۴

بررسی وجود پدیده اثر تأخیری[1] در نرخ بیکاری اقتصاد ایران

سعید عیسی‌زاده*
محبوبه طبرسی**

تاریخ دریافت: ۹۳/۵/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۳/۸/۲

چکیده

ایران در شمار کشورهایی است که در طول دهه‌های اخیر، نرخ بالا و ماندگار بیکاری را تجربه کرده‌اند. بررسی روند بیکاری در ایران نشان می‌دهد که در طول سال‌های اخیر، این متغیر بدون تمایل به همگرا شدن به مقداری منحصربه‌فرد، به‌طور دائمی در سطح بالایی قرار گرفته است. این موضوع ما را بر آن داشت که به بررسی فرضیه وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران بپردازیم. عبارت اثر تأخیری، به‌معنای وابستگی به تاریخ گذشته است؛ بنابراین، اثر تأخیری در بیکاری دلالت بر وابستگی نرخ بیکاری به تاریخ گذشته‌اش دارد. با وقوع این اثر، تمام شوک‌ها اثر دائمی بر مسیر بیکاری خواهند داشت و اقتصاد هیچ‌گاه به تعادل بلندمدت نمی‌رسد؛ زیرا تعادل بلندمدت مدام درحال تغییر است. این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش‌های سنتی و نوین آزمون ریشه واحد در اقتصادسنجی که شکست‌های ساختاری را به‌طور برون‌زا و درون‌زا درنظر می‌گیرند، به بررسی وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۳۸ می‌پردازد. نتایج، وجود این اثر در نرخ بیکاری را مورد تأیید قرار می‌دهند. این نتیجه بیانگر آن است که در ایران، طی دوره مورد مطالعه، نرخ طبیعی بیکاری مسیر نرخ بیکاری جاری را دنبال کرده است؛ بنابراین، سیاست‌گذاران باید در اعمال سیاست‌های طرف تقاضا بسیار محتاطانه عمل کنند و این موضوع را درنظر بگیرند که نرخ بیکاری بالا، اگر به حال خود رها شود، ممکن است ماندگار و دائمی شده و مشکلاتی جدی در اقتصاد ایجاد کند.

واژه‌های کلیدی: *بیکاری، اثر تأخیری، ریشه واحد، شکست ساختاری، اقتصاد ایران*

طبقه‌بندی JEL: *J64, E12, E62*

---

1. Hysteresis

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا saeed_isazadeh@yahoo.com
** کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی mahbobetabarsi@yahoo.com

مقدمه

مفهوم نرخ طبیعی بیکاری که یکی از مفاهیم اصلی و مهم تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادی به‌شمار می‌رود، مفهومی مبهم با تعاریف متعدد و دوپهلو است؛ به‌گونه‌ای که به گفته ***گرانت***[1] (۲۰۰۲)، هیچ اجماعی در مورد ماهیت و نحوه اندازه‌گیری نرخ طبیعی بیکاری بین اقتصاددانان وجود ندارد. از سوی دیگر، مباحث نظری که راجع به پویایی نرخ بیکاری وجود دارد، برمبنای این مفهوم استوار است. ایرادهای تئوریک و تجربی بسیاری که اخیراً بر مفهوم نرخ طبیعی بیکاری وارد شده، موجب شده است بسیاری از اقتصاددانان به این نتیجه برسند که این مفهوم، بسیار ضعیف بوده و برای تحلیل پویایی بیکاری مناسب نیست؛ درنتیجه، تفسیر دیگری راجع به پویایی بیکاری مطرح شده است که همگرایی بلندمدت اقتصاد به‌سوی وضعیت ساکن یا مسیر رشد متعادل را نقض می‌کند. درواقع، تفسیر جدید مطرح‌شده، مبتنی‌بر انباشتگی پیامدهای شوک‌های گذشته است که برای توصیف این فرایند وابسته به زمان، اقتصاددانان آن را اثر تأخیری نامیده‌اند. عبارت اثر تأخیری از علم فیزیک اقتباس شده و به‌معنای وابستگی به تاریخ گذشته است؛ بنابراین، اثر تأخیری در بیکاری بیانگر تأثیر نرخ‌های گذشته بیکاری بر تعادل بلندمدت بیکاری است (گیل و آلانا، ۲۰۰۱). طبق این اثر، شوک‌های زودگذر، اثرات دائمی بر مسیر نرخ بیکاری خواهند داشت. با توجه به اینکه ایران ازجمله کشورهایی است که در طول دهه‌های اخیر، نرخ بالا و ماندگار بیکاری را تجربه کرده و سیاست‌های اشتغال دولت نیز ناموفق بوده است، بررسی وجود پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری

1. Grant

اقتصاد ایران به‌منظور سیاست‌گذاری‌های مناسب اقتصادی ضروری به‌نظر می‌رسد. در این مقاله، ابتدا مباحث نظری بروز پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری را مطرح می‌کنیم. در ادامه، پس از مرور مطالعات تجربی انجام‌شده در مورد این پدیده، با استفاده از آزمون‌های مختلف ریشه واحد در اقتصادسنجی به بررسی وجود آن در نرخ بیکاری اقتصاد ایران، طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۳۸ می‌پردازیم. سپس نتایج تحلیل و در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۱. چارچوب نظری

نکته قابل‌توجه در مفهوم اثر تأخیری، شباهت زیاد آن به مفهوم ماندگاری[1] است؛ به‌گونه‌ای که برخی از محققان به اشتباه این دو عبارت را یکسان فرض کرده‌اند. ماندگاری بیکاری زمانی رخ می‌دهد که اثر یک شوک، دست‌کم برای دو دوره زمانی احساس شود؛ به بیان دیگر، نرخ بیکاری دست‌کم برای ۲ سال بالاتر یا پایین‌تر از نرخ طبیعی بیکاری (تعادلی بلندمدت) باشد؛ درحالی‌که در پدیده اثر تأخیری، اثر یک شوک حتی اگر خودش موقتی و زودگذر باشد، دائمی[2] می‌شود؛ زیرا تعادل بلندمدت بیکاری تحت تأثیر مسیر نرخ جاری بیکاری قرار می‌گیرد (اوساما و همکاران، ۲۰۰۳). به‌منظور نشان دادن آثار شوک‌های گذشته بر تعادل بلندمدت بیکاری، اقتصاددانان تعاریف مختلفی برای اثر تأخیری در بیکاری بیان کرده‌اند که معروف‌ترین آنها شرط وجود ریشه واحد در سری زمانی نرخ بیکاری است. با وقوع اثر تأخیری، سری نرخ بیکاری از گام تصادفی با رانش پیروی می‌کند (دارای ریشه واحد است) و هیچ‌گاه به مقدار تعادلی اولیه‌اش برنمی‌گردد (بلانچارد و سامرز، ۱۹۸۶a). طبق تعریف ریشه واحد، این واژه برای اشاره به وضعیتی که در آن نرخ بیکاری به یک ترکیب خطی از مقادیر گذشته‌اش بستگی دارد و مجموع ضرایب دقیقاً برابر با یک است، استفاده می‌شود (بلانچارد و سامرز، ۱۹۸۶a). به گفته ***بلانچارد*** و ***سامرز*** (۱۹۸۸)، در این حالت با تعادلات شکننده در بیکاری

1. Persistence

2. Permanent

مواجه هستیم؛ درصورتی‌که طبق مدل‌های نئوکلاسیکی، زمان برگشت‌پذیر[1] و سیستم‌ها (در اینجا نرخ بیکاری) خودپایدار[2] هستند. ویژگی خودپایداری به این معنا است که با از بین رفتن یک شوک زودگذر، سیستم به تعادل اولیه برمی‌گردد (کراس و همکاران، ۱۹۹۸). ویژگی برگشت‌پذیری زمان نیز بیانگر این است که پس از وارد شدن اختلالات، سیستم از طریق گام‌های بازگشتی[3] به وضعیت پیشین بازخواهد گشت (کراس، ۱۹۹۴). ویژگی‌های بالا تأییدکننده این مطلب است که سیستم به یک شیوهٔ مستقل از مسیر[4]، خودبه‌خود به تعادل برمی‌گردد که فرضیه نرخ طبیعی بیکاری نمونه‌ای از این تعادل‌های پایدار است. ولی در حضور اثر تأخیری به‌عنوان ریشه واحد، نرخ تعادلی بیکاری با دربر داشتن آثار تمام شوک‌های گذشته همواره درحال تغییر و وابسته به مسیر[5] نرخ جاری بیکاری است و حافظه غیرانتخابی[6] درباره شوک‌های گذشته دارد؛ به بیان دیگر، با وقوع یک شوک جدید، آثار تمام شوک‌های گذشته، در ایجاد موقعیت تعادلی در آینده درنظر گرفته می‌شود و اعمال دو شوک هم‌اندازه، ولی در جهت مخالف، هیچ اثر خالصی برجای نمی‌گذارد (امابل و همکاران، ۱۹۹۵). در این‌صورت، رابطه بین تورم و بیکاری مانند منحنی فیلیپس نیست و کاهش نرخ بیکاری به پایین‌تر از نرخ طبیعی، منجر به شتاب پیوسته تورم نمی‌شود؛ بلکه برعکس، افزایش قیمت‌ها به یک مقدار متناهی و محدود همگرا می‌شود (دوبی، ۱۹۹۷). بنابراین، دولت‌مردان نمی‌توانند سیاست‌هایشان را براساس رابطه جانشینی بین تورم و بیکاری اعمال کنند.

محدودیت این مدل‌سازی برای پویایی نرخ بیکاری حالت خاص آن است. به‌عبارت دیگر، شرط وجود اثر تأخیری، وجود ریشه واحد در سری نرخ بیکاری است و به این منظور، جمع ضرایب مربوط به مقادیر گذشته نرخ بیکاری باید دقیقاً برابر با یک باشد که حالت بسیار خاص و نشان‌دهنده وابستگی کامل نرخ بیکاری به مقادیر

---

1. Reversible

2. Homeostatic

3. Retracing Steps

4. Path-independence

5. Path-dependence

6. Non-selective Memory

گذشتهٔ آن است؛ درنتیجه، برای عمومی‌تر کردن این عبارت، ***بلانچارد*** و ***سامرز*** (۱۹۸۶a)، در پایان مقاله خود آن را برای توصیف وضعیتی که درجه وابستگی به گذشته بسیار بالا است و جمع ضرایب نزدیک به یک است، نه لزوماً یک، به‌کار برده‌اند. مشکلی که در این تعریف وجود دارد این است که نشان دادن جمع ضرایب نزدیک به یک، از طریق روش‌های اقتصادسنجی ممکن نیست و بلانچارد و سامرز هیچ راه‌حلی برای آن در آزمون‌های تجربی ارائه نداده‌اند. به همین دلیل، در اکثر آزمون‌های ریشه واحدی که تاکنون انجام شده است، اثر تأخیری برای توصیف وضعیتی که در آن جمع ضرایب دقیقاً برابر با یک است، بیان شده است. به گفته ***بن***[1] (۱۹۹۲)، عبارت اثر تأخیری، امروزه برای توصیف هر مکانیسمی که موجب شود شوک‌های زودگذر اثرات ماندگار ـ نه لزوماً دائمی ـ داشته باشند، استفاده می‌شود. در مقاله ***لیارد*** و همکاران (۱۹۹۱)، عبارت اثر تأخیری، تقریباً مترادف با عبارت ماندگاری به‌کار رفته است؛ درحالی‌که تفسیر اولیه اثر تأخیری (وجود ریشه واحد در مدل خطی)، اثر تأخیری محض نام گرفته است. از دید تئوریک، اثر تأخیری در بیکاری می‌تواند از کانال‌های بسیاری ایجاد شود که رایج‌ترین آنها میان اقتصاددانان عبارتند از: تئوری کارگران داخل گود ـ خارج گود[2]، کمبود سرمایه و کاهش مهارت‌ها و اثربخشی جستجو. این ایده که اثر تأخیری در بیکاری می‌تواند از دستمزدی که منحصراً منافع کارگران داخل گود در تعیین آن دخالت دارد ایجاد شود، توسط بلانچارد و سامرز[3] (۱۹۸۶ a,b) و ***گاتفرایز*** و ***هورن***[4] (۱۹۸۷) توسعه داده شد. دو فرض مهم و اساسی در این مقالات وجود دارد. فرض نخست این است که تنظیمات دستمزد تحت تسلط کارگران داخل گود، یعنی کارگرانی که در حال حاضر مشغول به‌کار هستند، قرار دارد. فرض دوم این است که کارگران داخل گود با کارگران خارج گود تعویض و جایگزین نمی‌شوند. به‌دلیل وابستگی دستمزد بهینه کارگران داخل گود به تعداد آنها و درنتیجه به اشتغال دوره قبل، اثر تأخیری در بیکاری ایجاد می‌شود. به‌دنبال وقوع یک شوک منفی و کاهش تعداد

1. Bean
2. Insider- Outsider Theory
3. Blanchard & Summers
4. Gottfries and Horn

کارگران شاغل، تعداد مشاغل مورد نیاز در آینده به‌منظور اطمینان یافتن از استخدام دوباره کارگران داخل گود کاهش و درنتیجه، دستمزد بهینه این کارگران در دوره‌های بعد افزایش می‌یابد. در حالتی که تعداد کارگران داخل گود برابر با میزان اشتغال است، بلانچارد و سامرز (a,b ۱۹۸۶) نشان دادند که اشتغال دارای یک فرایند ریشه واحد است. در نظریه دوم، دو سازوکار، کانال ایجاد ماندگاری بیکاری هستند. سازوکار نخست که توسط ***سوسکیس*** و ***کارلین***[1] (۱۹۸۹) مطرح شد، بیانگر این حقیقت است که در طول دوره رکود اقتصادی، بهره‌برداری از ظرفیت به پایین‌تر از سطح مورد نظر خود کاهش یافته است که این امر باعث اسقاط سرمایه می‌شود. به‌دنبال سطح پایین‌تر سرمایه، نرخ تعادلی جدید و بالاتر بیکاری وجود دارد که حتی زمانی‌که نیروهای ضدتورمی به پایان رسیده باشد، وجود خواهد داشت. در این وضعیت، تنها از طریق فرایند بسیار آهسته انباشت سرمایه می‌توان نرخ تعادلی اولیه بیکاری را به‌دست آورد. سازوکار دوم که توسط جوهانسن (۱۹۸۲) مطرح شد، مربوط به نوع استراتژیک سرمایه‌گذاری به‌جای سطح آن است. در طول بحران اقتصادی، سرمایه‌گذاری‌ها معمولاً با هدف کاهش هزینه، به‌جای تقویت و افزایش ظرفیت انجام می‌شوند. از سوی دیگر، در دوره رونق، تقویت و افزایش ظرفیت، بالاترین اولویت را دارد؛ بنابراین، چرخه‌های تجاری منجر به تغییرات بلندمدت در ساختار ورودی اصلی و پایه‌ای در برخی صنایع می‌شوند. منشأ دیگر اثر تأخیری در بیکاری، از دست دادن مهارت‌های انسانی است. این تئوری بیانگر اثر منفی مدت‌زمان بیکاری بر عرضه و تقاضای افراد بیکار است. افراد بیکار ممکن است طی دوره بیکاری مهارت‌های خود را از دست بدهند و روحیه‌شان نیز برای جستجوی شغل تضعیف شود. این امر باعث کاهش جذب نیروی کاری خواهد شد که مدت زیادی بیکار مانده است. به بیان دیگر، کارگرانی که شغل خود را هنگام کاهش تقاضا از دست داده‌اند، ممکن است برای یافتن شغل، هنگامی‌که تقاضا افزایش می‌یابد، با مشکل روبه‌رو شوند. به این دلایل، با افزایش مدت‌زمان بیکاری، احتمال یافتن شغل کاهش و پس از مدتی به‌سمت صفر میل می‌کند. در چنین فضایی، بیکاری تعادلی برابر با تعداد بیکاران بلندمدت است که این فرایند، بیکاری ادواری را به

1. Soskice & Carlin

ساختاری تبدیل می‌کند؛ زیرا افراد بیکار، غیرقابل‌استخدام می‌شوند. درواقع، با افزایش بیکاری، سطح متوسط سرمایه انسانی در دوره بعد کاهش می‌یابد که این امر باعث کاهش سودآوری مورد انتظار بنگاه‌ها و ورود مشاغل کمتر به بازار می‌شود. این قضیه باعث افزایش دوباره بیکاری در دوره بعد خواهد شد. تحت چنین شرایطی، با وقوع یک شوک، اقتصاد به‌سمت نرخ بیکاری تعادلی بالاتر حرکت می‌کند (پیساردیز، ۱۹۹۲). به عقیده ***رود*** (۱۹۹۷)، کاهش سرمایه انسانی لزوماً باعث ایجاد اثر تأخیری نمی‌شود. بسیاری از اقتصاددانان به نبودِ رابطه بین سطح بهره‌وری و بیکاری اعتقاد دارند. به گفته آنها در بلندمدت، تغییرات در بهره‌وری به‌طور کامل در دستمزدها منعکس می‌شود. ولی همان‌گونه که فلپس (۱۹۷۲) می‌گوید، تعدیل در دستمزدها در برابر تغییرات در سطح سرمایه انسانی، زمان بسیار زیادی به‌طول می‌انجامد که این امر درجه بالایی از ماندگاری را توضیح می‌دهد. به گفته رود (۱۹۹۷)، در دو حالت اثر تأخیری محض ایجا می‌شود: ۱) کاهش سرمایه انسانی به‌طور یکنواخت صورت نگیرد؛ به‌عنوان مثال، کارگران با مهارت پایین نسبت به کارگران با مهارت بالا بیشتر تحت تأثیر قرار بگیرند که این امر مانع تعدیل دستمزدهای نسبی می‌شود. ۲) کاهش فعالیت جستجو همراه با تعیین دستمزد توسط کارگران داخل گود باشد. به بیان دیگر، کاهش فعالیت جستجو میان بیکاران دلالت بر چشم‌انداز شغلی بهتر برای کارگران داخل گود دارد؛ درنتیجه، دستمزد بهینه، وابسته به نرخ‌های گذشته بیکاری می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

در مورد مطالعات داخلی مرتبط با موضوع این مقاله می‌توان به مطالعه ***عباسی‌نژاد*** و ***کاظمی‌زاده*** (۱۳۷۹) اشاره کرد. آنان به شناسایی روابط دقیق پدیده‌های تورم و بیکاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت و همچنین تعیین نرخ طبیعی بیکاری در ایران پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت رابطه معکوس بین نرخ تورم و بیکاری صادق است و در این بین، نتایج به‌دست‌آمده از مدل‌های خطی و غیرخطی منحنی فیلیپس بیانگر سازگاری بهتر مدل‌های خطی در اقتصاد ایران است. همچنین، در این مطالعه فرضیه نرخ طبیعی بیکاری در ایران با استفاده از روش‌های همگرایی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج، حاکی از تأیید این فرضیه بود و مقدار کمّی

آن با محاسبه رشد بلندمدت بهره‌وری (۱/۷ درصدی)، حدود ۷/۶ درصد برای اقتصاد ایران محاسبه شد. همچنین ***شیرافکن*** و ***جلائی*** (۱۳۸۹)، در مطالعه خود با مطرح کردن اهمیت کاهش نرخ بیکاری همراه با تورم بدون شتاب، به‌منظور رفع مشکلات اقتصادی در بخش اشتغال، به اندازه‌گیری این نرخ برای ایران پرداخته‌اند. آنان که از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۸–۱۳۶۸ و روش STM/UN استفاده کرده‌اند، به این نتیجه رسیده‌اند که در دوره مذکور، این نرخ در مقایسه با نرخ بیکاری با نوسان بیشتری همراه بوده است؛ ولی از سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۸۸ بیشتر از نرخ بیکاری موجود بوده است.

در مورد وجود پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری، مطالعات تجربی فراوانی در کشورهای مختلف انجام شده است؛ به‌گونه‌ای که اکثراً وجود این پدیده را مورد تأیید قرار داده‌اند. ***نیکلاس لاوسون***[1] (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا اثر تأخیری در نرخ‌های بیکاری وجود دارد؟»، فرضیه وجود اثر تأخیری در نرخ‌های ماهانه بیکاری ۸ کشور OECD را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد ADF و KPSS و همچنین برآوردهای AFRIMA مورد آزمون قرار داد و به این نتیجه رسید که نمی‌توان فرضیه وجود اثر تأخیری را در نرخ بیکاری این کشورها رد کرد. ***گوانگ‌رانگ*** و ***یان‌جان***[2] (۲۰۱۰)، در تحقیقی با عنوان «شوک‌های خارجی، شکست‌های ساختاری و اثر تأخیری در بیکاری چین»، آزمون‌های ریشه واحد بازگشتی[3]، گردشی[4] و ترتیبی[5] را برای تعیین درون‌زای نقاط شکست ساختاری در داده‌های سالانه نرخ بیکاری شهری چین در دوره ۲۰۰۹–۱۹۷۸، به‌کار برده‌اند. این اقتصاددانان نشان دادند که سه شکست ساختاری در سری زمانی نرخ بیکاری شهری چین وجود دارد که توسط شوک‌های خارجی به‌وجود آمده است. به‌هرحال، آنان نتوانستند فرضیه وجود ریشه واحد را که ثابت‌کننده وجود اثر تأخیری است، رد کنند. ***سیو یون‌لی*** و همکاران[6] (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای با عنوان «اثر تأخیری در نرخ بیکاری کشورهای آسیای شرقی»، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد

---

1. Niclas Lavesson

2. - Guang-Rong & Yan-Jun

3. Recursive

4. Rolling

5. Sequential

6. Hsiu-Yun Lee and et.al

پیشرفته در داده‌های پانل به این نتیجه رسیدند که اثـر تـأخیری در ایـن کشـورها وجـود دارد. نتیجه جالبی که از این مطالعه به‌دست آمد، ایـن بـود کـه ایـن اقتصـادها بـرخلاف اقتصـادهای اروپـایی (کـه بـازار کـار سـفت‌وسـختی دارنـد) دارای بـازار کـار بسـیار انعطاف‌پذیری هستند؛ ولی با این وجود، فرضیه وجود ریشه واحـد را در ایـن اقتصـادها نمی‌توان رد کرد. ***میچل***[1] (۱۹۹۳)، برای نشان دادن اثـر تـأخیری از چنـدین روش بـرای آزمون ریشه واحد در نرخ‌های بیکاری فصلی ۱۵ کشور صنعتی در دوره زمانی ۱۹۶۵ تـا سال ۱۹۹۱، استفاده کرد. همچنین وی برای تعدادی از کشورها از مشاهدات سالانه نـرخ بیکاری که بیش از ۱۰۰ سال را شامل می‌شد، استفاده نمود. آزمون‌های او به‌طـور مـداوم حتی با درنظر گرفتن شکست ساختاری، در رد فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد بـا شکست روبه‌رو شدند. در جدول شماره (۱)، برخی از مهم‌تـرین یافتـه‌هـای تجربـی در مورد وجود پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری که با استفاده از آزمون‌های متفاوت ریشـه واحد و در دوره‌های زمانی و کشورهای مختلف انجام شده است، ذکر می‌شود.

جدول شماره (۱). برخی از مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام‌شده

محقق	کشور (های) مورد مطالعه	دوره مورد مطالعه	روش تحقیق	نتیجه تحقیق
کیونو و سن[2] (۲۰۱۰)	۸ کشور منتخب OECD	۲۰۰۹-۱۹۹۳	آزمون ریشه‌واحد فیلیپس-پرون	وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری زنان و مردان در همه کشورها غیر از فنلاند و ایتالیا
کیونو و سن (۲۰۰۸)	۸ کشور منتخب OECD	۲۰۰۷-۱۹۹۰	آزمون‌های ریشه‌واحد ADF و Zivot, Andrews	وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری زنان و مردان
منگس و استرهلم[3] (۲۰۱۰)	۱۷ کشور منتخب OECD	۲۰۰۵-۱۹۷۸	آزمون‌های ریشه واحد ADF, KPSS, ZA	وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری کشورهای اتریش، فنلاند، ایسلند، اسرائیل، ایتالیا، ژاپن و سوئد
گمز و دا سیلوا[4] (۲۰۰۸)	کشورهای برزیل و شیلی	۲۰۰۶-۱۹۸۵	آزمون ریشه واحد Lee and Strazicich	وجود اثر تأخیری
لی و چانگ[5] (۲۰۰۸)	۱۴ کشور منتخب OECD	۲۰۰۷-۱۹۸۰	آزمون ریشه واحد Lee and Strazicich	نبود اثر تأخیری در نرخ بیکاری همه کشورهای مورد مطالعه غیر از فرانسه و انگلیس

منبع: مطالعات تحقیق

1. Mitchell
2. Queneau and Sen
3. Magnus and Österholm
4. Gomes and da Silva
5. Lee and Chang

۳. روش تحقیق و مدل مورد بررسی

در این مقاله، برای پی‌بردن به وجود یا فقدان اثر تـأخیری در نـرخ بیکـاری اقتصـاد ایران، از روش‌های مختلـف سـنتی و نـوین آزمـون ریشـه واحـد در اقتصادسـنجی استفاده می‌شود. آزمـون‌هـای دیکـی فـولر تعمـیم‌یافتـه و فیلیـپس-پـرون[1] ازجملـه آزمون‌های سنتی و شناخته‌شده‌ای هستند که در این مطالعه نیز مـورد اسـتفاده قـرار می‌گیرند. اما باید توجه داشـت کـه ایـن آزمـون‌هـا از لحـاظ کـردن شکسـت‌هـای ساختاری در سری‌های زمانی عاجزند؛ ایـن درحـالی اسـت کـه موضـوع تغییـرات ساختاری اهمیت قابل‌توجهی در تحلیل سری‌هـای زمـانی اقتصـاد کـلان دارد. اگـر تحـولات سـاختاری در رونـد داده‌هـای سـری زمـانی مشـاهده و در تخمـین‌هـای اقتصادسنجی مورد استفاده قرار نگیرند، باعث می‌شود که نتایج به‌سمت نتیجه غلـط عدم رد فرض نامانایی داده‌ها، تورش داشته باشند. بنـابراین بسـیار مهـم اسـت کـه شکست‌های ساختاری بالقوه را در داده‌ها درنظر گرفته و با اطمینان بیشتری آزمـون نامانایی را انجام دهیم (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

پرون برای نخستین‌بار در سال ۱۹۸۹ روشی را برای بررسی وجـود یـا فقـدان ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری در سری‌های زمانی معرفی کرد. فرض صـفر بودن در این روش، وجود یک ریشه واحد است. در مقابل، براساس فـرض رقیـب، فرض می‌شود سری‌ها دارای «روند مانا» هستند. الگوی مذکور به‌صورت زیر است:

(۱)

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \gamma DT_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \theta_i \Delta x_{t-i} + e_t$$

براساس الگوی پرون (۱۹۸۹)، سه نوع متغیر مجازی برای تعیین اثـر شکسـت‌هـای ساختاری در الگو درنظر گرفته می‌شود. متغیـر مجـازی DU_t نشـان‌دهنـده تغییـر در عرض از مبدأ است و DU_t =۱، اگر $t > TB$ و در غیر این‌صورت برابر با صفر درنظر گرفته می‌شود. متغیـر مجـازی DT_t تغییـر در شـیب تـابع رونـد را نشـان مـی‌دهـد؛ به‌گونه‌ای که $DT_t^* = t$ (یا $DT_t^* = t$ اگـر $t > TB$) و در غیـر ایـن‌صـورت صـفر است و متغیر مجازی $(DTB)_t$ =۱ است اگر $t = TB + 1$ و در غیر این‌صورت صـفر

1. Phillips & perron

خواهد بود. با فرض صحت فرضیه «وجود ریشه واحد» (نامانایی) انتظار می‌رود:
(۲)

$$d \neq 0, \beta = 0, \gamma = 0 \text{ و } \rho = 1$$

اگر آماره $t\hat{\rho}$ که با استفاده از رابطه $t\hat{\rho}= \frac{\hat{\rho}-1}{s(\hat{e})}$ محاسبه می‌شود، از مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پرون که برحسب λ (حاصل تقسیم سال شکست بر طول دوره مورد بررسی) گزارش شده‌اند کمتر باشد، فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

روش پرون (۱۹۸۹) توسط برخی از محققان ازجمله ***کریستیانو***[1] (۱۹۹۲) مورد انتقاد قرار گرفته است؛ زیرا در این روش، زمان شکست ساختاری به‌صورت یک عامل برون‌زا و ازپیش‌تعیین‌شده درنظر گرفته می‌شد. ***زیوت*** و ***اندریوز*** براساس آزمون اصلی پرون (۱۹۸۹) الگویی را پیشنهاد دادند که در آن زمان شکست ساختاری به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شود. فرض صفر در این روش این است که متغیر مورد بررسی دارای ریشه واحد است؛ به‌طوری که هیچ شکست ساختاری در الگو وارد نشود، درحالی‌که فرض مقابل بیان می‌کند که سری زمانی دارای روندی مانا با یک شکست ساختاری است که در زمانی نامعلوم رخ داده است. الگوی زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) با یک شکست ساختاری درون‌زا در سری‌ها (مانند y_t) به‌صورت زیر است:
(۳)

$$H_0: y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

$$H_1: y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\widehat{T_b}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\widehat{T_b}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c_j}^C \Delta y_{t-j} + \hat{e_t}$$

در الگوی بالا DU_t یک متغیر مجازی پایدار است که تغییر در عرض از مبدأ را دربر دارد و DT_t متغیر مجازی نشان‌دهنده انتقال در روند در زمان شکست ساختاری TB است. همچنین متغیرهای مجازی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

1. Christiano

(۴)

$$DU_t = \begin{Bmatrix} 1 & if & t > TB \\ 0 & if & t \le TB \end{Bmatrix} \quad , \quad DT_t = \begin{Bmatrix} 1 - TB & if & t > TB \\ 0 & if & t \le TB \end{Bmatrix}$$

اگر آماره α معنی‌دار باشد فرض صفر رد می‌شود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

بعدها این نظریه مطرح شد که درنظر گرفتن تنها یک شکست ساختاری ممکن است کافی نباشد و ممکن است منجر به از دست دادن اطلاعات مفیدی شود. ***لامسداین*** و ***پاپل*** (۱۹۹۷) با توسعه و تعمیم روش زیوت و اندریوز (۱۹۹۲)، آزمون ADF را به‌وسیله لحاظ دو شکست ساختاری مطابق آنچه در زیر می‌آید، اصلاح کردند:

(۵)

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \varphi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$DU1_t = \begin{Bmatrix} 1 & if & t > TB1 \\ 0 & if & t \le TB1 \end{Bmatrix}, \quad DU2_t = \begin{Bmatrix} 1 & if & t > TB2 \\ 0 & if & t \le TB2 \end{Bmatrix}$$

$$DT1_t = \begin{Bmatrix} t - TB & if & t > TB1 \\ 0 & if & t \le TB1 \end{Bmatrix} \quad , \quad DT2_t = \begin{Bmatrix} t - TB2 & if & t > TB2 \\ 0 & if & t \le TB2 \end{Bmatrix}$$

دو متغیر مجازی DU1 و DU2 تغییرات ساختاری در عرض از مبدأ را به‌ترتیب در زمان‌های TB1 و TB2 نشان می‌دهند. متغیرهای مجازی DT1 و DT2 نیز انتقال در روند را به‌ترتیب در زمان‌های TB1 و TB2 نشان می‌دهند. نقاط شکست TB1 و TB2 براساس کمترین مقدار آماره t برای α انتخاب می‌شود. اگر قدر مطلق آماره t برای α بزرگ‌تر از قدر مطلق مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرض صفر وجود ریشه واحد در مقابل فرض رقیب با وجود دو شکست ساختاری رد می‌شود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸). لازم به ذکر است که مقادیر بحرانی که در روش لامسداین و پاپل گزارش شده است، به حجم نمونه‌های تحت بررسی وابسته است و با به‌کارگیری روش ***مونت کارلو*** تعیین شده است؛ بنابراین مقادیر بحرانی بسته به اندازه و مقدار نمونه متفاوت خواهد بود. با توجه به محدودیت‌های این روش، ***لی*** و ***استرازیسیچ***[1] (۲۰۰۳) بر اساس آزمون ریشه‌واحد ضریب لاگرانژ[2] (LM) که نخستین‌بار توسط

1. Lee and Strazicich

2. Lagrange Multiplier

اسچمیت و فیلیپس[1] (۱۹۹۲) ارائه شد، روش جدیدتری را معرفی کردند که فاقد هرگونه محدودیتی است. لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) آزمون ریشه واحد پیشرفته‌ای را با لحاظ دو شکست ساختاری در سری زمانی y_t به‌صورت زیر مدل‌سازی کردند:

(۶)

$$y_t = \delta Z_t + e_t$$

که در آن $e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t (\varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2))$ و Z_t بردار متغیرهای برون‌زا است که برای مدل A (شکست در عرض از مبدأ رخ دهد) $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$ و برای مدل c (شکست در عرض از مبدأ و شیب رخ دهد) $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ است. متغیرهای مجازی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

(۷)

$$D_{jt} = \begin{Bmatrix} 1 & if & t \geq T_{bj}+1 , j=1,2 \\ 0 & if & otherwise \end{Bmatrix}$$

$$D_{jt} = \begin{Bmatrix} t-T_{bj} & if & t \geq T_{bj}+1 , j=1,2 \\ 0 & if & otherwise \end{Bmatrix}$$

که در آن، T_{bj} نشان‌دهنده سال شکست است. فرضیه‌های صفر و مقابل برای مدل c به‌صورت زیر می‌باشند:

(۸)

$$H_0: y_t = \mu_0 + d_1\beta_{1t} + d_2\beta_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$$

$$H_1: y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + v_{2t}$$

آماره t آزمون ریشه واحد LM با برآورد رگرسیون زیر قابل محاسبه است:

(۹)

$$\Delta y_t = \delta \Delta Z_t + \emptyset \widetilde{S_{t-1}} + u_t, \quad \widetilde{S_t} = y_t - \widetilde{\varphi_x} - Z_t\tilde{\delta} , t = 2,\ldots, T$$

$\tilde{\delta}$ ضرایب رگرسیون Δy_t روی ΔZ_t است. $\widetilde{\varphi_x}$ از $y_1 - Z_1\delta$ به‌دست می‌آید (y_1 و Z_1 به‌ترتیب مشاهدات اولیه از y_t و Z_t هستند). آماره t فرضیه صفر آزمون ریشه واحد LM (که به‌صورت $LM_t = \inf \tau(\lambda)$ تعریف می‌شود) زمانی‌که $\emptyset=0$ است برابر است با τ. لازم به ذکر است که λ، حاصل تقسیم سال شکست (T_b) بر T است که براساس کمترین مقدار برای آماره t به‌دست می‌آید.

لازم به ذکر است که داده‌های آماری مربوط به نرخ سالانه بیکاری، از سایت مرکز

1. Schmidt and Phillips

آمار ایران، طی سال‌های ۱۳۹۰–۱۳۳۸ استخراج شده است. در ضمن، برای انجام این آزمون‌ها و تحلیل آماری از نرم‌افزارهای Eviews و Win-RATS استفاده شده است.

۴. نتایج تجربی

۴-۱. نتایج تجربی آزمون‌های ریشه واحد بدون لحاظ شکست ساختاری

۴-۱-۱. نتایج آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF)

جدول شماره (۲). نتیجه آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (حالت با عرض از مبدأ و روند)

آماره آزمون		-۲/۱۷
مقادیر بحرانی	سطح ۱ درصد	-۴/۱۴
	سطح ۵ درصد	-۳/۴۹
	سطح ۱۰ درصد	-۳/۱۷

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد که قدر مطلق مقادیر t محاسبه‌شده دیکی فولر تعمیم‌یافته از قدر مطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد، و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. لذا همواره برای متغیر بیکاری فرضیه صفر مبنی‌بر داشتن ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد.

۴-۱-۲. نتایج آزمون فیلیپس پرون (PP)

لازم به ذکر است که آزمون ADF یک آزمون ضعیف است و به‌سمت عدم رد ریشه واحد تورش دارد. به همین دلیل از آزمون فیلیپس‌ـپرون که برخی اشکالات آزمون ADF را برطرف کرده است، استفاده می‌کنیم. نتیجه این آزمون در جدول شماره (۳) آمده است.

جدول شماره (۳). نتیجه آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون (حالت با عرض از مبدأ و روند)

آماره آزمون		-۲/۱۷
مقادیر بحرانی	سطح ۱ درصد	-۴/۱۴
	سطح ۵ درصد	-۳/۴۹
	سطح ۱۰ درصد	-۳/۱۷

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج آزمون فیلیپس‌ـپرون، بار دیگر وجود ریشه واحد مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۲-۴. نتایج تجربی آزمون‌های ریشه واحد با وجود شکست‌های ساختاری

همان‌گونه که می‌دانیم، اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر در معرض نوسانات و تکانه‌های فراوانی قرار گرفته و حتی با تغییر رژیم روبه‌رو بوده است. به‌عنوان مثال می‌توان به تکانه نفتی (۱۳۵۴-۱۳۵۳)، تغییروتحولات ناشی از انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷، جنگ تحمیلی هشت‌ساله با عراق (۱۳۶۷-۱۳۵۹)، بلوکه کردن دارایی‌های خارجی کشور، بازار ناپایدار بین‌المللی نفت، به‌علاوه تحریم اقتصادی کشور اشاره کرد. به‌عبارت دیگر، تغییرات برخی سیاست‌های بنیادین و یا تکانه‌های خارجی بر اقتصاد کشور، منجر به وقوع شکست‌های ساختاری در متغیرهای اقتصاد کلان ازجمله نرخ بیکاری شده است. با توجه به اینکه کاربرد آزمون‌های ریشه واحد مرسوم و سنتی با فرض وجود شکست‌های ساختاری بالقوه و معنادار در سری‌های زمانی معمولاً ناکافی و ناکارآمد است، به‌منظور بررسی دقیق وجود یا فقدان ریشه واحد در متغیر نرخ بیکاری، از آزمون‌های جدیدی که وجود شکست‌های ساختاری بالقوه را به‌حساب می‌آورند، استفاده می‌کنیم.

۱-۲-۴. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز

جدول شماره (۴). نتایج آزمون زیوت و اندریوز (۱۹۹۲)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
α	۰/۴۱۴۱۵۷	۰/۱۰۹۱۵۵	-۳/۷۹۴۱۹۶	۰/۰۰۰۴
R-squared	۰/۳۳۶۹۷۲	Mean dependent var		۰/۲۰۳۹۲۲
Adjusted R-squared	۰۰/۲۶۳۳۰۲	S.D. dependent var		۱/۱۷۲۰۰۰
S.E. of regression	۱/۰۰۵۹۴۰	Akaike info criterion		۲/۹۵۹۸۵۴
Sum squared resid	۴۵/۵۳۶۲۳	Schwarz criterion		۳/۱۸۷۱۲۷
Log likelihood	-۶۹/۴۷۶۲۷	F-statistic		۴/۵۷۴۰۹۲
Durbin-Watson stat	۴/۵۷۴۰۹۲	Prob(F-statistic)		۰/۰۰۱۸۵۷
Lags (k): ۱/۰۰۰		break (TB): ۱۷/۰۰۰		

مقادیر بحرانی برای سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب ۵/۵۷-، ۵/۰۸- و ۴/۸۲- است.
منبع: محاسبات تحقیق

طبق نتایج به‌دست‌آمده، زمان شکست ساختاری T_b برای متغیر نرخ بیکاری، سال ۱۷ام دوره زمانی مورد مطالعه (۱۳۵۴) گزارش شده است. زمان محاسبه‌شده متناظر با تکانه نفتی ۱۳۵۴-۱۳۵۳ است. اما مهم‌ترین آماره گزارش‌شده مربوط به ضریب u_{t-1} است که وجود یا فقدان ریشه واحد در متغیر نرخ بیکاری را تعیین می‌کند. آماره t محاسبه‌شده برای α (۳/۷۹-) در تمامی سطوح کمتر از مقادیر بحرانی گزارش‌شده توسط زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) است؛ ازاین‌رو نتایج آزمون، فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد را مورد پذیرش قرار داده و نشان می‌دهد، به‌رغم لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا، متغیر نرخ بیکاری در دوره زمانی مورد مطالعه دارای ریشه واحد است.

۲-۲-۴. *نتایج آزمون ریشه واحد پرون (۱۹۸۹)*

با توجه به اینکه آزمون پرون (۱۹۸۹) به‌دلیل تعیین برون‌زای زمان شکست ساختاری مورد انتقاد قرار گرفته است، پس از تعیین درون‌زای سال شکست ساختاری توسط آزمون زیوت و اندریوز به انجام این آزمون می‌پردازیم. به این منظور با درنظر گرفتن سال ۱۳۵۴ به‌عنوان سال تغییر ساختاری، این الگو را برآورد می‌کنیم.

جدول شماره (۵). نتایج آزمون پرون (۱۹۸۹)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P	۰/۲۱۱۳۹۱	۰/۱۴۵۵۸۲	۱/۴۵۲۰۳۹	۰/۱۵۳۶
R-squared	۰/۸۸۰۵۳۰	Mean dependent var		۱۰/۷۰۹۸۰
Adjusted R-squared	۰/۸۶۴۲۳۹	S.D. dependent var		۲/۸۱۱۶۳۷
S.E. of regression	۱/۰۳۵۹۷۰	Akaike info criterion		۳/۰۳۵۴۲۷
Sum squared resid	۴۷/۲۲۲۲۸	Schwarz criterion		۳/۳۰۰۵۸۰
Log likelihood	-۷۰/۴۰۳۳۹	F-statistic		۵۴/۰۴۸۹۴
Durbin-Watson stat	۲/۱۰۱۹۹۰	Prob(F-statistic)		۰/۰۰۰۰۰۰
≏ =۱۷/۵۱=۰/۳ k=۱				

مقادیر بحرانی برای سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب ۴/۷۸-، ۴/۱۷- و ۳/۸۷- است.
منبع: محاسبات تحقیق

بررسی داده‌های مربوط به جدول شماره (۵) نشان می‌دهد که ضریب متغیر وابسته با وقفه (ρ) معادل ۰/۲۱ و آماره آزمون آن که با استفاده از رابطه $t\hat{\rho}=\frac{\hat{\rho}-1}{s(\hat{e})}$ محاسبه

می‌شود، معادل ۰/۷۶- است. ملاحظه می‌شود که قدر مطلق آماره آزمون ($t\hat{\rho}$) در تمامی سطوح کوچک‌تر از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پرون است و بر این اساس نمی‌توان فرضیه صفر مبنی‌بر وجود ریشه واحد را رد کرد. استفاده از روش پرون (۱۹۸۹)، یافته‌های ما را براساس الگوی زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) تقویت می‌کند.

۳-۲-۴. *نتایج تجربی براساس روش لامسداین و پاپل*

در آزمون‌های پرون و زیوت و اندریوز فقط مهم‌ترین سال شکست تعیین می‌شود. هنگامی‌که تنها یک شکست ساختاری را در الگو لحاظ می‌کنیم، رد نشدن فرض صفر ریشه واحد ممکن است به علت وجود شکست‌های ساختاری چندگانه باشد؛ به‌ویژه در کشوری مثل ایران که با تغییروتحولات فراوانی مانند نوسانات قیمت نفت، جنگ و انقلاب و... روبه‌رو بوده است، باید احتمال وجود شکست‌های دیگر در روند متغیرهای اقتصاد کلان ازجمله نرخ بیکاری را آزمون کرد. به همین دلیل روش ***لامسداین*** و ***پاپل*** (۱۹۹۷) را به‌صورت تجربی برای داده‌های نرخ بیکاری اقتصاد ایران به‌کار می‌گیریم.

نتایج برآورد الگو در جدول شماره (۶) ارائه شده است.

جدول شماره (۶). نتایج آزمون لامسداین و پاپل (۱۹۹۷)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
α	-۰/۲۵۷۴۷۹	۰/۰۶۱۶۸۴	-۴/۱۷۴۱۷۴	۰/۰۰۰۱
R-squared	۰/۳۳۶۹۷۲	Mean dependent var		۰/۲۰۳۹۲۲
Adjusted R-squared	۰/۲۶۳۳۰۲	S.D. dependent var		۱/۱۷۲۰۰۰
S.E. of regression	۱/۰۰۵۹۴۰	Akaike info criterion		۲/۹۵۹۸۵۴
Sum squared resid	۴۵/۵۳۶۲۳	Schwarz criterion		۳/۱۸۷۱۲۷
Log likelihood	-۶۹/۴۷۶۲۷	F-statistic		۴/۵۷۴۰۹۲
Durbin-Watson stat	۴/۵۷۴۰۹۲	Prob(F-statistic)		۰/۰۰۱۸۵۷
Lags (k): ۲/۰۰۰		break: ($TB1$ = ۱۷/۰۰۰, $TB2$ = ۲۶)		

مقادیر بحرانی برای سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب ۷/۱۹-، ۶/۷۵- و ۶/۴۸- است.
منبع: محاسبات تحقیق

در جدول شماره (۶) دو نمونه از مهم‌ترین شکست‌های ساختاری که روی متغیر نرخ بیکاری تأثیرگذار بودند و به‌صورت درون‌زا تعیین شده‌اند، آمده است. شکست

نخست تعیین‌شده با استفاده از روش پیشنهادی لامسداین و پاپل (۱۹۹۷)، مربوط به سال ۱۷ام (۱۳۵۴) و شکست دوم مربوط به سال ۲۶ام (۱۳۶۳) دوره زمانی مورد مطالعه است. زمان‌های محاسبه‌شده به‌ترتیب متناظر با تکانه نفتی ۱۳۵۴-۱۳۵۳ و اواسط جنگ تحمیلی است. اگر آماره t گزارش‌شده در جدول برای α با مقادیر بحرانی گزارش‌شده در مطالعه لامسداین و پاپل (۱۹۹۷) مقایسه شود، ملاحظه می‌شود که این آماره، (۴/۱۷-)، در تمامی سطوح کمتر از مقادیر بحرانی است. این نتیجه نشان می‌دهد که متغیر نرخ بیکاری حتی با لحاظ دو شکست ساختاری در دوره زمانی مورد مطالعه دارای ریشه واحد است.

۴-۲-۴. نتایج تجربی براساس روش لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)

با توجه به اینکه مقادیر بحرانی گزارش‌شده توسط لامسداین و پاپل، مورد انتقاد قرار گرفته است و نمی‌توان از این روش برای تصمیم‌گیری دقیق نهایی درباره مانا بودن سری مورد بررسی استفاده کرد، از روش پیشرفته ***لی*** و ***استرازیسیچ*** (۲۰۰۳) که فاقد هرگونه محدودیتی است، برای بررسی دقیق مانایی سری نرخ بیکاری استفاده می‌شود. نتایج برآورد الگو در جدول شماره (۷) ارائه شده است.

جدول شماره (۷). نتایج آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R-squared	۰/۴۷	Mean dependent var		۰/۱۸
Adjusted R-squared	۰/۳۸	S.D. dependent var		۱/۹۷
S.E. of regression	۱/۱۷	Sum squared resid		۶۵/۴۸
Log likelihood	-۷۹/۴۷	F-statistic		۵/۵۳
Durbin-Watson stat	۱/۵۷	Prob(F-statistic)		۰/۰۰
Lags (k):۱	break:۱۳۵۳ ($TB1$ = , $TB2$ =۱۳۶۵)		t = -۳/۹۵	

منبع: محاسبات تحقیق

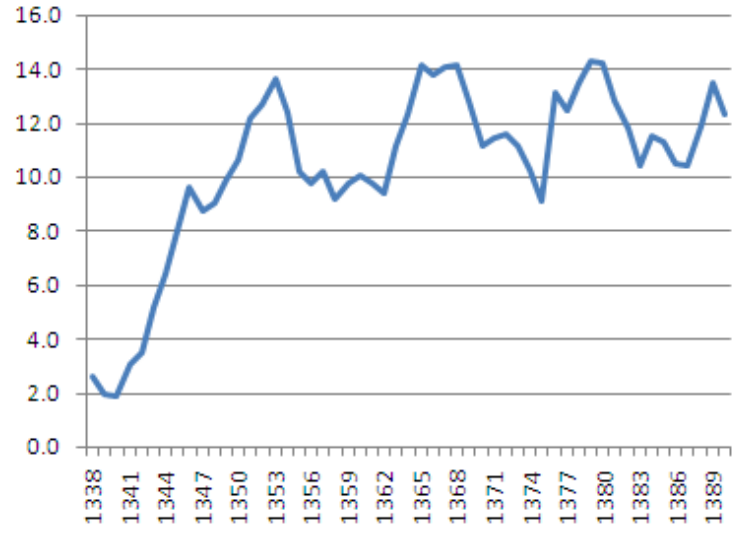
آماره t فرضیه صفر آزمون ریشه واحد LM (τ) ۳/۹۵- به‌دست آمده است که اگر با مقادیر بحرانی گزارش‌شده در مطالعه لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) که برای سطوح ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب ۵/۲۹- و ۴/۹۹- است، مقایسه شود، ملاحظه می‌شود که آماره t محاسبه‌شده، در تمامی سطوح کمتر از مقادیر بحرانی است. این نتیجه نشان می‌دهد که متغیر نرخ بیکاری حتی با لحاظ دو شکست ساختاری در دوره زمانی مورد مطالعه دارای ریشه واحد است. در جدول شماره (۷) دو مورد از مهم‌ترین

شکست‌های ساختاری که بر متغیر نرخ بیکاری تأثیرگذار بودند و به‌صورت درون‌زا تعیین شده‌اند، آمده است. شکست نخست تعیین‌شده با استفاده از روش پیشنهادی لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)، مربوط به سال ۱۳۵۳ و شکست دوم مربوط به سال ۱۳۶۵ است. زمان‌های محاسبه‌شده به‌ترتیب متناظر با تکانه نفتی ۱۳۵۴-۱۳۵۳ و اواسط جنگ تحمیلی می‌باشند.

۵. تحلیل نتایج

طبق نتایج آزمون‌های مختلف ریشه واحد که در بالا بیان شد، می‌توان نتیجه گرفت که نرخ بیکاری در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۳۸ دارای یک روند تصادفی است و به‌سمت هیچ مقدار تعادلی منحصربه‌فردی همگرا نمی‌شود. با نگاهی به روند نرخ بیکاری طی این سال‌ها نیز می‌توان به این موضوع پی برد. همان‌گونه که در نمودار شماره (۱) آمده است، نرخ بیکاری در سال ۱۳۳۸ برابر با ۲/۶ درصد بوده است که این نرخ، به‌طور متوسط با روندی افزایشی به ۱۲/۳ در سال ۱۳۹۰ رسیده است.

نمودار شماره (۱). روند نرخ بیکاری کل ایران در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۳۸



منبع: مرکز آمار ایران

مسئله‌ای که وجود دارد این است که افزایش نرخ بیکاری طی این دوره ماندگار بوده و به‌هیچ‌وجه به مقدار متوسط اولیه خود در سال ۱۳۳۸ برنگشته است؛

درصورتی‌که طبق مدل‌های نئوکلاسیکی، زمان برگشت‌پذیر و سیستم‌ها خودپایدار هستند. نتیجه‌ای که می‌توان گرفت این است که نرخ طبیعی بیکاری به‌طور متوسط طی این سال‌ها افزایش یافته است؛ ولی موضوع مهم، دلیل افزایش این نرخ است. با رجوع به تعریف رود (۱۹۹۷) می‌توان بیان کرد که یا نرخ بیکاری دچار شکست برون‌زای دائمی شده است و یا این تغییر دائمی، از درون سیستم (مسیر نرخ بیکاری جاری) بوده است. با انجام آزمون‌های مختلف ریشه واحد که شکست‌های ساختاری را به‌طور برون‌زا و درون‌زا درنظر می‌گیرند، به این نتیجه رسیدیم که به‌رغم وارد کردن این شکست‌ها، نرخ بیکاری دارای ریشه واحد است. پس می‌توان گفت، افزایش در نرخ طبیعی، ناشی از مسیر نرخ بیکاری جاری بوده است. به‌عبارت دیگر، نرخ طبیعی بیکاری از مسیر نرخ جاری بیکاری پیروی می‌کند. علاوه‌بر این، با مرور سیاست‌های دولت، طی این سال‌ها این قضیه مشخص می‌شود که دولت، سیاست‌های ساختاری و پولی زیادی را برای انعطاف‌پذیر کردن بازار کار اعمال کرده است؛ به‌عنوان مثال، می‌توان به پیاده‌سازی طرح‌های اشتغال‌زایی، طرح ضربتی اشتغال، طرح بنگاه‌های زودبازده و... برای کاهش بیکاری اشاره کرد. رشد نقدینگی نیز به‌طور متوسط طی این سال‌ها افزایش داشته است. درنتیجه، طبق چارچوب‌های نرخ طبیعی بیکاری، باید در اقتصاد نرخ بیکاری پایین و تورم بالایی داشته باشیم؛ ولی این سیاست‌ها به شکست منجر شدند، به‌گونه‌ای که نرخ بیکاری و تورم در کشور به‌طور هم‌زمان در سطح بالایی ماندگار شده‌اند. تمام استدلال‌هایی که در بالا انجام شده است، دلالت بر وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران دارد.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه به‌منظور پی بردن به وجود پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران از انواع مختلف آزمون‌های ریشه واحد استفاده شده است که نتایج تمامی آزمون‌ها حاکی از وجود ریشه واحد در نرخ بیکاری اقتصاد ایران است. این امر نشان‌دهنده این حقیقت است که نرخ بیکاری در ایران از پویایی موجود در مدل‌های مبتنی‌بر نرخ طبیعی بیکاری پیروی نکرده و دارای یک فرایند برگشت‌ناپذیر است.

نتیجه مهم دیگری که از این تحقیق گرفته می‌شود این است که در ایران، متغیرهای اسمی بر متغیرهای حقیقی مثل تولید و نرخ بیکاری اثر دارند. به بیان دیگر سیاست‌های سمت تقاضا، سیاست‌هایی کاملاً مؤثر خواهند بود. اما این به آن معنی نیست که سیاست‌های طرف عرضه برای مبارزه با بیکاری، سیاست‌هایی نامناسب هستند؛ بلکه به این معنا است که تمام اقدامات برای کاهش بیکاری، اقداماتی مؤثر هستند؛ ولی درصورتی که انعطاف‌ناپذیری دستمزد اسمی در کوتاه‌مدت ضعیف باشد، سیاست‌های طرف عرضه کاراتر خواهند بود. همچنین، به‌دلیل پیروی کردن نرخ طبیعی بیکاری از مسیر نرخ جاری، سیاست‌گذاران باید در اعمال سیاست‌های طرف تقاضا بسیار محتاطانه عمل کنند و این موضوع را درنظر بگیرند که نرخ بیکاری بالا، اگر به حال خود رها شود، ماندگار و دائمی شده و زیان‌های بسیاری به اقتصاد وارد خواهد کرد؛ لذا توصیه می‌شود سیاست‌های پولی و مالی انقباضی به‌همراه سیاست‌های مناسب طرف عرضه اعمال شود؛ به‌گونه‌ای که سیاست‌های طرف عرضه، فرصت‌هایی را برای آموزش کارگران به‌جای تمرکز بر کاهش حمایت از آنان ایجاد کند. اصلاحات بازار کار نیز باید در راستای کاهش هزینه به‌کارگیری نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصادی باشد. به‌عنوان مثال، تسهیل فضای کسب‌وکار و کاهش کلی هزینه‌های اشتغال مانند قراردادها و مزایای کار می‌تواند از این نوع اصلاحات باشد. همچنین، دولت باید از کاهش سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده در زمان رکود اقتصادی، به‌منظور مقابله با مشکل کمبود سرمایه در زمان رونق و درنتیجه ماندگار شدن بیکاری، جلوگیری کند.

منابع

الف ـ فارسی

شیرافکن، مهدی و عبدالمجید جلائی. پاییز ۱۳۷۹. «اندازه‌گیری نـرخ بیکـاری متناسـب بـا تورم غیرشتابنده (نایرو) در ایران (با استفاده از روش STM/UM)»، ***فصلنامه اقتصـاد مقداری***، دوره ۷، شماره ۳، صص ۱۳۱-۱۱۵.

صمدی، حسین و صمد پهلوانی، صمد. ۱۳۸۸. ***همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد***. ***همدان***، انتشارات نور علم.

عباسی‌نژاد، حسین و غلامرضا کاظمی‌زاده. پاییز و زمستان ۱۳۷۹. «بررسی و تحلیل منحنـی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بیکاری در ایـران»، ***مجله تحقیقات اقتصـادی***، شـماره ۵۷، صص ۱۶۰-۱۳۳.

ب ـ انگلیسی

Amable, B.; Henry J., Lordon, F. and R. Topol. 1995. "Hysteresis Revisited: A methodological Approach", in: Rross R. 1995. ***The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis***, Cambridge University Press, pp. 153-180.

Bean, C. 1992. ***European Unemployment: A Survey. Centre for Economic Performance***, Discussion Paper 71.

Blanchard, O.J. and L.H. Summers. 1986a. "Hysteresis and the European Unemployment Problem", in: Summers, ***NBER Macroeconomics Annual***, No. 1, pp. 17-78.

Blanchard, O.J. and L.H. Summers. 1986b. "Hysteresis in Unemployment", ***European Economic Review***, No. 31, pp. 288-295.

Blanchard, O. J., and Summers, L. H. 1988. "Why is Unemployment So High in Europe? Beyond the Natural Rate Hypothesis", ***American Economic Review,*** 78, pp. 182.187.

Cross, R. 1994. "Falsification, Deductivism, Physics and Time Reversibility and

Irreversibility in Economic Systems: A Review", ***Journal of Economic Studies***, 21(1), pp. 52-67.

Cross, R.; Darby, J.; Ireland, J. and L. Piscitelli. 1998. "Hysteresis and Unemployment: A Preliminary Investigation", ***CEPR/ESRC Unemployment Dynamics Workshop Paper***.

Dobbie, M. 1997. "Hysteresis and Unemployment", ***Macquarie Economics Research Papers***, No. 24/97.

Gil-Alana, L.A. 2001. "The Persistence of Unemployment in the USA and Europe in Terms of Fractionally ARIMA Models", ***Applied Economics***, Vol.33, No.10, pp. 1263-1269.

Gottfries, N. and H. Horn. 1987. "Wage Formation and the Persistence of Unemployment", ***Economic Journal***, Vol. 97, No. 388, pp. 877-884.

Grant, A.P. Spring 2002. "Time-Varying Estimates of the Natural Rate of Unemployment: A Revisitation of Okun's Law", ***The Quarterly Review of Economics and Finance***, 42(1), pp. 95-113.

Gomes, F., and C.G. da Silva. 2008. "Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment in Brazil and Chile", ***Applied Economics Letters***, 15 (1), pp. 53–56.

Hsiu-Yun Lee, Jyh-Lin Wu and Lin Chiung-Hsiang. 2010. "Hysteresis in East Asian Unemployment", ***Applied Economics***, No. 42, pp. 887–898.

Johansen, L. 1982. "Some Notes on Employment and Unemployment with Heterogenous Labour", ***Supplement to Nationaløkonomisk Tidsskrift***, København.

Lavesson, Niclas. 2012. "Is There Hysteresis In Unemployment Rates?", ***Lund University Department of Statistics, Bachelor thesis***, Supervisor: Bjrn Holmquist.

Layard, R., Nickell, S. and R. Jacman. 1991. ***Unemployment: Macroeconomic Preformance and the Labour Market***, Oxford University Press.

Lee, J., and M. C. Strazicich. 2003. "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks", ***Review of Economics and Statistics***, Vol. 85, No. 4, pp 1082-1089.

Magnus Gustavsson and Pär Österholm. 2010. "The Presence of Unemployment Hysteresis in the OECD: What Can We Learn from Out-of-Sample Forecasts?", ***Empir Econ***, 38, pp.779–792.

Mitchell, W. F. 1993. "Testing for Unit Roots and Persistence in OECD Unemployment Rates", ***Applied Economics***, 25, pp. 1489.1501.

Ossama Mikhail., Curtis J. Eberwein. & Jagdish Handa. 2003. "The Measurement of Persistence and Hysteresis in Aggregate Unemployment", ***Method and Hist of Econ Thought 0311002***, EconWPA.

Phelps, E. S. 1972. ***Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning***, W. W. Norton, New York.

Pissarides. C. 1992. "Loss of Skill during Unemployment and the Persistence of Unemployment Shocks", ***Quarterly Journal of Economics***, pp. 1371-1393.

Queneau, H. and A. Sen. 2010. "On the Persistence of the Gender Unemployment Gap: Evidence from Eight OECD Countries", ***Applied Economics Letters***, 17 (2), pp. 141–145.

Roed, K. 1997. "Hysteresis in Unemployment", ***Journal of Economic Surveys***, 11(4), pp. 339-418.

Soskice, D. and W. Carlin. 1989. "Medium-run Keynesianism: Hysteresis and Capital Scrapping", In: Davidson and Kregel. 1989. ***Macroeconomic Problems and Policies of Income Distribution***, Edward Elgar, Aldershot.

Tong, Guang-Rong and Yan-Jun Yang. 2010. "External Shocks, Structural Breaks and Unemployment Hysteresis in China", ***Management Science and Engineering***, Vol. 4, pp. 75-81.