فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۱، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳، صفحات ۱۳۴- ۱۱۳

برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در اقتصاد ایران و کاربرد آن در سیاست‌گذاری اقتصادی

محمد اخباری و محمد جواد محقق‌نیا *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۶/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۲/۱

چکیده:

در میان مفاهیم متعددی که در ارتباط با نرخ تعادلی بیکاری مطرح می‌باشند، نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان (معروف به نایرو (NAIRU[1]) یکی از مهم‌ترین آنها از نظر بانک های مرکزی می‌باشد چرا که مستقیماً بر تورم تمرکز دارد. برآورد نایرو نیازمند استفاده از معادله فیلیپس است، معادله فیلیپس کاربردی در مقاله حاضر مشابه مدل مثلثی معروف پیشنهادی گوردون می‌باشد به طوری که نرخ تورم توسط سه عامل تورم انتظاری و اینرسی آن، کمبود یا مازاد تقاضا (که توسط شکاف بین نرخ بیکاری تحقق یافته و نایرو محاسبه می‌گردد) و متغیرهای شوک عرضه، تعیین می‌گردد. به عبارتی دیگر نایرو به عنوان یک پارامتر متغیر در طی زمان در نظر گرفته شده و توسط یک مدل حالت- فضا شامل یک فرایند گام تصادفی که تغییرات آن را طی زمان توضیح می‌دهد و قاعده اوکان برآورد می گردد. با تخمین مدل حالت-فضا نتایج تجربی این نرخ برای اقتصاد ایران برآورد می‌گردد. نرخ نهایی نایرو و میانگین آن طی دوره مورد بررسی به ترتیب در حدود ۱۳/۴۸ و ۱۱/۰۷ درصد برآورد شدند که در مقایسه با کشورهای توسعه یافته بالا می‌باشند. نرخ مذکورحاوی نکات مهمی برای سیاست‌گذاران در مورد تورم است. به بیان دیگر، اجرای سیاست‌های تقاضا محور به منظور کاهش نرخ بیکاری بدون افزایش ظرفیت‌های تولیدی با توجه به نرخ تخمین زده شده نایرو می‌تواند منجر به تورم‌های بالا شود. بنابراین ضرروی است تا سیاست‌گذاران بر روی افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه و بهبود شاخص‌های کسب و کار تمرکز بیشتری داشته باشند.

طبقه‌بندی JEL: E31 ،C32 ،E24

واژه‌های کلیدی: *تورم، نایرو، مدل حالت- فضا*

---

* به ترتیب، دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه عدالت و عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه عدالت.
(mgmohagh@yahoo.com)

[1] Non-Accelerating Inflation Rrate of Unemployment

۱- مقدمه

علی‌رغم مطالعات بسیاری که از زمان مطرح شدن مفهوم نرخ تعادلی بیکاری (ERU[۲]) توسط فلپس (۱۹۶۷ و ۱۹۶۸) و فریدمن (۱۹۶۸) صورت گرفته است، مفهوم مذکور همچنان با بسیاری از عدم اطمینان‌ها همراه بوده است. پرسش‌هایی نظیر اینکه آیا این مفهوم باثبات است یا متغیر؟ منحصر بفرد است یا خیر؟ قابل مشاهده است یا نیست؟ متغیر دارای تعریف دقیق و مشخصی است یا اینکه بر اساس هر مدل نظری می‌تواند متغیر باشد؟ آیا مفهوم مذکور به ثبات تورم در کوتاه‌مدت مربوط می‌شود یا میان‌مدت و بلندمدت؟ آیا فرایندهای تورمی را تبیین می‌کند یا خیر؟ و اینکه آیا می‌تواند از نرخ موثر بیکاری منحرف شود یا خیر؟ همواره مطرح بوده‌اند.

با توجه به مفهوم نایرو که اولین بار توسط مودیگیلیانی و پاپادموس[۳] (۱۹۷۵) بسط یافت، نرخ بیکاری تعادلی (ERU) به عنوان نرخ بیکاری تعریف شد که در آن نرخ، میلی به کاهش یا افزایش تورم وجود ندارد.

البته آشفتگی بسیاری در استفاده اقتصاددانان از عبارات نرخ طبیعی بیکاری و نایرو به جای یکدیگر مشاهده می‌شود. در حالی که در حقیقت نرخ طبیعی بیکاری مفهومی والراسی و تعادلی است لیکن نایرو بنیاداً یک مفهوم عدم تعادل یا کلان کینزی است به جای مفهوم والراسی که توسط فریدمن ادعا شده که در آن بازارها با دستمزدها و قیمت‌ها تصفیه می‌شوند، نایرو بازتاب دهنده جهانی است که بازارهای پراکنده کار و کالا هر کدام‌شان با مازاد تقاضا یا مازاد عرضه در قیمت‌های موجود مشخص می‌شوند[۴]. نایرو نرخ بیکاری است که در آن فشارهای تورمی بازارهای با مازاد تقاضا با فشارهای کاهش تورمی بازارهای با مازاد عرضه در تعادل قرار دارند.

ایسنر (۱۹۹۵)[۵] استدلال می‌کند که نایرو فدرال رزرو را از کاهش دادن بیکاری به واسطه این باور اشتباه که بیکاری پایین‌تر موجب تورم می‌شود، بازداشته است.

---

[2] Equilibrium Rate of Unemployment

[3] Modigliani and Papademos

[۴] برای مباحث بیشتر در مورد اختلاف بین نرخ طبیعی و NAIRU توبین (۱۹۹۷) را ببینید.

[5] Eisner

توبین(۱۹۹۵)[۶] اظهار می‌نماید که نایرو با توجه به مشخصه‌های نهادی اقتصاد تعیین می‌شود نه با رفتار بهینه‌سازی عاملان و از این‌رو نباید ادعا شود که "طبیعی" است.

با توجه به مفهوم نایرو، کارکردهای مهمی نیز برای آن اندیشیده شده است، که از جمله آنها می‌توان به کاربرد آن در سیاست‌گذاری پولی اشاره داشت. به عبارتی با توجه به اینکه اثرات سیاست پولی بر روی کل اقتصاد با وقفه‌های بلندمدتی همراه می‌باشد، بر این اساس سیاست پولی باید پیش از اینکه تورم شروع به افزایش نماید به کار گرفته شود. برای این منظور لازم است سیاست‌گذاران پولی از علائمی آگاه باشند که به آنها در پیش‌بینی تحولات آتی تورم کمک نماید.

در این میان، رویکردهای مختلفی جهت پیش‌بینی و نهایتاً استخراج قواعد سیاستی مربوطه به کار برده شده‌اند که یکی از مهم‌ترین آنها، مدل برآورد نایرو و سیاست‌گذاری مبتنی بر آن بوده است. به عبارتی نایرو به عنوان یک ابزار اطلاعاتی و استدلالی جهت اجرای سیاست‌های پولی نظیر سیاست‌های مربوط به نرخ سود به کار برده می‌شود به این صورت که هنگامی که نرخ بیکاری از سطح نایرو افزایش پیدا می‌کند کاهش نرخ سود در دستور کار مقامات پولی قرار گیرد. همچنین به لحاظ وجود رابطه بیکاری و تورم، در صورتی که نرخ بیکاری به زیر نایرو کاهش یابد، مقامات پولی با افزودن بر نرخهای سود از افزایش شتابان قیمت‌ها جلوگیری می‌کنند. اما در به کارگیری این رویکرد، چالش‌هایی نیز وجود دارند که برخی از مهم‌ترین آنها عبارتند از:

- شکاف بیکاری جاری تنها یکی از متغیرهای توضیحی در تبیین تورم می‌باشد. تمرکز بر تنها یک متغیر تصویر ناقصی از واقعیت را به دست می‌دهد.
- تمرکز بر شکاف بیکاری ممکن است این احساس را ایجاد نماید که هدف سیاستی، انتقال بیکاری به سوی نایرو می‌باشد.
- وجود وقفه در شکل‌گیری و تغییر تورم نشان می‌دهد که ممکن است به دلیل کاهش تورم انتظاری، حتی در شرایطی که نرخ بیکاری پایین‌تر از نرخ طبیعی بیکاری می‌باشد از سرعت تورم کاسته شود. به طور مشابه، در صورتی که شوک‌های عرضه موافقی وجود داشته باشند، تورم در آینده

[6] Tobin

کاهش خواهد یافت حتی اگر نرخ بیکاری پایین‌تر از سطح نرخ طبیعی باشد.

در مقاله پیش رو، در بخش دوم به برخی از مهم‌ترین مطالعات تجربی صورت گرفته در ارتباط با برآورد نایرو اشاره می‌گردد و در بخش سوم، مباحث نظری مربوط به مدل‌سازی برآورد نایرو ارائه می‌شود. بخش چهارم به ارائه نتایج برآورد مدل اختصاص دارد و در انتها در بخش پنجم، جمع‌بندی از مباحث ارائه می‌گردد.

۲- مروری بر مطالعات تجربی

دو رویکرد کلی در مدل‌سازی اندازه نایرو وجود دارد. این دو رویکرد عبارتند از رویکرد منحنی فیلیپس تعمیم یافته براساس انتظارات، که بر اساس آن مجموعه‌ای از متغیرهای بازار کار به عنوان عوامل تبیین‌کننده تجربی بالقوه نایرو مشخص می‌شوند, و روش تک متغیره, به طوری که ویژگی‌های سری زمانی متغیرهای اقتصاد کلان به عنوان عوامل تبیین‌کننده نایرو به کار برده می‌شوند. رویکرد اول نایرو را به عنوان نقطه‌ای در نظر می‌گیرد که در آن نقطه رابطه مستحکمی بین انحراف بیکاری از نایرو و تورم غیرمنتظره وجود دارد. در این چارچوب دو گونه بررسی یعنی رویکرد تورم تک معادله‌ای و مدل دستمزد- قیمت چند معادله‌ای یا مدل چانه‌زنی وجود دارند. رویکرد منحنی فیلیپس به میزان زیادی به یک شاخص نرخ تعادلی بلندمدت بیکاری وابسته است. اگر چه این مدل‌های ساختاری چارچوب نظری قدرتمندی را فراهم می‌آورند, لیکن تخمین‌های مشخصی از نایرو از آنها به دست نمی‌آید و انتقاداتی نیز به آنها در خصوص انتخاب مدل نظری, موضوعات تصریح, تشخیص آماری و در دسترس بودن داده‌ها وارد شده است (مک آدام و مک مورو، ۲۰۰۳)[۷].

در حالی که روش تک متغیره کالمن فیلتر، طیف گسترده‌ای از فرایندهای تصادفی را امکان‌پذیر می‌سازد، ادبیات TV-NAIRU[۸] عموماً تصریح ERU_{LT}[۹] را بدون توجیه نظری یا تایید اقتصاد سنجی به کار می‌گیرند. در پی مطالعات

[7] McAdam and Mc Morrow

[8] Time varying NAIRU

[9] Equilibrium Rate of Unemployment(Long term)

گوردون (۱۹۹۷)[10] و کینگ و همکاران (۱۹۹۵)[11]، ERU_{LT} اغلب به عنوان یک فرایند گام تصادفی تشخیص داده می‌شود (معادله (۱) در جدول ۱).

با توجه به اینکه فرضیه گام تصادفی غالباً نتایج نامطلوبی را ارائه داده است (برای مثال ایراک، ۲۰۰۰، ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۰[12] را ببینید)، ویژگی‌های اقتصادسنجی مدل را می‌توان به طور همزمان از سه طریق بهبود بخشید. اول با آزمون سایر تصریحات تصادفی ERU_{LT}، برای نمونه با افزودن یک روند تصادفی (برای مثال معادلات (۲) و (۳) در جدول ۱). دوم، با تلاش برای یافتن عوامل تعیین‌کننده قابل مشاهده ERU_{LT} (معادلات (۴)، (۵) و (۶) در جدول ۱). چندین مطالعه در این خصوص صورت گرفته‌اند که عبارتند از:

- **جاگر و پارکینسون (۱۹۹۴)**[13] " اثرات پایداری" را می‌یابند: افزایش نرخ موثر بیکاری ERU_{LT} در کانادا، آلمان و انگلستان(اما نه در آمریکا). آن‌ها سازگاری نتایج را با معرفی سایر عوامل تعیین کننده معادله ERU_{LT} مورد آزمون قرار نمی‌دهند.
- **سالمی (۱۹۹۹)**[14] نیز اثرات پایداری را در مورد آمریکا نمی‌یابد، اما نشان می‌دهد که ERU تحت تأثیر متغیرهای جمعیت‌شناختی (سهم جمعیت ۱۵ تا ۱۹ ساله)، حداقل دستمزد و سطح پوشش پرداخت‌های بیکاری قرار دارد.
- **مک مورو و راجر (۲۰۰۰)**[15] اثر مثبت نرخ‌های بهره واقعی روی ERU_{LT} را در ۱۰ مورد از ۱۳ کشور مورد مطالعه و اثر مثبت بار مالیاتی را روی شش مورد از آنها می‌یابند.
- **هیر و تیم‌بیو (۲۰۰۲)**[16] تحول ERU_{LT} فرانسه را با رشد بهره‌وری نیروی کار (با علامت منفی) و نرخ‌های بهره واقعی توضیح می‌دهند. اثرات حداقل دستمزد و پایداری از معناداری کمی برخوردار می‌باشد.

---

[10] Gordon

[11] King, Stock, Watson; Gordon

[12] Irac, D(2000); Richardson, et al.

[13] Jaeger, A., Parkinson, M

[14] Salemi, M.K

[15] Mc Morrow, K., Roeger,W

❖ برای منطقه یورو، **لوگی و تابر (۲۰۰۰۳)**[۱۷] تحول ERU_{LT} را با رشد بهره وری نیروی کار (با علامت منفی) و نرخ‌های بهره واقعی توضیح می‌دهند. انحراف مالیاتی معنادار نبود.

رویکرد سوم به منظور بهبود مدل، معادلات دیگری را به منظور برآورد نایرو به معادله ERU_{LT} می‌افزاید. در حالی که برخی از چنین معادلات اضافی، نظیر قاعده اوکان (معادله (۱۰) در جدول ۱) دارای تفسیر اقتصادی می‌باشند، بقیه معادلات نسبتاً فاقد عمومیت هستند. برای نمونه، معادله ۸ و ۹ شکاف بیکاری را مانا در نظر می‌گیرند.

در صورتی که ERU_{LT} به عنوان یک فرایند گام تصادفی در نظر گرفته شود (معادله (۱) در جدول ۱)، به یک" *TV-NAIRU ثابت*" ناخواسته منتج می‌شود. استوک و واتسون (۱۹۹۸)[۱۸] نشان می‌دهند که ریسک مشکل Pile-up به میزان قابل توجهی با استفاده از روش" ارزش‌دهی آغازی پراکنده"[۱۹] کاهش پیدا می‌کند.[۲۰] این روش، ارزش‌دهی آغازی الگوریتم کالمن با واریانس بالای خطاها را پیش از فرایند تخمین شامل می‌شود (دوربین و کوپمن،۲۰۰۰[۲۱] را ببینید). در نهایت، نسبت سیگنال به نوفه (SNR[۲۲]) تخمینی برخی اوقات ERU_{LT} بسیار نامعقولی را به دست می‌دهد که تفسیر آن از نقطه نظر اقتصادی دشوار می‌گردد. در تمامی این موارد، SNR هماهنگ با ملاک هموارسازی گوردون (۱۹۹۷) مقید می‌شود.

---

[16] Heyer, E., Timbeau, X

[17] Logeay, C., Tober, S

[18] Stock, J.H., Watson, M.W

[19] Diffuse Initialisation

[۲۰] مشکل پایل اپ (Pile-up) هنگامی رخ می‌دهد که کالمن فیلتر وزن بسیار اندکی را در مورد واریانس جزء دائمی در نظر می‌گیرد. در جایی که هدف یافتن تخیمن‌های نقطه‌ی نایرو به عنوان یک جزء غیرقابل مشاهده می‌باشد، این مشکل با وارد کردن ارزش‌های معقولی برای واریانس پارامترها رفع می شود.

[21] Durbin, J., Koopman, S.J

[22] Signal-to-Noise Ratio (SNR)

جدول ۱: برخی تصریحات ERU_{LT} در ادبیات TV-NAIRU

شماره معادلات	معادله برآورد نایرو	نویسندگان
(۱)	$U_t^{LT} = U_{t-1}^{LT} + \varepsilon_t^{U^{LT}}$	گوردون (۱۹۹۷)، کینگ و همکاران (۱۹۹۵) ، ایراک (۲۰۰۰) فرضیه نوفه سفید $\varepsilon_t^{U^{LT}} = \bar{\varepsilon}_{t-1}^{U^{LT}} + \varepsilon'_t$ را کنار گذاشت.
(۲)	$\Delta U_t^{LT} = X'.\Delta U_{t-1}^{LT} + \varepsilon_t^{U^{LT}}$	ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۰)
(۳)	$\pi_t = \pi_{t-1} + \varepsilon_t^{\pi}$ با $U_t^{LT} = U_{t-1}^{LT} + \pi_{t-1} + \varepsilon_t^{U^{LT}}$	لاباچ (۲۰۰۱)، فابیانی و میستر (۲۰۰۱)
(۴)	$U_t^{LT} = U_{t-1}^{LT} + \sim U_{t-1} + \varepsilon_t^{U^{LT}}$	جیگر و پارکینسون (۱۹۹۴)
(۵)	$\pi_t = \pi'.t$ با $U_t^{LT} = \ddot{} + \pi_t + \gamma.X_t + \varepsilon_t^{U^{LT}}$ X= نرخ بهره واقعی، انحراف مالیاتی، نرخ رشد روند GDP	مک منو و راجر (۲۰۰۰)
(۶)	$U_t^{LT} = U_{t-1}^{LT} + \gamma.X + \varepsilon_t^{U^{LT}}$ X=نوسانات نرخ بیکاری، نرخ بهره بلندمدت و رشد بهره‌وری نیروی کار، نسبت بین حداقل دستمزد و دستمزد متوسط	هیر و تیمبیو (۲۰۰۲)
(۷)	$\pi_t = \pi_{t-1} + \varepsilon_t^{\pi}$ با $U_t^{LT} = U_{t-1}^{LT} + \pi_t + \gamma.X + \varepsilon_t^{U^{LT}}$ X=نوسانات نرخ بهره بلندمدت و رشد بهره‌وری نیروی کار	لوگی و تابر (۲۰۰۳)
(۸)	$U_t - U_t^{LT} = \nu(U_{t-1} - U_{t-1}^{LT}) + \varepsilon_t$	اپل و جانسون (۱۹۹۹)، لاباچ (۲۰۰۱)، فابیانی و میستر (۲۰۰۱)[۲۳]
(۹)	$\Delta U_t = \nu\Delta U_{t-1} - \nu'(U_{t-1} - U_{t-1}^{LT}) + \nu''X + \varepsilon_t$	هیر و تیبیو (۲۰۰۲)
(۱۰)	$y_t - y_t^P = \nu(U_t - U_t^{LT}) + \varepsilon_t$ با $y_t^P = \nu' + y_{t-1}^P + \varepsilon_t^{y^P}$	اپل و جانسون (۱۹۹۹)، لاباچ (۲۰۰۱)، فابیانی و میستر (۲۰۰۱)

استیگلیتز (۱۹۹۷)[۲۴] در مقاله‌ای بر اهمیت نایرو در سیاست‌گذاری اقتصادی تاکید دارد وی بر اساس یک شیوه ناپارامتریک نشان می‌دهد که تورم از سال ۱۹۶۰ در آمریکا، در ۲۶ فصل از ۳۲ فصل هنگامی که نرخ بیکاری زیر ۵ درصد بود، افزایش یافته است اما تورم در ۲۴ فصل از ۲۷ فصلی که بیکاری بالاتر از ۷ درصد بوده کاهش پیدا کرده است، این نظم تجربی به زعم وی کاملاً قدرتمند است

[23] Apel, M., Jansson, P., 1999; Laubach, Th. (2001) ; Fabiani, S., Mestre, S., (2001)
[24] Stiglitz

و می‌تواند به عنوان یک مفهوم تحلیلی مفید در خصوص تورم و بیکاری به کار گرفته شود.

فیتزنگبرگر و همکاران (۲۰۰۷)[۲۵] با استفاده از فیلتر کالمن به بررسی وضعیت منحنی فیلیپس و نایرو در اقتصاد آلمان با در نظر گرفتن اتحاد دو آلمان پرداخته‌اند. تخمین‌های آنها نشان می‌دهد نایرو سازگار با تورم ۲ درصدی در اقتصاد آلمان در حدود ۷ تا ۸ درصد می‌باشد.

الوی و همکاران (۲۰۱۳)[۲۶] به برآورد نایرو در اقتصاد مراکش می‌پردازند، آنها اشاره دارند که دولت‌ها به دنبال نقطه تبادل بین دو هدف تورم و نرخ بیکاری می‌باشند. آنها با استفاده از فیلتر کالمن، نایرو را برای دوره فصلی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۲ تخمین می‌زنند.

واتسون (۲۰۱۴)[۲۷] به دنبال پاسخ به این پرسش که چرا تورم در اقتصاد آمریکا طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۷ نسبت به دوره ۸۵-۱۹۷۵ به میزان کمتری کاهش یافت، به تخمین نایرو می‌پردازد. نتایج بررسی وی نشان می‌دهند که نایرو در حدود یک واحد درصد از سال ۲۰۰۷ تا فصل سوم ۲۰۱۳ افزایش یافته است، به‌طوریکه در انتهای دوره مورد بررسی به ۶/۳ درصد رسیده است. بررسی وی نشان می‌دهد که نایرو در کوتاه‌مدت بار دیگر کاهش خواهد یافت.

وی سویی و همکاران (۲۰۱۵)[۲۸] نیز به برآورد نایرو در اقتصاد امریکا با استفاده از داده‌های مربوط به تورم انتظاری می‌پردازند. برآوردهای آنها از نایرو حاکی از آن است که به نرخ بیکاری بسیار نزدیک می‌باشد، به استثنای دوره‌های تورم بالا (اواخر دهه ۱۹۷۰). نتایج آنها نشان می‌دهد که سیاست پولی بسیار موثر بوده و قابلیت بهبود چندانی در سیاست‌های فعلی وجود ندارد.

مطالعاتی نیز در خصوص برآورد نایرو و نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران صورت گرفته‌اند که از جمله آنها می‌توان به مطالعه متقی (۱۳۷۷)، خالصی (۱۳۸۲)، قبادی (۱۳۸۳)، عباسی نژاد و کاظمی زاده (۱۳۷۹)، خالصی و صیامی (۱۳۸۳) و شیرافکن و جلائی (۱۳۸۹) اشاره نمود.

---

[25] Fitzenberger and *et al.*

[26] Alaoui and *et al.*

[27] Watson, Mark W.

[28] Wei Cui and et al.

متقی (۱۳۷۷) در مطالعه خود به بررسی تورم، نرخ طبیعی بیکاری و نایرو در اقتصاد ایران در دوره ۷۵-۱۳۳۸ پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که در حالت کلی، در منحنی خطی فیلیپس بین نرخ بیکاری طبیعی و نایرو تفاوتی وجود ندارد. بنابراین، در ایران مقدار متوسط نایرو همان نرخ بیکاری طبیعی است. اگر چه در کوتاه‌مدت میان تورم و بیکاری رابطه وجود دارد ولی این رابطه در بلندمدت وجود ندارد.

خالصی (۱۳۸۲) رابطه تورم و بیکاری را برای دوره ۸۰-۱۳۴۵ مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه وی حاکی از آن است که در دوره مذکور رابطه بلندمدت بین تورم و بیکاری وجود دارد. همچنین نتایج الگوی تصحیح خطای متناظر آنها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نیز بین نرخ تورم و نرخ بیکاری رابطه وجود دارد.

قبادی (۱۳۸۳) به برآورد نرخ بهینه بیکاری و مقایسه آن با نرخ بیکاری طبیعی پرداخته است. بر اساس برآورد وی نرخ بهینه بیکاری معادل ۷ درصد برآورد گردیده است و تفاوت این نرخ با نرخ بیکاری تحقق یافته نتیجه اقدامات نامناسب دولت است.

عباسی نژاد و کاظمی زاده (۱۳۷۹) به بررسی و تحلیل منحنی فیلیپس و تغییر نرخ طبیعی بیکاری پرداخته‌اند. آنها ابتدا فرضیه نرخ بیکاری طبیعی را آزمون نموده و سپس نرخ طبیعی بیکاری را برآورد نموده‌اند. نرخ طبیعی برآوردی آنها ۷/۶ درصد می‌باشد. آنها بر این باورند که تورم‌های مزمن باعث کاهش قدرت خرید افراد شده و موجب بالا بودن نرخ طبیعی بیکاری گردیده است.

خالصی و صیامی (۱۳۸۳) به برآورد نایرو و تولید بالقوه با استفاده از الگوی اجزای مشاهده نشده پرداخته‌اند. یافته‌های مطالعه آنها نشان می‌دهد که شکاف تولید در ارتباط منفی با انحراف نرخ بیکاری از نرخ نایرو است و تاثیر ادوار تجاری بر نرخ بیکاری و تورم منفی بوده است. به موجب نتایج مطالعه آنها نرخ نایرو طی دوره ۸۱-۱۳۶۸ در حدود ۷ درصد برآورد گردیده است.

شیرافکن و جلائی (۱۳۸۹) اشاره دارند که به منظور رفع مشکلات اقتصادی در بخش اشتغال، به جای کاهش نرخ بیکاری باید در صدد کاهش نرخ نایرو بود. در مطالعه آنها از روش STM/UN استفاده شده و بر اساس یافته‌های آنان نایرو در

مقایسه با نرخ بیکاری با نوسان بیشتری همراه بوده و در سال‌های ۸۸-۱۳۸۱ فراتر از نرخ بیکاری تحقق یافته بوده است.

حسینی و قلی‌زاده (۱۳۸۹) نیز با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات به برآورد نرخ طبیعی بیکاری و ارتباط آن با تورم می‌پردازد. بر اساس نتایج وی رابطه معناداری بین نوسان‌های بیکاری و تورم وجود ندارد. آنها معتقدند بیش از سه دهه رکود تورمی در اقتصاد ایران موجب چنین نتیجه‌ای گردیده است.

۳- مدل نظری برآورد نایرو در اقتصاد ایران

رویکرد مطالعه حاضر در برآورد نایرو ، شامل به کارگیری مفاهیم نظری رویکرد گوردون به مانند مطالعه اپل و جانسون (۱۹۹۹)[۲۹] می‌باشد. اپل و جانسون از مدل‌های حالت- فضا جهت برآوردنایرو بهره برده‌اند، در ادامه به تشریح مدل‌های حالت- فضا پرداخته می‌شود.

مدل‌های حالت- فضا در ادبیات اقتصاد سنجی، جهت مدل‌سازی متغیرهای مشاهده نشده مورد استفاده قرار می‌گیرند. متغیرهایی مانند نایرو، انتظارات عقلایی، درآمد دایمی و نظایر آنها.

دو مزیت عمده، برای نشان دادن مدل‌های پویا به صورت مدل‌های حالت- فضا وجود دارد. اولاً این نوع مدل ها این امکان را به وجود می‌آورند که متغیرهای مشاهده نشده، هم در تخمین مدل مورد استفاده قرار گیرند و هم این که بتوان آنها در مدل تخمین زد. ثانیاً می‌توان این مدل‌ها را به وسیله الگوریتم‌های بازگشتی قوی مانند، کالمن فیلتر مورد تحلیل قرار داد.

ارایه یک سیستم حالت-فضا به صورت زیر است:

$$Y_t = A'X_t + H\P_t + \mu_t \qquad (۱۱)$$

$$\P_{t+1} = F\P_t + V_{t+1} \qquad (۱۲)$$

به معادله (۱۱) معادله مشاهدات و به معادله (۱۲) معادله حالت گفته می‌شود. به طوری که Y_t بردار $(N*1)$ از متغیرهای مشاهده شده در زمان t است. بخشی از متغیرهای سمت راست معادله که از پیش تعیین شده‌اند و به آنها متغیرهای برونزا می‌گویند، شامل X_t که یک بردار $(K*1)$ است می‌باشند. بخش دیگری از

[29] Apel, M., Jansson, P.

متغیرها که مشاهده نشده‌اند به نـام $\P_t$ کـه یـک بـردار (R*1) بـوده، مـی‌باشـند (ضمن آنکه به بردار $\P_t$ بردار حالت نیز اطلاق می‌گردد).

برای دو معادله (۱۱) و (۱۲) جملات اختلال شامل μ_t و V_{t+1} می‌باشـند کـه شرایط زیر برای این جملات اختلال وجود دارد:

بنابراین:

$$Var(\mu_t) = K_t$$

$$Var(V_t) = Q_t$$

$$E(\mu_t V_t) = 0$$

معادله (۱۱)، شامل متغیرهای برونزا است که این متغیر هیچ اطلاعاتی دربـاره μ_{t+s} و $\P_{t+s}$ برای $s = 0,1...., N$ نمی‌دهد. به عبارت دیگر X_t می‌تواند شامل متغیرهای با تاخیر Y و متغیرهایی باشد که با $\P_t$ و μ_t وابسـتگی نداشـته باشـد. در ضمن فرض می‌شود که:

$$E(V_t \P_t') = 0$$

$$E(\mu_t \P_t') = 0$$

و چون می‌توان $\P_t$را به صورت زیر نوشت:

$$\P_t = V_t + FV_{t-1} + F^2 V_{t-2} + ... + F^{t-2} V_2 + F^{t-1} \P_t$$

بر اساس آنچه تا این جا بیان شد، می‌توان دو کاربرد عمده برای کـالمن فیلتـر عنوان کرد. کاربرد اول، لگاریتمی است برای محاسـبه پـیش‌بینـی حـداقل مربعـات خطی بردار حالت بر اساس آنچه تا زمان T مشاهده شده است. در این صورت:

$$\P_{t+1/t} \equiv E(\P_{t+1} / Y_t)$$

$$Y_t = (y_t', y_{t-1}', ..., y_1', x_t', x_{t-1}', ..., x_1')'$$

$E(\P_{t+1} / Y_t)$ بیانگر یک رابطه خطی بین $\P_{t+1}$ و Y_t و یک عدد ثابت است. بـر اساس روش کالمن فیلتر[۳۰] این پیش‌بینی‌ها به صورت متـوالی بـه دسـت مـی‌آیـد. یعنی با محاسبه $\P_{1/0}$ و محاسبه $\P_{2/1}$ مراحل تا محاسبه $\P_{t/t-1}$ ادامه می‌یابد.

از آنجا که X_t هیچ اطلاعاتی درباره $\P_t$ نمی‌دهد می‌توان نوشت:

$$E(\P_t / X_t, Y_{t-1}) = E(\P_t / Y_{t-1}) = \P_{t/t-1}$$

و پیش‌بینی Y_{t-1} به صورت:

$$Y_{t/t-1} \equiv E(Y_t / X_t, Y_{t-1})$$

[30] Kalman filter

و از آنجا که:

$$E(Y_t / X_t, \P_t) = A'X_t + H'\P_t$$

می‌باشد، بنابراین خواهیم داشت:

$$Y_{t/t-1} = A'X_t + H'E(\P_t / X_t, Y_{t-1}) = A'X_t + H'\P_{t/t-1} \qquad (۱۳)$$

در نتیجه پیش‌بینی متغیر غیرقابل مشاهده بر اساس کالمن فیلتر انجام می‌گیرد.

اما کاربرد دوم کالمن فیلتر برای حالتی است که ضریب‌های متغیرهای مدل در طول زمان در حال تغییر باشند. دراین صورت یک کاربرد مهم مدل حالت- فضا با پارامترهای تصادفی متغیر برای یک رگرسیونی است که ضرایب آن در طول زمان تغییر می‌کنند. معادله زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = X_t' \quad + \mu_t$$

X_t یک بردار $K*1$ است و می‌تواند شامل مقادیر با وقفه Y یا مقادیری باشد که مستقل از اختلالات μ_t می‌باشند. بردار ضریب‌های پارامترها فرض می‌شود که به صورت زیر در طول زمان تغییر یابد:

$$_{t+1} - \quad = F(\ _t - \ ) + v_{t+1}$$

اگر مقادیر ویژه ماتریس F همگی در درون دایره واحد باشند، پس به عنوان میانگین یا ارزش یکنواخت ثابت برای بردار ضریب‌ها است. در این صورت اگر فرض زیر برقرار باشد:

$$\begin{pmatrix} v_{t+1} \\ \mu_t \end{pmatrix} / X_t, Y_{t-1}) \approx N(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} Q & 0 \\ 0 & \pm^2 \end{bmatrix})$$

بردار حالت به صورت $\P_t = \ _t -$ خواهد بود و رگرسیون (۱۱) با در نظرگرفتن این رابطه می‌تواند به صورت $Y_t = X_t' \quad + X_t'\P_t + \mu_t$ نوشته شود که به این معادله، معادله مشاهدات می‌گویند و بر این اساس داریم:

$$a(X_t) = X_t'$$
$$H(X_t) = X$$
$$R(X_t) = \pm^2$$

اگر ارزش‌های فوق در فرایند تکرار مربوط به کالمن فیلتر مورد استفاده قرار گیرند، پیش بینی یک دوره قبل با استفاده از رگرسیون (۱۱) به صورت زیر خواهد بود:

$$E(Y_t / X_t, Y_{t-1}) = X_t' \quad + X_t' \P_{t/t-1} \qquad (۱۴)$$

تابع لگاریتم احتمال آن نیز به صورت زیر است:

$$\sum \log f\ (Y_t / X_t, Y_{t-1}) = -(T\ / 2)\log(2\®) - (1/2)\sum \log(X_t' P_{t/t-1} X_t + \pm^2) \qquad (۱۵)$$
$$-(1/2)\sum (Y_t - X_t' \quad - X_t' \P_{t/t-1})^2 / (X_t' P_{t/t-1} X_t + \pm^2)$$

تابع لگاریتم فوق در هر مقطع زمانی (به نوع داده‌ها بستگی دارد که اگر داده‌ها سالانه باشد، در هر سال و اگر داده‌ها فصلی باشد، در هر فصل) ماکزیمم می‌شود، و بنابراین پارامترها بر مبنای این مساله که تابع فوق ماکزیمم می‌شود، تخمین‌زده می‌شوند. پس در حالتی که پارامترهای مدل در طول زمان تغییر می‌یابند، این تغییر پارامترها و تخمین آنها بر مبنای ماکزیمم شدن تابع لگاریتم فوق در هر فصل صورت می‌گیرد.

۴- نتایج برآورد نایرو در اقتصاد ایران و سیاست‌گذاری اقتصادی

به منظور برآورد نرخ نایرو در اقتصاد ایران از داده‌های فصلی مربوط به دوره فصل اول ۱۳۶۸ تا فصل چهارم ۱۳۹۰ و رویکرد حالت- فضا استفاده شد. همان‌طور که در کادر ۲ مشخص می‌باشد، سیستم معادلات حالت- فضا شامل متغیرهای تغییرات نرخ تورم شاخص بهای مصرف کننده (DINF)، شکاف نرخ بیکاری (U_GAP)، تغییرات شکاف نرخ بیکاری، تغییرات نقدینگی (DLM2)، تغییرات نرخ ارز (DLEX)، لگاریتم تولید (LGDP)، شکاف تولید (YGAP)، روند تولید (LGDP_T)، تغییر لگاریتم قیمت نفت (LPOIL) و تغییرات نرخ سود تسهیلات (DINTEREST) می‌باشد.

در معادله مربوط به تغییرات تورم همان‌طور که در کادر ۱ مشاهده می‌شود، این متغیر تابعی از تغییرات تورم در دوره قبل، شکاف نرخ بیکاری، تغییرات شکاف بیکاری، رشد نقدینگی با یک و دو وقفه، رشد نرخ ارز (دلار) و تغییرات نرخ سود تسهیلات مدل‌سازی شده است. به عبارتی دیگر همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در مدل‌سازی مربوطه تورم تابعی از اینرسی تورم، فشار تقاضا (شکاف بیکاری) و فشار هزینه یا عرضه در نظر گرفته شده است. با توجه به برونزا بودن برخی از عوامل موثر بر تورم، نظیر شوک‌های طرف عرضه، سیاست‌گذاری پولی تنها متوجه عوامل قابل کنترل نظیر شوک‌های تقاضا خواهد بود.

کادر ۱: مدل تجربی تخمین نایرو

```
param c(1) .0 c(2) .0 c(3) .0 c(4) .0 c(5) .0 c(6) .0 c(7) .0 c(8) .0 c(9) .0 c(10) .0 c(11) .0
c(12) .0 c(13) .0 c(14) .0 c(15) .0 c(16) .0 c(17) .0 c(18) .0 c(19) .0 c(20) .0  c(21) .0  c(22)
.0 c(23) .0

@signal dinf= c(1)+c(2)*dinf(-1)+c(3)*u_gap+c(4)*(u_gap1-u_gap2)+c(13)*dlm2(-1)+
c(23)*dlm2(-2)+c(14)*dlex+C(15)*DINTEREST+[ename=e1]
@signal unem = nairu + u_gap
@state u_gap= c(6)*u_gap(-1) + c(7)*u_gap2(-1) +[ename=e4]
@state u_gap1=u_gap(-1)
@state u_gap2=u_gap1(-1)
@state nairu=c(9)+c(10)*nairu(-1)+[ename=e5]

@signal LGDP =LGDP_T + Ygap
@state Ygap= c(17)*Ygap(-1)+C(16)*DLPOIL+[ename=e2]
@state Ygap1=Ygap(-1)
@state LGDP_T=LGDP_T(-1)+drifty(-1)+[ename=e3]
@state drifty=drifty(-1)

'variance of signal and state variables'
@evar var(e1)=exp(c(5))
@evar var(e2)=exp(c(8))
@evar var(e3)=exp(c(11))
@evar var(e4)=exp(c(21))
@evar var(e5)=exp(c(22))

'covariance of shocks'
@evar cov(e1,e2)=0
@evar cov(e1,e3)=0
@evar cov(e1,e4)=0
@evar cov(e1,e5)=0
@evar cov(e3,e2)=0
@evar cov(e4,e2)=0
@evar cov(e5,e2)=0
@evar cov(e4,e3)=0
@evar cov(e5,e3)=0
@evar cov(e5,e4)=0
```

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۲: نتایج کمی برآورد مدل نایرو

	ضریب	انحراف معیار
C(1)	-۱/۱	۱/۴
C(2)	۰/۴	۰/۱
C(3)	-۱/۲	۱۱/۲
C(4)	-۹/۴	۸۸/۰
C(5)	۲/۱	۰/۴
C(6)	۰/۹	۰/۰
C(7)	۰/۰	۰/۰
C(8)	-۴/۳	۰/۲
C(9)	۱/۲	۰/۶
C(10)	۰/۹	۰/۰
C(11)	-۹/۲	۲/۴
C(13)	۰/۱	۱۲/۴
C(14)	۱۸/۶	۳/۶
C(15)	-۳/۶	۹/۴
C(16)	۰/۲	۰/۱
C(17)	۰/۰۰۰۳	۰/۱۶۳۹
C(21)	-۱۰/۵۱۰۵	۱۱۲۹/۲۱۹
C(22)	-۴/۳۹E-01	۰/۱۳۵۹۳
C(23)	۱/۰۴E+01	۱۴/۴۲۰۳۶
	تعادل نهایی	ریشه میانگین مربعات خطا[۳۱]
U_GAP	۰/۱۲	۰/۰۵
U_GAP1	۰/۱۴	۰/۰۶
U_GAP2	۰/۱۵	۰/۰۷
NAIRU	۱۳/۴۸	۰/۸۰
YGAP	۰/۰۰	۰/۱۲
YGAP1	-۰/۰۶	۰/۰۴
LGDP_T	۱۱/۸۵	۰/۰۴
DRIFTY	۰/۰۱	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد علامت ضرائب مربوط به متغیرهای اثرگذار بر تغییرات تورم مطابق نظریه‌های اقتصادی می‌باشند. به گونه‌ای که رشد نقدینگی با وقفه‌های اول و دوم و رشد نرخ ارز اثر مثبتی بر تغییرات نرخ تورم دارند. هر چند ضریب نرخ سود تسهیلات در معادله تورم منفی است لیکن معنادار نمی‌باشد در تفسیر ضریب این متغیر می‌توان بیان داشت که با توجه به تثبیت نسبی نرخ سود

[31] Root Mean Square Error

تسهیلات در دوره مورد بررسی، عملاً اثرگذاری آن بر روی تغییرات تورم جهت تطبیق با نظریه‌های اقتصادی امکان‌پذیر نمی‌باشد. همچنین افزایش شکاف نرخ بیکاری نیز اثر منفی بر روی تغییرات تورم داشته است.

با توجه به برآورد صورت گرفته نرخ نایرو در وضعیت نهایی (Final State) در حدود ۱۳/۴۸ درصد برآورد گردیده است.

جدول ۳: میانگین بیکاری واقعی، نایرو و تورم طی دوره‌های مختلف

دوره مورد بررسی	میانگین			
	بیکاری واقعی	نایرو	شکاف بیکاری	تورم
۱۳۶۹ Q 1- ۱۳۷۵Q4	۹/۰	۹/۳	-۰/۳۷	۲۶/۷
۱۳۷۶ Q 1- ۱۳۸۳Q4	۱۲/۲	۱۲/۰	۰/۱۸	۱۵/۷
۱۳۸۴ Q 1- ۱۳۹۰Q4	۱۱/۶	۱۱/۰	۰/۵	۱۵/۵

مأخذ: بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی(tsd.cbi.ir)، مرکز آمار ایران و محاسبات مقاله

با توجه به برآوردهای صورت گرفته از تحولات نایرو طی دوره‌های زمانی مختلف جدول ۳ به منظور مقایسه تغییرات تورم همراه با تغییرات شکاف بیکاری تهیه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در دوره زمانی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۷۵ متوسط نایرو بالاتر از بیکاری واقعی واقع شده است و بر این اساس با توجه به منفی بودن شکاف بیکاری انتظار افزایش تورم چندان دور از انتظار نمی‌باشد و با توجه به میانگین تورم بالای ۲۶/۷ درصدی در دوره مذکور، می‌توان رابطه معکوس بین شکاف نرخ بیکاری و تغییرات تورم را تایید نمود. همچنین در دوره فصل اول ۱۳۷۶ تا فصل چهارم ۱۳۸۳، نرخ بیکاری واقعی فراتر از نرخ نایرو واقع گردیده است که بر این اساس کاهش میانگین تورم به سطح ۱۵/۷ درصد در دوره مزبور، با مباحث نظری سازگار است. همچنین در دوره سوم یعنی فصل اول ۱۳۸۴ تا فصل چهارم ۱۳۹۰ نیز برآوردها حاکی از مثبت بودن شکاف نرخ بیکاری (۰/۵) است و تورم متناظر با آن ۱۵/۹درصد است که همانند دوره قبل، میانگین تورم کاهش یافته است.

همان‌طور که مطرح شد نایرو می‌تواند یک پیش بینی کننده مهم از تورم به حساب آید، به این صورت که هنگامی که بیکاری واقعی پایین‌تر از نایرو باشد، می‌توان انتظار داشت تورم افزایش یابد و وقتی نرخ بیکاری بالای نایرو باشد، این انتظار وجود دارد که تورم کاهش یابد. بنابراین حتی اگر نظام پولی مبتنی بر هدفگذاری تورم باشد، سیاست‌گذار پولی باید همواره به موقعیت نرخ بیکاری واقعی نسبت به نایرو توجه داشته باشد.

به عبارتی دیگر کاهش بیکاری، دستمزدها را افزایش می‌دهد و افزایش دستمزدها به دلیل اینکه هزینه تولید بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد، منجر به افزایش قیمت‌ها خواهد شد که این خود منجر به شکل‌گیری انتظارات تورمی و در نتیجه تقاضای دستمزد بیشتر می‌شود. اگر تقاضا برای دستمزدهای واقعی بیش از میزانی باشد که بنگاه‌ها حاضر به پرداخت آن هستند، این فرایند در یک جریان سطح قیمت‌ها و انتظارات قیمتی رایج در اقتصاد، ادامه می‌یابد. کارگران دستمزد مورد انتظار خود را دریافت نمی‌کنند و بنگاه‌ها نیز قیمت‌های واقعی مورد درخواست خود را به دست نمی‌آورند. به دلیل اینکه افراد همواره انتظارات خود را نسبت به تورم و نرخ آن در آینده تصحیح خواهند کرد. از این پدیده به نام مارپیچ دستمزد- قیمت یاد می‌شود. نتیجه حاصل از مارپیچ دستمزد- قیمت، تورم بسیار شتابنده و واگرا خواهد بود. معمولاً انتقال عمودی منحنی فیلیپس به سمت بالا سبب می‌شود تا سیاست‌گذاران اقتصادی تصمیم به کاهش ضرر و زیان داشته و اینکار را با افزایش در نرخ بیکاری انجام دهند. بنابراین سیاست‌گذار می‌تواند با دقت نظر در 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.

۵- جمع‌بندی

اساسی‌ترین استلزام فرضیه نایرو آن است که تغییرات در نرخ تورم یک پدیده بازار کار می‌باشد که مقدار آن می‌تواند با سنجه ویژه‌ای از کسادی بازار کار نظیر نرخ بیکاری نشان داده شود. اعتقاد بر این است که داده‌های موجود از این دیدگاه که بیکاری پیش بینی کننده خوبی از جهت تغییرات آتی تورم می‌باشد، حمایت می‌کنند. همان‌طور که استیگلیتز (۱۹۹۷) در خصوص اقتصاد آمریکا به وجود رابطه معنادار بین تحولات تورم و نرخ بیکاری تاکید داشت، در بررسی حاضر نیز

نظم آماری از داده‌ها قابل استنباط است که همچنان که مشاهده شد در دوره‌های زمانی مختلف رابطه منفی بین شکاف نرخ بیکاری و تغییرات تورم تایید گردید.

از سوی دیگر میزان نایرو در هر اقتصادی حاکی از توانمندی‌های تولیدی آن کشور است. کشوری که از پتانسیل‌های بالای تولیدی برخوردار است، دارای نرخ نایرو پایین و کشورهایی که پتانسیل‌های تولید در آنها پایین است نرخ‌های بالای نایرو را تجربه می‌کنند (جدول ۴) به این مضمون که اگر کشوری که نرخ نایرو در آن بالا می‌باشد، بخواهد از میزان بیکاری که مطمئنا در این نوع اقتصادها بالا نیز می‌باشد، بکاهد به سرعت وارد مسیر افزایشی تورم می‌شود چرا که ساختار تولید در اقتصاد اجازه تولید و اشتغال بیشتر را نمی‌دهد. اما اقتصادهایی که در آنها نرخ نایرو پایین است مطمئنا اقتصادهایی هستند که از نرخ بیکاری پایینی نیز برخوردارند در این صورت اصولا چنین اقتصادهایی چندان نیازی به کاهش زیاد نرخ بیکاری نخواهند داشت و به احتمال زیاد بدون تجربه شتاب تورم می‌توانند در حدود نرخ نایرو فعالیت کنند. برای مثال آلتیگ و قومه[۳۲] اشاره دارند که نایرو بیانگر محدودیت سرعت در فعالیت اقتصادی است و قابلیت تولید پایدار کشورها را نشان می‌دهد. اگر اقتصادی سریعتر از میزانی که منابع آن اقتصاد اجازه می‌دهند رشد کند، نرخ بیکاری به زیر نرخ نایرو کاهش می‌یابد، اما فشارهای قیمتی پدید خواهند آمد و شاهد تورم خواهیم بود.

نتایج مدل برآوردی حاکی از آن است که میانگین نایرو طی کل دوره مورد بررسی در حدود ۱۱/۰۷ درصد می‌باشد با این توضیح وضعیت نهایی (final state) آن در حدود ۱۳/۴۸ درصد می‌باشد. از جمله سیاست‌هایی که با توجه به نتایج بررسی مقاله حاضر ضروری به نظر می‌رسند می‌توان به سیاست‌هایی که موجب کاهش نرخ بیکاری نایرو گردند، اشاره داشت. این مهم نیازمند به کارگیری سیاست‌هایی است که ظرفیت‌های تولیدی کشور را به همراه بهره‌وری عوامل تولید افزایش دهند و فضای کسب و کار را در اقتصاد کشور بهبود بخشند. در این صورت با کاهش نرخ نایرو مطمئناً کاهش نرخ بیکاری هزینه‌های تورمی به همراه نخواهد داشت.

پرتال جامع علوم انسانی

[۳۲] Altig and Gomme

جدول ۴: میزان نایرو در کشورهای OECD

	سال							
	۲۰۰۶	۲۰۰۷	۲۰۰۸	۲۰۰۹	۲۰۱۰	۲۰۱۱	۲۰۱۲	۲۰۱۳
استرالیا	۵/۲	۵/۱	۵/۱	۵/۲	۵/۳	۵/۳	۵/۳	۵/۳
اتریش	۴/۳	۴/۳	۴/۳	۴/۴	۴/۳	۴/۳	۴/۳	۴/۳
بلژیک	۸	۸	۷/۹	۸	۸	۷/۹	۷/۹	۷/۹
کانادا	۷/۱	۷/۱	۷/۲	۷/۴	۷/۴	۷/۴	۷/۴	۷/۴
شیلی	۸/۵	۸/۵	۸/۳	۸/۴	۸/۵	۸/۶	۸/۶	۸/۷
جمهوری چک	۷/۲	۶/۸	۶/۵	۶/۵	۶/۳	۶/۱	۶/۱	۶/۱
دانمارک	۵	۵	۵/۱	۵/۳	۵/۵	۵/۶	۵/۷	۵/۷
استونی	۹/۱	۹/۴	۹/۹	۱۰/۵	۱۱/۳	۱۱/۸	۱۱/۸	۱۱/۸
فنلاند	۸/۶	۸/۲	۸	۸/۲	۸/۳	۸/۳	۸/۴	۸/۴
فرانسه	۸/۷	۸/۵	۸/۴	۸/۸	۸/۹	۹	۹	۹
آلمان	۸/۲	۸	۷/۷	۷/۷	۷/۵	۷/۳	۷/۱	۶/۸
یونان	۹/۸	۹/۹	۹/۹	۱۰/۵	۱۱/۳	۱۱/۹	۱۲/۲	۱۲/۳
مجارستان	۷/۷	۸/۱	۸/۶	۹/۳	۹/۴	۹/۶	۱۰	۱۰/۴
ایسلند	۳/۵	۳/۷	۴	۴/۴	۴/۷	۴/۹	۵	۵
ایرلند	۷/۵	۷/۶	۷/۷	۸/۸	۹/۷	۱۰/۲	۱۰/۵	۱۰/۶
اسرائیل	۱۰/۳	۹/۸	۹/۳	۹	۸/۸	۸/۵	۷/۹	۷/۴
ایتالیا	۷/۶	۷/۴	۷/۴	۷/۶	۷/۶	۷/۶	۷/۶	۷/۶
ژاپن	۴/۱	۴/۲	۴/۲	۴/۳	۴/۳	۴/۳	۴/۳	۴/۳
کره	۳/۶	۳/۵	۳/۵	۳/۶	۳/۶	۳/۷	۳/۷	۳/۷
لوکزامبورگ	۴/۴	۴/۶	۴/۸	۵/۲	۵/۴	۵/۵	۵/۵	۵/۶
مکزیک	۳/۹	۴/۱	۴/۴	۴/۷	۴/۸	۴/۸	۴/۹	۴/۹
هلند	۳/۹	۳/۸	۳/۷	۳/۷	۳/۷	۳/۷	۳/۷	۳/۸
نیوزلند	۴/۱	۴/۳	۴/۷	۵/۴	۵/۹	۶/۲	۶/۳	۶/۴
نروژ	۳/۵	۳/۳	۳/۲	۳/۳	۳/۳	۳/۳	۳/۳	۳/۳
لهستان	۱۳/۵	۱۱/۳	۹/۸	۹/۶	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰
پرتقال	۷/۷	۸/۱	۸/۴	۹/۱	۹/۵	۱۰/۸	۱۱	۱۱
اسلواکی	۱۴/۵	۱۳/۵	۱۳/۱	۱۲/۲	۱۴	۱۴/۶	۱۴/۹	۱۵/۲
اسلوونی	۶/۲	۶	۶	۶/۲	۶/۵	۶/۶	۶/۷	۶/۸
اسپانیا	۱۲	۱۲/۶	۱۳/۵	۱۴/۸	۱۵/۶	۱۶/۲	۱۶/۵	۱۶/۵
سوئد	۷/۳	۷/۳	۷/۳	۷/۳	۷/۲	۷	۷	۷
سوییس	۳/۷	۳/۷	۳/۸	۳/۹	۳/۹	۳/۹	۳/۹	۳/۹
ترکیه	۹/۱	۹/۲	۹/۳	۹/۴	۹/۴	۹/۳	۹/۳	۹/۳
انگلستان	۵/۸	۶	۶/۲	۶/۶	۶/۷	۶/۹	۶/۹	۶/۹
آمریکا	۵/۶	۵/۷	۵/۸	۶	۶/۱	۶/۱	۶/۱	۶/۱
منطقه یورو(۱۵ کشور)	۸/۵	۸/۴	۸/۵	۸/۸	۹	۹/۲	۹/۱	۹/۱

مأخذ: http://stats.oecd.org

فهرست منابع:

حسینی، سید صفدر و حیدر قلی زاده. (۱۳۸۹). بررسی تورم و بیکاری در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۴۳. صفحات ۵۴-۲۳.

خالصی، امیر. (۱۳۸۲). بررسی رابطه تورم و بیکاری: مورد ایران ۸۰-۱۳۴۵. مجموعه مقالات بررسی آثار مولفه‌های مدیریت و اقتصاد بر اشتغال. دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب و شرکت ملی صنایع پتروشیمی.

خالصی، امیر و سیما صیامی نمینی. (۱۳۸۳). برآورد نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان و تولید بالقوه. نشریه برنامه و بودجه. شماره ۸۶، صفحات ۹۴-۶۷.

شیرافکن، مهدی و سید عبدالمجید جلایی. (۱۳۸۹). اندازه گیری نایرو در ایران. فصلنامه اقتصاد مقداری. شماره ۷ . صفحات ۱۳۱-۱۱۵.

عباسی نژاد، حسین و غلامرضا کاظمی زاده. (۱۳۷۹). بررسی و تحلیل منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بیکار در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، دوره ۳۵، شماره ۲، پاییز ۱۳۷۹.

قبادی، سارا. مرتضی سامتی، سعید صمدی. (۱۳۸۳). برآورد نرخ بهینه بیکاری و مقایسه آن با نرخ طبیعی (با تأکید بر متغیرهای برنامه سوم توسعه اقتصادی- اجتماعی (مقاله ۴، دوره ۳۹، شماره ۴.

متقی، لیلی. (۱۳۷۷). تبادل نرخ تورم و تولید و آزمون نرخ بیکاری طبیعی و نایرو در ایران. رساله دکتری. دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

Alaoui, Aicha & Ezzahidi, Elhadj & Eladnani, Mohamed Jellal (2013): Etimating NAIRU: the Morocco case. http://www.clevelandfed.org/research/commentary/1998/0501.pdf

Altig, David & Paul Gomme. (1998). In Search of the NAIRU, Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary, 05.01.1998.

Apel, M.& P. Jansson. (1999). A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU. Economics Letters 64, 271–275.

Durbin, J., S.J. Koopman. (2001). Time Series Analysis by Space State Methods. Oxford University Press.

Eisner, Robert. (1995). A New View of the NAIRU. Northwestern University, July. Manuscript.

Fitzenberger, Bernd, Wolfgang Franz und Oliver Bode. (2007). The Phillips Curve and NAIRU Revisited: New Estimates for Germany, ZEW Discussion Paper No. 07-070, Mannheim .

Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. American Economic Review 58 (1): 1-17.

Gordon, R.J. (1997). The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. Journal of Economic Perspectives 11 (1), 11–32.

Heyer, E. & X.Timbeau. (2002). Le chômage structurel à 5% en France? Revue de l'OFCE 80, 115–151.
https://www.clevelandfed.org/research/commentary/1998/0501.pdf

Irac, D. (2000). Estimation of a time varying NAIRU for France. Note d'études et de recherche de la Banque de France 75.

Jaeger A. & M. Parkinson. (1994). Some evidence in Hysteresis in Unemployment Rates, European Economic Review 38(2), February, 329-342.

King, R.G., J.H. Stock & M.Watson. (1995). Temporal instability of the unemployment–inflation relationship. Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago 19, 2–12.

Laubach, T. (2001). Measuring the NAIRU: evidence from seven economies. Review of Economics and Statistics 83 (2), 218–231.

Logeay, C. & S. Tober. (2003). Time-varying Nairu and real interest rates in the Euro area. DIW Discussion Papers 351.

Mc Morrow, K. & W. Roeger. (2000). Time-varying Nairu/Nawru estimates for the EU's member states. European Commission Economic Paper 145.

McAdam, P. & K. Mc Morrow. (2003). The Nairu Concept – Measurement Uncertainties, Hysteresis and Economic Policy Role",The Brazilian Journal of Business Economics, 3, 3, 27-62.

Modigliani, Franco; Papademos, Lucas. (1975). Targets for Monetary Policy in the Coming Year. Brookings Papers on Economic Activity (The Brookings Institution) 1975 (1): 141–165.

Phelps, E.S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. Economica 34 (135): 254-281.

Phelps, E.S. (1968). Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. Journal of Political Economy 76 (4): 678-711.

Richardson, P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae, D. Turner. (2000). The concept, policy use and measurement of structural unemployment: estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries. OECD Economics Department Working Papers 250.

Salemi, M.K. (1999). Estimating the natural rate of unemployment and testing the natural rate hypotheses. Journal of Applied Econometrics 14 (1), 1–25.

Stiglitz, J. Reflections on the natural rate hypothesis. (1997). Journal of Economic Perspectives, 11(1): 3-10.

Stock, J.H. & M.W. Watson. (1998). Asymptotically median unbiased estimation of coefficient variance in a time varying parameter model. Journal of the American Statistical Association 93, 349–358.

Tobin, J. (1972). Inflation and unemployment. American Economic Review 62 (1), 1–18.

Watson, Mark W. (2014). Inflation Persistence, the NAIRU, and the Great Recession. American Economic Review, 104(5): 31-36.

Wei Cui, K.Wolfgang, Härdle, Weining Wang. (2015). Estimation of NAIRU with Inflation Expectation Data, SFB 649 Discussion Paper 2015-010.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی