Archive of SID

پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی
علمی – پژوهشی
سال نهم، شماره‌ی ۲(پیاپی۳۵)، نیمه ی دوم ۸۸

تأثیر سیاست های پولی بر سطح بی‌کاری از طریق تحلیل منحنی فیلیپس نیو کینزین در ایران

سید عبدالمجید جلائی*
مهدی شیرافکن**

تاریخ دریافت : ۸۷/۵/۲۲ **تاریخ پذیرش:**۸۸/۶/۲۳

چکیده

شناسایی و تبیین ارتباط بین بی‌کاری و تورم در اقتصاد کشور ،به لحاظ تصمیم گیری های اقتصادی از جایگاه خاصی برخوردار است؛ این مقاله کوششی در جهت شناسایی روابط دقیق بین پدیده های فوق در بلند مدت و کوتاه مدت است. هدف مقاله ،بررسی تأثیر گذاری سیاست های انبساطی پولی در اقتصاد ایران با توجه به منحنی فیلیپس (نیو کلاسیک ها و نیوکینزین ها) برمیزان طبیعی بی‌کاری و بیکاری تورم غیر افزایشی(NIIRU) و بررسی عوامل تأثیر گذار بر این دو متغیّر برای دوره‌ی زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۴ است.بدین منظور از روش های سری زمانی مبتنی بر تکنیک VAR و روش های ساختاری مبتنی بر تکنیک OLS استفاده شده است. در این تحقیق به منظور تعیین مقادیر غیر قابل مشاهده نرخ تورم انتظاری ،میزان طبیعی بی‌کاری و تولید بالقوه از روش فیلتر هادریک – پرسکات استفاده شده است. نتایج حاصله تأیید کننده‌ی نظریه کینزین های جدید در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی است؛ یعنی منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن هر دو فرض انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی در بلند مدت و کوتاه مدت دارای شیب منفی می باشد وسیاست های پولی انبساطی در تمام موارد فوق می تواند متغیّر های واقعی را تحت تأثیر قرار دهد.

واژه های کلیدی: منحنی فیلیپس،انتظارات تطبیقی،انتظارات عقلایی،سیاست های پولی، مدلVAR و روشOLS
طبقه بندی JEL: D84, J6

---

* نویسنده مسئول - استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان
** عضو هیأت علمی دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

بحث میان تورم و بی کاری از مباحث عمده ی اقتصاد کلان است.بررسی رابطه بین بی کاری و تورم می تواند سیاست گذاران واقتصاددانان را در بررسی عملکرد اقتصادی یاری دهد. با توجه به این که در عصر حاضر که اکثر اقتصادها از تورم و بی کاری رنج می برند کوشش برای شناسایی روابط دقیق آن ها و تأثیر گذاری سیاست های پولی بر این دو پدیده از اهمیت خاصی برخوردار است. نظرهای اولیه درباره‌ی تورم و بی‌کاری در قرن بیستم از سوی فیشر مطرح شد و سپس در دهه‌ی ۵۰ قرن بیستم به دست فیلیپس تحلیل شد که به منحنی فیلیپیس مشهور است. این منحنی بیان کننده‌ی رابطه‌ی منفی بین تورم و بی‌کاری است. مطالعاتی که از سال ۱۹۶۰ از سوی فریدمن و فلپس درمورد منحنی فیلیپیس افزوده شد تاثیر انتظارات تورمی را درمنحنی فیلیپس و انتقال آن مورد بحث قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که منحنی فیلیپس افزوده رابطه بین بی‌کاری و تورم را فقط درکوتاه مدت مورد تأیید قرار می دهد و برای بلندمدت صادق نیست؛ یعنی این‌که در بلند مدت منحنی فیلیپس عمودی است و بیان می کند که سیاست های پولی دربلندمدت اثر تورمی دارد.

بعد از فرید من ، کلاسیک های جدید با تأثیر بر شکل گیری انتظارات عقلایی منحنی فیلیپس را هم در کوتاه مدت و هم بلندمدت به صورت عمودی در نظر گرفته و رابطه ی منفی بین بی کاری وتورم را نفی کردند و بعد ازآن ها کینزین های جدید با پذیرش انتظارات عقلایی از یک طرف وناقص درنظر گرفتن بازارها از طرف دیگر شکل جدیدی از منحنی فیلیپس را بیان کردند که منحنی فیلیپس را چه کوتاه مدت و چه در بلند مدت باشیب منفی درنظر گرفته اند و به طوری که از بلند مدت عمودی تراز کوتاه مدت است(کاظمی زاده، ۱۳۷۶: ۱۳۳-۱۶۰). لذا در این مقاله سعی می شود تا به کمک روش های اقتصاد سنجی و شرایط اقتصاد ایران به این سؤال پاسخ داده شود که آیا سیاست های پولی از طریق تحلیل منحنی فیلیپس می تواند بر سطح بی کاری در اقتصاد ایران تأثیر گذار باشد؟ بر این اساس در بخش دوم مقاله پیشینه‌ی تحقیق و در بخش سوم به تصریح مدل و در بخش چهارم به برآورد مدل اشاره می شود.

www.SID.ir

Archive of SID

۲- پیشینه‌ی تحقیق

دو پدیده‌ی تورم و بی‌کاری از جمله معضلات و مشکلات بسیار مهم و گریبان گیر اکثر کشورهای جهان است. بدین منظور شناسایی ارتباط میان این دو متغیّر همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از این رو در این بخش از مقاله به بررسی مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور در ارتباط با موضوع تحقیق پرداخته می شود.

دیوید هیوم[۱] (۱۷۵۲) و هنری تورنتون[۲] (۱۸۰۲) در نظریه های پولی خود به این ارتباط اشاره کرده اند. لیکن ایروینگ فیشر[۳] (۱۹۲۶) برای نخستین بار رابطه‌ی تورم و بی‌کاری را به طور جدی مطرح کرد.

فیلیپس[۴] (۱۹۵۸) با برداشتی کاملاً متفاوت در پی حل این مسأله بر آمد. به این صورت که میزان افزایش دستمزدهای اسمی را با بی‌کاری در انگلستان مرتبط می داند.

همان طور که اشاره شد منحنی اولیه‌ی فیلیپس رابطه میان بیکاری و تورم دستمزدها را بیان می کند. با این وجود سیاست گذاران اهداف تورم را معمولاً بر حسب میزان تغییر قیمت ها به جای دستمزد مشخص می کنند. بنابراین به جهت این‌که منحنی فیلیپس برای مقاصد سیاست گذاری مفیدتر باشد تبدیل آن از رابطه‌ی تغییر دستمزد به رابطه‌ی تغییر قیمت ضروری می نمود. از این رو ساموئلسن و سولو[۵]در سال ۱۹۶۰ برای اولین بار با استفاده از مفهوم منحنی فیلیپس به استخراج رابطه میان میزان بی‌کاری و تورم قیمت ها پرداختند.

اما از سال ۱۹۶۷ به بعد به واسطه‌ی شوک های عرضه، اقتصاددانانی نظیر میلتون فریدمن[۶] متوجه شدند که در کشورهای جهان بی‌کاری و تورم توأم با هم در حال افزایش هستند، در نتیجه عقیده‌ی اقتصاددانان که تا آن زمان رابطه‌ی منفی میان بی کاری و تورم بود تغییر کرد و همین مسأله موجب شد که آن ها برای توضیح این

1-David – hume (1752)
2-Henry thorenton(1802)
3-Irving fisher(1926)
4-Phillips(1958)
5-Samuelson and solow(1960)
6-Milton feridman(1960)

www.SID.ir

Archive of SID

وضعیت کوشش کنند. در سال ۱۹۶۸ مفهوم فیلیپس با معرفی منحنی فیلیپس افزوده[۱] از سوی میلتون فریدمن با تکیه بر انتظارات با تغییر مواجه شد.

اپل و جانسون[۲] (۱۹۹۸) روش جدیدی برای تخمین تولید بالقوه و میزان بی‌کاری تورم غیرافزایشی(NIIRU) پیشنهاد کرده اند. آن ها با استفاده از معیار فیلتر کالمن شیوه ای را جهت محاسبه‌ی هم‌زمان تولید بالقوّه و میزان بیکاری متناسب با تورم غیر شتابنده(NAIRU)با توجه به قانون اوکان و منحنی فیلیپس افزوده پیشنهاد می داده اند.

بدین منظور از روش حداکثر درست نمایی و معیار فیلتر کالمن استفاده کرده اند. به این‌صورت که، فیلتر کالمن با توجه به مجموعه مشخصی از شاخص‌های مدل و مقادیر اولیه، یک دسته از پیش بینی های بهینه شرطی را برای متغیّرهای قابل مشاهده ارائه می دهد و خطاهای پیش بینی نیز در روش معمول حداکثر درست‌نمایی به منظور یافتن مجموعه بهینه ای از شاخص‌ها و تخمین های مشابهی از اجزای غیر قابل مشاهده می شود. اپل و جانسون (۱۹۹۹) در مقاله ای ضمن بررسی رابطه‌ی تورم و بی‌کاری، سیستم معادلاتی را برای برآورد سیستمی تولید بالقوه و میزان بی‌کاری تورم غیر افزایشی (NIIRU) معرفی کرده اند. گرون، پاگان و تامسون[۳] (۱۹۹۹) نیز در مطالعه ای منحنی فیلیپس را در استرالیا بررسی کرده اند. آنان نوع توسعه یافته‌ی فیلیپس را در استرالیا بیش از چهل سال از اولین بر آورد فیلیپس، با استفاده از اطلاعات استرالیا، مورد بحث قرار داده اند. در این مطالعه رابطه‌ی مبادله‌ی کوتاه مدت و بلند مدت بین تورم و بی‌کاری و سطح تغییر در میزان بی‌کاری تورم غیر افزایشی (NIIRU) به ویژه در دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی جدا از هم بررسی شده است. آن ها منحنی فیلیپس را با در نظر گرفتن قیمت ها و هزینه های هر واحد نیروی کار در استرالیا در سه دهه‌ی گذشته بر آورد کرده اند. هالدن و کووا[۴] (۱۹۹۹) نیز دست به بررسی سیاست های پولی در انگلستان با در نظر گرفتن منحنی فیلیپس زده اند.آن ها در این مطالعه منحنی فیلیپس و سیاست های پولی را در سه دوره‌ی مختلف در

1-Augmented Phillips curve
2- M.Apel and P.jansson (1998)
3-pagan and Tampson(1999)
4-Halden and Kouva(1999)

www.SID.ir

Archive of SID

انگلستان بررسی کرده و نشان می داده اند که در دوره‌ی ۱۸۶۱ – ۱۹۵۷ هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت بین بی‌کاری و تورم ارتباط وجود دارد اما سیاست گذاران اعتقاد دارند که در بلند مدت حالت خنثایی وجود دارد، یعنی سیاست پولی نمی تواند بر متغیّرهای واقعی اثر گذار باشد. سودرستروم[1] (۲۰۰۰) نیز سیاست های پولی را در شرایط عدم اطمینان را با استفاده از یک مدل ساده‌ی پویایی اقتصاد کلان مورد بررسی قرار داده است. سودرستروم در مقاله‌ی خود نشان می دهد که بانک مرکزی چگونه می تواند با وجود عدم اطمینان در مورد شاخص‌های موجود در یک مدل پویای اقتصاد کلان، سیاست پولی قابل قبولی را ارائه کند. وی بیان می کند، زمانی که یک سیاست گذار پولی در مورد پویایی اقتصاد نامطمئن باشد در می یابد که سیاست بهینه و مطلوب این است که در مقابل شوک های وارده تهاجمی عمل کند، به طوری که بتواند عدم اطمینان را در مسیر آینده‌ی اقتصاد کاهش دهد. به طور کلی اصلی ترین نکته‌ی این مقاله این است که اثرات بر روی سیاست در هنگام عدم اطمینان در مورد شاخص‌های اقتصادی می تواند صراحت کمتری نسبت به حالت اطمینان کامل داشته باشد. مارسلینو و میزون[2] (۲۰۰۱) نیز در مقاله ای عدم اطمینان درباره‌ی میزان بی‌کاری تورم غیرافزایشی (NIIRU) و قواعد سیاست غیر خطی را مورد بررسی قرار داده اند. آن ها پیشنهاد کرده اند که رویدادهای عدم اطمینان شدید درباره‌ی میزان بی‌کاری متناسب با تورم غیر شتابنده(NAIRU) می تواند واکنش سیاست غیر خطی را نسبت به تغییر در میزان بی‌کاری نشان دهد. آرستیس و ساویر[3] (۲۰۰۲) نیز به دنبال این سؤال که آیا سیاست پولی می تواند اقتصاد واقعی را تحت تأثیر قرار دهد، خاصیت خنثایی پول را با در نظر گرفتن قاعده‌ی تیلور مورد بررسی قرار می دهند. آرستیس و ساویر نشان می دهند که تغییرات میزان بهره اثر نسبتاً ضعیفی بر روی تورم دارد و علیرغم این‌که خنثایی پول یکی از مشخصه های مدل است، سیاست پولی می تواند اثرات بلند مدت بر روی مقادیر واقعی اقتصاد داشته باشد.

1-Sodestroum(2000)
2-Marcellino and G.E Mizon (2001)
3- p.Arestis and M. Sawyer (2002)

www.SID.ir

Archive of SID

دولادو، دولورس و مارسیا[1] (۲۰۰۲) قواعد سیاست پولی بهینه برای ایالات متحده آمریکا را با توجه به غیر خطی بودن این قواعد و وجود عدم اطمینان کامل استخراج می کنند. آنان معتقدند که یا برتری بانک مرکزی درجه‌ی دوم نبوده و یا این‌که رابطه‌ی عرضه‌ی کل غیر خطی است. این خصوصیات به مشخص شدن یک قاعده‌ی سیاستی نامتقارن و غیر خطی برای ایالات متحده‌ی آمریکا منجر خواهد شد. فرم تقلیل یافته‌ی تخمین ها نشان می دهد که سیاست پولی ایالات متحده‌ی آمریکا از سال ۱۹۸۳ به بعد می تواند با یک قاعده‌ی سیاستی غیر خطی مشخص شود لیکن قبل از ۱۹۷۹ چنین خصوصیتی وجود نداشته است.

در پژوهش های داخلی نیز تحقیقاتی صورت گرفته که می توان به رساله‌ی دکترای متقی (۱۳۷۷)که دردوره‌ی ۱۳۳۸ – ۱۳۷۵، تبادل نرخ تورم و تولید و آزمون میزان طبیعی بی‌کاری و بیکاری تورم غیر افزایشی (NIIRU) را در ایران بررسی کرده است،اشاره کرد. هدف از این رساله آزمون شکل تبعی منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بی‌کاری و میزان بی‌کاری تورم غیرافزایشی (NIIRU) بوده است. وی دراین تحقیق مدل های خطی و غیر خطی را بررسی کرده و در نهایت مدل های خطی را مناسب تشخیص داده است. به منظور به دست آوردن تخمین های دقیق از میزان بی‌کاری تورم غیر افزایشی(NIIRU)، از روش حداکثر درست نمایی و فیلتر کالمن استفاده کرده است. هم‌چنین عنوان شده که در حالت کلی، در منحنی خطی فیلیپس بین میزان طبیعی بی‌کاری ونرخ بی‌کاری تورم غیر افزایشی (NIIRU) تفاوتی وجود ندارد. بنابراین درایران، مقدار متوسط بی‌کاری تورم غیرافزایشی(NIIRU) همان نرخ طبیعی بی‌کاری است.

کاظمی زاده (۱۳۷۸) در تحقیق خود نشان می دهد، که رابطه‌ی کوتاه مدت و معکوس بین تورم و بی‌کاری وجود دارد. هم‌چنین فرضیه‌ی میزان طبیعی بی‌کاری با استفاده از روش همگرایی تأیید می شود، که مقدار آن بالا و در حدود ۷/۶ درصد برآورده شده است. در ضمن با توجه به آزمون انگل – گرنجر و یوهانسون رابطه‌ی بلند مدت بین تورم و بی‌کاری وجود ندارد که این امر حاکی از پذیرش میزان طبیعی بی‌کاری در ایران می باشد.

1-Dolado,Dolorose,Marsia(2002)

www.SID.ir

Archive of SID

خالصی (۱۳۸۱) نیز رابطه ی تورم و بی‌کاری در ایـران مـورد بررسـی قـرار داده است.وی برای این منظور داده های آماری مربوط به دوره‌ی زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۰ را در نظر گرفته است. رابطه بین بی‌کاری و تورم و سایر متغیّرهای برونزای الگو در بلند مدت و کوتاه مدت با استفاده از روش بردار هم جمعی خود همبسته و مدل تصحیح خطا بررسی شده است. دوره‌ی مورد بررسی به دو دوره، یعنـی دوره‌ی ۱۳۴۵-۱۳۸۰ و دوره ۱۳۴۵-۱۳۷۵ تفکیک شده است. الگوی تجربی نیز براساس منحنی فیلیپس اسـت. نتـایج ایـن مطالعه حاکی از آن است که در دوره های مذکور رابطه‌ی تبادل بلند مدت بین تورم بـر اساس درصد تغییرات CPT و میزان بی‌کاری با استفاده از برآورد بردارهای هم جمعـی وجود دارد.

۳- تصریح مدل

پس از بیان مباحث تئوریکی و پژوهش هـای انجـام گرفتـه،در ادامـه‌ی تحقیـق معادلات و دلایل استفاده از آن‌ها ارائه می شود. همان طور کـه در پیـشینه ی موضـوع اشاره شد، اپل و جانسون (۱۹۹۸) روش جدیدی برای تخمین تولید بـالقوه و NIIRU پیشنهاد کرده اند. آنان با استفاده از معیار فیلتـر کـالمن شـیوه ای را بـرای محاسـبه‌ی هم‌زمان تولید بالقوه و NIIRU با توجـه بـه قـانون اوکـان و منحنـی فیلیـپس افـزوده پیشنهاد می دهند. بدین منظور سیستم معادلات به کمک مقاله اپل و جانسون در نظـر گرفته می شود:

(۱)

$$\Delta\pi_T = \sum_{i=0}^{3} p_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{j=0}^{1} \eta(u_{t-j} - u_{t-j}^n) + \sum_{k=0}^{4} \omega_k z_{t-k} + \varepsilon_t^a$$

(۲)

$$y_t - y_t^p = \sum_{t=0}^{1} \phi_1(u_{t-1} - u_{t-1}^n) + \varepsilon_t^b$$

(۳)

$$u_t^n = u_{t-1}^n + \varepsilon_t^c$$

www.SID.ir

Archive of SID

(۴)

$$y_t^p = \alpha + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^d$$

(۵)

$$u_t - u_t^n = \sum_{m=1}^{2} \delta_m (u_{t-m} - u_{t-m}^n) + \varepsilon_t^e$$

که در معادلات فوق :

π_t : لگاریتم تفاضل CPI ، U_t: میزان بی‌کاری ، U^n_t : میزان طبیعی بی‌کاری : NAIRU: نرخ بیکاری متناسب با تورم غیر شتابنده ، Z_T : نماینده شوک های عرضه (در صورتی‌که $Z_T = 0$ باشد یعنی شوک های عرضه وجود ندارند) y_t: لگاریتم تولید واقعی ، y^p_t : لگاریتم تولید بالقوه و $\varepsilon_t^e, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^n, \varepsilon_t^{01}, \varepsilon_t^{pc}$ جملات خطای i.i.d هستند. معادله‌ی (۱۴) مدل اصلاح شده رابطه‌ی تورم و بی‌کاری است که به منحنی فیلیپس سه گوشه معروف است. معادله (۱۵) قانون اوکان می باشد که نوسانات دوره ای بی‌کاری را به نوسانات دوره ای تولید ربط می دهد. این معادله تولید بالقوه را به عنوان متغیّر درون زا معرفی می کند و تضمین می کند که بر آورد NAIRU و تولید بالقوه سازگار خواهند بود.

معادلات (۳) و (۴) بر میزان بی‌کاری تورم غیر افزایشی و هم تولید بالقوه دلالت دارد و فرض شده است که دارای ویژگی روند تصادفی هستند.[1] معادله ی (۵) فرضیه ی نوسانات دوره ای بی کاری را تصریح می کند.

بر مبنای یک منحنی فیلیپس خطی می توان رابطه ی مبادله ی کوتاه مدت تورم و بی کاری را مشخص کرد.

(۶)

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(u_t - u_t^n) + \varepsilon_t$$

1-Random Walk

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن π_T میزان تورم ، π_t^e مقدار تورم مورد انتظار عموم (کـه احتمـالاً متفاوت از انتظارات تورمی سیاسـت گـذار اسـت) ، $\varepsilon_t \approx N(0,\sigma_3^2)$ تکانـه هـای تصادفی هستند و شاخص β نیز رابطـه‌ی مبادلـه‌ی کوتـاه مـدت تـورم و بـی‌کـاری را مشخص می کند.

بنابراین با توجه به مقاله‌ی پایه اپل وجانسون ومقاله‌ی فرعـی منکیـو، مـدل اول تحقیق برای منحنی فیلیپس نیو کلاسیک ها به شکل زیر می باشد:

(۷)

$$\prod_t = \theta\pi_t^e + \gamma(L)(u_t - u_t^n) + \lambda(L)z_t + \varepsilon_t^\alpha$$

(۸)

$$u_t - NAIRU_t = \psi(L)(u_{t-1} - NAIRU_{T-1}) + \varepsilon_t^b$$

(۹)

$$y_t - y_t^p = \phi(L)(y_t - y_t^p) + \rho(L)(u_t - u_t^n) + \varepsilon_t^e$$

(۱۰)

$$u_t^n = \alpha + u_{t-1}^n + \varepsilon_t^d$$

(۱۱)

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

$$\varepsilon_t^i \cong iid(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad i = a,b,c,d,e$$

در مجموعه مقالاتی که در اواخر دهه‌ی۷۰ و ابتدای دهـه‌ی۸۰ توسـط بـارو بـه رشته‌ی تحریر درآمد، نظریه‌ی تعیین در آمـد کـه در مـدل لوکـاس از تعـادل عرضـه و تقاضای کل در اقتصاد به دست می آمد با تغییراتی در سـاختار تـابع تقاضـا بـه نحـوی متفاوت مطرح گردید. آن‌چه در نظریه‌ی بارو بسیار حائز اهمیت قلمداد می شود میـزان رشد غیر منتظره‌ی پولی است. بارو در تلاش است تا نشان دهد که تنهـا اجـزای پـیش بینی نشده تغییرات پولی (که از آن‌ها به عنـوان شـوک هـای غیـر منتظـره پـولی یـاد می کند) می توانند از مجرای تقاضا بر روی میزان اشتغال و سطح تولید به طـور موّقـت تأثیر گذار باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

به منظور به کارگیری نگرش بارو و آزمون عملی نظریه های مطرح شده ابتدا لازم است مفهوم تغییرات پیش بینی شده و تغییرات غیر منتظره‌ی پولی به نوعی معرفی شود. بارو این کار را از طریق برآورد تابع رشد پول به انجام می رساند که در آن جملات پسماند این معادله بیان کننده‌ی شوک های غیر منتظره پولی است. معادله‌ی رشد در مدل بارو (۱۹۷۷و ۱۹۸۱) به صورت زیر تعریف شده است:

$$m_t = a_o + a_1 m_{t-1} - a_2 m_{t-2} + a_3\left(g_1 - g_t^*\right) + \log\left(\frac{u}{1-u}\right)_{t-1} + u_t \qquad (۱۲)$$

$=M_t$

میزان رشد پول

$=G_t$ لگاریتم مخارج واقعی دولت

$=G_t^*$ لگاریتم سطح عادی مخارج دولت

$=U_t$درصد بی‌کاری

متغیّر $\left(\frac{u}{1-u}\right)_{t-1}$ نشان دهنده‌ی درصد بی‌کاری به درصد اشتغال است و به عنوان یک نمایه‌ی سیاستی برای دخالت دولت در چرخه های تجاری اقتصاد، می تواند در تبیین نرخ رشد پولی مؤثر باشد. در معادله‌ی اخیر g_t^* به صورت وقفه های توزیع شده هندسی مقادیرg_t برآورده شده است. جملات پسماند معادله‌ی فوق نشان دهنده‌ی تکانه‌ی غیر منتظره‌ی پولی است که مطابق نظریه انتظارات عقلانی می تواند بر رشد تولید و اشتغال و تورم تأثیر گذار باشد.

بنابراین برای رسیدن مدل دوم تحقیق که مدل بر مبنای انتظارات عقلایی است، جملات پسماند معادله‌ی فوق در مدل اول به جای انتظارات تورمی قرار می گیرد. بنابراین مدل منحنی فیلیپس بر مبنای نظریه‌ی نیو کینزین ها به شکل زیر نوشته می شود.

(۱۳)

$$\prod_t = \theta E_t + \gamma(L)(u_t - u_t^n) + \lambda(L) z_t + \varepsilon_t^{\alpha}$$

www.SID.ir

Archive of SID

(۱۴)

$$u_t - NAIRU_t = \psi(L)(u_{t-1} - NAIRU_{T-1}) + \varepsilon_t^b$$

(۱۵)

$$y_t - y_t^p = \phi(L)(y_t - y_t^p) + \rho(L)(u_t - u_t^n) + \varepsilon_t^e$$

(۱۶)

$$u_t^n = \alpha + u_{t-1}^n + \varepsilon_t^d$$

(۱۷)

$$\varepsilon_t^i \cong iid(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad i = a,b,c,d,e \quad y_t^p = \beta + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^e$$

که در آن E جملات پسماند معادله‌ی رشد پول در مدل بارو است.

۴- برآورد مدل

با توجه به بخش سوم مقاله که مدل های مورد نظر در این مقاله طبق نظریا ت نیوکینزین ها و نیوکلاسیک ها معرفی شده است، داده های مورد استفاده، سالانه وبرای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴-۱۳۳۸ در نظر گرفته شده است؛ به این ترتیب که داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز مقاله از گزارش های اقتصادی و ترازنامه‌ی بانک مرکزی‌جمهوری اسلامی ایران، سال نامه های آماری وحساب های ملی استخراج شده یا حاصل عملیاتی بر روی داده های خام بوده و یا این که به صورت اطلاعات برآوردی می باشند،مثل:

متغیّرهای میزان تورم انتظاری، تولید بالقوه، میزان طبیعی بی‌کاری غیر قابل مشاهده می باشند، لذا آمار مربوط به این متغیّرها از آن دسته اطلاعاتی هستند که برآورد و محاسبه شدند.لازم به ذکر است که داده های مربوط به متغیّر تولید بالقوه در این تحقیق از روش فیلتر هادریک پرسکات به دست آورده شده است. روش برآورد در این مقاله نیز با استفاده از روش ها و تکنیک های ساختاری می باشد.

با توجه به این که در الگوی VAR تعیین طول وقفه‌ی بهینه ضروری است، در مقاله‌ی حاضر به منظور تعیین طول وقفه‌ی بهینه از معیارهای آکایک و شوارز بیزین استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به این‌که طول وقفه‌ی بهینه متناظر با کمترین مقدار معیارهای AIC وSBC است، در معادله‌ی اول طول وقفه‌ی بهینه برای متغیّرهای $u_t - u_t^n$ و z_t برابر صفر می باشد؛ با توجه به معیارهای فوق طول وقفه‌ی بهینه برای متغیّرهای $y_t - y_t^p$ و $u_t - u_t^n$ به ترتیب برابر یک و صفر است و طول وقفه‌ی بهینه بر اساس معیارهای AIC و SBC برای معادله‌ی دوم برابر ۱= k می باشد.

با توجه به این‌که متغیّرهای مورد استفاده در این مقاله از نوع سری زمانی می باشند، و با در نظر گرفتن این نکته که، استفاده از تکنیک VAR وOLS با فرض ساکن بودن متغیّرها امکان پذیر است، بنابراین باید از آزمون های ریشه‌ی واحد برای آزمون پایایی متغیّرهای مدل استفاده شود.

برای بررسی پایایی متغیّرهای موجود در مدل از آزمون های ریشه‌ی واحد دیکی فولر (ADF) و فیلیپس پرون (P.P) استفاده شده است. به این صورت که آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر (ADF) برای متغیّرهایی که شکست ساختاری ندارند و آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون (P.P) برای متغیّرهایی که شکست ساختاری دارند، مورد استفاده قرار می گیرد. نتایج آزمون ها در پیوست آمده است.

همان طور که در جدول پیوست مشخص شده متغیّرهای میزان طبیعی بی‌کاری (U_t^n)،متغیّر میزان تورم (π_t)، شکاف بی‌کاری $(u_t - u_t^n)$، شکاف تولید $(y_t - y_t^p)$، شکاف میان نرخ بی‌کاری و $NIIRU_t$، ($u_t - NIIRU_t$)، وشوک های عرضه (Z_t) ساکن هستند؛ به عبارت دیگر انباشته از مرتبه‌ی صفر (I(۰)) هستند. در حالی‌که متغیّر بی‌کاری(u_t)، تولید بالقوه (y^p)و ضریب تغییرات اعتبارات داخلی(CVE_t) غیر ساکن و انباشته از مرتبه یک(I(1)) می باشند. متغیّر میزان تورم انتظاری (π^e_t)و حجم پول نیز غیر ساکن و انباشته از مرتبه‌ی دو(I(2)) می باشند. لازم به ذکر است در برآورد معادلات این تحقیق از مقادیر سطح متغیّرها استفاده شده است.چون در بررسی پایایی متغیّرهای این تحقیق با استفاده ازآزمون دیکی فولر ابتدا آزمون معنی دار بودن Trend در متغیّرها مورد بررسی قرار گرفت که در خروجی این آزمون Trend معنی دار نبود، در نتیجه در این تحقیق از تفاضل متغیّرها استفاده نشد.

برآورد معادله‌ی اول مدل نیوکلاسیک ها:

www.SID.ir

Archive of SID

$$\pi_t = -0.642 + 0.836\pi_t^e - 2.342(u_t - u_t^n) + 10.86z_t$$

(-0.33) (5.93) (-2.20) (2.63)

D.W=1.6 $R^2 = 0.704$

برآورد معادله‌ی دوم مدل نیوکلاسیک ها:

$$u_t - NIIRU_t = -0.156 + 0.078(u_{t-1} - NIIRU_{t-1})$$

(-0.45) (0.153)

برآورد معادله‌ی سوم مدل نیوکلاسیک ها:

$$Y_t - Y_t^p = -0.0046 + 0.574(Y_{t-1} - Y_{t-1}^p) - 0.4656(u_t - u_t^n)$$

(4.468) (-2.184) (-0.025)

برآورد معادله‌ی چهارم مدل نیو کلاسیک ها:

$$u_t^n = 0.78 + 0.947\, u_{t-1}^n$$

(4.81)(64.27)

برآوردمعادله‌ی پنجم مدل نیوکلاسیک ها:

$$Y_t^p = 4218.6 + 1.022\, Y_{t-1}^p$$

2.62 124.09

به طور کلی نتایج به دست آمده مؤید توضیح دهندگی خوب معادلات مدل می باشد و هم چنین نتایج آزمون (D.W)و یا h نشان دهنده‌ی عدم وجود خود همبستگی می باشد. ضرایب متغیّرهای الگو از لحاظ آماری با اطمینان بیش از ۹۹ در صد معنی دار هستند؛ ولی ضرایب موجود در معادله‌ی دوم مدل از لحاظ آماری معنی

www.SID.ir

Archive of SID

دار نمی باشند . یعنی این‌که ضریب متناظر با متغیّر شکاف میان میزان بی‌کاری و NIIRU در دوره‌ی t-1 مثبت و برابر با۰,۰۷۸می‌باشد ولی از لحاظ آماری معنـی دار نمـی باشـد. یعنی این که شکاف میان بی‌کاری و NIIRU در دوره‌ی t-1 نمی تواند بـر شـکاف مذکور در t تاثیر معنی داری داشته باشد.

نکته‌ی قابل توجه در معادله‌ی (۱) مدل این مقالـه بـه ایـن صـورت اسـت کـه، ضرایب متغیّرهای میزان تورم انتظاری، شـکاف بـی‌کـاری و درصـد تغییـرات در قیمـت نسبی نفت از لحاظ اقتصادی دارای علامت موجه می باشند. و با توجه به این‌کـه میـزان تغییر در تورم به ازای یک درصد تغییر در شکاف بـی‌کـاری $(\frac{\partial \pi t}{\partial(ut-un)}=-2.342)$ می باشد، می توان این نتیجه را به این شکل تحلیل کرد که با توجـه بـه نظریـه‌ی نیـو کلاسیک ها درکوتاه مدت یک رابطه‌ی معکوس بین میزان تورم و بـی‌کـاری در اقتـصاد ایران وجود دارد. به این صورت که اقتصاد برای یک درصد کاهش در بی‌کاری باید یـک افزایش 2.34 درصدی در تورم را متحمّل شود که به لحاظ تصمیم گیری های سیاسی قابل توجه است. از طرف دیگر ضریب متناظر با متغیّر درصد تغییرات قیمت نسبی نفت برابر با ۱۰,۸۶ است، رابطه‌ی مستقیم با تورم دارد. یعنی این‌که یـک درصـد افـزایش در قیمت نسبی نفت سبب افزایش۱۰,۸۶درصدی در میزان تورم می شود.

هم چنین با توجه به این‌که ضریب مربوط به متغیّر تورم انتظاری مثبـت و بـین صفر و یک قرار دارد و برابر ۰,۸۳۶است. می توان گفت که انتظارات بـه طـور کامـل در بلند مدت تعدیل نمی شود و در بلند مدت بین بـی‌کـاری و تـورم رابطـه وجـود دارد و منحنی فیلیپس در بلند مدت عمودی نمی باشد. بنـابراین نظریـه‌ی نیـوکینزین هـا در مورد منحنی فیلیپس بلند مدت، در اقتصاد ایران صدق می کند.

معادله‌ی سوم نشان دهنده‌ی قانون او کان تعمیم یافته اسـت. قـانون اوکـان کـه رابطه‌ی میان تغییر در میزان بی‌کاری و شکاف تولید ناخالصی ملی را نشان مـی دهـد و با توجه به این‌که $\frac{5(y_t-y_t^p)}{5(u_t-u_t^n)}=-0.4656$ است؛ می تـوان نتیجـه گرفـت کـه ضـریب

اوکان برای اقتصاد ایران دارای علامت موجه منفی است وبرابر بـا ۰,۴۶۵۶- مـی باشـد.

www.SID.ir

Archive of SID

یعنی با یک درصد تغییر در میزان بی‌کاری، شکاف تولید بـه میـزان ۰,۴۶۵۶درصـد در جهت معکوس تغییر می کند.

در این بخش برای بررسی کارا بودن سیاست های پولی در اقتصاد ایـران، حجـم پول به عنوان جایگزین برای سیاست های پولی استفاده می شـود و رابطـه‌ی آن‌هـا بـا تورم مورد بررسی قرار می گیرد. برای بررسی رابطه‌ی فـوق بایـد معادلـه‌ی زیـر بـرآورد شود:

$$\pi_t = \ell + \partial(L)\,Lm\,1 + \varepsilon_t^e$$

که در معادلات فوق LM1 لگاریتم متغیّرحجم پول اسـت؛ نتیجـه‌ی حاصـل از بـرآورد معادله‌ی فوق به شکل زیر می باشد:

$$\pi_t = -5.908 + 2.729\,Ln(m1)$$
$$(-1.65)\quad 5.984)$$
$$F=35.81$$

نکته‌ی حائز اهمیت در معادله‌ی فوق این است که ارتباط معقول و معنی دار بین حجـم پول و تورم وجود دارد. یعنی با یک درصد تغییر در حجم پول ۲,۷۲۹ درصـد تغییـردر تورم در جهت مستقیم ایجاد می شود،که به لحاظ سیاست گذاری قابل توجه است.

۴-۱- آزمون انگل – گرنجر و انگل- گرنجر تعمیم یافته برای هم‌جمعی

برای اطمینان از این که مدل مقاله‌ی ما با مشکل رگرسیون کاذب مواجه نیـست می توان از آزمون انگل -گرنجر وانگل–گرنجر تعمیم یافته استفاده کـرد. بـدین ترتیـب ابتدا کل معادلات مدل تخمین زده شود و سپس جمـلات خطـای معـادلات رگرسـیون استخراج شود. بر اساس این آزمون اگر جملات خطای رگرسیون ساکن باشد هم‌جمعـی پذیرفته می شود، این بدان معناست کـه معـادلات نـشان دهنـده‌ی رگرسـیون کـاذب نیست، در غیر این‌صورت در معادلات رگرسیون کاذب وجود دارد.

نتایج آزمون ریشه‌ی واحد جمـلات خطـای رگرسـیون نـشان مـی دهـد کـه در معادلات، رگرسیون کاذب وجود ندارد؛ یعنی این‌که ارتباط کـاذب بـین متغیّرهـا وجـود ندارد.در نتیجه فرض صفر رد و فرض مقابـل مبنـی بـر وجـودهم‌جمعـی بـین متغیّرهـا پذیرفته می شود.

www.SID.ir

Archive of SID

در ادامه برای برآورد منحنی فیلیپس نیو کینزین ها در ایران ابتدا معادله‌ی رشد پول بارو برای اقتصاد ایران برآورد می شود:

$$m_t = a_o + a_1 m_{t-1} - a_0 m_{t-2} + a_3 \left(g_1 - g_t^*\right) + \log\left(\frac{u}{1-u}\right)_{t-1} + u_t \quad (۱۷)$$

جمله‌ی پسماند معادله‌ی فوق که به پسماند سولومعروف است، به عنوان شوک های غیره منتظره پولی در نظر گرفته می شود و در منحنی فیلیپس نیو کینزین ها به عنوان انتظارات عقلایی مد نظر قرار می گیرد و سپس کارایی سیاست های پولی برای اقتصاد ایران با توجه به منحنی فیلیپس نیو کینزین ها مورد بررسی قرار می گیرد. به منظور بررسی مسأله‌ی فوق در نخستین مرحله با استفاده از اطلاعات سری زمانی مربوط به پرداخت های دولت از محل درآمدهای عمومی،هزینه های واقعی دولت به صورت تابعی از مقادیر با وقفه‌ی آن و ارزش واقعی درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت مورد برآورد قرار گرفت و نتایج حاصل از برآورد این معادله به شکل زیر نوشته شده است:

$$dG = 0.24\, G_{t-1} + 0.174\, dXoil + 66.467 \quad (۱۸)$$

13.9 1.792 0.158

با توجه به نتایج برآورد معادله‌ی فوق، ضرایب متغیّرهای توضیحی معادله از لحاظ آماری معنی دار می باشند. یعنی این‌که هزینه های واقعی دولت تحت تأثیر درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت است.

جمله‌ی خطای معادله‌ی اخیر یک متغیّر اصلی توضیح دهنده‌ی رشد عرضه‌ی پول در ایران به شمار می رود.با محاسبه‌ی این متغیّر زمینه برای معرفی معادله‌ی رشد عرضه‌ی پول مهیّا می شود.این معادله به شکل زیر است:

$$dm_t = a_0 + a_1 dm_{t-1} + a_2 dm_{t-2} + a_3 Pol_{t-1} + a_4 lu_{t-1} + a_5 E1_t + u_t \quad (۱۹)$$

معادله‌ی فوق (رشد پول)به شکلی ساده و مشتمل بر تکانه های سیاستی از بخش مالی E1 که در یک نظام بانکداری غیر مستقل بسیار با اهمیت است کمیت با

www.SID.ir

Archive of SID

وقفه‌ی سیکل تولیدPOl، کمیت با وقفه نسبت میزان بی‌کاری به مقدار اشتغال (lu) ونیز کمیت با وقفه‌ی رشد عرضه‌ی پول طراحی شده است.جمله‌ی اخلال این معادله (E2) که نشان دهنده‌ی رشد غیر منتظره پول است، طبق نظریه‌ی انتظارات عقلایی می تواند در معادله‌ی منحنی فیلیپس تعریف شود.

نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی فوق به شکل زیر می باشد:

$$m_t = 1.248m_{t-1} - 0.033m_{t-2} + 1425.97Pol_t - 27336.79lu_t - 0.459E1 + 5475.62$$

8.852 -0.193 1.76 -2.03 -3.717 2.223

اکنون جمله‌ی خطای معادله‌ی فوق محاسبه می شود و به عنوان رشد غیر منتظره پول (تکانه های پول) در مدل فیلیپس نیو کینزین ها قرار می گیرد و مدل برآورد می شود. با توجه به این‌که فقط معادله‌ی اول از مدل منحنی فیلیپس نیو کلاسیک ها با اضافه کردن تکانه های پولی تغییر کرده و سایر معادلات بدون تغییر ماندند،لذا برای بررسی صادق بودن منحنی فیلیپس نیوکینزین در ایران فقط نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی اول تحلیل می شود.

نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی اول مدل منحنی فیلیپس نیوکینزین با توجه به داده های اقتصاد ایران به شکل زیر است:

$$\pi_t = 6.819 + 0.00147\ E2 - 2.982\ (u_t - u_t^n) + 26.146\ Z_t$$

3.385 1.845 -2.084 3.184

با توجه به نتایج به دست آمده از معادله‌ی فوق این نتیجه به دست می آید که منحنی فیلیپس نیوکینزین هم برای اقتصاد ایران معنی دار است. به این معنی که با فرض وجود انتظارات عقلایی و شکاف تولید با هم‌دیگر در مدل، منحنی فیلیپس برای اقتصاد ایران هم در بلند مدت وهم در کوتاه مدت نزولی می باشد. از طرفی با توجه به این‌که رابطه‌ی مثبت و مستقیمی بین تورم و سیاست های پولی وجود دارد و با توجه به اینکه منحنی فیلیپس نیوکینزین در ایران معنی دار است، سیاست های پولی می تواند بر متغیّرهای حقیقی اثر گذار باشد و با توجه به این‌که شیب این منحنی در بلند مدت بیشتر از کوتاه مدت است در بلند مدت این سیاست ها بیشتر اثر تورمی دارند.

www.SID.ir

Archive of SID

۵- نتیجه گیری

نتایج حاصله از تخمین معادلات در دوره‌ی مورد بررسی ،صحّت تبادل بین بی‌کاری و تورم در اقتصاد ایران را تأیید می کند. یعنی این‌که منحنی فیلیپس با توجه به فروض و شرایط نئو کلاسیک ها و نیو کینزین ها برای اقتصاد ایران ، منطبق بر نظریه‌ی نئو کینزین ها می باشد. به عبارت دیگر منحنی فیلیپس با توجه به هر دو فرض انتظارات عقلایی و انتظارات تطبیقی برای اقتصاد ایرا ن هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت نزولی است.لذا اعمال سیاست پولی انبساطی هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت می تواند متغیّرهای واقعی را تحت تأثیر قرار دهد، به این صورت هر سیاستی که از سوی دولت به منظور کاهش بی‌کاری گرفته شود به افزایش تورم منجر می گردد. اما با توجه به این‌که شیب این منحنی در بلند مدت بیشتر از شیب آن در کوتاه مدت است،اثر سیاست انبساطی پولی در بلند مدت بر متغیّرهای واقعی اقتصاد تا حدودی خنثی می شود، به طوری که این سیاست در بلند مدت بیشتر اثر تورمی به دنبال خواهد داشت. به طور خلاصه با توجه به نتایج به دست آمده می توا ن گفت که دیدگاه کینزین های جدید در اقتصاد ایران صادق است که این در واقع تأیید کننده‌ی فرضیه عدم خنثایی پول در ایران می باشد.

در نهایت با ملاحظه نتایج به دست آمده، می توان گفت که سیاست‌گذار اقتصادی می تواند هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت تبادل میان بی‌کاری و تورم را مورد هدف قرار دهد، اما بایستی به این مسأله توجه داشته باشد که در صورت مورد هدف قرار دادن تورم پایین تر، باید پیامدهای ناشی از افزایش بی‌کاری را پیش بینی کند و یا در صورت هدف قرار دادن میزان بی‌کاری پایین تر، باید به آثار ناشی از افزایش میزان تورم و تعدیل آن معطوف کند.در هر صورت این تبادل را می توان با هزینه‌ی افزایش در عامل تورم یا بی کاری به دست آورد؛ ولی در بلندمدت امکان این تبادل هر چند کم و ناچیز است، لیکن وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست

جدول نتایج شماره‌ی یک - آزمون های ریشه‌ی واحد متغیّرها

	نام متغیّر	روند	عرض از مبدأ	آماره‌ی ADF	آماره‌ی PP	مقادیر بحرانی مک کینون	سطح اطمینان
سطح	π_t		*	-3.939		-3.520	5%
	π_t^e	*	*	2.094		-3.536	5%
	u_t	*	*	-2.465		-2.609	10%
	y^p	*	*	1.204		-2.609	10%
	u^n	*		-3.597		-2.943	5%
	$u_t - u^n$	*		-3.172		-2.929	5%
	$y_t - y^p$			-3.934		-3.6	5%
	z_t			-4.853		-3.596	1%
	M_t	*	*		77.914	-2.941	10%
	CVE_t	*	*	-0.933		-2.605	1%
	$AIRU_t$			-5.888		-3.605	1%
	π_t^e	*	*	-0.434		-2.941	5%
	π_t^e				-7.336	-2.935	5%
	u_t			-6.075		-3.588	1%
	M_t	*	*		3.627	-2.605	1%
	M_t				-7.036	-3.605	1%
	CVE_t			-3.645		-3.600	1%

www.SID.ir

Archive of SID

10%	-2.609		-2.829	*	*	y^{p}	

مأخذ:محاسبه شده توسط محقق

جدول شماره‌ی دو - نتایج آزمون ریشه واحد جملات خطا

نام متغیّر	روند	عرض از مبدأ	آماره‌ی ADF	مقادیر بحرانی مک کینون	سطح اطمینان
ε^{a}			-5.621	-3.621	1%
ε^{b}			-5.954	-3.6104	1%
ε^{c}			-5.2916	-3.621	1%
ε^{d}			-4.9903	-3.6155	1%
ε^{e}			-3.2632	-2.9411	5%
ε^{f}			-3.6568	-3.5966	1%
ε^{g}			-2.6276	-2.6068	10%

مأخذ:محاسبه شده توسط محقق

www.SID.ir

Archive of SID

منابع و مآخذ:

1- Branson, .V.H.(1997) ***macroeconomic theory and policies***, Translated by shakeri,A.Tehran: Ney publication.
2- Budgeting and programming organization (1376) ***Calection of Time series statistic and economic statistics up to the year 1375***.
3- Budgeting and programming organization(1378) ***The past, present, and future trend of employment market in Iran(1345-1383)***,document of the 3rd plan for economic,social, and cultural development in Iran,The 6th volume.
4- Central bank of Islamic Republic of Iran, ***Economic report and balances sheet***,different volumes.
5- dornbosch,R.and Fisher,A.(1999) ***macroeconomics***, translated by: Tizhosh Taban,M.H. Tehran:soroush publication.
6- Faraji,y.(1373)***macroeconomics***, the 2nd volume.Tehran:kavir publication
7- Fredman,M.(1996)***The monetary theory economy***, Translated by:Taghavi,M.and madrakian,H. Tehran: the teaching center of public administration.
8- Institute of commercial studies researches,(1362) ***Tehran magazine of inflation articles***.
9- Gojarati,D.(1992-93) ***Principles of econometrics***, Translation by: Abrishami,H.Tehran: Tehran university press.
10- Jalali Naeeni,S. and shiva,R.(1372) ***Monetary policy, rational expectations, production and inflation***, Institute of monetary and Bank researches, pp.49-85.
11- Kazemizade,R.(1378) ***The comparative analogy of the Philips and determining the rate of unemployment in Iran***, M.S. dissertation. Tehran: Facutly of economics of Tehran university
12- Kementa,Y.(1993) ***principles of econometrics***, Translated by: Hojabr-e-Kiani,K.Tehran: nashr-e- danes.
13- Khalesi, A.(2002) ***The relationship between inflation and unemployment***, Tehran:management and programming organization, macroeconomicsHice.
14-Simon,p.and Vizerbez,D.(1992)«The consumers understanding and expectations of price», Translated by: Abrishami,H. ***economic researches magazine***,volume 45,PP.46-71.

www.SID.ir

Archive of SID

15- Mottaghi,L.L.(1377) ***exchanging the rate of inflation, production and the rate of unemployment and NAIRU in Iran,*** PHD . thesis,Tehran: faculty of economics of Tehran university.
16- Noferesti,M.(1378) ***The single root and cointegration in econometrics***, Tehran:rasa institute of cultural.
17- Raoo,P. and Miner,R(1991) ***Applied econometrics***, Translated by:Abrishami,H.Tehran: institute of monetary and bank rssearches.
18- Statistics center of Iran, ***Statistic annals of the country***, Different volumes.
18. 19.

19- Tayyebnia,A.(1374) ***theories of inflation:having a look at the process of inflation in Iran***, Tehran:jahad-e-daneshga-hi publication of Tehran university.

20- Apel,M.and P.,Janson,(1998)« A Theory-Consistent System Approach for Potential output and the NAIRU »,***Economics Letters***, 64, PP.271-275
21-Apel,M. and P., Jonson, (1999)«System Estimates of Potential Output and NAIRU», ***Emprical Economics***, Vol.24,PP.373-388.
22-Apel,M. and P., Jonson, (1999) ***A Parametric Approach for Estimating Core Inflation and Interpreting the Inflation Process***, Severiges Riksbank,s-103 37 Stockholm, Sweden.
23-Arestis,P. and M., Sawyer (2002) ***Can Monetory Policy Affect the Real Economy?*** , Lvey Economics Intitute Working Paper, No, 355.
24-Barro,R.,(1988)« The Natural Rate Theory Reconsideration, The Persistence of Unemployment» , ***AEA Papers and Proceedings***, No. 82, 93.
25-Batinia,M, and S, N.,(2005)« An open-economy new Keynesian Phillips curve for the UK», ***Journal of Monetary Economics***, 52 ,1061–1071.
26-Dolado,J.J.,R.,Marsia-Dolores and F.J.,Ruge- urcia,(2002) ***Nonlinear Monetary Policy Rules:some New Evidence for the US***, working Paper 02-29 , Economics series 10.
27-Enders, W.,(2003) ***Applied Econometric Time Series***, Second Edition, Wiley.

www.SID.ir

Archive of SID

28-Fisher, I.,(1926)«A Statistical Relation Between Unemployment and Price changes», ***International Labour Review***, V01,13,PP.758-792.
29-Fridman, M.,(1968)«The Role of Monetary Policy», ***American Economic Review***, v01.58,PP.1-17.
30-Gruen,D,A.,Pagan and C ,Thompson,(1999)«The Phillips Curve in Astrelia», ***Jornal of Monetary Economics***, 44,PP. 259-278.
31-Hodrick ,R.J. AND E.C. PresCott,(1997)«Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation» ,***Journal of Money***, Credit and Banking, V01.29,pp.1-16.
32-Johnson,H.G.,(1978) ***Selected Essays in Monetary Economics***, George Allen and Unwin, London.
33-Kurza,m , J, and M, Motoleseb, (2005)«The role of expectations in economic fluctuations and the efficacy of monetary policy, Journal of Economic Dynamics & Control 29 (2005) 2017–2065.
34-Lucas Jr., R.E.,(1972)«Expectations and the neutrality of money» , ***journal of economic theory***,vol.4,No.2,PP.103-24.
35-Marcellino,M. and G.,Mizon,(2001)«Small-System Modeling of Real Wage, Inflation, Unemployment and Output Per Capita in Italy», ***Jornal of Econometrics***, 16,PP.359-370.
36-Phillips,A.W.,(1958)«The Relation Between Unemployment and the Rate of change of Money Wage Rate in the United Kingdom 1861-1957»,***Economica***, V01.25,PP.283-299.
37-Rudda, j and K, Whelanb« New tests of the new-Keynesian Phillips curve», ***Journal of Monetary Economics***, 52 (2005) 1167–1181.
38-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***, V01.50,No.2,PP.177-194.
39-Samuelson,P.A. and W.D., Nordhaus,(1989) ***Macroeconomics***,McGraw-Hill.
40-Sargent, T.J., Wallace, N.,(1975)« Rational expectations, optimal monetary instrument and the optimal Money Supply Rule», ***Journal of Political economy*** , 83,241-245.
41-Soderstrom, U.,(2000)«Us Monetary Policy Rules: The Case for Asymmetric Preferences», ***FEEM Working Paper***,No.66-2002.

www.SID.ir

Archive of SID

42-Taylor, J.B.(1980) Staggered contracts. Carnegie - in practice. Carnegie - Taylor, J.B., 1993. Discretion versus policy rules Rochester Conference Series on Public Policy 39, 195–214
43-Taylor, J.B. (Ed.) (1999) ***Monetary Policy Rules***, NBER Business Cycles Series, vol. 31. Chicago University Press, Chicago.
44-Wieland, V.,(1998) ***Monetary Policy and Uncertainty about the Natural Unemployment Rate***, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series Paper, No.1998-22.

www.SID.ir