پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان
علمی– پژوهشی
سال چهاردهم، شماره‌ی۲۷، نیمه‌ی اول ۱۳۹۸

آزمون قانون اوکان در ایران: شواهد جدید با رهیافت ARDL غیرخطی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۰۷ تاریخ پذیرش:۱۳۹۸/۰۴/۱۶

مانی مؤتمنی *
احمد جعفری صمیمی **
شهریار زروکی ***

چکیده :
بر اساس قانون اوکان، کاهش نرخ بیکاری منوط به افزایش تولید ملّی است. به عبارتی بین تولید ملّی و نرخ بیکاری رابطه‌ای منفی برقرار است. سوال اساسی پژوهش حاضر این است که آیا رابطه بین این دو متغیر در اقتصاد ایران، رابطه‌ای خطی و متقارن است یا خیر؟ مطالعات اخیر به رابطه نامتقارن بین تولید و بیکاری در کشورهای مختلف تاکید دارند. هدف مقاله حاضر این است که با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۰ فرضیه اثر نامتقارن تولید بر بیکاری را مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه توزیعی غیرخطی در قالب دو متغیر تولید کل و تولید غیرنفتی استفاده شده است. یافته‌ها از رابطه نامتقارن در سناریو تولید غیرنفتی حمایت می‌نماید اما ارتباط معناداری در سناریو تولید کل مشاهده نشده است. در سناریو تولید غیرنفتی، اثر سویه منفی تولید بر بیکاری از اثر سویه مثبت بیشتر است. بر این اساس پدیده احیای اقتصاد با ریسک کم‌شغلی در اقتصاد ایران محتمل است یعنی این امکان وجود دارد که با عبور از سال‌های رکود نتوان تمامی مشاغل از دست‌رفته را جبران نمود.

واژگان کلیدی:بیکاری، قانون اوکان، الگوهای نامتقارن، تولید غیرنفتی، ریسک کم‌شغلی.
طبقه‌بندی:C12, C13, J64

* نویسنده مسئول، استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران m.motameni@umz.ac.ir
** استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران jafarisa@umz.ac.ir
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران sh.zaroki@umz.ac.ir

۱- مقدمه

هرم جمعیتی جوان و شرایط دشوار تولید در سال‌های اخیر، بیکاری را به عنوان معضل اصلی اقتصاد ایران و رفع آن را به هدف اصلی سیاست‌گذاران تبدیل نموده است. راه حل اساسی و مشخص برای رفع بیکاری و ایجاد اشتغال، افزایش تولید ملّی است. اثر منفی تولید بر نرخ بیکاری در اقتصاد کلان به قانون اوکان[1] معروف است. (اوکان، ۱۹۶۲) با استفاده از داده‌های اقتصاد امریکا نشان داد که به ازای حدود ۳ درصد افزایش (کاهش) تولید ملّی نسبت به تولید بالقوه، نرخ بیکاری ۱ درصد کاهش (افزایش) خواهد یافت. هرچند عمومیت این نظریه آن را به یک قانون معروف تبدیل نموده است ولی رابطه اوکان در بسیاری از کشورها برقرار نیست. یکی از دلایل عمده عدم برقراری این رابطه آن است که کشش بیکاری نسبت به افزایش یا کاهش تولید می‌تواند متفاوت باشد. یعنی ممکن است در یک اقتصاد فرضی با افزایش ۳ درصدی تولید، نرخ بیکاری ۱ درصد کم گردد ولی با کاهش ۳ درصدی تولید، نرخ بیکاری ۲ درصد زیاد شود. این رفتار اقتصادی که در سال‌های اخیر به آن توجه زیادی شده است امکان وجود رابطه نامتقارن تولید و بیکاری را بازگو می‌کند.

به منظور پردازش و تصریح چنین رابطه‌ای (شین و دیگران[2]،۲۰۱۴) روش اقتصادسنجی جدیدی را موسوم به NARDL معرفی نموده‌اند. تصریح اثر نامتقارن تولید بر بیکاری می‌تواند امکان شکل‌گیری «باقی‌ماندن کم‌شغلی با وجود احیای تولید و رشد اقتصادی» را پیش‌بینی نماید. این مسئله که به ریسک «احیای بدون شغل[3]» معروف شده است در سال‌های اخیر مورد توجه بسیاری قرار گرفته است. اقتصادهای پیشرفته دنیا دوره رکودی عمیق را پشت سر گذاشته‌اند که در طی آن شغل‌های بسیاری از

---

[1] Okun’s Law

[2] Shin *et al*

[3] پدیده (Jobless Recovery) نخستین بار در سال ۱۹۳۵ و در روزنامه نیویورک تایمز مطرح شد. این پدیده در ابتدا به موضوع طبقات سنی جمعیت و رشد اقتصادی تمرکز داشت:
INDUSTRY ADOPTS POLITICAL PLANKS FOR NEW DEAL WAR; OLD ORDER IS UPHELD".
New York Times. 6 December 1935

دست رفته است ولی این نگرانی وجود دارد که به دلیل اثر نامتقارن تولید بر بیکاری، پس از احیای اقتصاد و بازگشت تولید به میزان قبلی همچنان مشکل بیکاری پابرجا بماند.

در این مقاله کوشش شده است تا با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران در سناریوهای مختلف رابطه تولید و بیکاری مورد سنجش و پردازش قرار گیرد. این پژوهش از سه جنبه دارای اهمیت می‌باشد. نخست آنکه در جستجوی نگارندگان این مقاله، ادبیات اندک و معدودی در زمینه قانون اوکان در اقتصاد ایران یافت شده است که هیچ‌یک از آنها به امکان وجود رابطه نامتقارن نپرداخته‌اند. دوم معرفی و به‌کارگیری روش اقتصادسنجی NARDL است که کاربرد آن به قانون اوکان محدود نمی‌شود و محققان خواهند توانست از این الگو در بسیاری از روابط سری‌زمانی استفاده نمایند. سوم آنکه نتایج این مقاله می‌تواند ریسک احیای اقتصاد بدون ایجاد اشتغال کافی در اقتصاد ایران را مورد ارزیابی قرار دهد که این مورد به بررسی وجود رابطه نامتقارن بین تولید و بیکاری وابسته است. وجود این رابطه در اقتصاد ایران فرضیه اصلی این تحقیق است.

۲- پیشینه پژوهش

هدف اصلی مقاله (اوکان،۱۹۶۲) یافتن معیاری برای اندازه‌گیری شکاف تولید است. او بیکاری بیش از ۴ درصد را به مثابه منابع تولید بالقوه‌ای که بکارگرفته نشده در نظر می‌گیرد. به تبع کاهش شکاف تولید، بخشی از جمعیت بیکار نیز شاغل خواهد شد. بر این مبنا اگر رابطه‌ای بین تغییر بیکاری و رشد اقتصادی احراز گردد بر آن مبنا می‌توان شکاف اقتصادی را محاسبه و تولید بالقوه را استخراج نمود. در مقاله (اوکان،۱۹۶۲) بیکاری با علامت U و تولید حقیقی با علامت Y نشان داده می‌شود. وی ابتدا با برآورد ضریب β در معادله (۱) رابطه‌ای بین رشد اقتصادی و تغییرات نرخ بیکاری را برآورد می‌کند و سپس با استفاده از این ضریب، شکاف تولید (G) را محاسبه می‌نماید.

$$\Delta U = C + \beta\left(\frac{\Delta Y}{Y}\right) \qquad \text{م}۱$$

$$G = \frac{1}{\beta}(U - 4)Y \qquad \text{م}۲$$

شیوه محاسبه شکاف تولید در مقاله اوکان با نقدهای بسیاری روبرو شد که از جمله آنها می‌توان به مطالعه (پلوسر و شوورت[1]،۱۹۷۹) اشاره نمود که استفاده از ضریب ($\frac{1}{\beta}$) در معادله دوم را اشتباه می‌دانند. چراکه اگر از نظر آماری اگر $y = \beta x$ باشد نمی‌توان رابطه $x = \frac{1}{\beta}y$ را تصریح نمود. ایراداتی نظیر این موجب شد که روش اوکان برای محاسبه تولید بالقوه یا شرایط اشتغال کامل کمتر مورد توجه قرار گیرد اما بخش ابتدایی این مطالعه که به تصریح رابطه منفی بین رشد اقتصادی و بیکاری در کوتاه مدت می‌پردازد با تایید و توجه بسیاری در مطالعات تجربی همراه بوده است.

در سال‌های اخیر شواهد و دلایل مختلفی مبنی بر ناپایداری قانون اوکان مطرح شده است. ناپایداری قانون اوکان به این معنی است که رابطه بین بیکاری و تولید در چرخه‌های تجاری ثابت نمی‌ماند. برای نمونه (لانگ و پرتی[2]،۲۰۰۹) معتقدند که کاهش نیروی کار شاغل به هنگام تکانه منفی در تولید حقیقی الزاما با افزایش نیروی کار شاغل در زمان تکانه مثبت برابر نیست. یعنی رابطه خطی و متقارنی بین رشد اقتصادی و بیکاری وجود ندارد. به طور کلی یکی از مسائل جدید مطرح شده در اقتصاد کلان این است که احیای اقتصاد بعد از دوران رکود ممکن است با حل معضل بیکاری همراه نباشد. پدیده‌ای که به «احیای بدون شغل» معروف شده است.(نوتک[3]،۲۰۰۷) شواهدی از این پدیده را در اقتصاد امریکا ارائه نموده است. این پدیده بیش از هر زمانی با وقوع بحران اخیر اقتصادی و رخداد بیکاری گسترده در اروپا اهمیت یافته است و این سوال اساسی را مطرح نموده است که با برون‌رفت اقتصاد اروپا از رکود اقتصادی آیا معضل

---

[1] Plosser & Schwert
[2] Lang and de Peretti
[3] Knotek

بیکاری حل خواهد شد؟ برای پاسخ به چنین سوالی به الگویی نیاز خواهیم داشت که رابطه بین تولید و بیکاری را خطی و متقارن در نظر نگیرد.

در صورت فقدان رابطه متقارن بین تولید و بیکاری در چرخه‌های تجاری، امکان برآورد صحیح ضریب اوکان با رگرسیون‌های خطی میسر نخواهد بود. اندازه ثابت ضریب β در یک رابطه خطی به این معنی است که با ۱ درصد رشد در تولید، β درصد بیکاری کاهش خواهد یافت و در زمان رکود نیز کاهش ۱ درصدی تولید به افزایش β درصدی بیکاری می‌انجامد. بنابراین یک رابطه خطی قادر به بررسی رابطه تولید و بیکاری نخواهد بود. برای حل چنین مسئله‌ای که در روابط متعدد اقتصاد کلان نیز وجود دارد، (شین و *دیگران*،۲۰۱۴) یک الگوی ARDL غیر خطی را معرفی نموده و به طور مشخص کاربرد آن را در ارزیابی رابطه نامتقارن تولید و بیکاری نیز نشان داده‌اند. در بخش چهارم این مقاله توضیحات بیشتری پیرامون الگو ارائه شده است.

یکی از نخستین بررسی‌ها در زمینه رابطه نامتقارن بیکاری و رشد اقتصادی توسط (بلانچارد و سامر[1]، ۱۹۸۶) صورت گرفت. آنها با شواهدی نشان دادند که در دهه ۱۹۸۰ اروپا، تکانه‌های منفی رشد اقتصادی با شدت بیشتری نسبت به تکانه مثبت در بیکاری موثر بوده است چراکه با افت رشد اقتصادی نیروی‌کار داخلی و خارجی (نیروی-کاری که شهروند اروپا نیست) شغل‌شان را از دست می‌دهند. به این ترتیب ممکن است نیروی‌کار خارج امکان اقامت و حضور در بازار کار اروپا را از دست بدهد. بنابراین در زمانی که رشد اقتصادی از دوره رکود به رونق بازمی‌گردد، اشتغال برای نیروی‌کار داخلی ایجاد می‌گردد در حالی که این امکان برای نیروی‌کار خارجی به سهولت امکان‌پذیر نیست.

در بین مطالعات اخیر نیز همچنان نوعی عدم تقارن بین بیکاری و تولید در اروپا گزارش شده است. از بین این مطالعات می‌توان به (لانگ و پرتی، ۲۰۰۹)، (بیتون[2]،

---

[1] Blanchard & Summer
[2] Beaton

۲۰۱۰) و (هوتنگز و استادمن[1]، ۲۰۱۳) اشاره نمود. همچنین در مطالعه (پالومبی *و دیگران*[2]، ۲۰۱۵) که با توجه به ۱۲۸ منطقه بریتانیا انجام شده است رابطه متفاوت بیکاری و تولید در شرایط رکود و رونق گزارش شده است.

اما در سوی مقابل برخی از مطالعات؛ شواهدی مبنی بر رابطه غیرخطی و یا عدم تقارن بین بیکاری و تولید نیافته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به پژوهش (بال *و دیگران*[3]، ۲۰۱۳) و (منکیو[4]، ۲۰۱۴) اشاره نمود. در مطالعه (بال *و دیگران*، ۲۰۱۳) ذکر شده است که «در دانش اقتصاد به ندرت می‌توان رابطه را قانون نامید اما ما معتقدیم که قانون اوکان همچنان یک قانون است. عموم انتقادات مطرح شده در رابطه با این قانون دارای نوعی بزرگ‌نمایی است. قانون اوکان همچنان بسیار بهتر از روابطی نظیر منحنی فیلیپس قادر به توضیح اقتصاد کلان است». شواهد آماری ارائه شده در این مطالعه که از سال ۱۹۴۸ آغاز می‌شود نیز عبارت فوق را تایید می‌نماید. آنها همچنین با استفاده از داده‌های ۲۰ کشور توسعه یافته شواهد مشابهی را در تایید قانون اوکان یافتند. (بال *و دیگران*، ۲۰۱۳) در پاسخ به تناقض «معجزه آلمان[5]» به این نکته اشاره نموده‌اند که هنگام بروز رکود اقتصادی در آلمان قراردادهای کاری به نحوی تغییر یافت که به جای اخراج نیروی‌کار، ساعت کاری آنها کاهش یابد و این موضوع نمی‌تواند نقض قانون اوکان باشد. آنها همچنین اختلاف معنادار در ضریب اوکان بین کشورها را گزارش نموده‌اند که دلیل آن را در تفاوت نهادهای بازار کار در این کشورها برشمرده‌اند.

---

[1] Hutengs & Stadtmann
[2] Palombi *et al.*
[3] Ball *et al.*
[4] Mankiw
[5] بحران اقتصادی و رکود اقتصادی در آلمان نه تنها موجب افزایش بیکاری نشد بلکه آن را تا حدودی کاهش داد. این موضوع در ادبیات اقتصادی به معجزه المان (Germany Miracle) تعبیر شده است.

(کوترولیس *و دیگران*[1]، ۲۰۱۶) رابطه بیکاری و تولید در یونان را با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۹۰-۲۰۱۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف این مقاله نشان دادن رفتار نامتقارن بیکاری در قبال تولید است. به این منظور از روش هم‌انباشتگی نهفته[2] برگرفته از مطالعه (گرنجر و یون[3]، ۲۰۰۲) استفاده شده است. نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که کاهش بیکاری در شرایط رونق به مراتب ضعیف‌تر از افزایش آن در شرایط بحران اقتصادی می‌باشد. به این ترتیب نتیجه می‌گیرند که بیکاری عظیم ناشی از بحران اقتصادی در یونان حتی با بازگشت وضعیت تولید به شرایط عادی نیز بر طرف نخواهد شد. آنها معتقدند که ناتقارنی قانون اوکان، سیاست‌های کلان اقتصادی را با ریسک جبران کم‌شغلی روبرو خواهد ساخت.

در مطالعه (رضوی و مشرفی، ۲۰۰۴) تحلیلی دینامیکی از اشتغال در اقتصاد ایران صورت گرفته است. عمده شبیه‌سازی بخش‌های اقتصادی در این مطالعه بر مبنای روابط رگرسیونی مورد استفاده در برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بنا شده است و مقادیر این ضرایب برای کل دوره ثابت فرض شده‌اند. رابطه شکاف تولید بدست آمده از این روش با بیکاری شبیه‌سازی شده با یک رگرسیون بدون عرض از مبدأ مورد سنجش قرار گرفته است که در نتیجه آن هر ۱ درصد رشد در تولید ناخالص داخلی تحقق یافته بالاتر از رشد تولید بالقوه (که با روند تعیین شده است) نرخ بیکاری را به میزان ۱/۱۲۸ درصد کاهش خواهد داد. آنها به این شکل وجود یک رابطه خطی بین تولید و بیکاری را در اقتصاد ایران مورد تایید قرار می‌دهند.

در مطالعه (شهبازی و طالبی، ۲۰۱۲) ضریب اوکان در اقتصاد ایران به تفکیک تمامی استان‌ها برآورد شده است. بر اساس داده‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۶ قانون اوکان تنها در ۱۰ استان کشور برقرار و باثبات بوده است. در ۱۲ استان این قانون برقرار نیست و در

---

[1] Koutroulis *et al.*
[2] Hidden co-integration
[3] Granger & Yoon

سایر استان‌ها برقراری آن از استحکام کافی برخوردار نبوده است. نتیجه مهم این مقاله تفاوت معنادار استان‌های مختلف کشور در برابر قانون اوکان است. اندازه ضریب اوکان تنها در چهار استان فارس، مرکزی، همدان و یزد بزرگتر از یک بوده است. در مجموع نتایج این مطالعه بیانگر رابطه آماری ضعیف بین بیکاری و تولید در ایران است. (دادگر، نظری و فهیمی‌فر، ۲۰۱۵) قانون اوکان را با تاکید بر ساختار جمعیتی در ایران با تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصادسنجی طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۹ مورد بررسی قرار داده و پیش‌بینی‌هایی برای افق ۱۴۰۴ انجام داده‌اند. ضریب مرتبط با قانون اوکان در این مقاله ۰/۶۴- بدست آمده است که به معنی کاهش یا افزایش ۶/۴ درصدی بیکاری در نتیجه افزایش یا کاهش ۱۰ درصدی تولید است. در الگوی مربوط به برآورد این ضریب از چند متغیر مجازی برای سال‌های ۱۳۵۹، ۱۳۶۱ و ۱۳۸۴ استفاده شده است. همچنین سرمایه انسانی، موجودی سرمایه و پس‌انداز نیز به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل قرار دارند.

۳- بازار کار در ایران

نرخ مشارکت نیروی کار در سال ۱۳۹۵ برای جمعیت شهری ۳۸/۹ درصد و در بخش روستایی ۴۱ درصد بوده است. ۱۲/۴ درصد از جمعیت فعال کشور در این سال بیکار بوده‌اند. این نرخ در جمعیت شهری و روستایی به ترتیب برابر با ۱۳/۷ و ۸/۹ درصد است. البته نزدیک به ۱۰ درصد از اشتغال، به گروه اشتغال ناقص تعلق دارد که طبق تعریف شامل شاغلینی می‌باشد که کمتر از ۴۴ ساعت در هفته کار می‌کنند.

نمودار (۱) نرخ بیکاری فصلی کل کشور از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ را نمایش می‌دهد[۱]. میانگین نرخ بیکاری طی این ۶۳ فصل نزدیک به ۱۱/۶ درصد بوده است. بیشینه بیکاری ۱۴/۷ و کمینه آن ۰/۰۹ درصد می‌باشد. آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته[۲] مربوط به آزمون ریشه واحد این متغیر در سطح، برابر با ۲/۶۳- می‌باشد که با یک تفاضل به

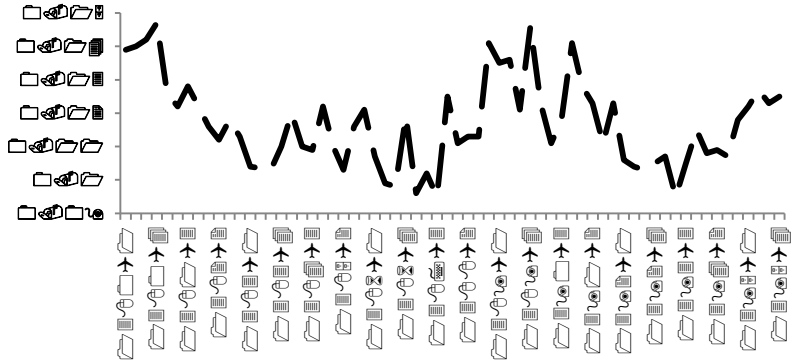
[۱] زمان انتشار این داده‌ها در سایت مرکز آمار ایران ۱۰ خرداد ۱۳۹۶ می‌باشد.

[2] Augmented Dickey-Fuller

۳/۵۹- می‌رسد. بنابراین در سطح خطای ۵ درصد، می‌توان نرخ بیکاری فصلی در ایران را طی ۹۵-۱۳۸۰ I(1) یا دارای انباشت از مرتبه نخست دانست[۱]. یکی از نکات قابل توجه افزایش نرخ بیکاری در فصل زمستان است به نحوی که متوسط نرخ بیکاری در فصل زمستان طی این پانزده سال نزدیک به ۱۲/۴ بوده است در حالی که این نرخ در تابستان و پاییز ۱۱/۳ درصد و در بهار ۱۱/۶ درصد می‌باشد. نرخ بیکاری گزارش شده بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ دارای نوعی ناهنجاری نسبت به سایر داده‌ها است که در نمودار زیر نیز قابل مشاهده می‌باشد.

میانگین ارزش افزوده تولیدی هر نفر نیروی کار شاغل بر اساس قیمت‌های سال ۱۳۸۳ به طور متوسط ۸۲ میلیون ریال است. چنانچه ارزش افزوده بخش نفت را خارج نماییم، ارزش افزوده تولیدی هر نفر نیروی کار به طور متوسط حدود ۶۷ میلیون ریال خواهد شد. این متغیر در سال ۱۳۳۵ نزدیک به ۲۵ میلیون ریال بوده است و در سال ۱۳۹۴ به ۹۵ میلیون ریال افزایش یافته است که نشانگر رشد متوسط ۳/۱۲ درصدی ارزش تولیدی نیروی کار طی این سال‌ها می‌باشد.

نمودار۱. سری‌زمانی فصلی نرخ بیکاری در ایران

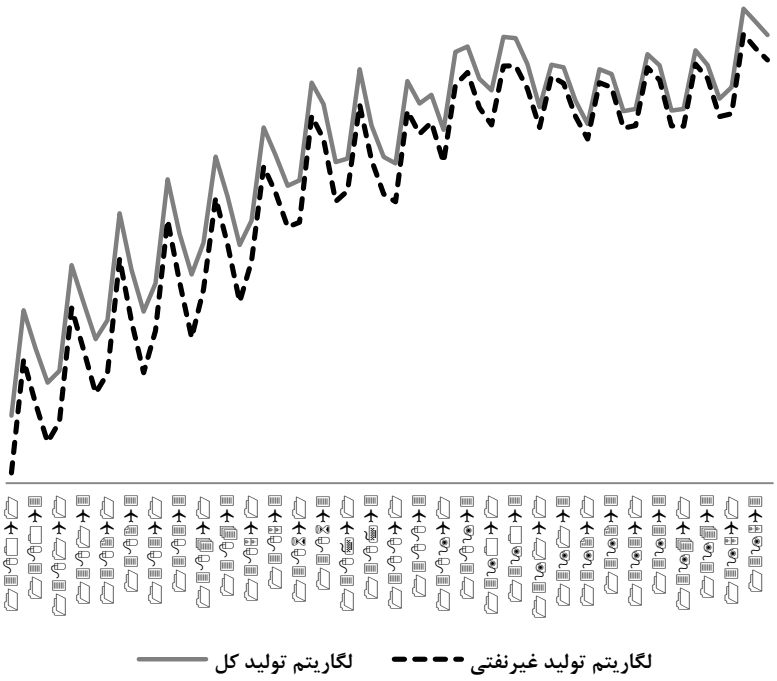


منبع. مرکز آمار ایران

[۱] نتیجه سایر آزمون‌های ریشه واحد تفاوتی در نرخ انباشت متغیرها نداشته است.

سری‌زمانی فصلی تولید بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ در نمودار (۲) قابل مشاهده است. در این نمودار دو سری تولید ناخالص داخلی (کل) و تولید ناخالص داخلی بدون نفت بصورت هم‌زمان نشان داده شده است. مقادیر تولید در هر دو سری به لگاریتم طبیعی آن تبدیل شده است. سال پایه برای حذف اثر قیمت، ۱۳۷۶ است. نوسانات فصلی تولید به مانند نوسانات فصلی بیکاری است که در بالا توضیح داده شده بود. به نحوی که در اکثر سال‌ها کمترین مقدار تولید در فصل زمستان گزاش شده است. معمولا تابستان و پاییز میزان تولید بیشتری را به خود اختصاص می‌دهند. آماره ADF تولید کل در سطح، برابر با ۱/۸۶- می‌باشد که با تفاضل مرتبه نخست به ۲/۹۵- تغییر می‌یابد. آزمون ریشه واحد تولید غیرنفتی نیز نشان می‌دهد که آماره مذکور در سطح برابر با ۲/۰۴- و در تفاضل مرتبه نخست ۲/۹۳- می‌باشد. با توجه به نقاط بحرانی می‌توان پذیرفت که هر دو سری‌زمانی دارای انباشت از مرتبه نخست می‌باشند یا به عبارتی $I(1)$ هستند.

نمودار۲. سری‌زمانی فصلی تولید در ایران



۴- یافته‌های پژوهش

در مطالعه (اوکان، ۱۹۶۲) رابطه رشد اقتصادی و بیکاری با یک رگرسیون خطی ساده بین این دو متغیر تعیین شده است. این برآورد با استفاده از داده‌های فصلی امریکا از فصل دوم ۱۹۴۷ تا فصل چهارم ۱۹۶۷ انجام شده که نتیجه آن $Y = 0.3 - 0.3X$ بوده است. در این رابطه X تغییر در GNP حقیقی و Y نیز تغییر در نرخ بیکاری بوده است. عرض از مبدا این رگرسیون به این نحو تفسیر می‌شود که اگر رشد اقتصادی صفر باشد، نرخ بیکاری ۰/۳ افزایش می‌یابد. معناداری ضریب X حاکی از وجود رابطه منفی بین دو متغیر می‌باشد. نیکویی برازش در این رابطه نیز تنها با ضریب تعیین $(R^2 = 0.79)$

محاسبه شده است. همانطور که مشخص است در مقاله (اوکان، ۱۹۶۲) به ناپایداری و مرتبه انباشت متغیرها توجهی نشده است.

اما جای خالی این تحلیل در مقاله (اتفیلد و سیلورستون[1]، ۱۹۹۸) کامل شده است. آنها امکان وجود رابطه هم‌انباشتگی بین بیکاری و تولید را مورد آزمون قرار داده و ضریب اوکان را به عنوان ضریب هم‌انباشتگی بین آن دو تفسیر نمودند. در بررسی تجربی آنها، فرضیه صفر دال بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد نشده است. (شوردریت[2]، ۲۰۰۱) نیز به عدم وجود هم‌انباشتگی خطی انگل و گرنجر بین بیکاری و تولید صحه گذاشته است. کوشش (شوردریت، ۲۰۰۲) برای تشخیص یک رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی بین این دو متغیر نیز بی‌ثمر بوده است. همچنین در مطالعه (گرنجر و یون، ۲۰۰۲) نیز به عدم وجود هم‌انباشتگی خطی در رابطه اوکان تاکید شده است. در نهایت (شین *و دیگران*، ۲۰۱۴) مانند مطالعات فوق عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در رابطه اوکان را می‌پذیرند اما در ضمن معتقد به وجود رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی بین این دو متغیر هستند. آنها نشان دادند اثر تولید بر بیکاری مانند بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان متقارن نیست و بنابراین تصریح خطی اثر تولید بر بیکاری تنها با پیش‌فرض پایداری ضریب اوکان در چرخه‌های اقتصادی ممکن است. با توجه به اینکه ثبات این ضریب در بسیاری از مطالعات رد شده است، (شین *و دیگران*، ۲۰۱۴) امکان وجود رابطه اوکان را با عدم تقارن ضریب در شرایط رونق و رکود میسر می‌دانند. آنها ضمن ناکارآمد دانستن تلاش (شوردریت، ۲۰۰۲) و (گرنجر و یون، ۲۰۰۲) در تصریح این رابطه غیرخطی، با استفاده از مطالعه (پسران، شین و اسمیت[3]، ۲۰۰۱) الگوی جدیدی را معرفی می‌نمایند که NARDL نام‌گذاری شده است.

---

[1] Attfield & Silverstone
[2] Schorderet
[3] Pesaran, Shin & Smith

مبنای NARDL رگرسیون نامتقارن در معادله (۳) است که در آن y_t و x_t بردارهای I(1) هستند. متغیر x_t به شکل $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ تجزیه شده است به‌نحوی که انباشت جزئی در تغییرات x_t به شکل رابطه (۴) است.

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \qquad ۳م$$

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j . 0) \;\&\; x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j . 0) \qquad ۴م$$

به این ترتیب سری‌زمانی x_t به دو سری زمانی x_t^+ و x_t^- تجزیه می‌گردد. به نحوی که اگر سری‌زمانی x_t از مقدار صفر آغاز گردد، در هر مقطع زمانی، جمع دو سری زمانی x_t^+ و x_t^- با x_t برابر خواهد بود.

بر اساس روابط فوق یک الگوی نامتقارن ARDL(p,q) به شکل رابطه (۵) طراحی می‌شود. در این رابطه $\emptyset$ ضریب خودرگرسیونی θ^+ و θ^- ضرایب نامتقارن وقفه‌ها است.

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \emptyset_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{t-j}^+ + \theta_j^{-\prime} x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \qquad ۵م$$

در ادامه مقاله (شین *و دیگران*، ۲۰۱۴)، رابطه ایستا (۵) به رابطه پویا (۶) تعمیم داده شده است. در رابطه (۶) یک الگوی تصحیح خطا در وضعیت تقارن اثر x_t بر y_t تصریح شده است.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + e_t \qquad ۶م$$

با لحاظ اثر نامتقارن متغیر مستقل بر متغیر وابسته به مانند روشی که در معادله (۴) تکرار شده است به شکل رابطه (۷) تصریح می‌شود:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + e_t \qquad ۷م$$

که در رابطه (۷) به عدم تقارن بلندمدت توجه شده است. عدم تقارن بلندمدت به معنی $\theta^+ \neq \theta^-$ است. اما همچنین می‌توان رابطه (۷) را با فرض وجود عدم تقارن کوتاه-مدت، $\pi_i^+ \neq \pi_i^-$، به شکل رابطه (۸) تغییر داد.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta {x_{t-i}}^+ + \pi_i^- \Delta {x_{t-i}}^-) + e_t \quad ۸م$$

و در نهایت با فرض وجود عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو به شکل معادله (۹) خلاصه می‌گردد:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ {x_{t-1}}^+ + \theta^- {x_{t-1}}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta {x_{t-i}}^+ + \pi_i^- \Delta {x_{t-i}}^-) + e_t \qquad ۹م$$

حال می‌توان بر اساس الگوی فوق، رابطه نامتقارن تولید و بیکاری را در اقتصاد ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصریح و آزمون نمود. از این پس به جای x_t تولید قرار می‌گیرد. همچنین x_t^+ و x_t^- تجزیه تولید فزاینده و کاهنده خواهند بود که در ادامه تصریح می‌گردد. متغیر وابسته تحقیق نیز نرخ بیکاری است که با علامت u در جای y_t قرار می‌گیرد.

اما پیش از پرداختن به الگوی نامتقارن، در گام نخست از یک الگوی خطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی یا همان ARDL برای نشان دادن اثر تولید بر

بیکاری استفاده می‌شود. داده‌های تولید بر مبنای قیمت‌های سال ۱۳۷۶ تعدیل شده‌اند که در نتیجه تغییرات تولید بدون اثر تورمی محاسبه خواهند شد. با توجه به روند حرکتی غیرمعمول نرخ بیکاری در دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ یک متغیر مجازی به این منظور در نظر گرفته شده است که در همه الگوها معنادار بوده و مقدار آن به عرض از مبدأ افزوده می‌شود. از سوی دیگر به دلیل تشابه نوسانات فصلی تولید و بیکاری، ضرایب مرتبط با سه متغیر مجازی فصلی فاقد توضیح‌دهندگی کافی بوده و به همین دلیل از الگو حذف شده‌اند.

در جداول ۱ تا ۴ نتایج برآورد اثر تولید بر بیکاری در دو سناریو تولید کل و تولید غیرنفتی قابل مشاهده است. بر اساس کمینه آماره شوارتز، الگوی انتخابی برای تولید کل ARDL(1,3) می‌باشد. در سناریو غیرنفتی ARDL(2,2) انتخاب شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب فزاینده بلندمدت در هر دو حالت معنی‌دار نیست. به این ترتیب امکان تصریح یک رابطه خطی بین تولید و بیکاری وجود ندارد. این یافته با مطالعات (شوردریت، ۲۰۰۱) و (گرنجر و یون، ۲۰۰۲) مطابقت دارد. اما بر اساس نقد (شین و *دیگران* ، ۲۰۱۴)، می‌باید بیکاری را در برابر تجزیه مثبت و منفی تولید قرار داد چراکه اثر افزایش تولید بر بیکاری متفاوت از اثر کاهش تولید بر بیکاری است و نمی‌توان در انتظار یک رابطه خطی بلندمدت بین دو متغیر بیکاری و تولید بود.

جدول۱. برآورد الگوی ARDL تولید و بیکاری

سناریو تولید ناخالص داخلی (کل)				
متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
u(-1)	۰/۶۵۴	۰/۰۷۵	۸/۶۱۶	۰/۰۰۰
y	۰/۰۲۴	۰/۰۱۴	۱/۶۹۴	۰/۰۹۶
y(-1)	-۰/۰۰۴	۰/۰۱۴	-۰/۳۲۶	۰/۷۴۵
y(-2)	۰/۰۳۹	۰/۰۱۵	۲/۴۵۴	۰/۰۱۷

y(-3)	-۰/۰۵۴	۰/۰۱۵	-۳/۶۵۲	۰/۰۰۰
dum	۰/۰۱۹	۰/۰۰۳	۵/۲۸۰	۰/۰۰۰
c	-۰/۰۰۵	۰/۰۶۶	-۰/۰۸۱	۰/۹۳۵

منبع. برآورد تحقیق

تعریف علامت‌ها: u نرخ بیکاری، y لگاریتم تولید ناخالص داخلی، ny لگاریتم تولید غیرنفتی، c عرض از مبدا، Ly اثر بلندمدت تولید کل بر بیکاری، Lny اثر بلندمدت تولید غیرنفتی بر بیکاری، λ ضریب تصحیح خطا در الگوی هم‌انباشتگی، dum متغیر موهومی یا مجازی می‌باشد.

جدول ۲. تصحیح خطا و ضرایب بلندمدت جدول ۱

سناریو تولید ناخالص داخلی (کل)				
متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
dy	۰/۰۲۴	۰/۰۱۴	۱/۶۹۴	۰/۰۹۶
dy(-1)	-۰/۰۳۹	۰/۰۱۶	-۲/۴۵۴	۰/۰۱۷
dy(-2)	۰/۰۵۴	۰/۰۱۵	۳/۶۵۲	۰/۰۰۰
λ	-۰/۳۴۵	۰/۰۷۵	-۴/۵۴۸	۰/۰۰۰
L_y	۰/۰۱۰	۰/۰۱۶	۰/۶۳۹	۰/۵۲۵
dum	۰/۰۵۵	۰/۰۱۶	۳/۳۲۰	۰/۰۰۱
c	-۰/۰۱۵	۰/۱۹۱	-۰/۰۸۰	۰/۹۳۵

منبع. برآورد تحقیق

جدول ۳. برآورد الگوی ARDL تولید و بیکاری

سناریو تولید غیرنفتی				
متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
u(-1)	۰/۵۳۳	۰/۰۸۹	۵/۹۷۷	۰/۰۰۰
u(-2)	۰/۱۹۸	۰/۰۸۵	۲/۳۰۹	۰/۰۲۴
ny	۰/۰۹۲	۰/۱۱۷	۰/۷۸۵	۰/۴۳۵
ny(-1)	۰/۴۲۳	۰/۱۵۹	۲/۶۵۷	۰/۰۱۰
ny(-2)	-۰/۴۹۰	۰/۱۱۸	-۴/۱۵۸	۰/۰۰۰
dum	۰/۰۱۸	۰/۰۰۳	۵/۲۱۶	۰/۰۰۰
c	-۰/۰۳۵	۰/۱۶۶	-۰/۲۱۲	۰/۸۳۲

منبع. برآورد تحقیق

جدول ۴. تصحیح خطا و ضرایب بلندمدت جدول ۳

سناریو تولید غیرنفتی				
متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
du(-1)	-۰/۱۹۸	۰/۰۸۵	-۲/۳۰۹	۰/۰۲۴
dny	۰/۰۹۲	۰/۱۱۷	۰/۷۸۵	۰/۴۳۵
dny(-1)	۰/۴۹۰	۰/۱۱۷	۴/۱۵۸	۰/۰۰۰
λ	-۰/۲۶۸	۰/۰۷۹	-۳/۳۸۷	۰/۰۰۱
L_{ny}	*۰/۰۹۶*	*۰/۲۵۴*	*۰/۳۷۹*	*۰/۷۰۶*
dum	۰/۰۶۹	۰/۰۲۵	۲/۷۴۴	۰/۰۰۸

c	-۰/۱۳۱	۰/۶۲۹	-۰/۲۰۹	۰/۸۳۵

منبع. برآورد تحقیق

در ادامه شکاف تولید به معنی تفاضل تولید بالفعل از تولید بالقوه به کمک فیلتر هودریک-پرسکات[1] محاسبه و رابطه آن با نرخ بیکاری مورد سنجش قرار گرفته است. نتایج این برآورد در جدول (۵) خلاصه شده است. متغیر وابسته در این برآورد نرخ بیکاری است. همانطور که مشاهده می‌شود، شکاف تولید در هر دو وضعیت تولید کل و تولید غیر نفتی رابطه معنی‌داری با نرخ بیکاری ندارد.

در ادامه به منظور برآورد الگوی NARDL، تجزیه مثبت و منفی تولید بر اساس معادله (۴) برای هر دو سناریو محاسبه شده است. در نمودار (۳) جهت اختصار تنها تجزیه تولید غیرنفتی نمایش داده شده است. هر دو سری زمانی بر اساس آزمون ریشه واحد I(1) می‌باشند.

جدول ۵. برآورد رابطه شکاف تولید و بیکاری

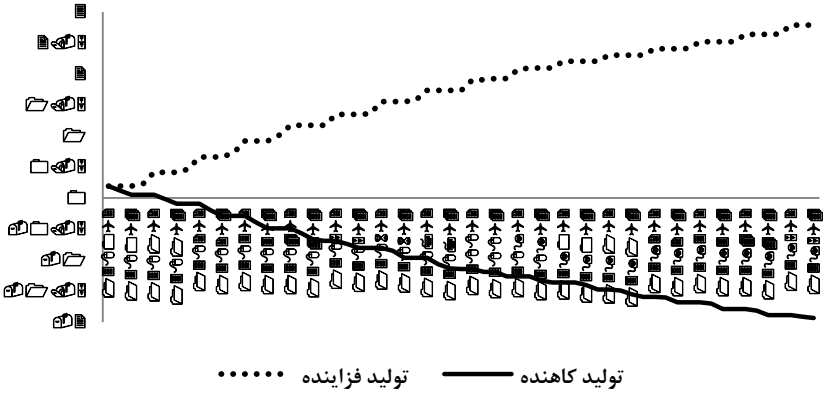
			تولید کل	
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
عرض از مبدا	**۰/۱۱۶**	**۰/۰۰۱**	**۷۱/۵۷**	**۰/۰۰**
شکاف تولید	**-۰/۰۱۸**	**۰/۰۲۴**	**-۰/۷۶۱**	**۰/۴۴۹**
			تولید غیرنفتی	
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
عرض از مبدا	**۰/۱۱۶**	**۰/۰۰۱**	**۷۱/۵۷**	**۰/۰۰**
شکاف تولید	**-۰/۰۲۳**	**۰/۰۲۳**	**-۱/۰۲۹**	**۰/۳۰۸**

منبع. برآورد تحقیق

[1] Hodrick-Prescott

الگوی انتخابی بر اساس معادله (۹) امکان وجود ناتقارنی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را محتمل در نظر می‌گیرد. در سناریو تولید کل، الگوی انتخابی NARDL(2,0,3) است و در سناریو تولید غیرنفتی الگوی انتخابی NARDL(4,7,8) می‌باشد. به منظور خلاصه شدن جدول از ضرایب کوتاه‌مدت تمامی وقفه‌ها خودداری شده است اما کوشش شده است تا وقفه‌های اثرگذار مشخص گردند. در جدول ۶ تا ۹ خلاصه‌ای از نتیجه برآورد الگوهای فوق گزارش شده است.

نمودار۳. سری‌زمانی فصلی تجزیه تولید غیرنفتی



جدول ۶. برآورد الگوی NARDL تولید و بیکاری

سناریو تولید ناخالص داخلی (کل)				
متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
u(-1)	۰/۵۷۹	۰/۱۰۲	۵/۶۲۹	۰/۰۰۰
u(-2)	۰/۱۸۴	۰/۰۹۶	۱/۹۰۸	۰/۰۶۲
yn	-۰/۰۳۶	۰/۰۲۲	-۱/۶۵۱	۰/۱۰۴
yp	۰/۰۰۸	۰/۰۱۹	۰/۴۴۶	۰/۶۵۷
yp(-1)	۰/۰۰۷	۰/۰۱۸	۰/۴۲۲	۰/۶۷۳
yp(-2)	۰/۰۲۰	۰/۰۲۲	۰/۹۰۷	۰/۳۶۸
yp(-3)	-۰/۰۶۲	۰/۰۱۸	-۳/۳۳۵	۰/۰۰۱

dum	۰/۰۲۱	۰/۰۰۴	۵/۴۶۰	۰/۰۰۰
c	۰/۶۸۸	۰/۴۲۱	۱/۶۳۷	۰/۱۰۷

منبع. برآورد تحقیق

تعریف علامت‌ها در جداول: u نرخ بیکاری، yp تجزیه مثبت لگاریتم تولید ناخالص داخلی، yn تجزیه منفی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، nyp تجزیه مثبت لگاریتم تولید غیرنفتی، nyn تجزیه منفی لگاریتم تولید غیرنفتی، c عرض از مبدا، Lyp اثر بلندمدت تجزیه مثبت تولید کل بر بیکاری،Lyn اثر بلندمدت تجزیه منفی تولید کل بر بیکاری Lnyp اثر بلندمدت تجزیه مثبت تولید غیرنفتی بر بیکاری،Lnyn اثر بلندمدت تجزیه منفی تولید غیرنفتی بر بیکاری ، λ ضریب تصحیح خطا در الگوی هم‌انباشتگی، dum متغیر موهومی یا مجازی می‌باشد.

جدول۷. تصحیح خطا و ضرایب بلندمدت جدول ۶

سناریو تولید ناخالص داخلی (کل)

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
du(-1)	-۰/۱۸۴	۰/۰۹۶	-۱/۹۰۸	۰/۰۶۲
dyn	-۰/۰۳۶	۰/۰۲۲	-۱/۶۵۱	۰/۱۰۴
dyp	۰/۰۰۸	۰/۰۱۹	۰/۴۴۶	۰/۶۵۷
dyp(-1)	-۰/۰۲۰	۰/۰۲۲	-۰/۹۰۷	۰/۳۶۸
dyp(-2)	۰/۰۶۲	۰/۰۱۸	۳/۳۳۵	۰/۰۰۱
λ	-۰/۲۳۵	۰/۰۸۵	-۲/۷۴۹	۰/۰۰۸
L_{yn}	*-۰/۱۵۵*	*۰/۱۲۱*	*-۱/۲۷۹*	*۰/۲۰۶*
L_{yp}	*-۰/۱۰۸*	*۰/۰۸۹*	*-۱/۲۰۴*	*۰/۲۳۴*
dum	۰/۰۹۳	۰/۰۳۹	۲/۳۳۲	۰/۰۲۳
c	۲/۹۲۸	۲/۲۷۶	۱/۲۸۶	۰/۲۰۴

منبع. برآورد تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود، در سناریو تولید کل، رابطه معنادار بلندمدتی بین تولید و بیکاری شکل نگرفته است. تنها در کوتاه‌مدت، تجزیه مثبت تولید در وقفه سوم می‌تواند اثر اندکی بر کاهش بیکاری داشته باشد. بنابراین چه در وضعیت متقارن و چه در وضعیت نامتقارن رابطه معنی‌داری بین تولید کل و بیکاری یافت نشد.

جدول ۸. برآورد الگوی NARDL تولید و بیکاری

سناریو تولید غیرنفتی				
متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
u(-1)	۰/۲۳۵	۰/۱۴۵	۱/۶۱۵	۰/۱۱۶
u(-2)	۰/۱۶۳	۰/۱۴۴	۱/۱۳۵	۰/۲۶۴
u(-3)	-۰/۱۴۴	۰/۱۲۹	-۱/۱۰۹	۰/۲۷۵
u(-4)	۰/۲۱۴	۰/۱۳۰	۱/۶۴۶	۰/۱۰۹
nyn	-۰/۰۰۷	۰/۰۵۰	-۰/۱۵۴	۰/۸۷۸
nyn(-1)	۰/۰۳۲۹	۰/۰۵۴	۰/۶۰۵	۰/۵۴۹
nyn(-5)	-۰/۰۹۷	۰/۰۵۶	-۱/۷۲۱	۰/۰۹۴
nyn(-6)	-۰/۱۳۷	۰/۰۵۶	-۲/۴۰۵	۰/۰۲۲
nyn(-7)	۰/۰۷۲	۰/۰۴۶	۱/۵۴۹	۰/۱۳۱
nyp	۰/۰۹۶	۰/۰۶۳	۱/۱۵۱	۰/۱۳۸
nyp(-2)	-۰/۱۵۱	۰/۰۶۸	-۲/۲۲۵	۰/۰۳۳
nyp(-6)	۰/۱۹۹	۰/۰۶۵	۳/۰۴۹	۰/۰۰۴
nyp(-8)	-۰/۱۹۴	۰/۰۶۶	-۲/۹۳۰	۰/۰۰۶
dum	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳	۳/۳۷۴	۰/۰۰۲
c	۱/۷۲۰	۰/۶۳۶	۲/۷۰۲	۰/۰۱۰

منبع. برآورد تحقیق

در سناریو تولید غیرنفتی، در کوتاه‌مدت هر دو سویه مثبت و منفی تولید می‌توانند اثر معنی‌داری بر بیکاری داشته باشند. به نحوی که سویه مثبت تولید در وقفه-

های ۲ و ۸ اثر کاهنده بر بیکاری دارد. سویه منفی تولید نیز در وقفه‌های ۵ و ۶ موجب افزایش بیکاری می‌گردد.

جدول ۹. تصحیح خطا و ضرایب بلندمدت جدول ۸

سناریو تولید ناخالص داخلی (کل)				
متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
du(-1)	-۰/۲۳۳	۰/۱۶۹	-۱/۳۷۷	۰/۱۷۸
du(-3)	-۰/۲۱۴	۰/۱۳۰	-۱/۶۴۶	۰/۱۰۹
dnyn	-۰/۰۰۷	۰/۰۵۰	-۰/۱۵۴	۰/۸۷۸
dnyn(-1)	-۰/۰۴۱	۰/۰۵۵	-۰/۷۵۱	۰/۴۵۷
dnyn(-4)	۰/۰۹۷	۰/۰۵۶	۱/۷۲۱	۰/۰۹۴
dnyn(-5)	۰/۱۳۷	۰/۰۵۶	۲/۴۰۵	۰/۰۲۲
dnyp	۰/۰۹۶	۰/۰۶۳	۱/۵۱۸	۰/۱۳۸
dnyp(-1)	-۰/۱۵۱	۰/۰۶۸	۱/۵۱۸	۰/۱۳۸
dnyp(-5)	-۰/۱۹۹	۰/۰۶۵	-۳/۰۴۹	۰/۰۰۴
dnyp(-7)	-۰/۱۹۴	۰/۰۶۶	-۲/۹۳۰	۰/۰۰۶
λ	-۰/۵۳۰	۰/۱۶۱	-۳/۲۸۱	۰/۰۰۲
L_{nyn}	*-۰/۲۸۵*	*۰/۱۴۱*	*-۲/۰۱۴*	*۰/۰۵۲*
L_{nyp}	*-۰/۲۱۰*	*۰/۱۰۹*	*-۱/۹۲۶*	*۰/۰۶۳*
dum	۰/۰۱۹	۰/۰۰۶	۳/۱۳۹	۰/۰۰۳
c	۳/۲۴۳	۱/۵۶۹	۲/۰۶۷	۰/۰۴۶

منبع. برآورد تحقیق

در بلندمدت نیز در سطح خطای ۱۰ درصد، هر دو سویه منفی و مثبت تولید غیرمنفی اثر معنی‌داری بر بیکاری دارند. به این ترتیب، مطابق با (شین و *دیگران*، ۲۰۱۴) مشخص شده است که با تجزیه تولید می‌توان رابطه بلندمدت و نامتقارن بین تولید و بیکاری را مشخص نمود. اما نکته مهمی که می‌باید به آن پرداخته شود، تفاوت اندازه ضرایب بلندمدت تجزیه‌های مثبت و منفی است. هرچند اثر تولید غیرنفتی بر بیکاری در هر دو سمت معنادار است ولی اندازه این اثر لزوما یکسان نیست و همچنان فرض وجود رابطه نامتقارن برقرار است. چنانچه ضرایب مربوط به تجزیه مثبت و منفی

با یکدیگر برابر باشند ($\theta^+ = \theta^-$) اثر تولید بر بیکاری متقارن خواهد بود و در غیر این‌صورت، می‌توان اثر تولید را بر بیکاری نامتقارن در نظر گرفت. برای تشخیص این موضوع از آزمون والد استفاده شده است. نتیجه این آزمون در جدول (۱۰) خلاصه شده است.

جدول ۱۰. آزمون $L_{nyn} > L_{nyp}$

P-value	آمار آزمون
۰.۰۰۳	۲/۸۰

منبع. برآورد تحقیق

نتیجه آزمون فرضیه صفر مبنی بر برابری دو ضریب را در سطح خطای ۱ درصد رد می‌نماید و بر اساس آن می‌توان پذیرفت که سویه منفی تولید غیرنفتی اثر بزرگتری بر بیکاری دارد. یعنی برای مثال اگر تولید غیرنفتی در سالی کاهش و در سال بعد افزایش یابد به نحوی که بعد از دو سال سطح تولید ثابت باقی بماند، با حفظ سایر شرایط می‌توان انتظار داشت که نرخ بیکاری افزایش خواهد یافت. چراکه کاهش تولید اثر بیشتری بر نرخ بیکاری دارد. این امر «ریسک احیای اقتصاد همراه با کم شغلی» در اقتصاد ایران را گوشزد می‌نماید.

به منظور اطمینان از امکان وجود رابطه بلندمدت و وجود تصریح مناسب بین متغیرها، آزمون کرانه‌ها[1] انجام و نتایج آن در جدول (۱۱) خلاصه شده است. بر این اساس فرض عدم وجود رابطه بلندمدت بین تجزیه‌های تولید غیرنفتی و بیکاری در سطح خطای ۱ درصد نیز رد می‌گردد.

جدول ۱۱. آزمون کرانه‌ها

آماره آزمون	کرانه دو	کرانه یک	سطح خطا
۱۲/۷۳	۶/۳۶	۵/۱۵	۱ درصد

[1] Bounds Test

۵ درصد	۳/۷۹	۴/۸۵
۱۰ درصد	۳/۱۷	۴/۱۴

منبع: برآورد تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی اثر نامتقارن تولید بر بیکاری در اقتصاد ایران بوده است. به این منظور از داده‌های نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی ایران بصورت فصلی از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. در برازش خطی داده‌ها مشخص شد که تولید کل و تولید غیرنفتی اثر معناداری بر نرخ بیکاری ندارد. دلیلی که (شین و *دیگران*، ۲۰۱۴) برای این موضوع ذکر کرده‌اند این است که افزایش و کاهش تولید به شکل یکسان بر بیکاری اثر نگذاشته و بنابراین رابطه خطی بین تولید و بیکاری نمی‌تواند برقرار باشد.

در گام بعدی با اتخاذ روش NARDL اثر تولید بر نرخ بیکاری به شکل غیرخطی برآورد شده است. بر اساس نتایج بدست آمده تولید کل همچنان نمی‌تواند تغییرات بیکاری را توضیح دهد. اما در سناریو تولید غیرنفتی، رابطه معنادار و نامتقارن بین تولید و نرخ بیکاری مشاهده شده است. به نحوی که کاهش تولیدغیرنفتی اثر بزرگتری نسبت به افزایش تولید غیرنفتی دارد. بر اساس محاسبات با کاهش ۱۰ درصدی تولید غیرنفتی نرخ بیکاری ۲/۸ درصد بیشتر می‌شود ولی با افزایش ۱۰ درصدی تولید غیرنفتی، نرخ بیکاری ۲/۱درصد کمتر می‌گردد. این اختلاف به کمک آزمون والد مورد بررسی قرار گرفت و فرضیه برابری دو ضریب رد شد. به این ترتیب در سطح خطای ۱ درصد می‌توان اظهار داشت که اگر تولید A واحد کاهش یابد و موجب شکل گیری u واحد بیکاری گردد، افزایش A واحد تولید نمی‌تواند u واحد اشتغال ایجاد نماید و به این ترتیب احیای اقتصاد با مسئله کم شغلی مواجه خواهد بود. فرض وجود چنین رابطه بلندمدتی در آزمون کرانه‌ها رد نگردید. یعنی شاید اقتصاد ایران که

دچار رکود بوده است به شرایط تولیدی قبل از رکود بازگردد، ولی نتواند به اندازه شغل-های از دست رفته، شغل جدید ایجاد نماید. این نتیجه‌گیری نمایانگر وجود بالقوه این ریسک در اقتصاد ایران بوده و لازم است مورد توجه مسئولان اقتصادی کشور قرار گیرد.

همچنین لازم به توضیح است که تمامی نتایج حاصل شده در این مقاله بر اساس روندهای رخ داده از سال ۱۳۸۰ بر اساس شرایط موجود اقتصاد ایران بدست آمده است. این یافته‌ها میانگینی از رابطه تولید و بیکاری را طی این سال‌ها و با توجه به آن شرایط بدست می‌دهد. ممکن است در سال‌های آتی چارچوب‌های این رابطه با تغییراتی همراه باشد. چراکه پیش از ملاک قرار دادن اندازه تولید به عنوان متغیر اصلی اثرگذار بر نرخ بیکاری می‌باید در نظر داشت که عوامل متعددی نظیر ترکیب نهاده‌ها در تولید، ساختار جمعیتی، حداقل دستمزد، نرخ بهره و نرخ بهره‌وری می‌تواند در رابطه بین تولید و بیکاری اثرگذار باشد.

فهرست منابع

Attfield CLF & Silverstone B (1998). Okun’s law, cointegration and gap variables. *Journal of Macroeconomic*, 20, 625-637.

Ball, L., Leigh, D., & Loungani, P. (2013). Okun’s law: fit at fifty, *NBER Working Paper No. 18668. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.*

Beaton, K. (2010). Time variation in Okun’s law: A Canada and U.S. comparison, *Bank of Canada, Working paper 2010–7.*

Blanchard O, Summers L. (1987). Hysteresis and the European unemployment problem, *Working Paper No. 1950, NBER, Cambridge.*

Dadgar, Y., Nazari, R. & Fahimifar, F. (2015), Discussion on Okun’s law in Iran: Particular emphasis on population structure, *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi), 49,927-959.* [In Persian]

Gordon, R. J. (2010). Okun's Law and Productivity Innovations, *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100(2), 11-15.

Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden cointegration, *Department of Economics. San Diego: University of California Discussion paper 2002–02.*

Hutengs, O., & Stadtmann, G. (2013). Age effects in Okun's law within the Eurozone, *Applied Economics Letters*, 20, 821–825.

Knotek, E. (2007). How useful is Okun's law?, *Economic Review*, Q IV, 73-103.

Kourtroulis, A., Panagopoulos, Y. & Tsouma, E. (2016). Asymmetry in response of unemployment to output changes in Greece: Evidence from hidden co-integration, *The Journal of Economic Asymmetries*, 13, 81-88.

Lang D, & de Peretti, C. (2009). A strong hysteretic model for Okun's law: theory and preliminary Investigation, *International Review Applied Economics*, 23, 445–462.

Mankiw, N. Gregory (2014). *Principles of macroeconomic*, 7th Ed, Worth Publishers.

Okun, Arthur M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance, *In Proceeding of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 98–103. Washington: American Statistical Association.*

Palombi, S., Perman, R., & Tavéra, C. (2015). Regional growth and unemployment in the medium run: asymmetric cointegrated Okun's law for UK regions, *Applied Economics*, 47, 6228–6238.

Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level, Relationships, *Journal of Applied Economics*, 16, 289–326.

Plosser, C. & Schwert, W. (1979). Potential gap: its measurement and significance. A dissenting opinion, *Journal of Monetary Economics*, 10, 179-186.

Razavi, M. & Moshrefi, R. (2004), Dynamic analysis of labor employment behavior in Iran, *Economic Research,* 18, 1-37. [In Persian]

Schorderet, Y. (2003). Revisiting Okun's law: a hysteretic perspective, *San Diego: Department of Economics, University of California. 2001–2013.*

Shahbazi, K. & Talebi, Z. (2012), Production, unemployment and Okun's law in Iran, *Quantitative Economics*, 9, 19-35. [In Persian]

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M.J. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework, *In William C. Horrace and Robin C. Sickles (Eds.), Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications,* pp. 281-314. New York (NY): Springer Science & Business Media.