فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ششم، شماره‌ی ۲۲، تابستان ۱۳۹۶
صفحات: ۱-۳۱
DOI: 10.22084/aes.2017.11136.2209

شناسایی اثر تأخیری در نرخ بیکاری با تأکید بر نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد پانل و رویکرد PANIC

رضا اخباری[1*]
حسن طایی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۱۷

چکیده

نحوه‌ی عکس‌العمل بازار کار به شوک‌های وارده، بیانگر برقراری فرضیه‌ی نرخ طبیعی و یا در مقابل آن فرضیه‌ی اثر تأخیری است. در این مطالعه با استفاده از نسل‌های اول و دوم آزمون ریشه واحد پانل با تأکید بر نسل دوم، فرضیه‌ی وجود اثر تأخیری در برابر نرخ طبیعی در بازه زمانی بهار ۱۳۸۴ تا پاییز ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار گرفته است. استفاده از رویکرد به‌کار رفته در این مطالعه از دو جهت شبهات احتمالی در نتایج پیشین را کاهش می‌دهد. اولاً با افزایش حجم نمونه با استفاده از داده‌های پانل به‌جای داده‌های سری زمانی و ثانیاً استفاده از روشی جدید که به‌دلیل دقت بالا در نتایج، کاربرد فراوانی در جهت شناسایی ریشه واحد دارد. نتایج آزمون‌های نسل اول بر مانا بودن نرخ بیکاری و رد فرضیه‌ی اثر تأخیری دلالت دارد درحالی‌که آزمون‌های نسل دوم، وجود ۴ روند تصادفی مشترک در متغیر مورد بررسی را نشان می‌دهد و در نتیجه فرضیه‌ی وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران پذیرفته می‌شود. از آن‌جایی‌که با وجود وابستگی مقطعی در پانل، نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد کارایی بالاتری دارند، وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری تأیید می‌شود. شرایط موجود بازار کار نیز مؤید اثر فوق است. با اثبات وجود اثر تأخیری اعمال سیاست‌های بلندمدت به‌جای راه‌حل‌های کوتاه‌مدت برای ثبات بخشیدن به بازار کار پیشنهاد می‌شود.

کلیدواژه‌ها: اثر تأخیری، داده‌های پانل، رویکرد پانیک.

طبقه‌بندی JEL: C51, C23, J69.

۱. کارشناس ارشد علوم اقتصادی گرایش محیط‌زیست (*نویسنده مسئول) **Email:** rakhbary@gmail.com
۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی **Email:** Taee@atu.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

نرخ بیکاری به همراه نرخ رشد، و تورم به‌عنوان معیاری برای سنجش اوضاع کلان اقتصادی شناخته می‌شود. اقتصاددانان با تحلیل تغییرات گذشته هر یک از این شاخص‌ها روند آتی را برای سیاست‌گذاران ترسیم و چشم‌اندازی از آینده ارائه می‌کنند. ابعاد اهمیت بیشتر نرخ بیکاری به‌عنوان نماگری از اوضاع اقتصادی-اجتماعی را می‌توان از دو منظر اقتصاد توسعه و اقتصاد متعارف روشن ساخت.

از منظر اقتصاد توسعه، می‌توان به چند نکته اشاره کرد. نکته اول این‌که با وجود همه تفاوت‌هایی که در تجربه‌های توسعه در طول تاریخ وجود داشته، نقطه عزیمت همه تجربه‌های توسعه عبارت است از اولویت حداکثرسازی استفاده از ظرفیت‌های سرمایه انسانی. یعنی هر کجا از فرآیند توسعه دچار اختلال می‌شود، یکی از مؤلفه‌های جدی توضیح‌دهنده اختلال، میزان و نحوه‌ی استفاده از نیروی کار انسان‌ها است. نکته دوم اینکه اشتغال به همان اندازه که رکن اصلی توسعه محسوب می‌شود و مهم‌ترین عامل شکل‌دهنده توسعه است مانند خود توسعه یک پدیده چندبعدی است و برخی از نظریه‌پردازان از جمله آمارتیاسن[1] در بحث‌های اشتغال از یک‌طرف روی این نکته پافشاری می‌کنند که برای شناخت یک پدیده چند بعدی لزوماً باید روش‌شناسی متناسب با آن را اختیار کرد و از طرف دیگر در مقام دفاع از این ایده مهم‌ترین نکته‌ای که بیان می‌کنند این است که رویکردهای تک بعدی به هیچ وجه نمی‌تواند بصیرت‌های مورد نیاز راجع به ابعاد اهمیت مسأله اشتغال و بیکاری را برای ما آشکار کند (مؤمنی، ۱۳۸۶: ۱). سومین و آخرین نکته که از منظر اقتصاد توسعه به اهمیت اشتغال و وضعیت نرخ بیکاری می‌نگرد تا حدود زیادی با نکته قبلی مرتبط است. سن[2] (۱۹۹۷) معتقد است تغییرات نرخ بیکاری نسبت به دیگر متغیرهای کلان اقتصادی وجوه بیشتری از حیات جمعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و به همین دلیل است که از برخی جهات حتی با منطق اقتصادی، اهمیت وجوه غیراقتصادی اشتغال از وجوه اقتصادی‌اش بیشتر است و این چیزی نیست که با ابزارهای متداول قابل درک باشد.

از منظر اقتصاد متعارف و صرفاً با مرور تئوری‌های اقتصاد کلان نیز می‌توان به اهمیت بیشتر نرخ بیکاری به‌عنوان نماگری مهم از فضای اقتصادی موجود پی برد. از جمله این تئوری‌ها، توضیح اوکان از ارتباط میان تغییرات نرخ بیکاری و نرخ رشد و همچنین دیدگاه فیلیپس در مورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان نرخ بیکاری و نرخ تورم است. این دو فرضیه تا به امروز در کشورهای مختلف با

1. Amartya Sen
2. Sen

Archive of SID

www.SID.ir

روش‌هایی متفاوت مورد آزمون قرار گرفته[1] که نشانگر اهمیت بالای ارتباط میان نرخ بیکاری با دیگر متغیرها است.

دو تئوری یاد شده (مدل اوکان و منحنی فیلیپس) نشان می‌دهد که بازار کار تا چه حد با دیگر متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند مرتبط باشد. به‌واسطه ارتباط آشکار متغیر نرخ بیکاری با سایر متغیرهای کلان اقتصادی، شناخت دقیق رفتار این متغیر در طول زمان، امکان پیش‌بینی روند آتی، با خطای کمتر را میسر خواهد کرد. در مقابل، عدم شناخت کافی پیرامون عکس‌العمل متغیر بیکاری به‌عنوان شناسه‌ای از بازار کار، در برابر شوک‌های وارده می‌تواند منجر به اعمال سیاستی نادرست شده و نه تنها از شدت شوک کاسته نمی‌شود بلکه بر آن افزوده شده و به‌واسطه ارتباطات موجود میان نرخ بیکاری و دیگر متغیرهای کلان، بخش‌های دیگر اقتصاد نیز متحمل آسیب‌های ناشی از شوک وارده خواهند شد.

در ادبیات اقتصادی و در سده اخیر روشی برای بررسی نحوه عکس‌العمل متغیرها به شوک‌های وارده و رفتار آتی آن‌ها، تحت عنوان تحلیل ریشه واحد معرفی شد. بر این اساس سری‌های زمانی مربوط به هر متغیر با آزمون‌هایی مورد بررسی قرار می‌گیرد و در صورت وجود ریشه واحد، سری نامانا خوانده می‌شود. در حقیقت نامانایی به شرایطی برای سری مورد بررسی اطلاق می‌شود که در صورت وارد آمدن شوک به متغیر، نوسانات ایجاد شده میرا نخواهد بود و به بیانی دیگر اثرات دائمی به‌دنبال خواهد داشت. مانایی نیز شرایط متضادی را وصف می‌کند به این معنا که در چنین حالتی نوسانات ایجاد شده ناشی از شوک وارده دائمی نبوده و پس از چند دوره، سری زمانی به مقادیر بلندمدت خود باز می‌گردد. همچنین در تئوری‌های مدل‌سازی جهت پیش‌بینی روند آتی متغیرها، مانایی و نامانایی با تأثیرگذاری رفتار گذشته در پیش‌بینی وضعیت آینده اهمیت می‌یابد. اگر نرخ بیکاری نامانا باشد روند گذشته‌ی این نرخ کاربردی در پیش‌بینی وضعیت آتی ندارد و یا در نهایت تأثیر بسیار اندکی بر این پیش‌بینی می‌گذارد و به‌عکس، در صورت مانا بودن می‌توان از مقادیر گذشته و تغییرات آن برای پیش‌بینی روند آینده متغیر استفاده کرد (امابل[2] و همکاران، ۱۹۹۵: ۱۵۵).

با این اوصاف مانایی و نامانایی متغیرهای اقتصادی در انتخاب سیاست‌های مناسب جهت دست یافتن به مقادیر بلندمدت مطلوب و همچنین نحوه مدل‌سازی جهت پیش‌بینی شرایط آتی تأثیر مستقیم دارد. به‌عنوان نمونه اگر نرخ بیکاری مانا باشد، نوسانات ناشی از شوک‌های وارده موقتی و میرا خواهد بود و در این حالت سیاست‌گذاری در افق بلندمدت جهت خنثی‌کردن اثر شوک کارآمد نیست، زیرا که روند نرخ بیکاری به مقدار بلندمدت خود باز خواهد گشت و اعمال سیاست تنها ممکن

---

۱. به‌عنوان نمونه‌ای از جدیدترین مطالعه در مورد الگوی اوکان به اخباری و آماده (۱۳۹۴) مراجعه شود.

2. Amable

Archive of SID

www.SID.ir

است منجر به فاصله گرفتن بیشتر نرخ بیکاری از مقادیر بلندمدت خود شود. از سوی دیگر اثبات وجود ریشه واحد در نرخ بیکاری منجر به دائمی شدن اثرات ناشی از شوک در این نرخ خواهد شد و انتظار می‌رود نرخ بیکاری از مقادیر بلندمدت خود دور شود. در این شرایط به نظر می‌رسد سیاست‌گذاری در افق بلندمدت کارآمدتر خواهد بود.

در ادبیات اقتصادی نامانایی یا همان ماندگاری اثر شوک‌های وارده در حوزه بازار کار با عنوان فرضیه‌ی اثر تأخیری[1] شناخته می‌شود. این فرضیه به لحاظ مفهومی در مقابل فرضیه نرخ طبیعی بیکاری قرار می‌گیرد. گفته می‌شود[2] با وارد شدن شوک به نرخ بیکاری، اگر در گذر زمان اثر شوک خنثی و این نرخ به مقدار بلندمدت خود همگرا شود، بیکاری در شرایط نرخ طبیعی خود قرار خواهد گرفت. ایرادهای تئوریک و تجربی بسیاری که اخیراً بر مفهوم نرخ طبیعی بیکاری وارد شده، بر ضعف آن در تحلیل پویایی‌های نرخ بیکاری دلالت دارد و در نتیجه تفسیر دیگری راجع به پویایی‌های رفتار بیکاری از سوی اقتصاددانان مطرح شده است که همگرایی بلندمدت اقتصاد به سوی وضعیت ساکن یا مسیر رشد متعادل را نقض می‌کند (عیسی‌زاده و طبرسی، ۱۳۹۳: ۱۱۴). در واقع تفسیر جدید مطرح شده مبتنی بر انباشتگی پیامد شوک‌های گذشته است که اقتصاددانان برای توصیف این فرایند وابسته به زمان، آن را اثر تأخیری نامیده‌اند. اثر تأخیری در بیکاری بیانگر تأثیر نرخ‌های گذشته بیکاری بر تعادل بلندمدت بیکاری است (گیل-آلانا[3]، ۲۰۰۱: ۱۲۶۳).

همان‌طور که گفته شد برای شناسایی اثر تأخیری، مانایی و نامانایی متغیر نرخ بیکاری مورد آزمون قرار می‌گیرد. بنابراین انتظار می‌رود به تعداد آزمون‌های ریشه واحد، روش‌های متعددی برای شناسایی اثر تأخیری وجود داشته باشد. در درجه اول آن‌چه در انتخاب آزمون شناسایی اثر فوق تعیین‌کننده است، نوع داده‌های نرخ بیکاری است. وقتی داده‌های سری زمانی را مورد تحلیل قرار می‌دهیم از آزمون‌های ریشه واحدی استفاده می‌شود که لزوماً قابل استفاده برای تحلیل اثر تأخیری در داده‌های پانل نیستند. حتی زمانی‌که داده‌های پانل نرخ بیکاری را مورد کاوش قرار می‌دهیم نیز نمی‌توان از هر نوع آزمون ریشه واحدی بهره برد. به‌عنوان مثال وقتی وابستگی مقطعی در داده‌های پانل وجود داشته باشد بنا بر ملاحظاتی[4]، نمی‌توان نتایج دسته‌ای از آزمون‌های ریشه واحد که تحت عنوان آزمون‌های نسل اول از آن‌ها یاد می‌شود را مبنای پذیرش مانایی و یا نامانایی قرار داد. جهت رفع نارسایی به وجود آمده در نتایج به علت وابستگی مقطعی، آزمون‌های نسـل دوم ریشه واحد از سوی بای و ان-

1. Hysteresis effect hypothesis

۲. اگر چه به گفته گرانت (Grant, 2002) هیچ اجماعی در مورد مفهوم نرخ طبیعی بیکاری وجود ندارد.

3. Gil-Alana

۴. جهت مطالعه بیشتر به بای و ان جی (۲۰۰۱) و بای و ان جی (۲۰۰۴) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جی[1] (۲۰۰۴)، اُکانل[2] (۱۹۹۸) و چانگ[3] (۲۰۰۲ و ۲۰۰۴) معرفی شد که در مطالعه حاضر با تأکید بر رویکردی جدید که با عنوان PANIC شناخته می‌شود و در نسل اخیر آزمون‌های ریشه واحد قرار می‌گیرد، مسأله وجود اثر تأخیری در داده‌های پانل نرخ بیکاری اقتصاد ایران مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت.

پیش از این، مطالعه دیگری در مورد وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران انجام شده[4] که وجوه تمایز آن با مطالعه حاضر عبارت است از اینکه اولاً، در این مطالعه به‌واسطه استفاده از داده‌های پانل نرخ بیکاری مربوط به استان‌های کشور در بازه زمانی بهار ۱۳۸۴ تا پاییز ۱۳۹۴ به‌جای استفاده از داده‌های سری زمانی جهت بررسی اثر تأخیری، احتمال خطای مربوط به تشخیص وجود ریشه واحد و نامانایی به علت کوچک بودن حجم نمونه به‌شدت کاهش‌یافته است. ثانیاً، استفاده از رویکرد PANIC، با لحاظ وابستگی مقطعی نتایج دقیق‌تری در مقایسه با آزمون‌های نسل اول و آزمون‌های ریشه واحد مربوط به سری‌های زمانی ارائه می‌کند. علاوه بر آن‌چه که به‌عنوان وجه تمایز و مزیت رویکرد PANIC نسبت به سایر رویکردها ذکر شد، می‌توان صرفاً بهره‌گیری از این روش برای ردگیری اثر تأخیری در نرخ بیکاری را به‌عنوان جنبه نوآورانه مطالعه حاضر به‌حساب آورد. اگرچه پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که رویکرد فوق به دلیل مزیت‌های یاد شده، در مطالعات خارجی به کرات مورد استفاده بوده ولی تاکنون در هیچ موضوع اقتصادی مدنظر پژوهشگران داخلی قرار نگرفته است.

پرسش اصلی در این مطالعه عبارت است از این‌که آیا اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران وجود دارد یا خیر و فرضیه تحقیق بر اساس شواهد موجود بازار کار اقتصاد ایران عبارت خواهد بود از وجود اثر تأخیری در اقتصاد ایران. در کنار پاسخ دادن به پرسش اصلی تحقیق، موضوع کارایی بالاتر آزمون‌های نسل دوم نسبت به آزمون‌های نسل اول در شناسایی ریشه واحد با وجود وابستگی مقطعی نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت و به همین جهت با استفاده از هر دو نسل از آزمون‌ها وجود این اثر بررسی و نتایج با یکدیگر مقایسه خواهد شد. معیار تصمیم‌گیری در مورد کاراتر بودن نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد نیز، تطابق نتایج به دست آمده با فرضیه‌ی تحقیق در نظر گرفته شده است.

در ادامه پس از مرور پیشینه پژوهش، مبانی نظری مربوط به فرضیه اثر تأخیری ارائه می‌شود. سپس روش تحقیق و رویکرد PANIC برای بررسی وجود این اثر تشریح خواهد شد. در پایان، نتایج رویکرد فوق و نتایج مربوط به نسل اول آزمون‌های ریشه واحد محاسبه و با یکدیگر مقایسه می‌شود.

1. Bai and Ng
2. O'Connell
3. Chang

۴. عیسی زاده و طبرسی

Archive of SID

www.SID.ir

۲. پیشینه‌ی تحقیق

بلانچارد و سامرز[1] (۱۹۸۷) معتقدند که حرکت نرخ بیکاری دارای ویژگی اثر تأخیری است به این معنا که شوک‌های وارده بر بازار کار اثرات دائمی بر نرخ بیکاری دارند. در مقابل فلپس[2] (۱۹۷۶) و فریدمن[3] (۱۹۶۸) معتقدند که بیکاری اصولاً به نرخ طبیعی در بلندمدت همگرا شده که اغلب با عنوان فرضیه نرخ طبیعی شناخته می‌شود. اگر این فرضیه ویژگی‌های سری زمانی نرخ بیکاری را به درستی توصیف کند به این مفهوم است که انحراف از نرخ طبیعی عمری کوتاه دارد و در نهایت این انحراف از بین خواهد رفت. این دو فرضیه‌ی رقیب بارها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم روی نرخ بیکاری بررسی شده است. در صورتی که وجود ریشه واحد در مطالعات تجربی رد نشده، فرضیه اثر تأخیری قابل پذیرش بوده درحالی‌که رد شدن وجود ریشه واحد به‌عنوان شاهدی بر وجود فرضیه نرخ طبیعی بیکاری است.

بلانچارد و سامرز (۱۹۸۷)، برونلو[4] (۱۹۹۰)، میچل[5] (۱۹۹۳)، رود[6] (۱۹۹۶) و لئون- لدسما[7] (۲۰۰۲) از آزمون‌های ریشه واحد تک متغیره[8] مرسوم برای بررسی نرخ بیکاری در اتحادیه اروپا استفاده کردند و دریافتند که نرخ بیکاری اثرات تأخیری از خود نشان می‌دهد. میچل (۱۹۹۳)، بریتونگ[9] (۱۹۹۴) و هاتاناکا[10] (۱۹۹۶) نشان دادند که نرخ بیکاری در آمریکا نامانا است درحالی‌که نلسون و پلوسر[11] (۱۹۸۲)، پرون[12] (۱۹۸۸) و ژیااو و فیلیپس[13] (۱۹۹۷) شواهدی در مورد مانا بودن این نرخ ارائه کردند.

وقتی گستره‌ی داده‌ها به‌اندازه کافی وسیع نیست آزمون‌های مرسوم ریشه واحد از قبیل ADF، توان پایینی در سنجش مانایی دارند (چنگ[14] و همکاران، ۲۰۱۲). مطالعات بعدی توسط ایم، پسران و شین[15] (۲۰۰۳)، هریس و تیزاوالیس[16] (۱۹۹۹)، مادالا و وو[17] (۱۹۹۹)، لوین[18] و همکاران (۲۰۰۲) و

1. Blanchard and summers
2. Phelps
3. Friedman
4. Brunello
5. Mitchell
6. Roed
7. Leon-ledesma
8. univariate
9. Breitung
10. Hatanaka
11 Nelson and Plosser
12. Perron
13. Xiao and Phillips
14. Cheng
15. Im, Pesaran and shin
16. Harris and Tzavalis
17. Maddala and wu
18. Levin, Lin and chu

Archive of SID

www.SID.ir

کریستوپولوس و تزیونوس[1] (۲۰۰۴) متدهای ریشه واحد پنل را برای کمک به افزایش توان آزمون‌ها معرفی کردند. سانگ و وو[2] (۱۹۹۷) در مطالعه خود با استفاده از آزمون ریشه واحد پانل لوین و لین[3] (۱۹۹۲) وجود ریشه واحد نرخ بیکاری را در ۴۸ ایالت آمریکا رد کردند ولی قادر به رد وجود ریشه واحد برای اکثر ایالت‌ها به‌صورت منفرد نبودند. لئون–لدسما (۲۰۰۲) با استفاده از آزمون IPS یافته‌های قبلی را برای نرخ بیکاری ۵۰ ایالت آمریکا و منطقه کلمبیا تأیید کرد.

گارسیا– سینتادو و دیگران[4] (۲۰۱۴) اثر تأخیری و منابع ایجاد آن در نرخ بیکاری منطقه‌ای اسپانیا را در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۱–۱۹۷۶ مورد تحلیل قرار دادند. برای این منظور آن‌ها از رویکرد PANIC معرفی شده توسط بای و ان‌جی (۲۰۰۴) استفاده کردند. این رویکرد امکان تجزیه‌ی نرخ بیکاری مشاهده شده به عامل مشترک[5] و اجزای غیرمشترک[6] را فراهم می‌آورد. به اعتقاد آنها این رویکرد شناسایی منبع اصلی که منجر به رفتار تأخیری در بیکاری منطقه‌ای اسپانیا شده را ممکن می‌سازد. نتایج نشان داد رفتار تأخیری در بیکاری دیده می‌شود که به دلیل وجود عامل مشترک نامانا پدید آمده است. این نتایج به همراه وجود مانایی در اجزای غیرمشترک، بر هم انباشتگی جفتی[7] میان نرخ‌های بیکاری ۱۷ منطقه در اسپانیا دلالت دارد که آن هم به‌دلیل وجود روند تصادفی مشترک که سری‌های نرخ بیکاری منطقه‌ای را به هم مربوط می‌سازد، شکل گرفته است.

شیبامونو[8] و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از متد PANIC رویکرد هم‌انباشتگی پانلی را برای درک پویایی‌های رشد اقتصادی منطقه‌ای در ژاپن ارائه کردند. رویکرد فوق این امکان را فراهم آورد که هم مسیر رشد تعادلی بلندمدت و هم پویایی‌های کوتاه‌مدت در میان مناطق تحلیل شود.

گارسیا–سینتادو و دیگران (۲۰۱۶ و ۲۰۱۵) با استفاده از رویکرد PANIC ویژگی‌های رفتار تصادفی انواع نرخ تورم در اقتصاد اسپانیا با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) ۱۷ منطقه و ۱۲ گروه کالا و خدمات و شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) برای ۲۶ بخش صنعتی را مورد مطالعه قرار دادند. شواهد در این مطالعه حاکی از وجود چهار روند تصادفی وابسته به هم است.

چنگ و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های پانل نرخ بیکاری آمریکا در سطح ایالت‌ها به بررسی رفتار تصادفی نرخ بیکاری در حالتی که وابستگی مقطعی[9] در نظر گرفته شده پرداخته‌اند. در این مطالعه ابتدا از متد PANIC برای شناسایی اجزاء مشترک و غیرمشترک استفاده شده و سپس با

1. Christopoulos and Tsionas
2. Song and wu
3. Levin and Lin
4. Garcia-Cintado, Romero–Avila and Usabiaga
5. Common factor
6. idiosyncratic components
7. Pairwise cointegration
8. Shibamoto, Tsutsui and Yamane
9. Cross-section dependence

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده از متد RMA[1] وجود ریشه واحد مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد وقتی داده‌ها شامل داده‌های مربوط به رکود اخیر می‌شود، شواهد معناداری پیرامون نامانایی جزء مشترک و در نتیجه شکل‌گیری اثر تأخیری، وجود دارد. علاوه بر این، حتی زمانی که مانایی وجود دارد شواهد از وجود ماندگاری بالای جزء مشترک حکایت می‌کند که در این حالت فرضیه‌ی نرخ طبیعی بیکاری زیر سؤال می‌رود.

مطالعات دیگری نیز در ادبیات موضوع وجود دارد که با استفاده از دیگر متدها و رویکردهای اقتصادسنجی به تحلیل اثر تأخیری در نرخ بیکاری پرداخته‌اند که جهت تلخیص در جدول زیر گردآوری شده‌اند.

جدول ۱: مطالعات پیشینی که جهت بررسی اثر تأخیری از روش‌های دیگری به‌جز رویکرد PANIC استفاده کرده‌اند

نویسنده	روش	نتیجه
عیسی‌زاده و طبرسی (۱۳۹۳)	تکنیک‌های سری زمانی با لحاظ شکست ساختاری	وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران
لئون-لدسما (۲۰۰۰)	آزمون نسل اول ریشه واحد IPS	وجود اثر تأخیری برای کشورهای اروپایی و وجود فرضیه نرخ طبیعی بیکاری برای ایالت‌های آمریکا
اوشقنسی[2] (۲۰۱۱)	روش LSTAR	پدیده‌ی اثر تأخیری در آمریکا غیرخطی است
سانگ و وو (۱۹۹۷)	آزمون‌های نسل اول ریشه واحد پانل	وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری آمریکا
کامارو و تاماریت[3] (۲۰۰۴)	آزمون دیکی فولر در چارچوب مدل SURE و داده-های پانل	وجود اثر تأخیری در ۷ کشور از میان کشورهای OECD
لاوسون[4] (۲۰۱۲)	مقایسه نتایج آزمون‌های ADF و KPSS- برآوردگر EML و الگوی ARFIMA	وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری ۸ کشور از میان کشورهای OECD در هر دو رویکرد
مهان[5] و همکاران (۲۰۰۸)	آزمون‌های نسل اول ریشه واحد پانل (IPS، LLC، بریتونگ)	رد فرض اثر تأخیری در سه منطقه ایالت ماساچوست آمریکا

۳. مبانی نظری

وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی موجب ماندگاری اثر شوک‌های وارده می‌شود و از سوی دیگر امکان استفاده از داده‌های قبلی جهت ساختن الگویی برای پیش‌بینی روند آتی میسر نخواهد بود. در زمینه ماندگاری اثر شوک بر بازار کار که در نتیجه‌ی نامانا بودن نرخ بیکاری ایجاد می‌شود، دو عقیده وجود دارد. مباحث ارائه شده از سوی فریدمن (۱۹۶۸) و فلپس (۱۹۶۷) بر پایه‌ی مانا بودن نرخ بیکاری در اطراف نرخ بیکاری طبیعی شکل گرفته است. آنها معتقد بودند نرخ بیکاری در محدوده‌ای

1. Recursive mean adjustment
2. O'Shaughnessy
3. Camarero and Tamarit
4. Lavesson
5. Mohan

Archive of SID

www.SID.ir

از نرخ بیکاری طبیعی مانا است و هر شوکی که به نرخ بیکاری وارد آید، اثر موقتی خواهد داشت و نهایتاً این نرخ به مقدار نرخ طبیعی خود باز خواهد گشت. از سوی دیگر بلانچارد و سامرز (۱۹۸۷) تئوری جایگزینی را با عنوان تئوری اثر تأخیری در نرخ بیکاری ارائه کردند. بر مبنای این نظریه شوک‌های وارده بر نرخ بیکاری اثر دائمی بر نرخ بیکاری خواهند داشت و در حقیقت نرخ بیکاری ناماناست و از فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند و دارای حداقل یک ریشه واحد است. همچنین بلانچارد و سامرز (۱۹۸۷) نشان دادند که وابستگی زیادی میان نرخ بیکاری کنونی و نرخ بیکاری گذشته وجود دارد. به اعتقاد آن‌ها کسانی که برای یک دوره طولانی بیکار می‌شوند، تمایل به بیکار ماندن دارند و در همین حال مهارت‌های آن‌ها نیز کاسته می‌شود. در این وضعیت است که می‌توان دریافت چطور بیکاری در زمان گذشته، نرخ کنونی بیکاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

بلانچارد و سامرز (۱۹۸۶) با استفاده از تئوری کارگران داخلی– خارجی[1] توجیه دیگری را برای اثبات وجود اثر تأخیری در بازار کار ارائه کردند. بر مبنای این تئوری اثر تأخیری می‌تواند به‌عنوان نتیجه اختلاف میان کارگران داخل بنگاه (آنهایی که هم‌اکنون مشغول به کارند) و کارگران خارج بنگاه (آن‌هایی که بیکارند) شکل گیرد. فرض اول این تئوری آن است که کارگران شاغل متحد شده و تمام قدرت چانه‌زنی را در اختیار می‌گیرند و توان تنظیم دستمزدها را دارند و فرض دوم آن است که کارگران بیکار (یا همان خارج گود) جایگزین کارگران داخل گود نمی‌شوند. دستمزدها در حدی تعیین می‌شود که اشتغال کارگران داخل گود را تضمین کند و جایگزینی کارگران داخل گود را با کارگران خارج گود منتفی سازد. در این شرایط اگر شوکی منفی بر بازار کار وارد آید و منجر به کاهش اشتغال کارگران داخل گود شود، تعداد مشاغل مورد نیاز در آینده به‌منظور اطمینان یافتن از استخدام دوباره کارگران داخل گود کاهش و در نتیجه دستمزد بهینه این کارگران در دوره‌های بعدی افزایش می‌یابد. در حالتی که تعداد کارگران داخل گود برابر با میزان اشتغال است، بلانچارد و سامرز (۱۹۸۶) نشان دادند که اشتغال دارای یک فرآیند ریشه واحد خواهد بود[2].

زمانی که بیکاری از نوع ماندگار است و به بیانی نرخ بیکاری دارای ریشه واحد است، سیاست‌گذاری و مداخله دولت در بازار کار می‌تواند نرخ بیکاری را در دوره‌ای بلندمدت تغییر دهد و به‌عکس زمانی که نرخ بیکاری نسبت به شوک دارای اثرات ماندگار نیست (یعنی فاقد ریشه واحد است)، اثر مداخلات دولتی در کوتاه‌مدت ناپدید می‌شود و بیکاری به مقادیر میانگین اولیه خود بازخواهد گشت و بنابراین مداخله دولت توجیه‌پذیر نیست.

آزمون‌های ریشه واحد راهی برای ارزیابی ماندگاری اثر شوک به‌حساب می‌آید. در کنار انجام آزمون‌های ریشه واحد، ابزار دیگری نیز برای بررسی ماندگاری اثر شوک بر متغیر وجود دارد که با نام

1. Insider-outsider theory

۲. برای مطالعه بیشتر در زمینه این تئوری به عیسی‌زاده و طبرسی (۱۳۹۳) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

تکنیک ساختن فاصله اطمینان برای ضرایب خود رگرسیونی شناخته می‌شود. این تکنیک در مواردی که ریشه به یک نزدیک است نسبت به اکثر آزمون‌های ریشه واحد کارایی بیشتری از خود نشان می‌دهد زیرا که آزمون‌های معمول شناسایی ریشه واحد توان کمی در رد فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد دارند. فاصله اطمینان فوق می‌تواند برای بزرگ‌ترین ضریب خودرگرسیونی یا برای مجموع ریشه‌های خودرگرسیونی ساخته شود. در هر دو مورد وقتی فاصله اطمینان شامل ۱ باشد، می‌توان اظهار داشت که متغیر مانا نیست ($I(1)$ بوده و در نتیجه ماندگاری اثر شوک وجود دارد) و وقتی این فاصله دربرگیرنده ۱ نباشد، متغیر مورد بررسی روند مانا محسوب می‌شود. در ادبیات مربوط به ساختن فاصله اطمینان، متدهای زیادی معرفی شده است[1] و از آن‌جا که در این مطالعه از این ابزار استفاده نمی‌شود به توضیحات اجمالی فوق بسنده کرده و در بخش بعدی به تشریح نسل اول و دوم آزمون-های ریشه واحد پرداخته می‌شود.

۴. روش تحقیق و مدل مورد بررسی

در این مطالعه برای پی بردن به وجود یا عدم وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران از روش‌های سنتی و نوین که تحت عنوان آزمون‌های نسل اول و دوم ریشه واحد از آنها یاد می‌شود استفاده شده است.

از زمان انتشار مطالعات لوین و لین (۱۹۹۳ و ۱۹۹۲) و کوا[2] (۱۹۹۴) تحقیق پیرامون ریشه واحد نقشی مهم در تحلیل‌های تجربی داده‌های پانل داشته است. در واقع، تحقیق پیرامون سری‌های هم انباشته در داده‌های پانل به‌عنوان توسعه‌ای عظیم قلم داد شده و آزمون‌های ریشه واحد پانل در زمینه‌های مختلف اقتصادی از قبیل تحلیل فرضیه‌ی برابری قدرت خرید، مسائل رشد و همگرایی، پویایی‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و ... مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

مطالعات نشان داده که آزمون‌های ریشه واحد در نمونه‌های کوچک عموماً توان پایینی جهت تمایز قائل شدن میان سری‌های نامانای دارای ماندگاری از سری‌های مانا دارند (چنگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۴۳۰). یک راه برای افزایش توان آزمون‌های ریشه واحد افزایش حجم نمونه است. به این منظور در این مطالعه از داده‌های پانل استفاده شده است.

اولین تفاوت مهم میان آزمون‌های ریشه واحد در سری‌های زمانی و داده‌های پانل مسأله ناهمگنی است. در سری‌های زمانی، تا وقتی ریشه واحد به‌تنهایی آزمون می‌شود، ناهمگنی مشکلی ایجاد نمی-

---

۱. ازجمله روش‌های معرفی‌شده عبارت‌اند از: Asymptotic method، روش local to unity of stock (1991)، Percentile_t of hall (1992)، Percentile bootstrap of Efron and Tibshirani (1993)، Grid bootstrap of Hansen (1999)

2. Quah

Archive of SID

www.SID.ir

کند؛ اما در مورد داده‌های پانل مسأله به گونه‌ی دیگری است. اگر بپذیریم که همان آزمون ریشه واحد مورد استفاده در سری‌های زمانی قابل استفاده برای داده‌های پانل هستند در حقیقت پذیرفته‌ایم که پانل مورد نظر همگن بوده است. اما اگر هر برش مقطعی از پانل دارای پویایی‌های خاص خود باشد، پانل مورد بررسی ناهمگن و آزمون‌های ریشه واحد باید این ناهمگنی را در نظر گیرند. پسران و اسمیت[1] (۱۹۹۵) و هشیاوو[2] (۱۹۸۶) این مبحث را به عنوان نقطه عطفی در اقتصادسنجی داده‌های پانل مطرح کردند.

لوین و لین (۱۹۹۳ و ۱۹۹۲) و لوین، لین و چو (۲۰۰۲) آزمون ریشه واحدی را بر اساس برآوردگر خودرگرسیونی ترکیبی[3]، پیشنهاد کردند. آزمون‌های متعدد دیگری نیز با لحاظ ناهمگنی از سوی ایم و همکاران (۲۰۰۳)، مادالا و وو (۱۹۹۹)، چوی[4] (۲۰۰۱) و هدری[5] (۲۰۰۰) ارائه شده است.

در کنار تکامل صورت گرفته در آزمون‌های ریشه واحد به لحاظ در نظر گرفتن مسأله ناهمگنی، اخیراً تکامل دومی نیز که وجود وابستگی مقطعی را در این آزمون‌ها لحاظ می‌کند، اتفاق افتاده است. براساس این‌که آزمون‌های ریشه واحد، وابستگی‌های مقطعی میان جملات پسماند را در نظر می‌گیرند یا خیر، این آزمون‌ها به دو دسته‌ی نسل اول و نسل دوم تقسیم می‌شوند. جدول زیر این تقسیم‌بندی را نشان می‌دهد.

1. Pesaran and Smith
2. Hsiao
3. Pooled estimator of the autoregressive parameter
4. Choi
5. Hadri

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲: دسته‌بندی آزمون‌های نسل و نسل دوم ریشه واحد

نسل اول آزمون‌های ریشه واحد پانل	بدون لحاظ وابستگی مقطعی
۱- آزمون‌های ریشه واحد با فرض نامانایی	لوین و لین (۱۹۹۲ و ۱۹۹۳) لوین، لین و چو (۲۰۰۲) هریس و زاوالیس (۱۹۹۹) ایم و همکاران (۱۹۹۷ و ۲۰۰۳) مادالا و وو (۱۹۹۹) چوی (۱۹۹۹ و ۲۰۰۱) بریتونگ (۲۰۰۰)
۲- آزمون ریشه واحد با فرض صفر مانایی	هدری (۲۰۰۰)
نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد پانل	**با لحاظ وابستگی مقطعی**
۱- ساختار عاملی[1]	بای و ان‌جی (۲۰۰۴) مون و پرون[2] (۲۰۰۴) فیلیپس و سول[3] (۲۰۰۳) پسران[4] (۲۰۰۳) چوی (۲۰۰۲)
۲- دیگر رویکردها	اُکانل (۱۹۹۸) چانگ (۲۰۰۲ و ۲۰۰۴)

در این مطالعه در کنار آزمون نسل دومی ریشه واحد پانل با ساختار عاملی بای و ان‌جی (۲۰۰۱ و ۲۰۰۴) و متد PANIC، نتایج آزمون‌های نسل اولی لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، ایم و همکاران (۲۰۰۳) و بریتونگ (۲۰۰۰) نیز جهت مقایسه ارائه شده است. برای بررسی وجود وابستگی مقطعی در پانل آزمون‌های بروش و پاگان[5] (۱۹۸۰) و پسران (۲۰۰۴) به کار گرفته شده و پیش از همه این آزمون‌ها، به دلیل استفاده از داده‌های فصلی و امکان تأثیرگذار بودن اثرات فصلی بر نتایج تحقیق، برای تشخیص اثرات فصلی در داده‌ها و حذف آن با کمک فیلتر X12 از آزمون پیشنهادی هیلبرگ، انگل و یو[6] (۱۹۹۰) که با نام هگی[7] شناخته می‌شود، استفاده شده است. از آن‌جاکه آزمون مربوط به تشخیص اثرات فصلی، آزمون‌های نسل اول و آزمون‌های بررسی وجود وابستگی مقطعی مورد استفاده در این مقاله، کاملاً شناخته شده هستند، از تشریح نحوه‌ی محاسبه آن‌ها خودداری کرده و برای مطالعه به منابع ارجاع داده می‌شود[8] و در ادامه فقط رویکرد PANIC تشریح می‌شود.

1. Factor structure
2. Moon and perron
3. Phillips and Sul
4. Pesaran
5. Breusch and Pagan
6. Hylleberg S., Engle R. F., Granger
7. HEGY

۸. برای آزمون HEGY به اندرس (۱۳۸۶) جلد اول صفحه ۴۳۰، برای آزمون IPS به ایم و همکاران (۱۹۹۷)، برای آزمون LLC به لوین و همکاران (۲۰۰۲)، برای آزمون بریتونگ به بریتونگ (۲۰۰۰) و برای آزمون‌های وابستگی مقطعی به بروش و پاگان (۱۹۸۰) و پسران (۲۰۰۴) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۴-۱. آزمون نسل دوم ریشه واحد پانل

با فرض وجود فرآیند خودرگرسیونی از درجه اول در داده‌های پانل نرخ بیکاری، می‌توان فرآیند زیر را متصور شد:

$$U_{it} = \rho_i U_{i,t-1} + d_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \qquad t=1,\ldots,T \text{ و } i=1,\ldots,N \qquad (۱)$$

که u نرخ بیکاری در استان iام در دوره‌ی t، d_{it} متغیرهای برون‌زا شامل اثرات ثابت یا روندهای منفرد، ρ_i ضرایب خودرگرسیونی و ε_{it} جمله خطا با توزیع غیرمشترک مستقل[1] است.

آزمون‌های نسل دوم ریشه واحد پانل فرض استقلال برش‌های مقطعی را کنار می‌گذارد. مسأله در این نسل از آزمون‌های ریشه واحد شناسایی این وابستگی‌های مقطعی است. محققان در پاسخ به لزوم شناسایی ریشه واحد با در نظر گرفتن وابستگی‌های مقطعی، متدهای مختلفی ارائه کرده‌اند. یکی از این روش‌ها که وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرد، با عنوان تحلیل عامل مشترک[2] شناخته می‌شود. رویکرد PANIC بر مبنای همین روش به تجزیه‌ی متغیر مورد بررسی به دو جزء مشترک و غیرمشترک و آزمون مانایی می‌پردازد.

پیش از تشریح جزئیات، نگاهی کلی به روند تحلیل در رویکرد PANIC می‌تواند در درک آن مؤثر باشد. این رویکرد، سری داده‌های قابل مشاهده را به دو قسمت، شامل عوامل مشترک و غیرمشترک، تقسیم کرده و مانایی را در هر بخش مورد بررسی قرار می‌دهد. در صورتی‌که مشخص شود تنها یک عامل مشترک وجود دارد، این رویکرد به تحلیل مانا بودن یا نبودن فرآیند خواهد پرداخت. اگر در حال بررسی عوامل چندگانه با استفاده روش تحلیل عوامل هستیم، این رویکرد تعداد روندهای تصادفی مستقل (r_1) از بین عوامل مشترک موجود (r) را تعیین می‌کند. همچنین در صورتی که در جملات خطای غیرمشترک[3] ریشه واحد وجود داشته باشد رویکرد PANIC قادر به تشخیص آن است. جنبه مهم این رویکرد آن است که بدون توجه به مانایی یا نامانایی عوامل مشترک وجود ریشه واحد در جملات خطای غیرمشترک را آزمون می‌کند.

در حقیقت آزمون ریشه واحد روی عوامل، به‌طور مجانبی مستقل از آزمون مربوط به ریشه واحد روی جملات خطای غیرمشترک است. وقتی تنها یک عامل مشترک تشخیص داده می‌شود، دو آزمون تک متغیره ریشه واحد بر اساس آزمون t سعید و دیکی (۱۹۸۴) که به‌صورت $ADF_{\hat{e}}(i)$ و $ADF_{\hat{F}}(i)$ تعریف می‌شود مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مواردی که بیش از یک عامل

1. Independent idiosyncratic disturbance
2. Common factor analysis
3. Idiosyncratic errors

Archive of SID

www.SID.ir

مـشترک وجـود دارد، $r>1$، دو آزمــون MQ_f و MQ_c که به ترتیب آزمون فیلتر[1] و آزمون تصحیح[2] نام دارد برای تعیین تعداد عوامل نامانا به کار گرفته می‌شود[3]. این دو آزمـون شکل تعدیل شده آزمون‌های Q_f و Q_c که توسط استاک و واتسون (۱۹۸۸) ارائه شد، است (بای و ان‌جی، ۲۰۰۴: ۱۱۳۲).

۴-۲. رویکرد PANIC با لحاظ عرض از مبدأ

بای و ان‌جی (۲۰۰۱ و ۲۰۰۴) آزمون ریشه واحدی که وابستگی مقطعی بالقوه را به‌حساب می‌آورد، ارائه و رویکرد نسبتاً ساده تحلیل عاملی را به فرم زیر معرفی کردند.

فرض می‌کنیم که U_{it}، داده‌های مـربوط به نرخ بیکاری را ارائه کند. مدل تحلیل عاملی بای و ان‌جی (۲۰۰۴) به قرار زیر خواهد بود:

$$U_{it} = D_{it} + \lambda_i' F_t + e_{it} \qquad (۲)$$

در الگوی فوق، سری U_{it} به یک جزء قطعی ناهمگن –که در اینجا فرض بر عرض از مبدأ بودن این جزء است– ، D_{it}، یک جزء مشترک، $\lambda_i' F_t$ و یک جمله خطای غیرمشترک[4]، e_{it}، تجزیه می‌شود. F_t برداری $r\times 1$ از عوامل مشترک است.

در این رویکرد، گفته می‌شود U_{it} ناماناست اگر حداقل یک عامل مشترک از بردار F_t نامانا و/یا جزء خطای غیرمشترک e_{it} نامانا باشد. هیچ تضمینی مبنی بر اینکه دو جمله F_t و e_{it} ویژگی‌های پویای مشابهی داشته باشند وجود ندارد و این امکان وجود دارد که یکی از این دو جمله مانا و دیگری نامانا باشد. در حالتی نیز ممکن است برخی اجزای F_t، $I(0)$ باشند و مابقی $I(1)$، یا F_t و e_{it} می‌توانند با درجات مختلفی هم انباشته باشند. باید توجه داشت اگر تمام عوامل $I(1)$ باشند، ترکیب خطی آنها نیز $I(1)$ خواهد بود. اگر تمام عوامل $I(0)$ باشند، ترکیبات خطی آن‌ها $I(0)$ خواهد بود. ترکیبات خطی عوامل $I(1)$ و $I(0)$ همچنان می‌تواند $I(1)$ باقی بماند.

در هر حال روشن است که سری تعریف شده به‌عنوان مجموع دو جزء که ویژگی‌های پویای متفاوتی دارند؛ خود، ویژگی‌های متفاوت از مجموعه‌ی آن دو جزء دارد. بر این اساس اگر U_{it} شامل گستره‌ی وسیعی از اجزاء مانا و نامانا باشد، بررسی مانایی می‌تواند با دشواری‌هایی همراه شود. به همین دلیل بای و ان‌جی (۲۰۰۴) به جای آزمون مستقیم مانایی U_{it}، آزمون جداگانه‌ای را برای وجود ریشه واحد در اجزاء مشترک و غیرمشترک پیشنهاد می‌کننـد. این رویکرد با نام PANIC معرفی می‌شود. در این رویکرد امکان آزمون جداگانه عوامل (یا عامل) مشترک (F_t) و جملات خطای

1. "filtered" test
2. "corrected" test

۳. برای مطالعه بیشتر به بای و ان جی (۲۰۰۴) صفحه ۱۱۳۵ مراجعه شود.

4. Idiosyncratic

Archive of SID

www.SID.ir

غیرمشترک (e_{it}) جهت شناسایی منبع نامانایی فراهم شده است. در صورتی که F_t نامانا اما e_{it} مانا باشد، گفته می‌شود که نامانایی U_{it} به دلیل منبعی فراگیر[1] بوده است. از سوی دیگر اگر F_t مانا باشد اما e_{it} نامانا باشد، بر این اساس منبع نامانایی U_{it} به دلیل یک سری خاص[2] است و مشخصاً اگر F_t و e_{it} هر دو نامانا باشند، هم عامل مشترک و هم جزء غیرمشترک در نامانایی U_{it} نقش دارن (بای و ان‌جی، ۲۰۰۴: ۱۱۳۵).

یکی از مزایای این رویکرد همان‌طور که فلسفه وجودی نسل دوم آزمون‌های ریشه واحد ایجاب می‌کند، در زمینه وابستگی مقطعی است و به این حقیقت باز می‌گردد که جزء غیرمشترک e_{it} می‌تواند اندکی در بین اجزای منفرد دارای همبستگی باشد درحالی‌که همزمان کل سری U_{it} می‌تواند همبستگی بالایی را نشان دهد. مزیت دیگر استفاده از رویکرد PANIC آن است که برخلاف دیگر آزمون‌های ریشه واحد پانل بر اساس ساختار عاملی از قبیل آنچه مون و پرون (۲۰۰۴) و پسران (۲۰۰۷) ارائه کرده‌اند و فرض می‌کنند اجزای مشترک و غیرمشترک دارای درجه انباشتگی مشابه هستند؛ رویکرد PANIC به اندازه کافی برای درجات مختلف انباشتگی در عوامل (یا عامل) مشترک و اجزای غیرمشترک انعطاف‌پذیر است (گارسیا-سینتادو و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۱).

در مطالعه حاضر فرض می‌کنیم که جزء قطعی D_{it} از معادله (۲) می‌تواند به‌وسیله‌ی اثرات منفرد، α_i و بدون روند زمانی ارائه شود[3]. بنابراین، مدل (۲) را می‌توان به فرم زیر نوشت:

$$U_{it} = \alpha_i + \lambda_i' F_t + e_{it} \qquad t=1, \ldots, T \qquad (۳)$$

$$F_{mt} = \beta_m F_{m,t-1} + \upsilon_{mt} \qquad m=1, \ldots, r \qquad (۴)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad i=1, \ldots, N \qquad (۵)$$

در این الگو m امین عامل مشترک، $F_{m,t}$، مانا است اگر $\beta_m < 1$ باشد و جزء غیرمشترک، e_{it}، مربوط به i امین عضو منفرد ماناست اگر $\rho_i < 1$ باشد. هدف، پی بردن به مانایی $F_{m,t}$ و e_{it} است با این فرض که این اجزا مشاهده‌شده نیستند و باید برآورد شوند. بای و ان‌جی (۲۰۰۴) این مطلب را با برآورد عوامل در حالت تفاضل مرتبه اول داده‌ها و جمع زدن عوامل برآورد شده پیاده‌سازی کردند. فرض می‌کنیم که تعداد عوامل مشترک، r، در تفاضل اول مشخص است. مدل قبل را در تفاضل مرتبه اول به‌صورت زیر نشان می‌دهیم:

$$\Delta U_{i,t} = \lambda_i' f_t + z_{i,t} \qquad (۶)$$

1. Pervasive source
2. Series-specific source

۳. در بخش نسل دوم آزمون ریشه واحد پانل علت استفاده از فرم بدون روند توضیح داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

در عبارت فوق $z_{it} = \Delta e_{it}$ و $f_t = \Delta F_t$ که $E(f_t) = 0$ است. علاوه بر این خواهیم داشت:

$$\underset{(N,r)}{\Lambda} = \begin{pmatrix} \lambda_1' \\ (1,r) \\ \dots \\ \lambda_N' \\ (1,r) \end{pmatrix}, \underset{(T-1,r)}{f} = \begin{pmatrix} f_2' \\ (1,r) \\ f_3' \\ (1,r) \\ \dots \\ f_T' \\ (1,r) \end{pmatrix}, \underset{(T-1,N)}{X} = \begin{pmatrix} \Delta U_{1,2} & \dots & \Delta U_{N,2} \\ \Delta U_{1,3} & & \\ \dots & & \\ \Delta U_{1,T} & & \Delta U_{N,T} \end{pmatrix} \quad (۷)$$

رویه‌ی آزمون بای و ان‌جی (۲۰۰۴) در گام اول عبارت است از برآورد عوامل مشترک در حالت $\Delta U_{i,t}$ با استفاده از متد مؤلفه‌های اساسی[۱]. مقدار برآورد شده $\hat{f}$ از ماتریس f، $\sqrt{T-1}$ برابر ماتریسی است که ستون‌هایش به‌وسیله r بردار ویژه به همراه بزرگ‌ترین مقدار ویژه r از ماتریس XX' تعریف شده است. ماتریس N×r، بارهای عاملی[۲] برآورد شده است که با $\hat{\Lambda}$ نشان داده شده و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\Lambda} = X\hat{f} / (T-1) \quad (۸)$$

$$\hat{z}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \hat{\lambda}_i' \hat{f}_t \quad (۹)$$

سپس ادامه‌ی روند برآورد بر مبنای متغیرهای جمع زده شده‌ی زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{F}_{m,t} = \sum_{s=2}^{t} \hat{f}_{m,s}, \hat{e}_{i,t} = \sum_{s=2}^{t} \hat{z}_{i,s} \qquad t=2, \dots, T \text{ ،} m=1, \dots, r \text{ ،} i=1, \dots, N \quad (۱۰)$$

بای و ان‌جی (۲۰۰۴) فرض وجود ریشه واحد در جزء غیرمشترک، $e_{i,t}$ و در عوامل مشترک، F_t را با متغیرهای برآورد شده‌ی $\hat{F}_{m,t}$ و $\hat{e}_{i,t}$، آزمون می‌کنند.

برای آزمون ریشه واحد در اجزای غیرمشترک، بای و ان‌جی (۲۰۰۴)، الگوی ADF را به‌صورت زیر برآورد کردند:

$$\Delta\hat{e}_{i,t} = \delta_{i,0}\hat{e}_{i,t-1} + \sum_{p=1}^{p_i} \delta_{i,p}\Delta\hat{e}_{i,t-p} + \mu_{i,t} \quad (۱۱)$$

۱. principal components

۲. loading factors

Archive of SID

www.SID.ir

با آماره‌ی t مربوط به آزمون $ADF_{\hat{e}}^{c}(i)$ یا $ADF_{\hat{e}}^{\tau}(i)$ به ترتیب برای حالاتی که فقط عرض از مبدأ و روند خطی در الگوی (۲) لحاظ شده، در مورد مانایی یا نامانایی اجزای غیرمشترک تصمیم‌گیری می‌شود.

بای و ان‌جی (۲۰۰۴) برای آزمون نامانایی در عوامل مشترک، استفاده از آزمون ADF برای حالتی که تنها یک عامل مشترک در بین N متغیر (r=1) وجود دارد و یا آزمون رتبه[1] زمانی که r>1 است را پیشنهاد می‌کنند. وقتی r=1 است مدل ADF به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta\hat{F} = D_t + \gamma_{i,0}\hat{F}_{t-1} + \sum_{p=1}^{p}\gamma_{i,p}\Delta\hat{F}_{t-p} + \upsilon_{i,t} \qquad (۱۲)$$

آماره‌ی ADF با $ADF_{\hat{F}}^{c}$ و $ADF_{\hat{F}}^{\tau}$ به ترتیب برای حالاتی که تنها عرض از مبدأ و عرض از مبدأ و روند وجود دارد، نشان داده می‌شود. برای حالاتی که عوامل مشترک چندگانه[2] وجود دارد، تعداد روندهای تصادفی مشترک در عوامل مشترک با استفاده از آزمون‌های رتبه‌ی اصلاح‌شده[3] تعیین می‌شود.

همان‌طور که پیش از این اشاره شد، برای تعیین تعداد عوامل مشترک (که پیش از انجام آزمون مانایی فوق انجام می‌شود) از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. در این مطالعه با استفاده از معیار اطلاعات BIC_3 و IPC_p تعداد عوامل مشترک محاسبه شده است.

۴-۳. معیار اطلاعات BIC_3 و IPC_p

معیار اطلاعات BIC_3 به فرم زیر محاسبه می‌شود:

$$BIC_3(k) = \hat{\sigma}_e^2(k) + k\hat{\sigma}_e^2(k_{\max})\left(\frac{(N+T-k)\ln(NT)}{NT}\right) \qquad (۱۳)$$

که r تعداد عوامل موجود در مدل، $\hat{\sigma}_e^2(k)$ واریانس اجزای غیرمشترک برآورد شده و $\hat{\sigma}_e^2(k_{\max})$ واریانس اجزای غیرمشترک برآورد شده با حداکثر تعداد عوامل است. بای و ان جی (۲۰۰۲) نشان داده‌اند که عبارت داخل پرانتز در جمله دوم، خطای مربوط به برازش بیش از حد[4] را نشان می‌دهد و بیانگر این حقیقت است که مدل‌هایی با تعداد بیشتر عوامل حداقل همچون مدل‌هایی با عوامل مشترک کمتر می‌توانند برازش شوند اما کارایی با افزایش پارامترهای مربوط به بارهای عاملی[5] برآورد شده، کاهش می‌یابد.

1. rank test
2. multiple
3. modified rank tests
4. overfitting
5. factor loadings

Archive of SID

www.SID.ir

از آن‌جا که در حالات معمول جملات خطای غیرمشترک می‌توانند دارای همبستگی سریالی باشند و در مقاطع همبستگی از خود نشان دهند، معیار اطلاعات BIC_3 دارای مزایایی است که منجر به عملکردی بهتر در این شرایط می‌شود (بای و ان‌جی، ۲۰۰۲: ۲۰۵-۲۰۷). علاوه بر این مون و پرون (۲۰۰۷) تأکید می‌کنند که معیار اطلاعات BIC_3 در انتخاب تعداد عوامل وقتی N و T کوچک هستند ($\min(N,T)<20$) عملکرد بهتری دارد. از آن‌جا که در این مطالعه N و T بیش از آن مقداری است که معیار BIC_3 دارای مزیت باشد، علاوه بر این معیار از معیار IPC_p که توسط بای (۲۰۰۴) معرفی شد نیز استفاده می‌شود[۱]. بای و ان جی (۲۰۰۲) نشان می دهند که این معیار علاوه بر نحوه محاسبه از دو جهت با معیار BIC_3 متفاوت است. تفاوت اول در این است که برای محاسبه معیار IPC_p از سطح داده‌ها استفاده می‌شود درحالی‌که برای محاسبه BIC_3 به تفاضل اول داده‌ها نیاز داریم. تفاوت دوم آن است که معیار IPC_p تعداد عوامل مشترک نامانا را تعیین می‌کند درحالی‌که معیار BIC_3 مجموعه عوامل مشترک را -چه مانا باشند و چه نامانا- مشخص می‌کند.

۵. نتایج تجربی

در این قسمت پس از توصیف داده‌ها نتایج مربوط به آزمون وجود وابستگی در برش‌های مقطعی و آزمون هگی برای شناسایی وجود اثرات فصلی ارائه می‌شود. در صورت تأیید وجود اثرات فصلی در داده‌های نرخ بیکاری، با استفاده از فیلتر X12 داده‌ها تعدیل می‌شوند. داده‌های تعدیل شده در این مرحله با استفاده از آزمون‌های نسل اول و دوم مورد بررسی قرار گرفته و فرضیه وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری تحلیل شده و نتایج با یکدیگر مقایسه می‌شود.

۵-۱. توصیف داده‌ها

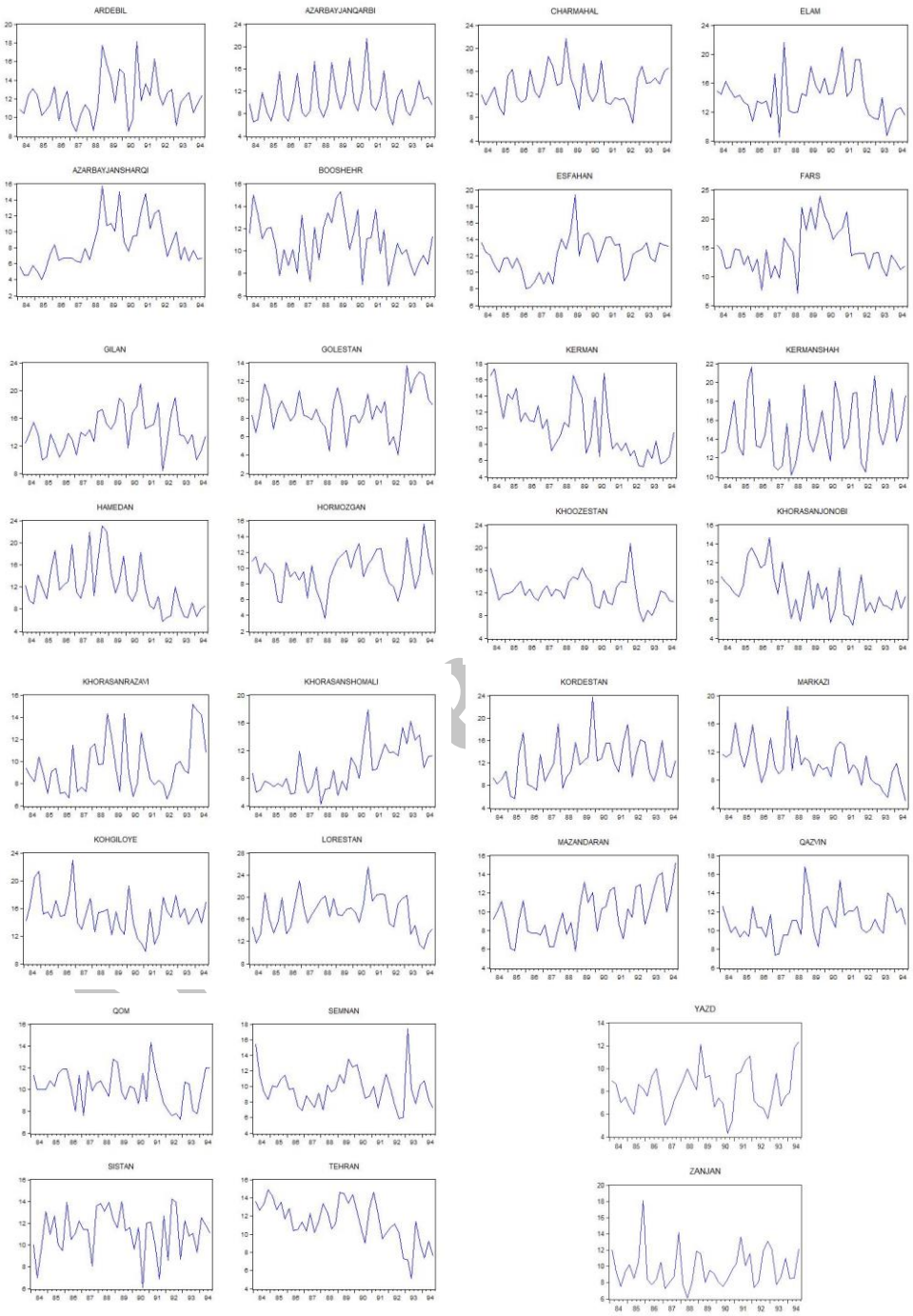
در این مطالعه از داده‌های فصلی مربوط به نرخ بیکاری استان‌های کشور در بازه زمانی بهار ۱۳۸۴ تا پاییز ۱۳۹۴ استفاده شده[۲] که در نمودارهای زیر نمایان است.

۱. جهت آشنایی با نحوه محاسبه این معیار به بای (۲۰۰۴) مراجعه شود.

۲. انتشاریافته از سوی مرکز آمار ایران

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۱: نرخ بیکاری فصلی استان‌های کشور

www.SID.ir

در بازه‌ی زمانی مورد بررسی استان لرستان در بین دیگر استان‌ها بالاترین نرخ بیکاری را (۲۵/۵٪) در زمستان ۱۳۹۴ تجربه کرده درحالی‌که پایین‌ترین نرخ بیکاری (۳/۶٪) مربوط به استان هرمزگان بوده که در تابستان ۱۳۸۸ ثبت شده است. محاسبات در این مطالعه با نرم‌افزارهای Jmulti 4، Eviews 9 و بسته PANICr در نرم‌افزار RStudio صورت گرفته است.

۵-۲. نتایج آزمون وابستگی در برش‌های مقطعی[1]

وجود وابستگی مقطعی لزوم استفاده از آزمون‌های نسل دوم را برای ارزیابی وجود ریشه واحد توجیه می‌کند زیرا که این نسل از آزمون‌ها با لحاظ وابستگی نتایج کاراتری را ارائه می‌کنند. نتایج مربوط به آزمون وابستگی مقطعی بروش و پاگان (۱۹۸۰) و پسران (۲۰۰۴) در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی

	مقدار آماره آزمون	p-value
بروش و پاگان (CD_{lm})	۱۱۷۶/۲۲۶	۰/۰۰
پسران (CD)	۱۲/۳۲	۰/۰۰

با توجه به مقادیر آماره‌ی هر دو آزمون، فرض صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱٪ رد می‌شود و در نتیجه استفاده از آزمون‌های نسل دوم ضرورت می‌یابد. به بیانی دیگر نتایج فوق استفاده از رویکرد PANIC را توجیه می‌کند.

۵-۳. نتایج آزمون اثرات فصلی

در صورت وجود اثرات فصلی احتمال می‌رود نتایج صحیحی در مورد وجود ریشه واحد و برقرار بودن فرضیه‌ی اثر تأخیری در نرخ بیکاری به دست نیاید و بنابراین وجود اثرات فصلی با آزمون هگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون[2] نشان می‌دهد نرخ بیکاری در ۲۱ استان دارای اثرات فصلی است. بنابراین گام بعدی تعدیل نرخ بیکاری ۲۱ استان با استفاده از فیلتر فصلی‌زدایی X12 است.

۵-۴. آزمون ریشه واحد پانل

پس از حذف اثرات فصلی از داده‌ها، در این مرحله نتایج نسل اول و دوم ریشه واحد ارائه می‌شود و پس از آن نتایج هر یک از این دو نسل مورد تحلیل قرار خواهد گرفت.

۵-۴-۱. نسل اول آزمون‌های ریشه واحد پانل

در جدول زیر نتایج مربوط به آزمون‌های ریشه واحد IPS، LLC و بریتونگ ارائه شده است.

1. cross-sectional dependence test (CD test)

۲. به دلیل نبود فضای کافی جدول نتایج وارد متن نشده ولی نزد محقق موجود و قابل ارائه است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴: نتایج آزمون‌های ریشه واحد نسل اول

روش	آماره	مقدار p
IPS	-۱۲/۰۸	۰/۰۰
LLC	-۱۲/۰۵	۰/۰۰
بریتونگ	-۷/۷۵	۰/۰۰

بر اساس جدول (۵) فرض صفر وجود ریشه واحد رد شده و در نتیجه می‌توان گفت داده‌های نرخ بیکاری مانا هستند. نتایج فوق حاکی از رد فرضیه اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران و در مقابل، قبول وجود فرضیه نرخ طبیعی است. گام بعدی بررسی فرضیه‌ی اثر تأخیری با لحاظ وابستگی مقطعی است که به‌واسطه آزمون نسل دوم ریشه واحد انجام می‌شود.

۵-۴-۲. نسل دوم آزمون ریشه واحد پانل

همان‌طور که در بخش روش تحقیق گفته شد پیش از آزمون وجود ریشه واحد در سری‌های مربوط به جملات خطای غیرمشترک و عوامل مشترک، لازم است تعداد این عوامل با استفاده از معیارهای BIC_3 و IPC_n مشخص شود. نتایج مربوط به این معیارها در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۵: نتایج مربوط به معیارهای تعیین عوامل مشترک

تعداد عوامل (k)	IPC_1	IPC_2	IPC_3	BIC_3
۱	۱/۸۹۴۱۱۴	۱/۹۲۰۳۲۳	۱/۸۴۶۵۷۴	۶/۸۱۶۶۴۸
۲	۱/۸۱۱۶۹۹	۱/۸۶۴۱۱۸	۱/۷۱۶۶۲۰	۶/۶۶۹۵۵۶*
۳	۱/۷۵۵۴۱۳	۱/۸۳۴۰۴۲	۱/۶۱۲۷۹۵	۶/۸۲۳۰۳۰
۴	۱/۶۶۹۵۱۷*	۱/۷۷۴۳۵۶*	۱/۴۷۹۳۶۰*	۷/۰۰۱۴۵۶

* نشانگر تعداد عوامل مشترک بهینه است

هر سه معیار IPC، وجود ۴ عامل مشترک را تأیید می‌کند، درحالی‌که معیار BIC_3 بر وجود دو عامل مشترک دلالت دارد. از آن‌جاکه در مطالعه حاضر N=30 و T=43 است، بنابراین لزومی بر استفاده از نتیجه معیار BIC_3 نیست زیرا کاربرد این معیار همان‌طور که قبلاً هم گفته شد در مطالعاتی است که $\min(N,T)<20$ باشد. بر این اساس تعداد ۴ عامل مشترک در پانل مربوط به نرخ بیکاری استان‌های کشور شناسایی می‌شود.

ستون دوم و سوم جدول زیر به‌ترتیب آماره ADF و KPSS مربوط به سری‌های زمانی نرخ بیکاری مشاهده شده در هر استان را نشان می‌دهد. آماره‌ی به دست آمده در این دو ستون با فرض عدم وجود روندی قطعی در سری‌ها به دست آمده است و از آن‌جا که در داده‌های مورد بررسی روند خطی قطعی مشاهده نمی‌شود، به انجام محاسبات تنها با لحاظ عرض از مبدأ بسنده می‌کنیم.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶: تحلیل نامانایی پانل در اجزای غیرمشترک و مشترک نرخ بیکاری

استان	$ADF_y^c(i)$	$S_y^c(i)$	$ADF_{\hat{e}}^c(i)$	$S_{\hat{e}_1}^c(i)$
اردبیل	−۳/۱۱۴**	۰/۱۸۸	−۱/۱۴۵	−۲/۵۷۸***
آذربایجان غربی	−۲/۲۴۲	۰/۲۸۸	−۱/۹۸۵**	−۲/۳۹۵***
آذربایجان شرقی	−۲/۲۱۸	۰/۳۸۵*	−۰/۷۹	−۲/۵۲۱***
بوشهر	−۲/۳۶۶	۰/۲۱۴	−۱/۴۵۶	−۲/۸۱۸***
چهارمحال و بختیاری	−۲/۱۳	۰/۱۱۹	−۰/۴۷۳	−۱/۵۰۹***
ایلام	−۱/۸۰۲	۰/۱۳۹	−۱/۱۷۶	−۲/۴۸۴***
اصفهان	−۲/۰۵۸	۰/۲۴۱	−۱/۹۵۲**	−۱/۵۵۲***
فارس	−۱/۶۳۲	۰/۱۶۷	−۱/۶۰۱	−۲/۵۵۹***
گیلان	−۲/۱۱۸	۰/۲۲	−۱/۹۰۹*	−۲/۴۹۷***
گلستان	−۲/۳۰۷	۰/۱۶۹	−۰/۴۷۹	−۲/۰۳۷***
همدان	−۱/۷۴۵	۰/۴۷۱**	−۱/۲۹۲	−۱/۲۰۹***
هرمزگان	−۲/۷*	۰/۲۰۳	−۲/۱۱۲**	−۲/۳۲۸***
کرمان	−۲/۰۰۱	۰/۷۱۲**	−۰/۰۰۱	−۱/۸۳۳***
کرمانشاه	−۲/۳۰۵	۰/۲۱۹	−۰/۰۲۰	−۱/۵۱۷***
خوزستان	−۴/۰۲۵***	۰/۱۶۴	−۰/۹۱۹	−۳/۵۰۲***
خراسان جنوبی	−۲/۰۱۴	۰/۵۶۶**	−۱/۵۰۴	−۲/۳۰۶***
خراسان رضوی	−۱/۸۱۳	۰/۲۳۹	−۱/۵۲۲	−۱/۹۵۳***
خراسان شمالی	−۱/۴۷۱	۰/۷۲۲**	−۰/۸۴۴	−۱/۳۴۶***
کهگیلویه و بویراحمد	−۳/۴۰۱**	۰/۳۶۱*	−۱/۷۷۸*	−۲/۵۹۷***
کردستان	−۲/۸۶**	۰/۴۴۲*	−۱/۴۶۳	−۲/۴۹۵***
لرستان	−۲/۲۵۵	۰/۱۶۹	−۱/۱۰۷	−۲/۰۷۴***
مرکزی	−۱/۶۰۶	۰/۶۹۹**	−۱/۷۳۳*	−۲/۲۰۲***
مازندران	−۱/۱۵۱	۰/۷۰۵**	−۰/۲۱۷	−۰/۸۸۲***
قزوین	−۳/۱۳۹**	۰/۲۶۲	−۱/۲۶۶	−۲/۸۸۵***
قم	−۳/۵۳۷***	۰/۱۹۴	−۱/۶۷۲*	−۲/۶۷۵***
سمنان	−۳/۳۸۸**	۰/۰۸۹	−۰/۵۸۷	−۳/۶۸۸***
سیستان	−۳/۱۱۱**	۰/۱۰۲	−۱/۴۱۱	−۳/۲۴۴***
تهران	−۱/۴۹۷	۰/۵۸۲**	−۰/۶۵۳	−۲/۲۰۹***
یزد	−۳/۹***	۰/۰۸۲	−۲/۸۱۲***	−۳/۱۳۱***
زنجان	−۴/۶۰۷***	۰/۱۲۸	−۱/۱۳۷	−۳/۴۵۳***
سطح بحرانی	مقادیر بحرانی			
٪۱	−۳/۴۳۰	۰/۷۳۹	−۲/۵۸۰	۰/۵۳۶
٪۵	−۲/۸۶۰	۰/۴۶۳	−۱/۹۵۰	۰/۳۲۴
٪۱۰	−۲/۵۷۰	۰/۳۴۷	−۱/۶۲۰	۰/۲۳۵
آماره مربوط به آزمون MQ_f و MQ_c		۴۴/۹۶۹		

– رد فرض صفر در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب ***، **، *

– مقدار بحرانی مربوط به آزمون مانایی جزء غیرمشترک در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارت است از ۲/۳۲۶، ۱/۶۴ و ۱/۲۸۲ که با توجه به آماره محاسبه شده (۴/۵۳۱) فرض صفر مبنی بر نامانایی رد می‌شود.

– مقدار بحرانی مربوط به آزمون MQ_f و MQ_c در سطح ۰/۰۱ برابر است با ۴۸/۵۰۱ که باعث رد فرض صفر مبنی بر تعیین صحیح تعداد ۴ روند تصادفی مشترک توسط معیار IPC_p نمی‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

طبق جدول فوق، آزمون مستقیم ریشه واحد ADF و KPSS روی داده‌های مشاهده شده نرخ بیکاری نتایج مبهمی ارائه می‌کند. از سویی بر اساس آزمون ADF داده‌های برخی استان‌ها مانا و برخی دیگر نامانا هستند. فرض صفر وجود ریشه واحد در آزمون ADF تنها برای ۱۱ استان از قبیل خوزستان، قم، یزد و زنجان در سطح ۱٪ اردبیل، کهگیلویه و بویراحمد، کردستان، قزوین، سمنان، سیستان، در سطح ۵٪؛ هرمزگان در سطح ۱۰٪ رد می‌شود. از سوی دیگر آماره آزمون KPSS که با $S_y^c(i)$ نشان داده شده سری‌های مربوط به ۱۳ استان را که طبق آزمون ADF مانا (نامانا) تشخیص داده شد، نامانا (مانا) معرفی می‌کند و این یعنی نتایج دو آزمون فوق در مورد این استان‌ها در تناقض است.

در این شرایط گام بعدی تعیین منبع نامانایی فوق است. از آن‌جایی‌که معیار اطلاعاتی مورد استفاده تعداد ۴ عامل مشترک نامانا را تشخیص داد، می‌بایست برای کسب اطمینان از اینکه تعداد عوامل مشترک به‌طور صحیح برآورد شده، از آزمون‌های MQ_f و MQ_c جهت تعیین تعداد روندهای تصادفی مشترک استفاده کنیم. در جدول مربوط به مقادیر بحرانی آزمون فوق[۱]، مقدار بحرانی برای ۴ عامل مشترک در سطح ۰/۰۱ عبارت است از ۴۸/۵۰۱ که با توجه به آماره‌ی به دست آمده (۴۴/۹۶۹) وجود تعداد ۴ روند تصادفی مشترک تأیید می‌شود.

نتیجه‌ی مربوط به آزمون ADF روی سری‌های منفرد جزء غیرمشترک (ستون چهارم جدول فوق) نشان از مانایی برخی از سری‌ها و نامانایی برخی دیگر دارد. از آن‌جا که برخی از سری‌های جزء غیرمشترک فوق نامانا هستند، حداقل یکی از عوامل مشترک نامانا است و در نتیجه نمی‌توانیم از آزمون KPSS برای تعیین مانایی سری غیرمشترک استفاده کنیم. در این حالت آزمون هم انباشتگی شین[۲] (۱۹۹۴) مورد استفاده قرار می‌گیرد. آماره این آزمون به بررسی هم انباشتگی میان سری مشاهده شده و جزء غیرمشترک می‌پردازد که معادل است با آزمون مانایی سری‌های مربوط به عوامل غیرمشترک. نتیجه این آزمون (ستون پنجم جدول فوق) نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر وجود هم‌انباشتگی میان سری‌های قابل‌مشاهده و جزء مشترک نامانا (یا همان مانایی جزء غیرمشترک) در مورد نرخ بیکاری تمام استان‌ها رد می‌شود. بر این اساس در مورد برخی استان‌ها (۸ استان که خانه مربوطه در جدول ۶ رنگ شده است) شواهد متناقضی میان نتیجه آزمون ADF روی جزء غیرمشترک و شین پدیدار می‌شود درحالی‌که در مورد برخی استان‌ها (۲۲ استان) دو آزمون نتایج یکدیگر را تأیید می‌کنند. نتایج متناقض فوق در مورد ۸ استان می‌تواند ناشی از عملکرد ضعیف آماره‌های مربوط به آزمون‌های مانایی و هم انباشتگی تک‌متغیره به کار رفته باشد. برای غلبه بر این مشکل علاوه بر آماره PMSB که توسط بای و ان‌جی (۲۰۱۰) ارائه شد، آماره‌ی پیشنهاد شده از

۱. برای ملاحظه جدول مربوط به مقادیر بحرانی به بای و ان‌جی (۲۰۰۴)، صفحه ۱۱۳۶ مراجعه شود.

۲. shin

Archive of SID

www.SID.ir

سوی بای و ان‌جی (۲۰۰۴) را نیز به کار می‌گیریم. نتایج به‌دست آمده مطابق جدول زیر حاکی از آن است که می‌توان فرض صفر نامانایی جمعی[۱] در اجزای غیرمشترک را قویاً رد کرد.

جدول ۷: نتایج مربوط به آزمون‌های نامانایی جمعی

آماره بای و ان‌جی (۲۰۰۴)	$Z_{\hat{e}}^{c}$	۴/۵۳۱***
آماره‌های بای و ان‌جی (۲۰۱۰)	P_a^c	-۱۰/۳۳۸***
	P_b^c	-۶/۵۰۹***
	$PMSB^c$	-۳/۴۵۴***

رد فرض صفر در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را با ***، ** و * نشان داده شده است.

$Z_{\hat{e}}^{c}$ دارای توزیع $N(0,1)$ با مقادیر بحرانی ۲/۳۲۶، ۱/۶۴۵ و ۱/۲۸۲ به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

P_a^c، P_b^c و $PMSB^c$ دارای توزیع $N(0,1)$ با مقادیر بحرانی ۲/۳۲۶-، ۱/۶۴۵- و ۱/۲۸۲- به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

هر چهار آماره مربوط به آزمون مانایی جمعی در سری‌های غیرمشترک، فرض صفر نامانایی را رد کرده‌اند. بنا بر نتایج به دست آمده از تجزیه‌ی سری‌های قابل مشاهده نرخ بیکاری استان‌ها به عوامل مشترک و غیرمشترک، می‌توان ادعا کرد درحالی‌که در سری‌های غیرمشترک مانایی جمعی وجود دارد، منبع نامانایی در پانل همان ۴ روند تصادفی مشترک مستقل در سری‌های مشاهده شده نرخ بیکاری است. همان‌طور که در بخش معرفی الگو نیز گفته شد ترکیب خطی چند عامل مانا و نامانا و یا ترکیب خطی چند عامل نامانا، نامانا خواهد بود و در صورتی‌که ترکیب خطی عوامل، نامانا و جزء غیرمشترک، مانا باشد (مطابق نتایج فوق)، نامانایی نرخ بیکاری، U_{it}، به‌دلیل منبعی فراگیر بوده است. با این حساب اثبات می‌شود که فرضیه اثر تأخیری در نرخ بیکاری قویاً پذیرفتنی است.

نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت دانستن نحوه‌ی عکس‌العمل بازار کار به شوک‌های منفی و مثبت وارده، تحلیل مانایی نرخ بیکاری اجتناب‌ناپذیر است. در ادبیات اقتصادی گفته می‌شود وقتی اثرات شوک وارده بر متغیر ماندگار نباشد و پس از گذشت چند دوره، به مقدار میانگین خود بازگردد، آن متغیر مانا است. در تئوری‌های مربوط به بازار نیروی کار، مفهوم مانایی نرخ بیکاری با اصطلاح نرخ طبیعی بیکاری معادل شمرده می‌شود. در مقابل اگر شوک وارده به بازار نیروی کار اثرات ماندگاری را به همراه داشته باشد به‌نحوی‌که نرخ طبیعی بیکاری به تبعیت از نرخ جاری بیکاری، جابجا شود، شاهد پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری هستیم.

۱. Joint nonstationarity

Archive of SID

www.SID.ir

سیاست‌گذاران در بازار کار با شناخت صحیح ویژگی‌های رفتار نرخ بیکاری در مواجهه با شوک‌های مثبت و منفی، سیاست‌های خاص هر حالت (وجود پدیده نرخ طبیعی و یا وجود اثر تأخیری) را اتخاذ می‌کنند. اصولاً وقتی وجود نرخ طبیعی بیکاری اثبات می‌شود، در صورت وارد شدن شوک به بازار کار نیازی به استفاده از ابزارهای اقتصادی برای بازگرداندن نرخ بیکاری به مقدار میانگین نیست. در این حالت دخالت دولت در تسریع روند رسیدن به تعادل می‌تواند منجر به وخامت اوضاع شود. از سوی دیگر وقتی وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اثبات شود، در صورت وارد آمدن شوک منفی به بازار کار، دولت و سیاست‌گذاران این حوزه بایستی با انتخاب ابزارهای اقتصادی مناسب، سیاست‌های بلندمدتی را برای ایجاد تعادل در پیش گیرند.

مطالعه حاضر به دنبال بررسی فرضیه اثر تأخیری در نرخ بیکاری است. یافته‌های مربوط به آزمون‌های نسل اول ریشه واحد (IPS، LLC و بریتونگ) از رد فرضیه اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران حکایت دارد، درحالی‌که نتایج نسل دوم آزمون ریشه واحد مبتنی بر تحلیل عاملی و رویکرد PANIC قویاً وجود ریشه واحد و در نتیجه برقراری فرضیه اثر تأخیری در اقتصاد ایران را اثبات می‌کند. از آن‌جا که آزمون‌های انجام شده در این مطالعه نشان از وجود وابستگی مقطعی در داده‌های پانل دارد، نمی‌توان نتایج حاصل از آزمون‌های نسل اولی را پذیرفت و در نتیجه فرضیه وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری پذیرفته می‌شود. با وجود این اثر، انتظار می‌رود شوک وارد شده به بازار کار اثرات ماندگاری از خود بر جای گذاشته و هر شوک وارده منجر به جابجایی نرخ طبیعی بیکاری شود. بنابراین تنها سیاست‌های کارآمد بلندمدت می‌تواند بازار کار را به تعادل بلندمدت بازگرداند.

نتیجه حاصله پیرامون وجود اثر تأخیری، حقایق فعلی بازار کار اقتصاد ایران را تا حدودی توضیح می‌دهد. از دو منظر وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران با توجه به شواهد موجود قابل تحلیل است. از منظر اول با ردگیری نتایج سیاست‌هایی که مستقیماً کاهش نرخ بیکاری را هدف قرار داده‌اند می‌توان به شواهدی پیرامون تأیید وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری دست یافت. از منظر دوم با ردگیری نتایج سیاست‌هایی که به شکل غیرمستقیم بر نرخ بیکاری اثر دارند، می‌توان شواهدی پیرامون وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری حال حاضر اقتصاد ایران ارائه کرد. از این منظر اعمال سیاست‌های کاهنده تورم و اثرات آن بر نرخ بیکاری تحلیل می‌شود.

اگر بخواهیم از منظر اول برای وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری شواهدی ارائه کنیم بایستی در بازه زمانی وسیع‌تر نسبت به آن‌چه در این مطالعه بررسی شد، به‌دنبال ردگیری این اثر باشیم. وقتی بازه زمانی وسیع‌تری را مورد کنکاش قرار می‌دهیم، نوساناتی در نرخ بیکاری مشاهده می‌شود که برای مقابله با آن شاهد اعمال سیاست‌هایی (از قبیل طرح ضربتی اشتغال، بنگاه‌های زودبازده و طرح مشاغل خانگی) در جهت کاهش جمعیت بیکار هستیم، اما به دلیل عدم شناخت کافی از رفتار تأخیری

Archive of SID

www.SID.ir

نرخ بیکاری، این سیاست‌ها ماهیتی کوتاه‌مدت داشته و اگر چه در بازه‌ای کوتاه از نرخ بیکاری کاسته است اما نتوانسته این نرخ را به مقداری میانگین بلندمدت همگرا سازد.

بر اساس شواهد موجود می‌توان کسب توفیقات اندک از اجرای سیاست‌های اشتغال‌زا را به عدم شناخت کافی از پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری نسبت داد[۱]. در بازه مورد بحث نرخ بیکاری هرگز بدون دخالت دولت در حال همگرا شدن به مقداری خاص نبوده و با این حال اعمال سیاست‌های کوتاه‌مدت منجر به ثبات بخشی به این نرخ در بلندمدت نیز نشده است. بر این مبنا می‌توان با اطمینان بیشتری پیرامون رد فرضیه نرخ طبیعی بیکاری و پذیرش فرضیه اثر تأخیری صحبت کرد. با توجه وضع فعلی بازار کار به نظر می‌رسد چرخه اعمال سیاست‌های کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادلی بلندمدت در این بازار بارها تکرار شده و تاکنون نیز ادامه داشته است.

از منظر دوم و با نگاه به نتایج سیاست‌های اقتصادی که با هدف کاستن از تورم در سال‌های اخیر اعمال شده می‌توان به عدم شناخت کافی از رفتار تأخیری در نرخ بیکاری پی برد. اولویت سیاست‌گذاران اقتصادی در ۵ ساله اخیر کاستن از تورم بوده و سیاست‌های اقتصادی نیز در همین راستا اتخاذ شده‌اند. در شرایط برقراری فرضیه نرخ طبیعی بیکاری طبق منحنی فیلیپس انتظار می‌رود در کوتاه‌مدت کاهش تورم منجر به افزایش نرخ بیکاری شود ولی در بلندمدت به دلیل برقرار بودن فرضیه نرخ طبیعی بیکاری که از مانا بودن این نرخ نشأت گرفته، پیش‌بینی می‌شود که نرخ بیکاری به مقدار طبیعی خود بازگردد. در این حالت اعمال سیاست‌های کاهنده تورم هزینه‌هایی در قالب افزایش نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت به دنبال خواهد داشت. نتایج این تحقیق نشان داد که فرضیه نرخ طبیعی بیکاری در اقتصاد ایران برقرار نیست و وجود اثر تأخیری تأیید شد. با این حساب انتظار تئوریک آن است که در چنین شرایطی اعمال سیاست‌های اقتصادی که منجر به کاهش تورم شده و افزایش نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت را به دنبال دارد، به دلیل ویژگی ماندگاری ناشی از وجود اثر تأخیری در بلندمدت شاهد فاصله گرفتن هر چه بیشتر نرخ بیکاری از مقادیر بلندمدت آن باشیم. طبیعی است که در این وضعیت اعمال سیاست‌های اقتصادی کاهنده تورم، هزینه‌های بیشتری نسبت به زمان برقراری فرضیه نرخ بیکاری طبیعی بر اقتصاد تحمیل کند. این هزینه‌ها در قالب افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت و دور شدن مقدار این نرخ از نرخ میانگین بلندمدت نمایان می‌شود. در چنین شرایطی اصولاً اعمال محتاطانه سیاست‌های سمت تقاضا از قبیل سیاست‌های انقباضی پولی و مالی به همراه سیاست‌های متناسب سمت عرضه از قبیل بهبود فرآیند کسب و کار و افزایش کارایی و

۱. محقق به‌واسطه همکاری در نگارش پروژه‌ای برای وزارت کار (به‌عنوان کارفرما) با عنوان "ارزیابی عملکرد بنیادهای توسعه کارآفرینی و تعاون در راستای اشتغال پایدار" آمار مربوط به اعتبارات اختصاص‌یافته و اشتغال ایجاد شده در طرح‌های مذکور را مورد تحلیل قرار داده است. نتایج آن مطالعات نشان داد که تنها بخشی از هدف‌گذاری‌های صورت گرفته جهت ایجاد اشتغال محقق شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

بهره‌وری از طریق بهبود نظام آموزشی می‌تواند در بلندمدت موجب همگرا شدن نرخ بیکاری به نرخ طبیعی و ممانعت از تابعیت نرخ طبیعی بیکاری از نرخ بیکاری جاری شود.

در ۲۰ ساله اخیر نحوه انتخاب سیاست‌های اقتصادی با هدف کاستن از تورم بوده است. بررسی آمار نشان می‌دهد هر زمان سیاست‌ها در جهت کاستن از تورم بوده، نرخ بیکاری روندی افزایشی داشته و در طول ۲۰ ساله اخیر هرگز نرخ بیکاری به مقدار میانگینی نزدیک نشده است. به بیانی دیگر در طول این سال‌ها هرگز معضل بیکاری بالا، در اقتصاد ایران مرتفع نشده است.

آن‌چه به‌عنوان توصیه‌ی سیاستی برگرفته از نتایج تحقیق برمی‌آید اعمال سیاست‌های بلندمدت به جای سیاست‌های کوتاه‌مدت برای تعادل بخشی به بازار کار و اعمال سیاست‌های انقباضی در سمت تقاضا و بهبود بنیه تولیدی کشور از طریق اعمال سیاست‌های مناسب سمت عرضه، است. شرایط حال حاضر بازار کار ایجاب می‌کند نهادهای دخیل در سیاست‌گذاری اشتغال به شکل دائمی بازار کار را رصد کرده و با درک پویایی‌های آن اهداف بلندمدت را دنبال کنند. همچنین به‌دلیل وجود ویژگی ماندگاری در نرخ بیکاری توصیه می‌شود از اعمال سیاست‌هایی که مستقیم و غیرمستقیم شوکی را در جهت افزایش نرخ بیکاری وارد می‌آورد خودداری شود زیرا که ویژگی فوق هزینه خنثی شدن اثر شوک‌های وارده را به‌شدت افزایش می‌دهد.

با اثبات وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران، پیشنهاد می‌شود منابع ایجاد این اثر در مطالعات آتی مورد تحلیل قرار گیرد. در مطالعه حاضر که تنها با هدف اثبات وجود اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران با رویکردی نوین که احتمال خطا در تشخیص این اثر را به شدت کاهش می‌دهد انجام پذیرفت، ۴ روند تصادفی که منجر به نامانایی و پیدایش اثر تأخیری شد، مورد شناسایی قرار گرفت. گارسیا–سینتادو و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه خود پیرامون روش‌های شناسایی عوامل شکل‌دهنده اثر تأخیری مضامینی را مطرح کرده‌اند که با مطالعه دقیق می‌تواند به‌عنوان راهنمای عمل تحقیقات آتی پیرامون شناسایی منابع مولد اثر تأخیری در نرخ بیکاری مورد استفاده قرار گیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

اخباری، رضا و آماده، حمید (۱۳۹۴). «تحلیل رابطه هم انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی با رویکرد آزمون کرانه‌ها: شواهدی از اقتصاد ایران». *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۵(۵۹): ۱۲۵-۱۶۰.

اندرس، والتر (۱۳۸۶). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی. مترجم: مهدی صادقی، سعید شوال پور، دانشگاه امام صادق، تهران، جلد اول، چاپ اول.

عیسی‌زاده، سعید و طبرسی، محبوبه (۱۳۹۳). «بررسی وجود پدیده اثر تأخیری در نرخ بیکاری اقتصاد ایران». *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۳(۱۰): ۱۱۳-۱۳۶.

مؤمنی، فرشاد (۱۳۸۶). «اقتصاد سیاسی سیاست‌گذاری اشتغال در ایران». درس گفتارهای موسسه دین و اقتصاد.

Amable, B.; Henry J., Lordon, F. and Topol, R. (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.

Bai, J. and Ng, S. (2004). "A PANIC attack on unit roots and cointegration", *Econometrica*, 72(4): 1127-1177

Bai, J. and Ng, S. (2002). "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica*, 70(1): 191-221.

Bai, J. and Ng, S. (2010). "Panel unit root tests with cross-section dependence", *Econom Theory*, 26(4): 1088-1114

Blanchard, O. J. and Summers, L. H. (1987). "Hysteresis in unemployment", *European economic review*, 31: 288-295

Breitung, J. (1994). "Some simple tests of moving average hypothesis". *Journal of time series analysis*, 15: 331-359

Breitung, J. (2000). *"The local power of some unit root tests for panel data"*, in B. Baltagi (ed), advances in econometrics, vol.15: nonstationarity panels, panel cointegration and dynamic panels, Amsterdam: JAI Press, pp. 161-178.

Breusch, T. S. and Pagan, A. R. (1980). "The lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics", *Review of economic estudies*, 47(1): 239-253

Brunello, G. (1990). "Hysteresis and the Japanese unemployment problem: a preliminary investigation", *Oxford economic papers*, 42: 483-500

Camarero, M. and Tamarit, C. (2004); "Hysteresis vs. natural rate of unemployment: new evidence for OECD countries", *Economics letters*, 84: 413-417

Chang, Y. (2002). "Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency", *Journal of Econometrics*, 110(2): 261-292.

Chang, Y. (2004). *"Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency"*, *Journal of Econometrics*, 120: 263-293.

Cheng, K. M.; Durmaz, N.; Kim, H. and Stern, M. L. (2012). "Hysteresis vs. natural rate of US unemployment", *Economic modeling*, 29(2): 418-434.

Choi, I. (2001). "Unit root tests for panel data", *J Int Money Finance*, 20(2): 249-272.

Choi, I. (2002). *"Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels"*, Mimeo, Hong Kong university of science and technology.

Archive of SID

www.SID.ir

Choi, I. (1999). "Testing the random walk hypothesis for real exchange rates", *Journal of Applied Econometrics*, 14: 293-308

Christopoulos, D. K. and Tsionas, E. G. (2004). "Financial development and economic growth: evidence from panel unit root and panel cointegration tests", *Journal of development economics*, 73: 55-74.

Friedman, M. (1968). "The role of monetary policy", *American economic review*, 58: 1-17.

Garcia-Cintado, A.; Romero-Avila, D. and Usabiaga, C. (2014). "*Spanish reginal unemployment disentangling the sources of hysteresis"*, Springerbriefs in economics, http://www.springer.com/series/8876

Garcia-Cintado, A.; Romero–Avila, D. and Usabiaga, C. (2015). "A PANIC analysis on reginal and sectoral inflation: the Spanish case", *Applied economics*, DOI: 10.1080/00036846.2015.1034838.

Garcia-Cintado, A.; Romero–Avila, D. and Usabiaga, C. (2016). "The economic integration of spain: a change in the inflation pattern", *Latin American economic review*, 25 (1). DOI: 10.1007/s40503-016-0031-41

Gil-Alana, L. A. (2001). "The persistence of unemployment in the USA and Europe in terms of fractionally ARIMA models", *Applied economics*, 33(10): 1263-1269.

Grant, A. P. (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): 95-113.

Hadri, K. (2000). "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal*, 3(2): 148-161.

Harris, R. D. F. and Tzavalis, E. (1999). "Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed", *Journal of econometrics*, 91:201-226.

Hatanaka, M. (1996). "Time-series-based econometrics", Oxford: oxford university press.

Hsiao, C. (1986). "Analysis of panel data. Econometric society monograph 11". *Cambridge university press*: 128-153.

Hylleberg, S.; Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S. (1990). "Seasonal integration and cointegration", *Journal of Econometrics*, 44: 215-238.

Im, K. S.; Pesaran, M. H. and Shin, Y. (2003). *"Testing for unit roots in heterogeneous panels"*, Journal of econometrics 115: 53-74.

Chen, K. M.; Durmaz, N., Kim, H. W. and Stern M. L. (2012). "Hysteresis vs. natural rate of US unemployment", *Economic modeling*, 29(2): 428-434

Lavesson, N. (2012). "*Is there hysteresis in unemployment rates?"*, Lund university, Department of statistics, Bachelor thesis.

leon-ledesma, M. A. (2000). "*Unemployment hysteresis in the US and the EU: a panel data approach"*, Department of economics, Keynes college, university of kent at cantenbury.

Leon-ledesma, M. A. (2002). "Unemployment hysteresis in the US states and the EU: a panel approach", *Bulletin of economic research*, 54: 95-103.

Levin, A.; Lin, C. F. and Chu, C. J. (2002). "Unit root tests in panel data: asymptotic finite-sample properties", *Journal of econometrics*, 108: 1-24.

Archive of SID

www.SID.ir

Levin, A. and Lin, C. F. (1993). "*Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties"*, Unpublished manuscript, University of California, San Diego.

Levin, A. and Lin, C. F. (1992). "*Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties*", Manuscript, University of California, San Diego.

Maddala, G. S. and Wu, S. (1999). "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1): 631-652.

Mitchell, W. F. (1993). "Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment", *Applied economics*, 25: 1489-14501.

Mohan, R.; Kemegue, F. and Sjuib, F. (2008). "Hysteresis in unemployment: panel unit roots tests using state level data", *Journal of business & economics research*, 6(2): 53-60.

Moon, H. R. and Perron, B. (2004). "Testing for a unit root in panels with dynamic factors", *Journal of econometrics*, 122(1): 81-126.

Moon, H. R. and Perron, B. (2007). "An empirical analysis of non-stationarity in a panel of interest rates with factors", *Journal of applied econometrics*, 22(2): 383-400

Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982). "Trends and random walks in macro-economic time series: some evidence and implications", *Journal of monetary economics*, 10: 139-162.

O'Connell, P. (1998). "The Overvaluation of Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, 44: 1-19.

O'Shaughnessy, T. (2011). "Hysteresis in unemployment", *Oxford review of economic policy*, 27(2): 312-337.

Perron, P. (1988). "Trends and random walks in macroeconomic time series: further evidence from a new approach", *Journal of economic dynamics and control*, 12: 297-332.

Pesaran, H. M. (2003). "*A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence"*, Mimeo, university of southern California.

Pesaran, M. H. and Smith, R. (1995). "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of econometrics*, 68: 79-113.

Phelps, E. (1967). "Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time", *Economica*, 34: 254-281.

Phillips, P. C. B. and Sul, D. (2003). "Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence", *Econometrics journal*, 6(1): 217-259.

Quah, D. (1994). "Exploiting cross-section variations for unit root inference in dynamic data", *Economic letters*, 44: 9-19.

Roed, K. (1996). "Unemployment hysteresis – macro evidence from 16 OECD countries", *Empirical economics*, 21: 589-600.

Roed, K. (1997). "Hysteresis in unemployment", *Journal of economic surveys*, 11(4):389-418.

Sen, A. (1997).*"Inequality, unemployment and contemporary Europe"*, STICERD - Development Economics Papers - From 2008 this series has been superseded by

Archive of SID

www.SID.ir

Economic Organisation and Public Policy Discussion Papers 07, Suntory and Toyota International Centres for Economics and Related Disciplines, LSE.

Shibamoto, M.; Tsutsui, Y. and Yamane, C. (2016). "Understanding reginal growth dynamics in Japan: panel cointegration approach utilizing the PANIC method", *Journal of the Japanese and international economics*, 40: 17-30.

Shin, Y. (1994). "A residual based test for the null of cointegration against the alternative of no cointegration", *Econometric theory*, 10(1): 91-115.

Song, F. M. and Wu, Y. (1997). *"Hysteresis in unemployment: evidence from 48 US states", Economic Inquiry*, 35: 235-243.

Xiao, Z. and Phillips, P. C. B. (1997). "*An ADF coefficient test for a unit root in ARMA models of unknown order with empirical applications to the US economy"*, Manuscript, Cowles foundation.

Archive of SID

www.SID.ir