

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال سوم، شماره ۱۱، پاییز ۱۳۹۳

صفحات: ۱۵۹-۱۸۵

تأثیر رونق صادراتی بر بیکاری در ایران

کیومرث شهبازی^{*۱}

شهربانو نظریور^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۶/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۳/۲۹

چکیده

تجارت خارجی به عنوان یکی از ابزارهای جهانی شدن، زمینه ساز رقابت بین المللی و مشارکت کشورها در فعالیت های اقتصادی است. در جریان تجارت خارجی فعالیت هایی که از توان رقابتی برخوردار نباشند، امکان بقا را از دست داده و سطح بیکاری را افزایش می دهند. اما اگر تجارت خارجی از طریق توسعه و رونق صادرات افزایش یابد به ایجاد فرصت های شغلی دارای کارایی بالاتر منجر می شود. هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر رونق صادراتی بر نرخ بیکاری در ایران می باشد. بدین منظور از داده های سالیانه دوره ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۳، روش خود توضیح با وقفه های گسترده، آزمون همجمعی باند و آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج نشان دهنده ی وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای تحقیق بوده و حاکی از این است که رونق صادراتی در هر دو دوره کوتاه مدت و بلندمدت بر نرخ بیکاری تأثیر منفی و معنی داری داشته است. ضریب جمله تصحیح خطا نشان می دهد که در هر دوره ۹۵ درصد از عدم تعادل در نرخ بیکاری به سمت روند بلندمدت خود تعدیل می شود. نتایج آزمون گرنجر شرطی نشان می دهد که رابطه علیت کوتاه مدت میان متغیرها وجود ندارد، اما رابطه علیت بلندمدت از رابطه مبادله، موجودی سرمایه بخش های قابل مبادله، موجودی سرمایه بخش های غیرقابل مبادله، عرضه ی نیروی کار و نرخ تورم به نرخ بیکاری در سطح ۵٪ پذیرفته می شود.

کلید واژه ها: رونق صادراتی، نرخ بیکاری، بیماری هلندی، رهیافت آزمون کرانه ها

طبقه بندی JEL: F24, F16, J51, C23

۱. مقدمه

امروزه تجارت خارجی یکی از عوامل مهم در اقتصاد جهانی محسوب می‌شود و ثروت کشورها را به گونه غیرقابل تصویری افزایش داده است. تجارت خارجی عاملی است که در شکل دادن محیط رقابتی نقش مهمی را ایفا می‌کند. هر گونه بهبودی در وضعیت اشتغال کشورها به نرخ رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، صادرات، ساختار جمعیتی، آموزش و رفتار دولت‌ها بستگی دارد. در چنین فضایی اگر کشوری از نظر صادرات روند رو به رشدی را اتخاذ کند، توانایی آن را خواهد داشت تا بازار داخلی قدرتمند، کارا و مولد ایجاد کند که در آن هم منابع توانایی تحرک لازم را داشته باشند و هم اقتصاد نرخ رشد مناسبی را تجربه کند. در این صورت نرخ رشد اقتصادی موجب افزایش و ایجاد فرصت‌های شغلی جدید خواهد شد و تحولی را در بازارکار بوجود خواهد آورد (افروز، ۱۳۹۰).

یکی از ویژگی‌های اقتصادهای نفتی وجود بیماری هلندی^۱ در این اقتصادها است. با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، ثروت یک کشور افزایش می‌یابد. افزایش ثروت موجب تقویت در رشد بخش غیر قابل مبادله‌ی^۲ اقتصاد و تزییف بخش قابل مبادله‌ی^۳ اقتصاد می‌شود، یعنی فعالیت‌هایی از قبیل بخش خدمات و بخش ساختمان که در معرض رقابت بین‌المللی نیستند، رشد می‌کنند. اما فعالیت‌هایی مانند بخش صنعت که در بازارهای بین‌المللی در سطح گسترده‌ای مبادله می‌شوند، دچار رکود می‌گردند (برونو و ساچز،^۴ ۱۹۸۲).

جهانی‌شدن (آزادسازی تجاری و رشد تجارت خارجی) اثرات مثبت و منفی بر بازار کار دارد. از لحاظ این‌که افزایش آزادسازی تجاری به‌ویژه افزایش صادرات باعث افزایش تولید و به تبع آن افزایش اشتغال خواهد شد شکی نیست، اما رشد تجارت تنها به همین حرکت در اقتصاد خلاصه نمی‌شود. کالا و خدماتی که در بازارهای جهانی عرضه می‌شوند می‌بایست دارای ویژگی استاندارد بین‌المللی باشند و با کالاها و خدمات مشابه خارجی رقابت کنند. لذا نیروی کار به‌کار گرفته شده در تولید محصولات صادراتی می‌بایست دارای بهره‌وری بالایی باشند. به همین ترتیب با رشد تجارت خارجی، نیروی کار ماهر و با بهره‌وری بالا از بخش غیرصادراتی به بخش صادراتی منتقل می‌شوند و بنابراین ایجاد اشتغال در بخش‌های صادراتی عمدتاً برای نیروی کار ماهر است و نیروی کار غیرماهر عمدتاً در بخش‌های غیرصادراتی باقی می‌مانند. در این راستا به لحاظ اهمیت نیروی کار ماهر و افزایش دستمزد آنها، مقوله‌ی آموزش به ویژه آموزش فنی و حرفه‌ای و دانشگاهی برای افزایش مهارت نیروی کار نیز افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش تجارت بین‌الملل باعث می‌شود که گروهی از

1. Dutch disease
2. Non-tradeable
3. Tradeable
4. Bruno and Sachs

نیروی کار منافع و شغل خود را از دست بدهند و گروهی دیگر منافع و شغل‌های مناسبی را به دست آورند. معمولاً در کشورهای در حال توسعه این برآیند دارای اثر مشخصی نیست. به‌طور مثال در کشور مراکش، تجارت آزاد بر متوسط اشتغال در بخش‌های صنعتی اثر نداشته است (کاری و هاریسون، ۱۹۹۷). بنابراین، مقاله حاضر با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و آزمون علیت گرنجر به دنبال پاسخ به این پرسش می‌باشد که رونق صادراتی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت چه تأثیری بر نرخ بیکاری داشته است؟

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر رونق صادراتی بر نرخ بیکاری در ایران طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۹۰ است. طبق بررسی‌های انجام شده به‌وسیله پژوهشگران، بررسی تأثیر رونق صادراتی بر روی بیکاری با لحاظ متغیرهای دیگر نظیر میزان عرضه‌ی نیروی کار، موجودی سرمایه در بخش‌های قابل مبادله (بخش‌های صادرات و واردات) و غیرقابل مبادله (خدمات) و تورم تاکنون در کشور انجام نشده است و نوآوری این تحقیق نیز بررسی همین مطلب با استفاده از روش ARDL می‌باشد. در این راستا، در بخش بعدی به بررسی مبانی نظری موضوع پرداخته و در بخش سوم مروری بر مطالعات داخلی و خارجی مرتبط خواهیم داشت. بخش چهارم به معرفی مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش پنجم نیز به برآورد مدل و تفسیر نتایج خواهیم پرداخت. بخش پایانی نیز شامل خلاصه و نتیجه‌گیری می‌باشد.

۲. مبانی نظری^۲

۲-۱. مدل دویبخشی پایه

فرض کنید X بخش صادرات و Y بخش واردات و L و K به ترتیب بیانگر نیروی کار و سرمایه باشند. همچنین، فرض کنید که تعداد زیادی بنگاه در هر دو بخش اقتصاد وجود داشته باشد و چانه‌زنی در سطح اتحادیه‌های بنگاه‌ها صورت گیرد. تحرک کارگران در بین بخش‌ها آزاد بوده ولی سرمایه مخصوص هر بخش در نظر گرفته شده است، پس عامل تولید سرمایه در دو بخش را به صورت \bar{K}_X و \bar{K}_Y نشان می‌دهیم. تابع تولید برای یک بنگاه در بخش X به صورت $x = x(k_x, l_x)$ و در بخش Y به صورت $y = y(k_y, l_y)$ می‌باشد. همه‌ی بنگاه‌ها حداکثر کننده‌ی سود بوده و سود هر بنگاه به صورت زیر داده شده است:

$$\pi_x = px - wl_x - r_x k_x \quad \text{و} \quad \pi_y = y - wl_y - r_y k_y \quad (۱)$$

1. Currie and Harrison

۲. مبانی نظری بخش‌های ۲-۱ الی ۲-۴ برگرفته از گاستون و راجاگورو (۲۰۱۳) می‌باشد.

در رابطه (۱)، w دستمزد و r قیمت سرمایه می‌باشد. کالای Y کالای شمارنده یا عددی بوده و قیمت کالای Y به یک نرمال شده است؛ p نیز به رابطه مبادله اشاره دارد. صنعتی را در نظر می‌گیریم که در آن بین بنگاه‌ها تعامل استراتژیک وجود ندارد و ساختار بازار صنعت رانتی را ایجاد می‌کند که بین بنگاه‌ها و اتحادیه‌ها تقسیم می‌شود. حال یک بنگاه نمونه در بخش X را در نظر می‌گیریم که با اتحادیه‌های بنگاه‌ها روی قراردادهای دستمزد-اشتغال چانه‌زنی می‌کند. برای سادگی، تصریح مک‌دونالد و سولو^۱ (۱۹۸۱) برای ترجیحات اتحادیه‌ها را در نظر می‌گیریم، که در آن اتحادیه‌ها شامل m کارگر همگن هستند که هر کدام مالک یک واحد زمانی کار می‌باشند. قبل از مذاکرات دستمزد فعلی و اشتغال، مطلوبیت انتظاری یک کارگر به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$EU = U(w) + (U(\omega) - U(w)) \max \left\{ 0, \frac{m-1}{m} \right\}, \quad (2)$$

که در آن $U(0)$ صعودی و مقعر است؛ اگر کارگران شاغل باشند، w نرخ دستمزد است و دستمزد شرطی جایگزین آن با ω نشان داده می‌شود. وقتی $l < m$ باشد، مجموعه‌ای از قراردادها که تولید نش را ماکزیمم می‌کند به وسیله‌ی معادله زیر مشخص می‌شود:

$$\frac{U(w) - U(\omega)}{U_w} = -\pi_l. \quad (3)$$

به طور خاص، برخلاف حالتی که m بالا باشد، کلیه کارگران احتمال عدم استخدامشان $\frac{m-1}{m}$ می‌شود. وقتی m پایین باشد کلیه اعضای اتحادیه‌ها استخدام می‌شوند، اتحادیه‌ها کاملاً دستمزدگرا بوده و $mU(w)$ را ماکزیمم می‌کند.

در صورتی که $U(\omega) \cong U(w) + (\omega - w)U_w(w)$. آن‌گاه $px_l = \omega$ یعنی نیروی کار تا زمانی استخدام می‌شوند که درآمد نهایی آن‌ها مساوی دستمزد شرطی شود. به سادگی می‌توان نشان داد که دستمزد مذاکره‌ای مساوی می‌شود با:

$$w = \left(1 + \frac{\varphi(1-\eta)}{\eta} \right) \omega \quad (4)$$

که در آن $\varphi \in (0,1)$ نشان‌دهنده‌ی شاخص قدرت چانه‌زنی جمعی و η کشش سود خالص است که به صورت $\eta = l\tilde{\pi}_l / \tilde{\pi}$ تعریف می‌شود^۲، که در آن $\tilde{\pi} = \pi + wl$ و $\tilde{\pi}_l = \omega$

1. McDonald and Solow

۲. اثبات رابطه (۴) در پیوست شماره (۱) آورده شده است.

مهم‌تر از همه اینکه دستمزد توافقی بزرگ‌تر از دستمزد شرطی می‌باشد. در حقیقت، بدون در نظر گرفتن اینکه آیا چانه‌زنی مؤثر است و یا اینکه آیا اتحادیه‌ها تنها روی دستمزد مذاکره می‌کنند، دستمزد مضربی از دستمزد شرطی می‌باشد. نکته‌ی قابل توجه این است که این ویژگی در مدل‌های چانه‌زنی عجیب و غریب نیست. برای مثال بلانچارد و کاتز^۱ (۱۹۹۷) معتقدند که در مدل‌های دستمزد کارا، بنگاه‌ها به منظور کاهش هزینه‌های گردش مالی یا به منظور ایجاد انگیزه برای تلاش بیشتر کارگران، به کارگران دستمزدی بالاتر از دستمزد شرطی پرداخت می‌کنند. مورتسن و پیزاردس^۲ (۱۹۹۴) معتقدند که در مدل‌های بازی، دستمزد همچنین بوسیله‌ی چانه‌زنی نش دوجانبه و تقسیم مازاد کل حاصل از یک بازی کار تعیین می‌شود. به طور خاص، کارگران دستمزدی بالاتر از ارزش دارایی‌های بیکار دریافت می‌کنند. یعنی،

$$w = \lambda \omega, \quad \lambda > 1 \quad (5)$$

اکنون مسأله‌ی مهم این است که دستمزد شرطی به‌وسیله‌ی چه عواملی تعیین می‌شود. بلانچ فلور^۳ و همکاران (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که دستمزد شرطی می‌تواند به‌صورت تابع $\omega = \omega(w_0, B, u)$ در نظر گرفته شود که در آن w_0 دستمزد رایج در بخش‌های دیگر اقتصاد می‌باشد، $B (< w_0)$ سطح درآمد زمان بیکاری (به‌عنوان مثال، مزایای بیکاری پرداختی به‌وسیله دولت) و u نرخ بیکاری آن دسته از کارگرانی است که به‌وسیله‌ی بنگاه‌ها استخدام شده‌اند. طبق مطالعه نیکل و لیارد^۴ (۱۹۹۹) حالت معقول دستمزد شرطی به‌صورت رابطه‌ی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\omega = uB + (1 - u)w. \quad (6)$$

یعنی، دستمزد شرطی به دستمزدهای پرداختی بنگاه‌های دیگر و مزایای بیکاری بستگی دارد. این مقادیر با توجه به احتمال بیکار باقی ماندن و احتمال پیدا کردن شغل دیگر به‌وسیله‌ی افراد بیکار شده وزن داده می‌شوند. در صورت عدم وجود ناهمگنی بین کارگران، این‌ها به‌ترتیب احتمال بیکاری و اشتغال در کل اقتصاد می‌باشد. قابل ذکر است که نرخ بیکاری $u = \frac{\bar{L} - L}{\bar{L}}$ است که در آن \bar{L} عرضه‌ی کل نیروی کار و L تقاضای کل نیروی کار در بخش‌های X و Y می‌باشند.

-
1. Blanchard and Katz
 2. Mortensen and Pissarides
 3. Blanchflower
 4. Nickell and Layard

۲-۲. منحنی تنظیم دستمزد

در سطح خرد، کارگر و اتحادیه u را به عنوان یک متغیر برونزا در نظر می‌گیرند. با فرض اینکه بنگاه‌های داخل هر بخش یکسان هستند و هر اتحادیه خاص بنگاه تابع هدف مشابهی دارد، تعادل این اقتصاد مستلزم این است که این رابطه برقرار باشد: $w_x = w_y = w$. بنابراین، در تعادل، منحنی تنظیم دستمزد WSC کل اقتصاد از ترکیب معادلات (۵) و (۶) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$w = \frac{B}{1 - \frac{\theta}{u}}, \quad (7)$$

که در آن $\theta = 1 - \lambda^{-1} \in (0,1)$ ، معادله‌ی (۷) بیانگر این است که دستمزد و نرخ بیکاری به صورت معکوس با یکدیگر ارتباط دارند و دستمزد و تقاضای نیروی کار نیز به صورت مثبت با یکدیگر ارتباط دارند. در واقع، WSC کاملاً با جدول عرضه‌ی نیروی کار بی‌کشش جایگزین می‌شود. یک افزایش در تقاضای نیروی کار منجر به اشتغال و دستمزد بالاتر می‌شود، در نتیجه نرخ بیکاری تعادلی کاهش می‌یابد.

۲-۳. نرخ بیکاری تعادلی

منحنی تقاضای کل نیروی کار از جمع افقی منحنی‌های تقاضای بخش‌های مختلف استخراج می‌شود. دستمزد تعادلی، تقاضای نیروی کار و بیکاری به وسیله‌ی تلاقی منحنی WSC و تقاضای کل نیروی کار تعیین می‌شود. نتایج مربوطه در قضیه ۱ آورده می‌شود.

قضیه ۱: در یک مدل دو بخشی،

$$u = u(p, \bar{K}_x, \bar{K}_y, \bar{L}, B, \lambda); \quad (\text{الف})$$

(ب) با بهبود رابطه‌ی مبادله نرخ بیکاری کاهش می‌یابد، $u_p < 0$;

(ج) با افزایش موجودی سرمایه در هر دو بخش X و Y نرخ بیکاری کاهش می‌یابد، به عبارتی

$$u_{\bar{K}_x} < 0 \text{ و } u_{\bar{K}_y} < 0$$

(د) با افزایش عرضه‌ی نیروی کار نرخ بیکاری افزایش می‌یابد، $u_L > 0$;

(ه) با افزایش قدرت چانه‌زنی اتحادیه و مزایای بیکاری، نرخ بیکاری افزایش می‌یابد، $u_B > 0$

$$u_\lambda > 0$$

۲-۴. مدل سه بخشی و بیماری هلندی

مطالعات گسترده‌ای درباره‌ی تأثیر رونق یک بخش روی بخش‌های دیگر اقتصاد داخلی وجود دارد. نگرانی سنتی صنعت‌زدایی می‌باشد که از طریق آن رونق یک بخش عوامل تولید را از بخش عقب‌مانده به سمت خود سوق می‌دهد. از این پدیده در تعدادی از کشورها تحت عنوان «نفرین منابع»

یاد می‌شود (مهلولوم^۱ و همکاران، ۲۰۰۶). ولی به‌طور کلی‌تر از آن تحت عنوان «بیماری هلندی» نام برده می‌شود (کوردن و نیروی^۲، ۱۹۸۲).

حال فرض کنید که اقتصاد شامل سه بخش صادرات، رقیب- واردات و بخش غیرقابل مبادله باشد که به‌ترتیب با X ، Y و N نشان داده می‌شوند. همچنین فرض کنید که که بخش‌های قابل مبادله (X, Y) با قیمت‌های جهانی معین روبه‌رو باشد. همچنان، همانند فوق اقتصاد دارای ساختار ریکاردو- واینر^۳ است. اولاً، تحت این فرض نیروی کار در بین همه بخش‌های اقتصاد تحرک دارد، پس WSC به‌طور بدیهی مشابه است. ثانیاً، طرف تقاضای نیروی کار اقتصاد به آسانی قابل گسترش به سه بخش می‌باشد.

کوردن و نیروی (۱۹۸۲) بیان کرده‌اند که بهبود رابطه‌ی مبادله دو اثر در اقتصاد بر جای می‌گذارد: اثر جابه‌جایی منابع و اثر هزینه. اثر اول تخصیص مجدد نیروی کار در امتداد منحنی تبدیل اقتصاد است. همین که قیمت تولیدات بخش X افزایش می‌یابد، بخش X نیروی کار را از بخش Y و N جذب می‌کند. اثر بعدی ناشی از این است که رابطه‌ی مبادله بالاتر درآمد واقعی را افزایش می‌دهد. این اثر تقاضای کالاهای غیرقابل مبادله را افزایش می‌دهد. قیمت‌ها در بخش N نسبت به بخش قابل مبادله افزایش می‌یابد و بنابراین نیروی کار از بخش‌های X و Y خارج می‌شود. صرف‌نظر از تأثیر آن بر بخش غیرقابل مبادله، بخش وارداتی منقبض می‌شود. نتایج ایستای مقایسه‌ای برای نرخ بیکاری با گسترش مدل به حالت سه بخش در قضیه ۲ آورده شده است.

قضیه ۲: در یک مدل سه بخشی،

$$\text{الف) } u = u(p, \bar{K}_X, \bar{K}_Y, \bar{L}, B, \lambda) \text{ و } p_n = p_n(p, \bar{K}_X, \bar{K}_Y, \bar{L}, B, \lambda) \text{ که در آن } p = \frac{p_x}{p_y} \text{ و } p_n = \frac{p_N}{p_Y}$$

ب) با بهبود رابطه‌ی مبادله نرخ بیکاری کاهش می‌یابد، $u_p < 0$ ؛

ج) با افزایش عرضه نیروی کار، مزایای بیکاری یا قدرت چانه‌زنی اتحادیه‌ها، بیکاری افزایش می‌یابد، $u_{\bar{L}} > 0$ و $u_B > 0$ و $u_{\lambda} > 0$ ؛

د) با افزایش موجودی سرمایه در هر دو بخش X و Y نرخ بیکاری کاهش می‌یابد، به‌عبارتی $u_{\bar{K}_Y} < 0$ و $u_{\bar{K}_X} < 0$ ؛

ه) با افزایش موجودی سرمایه در بخش کالاهای غیرقابل مبادله بیکاری ممکن است افزایش یا کاهش یابد.

1. Mehlum
2. Corden and Neary
3. Ricardo-Viner structure

مجدداً، بهبود در رابطه‌ی مبادله نرخ تعادل بیکاری را کاهش می‌دهد. افزایش در قیمت کالاهای صادراتی و موجودی سرمایه صنایع کالاهای قابل مبادله، اشتغال را افزایش می‌دهد. با فرض این که شیب منحنی تنظیم دستمزد مثبت باشد، یک افزایش در تقاضای کل نیروی کار نه تنها سطح دستمزدها را افزایش می‌دهد، بلکه نرخ تعادل بیکاری را نیز کاهش می‌دهد. یک افزایش در موجودی سرمایه بخش غیرقابل مبادله لزوماً بیکاری را کاهش نمی‌دهد. افزایش اشتغال در بخش غیرقابل مبادله به بهای اشتغال در بخش قابل مبادله به دست می‌آید.

۳. پیشینه مطالعات تجربی

۳-۱. مطالعات تجربی خارجی

چنری^۱ و همکاران (۱۹۸۶)، در اقتصاد کره‌ی جنوبی نشان دادند که صادرات منبع مهم رشد اقتصادی است و تأثیر گسترش صادرات در اشتغال در دوره‌ی ۱۹۷۵-۱۹۸۵ در اقتصاد این کشور، حدود ۳۰ درصد بوده است.

رینولدز^۲ (۱۹۸۷)، با اندازه‌گیری هزینه ایجاد اشتغال در بخش صادرات چین نشان داد که اثر خالص ایجاد اشتغال صادرات کمتر از واردات است.

جیمز^۳ و همکاران (۱۹۹۳) به این نتیجه رسیدند که تأثیر سیاست‌های تشویق صادرات در ایجاد اشتغال در هشت بخش از ۱۴ بخش اقتصاد کره جنوبی قابل توجه بوده است. در سال ۱۹۹۰، سهم اشتغال بخش‌هایی که تولید آنها بیشتر صادراتی بوده، ۶۱ درصد و صنایع جایگزین‌کننده واردات ۱۱/۴ درصد است.

گرینوی^۴ و همکارانش (۱۹۹۵)، به بررسی تأثیر تجارت بر اشتغال در ایالت کینگدوم پرداختند و نشان دادند که افزایش تجارت اعم از واردات و صادرات باعث کاهش تقاضای نیروی کار می‌شود. آنها نشان دادند که پتانسیل جایگزینی کارگران خارجی به جای داخلی، کشش دستمزد تابع تقاضای نیروی کار را افزایش می‌دهد.

خزی^۵ (۲۰۰۳) برای آزادسازی تجاری به عنوان یک عامل مهم در جهانی‌شدن تأکید دارد. زیرا در فرآیند جهانی‌شدن نابرابری درآمدها کاهش و فرصت‌های شغلی و دستمزدها افزایش می‌یابد و این عامل بااهمیتی در کشورهای در حال توسعه است.

1. Chenery
2. Reynolds
3. James
4. Greenaway
5. Khezy

لی^۱ (۲۰۰۵) آثار آزادسازی تجاری را روی رشد و اشتغال، در کشورهای در حال توسعه بررسی کرده است، نتایج او نشان می‌دهد که خود شرایط هر کشور و آثار محتمل در آن کشور فاکتورهای مهمی برای رشد و شرایط بازار کار است. خصوصاً تفاوت در چگونگی آزادسازی تجاری در کشورها عامل اساسی بسیار مهمی است.

کریستر^۲ و همکاران (۲۰۰۵) در مطالعه‌ی خود به اهمیت تأثیرات آزادسازی تجاری روی بازار کار و جریان اشتغال در اوکراین پرداخته‌اند. نتیجه‌ی مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری باعث ایجاد شغل می‌شود، اما توزیع اشتغال را به هم می‌زند. به عبارت دیگر در جریان آزادسازی تخصص و مهارت نیروی کار و ایجاد شغل برای افراد با تخصص و ماهر بسیار حائز اهمیت است. نیکل^۳ و همکاران (۲۰۰۵) اظهار می‌دارند که اگر قیمت صادرات سریعتر از واردات افزایش پیدا کند کند در رابطه‌ی مبادله بهبود حاصل می‌شود، در این صورت دستمزد کارگران افزایش پیدا می‌کند و این منجر به کاهش بیکاری می‌شود.

کاراناسو^۴ و همکاران (۲۰۰۷) در بررسی انباشت سرمایه و بیکاری کشورهای اسکانداوی با استفاده از تئوری واکنش زنجیره‌ای (CRT) دریافتند که موجودی سرمایه عامل تعیین کننده‌ی نرخ بیکاری هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت می‌باشد، همچنین آن‌ها دریافتند که کاهش نرخ رشد سرمایه عامل افزایش نرخ بیکاری در این کشورها می‌باشد.

فینسترا و هانگ^۵ (۲۰۰۷) رابطه صادرات کشور چین و اشتغال در این کشور را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رشد صادرات در سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۹۷ حداکثر ۲/۵ میلیون شغل در هر سال ایجاد کرده است و در طول دوره‌ی ۲۰۰۰-۲۰۰۵ صادرات بسیار سریع‌تر رشد کرده است که در اصل توضیحی مبنی بر افزایش اشتغال می‌باشد.

شیکر^۶ (۲۰۱۲) در مطالعه خود تأثیر انعطاف‌ناپذیری در حمایت از اشتغال را بر صادرات مورد بررسی قرار داده است. وی در مطالعه خود با استفاده از اطلاعات مربوط به ۲۶ کشور در شرق اروپا و منطقه آسیای مرکزی و استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که در برخی مناطق به دلیل محدودیت‌های قانون کار نمی‌توانند شغل جدید ایجاد کنند، در این مناطق مقدار صادرات کمتر از سایر مناطق است. همچنین، نتایج حاکی از آن است که بنگاه‌هایی که برای صادرات برنامه‌ریزی می‌کنند، قبل از شروع به صادرات، اندازه خود را گسترش می‌دهند.

1. Lee
2. Christer
3. Nickell
4. Karanassou
5. Feenstra and Hong
6. Şeker

گاستون و راجاگورو^۱ (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان «چگونه رونق صادراتی روی بیکاری تأثیرگذار است؟»، به بررسی تأثیر رونق صادراتی روی بیکاری در استرالیا طی دوره‌ی زمانی (۱۹۶۰-۲۰۰۸) پرداخته‌اند. آنها در این بررسی بیماری هلندی را به صورت موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله و موجودی سرمایه بخش‌های غیرقابل مبادله وارد الگو کرده‌اند. آن‌ها تخمین‌های خود را به روش مدل‌های ساختاری انجام داده و به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش تقاضا برای صادرات رابطه مبادله را بهبود بخشیده و نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد. در دوره مورد بررسی رونق بخش معدن باعث کاهش بیکاری شده است. موجودی سرمایه در بخش کالاهای قابل مبادله نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد ولی تأثیر موجودی سرمایه در بخش کالاهای غیرقابل مبادله روی بیکاری مهم است و بیکاری ممکن است افزایش یا کاهش یابد.

خو و شنگ^۲ (۲۰۱۴)، مقاله‌ای با عنوان «شوک‌های رابطه مبادله و جستجوی بیکاری درونزا» که شامل یک مدل دوبخشی با کالاهای غیرمبادله می‌باشد، را بررسی کرده‌اند. در این مقاله تأثیر شوک‌های رابطه مبادله روی بیکاری بررسی می‌شود. نتایج حاکی از این می‌باشد که تغییر در رابطه مبادله نه تنها منجر به تخصیص مجدد اشتغال در طول تمامی بخش‌های اقتصاد می‌شود، بلکه مهم‌تر از همه اینکه روی جستجوی بیکاری هر بخش نیز تأثیرگذار می‌باشد. همچنین در این مقاله به این نتیجه رسیده‌اند که بهبود رابطه مبادله، نرخ بیکاری را در هر دو بخش قابل مبادله و غیر قابل مبادله کاهش می‌دهد.

۲-۳. مطالعات تجربی داخلی

جعفری هرندی (۱۳۷۹)، در مطالعه خود تحت عنوان صادرات غیرنفتی و اشتغال به بررسی ارتباط میان صادرات غیرنفتی و اشتغال در ایران طی دوره‌ی زمانی (۱۳۳۷-۱۳۷۶) پرداخته است. نتایج بدست آمده از برآورد مدل، فرضیه این تحقیق مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین صادرات غیرنفتی و اشتغال را تأیید می‌کند.

دادگر و ندیری (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط جهانی شدن و بازار کار در کشورهای در حال توسعه (ترکیه، شیلی، مکزیک و هند) پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه در مورد ایران که با استفاده از داده‌های ترکیبی و آزمون اقتصادسنجی انجام گرفته است، حاکی از تأثیر منفی جهانی شدن بر اشتغال گروه‌های سه گانه صنعتی مورد بررسی، یعنی کل صنعت، صنایع واردات رقابتی و صنایع صادرات محور می‌باشد.

خالدی و همکاران (۱۳۸۶)، در مقاله‌ای با عنوان " بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات در بخش کشاورزی " نشان داده‌اند که افزایش موجودی سرمایه در بخش کشاورزی به‌عنوان نهاده مکمل و گسترش صادرات محصولات کشاورزی تأثیر مثبت معناداری روی میزان اشتغال بخش کشاورزی دارند. کسش‌های ایجاد اشتغال مربوط به موجودی سرمایه و صادرات کشاورزی بالا نبوده و اشتغال بخش کشاورزی بیشتر متأثر از عوامل اقتصادی و غیراقتصادی دیگری است که در مدل مزبور گنجانده نشده‌اند.

کمپجانی و قویدل (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی نقش آزادسازی تجاری بر بازار کار و اشتغال در ایران پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تابع تقاضای نیروی کار در ایران در بلندمدت هیچگونه تأثیری از آزادسازی تجاری در دوره مورد بررسی (۱۳۵۰-۱۳۸۳) از خود نشان نمی‌دهد. اما در کوتاه‌مدت اثر آزادسازی به گونه‌ای است که نقش آن در اشتغال نیروی کار ماهر بیشتر از نیروی کار غیرماهر است.

صامتی و همکاران (۱۳۸۷)، با استفاده از سه معیار جهانی شدن یعنی "آزادسازی تجاری و اشتغال، آزادسازی، همگرایی مالی و اشتغال، فناوری و اشتغال" به بررسی ارتباط جهانی شدن و اشتغال در کشورهای اندونزی، تایلند، فیلیپین، مالزی و ایران می‌پردازند. این مطالعه نشان می‌دهد که کسش اشتغال نسبت به تولید ناخالص داخلی هر کشور و نیز نسبت به درجه باز بودن اقتصاد مثبت است.

اسلاملوئیان و همکاران (۱۳۸۹)، مطالعه‌ای با عنوان " بررسی اثر باز بودن تجاری بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران " انجام دادند. در این پژوهش تأثیر باز بودن تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، تورم و رشد اشتغال در دوره‌ی (۱۳۸۶-۱۳۴۰) با استفاده از توابع عکس‌العمل ضربه‌ای (*IRF*) بررسی شده است. نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه‌ای، نشان می‌دهد که باز شدن تجاری در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر رشد اشتغال دارد. همچنین، یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر باز بودن تجاری، بر رشد اقتصادی، تورم و رشد اشتغال در بلندمدت اثری ندارد.

زارع و همکاران (۱۳۹۱)، با استفاده از یک الگوی پویا تأثیرات متغیرهای اثرگذار در بخش صنعت بر تغییرات میزان بیکاری در ایران را طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۸ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات بهره‌وری، تقاضای کل، عرضه نیروی کار و دستمزد دارای تأثیرات مستقیم و نوسانات شاخص سطح عمومی قیمت تأثیر معکوسی بر تغییرات میزان بیکاری در ایران دارند.

شهریاران و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر صادرات بر اشتغال در زیر بخش‌های کشاورزی ایران پرداخته‌اند. آنها از رهیافت داده‌های تابلویی، تأثیر متغیر صادرات بر تقاضای نیروی کار در زیر بخش‌های کشاورزی ایران شامل زراعت و باغبانی، دامپروری، شیلات و جنگلداری را در

دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۱ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که رشد صادرات بر افزایش اشتغال زیر بخش‌ها، به جز دامپروری، تأثیرات مثبت و معناداری داشته است.

۴. معرفی مدل و روش تحقیق

۴-۱. معرفی مدل

ضمن پیروی از گاستون و راجاگورو (۲۰۱۳) و با توجه به هدف این تحقیق که بررسی تأثیر رونق صادراتی بر روی بیکاری می‌باشد، نرخ بیکاری تابعی از رابطه مبادله، جمعیت فعال (عرضه‌ی نیروی-کار)، موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های غیرقابل مبادله و نرخ تورم در نظر گرفته می‌شود:

$$U = \alpha_0 + \alpha_1 LTOT + \alpha_2 LKT + \alpha_3 LKN + \alpha_4 LLF + \alpha_5 INF + b_1 DU65 + b_2 DU73 \quad (۸)$$

که در آن U : بیانگر نرخ بیکاری، $LTOT$: بیانگر رابطه مبادله، LKT : نشانگر موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله، LKN : موجودی سرمایه بخش‌های غیرقابل مبادله، LLF : جمعیت فعال، INF : نرخ تورم، $DU65$: متغیر مجازی است که بیانگر سال‌های وقوع جنگ تحمیلی بین ایران و عراق و تأثیر این رویداد بزرگ بر متغیرها، در مدل وارد شده است. همچنین $DU73$: نیز متغیر مجازی دیگری است که به عنوان جایگزین تعدیل نرخ ارز در مدل وارد شده است.

۴-۲. روش تحقیق

از آنجایی که روش‌های اقتصادسنجی کارآمد و متناسب با ویژگی‌های داده‌های آماری در دستیابی به نتایج سازگار و قابل اعتماد از اهمیت خاصی برخوردار است، در انجام تمام مراحل این تحقیق سعی شده از روش‌ها و معیارهای اقتصادسنجی که مناسب با شرایط و ویژگی‌های جامعه آماری مورد مطالعه که داده‌های با حجم محدود می‌باشند استفاده گردد. برای بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه از تکنیک اقتصادسنجی رهیافت آزمون کرانه‌ها به همجمعی و الگوی $ARDL$ که توسط پسران^۱ و همکاران ارائه شده است، استفاده می‌گردد. آزمون کرانه‌ها از امتیازاتی برخوردار است که محدودیت‌های موجود در سایر روش‌های بکار رفته در مطالعات قبلی را رفع می‌کند. به طوری که اولاً، روش‌های همجمعی مانند انگل و گرنجر و یوهانسن برای نمونه‌های با حجم کم مناسب نیستند، اما رهیافت آزمون کرانه‌ها برای نمونه‌های با حجم کم نیز بسیار مناسب می‌باشد (گاتک و سیدیکی^۲، ۲۰۰۱). ثانیاً در سایر روش‌های موجود برای بررسی همجمعی مانند یوهانسن باید

1. Pesaran

2. Ghatak and Siddiki

تمام متغیرها انباشته از درجه مشابهی باشد اما رهیافت آزمون کرانه‌ها نسبت به هم انباشته بودن متغیرها از درجه یک $I(1)$ یا صفر $I(0)$ بی‌تفاوت است و در بلندمدت تخمین‌های سازگار و با تورش کمتری را ارائه می‌دهد. اهمیت این مسأله به این دلیل است که نتایج آزمون‌های مختلف ریشه واحد ممکن است درجه‌های انباشتگی متفاوتی را برای متغیرها ارائه دهند و هیچ آزمونی که با قطعیت درجه انباشتگی متغیرها را تعیین کند، وجود ندارد. از این رو، در تعیین درجه انباشتگی متغیرها نااطمینانی وجود دارد که رهیافت آزمون کرانه‌ها این مشکل را حل کرده است (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). همچنین، در روش یوهانسن باید طول وقفه بهینه تمام متغیرها مشابه باشد و نتایج حاصل از آن نسبت به وقفه انتخاب شده حساس است، اما در این روش نیازی به مشابه بودن طول وقفه بهینه برای متغیرها نیست (پهلوانی و همکاران، ۲۰۰۵) و در نهایت اینکه، در آزمون همجمعی یوهانسن باید انتخاب‌های زیادی مانند انتخاب متغیرهای برون‌زا و درون‌زا و انتخاب طول وقفه بهینه صورت پذیرد و نتایج به دست آمده نیز نسبت به این انتخاب‌ها حساس است اما در رهیافت آزمون کرانه‌ها این مشکلات وجود ندارند (پهلوانی و همکاران، ۲۰۰۵).

از آنجایی که رهیافت آزمون کرانه‌ها در شرایطی که متغیرها همجمع از درجه ۲ باشند قابل استفاده نیست، در ابتدا به جهت اطمینان از این مسئله که هیچ‌کدام از متغیرها انباشته از درجه ۲ نباشند، آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون انجام می‌شود. بعلاوه، در متغیرهای کلان اقتصادی وجود شکست ساختاری امری محتمل می‌باشد و در نظر گرفتن این نقاط شکست علاوه بر اینکه ممکن است جهت رابطه علیت را تغییر دهد، تخمین‌های سازگارتری را ارائه داده و از ایجاد رگرسیون‌های ساختگی جلوگیری می‌کند (لی و چانگ^۱، ۲۰۰۵). همچنین، وجود ریشه واحد در داده‌های سری زمانی ممکن است به دلیل در نظر نگرفتن شکست ساختاری در روند این متغیرها باشد (پرون^۲، ۱۹۹۷). به این منظور، از آزمون ریشه واحد با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زای زیووت و اندروز^۳ (۱۹۹۲) و آزمون ریشه واحد لامزدین و پاپل^۴ (۱۹۹۷) که حداکثر ۲ شکست ساختاری درون‌زا را می‌آزماید، استفاده شده است. پس از بررسی مانایی با لحاظ شکست‌های ساختاری در متغیرها، وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها بررسی می‌گردد. به این منظور، از میان پنج حالتی که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده حالت‌های با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند، با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود و با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود که بیشتر با واقعیات اقتصادی سازگاری دارند و توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) توصیه شده‌اند، بررسی می‌شوند.

1. Lee and Chang

2. Perron

3. Zivot and Andrews

4. Lumsdaine and Papell

نقاط شکست متفاوتی که در آزمون‌های ریشه واحد زیووت و اندروز (۱۹۹۲) و لامزدین و پاپل (۱۹۹۷) مشخص شده‌اند در معادله خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی (ARDL) اولیه‌ای تخمین زده می‌شوند و از میان آنها بهترین نقاط شکست که به تصریح هر چه بهتر مدل کمک کنند و معنادار نیز باشند به مدل نهایی اضافه خواهند شد. به منظور تعیین بهترین تصریح مدل و تعداد وقفه‌های بهینه با توجه به محدود بودن حجم نمونه از معیار شوارتز بی‌زین^۱ (SBC) با حداکثر دو وقفه استفاده شده است که برای داده‌های سالانه با حجم کم مناسب است (پسران و اسمیت، ۱۹۹۸).

نتایج به دست آمده از این حالت‌ها مقادیری از F را به منظور بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ارائه می‌دهند که با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط نارایان^۲ (۲۰۰۵) مقایسه می‌گردند. در صورتی که مقدار F محاسبه شده پایین‌تر از مقدار کرانه پایین قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد نمی‌شود، اگر مقدار F محاسبه شده بالاتر از کرانه بالا قرار گیرد فرضیه صفر رد می‌شود که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد. در شرایطی که مقدار F بین دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه نمی‌باشد.

در گام بعدی، در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به منظور تعیین ضرایب بلندمدت متغیرها تخمین زده می‌شود که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$U_t = \rho_0 + \sum_{k=1}^p \rho_1 U_{t-k} + \sum_{k=0}^{q1} \rho_2 lTOT_{t-k} + \sum_{k=0}^{q2} \rho_3 lKT_{t-k} + \sum_{k=0}^{q3} \rho_4 lKN_{t-k} + \sum_{k=0}^{q4} \rho_5 lLF_{t-k} + \sum_{k=0}^{q5} \rho_6 INF_{t-k} + \tau_k DU_k + v_t \quad (9)$$

در نهایت به منظور به دست آوردن ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت الگوی ECM مورد بررسی قرار می‌گیرد که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta U_t = w_0 + \sum_{n=1}^p w_1 \Delta U_{t-k} + \sum_{m=1}^{q1} w_2 \Delta lTOT_{t-k} + \sum_{j=1}^{q2} w_3 \Delta lKT_{t-k} + \sum_{g=1}^{q3} w_4 \Delta lKN_{t-k} + \sum_{h=1}^{q4} w_5 \Delta lLF_{t-k} + \sum_{r=1}^{q5} w_6 \Delta INF_{t-k} + \tau_k DU_k + \emptyset ecm_{t-1} + z_t \quad (9)$$

۵. توصیف داده‌ها و نتایج تخمین مدل

۵-۱. داده‌ها و ویژگی‌های آن

متغیرهای استفاده شده در این مطالعه عبارتند از: نرخ بیکاری که از تقسیم جمعیت بیکار به جمعیت فعال به دست آمده است (U); لگاریتم رابطه مبادله ($LTOT$); که از رابطه زیر بدست آمده است و با تأسی از گاستون و راجاگورو (۲۰۱۳) به عنوان جایگزین رونق صادراتی در نظر گرفته شده است:

$$TOT = \frac{\frac{VX}{X}}{\frac{VM}{M}}$$

که در آن، VX : ارزش صادرات بر حسب میلیون دلار، X : مقدار صادرات بر حسب هزار تن، VM : ارزش واردات بر حسب میلیون دلار، M : مقدار واردات بر حسب هزار تن.

لگاریتم موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله به قیمت پایه‌ی سال ۱۳۷۶ (LKT); که در این تحقیق بخش‌های قابل مبادله عبارتند از: بخش کشاورزی، بخش نفت و گاز، بخش صنعت، بخش معدن، بخش ارتباطات و بخش حمل و نقل، لگاریتم موجودی سرمایه بخش‌های غیرقابل مبادله به قیمت پایه‌ی سال ۱۳۷۶ (LKN); که در این تحقیق بخش‌های غیرقابل مبادله عبارتند از: بخش آب و برق و گاز، ساختمان، مستغلات و سایر خدمات، لگاریتم جمعیت فعال بر حسب هزار نفر (LLF) و نرخ تورم (INF). در این تحقیق به سبب محدودیت در دسترسی به برخی از آمارهای مورد نیاز از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره‌ی زمانی (۱۳۵۳-۱۳۹۰) استفاده شده است. برای جمع‌آوری داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده از سایت‌های بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری سال‌های مختلف استفاده شده است.

برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است. در این جدول آماره جارک-برا برای تمام متغیرها به جز نرخ تورم نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال رد نمی‌شود، لذا تمامی متغیرها به جز نرخ تورم در سطح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪ به صورت نرمال توزیع شده‌اند.

جدول ۱. خلاصه آماره‌های توصیفی سری‌های زمانی مورد مطالعه

	U	$LTOT$	LKT	LKN	LLF	INF
میانگین	۱۲/۹۴	۴/۲۷	۱۲/۷۷	۱۳/۳۶	۹/۶۳	۱۸/۵۷
میانان	۱۲/۴۰	۴/۱۳	۱۲/۵۵	۱۳/۳۶	۹/۶۲	۱۷/۳۵
انحراف معیار	۲/۲۱	۰/۷۱	۰/۴۸	۰/۳۴	۰/۳۰	۸/۲۴
جارک-برا	۲/۴۸۹	۱/۷۵	۴/۷۴	۴/۸۲	۲/۵۵	۳۲/۲۳
احتمال	(۰/۲۸۸)	(۰/۴۱۵)	(۰/۰۹۳)	(۰/۰۸۹)	(۰/۲۷۹)	(۰/۰۰۰)

با توجه به اینکه از رهیافت آزمون کرانه‌ها در شرایطی که متغیرها انباشته از درجه ۲ باشند نمی‌توان استفاده کرد لازم است این ویژگی متغیرها در مطالعه حاضر بررسی گردد. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته در جدول (۲) گزارش شده است که بیانگر یکسان نبودن درجه جمعی متغیرها می‌باشد. نتایج بیانگر این است که متغیرهای LLF و LKN ، INF ، $LTOT$ در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ مانا می‌باشند. متغیر LKT و U در سطح نامانا بوده، متغیر U و LKT با یک بار تفاضل‌گیری مانا خواهد شد.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره دیکی-فولر	مقادیر بحرانی مک کینون			عرض از مبدأ	تعداد وقفه با معیار شوارتز
		۱٪	۵٪	۱۰٪		
U	-۲/۵۷	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	C	0
$LTOT$	-۴/۹۲	-۴/۲۷	-۳/۵۶	-۳/۲۱	C	0
LKT	-۱/۸۶	-۴/۲۳	-۳/۵۴	-۳/۲۰	C	۹
LKN	-۴/۷۳	-۴/۲۳	-۳/۵۴	-۳/۲۰	C	۱
LLF	-۴/۴۸	-۴/۳۱	-۳/۵۷	-۳/۲۲	C	0
INF	-۴/۳۱	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	C	۱
$D(LKT)$	-۲/۱۳	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	۹
$D(U)$	-۸/۲۷	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	0

منبع: نتایج تحقیق

نتایج آزمون فیلیپس-پرون در جدول ۳ آورده شده است. بر طبق این مقادیر متغیرهای LKT ، INF و LKN در سطح مانا بوده، ولی متغیرهای $LTOT$ ، LLF و U با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون

متغیر	آماره فیلیپس - پرون	مقادیر بحرانی مک کینون			روند	عرض از مبدأ	تعداد وقفه با معیار بارتلت - کرنر
		٪۱	٪۵	٪۱۰			
<i>U</i>	-۲/۴۴	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	-	C	۱
<i>LTOT</i>	-۳/۰۶	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۲۰	T	C	۲
<i>LKT</i>	۳/۰۱	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-	۴
<i>LKN</i>	-۶/۳۸	-۴/۲۳	-۳/۵۴	-۳/۲۰	T	C	۴
<i>LLF</i>	-۱/۴۶	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	-	C	۴
<i>INF</i>	-۳/۵۲	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱	-	C	۵
<i>D(TOT)</i>	-۷/۱۱	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-	۹
<i>D(U)</i>	-۸/۶۶	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	-	-	۴
<i>D(LLF)</i>	-۴	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	-	C	۴

منبع: نتایج تحقیق

با توجه به رخدادهایی مانند انقلاب اسلامی سال ۱۳۵۷، جنگ تحمیلی، تحریم‌های اقتصادی، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ و شوک‌های نفتی که اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است، وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی ایران بسیار محتمل است. بنابراین، وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی ممکن است به دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد (پرون، ۱۹۹۷). به این منظور آزمون ریشه واحد با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زای زیووت اندروز (۱۹۹۲) و آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لامزدین پاپل (۱۹۹۷) مورد استفاده قرار گرفته است. جدول (۴) به ارائه نتایج آزمون ریشه واحد زیووت اندروز با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا در داده‌ها می‌پردازد.

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد زیووت اندروز (ZA)

	<i>U</i>	<i>LTOT</i>	<i>LKT</i>	<i>LKN</i>	<i>INF</i>	<i>LLF</i>
سال شکست	۱۳۷۵	۱۳۶۰	۱۳۷۳	۱۳۶۵	۱۳۷۷	۱۳۸۴
تعداد وقفه	۰	۲	۱	۱	۱	۰
آماره آزمون	-۶/۹۵***	-۴/۸۳*	-۶/۱۹***	-۶/۳۹***	-۵/۶۷***	-۲/۴۴

مقادیر بحرانی آزمون زیووت اندروز در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب $-۵/۷۵$ ، $-۵/۰۸$ و $-۴/۸۲$ می‌باشند
***، **، * سطوح معناداری در ۱، ۵ و ۱۰ درصد

منبع: نتایج تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد زیووت اندروز نشان می‌دهد متغیرهای *U*، *LTOT*، *LKT*، *LKN* و *INF* با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا جمعی از مرتبه صفر هستند و متغیر *LLF*، با لحاظ این

شکست ساختاری درون‌زا جمعی از مرتبه صفر نخواهند بود. مشکل اساسی آزمون زیووت اندروز، در نظر گرفتن تنها یک شکست ساختاری درون‌زا در فرآیند آزمون ریشه واحد است. در حالی که امکان دارد چندین شکست در یک سری وجود داشته باشد. به همین دلیل لامزدین و پاپل (۱۹۹۷) روش جدیدی برای تعیین دو شکست ساختاری معرفی نمودند. به نظر آنها در صورتی که بیش از یک شکست معنی‌دار در سری وجود داشته باشد، لحاظ تنها یک شکست ناکافی خواهد بود و منجر به از دست دادن اطلاعات مهمی در الگو می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد لامزدین و پاپل (۱۹۹۷) در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون ریشه واحد لامزدین - پاپل (LP)

آماره	U	$LTOT$	LKT	LKN	INF	LLF
سال شکست ۱	۱۳۶۰	۱۳۵۸	۱۳۶۵	۱۳۷۰	۱۳۷۳	۱۳۷۶
سال شکست ۲	۱۳۷۵	۱۳۷۷	۱۳۷۴	۱۳۸۵	۱۳۸۲	۱۳۸۶
آماره آزمون	-۶/۵۵***	-۸/۱۴***	-۶/۳۵	-۵/۳۲	-۵/۶۵	-۱/۷۷

مقادیر بحرانی لامزدین - پاپل در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب $-۷/۳۴$ ، $-۶/۸۲$ و $-۶/۴۹$ می‌باشند.

***، ** و * : سطوح معناداری در ۱، ۵ و ۱۰ درصد

منبع: نتایج تحقیق

براساس نتایج این آزمون متغیرهای U و $LTOT$ ، با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا جمعی از درجه صفر خواهند بود.

۲-۵. آزمون کرانه‌ها

به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون رهیافت کرانه‌ها استفاده می‌شود. در این مدل متغیر نرخ بیکاری متغیر وابسته است، مقادیر F برای حالت‌های سوم، چهارم و پنجم تخمین زده شده است. مقادیر آماره‌ی F محاسبه شده برای این حالت‌ها با مقادیر بحرانی گزارش شده در نارایان (۲۰۰۵) که برای نمونه‌های با حجم کم محاسبه شده است مقایسه گردیده که نتایج تخمین آزمون کرانه‌ها برای مدل معرفی شده در تحقیق در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون کرانه‌ها

معادله	آماره‌ی F		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
$F_{LU} = (U/LTOT, LKT, LKN, INF, LLF, DU65, DU73)$	۴/۱۶۱*	۴/۴۴۹*	۵/۵۴۵**

$DU65$: متغیر مجازی برای سال‌های جنگ ایران و عراق، $DU73$: متغیر مجازی به عنوان جایگزین تعدیل نرخ ارز.

***، ** و * : سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

منبع: نتایج تحقیق

مقادیر آماره‌ی F محاسبه شده برای حالت‌های سوم و چهارم در سطح ۱۰ درصد و برای حالت پنجم در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر از کرانه بحرانی بالا می‌باشند. بنابراین، در این معادله فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد می‌شود.

۳-۵. نتایج برآورد مدل

در مرحله بعد، پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی به تخمین ضرایب بلندمدت و برآورد الگوی ECM به منظور تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت مدل مورد بررسی در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج تخمین رابطه بلندمدت

متغیر	C	$LTOT$	LKT	LKN	INF	LLF
ضرایب	۳۷۶/۷۱	-۱/۰۴۴	-۷/۰۸۹	-۱۱/۰۴	۰/۰۴۱	-۱۴/۶۱
آماره‌ی t	۳/۳۴	-۱/۷۹۷	-۳/۸۳	-۱/۹۲	۰/۹۰۴	-۱/۰۶۳
احتمال t	۰/۰۰۲۱	۰/۰۸۱۸	۰/۰۰۰۶	۰/۰۶۳۶	۰/۳۷۳۰	۰/۳۹۵۸

C : عرض از مبدأ

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که از جدول (۷) مشخص است در بلندمدت ضرایب موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله (LKT)، موجودی سرمایه بخش‌های غیرقابل مبادله (LKN) و رابطه‌ی مبادله ($LTOT$) از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار هستند. نتایج مطابق با تئوری ارائه شده راجع به رابطه مبادله و نرخ بیکاری می‌باشد. این ارتباط منفی را می‌توان به این شکل توجیه کرد که اگر در رابطه مبادله بهبود حاصل شود این بدین معنی است که کالاهای صادراتی در بازارهای جهانی با قیمت بالاتری مبادله می‌شوند، در نتیجه این افزایش قیمت باعث تشویق تولیدکنندگان داخلی به تولید بیشتر می‌شود. حال اگر تولید افزایش یابد از نظر اقتصادی این منجر به اشتغال بالاتر می‌شود و در نتیجه نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. همچنین ارتباط منفی بین موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله و نرخ بیکاری را می‌توان به این شکل توجیه کرد که اگر سرمایه‌گذاری در بخش‌های قابل مبادله افزایش یابد (البته این سرمایه‌گذاری‌ها باید طوری انجام شود که سهم اصلی آن مربوط به بخش خصوصی باشد)، این منجر به ایجاد فرصت‌های شغلی جدید می‌شود در نتیجه تقاضای نیروی کار توسط این بخش‌ها افزایش می‌یابد و این منجر به کاهش نرخ بیکاری در کشور خواهد شد. ضریب منفی موجودی سرمایه بخش‌های غیرقابل مبادله نیز نشان‌دهنده‌ی این واقعیت است که در اقتصاد ایران، اگر سرمایه‌گذاری در بخش‌های غیرقابل مبادله افزایش یابد این سرمایه‌گذاری‌ها نیز باعث ایجاد فرصت‌های شغلی جدید در این بخش‌ها خواهد شد، طی سال‌های اخیر در اقتصاد ایران، رشد

بخش‌های قابل‌مبادله مثل کشاورزی، صنعت، معدن و... کاهش یافته و بخش‌های غیرقابل‌مبادله مانند خدمات و ساختمان رشد پیدا کرده است. همچنین سهم اشتغال در بخش‌های قابل‌مبادله کاهش یافته ولی سهم اشتغال بخش‌های غیرقابل‌مبادله به طور قابل‌ملاحظه‌ای افزایش یافته است، که طبق تئوری‌های اقتصادی این نشان‌دهنده‌ی تزریق درآمدهای نفتی در اقتصاد است که منجر به ایجاد بیماری هلندی در اقتصاد ایران شده است.

جدول ۸: نتایج الگوی تصحیح خطای ECM

متغیرهای توضیحی	ضرایب	آماره‌ی t	احتمال t
DLLF	۳۵/۳۸	۲/۷۸	۰/۰۰۹۵
DLKN	-۱۱/۰۹۸	-۲/۱۲	۰/۰۴۳۲
DLKT	-۲۸/۷۲	-۵/۲۸	۰/۰۰۰۰
DINF	۰/۱۳۶	۵/۶۹	۰/۰۰۰۰
DLTOT	-۰/۹۱۶	-۲/۵۶	۰/۰۱۶۳
DDU73	-۱/۷۶۹	-۱/۶۱	۰/۱۱۸۲
DDU65	-۴/۴۹۱	-۳/۵	۰/۰۰۱۶
C	۱/۱۲۹	۲/۵۳	۰/۰۱۷۳
ECM(-1)	-۰/۹۵	-۷/۷۲	۰/۰۰۰۰
R² = ۰/۷۴	DW = ۲/۰۱۴		

D : تفاضل مرتبه اول، DDU73: متغیر مجازی به عنوان جایگزین تعدیل نرخ ارز، DDU65: متغیر مجازی برای سال‌های جنگ ایران و عراق، C: عرض از مبدأ.
منبع: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج الگوی تصحیح خطا در جدول (۸) در کوتاه‌مدت تمامی متغیرها به جز متغیر مجازی سال ۷۳ در سطح معناداری ۵٪ بر روی نرخ بیکاری معنادار هستند. برخلاف بلندمدت در کوتاه‌مدت جمعیت فعال (عرضه‌ی نیروی کار) و نرخ تورم با ضریب مثبت و معناداری بر نرخ بیکاری تأثیرگذار هستند. ضریب مثبت نرخ تورم نشان‌دهنده‌ی این واقعیت است که در اقتصاد ایران منحنی فیلیپس که رابطه‌ی معکوس بین نرخ تورم و بیکاری را نشان می‌دهد برقرار نمی‌باشد و این نشان‌دهنده‌ی وجود رکود تورمی در اقتصاد ایران می‌باشد. با توجه به ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران، کسری بودجه-های مداوم، شوک‌های ارزی حاصل از درآمد نفت، بی‌انضباطی مالی دولت و سیاست انبساطی پولی از مهمترین عوامل بروز این پدیده در کشور هستند. در یافته‌های این تحقیق عرضه‌ی نیروی کار در بلندمدت تأثیر معناداری بر نرخ بیکاری ندارد، ولی همانطور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود در کوتاه‌مدت این رابطه معنی‌دار و مثبت می‌شود. ضریب مثبت عرضه‌ی نیروی کار را می‌توان این‌طور

توجیه کرد که با توجه به اینکه در طی دوره‌ی ۱۳۶۵-۱۳۵۵ رشد جمعیت افزایش پیدا کرده، در حال حاضر به جمعیت فعال کشور اضافه شده است، ولی چون تقاضای نیروی کار به اندازه‌ی عرضه‌ی نیروی کار نبوده در نتیجه مازاد عرضه‌ی نیروی کار منجر به افزایش نرخ بیکاری در کشور شده است. همچنین در طی دهه‌های اخیر مشارکت زنان نیز در بازار کار افزایش یافته است که این عامل نیز جزء عوامل افزایش نرخ بیکاری در طی دهه‌های اخیر محسوب می‌شود. سایر متغیرها نیز با علامت مورد انتظار معنادار شده‌اند. ضریب جز تصحیح خطا با علامت مورد انتظار در سطح بالایی معنادار شده است. این ضریب علاوه بر اینکه نتایج آزمون کرانه‌ها مبنی بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در این معادله را تأیید می‌کند، سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت را نیز نشان می‌دهد. به طوری که در صورت انحراف از تعادل بلندمدت در این معادله در هر دوره به میزان ۹۵ درصد از آن جبران و به تعادل نزدیک می‌شود. همچنین نتایج برآورد شده در جدول (۸) نشان می‌دهد که ضریب تعیین مدل ۷۴ درصد بوده و مدل از توضیح‌دهی بالایی برخوردار است. آماره‌ی دوربین - واتسون نیز برابر با ۲/۰۱۴ است که بیانگر عدم وجود خودهمبستگی می‌باشد.

۴-۵. آزمون‌های تشخیصی

در جدول (۹) آزمون‌های تشخیصی مدل *ARDL* آورده شده است. براساس نتایج این جدول، فرض همسانی واریانس و نداشتن خود همبستگی سریالی در بین اجزای اخلاص را نمی‌توان رد کرد و بنابراین ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در بین اجزای اخلاص وجود ندارد. همچنین فرض عدم تورش در تصریح مدل را نیز نمی‌توان رد کرد.

جدول ۹: نتایج آزمون‌های تشخیصی

آزمون خودهمبستگی سریالی			آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون عدم تورش تصریح مدل			
	آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال	
	$F(۲,۲۳)$	۱/۰۱۸	۰/۳۷۶۹	$F(۱,۳۴)$	۰/۰۱۹۸	۰/۸۸۸۸	$F(۱,۲۴)$	۰/۷۱۸۹	۰/۴۰۴۹
	$CHSQ(۲)$	۳/۰۰۹	۰/۲۲۲۱	$CHSQ(۱)$	۰/۲۰۹۸	۰/۸۸۴۸	$CHSQ(۱)$	۱/۰۹۲۱	۰/۲۹۶۰

منبع: نتایج تحقیق

۵-۵. آزمون علیت گرنجر

اگر چه آزمون همجمعی می‌تواند وجود یا عدم وجود رابطه علیت بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند جهت رابطه‌ی علیت را مشخص کند. این امر توسط آزمون علیت گرنجر بیان می‌شود. بر همین اساس آزمون علیت گرنجری انجام پذیرفته و نتایج آن در جدول (۱۰) براساس *VECM*، گزارش شده است. نتایج جدول (۱۰) نشان می‌دهد که، در سطر آخر براساس احتمال مربوط به آماره - t که در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد، وجود رابطه بلندمدت از مجموع متغیرهای مستقل به نرخ

بیکاری تأیید می‌شود. از آنجا که از سطرهای اول تا پنجم هیچ کدام از احتمال‌های مربوط به آماره‌ی t معنی‌دار نیستند، وجود رابطه علیت بلندمدت دو طرفه میان متغیرها را نمی‌توان پذیرفت. همچنین به توجه به اینکه در سطر آخر هیچ کدام از احتمال‌های مربوط به آماره‌ی F معنادار نیستند وجود رابطه‌ی علیت کوتاه‌مدت از سایر متغیرها به نرخ بیکاری را نمی‌توان پذیرفت. لذا طبق نتایج جدول (۱۰) رابطه مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های غیر قابل مبادله، عرضه-نیروی کار و تورم در کوتاه‌مدت علت گرنجری نرخ بیکاری نبوده ولی رابطه‌ی علیت بلندمدت از رابطه مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های غیر قابل مبادله، عرضه‌ی نیروی کار و تورم به نرخ بیکاری در سطح ۱٪ پذیرفته می‌شود.

جدول ۱۰: نتایج آزمون علیت گرنجری

	LLF	LKN	LKT	LINF	LTOT	LU	ECM(t-1)
LLF	-	۹/۴۱ (۰/۰۰۱۲)	۸/۰۶ (۰/۰۰۲۵)	۲/۱۹ (۰/۱۳۶۹)	۱/۰۳ (۰/۳۷۲۹)	۲/۲۴ (۰/۱۳۱۸)	۰/۱۵۳ (۰/۰۸۸)
LKN	۲/۸ (۰/۰۸۳۶)	-	۲/۷۱ (۰/۰۸۹۸)	۰/۳۳۹ (۰/۷۱۶۰)	۰/۴۴۴۷ (۰/۶۴۶۹)	۰/۸۵۵ (۰/۴۳۹۳)	۰/۷۲۵ (۰/۴۷۶۴)
LKT	۰/۱۹۹ (۰/۸۲۰۹)	۸/۹۷۲ (۰/۰۰۱۵)	-	۰/۲۲۴ (۰/۸۰۰۸)	۰/۲۱۶۰ (۰/۸۰۷۴)	۱/۱۶۲ (۰/۳۳۱۹)	۰/۱۵۶ (۰/۸۷۶۹)
LINF	۰/۲۵۹ (۰/۷۷۴۲)	۰/۷۷۸۴ (۰/۴۷۱۹)	۱/۱۳۷ (۰/۳۳۹۶)	-	۰/۰۱۲۹ (۰/۹۸۷۱)	۲/۰۸۲ (۰/۱۴۹۶)	۰/۳۹۹ (۰/۶۹۳۸)
LTOT	۰/۴۵۳ (۰/۶۴۲۰)	۰/۷۲۰۷ (۰/۴۹۸۰)	۰/۱۳۳ (۰/۸۷۶۱)	۱/۷۷۸ (۰/۱۹۳۴)	-	۱/۵۳۴ (۰/۲۳۸۷)	۰/۴۷۸ (۰/۶۲۶۹)
LU	۰/۲۱۲ (۰/۸۱۰۶)	۰/۴۷۷۹ (۰/۶۲۶۶)	۲/۵۲۳ (۰/۱۰۴۲)	۰/۳۰۲۹ (۰/۷۴۱۸)	۰/۴۱۵ (۰/۶۶۵۵)	-	-۲/۵۷ (۰/۰۱۷۸)

منبع: نتایج تحقیق

نتیجه‌گیری

این تحقیق با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیر رونق صادراتی (از طریق رابطه مبادله)، عرضه‌ی نیروی کار، پدیده‌ی بیماری هلندی (از طریق کانال موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله و غیرقابل مبادله) و تورم بر روی نرخ بیکاری در ایران پرداخته است. دوره‌ی مورد بررسی این تحقیق ۱۳۵۳-۱۳۹۰ می‌باشد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون، تمامی متغیرها را جمعی از درجه‌های صفر و یک نشان می‌دهند. همچنین از آزمون‌های مانایی زیووت-اندروز و لامزین-پاپل که به ترتیب اولی با لحاظ یک شکست و دومی با لحاظ دو شکست مانایی را انجام می‌دهند، استفاده شد. نتایج این آزمون‌ها حاکی از این است که

تمامی متغیرها جمعی از درجه صفر و یک هستند. بنابراین، با توجه به اینکه هیچ کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نیستند، آزمون کرانه‌ها جهت بررسی روابط همجمعی میان متغیرها مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه همجمعی میان متغیرها را در سطح معناداری ۵٪ تأیید می‌نماید. در بلندمدت ضرایب موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله (LKT)، موجودی سرمایه بخش‌های غیرقابل مبادله (LKN) و رابطه‌ی مبادله (LTOT) از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار هستند. همچنین طبق نتایج الگوی تصحیح خطا در کوتاه‌مدت تمامی متغیرها به جز DU73 در سطح معناداری ۵٪ بر روی نرخ بیکاری تأثیر معناداری دارند. ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) نشان می‌دهد که در هر دوره ۹۵ درصد از عدم تعادل در بیکاری به سمت روند بلندمدت خود تعدیل می‌شود. همچنین نتایج آزمون علیت گرنجر شرطی براساس احتمال مربوط به آماره‌ی t که در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد، وجود رابطه بلندمدت از مجموع متغیرهای مستقل به نرخ بیکاری را تأیید می‌کند. از طرف دیگر، با توجه به اینکه هیچ کدام از احتمال‌های مربوط به آماره‌ی F معنادار نیستند، وجود رابطه‌ی علیت کوتاه‌مدت از سایر متغیرها به نرخ بیکاری را نمی‌توان پذیرفت. لذا طبق نتایج، رابطه مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های غیر قابل مبادله، عرضه‌ی نیروی کار و تورم در کوتاه‌مدت علت گرنجری نرخ بیکاری نبوده ولی رابطه‌ی علیت بلندمدت از رابطه مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های قابل مبادله، موجودی سرمایه بخش‌های غیر قابل مبادله، عرضه‌ی نیروی کار و تورم به نرخ بیکاری در سطح ۱٪ پذیرفته می‌شود.

منابع

- اسلاملوئیان، کریم؛ شفیعی سروسستانی، مریم و جعفری، محبوبه (۱۳۸۹)؛ «بررسی اثر باز بودن تجاری بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران (۱۳۸۹-۱۳۴۰)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۴، شماره ۲۱-۴۳:۱.
- افروز، آزاده (۱۳۹۰)؛ «مطالعه آزادسازی تجارت خارجی بر اشتغال بخش‌های اقتصادی»، ماهنامه‌ی کار و جامعه، شماره ۱۳۶: ۵۴-۴۱.
- جعفری هرندی، زهرا (۱۳۷۹)؛ صادرات غیرنفتی و اشتغال، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، رشته اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.
- خالدی، کوهسار؛ اردستانی، مریم و طوسی، ماندانا (۱۳۸۶)؛ «بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات در بخش کشاورزی (با تأکید بر سیاست‌های ارزی و تجاری)»، اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)، سال اول، شماره ۳: ۱۲۳-۱۱۱.
- دادگر، یداله و ندیری، محمد (۱۳۸۵)؛ «جهانی شدن و بازار کار در کشورهای در حال توسعه»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره اول: ۹۲-۶۵.
- زارع، هاشم؛ رضایی سخا، زینب و زارع، محمد (۱۳۹۱)؛ «بررسی تأثیرات متغیرهای اثرگذار در بخش صنعت بر تغییرات میزان بیکاری: یک الگوی پویای اقتصادی»، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال اول، شماره ۳: ۱۵۹-۱۳۵.
- شهریاران، فرحناز؛ نبی‌نیا، صدیقه؛ مهربابی بشرآبادی، حسین (۱۳۹۳)؛ «بررسی تأثیر صادرات بر اشتغال در زیر بخش‌های کشاورزی ایران»، نشریه راهبردهای توسعه روستایی، سال اول، شماره ۱: ۳۰-۱۷.
- صامتی، مجید؛ رنایی، محسن و صادقی، محسن (۱۳۸۷)؛ «جهانی شدن و اشتغال، بررسی کشورهای منتخب آسه آن و ایران»، نامه مفید (نامه اقتصادی)، سال ۱۴، شماره ۶۶: ۶۹-۹۰.
- کمیحانی، اکبر و قویدل، صالح (۱۳۸۵)؛ نقش جهانی شدن اقتصاد در اشتغال‌زایی بخش خدمات و صادرات غیرنفتی، رساله دکتری دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات.
- Blanchard, O., Katz, L. F. (1997); "What we know and do not know about the natural rate of unemployment". Journal of Economic Perspectives, 11(1): 51-72.
- Blanchflower, D. G., Oswald, A. J. and Sanfey, P. (1996); "Wages, Profits, and rent-sharing", Quarterly Journal of Economics, 111(1): 227-251.
- Bruno, M and Sachs, J. (1982); "Energy and Resource Allocation: A Dynamic Model of the Dutch Disease", The Review of Economic Studies, 49(5): 845-859.
- Chenery, H, S. Robinson and Syrquin, M. (1986); "Industrialization and Growth", A World Bank Research, Oxford University Press.
- Christer, A., Kupets, O. and Lehmann, H. (2005), "Trade Liberalization and Employment Effects in Ukrain", Discussion Paper Series.
- Corden, W. M., Neary, J. P. (1982); "Booming sector and de-industrialisation in a small open economy", The Economic Journal, 92(368): 825-848.

- Currie, J and Harrison (1997); "*Sharing the Costs: The Impact of Trade Reform on Capital and Labor in Morocco*", Journal of Labor Economics, 15(3): 44-71.
- Feenstra, R. C. and Hong C. H (2007); "*Chinas exports and employment*", NBER Working paper 13552. <http://www.nber.org/papers/w13552>.
- Gaston, N. and Rajagur, G. (2013); "*How an export boom affects unemployment*", Economic Modelling, 30: 343-355.
- Ghatak, S. and Siddiki, J. (2001); "*The use of ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India*", Journal of Applied Statistics, 28(5): 573-583.
- Greenaway, D., Hine, R. and Milner, C. (1995); "*Vertical and Horizontal Intra-Industry Trade: Across Industry Analysis for the United Kingdom*", The Economic Journal, 105(433): 1505-1518.
- James, W. E., Kim, H. and Fujita, N. (1993); "*Interindustrial Linkages and Employment in Korean Industry*", The Developing Economies, 31(2): 241-253.
- Karanassou, M., Sala, H. and Snower, D. J. (2008); "*Long- Run Inflation-Unemployment Dynamics: The Spanish Phillips Curve and Economic Policy*", Journal of Policy Modeling, 30(2): 279-300.
- Khezy, A. (2003); Jobs and incomes in a globalization world. International Labor Organization.
- Lee, E. (2005); "*Trade liberalization and employment*", Economic and Social Affairs, DESA Working Paper. No 5.
- Lumsdaine, R. L. and Papell, D. H. (1997); "*Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis*", Review of Economics and Statistics, 79(2): 212-218.
- McDonald, I.M., Solow, R.M. (1981); "*Wage bargaining and employment*", American Economic Review, 71(5): 896-908.
- Mehlum, H., Moene, K., Torvik, R. (2006); "*Institutions and the resource curse*", The Economic Journal, 116(508), 1-20.
- Mortensen, D., Pissarides, C. (1994); "*Job creation and job destruction in the theory of unemployment*", Review of Economic studies, 61(3): 397-416.
- Narayan, P. K. (2005); "*The Saving and Investment Nexus for China: Evidence From Cointegration Tests*", Applied Economics, 37(17): 1979-1990.
- Nickell, S. J., Layard, R. (1999); "*Labor market institutions and economic performance*", In: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds), Handbook of Labor Economics, Vol. 3C, 3029-3087.
- Pahlavani, M., Wilson, E. and Worthington, A. C. (2005); "*Trade-GDP nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model*", Faculty of Commerce Papers, University of Wollongong, Australia. <http://www.scipub.us/>; and <http://ro.uow.edu.au/commpapers/144> Accessed 05.09.06.
- Perron, P. (1997); "*Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables*", Journal of Econometric, 80(2): 355-385.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001); "*Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*", Journal of Applied Econometrics, 16(3): 289-326.
- Pesaran, M. H. and Smith (1998); "*Structural Analysis of Cointegration VARs*", Journal of Economic Surveys, 12(5): 471-505.

- Reynolds, Bruce (1987); "*Trade Employment and Inequality in Post Reform of China*", *Journal of Comparative Economics*, 11(3): 479-489.
- Şeker, M. (2012); "*Rigidities in employment, Protection and exporting*", *World Development*, 40(2): 238-250.
- Xu, X. and Sheng, Y. (2014); "*Terms of Trade Shocks and endogenous Search Unemployment: A Two-Sector Model with Non Traded Goods*", *Pacific Economic Review*, 19(2): 201-215.
- Zivot, E. and Andrews, D. (1992); "*Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis*", *Journal of Business and Economics*, 10(3): 251-270.

ضمائم:

اثبات معادله (4): از ترکیب شرایط مرتبه اول نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$w - \varphi\left(\frac{\tilde{\pi}}{l}\right) - (1 - \varphi)\omega = 0 \quad \text{که در آن } \tilde{\pi} = \pi + wl \text{ با تعریف کردن } \eta_{\square} = l\tilde{\pi}_l / \tilde{\pi}$$

و با توجه به اینکه $\tilde{\pi}_l = \omega$ معادله (4) به دست می‌آید. شرایط مرتبه‌ی دوم مستلزم این است که $\eta < 1$ باشد.