مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۸۷ / تابستان ۸۸ / صفحات ۲۶ - ۱

NAIRU و سیاست‌گذاری اقتصادی در ایران

زهرا افشاری
استاد دانشگاه الزهرا
zahafshari@yahoo.com

احمد یزدان پناه
استاد یار دانشگاه الزهرا

مرضیه بیات
کارشناس ارشد علوم اقتصادی
marzeyeh_bayat@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۷/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۲/۱۵

چکیده

در تحقیق حاضر ابتدا صحت فرضیهٔ نرخ بیکاری طبیعی در ایران با استفاده از آزمون هم‌گرایی یوهانسن بررسی شده است، نتایج حاصل، حاکی از عدم وجود رابطهٔ بلندمدت میان تورم و بیکاری در اقتصاد ایران است.. هم‌چنین به‌دلیل تغییر نایرو در طی زمان، سری زمانی نایرو در دورهٔ مورد نظر با استفاده از فیلتر HP، برآورد شده است و سپس ارزش متوسط نایرو در دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۴۰ محاسبه شده است. به منظور شناخت موقعیت اقتصاد ایران و ارائه راهکارهای سیاستی، سری‌های زمانی نایرو و نرخ بیکاری واقعی در سال‌های مورد مطالعه، مقایسه شده است.

مقایسهٔ سری‌های زمانی نایرو برآورد شده با نرخ بیکاری سالانه، نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، نرخ بیکاری واقعی بالاتر از نایرو بوده است (به استثنای سال۸۶)، در این شرایط، اعمال سیاست انبساطی در جهت کاهش بیش‌تر بیکاری در بلندمدت منجر به شتاب بخشیدن به تورم خواهد شد بدون این‌که نقشی در کاهش بیکاری داشته باشد. بنابراین به نظر می‌رسد برای دستیابی به یک نرخ تورم باثبات در بلندمدت، کنترل حجم پول و به‌کارگیری یک قاعده پولی می‌تواند بیکاری را به موقعیت نایرو بلندمدت خود هدایت کند.

طبقه‌بندی JEL: N0 ،J60 ،E31 ،E24

کلید واژه : فیلیپس بلندمدت، نایرو، انتظارات تورمی، فیلتر HP

۱- مقدمه

شناخت موقعیت اقتصاد می‌تواند نقش مهمی در اعمال سیاست‌های مناسب داشته باشد. از جمله عواملی که به شناخت موقعیت اقتصاد کمک می‌کند، تعیین نرخ بیکاری نایرو است. نایرو اولین بار توسط توبین، در سال ۱۹۷۰ برای نشان دادن نرخ بیکاری که تورم در آن ثابت و پایدار است، وارد ادبیات اقتصاد کلان شد. با تعیین موقعیت نایرو، سیاست‌گذار می‌تواند با اعمال سیاست مناسب اقتصاد را به موقعیت مطلوب هدایت کند. به این صورت که هرگاه بیکاری بیش از بیکاری نایرو باشد، سیاست‌گذار با اعمال سیاست انبساطی مناسب می‌تواند بیکاری را به نرخ نایرو کاهش دهد و هرگاه نرخ بیکاری پایین‌تر از نایرو قرار گیرد، با اعمال سیاست‌های انقباضی مانع از شتاب تورم در بلندمدت شود.

بنابراین نایرو به‌عنوان یک پیش‌بینی کنندهٔ مهم از تورم، نقش مهمی در اعمال سیاست‌گذاری دارد.

به دلیل اهمیت نایرو در اقتصاد، در این تحقیق تلاش می‌شود متوسط نایرو و هم‌چنین سری زمانی آن در دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۴۰ برآورد شود و به‌منظور شناخت موقعیت اقتصاد ایران با نرخ بیکاری در این دوره مقایسه شود.

این مقاله از پنج بخش تشکیل شده است، بخش اول مبانی نظری منحنی فیلیپس و روند تحولات آن را مورد بررسی قرار می‌دهد، بخش دوم مبنای تجربی تحقیق را مطرح می‌کند، بخش سوم به بررسی مبادلهٔ تورم و بیکاری در ایران (۱۳۸۶-۱۳۴۰) می‌پردازد و در بخش چهارم آزمون فرضیهٔ نرخ طبیعی بیکاری در ایران و صحت منحنی فیلیپس بلندمدت بررسی می‌شود، بحث پایانی به برآورد مدل و محاسبهٔ سری زمانی NAIRU و ارایهٔ نتایج حاصل از آن می‌پردازد .

۲- مبانی نظری منحنی فیلیپس و روند تحولات آن

براساس مطالعه ای که آلبان فیلیپس، اقتصاددان استرالیایی تبار انگلیسی در سال‌های ۱۹۵۷-۱۸۶۱ برای انگلستان انجام داد، نشان داد که بین نرخ بیکاری و نرخ دستمزد پولی یک ارتباط معکوس وجود دارد، که براساس شیب نزولی آن به‌طور دقیق قابل مشاهده است.

$$\dot{p} = -h(u - \bar{u})$$

$\dot{p}$: نرخ تورم و u : نرخ بیکاری واقعی و $\bar{u}$: نرخ بیکاری طبیعی

این منحنی در دهۀ ۱۹۶۰ با استقبال گسترده‌ای روبرو شد، به‌طوری که اقتصاددانان با استفاده از آن، مدل‌های مختلفی را طراحی کردند که به سیاستمداران اجازه می‌داد میان دو متغیر تورم و بیکاری با استفاده از سیاست‌های پولی یک توازن نسبی ایجاد کنند. در دهۀ ۱۹۷۰ رابطۀ معکوس نرخ بیکاری و نرخ تورم مقداری کمرنگ شد، زیرا هر دو متغیر به یک اندازه رو به افزایش نهادند. به همین دلیل این منحنی جذابیت خود را از دست داد و جای خود را به مفهوم نرخ طبیعی بیکاری فریدمن داد. فریدمن[1] و فلپس[2] در دو مقالۀ جداگانه چنین استدلال کردند که منحنی فیلیپس به‌عنوان جریان مبادله بین بیکاری و تورم رابطه‌ای باثبات و بلندمدت که سیاست گذاران بتوانند بر آن تکیه کنند، نیست. آن‌ها معتقدند که منحنی فیلیپس طی زمان حرکت می‌کند و به‌طور مشخص به علت افزایش در نرخ تورم انتظاری ($\dot{p}e$) به طرف بالا و راست منتقل می‌شود. در شرایط تورمی می‌توان شاهد گسترش بیکاری بود و در شرایط بیکاری فزاینده نیز می‌توان تورم شدیدی را تجربه کرد. در بلندمدت مبادله‌ای بین تورم و بیکاری وجود ندارد و منحنی فیلیپس در صورتی به‌صورت عمودی در حد نرخ بیکاری طبیعی‌ترسیم می‌شود، که نرخ تورم واقعی برابر با نرخ تورم انتظاری باشد .

نقطۀ شروع بحث این دو اقتصاددان نقطه ای است که آن‌ها در مورد عامل انتظارات تورمی صحبت می‌کنند. بنابر فرضیۀ نرخ طبیعی بیکاری، هرگاه تورم به‌طور ناگهانی ایجاد شود، ولی از سوی دستمزد بگیران پیش بینی نشود، ممکن است افزایش قیمت هم نسبت به‌دستمزدهای اسمی، بیش‌تر باشد و پایین آمدن دستمزدهای حقیقی، اشتغال را به‌طور موقت تحریک کند، اما چنین تبادلی به‌طور ذاتی گذراست و در بلندمدت هنگامی که تورم‌های ناگهانی از بین می‌روند و انتظارات تحقق می‌یابند، به‌طوری که دستمزدهای حقیقی در سطح قبلی نسبت به قیمت کالا دوباره برقرار می‌شوند، بیکاری به نرخ طبیعی خود برمی‌گردد. این نرخ با همۀ نرخ‌های تورم به‌طور کامل پیش بینی شدۀ پایدار، سازگار است و معرف آن است که منحنی بلندمدت فیلیپس در نرخ طبیعی بیکاری به شکل خط عمودی است. به این مفهوم که نرخ تورم ثابت بالاتر، نمی تواند الزاما موجب کاهش دائمی در تعداد بیکاران شود.

1- Milton Friedman (1969).
2- E.s phelps (1970).

تلاش برای کاستن بیکاری به میزانی پایین‌تر از نرخ طبیعی بیکاری در طول منحنی تبادل کوتاه‌مدت، تنها موجب جابه‌جای منحنی‌های کوتاه‌مدت می‌شود، هم‌چنان‌که انتظارات به نرخ تورم بالاتر تعدیل می‌شود و اقتصاد در وضعیت نرخ طبیعی بیکاری، اما تورم بالاتر قرار می‌گیرد. لذا در کل می‌توان بیان داشت که تبادل در طول منحنی فیلیپس به‌طور ذاتی پدیده ای گذراست و تلاش برای بهره جویی از آن فقط موجب بالاتر بردن نرخ تورم دائمی شده، بدون آن‌که کاهش پایداری را در نرخ بیکاری به‌وجودآورد.

نتیجه آن‌که در کوتاه‌مدت سیاست‌های تقاضای کل می‌تواند میزان بیکاری را کاهش دهد. اما چنین سیاست‌هایی نمی‌توانند سبب کاهش مستمر در میزان بیکاری شوند.

در حقیقت در فراگرد تطبیق اقتصاد به میزان تورم بالاتر که در ظرف زمانی بلندمدت انجام می‌گیرد، دوره‌ای وجود دارد که درآن نرخ تورم و بیکاری هم جهت با یکدیگر افزایش می‌یابند. این دورهٔ تورم فزاینده به همراه بیکاری فزاینده بیانگر وضعیت رکود تورمی است.

لذا با وارد شدن فرض نرخ طبیعی بیکاری و امکان تغییر مکان منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت، پدیدهٔ رکود تورمی با منحنی فیلیپس کاملا توجیه پذیر است. در ادواری که منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت جابجا می‌شود، نرخ تورم و بیکاری هم سو افزایش می‌یابند. از این رو بر حسب استدلال فیلیپس و فریدمن معادلهٔ زیررا داریم:

$$\dot{p} = \dot{p}e - h(u - \bar{u}) \qquad h' < 0$$

این معادله همان منحنی فیلیپس ساده است که به آن نرخ تورم انتظاری (pe) اضافه شده است و از این رو به منحنی انتظارات انباشتهٔ فیلیپس معروف است. بنابراین براساس تحلیل فریدمن و فیلیپس، منحنی فیلیپس به‌عنوان جریان مبادلهٔ بین بیکاری و تورم صرفا یک پدیدهٔ کوتاه‌مدت است و در بلندمدت مفهومی ندارد، بلکه بیانگر حالتی است که در چارچوب آن هنگامی که نرخ تورم انتظاری برابر با نرخ تورم واقعی می‌شود، میزان بیکاری در حد طبیعی خود قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، در بلندمدت میزان بیکاری بالفعل برابر با میزان طبیعی آن در هر میزان از تورم می‌شود.

اکنون این بحث که چرا منحنی فیلیپس با معیار نرخ طبیعی بیکاری جایگزین شد و شکاف بین تولید بالفعل و بالقوه که حاکی از افزایش نرخ تورم در صورت رشد

غیرمتعارف اقتصادی است، بعد از یک دورهٔ طولانی باز هم به بحث روز اقتصاددانان تبدیل شده است.

۱-۲- نرخ بیکاری طبیعی و نایرو

۱-۲-۱- مفهوم نرخ طبیعی بیکاری

به‌طور کلی اشتغال کامل معرف نقطه‌ای در بازار کار است که از تعادل عرضه و تقاضای نیروی کار حاصل می‌شود. بدین‌ترتیب که در وضعیت اشتغال کامل همه منابع در دسترس در تولید کالا و خدمات به کار گرفته می‌شوند. زمانی که همه عوامل موجود در اقتصاد به‌طور کامل و کارا به کار گرفته شوند، تولید در حداکثر و بیکاری در حداقل خود قرار دارد. البته در اقتصادی که با حداکثر ظرفیت تولیدی و در سطح اشتغال کامل فعالیت می‌کند، همواره درصدی به‌عنوان نرخ بیکاری وجود دارد که همان نرخ طبیعی بیکاری است. براساس نظریهٔ معروف فریدمن، نرخ طبیعی در واقع سطحی از بیکاری است که اقتصاد به‌طور متوسط با درنظر گرفتن مجموعه‌ای از شوک‌ها به آن خواهد رسید. به نظر وی، سیاست‌های دولت که به‌طور مستقیم بر حداقل دستمزدها و یا بیمه‌های بیکاری تأثیر دارد، می‌تواند نرخ طبیعی بیکاری را در اقتصاد حرکت دهد .[1]

۱-۲-۲- نظریهٔ نایرو[2]

واژهٔ نایرو در سال ۱۹۷۰ (دوره‌ای که تورم به سرعت در حال افزایش بود)[3] وارد زبان اقتصاد کلان شد و عبارت است از نرخ بیکاری که تورم در آن شتابان نیست، یک نرخ بیکاری که نه فشار رو به بالای تورم و نه فشار رو به پایین تورم در آن وجود ندارد. در دههٔ اخیر بحث جدید نایرو جای خود را در میان طرفداران و منتقدین نظریهٔ فیلیپس باز کرده به نحوی که امروزه در کشورهای صنعتی از نرخ نایرو در تحلیل‌های سیاسی و سیاست‌گذاری استفاده می‌کنند. تقریبا به اثبات رسیده که اگر کشوری بخواهد به سوی تعادل پایدار و با ثبات قدم بردارد، به نحوی که نرخ تورم آن قابل پیش‌بینی و پایدار باشد، باید نایرو را برآورد و با نرخ بیکاری واقعی در اقتصاد مقایسه کند.

1- Friedman(1968).
2- Non Accelerating inflation Rate of unemployment.
3- Ball, mankiw (2002) .

وقتی بیکاری کم‌تر از مقداری است که نایرو نشان می‌دهد، تقاضا برای دستمزدهای واقعی بیش‌تر از مقداری است که بنگاه‌ها حاضر به پرداخت هستند. (در همان سطح قیمت‌ها و انتظارات قیمتی رایج در اقتصاد) این پروسه در یک جریان قیمت- دستمزد هم‌چنان ادامه می‌یابد .کارگران دستمزد مورد انتظار خود را دریافت نمی‌کنند و بنگاه‌ها نیز قیمت‌های واقعی مورد درخواست خود را به‌دست نمی‌آورند. در نتیجه تورم بالاتر از حدی که انتظار می‌رود، افزایش می‌یابد.

مفهوم تعادل در نظریهٔ نایرو عبارت از نرخ تورمی است که با نرخ انتظاری آن برابر و به‌علاوه، این نرخ پایدار است. در این صورت تعادل زمانی به‌دست می‌آید که بیکاری تا سطح نایرو افزایش و در این حالت رفتار تعیین کنندگان دستمزد و قیمت در این نقطه سازگار است. به عبارت دیگر تئوری نرخ طبیعی، تغییر در نرخ تورم را یک پدیدهٔ مرتبط با بازار کار می‌داند که اهمیت آن را می‌توان به‌وسیلهٔ نرخ بیکاری اندازه‌گیری کرد.

توصیهٔ سیاستی این نظریه این است که اگر بانک های مرکزی کشورها بتوانند سیاست پولی اتخاذ و نرخ رشد پولی را به نحوی تعیین کنند که نرخ بیکاری حقیقی در اقتصاد مساوی با نایرو قرار گیرد، در این صورت می‌توانند نرخ پایداری را برای تورم در کشور برقرار کنند. اگر به جای آن‌که نرخ پایداری برای تورم برقرار شود، بانک مرکزی بخواهد نرخ تورم را به سمت صفر درصد کاهش دهد، در این صورت باید نرخ بیکاری حقیقی در اقتصاد بالاتر از نایرو قرارگیرد.

کلار[1]، در مقالهٔ خود مطرح می‌کند نرخ طبیعی بیکاری و نایرو قابل تعویض نیستند، بلکه نایرو یک رابطهٔ اقتصادی تجربی است که با منحنی فیلیپس تخمین زده می‌شود، در حالی که نرخ طبیعی بیکاری یک شرط تعادل در بازار کار است که مشخصه‌های اقتصادی بازار را منعکس می‌کند. هم‌چنین عنوان می‌کند روش برآورد این دو نرخ با هم متفاوت است، ولی پیش‌بینی هر دو از تورم یکسان است. مفهوم نرخ طبیعی بیکاری و نایرو از دیدگاه منحنی فیلیپس قابل بحث است. تفاوتی که بین این دو مفهوم وجود دارد، در خطی یا غیر خطی بودن منحنی فیلیپس است.

براساس اصول نظری، اگر در کشوری تبادل میان تورم و بیکاری براساس منحنی خطی فیلیپس تبیین شود، در این صورت بین دو مفهوم نایرو و نرخ طبیعی بیکاری

1- Victor V.claar (2006).

مورد نظر فریدمن تفاوتی وجود ندارد و هر دو مفهوم می‌تواند به جای یکدیگر استفاده شوند.

بال و منکیو[1]، در مقالهٔ خود این دو مفهوم را مترادف به کار برده‌اند. از آن‌جا که در این تحقیق قصد داریم مدل خطی فیلیپس را به کار گیریم، لذا دو مفهوم نرخ طبیعی بیکاری و نایرو را مترادف با هم به کار می‌بریم. در سطح بیکاری نایرو، تورم انتظاری و تورم واقعی با هم برابرند و منحنی فیلیپس در این سطح از بیکاری عمودی می‌شود. در این حالت هیچ مبادله‌ای بین تورم و بیکاری وجود ندارد.

۲- مبانی تجربی

۲-۱- یکی از مهم‌ترین و کاربردی‌ترین مدل‌هایی که نایرو را تخمین زده است مدل LNJ[2] است. در این مدل نایرو عبارت از نرخ بیکاری تعادلی است که در آن نرخ انتظارات‌کارگران در مورد افزایش دستمزد نسبت به قیمت یا انتظارات بنگاه‌ها در مورد افزایش قیمت نسبت به‌دستمزد سازگار است. این مدل، دامنهٔ تغییرات نایرو را برای کشور انگلستان در دورهٔ ۹۰-۱۹۶۹ برآورد کرده است. بر این اساس مقدار نایرو در حدود ۸/۷ درصد محاسبه شده، که در مقایسه با نرخ بیکاری واقعی ۷/۳ درصد است.

۲-۲ گراب[3]، مدل نرخ بیکاری طبیعی را در دورهٔ ۱۹۸۳-۱۹۵۲ برای ۱۹ کشور OECD تخمین زده است، عمده‌ترین نتیجه ای که از این مدل حاصل می‌شود، این است که نرخ تورم نه تنها تحت تأثیر نرخ بیکاری u قرار دارد، بلکه از ($u-\bar{u}$) نیز تأثیر می‌گیرد که $\bar{u}$ همان نرخ طبیعی بیکاری است.

۲-۳ بال و منکیو[4]، ا بتدا با استفاده از مدل خطی فیلیپس و روش OLS، متوسط نایرو را در دورهٔ ۲۰۰۰-۱۹۶۰ برای آمریکا ۶/۱ درصد برآورد می‌کنند. سپس به دلیل تغییر نایرو، سری زمانی نایرو با استفاده از فیلتر HP نیز تخمین زده شده، که مشاهده می‌شود از سال ۱۹۹۰ نایرو در حال کاهش است، مهم‌ترین دلیل کاهش آن را شتاب در رشد بهره‌وری کار می‌دانند.

1- Ball and Mankiw(2002).
2- Layard, nickel and jackman (1994).
3- Grabb(1986).
4- Ball , mankiw - The nairu in theory and practice-(2002).

۲-۴ متقی، [۱] اعتبار منحنی خطی فیلیپس در ایران را آزمون می‌کند. در مرحلهٔ بعد، میزان نایرو در اقتصاد ایران از طریق کالمن فیلتر برآورد شده است و نرخ بیکاری در ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۷۵- ۱۳۳۸ با میزان نایرو مقایسه شده است. متقی، در برآورد انتظارات تورمی در مدل فیلیپس از میانگین تورم سه سال گذشته استفاده کرده است. در این رساله نتایج برآورد نایرو حاکی ازآن است که میزان متوسط نایرو برای ایران در حدود ۸/۶ است .

۲-۵ کاظم زاده[۲]: با استفاده از آمارهای سالیانهٔ موجود در مورد بازار کار و بازار پول در کشور طی سال های ۱۳۴۲ تا ۱۳۷۵، شکل صحیح منحنی فیلیپس و چگونگی ارتباط تورم و بیکاری را شناسایی و به برآورد نرخ بیکاری طبیعی در ایران می‌پردازد. کاظم زاده با برآورد نرخ بیکاری طبیعی در ایران براساس انتظارات تطبیقی، شکل خطی منحنی فیلیپس در ایران را مناسب می‌داند و به یک ارتباط معکوس بین نرخ دستمزدها و نرخ بیکاری می‌رسد. براساس نتایج این تحقیق متوسط نرخ بیکاری طبیعی در دورهٔ مورد نظر ۷/۶ درصد برآورد شده است .

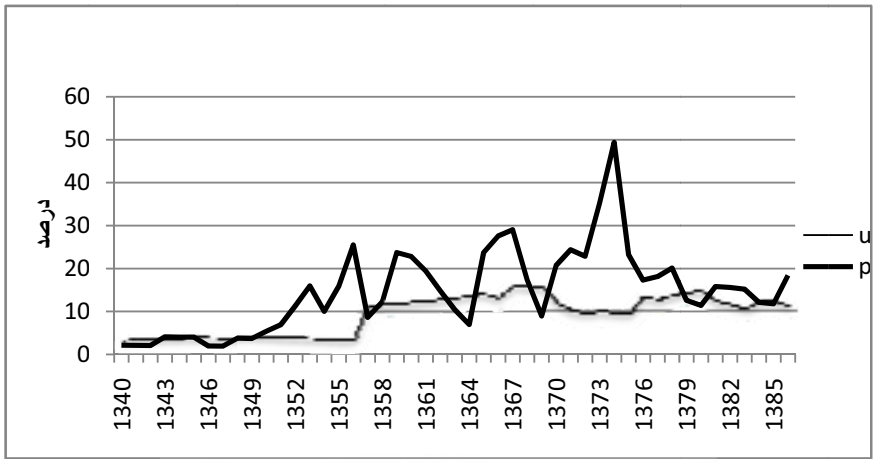
۳- بررسی مبادلهٔ تورم و بیکاری در اقتصاد ایران (۱۳۸۶-۱۳۴۰)

از آن‌جایی که منحنی فیلیپس رابطهٔ منفی بین تورم و بیکاری را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد و فرضیهٔ نرخ طبیعی بیکاری از زمانی مطرح شده است که این دو متغیر با هم افزایش یافتند، لذا در این تحقیق قبل از برآورد نایرو، روند تغییرات این دو متغیر و رابطهٔ بین آن‌ها را دراقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۰ مورد بررسی قرار می‌دهیم.

در دورهٔ ۱۳۵۶-۱۳۴۰، در ابتدا رابطهٔ تورم و بیکاری روند ناهمگنی را طی کرده است، بیکاری یک روند تقریبا یکنواخت دارد، اما تورم هیچ گونه هماهنگی با این روند ندارد و در بعضی سال‌ها افزایش و در بعضی سال‌ها کاهش یافته است. در دورهٔ ۵۳-۵۰ و ۵۶-۵۵، مبادلهٔ منفی بین تورم و بیکاری (منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت) مشاهده می شود، در این سال‌ها به قیمت افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری روند کاهشی داشته است و در بقیهٔ سال‌های این دوره دو متغیرهم جهت حرکت کرده‌اند.

۱- متقی (۱۳۷۷).

۲- کاظم زاده (۱۳۷۸).



ما خذ: شاخص CPI بانک مرکزی و نرخ بیکاری مرکز آمار، استخراج: محقق

نمودار ۱- روند تغییرات تورم و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۰

دورهٔ ۱۳۶۵-۱۳۵۷، در ابتدای این دوره، بیکاری به‌طور قابل توجه افزایش داشته است به‌طوری که از ۲/۹۲ درصد در سال ۵۶، به ۱۱ درصد در سال ۵۷ رسیده و سپس تا ۶۵ یک روند باثبات صعودی داشته است. هم‌چنین نرخ تورم از ۵۹-۵۷ روند افزایشی داشته است، که حاکی از رد رابطهٔ منفی بین تورم و بیکاری طی این سال‌هاست. طی سال‌های ۶۴-۶۰ تورم روند کاهشی داشته است، بنابراین در آن سال‌ها رابطهٔ منفی تورم و بیکاری (منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت) تأیید می‌شود و به قیمت افزایش بیکاری، تورم کاهش می‌یابد.

دورهٔ سوم، ۱۳۷۴-۱۳۶۵ است، در این دوره نرخ تورم از روند نامشخصی (در برخی سال‌ها فزاینده و در برخی سال‌های دیگر کاهنده) تبعیت می‌کند و نرخ بیکاری با نرخی تقریبا کاهنده مواجه است. در طی دورهٔ ۱۳۶۷-۱۳۶۵، یک رابطهٔ مثبت میان نرخ تورم و بیکاری مشهود است و در سال‌های ۶۸ و ۶۹ این رابطهٔ مثبت در قالب کاهش هر دو متغیر انجام گرفته است.

در سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۰، رابطهٔ میان تورم و بیکاری منفی است، در این سال‌ها تورم روند افزایشی شدیدی داشته است، به‌طوری که در سال ۷۴ به اوج خود، یعنی ۴۹ درصد می‌رسد، در مقابل بیکاری روند کاهشی داشته است، بنابراین در این دورهٔ منحنی کوتاه‌مدت فیلیپس صادق است. در دورهٔ ۱۳۸۰-۱۳۷۵، تورم از یک روند نزولی پیروی

می‌کند، در مقابل بیکاری از یک روند صعودی برخوردار است، بنابراین به‌طور واضح می‌توان گفت که رابطهٔ معکوس تورم و بیکاری در این دوره هم صادق است.

دورهٔ پایانی دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۸۱ است. در این دوره در فاصلهٔ سال‌های ۸۳-۸۱ تورم و بیکاری به‌طور همزمان کاهش می‌یابد، بنابراین در این دوره شاهد حرکت هم جهت دو متغیر تورم و بیکاری هستیم. در فاصلهٔ سال‌های ۸۵ تا ۸۶، تورم روند فزاینده و بیکاری روند کاهنده دارد. با مقایسه روند زمانی تورم و بیکاری در ایران، می‌توان نتیجه گرفت به تدریج کارایی ابزار تورمی برای کاهش بیکاری کاهش یافته است.

۴ – داده‌ها و اطلاعات آماری

داده‌های آماری برای برآورد منحنی فیلیپس خطی و محاسبهٔ نایرو در ایران، از شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی بانک مرکزی و نرخ بیکاری مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران[۱] استخراج شده است. داده‌ها به‌صورت سالانه بوده و دورهٔ زمانی مورد بررسی ۱۳۸۶-۱۳۴۰ است. برای محاسبهٔ تورم از شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی سالانه به قیمت پایه ۱۳۷۶ استفاده شده است، به منظور برآورد پارامترها و ارزیابی متغیرهای درون‌زای مدل از نرم‌افزار Eviews5 استفاده شده است.

۵- آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، این‌که آیا سری‌های زمانی نرخ تورم و بیکاری فرایندی ایستا[۲] (با مرتبهٔ انباشتگی صفر) و یا واگرا (با مرتبهٔ انباشتگی غیرصفر) دارند، بررسی می‌شود.

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ و ۰/۱۰ در سطح، آمارهٔ دیکی فولر برای نرخ تورم کوچک‌تر از مقادیر بحرانی است، بنابراین فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشهٔ واحد رد می‌شود. از این رو سری زمانی تورم در سطح ۰/۰۵ و ۰/۱۰ ایستاست.

هم‌چنین متغیر بیکاری، در سطح معنی‌داری ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و ۰/۱۰ آمارهٔ دیکی فولر بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی است، لذا فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشهٔ واحد پذیرفته

۱- بانک مرکزی و مرکز آمار ایران.

2- stationary.

می‌شود، از این رو سری زمانی بیکاری در سطح ایستا نیست و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شود.

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی فولر

متغیر	آمارهٔ دیکی فولر	مقادیر بحرانی مک کینون برای (تفاضل مرتبهٔ اول)		
		سطح معنی‌داری ۰/۰۱	سطح معنی‌داری ۰/۰۵	سطح معنی‌داری ۰/۱۰
(p)	-۲/۹۷	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶۰
D(u)	-۱/۶۱	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۶ – آزمون نرخ طبیعی بیکاری در ایران

در این فصل قبل از برآورد نرخ بیکاری طبیعی در ایران، صحت عدم وجود رابطهٔ بلندمدت بین تورم و بیکاری در ایران را با استفاده از آزمون یوهانسن بررسی می‌کنیم.

۱-۶- *آزمون هم‌گرایی یوهانسن*

در این آزمون، r بردار هم‌گرا ساز در مقابل $r_{\circ+1}$ یا بیش‌تر از $r_\circ$ بردار هم‌گرا ساز آزموده می‌شود یعنی:

$$H_\circ : r \neq r_\circ \qquad H_\circ : r = r_\circ$$

$$H_1 : r = r_{\circ+1} \qquad H_1 : r_\circ < 1 \leq k$$

K تعداد متغیرهاست.

در این رابطه دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه آزمون‌هایی هستند که تعداد بردارهای هم‌گرا را مشخص می‌کنند براساس این آزمون مشاهده می‌شود در سطح اطمینان ۰/۹۵ وجود هرگونه بردار هم‌گرا ساز بین تورم و بیکاری رد می‌شود، در نتیجه هیچ بردار هم‌گرایی بین تورم و بیکاری وجود ندارد و فرض $H_\circ$ پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون یوهانسن که وجود ارتباط بلندمدت بین دو متغیر را رد می‌کند، در راستای تأیید فرضیهٔ نرخ طبیعی بیکاری در ایران است.

بنابراین براساس تحلیل فلپس و فریدمن، منحنی فیلیپس به‌عنوان جریان مبادله بین تورم و بیکاری در ایران هم صرفا یک پدیدهٔ کوتاه‌مدت است و در بلندمدت منحنی

فیلیپس به‌صورت عمودی در حد نرخ بیکاری طبیعی‌ترسیم می‌شود و رابطه‌ای بین تورم و بیکاری وجود ندارد.

جدول ۲- نتایج آزمون یوهانسن

فرض صفر	فرض مقابل	آمارهٔ آزمون اثر	آمارهٔ آزمون max	سطح بحرانی	
				λ trace ۰/۰۵	λMax ۰/۰۵
r=r0	r>1	۱۱/۶۷	۸/۶۸	۱۵/۴۹	۱۴/۲۶
r<1	r>2	۲/۹۹	۲/۹۹	۳/۸۴	۳/۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۷- بررسی مدل

در کوتاه‌مدت رابطهٔ بین تورم و بیکاری را می‌توان به‌صورت مقابل نوشت: k و a>0

$$P=k-au$$

u و p به‌ترتیب بیکاری و تورم اند که در این معادله رابطهٔ منفی دارند، این رابطه به دلیل عامل انتظارات تورمی، نرخ طبیعی بیکاری و شوک‌های عرضه نمی توانـد در طـی زمان ثابت باشد. بنابراین معادلهٔ تورم و بیکاری را می‌توان به‌صورت مقابل نوشت:

$$p = p^e - a(u - \bar{u}) + v$$

P، نرخ تورم که برابر با نرخ سالانهٔ تغییر در سـطح قیمـت‌هـا اسـت، p^e، انتظـارات تورمی، $\bar{u}$، نرخ طبیعی بیکاری کـه بـه‌وسـیله فاکتورهـای سـاختاری بلندمـدت تعیـین می‌شود، تعداد کارگران بیکاری که حتی اقتصاد در ظرفیت کامل و نزدیک به نرخ رشـد بالقوه بلندمدت دارد تعیین می‌کند و v شوک‌های عرضه (از جمله تغییر تکنولوژی، رشد بهره‌وری کار، شوک نفتی) است.

شوک‌های عرضه سبب نوسان کوتاه‌مدت در مبادلـهٔ تـورم و بیکـاری مـی‌شـوند، در حالی که تغییر نرخ طبیعی سبب نوسان بلندمدت در مبادلـهٔ ایـن دو متغیـر را موجـب می‌شود.

برای برآورد معادلهٔ بالا و محاسبهٔ نایرو، ابتدا باید گفت که انتظارات چه‌طـور شـکل می‌گیرند. یک رویکرد اینست کـه فـرض کنـیم انتظـارات بـه‌صـورت تطبیقـی تشـکیل می‌شوند، بر طبق آن، انتظارات تورمی یک میانگین وزنی از تورم‌های دورهٔ گذشته‌اند. در

این پژوهش انتظارات تورمی براساس معیارهای مدل مناسب (معیارآکائیک و شوارتز)، سه وقفهٔ تورم در نظر گرفته شده است.

۸- برآورد مدل

برای محاسبهٔ نایرو مدل خطی را می‌نویسیم:

$$p = p^{e} - a(u - \bar{u}) + v \qquad (۱)$$

سپس می‌توانیم معادلهٔ منحنی فیلیپس را به‌صورت:

$$\Delta\pi = a\bar{u} - au + v \qquad (۲)$$

بنویسیم، که در این معادله $\Delta\pi = p - p_e$

اگر فرض کنیم $\bar{u}$ ثابت است و v با u ناهمبسته است، پس ارزش $\bar{u}$ می‌تواند با رگرس کردن $\Delta\pi$ در یک جملهٔ ثابت و متغیر بیکاری با استفاده از روش OLS تخمین زده شود. نتایج تخمین معادلهٔ دو در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۳- نتایج تخمین مدل

متغیر	ضرایب	آمارهٔ t	Prob
(aū)C	۶/۹	۲/۱۵	۰/۰۳۷
U	-./۵۸	-۲/۰۸	۰/۰۴۴
$\Delta\pi_{(-1)}$	./۵۷	۲/۵۴	./۰۰۰۱
MA(۳)	-./۹۹	-۱۸/۰۲	./۰۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب u دارای علامت مورد انتظار است، یعنی اگر تورم یک درصد افزایش یابد، بیکاری به اندازهٔ ۱.۷ درصد کاهش خواهد یافت، مشاهده می‌شود که ضریب هر سه متغیر مستقل معنی‌دار است.

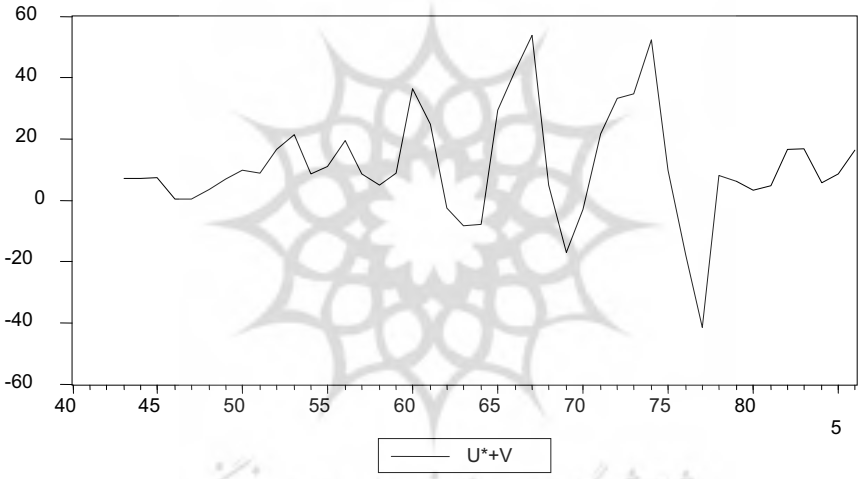
نرخ متوسط نایرو در دورهٔ مورد بررسی را می‌توان با استفاده از فرمول نسبت جملهٔ ثابت به ضریب u (c/a)، برآورد کرد. بر این اساس نرخ متوسط نایرو در ایران ۱۱/۸ درصد برآورد شده است.

۹- محاسبهٔ سری‌های زمانی NAIRU

در این بخش به برآورد سری زمانی نایرو در دورهٔ مورد بررسی می‌پردازیم که بر پایهٔ این ایده بحث شده است که حرکت در $\bar{u}$ موجب انتقالات بلندمدت در مبادله تورم و بیکاری می‌شود، در حالی که شوک‌ها (v) نوسانات کوتاه‌مدت در مبادلهٔ بین این دو متغیر ایجاد می‌کنند. از آن‌جایی که ارزش پارامتر a (شیب مبادله تورم و بیکاری) از جدول (۳) به‌دست آمده است، می‌توان معادلهٔ (۱) را به‌صورت زیر نوشت:

$$\bar{u}+v/a=u+\Delta\pi/a \qquad (۲)$$

سمت راست معادله را می‌توان برآورد کرد، در نتیجه می‌توان تخمینی از $\bar{u}+v/a$ به‌دست آورد که حرکت‌های منحنی فیلیپس را نشان می‌دهد.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲- روند تغییرات نایرو و نوسانات کوتاه‌مدت در ایران (۱۳۸۶-۱۳۴۰)

۱۰- استخراج نایرو با استفاده از فیلترهادریک- پرسکات

فیلتر هادریک – پرسکات (فیلتر HP)

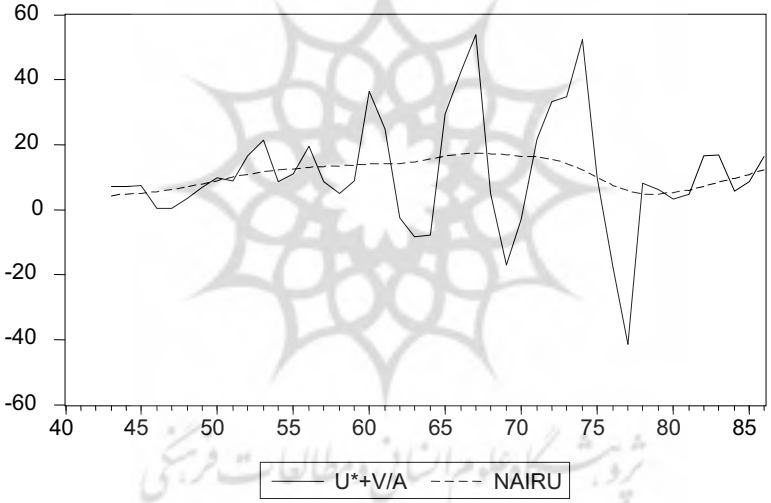
فیلتر HP الگوریتمی برای انتخاب متغیرهای هموار در سری‌های زمانی است. این فیلتر به منظور تشریح نتایج بلندمدت سری‌های زمانی به وسیلهٔ کاستن از اهمیت نوسانات قیمتی در کوتاه‌مدت به کار می‌رود. هنگامی که هدف، یافتن نتایجی در بلندمدت است، تکنیک هموارسازی داده‌ها، به منظور حذف نوسانات کوتاه‌مدتی که

به‌دلیل چرخه‌های اقتصادی ایجاد می‌شوند، به کار می‌رود. این روش ابتدا در مقاله‌ای به‌وسیلهٔهادریک و پرسکات برای تحلیل سیکل‌های تجاری بعد از جنگ در امریکا استفاده شده است[1]. فیلتر HP سری‌های هموار شده را از سری‌های اصلی به‌وسیلهٔ مینیمم کردن واریانس سری اصلی پیرامون سری هموار شده، تخمین می‌زند. یک سری زمانی معین $\{yt\}^{n}_{t=1}$ در فیلتر لگاریتم، حل می‌شود:

$$HP = \min_{\{dt\}_{T=-1}^{N}} \sum_{T=1}^{n} (ct^{2} + \lambda\left[(dt - d_{t-1}) - (d_{t-1} - d_{t-2})\right]^{2}) \qquad (1)$$

d_t، بر جزء روند دلالت دارد، $c_t = y_t - d_t$، جز گردشی سری در t، λ، پارامتر جریمه که هموارى‌ها را کنترل می‌کند.

به منظور استخراج نایرو، از فیلتر HP با ارزش هموار کنندهٔ h=100 استفاده می‌شود.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳- روند تغییرات NAIRU با فیلتر هموار کننده h=100

نمودار ۳، تخمین نایرو ایران در ۴۷ سال گذشته را با پارامتر هموار کنندهٔ h=۱۰۰، نشان می‌دهد. خط پررنگ ارزش‌های U*+v/a را به همان شکل که در بخش قبل مطرح شد، محاسبه می‌کند. این مجموع، حرکت‌های بلندمدت و ناپایدار در مبادلهٔ تورم و بیکاری را نشان می‌دهد. خط نقطه چین، ورژن هموار شدهٔ (trend) سری‌هایی که

1- Hodrick, Prescott (1997).

برای تخمین *U به کار گرفته می‌شوند را نشان می‌دهد. نایرو ابتدا روند صعودی طی می‌کند، در سال ۶۷ به بالاترین مقدار خود (۱۷/۴۱) می‌رسد، سپس از سال ۶۸ تا ۸۱ روند نزولی دارد به‌طوری که در سال ۸۱ به ۵/۹۲ درصد می‌رسد، از سال ۸۲ به بعد دوباره روند صعودی به خود می‌گیرد، به‌طوری که در سال ۸۶ به ۱۲/۲۱ درصد می‌رسد. اگر هموارکنندهٔ بزرگ‌تری را به کار بریم (h=1000)، روند تغییرات نایرو کندتر می‌شود. اما هر دو هموار کننده سری‌های مشابهی را ایجاد می‌کنند، تنها این‌که با هموار کنندهٔ بزرگ‌تر، فرو رفتگی کوچک قبل از سال ۸۰، ملایم‌تر می‌شود.

۱۱- بررسی روند تغییرات نرخ بیکاری واقعی و نایرو در دورهٔ مورد بررسی

نرخ بیکاری واقعی از ابتدای دوره تا سال ۵۷ تقریبا روند یکنواختی را طی می‌کند، اما از سال ۵۷ یک جهش در آن به‌وجود آمده به‌طوری که از ۲/۹۲ درصد در سال ۵۶، به ۱۱ درصد در سال ۵۷ رسیده و هم‌چنان تا سال ۶۹ به روند صعودی خود ادامه داده است. در همین حال نرخ نایرو از ابتدای دورهٔ مورد بررسی، در سطحی بالاتر از نرخ بیکاری واقعی روند افزایشی دارد و در سال ۶۷ به ماکسیمم مقدارخود می‌رسد، سپس از سال ۶۸ تا ۸۰ روند کاهشی دارد.

جدول ۴- بررسی روند نرخ بیکاری واقعی و نایرو

سال	نرخ بیکاری واقعی	نرخ نایرو	سال	نرخ بیکاری واقعی	نرخ نایرو
۱۳۶۹	۱۵,۲	۱۶,۷	۱۳۷۸	۱۳,۵	٤,۸
۱۳۷۰	۱۱,٤	۱٦,٤	۱۳۷۹	۱٤,۳	٤,۷
۱۳۷۱	۹,۷	۱٦,۰	۱۳۸۰	۱٤,۷	۵,۱
۱۳۷۲	۹,۲	۱۵,۳	۱۳۸۱	۱۲,۲	۵,۹
۱۳۷۳	۹,۷	۱٤,۱	۱۳۸۲	۱۱,۳	۷,۰
۱۳۷٤	۹,۳	۱۲,۲	۱۳۸۳	۱۰,۳	۸,۲
۱۳۷۵	۹,۱	۹,۸	۱۳۸٤	۱۲,۱	۹,۵
۱۳۷٦	۱۳,۱	۷,٤	۱۳۸۵	۱۲,۱	۱۰,۸
۱۳۷۷	۱۲,٤	۵,۷	۱۳۸٦	۱۰,۹	۱۲,۲

ماخذ: داده‌های تحقیق

طی دورهٔ ۷۶-۷۰، نرخ بیکاری واقعی روند نزولی به خود می‌گیرد و در سطحی پایین‌تر از نایرو کاهش می‌یابد، سپس همان‌گونه که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، از سال ۷۶ نرخ بیکاری واقعی بالاتر از نایرو قرار می‌گیرد و تا سال ۸۰ روند صعودی دارد و در نهایت، تقریبا روند نزولی به‌صورت کاهشی- افزایشی پیدا می‌کند. اما نرخ بیکاری نایرو از سال ۸۰ تا ۸۶ در حال افزایش است.

هم‌چنان که مشاهده می‌شود، از ابتدای دورهٔ مورد بررسی تا سال ۷۵ نرخ بیکاری واقعی پایین‌تر از نرخ بیکاری نایرو قرار می‌گیرد و در دورهٔ ۷۶ تا ۸۵ نرخ بیکاری بالاتر از نایرو بوده است و سرانجام در سال ۸۶ نرخ بیکاری نایرو بالاتر از نرخ بیکاری واقعی قرار دارد.

آمارها حاکی از افزایش نایرو در سال‌های اخیر است. لذا در این بخش برخی از عواملی را که براساس تجربهٔ کشورهای دیگر به‌عنوان دلایل افزایش نایرو مطرح‌اند، به اختصار مطرح می‌کنیم[۱].

۱- تغییر ترکیب نیروی کار به سمت افراد با نرخ بیکاری بالا (زنان و نوجوانان).
۲- کاهش رشد بهره‌وری کار.
۳- عدم انطباق بین کارگر و شغل.
۴- عدم استفاده از تکنولوژی‌های جدید و کاهش رقابت‌پذیری و در نتیجه کاهش حجم تجارت جهانی.

از بین عوامل مطرح شده، به بررسی دو عامل اول در اقتصاد ایران می‌پردازیم. اگر در ترکیب نیروی کار سهم گروه هایی با نرخ بیکاری بالا افزایش یابد، بیکاری کل هم بالا می‌رود. آمارها از یک سو حاکی از افزایش سهم زنان در نیروی کارند، به‌طوری که نرخ مشارکت زنان از ۱۰/۸ درصد در سال ۸۱، به ۱۷/۱ درصد در سال ۱۳۸۴ رسیده است. از سوی دیگر، سهم نوجوانان درترکیب نیروی کار روندی صعودی داشته، نرخ بیکاری این گروه ار ۳۳/۶ درصد در سال ۸۰ به ۲۳/۳ درصد در سال ۸۵ رسیده است[۲].

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ترکیب نیروی کار به سمت افراد با نرخ بیکاری بالا گرایش دارد و این خود نرخ افزایش دستمزد در هر سطحی از بیکاری را بالا برده و می‌تواند یکی از کاندیداهای روند صعودی نایرو در سال‌های اخیر باشد.

1- BalL, Mankiw (2002).

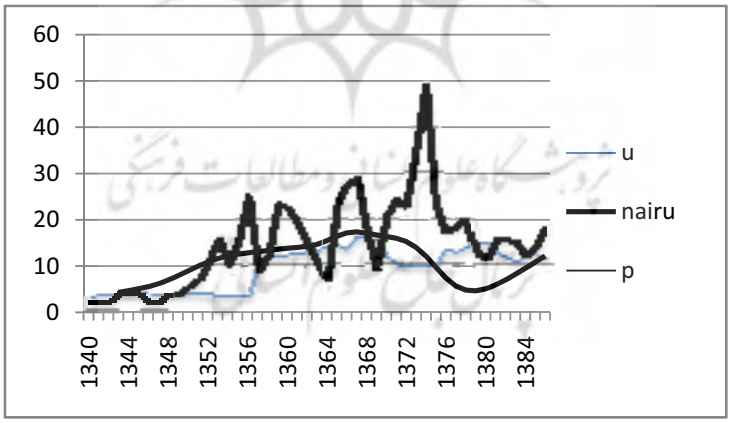
۲- سال‌نامهٔ مرکز آمارسال ۸۵.

بررسی روند بهره‌وری‌کار در ایران نشان می‌دهد، نرخ رشد بهره‌وری کار در دورهٔ ۱۳۸۱ تا ۸۵ از یک روند یکنواخت صعودی پیروی می‌کند، به‌طوری که از ۱/۰۱درصد در سال ۸۱، به ۱/۰۹۵ در سال ۸۵ رسیده است[1]. بنابراین نمی‌توان این طور نتیجه‌گیری کرد که افزایش نایرو در سال‌های اخیر در اقتصاد ایران هم، ناشی از تغییرات بهره‌وری کار باشد.

۱۲- NAIRU و سیاست‌گذاری پولی

اکنون این سوال مطرح می‌شود که سیاست‌گذاران پولی چگونه می‌توانند از نایرو استفاده کنند؟

به‌طور واضح نایرو می‌تواند یک پیش بینی کنندهٔ مهم از تورم به حساب آید، به این صورت که وقتی بیکاری واقعی پایین‌تر از نایرو باشد، می‌توان انتظار داشت تورم افزایش یابد و وقتی نرخ بیکاری بالای نایرو باشد، می‌توان انتظار داشت تورم کاهش یابد. بنابراین حتی اگر رژیم پولی یک رژیم مبتنی بر هدف گذاری تورم باشد، سیاست‌گذار پولی باید همواره به موقعیت نرخ بیکاری واقعی نسبت به نایرو توجه داشته باشد .در این بخش، به بررسی رابطهٔ تغییرات تورم وشکاف بین نرخ بیکاری و نایرو در اقتصاد ایران در دورهٔ مورد بررسی می‌پردازیم.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴- روند تغییرات تورم و شکاف بین بیکاری واقعی و NAIRU

1- U, WDI, 2008.

براساس نمودار ۴، مشاهده می‌شود در دوره‌های زمانی‌ای که نرخ بیکاری پایین‌تر از نایرو قرار دارد و شکاف بین این دو زیاد است (۵۵-۴۹، ۶۷-۶۴، ۷۴-۶۹)، تورم در حال افزایش است، این افزایش تورم را می‌توان براساس تحلیل فریدمن مبنی بر این‌که سیاست‌ها در کوتاه‌مدت ممکن است بیکاری را کاهش دهند اما در بلندمدت منجر به شتاب در تورم می‌شوند، توضیح داد.

به‌طور کلی، زمانی که نرخ بیکاری پایین‌تر از نرخ نایرو می‌باشد همواره فشارهایی در اقتصاد وجود دارند که نرخ تورم را افزایش می‌دهند، زیرا کاهش بیکاری، دستمزدها را افزایش می‌دهد و افزایش دستمزدها به دلیل این‌که هزینهٔ تولید بنگاه‌ها افزایش می‌یابد، منجر به افزایش قیمت‌ها خواهد شد، که این خود منجر به شکل گیری انتظارات تورمی و در نتیجه تقاضای دستمزد بیش‌تر می‌شود. تقاضا برای دستمزدهای واقعی بیش‌تر از مقداری است که بنگاه‌ها حاضر به پرداخت هستند، (در همان سطح قیمت‌ها و انتظارات قیمتی رایج در اقتصاد). این پروسه در یک جریان قیمت- دستمزد هم‌چنان ادامه می‌یابد. کارگران دستمزد مورد انتظار خود را دریافت نمی‌کنند و بنگاه‌ها نیز قیمت‌های واقعی مورد درخواست خود را به‌دست نمی‌آورند، در نتیجه تورم بیش از حدی که انتظار می‌رود افزایش می‌یابد.

چون افراد همواره انتظارات خود را نسبت به تورم و نرخ آن در آینده تصحیح خواهند کرد، از این پدیده به‌نام مارپیچ دستمزد- قیمت یاد می‌شود[1].

نتیجه حاصل از مارپیچ دستمزد- قیمت، تورم بسیار شتابنده و واگرا خواهد بود. معمولا انتقال عمودی منحنی فیلیپس به سمت بالا سبب می‌شود تا سیاست‌گذاران اقتصادی تصمیم به کاهش ضرر و زیان داشته و این کار را با افزایش در نرخ بیکاری انجام دهند. بنابراین سیاست‌گذار می‌تواند با توجه کردن به موقعیت نرخ بیکاری نسبت به نایرو و اجرای سیاست مناسب (سیاست کنترل حجم پول در شرایطی که بیکاری پایین‌تر از نایرو قرار دارد)، مانع از شتاب در تورم شود.

در دوره‌هایی که شکاف بین نرخ بیکاری و نایرو پایین است و نرخ بیکاری در جهت رسیدن به نایرو افزایش می‌یابد (۶۳-۵۹، ۶۹-۶۸)، تورم در حال کاهش است.

در دوره‌های زمانی که نرخ بیکاری بالاتر از نایرو است (۸۵-۷۵)، هم‌چنان که براساس نمودار (۳) مشاهده می‌شود، تورم روند کاهشی دارد. این روند را نیز می‌توان

1- Wage-price spiral.

براساس تحلیل‌های مطرح شده توجیه کرد. دراین شرایط، سیاست‌گذار می‌تواند با اجرای سیاست انبساطی مناسب، بیکاری را به سطح بیکاری نایرو کاهش دهد بدون این‌که شتاب در تورم به‌وجود آید.

در سال ۸۶ دوباره نایرو بالاتر از نرخ بیکاری قرار گرفته است و همان‌طور که آمارها نشان می‌دهند، تورم روند افزایشی به خود گرفته است.

با توجه به این‌که امسال، نرخ بیکاری پایین‌تر از نایرو قرار گرفته است، لذا به نظر می‌رسد کنترل حجم پول در اقتصاد، نرخ بیکاری را به موقعیت نایرو هدایت کند و اقتصاد را به یک نرخ تورم باثبات برساند. بنابراین، حتی اگر هدف سیاست‌گذار کاهش تورم باشد، باید به موقعیت نرخ بیکاری واقعی نسبت به نایرو توجه داشته باشد و از شکاف بین این دو در پیش بینی از تورم استفاده کند.

نتیجه‌گیری

براساس یافته‌های این تحقیق، در بلندمدت بین تورم و بیکاری رابطه‌ای وجود ندارد و رابطهٔ تورم و بیکاری صرفا یک رابطهٔ کوتاه‌مدت است، بنابراین اعمال سیاست‌های انبساطی در جهت کاهش بیش‌تر بیکاری، در بلندمدت منجر به شتاب در تورم می‌شود، بدون این‌که اثری بر کاهش بیکاری داشته باشد. هم‌چنین متوسط برآورد نایرو در طی دورهٔ زمانی۱۳۸۶-۱۳۴۰، ۸/ ۱۱ درصد است.

به دلیل تغییرات نایرو در طی زمان، سری‌های زمانی نایرو در طی دورهٔ ۱۳۸۶-۱۳۴۰ نیز برآورد شده است، نتایج برآورد حاکی از این است که نایرو از ابتدای دوره تا ۶۷ روند افزایشی دارد، در سال ۶۷ به بالاترین مقدار خود، یعنی ۱۷/۴۱ درصد می‌رسد، سپس از سال ۶۷ روند نزولی پیدا کرده، به طوری که به ۴/۶۸ درصد در سال ۷۹ رسیده است. در فاصلهٔ سال‌های ۸۰ تا ۸۶ روند صعودی دارد و از ۵/۰۸ درصد در سال ۸۰ به ۱۲/۲۱ درصد در سال ۸۶ می‌رسد. در طی این سال‌ها وضعیت نرخ بیکاری نسبت به موقعیت نایرو متفاوت است، براساس نتایج به‌دست آمده، مشاهده شد که در سال ۸۶ نایرو بالاتر از نرخ بیکاری واقعی قرار گرفته است، بنابراین در این شرایط که اقتصاد ایران وضعیت رونق را تجربه می‌کند، می‌توان با اجرای سیاست‌های کنترل حجم پول، نرخ بیکاری را به سمت نرخ بیکاری نایرو هدایت کرد و اقتصاد را به یک نرخ تورم با ثبات رساند.

فهرست منابع

۱- برانسون، ویلیام اچ (۱۹۸۰). تئوری‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان ترجمهٔ عباس شاکری، انتشارات نشر نی، ۱۳۷۲.

۲- تفضلی، فریدون (۱۳۷۸) اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی، تهران انتشارات نشر نی.

۳- طیب نیا، علی (۱۳۷۴) تئوری تورم با نگاهی به فرایند تورم در ایران، انتشارات جهاد دانشگاهی، دانشگاه تهران.

۴- کاظم زاده، غلام رضا (۱۳۷۸) "مقایسهٔ تطبیقی منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بیکاری در ایران"، رسالهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

۵- کرمی، زینب (۱۳۸۶)، "تحلیل پدیدهٔ رکود تورمی و عوامل ایجاد آن در اقتصاد ایران"، مرکز پژوهش‌های مجلس،

۶- متقی، لی لی (۱۳۷۷). "تبادل میان تورم و بیکاری و آزمون نرخ طبیعی بیکاری و NAIRU در ایران " رسالهٔ دکتری، دانشگاه تهران.

7- Ball.L ,Mankiw. N (2002) "the NAIRU in theory and practice ". Journal of Economic perspectives , 16 ,115-136.

8- Blanchard , O. lawrance ,k .(1997) "what we knoe and don't know about the natural rate of unemployment ". Journal of Economic perspective .11.51-72.

9- Barro.R.(1988) " the natural rate theory recon sideration ,the persistencs of unemploy ment " AEA papers and proceedings, 1971.82-93.

10- Claar , V.(2006) "is the NAIRU more use ful in forcasting in flation than the natural rate of unemployment ".38, 2179-2189.

11- Chiarini. B, piselli .p (2001) "Identification and dimension of the NAIRU ". Journal economic modeling ,18, 585-611.

12- Freidman, M (1977) "Nobel lecture , inflation and unemploy ment ". journal of political economy , 85. 451-477.

13- Friedman, M(1968),"dollars and deficits,prentice-H,Inc.,Englewood-C, newjersey.

14- Friedman.Milton,(1969) "the optimum quantity of money and other essays" aldine publishing co., Chicago,chapter 5.

15- Grubb. D (1986) "topic in the OECD Philips curve "the economic journal, 55-79.

16- Gordon, R. J (1997) "the time varying NAIRU and its implication for economic policies " .journal of economic perspective , 11.11-32

17- Hodrick,R. Prescott ,E.(1997)"postwar us business cycles: An empirical investigation" journal of money , credit , and Banking .29 .1-16.
18- Haynem,S.E, stone,J.A(1993) "the dynamic link between inflation and unemployment , some Empirical Evidence , time seires Analysis , 125-136.
19- Layard, N.(1994). the unemployment crisis, oxford university press .
20- Layard, nickel and jackman, (1994) "the unemployment crisis", oxford university press.
21- Posch, O.(2002) "the HP filter and its R implementation university of Dresden.
22- Phelps.E, (1970) "money wage dynamics and labor market equilibrium, in E.S. phelps, microeconomic foundation of employment and inflation, Norton and company Inc.,NewYork, p 20-32.
23- Phillips,A,(1958) "the relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom,1861-1952"economica,283-299.
24- Schreiber. s , wolters.J (2007) " the long-runphillips curve revisited: IS the NAIRU frame work data-consistent?". Journal of macroeconomics, 29 355-367.
25- Seunghuh.H(2006) "Aforcast based NAIRU measure of the us". Applied Economics Letters, 13,177-182.
26- Staiger,D.Slock, J.H, mankiw, Watson .(1997) "the NAIRU, unemployment and monetary policy ".journal of Economic perspective, 11,33-49.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ADF Test Statistic	-2.976385	1% Critical Value*	-3.5814
		5% Critical Value	-2.9271
		10% Critical Value	-2.6013

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(P)
Method: Least Squares
Date: 02/16/09 Time: 10:24
Sample(adjusted): 1342 1386
Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P(-1)	-0.345761	0.116168	-2.976385	0.0048
D(P(-1))	0.099417	0.150681	0.659786	0.5130
C	5.497557	2.018260	2.723909	0.0094

R-squared	0.177399	Mean dependent var	0.362222
Adjusted R-squared	0.138228	S.D. dependent var	7.625966
S.E. of regression	7.079312	Akaike info criterion	6.816571
Sum squared resid	2104.900	Schwarz criterion	6.937015
Log likelihood	-150.3728	F-statistic	4.528794
Durbin-Watson stat	1.935850	Prob(F-statistic)	0.016557

ADF Test Statistic	-4.324077	1% Critical Value*	-3.5850
		5% Critical Value	-2.9286
		10% Critical Value	-2.6021

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(U,2)
Method: Least Squares
Date: 02/16/09 Time: 10:28
Sample(adjusted): 1343 1386
Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(U(-1))	-0.944815	0.218501	-4.324077	0.0001
D(U(-1),2)	-0.017692	0.157365	-0.112425	0.9110
C	0.152502	0.265957	0.573409	0.5695

R-squared	0.477247	Mean dependent var	-0.032045
Adjusted R-squared	0.451746	S.D. dependent var	2.350553
S.E. of regression	1.740447	Akaike info criterion	4.011907
Sum squared resid	124.1954	Schwarz criterion	4.133556
Log likelihood	-85.26196	F-statistic	18.71543
Durbin-Watson stat	1.981122	Prob(F-statistic)	0.000002

Date: 02/02/09 Time: 13:59
Sample(adjusted): 1343 1386
Included observations: 44 after adjusting endpoints
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: P U
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.179058	11.67790	15.41	20.04
At most 1	0.065836	2.996557	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.179058	8.681348	14.07	18.63
At most 1	0.065836	2.996557	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

P	U
-0.146919	0.255309
0.048548	0.164918

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(P)	1.899864	-1.317506
D(U)	-0.567843	-0.168193

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -221.1012

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

P	U
1.000000	-1.737754
	(0.55960)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(P)	-0.279127
	(0.15613)
D(U)	0.083427
	(0.03292)

Dependent Variable: ΔJI
Method: Least Squares
Date: 02/02/09 Time: 13:54
Sample(adjusted): 1344 1386
Included observations: 43 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 14 iterations

Backcast: 1341 1343

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.986054	3.238763	2.157013	0.0372
U	-0.582509	0.280008	-2.080327	0.0441
AR(1)	0.578341	0.127341	4.541656	0.0001
MA(3)	-0.991781	0.055013	-18.02801	0.0000

R-squared	0.663178	Mean dependent var	0.833488
Adjusted R-squared	0.637269	S.D. dependent var	10.69179
S.E. of regression	6.439362	Akaike info criterion	6.651144
Sum squared resid	1617.150	Schwarz criterion	6.814977
Log likelihood	-138.9996	F-statistic	25.59605
Durbin-Watson stat	1.712899	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.58		
Inverted MA Roots	1.00	-.50+.86i	-.50 -.86i

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.118921	Probability	0.133451
Obs*R-squared	4.119261	Probability	0.127501

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/02/09 Time: 14:01
Sample: 1344 1386
Included observations: 43

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-55.24954	46.55462	-1.186768	0.2423
U	23.60987	12.77053	1.848777	0.0719
U^2	-1.211120	0.727426	-1.664938	0.1037

R-squared	0.095797	Mean dependent var	37.60814
Adjusted R-squared	0.050587	S.D. dependent var	63.43146
S.E. of regression	61.80625	Akaike info criterion	11.15310
Sum squared resid	152800.5	Schwarz criterion	11.27597
Log likelihood	-236.7917	F-statistic	2.118921
Durbin-Watson stat	1.090718	Prob(F-statistic)	0.133451

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.185400	Probability	0.126734
Obs*R-squared	4.181183	Probability	0.123614

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/02/09 Time: 14:00
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.792005	3.192060	0.248117	0.8054
U	-0.056609	0.286892	-0.197319	0.8447
AR(1)	-0.005450	0.394482	-0.013816	0.9891
MA(3)	0.001944	0.004826	0.402955	0.6893
RESID(-1)	0.174535	0.387474	0.450443	0.6550
RESID(-2)	-0.279627	0.276638	-1.010808	0.3187

R-squared	0.097237	Mean dependent var	0.591995
Adjusted R-squared	-0.024758	S.D. dependent var	6.176145
S.E. of regression	6.252133	Akaike info criterion	6.632510
Sum squared resid	1446.299	Schwarz criterion	6.878259
Log likelihood	-136.5990	F-statistic	0.797056
Durbin-Watson stat	2.032483	Prob(F-statistic)	0.558852

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی