فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال چهارم، شماره‌ی ۱۳، بهار ۱۳۹۴
صفحات: ۲۰۹-۲۳۰

بررسی وجود قانون اوکان و نامتقارن بودن آن در ایران

زهرا کریمی‌تکانلو[1*]
محمدرضا سلمانی‌بیشک[2]
میترا تقی‌زاده[3]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۰۴/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۸/۱۱

چکیده

در این مطالعه به بررسی برقراری رابطه اوکان و نامتقارن بودن آن در ایران طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۹۰ پرداخته شده است. برای این منظور، از سه فیلتر HP و BK و CF استفاده شده است. نتایج برآورد رابطه اوکان براساس هر سه فیلتر فوق، فرضیه برقراری رابطه معکوس و معنادار بین بیکاری و تولیدات در ایران را تأیید می‌کند. همچنین آزمون‌های چاو صورت گرفته، تائیدکننده نامتقارن بودن این رابطه طی دوره‌ی مورد بررسی است.

کلید واژه‌ها: قانون اوکان، بیکاری، رشد اقتصادی، آزمون چاو، فیلتر HP، BK و CF

طبقه‌بندی JEL: E24, C61, E41, C25, E27

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تبریز (*نویسنده مسئول) **Email:** zkarimi1355@yahoo.com
۲. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تبریز **Email:** mrsalmani-2005@yahoo.com
۳. کارشناس‌ارشد اقتصاد، دانشگاه تبریز **Email:** mtaghizadeh@yahoo.com

۱. مقدمه

بیکاری یکی از مسائل مهم در سراسر جهان است که علاوه‌بر آثار منفی اقتصادی، آثار سوء اجتماعی را نیز در پی دارد. وجود بیکاری در یک جامعه می‌تواند نشانگر عدم استفاده درست از منابع و عدم سیاستگذاری‌های صحیح باشد. در ایران نیز به‌عنوان یک کشور در حال توسعه و از جمله کشورهای تاثیرگذار در منطقه و جهان اسلام، همانند بسیاری از کشورها، بیکاری به معضلی اصلی تبدیل شده است. با توجه به آخرین گزارش مرکز آمار ایران نرخ بیکاری در تابستان سال ۱۳۹۰ برابر ۱۲/۳ درصد بوده است که خود گواهی بر این ادعاست. از جمله دلایل بالا بودن نرخ بیکاری در ایران را می‌توان رشد بالای جمعیت، پایین بودن رشد اقتصادی، عدم وجود فرصت‌های شغلی کافی، ماشینی‌شدن و پیشرفت تکنولوژی، عدم سرمایه‌گذاری کافی در مشاغل تولیدی، افزایش نیروی کار تحصیل‌کرده ولی بدون مهارت، عدم تطابق بین موقعیت‌های شغلی موجود با مهارت‌های نیروی کار و افزایش انتظارات نیروی کار دانست. با توجه به تاثیری که رشد اقتصادی می‌تواند بر بیکاری داشته باشد؛ مطالعه وجود ارتباط میان این دو متغیر و نیز تعیین میزان رشد اقتصادی لازم برای کاهش نرخ بیکاری، در تمامی اقتصادها دارای اهمیت است. بدین‌منظور در ادبیات اقتصاد کلان، قانون اوکان یک روش مناسب و کم هزینه برای بیان این ارتباط است. این قانون رابطه تجربی منفی میان بیکاری و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد کلان را نشان می‌دهد که در واقع بازار کالا را به بازار نیروی کار مرتبط می‌نماید. تجربی بودن این قانون باعث شده تا بسیاری از اقتصاددانان در مطالعات خود این رابطه را مورد بررسی قرار دهند.

قانون اوکان از سه جهت دارای اهمیت است: ۱) از ترکیب قانون اوکان و منحنی فیلیپس، منحنی عرضه کل اقتصاد به‌دست می‌آید که در بسیاری از تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد کلان نقش مهمی را ایفا می‌کند. ۲) با توجه به اینکه قانون اوکان نرخ بیکاری را به میزان تولیدات موجود در اقتصاد مرتبط می‌کند؛ با دسترسی به رشد اقتصادی موجود در اقتصاد کشور می‌توان نرخ بیکاری معلول آن را پیش‌بینی کرد که این خود می‌تواند باعث اتخاذ سیاستگذاریهای مناسب در جهت کاهش بیکاری و برآورد میزان هزینه تولیدی برای یک درصد کاهش در نرخ بیکاری شود. ۳) قانون اوکان می‌تواند به تعیین نرخ رشد بهینه کمک نماید (موسی، ۲۰۰۸)[1]. به این ترتیب هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی برقراری قانون اوکان و نامتقارن بودن این رابطه در ایران طراحی شده است.

این مقاله از شش بخش تشکیل شده است. بر اساس سازماندهی مقاله در ادامه و در بخش دوم مبانی نظری ارائه شده است. بخش سوم این تحقیق به بیان مطالعات و شواهد تجربی اختصاص دارد. معرفی الگو و منابع اطلاعاتی و آماری در بخش چهارم ارائه شده است و در بخش پنجم تخمین و

1. Moosa, I.A

تفسیر نتایج حاصله ذکر گردیده و در نهایت نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی در بخش ششم ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

رابطه بین رشد اقتصادی و بیکاری به طور وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. اوکان در سال ۱۹۶۲ در مقاله‌ای به بیان دو رابطه ساده تجربی بین نرخ بیکاری و تولید واقعی پرداخت. در اولین مدل، تغییرات فصلی در نرخ بیکاری (Y) (که به‌صورت درصد بیان شده بود) به درصد فصلی تغییرات در تولید ناخالص ملی (X) ارتباط داده شد. این رابطه توسط اوکان و با استفاده از ۵۵ مشاهده، از فصل دوم سال ۱۹۴۷ تا فصل چهارم سال ۱۹۶۰ برای آمریکا، به‌صورت زیر برآورد گردید:

$$Y \quad 0.3 \quad 0.3X \qquad R^2 \quad 0.79 \qquad (۱)$$

بر طبق این تخمین و بر اساس تفسیر اوکان، اگر GNP حقیقی (X) تغییر نکند؛ نرخ بیکاری (Y) از فصلی به فصل دیگر ۰/۳ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین به ازاء یک درصد افزایش در GNP، نرخ بیکاری ۰/۳ درصد کاهش خواهد یافت. به دیگر سخن، یک درصد نرخ بیکاری بیشتر به معنی ۳/۳ درصد GNP کمتر است.

دومین مدل اوکان که مدل "شکاف"[1] نامیده می‌شود؛ نرخ بیکاری را به شکاف بین تولید ناخالص ملی واقعی و بالقوه مرتبط می‌کند و به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$U \quad a \quad b(gap) \qquad (۲)$$

که در این رابطه تولید ناخالص ملی بالقوه برابر با "مقدار تولید ناخالص ملی در نرخ بیکاری ۴ درصد (U=4)" در نظر گرفته شده است. پارامتر b برای این تساوی در دوره‌های مختلف بین ۰/۲۸ تا حدود ۰/۳۸ برآورد شده است (اوکان، ۱۹۶۲).

این معادله در سال ۱۹۶۱ از طرف هیأت مشاوران اقتصادی کمیته مشترک اقتصادی آمریکا و با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره ۱۹۵۳–۱۹۶۰ به‌صورت زیر برآورد گردید:

$$U \quad 3.72 \quad 0.36gap \qquad R^2 \quad 0.93 \qquad (۳)$$

طبق این معادله یک درصد افزایش در نرخ بیکاری، باعث کاهش ۰/۲۸ درصدی در شکاف بین تولید ناخالص ملی واقعی و بالقوه می‌شود. همچنین نرخ بیکاری برآورد شده برای یک شکاف صفر،

1. Gap Model

برابر با ۳/۷۲ درصد است که از حد ایده‌ال ۴ درصدی آن برای اشتغال کامل، دور نیست (اوکان، ۱۹۶۲).

براساس تفسیر اوکان، پارامتر a در رابطه فوق را می‌توان به‌عنوان نرخ بیکاری همراه با اشتغال کامل تفسیر کرد. همچنین با توجه به این‌که انتظار می‌رود نرخ واقعی تولیدات از مقدار بالقوه آن کمتر باشد؛ لذا علامت ضریب b مثبت خواهد بود. مشکلی که در این مدل وجود دارد استفاده از شرایط اشتغال کامل و میزان تولیدات بالقوه است که هیچ یک از این دو آمار، در اقتصاد کلان به‌طور مستقیم قابل مشاهده و در دسترس نیستند. هر چند که اوکان با فرض نرخ بیکاری چهار درصد برای اشتغال کامل، قادر به ایجاد یک سری داده برای تولیدات بالقوه رشد شد. اما با تغییر فرض نرخ بیکاری مربوط به اشتغال کامل، مقادیر متفاوتی برای تولید بالقوه حاصل می‌گردند. علاوه‌بر این اوکان معتقد است که سادگی این معادلات، به‌طور بالقوه می‌تواند مشکل ساز باشد. وجود این مشکلات، اقتصاددانان را مجبور به ایجاد برخی تغییرات در روابط اصلی اوکان نمود. البته این روابط و مدل‌ها نیز با وجود تفاوت‌های قابل‌ملاحظه‌ای که با شکل اولیه معادلات دارند؛ همچنان قانون اوکان نامیده می‌شوند. یکی از این مدل‌ها، "مدل پویا" است که بر مبنای این فرض که در قانون اوکان برخی از متغیرها از سمت راست معادله حذف شده‌اند؛ ساخته شده و اخیرا بسیاری از اقتصاددانان در مطالعات خود از آن استفاده نموده‌اند ((کنوت، ۲۰۰۷)[1] (بولتون،۲۰۱۰)[2] و موسی (۲۰۰۸)[3]). در فرم رایج مدل پویا، رشد تولید واقعی جاری و گذشته و تغییرات سنوات گذشته نرخ بیکاری به‌عنوان متغیرهای سمت راست تساوی و تغییرات جاری در نرخ بیکاری در سمت چپ تساوی قرار می‌گیرند (کنوت، ۲۰۰۷). موسی (۲۰۰۸) در مطالعه خود به برآورد این رابطه پرداخته است:

$$U_t^c \qquad \sum_{i=1}^{m} {}_i U_{t\ i}^{c} \qquad \sum_{i\ 0}^{n} {}_i Y_{t\ i}^{c} + {}_t \qquad (۴)$$

با وجود اینکه این مدل دارای شباهت‌هایی با مدل تفاضلی است؛ ولی مشکل آن در این است که مانند مدل اصلی تفاضلی قانون اوکان به‌سادگی قابل تفسیر نیست. مشکل دیگری که به‌صورت عمومی در قانون اوکان (در تمامی حالات) وجود دارد این است که بیکاری نیروی کار، به‌عنوان نماینده‌ای برای تمامی منابع بیکار در نظر گرفته شده است. این در حالی است که نرخ بیکاری، یکی از عوامل تعیین‌کننده مقدار نیروی کار می‌باشد و عوامل دیگری از قبیل: جمعیت، کسری از جمعیت که جزء نیروی کار هستند و تعداد ساعات کاری که کارگران به کار گماشته می‌شوند را شامل

1. Knote, II .E.S.
2. Boulton, T.
3. Mossa, I.

نمی‌شود. وجود این مشکلات و کمبودها در قانون اوکان، باعث به‌وجود آمدن "نسخه تابع تولید"[1] این قانون گردید. این مدل از ترکیب یک تابع تولید نظری با مدل شکاف مبتنی بر قانون اوکان حاصل می‌گردد. در تابع تولید نظری مورد استفاده، محصولات از ترکیب نیروی کار، سرمایه و تکنولوژی به به‌دست می‌آیند (کنوت، ۲۰۰۷). بر این اساس و مطابق مطالعه فریمن[2] (۲۰۰۱) تابع تولید کل (نوشته شده به فرم لگاریتم طبیعی) به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$Y_t \quad _t \quad K_t \quad N_t \qquad (۵)$$

که در آن Y_t: محصول، K_t: حجم سرمایه مورد استفاده، N_t: اشتغال و τ_t: پیشرفت فنی است. در این رابطه، به پیروی از پالدام[3] (۱۹۸۷) و پروچاونی[4] (۱۹۹۳) بیکاری بصورت U=L-N تعریف می‌شود که در آن L نشانگر کل نیروی کار است. به این ترتیب مدل "شکاف" قانون اوکان به‌صورت زیر تصریح می‌شود (علامت * نشانگر مقادیر تعادلی متغیرها است):

$$Y_t \quad Y_t^* \quad (K_t \quad K_t^*) \quad (L_t \quad L_t^*) \quad (U_t \quad U_t^*) \qquad (۶)$$

لازم به توضیح است که در تصریح این رابطه، پیشرفت فنی در تمامی مقاطع زمانی برابر با مقدار تعادلی فرض شده است (*). مدل شکاف (۶) با اضافه کردن جزء تصادفی ε_{it} برای در نظر گرفتن شوک‌های تولیدی، برای کشور i ام و طی دوره t ام به صورت زیر قابل تصریح و تخمین است (فریمن ۲۰۰۱):

$$Y_{it}^{'} \quad _{ui}U_{it}^{'} \quad _{li}L_{it}^{'} \quad _{ki}K_{it}^{'} \quad \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

که در آن علامت " ' " (پریم) نشانگر شکاف متغیرها یا انحراف آن‌ها از مقادیر تعادلی است. این مدل برخلاف مدل‌های قبلی که بیشتر تجربی بودند؛ دارای ساختار نظری است که به‌عنوان یک مزیت برای آن به‌شمار می‌رود؛ اما انتقادی که بر این مدل وارد است دشواری اندازه‌گیری نهاده‌هایی مانند اندوخته سرمایه است (کنوت، ۲۰۰۷).

هر چند که وجود رابطه تجربی پایداری مانند رابطه اوکان، می‌تواند برای الگوسازی‌های سیاسی مهم باشد ولی نظریه‌های کلان اقتصادی معدودی ارتباط میان نرخ بیکاری و رشد GDP را الگوسازی کرده‌اند. در این میان، بر طبق دیدگاه کینزی محافظه‌کار، تفسیر و توضیح قانون اوکان

1. Production-Function Version
2. Freeman, D. G.
3. Paldam, M.
4. Prachowny, M. F. G.

بسیار ساده است. با توجه به تغییر در تقاضای کل، شرکت‌ها برنامه‌های تولیدی خود را تغییر می‌دهند که این امر منجر به تغییر در تقاضای نیروی کار و در نتیجه تاثیر بر نرخ بیکاری می‌گردد. ولی این نوع برداشت و منطق هنگامی با مشکل مواجه می‌شود که قیمت‌ها و دستمزدها به‌طور ضمنی ثابت فرض شده باشند. اقتصاد نئوکینزی تلاش می‌کند تا با فروض مبتنی بر انعطاف‌ناپذیری اسمی و حقیقی این متغیرها، بر این مشکلات غلبه کند. به‌عنوان مثال اگر مانند بلانچارد و کیوتاکی[1] (۱۹۸۷) یک مدل رقابت انحصاری را در نظر بگیریم با معرفی فهرست هزینه‌ای (یا همان انعطاف‌ناپذیری اسمی) در بازار کالاها و انعطاف‌ناپذیری در بازار نیروی کار به‌آسانی می‌توان نشان داد که تغییر در تقاضای کل بر تولید و اشتغال و بنابراین بیکاری تاثیر خواهد گذاشت (ساگنر و استیاسنی، ۲۰۰۰)[2].

آگیون و هووایت[3] در سال ۱۹۹۴ اثرات بلندمدت رشد را بر بیکاری بررسی کردند. تجزیه‌وتحلیل آن‌ها نمایشگر دو اثر رقابتی رشد بر بیکاری بود: اولین اثر، اثر سرمایه گذاری [4] نامیده می‌شد که به موجب آن افزایش در رشد به‌واسطه ایجاد اشتغال، بازدهی سرمایه‌گذاری را افزایش داده و در نتیجه نرخ تعادلی بیکاری را کاهش می‌دهد. دومین اثر، اثر تخریب خلاقیت[5] نامگذاری شده است که به موجب آن افزایش در رشد، به‌دلیل افزایش تقاضای نیروی کار، مدت زمان کار را کاهش می‌دهد و در نتیجه سطح تعادلی بیکاری را افزایش می‌دهد. لی[6] (۲۰۰۰) با برآورد ضریب اوکان ۱۲/۶ درصدی برای ژاپن، این مقدار غیرعادی را نشان‌دهنده انعطاف‌ناپذیری نهادی قابل ملاحظه در بازار نیروی کار ژاپن، بخصوص با توجه به میزان امنیت شغلی موجود دانسته است. استفان[7] (۱۹۹۷) بالا بودن بیکاری در بسیاری از کشورهای اروپایی را به انعطاف‌ناپذیری بالا در بازار نیروی کار موجود در این کشورها، به‌علت قدرت اعمال نفوذ بالای اتحادیه‌ها، استانداردهای ضعیف آموزشی و مزایای بیکاری‌های بلندمدت، مرتبط دانسته است. از طرفی طبق مطالعاتی که در سال‌های اخیر توسط برخی از محققین مانند کوآرسما[8] (۲۰۰۳)، چوانگ هوانگ و چانگ[9] (۲۰۰۵)، جاردین و استفان[10] (۲۰۱۱) انجام شده است؛ رابطه نامتقارنی میان بیکاری و نرخ رشد اقتصادی به‌دست آمده است که نشانگر نامتقارن بودن قانون اوکان می‌باشد.

1. Blanchard, O. and Kiyotak, N.
2. Sogner, L. and Stiassny, A.
3. Aghion, P. and Howitt, P.
4. Capitalization
5. Creative Destruction
6. Lee, J.
7. Stephen, J. N.
8. Cuaresma, J.C.
9. Chuan Huang, H. and Chang, Y. K.
10. Jardin, M. and Stephan, G.

کورتنی[1] (۱۹۹۱) از جمله نخستین مطرح‌کنندگان این ایده است که ضریب اوکان ممکن است در دوران رونق و رکود متفاوت باشد. او با در نظر گرفتن رویکرد "تابع تولید کل"، عدم‌تقارن قانون اوکان را ناشی از جانشینی عوامل در طی دوره‌ها، نوسان در عوامل چندگانه بهره‌وری[2] و تغییر در توزیع نرخ‌های رشد بخشی[3] دانسته است (هریس و سیلورستون، ۲۰۰۱)[4]. همچنین نتایج برخی از مطالعات مانند فاوکان[5] (۲۰۰۸)، ایسمیهان[6] (۲۰۱۰) نشانگر بی‌ثباتی قانون اوکان در طول زمان است.

بلانچارد[7] (۱۹۹۹) فرض کرده که ثبات ضریب اوکان در طول زمان کاهش می‌یابد. او معتقد است که همواره با تغییر در GDP شاهد تأثیر قوی‌تری بر بیکاری خواهیم بود. او دلایل این موضوع را رقابت‌پذیری شدید بین‌المللی، حمایت قانونی کمتر از شاغلان و به‌طور کلی تغییر هزینه‌های بنگاه بسوی کاهش ذخیره نیروی کار دانسته است (ساگنر و استیاسنی، ۲۰۰۰). ایسمیهان (۲۰۱۰) ضریب اوکان را یک شکل کاهش یافته از تعدادی پارامترهای ساختاری دانسته است. مطابق تجزیه و تحلیلهای وی، ضریب اوکان تمایل ذاتی به تغییر در طول زمان دارد. به اعتقاد او این بی‌ثباتی ضریب، در درجه اول ناشی از تغییرات موقتی در پارامترهای روابط ساختاری بین متغیرهای طرف عرضه و تقاضای نیروی کار است که این تغییرات نیز به احتمال زیاد ناشی از تغییر در ویژگیهای قانونی- نهادی و دیگر ویژگی‌های مربوط به بازار نیروی کار و کالا می‌باشد. در واقع ایسمهان (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که قانون اوکان تمایل ذاتی به تغییر در طول زمان، بخصوص در پاسخ به تغییرات ساختاری در خصوصیات قانونی- نهادی و دیگر ویژگی‌های مربوط به بازار نیروی کار و کالا دارد. البته با وجود تمامی نظریات فوق موسی (۲۰۰۸) با بررسی این موضوع در چهار کشور عربی، نامرتبط بودن بیکاری و تولید را نتیجه‌گیری کرده است. دلایل این عدم ارتباط عبارتند از: ۱) ادواری نبودن بیکاری. در برخی از کشورها بیکاری از نوع ساختاری یا اصطکاکی است و نه ادواری. بیکاری ساختاری از عدم تطابق تغییر در اقتصاد با تغییر در آموزش و پرورش نتیجه می‌شود. به این معنی که بیکاری مردم به این دلیل نیست که اقتصاد در رکود قرار دارد بلکه به این دلیل است که لزومی برای یادگیری مهارت‌های لازم برای انجام کارهای موجود، وجود ندارد. بیکاری اصطکاکی نیز از عدم انطباق پست‌های خالی کار با افراد بیکار ناشی می‌شود. یعنی مردم ممکن است مهارت‌هایی برای انجام کارهای خاص داشته باشند؛ اما عدم‌آگاهی آن‌ها از وجود پست‌های مطابق با مهارت‌های آنها باعث بیکاری آنان گردیده است. با توجه به تعاریف این دو نوع بیکاری، در این‌گونه کشورها افزایش

1. Courtney, H.G.
2. Fluctuations in Multi-Factor Productivity
3 Changes in the Distribution of Sectoral Growth Rates
4. Harris, R. and Silverstone, B.
5. Fouquan, J.
6. Ismihan, M.
7. Blanchard,O.

تولیدات نمی‌تواند باعث کاهش این نوع بیکاری‌ها شود؛ ۲) انعطاف‌ناپذیری بازار نیروی کار: انعطاف‌پذیری بازار نیروی کار (برای مثال آزادی کارفرما در استخدام یا اخراج کارگر و عدم وجود قوانین کار مانند حداقل دستمزد) باعث می‌شود تا بیکاری بیشتر تحت تأثیر تولیدات قرار گیرد. بنابراین در کشورهایی که دولت نقش غالب را در بازارهای نیروی کار بازی می‌کند؛ بازارهای نیروی کار انعطاف‌ناپذیر خواهند بود که این خود باعث عدم ارتباط بین تولیدات و بیکاری خواهد بود و ۳) در اقتصادهایی که فقط تحت سلطه دولت و یا تنها یک بخش (مثلاً بخش نفت) هستند؛ اگر اکثریت نیروی کار در این بخش متمرکز نباشد رشد در این بخش (که باعث رشد اقتصادی می‌شود) نمی‌تواند بیکاری را کاهش دهد.

۳. شواهد تجربی

مطابق بررسی‌های انجام یافته مطالعه داخلی در این زمینه یافت نشده است ولی مطالعات خارجی گسترده‌ای در این زمینه وجود دارد که در اینجا به تعدادی از این مطالعات اشاره می‌شود:

لی (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های پس از جنگ جهانی دوم برای ۱۶ کشور OECD به بررسی ثبات رابطه اوکان طی دوره ۱۹۹۶–۱۹۵۵ پرداخته است. در این مطالعه از دو روش تفاضل مرتبه اول و شکاف استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده برای مدل شکاف به‌وسیله فیلتر HP[1] و BN[2] و کالمن[3] استخراج شده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از برقراری قانون اوکان در این کشورها است. از طرفی ضریب اوکان برآورد شده برای دوران رکود در مدل شکاف، بالاتر از ضریب برآورد شده برای دوران رونق اقتصادی است. البته وجود اثرات نامتقارن برای آمریکا از لحاظ آماری معنادار نبوده و شواهد کمی مبتنی بر وجود عدم تقارن در انگلستان یافت شده است. در حالی که با استفاده از مدل تفاضل مرتبه‌ی اول، وجود عدم تقارن فقط برای کشورهای فنلاند، ژاپن و آمریکا تأیید شده است. مطابق یافته‌های این مطالعه پایداری ضریب اوکان برای داده‌های حاصل از فیلتر کالمن رد شده است و شواهد مبتنی بر بی‌ثباتی ساختاری برای داده‌های به‌دست آمده تحت تصریح تفاضل مرتبه اول نسبت به مدل شکاف ضعیفتر بوده است.

فریمن (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای به برآورد ضریب اوکان برای ۱۰ کشور صنعتی (۶ کشور اروپایی، ایالات متحده، کانادا، ژاپن و استرالیا) با استفاده از داده‌های تابلویی برای دوره‌ی ۱۹۵۸– ۱۹۹۸ پرداخته است. او برای تقویت قانون اوکان از عوامل کار و سرمایه استفاده کرده است. همچنین برای به‌دست آوردن اجزاء ادواری سری‌های زمانی از فیلتر BK بهره گرفته است. نتایج تحقیق نشانگر آن

1. Hodrick, R. and Proescott, E. C.
2. Beveridge, S. and Nelson, C. R.
3. Kalman Filter

است که: ۱) ضریب اوکان برآورد شده برای آمریکا از ۳ به ۲ کاهش یافته است. ۲) با در نظر گرفتن عوامل کار و سرمایه در قانون اوکان، مقدار عددی ضریب اوکان برآورد شده کوچک‌تر گردیده است. ۳) آزمون پایداری ضرائب نشان می‌دهد که قدرمطلق ضریب اوکان در طول زمان کاهش یافته و پایدار نبوده است.

کوارسما (۲۰۰۳) در مطالعه خود قانون اوکان در کشور آمریکا را مورد بازنگری قرار داده است. او به بررسی این مطلب پرداخته است که رابطه منفی بین محصول و بیکاری ممکن است شکل نامتقارن به خود بگیرد. یعنی تغییرات در مقدار محصول در دوره‌های رکود و رونق، می‌تواند باعث تغییرات نامتقارنی در نرخ بیکاری آمریکا شود. در این مطالعه از فیلتر HP و یک مدل سری زمانی ساختاری دو متغیره برای جداسازی اجزاء ادواری متغیرهای مورد نظر استفاده شده است. پس از انجام آزمون‌ها، مشاهده شده است که خصوصیات غیرخطی از نظر آماری کاملا معنی‌دار هستند. در واقع نتایج حاصل از این مطالعه بر این مطلب اشاره دارند که اثر همزمان رشد بر بیکاری نامتقارن و به طور معنی‌داری در دوران رکود بالاتر از دوران رونق بوده و شوک‌های بیکاری در دوران رونق پایداری بیشتری از خود نشان داده‌اند.

هو چوان هانگ و چانگ (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای با پیشنهاد یک تغییر ساختاری و با رویکرد آستانه‌ای به ارزیابی مجدد قانون اوکان پرداخته‌اند. آن‌ها بدین‌منظور از داده‌های فصلی کانادا طی دوره‌ی ۲۰۰۲:۴-۱۹۶۰:۱ و از دو تکنیک فیلتر HP و BP استفاده نموده‌اند. نتایج حاکی از تغییرات ساختاری و همچنین آستانه غیر خطی بوده‌اند. مطابق تفسیر محققین، تغییرات ضریب اوکان در طول زمان نشانگر تغییرات ساختاری بوده و تفاوت معنی‌دار ضریب اوکان در طی دوره‌های اقتصادی، نشانگر وجود آستانه غیرخطی یا به دیگر سخن عدم تقارن در رابطه اوکان است. ولی براساس این مطالعه، به‌طورکلی رابطه اوکان معتبر تشخیص داده شده است.

مارینکو و گلدن هایز[1] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی قانون اوکان برای آفریقای جنوبی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. بدین‌منظور آن‌ها از مدل تفاضلی قانون اوکان و روش‌های مختلف روند زدایی مانند دیفرانسیل مرتبه اول، فیلتر HP، BP و BN تجزیه شده[2] استفاده نموده‌اند. مطابق نتایج به‌دست آمده، وجود قانون اوکان در آفریقای جنوبی تأیید گردیده است و مقدار ضریب اوکان برآورد شده بیش از ۰/۷ درصد بوده است. آن‌ها همچنین به شواهدی مبتنی بر وجود عدم تقارن در قانون اوکان دست یافته‌اند. عدم وجود هم‌انباشتگی بین بیکاری و تولید و وجود شکست ساختاری نیز در برخی از تصریح‌های موجود مشاهده شده است.

موسی (۲۰۰۸) به برآورد ضریب اوکان و آزمون اعتبار قانون اوکان برای چهار کشور عربی:

1. Marinkov, M. and Geldenhuys, J. P.
2. BN decomposition

الجزایر، مصر، مراکش و تونس طی دوره‌ی ۱۹۹۰–۲۰۰۵ پرداخته است. او از دو مدل "شکاف" و مدل "تعدیل شده از مدل نرخ رشد" و روش‌های OLS و ARDL و روش حداکثر راستنمایی[1] برای برآورد ضرایب استفاده کرده است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که صرف‌نظر از مدل مورد استفاده، بیکاری و تولید در این ۴ کشور، برخلاف کشورهای پیشرفته، نامرتبط می‌باشند.

خلیل احمد و دیتا سعد[2] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های سالانه دوره‌ی زمانی ۱۹۷۴–۲۰۰۹ به بررسی قانون اوکان برای پاکستان پرداخته‌اند. با توجه به ایستا بودن متغیرها، برای برآورد ضریب اوکان در دو مدل "تفاضلی" و "شکاف" از روش OLS استفاده شده است. طبق نتایج به‌دست آمده، وجود رابطه اوکان در هیچ‌یک از این دو مدل تأیید نشده است.

همان‌طور که قبلاً نیز اشاره گردید؛ تا کنون در ایران این قانون بررسی نگردیده است. لذا این مطالعه بر آن است تا به بررسی برقراری این رابطه و متقارن و نامتقارن بودن آن در ایران بپردازد.

٤. معرفی الگو و منابع آماری

امروزه در اکثر مطالعات تجربی مرتبط با موضوع، از فرم‌های تغییر یافته رابطه اوکان استفاده می‌شود که در آن‌ها علاوه‌بر تأثیرگذاری تولید حقیقی سال جاری، عوامل دیگری مانند: تولید حقیقی سال گذشته، نرخ بیکاری سال‌های قبل و یا حجم سرمایه و نیروی کار نیز لحاظ می‌گردد. بنابراین با توجه به مباحث نظری ارائه شده و مطالعات پیشین، در این مطالعه از روش ارائه شده توسط کوارسما[3] (۲۰۰۳) برای بررسی این رابطه استفاده شده است. در این روش، در ابتدا با استفاده از مدل زیر ضریب اوکان برآورد می‌گردد.

$$U_t^c \quad _0 \quad \sum_{i\ 1}^{p} {}_iU_{t\ i}^c + \quad Y_t^c \quad \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که در آن U: نرخ بیکاری و Y: لگاریتم GDP واقعی است. همچنین U^c و Y^c به‌ترتیب بیانگر بیکاری و تولید ادواری است و اندیس t نیز بیانگر سال است. سپس از طریق معادله زیر که برگرفته از مطالعه موسی[4] (۱۹۹۷) است؛ تقارن قانون اوکان مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$U_t^c \quad _0^L \quad \sum_{i\ 1}^{p} {}_i^LU_{t\ i}^c \quad {}^LY_t^c \quad \varepsilon_t^L \qquad (۹)$$

1. Maximum Likelihood Estimate
2. Khalil Ahmad, S. Kh. and DittaSaeed, A.
3. Cuaresma, J. C.
4 Mossa, I.

که در آن L برابر با یک و یا دو خواهد بود. باید توجه شود که انتخاب بین $L\ 1$ یا $2\ L$ به مقدار Y^c بستگی دارد. یعنی با توجه به این‌که تولیدات ادواری کمتر یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای (γ)[1] است L مقادیر ۱ و ۲ را اخذ خواهد کرد.

$L=1 \quad if \quad Y^c \leq \gamma$

$L=2 \quad if \quad Y^c \geq \gamma$

در نهایت با مقایسه ضرایب ^{1} و β^2 می‌توان متقارن یا نامتقارن بودن تاثیر تولید بر بیکاری را مطالعه نمود.

همان‌طور که بیان شد U^c و Y^c به‌ترتیب نشانگر بیکاری و تولیدات ادواری هستند. از طرف دیگر با توجه به این‌که این مدل، نوع تعمیم یافته‌ای از مدل شکاف است؛ لذا برای محاسبه آن‌ها نیاز به نرخ بیکاری طبیعی و تولید بالقوه می‌باشد تا شکاف تولید و بیکاری محاسبه گردد. اما از آن‌جایی که این متغیرها غیرقابل مشاهده‌اند؛ بنابراین برای استخراج آن‌ها از فیلترهای HP[2] و BK[3] و CF[4] استفاده شده است (کوارسما (۲۰۰۳) و موسی (۲۰۰۸).

به این ترتیب متغیرهای مورد استفاده در مدل اصلی عبارتند از:

U_t: نرخ بیکاری. عبارت است از تعداد افراد بیکار به‌عنوان درصدی از کل نیروی کار. باید به این نکته توجه داشت که تعریف بیکاری در کشورهای مختلف متفاوت است. مطابق تعریف ارائه شده در ایران، نرخ بیکاری عبارت است از نسبت تعداد جمعیت بیکار (۱۰ ساله و بیشتر) (جویای کار) به کل جمعیت فعال (۱۰ساله و بیشتر) (شاغل و بیکار) ضربدر ۱۰۰، به‌طوری‌که جمعیت فعال، آن بخش از افراد را شامل می‌شود که هم توانایی انجام کار و هم تمایل انجام کار را داشته باشند (بانک مرکزی ایران). داده‌های سری زمانی این متغیر از آمارهای مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است.

Y_t: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ و به میلیارد ریال می‌باشد. داده‌های مربوط به این متغیر نیز از مرکز آمار ایران گردآوری شده است.

---

۱. برای محاسبه مقدار آستانه *(γ)* در این تحقیق ابتدا نقطه شکست توسط آزمون چاو تعیین می‌گردد؛ سپس Yt نقطه شکست به عنوان مقدار آستانه‌ای به‌کار برده می‌شود.

2. Hodrick- Proscott Filtter
3. Baxter-King Filtter
4. Chirstiano-Fitzgerald Filtter

۵. تخمین و تفسیر نتایج الگو

به‌طور کلی در مطالعات مربوط به داده‌های سری‌های زمانی بررسی درجه هم‌انباشتگی متغیرها دارای اهمیت می‌باشد. در این مطالعات برای پرهیز از بدست آمدن رگرسیونهای جعلی، در اولین قدم ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین با توجه به اهمیت درجه هم‌انباشتگی متغیرها و احتمال وجود شکست ساختاری در روند متغیرها، در این مطالعه علاوه‌بر آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) از آزمون فیلیپس- پرون (PP) نیز استفاده گردیده است. فرضیه‌ی صفر در این دو آزمون مبتنی بر وجود ریشه واحد در متغیرها می‌باشد؛ در حالی‌که گروه دیگری از آزمون‌ها وجود دارند که فرضیه صفر آن‌ها مبتنی بر عدم وجود ریشه واحد در متغیر مورد بررسی می‌باشد که آزمون کیت کاسکی، پرون و اسکمیدت (KPSS) یکی از این موارد می‌باشد. بنابراین در این مطالعه برای اطمینان از درجه هم‌انباشتگی متغیرها از سه آزمون ایستایی فوق استفاده گردیده است که نتایج این آزمون‌ها در جدول زیر نمایش داده شده است. لازم به یادآوری است که با توجه به مبانی نظری، در برآورد رابطه اوکان نیاز به بخش ادواری متغیرها است. لذا از طریق سه فیلتر HP، BK و CF جزء ادواری متغیرها استخراج شده و مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهد می‌گردد مطابق دو آزمون ریشه واحد ADF و PP، متغیرها در سطح ۵٪ ایستا می‌باشند اما آزمون KPSS نمایشگر ایستا بودن متغیر در سطح ۱ درصد می‌باشد. با توجه به ایستایی متغیرها نیازی به استفاده از روش هم‌انباشتگی (مانند روش یوهانسن- یوسیلسیوس) نیست و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌تواند برآورد صحیحی از رابطه بین متغیرها را ارائه دهد.

جدول ۱: نتایج آزمونهای ریشه واحد

متغیر	فیلتر	آزمون ریشه واحد ADF		آزمون ریشه واحد PP		آزمون ریشه واحد KPSS
		آماره آزمون		آماره آزمون		آماره آزمون
		NON	C	NON	C	C
UNEM	HP	-۲/۶۶*	-۲/۶۰	-۲/۶۲*	-۲/۶۰	۰/۰۵۶
GDP	HP	-۶/۰۲۲*	-۵/۹۲*	-۳/۱*	-۳/۰۷**	۰/۰۴۱
UNEM	BK	-۴/۶۷*	-۴/۵۶*	-۴/۷۸*	-۴/۶۵*	۰/۱۰۹
GDP	BK	-۴/۴۴*	-۴/۵۵*	-۲/۸۰*	-۲/۷۴**	۰/۰۶۷
UNEM	CF	-۵/۳۴*	-۵/۲۱*	-۱۰/۰۴*	-۹/۹۱*	۰/۵
GDP	CF	-۴/۱۰*	-۴/۲۲*	-۳/۱۶*	-۳/۰۹*	۰/۰۹

منبع: محاسبات تحقیق

*، ** و ***به ترتیب نشانگر رد فرضیه صفر در سطوح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

C: با عرض از مبداء NON: بدون روند و عرض از مبداء

فرضیه صفر آزمون KPSS برخلاف آزمون‌های ADF , PP مبتنی بر ایستایی متغیر می‌باشد.

آماره آزمون KPSS در سطوح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به‌ترتیب عبارتند از: ۰/۷۴، ۰/۴۶ و ۰/۳۵

۱-۵. برآورد رابطه اوکان با استفاده از نتایج حاصل از فیلتر HP

نتایج برآورد رابطه اوکان و نیز فرم تعمیم‌یافته آن که در قالب یک الگوی ARDL تصریح شده است در جدول (۲) ارائه شده است. لازم به توضیح است که در برآورد مدل (۸) از تصحیح‌کننده خود همبستگی نوع AR(1) استفاده گردیده است. مطابق نتایج حاصله، این قانون در دوره مورد بررسی برقرار بوده و ضریب اوکان برابر با ۰/۱۳ و در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. جهت برآورد رابطه اوکان تعمیم یافته (مدل (۹)) از یک وقفه زمانی (انتخاب شده براساس معیار شوارتز) استفاده شده است. در این مدل، ضریب برآورد شده برای متغیر تولید در سطح ۵ درصد معنادار بوده و از نظر عددی برابر با ۰/۱۱ است. یعنی یک درصد افزایش در تولید می‌تواند بیکاری را به اندازه ۰/۱۱ درصد کاهش دهد. همچنین متغیر بیکاری دوره قبل تأثیر مثبت و معناداری بر بیکاری سال جاری دارد؛ به‌طوری‌که یک درصد افزایش در بیکاری دوره قبل، می‌تواند بیکاری جاری را به اندازه ۰/۴۴ درصد افزایش دهد. تفسیری که از این اثر می‌توان داشت این است که فرآیند جستجوی کار توسط بیکاران طولانی است و این فرآیند بیش از یک سال طول می‌کشد. به دیگر سخن، با توجه به بزرگ بودن مقدار این ضریب می‌توان چنین استنباط کرد که اشتغال‌زایی در کشور ضعیف بوده و هر ساله فقط تعداد اندکی از بیکاران موفق به یافتن شغل می‌شوند. همچنین براساس آزمون‌های صورت گرفته، آزمون F معناداری کلی ضرایب را تائید می‌نماید. آزمون JB و LM نیز به‌ترتیب، فروض نرمال‌بودن پسماندها و عدم وجود خود همبستگی در این رابطه را تأیید می‌نماید.

(۱) حداقل آماره شوارتز در برآورد معادله با وقفه‌های مختلف، تعیین کننده وقفه بهینه است.

(۲) فرضیه صفر این آزمون "بی‌معنی بودن کلی ضرایب" است.

(۳) فرضیه صفر این آزمون "نرمال بودن پسماندها" است.

(۴) فرضیه صفر این آزمون "عدم وجود خود همبستگی میان پسماندها" است.

با توجه به برقراری رابطه معکوس و معنادار پیش‌بینی شده توسط اوکان در ایران، با استفاده از رابطه (۹) به بررسی نامتقارن بودن این رابطه پرداخته می‌شود. همان‌طور که قبلاً نیز ذکر شد؛ وجود

نقطه شکست در ارتباط بین تولید و بیکاری تأییدی بر نامتقارن بودن رابطه اوکان است (کوآرسما[1] (۲۰۰۳) و جاردین و استفان[2] (۲۰۱۱)). بنابراین با استفاده از آزمون چاو[3] و[4] سال ۱۳۶۶ به‌عنوان نقطه شکست بازه زمانی مورد مطالعه تعیین می‌شود. در جدول (۳) نتایج برآورد رابطه تعمیم‌یافته اوکان، با در نظر گرفتن آستانه شکست[5] $Y>-0.0635$ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج برآورد رابطه اوکان با استفاده از فیلتر HP

مدل / متغیر	مدل (۱)	مدل (۲)
C	۰/۰۰۱۵ (۰/۶۶۶)	۰/۰۰۰۸ (۰/۶۸۷)
Y_t	−۰/۱۲۹۷ (۰/۰۰۸)	−۰/۱۰۶ (۰/۰۱۴)
U_{t-1}	---	۰/۴۳۹ (۰/۰۳۳)
R^2	۰/۴۲۶	۰/۴۱۷
$SC^{(1)}$	−۶/۰۹۴	−۶/۰۷۸
$F^{(2)}$	۱۱/۴۰۵*	۱۱/۰۲۱*
$JB^{(3)}$	۰/۷۴۴	۰/۴۶۱
$LM^{(4)}$	۰/۸۴۶	۰/۶۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشانگر سطوح معناداری است.

*، ** و ***به‌ترتیب نشانگر رد فرضیه صفر در سطوح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Cuaresma, J.C.
2. Jardin, M. and Stephan, G.
3. Chow test

۴. مقدار تولیدی می‌باشد که شکست ساختاری در آن حادث گردیده است. این مقدار آستانه‌ای را می‌توان به‌صورت درونزا یا برونزا تعیین نمود. در برخی از مطالعات مانند Mayes & Viren (2004) مقدار آستانه‌ای تولید به‌صورت برونزا صفر در نظر گرفته شده است. به‌طوری‌که برای Y_t 0 دوران رکود و Y 0 را دوران رونق اقتصادی در نظر گرفته‌اند. اما در این مطالعه به مانند کوارسما (۲۰۰۳) مقدار آستانه‌ای به‌صورت درونزا تعیین گردیده است. به این ترتیب که با استفاده از آزمون چاو سال شکست برآورد شده و سپس تولید آن سال به‌عنوان مقدار آستانه‌ای در نظر گرفته شده است. که مقادیر بزرگ‌تر از این مقدار آستانه‌ای در دوران رونق اقتصادی و سایر مقادیر تولید جزء دوران رکود دسته‌بندی شده‌اند.

۵. با توجه به اینکه تعداد مشاهدات مربوط به (Y 0.0635) فقط ۶ داده می‌باشد؛ برآورد رابطه اوکان تعمیم‌یافته برای دوران رکود اقتصادی در ایران قابل اعتماد و امکان‌پذیر نیست.

جدول ۳: نتایج برآورد رابطه اوکان با در نظر گرفتن آستانه شکست (با استفاده از فیلتر HP)

مدل / متغیر	Y>-0.0635
C	۰/۰۰۱ (۰/۶۶)
Y_t	−۰/۰۷۸ (۰/۱۸۴)
U_{t-1}	−۰/۵۰۵ (۰/۰۱۵)
R^2	۰/۳۴
$F^{(1)}$	۷/۱۸۷ (۰/۰۰۴)
$LM^{(2)}$	۰/۴۳۷ (۰/۶۵)
تعداد مشاهدات	۲۳

منبع: محاسبات تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشانگر سطوح معناداری است.

*،**و ***به ترتیب نشانگر رد فرضیه صفر در سطوح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

(۱) فرضیه صفر این آزمون "بی‌معنی بودن کلی ضرایب" است.

(۲) فرضیه صفر این آزمون "عدم وجود خود همبستگی میان پسماندها" است.

مطابق نتایج، در دوران رونق اقتصادی (Y>-0.0635)، تولید تأثیر معناداری بر بیکاری ندارد؛ یعنی وجود روند افزایشی در رشد اقتصادی، باعث کاهش بیکاری در ایران نگردیده است. این امری است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران و اینکه معمولا افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش رشد اقتصادی در ایران می‌گردد؛ دور از ذهن نیست[۱].

۲-۵. برآورد رابطه اوکان با استفاده از نتایج حاصل از فیلتر BK

نتایج برآورد رابطه اوکان با استفاده از فیلتر BK در جدول (۴) ارائه شده است. مطابق نتایج حاصله، این قانون در ایران و در دوره مورد بررسی برقرار بوده و ضریب اوکان برابر با ۰/۱۳ است که از نظر آماری معنادار نیز می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد رابطه اوکان تعمیم‌یافته نیز نشانگر برقراری این رابطه در ایران است. در این مدل، ضریب برآورد شده برای متغیر تولید در سطح ۵ درصد معنادار بوده و از نظر عددی برابر با ۰/۱۴ است. یعنی یک درصد افزایش در تولید، می‌تواند بیکاری را به اندازه ۰/۱۴ درصد کاهش دهد. براساس آزمون‌های صورت گرفته، آزمون F معناداری کلی ضرایب را تأیید

۲. لازم به ذکر است که بر اساس نتایج حاصله و عدم امکان برآورد الگو برای دوران رکود از طریق این فیلتر، امکان مطالعه رابطه یاد شده در این دوران وجود ندارد. این امر از طریق فیلترهای بعدی امکان‌پذیر است که در ادامه به توضیح آنها پرداخته خواهد شد.

می‌نماید. آزمون JB و LM نیز به‌ترتیب، فروض نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خود همبستگی در این رابطه را تأیید می‌نماید.

جدول ٤: نتایج برآورد رابطه اوکان با استفاده از فیلتر BK

مدل / متغیر	مدل (۱)	مدل (۲)
C	−۸/۰۵E−۰۵ (۰/۹۵۹)	−۵/۸۹E−۰۵ (۰/۹۷۲)
Y_t	−۰/۱۲۶ (۰/۰۲۴)	−۰/۱۳۵ (۰/۰۲۵)
U_{t-1}	---	−۰/۰۸۸ (۰/۶۶۶)
R^2	۰/۱۷۶	۰/۱۵۱
$SC^{(1)}$	−۶/۷۳۶	−۶/۵۷۱
F	۵/۹۲*	۲/۹۶۱***
JB	۰/۳۳۴	۰/۴۸۲
LM	۱/۳۴۸	۱/۲۷۱

منبع: محاسبات تحقیق

(۱) به توضیحات جدول (۲) مراجعه شود.

براساس آزمون چاو صورت گرفته، در این رابطه سال ۱۳۷۴ به‌عنوان نقطه (سال) شکست دوره زمانی مورد مطالعه تعیین می‌شود. به این ترتیب نتایج برآوردهای مربوط به مقادیر کوچک‌تر و بزرگ‌تر از مقدار آستانه‌ای به صورت جدول (۵) ارائه می‌شود. مطابق نتایج جدول (۵) در دوران رونق اقتصادی (Y 0.0165)، تولید تاثیر معناداری بر بیکاری در ایران ندارد. یعنی وجود روند افزایشی رشد اقتصادی، باعث کاهش بیکاری در ایران نمی‌گردد. ولی در دوران رکود، رابطه معناداری میان بیکاری و رشد اقتصادی برقرار است؛ به‌طوری‌که با کاهش رشد اقتصادی، میزان بیکاری افزایش می‌یابد.

جدول ۵: برآورد رابطه اوکان با در نظر گرفتن مقدار آستانه‌ای (با استفاده از فیلتر BK)

مدل / متغیر	$Y \quad 0.0165$	$Y \quad 0.0165$
C	−۰/۰۰۱ (۰/۵۱)	۰.۰۲۵
Y_t	−۰/۰۴۸ (۰/۶۴)	−۰/۱۶ (۰/۰۲)
U_{t-1}	−۰/۲۱۴ (۰/۴۴)	−۰/۰۰۳ (۰/۰۱۱)
R^2	۰/۸۸	۰/۸۵
$F^{(1)}$	۰/۳۵۵ (۰/۷۱)	۰/۰۱۴ (۰/۰۲۳)
LM	۰/۶۵۸ (۰/۵۴)	۰/۴۸۲ (۰/۶۳)
تعداد مشاهدات	۱۶	۱۴

منبع: محاسبات تحقیق

(۱) به توضیحات جدول (۳) مراجعه شود.

۳-۵. برآورد رابطه اوکان با استفاده از نتایج فیلتر CF

نتایج برآورد رابطه اوکان با استفاده از فیلتر CF در جدول (۶) ارائه شده است. براساس نتایج، ضریب اوکان برابر با ۰/۱۹ است که از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۹٪ نیز معنادار می‌باشد. به دیگر سخن، براساس نتایج این فیلتر نیز، رابطه اوکان در ایران برقرار است. نتایج حاصل از برآورد رابطه اوکان تعمیم یافته نیز نشانگر برقراری این رابطه است. در این مدل، ضریب برآورد شده برای متغیر تولید در سطح ۵ درصد معنادار بوده و از نظر عددی برابر با ۰/۱۷ است. یعنی یک درصد افزایش در تولید، می‌تواند بیکاری را به اندازه ۰/۱۷ درصد کاهش دهد. آزمون‌های صورت گرفته نیز نشان از معناداری کلی ضرایب در سطح ۵ درصد است. آزمون JB و LM نیز به‌ترتیب، فروض نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خود همبستگی در این رابطه را تأیید می‌نماید.

جدول ٦: نتایج برآورد رابطه اوکان با استفاده از فیلتر CF

مدل / متغیر	مدل (۱)	مدل (۲)
C	−۰/۰۰۰۲ (۰/۵۷۶)	−۰/۰۰۰۳ (۰/۸۶۱)
Y_t	−۰/۱۹ (۰/۰۱۲)	−۰/۱۶۷ (۰/۰۱۹۷)
U_{t-1}		−۰/۲۴۳ (۰/۲۰۴)
U_{t-2}	---	−۰/۳۵۳ (۰/۰۷۶)
R^2	۰/۴۶۶	۰/۳۱۷
$SC^{(1)}$	−۶/۹۱۲	−۶/۷۵
F	۵/۵۷۴*	۴/۲۵۴**
JB	۴/۷۵***	۲/۱۸
LM	۱/۳۰۴	۰/۴۷۶

منبع: محاسبات تحقیق

(۱) به توضیحات جدول (۲) مراجعه شود.

مانند مورد قبل و با هدف مطالعه متقارن و یا نامتقارن بودن این رابطه، از آزمون چاو برای پیدا کردن نقطه آستانه‌ای به صورت درون‌زا استفاده شده است. بر اساس یافته‌ها، سال ۱۳۷۳ به عنوان نقطه آستانه‌ای تعیین شده است. نتایج این برآوردها با در نظر گرفتن مقدار آستانه‌ای ($Y>-0/0145$) در جدول (۷) نمایش داده شده است. همچنان که ملاحظه می‌شود بر اساس این نتایج نیز در شرایط رکودی ($Y \quad 0/0145$) ارتباط معناداری بین بیکاری و رشد اقتصادی وجود دارد؛ ولی در شرایط رونق این رابطه هر چند که منفی است اما از نظر آماری معنادار نیست.

جدول ۷: برآورد رابطه اوکان با در نظر گرفتن مقدار آستانه‌ای (با استفاده از فیلتر CF)

مدل / متغیر	$Y \quad 0/0145$	$Y \quad 0/0145$
C	−۰/۰۰۱ (۰/۵۷)	−۰/۰۰۳ (۰/۱۷۹)
Y_t	−۰/۲۵۵ (۰/۱۹)	−۰/۱۷ (۰/۰۴۶)
U_{t-1}	−۰/۴۳۸ (۰/۱۶)	−۰/۰۲ (۰/۱۱)
U_{t-2}	−۰/۴۲۷ (۰/۲۱)	۰/۷۹ (۰/۱۲)
R^2	۰/۷۱	۰/۸۲
$F^{(1)}$	۱/۰۵۷ (۰/۴)	۴/۳۱ (۰/۰۴)
LM	۰/۳۰۸ (۰/۷۴)	۰/۵۳۱ (۰/۶۹)
تعداد مشاهدات	۱۷	۱۳

منبع: محاسبات تحقیق

(۱) به توضیحات جدول (۳) مراجعه شود.

نتیجه‌گیری

این تحقیق با هدف بررسی برقراری رابطه اوکان و نامتقارن بودن این رابطه در ایران تدوین گردیده است. براساس یافته‌های این مطالعه، نتایج برآوردهای رابطه اوکان و فرم تعمیم‌یافته آن براساس نتایج حاصل از سه فیلتر HP، BK، CF نشان می‌دهد که در ایران رابطه معناداری بین تولید و بیکاری وجود دارد. یعنی قانون اوکان در ایران برقرار است. البته ضریب اوکان برآورد شده کوچک‌تر از ضریب پیش‌بینی شده توسط اوکان می‌باشد. دلیل این امر را می‌توان در عدم اجرای کامل خصوصی‌سازی در ایران دانست که در نتیجه آن، بخش بزرگی از بازار نیروی کار همچنان در اختیار دولت است که این امر، خود باعث کاهش انعطاف‌پذیری در این بازار می‌گردد. همچنین بخشی از رشد اقتصادی ایران مربوط به درآمدهای نفتی می‌باشد و نه حاصل از تولید. ساختاری یا اصطکاکی بودن بخشی از بیکاری در بازار نیروی کار را نیز می‌توان از جمله دلایل پایین بودن ضریب اوکان در ایران دانست. نامتقارن بودن قانون اوکان نیز از دیگر یافته‌های این مطالعه است. یعنی در ایران تأثیری که افزایش تولید در دوران رونق بر کاهش بیکاری دارد برابر تأثیر آن در دوران رکود اقتصادی نیست. با توجه به نتایج به‌دست آمده و برای افزایش تأثیر رشد تولیدات بر کاهش بیکاری باید تغییرات ساختاری در بازار کار به وجود آید. یعنی سیاست‌گذاران با اتخاذ سیاست‌های مناسب مانند

آزادی کارفرما در استخدام یا اخراج نیروی کار، تغییر در ساختار اتحادیه‌های کارگری و اصلاح قوانین کار مانند حداقل دستمزد می‌توانند باعث انعطاف‌پذیری بازار نیروی کار گردند. انعطاف‌پذیری بازار باعث می‌گردد تا استخدام یا اخراج نیروی کار به رونق یا رکود موجود در اقتصاد بستگی داشته باشد یعنی بیکاری به بیکاری ادواری تبدیل گردد. خصوصی‌سازی و کاهش اندازه‌ی دولت نیز باعث می‌شود تا استخدام نیروی کار در دوره رونق افزایش یابد و در دوران رکود اقتصادی نیروهای کار اضافی اخراج گردند. یعنی بیکاری جامعه به بیکاری ادواری تبدیل گردد؛ که تغییر شکل بیکاری به بیکاری ادواری می‌تواند سهم بزرگی در مرتبط نمودن بیکاری به تولیدات کشور داشته باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

Blanchard, O. (1999); Macroeconomics. Prentice Hall International, 2 edition in sogner, L. and stassny, A. (2000), A cross country study on Okun's law, Vienna university of economics and business administration working paper, No.13: 1-24.

Blanchard, O. and Kiyotak, N. (1987); "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", American Economic Review, Vol. 77: 647-666 in sogner, L. and stassny, A. (2000), A cross country study on Okun's law, Vienna university of economics and business administration working paper, No. 13: 2-24.

Boulton, T. (2010); "Test of Okun's Law for the 10 Eastern European Countries", London Metropolitan Business School Working Paper: http://ukdataservice.ac.uk/media/263140/boulton-paper.pdf.

Chuan Huang, H. and Chang, Y. K. (2005); "Investigating Okun's Law by the Structural Break with Threshold Approach: Evidence from Canada", The Manchester School Economic Review, Vol. 73, No. 5: 599–611.

Courtney, H. G. (1991); The Beverage Curve and Okun's Law: A Re-Examination of Fundamental Relationships in the United States, Ph.D. thesis, Massachusetts Institute of Technology in Harris, R. & Silverstone, B. (2001), Testing for asymmetry in Okun's law: A cross−country comparison, Economics Bulletin, Vol. 5, No. 2: 1-13.

Cuaresma, J. C. (2003); "Okun's Law Revisited, Oxford Bulletin of Economics and Statistics", Vol. 65, No. 4: 439-451.

Fouquau, J. and Leo, O. (2008); "Threshold effects in Okun's Law: A Panel Data Analysis", Economics Bulletin, Vol. 5, No. 33: 1-14.

Freeman, D. G. (2001); "Panel Tests of Okun's Law for the Industrial Countries", Economic Inquiry, Vol.39, No.4: 511-523.

Harris, R. and Silverstone, B. (2001); "Testing for Asymmetry in Oku's Law: A Cross-country Comparison", Economics Bulletin, Vol. 5, No. 2: 1-13.

Ismihan, M. (2010); "A New Framework for Output-Unemployment Relationship: Okun's Law Revisited", MPRA Paper, No. 28135: 1-30.

Jardin, M. and Stephan, G. (2011); "How Okun's Law Is Non-Linear in Europe: A Semi-Parametric Approach", University of Rennes 1– Crem Working paper, No. 245: 1-20.

Knotek, .E. S. (2007); "How Useful is Okun's Law?, Federal Reserve Bank of Kansas city", Economic Review, V. 92, No. 4: 73-143.

Khalil Ahmad, S. Kh and DittaSaeed, A. (2011); "Does There Exist Okun's Law in Pakistan?", International Journal of Humanities and Social Science, Vol. 1, No. 12: 293-299.

Lee, J. (2000); "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries", Journal of Macroeconomics, Vol. 22, No. 2: 331-356.

Moosa, I. A. (2008); "Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's Law Valid", Journal of Development and Economic Policies, Vol. 10, No. 2: 7-24.

Okun, A. M. (1962); "Potential GNP: It’s Measurement and Significance", Business and Economic Statistic Section of the American Statistical Association, No. 11: 179-186.

Paldam, M. (1987); "How Much Does One Percent of Growth Change the Unemployment Rate?", European Economic Review, Vol. 31: 306-313 in: Freeman, D.G (2001); "Panel Tests Of Okun's Law for The Industrial Countries", Economic Inquiry, Vol. 39, No. 4: 511-523.

Prachowny, M. F. J (1993); "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates", Review of Economics and Statistics, Vol.75, No.2, PP.331-335 in: Freeman, D.G (2001); "Panel Tests Of Okun's Law for The Industrial Countries", Economic Inquiry, Vol. 39, No. 4: 511-523.

Sogner, L; Stassny, A (2000); "A Cross Country Study on Okun’s Law", Vienna University of Economics and Business Administration Working Paper, No. 13: 1-24.

Stephen, J. N. (1997); "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America", Journal of the Economic Perspective, Vol .11, No. 3: 55-74.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی