

تحلیل رابطه هم انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی با رویکرد آزمون کرانه ها: شواهدی از اقتصاد ایران

رضا اخباری* و حمید آماده**

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۳/۱۷

چکیده

رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری از مهم ترین مؤلفه های توصیف کننده هر اقتصادی بشمار می آید. اوکان (۱۹۶۲) با مطالعه داده های این دو متغیر به رابطه معکوس بین آنها پی برد. بازنگری های صورت گرفته در الگوی ارائه شده توسط اوکان منجر به توسعه فرم های تفاضلی، شکاف تولید^۱ و تابع تولید^۲ شد. از آنجا که مباحث متعددی در رابطه با بازار کار در سالیان اخیر صورت گرفته است، در این مطالعه با هدف ارایه تحلیلی علمی از شرایط موجود اقتصاد کشور با بکارگیری رهیافت پسران و همکاران، ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت اوکان در قالب الگوی $ARDL$ برآورد شد. نتایج وجود رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر نرخ بیکاری و نرخ رشد GDP در قالب سه فرم مزبور برای بازه زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ را تأیید کرد. همچنین نتایج نشان داد برای کاهش نرخ بیکاری به کمتر از ۱۰ درصد، نرخ رشد اقتصادی ۱۰ درصد لازم است. در پایان، تحلیل علیت گرنجری نشان داد که در فرم های تفاضلی، شکاف تولید و تابع تولید، رابطه علیت میان متغیرهای توضیحی وارد شده به مدل از قبیل نرخ بیکاری و رشد GDP به صورت یک سویه برقرار است.

طبقه بندی JEL: E230، E240، E270

کلیدواژه ها: قانون اوکان، هم انباشتگی، آزمون کرانه ها، الگوی خود بازگشت با وقفه های توزیعی ($ARDL$)^۴، علیت گرنجری.

* کارشناسی ارشد علوم اقتصادی با گرایش محیط زیست از دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی، پست الکترونیکی:

rakhbary@gmail.com

** استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:

amadeh@gmail.com

1. Differenced Version
2. Gap Version
3. Production Function Form
4. Autoregressive Distributed Lag

۱- مقدمه

رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری در هر کشوری به مثابه علائم رونق و یا رکود اقتصاد مورد توجه قرار دارند. زمانی که بحران اقتصادی به واسطه سیکل‌های تجاری و یا سیاست‌های اقتصادی به وقوع می‌پیوندد، می‌توان با نگاهی به این دو متغیر به عنوان اولین نشانگرهای وضعیت اقتصادی به تشریح و تحلیل اوضاع اقتصادی پرداخت.

اشتغال و رشد اقتصادی از جمله کلیدی‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی هستند که سیاستگذاران در راستای رسیدن به ثبات و توسعه اقتصادی، تغییرات آنها را مدنظر قرار می‌دهند.

در زمینه اهمیت بالای وضعیت متغیر اشتغال دو دلیل قابل ذکر است؛ اول اینکه به واسطه درک اهمیت جایگاه مهم نیروی انسانی در ساختار تولیدی است که اقتصاددانان در دوران معاصر بحث انقلاب دانایی را مطرح کردند (مؤمنی، ۱۳۸۹). دوم، با توجه به مفاهیمی که در زمینه توسعه دانایی محور بیان شده، مدت‌هاست به نیروی کار که توان تولیدی یک کشور را مشخص می‌سازد، فقط به صورت فیزیکی نگریسته نمی‌شود. با شکل‌گیری ادبیات مربوط به توسعه دانایی محور و تولید دانش بنیان، اثرگذاری نیروی کار در توابع تولید چندین برابر اهمیت یافت و از آن زمان نگاه تیزبینانه برخی کشورها به نیروی کار و بحث اشتغال و اهمیت ابعاد آن منجر به شکوفایی بیش از پیش اقتصادی آنها شده است.

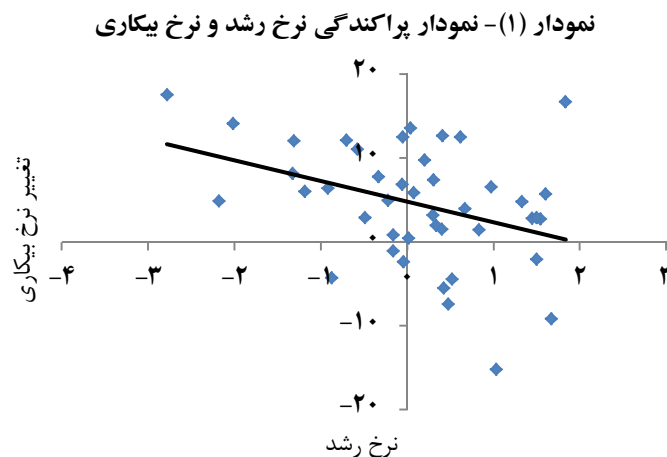
همچنین عدم توجه به اشتغال و کم‌اهمیت شدن آن در ذهن دولتمردان و سیاستگذاران برخی کشورها نه تنها به تولید آسیب رساند، بلکه هزینه‌های سنگینی را بر اقتصاد تحمیل کرد. بعد دیگر بحث اشتغال جدا از مسائل اقتصادی، مباحث اجتماعی را دربر می‌گیرد (مؤمنی، ۱۳۸۵) که از حوصله این مقاله خارج است.

با روند رشد اقتصادی موجود در سالیان اخیر و عدم توجه به سیاستگذاری‌های مناسب در زمینه ایجاد اشتغال به خصوص در شرایطی که بر اساس آخرین سرشماری نفوس و مسکن^۱، جمعیت ۱۵ تا ۶۴ سال، حدود ۷۱ درصد کل جمعیت را تشکیل می‌دهد که بیانگر حجم بالای عرضه نیروی کار در برابر تقاضا در دو دهه اخیر است. بیم آن می‌رود

۱. سرشماری نفوس و مسکن ۱۳۹۰، مرکز آمار ایران

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۲۷

که در هر دوره بر سیل بیکاران افزوده شده و شرایط رکودی مانع از غلبه بر وضع موجود شود. با نگاهی به آمار نرخ رشد منتشر شده توسط بانک مرکزی و نرخ بیکاری که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده است، می‌توان تا حدود زیادی به رابطه معکوس میان تغییرات نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در ایران پی برد. نمودار (۱) جهت درک این رابطه ترسیم شده است.



آرتور اوکان (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 تقریباً ۳ درصد افزایش (کاهش) خواهد یافت. پس از وی، مطالعات زیادی در خصوص اثبات وجود رابطه نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف و به روش‌های گوناگون صورت گرفت که بیشتر آنها وجود رابطه معکوس میان این دو متغیر را تأیید کردند. به عنوان مثال، لئوپولد سانر^۱ (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.

1. Leopold Sogner (2000)

ویلاورد و ماز^۱ (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^۲ (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 ایران و در سطح اقتصاد ملی مطالعات محدودی در رابطه با تصریح قانون اوکان صورت گرفته است. تنها مطالعه‌ای که به طور منسجم به برآورد ضریب اوکان پرداخته، تحقیق رضوانی نیا (۱۳۸۶) است که در پایان نامه خود ضریب اوکان را برای اقتصاد ایران در سه دوره، سال های ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۲، ۱۳۵۳ تا ۱۳۶۷ و ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۴ بر اساس آمار سالانه و برای دوره ابتدای سال ۸۰ تا انتهای سال ۸۴ بر اساس آمارهای فصلی برآورد کرده است. این ضریب برای دوره‌های فوق به ترتیب عبارتند از: ۰/۱۸، ۰/۴۶، ۱/۰۵ و ۱/۶۳.

شهبازی و طالبی (۱۳۹۱) نیز طی مقاله‌ای به برآورد ضریب اوکان در غالب سه معادله تفاضلی، شکاف GDP و تابع تولید با استفاده از داده‌های پانل فصلی برای دوره زمانی ۸۰ تا ۸۶ در سطح استانی پرداختند.

در تحقیق حاضر با رویکردی متفاوت به تحلیل قانون اوکان خواهیم پرداخت. هدف از این مطالعه تخمین ضریب اوکان با استفاده از رهیافت هم‌انباشتگی معرفی شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سه حالت معادله تفاضلی، معادله شکاف و تابع تولید با داده‌های سری زمانی است که تاکنون برآورد فوق برای اقتصاد ایران با این رویکرد انجام نشده است. اگر سه الگوی مطرح شده به طور صحیحی برآورد شوند، می‌توان از آنها به عنوان ابزاری برای کنترل آمار نرخ بیکاری و نرخ رشد استفاده کرد. همچنین پیش‌بینی‌های حاصل از آن به وضوح شرایط بحرانی کنونی را برای سیاستگذاران به تصویر خواهد کشید. علاوه بر این، می‌توان از خروجی مدل‌های نامبرده در سنجش صحت آمار بیکاری

1. Villaverd and Maze (2009)

2. Jim Lee (2000)

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۲۹

ارائه شده توسط نهادهای رسمی و همچنین درک مسیر آتی این دو متغیر و به طور کلی وضعیت اقتصاد کلان کشور بهره گرفت.

سؤال اصلی مورد نظر در این تحقیق عبارت است از اینکه آیا وجود رابطه بلندمدت میان این دو متغیر با کاربست روش پسران و همکاران (۲۰۰۱) تأیید می‌شود؟ به عبارت دیگر، این تحقیق فرضیه وجود رابطه هم‌انباشتگی میان این دو متغیر را آزمون خواهد کرد. قسمت‌های بعدی این مطالعه به این قرارند که در دو بخش بعدی، ادبیات مربوط به قانون اوکان و مطالعات صورت گرفته در این رابطه مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش چهارم به توصیف داده‌های مورد استفاده خواهیم پرداخت و متدولوژی تحقیق بیان خواهد شد. در بخش پنجم سه صورت برای قانون اوکان ارائه و نتایج حاصل از هر کدام تحلیل می‌شود، سپس علیت میان متغیرها بررسی خواهد شد. در پایان با جمع‌بندی و نتیجه‌گیری مطالعه حاضر را خاتمه خواهیم داد.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

به لحاظ نظری، اقتصاددانان بر این باورند که افزایش تولید و رونق اقتصادی با کاهش نرخ بیکاری همراه است. در مسیر رونق، تقاضای روز افزون کالا و خدمات ایجاب می‌کند که صاحبان کسب و کار در جهت حداکثر کردن منافع خود - با فرض عقلایی بودن رفتار تولیدکننده و رقابتی بودن صنایع - افزایش مقیاس تولید را در پیش گیرند که متضمن بکارگیری بیشتر عوامل تولید از جمله نیروی کار است. اگر روند تسلسلی فوق را به کل اقتصاد تعمیم دهیم، انتظار می‌رود در سطح کلان شاهد کاهش نرخ بیکاری باشیم. قانون اوکان به همراه منحنی فیلیپس عاملی کلیدی در استخراج منحنی عرضه کل است. هریس و سیلورستون (۲۰۰۱)^۱ بیان می‌کنند که این قانون از نظر تجربی نیز به عنوان یک قاعده سرانگشتی مفید در پیش‌بینی و سیاست‌گذاری مطرح است.

1. Harris and Silverstone (2001)

یکی از راه‌هایی که می‌توان به کمک آن ارتباط میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی را تشریح کرد، استفاده از مفهوم بهره‌وری است. در اغلب اقتصادهای دنیا، بهره‌وری همواره در حال بهبود است. برای حفظ روند بهبود بهره‌وری، رشد تولید ناخالص داخلی الزامی است. بازار نیروی کار نیز دارای پیوندی عمیق با مفهوم بهره‌وری است، بنابراین تحلیلی مختصر از ارتباط این مفهوم با بازار نیروی کار می‌تواند در روشن کردن مفاهیم نظری در ارتباط با قانون اوکان مؤثر باشد.

اگر سطح بیکاری کاهش یابد، قدرت چانه‌زنی نیروی کار بر سر دستمزدها افزایش می‌یابد. کارفرما با نیروی کار کمتری جهت انتخاب و استخدام مواجه است که همین مساله می‌تواند مسبب افزایش دستمزدها شود. در این شرایط با توجه به این حقیقت که درجه‌ای از بیکاری طبیعی وجود دارد، ریشه کن کردن بیکاری غیرممکن می‌نماید. بنابراین افول بیکاری از یک حد معین می‌تواند منجر به فشارهای تورمی شود و ستانده اقتصاد را در جهت کاهش تحت تأثیر قرار دهد. سطحی از بیکاری که در این شرایط پدیدار می‌شود با نام نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده (NAIRU)^۱ شناخته می‌شود. در این نرخ، بیکاری به شکلی است که گویی هیچ فشار تورمی بر دستمزد وجود ندارد و بنابراین ثبات قیمت‌ها در اقتصاد پدیدار خواهد شد.

وقتی کشوری در سطوح ستانده پایدار در حال تولید است، نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده خودنمایی می‌کند. اگر بیکاری بیش از NAIRU باشد، به این معناست که اقتصاد به آن مقداری که می‌تواند (ستانده بالقوه) تولید نمی‌کند و در نتیجه تولید ناخالص داخلی زیر خط روند (تولید بالقوه) خود در حال افزایش است. در مقابل، اگر بیکاری کمتر از مقدار NAIRU باشد، تولید ناخالص داخلی بالای خط روند خواهد بود و در نتیجه شرایط ناپایداری را خواهد داشت.

وقتی ستانده واقعی کمتر از ستانده بالقوه است، مسائل و مشکلاتی برای اقتصاد ایجاد می‌شود. با تولید واقعی کمتر از تولید بالقوه، منابعی در اقتصاد وجود خواهد داشت که به

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۳۱

جای استفاده در جهت بهبود استانداردهای زندگی، بلااستفاده و بیکار مانده‌اند. در این حالت، بنگاه‌ها در سطوحی پایین‌تر از سطح بهینه تولید خواهند کرد. همچنین با وجود ستانده حقیقی در سطحی پایین‌تر از ستانده بالقوه، سرمایه‌گذاری آتی تحت تأثیر قرار خواهد گرفت و مانع رشد GDP بالقوه خواهد شد. این همان مطلبی است که اوکان اشاره می‌کند؛ «ستانده حقیقی امروز، ظرفیت تولیدی فردا را تحت تأثیر قرار می‌دهد» (اوکان، ۱۹۶۲، صفحه ۳).

آنچه اوکان معرفی کرد، سطحی از بیکاری بود که اهداف اجتماعی حداکثرسازی ستانده، ثبات قیمت‌ها و ارتباط میان بیکاری و رشد اقتصادی در حالتی که بیکاری کمتر از NAIUR قرار می‌گرفت را متوازن می‌کرد. وی تصریح می‌کند که «بنابراین می‌توان انتظار داشت که هدف تمام دولت‌ها از رسیدن به اشتغال کامل، دستیابی به حداکثر تولید بدون فشار تورمی است» (اوکان، ۱۹۶۲، صفحه ۱).

اوکان در مقاله «GNP بالقوه: سنجش و اهمیت»^۱ این حقیقت را بازگو می‌کند که وقتی به رابطه بین بازار کار و ستانده می‌نگریم، لازم است به آن اجزایی در بازار کار که بر ستانده تأثیر می‌گذارد، دقت کنیم. حدود بازار کاری که اوکان پیرامون آن صحبت می‌کند، سطح مشارکت نیروی کار - یعنی ساعاتی که هر کارگر مشغول انجام کار است و همچنین بهره‌وری کارگر - است. با نگاه به مشارکت در بازار کار، می‌توان دریافت که ادبیات شکل گرفته پس از جنگ جهانی از این تئوری که سرانجام یک دوره رشد ضعیف اقتصادی می‌تواند به یک کاهش شدید در اندازه نیروی کار (آنهایی که مایل و قادر به کار کردن هستند) ختم شود، حمایت می‌کند. تلاش برای دستیابی به اندازه نیروی کار با وجود نیروی کار غیرفعال که نسبت معناداری از جمعیت در سن کار را هم تشکیل می‌دهد، پیچیده‌تر می‌شود. فاکتورهای دیگری که میل و رغبت ورود به بازار کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، می‌تواند تابعی از تغییرات در شرایط خانواده باشد، بنابراین تمامی جریان‌ات ورودی و خروجی به بازار کار غیرشفاف هستند و سبب می‌شوند که کمی‌سازی اندازه نیروی کار به یک مساله پیچیده تبدیل شود.

1. Potential GNP: Its Measurement and Significance

همانطور که گفته شد، بهره‌وری فاکتوری اساسی و تعیین‌کننده برای سطح ستانده به حساب می‌آید. وقتی دوران افزایش عرضه نیروی کار سر می‌رسد، همان‌گونه که نرخ مشارکت افزایش می‌یابد، کارگران نیز تمایل به اختصاص ساعات بیشتری به کار خواهند داشت، بنابراین عرضه نیروی کار به لحاظ تعداد ساعاتی که تمایل به کار وجود دارد، افزایش می‌یابد.

همچنین کارگر به دلیل تعهدات قراردادی، تخصیصی شدن کار، هزینه‌های مربوط به استخدام و اخراج و دیگر عوامل از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردار است. بر این اساس اگر ستانده بیشتر (کمتر) از مقدار بالقوه خود باشد، نیروی کار در ابتدا ساعات بیشتری (کمتری) را نسبت به کارگران موجود، قبل از استخدام (اخراج) کارگران بیشتر به کار اختصاص خواهد داد. در نتیجه اگر سرازیری یا سربالایی ادوار تجاری ملایم باشد، بهره‌وری فشار بیشتری را نسبت به بیکاری متحمل خواهد شد، زیرا متوسط ساعات کار با ادوار تجاری افزایش و کاهش خواهد یافت. این مطلب به این مفهوم است که باید نسبت به تشخیص اینکه اقتصاد در نقطه اشتغال کامل پایدار است، هوشیار بود، زیرا ضرورتاً این نقطه در زمانی که ساعات متوسط کار در حداکثر خودش است، اتفاق نخواهد افتاد. متوسط ساعات کاری ممکن است در زمان افزایش عرضه نیروی کار بیش از موقعی باشد که اشتغال کامل و پایدار برقرار است. این حقیقت که بیشتر از زمان لازم، کار کردن، یک واکنش کوتاه‌مدت به افزایش ناگهانی در تقاضاست، رخداد فوق را توجیه می‌کند. هر چند اگر سطح بالاتر تقاضا پایدار شود به طور طبیعی کارگران بیشتری به کار گرفته خواهند شد و متوسط ساعات کار کاهش خواهد یافت.

اوکان با شناسایی این عوامل به صورت یکجا و همزمان بجای در نظر گرفتن آنها به صورت تک تک و جدا از هم با یک جهش از بیکاری به ستانده بالقوه می‌رسد. این مطلب با این فرض که وقتی تمام متغیرهای مورد بحث با یکدیگر در نظر گرفته می‌شوند، اثری را ایجاد می‌کنند که در نرخ بیکاری قابل ملاحظه است، روشن‌تر می‌شود. اوکان می‌گوید:

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۳۳

«با این فرض، به نرخ بیکاری به عنوان نماینده‌ای برای تمام متغیرهایی که در ستانده توسط منابع بیکار اثر می‌گذارند، می‌توان نگریست.» (اوکان، ۱۹۶۲، صفحه ۲)

اوکان در مدل خود دریافت که نرخ بیکاری ۴ درصد به عنوان حالتی که ثبات قیمت‌ها^۱ را پدید می‌آورد برای اقتصاد مناسب است و همین نرخ را برای الگوسازی بیکار گرفت. این نرخ همان است که امروزه با عنوان نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده (NAIRU) نیز شناخته می‌شود. (پتکو^۲، ۲۰۰۸)

اوکان برای بررسی و استخراج رابطه میان سطوح نرخ بیکاری و نرخ رشد GDP الگوهای متفاوتی را از قبیل الگوی تفاضلی و الگوی شکاف معرفی کرد که البته پس از وی مورد بازنگری قرار گرفت و تغییراتی در آنها داده شد. در ادامه به طور مختصر این الگوها معرفی می‌شوند.

۲-۱- فرم تفاضلی

این الگو را می‌توان حالت کلاسیک قانون اوکان در نظر گرفت. رابطه (۱) این فرم را نشان می‌دهد:

$$\text{(رشد GDP حقیقی)} \times a + b = \text{تغییر در نرخ بیکاری} \quad (1)$$

همانطور که در مقدمه نیز گفته شد اوکان با استفاده از داده‌های فصلی در بازه زمانی تابستان ۱۹۸۴ تا زمستان ۱۹۶۰ و بر اساس رابطه (۱) الگوی (۲) را تصریح کرد.

$$\text{(رشد GDP حقیقی)} \times \frac{0.3}{3} - \frac{0.3}{3} = \text{تغییر در نرخ بیکاری} \quad (2)$$

بر اساس معادله (۲)، به ازای یک درصد افزایش در نرخ بیکاری، انتظار افزایش $\frac{3}{3}$ درصدی در نرخ رشد وجود خواهد داشت.

-
1. Price Stable
 2. Petkov (2008)

اوکان بر اساس تحقیقات خود دریافت که مقادیر جاری و گذشته GDP می‌توانند بر سطوح فعلی بیکاری تأثیرگذار باشند. (ادوارد^۱، ۲۰۰۷) بنابراین به سمت راست الگوی (۲) می‌توان متغیرهای دیگری را افزود تا تصریح بهتری ارائه شود. اقتصاددانان زیادی از این الگو تحت عنوان الگوی پویای اوکان برای توضیح رابطه بیکاری و رشد GDP استفاده کرده‌اند که از جمله آنها می‌توان به آدانو^۲ (۲۰۰۵)، موسی^۳ (۱۹۹۹) و ویر^۴ (۱۹۹۵) اشاره کرد که برای تصریح الگوی پویا از فیلتر HP^۵ جهت به دست آوردن شکاف GDP استفاده کرده‌اند.

۲-۲- فرم شکاف

اوکان در این الگو، نرخ بیکاری را به صورت معادله (۳) ارائه کرده است.

$$(۳) \quad (\text{شکاف بین تولید بالقوه و تولید حقیقی}) \times (a + b) = \text{نرخ بیکاری}$$

پارامتر a در معادله (۳) نشانگر میزان بیکاری در سطح اشتغال کامل -نرخ بیکاری طبیعی- است و با کم کردن آن از طرفین رابطه (۳)، سمت چپ عبارت خواهد بود از شکاف بیکاری و سمت راست شکاف GDP حقیقی را نشان خواهد داد. پارامتر d ، تناسب میان دو شکاف را مشخص می‌سازد. در زمینه تخمین رابطه اوکان با الگوی شکاف می‌توان به مطالعه سینکلر^۶ (۲۰۰۴) اشاره کرد.

۲-۳- فرم تابع تولید

فرم تابع تولید از جمله الگوهایی است که در پی بازنگری‌های صورت گرفته توسط اقتصاددانان پس از اوکان برای تحلیل رابطه میان نرخ رشد و بیکاری بکار رفته است.

-
1. Edward (2007)
 2. Adanu (2005)
 3. Moosa (1999)
 4. Weber (1995)
 5. Hodrick and Prescott
 6. Sinclair (2004)

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۳۵

تئوری‌های اقتصادی، تولید کالاها و خدمات در یک کشور را تابعی از نیروی کار، انواع سرمایه و تکنولوژی می‌دانند. در این روش اقتصاددانان استدلال می‌کنند که نرخ رشد تولید علاوه بر نیروی کار به عنوان عامل تولید از دیگر عوامل مانند جمعیت، نرخ مشارکت نیروی کار، جمعیت فعال، ساعات کاری نیروی کار، سرمایه و تکنولوژی تأثیر می‌پذیرد. بنابراین می‌توان این عوامل را به الگوی کلاسیک اوکان وارد کرد.

اضافه کردن این عوامل به همراه متغیر شکاف بیکاری و شکاف عوامل یاد شده به عنوان متغیر توضیحی جهت بررسی تأثیر هر یک از آنها بر ضریب اوکان به مدل تابع تولیدی منتهی شده که با فرم شکاف قانون اوکان ادغام شده است. این روش طبق ایده اوکان که معتقد بود: «وقتی ستانده تحت تأثیر منابع بیکار قرار می‌گیرد، نرخ بیکاری متغیری ایده‌آل برای تحلیل ستانده در الگو محسوب می‌شود»، امکان بررسی تأثیر تک تک منابع بیکار را بر رشد تولید فراهم می‌آورد.

نمونه مطالعات صورت گرفته در این زمینه عبارتند از: پارچونی^۱ (۱۹۹۳)، اتفیلد و سیلورستون^۲ (۱۹۹۷)، گیلفاسون^۳ (۱۹۹۷) و شهبازی و طالبی (۱۳۹۱).

پارچونی (۱۹۹۳) الگوی جایگزینی برای فرم کلاسیک قانون اوکان ارائه کرد 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. (شهبازی و طالبی (۱۳۹۱)) در این مقاله برای برآورد فرم تابع تولید قانون اوکان از الگوی پارچونی (۱۹۹۳) با اندکی تغییر - زیرا داده‌های مربوط به الگوی وی از قبیل شکاف ساعت کاری در دسترس نبود - استفاده شده است.

-
1. Prachowny (1993)
 2. Attfield & Silverstone (1997)
 3. Gylfason (1997)

۳- مطالعات پیشین

در این قسمت ابتدا اشاره‌ای به مطالعات صورت گرفته در زمینه برآورد ضریب اوکان و تحلیل قانون اوکان خواهیم کرد و سپس از آنجا که در این مطالعه رویکرد جدیدی برای تحلیل رابطه فوق مدنظر است به بررسی و مرور تحقیقات انجام شده با استفاده از رویکرد ARDL و آزمون هم‌انباشتگی معرفی شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در تحلیل رابطه اوکان می‌پردازیم.

پس از اوکان اقتصاددانان زیادی از جمله اسمیت^۱ (۱۹۷۵)، گوردون^۲ (۱۹۸۴)، نوستر^۳ (۱۹۸۶)، کافمن^۴ (۱۹۸۸)، هریس و سیلورستون^۵ (۲۰۰۱)، سانر و استیسی^۶ (۲۰۰۲)، سیلوپول و همکاران^۷ (۲۰۰۴)، فوکو^۸ (۲۰۰۸) و لال و همکاران^۹ (۲۰۱۰) دست به مطالعات تجربی گسترده‌ای در زمینه بررسی صحت قانون اوکان در کشورهای مختلف و در بازه های زمانی متفاوت زده‌اند و ضریب اوکان را به شیوه‌های گوناگون برآورد کرده‌اند.

از مطالعات صورت گرفته در داخل علاوه بر دو موردی که در قسمت‌های قبلی اشاره شد، می‌توان به مطالعه خیابانی (۱۳۸۰) اشاره کرد که در بخشی از مطالعه خود، رابطه بین شکاف تولید و شکاف بیکاری را به صورت نموداری مورد بررسی قرار داده و ضریب اوکان را برابر ۳ برآورد کرده است.

از جمله مطالعاتی که از رویکرد ARDL برای تصریح قانون اوکان استفاده کرده، می‌توان به تحقیق موسی^{۱۰} (۲۰۰۸) اشاره کرد که با استفاده از این رهیافت، معادله اوکان را برای چهار کشور الجزایر، مصر، مراکش و تونس با داده‌های سالانه نرخ رشد و بیکاری در

-
1. Smith (1975)
 2. Gordon (1984)
 3. Knoester (1986)
 4. Kaufman (1988)
 5. Harris & Silverstone (2001)
 6. Sogner & stiassny (2002)
 7. Silvapulle et al (2004)
 8. Fouquau (2008)
 9. Lal et al (2010)
 10. Moosa (2008)

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۳۷

بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ برآورد کرده است. نکته جالب توجه در این مطالعه، معنادار نبودن ضرایب اوکان و در نتیجه رد شدن قانون اوکان برای اقتصاد این کشورهاست. وی در تحقیق خود سه دلیل محتمل برای توجیه معنادار نبودن ضریب اوکان در این چهار کشور برمی‌شمرد که یکی از این علل به نفتی بودن اقتصاد کشورهای مورد مطالعه اشاره دارد. البته نویسنده بیان می‌کند که دلیل نفتی بودن اقتصاد را نمی‌توان به طور مطلق پذیرفت، زیرا در این رابطه ادبیات متقنی وجود ندارد و تحقیقات انجام شده پیرامون مقاله حاضر نیز مؤید این است که مبنایی نظری و تئوریک برای اثبات عدم وجود رابطه اوکان در کشورهای نفتخیز وجود ندارد.

تتوقلو^۱ (۲۰۱۱) بر مبنای داده‌های پانل و با استفاده از الگوی ARDL برای ۱۸ کشور اروپایی در بازه زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۸ به تحلیل قانون اوکان پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که ارتباط بلندمدت بین نرخ رشد و نرخ بیکاری در این کشورها برقرار است، اما جهت ارتباط بین این دو متغیر در کشورهای مختلف متفاوت بوده است.

کارایانی^۲ (۲۰۰۶) با استفاده از فیلتر HP و داده‌های ماهانه و الگوی پویای ARDL به همراه الگوی VAR ساختاری، ضریب اوکان را در اقتصاد رومانی برای سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴ برآورد کرد. نتایج نشان داد که ضریب اوکان برای این کشور برابر ۰/۱۷- است. تینج و لینگ^۳ (۲۰۱۱) ابتدا با رهیافت پسران و همکاران (۲۰۰۱) به بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین دو متغیر نرخ بیکاری و رشد اقتصادی پرداختند و چون وجود این ارتباط تأیید شد با استفاده از الگوی ARDL و داده‌های فصلی اقتصاد مالزی در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷، مقدار ضریب اوکان را ۱/۸۲۵- برآورد کردند.

پتکو^۴ (۲۰۰۸) نیز با استفاده از همین رهیافت و داده‌های فصلی در بازه زمانی پاییز ۱۹۷۳ تا پاییز ۱۹۸۸ و پاییز ۱۹۸۸ تا پاییز ۲۰۰۳، وجود رابطه هم‌انباشتگی را میان دو متغیر بیکاری و نرخ رشد برای اقتصاد انگلیس تأیید کرد. الگوی ARDL برآورد شده نشان داد

-
1. Tatoglu (2011)
 2. Caraiani (2006)
 3. Tingi & Lingii (2011)
 4. Petkov (2008)

۱۳۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۹، زمستان ۱۳۹۴

که ضریب اوکان برای تمام دوره پاییز ۱۹۷۳ تا پاییز ۲۰۰۳ برابر با ۰/۲۵۳۸- و برای دوره پاییز ۱۹۷۳ تا پاییز ۱۹۸۸ و پاییز ۱۹۸۸ تا پاییز ۲۰۰۳ به ترتیب برابرند با ۰/۲۷۷۱- و ۰/۴۰۵۳-.

۴- روش شناسی

۴-۱- توصیف داده‌ها

در این تحقیق متغیرهای نرخ بیکاری، جمعیت فعال (نیروی کار)، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، نرخ رشد GDP و موجودی سرمایه به شکل سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ بکار گرفته شده است. داده‌های فوق همگی از نماگرهای بانک مرکزی و گزارشات مربوط به وضعیت نیروی کار مرکز آمار استخراج شده است.

۴-۲- ارائه الگو

همانطور که در مقدمه گفته شد در این مطالعه سه فرم تفاضلی، شکاف و تابع تولید که در زیر به ترتیب آورده شده‌اند، مدنظر قرار گرفته‌اند. برای هر کدام از این فرم‌ها، الگوی پویایی که بر مبنای آن، الگوی بلند مدت استخراج می‌شود نیز ارائه خواهد شد.

$$g_t = \alpha + \beta \Delta u_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

$$u_t = \alpha + \gamma t + \beta g_t^c + \varepsilon_t \quad (۵)$$

$$\ln y_t = \alpha + \gamma t + \theta \ln l_t + \varphi \ln k_t + \beta \ln u_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در معادلات فوق Δu_t ، تغییرات نرخ بیکاری، u_t ، نرخ بیکاری، g_t ، نرخ رشد GDP

حقیقی و g_t^c ، شکاف تولید حقیقی است که معادل است با $\frac{y_t - y_t^p}{y_t}$ ؛

۱. در مطالعه شهبازی و طالبی (۱۳۹۱) و گیلفاسون (۱۹۹۷) با این محاسبه به شکاف GDP دست یافته‌اند.

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۳۹

y_t^p تولید ناخالص داخلی بالقوه (که با استفاده از فیلتر^۱ HP محاسبه شده است)، y_t تولید ناخالص داخلی حقیقی، k_t موجودی سرمایه و l_t جمعیت فعال (نیروی کار) است. معادله (۴) شکل دیگری از معادله تفاضلی اوکان محسوب می‌شود که عموماً جهت تصریح و تفسیر مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این فرم از قانون اوکان، ضریب اوکان عبارت خواهد بود از ضریب Δu_t . این در حالی است که ضریب اوکان در معادله (۵) از معکوس مقدار β حاصل می‌شود. در مورد فرم تابع تولید قانون اوکان در این مطالعه فرم خطی-لگاریتمی تابع تولید جهت الگوسازی مورد استفاده قرار گرفته که در معادله (۶) ارائه شده است.

۴-۲-۱- روش برآورد مدل

در محاسبات کلاسیک اوکان احتمال نامانایی بیکاری یا شکاف GDP در نظر گرفته نشد. ستانده (در میان سایر متغیرهای کلان اقتصادی) مقادیر غیرقابل چشمپوشی از ماندگاری و پایداری را نشان می‌دهد. این ماندگاری به علت وجود شواهد تجربی زیادی است که نشان می‌دهد نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی متأثر از شوک‌هایی با اثرات دائمی هستند. بنابراین تئوری‌های اقتصادی شوک‌های تقاضای کل اثرات دائمی ندارند، بنابراین این اثرات دائمی باید از سمت عرضه کل نشأت گرفته باشد. یک نتیجه این است که تغییرات در تکنولوژی به عنوان فاکتوری تأثیرگذار در تغییرات عرضه کل، می‌تواند تأثیرات قابل توجهی بر سطوح ستانده که اغلب اثرات ماندگاری هم دارد، بگذارد. ماندگاری و بنابراین نامانایی به این معناست که سری زمانی مورد استفاده از یک روند خطی تبعیت نمی‌کند و بنابراین مدل‌سازی رگرسیونی که فرض خطی بودن دارد، نتایجی ارائه خواهد کرد که کاملاً جعلی است.

تفاضل‌گیری به منظور مانا کردن سری زمانی، عموماً کاربرد اندکی در اقتصاد کلان دارد، زیرا با تفاضل‌گیری فقط روابط پویای کوتاه‌مدت در نظر گرفته می‌شود. این در حالی است که اغلب دنبال روابط بلندمدت در اقتصاد کلان هستیم. بنابراین باید به دنبال

۱. برای مطالعه بیشتر در خصوص این فیلتر به (Hodrick & Prescott (1997) مراجعه شود.

متغیری باشیم که با ستانده کل دارای رابطه هم‌انباشتگی باشد تا بتوان ارتباط بلندمدت میان این دو را کشف کرد. در چارچوب قانون اوکان این متغیر نرخ بیکاری است. از آنجا که در این مقاله علاوه بر روابط بلندمدت بین دو متغیر، به دنبال پویایی‌های کوتاه‌مدت نیز هستیم، باید الگویی انتخاب شود که پویایی‌های کوتاه‌مدت را به بلندمدت پیوند دهد. در تعریف یک رابطه هم‌انباشتگی بین سری‌هایی که دارای درجات مشابه انباشتگی نیستند و یا حتی تعریف یک رابطه هم‌انباشتگی که درجه انباشتگی آن غیرقابل تعیین است، پیچیدگی‌هایی پدیدار می‌شود.

پسران و شین^۱ (۱۹۹۵) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) نشان دادند استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) این اجازه را می‌دهد که در مورد سری‌های $I(0)$ ، $I(1)$ یا حتی $I(d)$ (که d اعشاری نیست) وجود رابطه بلند مدت را مورد بررسی قرار داد. (پتکو^۲، ۲۰۰۸)

پسران و همکاران (۲۰۰۱) ضعف‌های الگوی تصحیح خطای انگل - گرنجر^۳ (۱۹۸۷) را با جایگذاری متغیر سطح با یک وقفه بجای جمله تصحیح خطا و تشکیل الگوی UECM^۴ برطرف کردند^۵ و آزمون‌های تحت عنوان آزمون کرانه‌ها برای بررسی هم‌انباشتگی میان متغیرها پیشنهاد دادند که الگوی (۷) فرم تفاضلی قانون اوکان را در قالب این آزمون نشان می‌دهد:

$$\Delta(\Delta u) = \alpha + \beta_1 \Delta u_{t-1} + \beta_2 g_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{\Delta} \Delta(\Delta u)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_g \Delta g_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

برای کوتاه کردن بحث از تکرار فرم فوق برای الگوی شکاف و تابع تولید خودداری کرده و فقط نتایج آورده خواهد شد.

1. Pesaran & Shin (1995)

2. Petkov (2008)

3. Engle & Granger (1987)

4. Unrestricted Error Correction Model

۵. برای مطالعه بیشتر در مورد مبانی نظری این رهیافت به پسران و همکاران (۲۰۰۱) و شیرین بخش (۱۳۸۴) مراجعه شود.

اولین گام در آزمون کرانه‌ها، آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی یعنی $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ در مقابل، $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0$ است. چون توزیع F نامتقارن است، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی را برای آماره F در دو مرحله تخمین زده‌اند. ابتدا با این فرض که همه متغیرها $I(0)$ هستند و بار دیگر با این فرض که همه متغیرها $I(1)$ هستند و سپس کران پایین را برای رگرسورهای $I(0)$ و کران بالا را برای رگرسورهای $I(1)$ تعریف کرده‌اند. اگر آماره F محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار کران بالا باشد، فرض صفر رد می‌شود و اگر کوچک‌تر از کران پایین باشد، فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود و اگر آماره F بین دو کران قرار گیرد، آزمون بی‌نتیجه است. پس از این مرحله به سراغ تخمین ضرایب بلندمدت و الگوی پویای کوتاه‌مدت خواهیم رفت.

نکته دیگری که باید مدنظر قرار گیرد، شرطی است که پسران و همکاران (۲۰۰۱) جهت کارکرد صحیح الگوی ARDL برای بررسی هم‌انباشتگی میان متغیرها ارائه کرده‌اند. آنها در مطالعه خود نشان می‌دهند که جهت استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی باید X_t برونزای ضعیف باشد و شرط برونزایی ضعیف X_t آن است که در معادله VECM مربوط به این متغیر، ضریب جمله تصحیح خطا بی‌معنا باشد. در این حالت می‌توان از مدل ARDL به شکلی که متغیر X_t به عنوان متغیر توضیحی و متغیر Y_t به عنوان متغیر وابسته وارد الگو می‌شوند، استفاده کرد.

از آنجا که وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها نشانگر وجود رابطه علیت گرنجری به صورت حداقل یک سویه است و از طرف دیگر اثبات هم‌انباشتگی به خودی خود نمی‌تواند جهت علیت را مشخص کند، در پایان علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای سه الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد. این روند تحلیلی در حوزه‌های گوناگونی بکار گرفته شده و نتایج قابل قبولی را ارائه داده که از جمله آنها می‌توان به مطالعات شهباز و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، شهباز^۲ (۲۰۱۲)، نارایان و اسمیت^۳ (۲۰۰۵) و شهباز و همکاران^۴ (۲۰۱۱) اشاره کرد.

-
1. Shahbaz et al (2012)
 2. Shahbaz (2012)
 3. Narayan & Smyth (2005)
 4. Shahbaz et al (2011)

۴-۲-۲- تحلیل علیت گرنجری بر مبنای الگوی VECM

همانطور که در قسمت‌های قبل گفته شد، رویکرد آزمون کرانه‌ها وجود و یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها را می‌تواند شناسایی کند، اما نتیجه حاصل از این رویکرد جهت علیت را نشان نمی‌دهد.

جهت بررسی رابطه علی میان متغیرها از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود، اما برخی از این آزمون‌ها نظیر آزمون استاندارد علیت گرنجر^۱ (۱۹۶۹) و آزمون علیت گرنجر-هشیائو^۲ (۱۹۸۱) نیازمند مانا بودن متغیرها هستند در غیر این صورت از اعتبار آنها کاسته می‌شود. در ضمن این آزمون‌ها در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها، معتبر نیستند، اما استفاده از الگوی تصحیح خطا برای انجام دادن آزمون علیت گرنجر می‌تواند مشکلات یاد شده را از بین ببرد.

وقتی هیچ رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در الگو وجود نداشته باشد، الگوی VAR برای بررسی رابطه علیت میان متغیرها بکار گرفته می‌شود، اما اگر میان متغیرها رابطه هم‌انباشتگی وجود داشته باشد، استفاده از الگوی VAR نتایج دقیقی در مورد جهت علیت به دست نخواهد داد.

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) بیان می‌کنند که اگر دو متغیر X_t و Y_t هم‌انباشته باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری بین آنها وجود خواهد داشت. در نتیجه می‌توان برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از یک مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرد. در این حالت جمله تصحیح خطا با یک وقفه را از رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت میان متغیرها در هر الگو استخراج کرده و به عنوان یک متغیر مستقل وارد الگو می‌کنیم. فرم تعمیم یافته آزمون علیت گرنجری با وجود جمله تصحیح خطا (ECM) به شکل یک الگوی VECM چند متغیره از درجه p در ادامه ارائه شده است. برای اختصار تنها الگوی تابع تولید قانون اوکان مدنظر قرار گرفته است.

1. Granger (1969)
2. Hsiao (1981)

(۸)

$$(1-B) \begin{bmatrix} \ln y_t \\ \ln k_t \\ \ln l_t \\ \ln u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p (1-B) \begin{bmatrix} d_{1,i} & d_{2,i} & d_{3,i} & d_{4,i} \\ d_{1,i} & d_{2,i} & d_{3,i} & d_{4,i} \\ d_{1,i} & d_{2,i} & d_{3,i} & d_{4,i} \\ d_{1,i} & d_{2,i} & d_{3,i} & d_{4,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln y_{t-i} \\ \ln k_{t-i} \\ \ln l_{t-i} \\ \ln u_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \lambda_4 \end{bmatrix} [ECT_{t-1}] + \begin{bmatrix} \gamma_{1t} \\ \gamma_{2t} \\ \gamma_{3t} \\ \gamma_{4t} \end{bmatrix}$$

در رابطه (۸)، (۱-*B*) عملگر وقفه و ECT_{t-1} جمله تصحیح خطا با یک وقفه است. γ_t ها جملات اخلال نوفه سفید و d_i ها پارامترهای الگو هستند و جهت علیت با برآزش الگوی فوق مشخص خواهد شد.

یکی از مزایای روش (۸) این است که می‌توان علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور جداگانه شناسایی کرد. روش انجام کار به این صورت است که پس از برآورد ضرایب الگوی (۸)، اگر ضریب جمله ECT_{t-1} معنادار باشد، می‌توان نتیجه گرفت که علیت گرنجری بلندمدت بین تمام متغیرهای توضیحی و متغیر مستقل وجود دارد. در حقیقت معناداری این ضریب نشان‌دهنده وجود مکانیسمی است که چگونگی تصحیح عدم تعادل موجود در کوتاه‌مدت و رسیدن آن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. (تینجی و لینگجی^۱، ۲۰۱۱) معنادار نبودن این ضریب نیز نشان می‌دهد رابطه علیت گرنجری در بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد یا اینکه متغیر وابسته یک متغیر برونزای ضعیف است.

یوهانسن^۲ (۱۹۸۳) برای تبیین برونزایی ضعیف توضیح می‌دهد که اگر متغیر X علت گرنجری Y نباشد، آنگاه Y برونزای قوی است. در این حالت ΔY نسبت به تغییرات یا سطح X واکنش نشان نمی‌دهد، اما برونزایی ضعیف به معنی این است که ΔY نسبت به انحراف از تعادل بلندمدت -جمله تصحیح خطا- بین دو متغیر واکنشی نشان نمی‌دهد در حالی که ممکن است نسبت به ΔX (تغییرات X) عکس‌العمل نشان دهد. به عبارت دیگر، وجود علیت کوتاه‌مدت نمی‌تواند ناقض برونزایی ضعیف باشد. علیت کوتاه‌مدت نیز با

1. Tingi and Lingii (2011)
2. Johansen (1993)

انجام آزمون F و فرض صفر، مبنی بر معناداری مجموع ضرایب متغیرهای مستقل با وقفه، بررسی می‌شود و علیت توأم با انجام آزمون F که صفر بودن همزمان ضرایب متغیرهای مستقل با وقفه و جمله تصحیح خطا را می‌آزماید، بررسی می‌شود و جهت علیت میان دسته متغیرهای مستقل مورد آزمون را نسبت به متغیر وابسته در بلندمدت نشان می‌دهد.

۵- نتایج و بحث^۱

۵-۱- آزمون مانایی و نتایج آزمون کرانه‌ها

در ابتدا برای کسب اطمینان از اینکه هیچ متغیری دارای انباشتگی از درجه ۲ نیست، با استفاده از آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیس - پرون مانایی متغیرها بررسی شد. نتایج در جدول (۱) ارائه شده است. جدول (۱) نشان می‌دهد تمامی متغیرها با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند. البته برخی متغیرها از قبیل $\ln u$ ، Δu ، g ، u ، g^c در سطح مانا - البته در سطوح معناداری متفاوت - هستند.

جدول (۱) - نتایج آزمون‌های مانایی

متغیر	آماره ADF با عرض از مبدأ	آماره PP با عرض از مبدأ	تفاضل اول متغیر	آماره ADF با عرض از مبدأ	آماره PP با عرض از مبدأ
$\ln y$	۰/۸۴۵	۰/۷۳۹	$\Delta \ln y$	-۳/۶۵۰***	-۳/۶۷۲***
$\ln k$	-۱/۸۳۴	-۱/۵۱۲	$\Delta \ln k$	-۴/۲۷۷***	-۳/۵۰۶**
$\ln u$	-۲/۶۴۱*	-۲/۷۴۲*	$\Delta \ln u$	-۶/۲۵۱***	-۶/۴۱۳***
$\ln l$	-۱/۳۷۶	-۱/۴۶۱	$\Delta \ln l$	-۴/۴۹۹***	-۴***
Δu	-۶/۱۱۲***	-۶/۲۴۱***	$\Delta(\Delta u)$	-۳/۴۳۴**	-۱۷/۹۱۵***
g	-۳/۷۰۶***	-۳/۶۹۸***	Δg	-۴/۷۸۶***	-۸/۶۲۰***
u	-۲/۶۵۰*	-۲/۷۱۵*	Δu	-۶/۱۱۲***	-۶/۲۴۱***
g^c	-۵/۷۸۳***	-۳/۵۸۲**	Δg^c	-۶/۱۲۶***	-۷/۲۵۲***

سطوح معناداری عبارتند از ۱/۰۰***، ۵/۰**، ۱۰/۰*

منبع: محاسبات محقق

۱. تمامی محاسبات با نرم‌افزارهای Microfit 4.1 و Eviews 9 انجام شده است.

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۴۵

مطابق تحقیقات پیشین (همچون تینجی و لینجی (۲۰۱۱))، ابتدا وقفه‌های بهینه برای تفاضل مرتبه اول هر یک از متغیرها در هر سه فرم یاد شده مشخص شد.

جدول (۲) - نتایج آزمون کرانه‌ها

فرم	الگوی برآورد شده	وقفه بهینه	F^*
تفاضلی	$F_{\Delta u}(\Delta u g)$	(۱،۱)	۱۱/۸۲*
	$F_g(g \Delta u)$	(۱،۴)	۷/۶۵*
شکاف	$F_u(u g^c)$	(۱،۵)	۹/۵۳*
	$F_{g^c}(g^c u)$	(۱،۳)	۲۳/۴۲*
تابع تولید	$F_y(\ln(y) \ln(k), \ln(L), \ln(u))$	(۲،۳،۳،۳)	۱۶/۵۱*
	$F_k(\ln(k) \ln(y), \ln(L), \ln(u))$	(۲،۳،۲،۱)	۷/۰۴*
	$F_l(\ln(L) \ln(y), \ln(k), \ln(u))$	(۳،۱،۱،۱)	۳/۲۵
	$F_u(\ln(u) \ln(y), \ln(k), \ln(L))$	(۱،۱،۳،۲)	۲/۶۷

F^* مقدار F محاسباتی است که با استفاده از بسته افزودنی به نرم‌افزار 9 Eviews با نام ARDL Bound approach و جدول مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) در سطح ۵٪ به دست آمده است و فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی را رد می‌کند.
* : معناداری آماره F را در سطح ۵٪ نشان می‌دهد.
منبع: محاسبات محقق

برای انتخاب وقفه بهینه هر یک از متغیرها از معیار اطلاعات شوارتز (SIC) استفاده شد. اعداد داخل پرانتز، وقفه تفاضل مرتبه اول هر یک از متغیرها در هر الگو را نشان می‌دهد. نتایج فوق حاکی از رد فرض صفر آزمون کرانه‌ها در هر سه الگو بجز حالتی که نرخ بیکاری و نیروی کار در فرم تابع تولید به عنوان متغیر وابسته وارد الگو شده، است. در این حالت آماره F محاسباتی مربوط به آزمون کرانه‌ها کوچک‌تر از کران پایین است و در نتیجه فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی رد نمی‌شود در نتیجه نمی‌توان رابطه علی میان متغیرها در این دو الگو متصور بود.

۵-۲- برآورد الگوی بلندمدت

بر مبنای وقفه‌های تعیین شده توسط آزمون کرانه‌ها، ابتدا الگوی بلندمدت و سپس ضرایب پویای کوتاه‌مدت هر یک از سه فرم تفاضلی، شکاف و تابع تولید لگویی اوکان برآورد شد. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت در جدول (۳) ملاحظه می‌شود.

جدول (۳)- ضرایب بلندمدت الگوی اوکان

فرم تفاضلی			فرم شکاف			فرم تابع تولید		
متغیرها	ضرایب	آماره t	متغیرها	ضرایب	آماره t	متغیرها	ضرایب	آماره t
c	۳/۹	۶/۰۲	c	۱۳/۵	۲۳/۳۲	c	۱۳/۱۹	۴/۵۷
Δu	-۴/۸۱	-۴/۲۷	t	-۰/۰۳	-۱/۵۹	t	۰/۰۴	۴/۴۱
			g^c	-۰/۲۱	-۳/۷۳	Ln K	۰/۴۸	۶/۱۲
						Ln u	-۰/۱۹	-۲/۳۰
						Ln L	-۰/۸۱	-۲/۲۲

منبع: محاسبات محقق

تمامی ضرایب در سطح ۱ درصد معنادار هستند. وقفه متغیرها با استفاده از معیارهای شوارتز و آکاییک انتخاب شد. در هر سه الگو ضریب اوکان منفی است که علاوه بر تأیید قانون اوکان برای اقتصاد ایران، نشان از تصریح صحیح هر الگو دارد.

ضریب اوکان در فرم تفاضلی بیانگر آن است که به ازای یک درصد افزایش در نرخ بیکاری، شاهد ۴/۸۱ درصد کاهش در GDP خواهیم بود. مطابق الگوی شکاف یک درصد افزایش در نرخ بیکاری با از دست رفتن ستانده کل به میزان ۴/۷۶ درصد از تولید ناخالص داخلی بالقوه همراه خواهد شد. از آنجا که داده‌های مربوط به الگوی تابع تولید در فرم لگاریتم طبیعی آورده شده است، می‌توان استدلال کرد که ضرایب متغیرها نشان‌دهنده کشش آنها است. بر اساس این الگو، ملاحظه می‌شود که ۱ درصد تغییر در نرخ بیکاری، تولید به مقدار ۰/۱۹ درصد تغییر خواهد کرد.

نکته دیگر منفی بودن ضریب جمعیت فعال (عرضه نیروی کار) است که نشانگر کاهش سطح تولید در روند فزاینده جمعیت فعال در کشور است به طوری که با افزایش ۱

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۴۷

درصدی در جمعیت فعال که عرضه نیروی کار را نشان می‌دهد، میزان تولید دچار کاهش ۰/۸۱ درصدی خواهد شد. در توجیه این نتیجه باید توجه داشت که در دوره مورد بررسی و به طور کلی در دهه اخیر، سالانه بر جمعیت فعال به شکل فزاینده‌ای افزوده شده است در حالی که موقعیت‌های مناسب شغلی طبق شواهد موجود پدید نیامده است در نتیجه تعداد کثیری از جمعیت فعال فاقد شغل بوده و بیکار محسوب می‌شوند. بنابراین افزایش جمعیت فعال بیش از آنکه به شاغلان بیفزاید در نرخ بیکاری انباشته می‌شود که در نهایت منجر به کاهش سطح تولید می‌شود.

نتایج برآورد روابط کوتاه‌مدت الگوهای سه‌گانه در جدول (۴) ملاحظه می‌شود. نرخ بیکاری علاوه بر وضعیت رشد اقتصادی، تابعی از دیگر متغیرهای کلان اقتصادی نیز می‌تواند باشد، اما در غالب الگوهای نظریه اوکان، بحث تنها بر سر رابطه نرخ بیکاری و نرخ رشد اقتصادی است، بنابراین ضریب تعیین ۰/۶۱ نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی قابل قبولی برای تحلیل وضعیت بیکاری توسط نرخ رشد و شکاف تولید به عنوان تنها متغیرهای توضیحی در دو الگوی اول و دوم هستند. در فرم‌های تفاضلی، شکاف و تولید مقدار ضریب تصحیح خطا به ترتیب $-0/98$ ، $-0/79$ و $-0/85$ برآورد شده است. این ضریب سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. در تمامی حالات فوق انتظار بر این است که در کمتر از دو دوره به تعادل بلندمدت دست می‌یابیم.

تمامی معیارهای محاسبه شده در انتهای جدول (۴) نشانگر قدرت توضیح‌دهندگی بالای هر یک از الگوها است. نتایج حاصل از آزمون‌های خودهمبستگی، نرمال بودن و واریانس ناهمسانی جملات پسماند، نشان از معتبر بودن هر سه الگو دارد.

آماره مربوط به آزمون همبستگی سریالی در مورد الگوی مربوط به فرم تفاضلی وجود همبستگی سریالی در اجزای اخلاص مدل را نشان می‌دهد. همانطور که لارنسون و چای^۱ (۲۰۰۳) در مطالعه خود تصریح کرده‌اند، وجود این مساله در الگوی ARDL بنا بر ویژگی‌های خاص این مدل، نتایج حاصل از برآورد ضرایب را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

1. Laurenceson J. and chai J. (2003)

جدول (۴) - نتایج آزمون های تشخیص و ضریب تعیین برای الگوهای کوتاه مدت

فرم تفاضلی			فرم شکاف			فرم تابع تولید		
متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
g_{t-1}	۰/۴۷	۳/۳	t	-۰/۰۲۹	-۱/۵۸	Lny_{t-1}	۰/۷۳	۶/۶۲
g_{t-2}	-۰/۴۵	-۳/۲۹	u_{t-1}	۰/۵۹	۳/۳۵	Lny_{t-2}	-۰/۵۸	-۶/۴
Δu	-۲/۵۴	-۴/۰۱	u_{t-2}	-۰/۳۸	-۲/۳۷	Lnl	۰/۹۷	۲/۳۱
Δu_{t-1}	۰/۴۳	۰/۵۹	gc	-۰/۱۷	-۳/۱۵	Lnl_{t-1}	-۱/۶۷	-۲/۷۴
Δu_{t-2}	-۲/۶۲	-۳/۴	c	۱۰/۷	۴/۹۴	Lnk	۰/۹۶	۳/۸۷
c	۳/۸۴	۴/۷۷	ECM(-1)	-۰/۷۱	-۴/۱۶	Lnk_{t-1}	۰/۰۱	۰/۰۳
ECM(-1)	-۰/۹۸	-۶/۸۹				Lnk_{t-2}	۰/۱۱	۰/۴۸
						Lnk_{t-3}	-۰/۶۷	-۳/۴۴
						Lnu	-۰/۴	-۶/۳۳
						Lnu_{t-1}	۰/۴۳	۵/۲۳
						Lnu_{t-2}	-۰/۱۹	-۲/۶۸
						c	۱۱/۳	۴/۵۹
						t	۰/۰۳	۴/۵۴
						ECM(-1)	-۰/۸۵	-۷/۹۱
$R^2: ۰/۶۱$			$R^2: ۰/۶۱$			$R^2: ۰/۹۹$		
آزمون LM			آزمون LM			آزمون LM		
آزمون های تشخیص			آزمون های تشخیص			آزمون های تشخیص		
آماره			آماره			آماره		
Serial correlation	۷/۶۱	(۰/۰۰۶)	Serial correlation	۲/۴۱	(۰/۱۲۰)	Serial correlation	۲/۶۳	(۰/۱۰۴)
Normality	۱/۲	(۰/۵۴۶)	Normality	۱/۲۱	(۰/۵۴۴)	Normality	۰/۱۸	(۰/۹۱۳)
heteroscedasticity	۰/۴۳۶	(۰/۵۰۹)	heteroscedasticity	۰/۲۸	(۰/۵۹۱)	heteroscedasticity	۰/۹۷	(۰/۳۲۳)

جملات داخل پرانتز مقدار prob. را نشان می دهد.

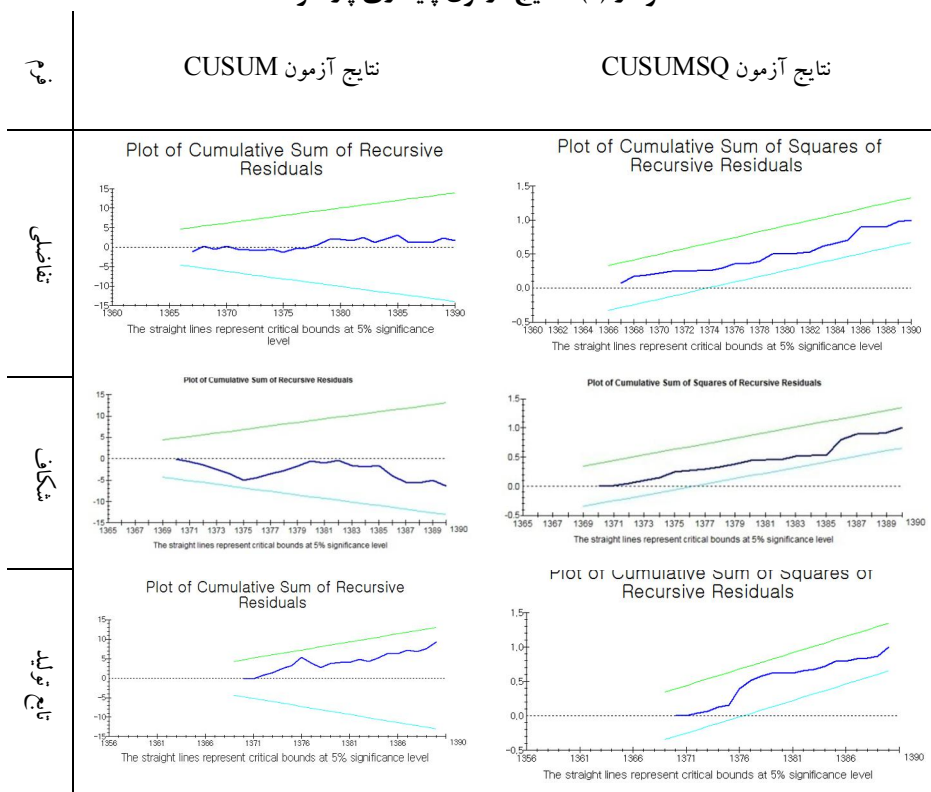
منبع: محاسبات تحقیق

همچنین در این مطالعه به وجود واریانس ناهمسانی اشاره شده و نویسندگان تأکید کرده اند، اگر متغیرهای مورد تحلیل $I(0)$ و $I(1)$ باشند، طبیعی است که شاهد واریانس ناهمسانی در مدل باشیم و نمی توان وجود این مسئله را بر نتایج، تأثیر گذار قلمداد کرد.

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۴۹

جهت بررسی ثبات پارامترها در طول دوره مورد بررسی از آزمون cusum of squares استفاده شد. نتیجه این آزمون ثبات پارامترهای هر سه الگوی دوره را تأیید کرد که نشان از عدم وجود شکست ساختاری در الگوها دارد. نتایج مربوط به این آزمون در نمودار (۲) آورده شده است.

نمودار (۲) - نتایج آزمون پایداری پارامترها



۵-۳- نتایج علیت گرنجری

نتایج آزمون علیت گرنجری در سه جدول (۵)، (۶) و (۷) آورده شده است. بر اساس جدول (۵) در کوتاه‌مدت رابطه علیت یکسویه میان تغییرات نرخ بیکاری و نرخ رشد GDP در قالب فرم تفاضلی قانون اوکان وجود دارد. همانطور که در بخش ارائه مدل، در تشریح فرم تبعی الگوی تفاضلی نیز گفته شد، در برخی مطالعات تغییرات نرخ بیکاری به

۱۵۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۹، زمستان ۱۳۹۴

عنوان متغیر وابسته و در برخی دیگر نرخ رشد به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. مبنای این انتخاب نیز در مطالعات قبلی این بوده که ابتدا هر دو فرم مورد برآورد قرار گرفته و بر اساس نتایج، هر الگویی که ارائه بهتری از قانون اوکان در قالب تفاضلی به دست داده به عنوان الگوی اصلی انتخاب و ضریب اوکان تعریف شده است.

جدول (۵) - نتایج تحلیل علیت گرنجری با الگوی VECM در فرم تفاضلی الگوی اوکان

متغیر وابسته	جهت علیت				
	کوتاه مدت	بلند مدت	علیت توأم		
	$\Delta(\Delta u)$	Δg	ECT_{t-1}	$\Delta(\Delta u), ECT_{t-1}$	$\Delta g, ECT_{t-1}$
$\Delta(\Delta u)$	-	۰/۸۲ [۰/۵۲]	-۰/۵۷ [۰/۹۶]	-	۰/۷۴ [۰/۵۹]
Δg	***۲۵/۰۶۳۵ [۰/۰۰۰]	-	***۰/۹۲۶۴ (۳/۷۱)	***۳۹/۵۰۸۱ [۰/۰۰۰]	-

* و ** و *** به ترتیب سطوح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می دهند.

Prob مربوط به آماره t در () و Prob مربوط به آماره F در [] نشان داده شده است.

ماخذ: محاسبات تحقیق

اگر تغییرات نرخ بیکاری به عنوان متغیر وابسته انتخاب می شود، ضریب اوکان عبارت خواهد بود از عکس ضریب نرخ رشد و اگر در فرم تبعی نرخ رشد به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می شود، ضریب تغییرات نرخ بیکاری به عنوان ضریب اوکان شناخته می شود. در این مطالعه علاوه بر نتایج حاصل از آزمون تشخیص و ضریب اوکان به دست آمده، معنادار بودن ضریب جمله تصحیح خطا نیز مدنظر بوده است و از آنجا که فرم تبعی استفاده شده در این تحقیق بهترین نتیجه را ارائه کرد، همین فرم به عنوان الگوی اصلی در نظر گرفته شد.

در بلند مدت رابطه علیت گرنجری یکطرفه بوده و از تغییرات نرخ بیکاری به سمت نرخ رشد است، یعنی در الگوی تفاضلی می توان گفت، در افق زمانی بلندمدت تغییرات در نرخ رشد به علت تغییر در نرخ بیکاری رخ می دهد و عکس این رابطه در

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۵۱

اقتصاد ایران صحیح به نظر نمی‌رسد. این مطلب علاوه بر اینکه به لحاظ تئوریک توجیه‌پذیر است، همچنین تأییدی است بر انتخاب صحیح فرم تبعی مربوط به قانون اوکان در الگوی تفاضلی.

در ادبیات اقتصادی گفته می‌شود وقتی در ادوار تجاری وارد دوره رونق می‌شویم علاوه بر بهبود دیگر شاخص‌های کلان اقتصادی شاهد افزایش تقاضا برای نیروی کار خواهیم بود که معادل گزاره کاهش نرخ بیکاری علتی برای رشد اقتصادی، است. نتیجه دیگری که از یک سوی بودن رابطه علیت بلندمدت قابل استخراج است برون‌زایی ضعیف تغییرات نرخ بیکاری نسبت به انحراف از تعادل بلندمدت به دلیل عدم معناداری ضریب جمله تصحیح خطا در حالتی که تغییرات نرخ بیکاری به عنوان متغیر وابسته لحاظ می‌شود، است. بر این مبنای شرط استفاده از الگوی ARDL همانطور که پسران و همکاران (۲۰۰۱) تصریح کرده‌اند، برون‌زایی ضعیف متغیر وابسته‌ای که در مدل نهایی قرار است به عنوان متغیر توضیحی وارد شود و در این مطالعه عبارت است از تغییرات نرخ بیکاری، رعایت شده است.

خروجی مربوط به علیت توأم نیز نتایج آزمون علیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت را تأیید می‌کند و از آنجا که الگویی دو متغیره مورد برآورد قرار گرفته، علیت توأم دقیقاً معادل نتیجه علیت بلندمدت است. بر این اساس انتظار می‌رود در بلندمدت رابطه علی از تغییرات نرخ بیکاری به سمت رشد اقتصادی وجود داشته باشد.

بر اساس جدول (۶) نیز می‌توان گفت که علیت در کوتاه‌مدت به صورت یکطرفه از شکاف GDP به نرخ بیکاری بر اساس فرم شکاف قانون اوکان برقرار است، بنابراین انتظار می‌رود در کوتاه‌مدت با کاهش شکاف میان GDP بالقوه و مقدار واقعی آن که به معنای نزدیک شدن مقدار واقعی به روند بلندمدت GDP است، تغییری در نرخ بیکاری اتفاق افتد.

نتایج علیت بلندمدت نیز نشانگر وجود رابطه علی یک سویه از شکاف GDP به نرخ بیکاری است و بر این مبنای در بلندمدت شاهد تغییر در نرخ بیکاری در اثر تغییر در شکاف GDP خواهیم بود در حالی که عکس این رابطه صادق نخواهد بود. خروجی مربوط به

علیت توأم نیز همچون فرم تفاضلی به دلیل دومتغیره بودن مدل برآورد شده، دقیقاً معادل با علیت بلند مدت تحلیل می‌شود، یعنی انتظار می‌رود در بلندمدت شاهد رابطه علی از شکاف GDP به سمت نرخ بیکاری باشیم.

جدول (۶) - نتایج تحلیل علیت گرنجری با الگوی VECM در فرم شکاف تولید ناخالص داخلی الگوی اوکان

متغیر وابسته	جهت علیت				
	کوتاه مدت		بلند مدت	علیت توأم	
	Δu	Δg^c	ECT_{t-1}	$\Delta u, ECT_{t-1}$	$\Delta g^c, ECT_{t-1}$
Δu	-	*۲/۲۴ [۰/۰۸]	***۰/۴۸- (۳/۶۵)	-	***۲/۹۱ [۰/۰۳]
Δg^c	۰/۷۳ [۰/۶۵]	-	-۰/۷۹ (-۱/۰۲)	۰/۷ [۰/۶۹]	-

* و ** و *** به ترتیب سطوح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند.

Prob مربوط به آماره t در () و Prob مربوط به آماره F در [] نشان داده شده است

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۷) نشانگر این است که در کوتاه‌مدت تنها یک رابطه علی یک سویه از موجودی سرمایه به تولید ناخالص داخلی داریم که با ادبیات مربوطه نیز منطبق است. در بلندمدت شاهد وجود رابطه علیت یک سویه از مجموعه متغیرهای توضیحی شامل نرخ بیکاری، نیروی کار و موجودی سرمایه به GDP هستیم به این معنا که می‌توان در بلندمدت، تغییرات GDP را به علت تغییرات متغیرهای یاد شده دانست.

پیش شرط استفاده از الگوی ARDL مبنی بر برون‌زایی ضعیف متغیرهای توضیحی است و همانطور که پیشتر نیز گفته شد، زمانی برون‌زایی متغیری اثبات می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطای آن وقتی در جایگاه متغیر وابسته قرار می‌گیرد، معنادار نباشد. با این اوصاف می‌توان گفت نه تنها برون‌زایی متغیرهای توضیحی ردیف اول جدول فوق در ردیف‌های دوم تا چهارم اثبات شده است بلکه نتایج جداول (۵) و (۶) نیز شرط برون‌زایی ضعیف متغیرهای توضیحی جهت کارکرد صحیح مدل ARDL را به همین شکل، اثبات می‌کند.

جدول ۷: نتایج تحلیل علیت گرنجری با الگوی VECM در فرم تابع تولید الگوی اوکان

متغیر وابسته	جهت علیت								
	کوتاه مدت				بلندمدت				
	Δy	Δk	Δl	Δu	ECT _{t-1}	$\Delta y, ECT_{t-1}$	$\Delta k, ECT_{t-1}$	$\Delta l, ECT_{t-1}$	$\Delta u, ECT_{t-1}$
Δy	-	^{**} ۰/۳۱	۰/۴۴	۲/۰۴	-۰/۶۹ ^{***}	-	^{***} ۴/۶۵	^{***} ۴/۴۷	^{***} ۶/۱۹
		[۰/۰۵]	[۰/۶۴]	[۰/۱۵]	(-۳/۵۲)		[۰/۰۱]	[۰/۰۱]	[۰/۰۰]
Δk	۱/۷۶	-	۲/۵۰	۲/۵۹	-۰/۰۰۰۸	۱/۸۸	-	۱/۶۹	۱/۷۷
	[۰/۱۹]		[۰/۱۰۳]	[۰/۰۹]	(-۰/۲۸)	[۰/۱۵]		[۰/۱۹]	[۰/۱۸]
Δl	۰/۳۷	۰/۶۳	-	۰/۱۲	-۰/۱	۰/۳۷	۰/۵۵	-	۰/۲۹
	[۰/۸۲]	[۰/۶۴]		[۰/۹۶]	(۱/۰۷)	[۰/۸۵]	[۰/۷۳]		[۰/۹۰]
Δu	۱/۱۴	۰/۴۱	۲/۱۵	-	۰/۰۱	۰/۸۱	۰/۲۷	۱/۶۱	-
	[۰/۳۳]	[۰/۶۶]	[۰/۱۳]		(۰/۳۳)	[۰/۴۹]	[۰/۸۳]	[۰/۲۱]	

Prob مربوط به آماره t در () و Prob مربوط به آماره F در [] نشان داده شده است.

* و ** و *** به ترتیب سطوح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند.

منبع: محاسبات محقق

۶- جمع‌بندی و تحلیل نتایج

در این مطالعه به دنبال پاسخ به این پرسش بودیم که آیا رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای موجود در رابطه اوکان (در سه فرم تفاضلی، شکاف و تابع تولید) وجود دارد؟ و آیا می‌توان این ارتباط را با روش پسران و همکاران (۲۰۰۱) اثبات کرد؟ همچنین به دنبال نشان دادن جهت علیت میان متغیرهای هر سه فرم از قانون اوکان با استفاده از الگوی VECM بودیم. با دنبال کردن روش پسران و همکاران (۲۰۰۱)، وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها تأیید شد و به دنبال آن با استفاده از معیارهای شوارتز و آکاییک الگوهای $ARDL(2,0)$ ، $ARDL(2,1)$ و $ARDL(2,2)$ به ترتیب روابط پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت ضرایب اوکان را برای سه الگوی تفاضلی، شکاف و تابع تولید تخمین زدیم. با توجه به مقادیر آماره t ضرایب بلندمدت هر سه الگو می‌توان گفت که قانون اوکان در مورد اقتصاد ایران صادق است و ضریب بلندمدت اوکان بر اساس الگوهای تفاضلی شکاف و تابع تولید به ترتیب برابرند با $-۴/۸۱$ ، $-۴/۷۶$ و $-۰/۱۹$.

با توجه به مقدار ضریب اوکان در فرم تفاضلی، اگر در هر دوره نرخ رشد صفر باشد، نرخ بیکاری $0/81$ واحد افزایش می‌یابد و به ازای هر ۱ درصد افزایش (کاهش) در نرخ بیکاری، نرخ رشد به مقدار $4/81$ درصد کاهش (افزایش) خواهد یافت، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که برای تک رقمی شدن نرخ بیکاری، یعنی رسیدن از $12/3$ درصد در سال ۹۰ به کمتر از ۱۰ درصد در سال ۹۱، می‌بایست نرخ رشد GDP حقیقی به میزان ۱۰ درصد افزایش یابد. این در حالی است که نرخ رشد GDP در سال ۹۰ بر اساس نماگرهای بانک مرکزی حدود ۳ درصد بوده و این یعنی ۷ درصد کمتر از مقدار لازم برای تک رقمی شدن نرخ بیکاری.

توجه به این نکته ضروری است که اگر چه افزایش ۱۰ درصدی در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در طول یک سال با توجه به شرایط مبتلابه اقتصاد کشور دور از دسترس به نظر می‌رسد اما جهت کاستن از نرخ بیکاری به حدود ۱۰ درصد لازم و ضروری است. این عدد نشان‌دهنده شرایط اقتصادی خطیر کنونی است و این که کاهش در نرخ بیکاری در این شرایط با چه دشواری‌هایی روبه‌رو است و عبور از این بحران فقط در بلندمدت امکانپذیر خواهد بود. دستیابی به چنین شرایطی مستلزم پیاده‌سازی سیاست‌هایی است که نتیجه آن در سالیان آتی نرخ‌های رشد مثبت باشد. به طور مثال، در صورتی که بتوان از افزایش نرخ بیکاری جلوگیری کرد و اگر اقتصاد کشور بتواند با آهنگ ۳ درصد رشد کند، می‌توان انتظار داشت در پایان سه سال نرخ بیکاری به حدود ۱۰ درصد تقلیل یابد. نتایج دو الگوی دیگر نیز گفتار فوق را تصدیق می‌کند.

آزمون‌های علیت گرنجری در کوتاه و بلندمدت برای سه فرم تفاضلی و شکاف GDP و تابع تولید از قانون اوکان مؤید یک سویه بودن علیت در این فرم‌ها است و از آنجا که با توجه به هدف سیاستگذار هر یک از این فرم‌ها قابل تعریف است باید ابتدا هدف مشخص شود و سپس با توجه به جهت علیت، الگوی مناسب انتخاب و سپس با استفاده از آن، شرایط آتی مورد ارزیابی قرار گیرد. به طور مثال، اگر هدف کاهش نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت است، ابتدا در هر سه الگو به دنبال جهت علیتی در کوتاه‌مدت خواهیم بود که تغییر در GDP را به عنوان علتی برای تغییر در نرخ بیکاری توضیح دهد. فرم شکاف

تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی... ۱۵۵

GDP در کوتاه‌مدت هدف این سیاست‌گذاری را برآورده می‌سازد، زیرا علیت گرنجری به صورتی است که در نهایت می‌تواند تغییر در نرخ بیکاری را ایجاد کند.

آزمون علیت مربوط به فرم تابع تولید قانون اوکان یک سویه بودن علیت در بلندمدت را از سمت مجموعه متغیرهای توضیحی در حالتی که تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود، نشان می‌دهد. در کوتاه‌مدت نیز تنها یک رابطه علیت از سمت انباشت سرمایه به GDP متصور است که منطبق بر انتظار تئوریک نیز است.

بر اساس جهت علیت بلند و کوتاه مدت، می‌توان انباشت سرمایه را به عنوان مهم‌ترین محرک برای GDP قلمداد کرد و به عنوان راهکاری مؤثر برای بهبود وضعیت تولید ناخالص داخلی به سیاست‌گذاران پیشنهاد کرد، البته همانطور که جهت علیت نیز نشان می‌دهد باید به طور مستمر هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مورد توجه قرار گیرد.

همچنین علیت توأم بیانگر وجود ارتباط علی بلند مدت میان تک تک متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته است، یعنی علاوه بر اینکه مجموعه متغیرهایی چون نیروی کار، انباشت سرمایه و نرخ بیکاری در بلند مدت علت تغییرات در GDP هستند و به بیان دیگر تغییرات در GDP را می‌توانند توضیح دهند، تک تک این متغیرها نیز در بلند مدت می‌توانند موجب نوساناتی در سطح تولید ناخالص داخلی شوند که تئوری‌های اقتصادی نیز درستی این یافته را تأیید می‌کنند.

معنادار نبودن ضریب جمله تصحیح خطا در حالتی که متغیرهای توضیحی در الگوی اصلی در جایگاه متغیر وابسته قرار می‌گیرند بر برون‌زایی ضعیف آنها به عنوان شرط کارکرد صحیح مدل ARDL تأکید دارد و در نتیجه می‌توان در این مرحله نیز از درستی نتایج ارائه شده در مورد ضرایب اوکان اطمینان حاصل کرد.

به طور خلاصه می‌توان گفت نتایج اثبات‌کننده این مساله است که رفع معضل بیکاری در کشور تنها با سیاست‌گذاری دقیقی که برخاسته از مطالعات گسترده در زمینه شرایط واقعی متغیرهای کلان اقتصادی کشور باشد، امکان‌پذیر است و ضرایب اوکان به دست آمده روشن می‌سازد که به طور قطع این اتفاق در کوتاه مدت رخ نخواهد داد، زیرا اقتصاد

۱۵۶ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۹، زمستان ۱۳۹۴

ایران گرفتار رکود تورمی مزمی است که سالیان طولانی گریبانگیر شرایط اقتصادی بوده و هست، از همین رو تداوم در رشد های مثبت جهت کاستن از نرخ بیکاری (متناسب با ضرایب اوکان به دست آمده) در شرایط کنونی بسیار دشوار اما با برنامه ریزی صحیح دست یافتنی به نظر می رسد.

منابع

الف - فارسی

- خیابانی، ناصر (۱۳۸۰)، «سیاست های کاهش عدم تعادل های بازار کار و افزایش رشد اقتصادی در ایران». فصلنامه راهبرد، شماره ۲۰، صص ۷۸-۹۶.
- رضوانی نیا، علیرضا (۱۳۸۰)، «رشد اقتصادی و بیکاری (بررسی قانون اوکان در ایران)». پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه امام صادق.
- شهبازی، کیومرث و زهرا طالبی (۱۳۹۱)، «تولید، بیکاری و قانون اوکان: شواهدی از استان های کشور»، فصلنامه اقتصاد مقصداری (بررسی های اقتصادی سابق). دوره ۹، شماره ۱، صص. ۱۹-۳۵.
- شیرین بخش، شمس الله (۱۳۸۴)، «بررسی ارتباط تقاضای پول با عوامل مؤثر بر آن: رهیافت آزمون کرانه ها». پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۶، صص ۱۳۶-۱۳۸.
- مؤمنی، فرشاد (۱۳۸۵)، اقتصاد ایران در دوران تعدیل ساختاری، انتشارات نقش و نگار. چاپ اول.
- مؤمنی، فرشاد (۱۳۸۹)، «پاشنه آشیل توسعه»، فصلنامه اقتصاد و جامعه، سال ششم، شماره ۱۹-۲۰، پاییز و زمستان.

ب - انگلیسی

- Adanu, K. (2005). "Across-Province Comparison of Okun's Coefficient for Canada". Applied Economics, Vol. 37, Issue. 5, PP. 561-570.

- Attfield C. I. and B. Silverstone (1997), "Okun's Coefficient: A Comment", *Review of Economics and Statistics* Vol. 79, PP. 326-329.
- Caraiani, P. (2006), "Alternative Methods of Estimating the Okun Coefficient Applications for Romania", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, Vol. 3, Issue. 4, PP. 82-89.
- Engle, R. F. and C. W. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, Vol. 55, Issue. 2, PP. 251-76.
- Fouquau, J. (2008), Threshold Effects in Okun's Law: A Panel Data Analysis. *Economics Bulletin*, Vol. 5, Issue. 33, PP. 1-14.
- Gordon, R. J. (1984), "Unemployment and Potential Output in the 1980s". *Brooking Papers on Economic Activity*, No.15, PP.537-564.
- Granger, G. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Model and Cross Spectral Methods". *Econometrica*, Vol. 37, Issue. 3, PP. 424-438.
- Gylfason, T. (1997), "Okun's Law and Labour-market Rigidity: The Use of Sweden", University of Iceland, SNS - Center for Business and Policy Studies, PP. 1-26.
- Harris, R. and B. Silverstone (2001), "Testing for Asymmetry in Okun's Law: Cross – Country Comparison", *Economics Bulletin* Vol. 5, PP. 1-13.
- Hodrick, R. and E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, PP. 1-16.
- Hsiao, C. (1981), "Autoregressive Modeling and Money-income Causality Detection". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, PP. 85-106.
- Johansen, S. (1993), "Testing Weak Exogeneity and Order of Cointegration in UK Money Demand Data". *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, PP. 313-334.
- Kaufman, R. I. (1988), "An International Comparison of Okun's Law", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 12, PP. 182-202.

- Knoester, A. (1986), "Okun's Law Revisited". *Weltwirtschaftliches Archive*, No. 122, PP. 657-666.
- Knotek II, E. S. (2007), "How Useful is Okun's Law?". *Economic Review*. Issue. QIV. PP. 73-103.
- Lal, I., S. D. Muhammad, A. Jalil and A. Hussain (2010), "Test of Okun's Law in Some Saian Countries Co-Integration Approach. *European Journal of Scientific Research* , Vol. 40, Issue. 1, PP. 73-80.
- Laurenceson, J. and J. Chai (2003), *Financial Reform and Economic Development in China*. Cheltenham, UK, Edward Elgar.
- Lee, J. (2000). "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 22, Issue. 2, PP. 331-356.
- Moosa, I. A. (1999), "Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient A Structural Time Series Approach", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 8, PP. 293-304.
- Moosa, I. A. (2008) "Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's Law Valid?", International Conference on The Unemployment Crisis in the Arab Countries. 17-18. March 2008, Cairo-Egypt.
- Narayan, P. K.(2005), "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, Vol. 37, PP. 1979-1990.
- Narayan P. K. and R. Smyth (2005), "Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidence from Multivariate Granger Causality Tests", *Energy Policy*, Vol. 33, PP. 1109-1116.
- Okun, A. M. (1962), "Potential GNP: It's Measurement and Significance". *American Statistical Association*, Proceeding of the Business and Economics Statistics Section, PP. 98-104.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. I. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP. 289-326.

- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1995), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis". Cambridge Working Papers in Economics, No. 9514.
- Prachowny, M. F. J. (1993), "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, PP. 331-336.
- Petkov, B.(2008), "The Labour Market and Output in the UK – does Okun's Law Still Stand?". Discussion Papers: Bagarska Narodna Banka. Vol. 69.
- Shahbaz, M. (2012), "Does Trade Openness Affect Long Run Growth? Cointegration, Causality and Forecast Error Variance Decomposition Tests for Pakistan", *Economic Modeling*, Vol. 29, PP. 2325-2339.
- Shahbaz M., C. F. Tang and M. S. Shabbir (2011), "Electricity Consumption and Economic Growth Nexus in Portugal using Cointegration and Causality Approaches", *Energy Policy*, Vol. 39, PP. 3529-3536.
- Shahbaz, M., M. Zeshan and T. Afza (2012), "Is Energy consumption Effective to Spur Economic Growth in Pakistan? New Evidence from Bound Test to Level Relationships and Granger Causality Tests", *Economic Modeling*, Vol. 29, PP. 2310-2319.
- Silvapulle, P., I. A. Moosa and M. Silvapulle (2004), "Asymmetry in Okun's Law", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 37, PP. 353-374.
- Sinclair, T. (2004), "Permanent and Transitory Movements in Output and Unemployment: Okun's Law Persists". Manuscript, Washington University in st. Louis.
- Smith, G. (1975), "Okun's Law Revisited", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 15, PP. 37-54.
- Sogner, L. (2000), "Okun's Law: Does the American Unemployment-GDP Relationship Exhibit Structural Breaks?". Working Paper, No. 61. PP. 1-10.
- Sogner, L. and A. Stiassny (2002), "An Analysis of the Structural Stability of Okun's Law: A Cross-Couantry Study", *Applied Economics Letters*, Vol. 14, PP. 1775-1787.

- Tatoglu, F. Y. (2011), "The Long and Short Run Effects Between Unemployment and Economic Growth in Europe". *Dogus Universitesi Dergisi*, Vol. 12, Issue. 1, PP. 99-113.
- Tingi, N. Y. and L. S. Lingii (2011), "Okun's Law in Malaysia: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach with Hodrick-Prescott (HP) filter", *Journal of Global Business and Economics* Vol. 2, Issue. 1, PP. 95-103.
- Weber, C. E. (1995). "Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, Issue. 4, PP. 433-445.
- Villaverd, J. and A. Maze (2009), "The Robustness of Okun's Law in Spain; 1980-2004 Regional Evidence", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 31, Issue. 2, PP. 289-297.