیلیپس برعکس فیشر سطح اشتغال را متغیری مستقل دانسته که عامل تداوم این فرآیند بوده و نرخ تغییر دستمزدها را متغیر وابسته می داند.

---

[1]- David Hume (1752)
[2]- Henry Thornton (1802)
[3]- Irving Fisher (1926)
[4]- Irving Fisher, (1926), "A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes", International Labour Review, Vol. 13, PP. 785-792.
[5]- Alban William Phillips (1958)

به هر حال منحنی اولیه فیلیپس تا اواخر دهه ۱۹۶۰ بطور گسترده ای پذیرفته شده و به سرعت در راه مقاصد سیاست گذاری اقتصادی به خدمت گرفته شد. اما ازسال ۱۹۶۷ به بعد و بواسطه شکل گیری شوک های عرضه، اقتصاد دانانی نظیر میلتون فریدمن[۱] متوجه افزایش توام بیکاری و تورم گردیده لذا برای توضیح این پدیده کوشش هایی انجام پذیرفت. فریدمن (۱۹۶۸) با معرفی منحنی فیلیپس افزوده[۲] ضمن تاکید بر انتظارات تطبیقی، مفهوم بیکاری طبیعی را مورد توجه قرار داده که امروزه یکی از پایه های اساسی بررسی سیاست های اقتصادی و به ویژه سیاست های پولی می باشد. وی با تاکید بر تفاوت میان کوتاه مدت و بلند مدت در اقتصاد، منحنی فیلیپس در بلند مدت را عمودی دانسته و سیاست های پولی را در بلندمدت بی اثر می داند (خنثایی پول).

با شکل گیری مکتب کلاسیک جدید در دهه ۱۹۷۰ و تفکرات اقتصاددانانی نظیر لوکاس[۳] و سارجنت[٤] و ورود انتظارات عقلایی در منحنی فیلیپس افزوده ارتباط بین تورم و بیکاری کلا منتفی اعلام گردیده و عمودی بودن منحنی فیلیپس هم در بلند مدت و هم کوتاه مدت اثبات گردید.

از طرف دیگر کینزین های جدید نظیر بارو[۵]، گوردن[٦]، 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 نمودند. به اعتقاد طرفداران این مکتب منحنی فیلیپس هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت دارای شیب منفی بوده بطوریکه این منحنی در بلندمدت عمودی تر از کوتاه مدت خواهد بود.

امروزه منحنی فیلیپس به عنوان یکی از ارکان بسیار مهم بررسی سیاست های پولی مورد توجه اکثر اقتصاددانان می باشد. ویلند (۱۹۹۸)[۹] سیاست پولی بهینه را در شرایط

---

[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
[9]- Volker Wieland (1998)

عدم اطمینان نسبت به نرخ طبیعی بیکاری مورد بررسی قرار داده است. وی که نقطه شروع خود را بر مبنای یک منحنی فیلیپس خطی قرار می دهد، معتقد است که عدم اطمینان یک انگیزه را برای سیاست گذار ایجاد می کند تا محتاطانه تر از زمانیکه مقدار واقعی متغیرها را می داند عمل نماید. هالدن و کووا (۱۹۹۹)[۱] نیز دست به بررسی سیاست های پولی در انگلستان با در نظر گرفتن منحنی فیلیپس می زنند. آنها سیاست های پولی را در سه دوره مختلف در انگلستان بررسی نموده و با توجه به ارتباط بین تورم و بیکاری خنثایی پول را مورد تحلیل قرار می دهند. سودرستروم(۲۰۰۰)[۲] نیز سیاست های پولی در شرایط عدم اطمینان را با استفاده از یک مدل ساده پویای اقتصاد کلان مورد بررسی قرار داده است. وی در مقاله خود نشان می دهد که بانک مرکزی چگونه می تواند با وجود عدم اطمینان در مورد پارامترهای موجود، سیاست پولی قابل قبولی را ارایه نماید. میر، سوانسون و ویلند(۲۰۰۱)[۳] نیز بیان تئوریکی را شکل داده اند که در صورت عدم اطمینان در ارتباط با NAIRU قواعد سیاست غیر خطی باید مورد توجه بوده و شواهد زیادی را درجهت مقایسه قواعد خطی و غیر خطی ارایه می کنند. دولادو، دولورس و مارسیا(۲۰۰۲)[٤] نیز قواعد سیاست پولی بهینه برای ایالات متحده امریکا را با توجه به غیر خطی بودن این قواعد و وجود عدم اطمینان استخراج می کنند. آنها با توجه به این خصوصیات یک قاعده سیاستی نامتقارن و غیر خطی را بدست آورده و پیشنهاد می دهند. آرستیس و ساویر(۲۰۰۲)[٥] نیز بدنبال این سوال که آیا سیاست پولی می تواند اقتصاد واقعی را تحت تاثیر قرار دهد، خاصیت خنثایی پول را با در نظر گرفتن قاعده تیلور[٦] مورد بررسی قرار می دهند. آنها نشان می دهند که سیاست پولی می تواند اثرات بلندمدت بر روی مقادیر واقعی اقتصاد داشته باشد. از دیگر مقالات می توان به سوریکو(۲۰۰۲)[۷]، لیند(۲۰۰۲)[۸]، لاولر و کاتوس(۲۰۰٤)[۹] و ... اشاره نمود.

---

[1]- A. Haldene and D. Quah (1999)
[2]- U. Soderstrom (2000)
[3]- L. Meyer, E. Swanson and V. Weiland (2001)
[4]- J.J. Dolado, R.M. Dolores and F.J.R. Murcia (2002)
[5]- P. Arestis and M. Sawyer (2002)
[6]- Taylor's Rule
[7]- P. Sourico (2002)
[8]- J. Linde (2002)
[9]- K. Lawler and T. Katos (2004)

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

ساختار مدل

مدل مورد استفاده در این مقاله یک سیستم نزدیک به VAR[1] بوده که بر مبنای متدلوژی اجزای غیرقابل مشاهده[2] قرار داشته[3] و شامل معادلات زیر می باشد:

$$\pi_t = \theta.\pi^e_t + \gamma(L).(U_t - U^n_t) + \lambda(L).Z_t + \varepsilon^a_t \qquad (۱)$$

$$U_t - U^{na}_t = \varphi(L)\,(U_{t-1} - U^{na}_{t-1}) + \varepsilon^b_t \qquad (۲)$$

$$y_t - y^p_t = \Omega(L).(y_t - y^p_t) + \rho(L).(U_t - U^n_t) + \varepsilon^c_t \qquad (۳)$$

$$U^n_t = \alpha + U^n_{t-1} + \varepsilon^d_t \qquad (٤)$$

$$y^p_t = \beta + y^p_{t-1} + \varepsilon^e_t \qquad (٥)$$

$$\varepsilon^j_t \sim iid(0, \sigma^2_{\varepsilon^j}) \qquad \forall j = a, b, c, d, e$$

بطوریکه در سیستم معادلات فوق:

π_t: نرخ تورم

π^e_t: نرخ تورم انتظاری

U^n_t: نرخ بیکاری طبیعی

U^{na}_t: نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده (NAIRU)

U_t: نرخ بیکاری

---

[1] - Near VAR

[2]- Unobservable-Components Methodology

[3] - جهت 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.

Z_t: نماینده شوکهای عرضه

y^p_t: لگاریتم تولید بالقوه

y_t: لگاریتم تولید واقعی

ε^j_t: $\forall = a, b, c, d, e$ جملات خطای معادلات مورد بررسی

می باشند. همچنین L نیز نشان دهنده عملگر وقفه در سیستم معادلات فوق خواهد بود.

معادله اول مدل اصلاح شده رابطه میان تورم و بیکاری بوده که به منحنی فیلیپس سه گوشه (مثلثی)[1] مشهور می باشد. گوردون (۱۹۹۷)[2] عنوان سه گوشه را جهت تاکید بر وابستگی مجموعه سه عامل تعیین کننده معادله بیان می نماید. این اجزا عبارت از تورم انتظاری، شکاف بیکاری و شوک های عرضه است. در صورت عدم وجود شوک های 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 نوسانات دوره ای بیکاری حول NAIRU را به صورت یک فرآیند خودهمبسته تصریح می کند. بطور کلی این معادله شکاف میان نرخ بیکاری و NAIRU را به همین شکاف در دوره های قبل مرتبط می نماید. حال با توجه به اینکه نوسانات دوره ای بیکاری حول NAIRU به لحاظ تصمیم گیریهای سیاستی قابل توجه می باشد لذا در بحث سیاستگذاری پولی باید این شکاف بسیار مورد توجه سیاستگذاران قرار گیرد.

معادله سوم در حقیقت نشان دهنده قانون اوکان[3] تعمیم یافته خواهد بود. در این معادله نوسانات تولید در دوره جاری به نوسانات دوره ای بیکاری و نوسانات دوره ای تولید مرتبط می گردد.

معادله چهارم بر نرخ طبیعی بیکاری دلالت دارد. در صورتیکه واریانس جملات اخلال برای این معادله مثبت باشد، آنگاه نرخ طبیعی بیکاری یک فرآیند گام تصادفی با رانش[1] خواهد بود.

---

[1]- Triangle Phillips Curve
[2]- Gordon (1997)
[3]- Okun's Law

حال در صورتیکه واریانس جملات اخلال برای این معادله صفر باشد، در ایـن صـورت مـا دارای یک نرخ طبیعی بیکاری ثابت و پایدار یعنی:

$$U^n_t = U^n \qquad \forall t \qquad (٦)$$

می باشیم.

معادله آخر نیز بر تولید بالقوه دلالت دارد. همانطور که ملاحظه می گردد در این حالت مـا لگاریتم تولید بالقوه را دارای فرآیند گام تصادفی با رانش در نظر گرفته ایم.

روش حل

در این قسمت به بررسی مختصر روش بدست آوردن متغیرهای غیر قابل مبادله شامل نرخ تورم، نرخ طبیعی بیکاری و تولید بالقوه و همچنین نحوه محاسـبه NRIRU مـی پـردازیم. سـپس مشخص می نماییم که روش تخمین ضرایب این مدل چـه بـوده و بـه چـه دلایلـی از ایـن روش استفاده شده است.

در این بررسی جهت محاسبه مقادیر غیر قابل مشاهده از فیلتر هادریک-پرسکات[۲] که یک فیلتر خطی دوطرفه در طول زمان می باشد استفاده شده است. جدول شماره (۱) و نمودارهای (۱) تا (۳) مقادیر واقعی و محاسبه شده این سه متغیر را طی سالهای ۱۳۸۰-۱۳۳۸ نمایش می دهد.

جهت محاسبه NAIRU از روش پیشنهادی بال و منکیو(۲۰۰۲) استفاده شده است. حـال با عنایت به اینکـه بـر اسـاس اطلاعـات اقتـصادی ایـران میـزان NAIRU در طـول زمـان ثابـت نمی باشد، لذا محاسبه این متغیر در این حالت انجام شده است. به این صـورت کـه در ایـن روش ابتدا منحنی فیلیپس با انتظارات افزوده زیر در نظر گرفته شده است:

$$\pi_t = \pi^e_t + a\,(U_t - U^n_t) + V_t \qquad (٩)$$

که در آن :

---

[1]- Random Walk with Drift

[2] - R.J. Hodrick and E.C. Prescott, (1997), "Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation", Journal of Money Credit and Banking, Vol. 29, PP. 1-16.

π_t نرخ تورم، π^e_t نرخ تورم انتظاری، $U_t - U^n_t$ شکاف بیکاری و V_t جمله اخلال می باشد.

سپس با تخمین معادله فوق پارامتر a را که نشان دهنده رابطه مبادله تورم و بیکاری بوده را بدست آورده، آنگاه با استفاده از فرمول زیر :

$$NAIRU = U^n + \frac{V}{a} \qquad (۱۰)$$

NAIRU متغیر در طول زمان را محاسبه نموده ایم.

جدول شماره (۲) و نمودار شماره (٤) برآورد NAIRU در ایران را طی سالهای ۸۰-۱۳۳۸ نمایش می دهد.

جهت تخمین ضرایب به این نکته توجه می نماییم که اگر برخی از معادلات یک سیستم VAR دارای متغیرهای مستقلی بوده که در سایر معادلات تکرار نشده باشند، روش تخمین رگرسیون های ظاهراً غیر مرتبط(SUR)[۱] می تواند روش کارایی جهت تخمین ضرایب سیستم معادلات فوق باشد. از طرف دیگر در صورتی که دلایل مناسبی جهت تفاوت طول تاخیر متغیرها در معادلات مختلف وجود داشته باشد، روش تخمین مورد نظر، روش رگرسیون ظاهراً غیر مرتبط نزدیک به VAR[۲] نامیده می شود.[۳] بدین منظور جهت تخمین ضرایب سیستم معادلات VAR استفاده شده در این مقاله از روش پیشنهادی زلنر[٤] تحت عنوان رگرسیون های ظاهراً غیرمرتبط استفاده شده است.[٥]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

[1]- Seemingly Unrelated Regression

[2]- Near-VAR using SUR

[۳] - جهت مطالعه بیشتر به منبع زیر مراجعه گردد:

Walter Enders, (2003), Applied Econometric Time Series, Second Edition, Wiley, P.281

[4]- Zellner

[٥] - جهت مطالعه بیشتر به مقاله زیر مراجعه گردد:

A. Zellner, (1962), "An Efficient of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests Aggregation Bias", Journal of American Statistical Association, Vol. 52, PP.348-68.

از طرف دیگر مدل VAR به اعتقاد سیمز(۱۹۸۰)[1] حداقل نیاز به دانستن متغیرهای مناسب جهت حضور در سیستم و تعیین تعداد مناسب وقفه ها خواهد داشت. در این حالت، متغیرهای مناسب در الگو با توجه به تئوریهای اقتصادی و تعداد وقفه ها نیز با استفاده از معیار بیزین- شوارز[2] بدست آمده است.

نتایج تجربی

پس از تعیین طول وقفه های بهینه برای فرم عمومی معادلات (۱) تا (۵) مدل زیر به عنوان مدل نهایی در این مقاله مورد تخمین قرار گرفت:

$$\pi_t = \theta.\pi^e_t + \gamma.(U_t - U^n_t) + \lambda.Z_t + \varepsilon^a_t \qquad (۲۰)$$

$$U_t - U^{na}_t = \varphi.(U_{t-1} - U^{na}_{t-1}) + \varepsilon^b_t \qquad (۲۱)$$

$$y_t - y^p_t = \sum_{i=1}^{2} \Omega_i\,(y_{t-i} - y^p_{t-i}) + \rho.(U_t - U^n_t) + \varepsilon^c_t \qquad (۲۲)$$

$$U^n_t = \alpha + U^n_{t-1} + \varepsilon^d_t \qquad (۲۳)$$

$$y^p_t = \beta + y^p_{t-1} + \varepsilon^e_t \qquad (۲۴)$$

$$\varepsilon^j_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2_{\varepsilon^j}) \qquad \forall_j = a, b, c, d, e$$

نتایج بدست آمده از معیار بیزین شوارز برای معادلات فوق در جداول شماره (۳) ، (٤) و (۵) نمایش داده شده است. همچنین جدول شماره (٦) نیز نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای مورد استفاده در مدل را نمایش می دهد.

الف) نتایج حاصل از تخمین مدل

نتایج حاصل از تخمین ضرایب سیستم معادلات مورد نظر در این مقاله بصورت ذیل می باشد.

$$\Pi_t = ۰/۸۲۰\ \ \Pi^e_t - \square/\square(U_t - U^n_t) + \square Z_t \qquad (۲۵)$$

$$(\square) \qquad (-\square/\square) \qquad (\square/\square)$$

---

[1]- Sims (1980)

[2]- Schwarz Bayesian Criterion.

$\overline{R}^2 = \square\square$, $D.W = \square\square$

$$U_t - U_t^{na} = \square\square(U_{t-1} - U_{t-1}^{na}) \qquad (۲۶)$$

($\square$)

$\overline{R}^2 = \square\square$, $h = \square\square$

$$y_t - y_t^p = \square\square(y_{t-1} - y_{t-1}^p) - \square\square(y_{t-2} - y_{t-2}^p) - \square\square(U_t - U_t^n) \qquad (۲۷)$$

($\square$) ($-\square$) ($-\square$)

$\overline{R}^2 = \square\square$, $h = \square\square$

$$U_t^n = \square\square + \square U_{t-1}^n + [AR(\square) = \square, AR(\square) = -\square, AR(\square) = \square] \qquad (۲۸)$$

($\square$) ($\square$) ($-\square$) ($\square$)

$\overline{R}^2 = \square\square$, $h = \square\square$

$$y_t^p = \square\square + \square y_{t-1}^p + [AR(\square) = \square, AR(\square) = -\square, AR(\square) = \square, AR(\square) = -\square] \qquad (۲۹)$$

($\square$) ($\square$) ($-\square$) ($\square$) ($-\square$)

$\overline{R}^2 = \square\square$, $h = \square\square$

هرچند که در بحث پیامدهای سیاستگذاری با استفاده از این ضرایب بررسی های لازم را انجام خواهیم داد، لیکن مناسب است که در این بخش اندکی در ارتباط با مقایسه ضرایب بدست آمده با تئوریهای اقتصادی بحث نماییم. همانطور که ملاحظه می گردد، در معادله اول که نشان دهنده منحنی فیلیپس سه گوشه می باشد، ضرایب بدست آمده از نظر علامت، ضرایب کاملاً با تئوری های اقتصادی همخوانی دارند. معادله دوم نیز که نشان دهنده نوسانات دوره ای بیکاری حول NAIRU است بیان می دارد که یک درصد افزایش در شکاف میان نرخ بیکاری و NAIRU در دوره t-۱ این شکاف را در دوره t به میزان ۰/۵۸ درصد افزایش خواهد داد. بدین معنی که نوسانات بیکاری حول NAIRU در ایران یک روند فزاینده را داشته است. معادله سوم که به نوعی فرم تعدیل یافته قانون اوکان می باشد، از نظر اقتصادی دارای ضریبی کاملاً همخوان با نظریه اولیه

اوکان داشته و کوچکتر از صفر است. این ضریب در اقتصاد ایران برابر با ۰/۰۲- مـی باشـد. سـایر معادلات نیز دارای ضرایب کاملاً معنی داری می باشند.

پیش از بحث نهایی در ارتباط با پیامدهای سیاست گذاری لازم به ذکر است که بـا توجـه به همجمع بودن برخی از متغیرهای مورد استفاده در این سیستم معادلات، حصول اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب[1] در معادلات این سیستم کاملا ضروری می باشد. برای این منظور از آزمون انگل و گرنجر تعمیم یافته استفاده نموده ایم. نتایج حاصـل از ایـن آزمـون در جـدول شـماره (۷) منعکس گردیده است. با مقایسه آماره بدست آمده و مقادیر بحرانی مک کینون، مشاهده مـی گـردد که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود داشته لذا هیچکدام از معادلات سیستم بـا مشکل رگرسیون کاذب مواجه نخواهند بود.

ب) پیامدهای سیاستگذاری پولی با توجه به منحنی فیلیپس

منحنی فیلیپس از زمان ارایه تا کنون یک سیر تکاملی پیوسته را پیموده، بطوریکه امروزه به عنوان یکی از ارکان بسیار مهم تحلیل سیاست پولی مورد توجه اکثر اقتصاددانان کـلان مـی باشـد. بدین منظور شناسایی رفتار تورم و بیکاری در اقتصاد و همچنین تعیین میزان نرخ طبیعی بیکاری از اهمیت خاصی برخوردار خواهد بود. جهت تعیین اثرگذاری سیاسـت پـولی بـر متغیرهـای واقعـی اقتصاد لازم است که به بررسی اثرات با تفکیک کوتاه مدت از بلند مدت اقدام نماییم.

حال به منظور بررسی اثر گذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران اولین معادله بـرآورد شـده سیستم که نشان دهنده منحنی فیلیپس سه گوشه می باشد، را در نظر می گیریم:

$$\pi_t = ۰/۸۲۰\pi^e_t - ۳/۳۱۵(U_t - U^n_t) + ۸/۹۴۷Z_t$$

همانطور که ملاحظه می گردد، ضریب متناظر با متغیر شکاف بیکاری که بیانگر رابطه مبادله کوتـاه مدت میان نرخ تورم و بیکاری است، دارای علامت مورد انتظار منفی و برابر با ۳/۳۱۵- می باشـد. در این حالت می توان نتیجه گرفت که در کوتاه مدت یک رابطه معکوس میان نـرخ تـورم و نـرخ

[1]- Spurious Regression

بیکاری در اقتصاد ایران وجود دارد. پیامد سیاست گذاری این موضوع این است که در اقتصاد ایران سیاست پولی در کوتاه مدت توان اثرگذاری بر متغیرهای واقعی را خواهد داشت.

از آنجایی که در بلند مدت اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای واقعی بستگی به ضریب نرخ تورم انتظاری در منحنی فیلیپس افزوده دارد، لذا با استفاده از آزمون والد[1] فرضیه زیر را آزمون می نماییم که نشان دهیم ضریب بدست آمده با چه احتمالی قابل پذیرش می باشد.

$H_0 : \theta = ۰/۸۲$

$H : \theta \neq ۰/۸۲$

نتیجه حاصل از آزمون فرضیه فوق بصورت ذیل می باشد:

$\chi^2 = ۰/۰۰۰۰۱٤ \qquad P_r = ۰/۹۹۷$

چنانچه ملاحظه می گردد براساس آزمون والد فرضیه H_0 با احتمال بیش از ۹۹/۷٪ پذیرفته می شود، یعنی می پذیریم که منحنی فیلیپس در بلندمدت عمودی نبوده و ارتباط معنی داری در بلندمدت میان نرخ تورم و نرخ بیکاری وجود دارد. آثار و قواعد سیاستگذاری منفی بودن شیب منحنی فیلیپس در بلندمدت را می توان در دو جنبه متفاوت بررسی نمود.اولاً اینکه شیب منحنی فیلیپس هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت تأییدی بر نظریه اقتصاددانان کینزینهای جدید خواهد بود. ثانیاً سیاست پولی در بلندمدت در اقتصاد ایران خنثی نبوده و می تواند اثر دائمی و بلندمدت بر متغیرهای واقعی داشته باشد. به عبارت دیگر این نتیجه عدم خنثایی[2] پول در بلندمدت در اقتصاد ایران را بیان می دارد.

ج) بررسی مقایسه ای نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران

همانطور که می دانیم سیاست گذاری های معمول اقتصادی تاثیرگذاری خود بر بیکاری زمانی که این بیکاری از نوع طبیعی آن باشد، را تا حد زیادی از دست می دهند. لذا نمایش اینکه نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران بطور غیر معمولی نسبت به برخی از کشورهای منتخب بالا

---

[1]- Wald Test

[2] -Neutrality of Money

می باشد، ضروری است. این امر از طرف دیگر می تواند در تعیین قواعد سیاستی حل این مشکل اقتصادی بسیار موثر باشد. در این مطالعه از مدل بارو[1] استفاده نموده ایم.

مدل بارو بصورت زیر می باشد:

$$U_t = s + (1 - s - f)\, U_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳۰)$$

نرخ رهایی از شغل : s

نرخ دستیابی به شغل: f

بارو بیان می کند که اگر s و f ثابت باشند جزء اخلال (ε_t) نشان دهنده جانشینی مناسب برای تخمین نرخ دستیابی به شغل و یا رهایی از شغل در دورانهای رکود و رونق می باشد. همچنین وی بیان می کند که ε_t دارای پروسه میانگین متحرک (MA) با تعداد K وقفه است. بنابر این معادله (۳۰) دارای پروسه ARMA می باشد.

بارو با استفاده از داده های سالیانه نرخ بیکاری در دوره زمانی پس از جنگ جهانی دوم، مدل فوق را برای ۱۹ کشور تحت بررسی تخمین زده است. وی معتقد است که ضریب AR (۱) مقادیری بین صفر و یک را اختیار می نماید و هر چه این ضریب به عدد یک نزدیک شود حاکی از تداوم بیکاری و نرخ طبیعی بیکاری بالا است.

حال به منظور مقایسه نرخ طبیعی بیکاری در ایران با سایر کشورها مدل ذیل را در نظر می گیریم:

$$U_t = B_{\bullet} + B_1\, U_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳۱)$$

با این فرض که ε_t دارای پروسه میانگین متحرک است.

حال با توجه به نمودار (۵) که مقادیر خود همبستگی و خود همبستگی جزئی را برای متغیر U_t می دهد، مدل دارای پروسه ARMA(۱و۱۶) می باشد. نتایج حاصله از تخمین معادله (۳۱) بصورت زیر خواهد بود:

---

[1]- - Robert Barro, (1988), "the Natural Rate Theory Reconsideration, the Persistence of Unemployment", AEA Papers and Proceedings, No. 82, PP. 93.

$$U_t = ۲/۳۶۰ + ۰/۸۰۸\ U_{t-۱} + [MA(۱۶) = ۰/۸۲۳\ ] \qquad (۳۲)$$

تحقیقات بارو در سال ۱۹۸۸ نشان داد که از بین ۱۹ کشور مورد مطالعه ۱۵ کشور دارای ضریب بالای ۰/۸ بوده اند و کمترین میزان تخمین برای ضریب B_1، ۰/۵۲ برای سوئد، ۰/٦۵ برای فلسطین اشغالی، ۰/۷٤ برای آمریکا و ۰/۷۵ برای سوییس بوده است.

حال با توجه به معادله (۳۲)، ضریب B_1برای ایران ۰/۸۱ می باشد که این حاکی از نرخ طبیعی بیکاری بالا در ایران حداقل نسبت به کشورهای مورد مطالعه بارو در سال ۱۹۸۸ می باشد. 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 می توان گفت که 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 برگشت ناپذیری[1] در اقتصاد ایران نیز می تواند به عامل توجیه کننده بالا بودن این نرخ مورد توجه باشد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مقاله با استفاده از یک سیستم معادلات نزدیک به VAR که بر مبنای متدلوژی اجزای غیرقابل مشاهده قرار دارد، بطور همزمان به تخمین ضرایب سیستم مبادرت نموده ایم. نتایج بدست آمده حاکی از تایید نظریه کینزین های جدید در اقتصاد ایران می باشد. پیامدهای سیاست گذاری حاصل از این تخمین که بر مبنای وضعیت منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران قرار دارد، حاکی از تاثیرگذاری سیاست پولی در کوتاه مدت و بلندمدت بر متغیرهای حقیقی می باشد. این نتیجه گیری بطور مستقیم از ارتباط منفی میان نرخ بیکاری و تورم در کوتاه مدت و بلندمدت بدست آمده است. پس این نتیجه می تواند تایید کننده 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 نموده ایم. نتایج بدست آمده حاکی از سه نکته قابل توجه می باشد.

---

[1] - Hysrterisis

اول اینکه نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران از مقـادیر آن بـرای کـشورهای دیگـر بـسیار بـالاتر می باشد. این موضوع می تواند نشان دهنـده عـدم تاثیرگـذاری سیاسـت هـای معمـول بـر میـزان عمده ای از نرخ بیکاری در اقتصاد ایران باشد. دوم اینکه نرخ طبیعی بیکاری رابطه ای مثبت با نرخ بیکاری در دوره های قبل را نشان می دهد. به عبارت دیگـر همـراه بـا افـزایش بیکـاری، بیکـاری طبیعی در ایران در دوره بعد افزایش خواهد یافت. از طرف دیگر بیکاری طبیعی در طول زمـان در اقتصاد ایران در حال افزایش بوده است. نکته سوم اینکه نوسانات بیکاری حول NAIRU در طـول زمان در اقتصاد ایران دارای یک روند فزاینده بوده است. به عبارت دیگر شکاف میان نرخ بیکـاری و NAIRU در اقتصاد ایران از یک دوره به دوره بعد در حال افزایش بوده است.

حال می توان بیان نمود که توجه به سیاست هایی کـه بیکـاری طبیعـی (سـاختاری) را در اقتصاد ایران کاهش می دهد باید بیـشتر مـورد توجـه سیاسـت گـذاران باشـد. توجـه بـه افـزایش بهره وری نیروی کـار – بـا توجـه بـه رابطـه معکـوس میـان نـرخ بیکـاری طبیعـی و بهـره وری نیروی کار[1]– آموزش نیروی کار جهت بهبود وضعیت سرمایه های انسانی و هماهنـگ شـدن ایـن نیروها با پیشرفت های تکنولوژیکی جدید می تواند از جمله سیاست هـایی باشـند کـه در جهـت افزایش تمایل واحدهای اقتصادی جهت استخدام نیروهای بیکار بیشتر، مؤثر باشند.

در این مقاله ضریب اوکان در اقتصاد ایران را نیز با توجه به یک معادله تعمیم یافته قـانون اوکان بدست آورده ایم.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

[1]- برای مطالعه بیشتر به مقاله زیر رجوع شود:

Laurence Ball and N. Gregory Mankiw (2002), “The NAIRU in Theory and Practice”, Journal of Economic Perspective, Volume 16, Number 4, PP. 115-136.

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

سال	RCPIE (درصد)	UN (درصد)	YP (میلیارد ریال)
۱۳۳۸	٦/٦	٥/١	٣١١٥٠/٥
۱۳۳۹	٥/٤	٥/٧	٣٦٨٠٧/٠
۱۳٤٠	٤/٤	٦/٢	٤٢٥٥٠/٨
۱۳٤١	٣/٥	٦/٧	٤٨٥٣٦/٦
۱۳٤٢	٢/٨	٧/٣	٥٤٩٥٠/٧
۱۳٤٣	٢/٣	٧/٧	٦١٩٨٢/٠
۱۳٤٤	٢/١	٨/٢	٦٩٧٨٩/٠
۱۳٤٥	٢/١	٨/٦	٧٨٤٧٠/٦
۱۳٤٦	٢/٤	٨/٩	٨٨٠٦١/٨
۱۳٤٧	٣/١	٩/٢	٩٨٥١٤/٨
۱۳٤٨	٣/٩	٩/٤	١٠٩٧٢٣/٤
۱۳٤٩	٥/١	٩/٦	١٢١٤٦٧/٣
۱۳٥٠	٦/٤	٩/٨	١٣٣٤٠٩/٧
۱۳٥١	٧/٩	٩/٩	١٤٥٠٨٠/٦
۱۳٥٢	٩/٤	١٠/١	١٥٥٩٢٨/١
۱۳٥٣	١٠/٩	١٠/٣	١٦٥٤٣١/٣
۱۳٥٤	١٢/٣	١٠/٥	١٧٣١٦٤/٠
۱۳٥٥	١٣/٦	١٠/٧	١٧٨٨٤٦/٥
۱۳٥٦	١٤/٧	١١/٠	١٨٢٣٥٠/٨
۱۳٥٧	١٥/٥	١١/٣	١٨٣٩٦٦/٦
۱۳٥٨	١٦/٣	١١/٦	١٨٤٣٢٧/١
۱۳٥٩	١٦/٩	١١/٩	١٨٤١٠٩/٦
۱۳٦٠	١٧/٣	١٢/٢	١٨٣٩٦١/٢
۱۳٦١	١٧/٧	١٢/٤	١٨٤٢٦٥/٨
۱۳٦٢	١٨/٠	١٢/٧	١٨٥١٠٢/٧
۱۳٦٣	١٨/٤	١٢/٩	١٨٦٤٦٥/٦
۱۳٦٤	١٩/٠	١٣/٠	١٨٨٤٨٥/٣
۱۳٦٥	١٩/٧	١٣/٠	١٩١٤٢٥/٨
۱۳٦٦	٢٠/٦	١٢/٩	١٩٥٦٩٦/٤
۱۳٦٧	٢١/٤	١٢/٨	٢٠١٦٣٩/٩
۱۳٦٨	٢٢/١	١٢/٥	٢٠٩٤٨٩/٣
۱۳٦٩	٢٢/٩	١٢/٢	٢١٩٢٢٤/٧
۱۳۷٠	٢٣/٨	١١/٩	٢٣٠٥٧٩/٤
۱۳۷١	٢٤/٦	١١/٦	٢٤٣١٥٨/٧
۱۳۷٢	٢٥/٢	١١/٥	٢٥٦٥٥٦/٠
۱۳۷٣	٢٥/٤	١١/٤	٢٧٠٣٣٥/٥
۱۳۷٤	٢٥/١	١١/٤	٢٨٤٢٤٢/٧
۱۳۷٥	٢٤/١	١١/٦	٢٩٨٢٤٣/٧
۱۳۷٦	٢٢/٧	١١/٩	٣١٢٣٣٩/٥
۱۳۷۷	٢١/١	١٢/٣	٣٢٦٦٦٢/٥
۱۳۷۸	١٩/٢	١٢/٧	٣٤١٣٢٠/٨
۱۳۷۹	١٧/٢	١٣/١	٣٥٦٢١٢/٩
۱۳۸٠	١٥/١	١٣/٦	٣٧١١١٨/٣

مأخذ: نتایج تحقیق

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

سال	NAIRU
۱۳۳۸	۲/٤
۱۳۳۹	٥/٤
۱۳٤۰	۷/٥
۱۳٤۱	۸/٥
۱۳٤۲	۷/٥
۱۳٤۳	٦/۷
۱۳٤٤	۸/۷
۱۳٤٥	۸/۹
۱۳٤٦	۸/٦
۱۳٤۷	۹/٥
۱۳٤۸	۹/۳
۱۳٤۹	۱۲/۰
۱۳٥۰	۱۰/۳
۱۳٥۱	۱۰/٦
۱۳٥۲	۹/٥
۱۳٥۳	۸/۳
۱۳٥٤	۱۲/۱
۱۳٥٥	۱۰/۳
۱۳٥٦	٦/۳
۱۳٥۷	۱٤/۹
۱۳٥۸	۱۳/۸
۱۳٥۹	۸/۸
۱۳٦۰	۹/۸
۱۳٦۱	۱۱/۸
۱۳٦۲	۱٤/۳
۱۳٦۳	۱٦/٥
۱۳٦٤	۱۸/۲
۱۳٦٥	۱۰/۱
۱۳٦٦	۹/٦
۱۳٦۷	۷/۱
۱۳٦۸	۱۲/۲
۱۳٦۹	۱۹/٥
۱۳۷۰	۱٤/۳
۱۳۷۱	۱۲/۸
۱۳۷۲	۱۳/۸
۱۳۷۳	۸/۳
۱۳۷٤	۱/۸
۱۳۷٥	۱٤/۷
۱۳۷٦	۱۳/٤
۱۳۷۷	۱۳/٥
۱۳۷۸	۱۱/٥
۱۳۷۹	۱٤/۲
۱۳۸۰	۱٤/۸

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول شماره ۳- مقادیر SBC برای معادله (۲۰)

Z / $U_t - U_t^n$	۰	۱	۲	۳
۰	٦/٦٠٤٩٤٩	٦/٦٦٧٧٠٩	٦/٧٨٧٠٣٢	٦/٨٩٥٨٠٥
۱	٦/٦٥٠٠٣٦	٦/٧٠١٠٩٧	٦/٨٢٢٣٢٠	٦/٩٢٥٨٦٤
۲	٦/٧٦٩٥٥٨	٦/٨٢٢٨٥٢	٦/٩١٢٨٠٩	٧/٠١٧٠٤٨
۳	٦/٨٨٣١٢٥	٦/٩٣٨٦٥٤	٧/٠٣٠٨٤٧	٧/١٠٤٨٦٨

جدول شماره ۴-مقادیر SBC برای معادله (۲۱)

طول وقفه (K)	SBC
۱	٢/٤٩٨٨٢٥
۲	٢/٦١٤١٧٤
۳	٢/٧٣٤١٧٦

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۵- مقادیر SBC برای معادله (۲۲)

$U_t - U_t^n$ / $y_t - y_t^p$	۰	۱	۲	۳
۰	-۱/۸۹٦٢٣١	-۱/۹۸۹۹٥٧	-۱/۹٥٧۱۱۱	-۱/۸٤۸٥٥٦
۱	-۲/٦۹٧۰۹٦	-۲/٦۰۸۸٦٤	-۲/٥۰٦٤٥۲	-۲/٤۰۰٥۸٥
۲	-۲/۸۲٥۹۸۱	-۲/۷۳٦۸۲۱	-۲/٦٤٦۲۸۱	-۲/٥۲٤۱٥٥
۳	-۲/۷۲۳۷۰۷	-۲/٦۳۱٥۳۷	-۲/٥۳۹٦٦۱	-۲/٤٥٤٥۹۲

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

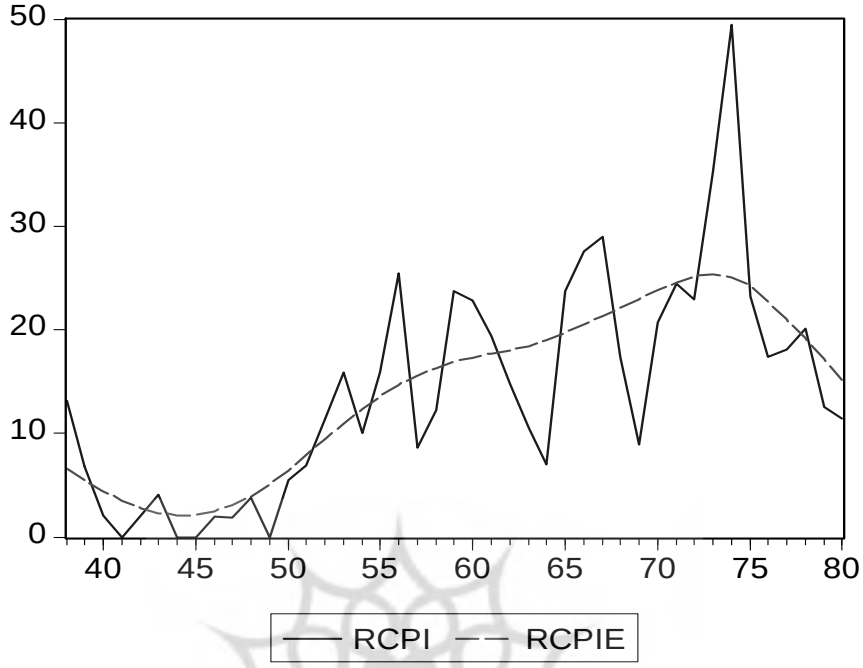
نام متغیر	آماره PP	مقادیر بحرانی مک کینون			درجه همجمعی
		٪۱	٪۵	٪۱۰	
Π_t	-۷/۱۵۷۳۶۹	-۲/۶۱۹۶	-۱/۹۴۹۰	-۱/۶۲۰۰	I (۱)
$*\Pi_t^e$	-۱/۷۲۴۵۸۴	-۲/۶۲۱۱	-۱/۹۴۹۲	-۱/۶۲۰۱	I (۲)
$**U_t^n$	-۲/۹۳۹۲۱۰	-۳/۵۹۳۰	-۲/۹۳۲۰	-۲/۶۰۳۹	I (۰)
y_t^p	-۳/۵۷۰۷۰۷	-۴/۱۸۹۶	-۳/۵۱۸۹	-۳/۱۸۹۸	I (۰)
$U_t - U_t^n$	-۳/۵۹۹۲۵۸	-۲/۶۱۸۲	-۱/۹۴۸۸	-۱/۶۱۹۹	I (۰)
$y_t - y_t^p$	-۳/۴۵۸۲۷۷	-۲/۶۱۸۲	-۱/۹۴۸۸	-۱/۶۱۹۹	I (۰)
$U_t - U_t^{na}$	-۳/۲۳۵۸۳۸	-۲/۶۱۸۲	-۱/۹۴۸۸	-۱/۶۱۹۹	I (۰)
Z_t	-۴/۹۲۶۶۳۳	-۳/۵۹۳۰	-۲/۹۳۲۰	-۲/۶۰۳۹	I (۰)

*در سطح ۱۰٪ ساکن است.
**در سطح ۵٪ و ۱۰٪ ساکن است.

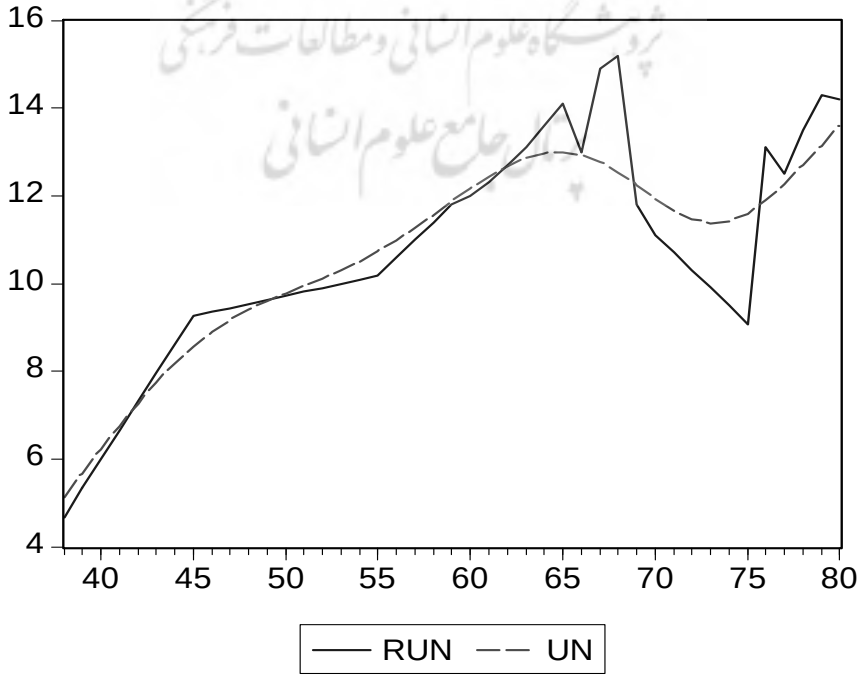
جدول شماره ۷- نتایج آزمون همجمعی انگل گرنجر

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

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

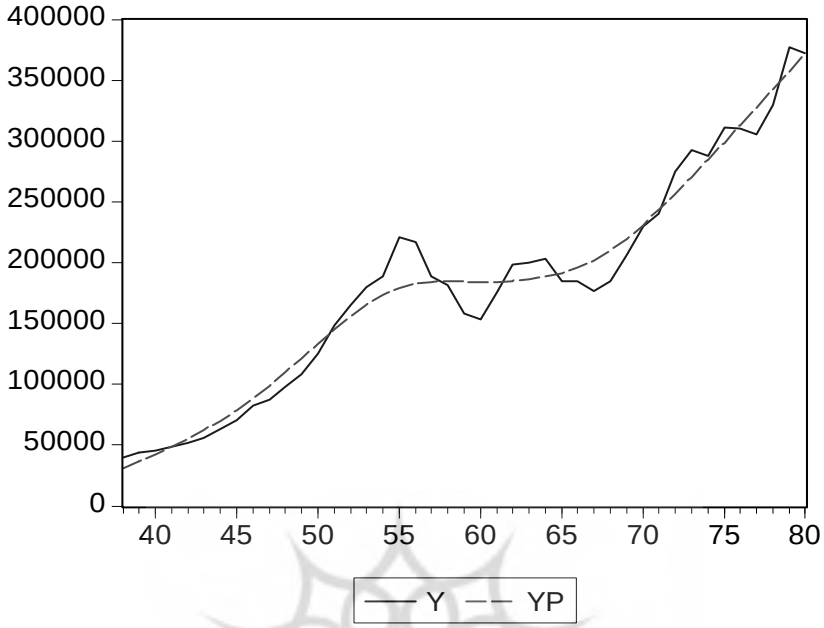


نمودار شماره ۲- بررسی روند نرخ بیکاری و نرخ طبیعی بیکاری در ایران طی سالهای ۸۰-۱۳۳۸

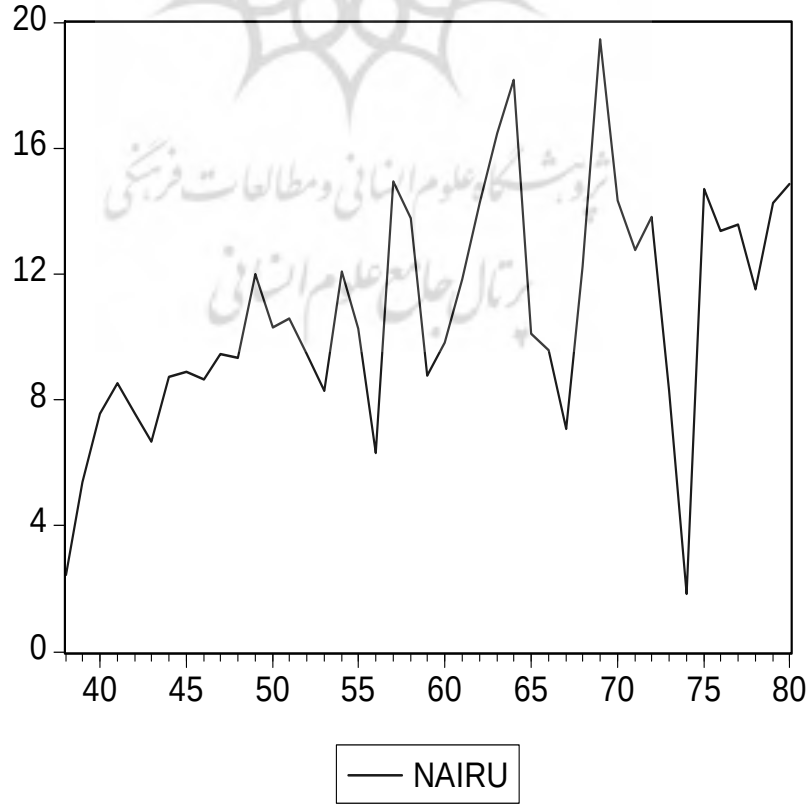


پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

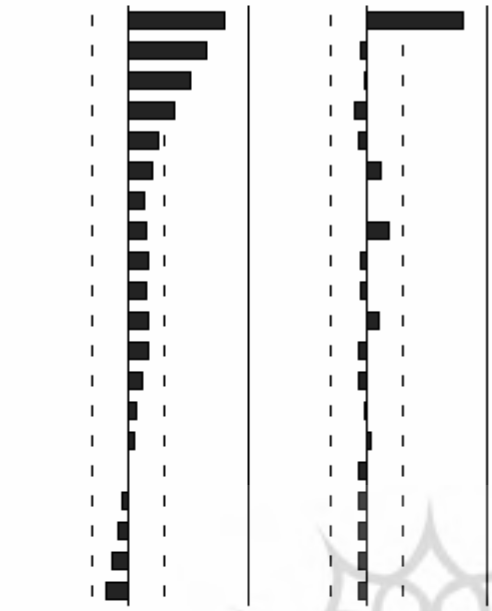
نمودار شماره ۳- بررسی روند تولید واقعی و تولید بالقوه در ایران طی سالهای ۸۰-۱۳۳۸



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



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



		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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

الف) فارسی

۱- باتلر، ایمون (۱۹۸۵)، اندیشه های اقتصادی میلتون فریدمن، ترجمه فریدون تفضلی، نشرنی، تهران، ۱۳۷۷.

۲- بروکس، جان و ر. ایوانز (۱۹۸۰)، سیاست های اقتصاد کلان، ترجمه عبدالله جیروند، موسسه کتاب مهربان نشر، تهران، ۱۳۸۱.

۳- خالصی، ا. (۱۳۸۱)، رابطه تورم و بیکاری در ایران، سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور، دفتر اقتصاد کلان، تهران.

٤- فریدمن، میلتون (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.

ب) انگلیسی

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.

28- Surico, P., (2002), US Monetary Policy Rules: The Case for Asymmetric Preferences, FEEM Working Paper, 66-2002.

29- Wieland, V., (1998), Monetary Policy and Uncertainty about the Natural Unemployment Rate, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series Paper, No. 1998-22.

30- 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Phillips Curve and the Effects of Monetary Policy on the Iranian Economy

Reza Moosavi Mohseni[1]
Maryam Saeidifar[**]

In this paper, the effects of monetary policy on the Iranian economy have been studied with the use of the system of near VAR equations which is based on the methodology of unobservable components and estimated according to the seemingly unrelated regression method(SUR).The results achieved through the estimate of the parameter of the model, determined a permanent reverse relationship between inflation and unemployment that shows the effects of monetary policy on the Iranian economy in both long run and short run. This result, in a way, demonstrates the consequences of monetary policy in Iran. In this paper Hodrick-Prescott filtering method has been used to find the unobservable variables and all the estimates and analysis of data have been done with the Eviews. The determination of the Okun's parameter on the Iranian economy is among the results achieved in this paper.

JEL Classification: E24, E52.

Key words: Augmented Phillips Curve, Monetary Policy, Natural Rate of Unemployment, Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment, Okun's law.

---

[1] Ph.D. Student in Economics at Isfahan University, Deputy of MPO in Fars Province and Faculty Member of Shiraz Azad University.
[**] M.A. Student.