

فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی (سال ششم، شماره ۴ «پیاپی ۲۰»، زمستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۲۸-۱۱۱)

همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران

کیومرث شهبازی*، فیروز فلاحی**، امیر غلامی⁺

تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۹/۱۱

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۰۳

چکیده

کم‌تر بودن موانع تجاری و غیرتجاری در بین مناطق یک کشور، امکان برقراری نظریه برابری قدرت خرید و قانون قیمت واحد را در داخل یک کشور مطرح می‌کند. البته، به دلیل شرایط جغرافیایی، اقتصادی و... ممکن است قیمت‌ها تحت تاثیر شوک‌های محلی نیز قرار گیرند. لذا پرسش این است که آیا شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور همگرا می‌باشند؟ در صورت وجود شوک‌های محلی، شاخص‌های قیمت استان‌ها با چه سرعتی به سمت روند مشترک تعدیل خواهند شد؟ این مقاله با به کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانلی و با استفاده از داده‌های ماهانه استان‌های کشور طی دوره زمانی ۸۹-۱۳۸۱ به بررسی همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور به انتخاب استان پایه بستگی دارد و با پیدایش انحراف از قانون قیمت واحد در اثر یک شوک محلی، نیمه عمر همگرایی در حدود ۱/۵ سال خواهد بود.

طبقه بندی JEL: C5, C3, C2

واژگان کلیدی: شاخص قیمت مصرف‌کننده، همگرایی، برابری قدرت خرید، قانون قیمت واحد.

* استادیار دانشگاه ارومیه، گروه اقتصاد، ارومیه، ایران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: k.shahbazi@urmia.ac.ir

** استادیار دانشگاه تبریز، گروه اقتصاد، تبریز، ایران، پست الکترونیکی:

ffallahil@tabrizu.ac.ir
gholami.eco88@yahoo.com

⁺ کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، پست الکترونیکی:

۱. مقدمه

برابری قدرت خرید^۱ (PPP) و قانون قیمت واحد^۲ (LOOP) موضوع تحقیقات تجربی بسیاری بوده است و در مدل‌های اقتصاد کلان بین‌الملل نقش اساسی ایفا می‌کنند. عمده این تحقیقات تجربی در مورد آزمون سطح قیمت‌های نسبی بین کشورها می‌باشد. بنابراین اغلب مطالعات همگرایی قیمت، به مطالعات در مورد قانون قیمت واحد و یکپارچگی بازارها^۳ مربوط است. شرط قانون قیمت واحد در یک بازار کارآمد در حضور پول مشترک این است که کالاهای مشابه باید با قیمت‌های مشابه عرضه شود. دلیل شهودی این قانون این است که فروشندگان به دنبال حداکثر قیمت رایج و خریداران به دنبال حداقل قیمت رایج می‌باشند. البته لازم به ذکر است که این قانون فقط برای کالاهای قابل مبادله و تجاری برقرار است. بررسی‌های صورت گرفته در این زمینه نشان می‌دهد که اختلاف قیمت‌ها بین کشورهای مختلف تمایل به تداوم در طول زمان داشته و از بین نمی‌رود. از جمله دلایلی که باعث تعدیل ناقص قیمت‌های نسبی می‌شود می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: الف) موانع تجاری مانند تعرفه‌ها و سهمیه‌ها؛ ب) موانع غیرتجاری مانند مشکلات اداری، وجود بنگاه‌های انحصاری، چسبندگی قیمت‌ها، هزینه‌های حمل و نقل، تفکیک بازار نیروی کار، تفاوت بهره‌وری، اطلاعات نامتقارن و حضور کالاهای غیرتجاری.

با توجه به این که موانع تجاری و موانع غیرتجاری و هم‌چنین انحراف یا عدم تعادل‌ها در داخل یک کشور به مراتب نسبت به بین کشورها کمتر می‌باشد، در نتیجه احتمال صادق بودن نظریه برابری قدرت خرید در داخل یک کشور در مقایسه با مقیاس بین‌المللی بیشتر می‌باشد. هم‌چنین این انتظار وجود دارد که سرعت همگرایی قیمت در داخل یک کشور بیش از همگرایی قیمت بین کشورها باشد. از طرف دیگر، پراکندگی بالای نرخ تورم بین مناطق و دوام آن در طول زمان ممکن است تاثیر زیادی بر نرخ دستمزد و سطح زندگی آن منطقه داشته باشد. این مساله هم‌چنین نگرانی‌هایی را در خصوص تخصیص منابع مطرح می‌کند. وجود واگرایی قیمت سیستماتیک با وجود پول مشترک و عدم وجود محدودیت‌های صریح یا ضمنی

-
1. Purchasing Power Parity (ppp)
 2. Law Of One Price
 3. Market Integration

روی تحرک عوامل تولید ممکن است بیانگر جداسازی بازارها^۱ باشد که در این صورت ریشه کن نمودن آن چالشی فراروی سیاستگذاران خواهد بود. برداشت عمومی این است که در یک کشور به دلیل وجود پول واحد، تحرک آزاد عوامل تولید و اتخاذ سیاست‌ها به وسیله دولت، قیمت‌ها در مناطق مختلف کشور به طور همزمان با همدیگر همبستگی خواهند داشت. از طرف دیگر، این احتمال نیز وجود دارد که به دلیل شرایط آب و هوایی، جغرافیایی، اقتصادی،... قیمت‌ها تحت تاثیر شوک‌های محلی قرار گیرند. لذا این سوال مطرح می‌شود که با یک شوک محلی، شاخص قیمت استانی آیا به سمت روند مشترک تعدیل می‌گردد؟

بنابراین باتوجه به مطالب یاد شده، بررسی وجود همگرایی قیمت در استان‌های کشور حایز اهمیت می‌باشد. در این راستا، هدف تحقیق حاضر بررسی و تحلیل وجود همگرایی شاخص قیمت استان‌های کشور می‌باشد.

ساختار ادامه مقاله بدین شرح می‌باشد: در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه مطالعات تجربی انجام یافته بررسی می‌گردد. در بخش سوم به بیان روش‌شناسی تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش چهارم آزمون‌های ریشه واحد و تخمین نیمه عمر صورت می‌گیرد و در پایان نیز خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. نظریه برابری قدرت خرید

فرضیه برابری قدرت خرید، ابتدا به وسیله گوستاو کاسل^۲ اقتصاددانان سوئدی در سال‌های ۱۹۱۹ و ۱۹۲۲ مطرح شد. وی تاکید کرد که نرخ ارز متناسب با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها کاهش پیدا می‌کند. بدین ترتیب اگر قیمت‌ها در کشوری دو برابر شود و قیمت‌ها در خارج تغییر نکنند، ارزش پول کشور نصف خواهد شد. فرضیه برابری قدرت خرید با این نگاه آغاز شد که در نقطه‌ای از زمان یک سطح تعادلی نرخ ارز وجود دارد که قیمت داخلی کالاها را با قیمت همان کالاها در کشور دیگر برابر می‌سازد. اگر افزایش قیمت کالاها در دو کشور مشابه باشد تغییری در نرخ ارز به وجود نخواهد آمد. زیرا به طور نسبی ارزش هیچ یک از دو پول تغییر نکرده است. اما با فرض وجود تورم، چون ارزش دو پول به طور مطلق

1. Market Segmentation

2. Gustav Cassel

کاهش یافته است، هردو پول در برابر پول سوم ارزش کمتری خواهند داشت. اما اگر نرخ تورم در دو کشور متفاوت باشد، باید نرخ ارز برای تغییر وضع به شرایط تعادلی تغییر کند. پول کشوری که نرخ تورم بالاتری دارد، نسبتاً سریع‌تر ارزش خود را از دست می‌دهد و نرخ ارز به نسبت دو نرخ تورم کاهش می‌یابد.

سه شکل از فرضیه برابری قدرت خرید در متون اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است:

الف) قانون قیمت واحد: ساده‌ترین مفهوم برابری قدرت خرید قانون قیمت واحد می‌باشد. طبق این قانون، در صورتی که هزینه‌های حمل و نقل و موانع تجاری وجود نداشته باشد، کالاهای یکسان، در صورت سنجش با یک واحد پولی، بایستی در کشورهای مختلف قیمت واحدی داشته باشند. از لحاظ نظری، جستجوی سود و عملیات آربی‌تراژ قیمت یک کالای یکسان را در کشورهای مختلف برابر می‌سازد. از نظر تجربی به نظر می‌رسد قانون قیمت واحد برای مواد اولیه مبادله شده در بورس‌های عمده کالا، البته پس از تعدیل برای منظور ساختن تفاوت قراردادهای و تاخیر در تحویل کالا، صادق باشد. اما برای محصولات متمایز از یکدیگر مانند مصنوعات و خدمات صادق نیست (کاربوق^۱، ۲۰۰۹).

ب) نظریه برابری قدرت خرید مطلق^۲: این نظریه قانون قیمت واحد را به سطح عمومی قیمت‌ها تعمیم می‌دهد. بر اساس این نظریه، ارزش یک مجموعه مشابه از کالا و خدمات، اگر به پول واحدی بیان شود، باید در همه کشورها مشابه باشد، روشن است که اگر قانون قیمت واحد برای همه کالاها صادق باشد، در این صورت نظریه برابری قدرت خرید مطلق باید معتبر باشد. نظریه برابری قدرت خرید مطلق برداشت تعادلی خاصی برای نرخ ارز اسمی به دست می‌دهد. این نرخ ارز مطابق تعریف نرخی است که قیمت سبد مشابه از کالاها را در دو کشور مختلف برابر می‌سازد. تفاوت بین نرخ ارز بازار و نرخ ارز محاسبه شده براساس نظریه برابری قدرت خرید مطلق، پدیده‌ای کوتاه مدت فرض می‌شود که به وسیله آربی‌تراژ کالا یعنی خرید کالا در کشوری که قیمت ارزان‌تر است و فروش آن در کشوری دیگر (که کالا گرانتر است) از بین می‌رود. با وجود سادگی، فایده تجربی قانون قیمت واحد و نظریه برابری قدرت خرید

1. Carbaugh

2. Absolute Version of PPP

مطلق محدود است. هزینه اطلاعات، حمل و نقل و موانع نهادی برای تجارت مانند تعرفه و سهمیه واردات ممکن است واکنش مصرف کنندگان و بنگاه‌های اقتصادی را نسبت به تفاوت قیمت کالاها در کشورهای مختلف محدود سازد و از برابری قیمت کالاها در کشورهای مختلف جلوگیری کند. به طور کلی، نظریه برابری قدرت خرید مطلق به صورت زیر نشان داده می‌شود (تامپسون^۱، ۲۰۰۶):

$$P_H = P_F \cdot ER \rightarrow ER = \frac{P_H}{P_F} \quad (1)$$

که در آن، P_H بیانگر سطح قیمت‌ها در کشور خودی، P_F بیانگر سطح قیمت‌ها در کشور خارج و ER بیانگر نرخ ارز می‌باشد.

عواملی مانند هزینه‌های حمل و نقل و محدودیت‌های وارداتی، که باعث ممانعت از تساوی قیمت‌ها بین بازارهای مختلف می‌شوند، همراه با تفاوت در ساخت و اهمیت نسبی کالاهای مختلف تا حدودی توضیح می‌دهد که نظریه برابری قدرت خرید مطلق در سطح بین‌الملل از نظر تجربی تأیید نمی‌شود. به طور خلاصه، اندازه سطح قیمت هر کشور منعکس کننده گروهی از کالاها و خدمات منحصر با آن کشور است و مستقیماً قابل مقایسه نیست. به همین دلیل اغلب نوع ضعیف‌تری از مفهوم برابری قدرت خرید مورد استفاده قرار می‌گیرد که تغییر نرخ ارز را به نرخ‌های تورم در دو کشور مربوط می‌کند (اپل‌یارد و فیلد^۲، ۱۳۸۶) که در ادامه به توضیح آن پرداخته می‌شود.

ج) نظریه برابری قدرت خرید نسبی^۳: براساس این نظریه، در بلندمدت، تغییرات سطح قیمت‌های نسبی کشورها تغییرات نرخ ارز را تعیین می‌نماید. این نظریه پیش‌بینی می‌کند که ارزش مبادله یک پول با نرخ برابر با تفاوت بین نرخ تورم در کشور خودی و خارج افزایش یا کاهش می‌یابد. نظریه برابری قدرت خرید می‌تواند برای پیش‌بینی نرخ تورم در بلندمدت مورد استفاده قرار گیرد. در صورتی که t بیانگر سال پایه و t بیانگر سال جاری باشد، در این صورت، نظریه برابری قدرت خرید می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$ER_t = ER_0 \frac{P_{Ht}/P_{H0}}{P_{Ft}/P_{F0}} \rightarrow ER = \dot{P}_H - \dot{P}_F \quad (2)$$

1. Thompson
2. Appleyard & Field
3. Relative Purchasing-Power Parity

به طوری که، ER_t بیانگر نرخ ارز در زمان t ، ER_0 بیانگر نرخ ارز در زمان P_{Ht^0} و P_{H0} به ترتیب بیانگر سطح عمومی قیمت‌ها در کشور خودی در زمان t و P_{Ft^0} و P_{F0} به ترتیب بیانگر سطح عمومی قیمت‌ها در کشور خارج در زمان t و ER_0 بیانگر نرخ رشد نرخ ارز و \dot{P}_H و \dot{P}_F به ترتیب نشان دهنده نرخ تورم در کشور خارج و خودی می‌باشند (کاربوق، ۲۰۰۹).

در اقتصاد بین‌الملل، صادق بودن نظریه برابری قدرت خرید و قانون قیمت واحد بین کشورهای مختلف از طرف اقتصاددانان به دلیل وجود موانع تجاری و غیرتجاری مورد تردید واقع شده است. اما با توجه به دلایلی نظیر کمتر بودن موانع تجاری و غیرتجاری، یکسان بودن واحد پولی، تحرک آزاد عوامل تولید و اتحاد سیاست‌های دولت، احتمال صادق بودن نظریه برابری قدرت خرید در داخل یک کشور در مقایسه با مقیاس بین‌الملل بیشتر می‌باشد. البته این احتمال نیز وجود دارد که به دلیل شرایط جغرافیایی، اقتصادی و... قیمت‌ها تحت تأثیر شوک‌های محلی قرار گیرند.

۲-۲. پیشنهادی مطالعات تجربی

طبق بررسی‌های انجام یافته، در این زمینه در ایران تاکنون تحقیق خاصی صورت نگرفته است. مطالعات انجام شده در خارج از کشور پیرامون محورهای اساسی تحقیق حاضر را می‌توان به شرح زیر معرفی نمود:

سسجتی و همکاران^۱ (۲۰۰۲) پویایی شاخص‌های قیمت شهرهای مهم آمریکا را با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پانلی بررسی کرده‌اند و بدین نتیجه رسیده‌اند که در سطوح قیمت‌های نسبی بین شهرهای آمریکا خاصیت بازگشت به میانگین وجود دارد. همچنین آنها با استفاده از داده‌های ۱۹ شهر از دوره ۱۹۱۸ - ۱۹۹۵ نیمه عمر همگرایی را ۹ سال برآورد کردند که نرخ بسیار آهسته همگرایی می‌تواند به وسیله هزینه‌های حمل و نقل، وجود کالاهای غیر تجاری و... توضیح داده شود.

دایاناندن و رالهان^۲ (۲۰۰۵) همگرایی شاخص قیمت برای استان‌ها و شهرهای کشور کانادا را طی دوره ۱۹۸۷ - ۲۰۰۱ مطالعه کردند. در این مطالعه آنها برای ۱۰ استان، ۹ گروه

1. Cecchetti , Sonra & Mark
2. Dayanandan & Ralhan

مختلف کالایی و برای ۵۰ شهر، ۴ گروه مختلف کالایی را در نظر گرفتند و با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی نرخ همگرایی را تخمین زدند که در مقایسه با مطالعات مشابه برای کشور آمریکا، نرخ همگرایی برآورد شده سریع‌تر می‌باشد.

مرشد و لی^۱ (۲۰۰۶) همگرایی شاخص قیمت را برای کشور هندوستان با روش هم‌انباشتگی مطالعه کرده‌اند. در این تحقیق یک روند مشترک بین قیمت‌های ۲۵ شهر تشخیص و محاسبه شده است و با استفاده از تابع عکس العمل آنی نرخ همگرایی قیمت به دست آمده است. سرعت همگرایی در حدود سه ماه محاسبه شده است که در مقایسه با سایر مطالعات مشابه، شاخص قیمت‌ها با نرخ بسیار سریع همگرا می‌شود.

فان و ویی^۲ (۲۰۰۶) همگرایی شاخص قیمت را برای کشور چین با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی و مدل غیر خطی بازگشت به میانگین مطالعه کرده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده برای ۳۶ شهر مهم چین به مدت ۷ سال نرخ همگرایی را در حدود ۳ الی ۴ ماه برآورد کرده‌اند.

داس و باتاچاریا^۳ (۲۰۰۸) همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده از ژانویه ۱۹۹۵ تا ژوئن ۲۰۰۴ را برای مناطق مختلف کشور هندوستان با استفاده از ریشه واحد پانلی که نسبت به وجود وابستگی‌های مقطعی استحکام بیشتری دارند، بررسی کرده‌اند. آنها نشان دادند که در سطوح قیمت نسبی بین مناطق مختلف هند، خاصیت بازگشت به میانگین برقرار است. ضمناً این محققین هر سری را به دو جزو از عوامل مشترک و عوامل غیر مشترک تجزیه کردند. این تجزیه محقق را قادر می‌سازد تا ایستایی را آزمون نموده و سپس به طور جداگانه نیمه عمر عوامل مشترک و غیر مشترک را برآورد نماید. نتایج نشان می‌دهد که هر دو این اجزا ایستا می‌باشند. البته شوک‌های قیمتی غیر مشترک نسبت به شوک‌های مشترک پایدارتر می‌باشند. نتایج این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که هزینه‌های حمل و نقل می‌تواند بخشی از تغییر پذیری قیمت‌ها بین دو منطقه مختلف در هند را توضیح دهد.

1. Morshed & Lee

2. Fan & Wei

3. Das & Bhattacharya

ویماندا^۱ (۲۰۰۹) تغییرپذیری قیمت و همگرایی قیمت برای کشور اندونزی را با استفاده از شاخص قیمت ۳۵ کالا در ۴۵ شهر طی دوره ژانویه ۲۰۰۲ تا آوریل ۲۰۰۸ بررسی نموده است. وی نشان داده است که در طول دوره مورد بررسی، قیمت‌ها در اندونزی، به سمت قانون قیمت واحد همگرا می‌شوند. در عین حال تغییرپذیری قیمت یک کالا در کل شهرها نسبت به تغییرپذیری قیمت کل کالاها در یک شهر کمتر می‌باشد. همچنین هزینه‌های حمل و نقل و سطح توسعه در تغییرپذیری قیمت‌ها دارای نقش مؤثری می‌باشند. در این مطالعه سرعت متوسط همگرایی که توسط نیمه عمر اندازه‌گیری می‌شود، برای کالاهای بی‌دوام در حدود ۹ ماه، برای کالاهای بادوام در حدود ۳۲ الی ۳۶ ماه و برای گروه خدمات در حدود ۱۹ ماه تخمین زده شده است. به طور کلی میانگین کل نیمه عمر کالاها در حدود ۱۶ الی ۱۷ ماه می‌باشد. ویماندا معتقد است که سرعت همگرایی به تفاوت قیمت‌های اولیه بستگی دارد نه به فاصله بین شهرها.

چملاروا و نات^۲ (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده برای ۱۷ شهر آمریکا از سال ۱۹۱۸ تا ۲۰۰۷ و با انتخاب شهر شمارنده^۳ (پایه) رفتار قیمت نسبی را بررسی کرده‌اند. این محققین برای درک ماهیت رفتار قیمت‌های نسبی از آرایه عامل مشترک قیمت نسبی استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که انتخاب شهر شمارنده در رفتار پویایی قیمت‌های نسبی بر حسب آزمون‌های ریشه واحد و برآوردهای نیمه عمر دارای نقش کلیدی می‌باشد. با انتخاب شهرهای آتلانتا، شیکاگو و لس آنجلس، عوامل مشترک و غیر مشترک هر دو $I(0)$ می‌باشند که بیانگر رفتار همگرایی قیمت‌های نسبی می‌باشد. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که دلیل فقدان همگرایی در قیمت‌های نسبی با بوستون، سینسیناتی، هیوستون، سانفرانسیسکو، سیاتل و سنت لوئیس در مرحله اول به خاطر غیر ایستایی عامل مشترک می‌باشد. در عین حال در مقایسه با نیویورک، فیلادلفیا و پورتلند، عامل مشترک ایستا بوده و عوامل غیر مشترک غیر ایستا می‌باشند. در این مقاله نیمه عمر تخمینی نسبت به مطالعات قبلی کوچک‌تر بوده و این برآورد با توجه به انتخاب شهر شمارنده تغییر پیدا می‌کند.

-
1. Wimanda
 2. Chmelarova & Nath
 3. Numeraire

یازگان و ییلمازکودای^۱ (۲۰۱۱) همگرایی سطح قیمت را با شواهد جدیدتری برای کشور آمریکا بررسی کردند. در این تحقیق همگرایی سطح قیمت دو طرفه بین ۵۲ شهر آمریکا با استفاده از روش اقتصادسنجی نوین مطالعه شده است و میانگین نیمه عمر تخمین زده شده بسیار پایین‌تر از مطالعات مشابه برای آمریکا می‌باشد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده لگاریتم قیمت نسبی در استان i نسبت به استان j به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$r_{it}^j = p_{it} - p_{jt} \quad (۳)$$

که در آن p_{it} لگاریتم CPI در استان i و p_{jt} لگاریتم CPI در استان j در سال t می‌باشد. استان j را به عنوان استان پایه یا استان مرجع در نظر می‌گیریم.

به منظور به دست آوردن پویایی‌های قیمت‌های نسبی، فرض می‌کنیم که r_{it}^j می‌تواند توسط یک مدل عامل مشترک به صورت زیر نشان داده شود:

$$r_{it}^j = \lambda_t^j F_t^j + e_{it}^j \quad (۴)$$

که F_t^j نشانگر عامل مشترک و e_{it}^j نشانگر عامل غیرمشترک می‌باشد که مسقل از F_t^j است. در عین حال فرض می‌کنیم که هر دو جزء دارای فرایند $AR(p)$ می‌باشند. بنابراین،

$$F_t^j = \sum_{k=1}^p \phi_k^j F_{t-k}^j + u_t^j \quad (۵)$$

$$e_{it}^j = Y_i^j + \sum_{k=1}^p \rho_{ik}^j e_{it-k}^j + \epsilon_{it}^j \quad (۶)$$

به طوری که: $\epsilon_{it}^j \sim iid(0, \sigma_{\epsilon_{it}^j}^2)$ و $u_t^j \sim iid(0, \sigma_{u_t^j}^2)$.

بی و ان‌جی^۲ (۲۰۰۲) به طور گسترده روی مسایل مختلف مربوط به این ساختار عامل در ابعاد بزرگ پانلی بحث نموده‌اند. این نوع نمایش عامل مشترک کمک می‌کند تا تعیین شود که آیا غیر ایستایی در یک سری کلی است یا فقط مربوط به یک متغیر خاص می‌باشد. (یعنی این که آیا ناشی از عامل مشترک است یا ناشی از عامل غیر مشترک). اگر عامل مشترک، F_t^j ، ریشه

1. Yazgan & Yilmazkuday

2. Bai & Ng

واحد داشته و $I(1)$ باشد، قیمت نسبی نیز $I(1)$ خواهد بود. حتی اگر عامل غیر مشترک، e_{it}^j ، ایستا، $I(0)$ بوده باشد. بنابراین، در کارهای تجربی، می‌توان از آزمون جداگانه ویژگی‌های روند تصادفی F_t^j و e_{it}^j و ترکیب آنها به منظور استخراج نتایج مربوط به رفتار پویایی قیمت‌های نسبی استفاده نمود.

در مطالعه حاضر از میانگین برش‌های مقطعی قیمت‌های نسبی در پانل j ($j = 1, \dots, 28$) به عنوان معیاری برای عامل مشترک F_t^j برای آن پانل استفاده می‌شود. سپس با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته تک‌متغیره وجود ریشه واحد در F_t^j ، بررسی می‌شود. میانگین برش‌های مقطعی به عنوان معیاری از عامل مشترک در نظر گرفته می‌شود.

به کارگیری میانگین برش مقطعی به عنوان مقیاسی از عامل مشترک این امکان را فراهم می‌سازد که آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم^۱ پیشنهادی توسط پسران (۲۰۰۷) برای آزمون ریشه واحد اجزای غیرمشترک به کار گرفته شود. فرآیند این آزمون شامل ترکیب دیکی- فولر استاندارد (DF) یا دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) با سطوح وقفه‌دار میانگین برش‌های مقطعی و تفاضل مرتبه اول سری‌های انفرادی به منظور محاسبه همبستگی مقطعی می‌باشد:

$$\Delta r_{it} = \alpha_i + \theta_i r_{i,t-1} + \gamma_i \bar{r}_{t-1} + \sum_{k=1}^p \mu_{ik} \Delta \bar{r}_{t-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{ik} \Delta r_{t-k} + v_{it} \quad (7)$$

$$\text{که در آن، } \bar{r}_{t-j} = N^{-1} \sum_{i=1}^N r_{i,t-j} \quad \text{و} \quad \bar{r}_{t-1} = N^{-1} \sum_{i=1}^N r_{i,t-1} \text{ می‌باشد.}$$

آزمون ریشه واحد پانلی بر مبنای میانگین ساده آماره دیکی - فولر تعمیم یافته مقطعی می‌باشد که با نسبت‌های t ضرایب $r_{i,t-1}$ داده شده است. با در نظر گرفتن مقادیر وقفه‌دار و جاری میانگین قیمت‌های نسبی برش‌های مقطعی در طرف راست معادله آزمون فوق، این فرآیند اثرات عامل مشترک را بر پویایی رفتار قیمت‌های نسبی کنترل می‌کند. بنابراین، این آزمون ضرورتاً یک آزمون ریشه واحد برای عامل غیر مشترک، e_{it}^j ، در معادله (۳) می‌باشد. توجه کنید که این آزمون ریشه واحد پانلی، آزمون ریشه واحد پانلی اصلاح شده ایم، پسران و

شین (۲۰۰۳) است که در فرضیه صفر آن همه سریهای زمانی ریشه واحد (غیر ایستا) دارند و در فرضیه مقابل این آزمون، حداقل یکی از سری‌ها ایستا می‌باشد (چیملاوا و نات، ۲۰۱۰).

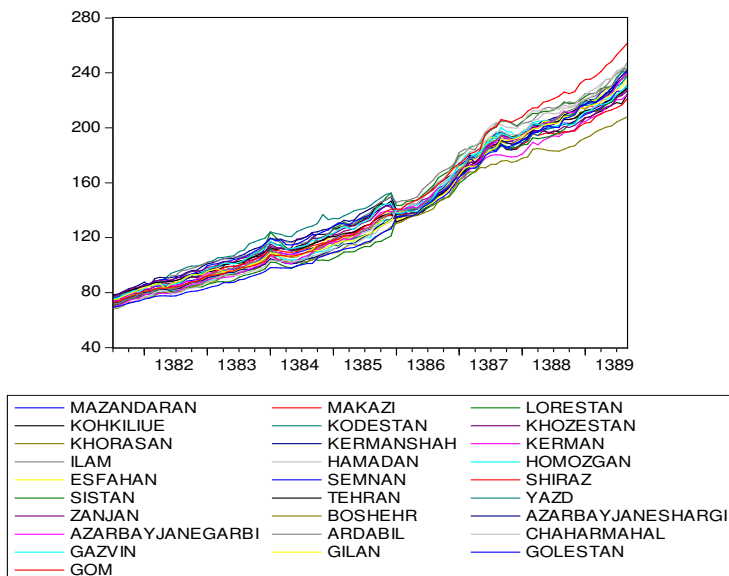
۴. نتایج و بحث

۴-۱. توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در استان‌های کشور (سال پایه ۱۳۸۳) با تواتر ماهیانه از مهر ماه ۸۱ تا آذر ۸۹ می‌باشد که از گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است. استان‌های پایه در این تحقیق عبارتند از: آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خراسان، خوزستان، فارس و مازندران. مبنای انتخاب استان‌های پایه جمعیت بالای استان‌های یاد شده بوده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Eviews6 استفاده شده است.

نمودار (۱) روند شاخص قیمت استان‌های کشور را بین سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۹ نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود از سال ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۵ با وجود این که شاخص قیمت مصرف‌کننده در استان‌های کشور روند صعودی دارد ولی به مرور زمان شکاف بین شاخص قیمت در بین استان‌های کشور افزایش می‌یابد. بین سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۸۷ شکاف مذکور کمتر شده و دوباره از سال ۱۳۸۷ به بعد این شکاف افزایش می‌یابد و این شکاف در سال‌های اخیر به حداکثر خود می‌رسد. کمترین شاخص قیمت در سال ۱۳۸۱ مربوط به استان بوشهر با ۶۷/۰۱ واحد و بیشترین آن مربوط به استان کرمانشاه با ۷۸/۱۸ واحد می‌باشد که تفاوت آنها ۱۰/۱۷ واحد می‌باشد. در پایان دوره مورد بررسی (آذر ماه ۱۳۸۹) نیز کمترین شاخص مربوط به استان بوشهر با ۲۰۷/۹ واحد و بیشترین آن مربوط به استان قم با ۲۶۱/۶ واحد بوده است. همچنین شکاف بین استان دارای بیشترین و کمترین شاخص نیز ۵۳/۷ واحد بوده است.

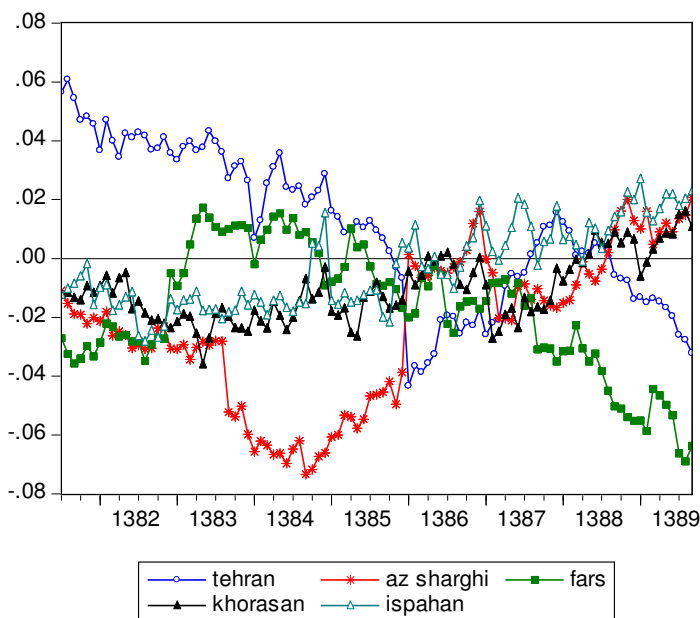
نمودار ۱. روند شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) در استان‌های کشور



منبع داده‌ها: گزارش‌های بانک مرکزی

وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی می‌تواند از ترسیم لگاریتم قیمت هر کدام از ۲۸ استان کشور نسبت به قیمت متوسط استان‌های کشور یا یک استان پایه استنباط گردد. در نمودار ۲ انحراف لگاریتم قیمت ۵ استان بزرگ کشور در طول دوره مورد بررسی از میانگین قیمت استان‌های کشور نشان داده شده است. نمودار (۲) نشان می‌دهد که بیش از حدود ۷ درصد انحراف از میانگین در طول دوره مورد بررسی وجود دارد ولی این انحراف پایدار نیست. در اوایل دوره مورد بررسی قیمت‌های نسبی در استان آذربایجان شرقی روند نزولی داشته و بازگشت به میانگین ندارد ولی از سال ۱۳۸۶ به بعد تقریباً همگرا می‌باشد. از سال ۱۳۸۷ به بعد قیمت‌های نسبی در استان فارس روند نزولی داشته و تمایل به برگشت به میانگین ندارد. از سال ۱۳۸۶ به بعد در روند قیمت‌های نسبی استان‌های آذربایجان شرقی، خراسان و اصفهان تمایل به برگشت به میانگین مشاهده می‌شود.

نمودار ۲. انحراف لگاریتم قیمت ۵ استان بزرگ کشور در طول دوره مورد بررسی از میانگین قیمت استان‌های کشور



منبع داده ها: گزارش‌های بانک مرکزی

۲-۴. نتایج آزمون ریشه واحد

ابتدا با توجه به مبانی تشریح شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، لگاریتم قیمت‌های استان‌های مختلف کشور نسبت به استانهای پایه محاسبه شده است. سپس با توجه به معادله (۴) عامل‌های مشترک (F_t^j) و غیرمشترک (e_{it}^j) محاسبه گردیده است. آزمون ریشه واحد برای عامل‌های مشترک و غیر مشترک در جدول (۱) آورده شده است. ستون اول نتایج آزمون ADF یک متغیره را برای میانگین برش‌های مقطعی با استان‌های پایه متفاوت نشان می‌دهد. آماره‌های آزمون ارایه شده در ستون (۱) با انتخاب طول وقفه مناسب از طریق معیار SIC برآورد شده‌اند. جدول (۱) نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن استان‌های خراسان و اصفهان به عنوان استان پایه،

عامل مشترک $I(0)$ بوده و با در نظر گرفتن سایر استان‌ها به عنوان استان پایه، عامل مشترک $I(1)$ می‌باشد.

نتایج آزمون ریشه واحد پانلی اصلاح شده ایم، پسران و شین (پسران، ۲۰۰۷) در ستون دوم جدول (۱) نشان داده شده است. مطابق نتایج این آزمون، فرضیه وجود ریشه واحد در عامل غیرمشترک قیمت‌های نسبی در تمامی موارد رد می‌گردد.

ترکیب نتایج مندرج در جدول (۱) نشان می‌دهد که در صورت در نظر گرفتن استان‌های خراسان و اصفهان به عنوان استان پایه، هر دو عامل مشترک و غیرمشترک $I(0)$ می‌باشند. این مطلب به رفتار همگرایی قیمت‌های نسبی در استان‌های کشور اشاره دارد. با در نظر گرفتن استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، تهران، خوزستان، فارس و مازندران به عنوان استان پایه، عامل‌های مشترک $I(1)$ و عامل‌های غیر مشترک $I(0)$ می‌باشند. بنابراین، فقدان همگرایی قیمت‌های نسبی در این موارد از غیر ایستا بودن عامل مشترک ناشی می‌شود.

نتایج فوق نشان می‌دهد که اولاً همگرایی قیمت‌های نسبی به انتخاب استان پایه وابسته می‌باشد و ثانیاً در اغلب موارد عدم همگرایی قیمت‌های نسبی از غیر ایستا بودن عامل مشترک ناشی می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد ADF و آزمون ریشه واحد پانلی CPIS برای عامل غیرمشترک

استان پایه	آماره t (ADF)	آماره t (CPIS)
آذربایجان شرقی	-۱/۸۶	-۴/۱۹*
آذربایجان غربی	-۲/۳۶	-۳/۹۶*
اصفهان	-۴/۸۳*	-۴/۰۲*
تهران	-۲/۱	-۴/۱۳*
خراسان	-۳/۳**	-۴/۱۵*
خوزستان	-۲/۹۷	-۳/۳۹*
فارس	-۱/۷۴	-۴/۶*
مازندران	-۲/۵۸	-۴/۳۹*

منبع: محاسبات تحقیق، * معنادار در سطح ۱٪، ** معنادار در سطح ۱۰٪

اگر شوک‌های انفرادی غالب باشند، اولین مسئولیت کنترل تورم بر عهده مسئولین محلی است و اغلب شامل مدیریت عرضه محلی می‌باشد. برعکس، غالب بودن شوک‌های مشترک منعکس کننده این است که کنترل تورم بایستی نگرانی اصلی دولت باشد. با توجه به این که طبق نتایج

در اغلب موارد عدم همگرایی قیمت‌های نسبی از غیر ایستا بودن عامل مشترک ناشی می‌شود، لذا، شوک‌های محلی یا غیر مشترک در مقایسه با شوک‌های مشترک نقش زیادی در عدم همگرایی یا همگرایی کند شاخص قیمت‌ها در استانهای کشور ندارند و دلیل عدم همگرایی در برخی موارد را بایستی در سیاست‌های کلان اقتصادی جستجو کرد.

۳-۴. نتایج تخمین‌های نیمه عمر

روش دیگری که رفتار قیمت‌های نسبی را با توجه به انتخاب استان پایه بررسی می‌کند، سرعت همگرایی می‌باشد که توسط نیمه عمر اندازه‌گیری می‌شود و عبارت است از مدت زمانی که طول می‌کشد تا هر انحرافی از برابری قدرت خرید به نصف کاهش یابد. روش معمول برای محاسبه نیمه عمر تخمین رگرسیون زیر می‌باشد:

$$\Delta r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{i,t-1} + \sum_{k=1}^h \gamma_{ik} \Delta r_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

که در آن i استان، r_{it} لگاریتم CPI در استان i نسبت به استان پایه، Δ عملگر تفاضل، ε_{it} جزء خطای دارای توزیع مستقل یکسان (i.i.d.)، و h حداکثر تعداد وقفه‌ها می‌باشد. در نظر گرفتن اثرات ثابت به منظور لحاظ تفاوت سطح درآمد و سایر تفاوت‌ها بین استان‌ها ضروری می‌باشد (ویماندا، ۲۰۰۹). اگر متغیر مورد بررسی از یک فرآیند خود رگرسیونی درجه یک پیروی کند، نیمه عمر انحرافات از قانون قیمت واحد به شکل زیر محاسبه می‌شود (پازگان و ویلمازکودای، ۲۰۱۱):

$$h(\beta) = \frac{-\ln(0.5)}{\ln(1+\beta)} \quad (9)$$

که در آن $h(\beta)$ نشانگر نیمه عمر می‌باشد.

آزمون همگرایی بر مبنای مقدار برآورد شده β می‌باشد. اگر $\beta \geq 0$ باشد، لگاریتم قیمت‌های نسبی غیر ایستا می‌باشد، که بیانگر واگرایی مداوم قیمت‌ها می‌باشد. مقادیر منفی و معنادار β بیانگر همگرایی قیمت‌ها بوده و اندازه آن سرعت همگرایی را تعیین می‌کند (ویماندا، ۲۰۰۹).

جدول (۲) نتایج تخمین نیمه عمر قیمت‌های نسبی را به ازای استان‌های پایه مختلف نشان می‌دهد. حداکثر نیمه عمر تخمینی حدود ۲۱/۳۲ ماه و مربوط به استان پایه فارس می‌باشد و حداقل آن حدود ۱۴ ماه و به استان خراسان مربوط می‌باشد. متوسط نیمه عمرهای تخمینی به وسیله استان‌های پایه متفاوت تقریباً ۱۹ ماه می‌باشد. نتایج به دست آمده گویای این

است که اولاً، تخمین‌های نیمه عمر به انتخاب استان پایه بستگی دارد. ثانیاً، تخمین‌های نیمه عمر در مقایسه با مطالعات مشابه در کشورهای خارجی کوتاه‌تر بوده و متوسط آن به نیمه عمر تخمینی به وسیله ویماندا (۲۰۰۹) برای کشور اندونزی (۲۰ ماه) نزدیک می‌باشد. به طور کلی، نتایج تخمین نیمه عمر حاکی از وجود همگرایی شاخص قیمت مصرف کننده در استان‌های کشور بوده و به دنبال یک شوک محلی وارده بر شاخص قیمت متوسط نیمه عمر همگرایی تقریباً ۱۹ ماه خواهد بود. کم بودن نیمه عمر در صورت در نظر گرفتن استان تهران به عنوان استان پایه بیانگر این است که استان‌های کشور بیشتر با مرکز کشور مرتبط می‌باشند.

جدول ۲. تخمین ضرایب AR و نیمه عمر قیمت‌های نسبی

استان پایه	وقفه	ضریب AR	نیمه عمر
آذربایجان شرقی	۱	-۰/۰۳۶*	۱۹/۶۰
آذربایجان غربی	۵	-۰/۰۳۵*	۲۰/۱۵
اصفهان	۱	-۰/۰۳۶*	۱۹/۶۰
تهران	۱	-۰/۰۴۲*	۱۶/۸۵
خراسان	۱	-۰/۰۵۱*	۱۳/۹۳
خوزستان	۵	-۰/۰۳۴*	۲۰/۷۳
فارس	۴	-۰/۰۳۲*	۲۱/۳۲
مازندران	۲	-۰/۰۴۱*	۱۷/۲۵
میانگین			۱۸/۶۸
مینیمم			۱۳/۹۳
ماکزیمم			۲۱/۳۲

منبع: محاسبات محققین * معنادار در سطح ۱٪

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله همگرایی قیمت‌های نسبی بین استان‌های کشور با توجه به انتخاب استان‌های پایه مختلف بررسی گردید. ابتدا، قیمت‌های نسبی به دو قسمت عامل مشترک و غیر مشترک تجزیه گردید و آزمون‌های ریشه واحد به طور جداگانه روی این مؤلفه‌ها انجام شد تا این‌که ویژگی‌های روند تصادفی آنها مشخص گردد. سپس، همگرایی سطوح قیمت‌ها بین استان‌های

کشور با برآورد نیمه عمر قیمت‌های نسبی تحت انتخاب استان‌های پرجمعیت کشور به عنوان استان پایه آزمون گردید.

نتایج حاکی از آن است که در صورت در نظر گرفتن استان‌های خراسان و اصفهان به عنوان استان پایه، هر دو عامل مشترک و غیرمشترک $I(0)$ می‌باشند. این مطلب به رفتار همگرایی قیمت‌های نسبی در استان‌های کشور اشاره دارد. با در نظر گرفتن استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، تهران، خوزستان، فارس و مازندران به عنوان استان پایه، فقدان همگرایی قیمت‌های نسبی از غیر ایستا بودن عامل مشترک ناشی می‌شود. لذا، همگرایی قیمت‌های نسبی به انتخاب استان پایه وابسته بوده و در اغلب موارد عدم همگرایی قیمت‌های نسبی از غیر ایستا بودن عامل مشترک ناشی می‌شود.

به طور کلی، نتایج تخمین نیمه عمر حاکی از وجود همگرایی جزو غیر مشترک شاخص قیمت مصرف کننده در استان‌های کشور بوده و به دنبال یک شوک محلی وارده بر شاخص قیمت متوسط نیمه عمر همگرایی تقریباً ۱۹ ماه خواهد بود.

با توجه به این که طبق نتایج در اغلب موارد عدم همگرایی قیمت‌های نسبی از غیر ایستا بودن عامل مشترک ناشی می‌شود، لذا، شوک‌های محلی یا غیر مشترک در مقایسه با شوک‌های مشترک نقش زیادی در عدم همگرایی یا همگرایی کند شاخص قیمت‌ها در استان‌های کشور ندارند و دلیل عدم همگرایی در برخی موارد را بایستی در سیاست‌های کلان اقتصادی جستجو کرد.

منابع

- اپل یارد، دنیس و آلفرد فیلد (۱۳۸۶). مالیه بین‌الملل. ترجمه محمدعلی مانی. نشر نی، تهران.
- Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1): 191–221.
 - Carbaugh R. J. (2009). International economics. 12th edition, South-Western Cengage Learning.
 - Cecchetti, SG., & Mark, NC., & Sonora, RJ. (2002). Price index convergence among United States cities. *International Economic Review*, 43(4): 1081–1099.
 - Chmelarova, V., & Nath, H.K. (2010). Relative price convergence among US cities: Does choice of numeraire city matter? *Journal of Macroeconomics*, 32(1): 405–414.

- Dayanandan, A., & Ralhan, M. (2005). Price index convergence among provinces and cities across Canada: 1978–2001. University of Victoria, Econometrics Working paper ewp2504.
- Dos, S., & Bhattacharya, K. (2008). Price convergence across regions in India. *Empirical Economics*, 34(2): 299–313.
- Fan, C.S., & Wei, X. (2006). Price index convergence in china. *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 682 – 697.
- Morshed, A., & Ahn, S., & Lee, M. (2005). Price convergence among Indian cities: A cointegration approach. Working Paper, Southern Illinois University Carbondale.
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2): 265–312.
- Thompson, H. (2006). International economics: Global markets and competition, 2nd edition, world scientific publishing co. Pte. Ltd.
- Yazgan, E., & Yilmazkuday, H. (2011). Price-level convergence: New evidence from U.S. cities. *Economic Letters*, 110(2): 76-78.
- Wimanda, R.E. (2009). Price variability and price convergence: Evidence from Indonesia. *Journal of Asian Economics*, 20(4): 427–442.