فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷۰، بهار ۱۳۹۳، ۴۵-۲۳

بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران

دکتر سیدعلیرضا کازرونی* دکتر حسین اصغرپور**

خدیجه رضائی***

دریافت: ۹۱/۴/۱۸ پذیرش: ۹۲/۲/۲۴

همگرایی قیمت‌ها/ سرعت همگرایی/ رهیافت مقایسه دوبه‌دوی قیمت‌ها / استان‌های ایران

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی همگرایی و سرعت همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران از فروردین ۱۳۸۶ تا فروردین ۱۳۹۱ است. برای این منظور، از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی تعمیم‌یافته توسط پسران (۲۰۰۵) استفاده شده و همگرایی دوبه‌دوی قیمت‌ها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد ADF،DF-GLS و KPSS بررسی شده است. نتایج تجربی تحقیق نشان می‌دهد که همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های ایران با توجه به آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS در سطح پایین و براساس آزمون KPSS در سطح متوسطی قرار دارد. همچنین، متوسط سرعت همگرایی در دوبه‌دوی استان‌هایی که از همگرایی قیمت‌ها برخوردارند، حدود ۱/۸ ماه برآورد شده است.

طبقه‌بندی JEL: F15؛ E31؛ C32

*. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز ar.kazerooni@gmail.com

**. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز asgharpurh@gmail.com

***. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز rkhadijeh@yahoo.com

■ دکتر سیدعلیرضا کازرونی، مسئول مکاتبات.

مقدمه

در کشورهای درحال‌توسعه، به علت رقابتی نبودن بازارها و همچنین عدم شفافیت و کامل نبودن اطلاعات، بازارها چند بخشی بوده و قیمت کالاهای مشخص در این آن‌ها یکسان نیست. در چنین بازارهایی که اطلاعات نامتقارن[1] دارند، قیمت‌ها کارایی خود را به‌عنوان شاخص کیفیت کالاها از دست می‌دهند. در چنین شرایطی، ممکن است برخی بنگاه‌ها با استفاده از تفاوت جریان اطلاعات، قدرت بازار را در دست گرفته و به تبعیض قیمت در بخش‌های مختلف بازار مبادرت ورزند.

در این راستا، اطلاعات بازارهای ایران، به‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه، کامل و شفاف نبوده، بنابراین نمی‌توان عملکرد بازارهای استان‌های مختلف را رقابتی فرض کرد؛ درنتیجه، کالاهای مشخص در این بازارها از قیمت واحدی پیروی نمی‌کنند. همچنین، به‌غیر از تولید مشترک برخی کالاها توسط استان‌ها، هر استان برحسب وضعیت طبیعی، جغرافیایی، اقتصادی‌اش کالاهای خاص خود را نیز تولید می‌کند که به استان‌های دیگر منتقل می‌شود؛ برخی کالاها نظیر بنزین نیز قیمت ثابتی در بازارهای مختلف ایران دارند.

با توجه به موارد فوق، سؤال اصلی این تحقیق آن است که آیا در این استان‌ها سطح عمومی قیمت‌ها به یکسان شدن گرایش دارد یا خیر. بدین‌ترتیب هدف اصلی این مطالعه، بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران از فروردین سال ۱۳۸۶ تا فروردین سال ۱۳۹۱ است. همچنین، این مطالعه بر آن است در مواردی که سطح عمومی قیمت‌های دو استان مورد بررسی همگرا باشد، چگونگی سرعت همگرایی قیمت‌ها را نیز محاسبه کرده و ارزیابی کند. به‌عبارت دیگر، مدت زمان لازم برای نزدیک شدن قیمت‌ها در این دو استان را تخمین زند.

این موضوع می‌تواند به‌عنوان مسأله مهم اقتصادی ایران مطرح شود که تاکنون بی‌پاسخ مانده است. برای این منظور، ادامه مقاله به این شکل سازماندهی شده که ابتدا مبانی نظری و تجربی در قالب ادبیات تحقیق مرور می‌شود. آنگاه، با استفاده از شاخص قیمت کل مصرف‌کننده به‌عنوان سطح عمومی قیمت‌ها، همگرایی قیمت‌ها میان استان‌های ایران تحلیل شده و در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

1. Asymmetric Information

۱. ادبیات تحقیق

در این بخش، ابتدا بازار کارآمد و عوامل مؤثر بر آن تشریح شده و سپس به اصل قانون قیمت واحد و کارکرد آربیتراژ کالا در یکپارچگی چندگانگی بازار پرداخته می‌شود.

۲ـ۱. بازار کارآمد و عوامل مؤثر بر آن

وجود اطلاعات کامل یکی از فرض‌های بازار رقابت کامل است؛ به این معنا که عوامل عرضه و تقاضای بازار درباره کالاهای عرضه‌شده و خریداری‌شده، اطلاعات کاملی دارند. به‌عبارت بهتر، در مدل پایه‌ای و اولیه رقابت این‌گونه فرض می‌شود که خانوارها و بنگاه‌ها از اوضاع، شرایط و مجموعه فرصت‌های ارائه‌شده در بازار آگاهی کامل دارند. بر مبنای این فرض، همه می‌دانند هر کالا چه ویژگی‌ای دارد و چقدر عمر می‌کند؛ مصرف‌کنندگان از ترجیحات و خواسته‌های خود به خوبی آگاه‌اند؛ بنگاه‌ها از تکنولوژی روز برخوردارند و از بهره‌وری هر فرد شاغل، قیمت‌های عوامل تولید و ویژگی‌هایشان و همچنین قیمت زمان حال (یا آینده) محصول‌شان مطلع‌اند. اما در عمل، عاملان اطلاعات اقتصادی کافی ندارند و این مسأله نزدیک به دو دهه ذهن اقتصاددانان را به خود مشغول کرده است. این مسأله که عدم تحقق فرض اطلاعات کامل نزد بازیگران بازار، باعث ناکارایی نتایج عملکرد بازار است، در بازارهای مختلف مطرح می‌شود. در بازار این سیستم قیمت‌ها است که مشکل اطلاعات را حل‌وفصل می‌کند. تولیدکننده مجبور نیست از خواسته‌های تک‌تک مصرف‌کنندگان باخبر شود. این قیمت است که به تولیدکننده اعلام می‌کند که یک واحد اضافی تولید، چقدر نصیب تولیدکننده می‌کند. کمیابی منابع از طریق همین قیمت‌ها و هزینه‌های تولید منعکس می‌شود؛ اما به دلیل مشکلات و اطلاعات ناقص، بازار این وظیفه را به‌خوبی انجام نمی‌دهد.

در بازار کالاهای بادوام ــ مانند تلویزیون، یخچال، دوربین عکاسی و... ــ تولیدکنندگان متعددی فعال‌اند، اما معدودی از آن‌ها از نظر مشتری قابل اعتمادند. تولیدکنندگانی که کیفیت محصول‌شان بالا است، می‌کوشند مشتریان را از این کیفیت مطلع سازند و تنها راه آن، ارائه ضمانت و گارانتی برای محصولات است. به علت بالابودن هزینه ضمانت و گارانتی، ارائه آن برای همه تولیدکنندگان ممکن نیست، به‌طور مشخص تولیدکنندگان

محصولات با کیفیت پایین، درصورت ارائه گارانتی نسبت به تولیدکنندگان محصولات باکیفیت بالا هزینه بیش‌تری را متحمل می‌شوند. بنابراین، گارانتی از طرف تولیدکنندگان به‌عنوان یک «علامت» برتر شناخته می‌شود. مصرف‌کنندگان نیز براساس آن، عکس‌العمل نشان داده و خرید می‌کنند.

راه‌حل‌های ارائه‌شده در شرایط اطلاعات نامتقارن هرچند ممکن است نتایج نامطلوب آن را کاهش دهد، اما اثرات آن بدون حضور نهاد مؤثر و کارای دولت در این عرصه برطرف نمی‌شود. البته به‌شرطی‌که خود دولت عامل توزیع نامتقارن اطلاعات نباشد. در شرایط فعلی اقتصاد ایران، به‌دلیل عدم وجود اطلاعات کامل، این بازارها کارایی کافی نداشته و لزوم اطلاع‌رسانی صحیح در بازارهای مختلف به‌شدت احساس می‌شود[۱].

به‌طورکلی می‌توان گفت اطلاعات ناقص یکی از ویژگی‌های بازار است که موجب ناکارآمدی آن شده و به تفاوت قیمت‌ها در بازارهای مختلف و در محدوده یک کالای مشخص منجر می‌شود. در بخش دیگری از مبانی نظری، به بیان تئوری قانون قیمت واحد پرداخته شده که در مطالعات تجربی برای بررسی همگرایی قیمت‌ها به‌طور گسترده استفاده می‌شود.

۲ـ۱. قانون قیمت واحد[۲] و کارکرد آربیتراژ کالا در یکپارچگی چندگانگی بازار

قانون قیمت واحد یکی از نخستین نظریه‌های اقتصادی ادبیات مالیه بین‌الملل است که براساس آن، در غیاب هزینه‌های حمل‌ونقل و موانع تجاری، یک کالای مشخص باید در تمام کشورها قیمت یکسانی داشته باشد. البته قبل از این‌که قیمت کالاها در کشورهای مختلف مقایسه شوند، ابتدا باید به یک واحد پولی مشترک تبدیل شوند.

بر طبق این تئوری، عملیات آربیتراژ در محدوده یک کشور به یک فرآیند سودآور بدون ریسکی اطلاق می‌شود که از اختلاف قیمت‌های خرید و فروش هم‌زمان یک کالا در یک بازار چندبخشی ناشی شده باشد. عملیات آربیتراژ مبتنی بر مکانیزم عرضه و تقاضا بوده و سرانجام به یک قیمت واحد برای کالای مذکور منتهی می‌شود. به این‌گونه که آربیتراژکنندگان، کالا را از بازاری که ارزان‌تر است (بازار مبدأ) خریده و در بازاری که

۱. عیسی زاده (۱۳۸۰).

2. Law of One Price.

گران‌تر است (بازار مقصد) می‌فروشند. این عمل موجب افزایش عرضه در بازار مقصد شده و در نتیجه، قیمت در آن بازار کاهش می‌یابد. هم‌زمان در بازار مبدأ افزایش تقاضا موجب بالا رفتن قیمت تعادلی شده و در نهایت، در طول زمان قیمت آن کالا در هر دو بازار یکسان می‌شود؛ در نتیجه، سود حاصل از آربیتراژ صفر شده و عملیات متوقف می‌شود.

اگرچه قانون قیمت واحد به اندازه کافی معقول به‌نظر می‌رسد، اما براساس شواهد، در عمل ممکن است نظریه قیمت واحد تحقق نیابد، به این معنا که وجود هزینه‌های شبکه حمل‌ونقل کالای ارزان به کشوری که آن کالا گران‌تر است، و همچنین شبکه‌های توزیع و فروش آن کالاها و هزینه‌های دیگر، در مجموع، به پرهزینه شدن قیمت‌های نسبی کالاها ختم شده و در عمل، توزیع کالاها ناکارا خواهد بود. این هزینه‌های نقل و انتقال ممکن است باعث حفظ تفاوت‌های قیمتی کالاهای مشخص در کشورها شود. از سوی دیگر، وجود تعرفه گمرکی برای کالاهای وارداتی به شکاف بین قیمت کالاهای مشخص در کشورها منتهی خواهد شد[1].

شایان ذکر است علاوه بر آربیتراژ، مکانیزم‌های دیگری نیز وجود دارند که قیمت‌ها را همگرا می‌کنند. به‌عنوان مثال، در غیاب آربیتراژ، وجود بازار رقابت کامل موجب محدودیت طبیعی واگرایی قیمت‌ها می‌شود. اما وجود آربیتراژ محدود، از یک سو به‌علت اختلاف قیمت کالاهای مشابه در بازار و از سوی دیگر به دلیل پایین بودن قدرت آزمون‌های ریشه واحد سبب تأیید فرضیه صفر مبنی بر عدم همگرایی شده و چنین نتیجه گرفته می‌شود که همگرایی قیمت‌ها وجود ندارد[2].

۲. مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات متعددی در خارج از ایران در زمینه همگرایی قیمت‌ها انجام شده است، اما در ایران با این‌که مطالعات زیادی درباره همگرایی در حوزه‌های مختلف مانند رشد اقتصادی و بهره‌وری انجام شده، اما همگرایی قیمت‌ها بررسی نشده است. این بخش به بررسی مختصر برخی از مهم‌ترین مطالعات خارجی می‌پردازد.

1. Carbaugh (2008), p. 401.
2. Pippenger and Philips (2006).

پارسلی و وی[1] از داده‌های فصلی قیمت ۵۱ کالا در ۴۸ شهر ایالات‌متحده امریکا برای تخمین سرعت همگرایی به سطح PPP[2] در سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۷۵ استفاده کرده و دریافتند سرعت همگرایی قیمت‌های نسبی محاسبه‌شده برای شهرهای مجاور نسبت به شهرهای دورازهم بالاتر است. البته فاصله موقعیت‌های مکانی فقط بخش کوچکی از سرعت‌های همگرایی متفاوت را توضیح می‌دهد. به اعتقاد آن‌ها، سرعت همگرایی قیمت‌های نسبی برای کالاهای تجاری تقریباً چهار تا پنج فصل و برای خدمات ۱۵/۴ فصل است.

سچتی و همکاران[3] نیز همگرایی قیمت‌ها در ایالات متحده امریکا را مطالعه کردند. آن‌ها با استفاده از قیمت سالانه ۱۹ شهر عمده امریکا در سال‌های ۱۹۱۸ تا ۱۹۹۵، سرعت همگرایی پایینی ــ در حدود ۹ سال ــ به‌دست آوردند؛ هرچند ممکن است به علت اندک بودن داده‌های استفاده‌شده، مقدار سرعت همگرایی قیمت تخمین‌زده‌شان به‌سمت بالا تورش‌دار باشد.

ایساکا[4] در مطالعه خود با استفاده از آزمون ریشه واحد پانل (ایم، پسران و شین[5])، برابری قدرت خرید در هفت شهر ژاپن را بررسی کرده و برای این منظور از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ۱۳ گروه کالایی در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۸استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی قیمت نسبی کالاها بین شهرها، در هر هشت گروه کالاهای تجاری و دو گروه از پنج گروه کالاهای غیرتجاری مورد بررسی در سطح پنج درصد رد شده است. همچنین براساس این نتایج، برابری قدرت خرید کالاهای تجاری بیش‌تر از کالاهای غیر قابل مبادله است.

پسران و همکاران[6] برابری قدرت خرید را در ۱۲ کشور به روش دوبه‌دو ارزیابی کرده و از داده‌های ماهانه مربوط به شاخص قیمت کل مصرف‌کننده و ۱۹ گروه کالایی از اواخر سال ۱۹۹۵ تا اوایل سال ۱۹۸۸ استفاده کرده‌اند. آن‌ها به دلیل کوچکی نمونه مورد بررسی، داده‌ها را با روش Sieve Bootstrap تعمیم‌یافته بازسازی کرده و با استفاده از

1. Parsley and Wei (1996).
2. Purchasing Power Parity.
3. Cecchetti and et al (2002).
4. Esaka (2004).
5. Im, Pesaran and Shin.
6. Pesaran and et al (2006).

داده‌های بازسازی‌شده، رهیافت دوبه‌دو را تخمین زده‌اند. براساس نتایج به‌دست‌آمده، میانگین فراوانی قیمت‌های نسبی همگرا درمورد گروه‌های کالایی، از ۰/۲۶ تا ۰/۴۹ بوده است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد فراوانی دوبه‌دوی قیمت‌های همگرا برای داده‌های گروه کالایی بیش‌تر از داده‌های کل بوده است.

مرشد، آن و لی[1] با استفاده از تحلیل همگرایی، پویایی قیمت در شهرهای هند را طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۸ آزمون کرده و دوره زمانی معمولی برای قیمت‌ها در ۲۵ شهر عمده هند را شناسایی و محاسبه کرده‌اند. آن‌ها در محاسبه سرعت همگرایی قیمت برای شهرهای هند، از تابع عکس العمل آنی استفاده کرده و سرعت همگرایی نزدیک به سه ماه را برآورد کردند. همچنین سرعت همگرایی را با استفاده از روش ریشه واحد پانل به دست آورده و به این نتیجه رسیدند که سرعت همگرایی به دست آمده از روش آنالیز همگرایی در مقایسه با روش ریشه واحد پانل دیتا سریع‌تر است.

ویماندا[2] در مطالعه خود تغییرپذیری قیمت و همگرایی قیمت‌ها در اندونزی را ارزیابی کرده و از شاخص قیمت ۳۵ محصول در ۴۵ شهر از ژانویه سال ۲۰۰۲ تا آوریل سال ۲۰۰۸ استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد قیمت‌ها در دوره مورد بررسی در اندونزی به قانون قیمت واحد همگرا شده است. همچنین، تغییرپذیری قیمت یک محصول در همه شهرها از تغییرپذیری قیمت همه محصولات در محدوده یک شهر کوچک‌تر است. هزینه‌های نقل و انتقال و سطح توسعه‌یافتگی در تغییرپذیری قیمت مهم است. براساس نتایج این مطالعه، سرعت متوسط همگرایی کالاهای فاسدشدنی نزدیک به ۹ ماه و کالاهای غیرفاسدشدنی ۳۶-۳۲ ماه و خدمات ۱۹-۱۸ ماه بوده و سرعت همگرایی همه محصولات به‌طور متوسط حدوداً ۱۷-۱۶ ماه است. همچنین، ویماندا نشان داد سرعت همگرایی به تفاوت قیمت‌های اولیه بستگی دارد، نه به فاصله بین شهرها.

یازگان و ییلمازکودای[3] همگرایی قیمت‌ها در شهرهای ایالات‌متحده امریکا را با استفاده از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی[4] بررسی کرده و دریافتند سرعت همگرایی برای همه کالاها

1. Morshed, Ahn and Lee (2006).
2. Wimanda (2009).
3. Yazgan and Yilmazkuday (2011).
4. Pair-Wise Approach.

۱/۶۴ فصل است که به‌طور معناداری از نتایج مطالعات مشابه کوچک‌تر است. همچنین، سرعت همگرایی کالاهای تجاری ۱/۳۷ فصل، کالاهای غیرتجاری ۲/۷۵ فصل و کالاهای غیرفاسدشدنی تقریباً ۱/۴۵ فصل برآورد شده است.

در این تحقیق به پیروی از مطالعه اخیر، برای بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌های ایران از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی استفاده می‌شود (برخلاف سایر مطالعات پیشین که از روش ریشه واحد پانل استفاده کرده‌اند). این روش درصورت ناهمسانی واریانس و وابستگی مقطعی دوبه‌دوی استان‌ها نیز معتبر خواهد بود.

۳. روش آزمون همگرایی قیمت‌ها و تشریح داده‌های آماری

برنارد و دورلاف[1] نخستین کسانی بودند که همگرایی را در محدوده یک کشور و با استفاده از تکنیک همگرایی چندمتغیره تعریف کردند.

بیش‌تر مطالعات مربوط به همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها، وجود ریشه واحد در قیمت‌های نسبی منطقه‌ای را به‌طور مشترک به‌وسیله روش ریشه واحد پانل[2] آزموده و براساس تخمین رگرسیون‌های ریشه واحد پانل سرعت همگرایی را محاسبه کرده‌اند. در این مطالعات برای ساختن قیمت‌های نسبی از پایه قراردادی استفاده شده که می‌تواند یک منطقه منتخب یا متوسط همه مناطق باشد. به‌عبارت دیگر، قیمت‌های نسبی از اختلاف قیمت‌های سایر مناطق نسبت به قیمت پایه قراردادی به‌دست آمده است. با توجه به متفاوت بودن نتایج این رهیافت نسبت به انتخاب پایه، هر نوع نتیجه‌گیری ممکن است گمراه‌کننده باشد.

بنابراین، در این مطالعه برای بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران، از رهیافت دوبه‌دوی قیمت‌ها[3]ی تعمیم‌یافته پسران[4] استفاده می‌شود که نتایج همگرایی حتی با وجود ناهمگنی میان دوبه‌دوی شهرها و یا وابستگی مقطعی نیز معتبر است. با استفاده از این روش، قیمت‌های نسبی هر دو استان به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$d_{ij,t}=\ln p_{i,t}-\ln p_{j,t} \qquad i=1,\ldots, N-1 \qquad j=t+1,\ldots, N \qquad t=1, \ldots, T \qquad (۱$$

1. Bernard and Durlauf (1995-1996).
2. Panel Unit Root.
3. Pair-Wise Approach
4. Pesaran (2005).

که در آن T طول دوره زمانی، i و j استان‌های مورد نظر، $lnp_{i,t}$ و $lnp_{j,t}$ به‌ترتیب لگاریتم شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در استان‌های i و j هستند. براساس روش پسران، برای تحلیل همگرایی قیمت‌ها میان استان‌های ایران، فرضیه ریشه واحد برای همه $N(N-1)/2$ قیمت‌های نسبی، $d_{ij,t}$ ها، با استفاده از آماره‌های ADF[1]، DF(GLS)[2]، KPSS[3] آزموده می‌شود[4]. در صورت رد فرضیه ریشه واحد (همگرایی قیمت‌های نسبی) می‌توان چنین استنباط کرد که قیمت‌ها بین دو استان مورد نظر در طول زمان همگرا بوده و در غیر این صورت واگرایی قیمت‌ها بین دو استان برقرار است.

در این تحقیق به منظور بررسی همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های مختلف کشور از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) استفاده شده است. برای این منظور اطلاعات آماری هریک از ۳۰ استان ایران از فروردین سال ۱۳۸۶ تا فروردین سال ۱۳۹۱ به‌صورت ماهانه و برحسب سال پایه ۱۳۸۳، از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی ایران[5] استخراج شده است.

۱ـ۳. آزمون ریشه واحد ADF

برای آزمون ریشه واحد ADF، از معادله رگرسیونی با لحاظ عرض از مبدأ و روند زمانی خطی استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، معادله رگرسیونی به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\Delta d_{ij,t}=a_{jt}+\alpha_{jt}t+\beta_{ij}d_{ijt-1}+\sum_{s=1}^{Pij}\delta_{ijs}\Delta d_{ij,t-s}+\upsilon_{ijt} \qquad (۲$$

که در آن $\Delta d_{ij,t-s}$ تفاضل قیمت‌های نسبی با وقفه Pij بوده که به معادله دیکی فولر اولیه اضافه شده و برای رفع خودهمبستگی بین جملات اختلال استفاده می‌شود. همچنین d_{ijt-1} وقفه متغیر قیمت نسبی توضیح داده‌شده در بالا است. a_{jt} عرض از مبدأ و t متغیر روند زمانی است و برای وجود روند قطعی در مدل از آماره آزمون t استیودنت استفاده می‌شود. مرتبه رگرسیون‌های ADF می‌تواند با استفاده از معیار انتخابی مدل، همانند معیار اطلاعاتی

1. Standard Dickey-Fuller Unit Root Test.
2. Elliott and et al. (1996) Test.
3. Kwiatkowski and et al. (1992).
4. Pesaran (2005), p. 321.
5. www.cbi.ir.

آکائیک (AIC) یا شوارتز (SIC) انتخاب شود[1].

Said and Dickey (۱۹۸۴) به این نتیجه رسیدند که در بیش‌تر سری‌های زمانی کلان، عبارت MA معناداری وجود دارد که در صورت نادیده‌گرفته‌شدن، توزیع آزمون DF حتی به‌طور مجانبی نیز قابل اجرا نخواهد بود. درصورت بزرگ‌تر نبودن عبارت MA، می‌توان فرآیند ARMA عمومی معکوس‌پذیر را با یک فرآیند AR نیز تقریب زد. البته اگر پارامتر میانگین متحرک بزرگ باشد، طول وقفه باید به میزان کافی بزرگ انتخاب شود؛ در غیر این صورت، تقریب AR ضعیف خواهد بود.

نکات مورد توجه در استفاده از AIC و SIC برای انتخاب طول وقفه این است که این دو معیار در انتخاب طول وقفه صرفه‌جویی می‌کنند، اما زمانی که جمله خطا با ریشه MA نزدیک به ۱- باشد، آزمون ADF تورش‌دار بوده و برای اصلاح آن و اطمینان از نتایج مربوط به آزمون ADF، باید مرتبه بالاتر AR در مدل لحاظ شود. از سوی دیگر، با این‌که هنگام انتخاب طول وقفه بزرگ، مسأله تأثیر MA در باقی‌مانده‌ها از بین می‌رود، اما افزایش متغیرهای توضیحی از قدرت آزمون به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای می‌کاهد[2]. بنابراین، آزمون ADF با این‌که هنوز به‌طور معمول در آزمون‌های ریشه واحد استفاده می‌شود، اما همواره با دو ضعف اساسی وابستگی نتایج به اندازه نمونه و توان پایین آزمون همراه است[3].

۲ـ۳. آزمون ریشه واحد KPSS

رهیافت جایگزینی برای آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، آزمون KPSS است که فرض صفر آن پایا بودن متغیرهای سری زمانی است و به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$KPSS_{ijt}(\ell)=\left(\frac{T^{-2}\sum_{t=1}^{T} s_{ijt}^{2}}{s_{ijT}^{2}(\ell)}\right) \quad (۳$$

که $s_{ijT}^{2}(\ell)$ واریانس بلندمدت S_t با استفاده از تخمین زننده نیووی ـ وست به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$s_{ijT}^{2}(\ell)=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{ijt}^{2}+\frac{2}{T}\left[\sum_{k=1}^{l} w_k\left(\sum_{t=k+1}^{T}\hat{e}_{ijt}\hat{e}_{ijt-k}\right)\right] \quad (۴$$

1. Pesaran (2005).
2. Maddala and Kim (1998).
3. Maddala and Lahiri (2009), p. 557.

ℓ تعداد وقفه بوده و اغلب به‌صورت $0.75T^{\frac{1}{s}}$ تعریف می‌شود و $k=1, 2,..., \ell$ و $w_k=\frac{k}{\ell+1}$ پنجره بارتلت است. s_{ijt} نیز به‌صورت زیر بیان می‌شود.

$$dij=T^{-1}\sum_{t=1}^{T} d_{ijt} \quad (۵$$

$$\hat{e}_{ijt}=(d_{ijt}-d_{ij}) \quad (۶$$

$$s_{ijt}=\sum_{\ell=1}^{t} \hat{e}_{ij\ell} \quad (۷$$

باید توجه کرد آماره KPSS فرضیه صفر وجود همگرایی، و آماره ADF(ρ) فرضیه صفر عدم وجود همگرایی را می‌آزماید[1].

نتایج آزمون ریشه واحد KPSS ـ همانند بحث طول وقفه برای ADF ـــ نیز به طول وقفه استفاده شده در تخمین واریانس بسیار حساس بوده و همان خصوصیات قدرت پایین ADF را دارد[2].

۳ـ۳. آزمون ریشه واحد DF-GLS

آزمون ریشه واحد DF-GLS که توسط الیوت، روتنبرگ و استاک[3] معرفی شد، ازجمله آزمون‌هایی است که مشکل حساسیت آزمون نسبت به اندازه نمونه و توان پایین آزمون‌های ADF و KPSS را حل می‌کند. معادله رگرسیونی این آزمون به‌صورت زیر است:

$$\Delta d_{ij,t}^{d}=\beta_{ij} d_{ij,t}^{d}+\sum_{s=1}^{Pij}\delta_{ijs}\Delta d_{ij,t-s}^{d}+\upsilon_{ijt} \quad (۸$$

که در آن $d_{ij,t}^{d}$ سری روندزدا شده $d_{ij,t}$ است. سری روندزدا شده به این بستگی دارد که مدل با عرض مبدأ در نظر گرفته می‌شود یا با روند زمانی. به‌طورکلی مدل با روند زمانی کاربرد بیش‌تری دارد و به‌صورت زیر است:

$$d_{ij,t}^{d}=d_{ij,t}-\hat{\beta}_0-\hat{\beta}_1 t \quad (۹$$

1. Pesaran (2005), pp. 321-322.
2. Maddala and Kim (1998).
3. Elliott, Rothenberg, and Stock (1996).

که در آن $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$ با رگرسیون $\bar{d}_{ij}$ روی $\bar{z}_{ij}$ به‌دست می‌آیند:

$$\bar{d}_{ij}=(d_{ij,1}(1-\bar{\alpha}L)d_{ij,2}, ..., (1-\bar{\alpha}L)d_{ij,T})' \quad (۱۰$$

$$\bar{z}_{ij}=(z_{ij,1}(1-\bar{\alpha}L)z_{ij,2}, ..., (1-\bar{\alpha}L)z_{ij,T})' \quad (۱۱$$

و در آن $z_{ij,t}=(1, t)'$ و $\bar{\alpha}=1+\frac{C}{T}$ است. شایان ذکر است در مدل با عرض از مبدأ، c=-7 و در مدل روند خطی c=-13.5 است[1].

هرچند آزمون ریشه واحد DF-GLS از لحاظ توان آزمون، ویژگی‌های مناسب‌تری دارد اما در این آزمون نیز همانند آزمون‌های قبلی، مسأله انتخاب طول وقفه همچنان پابرجا است. به اعتقاد Ng-Perron (۱۹۹۵)، این آزمون وقتی DGP[2] موردنظر، همراه با مقدار MA منفی بزرگ باشد، همچنان خواص اندازه پایین را خواهد داشت. آن‌ها با استفاده از معیار اطلاعاتی تعمیم‌یافته (MIC)[3] این آزمون را ارتقا داده و نشان دادند اگر واقعاً در DGP موردنظر جمله MA منفی بزرگ وجود داشته باشد، آزمون مذکور می‌تواند بر این مسأله غلبه کند. این معیار از بیش‌ترین وقفه شروع کرده و مرتبه وقفه مناسب را با آزمون بالاترین کارایی وقفه برای معناداری انتخاب می‌کند.

۴ـ۳. سرعت همگرایی

در اغلب مطالعات تجربی برای محاسبه سرعت همگرایی از دو معیار ADF و DF-GLS استفاده می‌شود که هردو فرمول مشابهی دارند[4]. در این تحقیق، همانند مطالعات گذشته (ازجمله مطالعه یازگان و یلمازکودای، ۲۰۱۱) از فرمول زیر برای تخمین سرعت همگرایی هریک از $d_{ij,t}$ها استفاده شده است:

$$\text{half lives}=(\frac{-\ln 2}{\ln(1+\beta)}) \quad (۱۲$$

1. Maddala and Lahiri (2009); p. 557.
2. Data Generating Process.
3. Modified Information Criterion.
4. Mohsin and Gilbert (2010).

که در آن β ضریب متغیر با وقفه قیمت نسبی در معادله دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته است[1].

۵ـ۳. نسبت فراوانی جفت قیمت‌های همگرا

در این قسمت بعد از اجرای آزمون‌های ریشه واحد نسبت به تمام قیمت‌های نسبی ممکن، نسبت فراوانی وجود همگرایی قیمت‌ها میان دوبه‌دوی استان‌ها با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\bar{Z}_{NT}= \frac{2}{N\,(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} Z_{ij,T} \qquad (۱۳$$

در فرمول بالا، $Z_{ij,T}$ متغیر مجازی و $\bar{Z}_{NT}$ بیانگر نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی غیرهمگرا است؛ به‌طوری‌که نسبت فراوانی جفت قیمت‌های همگرا از رابطه ($1-\bar{z}_{NT}$) به‌دست می‌آید.

بعد از انجام آزمون KPSS نسبت به همه $\frac{N\,(N-1)}{2}$ قیمت‌های نسبی، متغیر مجازی $Z_{ij,T}$ تعریف می‌شود. به این‌صورت که اگر $KPSS_{ijt}(\ell)>K_{T,\alpha}$ باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی قیمت‌ها رد شده و $Z_{ij,T}$ مقدار یک را به‌خود اختصاص می‌دهد؛ در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته می‌شود. در اینجا $K_{T,\alpha}$ مقدار بحرانی آزمون KPSS در سطح معنی‌داری α است. بنابراین، $\bar{Z}_{NT}$ نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی‌ای را نشان می‌دهد که از همگرایی قیمت‌ها برخوردار نیستند.

همچنین درمورد آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS نیز که فرضیه صفرشان برعکس آماره KPSS، وجود ریشه واحد و یا عدم وجود همگرایی است، بعد از انجام این آزمون‌ها، نسبت به هریک از قیمت‌های نسبی چنانچه فرضیه عدم وجود همگرایی غیر قابل رد باشد، $Z_{ij,T}$=۱ و در غیر این صورت $Z_{ij,T}$=0 خواهد بود. در نتیجه $\bar{Z}_{NT}$ نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی را تخمین زده و فرضیه صفر وجود ریشه واحدشان رد نمی‌شود. به‌عبارت دیگر، همگرایی بین قیمت‌های نسبی وجود ندارد.

اگرچه این آزمون‌های ریشه واحد انفرادی، وابستگی مقطعی دارند اما پسران نشان داده است که $\bar{Z}_{NT}$ تخمین‌زننده سازگار در سطح معنی‌داری α برای N و T بزرگ است. از این‌رو،

1.Yazgan and Yilmazkuday (2011).

این نسبت می‌تواند به‌طور سازگار حتی با وجود وابستگی مقطعی نیز تخمین زده شود[1].

۴. یافته‌های تجربی

در این قسمت نخست لازم است براساس رابطه $\frac{N(N-1)}{2}$ آزمون ریشه واحد برای ۴۳۵ قیمت نسبی ناشی از سطح عمومی قیمت‌های ۳۰ استان مختلف ایران انجام شود. بنابراین، از سه آزمون ریشه واحد ADF(ρ)، DF-GLS(ρ) و KPSS(ℓ) استفاده شده و براساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد مذکور، نتایج مربوط به نسبت فراوانی وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی ۴۳۵ گانه در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱- نسبت فراوانی وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی

	T=61	N=30	
سطوح معنی دار	ADF[4]	DF-GLS[3]	KPSS[2]
٪۵	۰/۲۴۱	۰/۱۷۲	۰/۵۷۰
٪۱۰	۰/۳۶۸	۰/۳۰۳	۰/۴۰۹

* مأخذ: یافته‌های پژوهش

** تعداد وقفه‌های استفاده‌شده در KPSS براساس $T_s^{\frac{1}{0/75}}$ تعیین شده که T نشانگر حجم نمونه است.

*** تعداد وقفه‌های استفاده‌شده در ADF و DF-GLS براساس معیار اطلاعاتی شوارتز (SIC) تعیین شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اعداد مربوط به آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS، نشان‌دهنده نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی است که فرضیه‌های صفر آن‌ها مبنی بر عدم همگرایی رد شده است. همچنین، نتایج مربوط به KPSS، نشانگر نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی‌ای است که فرضیه‌های صفر ایستایی آن‌ها رد نشده است. با توجه به جدول (۱) معلوم است که نسبت فراوانی رد شده‌های مربوط به آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS در سطوح معنی‌دار ٪۵ و ٪۱۰ در سطح پایینی قرار دارند. این در حالی است که نسبت فراوانی ردنشده‌های آزمون KPSS، در سطح متوسطی قرار دارد. به‌عبارت دیگر، با در نظر

1. Pesaran (2005).
2. Kwiatkowski and et al. (1992).
3. Elliott and et al. (1996).
4. Standard Dickey- Fuller Unit Root Test.

گرفتن سطح معناداری ۵ درصد، براساس آماره آزمون KPSS می‌توان گفت در حدود ۵۷ درصد موارد، فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی قیمت‌ها در بین استان‌های مختلف قابل رد نیست. این در حالی است که براساس آماره آزمون‌های ADF و DF-GLS به‌ترتیب حدود ۲۴ و ۱۷ درصد موارد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی رد شده است. همان‌طور که گفته شد، آزمون ریشه واحد DF-GLS نسبت به دو آزمون دیگر ویژگی‌های بهتری دارد؛ بنابراین، نتایج این آزمون مطمئن‌تر است.

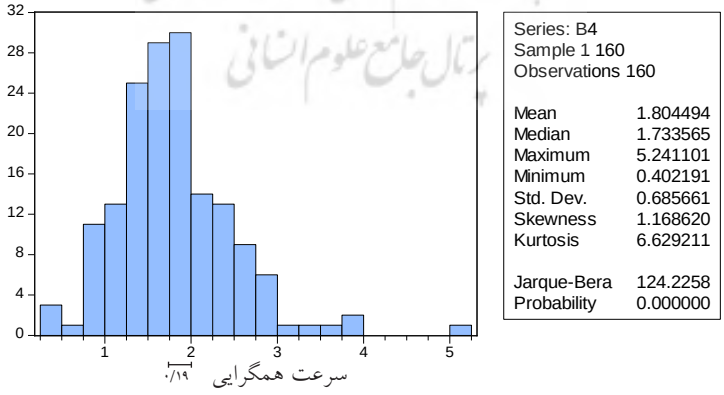
همچنین سرعت همگرایی در هر دو استانی که از همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها برخوردارند، محاسبه شده و خلاصه نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. مطابق این جدول، متوسط سرعت همگرایی در حدود ۱/۸۰۴ ماه برآورد می‌شود.

جدول ۲ـ سرعت همگرایی مربوط به جفت قیمت‌های همگرا بر حسب ماه

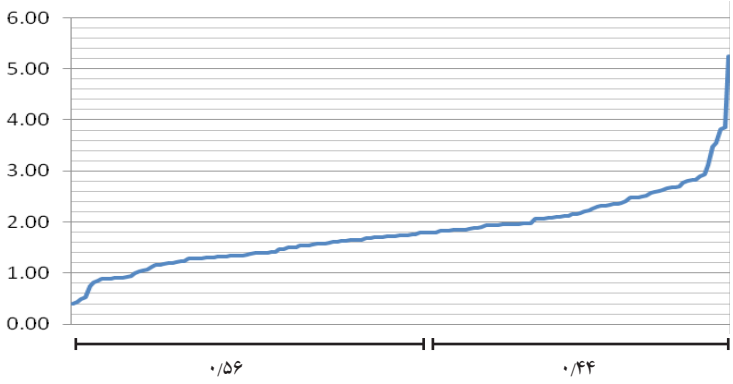
حداقل	میانه	متوسط	حداکثر
۵/۲۴۱	۱/۷۳۴	۱/۸۰۴	۰/۴۰۲

* مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودارهای (۱) و (۲) توزیع فراوانی سرعت همگرایی قیمت‌ها در استان‌های کشور ترسیم شده است.



نمودار ۱ـ توزیع سرعت همگرایی قیمت‌های دوبه‌دوی همگرا برحسب ماه



نمودار ۲ـ درصد فراوانی دوبه‌دوی قیمت‌های همگرا نسبت به متوسط سرعت همگرایی

براساس نمودار (۱)، توزیع سرعت همگرایی نرمال نبوده و دارای چولگی به‌سمت راست است. همچنین، دامنه توزیع سرعت همگرایی در طول دوبه‌دوی قیمت‌هایی که از همگرایی قیمت‌ها برخوردارند، زیاد نبوده و از حداکثر سرعت همگرایی ۰/۴۰۲ ماه تا حداقل سرعت همگرایی ۵/۲۴۱ ماه در نوسان است. به‌عبارت دیگر، دامنه نوسانات سرعت همگرایی قیمت‌ها در استان‌های کشور بین ۰/۴ ماه تا ۵/۲۴ ماه است. کم‌ترین سرعت همگرایی (۵/۲۴) دلالت بر این دارد که در بدترین شرایط، اختلاف قیمت بین دو استان کشور حداکثر بعد از ۵/۲۴ ماه همگرا شده و سطح قیمت‌ها یکسان می‌شود. همچنین، بیش‌ترین سرعت همگرایی (۰/۴) نشان می‌دهد اختلاف قیمت بین دو استان کشور در بهترین شرایط، در کم‌تر از دو هفته همگرا شده و سطح قیمت‌ها یکسان خواهد شد. براساس نتایج به‌دست‌آمده، بیش‌ترین همگرایی قیمت‌ها در دامنه سرعت همگرایی ۱/۷۵ تا ۲ ماه برآورد شده است که این میزان فراوانی نسبی برابر ۰/۱۹ کل جفت قیمت‌های همگرا است.

همچنین، مطابق نمودار (۲)، ۰/۵۶ جفت قیمت‌های همگرا از سرعت همگرایی بیش‌تر از متوسط سرعت همگرایی قیمت‌ها (۱/۸ ماه) برخوردار بوده و سرعت همگرایی ۰/۴۴ جفت قیمت‌های همگرا کم‌تر از متوسط سرعت همگرایی است.

نتایج مربوط به همگرایی و سرعت همگرایی هریک از جفت استان‌های ایران در جدول (۳) گزارش شده است. با توجه به این جدول، استان‌های چهارمحال و بختیاری، کردستان

جدول ۳ـ همگرایی و سرعت همگرایی در هریک از جفت استان‌های ایران

کد	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰	۲۱	۲۲	۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰
۱																		۳/۵							۲/۹					
۲								۰/۹	۱/۳					۰/۴			۱/۶		۱/۶	۲/۲	۱/۸		۱/۷	۱/۳	۱/۳		۱/۴			
۳																														
۴														۲/۶				۲						۱/۶	۱		۲/۱		۱/۷	
۵						۲/۲	۰/۸	۲/۵		۱/۸	۱/۸					۲/۱			۱		۰/۷		۱/۳	۱/۳		۱/۵	۲/۱			۲/۵
۶					۲/۲		۱/۷			۲/۳	۱/۷	۱/۹			۲/۱	۲/۲	۲/۳		۱/۲	۱/۹	۲/۱		۲/۴			۱/۷		۲/۸		
۷					۰/۸	۱/۷				۲/۴	۰/۹	۱/۹		۲/۵					۰/۴	۱/۹	۱/۲		۲/۷	۱/۷		۱/۳		۲/۵		
۸		۰/۹			۲/۵				۲					۰/۵		۱/۶	۱/۳	۱/۳	۲/۲	۱/۷	۱/۸		۰/۹	۰/۹	۰/۹	۲/۵	۱/۴		۱/۲	
۹		۱/۳						۲						۱/۵		۱/۸	۱/۱		۲/۳				۱/۲	۱/۳		۲/۱				
۱۰					۱/۸	۲/۳	۲/۴									۳/۸	۵/۲						۳/۱			۲/۹				
۱۱					۱/۸	۱/۷	۰/۹								۲/۷	۲/۳			۱/۴		۲/۷			۱/۸		۱/۵				
۱۲						۱/۹	۱/۹													۲						۱/۷				
۱۳																														
۱۴		۰/۴		۲/۶			۲/۵	۰/۵	۱/۵							۱/۴	۱/۶	۱	۱/۶	۲			۰/۹	۱/۳	۰/۹		۰/۵			

کد	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰	۲۱	۲۲	۲۳	۲۴	۲۵	۲۶	۲۷	۲۸	۲۹	۳۰
۱								۳/۵																						
۲									۱/۶								۱/۶		۱/۶	۲/۲	۱/۸		۱/۷	۱/۳	۲/۹		۱/۴			
۳																														
۴								۲																۱/۶	۱		۲/۱		۱/۷	
۵					۲/۱				۱							۲/۱					۰/۷		۱/۳	۱/۳		۱/۵	۲/۱			۲/۵
۶					۲/۱	۲/۲	۲/۳		۱/۲							۲/۳	۲/۱	۱/۹			۲/۱		۲/۴			۱/۷		۲/۸		
۷									۰/۴								۱/۲	۱/۹			۱/۲		۲/۷	۱/۷		۱/۳		۵/۲		
۸						۱/۶	۱/۳	۱/۳	۲/۲		۱/۸			۰/۹		۱/۶	۱/۳	۱/۷			۱/۸		۰/۹	۰/۹		۲/۵		۱/۴		۱/۲	
۹						۱/۸	۱/۱		۲/۳					۱/۲										۱/۲	۱/۳		۲/۱				
۱۰						۳/۸	۵/۲							۳/۱											۲/۹						
۱۱					۲/۷	۲/۳			۱/۴		۲/۷													۱/۸	۱/۵						
۱۲												۲													۱/۷					
۱۳																														
۱۴						۱/۴	۱/۶	۱	۱/۶					۰/۹	۲/۱	۱/۳	۱/۳	۰/۹									۰/۵			
۱۵						۱/۷			۱/۶					۲/۱	۲/۶				۱/۶										۳/۸	
۱۶					۱/۷		۱/۸		۱/۶					۱/۳	۱/۷	۱/۴			۱/۶	۱/۶			۱/۳	۱/۵	۱/۳	۱/۶				۲/۴
۱۷						۱/۸			۱/۶					۱/۲		۱/۵			۱/۶	۱/۵		۳/۵	۱/۲	۱/۱	۲/۸	۲/۱	۱/۷			
۱۸														۱/۹									۱/۸	۱/۱	۱/۱	۲/۶			۱/۲		
۱۹					۱/۶	۱/۶	۱/۶							۱/۴							۱/۷			۲/۳	۱/۵		۱/۹				
۲۰						۱/۴	۱/۵							۱/۹								۱/۹	۲/۱	۱/۸	۱/۲						
۲۱					۲/۶	۱/۷			۱/۷					۱/۷									۱/۷	۲/۸	۱/۸		۱/۸				۱/۹
۲۲							۳/۵																		۱/۹	۲/۷		۱/۵			
۲۳					۲/۱	۱/۳			۱/۷					۱/۴							۱/۷			۰/۹	۲/۶	۱/۴	۱/۳				۱/۹
۲۴						۱/۳	۱/۳		۱/۸					۱/۳							۰/۹				۱/۵	۲/۳	۲				
۲۵						۱/۵	۱/۵		۱/۸					۱/۵							۱/۹					۲	۱/۶	۱/۸			
۲۶						۱/۷	۱/۳		۲/۵		۲/۹			۱/۷																	
۲۷						۲/۸	۵/۲		۱/۴					۰/۵																	
۲۸						۲/۸																								
۲۹									۱/۲						۳/۸															
۳۰																														

و سمنان بیش‌ترین همگرایی قیمت‌ها را با سایراستان‌ها دارند. این در حالی است که سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌های خراسان جنوبی و گیلان با سطح عمومی قیمت‌های هیچ‌یک از استان‌های دیگر همگرایی نداشته و بعد از این دو استان نیز، استان تهران کم‌ترین تعداد همگرایی قیمت‌ها را با سایر استان‌ها دارد. بیش‌ترین سرعت همگرایی قیمت‌ها نیز مربوط به جفت استان‌های کرمانشاه و بوشهر، و مرکزی و اصفهان است[1].

در جدول (۳) که به‌صورت ماتریس ۳۰×۳۰ گزارش شده است، هریک از استان‌های ایران به‌صورت کدهایی در قسمت بالا و چپ ماتریس آورده شده که محل تقاطع هریک از آن‌ها نشانگر جفت استان مورد بررسی است. همچنین، در این جدول مستطیل‌های خالی نشان‌دهنده عدم وجود همگرایی و مستطیل‌های عددار نشانگر وجود همگرایی در دوبه‌دوی استان‌های مورد بررسی است. این اعداد بیانگر سرعت همگرایی این استان‌ها هستند. کدهای مربوط به هریک از استان‌ها نیز در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ٤ـ کدهای استان‌ها

۱	تهران	۱۶	کردستان
۲	مرکزی	۱۷	همدان
۳	گیلان	۱۸	لرستان
۴	مازندران	۱۹	بوشهر
۵	آذربایجان شرقی	۲۰	هرمزگان
۶	آذربایجان غربی	۲۱	یزد
۷	کرمانشاه	۲۲	زنجان
۸	خوزستان	۲۳	چهارمحال و بختیاری

۱. از آنجا که در این تحقیق فقط همگرایی و سرعت همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های ایران محاسبه شده و تحلیل عوامل مؤثر بر همگرایی و سرعت همگرایی قیمت‌ها هدف اصلی آن نبوده است، بنابراین، تحلیل دقیق علت تفاوت همگرایی و سرعت همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های کشور میسر نیست. برای این منظور باید مطالعات جدیدی با عنوان «بررسی عوامل تأثیرگذار بر همگرایی و سرعت همگرایی» انجام شود. با این حال، شاید بتوان از نظر تئوری، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تفاوت وضعیت همگرایی و سرعت همگرایی قیمت‌ها بین استان‌ها را فقدان اطلاعات کامل و اطلاع‌رسانی و همچنین نارسایی فعالیت‌های آربیتراژ کالا در بازارهای کالا دانست که به عدم کارایی کارکرد بازارهای رقابتی منجر شده و پیامد آن عدم همگرایی و یا سرعت همگرایی‌هایی متفاوت در بین استان‌های مورد نظر است.

۹	فارس	۲۴	سمنان
۱۰	کرمان	۲۵	کهگیلویه و بویراحمد
۱۱	خراسان رضوی	۲۶	ایلام
۱۲	خراسان شمالی	۲۷	اردبیل
۱۳	خراسان جنوبی	۲۸	قزوین
۱۴	اصفهان	۲۹	قم
۱۵	سیستان و بلوچستان	۳۰	گلستان

جمع‌بندی و ملاحظات

در کشورهای درحال‌توسعه همانند ایران به دلیل فقدان شفافیت کامل اطلاعات، بازارها خصوصیت رقابتی نداشته، چندبخشی بوده و قیمت کالاهای مشخص در آن‌ها یکسان نیست. در چنین بازارهایی که اطلاعات نامتقارن است، قیمت‌ها کارایی خود را به‌عنوان معیار کیفیت کالاها از دست می‌دهند. در این شرایط، برخی بنگاه‌ها ممکن است قدرت بازار را به‌دست گرفته و با استفاده از تفاوت جریان اطلاعات، تبعیض قیمت در بین بخش‌های بازار را آغاز کنند.

بنابراین، تحقیق حاضر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران با استفاده از رهیافت مقایسه دوبه‌دوی قیمت‌ها را ارزیابی کرده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی همگرا برحسب آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS در سطوح معنی‌دار ۵ و ۱۰ درصد در سطح پایین و برحسب آزمون KPSS، در سطح متوسطی قرار دارد. همچنین، متوسط سرعت همگرایی در جفت استان‌هایی که از همگرایی قیمت‌ها برخوردارند، حدود ۱/۸۰۴ ماه برآورد می‌شود.

از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد استان‌های چهارمحال و بختیاری، کردستان و سمنان بیش‌ترین همگرایی قیمت‌ها را با استان‌های دیگر دارند. از نظر سرعت همگرایی نیز بیش‌ترین سرعت همگرایی قیمت‌ها مربوط به جفت استان‌های کرمانشاه و بوشهر، و مرکزی و اصفهان است.

به‌طورکلی می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که در بیش‌تر موارد همگرایی سطح عمومی

قیمت‌ها بین استان‌های ایران وجود ندارد و در نتیجه، قانون قیمت واحد در این بازارها برقرار نبوده و این بیانگر ناقص بودن اطلاعات در بازارهای ایران و عملکرد ناقص عملیات آربیتراژ است. همچنین، عدم تحقق فرض اطلاعات کافی و کامل نزد بازیگران بازار، موجب ناکارایی نتایج عملکرد بازار شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارهای اقتصادی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی.

عیسی‌زاده، سعید (۱۳۸۰)؛ «اطلاعات نامتقارن، بررسی نظریه‌های برندگان نوبل اقتصاد در ۲۰۰۱»، سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۲۰، صص. ۱۶۴-۱۵۹.

Bernard, A. B. and Durlauf, S. (1995); "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, no.10, pp. 97–108.

Bernard, A. B. and Durlauf, S. (1996); "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, no. 71, pp. 161–173.

Carbaugh, Robert J. (2008); *International Economics*, ed. 11, Thomson Higher Education.

Cecchetti, S. G., Mark, N. C. and Sonora, R. J. (2002); "Price Index Convergence among United States Cities", *International Economic Review*, vol. 43, no. 4.

Esaka, Tara (2003); "Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity Between Japanese Cities, 1960-1998: Disaggregated Price Data", *Japan and the World Economy*, no. 15, pp. 233-244.

Elliott, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. (1996); "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, no. 64, pp. 813-836.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992); "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, no. 54, pp. 159–178.

Maddala, G. S. and Kim, I. M. (1998); *Unit Roots, Cointegration and Time Series*, Cambridge University Press.

Maddala, G. S. and Lahiri, Kajal (2009); *Introduction to Econometrics*, ed.4, p. 557.

Mohsin, Hasan Muhammad and Gilbert, Scott (2010); "The Relative City Price Convergence in Pakistan: Empirical Evidence from Spatial GLS", *Annual Gneral Meeting of PSDE*, vol. 26.

Morshed, A. K. M. M., Ahn, S. K. and Lee, M. (2006); "Price Convergence among Indian Cities: A Cointegration Approach", *Journal of Asian Economics*, no. 17, pp. 1030–1043.

Ng, S. and Perron, P. (2001); "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, vol. 69, no. 6,

pp. 1519-1554.

Parsley, D. C. and Wei, S. (1996); "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, no. 4, pp. 1211–1236.

Pesaran, M. Hashem, Smith, Ron P., Yamagata, Takashi and Hvozdyk, Liudmyla (2006); "Pairwise Tests of Purchasing Power Parity Using Aggregate and Disaggregate Price Measures", *Journal of Econometrics*, pp. 250-260.

Pesaran, M. H. (2005); "A Pair-Wise Approach for Testing Output and Growth Convergence", *Journal of Econometrics*, no. 138, pp. 312–355.

Pippenger, John and Philips, Llad (2006); "Some Pitfalls in Testing the Law of One Price in Commodity Markets", Department of Economics, University of California.

Said, E. S. and Dickey, D. A. (1984); "Testing for a Unit Root in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, vol. 71, no. 3, pp. 599-607.

Wimanda, E. Rizki, (2009); "Price Variability and Price Convergence: Evidence from Indonesia", *Jornal of Asian Economics*, no. 20, pp. 427-442.

Yazgan, M. Ege and Yilmazkuday, Hakan (2011); "Price- Level Convergence: New Evidence from U.S. Cities", *Economics Letters*, no. 110, pp. 76-78.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی