فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۷، شماره ۲۳- زمستان ۱۳۹۶

بررسی همگرایی بازدهی بازارهای سهام در ایران: رهیافت ناهار ایندر و همگرایی بتا

مهدی شیرافکن لمسو[۱] ـ سارا معصوم زاده سوره[۲] ـ مرتضی سیاره[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۷/۲/۱۳

چکیده

مطالعه نوسانات بازارهای دارایی از مباحث اصلی بسیاری از تحقیقات در چند دهه گذشته بوده است. با توجه به اینکه ماهیت دارایی در ایران متفاوت با سایر کشورها بوده، لذا بازاری هم‌چون بازار سهام به عنوان یکی از گزینه‌های پیش‌روی سرمایه‌گذار در تشکیل ترکیب بهینه سبد دارایی شناخته می‌شود. هدف اصلی این تحقیق بررسی همگرایی بازده ۱۵ بازار منتخب سهام (با ارزش ترین) ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۱-۱۳۸۸:۰۲ با استفاده از روش همگرایی ناهار-ایندر و بتا می باشد. از آنجا که سرمایه‌گذار به دنبال کسب سود بالا بوده لذا بازاری را برای سرمایه‌گذاری انتخاب خواهد نمود که بالاترین بازدهی را داشته باشد. روش ناهار- ایندر بر خلاف سایر روش‌های قبلی که به بررسی همگرایی در مقاطع مختلف می‌پرداختند؛ به صورت سری زمانی همگرایی بازارها را مورد بررسی قرار داده است. با افزایش سرمایه‌گذاری در بازار با بازدهی بالا در بلندمدت بازدهی بازار مذکور به سمت متوسط بازدهی‌ها حرکت خواهد نمود که از آن با نام همگرایی بازدهی یاد می‌شود. برآیند جهت‌های همگرایی در بازارهای سهام مورد بررسی به روش بتا، واگرایی در بازدهی بازارهای سهام را نتیجه می‌دهد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بازدهی سهام بازارهای بانک‌ها و موسسات، شرکت‌های صنعتی، استخراج کانه فلزی، محصولات شیمیایی، فرآورده‌های نفتی و سیمان به سمت متوسط بازدهی‌ها همگرا می‌شوند. ضرایب این بازدهی‌های بازارهای همگرا در سطح یک درصد به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. اما بازارهای سهام فلزات اساسی، مخابرات، خودرو و ساخت قطعات، خدمات فنی و مهندسی، محصولات دارویی، حمل و نقل، رایانه، انبوه‌سازی و محصولات غذایی به سمت متوسط بازدهی‌ها همگرا نشدند .

طبقه‌بندی JEL: C22, C51, G21

واژه‌های کلیدی: همگرایی، بازارهای سهام، بازدهی

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تبریز، ایران. (نویسنده مسئول) *mehdieconomy84@gmail.com*

[۲] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه تبریز، ایران. *sarahmasoomzadeh@yahoo.com*

[۳] مربی، گروه اقتصاد، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، ایران. *msayareh@gmail.com*

۱. مقدمه

با پایان جنگ جهانی دوم، کشورهای توسعه نیافته به منظور رسیدن به توسعه اقتصادی، به دنبال دستیابی به نرخ‌های رشد اقتصادی بالاتر بودند. مطابق نظریه رشد سولو- سوان[1]، کشورهای فقیر دارای نرخ رشد اقتصادی بالاتر در مقایسه با کشورهای ثروتمند می‌باشند. این به مفهوم آن است که نرخ رشد اقتصادی کشورهای فقیر و ثروتمند در بلندمدت به یک سمت همگرا می‌شوند. این امر شروع مبحث همگرایی بود که بعدها به حوزه‌های دیگری همچون همگرایی در شاخص قیمت‌ها و بازدهی‌ها گسترش یافت.

در خصوص همگرایی بازدهی بازارهای مختلف می‌توان گفت که سرمایه‌گذاران به منظور انجام سرمایه‌گذاری با بازارهای مختلفی روبرو هستند که هر یک از این بازارها دارای بازدهی‌های متفاوتی می‌باشند. از جمله این بازارهای دارای بازدهی در ایران می‌توان به بازارهای ارز، مسکن، سهام و طلا اشاره کرد. این بازارها نسبت به رخداد سایر بازارها حساسیت زیادی دارند و هر رویداد قابل توجهی، قیمت‌های این بازارها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این تاثیرات منجر به تغییرات بازدهی بازارهای مزبور می‌گردد. سرمایه‌گذاران در امر انتخاب هر یک از این بازارها به منظور سرمایه‌گذاری، به بازدهی آن بازار توجه می‌کنند و معمولا سرمایه‌گذاری در بازاری صورت می‌پذیرد که بازدهی آن بازار بیشتر است. هجوم سرمایه‌گذاران به بازارهایی با بازدهی بیشتر، سبب می‌شود که در بلندمدت (به دلیل تراکم سرمایه‌گذاری) بازدهی این بازارها کم شود. این امر باعث از بین رفتن تفاوت بازدهی این بازار با سایر بازارها می‌گردد. از این امر می‌توان تحت عنوان همگرایی بازدهی بازارهای مختلف یاد کرد، بدین معنی که در بلندمدت بازدهی بازارهای مختلف سرمایه‌گذاری به یکدیگر همگرا می‌شوند. مطالعه حاضر نیز به دنبال بررسی همگرایی بازدهی بازارهای سهام در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۱-۱۳۸۸:۰۲ می‌باشد.

مهم‌ترین مسئله‌ای که برای سرمایه‌گذاران بازارهای دارایی در امر سرمایه‌گذاری مطرح می‌شود بازدهی آن بازارها می‌باشد. هرچند مطابق نظریه سبد دارایی، به منظور جلوگیری از ریسک، سرمایه‌گذاری باید در ترکیبی از دارایی‌های مختلف صورت پذیرد. اما سرمایه‌گذاران همواره به دنبال کسب بازدهی‌های بیشتر می‌باشند، به نحوی که در صورت مشاهده بازدهی بالاتر در یک بازار مشخص، اقدام به جابه‌جایی سرمایه‌گذاری خود به آن بازار می‌کنند. این امر سبب می‌شود که در بلندمدت بازدهی در بازارهایی که نرخ بازدهی بالاتری دارند به بازدهی بازارهایی که نرخ بازدهی کمتری دارند، نزدیک شده و به این ترتیب یک نوع همگرایی بین بازدهی بازارهای پیش روی سرمایه‌گذاران محقق شود. بررسی همگرایی بین بازارهای متخلف دارایی از آن حیث دارای اهمیت است که اگر همگرایی مزبور اتفاق نیفتد و به عنوان مثال، علیرغم بالا بودن بازدهی در بازاری در بلندمدت، بازدهی بازار مزبور به سمت بازدهی سایر بازارها میل پیدا نکند، در آن صورت می‌توان گفت که برای ورود به آن بازار یک سری موانعی وجود دارد که علیرغم بالا بودن بازدهی آن بازار، ورود به آن را سخت می‌کند. علی‌رغم وجود مطالعات متعدد در زمینه همگرایی در حوزه‌های مختلف، مطالعه‌ای که در خصوص بررسی همگرایی بازدهی بازارهای مختلف باشد، وجود ندارد. دلیل این امر می‌تواند ناشی از تفاوت ماهیت بازارهای دارایی بین ایران و کشورهای دیگر باشد، از همین رو مطالعه حاضر به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای سهام در ایران می‌پردازد.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

حصول درجات مختلف توسعه برای جوامع گوناگون، موجب پیدایش معیارهای مقایسه وضع اقتصادی مناطق مختلف و در نتیجه ارائه الگوی مناسب برنامه‌ریزی در جهت کاهش میزان تفاوت مناطق مختلف گردید که به دنبال آن، الگوهای رشد نئوکلاسیک همچون مدل رشد سولو (۱۹۵۶)، مدل رشد سوان (۱۹۵۶) و الگوی رشد سولو- سوان مطرح گردیدند. موضوع همگرایی اقتصادی جوامع مختلف از نتایج این مدل‌های رشد بود.

بارو و سالائی- مارتین[2] (۱۹۹۱، ۱۹۹۲) اولین کسانی بودند که به معرفی مفهوم همگرایی پرداختند. مطابق نظریه این دو، همگرایی اقتصادی به مفهوم آن است که کشورهای با درآمد سرانه پایین‌تر در بلندمدت با نرخ رشد سریع‌تری نسبت به کشورهای ثروتمند حرکت می‌کنند و در بلندمدت پراکندگی بین این دو گروه کاهنده خواهد بود.

در ادبیات اقتصادی حداقل سه مفهوم همگرایی وجود دارد؛ الف) همگرایی بتا که در دو گروه بتای مشروط و مطلق قابل بخش‌بندی است: ۱. همگرایی مطلق که در آن اقتصادها با نرخ رشد متفاوت به سمت یک حالت پایا سوق پیدا می‌کند و در این حالت تفاوت آنها به شرایط اولیه آنها بستگی دارد. ۲. همگرایی مشروط که در آن ساختار اقتصاد کشورها متفاوت است و در نتیجه حالت پایای آنها سطوح متفاوتی دارد؛ یعنی هر اقتصاد به سمت حالت پایای خود میل می‌کند و هر چه فاصله از حالت پایا بیشتر باشد، نرخ رشد بالاتر است. ب) همگرایی سیگما که به رفتار انحراف

معیار متغیرها در طول زمان تأکید دارد. این نوع همگرایی توسط کوا و فریدمن[۳] (۱۹۹۲، ۱۹۹۳) برای اولین بار مطرح شد. همگرایی بتا شرط لازم اما نه کافی برای کاهش پراکندگی متغیرها در طول زمان هست. ج) مفهوم سوم به همگرایی تصادفی؛ آزمون بر اساس معادلات با روند تصادفی صورت می‌گیرد. این نوع همگرایی نیز توسط دورلائوف[۴] (۱۹۹۵- ۱۹۹۶) و اوانز و کاراس[۵] (۱۹۹۶) برای اولین بار مطرح شد (لی و همکاران[۶]، ۱۹۹۷). آزمون‌های ریشه واحد نیز توسط کوا (۱۹۹۴)، اوانز و کاراس (۱۹۹۶)، برنارد و جونز[۷] (۱۹۹۶) و اوانز (۱۹۹۸) در جهت آزمون فرضیه همگرایی درآمدها مطرح شدند (گوئتات[۸]، ۲۰۰۷). آزمون‌های ریشه واحد برای این به کار می‌روند که می‌توان روند داده‌ها با لحاظ تفاضل‌گیری و یا بدون تفاضل‌گیری مورد آزمون قرار داد.

طبق نتایج تحقیقات گذشته، بر اساس یک گروه داده‌های مشخص با توجه به اینکه از کدام روش استفاده گردد، نتایج متناقضی از روش‌های متفاوت به دست می‌آید (ناهار و ایندر، ۲۰۰۲: ۲۰۱۳). ناهار و ایندر (۲۰۰۲) روش دیگری برای بررسی همگرایی معرفی نمودند که به نام خود آن‌ها شهرت یافت. آن‌ها بر خلاف روش‌های قبلی که به دنبال همگرایی همه مشاهدات به صورت یک‌جا می‌باشند، روش ناهار و ایندر[۹] به دنبال بررسی همگرایی تک تک مشاهدات نسبت به یک سطح معین می‌باشد (ناهار و ایندر، ۲۰۰۲: ۲۰۱۳). ایشان بر اساس دو مفهوم همگرایی روش خود را بنا کردند. یکی اینکه تفاوت تک تک مشاهدات را با مشاهده رهبر (بهترین مشاهده در بین مشاهدات) در حال کاهش باشد، و دیگری اینکه اختلاف هر مشاهده نسبت به متوسط کل مشاهدات در حال کاهش باشد.

بررسی همگرایی در حوزه‌های مختلفی همچون درآمد سرانه، بهره‌وری نیروی کار، بهره‌وری انرژی، سطوح قیمتی، نرخ تورم، نرخ بهره و دستمزد صورت می‌پذیرد (دراستیکوا و اوستراوا[۱۰]، ۲۰۱۲: ۱۰۸ و ۱۰۹)

همگرایی مالی مطابق رویکرد اتخاذ شده توسط بائل و همکاران[۱۱] (۲۰۰۴) می‌تواند بر اساس معیارهای بر پایه قیمت، معیارهای بر پایه اطلاعات و معیارهای بر پایه مقدار مورد بررسی قرار گیرد. یکی از معیارهای بر پایه قیمت، بازدهی دارایی‌ها می‌باشد (اراسموس و همکاران[۱۲]، ۲۰۱۲: ۷).

۲-۱. پیشینه تجربی تحقیق

در ارتباط با همگرایی مطالعات گسترده‌ای انجام شده‌است که این مطالعات بیشتر به روش‌های هگرایی بتا، سیگما و تصادفی صورت گرفته است و کمتر مطالعه‌ای با روش همگرایی ناهار و ایندر انجام شده است که در ادامه به‌اختصار مرور می‌شود.

۲-۱-۱. مطالعات خارجی

بارو (۱۹۹۱) به بررسی همگرایی رشد اقتصادی در بیست کشور OECD طی سال‌های ۱۹۶۳- ۱۸۴۰با استفاده از معادله تفاضلی، همگرایی بتا را بررسی نمودند. نتایج نشان داد که فرضیه همگرایی بتا مورد تأیید است.

بیانکو و همکاران[۱۳] (۱۹۹۷) با استفاده از داده‌های آماری اواسط ۱۹۹۰ به مقایسه سیستم‌های مالی ۶ کشور توسعه یافته پرداختند. به این نتیجه رسیدند که وجود همگرایی سیستم‌های مالی مورد تایید است.

چانگ و نگ[۱۴] (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های فصلی و کاربرد آزمون هم جمعی جوهانسون به بررسی همسویی بین شاخص قیمت سهام، قیمت واقعی نفت، مصرف واقعی، عرضه‌ی پول واقعی و تولید ناخالص داخلی واقعی برای کشورهای امریکا، آلمان، ایتالیا، ژاپن و کانادا پرداخته‌اند. به این نتیجه رسیدند که بین این شاخص‌ها همگرایی بلند مدت وجود دارد.

اسمیت و همکاران[۱۵] (۱۹۹۹) با استفاده از روش همگرایی بتا به بررسی بازارهای مالی فرانسه، انگلیس و آلمان در طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۰ پرداختند. نتیجه مطالعه حاکی از حرکت بازارهای مالی این کشورها به سمت مقدار با ثبات می‌باشد.

ساراجو[۱۶] (۲۰۰۱) به بررسی همگرایی شرطی و همگرایی سیگمای اقتصادی در کشورهای اتحادیه اروپا با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته برای سال‌های ۱۹۹۹- ۱۹۹۱ پرداخت. نتایج مطالعه تأییدکننده وجود همگرایی بتا و سیگما هست.

کونت[۱۷] (۲۰۰۱) به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای سهام ۱۹۹۲-۱۹۸۲ در شرکت‌هایی همچون BMW با استفاده از همگرایی سیگما پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که همگرایی وجود دارد.

برنه و دیویس[۱۸] (۲۰۰۲) به بررسی ساختار ترازنامه‌ی فرانسه، آلمان، ایتالیا و بریتانیا پرداختند و نتایج حاکی از همگرایی ابزارهای مالی بود. تجزیه‌ی دارایی‌های مالی این کشورهای اروپایی مربوط به دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۵ بوده است.

ناهار و ایندر (۲۰۰۲) به بررسی همگرایی در آمد سرانه در ۲۲ کشور OECD طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۵۰ با استفاده از روش جدید همگرایی پرداختند. نتیجه مطالعه

آن‌ها نشان داد که اکثر کشورها به سمت یک سطح معین در بلند مدت حرکت می‌کنند.

هارتمن و همکاران[19] (۲۰۰۳) با مطالعه سیستم‌های مالی منطقه یورو به روش همگرایی بتا در سال‌های بعد ۱۹۹۵ به این نتیجه رسیدند که سپرده‌های بانکی در بلندمدت واگرا هستند و در مقابل اوراق بهادار همگرا هستند.

موریند و همکاران[20] (۲۰۰۴) با استفاده از روش همگرایی بتا و سیگما به این نتیجه رسیدند که حقوق مالی صاحبان سهام در سرمایه‌گذاری‌های جدید در ۷ کشور منتخب اتحادیه‌ی اروپا طی سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۷۲ همگرا هستند

مایره و الکندری[21] (۲۰۰۷) یافته‌های قبلی مبنی بر عدم همسویی شاخص قیمت نفت و سهام را رد کردند. آن‌ها بیان کردند که یافته‌های پیشین در پیدا کردن رابطه خطا داشتند زیرا آن‌ها تنها رابطه خطی را در نظر می‌گرفتند. این دو گزینه‌ی دیگر را امتحان کردند که به‌وسیله‌ی آن رابطه‌ی همگرایی غیرخطی بین شاخص قیمت نفت و سهام در کشورهای GCC مورد تأیید است.

دیجیاسینتو و اسپوزیتو[22] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های تابلوئی برای ۱۳ کشور منتخب اتحادیه‌ی اروپا در طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۵ دریافتند که شاخص‌های مالی و توسعه همگرا هستند اما شاخص‌های بانکی همگرا نیستند.

راپاکی و همکاران[23] (۲۰۰۹) به بررسی همگرایی اقتصادی در ۲۷ کشور منتخب طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۰ به روش همگرایی سیگما و بتا پرداختند. نتایج نشان داد که بسته به بخش‌بندی زمانی به دوره‌های کوتاه‌تر نتایج همگرایی متفاوت است.

اسکندراوغلو و همکاران[24] (۲۰۰۹) به بررسی همگرایی نرخ بازدهی سود در ۸ بانک ترکیه طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۹۸ با استفاده ا زآزمون‌ریشه واحد پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی در سیستم بانکی به دلیل فضای بالای رقابتی وجود ندارد.

کوپارل و همکاران[25] (۲۰۰۹) به بررسی همگرایی بازدهی بازار سهام در ۵ کشور اتحادیه اروپا و امریکا طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۳ با استفاده از روش غیر خطی همگرایی فیلیپس و سول پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در سهام برخی بازارها همگرایی وجود دارد و در برخی وجود ندارد.

اسریواستا[26] (۲۰۱۰) به بررسی همگرایی بازار مسکن اتحادیه اروپا طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۲ با استفاده از روش همگرایی بتا و سیگما پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که همگرایی بتا وجود ندارد؛ اما وجود همگرایی سیگما مورد تایید است.

وولاسا[27] (۲۰۱۱) به بررسی همگرایی اقتصادی در کشورهای افریقای جنوبی در بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۲ با روش‌های آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، همگرایی سیگما و همگرایی بتا پرداخت. نتایج نشان داد که بسته به روش همگرایی به‌کاررفته نتایج مختلف هست.

اناند و مدهوگاریا[28] (۲۰۱۲) ارتباط بین قیمت طلا و بازار بورس ۶ کشور را بررسی نمودند. با استفاده از آزمون گرنجر و مدل تصحیح خطای برداری در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۲ بر اساس آزمون t و ضریب همبستگی رابطه‌ی بین قیمت طلا و سهام را محاسبه کردند و نتیجه به این صورت بود که قیمت طلا و سهام از مثبت به منفی در تغییر است.

برونو و همکاران[29] (۲۰۱۲) به بررسی همگرایی دارایی‌های مالی در کشورهای OECD به روش همگرایی بتا و سیگما پرداختند و نتایج نشان می‌دهد که همگرایی بتا در دارایی‌های مالی مورد تأیید است.

آپرگیس و همکاران[30] (۲۰۱۲) به بررسی بازدهی بازارهای سهام در ۴۲ کشور طی سال‌های قبل ۲۰۰۸ با استفاده از روش همگرایی فیلیپس و سول[31] پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی در بازدهی بازار سهام وجود ندارد.

کائیجیگ و ان زیوکا[32] (۲۰۱۲) به بررسی همگرایی بازدهی سهام در کشورهای شرق افریقا طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۷ به صورت ماهانه با استفاده از روش همگرایی بتا پرداختند. نتایج حاکی از وجود همگرایی بوده و سرعت همگرایی ۰/۶۱ هست.

کومار داس[33] (۲۰۱۳) به بررسی همگرایی اقتصادی مشروط در ۲۰ کشور منتخب OECD با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته برای سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی مورد تأیید بوده و سرعت همگرایی حدود دو برابر مطالعات تجربی قبلی می‌باشد.

دیوروکوا[34] (۲۰۱۴) به بررسی همگرایی اقتصادی متأثر از بحران‌های مالی کشورهای عضو اتحادیه اروپا در بازه زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۱ به روش بتا و سیگما پرداختند. نتایج نشان داد که همگرایی بتا مورد تأیید است لیکن همگرایی سیگما با انحراف استاندارد تولید ناخالص داخلی کشورها متفاوت است.

سیری به[35] (۲۰۱۵) به بررسی همگرایی اقتصادی در افریقای جنوبی و اتحادیه پولی در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۰ با استفاده از روش همگرایی بتا پرداختند. نتایج نشان داد که

با در نظر گرفتن شکست ساختاری و استفاده از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون همگرایی در ۵ کشور مورد مطالعه مورد تأیید است.

هورتا و کامانهو[۳۶] (۲۰۱۵) به بررسی همگرایی غیر پارامتریک در چند نمونه از شرکت‌های ساخت و سازی پرتغالی در بازه زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۸ با استفاده از روش همگرایی بتا و سیگما پرداختند. نتایج نشان داد که همگرایی بتا و سیگما در تمام بخش‌های موردمطالعه وجود دارد.

بولوت و همکاران[۳۷] (۲۰۱۵) به بررسی همگرایی بازدهی نرخ سود در بانک‌های ترکیه طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۳ به صورت ماهانه با استفاده از روش همگرایی ناهار و ایندر پرداختند. نتایج حاکی از وجود همگرایی بازدهی در دو بانک از ده بانک مورد مطالعه می‌باشد.

۲-۱-۲. مطالعات داخلی

شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی همگرایی شاخص قیمت‌ها در استان‌های کشور بین سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۱ با استفاده از روش همگرایی تصادفی پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی بسته به در نظر گرفتن استان پایه متفاوت است.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی همگرایی درآمد سرانه ایران و کشورهای منتخب اسلامی با استفاده از روش همگرایی بتا پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی در اکثر کشورها به سمت متوسط وجود دارد.

دائی کریم زاده (۱۳۹۲) به بررسی همگرایی درآمدی که به‌صورت شکاف درآمد سرانه شرکای تجاری تعریف شده است، درکشورهای D8 در بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۵ به روش‌های مختلف همگرایی سیگما، آزمون‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد پرداخت. نتایج نشان داد که واگرایی بین کشورهای مورد مطالعه به روش‌های مختلف همگرایی مورد تأیید است.

پور رستمی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی همگرایی اقتصادی در ۲۹ کشور منتخب امریکای لاتین و حوزه کارائیب طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۰ با روش‌های همگرایی بتا (مدل مقطعی) و همگرایی سیگما (مدل توزیعی) پرداختند. نتایج، همگرایی بتا را مورد تأیید قرار نداده است اما همگرایی سیگما بسته به بخش‌بندی درآمد سرانه در دو گروه متفاوت بوده‌است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی همگرایی شاخص قیمت‌ها در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۱:۱-۱۳۸۶:۱ به روش آزمون‌های ریشه واحد پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که همگرایی شاخص قیمت بین استان‌ها با استفاده از روش ADF و ADF- GLS در سطح پایین و در روش KPSS در سطح متوسط قرار دارد.

معصوم‌زاده و شیرافکن (۱۳۹۶) به بررسی همگرایی بازدهی بازار ارز طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۴ با استفاده از روش ناهار و ایندر پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بازدهی بازارهای پوند، ین، دلار استرالیا و کرون به سمت متوسط بازدهی ارزها همگرا شده است.

معصوم‌زاده و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای دیگر به بررسی همگرایی بهره‌وری استان‌های ایران در دو سال ۱۳۸۶ و ۱۳۸۹ با استفاده از روش همگرایی مطلق، بتای شرطی و اقتصادسنجی فضایی می‌پردازند. نتایج نشان از وجود همگرایی بتای مطلق دارد. همگرایی مشروط نیز حاکی از وجود همگرایی در بهره‌وری است.

اکثر مطالعات موجود در خصوص همگرایی بازدهی‌ها به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای مالی کشورهای مختلف پرداخته‌اند. به نظر می‌رسد که مطالعه‌ای در خصوص همگرایی بازدهی بازارهای دارایی مختلف وجود ندارد. بر همین اساس و با توجه به تفاوت ماهیت بازارهای دارایی ایران با سایر کشورها، مطالعه حاضر به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای دارایی ایران می‌پردازد. وجه تمایز اصلی این تحقیق با سایر مطالعات گذشته در حیطه‌ی موضوعی همگرایی، انتخاب بازارهای منتخب سبد دارایی و تکنیک جدید مورداستفاده به منظور بررسی همگرایی هست.

۳. روش شناسی

به منظور بررسی همگرایی شاخص قیمت بازارهای سهام از ۱۵ بازار منتخب شامل؛ فلزات اساسی، مخابرات، بانک‌ها و شرکت‌های صنعتی، استخراج کانه فلزی، خودرو و ساخت قطعات، محصولات شیمیایی، خدمات فنی و مهندسی، فرآورده‌های نفتی، سیمان، محصولات دارویی، حمل و نقل، رایانه، انبوه سازی، محصولات غذایی استفاده شده است. مقادیر آماری مورد نیاز طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۱ تا ۱۳۸۸:۰۲ از پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است. برای بررسی همگرایی ابتدا از روش ناهار و ایندر[۳۸] (۲۰۰۲) استفاده شده است. برای بررسی همگرایی این شاخص‌ها ابتدا نرخ بازدهی بازار تک تک سهام‌ها با استفاده از فرمول شماره (۱) محاسبه می‌شود؛ که $lnp_{i,t}$ شاخص قیمت سهام i در روره t و $lnp_{i,t-1}$ شاخص قیمت سهام i در دوره t-1 هست.

(۱)

$$\text{Returns}=lnp_{i,t} - lnp_{i,t-1}$$

(۲)

$$\lim_{n\to\infty} E_t\,(y_{it+n} - \bar{y}_{t+n}) = \mu_i$$

I(i= 1, 2, …, N) بازدهی هر بازار در طول دوره‌های مختلف می‌باشد.

این متوسط می‌تواند متوسط بازدهی‌ها باشد و بازدهی بازاری باشد که بالاترین بازدهی را نسبت به سایر بازارها دارد. با توجه به مبانی نظری استفاده از متوسط بازدهی مناسب‌تر خواهد بود. شکاف بازدهی هر بازار از متوسط بازدهی‌ها می‌باشد. لذا بازاری که از متوسط پایین‌تر است می‌بایست با نرخ رشد بازدهی بالاتری حرکت کند تا در طول زمان به سمت متوسط بازدهی میل کند و بازدهی بازار دارایی که از متوسط بازدهی بالاتر است نیز در طول زمان باید نرخ رشد بازدهی پایین‌تر را تجربه کند تا در بلند مدت به متوسط بازدهی نزدیک شود و همگرایی اتفاق بیفتد.

$$\lim_{n\to\infty} E_t\,(y_{it+n} - \bar{y}_{t+n}) = 0 \qquad (۳)$$

برای تحقق همگرایی در بلند مدت بایستی تفاوت بازدهی هر بازار از متوسط بازدهی‌ها کم‌تر شده و به سمت صفر میل کند.

z_{it} اختلاف بازدهی هر بازار از متوسط بازدهی دارایی‌ها می‌باشد. برای وجود همگرایی تغییرات z_{it} در طول زمان بایستی کوچک‌تر از صفر باشد(رابطه ۶)؛ اگر z_{it} غیر صفر باشد یعنی مثبت یا منفی باشد، نرخ تغییرات با توجه به زمان می‌تواند مثبت و منفی باشد. تغییرات w_{it} برای رسیدن به همگرایی در طول زمان بایستی منفی باشد (رابطه ۵).

$$z_{it} = y_{it} - \bar{y}_t \qquad (۴)$$

$$(\frac{\partial}{\partial t})|w_{it}| < 0 \qquad (۵)$$

$$(\frac{\partial}{\partial t})|z_{it}| < 0 \qquad (۶)$$

تفاوت بازدهی‌ها از متوسط بازدهی دارایی‌ها برابر رابطه (۷) به توان دو رسانده می‌شود.

(۷)

$$w_{it} = z_{it}^2$$

$$\lim_{n\to\infty} E_t\,(w_{it+n}) = 0 \qquad (۸)$$

اگر $w_{it} > 0$ باشد با $w_{it+n} \to 0$ سازگار است زمانی که $n \to \infty$ میل کند.

(۹)

$$w_{it} = f(t) + u_{it} = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 t^2 + \cdots + \theta_{k-1} t^{k-1} + \theta_k t^k + u_{it}$$

θ_i پارامترها و u_i جملات اخلال می‌باشد. با برآورد شیب این تابع می‌توان همگرایی بازدهی تک تک بازارها به سمت متوسط بازدهی را مورد بررسی قرار داد. متوسط شیب برابر رابطه (۱۰) هست که اگر w_{it} در طول زمان تمایل به کاهش داشته باشد همگرایی اتفاق میفتد و اگر متوسط شیب رابطه (۱۰) منفی باشد دلالت بر همگرایی دارد. برای تعیین t بهینه از معیار AIC[۳۹] استفاده می‌شود.

(۱۰)

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{\partial}{\partial t} w_{it} < 0$$

متوسط شیب توابع به صورت زیر قابل محاسبه است.

(۱۱)

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{\partial}{\partial t} w_{it} = \theta_1 + \theta_2 r_2 + \cdots + \theta_{k-1} r_{k-1} + \theta_k r_k = r`\theta$$

(۱۲)

$$r_2 = \frac{2}{T}\sum_{t=1}^{T} t\,, \ldots, r_{k-1} = \frac{k-1}{T}\sum_{t=1}^{T} t^{k-2}$$

(۱۳)

$$r_k = \frac{k}{T}\sum_{t=1}^{T} t^{k-1}$$

(۱۴)

$$r = [0 \;\; 1 \;\; r_2 \ldots \;\; r_{k-1}\, r_k] \;\;\&$$

(۱۵)

$$\theta = [\theta_0 \;\; \theta_1 \ldots \theta_{k-1} \;\; \theta_k]$$

برای برآورد فرضیه همگرایی، فرض H_0 برابر $r`\hat{\theta} \geq 0$ می‌باشد که با رد شدن فرض صفر، فرضیه همگرایی قبول می‌شود. برای این آزمون مدل شماره (۱۱) با روش OLS تخمین زده شده است. سپس با آزمون t همگرایی بازدهی بازار مورد نظر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

(۱۶)

$$t_0 = \frac{r`\hat{\theta}}{se(r`\hat{\theta})}$$

(۱۷)

$$se(r`\hat{\theta}) = \sqrt{(r`[s^2(x`x)^{-1}]r)}$$

با برآورد t_0 و مقایسه آن با t جدول می‌توان نسبت به همگرایی و یا واگرایی بازارها اذعان داشت.

روش دیگر بررسی همگرایی، همگرایی بتا[۴۰] می‌باشد. شواهد تجربی همگرایی بتا برای اولین بار در چارچوب مدل‌های رشد نئوکلاسیک برای همگرایی درآمد مطرح‌شده است. همگرایی بتا و سیگما در پژوهش‌های بامول[۴۱] (۱۹۸۶)، بارو[۴۲] (۱۹۹۲)، سالی مارین[۴۳] (۱۹۹۵) و منکیو،

گریگوری، رومر، ویل و دیوید[۴۴] (۱۹۹۲) به کار گرفته‌شده است. اساس نظری همگرایی درآمدها از مدل تجربی رشد سولو[۴۵] (۱۹۵۶) و سوان[۴۶] (۱۹۵۶) اتخاذشده است.

در روش همگرایی بتا، معادله تفاضلی می‌باشد که در این مدل شرط $\beta \leq 0$ دلالت بر وجود همگرایی دارد و هرچه ضریب β بزرگ‌تر باشد سرعت همگرایی بالاتر خواهد بود.

$$\mathrm{Log}y_{it} = \mathrm{a} + (1-\beta)\log(y_{i,t-1}) + u_{it}$$

و همچنین در این پژوهش برای بررسی همگرایی بتا بازارهای سهام، از روش گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی (SYS-GMM) استفاده شده است.

مطالعات تجربی به منظور برآورد از تخمین‌زن‌های متعارف داده‌های مقطعی مانند OLS و حداقل مربعات دو مرحله‌ای (به‌منظور کنترل درون‌زایی بالقوه متغیرهای کنترل) استفاده می‌شود. به‌سادگی قابل اثبات است که معادله هم‌گرایی بتا دارای ساختاری پویاست. در روش حداقل مربعات معمولی یا حداقل مربعات دومرحله‌ای با داده‌های مقطعی، حذف اثرات بازارها منجر به تورش ناشی از حذف متغیر مهم می‌شود. اسلام[۴۷] (۱۹۹۵) جهت حذف این ناسازگاری، استفاده از تخمین‌زن‌های داده‌های پانلی را پیشنهاد داده است. اولین سؤال در برآورد مدل داده‌های پانلی آن است که آیا جمله η_i یا همان اثرات هر بازار، ثابت است یا تصادفی؟ به خاطر ساختار پویا، هسیائو[۴۸] (۱۹۸۶) و آرلانو و بوند (۱۹۹۱) اثبات کرده‌اند که روش اثرات ثابت تخمین‌های ناسازگاری را ارائه خواهد داد. بر اساس بالتاجی[۴۹] (۲۰۰۵)، و آرلانو و بوند (۱۹۹۱) به منظور کنترل ناسازگاری ناشی از ساختار پویا باید از تخمین‌زن حداقل مربعات دومرحله‌ای یا گشتاورهای تعمیم یافته استفاده کرد[۵۰]. به‌دلیل نوع ابزارهای مورد استفاده در روش حداقل مربعات دومرحله‌ای، ممکن است واریانس ضرایب تخمینی بزرگ‌تر برآورد شوند و نتایج ناسازگاری به دست آید. از این رو، مناسب‌ترین و در عین حال پراستفاده‌ترین تخمین‌زن برای مدل‌های پویای پانلی، رویکرد تفاضلی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و رویکرد سیستمی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. اولین رویکرد به DIFF-GMM معروف است که توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) توسعه پیدا کرد و دومی به SYS-GMM معروف است که توسط آرلانو و باور[۵۱] (۱۹۹۵) و بلوندل و بوند (۱۹۹۸) توسعه یافت. در رویکرد DIFF-GMM به‌منظور حذف اثرات خاص هر بازار تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود و از وقفه‌های متغیرهای درون‌زا در سطح به‌عنوان ابزار برای آن‌ها استفاده می‌شود. تخمین‌زن DIFF-GMM درحالی‌که تورش موجود در تخمین‌زن OLS برای مدل پانلی پویا را اصلاح می‌کند اما از چند نقطه ضعف رنج می‌برد: ۱) اگر متغیرهای توضیحی نزدیک به گام تصادفی[۵۲] باشند، این رویکرد از مشکل ابزارهای ضعیف در نمونه‌های کوچک رنج می‌برد. ۲) وقفه متغیرهای درون‌زا در سطح به‌عنوان متغیر ابزاری، اطلاعات چندانی برای توضیح متغیرهای کنترل که در تفاضل هستند ارائه نمی‌کند. به‌منظور حل مشکلات تخمین‌زن DIFF-GMM، رویکرد SYS-GMM توسط آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلوندل و بوند (۱۹۹۸) برای مدل‌های پانلی پویا مطرح شد[۵۳]. در این رویکرد، یک سیستم متشکل از دو معادله به‌صورت همزمان برآورد می‌شود؛ معادله اصلی که متغیرهای آن در سطح هستند و از وقفه‌های مناسب تفاضل مرتبه اول آن‌ها به‌عنوان متغیر ابزاری برای معادله مذکور استفاده می‌شود. معادله دیگر، معادله تفاضل مرتبه اول است که از وقفه‌های مناسب متغیرها در سطح به‌عنوان متغیر ابزاری برای معادله مذکور استفاده می‌شود. همان‌طور که رودمن[۵۴] (۲۰۰۶) پیشنهاد داده است قبل از به‌کارگیری تخمین‌زن SYS-GMM باید از برقراری فروض بالا مطمئن شویم. از این رو باید از چند آزمون تصریح استفاده نماییم. اول باید سازگاری ابزارها یعنی عدم ارتباط بین متغیرهای ابزاری و پسماندهای رگرسیون را با کمک آزمون سارگان[۵۵] یا هنسن[۵۶] آزمون نماییم[۵۷]. دوم فرض عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم در پسماندهای تفاضل مرتبه اول یعنی $Cov(\Delta\varepsilon_{i,t}\Delta\varepsilon_{i,t-k})$ برای $k \geq 2$ یک شرط تضمین‌کننده برای سازگاری تخمین‌زن GMM است. به این منظور از آزمون ارائه شده توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) که به آزمون m_j مشهور است استفاده می‌شود.

. همچنین کوکنووا و مونتیرو (۲۰۰۸) و جاکوبز، لایتارت و وریبورگ (۲۰۰۹) نشان داده‌اند که تخمین‌زن SYS-GMM نسبت به تخمین‌زن‌های متداول در ادبیات اقتصادسنجی مانند حداکثر راست نمایی (MLE) یا شبه حداکثر راست نمایی (QMLE) از مزیت استفاده از متغیر ابزاری برای متغیرهای توضیحی درون‌زا برخوردار است. بر این اساس در این تحقیق از تخمین‌زن SYS-GMM دومرحله‌ای برای تخمین مدل استفاده می شود.

۴. یافته‌های تحقیق

جدول (۱) نتایج بررسی همگرایی شاخص قیمت‌های ۱۵ بازار منتخب سهام طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۱- ۱۳۸۸:۰۲ را نشان می‌دهد. با توجه به روش‌شناسی در صورت منفی بودن متوسط شیب تابع، همگرایی شاخص قیمت بازار سهام نوعی به سمت متوسط تایید می‌شود. ابتدا به تعیین وقفه بهینه برای هر بازار سهام پرداخته شده و نتایج آن در جدول حاضر گزارش شده است. شیب متوسط

سهام فلزات اساسی ۰/۰۰۷۹۱- بوده و به دلیل کاهنده بودن این ضریب در طول زمان دلالت بر وجود همگرایی بازدهی این سهام به سمت متوسط بازدهی دارد؛ اما این ضریب به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. شیب متوسط سهام مخابرات ۰/۰۰۰۰۷۴۶ بوده و نشان دهنده این است که تغییرات بازدهی این بازار در طول زمان کاهشی نبوده و به سمت متوسط بازدهی همگرا نشده است. این ضریب به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. سهام بانک‌ها و موسسات با شیب متوسط ۰/۰۰۵۴۹۹- نشان دهنده وجود همگرایی بازدهی این سهام به سمت متوسط بازدهی بوده و ضریب آن به لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار هست. سهام شرکت‌های صنعتی با شیب متوسط ۰/۰۰۶۳۷- به سمت متوسط بازدهی بازارهای سهام حرکت می‌کند و این ضریب در سطح ده درصد به لحاظ آماری معنی‌دار هست. شیب متوسط سهام بخش استخراج کانه فلزی ۰/۰۱۵۷۵- بوده و نشان‌گر همگرایی بازدهی این سهم به سمت متوسط بازدهی بازارهای سهام می‌باشد. این ضریب در سطح یک درصد به لحاظ آماری معنی‌دار هست. شیب متوسط بازار خودرو و ساخت قطعات ۰/۰۰۱۸۰۴ بوده و واگرایی بازدهی این بازار نسبت به متوسط بازدهی‌ها را نشان می‌دهد؛ اما این ضریب به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. شیب متوسط سهام محصولات شیمیایی ۱/۵۸۶۳۴- بوده و این ضریب نشان دهنده همگرایی بازدهی این بازار به سمت متوسط بازدهی بوده و در سطح یک درصد به لحاظ آماری معنی‌دار هست. سهام بازار خدمات فنی و مهندسی با شیب متوسط ۰/۰۰۰۶۸- تایید کننده همگرایی بازدهی این سهم به سمت متوسط بازدهی‌ها بوده اما این ضریب به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. متوسط شیب فرآورده‌های نفتی برابر ۰/۰۰۶۲۹- بوده و نشان‌گر همگرایی بازدهی این بازار به سمت متوسط بازدهی بازارها می‌باشد. این ضریب به لحاظ آماری در سطح ده درصد معنی‌دار است. شیب متوسط سهام سیمان ۰/۲۳۳۹- بوده و حاکی از همگرا شدن بازدهی سیمان به سمت بازدهی متوسط بوده و این ضریب در سطح یک درصد به لحاظ آماری معنی‌دار هست. شیب متوسط بازارهای محصولات داروئی و محصولات غذایی به ترتیب برابر ۰/۰۰۲۰۱۱ و ۰/۰۰۰۹۵۹ بوده و این ضرایب نشان‌گر واگرا شدن بازدهی این دو بازار سهام به سمت متوسط بازدهی‌ها بوده اما ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند. شیب متوسط بازار سهام حمل و نقل، رایانه و انبوه‌سازی نیز به ترتیب ۰/۰۰۲۵۷-، ۰/۰۰۰۴۶- و ۰/۰۰۰۷۸- بوده و نشان‌دهنده همگرایی بازدهی بازارهای مذکور به سمت متوسط بازدهی‌ها بوده؛ اما این ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند.

جدول (۱): نتایج بررسی همگرایی شاخص قیمت‌های سهام

شاخص قیمت سهام	Polynomia l order	Average slope	Test statistic
فلزات اساسی	۱	-۰/۰۰۷۹۱	-۱/۰۶۱۸
مخابرات	۱	۰/۰۰۰۰۷۴۶	۰/۴۸۵۰۸۲
بانک‌ها و موسسات	۱	-۰/۰۰۵۴۹۹	*-۳۹۰/۴۸۴۹۵
شرکت‌های صنعتی	۲	-۰/۰۰۶۳۷	**-۱/۸۴۸۹۴
استخارج کانه فلزی	۱	-۰/۰۱۱۵۷۵	*-۲/۸۶۴۱۷
خودروسازی و قطعات	۵	۰/۰۰۱۸۰۴	۰/۵۳۸۵۴۹
محصولات شیمیایی	۱	-۱/۵۸۶۳۴	*-۹۵/۵۳۷۲
خدمات فنی و مهندسی	۳	-۰/۰۰۰۶۸	-۱/۰۸۹۶۳
فرآورده‌های نفتی	۱	-۰/۰۰۶۲۹	**-۱/۶۶۵۷۱
سیمان	۷	-۰/۲۳۳۹	*-۷/۸۸۴۴۶
محصولات داروئی	۱	۰/۰۰۲۰۱۱	۰/۴۷۹۵
حمل و نقل	۳	-۰/۰۰۲۵۷	-۰/۹۶۳۰۸
رایانه	۲	-۰/۰۰۰۴۶	-۰/۱۱۸۵۶
انبوه سازی	۱	-۰/۰۰۰۰۷۸	-۰/۷۳۱۳۹
محصولات غذایی	۲	۰/۰۰۰۹۵۹	۰/۲۸۴۰۲۶

منبع: یافته‌های تحقیق

* سطح معناداری ۱٪ و ** سطح معناداری ۱۰٪

برای تخمین همگرایی بتای مطلق بین بازارهای سهام از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده شده است. قبل از تخمین مدل، برای بررسی مشخص بودن معادله از آماره آزمون تشخیص سارگان[58]استفاده شده که نتایج آزمون اعتبار ابزارها در جدول (۲) ارائه شده است. سپس به تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته و در ادامه، وجود خود رگرسیونی جملات اختلال در مدل فوق مورد آزمون قرارگرفته که نتایج در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲: آزمون اعتبار ابزارها

Chi2	-۰/۱۱
prob> *chi2*	۰/۹۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

در این آزمون با توجه به نتایج جدول (۱)، فرضیه صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد نمی‌شود. بنابراین ابزارهای استفاده شده در مدل معتبر بوده و مدل صحیح می‌باشد.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل

متغیر	ضریب	آماره t
Y_0	۶/۱۳۸۸۷۸*	۲/۵۴
Cons	۵/۹۷۰۲	-۱۶/۶۴
آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند		
pr> z	Z	وقفه
۰/۰۰۰	-۱۴/۱۶	اول
۰/۶۴۵	-۰/۱۱	دوم

مأخذ: محاسبات تحقیق. *سطح معنی‌داری ۱٪

ضریب به دست آمده برای بررسی همگرایی بتای مطلق بین بازارهای سهام ۶/۱۳۸ می‌باشد که ضریب مثبت آن نشان‌گر واگرا شدن بازدهی بازارهای سهام مورد بررسی از متوسط بازدهی‌ها بوده که در سطح معناداری ۱ درصد به لحاظ آماری معنی‌دار است. بر طبق نظریه سبد دارایی، سرمایه‌گذاران به منظور جلوگیری از ریسک، در ترکیبی از بازار دارایی‌های مختلف سرمایه‌گذاری می‌کنند به تعبیری در این شرایط سرمایه‌گذاران بازارهایی را انتخاب نموده‌اند که بازدهی‌های آنها در جهت همگرایی‌های مختلف با هم بوده و همسو نمی‌باشد. از این رو در این مطالعه برآیند جهت‌های همگرایی مختلف در بازارهای سهام مورد بررسی، واگرایی در بازدهی بازارهای سهام را نتیجه می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

مطالعه حاضر به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای سهام شامل ؛ فلزات اساسی، مخابرات، بانک‌ها و شرکت‌های صنعتی، استخراج کانه فلزی، خودرو و ساخت قطعات، محصولات شیمیایی، خدمات فنی و مهندسی، فرآورده‌های نفتی، سیمان، محصولات دارویی، حمل و نقل، رایانه، انبوه سازی، محصولات غذایی طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۱-۱۳۸۸:۰۲ با استفاده از روش همگرایی ناهار و ایندر و همگرایی بتا پرداخته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد بازدهی بازارهای مختلف سهام با استفاده از روش هم‌همگرایی بتا در جهت همگرایی، مختلف با هم بوده و همسو نمی‌باشد. از این رو در این مطالعه برآیند جهت‌های همگرایی مختلف در بازارهای سهام مورد بررسی، واگرایی در بازدهی بازارهای سهام را نتیجه می‌دهد. بررسی نتایج همگرایی به روش ناهار و ایندر نشان می دهد که بازدهی سهام بازارهای بانک‌ها و موسسات، شرکت‌های صنعتی، استخراج کانه فلزی، محصولات شیمیایی، فرآورده‌های نفتی و سیمان به سمت متوسط بازدهی‌ها همگرا می‌شوند. به عبارتی تفاوت بازدهی بازارهای مذکور از متوسط بازدهی‌ها در طول زمان کاهش یافته و در نهایت بازدهی این بازارها به سمت متوسط بازدهی‌ها تمایل دارد. ضرایب این بازدهی‌های بازارهای همگرا در سطح ده درصد به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. اما بازارهای سهام فلزات اساسی، مخابرات، خودرو و ساخت قطعات، خدمات فنی و مهندسی، محصولات دارویی، حمل و نقل، رایانه، انبوه سازی و محصولات غذایی به سمت متوسط بازدهی‌ها همگرا نشدند. به عبارتی تفاوت بازدهی این بازارها از متوسط بازدهی در طول زمان کاهنده نبوده است.

با نتیجه فوق بنظر می‌رسد بازار کالاهایی که ماده اولیه (خام) تولید می‌کنند، مانند استخراج کانه فلزی، محصولات شیمیایی، فرآورده‌های نفتی و ... بدلیل عدم حضور کالاهای قابل رقابت در داخل و همچنین بدلیل عدم تاثیر محسوس تاثیرات نرخ ارز و یا تحریم‌های اقتصادی برای تولید کالاهایشان ، به شمت متوسط بازدهی‌ها همگرا شده‌اند.

منابع

پور رستمی ناهید و سبحانیان محمد هادی. (۱۳۹۲). بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای امریکای لاتین و حوزه کارائیب، فصل‌نامه مطالعات جهان، شماره ۳، صص. ۶۷-۹۱.

شهبازی، کیومرث.، فلاحی، فیروز و غلامی، امیر. (۱۳۹۱). همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران، فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادی، سال ۶، شماره ۴، صص. ۱۱۱-۱۲۸.

فلاحی، فیروز.، سلمانی، بهزاد و کیانی، سیمین. (۱۳۹۱). بررسی همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۱۲، شماره ۴، صص. ۱۷۱-۱۹۴.

کازرونی، علیرضا، اصغرپور، حسین و رضائی، خدیجه. (۱۳۹۳). بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌های ایران، فصل‌نامه پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۷۰، صص ۲۳-۴۵.

کریم زاده دائی، سعید و آذربایجانی، کریم. (۱۳۹۲). آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای D8، فصل‌نامه علمی پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۷۰، صص. ۱۱۳-۱۳۱.

معصوم زاده سارا، شیر افکن مهدی. همگرایی بازدهی بازارهای ارز در ایران . فصلنامه سیاست های مالی واقتصادی. ۱۳۹۶; ۵ (۱۸) :۲۳۱-۲۴۵

معصوم زاده، سارا، شیرافکن، مهدی، سیاره، مرتضی. (۱۳۹۶). بررسی همگرایی صنعتی در استان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی .(SDM) فصلنامه علمی - پژوهشی مدلسازی اقتصادی ۱۷۶-۱۵۷.(۳۸)۱۱.

Akaike, H (1973), "Information theory and an extension of the maximum likelihood

Di Giacinto, Valter, Esposito, Luciano. (2008). Convergence of financial structures in Europe: an application of factorial matrix analysis, In: financial accounts: history methods, The Case of Italy And International Comparisons, Bank of Italy.

Durlauf, S. (1996), On convergence and divergence of growth rates: an introduction, Economic Journal, 106, July, 1016±18.۱.

Dvorokova, K. (2014). Sigma versus beta convergence in EU28, do they lead to different results?, Mathematical Methods in Finance and Business Administration, vol. 33, pp. 701-721.

Drastichova, M., Ostrava. V. (2012). The relations of real and nominal convergence in the EU with impacts on the euro area participation, Central European Review of Economic Issue, vol. 15, pp. 107-122.

Erasmus, S., Nzioka, O. (2012). Determining the extent of financial integration in East Africa using beta convergence and co integration analysis, 8th International Operations Research of Eastern Africa Conference, Tanzania.

Friedman, M. (1992). Do old fallacies ever die?, Journal of Economic Literature, 30 (December), 2129±32.

Evans, P. and G. Karras (1996). Convergence revisited, Journal of Monetary Economics, forthcoming.

Evans, P., Karras, G. (1996). Convergence revisited, Journal of Monetary Economics, vol 37, pp 249-265.

Phillips, P. C. B., and Sul, D., 2007. Transition modeling and econometric convergence tests. Econometrica 75, 1771-1855.

Iskenderoglu, O., Aslan, A., Ozturk. I (2011). Persistence of bank profit in Turkish banking firms: Evidence from panel LM tests, Actual Problems of Economics, vol. 10, pp. 429-434.

Guetat, E., Serranito, F. (2007). Income convergence within the Mena countries: A panel unit root approach, The quarterly Review of Economics and Finance, vol. 2007 (46), pp.685-706.

Hartmann, Philipp, Maddaloni, Angela, Manganelli, Simone. (2003). The Euro-Area financial system: structure, integration, the policy initiatives, Oxford Review Of Economic Policy, vol. 19, pp.180-213.

Horta, I., S. Camanho, A. (2015). A nonparametric methodology for evaluating convergence in a multi input and multi output setting, European Journal of Operational Research, vol. 246(2), pp. 554- 561.

Kumar Das, D. (2013). Empirical estimation of the Solow growth model: A panel data approach, School of Economics and Management.

Lee, K., Pesaran, M. H., Smith, R., (1997). Growth and convergence in a Multi- Country principle", Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory, B.N. Petrov and F. Csaki, Akademial Kiado, Budapest, 267- 281.

Alessandro, C., Manera. M. (2007). Oil prices, inflatio

n and interest rate in a structural cointegrated var model for the G-7 countries, Energy Economics, vol. 40, PP. 154-178.

Anand, R. and Madhogaria. Sh. (2012). Is gold a safe haven? An econometric analysis, Journal of Procedia Economics And Finance, vol. 1, pp. 24-33.

Apergis, N. (2012). Country and industry convergence of equity markets: International evidence from club convergence and clustering, The North American Journal of Economics and Finance, vol. 29, pp. 36-58.

Barro, Robert j., Salai- Martin, Xavier. (1992). Convergence, The Journal of Political Economy, vol. 100, pp. 223-251.

Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., Monnet, C. (2004). Measuring financial integration in the Euro area, European Central Bank, no. 14.

Barro, Robert j., Salai- Martin, Xavier. (1995). Economic growth, The MIT Press, Cambridge, MA.

Bernard, A., Jones, C.I. (1996). Productivity across industries and countries: time series theory and evidence, The Review of Economics and Statistics, pp. 135-146.

Bianko, Magda, Gerali, Andrea, Massaro, Reccardo. (1997). Financial system across developed economies: convergence or path dependence?, Research in Economics, vol. 51, pp. 303-331.

Bruno, G., De Bonis, R., Silvestrini, A. (2012). Do financial system convergence, Journal of Comparative Economics, vol.40, pp. 134-144.

Bulut, H., Kaya, P., Kocak, E. (2015). Testing convergence of return on assets: Empirical evidence from the Turkish banking sector, Journal of International and Global Economic Studies, vol. 8. no. 2, pp. 40-48.

Byrne, Joseph P., Davis, E. Philip. (2002). A comparison of balance sheet structure in major EU countries, The National Institute Economic Review, vol. 180, pp.83-95.

Chenng, Y. And L. Ng. (1998). International evidence on the stock market and aggregate economic activity, Journal of Empirical Finance, vol. 10, pp. 281-296.

Caporale, G., Erdogan, B., Kuzin, V. (2009). Testing for convergence in stock market: A Non-linear factor approach, Journal of Empirica, vol. 42, pp. 481-498.

Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues, Quantitative Finance , vol. 1, pp. 223-236.

empirical stochastic Solow model, Journal of Applied Econometrics, vol. 12, pp. 357- 392.
Markowitz, H. (1953). Portfolio selection, Journal of Finance Economics, vol. 7 (1), pp. 76-91.
Murinde, Victor, Agung, Juda, Mullineux, Andy. (2004). Patterns of corporate financing and financial system convergence in Europe, Review of International Economics, vol.12, pp. 693-705.
Nahar, S., Inder, B. (2002). Testing convergence in economic growth for OECD countries, Applied Economics, vol. 34, pp. 2011-2022.
Quah., D., (1992). International patterns of growth: persistency in cross country disparities, unpublished manuscript, London School of Economics.
Quah, D. (1993). Galton`s fallacy and test of the convergence hypothesis, European Review, 40: 75-1353.
Rapachi, R,. Prochniak, M. (2009). Real beta and sigma convergence in 27 countries 1995-2005, Post Communist Economics, vol. 21, pp. 307-326.
Sala-i-Martin, Xavier. (1996). The classical approach to the convergence analysis, The Economic Journal, vol.106, pp. 1019-1036.
Sarjevs, V. (2005). Convergence of European transition economies and the EU: What do the data show, Institute of Economies, Bank of Finland.
Schmidt, Reinhard H., Hackethal, Andreas, Tyrell, Marcel. (1999). Disintermediation and the role of banks in Europe: An international comparison, Journal of Financial Intermediation, vol. 8, pp.36-67.
Sirybah, M. (2015). Real convergence in West Africa economic and monetary union, Economic Letters, vol. 135.
Solow, Robert M., (1956). A contribution to the theory of economic growth, Quartely of Economics, vol.70, pp.65-94.
Srivatsa, R. (2010). European real estate market convergence, Journal of Property Investment and Finance, vol. 30, pp. 458-472.
Swan, Trevor, (1956). Economic growth and capital accumulation, Economic Record, vol.32, pp. 334-361.
Wolassa, L. (2011). Growth and macroeconomic convergence in southern Africa, African Department Bank, Tunis, Tunisia, No. 130.
www.cbi.ir/category/EconomicTrends_fa.aspx

یادداشت‌ها

[1] *Solow- Swan*
[2] *Barro and Sala-I- Martin*
[3] *Quah and Fridman*
[4] *Durlauf*
[5] *Evans and Karras*
[6] *Lee et al*
[7] *Bernard and Jones*
[8] *Guetat*
[9] *Nahar and Inder*
[10] *Drastichova and Ostrava*
[11] *Baele et al*
[12] *Erasmus et al*
[13] *Bianko*
[14] *Chenng and Ng*
[15] *Schmidt et al*
[16] *Sarjevs*
[17] *Cont*
[18] *Byrne and Davis*
[19] *Hartmann at al*
[20] *Murinde et al*
[21] *Alessandro and Manera*
[22] *Digiacinto and Esposito*
[23] *Rapachi et al*
[24] *Eskenderoglu et al*
[25] *Caporale et al*
[26] *Srivasta*
[27] *Wolassa*
[28] *Anand and Madhogaria*
[29] *Bruno et al*
[30] *Apergis et al*
[31] *Philips and Sul*
[32] *Kaijage and Nzioka*
[33] *Kumar Das*
[34] *Dvorokova*
[35] *Siry Bah*
[36] *Horta and Camanho*
[37] *Bulut et al*
[38] *Nahar and Inder*
[39] *Akaike, 1973*
[40] *Beta Convergence*
[41] *Baumol*
[42] *Barro*
[43] *Sala- I and Matrin*
[44] *Mankiv, Gregory, Romer, Weil and David*
[45] *Solow*
[46] *Swan*
[47] *Islam*
[48] *Hsiao*
[49] *Baltagi*
[۵۰] جهت مطالعه بیشتر می تواند به آرلانو و بوند (۱۹۹۱) و بلوندل و بوند (۱۹۹۸) مراجعه نمایید.
[51] *Bover*
[52] *Near random walk or near unit root*
[۵۳] لازم به ذکر است که هر دو تخمین زن از مشکل تورش در نمونه‌های کوچک رنج می‌برند
[54] *Roodman*
[55] *Sargan*
[56] *Hansen*
[۵۷] اگر از ابزارهای زیادی در مدل استفاده شود آن‌گاه آزمون هنسن ممکن است ناسازگار باشد در این شرایط می‌توان از قاعده رودمن استفاده کرد که بر حسب آن باید تعداد ابزارها از تعداد مقاطع در پانل کمتر باشد
[58] *Sargan Test*