پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان
علمی– پژوهشی
سال چهاردهم، شماره‌ی۲۸، نیمه‌ی دوم ۱۳۹۸

تاثیر نرخ رشد اقتصادی بر نرخ بیکاری واقعی و نایرو در استان های کشور

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۰۷ تاریخ پذیرش:۱۳۹۸/۰۶/۲۲

جواد حسین زاده نیستانی [*]
کامبیز هژبر کیانی[**]
تیمور رحمانی[***]
محسن مهر آرا[****]

doi: 10.22080/iejm.2019.16129.1674

چکیده

در این مقاله نرخ بیکاری همراه با تورم غیر شتابان (NAIRU) در سطح استان‌های کشور با استفاده از الگوهای حالت – فضا و فیلتر کالمن برآورد شده و با استفاده از نتایج این برآورد رابطه بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری (طبیعی و واقعی) در استان‌های کشور با استفاده از قانون اوکان به روش گشتاورهای تعمیم یافته طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۴ به صورت فصلی بررسی شده است. نتایج به دست آمده حاکی از روند نامنظم شکاف نرخ بیکاری واقعی و نرخ بیکاری NAIRU ایران در طی دوره مورد بررسی برای کل کشور و استان‌ها می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج این مقاله افزایش رشد اقتصادی با نفت در استانهای کشور منجر به افزایش اشتغال نخواهد شد اما رشد اقتصادی بدون نفت منجر به کاهش بیکاری در استانهای کشور و تایید قانون اوکان خواهد شد. این نتیجه نشان می دهد که بخش نفت در اقتصاد کشور بخش درونزایی نیست و اثر محسوسی بر بازار کار استانهای کشور ندارد.

واژگان کلیدی: نرخ بیکاری NAIRU، روش‌های فیلترینگ داده‌ها ، نوسانات نرخ بیکاری، رشد اقتصادی، قانون اوکان

طبقه‌بندی:C32 ، E24، E32، E01

---

[*] دانشجوی دکترای رشته اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Email: jhosseinzade56@gmail.com

[**] نویسنده مسول، استاد اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران Email:kianikh@gmail.com

[***] دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران Email:trahmani@ut.ac.ir

[****] دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران Email:mmehrara@ut.ac.ir

۱- مقدمه

دسترسی به یک نرخ بیکاری بدون توجه به میزان تورم نمی‌تواند موجب رفاه جامعه شود. از این رو، بحث تبادل میان تورم و بیکاری، از مباحث عمده اقتصاد کلان است و همواره ارتباط بین دو پدیده تورم و بیکاری جنجال برانگیز بوده است. برای کنار هم دیدن نرخ بیکاری و تورم، نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان[1] (NAIRU) یکی از مدل های مناسب است که نشان می دهد آیا ممکن است با هزینه های کمتر و نرخ تورم پایین تر، میزان اشتغال بیش تری را در کشور بوجود آورد؟

یکی از متغیرهای تاثیرگذار بر اشتغال و به تبع آن بیکاری، رشد تولید واقعی در اقتصاد است. در خصوص رابطه بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری، می توان به قانون اوکان اشاره کرد که به عنوان یکی از روابط کلیدی در اقتصاد کلان مطرح است. بررسی رابطه بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری و نتایج حاصل از آن منجر به اتخاذ سیاستهای متناسب و کارا می‌شود و کاهش بیکاری در سطوح استانی و ملی را در پی خواهد داشت.

از این رو در این مقاله سعی شده برای تحلیل جامع اقتصاد ایران در سطح ملی و منطقه‌ای، از هر سه متغیر کلان اقتصادی استفاده شود. در همین راستا نرخ بیکاری همراه با تورم غیر شتابان که پویایی‌های تورم و بیکاری را توضیح می‌دهد، برای همه استانهای کشور برآورد شده است. سپس با استفاده از نتایج بخش اول رابطه بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی بر اساس قانون اوکان بررسی و آزمون گردیده است. لذا نتایج این مقاله می‌تواند راهنمای مناسبی برای برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای باشد.

ساختار این تحقیق شامل شش بخش است که ابتدا به بیان مقدمه و ضرورت تحقیق پرداخته شده است. بخش دوم به ادبیات موضوع تحقیق اختصاص داده شده است. در بخش سوم مطالعات انجام شده در این زمینه مرور شده است. در بخش چهارم

[1] Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment

روش‌های تخمین توضیح داده شده است. در بخش پنجم یافته‌های تحقیق ارائه شده و در بخش پایانی نتیجه گیری تحقیق ارائه گردیده است.

۲- ادبیات نظری پژوهش

در سال ۱۹۵۸ فیلیپس، در مطالعه‌ای جامع به آزمون رابطه بین نرخ بیکاری و نرخ تغییرات دستمزدهای اسمی در انگلستان پرداخت و براساس شواهد تجربی نتیجه گرفت که ارتباط منفی و غیرخطی بین تورم دستمزدها و نرخ بیکاری وجود دارد و این رابطه با ثبات است.

در سال ۱۹۶۸، مفهوم منحنی فیلیپس، با تأکید بر انتظارات تورمی به وسیله میلتون فریدمن، با تغییر مواجه شد. براساس دیدگاه فریدمن، منحنی فیلیپس با افزودن بحث انتظارات به صورت زیر در می‌آید

$$P^* = P^e + h\,(u - u^n) \qquad (۱)$$

در بلندمدت توهم پولی وجود ندارد و تورم واقعی (P^*) با تورم انتظاری (P^e) برابر خواهد بود. در این صورت تولیدکنندگان در بلند مدت اشتغال را در سطح اولیه تعیین می‌کنند و نرخ بیکاری (u) به مقدار اولیه خود یعنی نرخ بیکاری طبیعی (u^n) بر می‌گردد.

همواره بین اقتصاددانان بین استفاده از عبارات نرخ بیکاری طبیعی و نایرو چالش‌های زیادی وجود داشته است. اولین بار جیمز توبین در سال ۱۹۷۲ نرخ بیکاری طبیعی را به عنوان نرخ بیکاری همراه با تورم غیر شتابان معرفی نمود. طبق تحلیل توبین اگر نرخ بیکاری از نرخ بیکاری طبیعی (منحنی بلند مدت فیلیپس) کمتر باشد تورم واقعی از تورم انتظاری بیشتر بوده و در مقادیر بالاتر از نرخ بیکاری طبیعی تورم واقعی از تورم انتظاری کمتر است. این ویژگی جیمز توبین را بر آن داشت که بیکاری طبیعی را با علامت اختصاری NAIRU (نرخ بیکاری همراه با تورم ملایم و بدون شتاب) نشان بدهد.

نایرو نرخی از بیکاری است که با نرخ تورم پایدار، سازگار و هماهنگ است. زمانی که نرخ بیکاری پایین‌تر از نرخ نایرو باشد همواره فشارهایی در اقتصاد وجود دارد که نرخ تورم را افزایش دهد. در مقابل زمانی که نرخ بیکاری بالاتر از نایرو باشد، تورم تمایل زیادی به کاهش نشان می‌دهد (استیگلیتز[1]، ۱۹۸۷).

بررسی رابطه نرخ بیکاری و سایر متغیرهای کلان اقتصادی، بی تردید منجر به اتخاذ سیاست‌های کاراتر و اثرگذاری بهتر این سیاست‌ها خواهد شد. یکی از متغیرهای تاثیرگذار بر اشتغال و به تبع آن بیکاری، رشد تولید در اقتصاد است. در خصوص رابطه بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری، می‌توان به قانون اوکان اشاره کرد که به عنوان یکی از روابط کلیدی در اقتصاد کلان مطرح است.

معمولا برای اندازه‌گیری رشد اقتصادی، از متغیر تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. نماگر رشد اقتصادی مطابق نظریات اقتصادی، تغییرات فعالیت‌های اقتصادی یک کشور یا منطقه طی یک دوره زمانی مشخص را نشان می‌دهد. افزایش نرخ رشد اقتصادی بیانگر رونق اقتصاد در یک دوره است و منفی بودن آن نشانه رکود اقتصادی است.

با روند رشد اقتصادی موجود در سالیان اخیر و عدم توجه به سیاست‌گذاری‌های مناسب در زمینه ایجاد اشتغال به خصوص در شرایطی که براساس آخرین سرشماری نفوس و مسکن (سال ۱۳۹۵)، جمعیت ۱۵ تا ۶۴ سال حدودا ۶۹.۹ درصد کل جمعیت را تشکیل می‌دهد که بیانگر حجم بالای عرضه نیروی کار در برابر تقاضا در دو دهه اخیر است، بیم آن می‌رود که در هر دوره بر سیکل بیکاران افزوده شده و شرایط رکودی مانع از غلبه بر وضع موجود شود.

آرتوراوکان (۱۹۶۲) ارتباط نرخ بیکاری و رشد اقتصادی را شناسایی کرد و با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد آمریکا نشان داد که به ازای یک درصد کاهش (افزایش) در نرخ بیکاری، تولید حقیقی حدود ۳ درصد افزایش (کاهش) خواهد یافت.

---

[1] Stiglitz

پس از وی، مطالعات زیادی درخصوص اثبات وجود رابطه معکوس میان این دو متغیر انجام شد. به عنوان مثال سانر (۲۰۰۰) رابطه بین رشد نرخ بیکاری و رشد GDP حقیقی را آزمون کرد و نشان داد که در اقتصاد اتریش برای ۱ درصد کاهش در نرخ بیکاری، باید نرخ رشد GDP حقیقی بیش از ۴/۱۶ درصد باشد. ویلاورد و ماز (۲۰۰۹) قانون اوکان را برای مناطق مختلف اسپانیا در بازه زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دادند و ملاحظه کردند که رابطه معکوس بین بیکاری و تولید برای اغلب مناطق و برای کل کشور برقرار است. جیم لی (۲۰۰۰) نیز با بررسی ارتباط میان این دو متغیر در ۱۶ کشور عضو OECD، نشان داد ضرایب اوکان در این کشورها معنادار بوده ولی با یکدیگر متفاوتند.

در مقاله حاضر با رویکردی متفاوت به برآورد تحلیل قانون اوکان خواهیم پرداخت. ابتدا قانون اوکان با استفاده از نرخ بیکاری واقعی آزمون می شود و سپس با استفاده از نرخ بیکاری NAIRU در استان های کشور رابطه نرخ بیکاری و رشد اقتصادی (با نفت و بدون نفت) در استان‌های کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که بررسی قانون اوکان در استان های کشور با توجه به رهیافت نرخ نایرو برای اولین بار در کشور صورت خواهد گرفت.

۳- روش شناسی تحقیق

در این قسمت به اجمال به شرح مطالعات موجود دربارۀ موضوع این مقاله به تفکیک مطالعات خارجی و داخلی می‌پردازیم.

مطالعات خارجی

پارچونی (۱۹۹۳) الگوی جایگزینی برای فرم کلاسیک قانون اوکان ارائه داد که از تابع تولید استخراج می‌شود و علاوه بر بیکاری، انباشت سرمایه و نیروی کار را نیز در سمت راست معادله تولید در نظر گرفت در این الگو مشکل مربوط به لزوم داشتن اطلاعات در خصوص تولید بالقوه و نرخ

بیکاری بالقوه در الگوی شکاف نیز وجود ندارد. او در مطالعه خود ضریب اوکان را بین ۰/۶ و ۲- برآورد کرده است.

کریستوپولوس (۲۰۰۴) رابطه‌ی بین سطح تولید و بیکاری را در یونان به صورت منطقه‌ای و با استفاده از روش داده‌های تابلویی و تکنیک همجمعی بررسی کرده است .بر اساس نتایج، در ۵ منطقه از ۱۳ منطقه یونان قانون اوکان تایید شده است.

آدانو (۲۰۰۵) با در نظر گرفتن مدلی، ضریب اوکان را با استفاده از فیلترهای هادریک -پرسکات و فیلتر کوادراتیک برای ۱۰ ایالت کانادا برآورد کرده است .بر اساس نتایج این تحقیق ضریب اوکان در استانهای صنعتی و بزرگتر، بالاتر بوده است. لوریا و دوژزو (۲۰۰۷) با استفاده از فیلتر کالمن مدلهای اولیه اوکان را برای اقتصاد مکزیک برآورد کرده‌اند . بر اساس نتایج این تحقیق ضریب اوکان در فاصله ۳/۵ تا ۲/۵ در تغییر بوده است. همچنین شواهد قوی مبنی بر وجود علیت دو طرفه بین تولید و بیکاری وجود داشته است.

پرمن و تاورا (۲۰۰۴) ضریب اوکان را با استفاده از یک مدل پویای خود توضیح با وقفه‌های گسترده برای کشورهای اروپایی برآورد کرده‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق همگرایی میان‌مدت در اغلب گروه‌های کشورهای اروپایی رد شده است.

فوکو (۲۰۰۸) اثرات آستانه [1] قانون اوکان را در ۲۰ کشور عضو OECD بررسی کرده است. در این تحقیق با استفاده از مدل رگرسیون هانسن فرضیه‌ی وجود رابطه‌ی خطی بین تولید و بیکاری سیکلی رد شده است .برای مقادیر بالا و پایین بیکاری سیکلی، یک رابطه-

[1] Threshold Effects

ی منفی نسبتاً قوی وجود داشته است .در سطوح میانی نرخ بیکاری رابطه‌ی مذکور ضعیف بوده است.

لال و دیگران (۲۰۱۰) صحت قانون اوکان را با استفاده از تکنیک انگل-گرنجر در برخی از کشورهای آسیایی آزمون کرده‌اند. براساس نتایج این تحقیق قانون اوکان در برخی از کشورهای در حال توسعه‌ی آسیایی صادق بوده است.

کریشان (۲۰۱۱)، رابطه بین بیکاری و رشد اقتصادی را با توجه به قانون اوکان، طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ در کشور اردن مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که قانون اوکان در اردن، تایید نمی‌شود. این مطالعه توصیه می‌کند که سیاست های اقتصادی مربوط به مدیریت تقاضا تاثیر مهمی در کاهش نرخ بیکاری در اردن ندارد. بر این اساس اجرای سیاست‌های اقتصادی که منجر به تغییرات ساختاری و اصلاحات در بازار کار خواهد بود، توسط سیاست‌گذاران در اردن مناسب‌تر است.

گیها (۲۰۱۲) رابطه بین بیکاری و رشد را که قانون اوکان نامیده می شود، در اسکاتلند بررسی کرده است. در این مقاله وی این رابطه را در سطح سه منطقه از اسکاتلند و با استفاده از داده های پانل برآورد نموده است. در این مقاله اولاً بررسی شده که آیا این رابطه وجود دارد و دوماً آیا این رابطه برای بریتانیا متفاوت است یا نه؟ نتایج نشان می دهد که ضریب اوکان برای اسکاتلند کمی بالاتر از مقدار محاسبه شده برای انگلستان است (۱/۷ برای اسکاتلند در مقابل ۱/۳۹ و ۱/۴۵ برای بریتانیا)

باینت و فاکچاینی (۲۰۱۳) ، در تحقیقی ضرایب اوکان را برای ۲۲ منطقه‌ی فرانسه در طول دوره‌ی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۸ بااستفاده از داده های

پانل مورد بررسی قرار داده‌اند. برآوردهای آنها نشان می دهد که ضرایب اوکان در مناطق مختلف متفاوت است.

بنکول و فتای (۲۰۱۳) در تحقیقی به برآورد ضریب اوکان و اعتبار و روایی آن در نیجریه پرداخته اند. آنها بدین منظور داده های سالانه را طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ مورد استفاده قرار داده اند. همچنین از آزمون همجمعی انگل – گرنجر و روش OLS اصلاح شده کامل را به کار گرفته اند. شواهد تجربی نشان می دهد که ضریب مثبت در رگرسیون وجود دارد، که نشان می دهد تفسیر قانون اوکان در نیجریه کاربرد ندارد، از این رو توصیه می کنند که دولت و سیاستگذاران باید سیاست های اقتصادی که بیشتر گرایش به تغییرات ساختاری و اصلاحات در بازار کار دارند را به کار ببرند.

مطالعات داخلی

خیابانی (۱۳۸۰) در بخشی از مطالعه خود مختصراً رابطه بین شکاف تولید و شکاف بیکاری را به صورت نموداری مورد بررسی قرار داده است. بر اساس نتایج این تحقیق ضریب اوکان در ایران برابر با ۳ استخراج شده است.

رضوی و مشرفی (۱۳۸۳) در مقاله‌ای تحت عنوان تحلیل دینامیکی اشتغال در اقتصاد ایران با استفاده از روش سیستم دینامیک، ضریب اوکان را برابر با ۱/۱۲۸ برآورد کرده‌اند.

رضوانی نیا (۱۳۸۶) ضریب اوکان را برای ایران در سه دوره مختلف ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۳،۱۳۵۲ تا ۱۳۶۷ و ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۴ بر اساس آمار سالانه و برای دوره ابتدای سال ۱۳۸۰تا انتهای سال ۱۳۸۴ بر اساس آمار فصلی برآورد کرده است. استخراج ضریب اوکان بر اساس آمار سالانه برای دوره‌های فوق به ترتیب ۰/۱۸ ، ۰/۴۶ و ۱/۰۵ و ر اساس آمار فصلی ۱/۶۳ بوده است.

شهبازی و طالبی (۱۳۹۱)، در تحقیقی با عنوان "تولید، بیکاری و قانون اوکان: شواهدی از استان‌های کشور" ضرایب اوکان را برای استان‌های مختلف ایران برآورد کرده‌اند. در واقع هدف آن‌ها از این تحقیق اولا، تخمین ضریب اوکان برای استان‌های مختلف کشور و ثانیا تعیین تفاوت‌های استانی رابطه بین تولید واقعی و نرخ بیکاری است. آن‌ها در این پژوهش با استفاده از روش پانل و داده‌های طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶، ضرایب اوکان ۲۸ استان کشور را برآورد کرده‌اند.

دل انگیزان (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای ضرایب اوکان را براساس تفکیک استان‌ها به دو گروه با جمعیت بیشتر از ۱/۵ میلیون نفر و استان‌های با جمعیت کمتر از ۱/۵ میلیون نفر، برآورد کرده است. نتایج کلی این تحقیق، قانون اوکان را در ایران مورد تأیید قرار می‌دهد. اما میزان ضریب محاسبه شده بر اساس تفکیک انجام شده متفاوت است.

اخباری و آماده (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای به تحلیل رابطه هم انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی با رویکرد آزمون کرانه ها پرداخته اند. آن‌ها با براورد و آزمون ضرایب بلندمدت هر سه الگوی اوکان به این نتیجه رسیدند که قانون اوکان در اقتصاد ایران صدق می‌کند.

همانطور که در بخش پیشینه تحقیق اشاره شد در زمینه بررسی قانون اوکان در استان‌های ایران پژوهش‌هایی انجام شده است. لازم به ذکر است مزیت و نوآوری تحقیق حاضر نسبت به آنها شامل موارد زیر می‌باشد:

- برآورد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت جهت محاسبه نرخ رشد اقتصادی با استفاده از ترکیبی از روشهای تورم زدایی، ارزش گذاری مقداری و برون یابی حجمی
- استفاده از نرخ رشد اقتصادی با نفت و بدون نفت در برآورد قانون اوکان
- برآورد قانون اوکان با استفاده از نرخ بیکاری واقعی و نرخ بیکاری طبیعی (NAIRU) و مقایسه آنها
- استفاده از فرم پویای قانون اوکان

۴- روش شناسی تحقیق

این مقاله شامل دو بخش می‌باشد. در ابتدا نرخ بیکاری NAIRU با استفاده از روش فیلتر کالمن برآورد می‌شود و سپس بااستفاده از نتایج بخش اول قانون اوکان در استان-های کشور با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) مورد آزمون قرار می‌گیرد.

الگوی فضا- حالت و فیلتر کالمن

یکی از مهم‌ترین مباحث در تجزیه و تحلیل ادورا تجاری، جدا کردن روند و دوران در سری‌های زمانی است. گرچه این تجزیه و تحلیل یک مسئله آماری صرف تلقی می‌شود، ولی بیشتر اقتصاددانان به تحول متغیرهای اقتصادی در طول یک مسیر معین در پس نوسانات کوتاه مدت اعتقاد دارند، به طوری که می‌توان این مسیر را «روند» تلقی کرد. ولی اقتصاد از دو نوع تکانه متأثر می‌شود که بعضی از این تکانه‌ها دارای آثار دائمی و برخی دیگر دارای آثار موقتی هستند. بارزترین مثال در این مورد بهبود بهره‌وری و یا افزایش نیروی کار است که دارای آثار دائمی بوده و برخی دیگر مانند افزایش در مخارج دولت و تغییرات در حجم پول، رویکردی موقتی دارند.

اصولاً روند را آن بخش از متغیر می‌دانند که ناشی از تکانه‌های دائمی است و از نظر ساختار چنین سری‌ای بایستی ناایستا (ناپایا) باشد. در مقابل آن بخش از نرخ بیکاری که ناشی از تکانه‌های موقتی است مربوط به «دوران اقتصادی» می‌باشد. از نظر ساختار این جزء باید ایستا باشد. بر اساس نظریات بلانچارد و فیشر (۱۹۸۵)، در این رابطه دو نوع تجزیه و تحلیل وجود دارد. رهیافت اول فرض می‌کند که جزء روند متغیر هموار است و بنابراین بیشتر نوسانات کوتاه‌مدت ناشی از تکانه‌های گذرا است. اخیراً این رهیافت به سبب موجه نبودن فرض هموار بودن روند، مورد تردید واقع شده است. رهیافت دوم فرض می‌کند که نوسانات صرفاً به سبب تکانه‌های دائمی بوده و مقدار واقعی متغیر و روند یکی است.

نمایش فضا- حالت برای یک فرآیند تصادفی ایستای z_t به صورت زیر است:

$$Y_{t+1} = AY_t + Ga_{t-1}$$

$$z_t = HY_t \qquad (۶)$$

فرآیند z_t خروجی یک سیستم تصادفی است. در این فرم کلی، Y_t را حالت[۱] فرآیند می‌نامند. معادله اول را معادله سیستم یا انتقال[۲] و معادله دوم را معادله اندازه[۳] یا مشاهده می‌گویند. نمایش فضا- حالت یک سیستم به فیلتر کالمن مرتبط است و برای اولین بار توسط مهندسان کنترل به کار گرفته شده است. این مفهوم به طور آشکار توسط آکائیک (۱۹۷۴) در فیلترینگ سری‌های زمانی توسط الگوهای ARIMA به کار گرفته شده است.

اصولاً دو مزیت عمده را برای فرم فضا- حالت می‌توان برشمرد. اول اینکه الگوی فضا- حالت اجازه می‌دهد که متغیرهای غیرقابل مشاهده (که با آن متغیر حالت نیز گفته می‌شود) به همراه سایر اجزا تخمین زده شود. دوم، الگوهای فضا- حالت بوسیله یک روش عطفی بسیار قوی به نام فیلتر کالمن تخمین زده می‌شود. فیلتر کالمن علاوه بر محاسبه مقادیر تابع راستنمایی، مسیر متغیر حالت را که غیرقابل مشاهده است به دست می‌آورد. فیلتر کالمن در ادبیات اقتصادی در مباحث انتظارات عقلایی، مشاهدات مفقود، نظریه درآمد دائمی مصرف، عناصر غیرقابل مشاهده روند و دوران در ادوار تجاری و نرخ بیکاری طبیعی کاربرد دارد.

روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

به دلیل وجود متغیر وابسته با وقفه در سمت راست مدل، از مدل تلفیقی پویا یا گشتاورهای تعمیم یافته۴ (GMM) برای برآورد مدل استفاده می شود. یکی از منافع و کاربردهای داده های تلفیقی درک بهتر پویایی ها توسط محقق است. در مدل داده ای

---

[1]State
[2]Transition
[3] Measurement
[4] Generalized Method of Moments

ترکیبی پویا، همبستگی وقفه ی متغیر وابسته در سمت راست با جزء خطا در این مدل سبب می شود تخمین زننده OLS تورش دار و ناسازگار شود. همچنین تاثیرات تصادفی تخمین زننده GLS در یک مدل داده های پویا، تورش دار است. یکی از راه حل های معمول برای حل این مشکل استفاده از تخمین زننده های GMM است.

روش گشتاورهای تعمیم یافته یکی از روش‌های برآورد پارامترهای مدل در رهیافت داده‌های تابلویی بوده که قابل استفاده برای داده‌های سری زمانی، مقطعی و داده‌های تابلویی است. این روش اثرات تعدیل پویای وابسته را در نظر می‌گیرد. اگر متغیر وابسته با مقادیر با وقفه وارد مدل شود، سبب خواهد شد که بین متغیرهای توضیحی(رگرسورها) و جملات اختلال همبستگی به وجود آید و در نتیجه، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نتایج تورش‌دار و ناسازگاری را نشان خواهد داد. روش گشتاور تعمیم یافته می‌تواند با به کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد را برطرف کند. برای بیان جبری و ریاضی روش گشتاور تعمیم یافته، مدل پویای زیر را در نظر می‌گیریم:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta X_{it} + \eta_i + \phi_i + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

در رابطه فوق y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، η بیانگر اثرات انفرادی یا ثابت مقاطع، ϕ اثرات ثابت زمان، ε جمله‌ی اخلال، i و t به ترتیب نشانگر کشور و دوره زمانی است. در تصریح مدل(۶) فرض می‌شود که جملات اختلال دارای همبستگی با اثرات انفرادی یا اثرات ثابت مقاطع و مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته نیست. در صورتی که η با برخی از متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، در آن صورت یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرات ثابت و انفرادی مقاطع استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه‌ی اول خواهد بود. زیرا، در این حالت استفاده از روش با اثرات ثابت به برآوردزننده‌های تورش‌دار از ضرایب منجر خواهد گردید و لازم است از رابطه(۶)

تفاضل مرتبه‌ی اول گرفته شود. بنابراین، در این وضعیت رابطه‌ی(۶) به رابطه‌ی زیر تبدیل می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \beta' \Delta X_{it} + \Delta \phi_i + \Delta \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

در رابطه(۷)، تفاضل وقفه‌دار متغیر وابسته(Δy_{it-1}) با تاضل مرتبه‌ی اول جملات اختلال($\Delta \varepsilon_{it}$) دارای همبستگی بوده و همچنین مشکل درون‌زایی مربوط به برخی متغیرهای توضیحی وجود دارد که در مدل در نظر گرفته نشده است. از این رو، لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. بنابراین، وضعیت گشتاوری زیر در مورد رابطه‌ی(۷) صادق است:

$$E(y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \qquad s \geq 2T = 3,4,... \qquad (۸)$$

$$E(X_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \qquad s \geq 2T = 3,4,... \qquad (۹)$$

برای برآورد پارامترهای رابطه‌ی(۷)، از ماتریس متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$Z_i = diag(y_{i1}, y_{i2},..., y_{it-2}, X_{i1}, X_{i2},..., X_{it-2}) \qquad (۱۰)$$

بنابراین، برآورد زننده‌های روش گشتاور تعمیم یافته که با $\hat{\delta}$ نمایش داده می‌شود، به صورت زیر تعریف می‌شود(بالتاجی[1]، ۲۰۰۵):

$$\hat{\delta} = (B' z A_N z' B)^{-1} B' z A_N z' Y$$

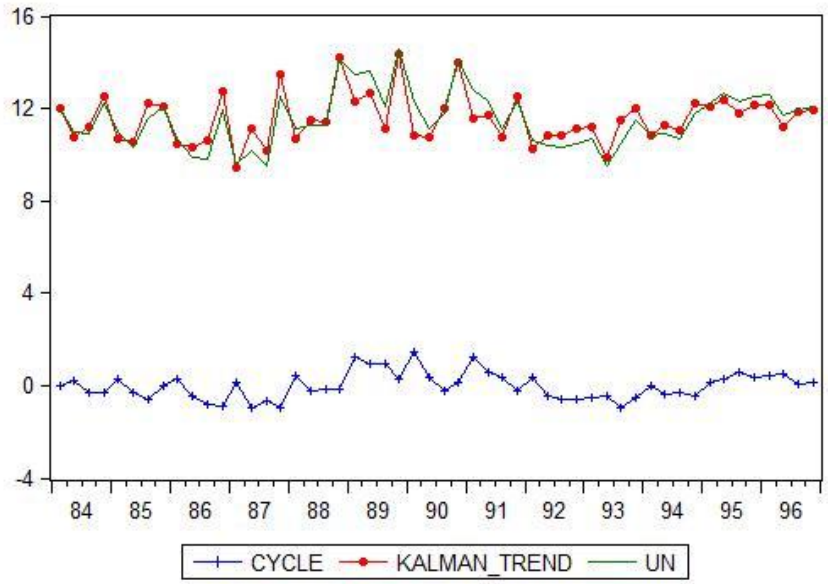
۵- یافته های پژوهش

[1]. Baltagi

یافته‌های تحقیق در دو بخش ارائه خواهد شد در بخش اول نرخ NAIRU برای استان‌های کشور برآورد شده و در بخش دوم با استفاده از این نرخ قانون اوکان در استانها برآورد شده است.

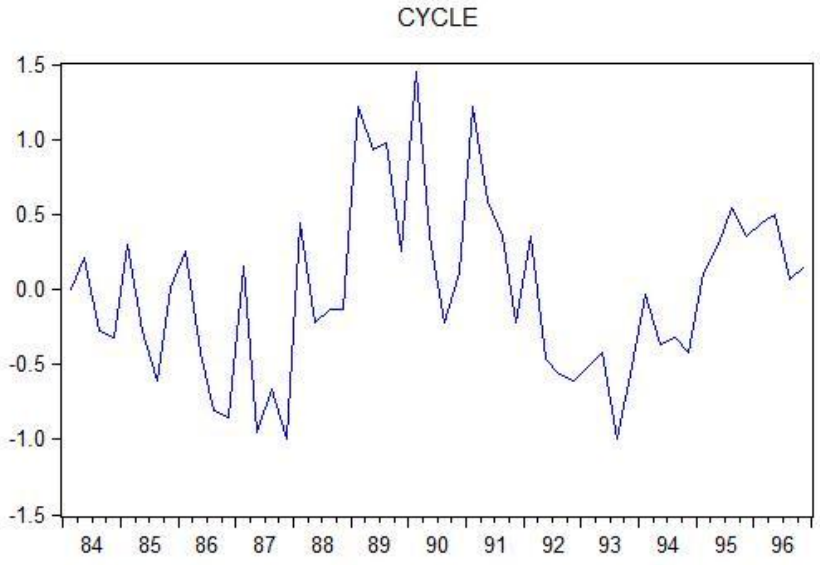
NAIRU و نوسانات بیکاری به روش الگوی فضا- حالت با فیلتر کالمن

در این مقاله برای برآورد NAIRU در کل کشور و استان‌ها از روش کالمن استفاده می‌شود. داده‌های مورد استفاده بر اساس نتایج طرح نیروی کار مرکز آمار ایران طی دوره ۹۶-۱۳۸۱ و به صورت فصلی می‌باشد. همانطور که اشاره شد الگوی فضا- حالت اجازه می‌دهد که اول، متغیرهای غیرقابل مشاهده (که با آن متغیر حالت نیز گفته می‌شود) به همراه سایر اجزا تخمین زده شود. دوم، الگوهای فضا- حالت بوسیله یک روش عطفی بسیار قوی به نام فیلتر کالمن تخمین زده می‌شود. فیلتر کالمن علاوه بر محاسبه مقادیر تابع راستنمایی، مسیر متغیر حالت را که غیرقابل مشاهده است به دست می‌آورد. نمودار شماره ۱ بیکاری واقعی و تخمین‌های NAIRU و نوسانات بیکاری را به این روش نشان می‌دهد.



نمودار (۱): تولید بالقوه، واقعی و شکاف تولید به روش فیلتر کالمن برای کل کشور (درصد)
منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار شماره ۲ نوسانات نرخ بیکاری با استفاده از فیلتر کالمن برای بازه زمانی بهار ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۹۶ نشان داده شده است. همانطور که در این نمودار ملاحظه می‌شود بهار ۱۳۹۰، بهار ۱۳۸۹ و بهار ۱۳۹۱ به ترتیب بیشترین نوسان مثبت (نرخ بیکاری واقعی بزرگتر از نرخ بیکاری طبیعی) و در زمستان ۱۳۸۷، پاییز ۱۳۹۳ و تابستان ۱۳۸۷ بیشترین نوسان منفی (نرخ بیکاری واقعی کوچکتر از نرخ بیکاری طبیعی) وجود دارد.



نمودار شماره (۲): نوسانات نرخ بیکاری برای کل کشور (درصد)
منبع: یافته‌های تحقیق

برآورد رابطه نرخ رشد و بیکاری در استان‌های کشور

بعد از برآورد نرخ بیکاری طبیعی به صورت استانی، حال می توان رابطه بین بیکاری طبیعی و نرخ رشد را در استانهای کشور بررسی کرد. این کار برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ انجام خواهد شد.

مدل مورد برآورد به صورت زیر می باشد:

$$U_t = f(U_{t-1}, y_t)$$

که U نرخ بیکاری واقعی و NAIRU و y نرخ رشد اقتصادی می باشد.

به دلیل وجود متغیر وابسته با وقفه در سمت راست مدل، از مدل تلفیقی پویا یا گشتاورهای تعمیم یافته برای برآورد مدل استفاده می‌شود.

یکی از متغیرهای مورد استفاده در این مدل رشد اقتصادی می‌باشد که جهت محاسبه آن نیازمند محاسبه تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (حذف اثرات قیمتی)

می‌باشیم. این امر از طریق محاسبه GDP هر سال به قیمت‌های سال مشخصی (سال پایه) به دست می‌آید. سال پایه سالی است که شاخص‌های قیمت یا حجم سال‌های دیگر بر پایه آن محاسبه می‌شود. GDP که از آن اثرات قیمتی حذف شده باشد به عنوان سنجش حجمی GDP در نظر گرفته می‌شود. تغییرات در سنجش حجمی GDP همان رشد اقتصادی است.

سنجش حجم GDP می‌تواند از روش‌های مختلف به دست آید:

۱. تورم زدایی: با تقسیم ارزش جاری مبادلات (ستانده، مصرف واسطه، مصرف نهایی و غیره) بر شاخص مناسب
۲. ارزش گذاری مقداری: ضرب قیمت‌های سال پایه بر مقادیر هر سال
۳. برون یابی حجمی: استفاده از شاخص‌های کمی مناسب که روند شاخص اصلی را به خوبی برآورد نماید

در این مقاله از هر سه روش (برای بخش‌های مختلف اقتصادی) استفاده شده است. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های لوین، لین، چو(LLC)، ایم، پسران و شین(IPS) و دیکی فولر تعمیم یافته(ADF) استفاده شده است که نتایج این آزمون‌ها در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول شماره ۱: نتایج آزمونهای مانایی متغیرهای مدل

متغیر	آزمون LLC			آزمون IPS			آزمون ADF		
	آماره	probe	وضعیت	آماره	probe	وضعیت	آماره	probe	وضعیت
نرخ بیکاری	-۲۲.۷۵	۰.۰۰	مانا	-۲۴.۳۴	۰.۰۰	مانا	-۲۱.۷۰	۰.۰۰	مانا
نرخ رشد اقتصادی با نفت	-۰.۴۲۵۱	۰.۳۳۵۴	نامانا	-۸.۵۰	۰.۰۰	مانا	-۸.۸۲	۰.۰۰	مانا
نرخ رشد اقتصادی بدون نفت	-۱.۹۳	۰.۰۲۶	مانا	-۹.۵۴	۰.۰۰	مانا	-۹.۷۷	۰.۰۰	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود متغیرهای نرخ بیکاری و نرخ رشد اقتصادی بدون نفت بر اساس همه آزمون‌ها مانا هستند و نرخ رشد اقتصادی با نفت بر اساس آزمون LLC نامانا و بر اساس دو آزمون دیگر مانا می‌باشد. با توجه به فصلی بودن داده های مورد استفاده از آزمون مانایی هگی (Hegy) مربوط به داده های فصلی هم استفاده می شود که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول شماره ۲: نتایج آزمونهای مانایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هگی

متغیر	F_3:4		F_2:4		F_1:4	
	آماره	probe	آماره	probe	آماره	Probe
نرخ بیکاری طبیعی	141.35	۰.۰۰	154.57	۰.۰۰	127.83	۰.۰۰
نرخ بیکاری واقعی	214.65	۰.۰۰	276.55	۰.۰۰	219.13	۰.۰۰
نرخ رشد اقتصادی با نفت	1089	۰.۰۰	1890.70	۰.۰۰	1520.83	۰.۰۰
نرخ رشد اقتصادی بدون نفت	971.95	۰.۰۰	154.57	۰.۰۰	127.83	۰.۰۰

منبع: یافته های تحقیق

همانطور که مشاهده می شود بر اساس آزمون هگی نیز تمامی متغیرها به صورت فصلی هم مانا می‌باشند.

بعد از آزمون مانایی متغیرها، برآورد دو مدل (با استفاده از متغیر های رشد بدون نفت و رشد با نفت) برای نرخ بیکاری طبیعی و دو مدل (با استفاده از متغیر های رشد بدون نفت و رشد با نفت) برای نرخ بیکاری واقعی انجام و نتایج در جداول ۳-۶ ارائه شده است.

جدول شماره ۳: نتایج برآورد مدل (نرخ بیکاری طبیعی) با استفاده از نرخ رشد اقتصادی با نفت

متغیرهای توضیحی	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	probe
Nairu(-1)	-۰.۰۵۵	۰.۰۰۲۲	-۲۴.۷۰	۰.۰۰۰
Yo	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱۶	۱.۸۷	۰.۰۶۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۴: نتایج برآورد مدل (نرخ بیکاری طبیعی) با استفاده از نرخ رشد اقتصادی بدون نفت

متغیرهای توضیحی	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	probe
Nairu(-1)	-۰.۰۴۶	۰.۰۰۴۱	-۱۱.۰۶	۰.۰۰۰
Y	-۰.۰۳۲	۰.۰۰۴۴	-۷.۳۳	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۵: نتایج برآورد مدل (نرخ بیکاری واقعی) با استفاده از نرخ رشد اقتصادی با نفت

متغیرهای توضیحی	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	probe
u(-1)	0.35	۰.۰۰۳۱	۱۱۲.۵۱	۰.۰۰۰
Yo	۰.۰۰۴	۰.۰۰۲۲	۱.۹۲	۰.۰۵۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۶: نتایج برآورد مدل (نرخ بیکاری واقعی) با استفاده از نرخ رشد اقتصادی بدون نفت

متغیرهای توضیحی	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	probe
u(-1)	0.36	0.0056	65.21	۰.۰۰۰
Y	-۰.۰۲۳	۰.۰۰۱۴	-۱۶.۴۱	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج برآورد مدل‌ها، ضریب متغیر نرخ رشد اقتصادی با نفت در هر دو مدل (بیکاری طبیعی و واقعی) معنادار نمی‌باشد و ضریب متغیر رشد اقتصادی بدون

نفت منفی و معنادار می باشد و افزایش نرخ رشد اقتصادی بدون نفت باعث کاهش بیکاری می‌شود. مقدار مطلق ضریب نرخ رشد اقتصادی بدون نفت در مدل با نرخ بیکاری طبیعی (۰.۰۳۱-) بیشتر از همین ضریب (۰.۰۲۳-) در مدل با نرخ بیکاری واقعی می‌باشد.

در ادامه برای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری از آزمون سارگان برای تک تک معادلات برآورد شده، استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۷ و ۸ آورده شده است.

جدول شماره ۷: نتایج آزمون سارگان برای مدل با نرخ بیکاری طبیعی

آماره χ^2	Probe
۲۹.۲۸	۰.۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۸: نتایج آزمون سارگان برای مدل با نرخ بیکاری واقعی

آماره χ^2	Probe
۲۹.۹۷	۰.۳۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با در نظر گرفتن نتایج به دست آمده از آزمون سارگان فرضیه صفر آزمون سارگان مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری می‌باشد و متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل گشتاورهای تعمیم یافته مناسب بوده و اعتبار نتایج جهت تفسیر تمامی معادلات تایید می‌شود. به عبارت دیگر باتوجه به بیشتر بودن prob از ۰/۰۵ فرضیه صفر مبنی بر ناکافی بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد شده است و متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل بخوبی توانسته اند همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال را کنترل کنند.

۶- یافته های پژوهش

در این مقاله در ابتدا با استفاده از روش کالمن NAIRU برای استان‌های کشور برآورد شد سپس در مرحله بعد از این نتایج برای برآورد رابطه نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری در استانهای کشور با استفاده از روش GMM استفاده شد.

نتایج بدست آمده بخش اول حاکی از روند نامنظم شکاف نرخ بیکاری واقعی و NAIRU ایران در طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۴ می‌باشد. بیشترین شکاف مثبت در بهار ۱۳۹۱ و بیشترین شکاف منفی در زمستان ۱۳۸۷ وجود دارد. پس از برآورد NAIRU برای استان‌ها و رتبه‌بندی استان‌ها استان‌های چهار محال و بختیاری، آذربایجان غربی، خوزستان، اردبیل و کرمانشاه به ترتیب بیشترین نوسانات و استان‌های قزوین، مازندران، سمنان، یزد و بوشهر به ترتیب با ثبات ترین استان‌ها در مقابل نوسانات اقتصادی بودند. به نظر می‌رسد در استان‌هایی که در طول زمان نرخ بیکاری بالایی وجود داشته است تفاوت NAIRU و نرخ بیکاری واقعی معنا دار بوده و شاهد نوسانات اقتصادی بیشتری نسبت به میانگین کشوری بوده ایم. از این نتایج می‌توان برای برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای استفاده نمود و برای هر استان بر اساس نوسانات مشاهده شده سیاست‌های متناسب اتخاذ شود. به عنوان مثال برای استان‌هایی که نرخ بیکاری واقعی آنها از نرخ بیکاری طبیعی بیشتر است، سیاست انبساطی اتخاذ شود و برای استان‌هایی که نرخ بیکاری واقعی آنها کمتر باشد سیاست انقباضی اتخاذ شود.

بر اساس نتایج بدست آمده بخش دوم تاثیر نرخ رشد اقتصادی با نفت بر نرخ بیکاری (واقعی و طبیعی) معنا دار نمی‌باشد که نشان دهنده عدم تایید قانون اوکان می باشد. به این معنا که افزایش نرخ رشد اقتصادی با نفت باعث افزایش اشتغال نخواهد شد. اما برآورد مدل با استفاده از نرخ رشد اقتصادی بدون نفت نشان دهنده رابطه منفی و معنی دار نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری می‌باشد که نشان دهنده تایید قانون اوکان در استان‌های کشور می‌باشد. بر اساس نتایج این مقاله نرخ رشد اقتصادی با نفت تاثیر معناداری بر کاهش نرخ بیکاری نداشته به عبارتی دیگر افزایش درآمدهای نفتی و ایجاد رشد ناشی از آن منجر به ایجاد اشتغال نخواهد شد و ضروری است برنامه ریزان و

سیاستگذاران اقتصادی برای ایجاد اشتغال در استانها بر بخش های غیر نفتی تمرکز نمایند. همچنین با مقایسه ضریب نرخ رشد اقتصادی بدون نفت در دو مدل مشاهده می‌شود که مقدار مطلق ضریب نرخ رشد اقتصادی بدون نفت در مدل با نرخ بیکاری طبیعی (۰.۰۳۱-) بیشتر از همین ضریب در مدل با نرخ بیکاری واقعی (۰.۰۲۳-) می-باشد به این معنا که تغییرات نرخ رشد اقتصادی بدون نفت نرخ بیکاری طبیعی را بیشتر از نرخ بیکاری واقعی تحت تاثیر قرار می دهد که می تواند برای سیاستگذاریهای اقتصادی راهنمای مناسبی باشد.

در خصوص سازگاری نتایج این مقاله با سایر تحقیقات انجام شده، لازم به ذکر است که نتیجه این مقاله در خصوص رابطه نرخ رشد اقتصادی و نرخ بیکاری واقعی، مطالعات قبلی را تایید می کند اما با توجه به اینکه در خصوص رابطه نرخ رشد اقتصادی (با و بدون نفت) و نرخ نایرو مطالعه مشخصی در ایران تا کنون انجام نشده از این نظر نمی توان مقایسه نمود.

فهرست منابع

Adanu, Kwami (2005). A Cross-Province Comparison of Okun’s Coefficient for Canada. Applied Economics, 37: 561–570.

Apel, M. & Janson, P. (1999). A theory- consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU. *Economics Lotters, 64*.

Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. (Third edition).

Bankole, Abiodun S., Fatai, & Basiru Oyeniran, (2013), Empirical Test of Okun’s Law in Nigeria, *International Journal of Economic Practices and Theories*, 3(3), 2013 (July), e-ISSN 2247–7225

Binet Marie-estelle & Francois Facchini (2013). Okun's law in the french regions: a cross-regional comparison, *Economics Bulletin*, AccessEcon, vol. 33(1), pages 420-433.

Cesar, R., Giha, P, & Renwick, A. (2010). The relationship between output and unemployment in Scotland: A regional Analysis.

Christopoulos, Dimitris (2004). The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions, Economics of Governance, Springer, 83(3), pages 611-620, 07

Delangizan, S., Amiriani, P., & Khalonery, Z. (2013). Estimation of Okan Low in Iran Provices. *Esfahan university*, 2013 (In Persian).

Estrado, A., Hernando, I., & Lopez, D. (2000). Measuring the NAIRU in the Spanish Economy. *Banco de Spain.*

Fouquau, J. (2008). Threshold Effects in Okun's Law: a Panel Data Analysis. Economics Bulletin, 5 (33): 1-14.

Giha, Cesar Revoredo (2012). The relationship between output and unemployment in Scotland: A regional analysis, land economy working paper series.

Gruen, D., Adrian p., & Christopher T. (1999). The Phillips curve in Australia. *Reserve Bank of Australia*.

Haldane, A., & Quah, D. (1999). UK Phillips curves and monetary Policy. *London school of Economics*.

Heidari, H., Salehian, Z. (2012). State–Space Models in Economic. *Kurdestan univercity* (in Persian).

Heimberger, P., Kaperller, J., & Shutz, B. (2017). The NAIRU determinants: Whats structural about unemployment in Europe. *Journal of Policy Modeling.*

Hodrick, R., & Prescott, E. (1997). Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking, 29: 1-16*.

Kalman, R. (1960). A new Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *Journal of Basic Engineering.*

Lal, I., S. D. Muhammad, A. Jalil & A. Hussain. (2010). Test of Okun's Law in Some Asian Countries Co-Integration Approach. European Journal of Scientific Research, 40 (1): 73 -80.

Marcellino, M., & Mizon, G. (2001). Small system modeling of Real wage, Inflation, Unemployment and output per capita in Italy. *Journal of Econometrics.*

Perman, R. & C. Tavera. (2004). Testing for Convergence of the Okun's Law Coefficient in Europe. Empirica, 34 (1): 45-61.

Philips, A. (1958). The Relation between unemployment and the Rate of money Rates in the United Kingdom. *Economica.*

Prachowny, M. (1993). Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Stimates. Review of Economics and Statistics, 75: 331-336.

Stiglitz, J. (1987). Reflections on the Natural Rate Hypothesis measuring the NAIRU: Evidence from the European Union, USA and Japan. *Colombia Academic Commons*, 1987.
Wei Cui, K., Härdle, W,. & Wang, W. (2015). Estimation of NAIRU with Inflation Expectation Data. *SFB 649 Discussion Paper*, 2015-010.