فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۹، شماره ۱، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۳۲- ۱۷

تولید، بیکاری و قانون اوکان: شواهدی از استان‌های کشور

دکتر کیومرث شهبازی و زهرا طالبی*

تاریخ وصول: ۱۳۹۰/۱۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۳۰

چکیده:

با توجه به اهمیت قانون اوکان در سیاست‌گذاری اقتصادی، بررسی رابطه‌ی نرخ بیکاری و تولید واقعی در سطح استان‌ها، سیاست‌های اقتصادی کاراتر رفع بیکاری در سطوح استانی و ملی را در پی خواهد داشت. هدف از این تحقیق تخمین ضریب اوکان برای استان‌های مختلف کشور و تعیین تفاوت‌های استانی رابطه‌ی بین تولید واقعی و نرخ بیکاری است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های استانی طی دوره‌ی ۸۶-۱۳۸۰ و روش داده‌های پانل، ضرایب اوکان ۲۸ استان کشور برآورد شده است. بر اساس برخی از نتایج، قانون اوکان در ۱۰ استان کشور برقرار و نسبتا با ثبات بوده است. در ۱۲استان کشور قانون اوکان برقرار نبوده است. در بقیه‌ی استان‌ها برقراری آن از استحکام کافی برخوردار نبوده است. همچنین، نتایج آزمون والد بیانگر تفاوت معنی دار ضرایب اوکان در استان‌های مختلف از لحاظ آماری بوده است.

طبقه‌بندی JEL: C13، C22، E24

واژه‌های کلیدی: *قانون اوکان، تولید، بیکاری، داده‌های پانل، استان‌های کشور.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه و کارشناس ارشد اقتصاد (k.shahbazi@urmia.ac.ir)

۱- مقدمه

بیکاری یکی از مشکلات اساسی اقتصاد ایران و جهان است. یافتن راه حل کاهش نرخ بیکاری یکی از نکات مورد توجه سیاست گذاران است. رشد اقتصادی یکی از راه‌های حل مشکل بیکاری است. رابطه‌ی معکوس بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی تحت عنوان قانون اوکان بیان شده است. بر اساس قانون به ازای یک درصد کاهش (افزایش) نرخ بیکاری تولید واقعی تقریباً سه درصد قابل افزایش افزایش (کاهش) است (اوکان[۱]، ۱۹۶۲). در دو دهه‌ی اخیر، مطالعات تجربی زیادی صحت این قانون را بررسی و تایید کرده است این مطالعات قانون مذکور را تأیید نموده‌اند (آدانو[۲]، ۲۰۰۵). ثبات ضریب اوکان به وسیله‌ی مؤلفان متعددی آزمون شده است. برای مثال، بر اساس نتایج تحقیق ویلاورد و مازا[۳] (۲۰۰۷) قانون اوکان در کلیه‌ی مناطق اسپانیا برقرار بوده است. همچنین واکنش‌های منطقه‌ای تولید به بیکاری از مقدار مینیمم ۰/۳۲ تا مقدار ماکزیمم ۱/۵۵ در این کشور در تغییر بوده است. بر اساس تحقیق کندی[۴] (۲۰۰۹) ضریب اوکان در اغلب ایالت‌های آمریکا مابین ۱/۳ و ۱/۷ متغیر بوده است. مطابق مطالعات انجام یافته، ضریب اوکان در طول زمان از کشوری به کشور دیگر و از منطقه‌ای به منطقه‌ی دیگر متغیر بوده است. بنابراین تجزیه و تحلیل تأثیر رشد اقتصادی بر نرخ بیکاری و بالعکس، به خصوص در سطح استانی، عامل مهمی در سیاست‌گذاری و تدوین برنامه‌ها و راهبردهای منطقه‌ای است.

در ایران مطالعات محدودی رابطه‌ی بین نرخ بیکاری و تولید واقعی را در سطح کشور بررسی کرده‌اند. به دلایل مختلف از جمله نبود آمارهای لازم (در سطح استانی) طی سال‌های گذشته، رابطه‌ی بین نرخ بیکاری و تولید واقعی در سطح استان‌های کشور نادیده گرفته شده است. هدف از این تحقیق، تخمین ضریب اوکان برای استان‌های مختلف کشور و تعیین تفاوت‌های استانی موجود در رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی و تغییرات نرخ بیکاری است. سوال اصلی تحقیق این است که آیا کاهش (افزایش) نرخ بیکاری، تولید واقعی استان‌ها را افزایش

---

[۱] Okun
[۲] Adanu
[3] Villaverde and Maza
[4] Kennedy

(کاهش) می‌دهد یا نه؟ لذا این تحقیق فرضیه‌های وجود رابطه‌ی خطی بین تولید واقعی و بیکاری و برابری ضرایب اوکان در استان‌های کشور را آزمون کرده است.

این مقاله در چهار بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه، در بخش دوم مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه‌ی پژوهش بررسی شده است. در بخش سوم ارائه‌ی مدل و تحلیل نتایج بررسی شده است. بخش چهارم به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص یافته است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

از نقطه نظر تئوریک، قانون اوکان به همراه منحنی فیلیپس یک عنصر کلیدی در استخراج منحنی عرضه‌ی کل است. از نظر تجربی نیز به عنوان یک قاعده‌ی سرانگشتی مفید در پیش‌بینی و سیاست‌گذاری مطرح است(هریس و سیلورستون،[5] ۲۰۰۱). روش اوکان برای استخراج این قانون مبتنی بر نظریه‌ی اقتصاد کلان کینزی بوده است. سؤال اصلی اوکان در تعیین مقدار سطح هدف از تولید برای رسیدن به یک نرخ پایین بیکاری بوده است. وی برای پاسخ به این سؤال تصریح-های اقتصادسنجی متفاوتی را برای اقتصاد آمریکا در نظر گرفت که در ادامه، این مدل ها بررسی شده است.

۲-۱- مدل تفاضل

در این مدل تغییر در نرخ بیکاری فصلی به واسطه ی تغییر در نرخ رشد تولید واقعی از فصلی به فصل دیگر بررسی شده است. این رابطه به روش تفاضلی قانون اوکان معروف است. در رابطه‌ی (۱) این روش تشریح شده است.

$$\text{تغییر در نرخ بیکاری} = a+b\times(\text{رشد تولید واقعی}) \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی فوق پارامتر b نشانگر ضریب اوکان است. اوکان با استفاده از رابطه‌ی (۱) و داده‌های فصلی از فصل دوم سال ۱۹۴۸ تا فصل چهارم سال ۱۹۶۰ رابطه‌ی (۲) را به صورت زیر استخراج کرد.

$$\text{تغییر در نرخ بیکاری} = ۰/۳۰ - ۰/۳\times(\text{رشد تولید واقعی}) \qquad (۲)$$

بر اساس این تخمین، اگر در یک فصل داده شده تولید واقعی هیچ رشدی نداشته باشد، نرخ بیکاری در آن فصل ۰/۳ درصد افزایش خواهد یافت (اوکان، ۱۹۶۲).

[5] Hariss and Silverstone

۲-۲- مدل شکاف

در این مدل، نرخ بیکاری با شکاف تولید بالقوه و تولید واقعی به صورت زیر در ارتباط است.

$$\text{نرخ بیکاری} = c + d \times (\text{شکاف بین تولید بالقوه و تولید واقعی}) \quad (۳)$$

پارامتر c در رابطه‌ی فوق به عنوان میزان بیکاری در سطح اشتغال کامل قابل تفسیر است. با کم کردن سطح بیکاری اشتغال کامل از طرفین رابطه‌ی (۳)، سمت چپ بیانگر شکاف بیکاری وسمت راست این رابطه بیانگر شکاف تولید واقعی است. در این حالت پارامتر d فاکتور تناسب بین دو شکاف است(همان منبع). به دلیل سادگی این معادلات، اقتصاددانان تغییراتی را در روابط اولیه‌ی اوکان لحاظ کرده اند. در ادامه برخی از بازنگری‌ها در قانون اوکان بررسی شده است.

۳- بررسی برخی بازنگری ها در قانون اوکان

۳-۱- بازنگری اول: مدل پویا

یکی از مشاهدات اوکان این بود که هر دوی تولید جاری و تولید گذشته می‌توانند بر روی سطح بیکاری جاری تأثیر بگذارند. در مدل تفاضل قانون اوکان، این مطلب بیانگر آن است که برخی متغیرهای مربوطه از سمت راست معادله حذف گردیده‌اند. با توجه به این تفسیر اغلب اقتصاددانان به مدل پویای قانون اوکان تأکید داشته اند. مدل پویای قانون اوکان شامل رشد تولید واقعی جاری، رشد تولید واقعی دوره‌های گذشته و تغییرات نرخ بیکاری در دوره‌های گذشته به عنوان متغیرهایی در سمت راست معادله است(آدانو، ۲۰۰۵).

۳-۲- بازنگری دوم: مدل تابع تولید

طبق تئوری‌های اقتصادی، تولید کالاها و خدمات در یک کشور نیازمند ترکیب نیروی کار، سرمایه و تکنولوژی است. در این روش استدلال این است که رشد تولید علاوه بر تأثیرپذیری از ناحیه‌ی نیروی کار، از ناحیه‌ی دیگر عوامل مانند سرمایه، نرخ مشارکت نیروی کار و بهره‌وری نیز متأثر می‌شود. بنابراین این عوامل را نیز به تصریح اولیه‌ی قانون اوکان اضافه می‌کنند. این بازنگری‌ها همچنین به خاطر بررسی تأثیر ورود سایر عوامل بر ضریب اوکان، متغیر شکاف بیکاری را همراه متغیر شکاف عوامل یاد شده در طرف راست مدل تصریحی خود به عنوان متغیر توضیحی در نظر می‌گیرند. این روش به مدل تابع تولید منتهی شده است که تابع

تولید را با مدل شکاف قانون اوکان ادغام می‌نماید. این کار به اقتصاددانان اجازه می‌دهد که اثر کلیه‌ی منابع بیکار اقتصاد را بر روی رشد تولید بررسی نمایند (گوردون[۶] (۱۹۸۴)، پارچونی[۷] (۱۹۹۳) و آتفیلد و سیلورستون[۸] (۱۹۹۷). پارچونی (۱۹۹۳) مدل جایگزینی از قانون اوکان را ارایه کرد که از تابع تولید استخراج می‌شود و علاوه بر بیکاری، انباشت سرمایه و نیروی کار را نیز در سمت راست معادله‌ی تولید در نظر گرفته است. در این مدل مشکل مربوط به لزوم داشتن اطلاعات در خصوص تولید بالقوه و نرخ بیکاری بالقوه در مدل شکاف نیز وجود ندارد.

۴- مطالعات تجربی

با مرور ادبیات موضوع، مطالعات انجام یافته در زمینه‌ی قانون اوکان به دو گروه عمده‌ی مطالعات نظری- تجربی برای بررسی روش‌های تخمین ضریب اوکان و مطالعات تجربی برای تخمین ضریب اوکان برای کشورها، مناطق موجود در کشورها و مابین کشورها قابل تقسیم است(لوریا و دوژزو،[۹] ۲۰۰۷).

بر اساس مطالعه‌ی آلتیگ و دیگران[۱۰](۲۰۰۲) ضریب اوکان در طول زمان ثابت نبوده است.

پارچونی (۱۹۹۳) در مطالعه خود ضریب اوکان را بین ۰/۶- و ۲- برآورد کرده است.

کریستوپولوس[۱۱] (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[۱۲] و فیلتر کوادراتیک[۱۳] برای ۱۰ ایالت کانادا برآورد

---

[۶] Gordon
[۷] Prachowny
[8] Attfield and Silverstone
[9] Loría and de Jesús
[10] Altig
[۱۱] Christopoulos
[12] Hodrick-Prescott Filter
[13] Quadratic Filter

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[۱۴] مدل-های اولیه اوکان را برای اقتصاد مکزیک برآورد کرده‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق ضریب اوکان در فاصله ۳/۵- 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[۱۵] (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[۱۶] (۲۰۰۸) اثرات آستانه[۱۷] قانون اوکان را در ۲۰ کشور عضو *OECD* بررسی کرده است. در این تحقیق با استفاده از مدل رگرسیون هانسن[۱۸] فرضیه‌ی وجود رابطه‌ی خطی بین تولید و بیکاری سیکلی رد شده است. برای مقادیر بالا و پایین بیکاری سیکلی، یک رابطه‌ی منفی نسبتاً قوی وجود داشته است. در سطوح میانی نرخ بیکاری رابطه‌ی مذکور ضعیف بوده است.

لال[۱۹] و دیگران(۲۰۱۰) صحت قانون اوکان را با استفاده از تکنیک انگل-گرنجر در برخی از کشورهای آسیایی آزمون کرده‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق قانون اوکان در برخی از کشورهای در حال توسعه‌ی آسیایی صادق بوده است.

خیابانی (۱۳۸۰) در بخشی از مطالعه‌ی خود مختصراً رابطه‌ی 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 دوره‌ی مختلف ۱۳۳۸تا ۱۳۵۲، ۱۳۵۳ تا ۱۳۶۷و ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۴ بر اساس آمار سالانه و برای دوره‌ی ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۸۴ بر اساس آمار فصلی برآورد کرده

[14] Kalman Filter
[۱۵] Perman and Tavera
[16] Fouquau
[17] Threshold Effects
[18] Hansen
[19] Lal

است. استخراج ضریب اوکان بر اساس آمار سالانه برای دوره‌های فوق به ترتیب ۰/۱۸، ۰/۴۶ و ۱/۰۵ و بر اساس آمار فصلی ۱/۶۳ بوده است.

بزازان (۱۳۹۰) با استفاده از ضرایب داده ستاده دو منطقه‌ای برآوردی برای استان تهران و سایر اقتصاد ملی، ضرایب فزاینده‌ی تولید، اشتغال و درآمد در سطوح بخشی، درون منطقه‌ای، بین منطقه ای و ملی دو منطقه‌ای تهران و سایر اقتصاد ملی را مورد سنجش قرار داده است.

۵- تصریح و برآورد مدل

۵-۱- داده‌ها و روش تجزیه و تحلیل

در این تحقیق، رابطه‌ی بین نرخ بیکاری و تولید واقعی در سطح استان‌های کشور در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰:Q1-۱۳۸۶:Q۴ بررسی شده است. داده‌های به کار رفته در این پژوهش از سالنامه آماری مرکز آمار ایران و سایت‌های مرکز آمار ایران و بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی داده‌های پانلی[۲۰] صورت می‌گیرد.

طی دوره‌ی مورد بررسی بیشترین متوسط نرخ رشد فصلی تولید واقعی استان‌های کشور با ۵ درصد به استان بوشهر و کمترین آن با ۰/۷۷ درصد به استان خراسان مربوط بوده است. استان‌های بوشهر، ایلام و خوزستان استان‌های دارای بیشترین نرخ رشد تولید واقعی و استان‌های خراسان، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان، قزوین و هرمزگان استان‌های دارای کمترین نرخ رشد تولید واقعی بوده است. استان‌های آذربایجان شرقی، مازندران، آذربایجان غربی، مرکزی، قزوین و خراسان به ترتیب با ۵/۶۸، ۹/۱۳، ۹/۳۰، ۹/۶۵، ۹/۷۸ و ۹/۷۸ دارای کمترین متوسط نرخ بیکاری و استان‌های لرستان، سیستان و بلوچستان، خوزستان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد و ایلام به ترتیب با ۱۹/۸۷، ۱۹/۳۵، ۱۷/۰۳، ۱۵/۹۸، ۱۵/۲۵ و ۱۴/۶۷ دارای بیشترین متوسط نرخ بیکاری بوده‌اند.

۵-۲- ارائه‌ی مدل و روش تحقیق

مطابق مبانی نظری این تحقیق، سه تصریح اقتصادسنجی مدل تفاضل (رابطه‌ی ۴)، مدل شکاف تولید (رابطه‌ی ۵) و مدل تابع تولید (رابطه‌ی ۶) برای بررسی رابطه‌ی بین نرخ بیکاری و تولید واقعی استان‌ها در نظر گرفته شده است.

---

[۲۰] Panel Data

$$\Delta U_{ti} = \beta_{1i} + \beta_{2i} y_{ti} + \varepsilon_{ti} \quad (۴)$$

$$U_{ti} = \beta_{1i} + \beta_{2i} Y_{ti}^{b} + \varepsilon_{ti} \quad (۵)$$

$$LnU_{ti} = \beta_{1i} + \beta_{2i} LnY_{ti} + \beta_{3i} t + \beta_{4i} LnK_{ti} + \beta_{5i} LnL_{ti} + \varepsilon_{ti} \quad (۶)$$

در رابطه‌های فوق U_{ti} نرخ بیکاری استان i در زمان t؛ y_{ti} نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی استان i در زمان t؛ $Y_{ti}^{b} = \frac{Y_{ti}^{P} - Y_{ti}}{Y_{ti}^{P}}$ شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی استان i در زمان t؛ Y_{ti}^{P} تولید ناخالص داخلی بالقوه استان i در زمان t و Y_{ti} تولید ناخالص داخلی واقعی در زمان t است. K_{ti} موجودی سرمایه‌ی استان i در زمان t است. به دلیل نبود آمار مربوطه به تفکیک استان‌ها از اعتبارات عمرانی استان‌ها به عنوان جایگزین موجودی سرمایه استفاده شده است و با توجه به متاثر شدن اعتبارات عمرانی استان‌ها از درآمدهای نفتی، با لحاظ این متغیر در مدل به طور غیرمستقیم اثرات رشد درآمدهای نفتی بر نرخ بیکاری نیز در مدل بررسی شده است. L_{ti} نشانگر نیروی کار استان i در زمان t بوده است. از جمعیت استان‌ها نیز به عنوان جایگزین این متغیر استفاده شده است.

t بیانگر دوره‌ی زمانی و i بیانگر مقاطع (۲۸ استان کشور)[۲۱] در نظر گرفته شده است. پارامتر β_{2i} بیانگر ضریب اوکان استان i است.

در هر سه مدل فوق نرخ بیکاری به عنوان متغیر وابسته بوده است. متغیر توضیحی در مدل اول نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و در مدل دوم شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی استان‌ها بوده است. برای برآورد تولید ناخالص داخلی بالقوه‌ی هر استان از فیلتر هادریک-پرسکات استفاده شده است.[۲۲] در مدل سوم نیز از تولید ناخالص داخلی واقعی، اعتبارات عمرانی و جمعیت استان‌ها و همچنین از متغیر زمان (روند بلندمدت) به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده شده است. در این تحقیق به دلیل محدودیت مشاهدات از مدل پویای قانون اوکان استفاده نشده است.

---

[۱۶] استان‌های خراسان شمالی، رضوی و جنوبی به دلیل نبود آمارهای مربوطه تحت عنوان یک استان در نظر گرفته شده‌اند.

[۱۷] برای مطالعه بیشتر در خصوص فیلتر مذکور به Hodrick and Prescott (1997) مراجعه شود.

برآورد مدل‌ها به وسیله‌ی روش داده‌های پانل انجام شده است. در این مدل‌ها عرض از مبداء (β_1) از سه قسمت ($\beta_1 = \beta_0 + \beta_t + \beta_i$) تشکیل شده است. β_0 برای همه سال‌ها و همه استان‌ها مشترک در نظر گرفته شده است. β_t که برای سال t و برای همه‌ی استان‌ها به عنوان واحدهای انفرادی مشترک در نظر گرفته شده است. β_i برای هر یک از استان‌ها منحصر به فرد و برای همه سال‌ها مشترک در نظر گرفته شده است.

در روش‌های مرسوم حداقل مربعات معمولی، محدودیت $\beta_i = 0$ ظاهر می‌شود. به عبارتی اثرات انفرادی استان‌ها یکسان فرض شده و نتایج دچار اریب ناهمگنی ناشی از یکسان بودن این اثرات می‌گردند (بالتاجی،[۲۳] ۲۰۰۵). برای رفع این مشکل در روش داده‌های پانل محدودیت یکسان بودن اثرات انفرادی حذف می‌شود (یعنی $\beta_i \neq 0$). در واقع β_i اثرات ثابت کلیه‌ی عواملی می‌باشد که تأثیر نرخ بیکاری بر تولید ناخالص داخلی واقعی استان i را متأثر می‌سازند. زمانی که β_i با متغیرهای توضیحی ارتباط نداشته باشد، مدل اثرات تصادفی (RE) را خواهیم داشت و زمانی که β_i با متغیرهای توضیحی ارتباط داشته باشد، مدل مورد نظر مدل اثرات ثابت (FE)خواهد بود (هریس و سولیس،[۲۴] ۲۰۰۳).

۵-۴- برآورد مدل

۵-۴-۱- بررسی ایستایی متغیرها

برای اطمینان از ایستا بودن متغیرها آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های تابلویی دیکی-فولر تعمیم یافته، فیلیپس و پرون، ایم- پسران- شین و لوین- لین- چو و برتونگ قابل استفاده است. ضرورتی به انجام آزمون‌های ریشه‌ی واحد تابلویی و آزمون هم انباشتگی پانلی نیز وجود نداشته است(بالتاجی، ۲۰۰۵).

۵-۴-۲- آزمون معنی‌داری اثرات گروه و آزمون هاسمن

در روش داده‌های پانل لازم است که در ابتدا همگن یا ناهمگن بودن مقاطع مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که مقاطع همگن باشند به سادگی می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده استفاده کرد، در غیر این صورت استفاده از روش اثرات ثابت ضرورت دارد. بدین منظور لازم است معنی‌داری اثرات ثابت به روش آزمون F انجام شود. این آماره مبتنی بر صحت همگنی بین کلیه‌ی استان‌ها

---

[۲۳] Baltagi

[۲۴] Harris and Sollis

استوار است. از این رو رد فرضیه‌ی H_0 مبین استفاده از روش داده‌های پانل و عدم رد فرضیه‌ی H_0 بیانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده است. نتایج این آزمون در هر سه مدل در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون F

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
آماره F	۲/۱۲*	۱/۹۱*	۸/۴۳*
درجه آزادی	(۲۷ ،۵۸۸)	(۲۷ ،۵۸۷)	(۲۷ ،۵۸۴)

* معنی‌دار در سطح ۱ درصد

بر اساس نتایج مقدار آماره F آزمون لیمر فرضیه‌ی H_0 در هر سه مدل تایید نشده است. از بین دو روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده و روش داده‌های پانل، روش داده‌های پانل پذیرفته شده است. همچنین با توجه به اینکه استان‌های انتخابی به صورت تصادفی از بین یک جامعه آماری بزرگ انتخاب نشده‌اند، روش اثرات ثابت در مقایسه با روش اثرات تصادفی مناسب‌تر تشخیص داده شد(هریس و سولیس، ۲۰۰۳). با این وجود برای انتخاب روش اثرات ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن نیز استفاده شده است. نتایج مطابق جدول (۲) نیز حاکی از پذیرفته شدن روش اثرات ثابت بوده است.

جدول ۲: نتایج آزمون هاسمن

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
آماره χ^2	۲۳/۵۱*	۲۲/۳۸*	۸۰۰/۱۶*

* معنی‌دار در سطح ۱ درصد

۵-۴-۳- آزمون ناهمسانی واریانس

یکی از فرضیات مهم در مدل‌های رگرسیون خطی کلاسیک وجود همسانی واریانس جملات اختلال است. ناهمسانی واریانس بر ویژگی‌های بدون تورش بودن و سازگاری تخمین‌زن‌ها اثر نمی‌گذارد ولی در صورت وجود ناهمسانی واریانس کارایی متغیرها تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در این حالت واریانس کمتر از حد تخمین زده شده و آماره‌ی t محاسباتی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و در نتیجه ممکن است به اشتباه باعث رد فرضیه صفر شود (آستریو،[۲۵] ۲۰۰۶). با توجه به این که در

[۲۵] Asteriou

این مطالعه تعداد واحدهای انفرادی بیشتر از دوره‌ی زمانی مورد مطالعه است، می‌توان انتظار داشت که اجزای اخلال دارای ناهمسانی واریانس باشد. لذا لازم است وجود ناهمسانی واریانس جزء خطاها بررسی شود. برای انجام آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون نسبت راستنمایی استفاده شده است. آماره‌ی آزمون نسبت راستنمایی محاسبه شده در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: آزمون نسبت راستنمایی

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
آماره $LR\ \chi^2(۲۷)$	۱۴۴	۱۵۵/۰۶	۱۴۷/۰۴
$Prob > \chi^2(۲۷)$	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

بر اساس نتایج این آزمون فرضیه‌ی صفر یا همسانی واریانس جملات اختلال رد شده و مدل رگرسیون دارای ناهمسانی واریانس بوده است. بنابراین برای تخمین هر سه مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است.

۵-۴-۴- تخمین ضریب اوکان

در این بخش مدل‌های تفاضل، شکاف تولید و تابع تولید برای ۲۸ استان کشور برآورد شده است. نتایج تخمین ضرایب اوکان در حالت مدل اثرات ثابت در جدول (۴) نشان داده شده است. بر اساس نتایج در هر سه مدل قانون اوکان در ۱۰ استان آذربایجان غربی، تهران، کهکیلویه و بویراحمد، زنجان، فارس، قم، لرستان، مرکزی، همدان و یزد صادق و ضریب اوکان نیز نسبتاً با ثبات و از استحکام کافی برخوردار بوده است. در ۱۲ استان آذربایجان شرقی، اردبیل، ایلام، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، سمنان، کردستان، کرمان، مازندران و هرمزگان بر اساس هر سه مدل قانون اوکان برقرار نبوده است. در استان‌های اصفهان، سیستان و بلوچستان، قزوین و کرمانشاه بر اساس مدل تفاضل قانون اوکان صادق نبوده است. ولی براساس مدل‌های شکاف تولید و تابع تولید رابطه‌ی معکوس بین تولید واقعی و نرخ بیکاری در این استان ها تأیید شده است. در استان‌های گلستان و گیلان نیز تنها با توجه به مدل اول قانون اوکان صادق بوده است. در مدل‌های دیگر قانون مذکور در این استان ها صادق نبوده است. به عبارتی دیگر، در استان‌های اصفهان، سیستان و بلوچستان، قزوین، کرمانشاه، گلستان و گیلان برقراری قانون اوکان از استحکام کافی برخوردار نبوده است.

در بین استان‌های با استحکام قانون اوکان، بالاترین ضریب اوکان با ۲/۵۶- به استان فارس و کمترین ضریب با ۰/۰۳۷- به استان آذربایجان غربی مربوط بوده است.[۲۶] یکی از دلایل تفاوت موجود در ضرایب اوکان استان‌ها وجود تفاوت در رشد بهره‌وری استان‌های کشور بوده است. زیرا استان‌های با رشد نسبی پایین بهره‌وری با افزایش معینی در نرخ بیکاری، تولید واقعی در این استان‌ها بیشتر کاهش یابد و این استان‌ها ضریب اوکان بالایی داشته باشند(ویلاورد و مازا،[۲۷] ۲۰۰۷). ضرایب اوکان تخمین زده شده منعکس کننده‌ی تغییر در هزینه‌ی نرخ بیکاری در بین استان‌های کشور است. بر اساس نتایج بیشترین و کمترین هزینه‌ی یک واحد افزایش در نرخ بیکاری بر حسب کاهش در تولید حقیقی به ترتیب به استان‌های فارس و آذربایجان غربی مربوط بوده است.

جدول ۴: تخمین ضریب اوکان به تفکیک استان‌ها

استان	ضریب اوکان			استان	ضریب اوکان		
	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳		مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
آذربایجان غربی	-۰/۰۴۱*	-۰/۰۴۰**	-۰/۰۳۱***	فارس	-۲/۵۷۸*	-۲/۶۷۶*	-۲/۴۳۱*
آذربایجان شرقی	۰/۵۷۷	۰/۸۵۵	۱/۰۹۲	قزوین	۰/۰۵۲	-۰/۰۳۳	-۰/۰۱۶
اردبیل	۱/۱۸۲	۱/۹۵۳	۱/۸۶۴	قم	-۰/۳۵۹*	-۰/۷۲۰*	-۰/۶۰۰*
اصفهان	۰/۲۹۶	-۰/۱۰۲	-۰/۳۲۷	کردستان	۱/۰۲۴	۱/۳۶۶	۱/۰۴۳
ایلام	۰/۲۱۶	۰/۰۹۳	۰/۰۱۵	کرمان	۱/۵۱۸	۱/۵۱۴	۱/۰۸۵
بوشهر	۰/۰۷۰	۰/۱۴۵	۰/۱۱۹	کرمانشاه	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲
تهران	-۰/۱۲۵**	-۰/۲۷۴*	-۰/۱۶۶*	گلستان	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۷
چهارمحال و بختیاری	۰/۸۳۲	۱/۵۵۹	۱/۴۵۳	گیلان	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۷	۰/۰۱۵
خراسان	۰/۰۱۵	۰/۰۱۱	۰/۰۲۱	لرستان	-۰/۳۲۷*	-۰/۴۵۹*	-۰/۴۱۴*
خوزستان	۰/۲۶۲	۰/۲۶۳	۰/۱۸۳	مازندران	۱/۷۰۳	۳/۴۳۴	۳/۴۷۷
کهکیلویه و بویراحمد	-۰/۰۹۹*	-۰/۰۸۶*	-۰/۰۸۷*	مرکزی	-۱/۳۳۱*	-۱/۹۳۲*	-۱/۷۰۶*
زنجان	۰/۳۸۵*	-۰/۵۶۰*	-۰/۳۲۲*	هرمزگان	۰/۰۸۲	۰/۰۹۶	۰/۱۳۵
سمنان	۰/۵۹۲	۱/۱۰۴	۰/۹۸۸	همدان	-۱/۱۸۴*	-۱/۵۱۶*	-۱/۳۰۱*
سیستان و بلوچستان	۱/۲۳۱	-۰/۵۸۳	-۰/۵۰۸	یزد	-۱/۴۳۲*	-۱/۵۲۳*	-۱/۹۰۴*

* معنی‌دار در سطح ۱ درصد، ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد و *** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

در ارتباط با توضیح علت وجود رابطه مثبت موجود بین نرخ بیکاری و تولید حقیقی در برخی از استان‌ها (صادق نبودن قانون اوکان) می‌توان به توضیحات ارائه شده به وسیله‌ی مالی و مولانا[۲۸] (۲۰۰۸) اشاره کرد. فرض کنید که تولید تابعی از اشتغال و سطح بهره‌وری باشد. اگر تلاش کارگران رابطه‌ی مستقیمی با نرخ

[۲۱] مقایسه‌ی ضرایب اوکان مابین استان‌ها با استفاده از میانگین سه مدل صورت گرفته است.

[۲۷] Villaverde and Maza

[۲۸] Malley and Molana

بیکاری داشته باشد، در این صورت هر چه نرخ بیکاری بیشتر باشد میزان تلاش عرضه شده بیشتر خواهد بود و بنابراین بهره‌وری افزایش خواهد یافت. اثر افزایش بیکاری بر روی تولید بستگی به خنثی شدن یا نشدن اثر مثبت بهره‌وری بر روی تولید به وسیله‌ی اثر منفی بیکاری بر روی تولید دارد. به عبارتی دیگر، در صورتی که نرخ بیکاری کمتر از یک آستانه خاص باشد، ممکن است رابطه بین تولید و نرخ بیکاری مثبت باشد. یکی از نتایج رقابت ناقص در بازار کار و کالا این است که بهره‌وری نیروی کار می‌تواند در پاسخ به نوسانات نرخ بیکاری تغییر یابد. بنابراین می‌توان انتظار داشت که یک اقتصاد بین وضعیت‌های تلاش بالا و تلاش پایین[۲۹] نیروی کار قرار گیرد. لذا نوع تاثیر سیاست‌های کلان اقتصادی طرف تقاضا که به منظور کاهش نرخ بیکاری انجام می‌شوند، به غالب شدن هر یک از حالت‌های فوق وابسته است. بنابراین، ممکن است که سیاست‌های یاد شده در مواقعی که اقتصاد در وضعیت تلاش پایین قرار دارد، نتایج مورد انتظار را به دنبال نداشته باشند.

۵-۴-۵- آزمون فرضیه‌ی یکسان بودن ضرایب اوکان در استان‌های مختلف

برای بررسی یکسان بودن ضرایب اوکان در استان‌های مختلف از آزمون والد استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم اختلاف ضریب اوکان در استان‌های مختلف و فرضیه‌ی مقابل نشان دهنده‌ی تفاوت معنی دار ضریب اوکان در استان‌های مختلف با هم است. نتایج این آزمون در جدول (۵) نشان داده شده است. بر اساس مقادیر آماره فرضیه‌ی صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب اوکان در استان‌های کشور رد شده است. به عبارتی دیگر، ضرایب اوکان در استان-های مختلف از لحاظ آماری با همدیگر اختلاف معناداری داشته است.

جدول ۵: نتایج آزمون والد

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
آماره F	۳۲۱/۴۵*	۵۶۵/۸۷*	۵۵۰/۸۷*
آماره χ^2	۷۳۹۴/۴۵*	۱۵۲۷۸/۵*	۱۴۸۷۳/۶*

*- معنی‌دار در سطح ۱ درصد

۶- جمع بندی، نتیجه گیری و توصیه‌های سیاستی

در این مقاله ضرایب اوکان ۲۸ استان کشور با استفاده از فیلتر هادریک- پرسکات و داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ بیکاری استان‌های کشور برآورد شده است. اهمیت تخمین ضریب اوکان برای استان‌های کشور در شناخت

[29] 'high-effort' and 'low-effort' state

میزان اثرگذاری نرخ بیکاری استان‌ها بر تغییرات تولید دارای اهمیت است. هدف از نگارش این مقاله، تخمین ضریب اوکان برای استان‌های مختلف کشور و تعیین تفاوت‌های استانی موجود در رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری بوده است. با ارزیابی نتایج در سطح معنی‌دار ۱ درصد، قانون اوکان با ضریب اوکان نسبتاً با ثبات در ۱۰ استان آذربایجان غربی، تهران، کهکیلویه و بویراحمد، زنجان، فارس، قم، لرستان، مرکزی، همدان و یزد صادق بوده است. در ۱۲ استان آذربایجان شرقی، اردبیل، ایلام، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، سمنان، کردستان، کرمان، مازندران و هرمزگان بر اساس هر سه مدل قانون اوکان برقرار نبوده است. در استان‌های اصفهان، سیستان و بلوچستان، قزوین، کرمانشاه، گلستان و گیلان برقراری قانون اوکان از استحکام کافی برخوردار نبوده است.

با توجه به نتایج این تحقیق استان‌های کشور بر اساس وجود قانون اوکان به دو گروه استان‌های با صادق بودن این قانون و ضریب اوکان بالا و استان‌های با ضریب اوکان پایین یا صادق نبودن آن قابل تقسیم است. سیاست‌گذاران لازم است تا این تفاوت دوگانه را در سیاست‌گذاری خود مد نظر قرار داده و در برنامه‌ریزی اقتصادی و اتخاذ تصمیمات سیاسی در سطح استانی به آن توجه نمایند. در استان‌هایی که ضریب اوکان در آنها بالاست، سیاست‌های مختلفی همانند مدیریت طرف تقاضا می‌تواند در جهت کاهش نرخ بیکاری به کار گرفته شود. از طرف دیگر، در استان‌هایی که در آنها ضریب اوکان پایین بوده یا اینکه قانون اوکان صادق نیست، سیاست‌های طرف عرضه می‌تواند مؤثرتر باشد. در این حالت اصلاح سیستم مالیاتی به منظور افزایش انگیزه کسب و کار و انعطاف‌پذیری بالای دستمزدها (آرپجیس،[۳۰] ۲۰۰۵ و ویلاورد و مازا، ۲۰۰۷) و سیاست‌های اقتصادی متمایل به تغییرات ساختاری در بازار کار در مناطقی که قانون اوکان در آنها صادق نیست، سیاست‌های مناسبی است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۳۰] Arpegis

فهرست منابع:

بزازان، فاطمه. (۱۳۹۰). ضرایب فزاینده‌ی تولید، اشتغال و درآمد در مدل داده-ستاده‌ی دو منطقه‌ای. اقتصاد مقداری، ۸(۲):۱۷۸-۱۵۱.

خیابانی، ناصر. (۱۳۸۰). سیاست‌های کاهش عدم تعادل‌های بازار کار و افزایش رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه‌ی راهبرد، ۲۰: ۹۶-۷۸.

رضوانی نیا، علیرضا. (۱۳۸۰). رشد اقتصادی و بیکاری (بررسی قانون اوکان در ایران). پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه امام صادق.

رضوی، مهدی و رسام مشرفی. (۱۳۸۳). تحلیل دینامیکی اشتغال در اقتصاد ایران (بررسی موردی قانون اوکان). فصلنامۀ پژوهشهای اقتصادی ایران، ۶ (۱۸): ۳۷-۱.

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

Altig, D., Fitzgerald T. & P. Rupert (2002). OKUN'S Law Revisited: Should we Worry about Low Unemployment? Public Administration and Public Policy, 79: 135-142.

Arpegis, N. (2005). An Estimation of the Natural Rate of Unemployment in Greece. Journal of Policy Modeling, 27(1): 91–99.

Asteriou, D. (2006). Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit. Palgrave Macmillan .

Attfield C.L. & B. Silverstone. (1997). Okun's Coefficient: A Comment. Review of Economics and Statistics, 79: 326-329.

Baltagi, B.H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. (Third edition). John Wiley & Sons.

Christopoulos, D. (2004). The Relationship Between Output and Unemployment: Evidence from Greek regions. Papers in Regional Science,83: 611-620.

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

Gordon, R.J.. (1984). Unemployment and Potential Output in the 1980's. Brookings Papers on Economic Activity, 15: 537-564.

Harris R. & R. Sollis. (2003). Applied Time Series Modeling and Forecasting. wiley.

Harris, R., & B. Silverstone. (2001). Testing for Asymmetry in Okun's Law: A Cross Country Comparison. Economic Bulletin,5: 1- 13.

Hodrick, R. & E. C. Prescott. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Journal of Money, Credit, and Banking, 29: 1–16.

Kennedy, B. P. (2009). State Level Tests of Okun's Coefficient, Ph.D Thesis, George Mason University.

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.
Loría, E. & L. de Jesús. (2007). The Robustness of Okun's Law: Evidence from Mexico. A Quarterly Validation, 1985.1–2006,4.
Malley, J. & H. Molana. (2008). Output, Unemployment and Okun's law: Some Evidence from the G7. Economics Letters, 101: 113–115.
Okun, A. M. (1962). Potential GDP: its Measurement and Significance. in Proceedings of the Business and Economics Statistics Section. American Statistical Association.
Perman, R. & C. Tavera. (2004). Testing for Convergence of the Okun's Law Coefficient in Europe. Empirica, 34 (1): 45-61.
Prachowny, M. (1993). Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Stimates. Review of Economics and Statistics, 75: 331-336.
Villaverde, J. & A. Maza. (2007). Okun's law in the Spanish Regions. Economics Bulletin, 18(5): 1-11.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی