فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال دهم، شماره ۳ «پیاپی ۳۵» پاییز ۱۳۹۵، صفحات ٤٥-۲۳)

بررسی فرضیه تغییرناپذیری بیکاری در استان‌های ایران

حسن دلیری*

تاریخ دریافت: ۹٤/۱۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۷/۱۹

چکیده

هدف مقاله بررسی ارتباط اثرات نرخ مشارکت اقتصادی بر نرخ بیکاری در استان‌های ایران و آزمون «فرضیه تغییرناپذیری بیکاری» است. برای این منظور از داده‌های فصل اول ۱۳۸٤ تا فصل سوم ۱۳۹٤ و روش‌های مختلف تک معادله‌ای، سیستم معادله و داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد در اغلب استان‌ها و همچنین در متوسط کشور، فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری به واسطه شوک‌های کوتاه‌مدت در نرخ مشارکت اقتصادی برقرار می‌باشد؛ از این‌رو، برای کاهش نرخ بیکاری بلندمدت باید در عرصه سیاست‌گذاری در ساختار اقتصاد کلان و در بخش تقاضای نیروی کار، تغییراتی ایجاد شود. گفتنی است تغییرات عرضه نیروی کار، تنها اثرات کوتاه‌مدت در کنترل بیکاری دارند.

طبقه‌بندی JEL: J40, E24, J21

واژگان کلیدی: بیکاری، مشارکت اقتصادی، خودرگرسیون برداری پانل دیتا، فرضیه تغییرناپذیری بیکاری.

*استادیار اقتصاد دانشگاه گلستان، گرگان، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: h.daliri@gu.ac.ir

۱. مقدمه

بیکاری یکی از مهم‌ترین معضلات کنونی اقتصاد ایران است و با توجه به ساختار جمعیتی که ایران با آن روبروست، نیاز است تا سیاست‌گذاری‌هایی برای کاهش نرخ بیکاری در بلندمدت انجام شود. بسیاری از سیاست‌های اجتماعی کوتاه‌مدت برای مدیریت عرضه اشتغال در کشور، با توجه به مبانی نظری اقتصاد کلان، نمی‌تواند در بلندمدت تاثیری در کاهش نرخ بیکاری داشته باشد. مطالعات تجربی نشان می‌دهد که این فرضیه ° عدم تاثیر متغیرهای عرضه نیروی کار بر نرخ بلندمدت بیکاری – در بسیاری از کشورها پذیرفته نشده است. اما در این مقاله به بررسی این فرضیه در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. بسیاری از سیاست‌های کوتاه‌مدت در جوامع مختلف برای مدیریت بیکاری، به مدیریت طرف عرضه اشتغال خلاصه می‌شود؛ به گونه‌ای که تلاش می‌شود با تغییرات اجتماعی و اقتصادی در ساختار جامعه، نرخ رشد مشارکت اقتصادی کاهش یافته و از این طریق، نرخ بیکاری برای سال‌های آتی مدیریت شود. اما نظریه تغییرناپذیری نرخ بیکاری[1] اذعان دارد که این تصمیم نمی‌تواند تاثیری در نرخ بیکاری بلندمدت جامعه داشته باشد. در این مقاله برقراری این نظریه در اقتصاد ایران آزمون می‌شود.

بررسی‌های اولیه از روند متغیرهای بازار کار ایران در دهه اخیر، نشان از تغییرات اساسی در عرضه نیروی کار (کاهش نرخ مشارکت اقتصادی و افزایش جمعیت غیرفعال) داشته و این تغییرات تا اندازه زیادی توانسته است، سبب ثبات ° نسبی ° نرخ بیکاری در کشور شود. حال آنکه در صورت تایید نظریه تغییرناپذیری نرخ بیکاری در اقتصاد ایران، به این نتیجه خواهیم رسید که مدیریت عرضه نیروی کار به شیوه کنونی قادر به کاهش نرخ بیکاری بلندمدت در کشور نیست، در این صورت سیاست‌گذاران اقتصادی باید به دنبال تقویت بخش تقاضای نیروی کار به عنوان عامل موثر در نرخ بیکاری باشند؛ از این رو، در این پژوهش به دنبال پاسخ به این سوال خواهیم بود که آیا نرخ بیکاری بلندمدت مستقل از تغییرات نرخ مشارکت اقتصادی است؟ در ادامه، نخست، ادبیات تحقیق بیان می‌شود؛ بخش دوم، مروری مختصر بر پیشینه پژوهش و بخش سوم به بیان روش پژوهش خواهد پرداخت؛ بخش چهارم با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، شواهد اولیه آماری را مورد بررسی قرار داده است؛ در بخش پنجم با

[1] Unemployment Invariance Hypothesis

استفاده از روش‌های متداول اقتصادسنجی، فرضیه تغییرناپذیری بیکاری در تمامی استان‌های ایران مورد آزمون قرار خواهد گرفت؛ بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص دارد.

۲. مروری بر ادبیات

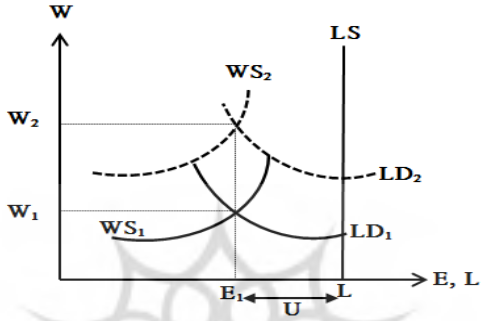
مطالعات انجام شده در زمینه ارتباط بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی نشانگر نتایج متفاوتی در مورد تایید یا رد فرضیه تغییرناپذیری بیکاری[۱] است. اما نیاز است برای آزمون این فرضیه، ابتدا مفهوم آن بیان شود. این فرضیه بیان می‌کند که نرخ بیکاری در بلندمدت مستقل از اندازه نیروی‌کار، ذخیره سرمایه و بهره‌وری نیروی کار خواهد بود (لیارد و دیگران[۲]، ۱۹۹۱). به منظور آزمون این نظریه، اوسترهولم[۳] (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در سوئد پرداخت. وی ارتباط محکمی بین این دو متغیر در بلندمدت یافت که منجر به تشکیک در شواهد تجربی در زمینه فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری می‌شود. همچنین نتایج مشابهی توسط امرسون[۴] (۲۰۱۱) در ایالات متحده امریکا و لیو[۵] (۲۰۱٤) در ژاپن به دست آمد.

مفهوم فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری در نمودار (۱) نمایش داده شده است. در این نمودار منحنی تقاضای کل نیروی کار LD، منحنی دستمزد WS و منحنی عرضه نیروی کار LS نمایش داده شده است[٦]. تقاطع منحنی دستمزد WS_1 و منحنی تقاضای نیروی کار LD_1 نشانگر سطح اشتغال تعادلی اولیه E_1 و سطح دستمزد تعادلی W_1 می‌باشد. شکاف بین اشتغال و عرضه نیروی کار LS در سطح دستمزد تعادلی W_1 می‌تواند نشان‌دهنده نرخ بیکاری در سطح تعادل باشد، U در حالت وقوع تغییر مثبت در انباشت سرمایه و یا انتقال تکنولوژی، تقاضای نیروی کار به سمت راست منتقل خواهد شد LD_2 در بلندمدت و براساس فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری، منحنی دستمزد به سمت بالا منتقل شده و بنابراین نرخ بیکاری بدون تغییر باقی خواهند ماند. به صورت

---

[1] Unemployment Invariance Hypothesis
[2] Layard et al.
[3] O¨sterholm
[4] Emerson
[5] Liu
[٦] با توجه به ساختار مدل حاضر، می‌توان بیان نمود که منحنی WS نشان‌دهنده عرضه کوتاه‌مدت و منحنی LS بیان‌کننده عرضه بلندمدت نیروی کار می‌باشد که اولی ارتباط مستقیم با دستمزد داشته و دومی به شرایط اقتصادی اجتماعی مرتبط است.

مشابه، اگر منحنی عرضه نیروی‌کار LS به دلیل رشد جمعیت به سمت بالا منتقل شود، منحنی دستمزد می‌تواند سرانجام به سمت بالا انتقال یابد؛ بنابراین نرخ بیکاری بدون هیچ تغییری باقی خواهند ماند[۱] (لیارد و دیگران، ۱۹۹۱؛ کاراناسو و اسنور[۲]، ۲۰۰٤).



نمودار ۱. فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری

لیارد (۱۹۹۱) استدلال می‌کند که وقوع شوک پایدار در عرضه نیروی کار و یا انباشت سرمایه و در عامل بهره‌وری سبب خواهد شد تا تغییرات جبرانی[۳] در تقاضای نیروی کار، منحنی دستمزد (یا عرضه نیروی کار) رخ داده و در نتیجه سبب شود تا نرخ بیکاری در نقطه تعادلی بلندمدت خود ثابت باقی بماند. بنابراین از نظر سیاست‌گذاری، سیاست‌هایی که حجم نیروی کار را کاهش می‌دهد و یا انباشت سرمایه را تحریک می‌کند، هیچ تاثیری بر نرخ بیکاری بلندمدت نخواهند داشت. فرضیه تغییرناپذیری نیروی کار به صورت تجربی در کارهای راسورن[٤] (۱۹۹۹) نیز تایید شده است. کاراناسو و اسنور (۲۰۰٤) استدلال می‌کنند که فرضیه تغییرناپذیری بیکاری دلالت بر آن دارد که روند نرخ بیکاری در بلندمدت به صورت کامل توسط مکانیزم تعادلی در بازار کار ایجاد می‌شود. آنها نشان می‌دهند که نه تنها در

---

[۱] دستمزد نیروی کار همزمان با عرضه نیروی کار در بازار کار تسویه می‌شود. اگر بازار کار به دلایلی همچون اتحادیه‌های کارگری و یا سایر موارد موثر، تسویه نشود، منحنی دستمزد به سمت بالا و بیرون حرکت خواهد کرد.

[2] Karanassou and Snower

[3] Counter-veiling Shifts

[4] Rowthorn

بازارکار، بلکه در تمامی بازارها برهم کنش‌های این چنینی سبب خلق مکانیزم تعادلی خواهد شد. بنابراین برای سیاست‌گذاری پیشنهاد می‌کنند که افزایش در مسیر رشد سرمایه و یا جمعیت نیروی کار موثر، ممکن است بر نرخ بیکاری بلندمدت تاثیر داشته باشد. نکته مهم در فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری آن است که نرخ بیکاری بلندمدت با عرضه نیروی کار و یا انباشت سرمایه تعیین نمی‌شود (کاراناسو و اسنور، ۲۰۰٤). بنابراین با تغییرات در انباشت سرمایه یا تحقیق و توسعه و یا با سیاست‌هایی که موجب کاهش اندازه جمعیت شاغل می‌شود، نمی‌توان بیکاری بلندمدت را کاهش داد (کاناپاسی و باهاروم[1]، ۲۰۱۳)[2].

در این مقاله سعی می‌شود این رابطه بررسی شود که آیا نرخ مشارکت اقتصادی دارای اثر بلندمدتی بر نرخ بیکاری است یا خیر؟ براساس فرضیه تغییرناپذیری بلندمدت بیکاری، پاسخ این سوال باید منفی باشد و نباید تغییرات نرخ مشارکت اقتصادی تاثیری در نرخ بیکاری بلندمدت داشته باشد.

۳. پیشینه پژوهش

تانسل[3] و همکاران (۲۰۱۵) ارتباط بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در ترکیه را با توجه به دسته‌های سنی مختلف و همچنین جنسیت، مورد آزمون قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد ارتباط بلندمدتی بین نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری در ترکیه وجود ندارد.

لیو (۲۰۱٤) ارتباط هم انباشتگی بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی را در استان‌های کشور ژاپن مورد آزمون قرار داد و به این نتیجه رسید که نمی‌توان عدم وجود بردار هم‌انباشتگی را در استان‌های کانتو شمالی، هوکاریکو و کیوسیو[4] رد کرد. علاوه بر این، بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی با روش ارائه شده توس وسترلند

---

[1] Kanapathy and Baharom

[2] برای مطالعه بیشتر در مورد مبانی نظری فرضیه تغییرناپذیری بیکاری می‌توان به منابع زیر مراجعه نمود:

Layard, Richard, Stephen Nickell, and Richard Jackman (1991). Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market, Oxford: Oxford University Press; Nickell, Stephen (1995). Wages, Unemployment and Population Change, in Aspects of Labour Market Behavior, ed. by L. Christophides, E.K. Grant, and R. Swindinsky, Toronto: University of Toronto Press.

[3] Tansel

[4] Northern-Kanto, Hokuriku and Kyusyu

(۲۰۰٦) نشان‌دهنده وجود ارتباط بلندمدت بین این دو متغیر می‌باشد که این نتیجه همراستا با فرضیه تغییرناپذیری بیکاری نیست.

یلدریم[1] (۲۰۱٤) به بررسی ارتباط بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در ترکیه بین دو دسته زنان با تحصیلات عالیه و زنان با تحصیلات سطوح پایین، با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی پرداخت. نتایج نشان داد ارتباط بلندمدت بین نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری در زنان با تحصیلات عالیه وجود داشته است؛ حال آنکه این ارتباط برای زنان با تحصیلات سطوح پایین برقرار نیست. علاوه براین، شواهد مربوط به بررسی اثرات علّی نشان‌دهنده آن است که اثر علّی از نرخ بیکاری به سمت نرخ مشارکت اقتصادی وجود دارد؛ اما اثر برعکس، قابل تایید نیست.

اوسترهولم[2] (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در سوئد پرداخت. نتایج بررسی این ارتباط با روش هم انباشتگی نشان داد که ارتباط بلندمدت قوی بین دو متغیر وجود دارد. بنابراین از نظر وی، یافته تجربی حاضر می‌تواند فرضیه تغییرناپذیری بیکاری را زیر سوال ببرد.

جدول زیر نشان‌دهنده خلاصه‌ای از مطالعات صورت گرفته در این حوزه می‌باشد، با توجه به جدول، اغلب مطالعات برای بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی از مدل‌های هم‌انباشتگی، مدل‌های تصحح خطا، مدل‌های خودرگرسیون برداری استفاده کرده‌اند که با توجه به ساختار اقتصادسنجی داده‌ها، می‌توان از هر یک از مدل‌های فوق برای آزمون فرضیه تغییرناپذیری نیروی کار بهره برد.

جدول ۱. خلاصه مطالعات در مورد ارتباط نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی

مطالعه	مکان مورد بررسی	نتیجه	روش
تانسل و همکاران (۲۰۱۵)	ترکیه، جنسیت مختلف		VAR; VEC
لیو (۲۰۱٤)	ژاپن، بین استانی	*	هم انباشتگی
یلدریم (۲۰۱٤)	ترکیه، زنان با تحصیلات مختلف	*	

[1] Yildirim
[2] Österholm

مطالعه	مکان مورد بررسی	نتیجه	روش
لیو (۲۰۱۲)	چین، داده‌های خرد		لوجیت
امرسون (۲۰۱۱)	امریکا	*	هم انباشتگی
اوسترهولم (۲۰۱۰)	سوئد	*	هم انباشتگی

منبع: گردآوری محقق

٤. روش تحقیق

در این مقاله به دنبال شناسایی وجود اثرات بلندمدت بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در استان‌های ایران در دوره زمانی از فصل اول ۱۳۸٤ تا فصل سوم ۱۳۹٤ خواهیم بود. داده‌های خام آماری برای استان‌های ایران برگرفته از آمارنامه نیروی کار در سال‌های مختلف می‌باشد[1]. برای بررسی ارتباط بین دو متغیر مورد بحث می‌توان از روش‌های مختلف اقتصادسنجی بهره جست.

در اغلب مطالعات انجام شده برای بررسی ارتباط بلندمدت بین این دو متغیر، از آزمون‌های هم‌انباشتگی بهره‌برداری شده است؛ اما استفاده از این روش مستلزم وجود شرایط خاصی از جمله نامانایی از درجه همسان بین متغیرهای مختلف است. از آنجا که بررسی اولیه نشان می‌دهد که در بخش‌هایی از مقاطع، این شرایط وجود ندارد؛ بنابراین برای بررسی وجود ارتباط، از روش‌های اثرات متقابل در قالب روش‌های خودرگرسیون‌برداری و روش‌های تصحیح خطا و برآوردهای هم‌انباشتگی استفاده خواهد شد. البته استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری در مطالعات مشابه خارجی نیز انجام شده است که می‌توان به مطالعات ناسل و همکاران (۲۰۱۵) اشاره نمود.

۵. شواهد آماری

این بخش به صورت خلاصه به بررسی رفتار متغیرهای نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در اقتصاد ایران می‌پردازد. نمودار (۲) نشان‌دهنده روند نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی از

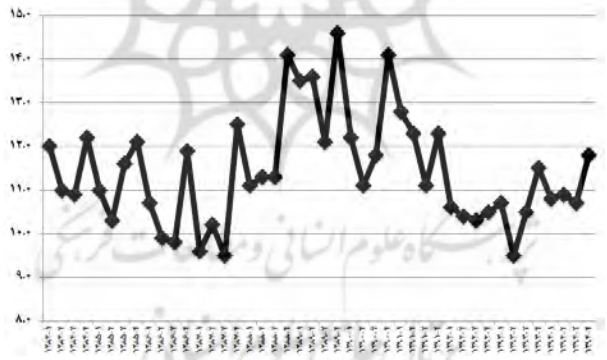
[1] لازم به توضیح است که آمارهای پژوهش حاضر برگرفته از طرح‌های آمارگیری نیروی کار (سایت مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران www.amar.org.ir) می‌باشد. محققان می‌توانند از طریق مکاتبه با نویسنده، داده‌های خام را به دست آورند.

فصل اول سال ۱۳۸٤ تا فصل چهارم سال ۱۳۹٤ می‌باشد. با توجه به نمودار حاضر و جدول (۲) و همچنین پیوست‌های (۱) و (۲) در زمینه نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در استان‌های ایران، می‌توان نتایجی را استنباط نمود. بررسی تغییرات نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری در ایران نشان می‌دهد که این متغیرها در فصول مختلف بسیار تغییرپذیرند و این نشان از ماهیت اشتغال کوتاه مدت و فصلی در بازار کار ایران دارد. همچنین تعاریف پایه‌ای آماری برای بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در این بخش باید مورد توجه قرار گیرد تا بتوان برداشت کاملی از نرخ‌های بیکاری و مشارکت اقتصادی داشت[۱]. به عبارت دیگر باید توجه داشت که متغیر نرخ بیکاری به تنهایی بیانگر ساختار بیکاری در بازار کار ایران نیست؛ زیرا این نرخ تنها تحولات جمعیت فعال را نمایندگی می‌کند؛ بدین معنا که نشان می‌دهد از تعداد افراد در سن کاری که جویای کار هستند (جمعیت فعال) چه سهمی شاغل و چه سهمی بیکارند. بنابراین نرخ بیکاری، از تحولات جمعیتی افرادی که در سن کار قرار داشته و تصمیم به ورود به بازار کار نگرفته‌اند (جمعیت غیرفعال) اطلاعاتی در اختیار نمی‌گذارد (نیلی، ۱۳۹٤: ۱۳۹). در سال‌های اخیر تعداد زیادی از نیروی کار فعال (که درصد زیادی از آنان را زنان تشکیل می‌دادند) به واسطه عدم دستیابی به شغل، در بخش زنان خانه‌دار و یا محصلان قرار گرفته و سبب تغییرات اساسی در پتانسیل‌های نهفته بازار کار و نرخ بیکاری کشور شده‌اند. بر همین اساس، شاهد تغییر اساسی و بعضاً دور از پیش‌بینی در ساختار بازار کار ایران هستیم.

با توجه به ساختار جمعیتی کشور، پیش‌بینی می‌شد که در دوره ۱۳۹۵-۱۳۸٤ شاهد افزایش نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ جمعیت فعال به واسطه وارد شدن حجم جمعیتی دهه ٦۰ به بازار کار باشیم؛ اما آمارها نشان داد که این واقعیت رخ نداده است و نه تنها در این دوره با افزایش نرخ مشارکت همراه نبوده‌ایم بلکه در سال‌هایی شاهد کاهش نرخ مشارکت و نرخ جمعیت فعال بوده‌ایم. با توجه به نمودار (۲- ب) و جدول (۲) می‌توان دریافت که در نگاه بلندمدت، نرخ مشارکت اقتصادی در ایران روندی نزولی داشته است؛ به طوری که نرخ مشارکت اقتصادی از ٤۰/٤ درصد در ۱۳۸۵ به ۳۸/۲ درصد در ۱۳۹٤ کاهش یافته است. همچنین پیوست (۱ و ۲) نشان می‌دهد که بجز استان‌های خراسان شمالی، سمنان، قزوین، کردستان، کرمانشاه، کهکیلویه و بویراحمد و هرمزگان در بقیه استان‌ها شاهد کاهش نرخ

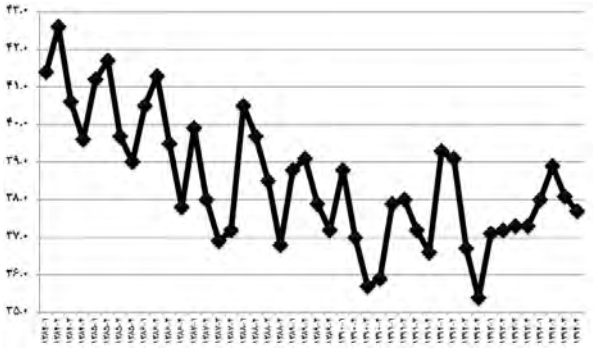
[۱] برای مطالعه بیشتر به تعارف پایه‌ای ارائه شده توسط مرکز آمار و سازمان بین‌المللی کار مراجعه شود.

مشارکت اقتصادی بوده‌ایم. حال آنکه براساس ساختار جمعیتی، باید در این دوره شاهد افزایش نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ جمعیت فعال می‌بودیم. بررسی دقیق‌تر بازار کار نشان می‌دهد تغییرات اساسی در طرف عرضه کار در کشور رخ داده و این مسئله با رشد روز افزون جمعیت غیرفعال به دلایل مختلف[1] سبب کاهش نرخ مشارکت اقتصادی و به واسطه آن تعدیل نرخ بیکاری فزاینده در بسیاری از استان‌های ایران شده است. به دلیل همین تغییرات بوده است که در نمودار (۲- الف)، برخلاف پیش‌بینی‌های اولیه مبنی بر افزایش نرخ بیکاری، شاهد ثبات نسبی نرخ بیکاری کشور در دوره ۱۳۹٤-۱۳۸٤ بوده‌ایم و این ثبات بیشتر به واسطه کاهش نرخ مشارکت اقتصادی (نمودار ۲- ب) و افزایش جمعیت غیرفعال اقتصادی در کشور رخ داده است. بنابراین می‌توان گفت ثبات - نسبی - نرخ بیکاری در اقتصاد ایران نه به واسطه رونق اقتصادی و افزایش اشتغال، بلکه به دلیل مدیریت عرضه نیروی کار، کاهش نرخ مشارکت اقتصادی و افزایش جمعیت غیرفعال در سال‌های اخیر بوده است. اما سوال این است که آیا این ثبات ° نسبی- نرخ بیکاری پایدار خواهد بود؟



نمودار (۲- الف). روند فصلی نرخ بیکاری در ایران ۱۳۹٤-۱۳۸٤

[1] نیلی (۱۳۹٤) باور دارد که چهار علت اصلی می‌تواند در تصمیم جمعیت در سن کار برای عدم ورود به بازار کار نقش داشته باشد: ۱- وجود شرایط رکودی در کشور و اثر مایوس‌کنندگی در بازار کار؛ ۲- روند نزولی دستمزد حقیقی شاغلان به عنوان سیگنالی منفی برای جمعیت در سن کار؛ ۳- تفاوت زیاد در دستمزد حقیقی بخش خصوصی و بخش دولتی؛ ٤- سرمایه‌گذاری بالای دولت برای گسترش آموزش عالی رایگان. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به نیلی (۱۳۹٤): ٤۱۱-۳۷۵.



نمودار (۲- ب). روند فصلی نرخ مشارکت اقتصادی در ایران ۱۳۹٤-۱۳۸٤

جدول ۲. روند سالانه نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در ایران

متغیر/ سال	۱۳۸۵	۱۳۸٦	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹٤
نرخ بیکاری	۱۱/۳	۱۰/۵	۱۰/٤	۱۱/۹	۱۳/۵	۱۲/۳	۱۲/۱	۱۰/٤	۱۰/٦	۱۱
نرخ مشارکت اقتصادی	٤۰/٤	۳۹/۸	۳۸	۳۸/۹	۳۸/۳	۳٦/۹	۳۷/٤	۳۷/٦	۳۷/۲	۳۸/۲

منبع: مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

٦. نتایج

برای بررسی اثرات یاد شده، ابتدا نیاز است تا متغیرهای موجود در مدل برای هر یک از مقاطع و همچنین برای داده‌های کلّی پانلی، از نظر مانایی بررسی شود. با توجه به نتایج ارائه شده در جداول (٤) و (۵)، و براساس آزمون‌های مانایی KPSS [1] و ADF-GLS [2] دو متغیر نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در استان‌های آذربایجان شرقی، اردبیل، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، سمنان، قزوین، مرکزی و هرمزگان مانا می‌باشند. این دو متغیر در استان‌های آذربایجان غربی، کرمان و همدان، مانا از درجه یک بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا خواهند شد. اما بررسی آزمون‌های هم‌انباشتگی بین این دو متغیر در استان‌های آذربایجان غربی، کرمان و همدان نشان از وجود بردار همگرایی دارد (نتایج را می‌توان در جدول (۵) مشاهده کرد). براساس مطالعات لیو (۲۰۱٤)، امرسون (۲۰۱۱) و اوسترهولم (۲۰۱۰)؛ وجود بردار هم‌انباشتگی بین این دو متغیر در استان‌های فوق را

[1] Kwiatkowski° Phillips° Schmidt° Shin
[2] Augmented Dickey° Fuller Test (ADF) with GLS

می‌توان موید ارتباط بلندمدت نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در استان‌های آذربایجان غربی، کرمان و همدان دانست. اما در این مقاله، به این روش بسنده نشده و تلاش خواهد شد تا با سایر روش‌های اقتصادسنجی نیز این ارتباط بررسی شود.

بررسی آزمون‌های مانایی تک متغیره در سایر استان‌ها نشان از وجود ریشه واحد در یکی از دو متغیر دارد. به عنوان نمونه، نرخ بیکای در کردستان و فارس مانا در درجه یک، و نرخ مشارکت اقتصادی در استانهای اصفهان، خراسان جنوبی، زنجان، سیستان و بلوچستان، قم، کهکیلویه و بویراحمد، گلستان، لرستان و یزد[1] مانا از درجه یک می‌باشد. علاوه بر این، بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی در داده‌های پانل نیز نشان از نبودن ریشه واحد در متغیرهای پانلی دارد. نتایج در جدول (۳) مشخص شده است[2].

جدول ۳. مقدار آماره آزمون‌های مانایی برای داده‌های پانل

آزمون‌ها	لوین و دیگران	ایم و دیگران	فیشر	هاریس-تزاوالیس	بریسنگ	هادری
نرخ بیکاری	*-۱۳/۲۷۱۵	*-۱٤/٦۸۷۸	*٤۱/۷۳۲۷	* -٤٤/۵۰۸۳	*-۱٤/۱٦۵۳	*۲۰/٦۵۳۸
مشارکت اقتصادی	*-۱۳/٦۲۵۸	*-۱۱/۵۰٦۱	*۲۵/۲۹۱۹	*-۲۸/۵۰۳۳	*-۷/٤٦۰۰	*۵۰/٤۲۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

** Significance at the 5% level. * Significance at the 1% level.

[1] در استان‌های فارس، کرمانشاه، گیلان و مازندران به دلیل تناقض در نتایج آزمون‌های دیکی فولر و KPSS نمی‌توان اظهارنظر قطعی در مورد درجه مانایی متغیرها انجام داد؛ از این‌رو، برای بررسی دقیق‌تر از آزمون‌های فیلپس پرون و دیکی فولر تعمیم‌یافته نیز بهره‌برداری شده و بر این اساس، در استان‌های نرخ مشارکت اقتصادی متغیری مانا در سطح و نرخ بیکاری مانا از درجه یک می‌باشد. در استان گیلان، براساس آزمون DF-GLS نرخ بیکاری در ۱۰٪ مانا بوده و براساس آزمون فیلیپس پرون در ۱٪ مانا است، بنابراین می‌توان مانایی دو متغیر در گیلان را تایید کرد. در استان مازندران نیز نرخ مشارکت اقتصادی براساس آزمون آزمون DF-GLS در ۱۰٪ و براساس آزمون فیلیپس پرون در ۵٪ مانا است؛ بنابراین می‌توان مانایی دو متغیر در مازندران را تایید کرد. در استان کرمانشاه بررسی تغییرات نرخ بیکاری نشان داد که این متغیر براساس آزمون DF-GLS نرخ بیکاری در ۱۰٪ مانا بوده و براساس آزمون فیلیپس پرون در ۱٪ مانا است؛ از آنجا که نرخ مشارکت اقتصادی این استان نیز مانا در ۱٪ می‌باشد؛ پس، می‌توان مانایی دو متغیر در کرمانشاه را تایید کرد.

[2] لازم به توضیح است، وجود استان البرز در مقاطع مورد بررسی سبب خواهد شد تا داده‌های پانلی نامتوازن شوند؛ اما از آنجا که البرز قبل از تاسیس، زیرمجموعه‌ای از تهران بوده است؛ بنابراین، متغیرهای مدل در سال‌های قبل از تاسیس استان البرز، برای استان تهران، نشان‌دهنده متوسط وزنی هر دو استان می‌باشد. برای رهایی از این مشکل سناریوهای مختلفی مورد استفاده قرار گرفت: سناریوی اول، فرض شده داده‌های قبل از تاسیس استان البرز، همسان با داده‌های استان تهران باشد که در این شرایط پانل متوازن شده و تمامی آزمون‌های مانایی پانلی قابل استفاده است؛ در سناریوی دوم، داده‌ها به صورت نامتوازن از زمان تاسیس استان البرز وارد مدل شده، در این شرایط از آزمون‌های مانایی پانلی مختص داده‌های نامتوازن استفاده شد. از آنجا که نتایج مانایی در دو سناریو تفاوتی نداشت، بنابراین جدول مربوط به سناریوی اول گزارش شده است.

جدول ٤. آزمون مانایی برای داده‌های سری زمانی هر یک از مقاطع (تک معادله)

استان	نرخ بیکاری		نرخ مشارکت اقتصادی		استان	نرخ بیکاری		نرخ مشارکت اقتصادی		استان
	DF-GLS	KPSS	DF-GLS	KPSS		DF-GLS	KPSS	DF-GLS	KPSS	
آذربایجان شرقی	−۲/٦۰۳۰**	۰/۳٥۲۰	−۲/۲۹۷۲**	۰/۷۲۱۳**	فارس	−۱/٥۳۱٤	۰/۱۷٦۳	−۳/۸۹۲۱*	۰/۱۰۱۷	
آذربایجان غربی	−۱/۱۹۹۱	۰/٥۰۰۰**	−۱/۳۲۰۸	۰/٥۰۳۸**	قزوین	−٤/٥۷۲۰*	۰/۳۳۰۳	−۲/۰۹٥۳**	۰/۲۷۱۱	
اردبیل	−٥/۱۲۲۰*	۰/۲۳۰٥	−۳/۳۸٦۲*	۰/٦۷٥۳**	قم	−٤/٥۲۷۳*	۰/۲۸٤۹	−۱/۹۰٥۷	۰/٦۷۰٦**	
اصفهان	−۳/۱٥۸٥*	۰/۲٥۲٤	−۰/۹۷۹٦	۰/۷۸۷۳*	کردستان	−۰/۷٤٥۲	۰/٥۳۷٤**	−٤/٥٦۳۸*	۰/۳٥۳٦	
ایلام	−٥/٤۹۸۷*	۰/۱٤۲۷	−۳/٤٥٦۳*	۰/٤۷٤۷**	کرمان	−۱/٦٦۷۲	۰/۷۳۲٦**	−۲/۱۹٤۱**	۰/٦٥۰٦**	
بوشهر	−٤/٦۸۲٥*	۰/۲۲٥٤	−۳/۲۰۷٦*	۰/۱۰٦۱	کرمانشاه	−۱/۷٤۳٥	۰/۲۷۷٥	−۳/٥٦٥۷*	۰/٤۹۲۰**	
تهران	−۲/٦۲۲۱*	۰/٦۰۲۸**	−۲/٥٤۸۷**	۰/٦٦۸٦**	کهگیلویه	−٥/۰۹۸۰*	۰/۳۸۰۷	−۱/٦۰۷۷	۰/٤۹۰۹**	
چهارمحال	−٤/۷۸٤۸*	۰/۱٥۳۲	−۳/۸۰٤٦*	۰/٤۰٤٦	گلستان	−٤/۱٥۳۲*	۰/۲۰۳۸	۱/٦٦۱۳	۰/۹۱۲۹*	
خراسان جنوبی	−۰/۳۷۰۹*	۰/٥٦٥۲**	−۰/۸۹۲٤	۰/۷۱۱۲**	گیلان	−۱/۱۲۱۸	۰/۲۸۹٥	−۰/۲۷٥۸	۰/٤۰۱٤	
خراسان رضوی	−۲/٤۸۳۸**	۰/۲۷۹۳	−۳/۳۸۹٥*	۰/٥۷۲۰**	لرستان	−۳/٦٦۰۹*	۰/۱۹۳٥	−۰/۸٦۲٦	۰/٦۸۲۰**	
خراسان شمالی	−۳/۲۷٥۸*	۰/٦۳۸٦**	−۰/۳۷۹٦*	۰/۲۸۲٦	مازندران	−۳/۲٤۷٤*	۰/۷۱۲۹**	−۱/۱٤۳٥	۰/۲۹٤۸	
خوزستان	−۲/۸٦۹٦*	۰/۱۸۹٥	−۲/۲۸۱۳*	۰/۲٥۷۸	مرکزی	−٤/٥۲۹۰*	۰/۸۰۳٥*	−۲/۰۱۱٤**	۰/۱۹٤۰	

نرخ مشارکت اقتصادی		نرخ بیکاری		استان	نرخ مشارکت اقتصادی		نرخ بیکاری		استان
KPSS	DF-GLS	KPSS	DF-GLS		KPSS	DF-GLS	KPSS	DF-GLS	
۰/۵۱۲۲**	-۳/۹۴۳۳*	۰/۲۳۰۷	-٤/۰۵۰۷*	هرمزگان	۰/۷۹٤۰*	-۰/۹۰۱۵	۰/۲۵۰٤	-٤/۹۳٦۸*	زنجان
۰/۷۹۹۱*	-۰/٦۹۰۲	۰/٤۷۲۹**	-۱/٤۲٦۲	همدان	۰/۲۱۳۳	-۲/٤۱۱۹**	۰/۱۲۹٤	-۳/۱۳۳۲*	سمنان
۰/۵۷۰٦**	-۱/۵۱۳۹	۰/۱٤۵٤	-۳/۱٤۷۵*	یزد	۰/۵۷۹۲**	-۱/۱۹۹۹	۰/۱۰٦۳	-٦/۳٤۷٤*	سیستان و بلوچستان

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون برای نرخ بیکای و نرخ مشارکت اقتصادی در استان‌های ایران

Maximum eigenvalue	Trace		استان	Maximum eigenvalue	Trace		استان	Maximum eigenvalue	Trace		استان
۳٤/٦۱۵۹*	۳٦/۷۹۷۲*	r=0	همدان	۱۰/۷۵٦۱	۱۷/٦۰۹٤**	r=0	کرمان	۵/۰٤۳۷**	٦۸/٦۰۲۸*	r=0	آذربایجان غربی
۲/۱۸۱۳	۲/۱۸۱۳	r=1		٦/۸۵۳۳*	٦/۸۵۳۳*	r=1		۵/۰٤۳۷**	٦۳/۵۵۹۰*	r=1	

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اما می‌توان وجود ارتباط بین متغیرها را با بررسی اثرات علّی نرخ مشارکت اقتصادی بر نرخ بیکاری نیز سنجید (این روش در مطالعه یلدریم (۲۰۱٤) برای کشور ترکیه نیز مورد استفاده قرار گرفته است). جدول (٦) نشانگر نتایج حاصل از آزمون اثر علّی گرنجر با فرضیه «نرخ مشارکت اقتصادی علّیت گرنجری نرخ بیکاری نیست» می‌باشد. با توجه به جدول یاد شده این فرضیه تنها در استان‌های ایلام، زنجان، کردستان و همدان در سطح معناداری ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود. لازم به توضیح است که نتایج آزمون علّی نشان می‌دهد که در ایران نیز همچون نتایج برگرفته از مقاله یلدریم (۲۰۱٤) از کشور ترکیه، اثرات علّی بیشتر از سوی نرخ بیکاری بر مشارکت اقتصادی بوده است.

جدول ٦. آزمون علیت گرنجر در زمینه اثر علّی نرخ مشارکت اقتصادی بر نرخ بیکاری

استان	آماره	استان	آماره	استان	آماره
آذربایجان شرقی	۱/۷۱۸٤	خراسان شمالی	۲/٤٥۰۱***	کرمانشاه	۱/٤۲۸۰
آذربایجان غربی	۱/۲۹۷۰	خوزستان	۱/۱۹٦٥	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۷٤٤۲
اردبیل	۱/۳۹۰۷	زنجان	۳/٦۱۰۹**	گلستان	۱/۸۹۰۰
اصفهان	۰/۳۰۷۰	سمنان	۰/۸٤۰٤	گیلان	۱/٥۹۸٥
ایلام	۲/٦۸۲٦**	سیستان و بلوچستان	۱/۸۲٤۹	لرستان	۰/۲۲۸۱
بوشهر	۱/۰۱۸٦	فارس	۰/۸۲۷٤	مازندران	۱/۱۸٥۹
تهران	۰/۳۸۷۸	قزوین	۰/۳۰۰۱	مرکزی	۱/۱٥۱۱
چهارمحال بختیاری	۰/٦۹۷٦	قم	۰/٤۹۸٦	هرمزگان	۰/۱٤٤٦
خراسان جنوبی	۰/٥۸۸٥	کردستان	٤/۲٤۹۹*	همدان	٦/٦۲٦۲*
خراسان رضوی	۰/۸۹۱٤	کرمان	۰/۹۳۲۱	یزد	۰/۰٤۷۹

*** Significance at the 10% level.
** Significance at the 5% level.
* Significance at the 1% level.

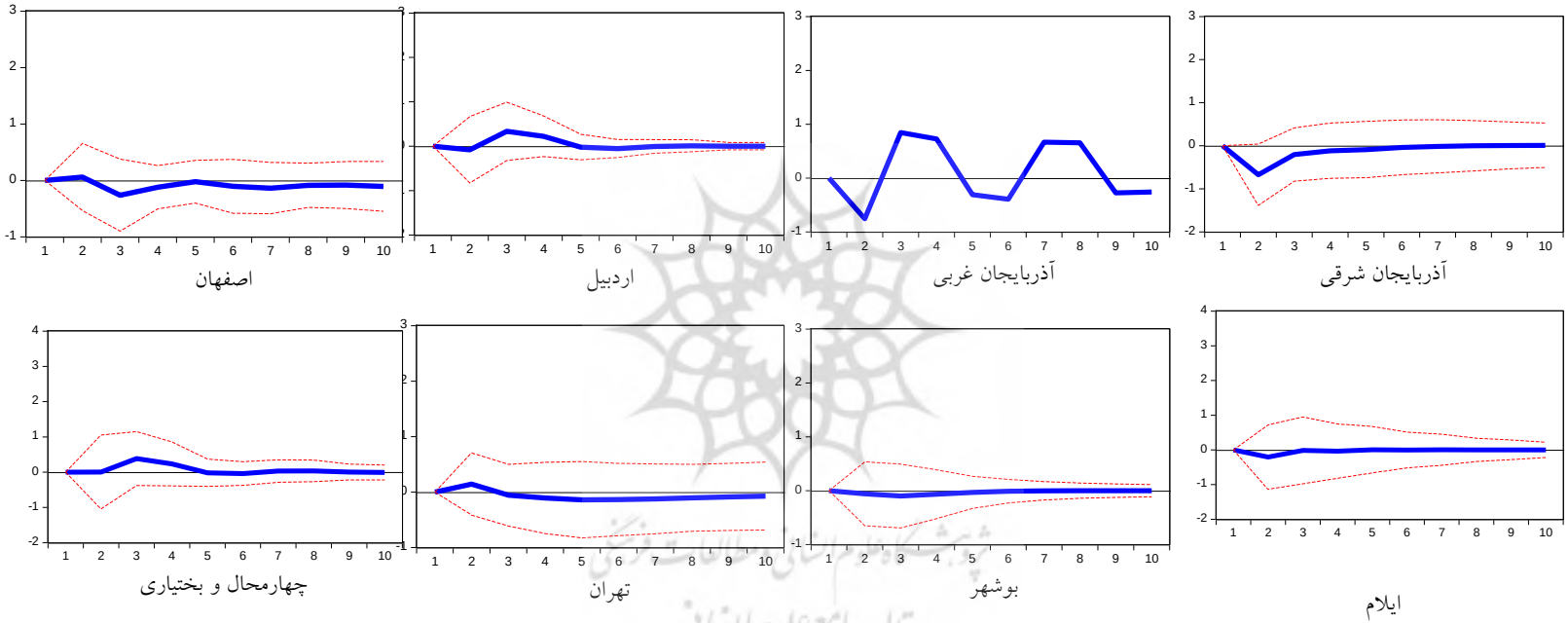
برای بررسی دقیق‌تر تاثیر نرخ مشارکت و شوک‌های حاصل از آن بر نرخ بیکاری، از روش‌های خودرگرسیون برداری[1] و مشتقاتش (با توجه به مانایی و هم‌انباشتگی داده‌ها[1])

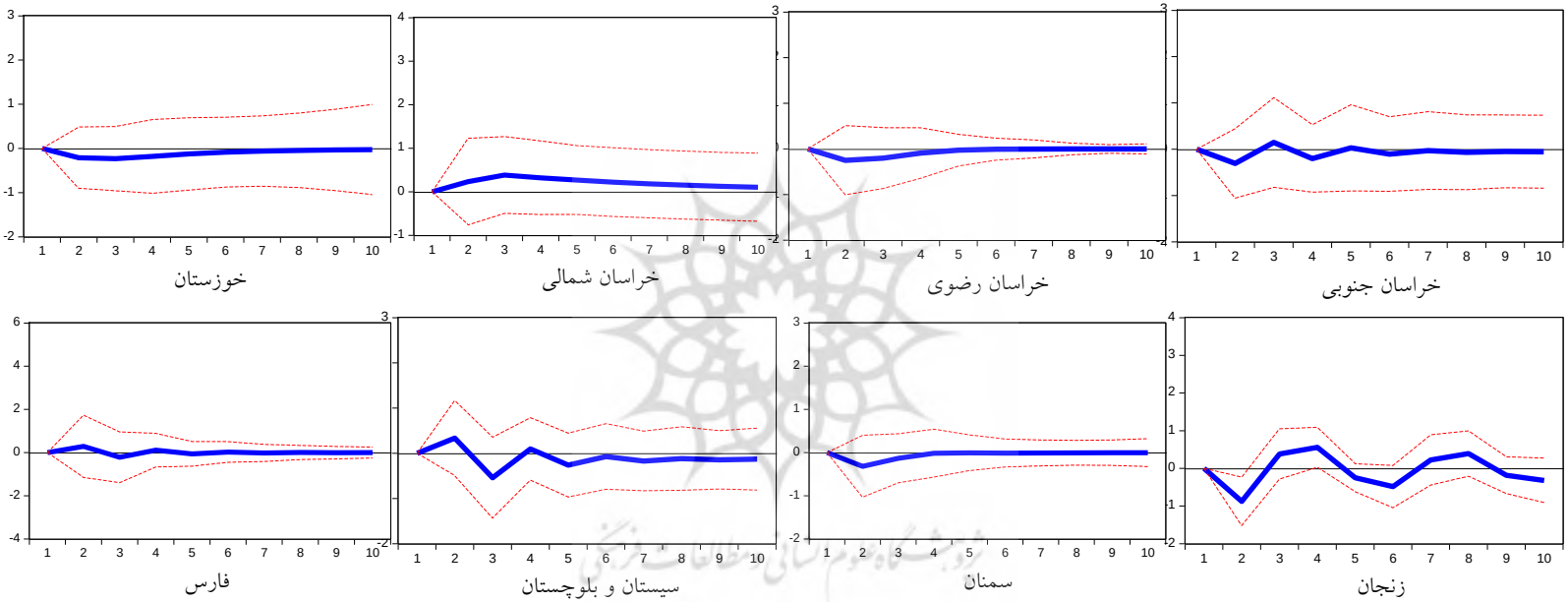
[1] Vector Auto Regression

استفاده می‌شود. نتایج حاصل در مجموعه نمودارهای (۳) نشان داده شده است. با توجه به نمودارها، در بیشتر استان‌ها بروز شوک در نرخ مشارکت اقتصادی تنها در چند فصل ابتدایی می‌تواند اثرات اندکی بر نرخ بیکاری داشته باشد، اما در بلندمدت این اثرات به صفر میل کرده و تقریباً تاثیری وجود نخواهد داشت. تنها تفاوت در نتایج مربوط به استان‌های آذربایجان غربی، کرمان و همدان می‌باشد که این استان‌ها دارای بردار هم‌انباشتگی بین دو متغیر موردنظر بوده و تقریباً می‌توان وجود ارتباط بلندمدت بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی را در این استان‌ها تایید نمود. علاوه براین در استان‌های زنجان و گلستان نیز، بروز شوک در نرخ مشارکت اقتصادی می‌تواند تا اندازه‌ای بر نرخ بیکاری در فصول بلندمدت موثر بوده و سبب مدیریت آن شود. به عبارت دیگر، با توجه به بررسی خودرگرسیونی حاضر می‌توان اذعان کرد که فرضیه تغییرناپذیری بیکاری در تمامی استان‌های ایران بجز آذربایجان غربی، کرمان، همدان، زنجان و گلستان قابل تایید است.

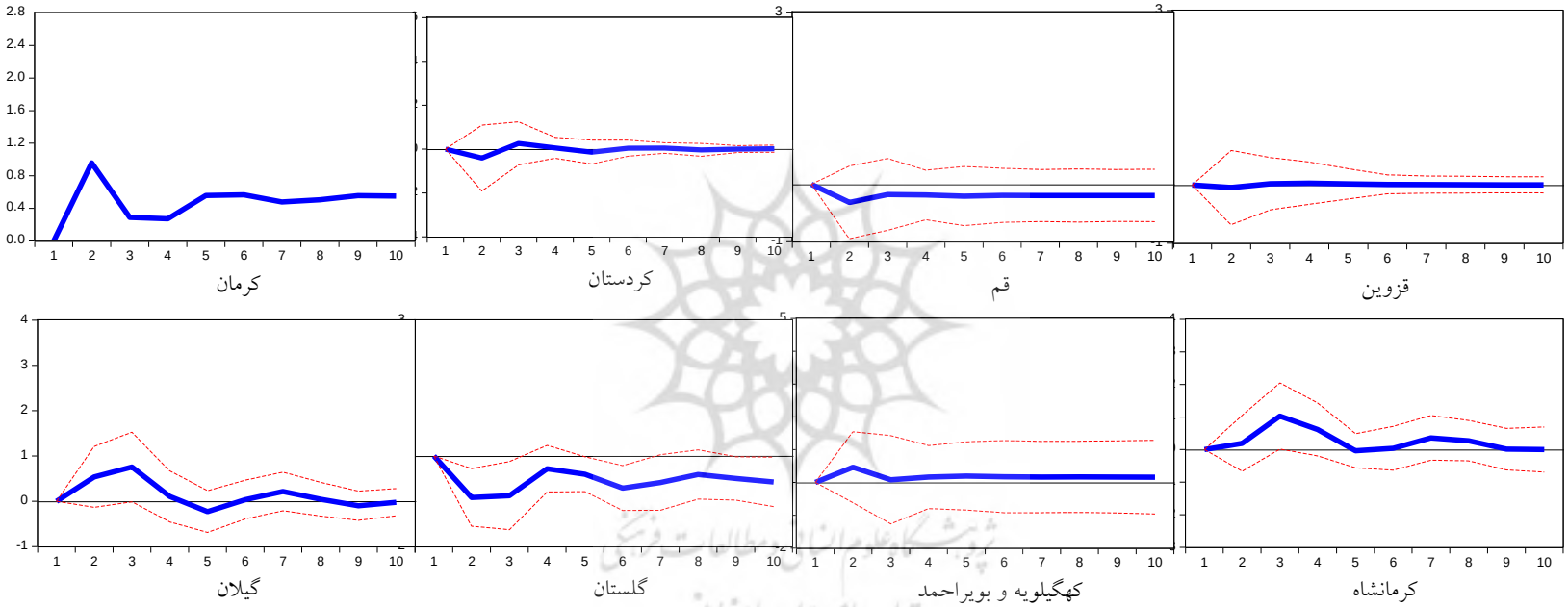
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

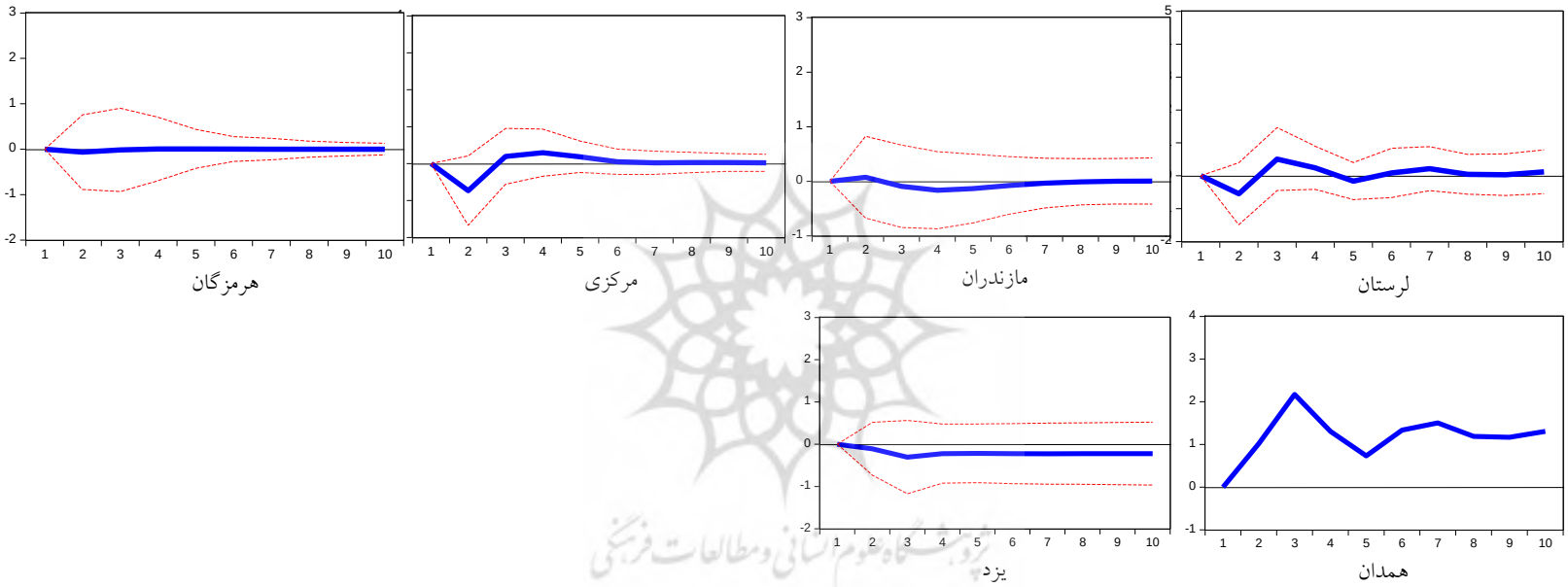
[۱] لازم به توضیح است که استان‌هایی که دارای بردار هم‌انباشتگی تایید شده بودند، مدل به صورت VEC برآورد شد.


آذربایجان شرقی
آذربایجان غربی
اردبیل
اصفهان
ایلام
بوشهر
تهران
چهارمحال و بختیاری



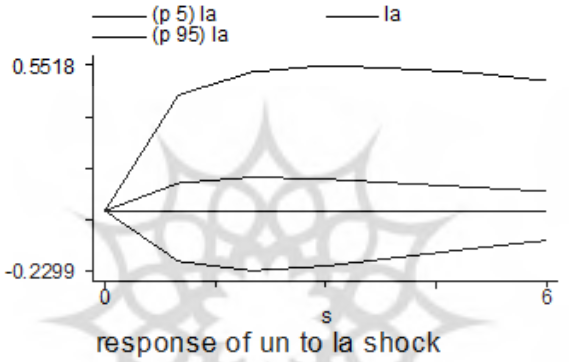
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی


کرمان
کردستان
قم
قزوین
گیلان
گلستان
کهگیلویه و بویراحمد
کرمانشاه



نمودارهای ۳. مجموعه نمودارهای مربوط به پاسخ نرخ بیکاری نسبت به شوک در نرخ مشارکت اقتصادی در استان‌های ایران (مدل‌های VAR و VEC)

نتایج بررسی شوک‌های نرخ مشارکت اقتصادی و تاثیر آن بر نرخ بیکاری در داده‌های پانلی اقتصاد ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پانل دیتا[1] نیز در نمودار زیر نمایش داده شده است. با توجه به نمودار، می‌توان دریافت که در اینجا نیز بروز شوک در نرخ مشارکت اقتصادی تنها دارای اثرات کوتاه‌مدتی بر نرخ بیکاری بوده و در بلندمدت بیکاری به مقدار پایدار خود باز می‌گردد.



نمودار ٤. نتایج حاصل از برآورد خودرگرسیون برداری پانل دیتا
(پاسخ نرخ بیکاری به شوک نرخ مشارکت اقتصادی)

این نتیجه می‌تواند به دلیل تفاوت در ساختار نهادی بازار نیروی کار در کشور ایران با کشورهایی همچون امریکا و سوئد باشد. حال آنکه فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری در ترکیه –که ساختار بازار کاری شبیه به ایران دارد– تایید شده است (تانسل و دیگران[2]، ۲۰۱۵). به عبارت دیگر، در اقتصاد ایران این فرضیه، که تغییرات در عرضه نیروی کار نمی‌تواند تاثیر معناداری بر نرخ بیکاری بلندمدت داشته باشد، قابل تایید است.

[1] P-VAR : Panel Vector Auto Regression
[2] Tansel et al.

۷. جمع‌بندی و پیشنهادها

در سال‌های اخیر ایران دارای حجم بالایی از جمعیت جوان و جویای کار می‌باشد که سبب شده است تا شوک بالقوه‌ای در بخش عرضه نیروی کار کشور به وجود آید. این شوک با تغییرات در ساختار آموزشی و اجتماعی تا حدودی با وقفه اثرگذاری روبرو شده است؛ اما، در سال‌های آتی شاهد تغییرات گسترده در عرضه نیروی کار کشور چه از نظر کمی و چه از نظر کیفی ° سطوح تحصیلات و مهارت ° خواهیم بود. از این رو، نیاز است تا در مورد آینده اقتصاد کار در ایران سیاست‌گذاری های مناسبی صورت پذیرد. در این مقاله به بررسی یکی از فروض مهم بازار کار با عنوان «تغییر ناپذیری نرخ بیکاری» پرداخته شده است. این فرضیه در استان‌های ایران در دوره زمانی فصل اول ۱۳۸٤ الی فصل سوم ۱۳۹٤ مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که ارتباط بلندمدت بین نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری تنها در استان‌های آذربایجان غربی، کرمان، همدان، زنجان و گلستان مورد تایید می‌باشد؛ حال آنکه بررسی داده‌های تابلویی اقتصاد ایران نشان از عدم برقراری اثرات بلندمدت بین نرخ مشارکت اقتصادی و نرخ بیکاری خواهد داشت. از این رو، به صورت کلی می‌توان گفت فرضیه تغییرناپذیری نرخ بیکاری در اقتصاد ایران مورد تایید بوده و برای تغییرات گسترده در نرخ بیکاری کشور، باید به سمت مدیریت تقاضای نیروی کار با بهبود رشد انباشت سرمایه و تغییر در نیروی کار موثر رفت و سیاست‌های کمی مدیریت عرضه نیروی کار تنها به عنوان مسکن‌هایی کوتاه‌مدت عمل خواهند کرد و تاثیری بر نرخ بیکاری بلندمدت نخواهند داشت.

در سال‌های اخیر، بازار کار ایران تحت تاثیر مدیریت طرف عرضه نیروی کار قدم گذاشته و با افزایش جمعیت غیرفعال (به واسطه افزایش ظرفیت آموزش عالی، ناامیدی از یافتن شغل و افزایش زنان خانه‌دار) نرخ بیکاری را کنترل نموده است؛ اما با توجه به یافته‌های پژوهش این راه‌کاری کوتاه‌مدت خواهد بود و جمعیت فعال بالقوه در بازار کار ایران در سال‌های آتی دوباره به حجم جمعیت فعال بالفعل اضافه شده و سبب افزایش نرخ بیکاری خواهند شد؛ روشن است برای مدیریت این بخش، لازم است طرف تقاضای نیروی کار بهبود یابد.

منابع

- نیلی، مسعود (۱۳۹٤). اقتصاد ایران به کدام سو می‌رود؟ انتشارات دنیای اقتصاد: تهران.
- Emerson, J. (2011). Unemployment and labor force participation in the United States. *Economics Letters*, 111: 203˚206.
- Kanapathy R., & Baharom, A.H. (2013). A review of unemployment and labor force participation rate: Evidence from Sweden, United State and urban China, *Elixir Inter. Busi. Mgmt*. 54A (2013) 12754-12758.
- Karanassou, M., & Snower, D.J. (2004). Unemployment invariance, *German Economic Review*, 5: 297˚317.
- Layard, R., & S. Nickell, & Jackman R. (1991). Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market, *Oxford: Oxford University Press.*
- Liu Q. (2012). Unemployment and labor force participation in urban China, *China Economic Review*, 23:18˚33.
- Liu, De-Chih (2014). The link between unemployment and labor force participation rates in Japan: A regional perspective, *Japan and the World Economy*, 30: 52˚58.
- Nickell, S. (1995). Wages, unemployment and population change, in Aspects of Labour Market Behavior, ed. by L. Christophides, E.K. Grant, and R. Swindinsky, *Toronto: University of Toronto Press*.
- Österholm P. (2010). Unemployment and labour-force participation in Sweden, *Economics Letters*, 106: 205˚208.
- Rowthorn, R. (1999). Unemployment, wage bargaining and capital˚labour substitution, *Cambridge Journal of Economics*, 23: 413˚425.
- Tansel A., & Z. A. Ozdemir and E. Aksoy (2014). Unemployment and labor force participation in Turkey, *IZA Discussion Paper*, No. 8834.
- Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Review* , 24: 297˚316.
- Westerlund, J. (2006). Tests for panel cointegration with multiple structural breaks, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68: 101˚132.
- Yildirim, Zekeriya (2014). The unemployment rate and labor force participation rate nexus for female: Evidence from Turkey, *International Journal of Economics and Finance*, 6(5): 139-147.

پیوست

پیوست ۱. روند نرخ مشارکت اقتصادی

استان	۱۳۸۵	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
آذربایجان شرقی	۴۸.۶	۴۳.۵	۳۹.۸	۴۰.۴	۴۱.۱	۴۱.۴	۳۹.۳
آذربایجان غربی	۴۱.۲	۴۲.۸	۴۱.۹	۴۲.۷	۴۱.۳	۳۹.۳	۳۹.۹
اردبیل	۴۳.۸	۴۴.۳	۴۲.۵	۴۲.۴	۴۲.۶	۴۲.۸	۴۳.۷
اصفهان	۴۳.۱	۴۱.۳	۳۹.۶	۳۹.۷	۳۸.۷	۴۰.۲	۴۰.۴
البرز	(۱) ...	(۱) ...	۳۸	۳۶.۹	۳۷.۴	۳۶	۳۷.۵
ایلام	۳۷.۵	۳۸.۸	۳۶.۹	۳۵.۲	۳۵.۴	۳۵.۸	۳۶.۵
بوشهر	۳۶.۴	۳۴.۷	۳۴.۱	۳۵.۱	۳۷	۳۶.۸	۳۶.۳
تهران	(۱) ۴۰.۶	(۱) ۳۷.۵	۳۶	۳۷.۵	۳۶.۶	۳۶.۴	۳۷.۱
چهارمحال و بختیاری	۳۷.۴	۳۹.۲	۳۶.۷	۳۶.۴	۳۵.۷	۳۷.۱	۳۶.۱
خراسان جنوبی	۴۴.۷	۳۷.۹	۳۸.۱	۳۸	۳۹.۵	۳۵.۵	۳۶.۵
خراسان رضوی	۴۰.۵	۴۰.۸	۳۶.۵	۴۰	۳۹.۶	۳۸.۲	۴۰.۱
خراسان شمالی	۳۵.۱	۳۳.۶	۳۷.۸	۳۷.۲	۴۰.۶	۳۹.۷	۴۱.۸
خوزستان	۳۶.۴	۳۶.۵	۳۳.۷	۳۳.۷	۳۵.۹	۳۵.۳	۳۷.۵
زنجان	۴۶	۴۴	۴۱.۶	۴۲.۱	۳۹	۳۸.۱	۳۹.۹
سمنان	۳۶.۹	۳۵.۲	۳۳.۹	۳۱	۳۸.۴	۴۰.۳	۳۸.۳
سیستان و بلوچستان	۳۸.۱	۲۹.۹	۲۶.۱	۲۶.۷	۲۸.۵	۲۹	۲۹.۹
فارس	۳۸.۱	۳۶.۹	۳۷.۳	۳۶.۵	۳۷.۶	۳۶.۶	۳۷.۵
قزوین	۳۷.۸	۳۸.۲	۳۹.۸	۳۸.۶	۴۰.۶	۴۰.۸	۴۰.۲
قم	۳۶.۲	۳۵.۵	۳۴.۵	۳۴.۵	۳۴.۹	۳۳.۶	۳۵.۳
کردستان	۳۹.۱	۴۰.۶	۳۹.۹	۳۹.۳	۳۹	۴۰	۴۰.۲
کرمان	۴۱.۷	۳۴.۱	۳۴.۳	۳۳.۸	۳۵.۳	۳۳.۵	۳۵.۲
کرمانشاه	۳۵.۹	۳۵.۱	۳۳.۲	۳۸.۲	۳۷	۳۸	۳۹.۵
کهگیلویه و بویراحمد	۳۴.۳	۳۰.۲	۳۰.۲	۲۹.۵	۳۰.۷	۳۰.۲	۳۴.۵
گلستان	۴۲.۲	۳۹.۵	۳۸.۶	۳۶.۵	۳۸.۶	۳۵.۷	۳۷.۶
گیلان	۴۳	۴۱.۵	۳۸.۸	۴۰.۳	۴۰.۳	۳۹.۴	۴۱.۱
لرستان	۳۷.۸	۳۶.۳	۳۷	۳۵	۳۴.۱	۳۴.۱	۳۶.۲
مازندران	۴۱.۷	۳۸.۵	۳۹.۱	۳۵	۳۹.۲	۳۹.۱	۴۱
مرکزی	۳۸.۶	۳۷	۳۶.۹	۳۸	۳۷.۲	۳۵.۷	۳۶.۵
هرمزگان	۳۱.۸	۳۱.۶	۳۲.۸	۳۳.۱	۳۳.۸	۳۴.۹	۳۷.۲
همدان	۴۱.۵	۳۸.۷	۳۷.۹	۳۸.۳	۳۷.۱	۳۸.۲	۳۶.۸
یزد	۴۴.۳	۳۷	۳۵.۶	۳۵.۴	۳۶.۶	۳۶.۵	۴۱.۱
کل کشور	۴۰.۴	۳۸.۳	۳۶.۹	۳۷.۴	۳۷.۶	۳۷.۲	۳۸.۲

پیوست ۲. روند نرخ بیکاری

استان	۱۳۸۵	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
آذربایجان شرقی	۵.۳	۱۱.۷	۸.۸	۱۲.۴	۹.۶	۷.۸	۷.۳
آذربایجان غربی	۱۰	۱۲.۴	۱۳	۱۱	۹.۳	۹.۹	۱۰.۹
اردبیل	۱۱.۱	۱۴.۲	۱۲.۷	۱۳.۳	۱۲.۳	۱۱.۳	۱۲.۸
اصفهان	۱۱	۱۵.۳	۱۳.۲	۱۳.۷	۱۰.۹	۱۲.۴	۱۳.۸
البرز	(۱) ...	(۱) ...	۱۹.۳	۱۴.۹	۱۰.۷	۱۱.۷	۱۲.۴
ایلام	۱۳.۶	۱۵.۸	۱۵.۷	۱۷.۲	۱۳.۸	۱۱.۱	۱۱.۶
بوشهر	۱۰.۵	۱۳.۳	۱۱	۱۱.۶	۹	۹	۹.۷
تهران	(۱) ۱۳.۰	(۱) ۱۴.۲	۱۱.۳	۱۱.۶	۹.۹	۸.۳	۸.۱
چهارمحال و بختیاری	۱۲.۵	۱۳.۶	۱۳.۳	۱۰.۸	۱۰.۷	۱۵	۱۶.۴
خراسان جنوبی	۱۱	۹.۱	۸.۴	۶.۳	۸	۷.۶	۸.۶
خراسان رضوی	۸.۶	۱۰.۶	۹.۱	۸.۶	۷.۹	۱۰.۸	۱۳.۳
خراسان شمالی	۷	۷.۶	۱۲.۱	۱۰.۵	۱۲.۴	۱۴.۲	۱۱.۱
خوزستان	۱۲.۹	۱۴.۹	۱۰.۵	۱۲.۷	۱۳.۱	۹.۹	۱۰.۹
زنجان	۱۱.۷	۹.۶	۸.۴	۱۱.۲	۹.۹	۹.۸	۹.۶
سمنان	۱۰.۶	۱۲	۱۰.۳	۹.۶	۷.۴	۱۱.۳	۸.۴
سیستان و بلوچستان	۱۰.۹	۱۲.۱	۹.۹	۱۰.۴	۱۱.۴	۱۰.۹	۱۱.۵
فارس	۱۳.۷	۲۰.۵	۱۸.۵	۱۶.۷	۱۳.۳	۱۲.۴	۱۲.۱
قزوین	۱۰.۳	۱۱.۲	۱۲.۴	۱۲	۱۰.۳	۱۱.۹	۱۱.۷
قم	۱۱.۱	۱۰.۴	۹.۸	۱۱.۳	۷.۷	۹.۲	۱۱.۳
کردستان	۱۰.۷	۱۵.۱	۱۴	۱۳.۹	۱۳.۶	۱۱.۶	۱۳.۳
کرمان	۱۳.۴	۱۱	۱۲.۱	۷.۷	۶.۱	۶.۹	۷.۹
کرمانشاه	۱۶.۶	۱۴.۵	۱۵.۷	۱۶.۱	۱۴.۶	۱۵.۷	۱۷.۶
کهگیلویه و بویراحمد	۱۵.۶	۱۳.۲	۱۴.۱	۱۲.۲	۱۶.۵	۱۴.۸	۱۷.۷
گلستان	۹	۸.۵	۸.۷	۸.۹	۵.۸	۱۲.۴	۱۱.۸
گیلان	۱۱.۴	۱۶.۷	۱۶.۶	۱۵.۵	۱۳.۶	۱۳.۲	۱۱
لرستان	۱۶.۲	۱۷.۳	۱۹.۲	۲۰	۱۷.۱	۱۴.۹	۱۳.۳
مازندران	۸	۱۱.۷	۱۰.۲	۹.۷	۱۱	۱۲.۷	۱۲.۱
مرکزی	۱۲.۵	۹.۷	۱۱	۱۰.۳	۸.۶	۷	۷.۹
هرمزگان	۷.۷	۱۱.۲	۱۱	۱۱.۵	۷.۴	۱۰.۳	۱۱.۹
همدان	۱۳.۵	۱۳.۹	۱۲.۴	۹.۶	۷.۷	۷.۷	۸.۵
یزد	۷.۴	۹.۴	۶	۱۰.۲	۶.۵	۷.۸	۱۱.۲
کل کشور	۱۱.۳	۱۳.۵	۱۲.۳	۱۲.۱	۱۰.۴	۱۰.۶	۱۱

منبع: گزارش‌های مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران؛ (۱)، (۲) تا سال ۱۳۸۹ آمارهای استان البرز در استان تهران قید شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی