

مقایسه درجه همگرایی سطح قیمت کالاها با خدمات بین استان‌های ایران

سید علی‌رضا کازرونی^{۱*}، حسین اصغری‌پور^۲، خدیجه رضایی^۳

۱. استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، گروه اقتصاد دانشگاه تبریز
ar.kazerooni@gmail.com

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز
asgharpurh@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز
rkhadijeh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۷/۰۸

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی چگونگی همگرایی سطح قیمت کالاها قابل مبادله در مقایسه با خدمات (غیر قابل مبادله) تحت جریان تجارت آزاد بین استان‌های ایران در دوره فروردین ۱۳۸۶ تا فروردین ۱۳۹۱ است. برای این منظور از رهیافت دوه‌دوی قیمتی تعمیم‌یافته توسط پسران (۲۰۰۵) استفاده شده و همگرایی دوه‌دوی قیمت‌ها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد ADF، DF-GLS و KPSS بررسی شده است. نتایج تجربی تحقیق این فرضیه را تأیید می‌کند که همگرایی قیمت کالاها قابل مبادله به مراتب بیشتر از قیمت خدمات (غیر قابل مبادله) بین استان‌های ایران است؛ همچنین یافته‌های تجربی دلالت بر این دارد که متوسط سرعت همگرایی قیمت کالاها در جفت استان‌هایی که از همگرایی برخوردارند نیز بیشتر از سرعت همگرایی قیمت خدمات است.

طبقه‌بندی JEL: F15، E31، C32

واژه‌های کلیدی: استان‌های ایران، رهیافت دو به دوی قیمت‌ها، سرعت همگرایی، قانون قیمت واحد، همگرایی قیمت‌ها

* نویسنده مسئول، تلفن: ۰۴۱۱-۳۳۹۲۲۶۷

مقدمه

در کشورهای در حال توسعه، بازارها به صورت رقابتی عمل نمی‌کنند و از آنجا که اطلاعات در این بازارها کامل و شفاف نیستند، بازارها چندبخشی هستند و از این رو قیمت کالاهای مشخص در این بازارها یکسان نیست. در چنین بازارهایی که اطلاعات نامتقارن^۱ است، قیمت‌ها کارایی خود را به عنوان شاخصی برای کیفیت کالاها از دست می‌دهند. در چنین شرایطی، برخی بنگاه‌ها ممکن است با استفاده از تفاوت جریان اطلاعات قدرت بازار را در دست گیرند و به تبعیض قیمت در بین بخش‌های بازار مبادرت ورزند. در این راستا، شواهد و قراین مربوط به اقتصاد ایران نشان می‌دهد که اطلاعات در بازارهای ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه کامل و شفاف نیست و از این رو عملکرد بازارها در استان‌های مختلف ایران نمی‌تواند رقابتی فرض شود، در نتیجه کالاهای مشخص در این بازارها از قیمت واحدی پیروی نمی‌کنند؛ همچنین هریک از استان‌های ایران علاوه بر تولید کالاهای مشترک، کالاهای خاصی را با توجه به وضعیت طبیعی، جغرافیایی، اقتصادی خود تولید می‌کنند که از طریق حمل‌ونقل به سایر استان‌ها نیز منتقل می‌شود یا کالاهایی همانند بنزین تولید می‌شود که در بازارهای مختلف ایران از قیمت ثابتی برخوردار هستند؛ افزون بر این، در اقتصاد خدمات تولیدشده‌ای همچون آرایشگری و آشپزی وجود دارد که قابل ذخیره و حمل‌ونقل نیست و اصطلاحاً جزو کالاهای غیر قابل مبادله محسوب می‌شود. با توجه به ماهیت کالاها و خدمات به نظر می‌رسد همگرایی و سرعت همگرایی در بین قیمت کالاها و خدمات یکسان نخواهد بود.

در این راستا، پرسش اصلی این تحقیق آن است که همگرایی در سطح قیمت کالاها و خدمات بین استان‌های ایران چگونه است؟ از آنجا که عملیات آربیتراژ را می‌توان روی کالاها انجام داد، می‌توان انتظار داشت که همگرایی قیمت کالاها به مراتب بیشتر از همگرایی قیمت خدمات بین استان‌ها باشد که چندان قابلیت مبادله را نداشته است. حول این محوریت هدف عمده این تحقیق بررسی تجربی همگرایی قیمت کالاها و خدمات در بین استان‌های ایران طی دوره فروردین سال ۱۳۸۶ تا فروردین سال ۱۳۹۱ است. برای این منظور از رهیافت دوجه‌دوی قیمتی که از طرف پسران (۲۰۰۵) تعمیم

یافته استفاده شده است؛ همچنین این مطالعه بر آن است در مواردی که قیمت‌های نسبی کالاها یا خدمات همگرا باشد، متوسط سرعت همگرایی قیمت‌ها را نیز در بین استان‌های کشور محاسبه کند و مورد ارزیابی قرار دهد؛ به عبارتی دیگر، این تحقیق تلاش کرده است نشان دهد به طور متوسط چه مدت‌زمان طول خواهد کشید تا قیمت کالاها یا خدمات در این دو استان به هم نزدیک شوند.

این موضوع می‌تواند به عنوان مسئله مهمی در اقتصاد ایران مطرح شود که تاکنون پاسخی به آن داده نشده است. برای این منظور، ادامه مقاله بدین شکل سازماندهی شده است. ابتدا، مروری بر مبانی نظری و تجربی در قالب ادبیات تحقیق ارائه می‌شود. آنگاه با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده کالاها و خدمات به عنوان سطح قیمت کالاها و خدمات، به تحلیل همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های ایران پرداخته می‌شود. در بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی تحقیق پرداخته می‌شود.

ادبیات تحقیق

در این بخش، ابتدا بازار کارا و عوامل مؤثر بر آن تشریح شده است و سپس به بیان اصل قانون قیمت واحد و همگرایی قیمت‌ها پرداخته می‌شود.

بازار کارا و عوامل مؤثر بر آن

یکی از فروض بازار رقابت کامل وجود اطلاعات کامل است؛ به این معنا که عوامل عرضه و تقاضای بازار در خصوص کالاهای عرضه‌شده و خریداری‌شده اطلاعات کاملی دارند؛ به بیانی دیگر، در مدل پایه‌ای و اولیه رقابت فرض می‌شود که خانوارها و بنگاه‌ها آگاهی کاملی از اوضاع و شرایط و از مجموعه فرصت‌های ارائه‌شده در بازار دارند. بر مبنای این فرض همه می‌دانند که ویژگی‌های هر کالا چیست و چقدر عمر می‌کنند، مصرف‌کنندگان از ترجیحات و خواسته‌های خود به‌خوبی آگاهند، بنگاه‌ها از تکنولوژی روز برخوردارند و از بهره‌وری هر فرد شاغل، از قیمت‌های عوامل تولید و ویژگی‌های آن‌ها و از قیمت زمان حال (یا آینده) محصولشان مطلع هستند؛ ولی در عمل اطلاعات کافی در بین عاملان اقتصادی وجود ندارد و این مسئله نزدیک به دو دهه است که ذهن اقتصاددانان را به خود مشغول کرده است. تحقق نیافتن فرض اطلاعات کامل نزد بازیگران و فعالان بازار موجب ناکارایی در نتایج عملکرد بازارهای مختلف می‌شود. در بازار، این سیستم قیمت‌هاست که

مشکل اطلاعات را حل و فصل می‌کند. تولیدکننده مجبور نیست که از خواسته‌های تک‌تک مصرف‌کنندگان باخبر شود بلکه این قیمت است که به تولیدکننده اعلام می‌کند که یک واحد اضافی تولید چقدر سود نصیب تولیدکننده می‌کند. کمیابی منابع نیز از طریق همین قیمت‌ها و هزینه‌های تولید منعکس می‌شود اما به دلیل مشکلات و اطلاعات ناقص بازار این وظیفه را به خوبی انجام نمی‌دهد.

راه‌حل‌های ارائه شده همانند گارانتی برای محصولات تولیدی در شرایط اطلاعات نامتقارن، هرچند ممکن است نتایج نامطلوب آن را کاهش دهد، ولی بدون حضور نهاد مؤثر و کارایی دولت در این عرصه آثار آن قابل رفع نیست؛ البته به شرطی که دولت خود عامل توزیع نامتقارن اطلاعات نباشد. در شرایط فعلی اقتصاد ایران، به دلیل نبود اطلاعات کامل این بازارها از کارایی کافی برخوردار نیستند و لزوم اطلاع‌رسانی صحیح در بازارهای مختلف به شدت احساس می‌شود (عیسی‌زاده، ۱۳۸۰).

به طور کلی، می‌توان بیان کرد ناقص بودن اطلاعات از یک سو و نامتقارن بودن آن از سوی دیگر از جمله ویژگی‌هایی است که موجب ناکارآمدی بازارها و در نهایت ارائه قیمت‌های متفاوتی در بازارهای مختلف در محدوده یک کالای مشخص می‌شود. این ویژگی‌ها در بازار خدمات بیشتر از بازار کالا نمایان است؛ به بیانی دیگر، اطلاعات عاملان اقتصادی بازار خدمات در مقایسه با بازار کالا ناقص‌تر است و شاید مهم‌ترین دلیل آن متنوع‌تر بودن کیفیت خدمات، پراکندگی بیشتر آن نسبت به کالاها و نبود شاخص‌های یکسان برای ارزیابی دقیق قیمت خدمات است که در نهایت به این منجر می‌شود که عاملان اقتصادی در مورد خدمات و قیمت آن اطلاعات کمتری داشته باشند؛ اما در بازار کالاها این مسئله خفیف‌تر است و همین امر سبب متفاوت بودن کارآمدی بازار خدمات و کالا می‌شود.

قانون قیمت واحد^۱ و همگرایی قیمت‌ها

در این بخش، از مبانی نظری به بیان تئوری قانون قیمت واحد پرداخته می‌شود که در مطالعات تجربی به طور گسترده برای بررسی همگرایی قیمت‌ها استفاده شده است.

قانون قیمت واحد یکی از اولین نظریه‌های اقتصادی در ادبیات مالی بین‌الملل است که بیان می‌کند در غیاب هزینه‌های حمل‌ونقل و موانع تجاری، یک کالای مشخص باید

1. Law of One Price

در تمام کشورها از قیمت یکسانی برخوردار باشد؛ البته قبل از اینکه قیمت کالاها بتوانند در کشورهای متفاوت مقایسه شوند، ابتدا لازم است قیمت‌ها به یک واحد پولی مشترک تبدیل شوند.

از لحاظ نظری، جست‌وجوی سود و عملیات آربیتراژ قیمت یک کالای یکسان را در کشورهای مختلف برابر می‌سازد. بر طبق این تئوری، در محدودهٔ یک کشور نیز عملیات آربیتراژ به فرایندی سودآور و بدون ریسک اطلاق می‌شود که ناشی از اختلاف قیمت‌های خرید و فروش همزمان یک کالا در یک بازار چندبخشی است. عملیات آربیتراژ، که مبتنی بر مکانیزم عرضه و تقاضا است، سرانجام به قیمتی واحد برای کالای مذکور منتهی می‌شود؛ بدین ترتیب که آربیتراژکنندگان کالا را از بازاری که دارای قیمت پایین است (بازار مبدأ) خریداری می‌کنند و در بازاری که از قیمت بالاتر برخوردار است (بازار مقصد) به فروش می‌رسانند. این عمل موجب افزایش عرضه در بازار مقصد و در نتیجه کاهش قیمت در آن بازار می‌شود. همزمان، در بازار مبدأ افزایش تقاضا بالا رفتن قیمت تعادلی را به دنبال دارد و در نهایت در طول زمان قیمت آن کالا در هر دو بازار یکسان می‌شود؛ در نتیجه سود حاصل از آربیتراژ به صفر می‌رسد و این عملیات متوقف می‌شود.

گرچه قانون قیمت واحد به اندازهٔ کافی معقول به نظر می‌رسد، واقعیت‌ها نشان می‌دهند که در عمل ممکن است نظریهٔ قیمت واحد تحقق نیابد؛ بدین معنا که آربیتراژرها در انتقال کالای ارزان به کشوری که از قیمت بالاتر آن کالا برخوردار است با هزینه‌هایی همچون هزینه‌های مربوط به شبکه‌های حمل‌ونقل، توزیع، فروش و غیره مواجهند که این هزینه‌ها در مجموع ممکن است موجب پرهزینه شدن قیمت‌های نسبی آن کالاها شود و در عمل توزیع کالاها را با ناکارایی مواجه سازد. این هزینه‌های نقل-وانتقال ممکن است باعث شود تفاوت‌های قیمتی برای کالای مشخص در کشورها یا مناطق مختلف یک کشور همچنان باقی بماند. به طور مشابه، وجود تعرفهٔ گمرکی روی کالاهای وارداتی ممکن است به شکاف بین قیمت کالاها مشخص در کشورها منتهی شود. از نظر تجربی، به نظر می‌رسد قانون قیمت واحد برای مواد اولیهٔ مبادله‌شده در بورس‌های عمدهٔ کالا، البته پس از تعدیل برای منظور ساختن تفاوت قراردادهای و تأخیر

در تحویل کالا، صادق باشد اما برای محصولات متمایز از یکدیگر مانند مصنوعات و خدمات صادق نیست (Carbaugh, 2009).

شایان ذکر است که علاوه بر آربیتراژ مکانیزم‌های دیگری نیز وجود دارند که سبب می‌شوند قیمت‌ها همگرا شوند؛ برای مثال حتی در غیاب آربیتراژ وجود بازار رقابت کامل سبب می‌شود به طور طبیعی واگرایی قیمت‌ها محدود شود لیکن در نتیجه وجود آربیتراژ محدود به دلیل وجود اختلاف قیمت کالاهای مشابه در بازار از یک سو و پایین بودن قدرت آزمون‌های ریشه واحد از سوی دیگر سبب می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر نبود همگرایی رد نشود و از این رو چنین نتیجه‌گیری شود که همگرایی قیمت‌ها وجود ندارد (Pippenger and Philips, 2006).

با توجه به دلایلی نظیر کم‌تر بودن موانع تجاری و غیر تجاری، یکسان بودن واحد پولی، تحرک آزاد عوامل تولید و اتخاذ سیاست‌های دولت احتمال صادق بودن نظریه قانون قیمت واحد در داخل یک کشور در مقایسه با مقیاس بین‌الملل بیشتر است. به لحاظ تئوریک، انتظار بر این است که همگرایی قیمت در بازار کالاها بیشتر از بازار خدمات باشد. این مسئله می‌تواند ناشی از وجود آربیتراژ در بازار کالا و ملموس بودن کالاها در مقایسه با خدمات برای مصرف‌کنندگان باشد، به طوری که کالاها در مقایسه با خدمات ملموس‌ترند و مصرف‌کنندگان بهتر و راحت‌تر می‌توانند در مورد ویژگی‌های مربوط به کیفیت و کمیت کالاها در بازارهای مختلف اظهار نظر کنند و تفاوت قیمت را درک کنند و در مورد آربیتراژ آن یا خرید از یک بازار دیگر اقدام کنند و همین امر سبب همگرایی بیشتر قیمت‌ها در مناطق مختلف یک کشور می‌شود. این مسئله برای خدمات چندان موضوعیت ندارد. هرچند ممکن است عاملان اقتصادی بتوانند در مورد کیفیت و کمیت خدمات ارائه‌شده برای قیمت مشخص اظهار نظر کنند لیکن به دلیل نبود آربیتراژ برای واسطه‌گرها از یک سو و قابل ذخیره نبودن خدمات از سوی دیگر سبب می‌شود تفاوت قیمت در بین مناطق همچنان به قوت خود باقی بماند.

مروری بر مطالعات تجربی

در داخل کشور، در مورد همگرایی قیمت‌ها بررسی‌های محدودی انجام شده است. در زمینه همگرایی قیمت‌ها، مطالعات متعددی در خارج از کشور انجام شده است که به اختصار به برخی از مهم‌ترین مطالعات خارجی اشاره می‌شود.

شهبازی، فلاحی و غلامی (۱۳۹۱) با به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانلی و با استفاده از داده‌های ماهانه استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۸۹، همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران را بررسی کردند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که همگرایی شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور بستگی به انتخاب استان پایه دارد و با پیدایش انحراف از قانون قیمت واحد بر اثر یک شوک محلی متوسط سرعت همگرایی در حدود ۱/۵ سال است.

پارسل و وی^۱ (۱۹۹۶) برای تخمین سرعت همگرایی به سطح PPP^۲ از داده‌های فصلی قیمت ۵۱ کالا برای ۴۸ شهر در ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۱۹۷۵:۱-۱۹۹۲:۴ استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که سرعت همگرایی قیمت‌های نسبی محاسبه‌شده برای شهرهای مجاور هم بالاتر از شهرهای دور از هم است؛ البته فاصله بین موقعیت‌های مکانی تنها می‌تواند بخش کوچکی از سرعت‌های همگرایی متفاوت را توضیح دهد. آن‌ها همچنین نتیجه گرفتند که سرعت همگرایی قیمت‌های نسبی برای کالاهای تجاری تقریباً ۴ تا ۵ فصل و برای خدمات ۱۵/۴ فصل است.

سچتی و همکاران^۳ (۲۰۰۲) نیز همگرایی قیمت‌ها در ایالات متحده آمریکا را با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پانلی مطالعه کردند. آن‌ها از قیمت سالانه ۱۹ شهر عمده آمریکا در سال‌های ۱۹۱۸ تا ۱۹۹۵ استفاده کردند و سرعت همگرایی پایینی در حدود ۹ سال به دست آوردند؛ البته باید خاطر نشان کرد به دلیل اینکه آن‌ها از داده‌های کمتری استفاده کرده‌اند، ممکن است مقدار سرعت همگرایی قیمت تخمین زده آن‌ها به سمت بالا تورش‌دار باشد.

ایساکا^۴ (۲۰۰۳) در مطالعه خود با استفاده از آزمون ریشه واحد پانل (ایم، پسران و شین)^۵ برابری قدرت خرید را در بین هفت شهر ژاپن بررسی کرده و برای این منظور از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ۱۳ گروه کالایی در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۸ استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در هر هشت گروه کالاهای تجاری و دو گروه از ۵ گروه کالاهای غیر تجاری مورد بررسی، فرضیه‌های صفر

-
1. Parsley and Wei
 2. Purchasing power parity
 3. Cecchetti et al.
 4. Esaka
 5. Im, pesaran and shin

آن‌ها مبنی بر نبود همگرایی قیمت نسبی کالاها بین شهرها، در سطح ۵ درصد رد شده است؛ همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برابری قدرت خرید در مورد کالاهای تجاری بیشتر از کالاهای غیر قابل مبادله برقرار است.

مرشد، آن و لی^۱ (۲۰۰۶) با استفاده از تحلیل همگرایی پویایی قیمت در شهرهای هند را در سال‌های ۱۹۸۸-۲۰۰۱ آزمودند و دوره زمانی معمولی را برای قیمت‌ها در ۲۵ شهر عمده هند شناسایی و محاسبه کردند. آن‌ها در محاسبه سرعت همگرایی قیمت برای شهرهای هند از تابع عکس‌العمل آنی بهره گرفتند و سرعت همگرایی نزدیک به سه ماه را برآورد کردند؛ همچنین سرعت همگرایی را با استفاده از روش ریشه واحد پانل به دست آوردند و به این نتیجه رسیدند که سرعت همگرایی حاصل از روش آنالیز همگرایی در مقایسه با روش ریشه واحد پانل دیتا سریع‌تر است.

فان و وی^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 میزان همگرایی را در حدود ۳ تا ۴ ماه برآورد کرده‌اند.

پساران و همکاران^۳ (۲۰۰۶) برابری قدرت خرید را در ۱۲ کشور به روش دوجه‌دو ارزیابی کردند و برای این منظور از داده‌های ماهانه مربوط به شاخص قیمت کل مصرف‌کننده و ۱۹ گروه کالایی در دوره زمانی ۱۹۸۸:۱-۱۹۹۵:۱۲ استفاده کردند. آن‌ها به دلیل کوچک بودن نمونه مورد بررسی داده‌ها را از روش Bootstrap تعمیم یافته بازسازی کرده و رهیافت دوجه‌دو را با استفاده از داده‌های بازسازی شده تخمین زدند. نتایج بیانگر این است که میانگین فراوانی قیمت‌های نسبی همگرا در مورد گروه‌های کالایی، از ۰/۲۶ تا ۰/۴۹ بوده است؛ همچنین نتایج نشان می‌دهد که فراوانی دوجه‌دوی قیمت‌های همگرا در مورد داده‌های گروه کالایی بیشتر از داده‌های کل بوده است.

لی و هانگ^۴ (۲۰۰۶) بر پایه روش اقتصادسنجی پانل، پویایی شاخص قیمت ۴۲ گروه کالایی، دستمزد واقعی و درصد بیکاری را در سراسر کانادا به‌طور کمی ارزیابی کرده و برای این منظور از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده مربوط به ۱۲ استان

1. Morshed, Ahn and Lee
2. Fan and Wei
3. Pesaran et al.
4. Li and Huang

کانادا در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۵ تا مارس ۲۰۰۴ استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بیشتر گروه‌های کالایی فرضیه وجود ریشه واحد به نفع فرایند میانگین بازگشت بدون روند زمانی تصادفی رد شده است و این نتیجه در مورد کالاهای تجاری کمتر از خدمات اتفاق می‌افتد که یافته‌های بعضی از ادبیات موجود در این زمینه را به چالش می‌کشد؛ افزون بر این، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متوسط سرعت همگرایی قیمت در گروه‌های فرعی در حدود نصف سال و در اجزای عمده شاخص قیمت مصرف‌کننده سرعت همگرایی در حدود دو ماه است؛ همچنین نتایج بیانگر آن است که اختلاف درصد بیکاری در بین استان‌ها بیشتر از دستمزد واقعی باقی می‌ماند.

وارگاس تیلز^۱ (۲۰۰۸) در مطالعه خود با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانل از طریق مدارک و شواهد برابری قدرت خرید، سطح بازار یکپارچه‌سازی داخلی را در ۱۶ شهر عمده مکزیک بررسی کرده و برای این منظور از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ۸ گروه کالایی اعم از کالاهای تجاری و غیر تجاری در دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۰ تا آوریل ۲۰۰۱ استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برابری قدرت خرید بر اساس آزمون‌های ریشه واحد LL^۲ و IPS^۳ در هفت گروه کالایی و بر اساس آزمون SURADF تنها در یک بازار کالاهای تجاری برقرار است.

ویماندا^۴ (۲۰۰۹) در مطالعه خود تغییرپذیری قیمت و همگرایی قیمت‌ها در اندونزی را ارزیابی کرده و برای این منظور از شاخص قیمت ۳۵ محصول در ۴۵ شهر از ژانویه سال ۲۰۰۲ تا آوریل سال ۲۰۰۸ استفاده کرده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، قیمت‌ها 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 توسعه-یافتگی در تغییرپذیری قیمت مهم است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سرعت متوسط همگرایی برای کالاهای فاسدشدنی نزدیک به ۹ ماه و کالاهای غیر فاسدشدنی ۳۲-۳۶ ماه و برای خدمات ۱۸-۱۹ ماه است و سرعت همگرایی همه محصولات به‌طور

-
1. Vargas-Te'llez
 2. Levin and Lin
 3. Im, Pesaran and Shin
 4. Wimanda

متوسط حدود ۱۶-۱۷ ماه است. ویماندا همچنین نشان داد که سرعت همگرایی به تفاوت قیمت‌های اولیه و نه به فاصله بین شهرها بستگی دارد.

یازگان و ییلمازکودای^۱ (۲۰۱۱) همگرایی قیمت‌ها در شهرهای ایالت متحده آمریکا را با استفاده از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی^۲ بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سرعت همگرایی برای همه کالاها ۱/۶۴ فصل بوده که به طور معنی‌دار کوچک‌تر از نتایج مطالعات مشابه است؛ همچنین سرعت همگرایی برای کالاهای تجاری ۱/۳۷ فصل و برای کالاهای غیر تجاری ۲/۷۵ فصل و برای کالاهای غیر فاسدشدنی تقریباً ۱/۴۵ فصل برآورد شده است.

در بیشتر مطالعات اخیر، برای بررسی همگرایی و تخمین سرعت همگرایی قیمت‌ها از آزمون‌های ریشه واحد پانل استفاده شده است که دیدی کلی از وضعیت همگرایی در یک کشور را به دست می‌دهد. در این تحقیق، برای بررسی همگرایی سطح قیمت کالاها و خدمات در بین استان‌های ایران از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی استفاده می‌شود که وضعیت همگرایی را نسبت به جفت استان‌های مورد بررسی در ایران به دست می‌دهد. پسران^۳ (۲۰۰۵) نشان داد که این روش در صورت وجود ناهمسانی واریانس و وابستگی مقطعی دوبه‌دوی استان‌ها نیز معتبر خواهد بود.

روش آزمون همگرایی قیمت‌ها و تشریح داده‌های آماری

برنارد و دورلاف^۴ (۱۹۹۵ و ۱۹۹۶) اولین کسانی بودند که همگرایی را در محدوده یک کشور تعریف کردند و برای این منظور از تکنیک همگرایی چندمتغیره بهره بردند.

بیشتر مطالعات مربوط به همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها وجود ریشه واحد در قیمت‌های نسبی منطقه‌ای را به‌طور مشترک به وسیله روش ریشه واحد پانل^۵ آزموده‌اند و بر اساس تخمین رگرسیون‌های ریشه واحد پانل سرعت همگرایی را محاسبه کرده‌اند. در این مطالعات، برای ساختن قیمت‌های نسبی از پایه قراردادی استفاده شده است که می‌تواند یک منطقه منتخب یا متوسط همه مناطق باشد؛ به عبارتی دیگر، قیمت‌های

1. Yazgan and Yilmazkuday
2. Pair-Wise Approach
3. Pesaran
4. Bernard and Durlauf
5. Panel Unit Root

نسبی از اختلاف قیمت‌های سایر مناطق نسبت به قیمت پایه قراردادی به دست آمده است. با توجه به اینکه نتایج این رهیافت نسبت به انتخاب پایه می‌تواند متفاوت باشد، هر نوع نتیجه‌گیری ممکن است گمراه‌کننده شود.

بنابراین، در این مطالعه برای بررسی همگرایی سطح قیمت کالاها و خدمات بین استان‌های ایران از رهیافت دوبه‌دوی قیمت‌های (Pair-Wise Approach) تعمیم‌یافته پسران (۲۰۰۵) استفاده می‌شود که نتایج همگرایی حتی با وجود ناهمگنی ما بین دوبه‌دوی شهرها یا وابستگی مقطعی نیز معتبر است. با استفاده از این روش، قیمت‌های نسبی هر دو استان بشرح زیر محاسبه می‌شود:

$$d_{ij,t} = \ln p_{i,t} - \ln p_{j,t} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N-1, \quad j = i+1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

که در آن T طول دوره زمانی، i و j استان‌های مورد نظر و $\ln p_{i,t}$ و $\ln p_{j,t}$ به ترتیب لگاریتم شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در استان‌های i و j هستند. طبق روش پسران، برای تحلیل همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های ایران فرضیه ریشه واحد برای همه $\frac{N(N-1)}{2}$ قیمت‌های نسبی، $d_{ij,t}$ ها، با استفاده از آماره‌های ADF^1 ، $DF(GLS)^2$ ، $KPSS^3$ آزمون می‌شود. در صورت رد فرضیه ریشه واحد (همگرایی قیمت‌های نسبی) می‌توان چنین استنباط کرد که قیمت‌ها بین دو استان مورد نظر در طول زمان دارای همگرایی است و در غیر این صورت واگرایی قیمت‌ها بین دو استان برقرار است (Pesaran, 2005).

در این تحقیق، به منظور مقایسه درجه همگرایی قیمت کالاها با خدمات بین استان‌های مختلف کشور از داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده کالاها و خدمات استفاده شده است. برای این منظور اطلاعات آماری هریک از ۳۰ استان ایران در فروردین سال ۱۳۸۶ تا فروردین سال ۱۳۹۱ به صورت ماهانه و بر حسب سال پایه ۱۳۸۳ از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی ایران^۴ استخراج شده است.

1. Standard Dickey-Fuller Unit Root Test
2. Elliott et al. (1996) Test
3. Kwiatkowski et al. (1992)
4. www.cbi.ir

آزمون‌های ریشه واحد سری زمانی

در این تحقیق، برای بررسی همگرایی قیمت‌ها از آزمون‌های ریشه واحد سری زمانی (ADF, DF(GLS), KPSS) استفاده می‌شود.

با در نظر گرفتن آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته معادله رگرسیونی به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta d_{ij,t} = a_{jt} + \alpha_{ij} t + \beta_{ij} d_{ij,t} + \sum_{s=1}^{p_{ij}} \delta_{ijs} \Delta d_{ij,t-s} + v_{ijt} \quad (3)$$

رهیافت جایگزینی برای آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته آزمون KPSS است که فرض صفر آن ایستابودن متغیرهای سری زمانی است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$KPSS_{ijt}(\ell) = \frac{T^{-\tau} \sum_{t=1}^T S_{ijt}^{\tau}}{S_{ijT}^{\tau}(\ell)} \quad (4)$$

که $S_{ijT}^{\tau}(\ell)$ واریانس بلندمدت s_t با استفاده از تخمین‌زننده Newey-West(HAC) به دست می‌آید که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$S_{ijT}^{\tau}(\ell) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{ijt}^{\tau} \frac{1}{T} \left[\sum_{k=1}^{\ell} w_k \left(\sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{ijt} \hat{e}_{ij,t-k} \right) \right] \quad (5)$$

ℓ تعداد وقفه است و اغلب به صورت $\ell = \lfloor \gamma \Delta T^{\frac{1}{a}} \rfloor$ تعریف می‌شود و $k = 1, 2, \dots, \ell$ و $w_k = 1 - \frac{k}{\ell + 1}$ پنجره بارتلت است. به صورت زیر بیان می‌شود:

$$S_{ijt} = \sum_{\ell=1}^t \hat{e}_{ij\ell}^{\tau}, \quad \hat{e}_{ijt} = (d_{ijt} - d_{ij}), \quad d_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T d_{ijt} \quad (6)$$

باید توجه کرد که آماره KPSS فرضیه صفر وجود همگرایی و آماره ADF(ρ) فرضیه صفر نبود همگرایی را می‌آزماید (Ibid).

یکی از آزمون‌هایی که نسبت به دو آماره ADF و KPSS از خواص به مراتب بهتری برخوردار است، آزمون ریشه واحد DF-GLS است که الیت، روزنبرگ و اسکات^۱ (۱۹۹۶) آن را معرفی کرده‌اند. این آزمون به شرح زیر است:

$$\Delta d_{ij,t}^d = \beta_{ij} d_{ij,t}^d + \sum_{s=1}^{p_{ij}} \delta_{ijs} \Delta d_{ij,t-s}^d + v_{ijt} \quad (7)$$

که در آن $d_{ij,t}^d$ به‌طور مکانی سری روندزدا شده $d_{ij,t}$ است. سری روندزدا شده بستگی به این دارد که مدل با عرض از مبدأ در نظر گرفته شود یا با روند زمانی. به‌طور کلی، مدل با روند زمانی بیشتر استفاده می‌شود که به صورت زیر خواهد بود:

$$d_{ij,t}^d = d_{ij,t} - \hat{\beta} - \hat{\beta}_1 t \quad (8)$$

که در آن $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$ به‌وسیله رگرسیون \bar{d}_{ij} روی \bar{z}_{ij} به دست آمده‌اند، جایی که:

$$(\gamma) \bar{d}_{ij} = (d_{ij,1}, (1-\bar{\alpha}L)d_{ij,2}, \dots, (1-\bar{\alpha}L)d_{ij,T})' \quad (9)$$

$$(\lambda) \bar{z}_{ij} = (z_{ij,1}, (1-\bar{\alpha}L)z_{ij,2}, \dots, (1-\bar{\alpha}L)z_{ij,T})' \quad (10)$$

و $z_{ij,t} = (1, t)$ و $\bar{\alpha} = 1 + \frac{c}{T}$ است. توجه کنید که در مدل با عرض از مبدأ $c = -\gamma$ و

در مدل روند خطی $c = -13/5$ است (Maddala and Lahiri, 2009).

در ادامه، مزایا و معایب هریک از آزمون‌های ریشه واحد بررسی می‌شود. سعید و دیکی^۲ (۱۹۸۴) به این نتیجه رسیدند که در اغلب سری‌های زمانی کلان، عبارت MA معناداری وجود دارد که در صورت نادیده‌گرفتن آن توزیع آزمون DF حتی به‌طور مجانبی نیز قابل اجرا نخواهد بود. در شرایطی که عبارت MA بزرگ نباشد، می‌توان فرایند ARMA عمومی معکوس‌پذیر را با یک فرایند 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

1. Elliott, Rothenberg and Stock

2. Said and Dickey

این دو معیار در انتخاب طول وقفه صرفه‌جویی می‌کنند اما زمانی که جمله خطا با ریشه MA نزدیک به ۱- وجود داشته باشد، آزمون ADF تورش‌دار است و برای اصلاح آن و اطمینان از نتایج مربوط به آزمون ADF لازم است مرتبه بالاتر AR در مدل لحاظ شود؛ افزون بر این با اینکه هنگام انتخاب طول وقفه بزرگ مسئله تأثیر MA در باقی‌مانده‌ها از بین می‌رود ولی افزایش متغیرهای توضیحی، قدرت آزمون را به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهد^۱؛ بنابراین آزمون ADF با اینکه هنوز به‌طور معمول در آزمون‌های ریشه واحد استفاده می‌شود، ولی همواره با دو ضعف اساسی وابستگی نتایج به اندازه نمونه و توان پایین آزمون همراه است^۲.

همانند بحث طول وقفه برای ADF، نتایج آزمون ریشه واحد KPSS نیز به طول وقفه استفاده‌شده در تخمین واریانس بسیار حساس بوده و همان خصوصیات قدرت پایین ADF را دارد^۳.

یکی از آزمون‌هایی که حساسیت آزمون در مورد اندازه نمونه و توان پایین آزمون‌های ADF و KPSS را حل می‌کند، آزمون ریشه واحد DF-GLS است. آزمون ریشه واحد DF-GLS هرچند از لحاظ توان آزمون ویژگی‌های مناسب‌تری دارد اما همانند آزمون‌های قبلی در این آزمون همچنان مسئله انتخاب طول وقفه به چشم می‌خورد. طبق نظر Ng-Perron (1995)، این آزمون زمانی که DGP^۴ مورد نظر همراه با مقدار MA منفی بزرگ باشد، همچنان خواص اندازه پایین را خواهد داشت. آن‌ها این آزمون را با استفاده از معیار اطلاعاتی تعمیم‌یافته (MIC)^۵ ارتقا دادند و نشان دادند که اگر واقعاً در DGP مورد نظر جمله MA منفی بزرگ وجود داشته باشد، آزمون مورد نظر می‌تواند بر این مسئله غلبه کند. این معیار از بیشترین وقفه شروع می‌کند و مرتبه وقفه مناسب را با آزمون بالاترین کارایی وقفه برای معناداری برمی‌گزیند.

سرعت همگرایی

شایان ذکر است که در اغلب مطالعات تجربی برای محاسبه سرعت همگرایی از دو معیار

-
1. Maddala and Kim (1998)
 2. Maddala and Lahiri (2009), p. 557
 3. Maddala and Kim (1998)
 4. Data Generating Process
 5. Modified Information Criterion.

ADF و DF-GLS استفاده می‌کنند که هر دو دارای فرمول مشابهند (Mohsin and Gilbert, 2010). در این تحقیق، همانند مطالعات گذشته، از جمله مطالعهٔ یازگان و ییلمازکودای (۲۰۱۱)، برای تخمین سرعت همگرایی مربوط به هریک از $d_{ij,t}$ ها از فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$\text{half lives} = -\frac{\ln 2}{\ln(1 + \beta)} \quad (11)$$

که در آن β ضریب مربوط به متغیر با وقفه I قیمت نسبی در معادل I دیکی- فولر تعمیم‌یافته است (Yazgan and Yilmazkuday, 2011).

نسبت فراوانی جفت قیمت‌های همگرا

در این قسمت، بعد از اجرای آزمون‌های ریشهٔ واحد نسبت به همهٔ قیمت‌های نسبی ممکن نسبت فراوانی وجود همگرایی قیمت‌ها بین دوبه‌دوی استان‌ها با توجه به فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\bar{Z}_{NT} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N Z_{ij,T} \quad (12)$$

که $Z_{ij,T}$ متغیر مجازی و \bar{Z}_{NT} بیانگر نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی غیر همگراست، به طوری که نسبت فراوانی جفت قیمت‌های همگرا از رابطهٔ $(1 - \bar{Z}_{NT})$ به دست می‌آید.

پس از انجام آزمون KPSS نسبت به همهٔ $\frac{N(N-1)}{2}$ قیمت‌های نسبی، متغیر مجازی $Z_{ij,T}$ تعریف می‌شود. بدین صورت که اگر $KPSS_{ijt}(\ell) > K_{T,\alpha}$ باشد، فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود همگرایی قیمت‌ها رد می‌شود و $Z_{ij,T}$ مقدار یک به خود اختصاص می‌دهد و در غیر این صورت برابر با 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 نسبی را نشان می‌دهد که از همگرایی قیمت‌ها برخوردار نیستند.

همچنین، در مورد آزمون‌های ریشهٔ واحد ADF و DF-GLS که فرضیهٔ صفرشان برعکس آمارهٔ KPSS، وجود ریشهٔ واحد یا نبود همگرایی است، بعد از انجام این آزمون‌ها نسبت به هریک از قیمت‌های نسبی چنانچه فرضیه نبود همگرایی غیر قابل رد باشد، $Z_{ij,T} = 1$ و در غیر این صورت $Z_{ij,T} = 0$ خواهد بود. در نتیجه \bar{Z}_{NT} نسبت

فراوانی قیمت‌های نسبی را تخمین می‌زند که فرضیه صفر وجود ریشه واحدشان رد نمی‌شود؛ به عبارت دیگر، همگرایی بین قیمت‌های نسبی وجود ندارد. اگرچه آزمون‌های ریشه واحد انفرادی مربوطه وابستگی مقطعی دارند اما پسران نشان داد که \bar{Z}_{NT} تخمین‌زننده سازگار در سطح معنی‌داری α برای N و T بزرگ است؛ بنابراین این نسبت می‌تواند به‌طور سازگار حتی با وجود وابستگی مقطعی نیز تخمین زده شود (Pesaran, 2005).

یافته‌های تجربی

در این قسمت، ابتدا بر اساس فرمول $\frac{N(N-1)}{p}$ ، آزمون‌های ریشه واحد ADF، KPSS و DF-GLS برای ۴۳۵ قیمت نسبی ناشی از سطح قیمت کالاها و ۴۳۵ قیمت نسبی ناشی از سطح قیمت خدمات ۳۰ استان مختلف ایران انجام می‌گیرد. بر اساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد مذکور، نتایج مربوط به نسبت فراوانی وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی ۴۳۵ گانه در جدول‌های ۱، ۲ و ۳ گزارش شده است. اعداد مربوط به آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS، نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی را نشان می‌دهند که فرضیه‌های صفر آن‌ها مبنی بر نبود همگرایی رد شده است؛ همچنین نتایج مربوط به KPSS نسبت فراوانی قیمت‌های نسبی را نشان می‌دهد که فرضیه‌های صفر ایستایی آن‌ها رد نشده است. با توجه به جدول‌های مربوط معلوم است که نسبت وجود فراوانی قیمت‌های نسبی همگرا در کالاها بسیار بیشتر از خدمات است، به‌طوری که با توجه به آماره ADF در جدول ۱، در سطح معنی‌دار ۱۰ درصد میزان وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی کالاها ۵۱ درصد است و این نسبت در قیمت‌های نسبی خدمات ۱۴ درصد است.

جدول ۱. نسبت فراوانی وجود همگرایی بر اساس آماره ADF

| | T=۶۱ | N=۳۰ |
|----------------------|------|------|
| سطوح معنی‌دار | ٪۱۰ | ٪۵ |
| قیمت‌های نسبی کالاها | ۰/۵۱ | ۰/۳۶ |
| قیمت‌های نسبی خدمات | ۰/۱۴ | ۰/۰۸ |

* : مأخذ: یافته‌های پژوهش

** : تعداد وقفه‌های استفاده‌شده در ADF بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز (SIC) تعیین شده است.

بر اساس آزمون‌های DF-GLS و KPSS در جدول‌های ۲ و ۳، نسبت وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی کالاها به ترتیب ۵۱ درصد و ۴۷ درصد و در قیمت‌های نسبی خدمات ۶ درصد و ۲۹ درصد است. همان‌طور که گفته شد، آزمون ریشه واحد DF-GLS نسبت به دو آزمون دیگر از ویژگی‌های بهتری برخوردار است؛ از این رو نتایج حاصل از این آزمون بیشتر قابل اعتماد خواهد بود. با توجه به نتایج هر یک از آزمون‌ها این فرضیه تأیید می‌شود که نسبت فراوانی وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی کالاها بیشتر از قیمت‌های نسبی خدمات است.

جدول ۲. نسبت فراوانی وجود همگرایی بر اساس آماره DF-GLS

| | T=۶۱ | N=۳۰ |
|----------------------|------|------|
| سطوح معنی‌دار | | |
| سطح قیمت‌ها | ٪۱۰ | ٪۵ |
| قیمت‌های نسبی کالاها | ۰/۵۱ | ۰/۳۶ |
| قیمت‌های نسبی خدمات | ۰/۰۶ | ۰/۰۴ |

*: مأخذ: یافته‌های پژوهش

** : تعداد وقفه‌های استفاده شده در DF-GLS بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز (SIC) تعیین شده است.

جدول ۳. نسبت فراوانی وجود همگرایی بر اساس آماره KPSS

| | T=۶۱ | N=۳۰ |
|----------------------|------|------|
| سطوح معنی‌دار | | |
| سطح قیمت‌ها | ٪۱۰ | ٪۵ |
| قیمت‌های نسبی کالاها | ۰/۴۷ | ۰/۶۰ |
| قیمت‌های نسبی خدمات | ۰/۲۹ | ۰/۵۲ |

*: مأخذ: یافته‌های پژوهش

** : تعداد وقفه‌های استفاده شده در KPSS بر اساس $0.75T^{\frac{1}{5}}$ تعیین شده است که T حجم نمونه است.

سرعت همگرایی در جفت استان‌هایی که در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد با توجه به آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته از همگرایی سطح قیمت کالاها و خدمات برخوردار هستند، محاسبه شده است که خلاصه نتایج مربوط به آن در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴. سرعت همگرایی مربوط به جفت قیمت‌های همگرا بر حسب ماه

| سرعت همگرایی قیمت | سرعت همگرایی | | | |
|----------------------|--------------|-------|-------|-------|
| | حداکثر | متوسط | میانه | حداقل |
| خدمات | ۰/۷۳ | ۳/۲۶ | ۲/۶۸ | ۱۱/۲۹ |
| کالاها | ۰/۴۴ | ۱/۷۲ | ۱/۶۵ | ۳/۸۳ |

*: مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق نتایج جدول ۴، متوسط سرعت همگرایی قیمت خدمات در حدود ۳/۲۶ ماه برآورد شده است؛ همچنین دامنه توزیع سرعت همگرایی در طول جفت قیمت‌هایی که از همگرایی قیمت خدمات برخوردار هستند، بیشتر است و از حداکثر سرعت همگرایی ۰/۷۳ ماه تا حداقل سرعت همگرایی ۱۱/۲۹ ماه در نوسان است؛ به عبارت دیگر، دامنه نوسانات سرعت همگرایی قیمت خدمات در بین استان‌های کشور بین ۰/۷ تا ۱۱/۳ ماه بوده است. کمترین سرعت همگرایی (۱۱/۳) دلالت بر این دارد که در بدترین شرایط اختلاف قیمت در بین دو استان کشور حداکثر بعد از ۱۱/۳ ماه همگرا و سطح قیمت خدمات یکسان می‌شود؛ همچنین بیشترین سرعت همگرایی (۰/۷) نشان می‌دهد که در بهترین شرایط اختلاف قیمت بین دو استان کشور در کمتر از دو هفته همگرا و سطح قیمت خدمات یکسان می‌شود.

جدول مذکور نشان می‌دهد که متوسط سرعت همگرایی قیمت کالاها ۱/۷۲ ماه برآورد شده است و از حداکثر سرعت همگرایی ۰/۴۳ ماه تا حداقل سرعت همگرایی ۳/۸۳ ماه در نوسان است.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، قیمت کالاها از متوسط سرعت همگرایی بیشتری نسبت به قیمت خدمات بین استان‌ها برخوردارند که از دلایل عمده آن می‌توان به متفاوت بودن عملیات آربیتراژ در کالاها و خدمات اشاره کرد. با توجه به ملموس و قابل ذخیره بودن کالاها در مقایسه با خدمات، آربیتراژ در کالاها بیشتر از خدمات صورت می‌گیرد و همین امر سبب همگرایی بیشتر قیمت کالاها نسبت به قیمت خدمات در مناطق مختلف یک کشور می‌شود.

نتیجه‌گیری

در کشورهای در حال توسعه همانند ایران، به دلیل شفاف نبودن همه اطلاعات، بازارها از خصوصیت رقابتی برخوردار نیستند و چندبخشی‌اند و قیمت کالاهای مشخص در این بازارها یکسان نیست. در چنین بازارهایی که اطلاعات نامتقارن است، دیگر قیمت‌ها کارایی خود را به عنوان معیاری برای کیفیت کالاها از دست می‌دهند. در این شرایط، برخی بنگاه‌ها ممکن است قدرت بازار را به دست گیرند و اقدام به تبعیض قیمت در بین بخش‌های بازار با استفاده از تفاوت جریان اطلاعات کنند.

در این راستا، در تحقیق حاضر همگرایی سطح قیمت کالاها و خدمات بین استان‌های ایران با استفاده از رهیافت دوبه‌دوی قیمت‌ها ارزیابی شد. نتایج نشان می‌دهد که در زمینه سطح قیمت خدمات، نسبت فراوانی رده‌های مربوط به آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS در سطوح معنی‌دار ۵ و ۱۰ درصد در سطح بسیار پایینی قرار دارند. این در حالی است که نسبت فراوانی رده‌ها در آزمون KPSS، در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد در سطح پایین و در سطح معنی‌داری ۵ درصد تقریباً در سطح متوسطی قرار دارد؛ همچنین با توجه به سطح قیمت کالاها، نسبت فراوانی وجود همگرایی قیمت‌ها در جفت استان‌های ایران با توجه به هر سه آزمون ریشه واحد در سطح متوسطی قرار دارد. بر اساس تحلیل‌های انجام‌گرفته متوسط سرعت همگرایی در زمینه قیمت خدمات در حدود ۳/۲۶ ماه و در مورد قیمت کالاها ۱/۷۲ ماه برآورد شده است.

با توجه به اینکه هدف این تحقیق مقایسه میزان همگرایی قیمت کالا با خدمات بوده است، می‌توان این چنین نتیجه‌گیری کرد که اولاً در بیشتر موارد همگرایی سطح قیمت‌ها بین استان‌های ایران وجود ندارد و در نتیجه قانون قیمت واحد در این بازارها برقرار نیست و ثانیاً هرچند همگرایی بین استان‌ها کامل نیست، همگرایی در قیمت‌های نسبی کالاها بیشتر از همگرایی در قیمت‌های نسبی خدمات است. در مجموع، با توجه به مبانی نظری موجود در مورد وجود اطلاعات، کارکرد آربیتراژ و قانون قیمت واحد، نتایج نشان‌دهنده ناقص بودن اطلاعات در بازارهای ایران و عملکرد ناقص عملیات آربیتراژ است. می‌توان گفت تحقق نیافتن فرض اطلاعات کافی و کامل نزد بازیگران بازار موجب ناکارایی در نتایج عملکرد بازار شده است. این ناکارایی در بازار خدمات به دلیل

محدود بودن عملیات آربیتراژ خدمات نسبت به کالاها بیشتر است و تفاوت قیمت‌های مربوط در استان‌های مختلف تداوم خواهد داشت.

در راستای نتایج تحقیق، به دلیل پایین بودن همگرایی در قیمت کالاها و خدمات بهتر است دولت اقدامات مناسبی به‌ویژه در بخش خدمات داشته باشد، چراکه اختلاف قیمت‌ها در بخش خدمات به دلیل غیر قابل مبادله بودن تداوم می‌یابد. دولت می‌تواند در قیمت‌گذاری این نوع کالاها دخالت کند، به نحوی که رفاه اجتماعی حداکثر و تخصیص منابع بهینه شود؛ البته این سیاست به هدف دولت بستگی دارد به طوری که اگر دولت در راستای حذف انحصارها و برقراری قانون قیمت واحد حرکت کند، می‌تواند با تسهیل موانع آربیتراژ میزان همگرایی را در بخش کالاها بالا ببرد و با همگرایی قیمت عوامل تولید، قیمت‌ها را در بخش خدمات به سمت قانون قیمت واحد متمایل سازد. دولت همچنین می‌تواند با شفاف‌سازی و انتقال بهتر اطلاعات در مورد قیمت‌ها از طریق شبکه‌های اینترنت (وب) برای رقابتی‌تر کردن بنگاه‌های اقتصادی اقدام و بدین ترتیب به همگرایی قیمت‌ها و افزایش سرعت همگرایی کمک مؤثری کند.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارهای اقتصادی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی.
۲. شهبازی، کیومرث، فلاحی، فیروز و غلامی، امیر، (۱۳۹۱). همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال ششم، ۴، ۱۲۸-۱۱۱.
۳. عیسی زاده، سعید، (۱۳۸۰). اطلاعات نامتقارن، بررسی نظریه‌های برندگان نوبل اقتصاد در ۲۰۰۱. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰، ۱۶۴-۱۵۹.
4. Bernard, A. B.& Durlauf, S. (1995). Convergence in International Output, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
5. Bernard, A.B.& Durlauf, S. (1996). Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis, *Journal of Econometrics*, 71, 161-173.
6. Carbaugh, Robert J. (2008). *International Economics*, ed. 11, Steve Momper, 401.
7. Cecchetti, S. G., Mark, N. C., & Sonora, R. J. (2002). Price Index Convergence among United States Cities, *International Economic Review*, 43, 4, 1081-1099.
8. Esaka, Tara (2003). Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity Between Japanese Cities, 1960-1998: Disaggregated Price Data, *Japan and the World Economy*, 15, 233-244.
9. Elliott, G., Rothenberg, T.J., & Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 813-836.
10. Fan, C. Simon & Wei, Xiangdong, (2006). Price Index Convergence in China.
11. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
12. Li, Na & Huang, Jianhui (2006). Price Convergence and Market Integration: Strong Evidence Using Canada Data, *The Empirical Economics Letters*, 5, 1.
13. Maddala, G.S. & Kim, I.M. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Time Series*, Cambridge University Press, 557.

14. Maddala, G.S. & Lahiri, Kajal (2009). Introduction to Econometrics, ed.4, 557.
15. Mohsin, Hasan Muhammad & Gilbert, Scott (2010). The Relative City Price Convergence in Pakistan: Empirical Evidence from Spatial GLS, Annual General Meeting of PSDE, 26.
16. Morshed, A. K. M. M. , Ahn, S. K., & Lee, M. (2006). Price Convergence among Indian Cities: A Cointegration Approach, Journal of Asian Economics, 17, 1030–1043.
17. Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, Econometrica, 69, 6, 1519-1554.
18. Parsley, D. C., & Wei, S. (1996). Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations, Quarterly Journal of Economics, 111, 4, 1211–1236.
19. Pesaran, M. Hashem, Smith, Ron P., Yamagata, Takashi, & Hvozdnyk, Liudmyla (2006). Pairwise Tests of Purchasing Power Parity Using Aggregate and Disaggregate Price Measures, Journal of Econometrics, 250-260
20. Pesaran, M.H. (2005). A Pair-Wise Approach for Testing Output and Growth Convergence, Journal of Econometrics, 138, 312–355.
21. Pippenger, John & Philips, Llad (2006). Some Pitfalls in Testing the Law of One Price in Commodity Markets, Department of Economics, University of California.
22. Said, E.S. & Dickey, D.A. (1984). Testing for a Unit Root in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, Biometrika, 71, 3, 599-607.
23. Vargas-Te'llez, C.O. (2008). Purchasing Power Parity Across Mexican Cities: a Panel Data Analysis, Applied Economics, 40, 2891-2899.
24. Wimanda, E. Rizki (2009). Price Variability and Price Convergence: Evidence from Indonesia, Journal of Asian Economics, 20, 427-442.
25. Yazgan, M. Ege & Yilmazkuday, Hakan (2011). Price- Level Convergence: New Evidence from U.S. Cities, Economics Letters, 110, 76-78.
26. www.cbi.ir