فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷۴، بهار ۱۳۹۴، ۱۹۶-۱۵۵

بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو): رهیافت اقتصادسنجی فضایی تابلویی

کیومرث شهبازی*

ابراهیم رضایی** داود حمیدی رزی***

دریافت: ۹۲/۱۰/۱۸ پذیرش: ۹۳/۱۰/۲۲

همگرایی اقتصادی / سازمان همکاری اقتصادی (اکو) / اقتصادسنجی فضایی تابلویی

چکیده

منطقه‌گرایی یکی از پیش‌زمینه‌های آزادسازی تجاری است که در مراحل پیشرفته به همکاری‌های اقتصادی، پولی و سپس به همگرایی سیاسی و امنیتی ختم می‌شود. در سال‌های اخیر مؤثر بودن سازمان همکاری اقتصادی (اکو) در فرآیند منطقه‌گرایی مورد توجه محافل دانشگاهی و سیاسی بوده است. هدف اصلی این مقاله بررسی همگرایی اقتصادی تحت اثرات سرریز فضایی در بین ده عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ است. به این منظور از آزمون‌های همگرایی مطلق، سیگما و همگرایی شرطی فضایی استفاده شده است. نوآوری این پژوهش بررسی همگرایی در چارچوب اقتصادسنجی فضایی تابلویی همراه با لحاظ اثرات خاص کشوری و زمانی و دوری از تورش متغیر حذف شده است. بررسی پویایی انحراف معیار مقطعی حاکی از افزایش پراکندگی لگاریتم تولید سرانه واقعی و وقوع واگرایی سیگما است. در مقابل، همگرایی شرطی برای کشورهای عضو اکو پذیرفته شد و هر کشور به‌طور متوسط با سرعت ۲۵ درصد در مسیر رشد متوازن به‌سمت حالت

*. دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه k. shahbazi@urmia. ac. ir

**. عضو هیأت علمی مرکز تحقیق و توسعه علوم انسانی (سمت) ebrahim. rezaei@gmail. com

***. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه davod. hamidi@yahoo. com

■ کیومرث شهبازی، مسئول مکاتبات.

پایدار خاص خود حرکت می‌کند. همچنین، نتایج حاصل از تخمین مدل دوربین فضایی در چارچوب داده‌های تلفیقی همراه با اثرات ثابت کشوری و زمانی، وجود اثرات سرریز فضایی مثبت در بین کشورهای عضو اکو را تأیید کرده و کشش فضایی تولید سرانه جمعیت در سن کار ۰/۶۳ درصد برآورد شد.

طبقه‌بندی JEL: R11, O47, F15, C23

مقدمه

منطقه‌گرایی یکی از پیش‌زمینه‌های آزادسازی تجاری است که در مراحل پیشرفته به همکاری‌های اقتصادی، پولی و سپس به همگرایی سیاسی و امنیتی ختم می‌شود. همچنین، منطقه‌گرایی به‌عنوان یک مکانیزم بازدارنده، منجر به ارائه راه‌حل‌های صلح‌آمیز برای بحران‌های احتمالی بین اعضا شده و صلح و امنیت منطقه را تحکیم می‌بخشد[۱]. بر این اساس، سازمان همکاری اقتصادی (اکو) به‌عنوان یکی از ترتیبات مهم منطقه‌ای، اهدافی برای تعرفه‌زدایی و توسعه تجارت منطقه‌ای ترسیم کرده است. براساس موافقتنامه تجاری اکوتا، کشورهای عضو اکو متعهد شده‌اند با استفاده از تجربیات سایر اتحادیه‌های اقتصادی منطقه‌ای و روندهای اقتصاد جهانی، برای حذف سریع موانع تجاری در منطقه اکو و توسعه تجارت درون‌منطقه‌ای و بین‌منطقه‌ای و درنهایت پیوستن تمام اعضا به سازمان تجارت جهانی و ادغام در رژیم تجارت جهانی اقدام کنند. ایده همگرایی فرضیه‌ای است که براساس آن اقتصادهای با درآمد سرانه کم‌تر، سریع‌تر از اقتصادهای ثروتمند رشد می‌کنند. در نتیجه تمام اقتصادها به یک درآمد سرانه همگرا می‌شوند. همگرایی در ادبیات اقتصاد رشد از مفاهیم مدل رشد نئوکلاسیکی نشأت می‌گیرد. تئوری رشد نئوکلاسیکی یک گرایش بلندمدت به‌سمت همگرایی را در تولید و درآمد سرانه و همچنین بهره‌وری کل عوامل تولید در بین اقتصادهای جهانی پیش‌بینی می‌کند، زیرا تکنولوژی یک کالای عمومی جهانی است و تمام کشورها باید یک نرخ بلندمدت یکسانی از رشد تکنولوژی را تجربه کنند. قانون بازدهی نهایی نزولی باعث کُند شدن سرمایه‌گذاری در کشورهای ثروتمند می‌شود؛ درحالی‌که کشورهای فقیر به‌دلیل بازدهی بیش‌تر سرمایه در این مناطق به اندوختن و متراکم کردن ثروت خود ادامه می‌دهند. همچنین، تحرک بین‌المللی سرمایه و نیروی کار (نهاده تولید) همراه با تجارت کالا باعث همگرایی نیروهای بازار به سوی نرخ‌های دستمزد و سود جهانی و در نتیجه به‌سمت سطح زندگی استاندارد جهانی می‌شود[۲].

از سوی دیگر، درآمد سرانه پایین یا به‌عبارت دقیق‌تر فقیر بودن یک کشور، همگرایی

---

۱. فرمیهنی و همکاران (۱۳۸۹)؛ ص ۶۵.

2. Bertram (2004); pp. 343-344.

و دستیابی به رشد بالاتر آن کشور را تضمین نمی‌کند. آبرامویتز[1] معتقد است در فرآیند همگرایی، کشور باید از قابلیت‌های اجتماعی[2] برخودار باشد تا بتواند تکنولوژی و سرمایه خارجی را جذب کرده ودر بازارهای جهانی مشارکت کند. بنابراین، هر کشوری باید قبل از وقوع فرآیند ارتقا[3] (همگرایی) از زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی برخودار بوده و به این خاطر نیز وجود واگرایی قابل توضیح است، زیرا بعضی اقتصادها فاقد این شرایط و زیرساخت‌ها هستند. لوکاس[4] قابلیت‌های اجتماعی و اقتصادی را در قالب معمای لوکاس[5] مطرح می‌کند. به اعتقاد وی، علی‌رغم بالا بودن بازدهی نهایی نهاده سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه، سرمایه از کشورهای توسعه‌یافته به‌سمت کشورهای درحال‌توسعه جریان نمی‌یابد. نبود زیرساخت‌های اقتصادی و نهادی، ناکارآمدی بازار سرمایه و خطر بلوکه‌شدن[6] (ملی‌سازی) سرمایه خارجی مهم‌ترین دلایل این عدم تحرک سرمایه است. همچنین، مطابق نظر ساکس و وارنر[7] همگرایی در بعضی از کشورهای درحال‌توسعه به خاطر سیاست‌های بسته تجاری و اقتصادی این کشورها اتفاق نمی‌افتد. براساس نظر آن‌ها، همگرایی و فرآیند ارتقا در اثر تجارت آزاد و سیاست‌های باز بودن تجاری میسر می‌شود. آن‌ها در مطالعه‌ای بر ۱۱۱ کشور در بازه زمانی ۱۹۸۷-۱۹۷۰ دریافتند نرخ رشد اقتصادی کشورهای صنعتی در سال ۲/۳ درصد است. درحالی‌که این رقم برای کشورهای درحال‌توسعه با اقتصاد باز ۴/۵ درصد و برای کشورهای درحال‌توسعه با اقتصاد بسته برابر ۲ درصد است. بنابراین، وجود زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی و سیاست‌های باز تجاری برای ایجاد همگرایی و فرآیند ارتقای درآمد سرانه ضروری است.

همچنین، وقتی در تحقیق با داده‌هایی سروکار داریم که جزء مکانی دارند، دو مسأله رخ می‌دهد: یکی وابستگی فضایی[8] میان مشاهدات و دومی ناهمسانی فضایی[9] در روابطی

1. Abramovitz (1986).
2. Social Capabilities.
3. Catch-up.
4. Lucas (1990).
5. Lucas Paradox or Lucas Puzzle.
6. Sovereign Risk.
7. Sachs and Warner (1995).
8. Spatial Dependence.
9. Spatial Heterogeneity.

که مدل‌سازی می‌کنیم. وایتل[1] و کلیف و اورد[2] در کارهای خود مدل‌های آماری را توسعه دادند که علاوه بر لحاظ همبستگی مقطعی، تعاملات بین واحدی را نیز در خود جای می‌دادند. این موضوع بعدها مورد توجه بسیاری از پژوهشگران علوم اجتماعی، اقتصاد، جغرافیا و علوم‌زیستی قرار گرفت. محاسبه تعاملات بین‌واحدی (بین‌منطقه‌ای) در علوم اقتصادی از طریق ایجاد ماتریس‌های وزنی فضایی و لحاظ آن‌ها در مدل‌های کلاسیک اقتصادسنجی میسر می‌شود. از سوی دیگر، در مدل‌های رشد برونزای نئوکلاسیکی، دو بخش فرض شده و یک کالای همگن تولید می‌شود که بین مصرف و سرمایه‌گذاری توزیع می‌شود. بنابراین، در این مدل، اقتصادها از یکدیگر مستقل بوده و بر هم تأثیر نمی‌گذارند، درحالی‌که مناطق مختلف جهان در قالب سرریز دانش و تکنولوژی، ارتباطات، تحرک عوامل تولید و تجارت باهم ارتباط دارند و در این صورت فروض مدل رشد نئوکلاسیکی سولو و سوان برقرار نبوده و مجبوریم ارتباط بین کشورها در حضور وابستگی فضایی را بررسی کنیم؛ زیرا براساس تئوری‌های اقتصادسنجی، لحاظ نکردن وابستگی فضایی منجر به خطای تخمین برازش شده و موجب استنباط نادرست آماری می‌شود[3]. هدف این مقاله بررسی همگرایی اقتصادی تحت اثرات سرریز منطقه‌ای رشد اقتصادی در بین ده عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ است. این پژوهش در صدد پاسخ‌گویی به پرسش‌های زیر است:

الف) آیا بُعد فاصله (فضا) بر رشد اقتصادی کشورهای اکو تأثیر مثبت و معناداری دارد؟
ب) آیا شکاف درآمدی ده عضو اکو در بازه زمانی تحقیق کاهش یافته است؟

همچنین فرضیه تحقیق حاضر به‌صورت زیر تبیین می‌شود:

- اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین کشورهای اکو مثبت بوده و تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای کشورهای اکو دارد.

به‌منظور پاسخ به سؤال‌ها و آزمون فرضیه تحقیق از مفاهیم همگرایی مطلق بتا، همگرایی سیگما و همگرایی بتای شرطی با کنترل متغیر شرطی فضا در چارچوب داده‌های تلفیقی

1. Whittle (1954).
2. Cliff & Ord (1973, 1981).
۳. اکبری (۱۳۸۴)؛ ص ۴۵.

پویای فضایی استفاده شده است. نوآوری این پژوهش بررسی همگرایی با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی تابلویی و لحاظ اثرات خاص کشوری و زمانی و دوری از تورش متغیر حذف شده است. نتایج حاصل تأییدکننده وجود سرریز فضایی مثبت رشد اقتصادی در میان کشورهای عضو اکو است که اثرات آن در طول فاصله کاهش می‌یابند.

ادامه مقاله ابتدا اکو و ضرورت تشکیل و اهداف آن برای دستیابی به همگرایی منطقه‌ای توضیح داده می‌شود. سپس، مبانی نظری مرتبط با همگرایی و همگرایی تحت اثرات سرریز فضایی بیان شده و در بخش سوم پیشینه پژوهشی مرتبط با موضوع پژوهش ذکر می‌شود. در بخش چهارم روش‌شناسی و مدل تحقیق بررسی شده و نحوه آزمون فرضیه همگرایی مطلق و همگرایی شرطی تحت اثرات سرریز توضیح داده می‌شود. در ادامه مدل تحقیق برآورد شده و نتایج آن تحلیل می‌شود. در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه خواهند شد.

۱. کو و همگرایی منطقه‌ای

سازمان اکو در سال ۱۹۶۴میلادی (۱۳۴۳ شمسی) با عضویت سه کشور ایران، پاکستان و ترکیه تشکیل شد. این سازمان در ابتدا سازمان عمران منطقه‌ای یا «آر. سی. دی»[1] نام داشت و هدف عمده‌اش عمران منطقه، توسعه اقتصادی و افزایش سطح رفاه ساکنان کشورهای عضو بود. با پیروزی انقلاب اسلامی در ایران «آر. سی. دی» دچار رکود شده و در سال ۱۹۸۵ میلادی (۱۳۶۴ شمسی) توسط ایران با نام جدید «سازمان همکاری اقتصادی (اکو)[2]» احیا شد. به دنبال فروپاشی شوروی و استقلال جمهوری‌های پانزده‌گانه جانشین شوروی، در بهمن‌ماه ۱۳۷۰ (فوریه ۱۹۹۲) پنج کشور[3] آسیای مرکزی (میانه) به همراه آذربایجان به سازمان اکو پیوستند و با عضویت افغانستان اعضای این سازمان به ده کشور افزایش یافت و سازمان از اهمیت ژئوپلیتیک قابل ملاحظه‌ای برخوردار شد. در واقع از زمان توسعه سازمان اکو، این سازمان از یک تشکیلات کوچک متشکل از سه کشور، به یک سازمان مهم برای نیل به همگرایی منطقه‌ای تبدیل شده است. منطقه اکو به‌دلیل هم‌مرزی با اروپا، خلیج‌فارس

1. Regional Cooperation for Development (RCD).

2. Economic Cooperation Organization (ECO).

۳. ترکمنستان، قرقیزستان، قزاقستان، تاجیکستان و ازبکستان.

و سه کشور بزرگ روسیه، چین و هند و همچنین بهره‌مندی از بیش از ۱۹۶ میلیارد بشکه ذخیره نفت و ۴۷ تریلیون مترمکعب ذخایر گاز موقعیت ژئوپلیتیک قابل ملاحظه‌ای دارد[1]. حمل‌ونقل، تجارت و انرژی سه بخش اولویت‌دار در همکاری کشورهای اکو است و این کشورها از طریق موافقنامه‌هایی نظیر اکوتا[2]، چارچوب حمل‌ونقل و تجارت[3]، موافقتنامه تشویق و حمایت از سرمایه‌گذاری[4]، بیمه اتکایی اکو، تسهیلات ویزایی اکو و بانک تجارت و توسعه اکو[5] اهداف توسعه پایدار منطقه‌ای را دنبال می‌کنند. گسترش همکاری‌های اقتصادی از جمله بسط تجارت و رشد و توسعه اقتصادی، تحکیم علایق و پیوندهای فرهنگی و اجتماعی و توسعه ارتباطات و گسترش شبکه‌های حمل‌ونقل در کشورهای عضو از مهم‌ترین اهداف اکو محسوب می‌شوند.

در ادبیات اقتصاد رشد و تجارت بین‌الملل، این‌که تولید سرانه کشورها به یک تولید سرانه پایدار همگرا می‌شوند و یا در آینده میل به همگرایی دارند، اهمیت فراوانی دارد؛ زیرا همگرایی درآمد سرانه در شکل‌گیری اتحادیه‌های اقتصادی منطقه‌ای و پایداری آن‌ها نقش اساسی ایفا می‌کند. به‌عبارت دیگر، همگرایی مشوق تشکیل و پایداری اتحادیه‌های ناحیه‌ای و منطقه‌ای و برعکس واگرایی درآمد سرانه واقعی زمینه انحلال اتحادیه‌های ناحیه‌ای را فراهم می‌آورد[6]. بنابراین، در این مقاله فرضیه همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو اکو با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی در چارچوب داده‌های تابلویی پویا آزموده می‌شود.

۲. مبانی نظری

در این بخش ابتدا فرضیه همگرایی سولو ـ سوان[7] بیان شده و سطح پایدار سرمایه و تولید سرانه مؤثر نیروی کار کلاسیک استخراج می‌شود. با توجه به این‌که در این تحقیق

1. OPEC (2013) and EIA (2014).
2. ECO Trade Agreement (ECOTA).
3. TTFE .
4. ECO Agreement on Promotion and Protection of Investment (APPI).
5. ECO Trade and Development Bank.
6. Pesaran (2007); p. 313.
7. Solow - Swan (1956).

همگرایی تحت اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی بررسی می‌شود، در ادامه مدل سولوی فضایی بیان شده و سطح پایدار سرمایه سرانه نیروی کار و تولید سرانه نیروی کار در حضور اثرات سرریز فضایی استخراج می‌شود که نشان می‌دهد سرریز فضایی مثبت موجب ارتقای سطح پایدار تولید و سرمایه سرانه می‌شود.

۱ـ۲. فرضیه همگرایی نئوکلاسیکی سولو ـ سوان

در مدل رشد نئوکلاسیکی برونزای سولو ـ سوان (۱۹۵۶) اقتصاد دو بخشی و تابع تولید کاب ـ داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید در نظر گرفته می‌شود. در هر زمان اقتصاد مقداری از سه نهاده سرمایه (K)، نیروی کار (L) و دانش فنی یا کارایی نیروی کار (A) را باهم ترکیب و کالا تولید کرده و این کالای همگن، مصرف یا سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، نیروی کار و دانش فنی به‌صورت حاصل ضرب وارد مدل شده و نیروی کار مؤثر (AL) خوانده می‌شود[۱]. سولو و سوان برای مطالعه و تبیین عوامل رشد از دو معادله استفاده می‌کنند: الف) تابع تولید با مشخصات ذکر شده در بالا که نحوه ترکیب نهاده‌ها و تبدیل آن‌ها به محصول را نشان می‌دهد؛ ب) معادله انباشت سرمایه[۲].

$$Y_t=F(K_t, A_tL_t)\equiv K^{\alpha}(AL)^{1-\alpha},\ 0<\alpha<1 \qquad (۱$$

رابطه (۱) معادله تابع تولید در نظر گرفته شده در الگوی رشد برونزا سولو و سوان و تابع تولید کاب ـ داگلاس را نشان می‌دهد. با تقسیم هر دو طرف معادله (۱) بر نیروی کار مؤثر به شکل سرانه مؤثر نیروی کار این تابع تولید دست خواهیم یافت:

$$f(k) = f\left(\frac{K}{AL}, 1\right) \Rightarrow f(k) = \left(\frac{K}{AL}\right)^{\alpha} \Rightarrow f(k) = k^{\alpha} \qquad (۲$$

فرض می‌شود این تابع شرایط زیر را برقرار سازد:

$$f(0) = 0,\ \ f'(k) > 0,\ \ \ f''(k) < 0 \qquad (۳$$

شرط بالا بیانگر این مطلب است که بازده نهایی سرمایه مثبت است اما این بازدهی با

۱. رومر (۱۹۸۵)؛ ص ۱۹.

2. Capital Accumulation Equation.

افزایش سرمایه سرانه کاهش می‌یابد. علاوه بر شرط بالا، فرض می‌شود تابع تولید شرایط اینادا[1] (۱۹۶۴) را برآورده می‌سازد:

$$\lim_{k\to\infty} f'(k) = 0\,, \quad \lim_{k\to 0} f'(k) = \infty\,, \qquad (۴$$

این شرایط بیان‌کننده این مسأله‌اند که وقتی موجودی سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار بسیار کوچک است، بازدهی نهایی سرمایه بزرگ است و وقتی موجودی سرمایه مؤثر نیروی کار بسیار بزرگ است، بازدهی نهایی سرمایه کوچک است. وقوع این شرایط حاکی از همگرایی و یا عدم واگرایی اقتصادها مطابق این الگو است. از آنجا که در تحقیقات کلان اقتصادی برای اندازه‌گیری رفاه هر کشور و مقایسه روند رشد کشورها از شاخص درآمد سرانه استفاده می‌شود، سولو و سوان نیز از محصول سرانه نیروی کار مؤثر[2] برای این منظور استفاده کرده‌اند. دومین معادله رشد سولو، معادله انباشت سرمایه است. الگوی بنیادی غیرخطی انباشت سرمایه سولو ـ سوان که تنها به (سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار) بستگی داشته و عبارت است از:

$$k^0_t = s_0 f(k_t) - (n+g+\delta)k_t \qquad (۵$$

براساس معادله (۵)، نرخ تغییر سرمایه سرانه مؤثر k^0 برابر است با تفاوت بین سرمایه‌گذاری واقعی[3] $s_0 f(k_t)$ ، و سرمایه‌گذاری سربه‌سر[4] $(n+g+\delta)k_t$، که در آن g نرخ پیشرفت تکنولوژی، δ نرخ استهلاک سرمایه، n نرخ رشد نیروی کار و s، بیانگر نرخ پس‌انداز برونزا است. سرمایه‌گذاری واقعی آن مقدار سرمایه‌گذاری سرانه است که عملاً در اقتصاد انجام می‌گیرد. سرمایه‌گذاری سربه‌سر نیز بیانگر مقدار سرمایه‌گذاری لازم برای نگه داشتن k در سطح جاری است زیرا سرمایه با نرخ δ مستهلک شده و باید جایگزین شود تا موجودی سرمایه ثابت بماند. همچنین، با توجه به افزایش نیروی کار مؤثر، باید موجودی سرمایه نیز افزایش یابد تا k ثابت بماند[5].

1. Inada (1964).
2. Effective Labor.
3. Actual Investment.
4. Break-Even Investment.

۵. رومر (۱۹۸۵)؛ ص ۱۹.

در این مدل، هر اقتصاد در بلندمدت به مسیر رشد متوازن همگرا می‌شود. وضعیت پایا[1] زمانی است که در آن تمام متغیرهای الگو با نرخ ثابت صفر رشد می‌کنند. بنابراین، حالت پایای سطح سرمایه سرانه مؤثر (k^*) و در نتیجه تولید سرانه (y^*) برابر است با:

$$\dot{k}_t = \Delta k \equiv 0 \Rightarrow s.f(k_t^*) = (n+g+\delta)k_t^* \implies s.k_t^{*\alpha} = (n+g+\delta)k_t^* \curvearrowright \quad (۶$$

$$k^* = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

که در آن، حالت پایدار سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار (k^*) به‌طور مستقیم با نرخ پس‌انداز (s) و به‌طور غیرمستقیم با نرخ رشد نیروی کار (n) مرتبط است و این طور استدلال می‌شود که در بلندمدت متغیرهای کلان اقتصادی مرتبط با درآمد سرانه به‌سمت حالت پایای خود همگرا می‌شوند.

$$y^* = f(k^*) \equiv (k^*)^\alpha \rightarrow y^* = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (۷$$

$$c = f(k^*) - s.f(k^*) \equiv (1-s)y \rightarrow \frac{\Delta c}{c} = 0 + \frac{\Delta y}{y} \Rrightarrow \dot{c} = \dot{y} \quad (۸$$

از طرف دیگر بر طبق معادله (۷)، اگر چند اقتصاد و یا چند منطقه را در نظر بگیریم و این اقتصادها از جهت پارامترهای مدل رشد ذکرشده در رابطه مذکور (مانند نرخ پس‌انداز، سطح تکنولوژی و نرخ رشد جمعیت) با هم برابر و یکسان باشند و تنها تفاوت‌شان در سطح سرمایه سرانه مؤثر (k) باشد، در بلندمدت این اقتصادها به یک سطح سرمایه سرانه مؤثر و محصول سرانه مشابه دست می‌یابند. در این صورت همگرایی ایجاد شده را همگرایی غیرشرطی یا همگرایی مطلق[2] بتا (β) می‌نامند. اما اگر اقتصادها نرخ تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت، نرخ پس‌انداز و همچنین سطح سرمایه سرانه مؤثر متفاوتی داشته باشند، در این صورت در بلندمدت تمام متغیرهای سطح آن‌ها مانند سرمایه سرانه مؤثر، محصول سرانه با یک نرخ رشد خواهند کرد و هریک مسیر رشد متوازن مختص به خود را خواهند داشت؛ این همگرایی ایجادشده را همگرایی شرطی[3] بتا (β) می‌نامند. در همگرایی شرطی

1. Steady State.
2. Absolute Convergence.
3. Conditional Convergence.

بتای ذکرشده هر کشور در مسیر رشد متوازن خود قرار داشته و یک اختلاف دائمی در مسیر رشد آن‌ها وجود دارد که با انتقال این مسیر از بین می‌رود. همچنین، اگر پارامترهای ساختاری کشورهای ثروتمند مشابه یکدیگر و کشورهای فقیر مشابه هم باشند، در این صورت دو سطح پایدار خواهیم داشت و همگرایی ایجادشده در این حالت را «همگرایی باشگاهی[1]» می‌گویند. نوع دیگر همگرایی که بیانگر کاهش نابرابری مناطق اقتصادی در طی زمان است، نوع سیگما (σ) نامیده می‌شود[2].

۲ـ۲. مدل سولوی فضایی

واقعیت آن است که مناطق مختلف جهان در قالب سرریز دانش و تکنولوژی، ارتباطات، تحرک عوامل تولید و تجارت باهم ارتباط داشته و در این صورت، فروض مدل رشد نئوکلاسیکی سولو و سوان برقرار نیست. همچنین، در پژوهش‌های تجربی درباره پروسه رشد منطقه‌ای نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق مجاور دانست زیرا براساس قانون جغرافیایی اول توبلر[3] «هر مکانی به مکان دیگر وابسته است ومکان‌هایی که به‌هم نزدیک‌ترند، بیش‌ترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر یکدیگر دارند» و از این‌رو باید ارتباط کشورها در حضور وابستگی فضایی بررسی شود. تفاوت عمده مدل سولو ـ سوان اصلی با فضایی لحاظ سرمایه انسانی در مدل سولوی فضایی[4] است. در مدل سولوی فضایی دانش در سرمایه گنجانده شده و سرمایه نیز در این مدل مفهوم گسترده را شامل شده و هر دو سرمایه فیزیکی و انسانی را دربرمی‌گیرد. با در نظر گرفتن اثرات سرریز دانش، همگرایی در مناطق مختلف جهان به‌هم مرتبط شده و در این حالت، نرخ رشد (و یا سرعت همگرایی) یک منطقه دیگر فقط به سطح اولیه درآمد (تولید) آن منطقه بستگی ندارد بلکه به سطح اولیه درآمد مناطق مجاورش نیز وابسته خواهد بود. همچنین، در این مدل حالت پایدار[5] یک منطقه هم به پارامترهای ساختاری خود منطقه و هم به پارامترهای ساختاری مناطق مجاورش نیز بستگی خواهد داشت. همان‌طورکه اشاره شد، این ارتباط توسط ماتریس وزنی فضایی میسر می‌شود. در مدل سولوی فضایی نیز

1. Club Convergence.

۲. گرجی و مدنی (۱۳۸۸)؛ ص ۱۶۴. رحمانی و حسن‌زاده (۱۳۹۰)؛ ص ۲.

3. Tobler First Law.

4. Spatial Solow Model.

5. Steady State.

قانون بازدهی نهایی نزولی برای عامل سرمایه در تابع تولید صادق بوده و تابع کل تولید سرانه منطقه عبارت است از[1]:

$$y_i = \frac{Y_i}{L_i A_i} \equiv C_{il} k_i^{\varphi}, l = L, G \quad (۹$$

که در آن y_i و k_i به‌ترتیب تولید و سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار را نشان می‌دهند. C_{il} نیز منعکس‌کننده سرریز دانش است. همچنین L و G به‌ترتیب اثرات سرریز محلی (داخل منطقه‌ای) و جهانی دانش را منعکس می‌کند. بنابراین، سرریز دانش یا منطقه‌ای (L)[2] است و یا جهانی (G)[3] و در هر حالت مقدار اثرات سرریز فرق می‌کند. شایان ذکر است در مدل سولوی فضایی اثر سرریز دانش در بهره‌وری کل عوامل تولید منعکس شده و وقتی سرریز منطقه‌ای است، عبارت C_{il} برابراست با

$$C_{iL} = k_i^{\emptyset} \prod_{j \neq i} C_j^{\rho w_{ij}}, 0 < \rho < \varphi + \emptyset < 1 \quad (۱۰$$

که در آن $\prod_{j \neq i} C_j^{\rho w_{ij}}$ و $k_i^{\emptyset}$ به‌ترتیب اثرات سرریز دانش محلی بین‌منطقه‌ای[4] و داخل‌منطقه‌ای[5] را در مناطق همسایه اندازه‌گیری می‌کند[6]. ارتور و کوچ[7] مدل دیگری برای نشان دادن اثرات سرریز دانش جهانی پیشنهاد کردند که به‌صورت زیر است:

$$C_{iG} = k_i^{\emptyset} \prod_{j \neq i} C_{jG}^{\rho w_{ij}}, \quad 0 < \rho < \varphi + \emptyset < 1 \quad (۱۱$$

اثرات سرریز دانش ناشی از اثرات یادگیری در دوره انباشت سرمایه است و حاکی از آن است که سطح بهره‌وری کل عوامل تولید در یک منطقه خاص به‌طور مثبت به سطح توسعه مناطق مجاور خود مرتبط است و این توسط نرخ وزن فضایی سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار محاسبه می‌شود. شدت سرریز دانش منطقه‌ای به اندازه $\rho>0$ شدت دارد. وزن‌های فضایی در ماتریس وزنی فضایی جمع شده و در سطح منطقه‌ای برای هر $i \neq j$، وزن‌های فضایی به‌طور

1. Pfaffermayr (2009); p. 64.
2. Local.
3. Global.
4. Inter-Regional.
5. Intra-Regional.
6. Egger and Pfaffermayr (2006); p. 199.
7. Ertur And Koch (2007).

معکوس فاصله را نشان می‌دهد یا به‌عبارت دیگر اثرات سرریز دانش با افزایش فاصله کاهش می‌یابند. سیستم مرتبه اول معادلات دیفرانسیل غیرخطی توصیف‌کننده روند رشد اقتصادی تحت اثرات سرریز به‌صورت زیر است:

$$\frac{d\ln k_i}{dt} = s_i C_{il} k_i^{\varphi-1} - (g + n_i + \delta),\ i = 1,2,\dots\dots\dots,N \qquad (۱۲$$

که در آن n_i بیانگر نرخ رشد جمعیت (نیروی کار) منطقه i، δ و g بیانگر نرخ استهلاک سرمایه و نرخ رشد دانش فنی است. با استفاده از بردار C_{il} که در آن l=L, G و عناصر آن C_{il} را تشکیل می‌دهند، می‌توان مکانیسم دو سرریز (محلی و جهانی) را به شکل برداری (۱۳) نوشت:

$$c_L = \emptyset k_L + \rho W k_L \qquad (۱۳$$

$$c_G = \emptyset k_G + \rho W c_G \Longrightarrow c_G = \emptyset(1-\rho W)^{-1} k_G$$

در معادلات بردار k_{il} دارای عناصر $\ln k_{il}$ است. بردار s نیز عناصر $\ln \frac{s_i}{g+n_i+\delta}$ را شامل می‌شود. با این فروض حالت پایدار سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار تحت اثرات سرریز محلی و جهانی برابر است با:

$$k_L^* = \frac{1}{1-\alpha}(I-\theta_L W)^{-1} s,\ \theta_L = \frac{\rho}{1-\alpha},\ \alpha = \emptyset + \varphi \qquad (۱۴$$

$$k_G^* = \frac{1}{1-\alpha}(I-\theta_G W)^{-1}(I-\rho W)s, \theta_G = \frac{(1-\varphi)\rho}{1-\alpha}$$

بنابراین همان‌طورکه نشان داده شد سطح پایدار سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار یک منطقه در این مدل با نرخ برونزای g رشد خواهد کرد، زیرا نرخ رشد جمعیت و نرخ پس‌انداز هر منطقه مختص خود بوده و با مناطق دیگر فرق دارد. سطح پایدار سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار نیز متفاوت خواهد بود ولی با این حال ارتباط فضایی ناشی از ماتریس وزنی فضایی بین مناطق باعث ارتباط بین مناطق خواهد شد. وقتی شدت سرریز دانش بین مناطق صفر شود ρ=0 سطح پایدار مشتق‌شده از مدل سولوی فضایی k_l^* برابر سطح پایدار مشتق‌شده از مدل سولوی سنتی خواهد بوده و برابر خواهد بود با:

$$\rho = 0 \Rightarrow k_l^* = \frac{s}{1-\alpha} \xrightarrow{\text{جایگذاری}} \ln k_l^* = \ln\left[\frac{s}{g+n_l+\delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \qquad (۱۵$$

در مدل سولوی فضایی، موقعیت یک منطقه توانایی‌اش را در جذب دانش از مناطق مجاور و همسایه تعیین می‌کند و این توانایی بر سطح پایدار سرمایه مؤثر سرانه k_i^* مؤثر است. در صورت وجود اثرات مثبت سرریز فضایی ($\rho>0$) مقدار حالت پایدار توسط ضریب فضایی جهانی ناشی از اثرات سرریز دانش تقویت شده و در نتیجه، حالت پایدار سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار و درآمد سرانه ارتقا می‌یابد. وجود اثرات سرریز محلی و تفاوت سرمایه سرانه مؤثر اولیه باعث می‌شود مناطق عقب‌افتاده از همسایه‌های ثروتمند خود یادگرفته و رشد اقتصادی‌شان را بهبود بخشند. با گذشت زمان، اثرات سرریز دانش در قالب رشد اقتصادی گسترش یافته و در حالت پایدار جهانی می‌شود. شدت و قدرت اثرات سرریز فضایی به توانایی و قابلیت مناطق مختلف به یادگیری و ارتقای بهره‌وری از همسایگان خود بستگی داشته و این ویژگی توسط ضریب فضایی محاسبه و نشان داده می‌شود[1].

۳. پیشینه مطالعات تجربی

در این بخش، نخست مطالعات داخلی مرتبط با موضوع بیان شده، سپس به مهم‌ترین مطالعات تجربی خارجی اشاره می‌شود. در پایان نیز مطالعات داخلی و خارجی جمع‌بندی شده و تفاوت و نوآوری مقاله حاضر نسبت به مطالعات انجام شده بیان می‌شود.

بیابانی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از نظریه منطقه بهینه پولی، امکان‌پذیری یک اتحادیه پولی در میان کشورهای سازمان همکاری اقتصادی (اکو) را با استفاده از الگوریتم خوشه‌بندی فازی نسبت به مرکز بررسی کرده‌اند. براساس نتایج به‌دست‌آمده، کشورهای اکو از همگرایی کامل در معیارهای نظریه منطقه بهینه پولی برخوردار نیستند تا بتوان آن‌ها را در یک خوشه طبقه‌بندی کرد؛ اما برعکس، کشورهای اکو در معیارهای نظریه منطقه بهینه پولی همگرایی ناقص دارند، یعنی می‌توان این کشورها را براساس نزدیکی بیش‌تر در این معیارها در چند خوشه دسته‌بندی کرد.

محمودی (۱۳۹۳) در مطالعه خود با عنوان «تأثیرات همگرایی اقتصادی کشورهای عضو اکو در یک مدل تعادل عمومی استاندارد (مدل GTAP)» با کاربرد مدل تعادل عمومی استاندارد و کاربرد نوع چند ناحیه‌ای و چند کالایی مدل تحلیل‌های تجارت جهانی (جیتپ)

1. Pfaffermayr (2009); p. 65.

آثار حذف موانع تجاری (همگرایی اقتصادی) بین اعضای اکو را شبیه‌سازی کردند. نتایج شبیه‌سازی سیاست تجاری نشان می‌دهد اصلاحات سیاست‌های تجاری اعضای اکو موجب ترقی اقتصاد کشورهای عضو یعنی افزایش صادرات و واردات و تولید، کاهش قیمت‌های واردات، تقاضای بیش‌تر برای مواهب، افزایش مصرف شهروندان و افزایش مطلوبیت و رفاه می‌شود. تجزیه تغییرات رفاه نشانگر اثرات متفاوت تغییر سیاست تجاری بر اجزای رفاه کشورهای عضو اکو است.

مجرد و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که فرضیه همگرایی اقتصادی بین کشورهای عضو اکو صادق بوده و بخش کشاورزی ــ به‌رغم افزایش رشد منطقه‌ای ــ در تسریع همگرایی تأثیر منفی داشته و از سرعت همگرایی می‌کاهد. به اعتقاد آن‌ها، کشورهای عضو اکو باید با توسعه بخش کشاورزی و بررسی چالش‌ها و تنگناهای این بخش بتوانند چشم‌انداز روشنی برای برنامه‌ریزی‌های آینده خود در بهبود همگرایی منطقه‌ای فراهم آورند. شایان ذکر است مجرد و همکاران، سرعت همگرایی شرطی را با استفاده از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی ۰/۱۵ و ۰/۰۹ ارزیابی کردند.

نجفی علمدارلو و دیگران (۱۳۹۱) با استفاده از روش داده‌های تابلویی کلاسیک و فضایی ایستا و پویا، عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو را برای دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۲ بررسی کرده‌اند. براساس نتایج به‌دست‌آمد، متغیرهای تولید ناخالص ملی، نرخ ارز و مجاورت تأثیر مثبت و جمعیت کشورها اثر منفی بر صادرات محصولات کشاورزی کشورهای عضو اکو دارند. آن‌ها در این تحقیق کشش فضایی مجاورتی صادرات محصولات کشاورزی را براساس سه تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، اثرات ثابت و اثرات تصادفی به‌ترتیب ۰/۳۰، ۰/۵۶ و ۰/۳۲ درصد ارزیابی کردند.

اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳) با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی، روند نرخ رشد درآمد سرانه واقعی در ایران با رویکرد منطقه‌ای و اندازه شکاف رشد اقتصادی در استان‌های کشور را در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۷۰ بررسی کردند. نتایج نمایانگر وجود همگرایی مطلق در درآمد سرانه بین استان‌های ایران است. تخمین ضریب همگرایی نیز نشان می‌دهد در هر سال ۳۱ درصد از شکاف موجود در رشد اقتصادی مناطق ایران کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، ورود متغیر وابستگی فضایی، نه‌تنها درجه توضیح‌دهندگی الگو را

افزایش می‌دهد، بلکه در مناطق مجاور از نظر جغرافیایی، وجود ضریب مثبت و معنادار متغیر وابستگی فضایی، نشانگر وجود اثرات مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی است.

اکبری و فرهمند (۱۳۸۴) نشان دادند که وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد اقتصادی کشورهای اسلامی وجود دارد. بنابراین، باتوجه به اثرات سرریز مثبت منطقه‌ای، رشد کشورهای هر منطقه از جمله کشورهای واقع در حوزه خلیج فارس اثرات مثبتی بر رشد کشورهای مجاور داشته و یک چرخه رشد اقتصادی مثبت ایجاد می‌کند.

کسرایی (۱۳۸۶) با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی، همگرایی اقتصادی و اثرات سرریز رشد اقتصادی ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) در بازه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۰ را آزموده و سرعت همگرایی شرطی را ۰/۴۴ در سال به‌دست آورد. براساس نتایج مطالعه وی و با توجه به عدم وابستگی فضایی مثبت رشد اقتصادی، مناسب‌ترین سیاست برای همگرایی این کشورها و کاهش فقر میان آن‌ها، ایجاد قطب‌های تصنعی رشد و بازارچه‌های مشترک اقتصادی است.

راسخی و رنجبر (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل همگرایی رشد در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۷۵، تأثیر درجه باز بودن تجاری بر سرعت همگرایی کشورهای گروه D8 را مثبت و معنادار ارزیابی کرد. بر طبق نتایج حاصل از این تحقیق، کشورهای گروه D8 می‌توانند با توسعه تجارت متقابل، شکاف درآمدی میان خود را کاهش دهند.

۱ـ۳. جمع‌بندی مطالعات و جنبه‌های نوآوری پژوهش

در بیش‌تر مطالعات انجام‌شده درباره تعیین‌کننده‌های رشد منطقه‌ای و همگرایی اقتصادی منطقه‌ای، بروز پدیده وابستگی فضایی تولید سرانه تأیید شده و محققان با وارد کردن متغیر وقفه فضایی تولید سرانه در معادله همگرایی این موضوع را لحاظ کرده‌اند. همچنین، در بیش‌تر مطالعات داخلی انجام‌شده از روش‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی برای برآورد معادله همگرایی استفاده شده است. مشکل روش مقطعی (چند کشور در یک سال مشخص) در این است که در این روش سطح تکنولوژی برای تمام کشورها یکسان در نظرگرفته شده و در نتیجه مدل همگرایی مقطعی به‌کاررفته در این مطالعات دچار تورش

جدول ۱ـ خلاصه مهم‌ترین مطالعات خارجی مرتبط با موضوع و روش‌شناسی مقاله

ردیف	نویسندگان	جامعه آماری- (دوره زمانی)	روش تخمین	خلاصه نتایج
۱	Ertur and Koch (2007)	۹۱ کشور منتخب غیرنفتی (۱۹۹۵-۱۹۶۰)	اقتصادسنجی فضایی مقطعی	ـ تأیید فرضیه همگرایی شرطی فضایی. ـ اثرات سرریز فضایی نیز مثبت و معنی‌دار. ـ ضریب سرریز فضایی فضایی تکنولوژی و کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی به‌ترتیب ۰/۵ و یک سوم ارزیابی شد.
۲	Pfaffermayr (2009)	۲۱۲ منطقه اتحادیه اروپا (۲۰۰۲-۱۹۸۰)	اقتصادسنجی فضایی مقطعی	ـ تصریح مدل سولوی فضایی و مدل فضایی وردورن (Verdoorn) برای برآورد اثرات سرریز فضایی و آزمون فرضیه همگرایی. ـ سرعت همگرایی ۰/۴-۰/۶ درصدی در هرسال بر پایه هر دو مدل. ـ تأیید پدیده سرریز فضایی مثبت و ناهمگونی در همگرایی. ـ سرعت همگرایی سیگمای فضایی شرطی بر پایه مدل سولوی فضایی ۱/۶ درصد در هر سال ارزیابی شد که از لحاظ آماری نیز معنادار است.
۳	Tian et al. (2010)	۳۱۳ مناطق مختلف چین (۲۰۰۷-۱۹۹۱)	اقتصادسنجی فضایی مقطعی	ـ تصریح حالت دوربین فضایی برای مدل سولو. ـ عدم تأیید فرضیه همگرایی مطلق. ـ تأیید فرضیه همگرایی شرطی فضایی. ـ تأیید وجود همگرایی باشگاهی در میان مناطق مختلف چین و رفتار ناهمگون تعاملات فضایی و رشد اقتصادی.
۴	Seya et al. (2012)	۳۱۳ شهر ژاپن (۲۰۰۷-۱۹۸۹)	اقتصادسنجی فضایی مقطعی در ساختار آمار بیزین.	ـ عدم وقوع همگرایی سیگمای فضایی و کلاسیک. ـ افزایش ناهمگونی درآمدی در بین شهرهای ژاپن از سال ۲۰۰۰. ـ تأیید فرضیه همگرایی شرطی بتای فضایی برای دو دوره (۲۰۰-۱۹۹۰) و (۲۰۰۷-۱۹۹۰) و عدم تأیید برای دوره (۲۰۰۷-۲۰۰۰).
۵	Ho et al. (2012)	۲۶ کشور عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) (۲۰۰۵-۱۹۷۰)	داده‌های تابلویی پویای فضایی و کاربرد ماتریس وزنی ایستا براساس مجاورت و ماتریس وزنی پویا براساس تجارت دوجانبه.	در این مطالعه اثرات سرریز رشد اقتصادی از طریق تجارت و مجاورت مثبت و معنادار ارزیابی شده و نرخ همگرایی رشد اقتصادی بعد از لحاظ وابستگی فضایی ارتقا یافته است.

منبع: تلخیص توسط نویسندگان.

متغیر حذف‌شده[1] هستند. روش داده‌های تابلویی فضایی این امکان را می‌دهد که علاوه بر لحاظ کردن بُعد فضا، سطح تکنولوژی نیز در مقطع تغییر کند. نوآوری این پژوهش بررسی همگرایی تولید سرانه نیروی کار در قالب داده‌های تابلویی پویای فضایی همراه با لحاظ اثراث ثابت کشوری و زمانی است. ضرورت تصمیم‌گیری درباره پایداری بلندمدت سازمان اکو و مؤثر بودن آن در جریان همگرایی منطقه‌ای، بررسی همگرایی درآمد سرانه واقعی کشورهای مذکور را ایجاب می‌کند. از سوی دیگر، با توجه به این‌که شرط عضویت در سازمان منطقه‌ای اکو مجاورت و نزدیکی با منطقه است، بنابراین، بررسی این موضوع که آیا بُعد مسافت و فاصله جغرافیایی در جریان رشد اقتصادی کشورهای منطقه مهم و مؤثر است یا این‌که کشورهای منطقه در این سیر عواملی غیر از بُعد مسافت (مثل نهادها و ویژگی‌های خاص کشوری) را تجربه می‌کنند، اهمیت می‌یابد. همچنین، بسیاری از مطالعات[2] معناداری بُعد فضا و فاصله در میان کشورهای اکو را در قالب مدل جاذبه[3] و اثر آن بر حجم تجارت دوجانبه بررسی کرده‌اند. در بیش‌تر این مطالعات، متغیر فاصله دوجانبه رابطه منفی بر حجم تجارت دوجانبه داشته و افزایش مسافت حجم جریان‌های تجاری دوجانبه اعضای اکو را کاهش می‌دهد و بر عکس. با توجه به این‌که تجارت یک کانال مهم سرریز رشد اقتصادی از یک کشور به شرکای تجاری خود است[4]، لذا این پرسش مطرح می‌شود که آیا تولید سرانه و رشد اقتصادی نیز در بین اعضای اکو دارای پدیده وابستگی فضایی است یا نه؟ و آیا شدت این اثرات سرریز در طول فاصله کاهش می‌یابند؟

۴. روش‌شناسی و مدل تحقیق

۴ـ۱. همگرایی مطلق بتا و سیگما

همان‌طورکه اشاره شد در همگرایی مطلق بتا، اقتصادها به یک درآمد سرانه مشابه

1. Omitted Variable Bias.

۲. عابدینی و مسگری (۱۳۹۱). رفعت و بیک‌زاده (۱۳۹۱). افشاری و امینی (۱۳۹۰). رحمانی (۱۳۷۶). جلایی و سلیمانی (۱۳۸۵). حائریان اردکانی (۱۳۸۷). هوشمند و همکاران (۱۳۸۵). بافنده‌ایماندوست و قانعی‌زارع (۱۳۹۳). سعدی (۱۳۹۰). طوسی و همکاران (۱۳۸۹).

3. Gravity Model.

4. Ho et al., (2013). Frankel and Rose (1998). Baxter and Kouparitsas (2005). Cerqueira and Martins (2009). Fidrmuc et al. (2012).

همگرا می‌شوند. مدل مقطعی همگرایی مطلق بتا در این تحقیق به‌صورت معادله (۱۶) تصریح می‌شود[1]:

$$\frac{1}{T}\ln\left[\frac{Y_{i,2010}}{Y_{i,1990}}\right] = \alpha + \beta \ln\left[Y_{i,1990}\right] + \varepsilon_i \qquad (۱۶$$

که در آن $Y_{i,1990}$ نشانگر سطح درآمد سرانه نیروی کار واقعی در ابتدای دوره تحقیق (اولیه) و $Y_{i,2010}$ بیانگر سطح درآمد سرانه نیروی کار واقعی در انتهای دوره تحقیق است که به‌صورت لگاریتم طبیعی بیان می‌شوند. عبارت $\frac{1}{T}\ln\left[\frac{Y_{i,2009}}{Y_{i,1971}}\right]$ بیانگر متوسط رشد اقتصادی در طول دوره تحقیق و T نیز نشانگر طول دوره تحقیق است[2]. درصورتی‌که ضریب برآوردشده نرخ همگرایی β[3]، منفی بوده و از لحاظ آماری معنادار باشد، فرضیه همگرایی مطلق بتا برای کشورهای عضو اکو صادق بوده و کشورهای مذکور به یک درآمد سرانه پایدار مشابه همگرا می‌شوند. در مقابل، کواه[4] و فورسیری[5] وقوع همگرایی را با توجه به پراکندگی مقطعی (مکانی) بررسی کرده و معتقدند همگرایی بتای مطلق ضرورتاً به‌معنای کاهش پراکندگی در پانل نیست. در همگرایی سیگما، همگرایی مستقیماً از راه ارزیابی پویایی انحراف معیار مقطعی درآمد سرانه واقعی بررسی می‌شود. اگر پراکندگی درآمد سرانه واقعی در طول دوره تحقیق روند کاهشی به‌سمت صفر داشته باشد، حاکی از وقوع همگرایی سیگما بوده و در غیراین صورت واگرایی سیگما اتفاق می‌افتد. در رابطه (۱۷)، $y_{i,t}$ تولید سرانه واقعی کشور i ام و μ_t میانگین لگاریتم طبیعی درآمد سرانه واقعی مقطع کشورها در زمان t است[6].

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left[\ln(y_{i,t}) - \mu_t\right]^2 \qquad (۱۷$$

۲ـ۴. همگرایی بتای شرطی فضایی

مدل به‌کاررفته در این تحقیق برای بررسی همگرایی درآمد سرانه واقعی تحت اثرات سرریز فضایی کشورهای اکو برگرفته از چارچوب نظری و روش‌شناسی منکیو و دیگران

1. Seya et al. (2012); p 61.

۲. طول دوره تحقیق در این پژوهش ۱۹ سال است.

۳. β نرخ همگرایی مقطعی است و سرعت همگرایی (λ) از رابطه مقابل به‌دست می‌آید: $\lambda = -\frac{\ln(T\beta+1)}{T}$.

4. Quah (1993).

5. Furceri (2005).

۶. حمیدی (۱۳۹۲)؛ ص ۳۶.

(۱۹۹۲)، سئیا و دیگران (۲۰۱۲) و ارتور و کوچ (۲۰۰۷) است. منکیو و دیگران[1] در مطالعه تجربی خود با فرض تابع تولید کاب داگلاس و رشد برونزا برای پیشرفت فنی (A) و نیروی کار (L)، رابطه (۱۸) را برای تولید سرانه نیروی کار پیشنهاد کردند:

(۱۸

$$Y_t = K_t^{\alpha}(A_t L_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \; A_t = A_0 e^{gt}, \; L_t = L_0 e^{nt}$$

$$\Delta \ln Y_{it} = -\left(1 - e^{\beta t}\right) \ln Y_{i0} - \frac{\alpha\left(1-e^{\beta t}\right)}{1-\alpha} ln(n_i + g + \delta) + \frac{\alpha\left(1-e^{\beta t}\right)}{1-\alpha} ln\left(S_{k,i}\right) + \left(1 - e^{\beta t}\right) \ln A_{i0} + gt$$

که درآن، β نرخ همگرایی مقطعی بوده و متغیرهای توضیحی عبارتند از: نرخ رشد نیروی کار (n)، نرخ پیشرفت فنی برونزا (g)، نرخ استهلاک سرمایه (δ)، نرخ پس‌انداز (S_k) یا به‌عبارت دقیق‌تر نسبتی از درآمد که در سرمایه فیزیکی سرمایه‌گذاری می‌شود و درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای دوره ($Y_{i,0}$). در بیش‌تر مطالعات تجربی در مورد رشد منطقه‌ای، مجموع نرخ پیشرفت فنی و نرخ استهلاک سرمایه ثابت، حدود ۵ درصد در نظر گرفته می‌شود[2]. همچنین، منکیو، رومر و ویل[3] (MRW) وقتی به تخمین تابع تولید سولو پرداختند، سهم سرمایه فیزیکی را در تابع تولید بسیار بزرگ برآورد کردند. آن‌ها برای برآورد معقول‌تر سهم عوامل تولید، سرمایه انسانی را وارد مدل کردند. تابع کاب ـ داگلاس با لحاظ سرمایه انسانی آن‌ها به‌صورت زیر است:

$$Y_t = {K_t}^{\alpha} H_t^{\varphi} (A_t L_t)^{1-\alpha-\varphi} \qquad (۱۹$$

که در آن H بیانگر موجودی سرمایه انسانی، و φ بیانگر کشش تولید سرانه نیروی کار نسبت به سرمایه انسانی است. در این‌جا نیز اگر S_h نسبتی از درآمد تعریف شود که در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری می‌شود، مدل همگرایی رشد با لحاظ سرمایه انسانی به‌صورت معادله (۲۰) خواهد بود:

(۲۰

$$\Delta \ln Y_{it} = -\left(1 - e^{\beta t}\right) \ln Y_{i0} - \left(1 - e^{\beta t}\right) \frac{\alpha}{1-\alpha} ln(n_i + g + \delta) + \left(1 - e^{\beta t}\right) \frac{\alpha}{1-\alpha} ln\left(S_{k,i}\right) + \left(1 - e^{\beta t}\right) \frac{\varphi}{1-\alpha} ln\left(S_{h,i}\right) + \left(1 - e^{\beta t}\right) \ln A_{i0} + gt$$

1. Mankiw et al. (1992).
2. Mankiw et al. (1992). Islam (1995). Ertur & Koch (2007).
3. Mankiw-Romer-Weil.

در مطالعات تجربی اقتصادسنجی رشد، رابطه‌های (۱۸) و (۲۰) اغلب به‌صورت مقطعی برازش می‌شود. اشکال عمده رهیافت مقطعی در این است که در این روش پراکندگی تکنولوژی بین مقاطع (کشورها) یکسان در نظر گرفته می‌شود که این امر موجب تورش متغیر حذف شده در مدل می‌شود. در داده‌های تلفیقی این مشکل با لحاظ اثرات ثابت مقطعی (کشوری) رفع می‌شود، و سطح تکنولوژی بین کشورها متفاوت در نظر گرفته شده و در اثرات ثابت نمایان می‌شود. در صورت یکسان فرض شدن سطح تکنولوژی و بهره‌وری عوامل تولید در رگرسیون مقطعی، کشورها برای ارتقای سطح حالت پایدار درآمد سرانه فقط به نرخ پس‌انداز و نرخ رشد نیروی کار توجه می‌کردند. ولی در غیراین صورت و در حالت لحاظ اثرات ثابت کشوری بایستی روی عوامل ملموس و غیرملموس خاص کشوری خود نیز تمرکز کنند[1].

در روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی تابلویی بسته به این‌که متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و یا جمله خطا وابستگی فضایی داشته باشند، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شود[2]. مدل دوربین فضایی (SDM)[3] جایگاه ویژه‌ای در بین مدل‌های فضایی دارد. ویژگی بارز مدل SDM نسبت به سایر مدل‌های فضایی (از جمله؛ SAR و SEM)، وارد کردن همزمان وقفه فضایی متغیر وابسته و وقفه فضایی متغیرهای توضیحی به‌عنوان متغیرهای توضیحی جدید در مدل است. در این تحقیق به منظور بررسی همگرایی فضایی تولید سرانه نیروی کار و برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی، مدل دوربین فضایی زیر تصریح می‌شود:

$$\ln Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln Y_{jt} + \gamma \ln Y_{i,t-1} + \lambda \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln Y_{j,t-1} + \beta_1 \ln(N_{it} + 0.05) + \beta_2 \ln S_{it} + \beta_3 \ln SH_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۲۱$$

که در آن $\ln Y_{it}$، لگاریتم طبیعی تولید سرانه واقعی نیروی کار در سال جاری به‌عنوان متغیر وابسته مدل بوده و $Y_{i,t-1}$ نیز تولید سرانه واقعی نیروی کار در پنج سال گذشته است. N_{it} متوسط نرخ رشد سالانه نیروی کار در دوره مورد نظر و $(N_{it}+0.05)$ بیانگر مجموع

1. Islam (1995, 2003).

۲. برای مطالعه بیش‌تر درباره مدل‌های فضایی ر.ک.: مطالعه حمیدی (۱۳۹۲).

3. Spatial Durbin Model.

متوسط نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت برونزای فنی و نرخ استهلاک سرمایه است. متغیر جایگزین نرخ پس‌انداز (S)، سهم سالانه حجم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی واقعی است. همچنین متغیر جایگزین شاخص سرمایه انسانی (SH)، در این پژوهش نسبت جمعیت فعال در سطح دبیرستان[1] به کل جمعیت در سن کار در نظر گرفته شده است. شایان ذکر است در مطالعات تجربی همگرایی پانلی برای کاهش اثر نوسانات سالانه بر نتایج تخمین، کل دوره زمانی پژوهش را به زیر دوره‌های پنج‌ساله غیرهمپوش تقسیم کرده و برای این منظور از میانگین‌های متغیرهای مزبور در این پنج سال استفاده می‌شود[2]. بنابراین، در این مطالعه نیز از میانگین‌های پنج‌ساله متغیرهای تحقیق برای برآورد مدل تحقیق استفاده شده است. همان‌طورکه اشاره شد، رابطه (۲۱) به‌صورت تابلویی همراه با اثرات ثابت مقطعی و زمانی برازش می‌شود و δ_i بیانگر اثرات ثابت انفرادی و μ_t، اثرات ثابت زمانی را نشان می‌دهد. اثرات ثابت زمانی درواقع اثرات غیرقابل‌مشاهده و غیرقابل اندازه‌گیری را مدل‌سازی می‌کند که برای همه کشورها یکسان بوده ولی در طول سال فرق کرده و تولید سرانه نیروی کار را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

عبارت $\sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln Y_{jt}$، خودرگرسیون فضایی برای برازش اثرات سرریز و ρ، ضریب فضایی است. درواقع، عبارت خودرگرسیون فضایی اثرات سرریز را مدل‌سازی می‌کند و در بیش‌تر مطالعات تجربی رشد منطقه‌ای از آن به‌عنوان متغیر وقفه (تأخیر) فضایی و یا متغیر دست ـ راست (RHS)[3] نام برده می‌شود که میانگین موزون فضایی متغیر وابسته (تولید سرانه نیروی کار) در پانل است. همان‌طورکه اشاره شد، ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) نشان می‌دهد متغیر وابسته در یک کشور چقدر توسط متغیر وابسته کشورهای همسایه تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. عبارت $\sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln Y_{j,t-1}$، وقفه فضایی متغیر تولید سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیر دوره است. لحاظ عبارت $\sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln Y_{j,t-1}$ در رابطه (۲۱) موجب تصریح صحیح معادله همگرایی شده و عدم لحاظ آن بر طبق مطالعه تاو و یو[4] باعث تورش معنادار در نتایج حاصل از رگرسیون فضایی می‌شود. بنابراین، مدل استفاده‌شده برای تخمین

1. Secondary School.

۲. علمی و رنجبر (۱۳۹۱)؛ ص ۱۰۶.

3. Right-Hand-Side.

4. Tao & Yu (2012).

رابطه (۲۱) باید بتواند به متغیر توضیحی تولید سرانه واقعی در ابتدای زیر دوره نیز اجازه تعاملات فضایی را بدهد که این مختص حالت دوربین فضایی است. همچنین، به‌خاطر پرهیز از وقوع مشکل هم‌خطی چندگانه[1] از لحاظ وابستگی فضایی برای متغیرهای ساختاری مدل (متوسط نرخ رشد جمعیت فعال، متوسط نرخ پس‌انداز و متوسط نرخ سرمایه انسانی) صرف‌نظر شده است.

در رابطه (۲۱) γ نرخ همگرایی است و سرعت همگرایی در دوره زمانی تحقیق برابر است با $\hat{\beta} = \frac{-\ln\gamma}{T}$، که T نیز برای زیر دوره در نظر گرفته شده که در این پژوهش پنج سال است. W ماتریس وزنی فضایی جغرافیایی است که در آن کشورهای مجاور و همسایه بیش‌ترین وزن و کشورهایی دور از هم، کم‌ترین وزن را می‌گیرند. عناصر w_{ij} در ماتریس چگونگی ارتباط فضایی کشور i با کشور j را از نظر فاصله نشان می‌دهد که به‌صورت $\frac{1}{d_{ij}}$ یا $\frac{1}{d_{ij}^2}$ تعریف می‌شود. در این پژوهش از تابع اقلیدسی[2] برای محاسبه فاصله بین دو کشور i و j استفاده شده است

$$d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \qquad (۲۲$$

که در آن x_i و y_i به‌ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور i و x_i و y_i به‌ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور j هستند. در این پژوهش ابتدا ماتریس وزنی فضایی براساس رابطه $\frac{1}{d_{ij}}$ ساخته شده و سپس نرمال سطری می‌شود. در نرمال سطری هر عنصر سطر بر مجموع سطر تقسیم می‌شود، به‌گونه‌ای‌که بعد از نرمال‌سازی ماتریس جمع هر سطر برابر با یک شود. بنابراین، عناصر ماتریس وزنی فضایی بعد از نرمال‌سازی برابر خواهد بود با:

$$w^*_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^{N} w_{ij}} \qquad (۲۳$$

که از ضرب این ماتریس نرمال سطری‌شده در متغیر وابسته، متغیر تأخیر فضایی حاصل می‌شود. همچنین در اقتصادسنجی فضایی به‌دلیل عدم کارایی روش‌های مرسوم (OLS) در نادیده گرفتن ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، از روش‌های غیرپارامتریک حداکثر

1. Multi-Collinearly.
2. Euclidean Distance.

راستنمایی (MLE)[۱] و شبه حداکثر راستنمایی (QMLE)[۲] استفاده می‌شود[۳]. در این پژوهش به‌دلیل کم بودن مشاهدات سری زمانی پانل (ناشی از میانگین‌گیری)، از روش شبه حداکثر راستنمایی برای تخمین ضرایب مدل دوربین فضایی استفاده شده است[۴]. روش شبه حداکثر راستنمایی در پانل‌های فضایی که بُعد زمانی کمی دارند، تخمین‌های سازگارتری ارائه می‌دهد.

۳ـ۴. آزمون‌های تشخیصی فضایی

به‌منظور تشخیص وابستگی فضایی در متغیرهای کلان اقتصادی از آزمون‌های تشخیصی فضایی مورآن ـ آی (MI)[۵]، جری سی (GC)[۶] و جتیس و اورد جی (GOG)[۷] استفاده می‌شود. مقدار مثبت آماره مورآن بیانگر خودهمبستگی فضایی مثبت و مقدار منفی آن بیانگر پدیده خودهمبستگی فضایی منفی است. در خودهمبستگی فضایی مثبت کشورها با درآمد سرانه بالا به‌طور متوسط توسط کشورها با درآمد سرانه بالا احاطه شده‌اند و برعکس. در مقابل، در خودهمبستگی فضایی منفی کشورها با درآمد سرانه بالا توسط کشورها با درآمد سرانه پایین احاطه شده‌اند و برعکس. مقدار آماره آزمون جری‌سی مقادیر بین ۰ و ۲ را دربرمی‌گیرد. مقدار ۱ به‌معنای عدم وجود خودهمبستگی فضایی، مقادیر کم‌تر از یک بیانگر خودهمبستگی فضایی مثبت فزآینده و مقادیر بیش‌تر از یک بیانگر خودهمبستگی فضایی منفی فزآینده است. آزمون جتیس و اورد جی وجود خوشه‌های فضایی[۸] را نشان داده و فقط پدیده خودهمبستگی فضایی مثبت را تشخیص می‌دهند. خوشه‌های فضایی نقاط گرم و سرد[۹] را شامل می‌شوند. منظور از نقاط گرم، مقادیری هستند که به‌طور استثنایی ارزش خیلی بالا دارند و نقاط سرد مقادیری‌اند که به‌طور استثنایی ارزش خیلی پایین دارند[۱۰].

---

1. Maximum Likelihood Estimator.
2. Quasi-Maximum Likelihood Estimator.

۳. کسرایی (۱۳۸۶)؛ ص ۵۴.

4. Lee & Yu (2010); p. 174.
5. Moran's I.
6. Geary's C.
7. Getis & Ord's G.
8. Spatial Clustering.
9. Hot Spot and Cold Spot.

۱۰. برای مطالعه بیش‌تر این آزمون‌ها به مطالعه حمیدی (۱۳۹۲) رجوع کنید. توضیحات بیش‌تر از این آزمون‌ها درصورت درخواست از نویسنده مسئول، قابل ارائه است.

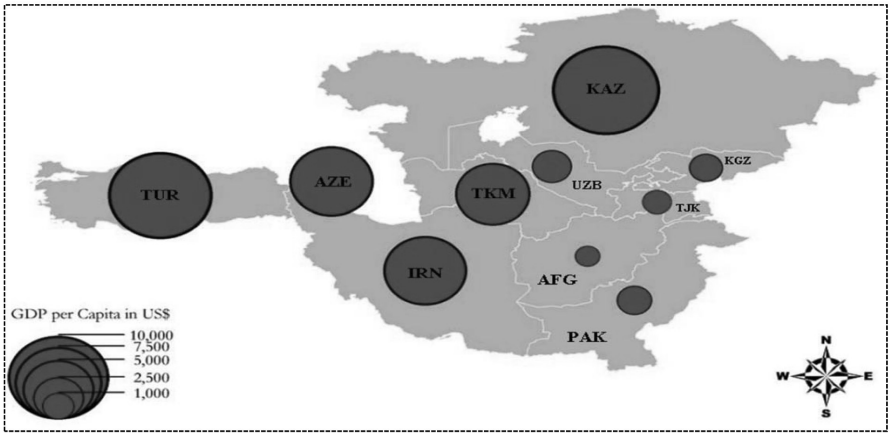
۵. یافته‌ها

۱ـ۵. توصیف داده‌ها

در این مقاله همگرایی اقتصادی ده کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ بررسی می‌شود. تمام آمار مربوط به تولید ناخالص داخلی واقعی به دلار و نرخ پس‌انداز، از نسخه هشتم داده‌های جهانی دانشگاه گرانیگن[1] استخراج شده است. برای مقایسه کشورها از لحاظ اقتصادی باید درآمد تمام کشورها به یک واحد پولی (اغلب به دلار امریکا) تبدیل شود اما بنابر دلایلی همچون عدم برابری قدرت خرید دلار امریکا در کشورهای مختلف و چند نرخی بودن ارز در این کشورها، این تبدیل مشکل مقایسه کشورها را برطرف نمی‌کند. از این‌رو، این کار با تبدیل قدرت خرید یک دلار هر کشور به قدرت خرید آن در امریکا انجام می‌شود. این معادل‌سازی به دلار، برابری قدرت خرید یا دلار PPP [2] معروف است[3]. از این جهت، تولید ناخالص داخلی واقعی برای هر ده کشور در این تحقیق با نرخ PPP تبدیل و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ بیان شده است. از آنجا که متغییر وابسته در این پژوهش تولید سرانه جمعیت در سن کار است؛ بنابراین، آمار مربوط به جمعیت در سن کار[4] (۶۴- ۱۵ سال) که «جمعیت فعال» نیز نامیده می‌شود، از داده‌های بانک جهانی استخراج شده است. آمار مربوط به شاخص سرمایه انسانی[5] نیز از شاخص‌های توسعه بانک جهانی به‌دست آمده است. نقشه (۱) پراکندگی فضایی تولید سرانه کشورهای اکو به دلار جاری امریکا در سال ۲۰۱۱ را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، یک ناهمگونی در پراکندگی تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای اکو وجود دارد. یک خوشه فضایی شامل کشورهایی با تولید ناخالص داخلی سرانه بالا (ترکیه، ایران، آذربایجان و ترکمنستان) و خوشه فضایی دیگر شامل کشورهایی با تولید ناخالص داخلی سرانه پایین (پاکستان، افغانستان، تاجیکستان، قرقیزستان). این نقشه شواهدی مبنی بر وجود پدیده خودهمبستگی مثبت در توزیع فضایی درآمد سرانه کشورهای اکو نشان

1. Penn World Table 8 (PWT 8. 0)- Groningen University.
2. Purchasing Power Parity.
۳. بهشتی (۱۳۸۲)؛ ص ۲۵.
4. Working-Age Population.
5. Human Capital.

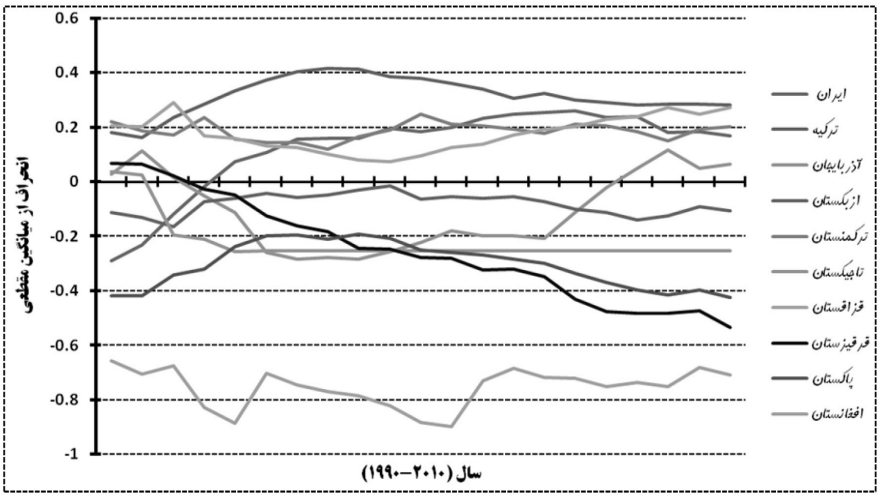
می‌دهد. در ادامه این پدیده (وابستگی فضایی) توسط آزمون‌های آماری برای کل دوره تشخیص داده شده و اثر وابستگی فضایی در رشد اقتصادی کشورهای اکو برآورد می‌شود.



منبع: اکو (۲۰۱۳). ترکیه (TUR)، ایران (IRN)، آذربایجان (AZE)، ترکمنستان (TKM)، افغانستان (AFG)، پاکستان (PAK)، ازبکستان (UZB)، تاجیکستان (TJK)، قزاقستان (KAZ)، قرقیزستان (KGZ).

نقشه ۱ـ توزیع فضایی تولید سرانه کشورهای اکو برحسب دلار در سال ۲۰۱۱

رسم نمودار لگاریتم طبیعی تولید سرانه نیروی کار نسبت به میانگین مقطعی درآمد سرانه واقعی و یا یک کشور پایه می‌تواند درک ابتدایی از وقوع پدیده همگرایی یا واگرایی در میان کشورهای عضو اکو به‌دست دهد. نمودار (۱) انحراف لگاریتم تولید سرانه واقعی ده کشور عضو اکو (در دوره مورد بررسی) از میانگین تولید سرانه واقعی مقطعی را نشان می‌دهد. براساس این نمودار، انحراف لگاریتم درآمد سرانه واقعی کشورهای افغانستان، ازبکستان و پاکستان علیرغم نوسان، ثابت مانده است. همچنین، این کشورها در دوره مورد بررسی درآمد سرانه واقعی کم‌تری از میانگین داشته‌اند. انحراف لگاریتم درآمد سرانه واقعی ترکمنستان نیز روند باثباتی از خود نشان می‌دهد با این تفاوت که بالاتر از میانگین مقطعی است. بقیه کشورها نیز روند ناپایداری (واگرا) را در برگشت به میانگین مقطعی نشان داده‌اند. دو نتیجه مهم از این شکل گرفته می‌شود: اول این‌که انحراف درآمد سرانه واقعی کشورهای عضو اکو در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ از میانگین مقطعی افزایش یافته و یا حداقل ثابت مانده است. دوم این‌که مدل‌سازی اقتصادسنجی و آزمون‌های آماری مورد نیاز است تا مشخص کند آیا درآمد سرانه نیروی کار کشورهای اکو همگرا هستند یا خیر؟ و سرعت همگرایی چقدر است.



منبع: PWT 8. 0.

نمودار ۱ـ انحراف لگاریتم درآمد سرانه واقعی ده کشور عضو اکو در طول دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ از میانگین مقطعی

ماتریس همبستگی دوجانبه برای متغیرهای اصلی مدل در جدول (۲) نشان داده شده است. مطابق انتظار و مبانی تئوریکی همبستگی منفی بین نرخ رشد جمعیت در سن کار و تولید سرانه واقعی و همبستگی مثبت بین نرخ پس‌انداز و سرمایه انسانی با تولید سرانه واقعی برقرار است.

جدول ۲ـ ماتریس همبستگی دوجانبه لگاریتم طبیعی متغیرهای مدل

متغیرها	$\ln Y_t$	$\ln Y_{t-1}$	$\ln N_t$	$\ln S_t$
$\ln Y_{t-1}$	۰/۸۴۹۵***	۱	–	–
$\ln N_t$	-۰/۲۷۴۲*	-۰/۴۱۷۸***	۱	–
$\ln S_t$	۰/۳۰۷۲**	۰/۱۳۰۶	۰/۱۷۵۸	۱
$\ln SH_t$	۰/۵۷۲۵***	۰/۶۲۰۷***	-۰/۴۷۷۸***	-۰/۱۴۴۳

منبع: یافته‌ها.

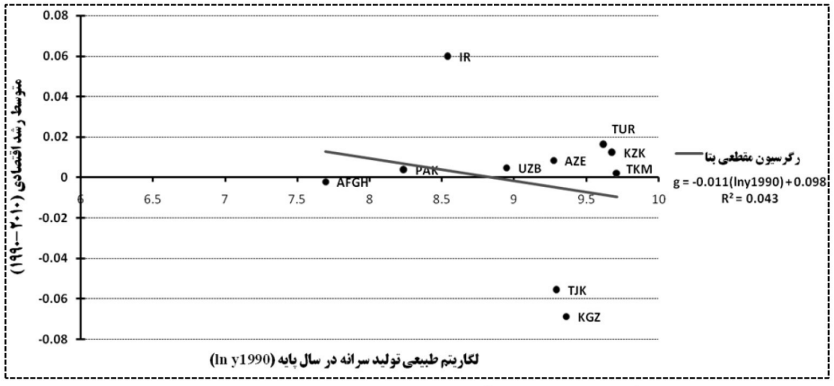
***: معناداری در سطح ۱ درصد. **: معناداری در سطح ۵ درصد. *: معناداری در سطح ۱۰ درصد.

نکته: $\ln Y_t$ لگاریتم طبیعی تولید سرانه نیروی کار در سال جاری. $\ln Y_{t-1}$ لگاریتم طبیعی تولید سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیردوره. $\ln N_t$ لگاریتم طبیعی متوسط نرخ رشد جمعیت در سن کار. $\ln S_t$ لگاریتم طبیعی متوسط نرخ پس‌انداز. $\ln SH_t$ لگاریتم طبیعی متوسط شاخص سرمایه انسانی (نسبت جمعیت فعال با تحصیلات دبیرستان به کل جمعیت فعال).

۲ـ۵. برآورد مدل

۱ـ۲ـ۵. همگرایی مطلق بتا و سیگما (σ)

همان‌طورکه در بخش روش‌شناسی اشاره شد، آزمون فرضیه همگرایی مطلق از طریق رگرسیون متوسط نرخ رشد اقتصادی در بازه زمانی تحقیق بر سطح اولیه درآمد سرانه در سال پایه میسر است. نمودار (۲)، همگرایی مطلق و موقعیت کشورها را نشان می‌دهد. کشورهای ایران، ترکیه، قزاقستان، ترکمنستان، آذربایجان، ازبکستان و پاکستان دارای متوسط رشد اقتصادی (بر طبق رابطه ۱۶) مثبت در دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ بوده و در این بین، ایران با متوسط رشد اقتصادی ۰/۰۶ (یا ۶ درصد) به‌منزله معجزه رشد است. همچنین تاجیکستان، قرقیزستان و افغانستان متوسط رشد اقتصادی منفی را در دوره تحقیق کسب کرده‌اند و دو کشور تاجیکستان و قرقیزستان نیز با متوسط رشد اقتصادی ۰/۰۵۵- (یا منفی ۵/۵ درصد) و ۰/۰۶۸- (یا منفی ۶/۸ درصد) به‌منزله فاجعه‌های رشد محسوب می‌شوند. همچنین، همان‌طورکه مشاهده می‌شود، رابطه معکوسی بین متوسط رشد اقتصادی کشورهای عضو در دوره تحقیق (۲۰۱۰-۱۹۹۰) و سطح اولیه درآمدشان در سال ۱۹۹۰ برقرار است. نکته مهم این شکل این است که شیب خط رگرسیون همگرایی مطلق بتا بسیار پایین بوده (۰/۰۱-) و نزدیک به صفر است. تخمین معادله همگرایی مطلق به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) نیز حاکی از این واقعیت مهم است که ضریب همگرایی مطلق بتا علی‌رغم منفی بودن، بسیار پایین بوده و از لحاظ آماری معنادار نیست (جدول ۳).



منبع: یافته‌ها.

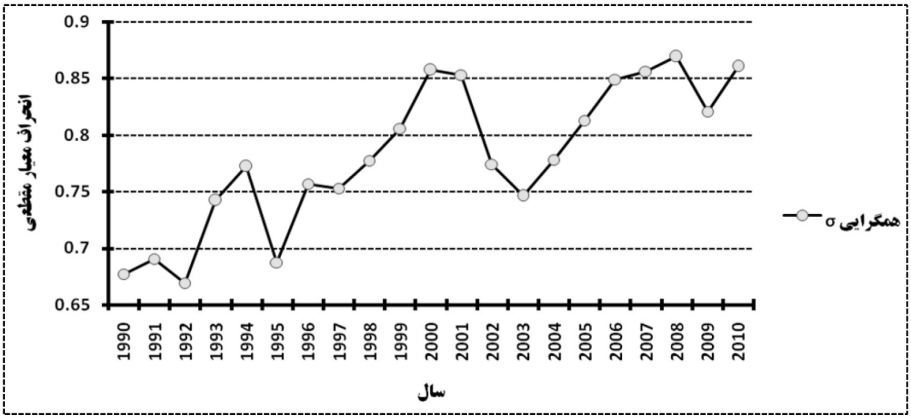
نمودار ۲ـ رگرسیون مقطعی همگرایی مطلق بتا و موقعیت کشورها.

جدول ۳ـ تخمین مدل همگرایی بتای مطلق به روش OLS.

متغیر	ضریب	احتمال
α	۰/۰۹۸	۰/۵۷۳
$\ln[Y_{1990}]$	-۰/۰۱۱	۰/۵۶۴
λ (سرعت همگرایی مطلق)	۱/۲۳ ٪	–
(R-squared): 0/043 (Adjusted R-squared): -0/076		

منبع: یافته‌ها.

نتیجه آزمون همگرایی سیگما نیز سازگار با نتایج حاصل از همگرایی بتای مطلق بوده و وقوع واگرایی را تأیید می‌کند. روند انحراف معیار مقطعی درآمد سرانه واقعی (ریشه دوم رابطه ۱۷) کشورهای عضو اکو علیرغم داشتن نوسان در طول دوره تحقیق روند افزایشی داشته و بیانگر وقوع واگرایی سیگما است (نمودار ۳). بنابراین، می‌توان گفت نابرابری درآمد سرانه نیروی کار کشورهای عضو اکو در دوره تحقیق افزایش یافته و این سازمان در کاهش شکاف درآمدی اعضای خود تا کنون موفق نبوده است.



منبع: یافته‌ها.

نمودار ۳ـ پویایی انحراف معیار مقطعی درآمد سرانه واقعی کشورهای اکو

۲ـ۲ـ۵. همگرایی بتای شرطی فضایی

با توجه به این‌که فرضیه همگرایی شرطی در این پژوهش با کنترل اثر متغیر شرطی فضا در چارچوب داده‌های تابلویی آزمون می‌شود، بنابراین باید وجود وابستگی فضایی درآمد سرانه نیروی کار در بین کشورهای اکو در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ آزموده شود.

جدول ٤ـ آزمون‌های تشخیصی فضایی و پانلی

نوع آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون مورآن (MI)	۰/۰۷۵	۰/۰۰۰***
آزمون جری (GC)	۰/۹۱۵	۰/۰۰۰***
آزمون جتیس ـ اورد (GOG)	۰/۴۸۷	۰/۰۰۰***
آزمون هاسمن فضایی	۴۹/۱۲	۰/۰۲۸**

منبع: یافته‌ها.
***: معناداری در سطح ۱ درصد و **: معناداری در سطح ۵ درصد. *: معناداری در سطح ۱۰ درصد.

با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی، وجود پدیده وابستگی فضایی تولید سرانه نیروی کار در پانل براساس هر سه آزمون تأیید شده و باید مدل‌سازی‌های درآمد سرانه کشورهای اکو در حضور بُعد فضا انجام شود. همچنین، براساس آزمون هاسمن فضایی، روش اثرات ثابت فضایی کاراتر از روش اثرات تصادفی فضایی است. این نتیجه سازگار با مبانی نظری همگرایی است زیرا برای دوری از خطای متغیر حذف‌شده باید اثرات ثابت خاص کشوری در معادله همگرایی لحاظ شوند.

از سوی دیگر، با توجه به معمای سرمایه انسانی[1] مطرح‌شده توسط برخی مطالعات[2] که بیانگر عدم تأثیرگذاری عامل سرمایه انسانی بر تولید و بی‌معنا بودن ضریب سرمایه انسانی در تابع سولوی تعمیم‌یافته است، مدل همگرایی بتای شرطی به دو صورت با لحاظ سرمایه انسانی و بدون لحاظ سرمایه انسانی در تابع تولید برازش می‌شود.

1. Human Capital Puzzle (HCP).
2. Benhabib and Spiegel (1994). Bils and Kleenow (2000). Pritchett (2001).

جدول ۵- نتایج تخمین ضرایب مدل سولو فضایی با لحاظ اثرات ثابت به روش QMLE (بدون لحاظ سرمایه انسانی)

اسم متغیر	ضریب	مقدار آماره z	ارزش احتمال (PV)
lnY_{t-1}	۰/۲۸۶	۲/۵۱	۰/۰۱۲**
$ln(N_{it}+0.05)$	۰/۳۹۸	۱/۳۵	۰/۱۷۶
lnS	۰/۲۴۳	۱/۹۴	۰/۰۵۲*
λ	−۰/۲۶۸	−۱/۵۰	۰/۱۳۴
ρ	۰/۶۳۷	۴/۵۱	۰/۰۰۰***
سرعت همگرایی شرطی	α ضمنی	آماره شوارتز (SBC)	آماره آکائیک (AIC)
۰/۲۵	۰/۲۵۴	۳/۳۲۹	−۵/۰۷۷

منبع: یافته‌ها.
***: معنی داری در سطح ۱ درصد و **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد. *: معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد.

نتایج تخمین مدل دوربین فضایی برای متغیرهای تحقیق در جدول (۵) نشان داده شده است. ضریب همگرایی بین صفر و یک بوده و سرعت همگرایی بتای شرطی برابر ۲۵ درصد در سال برای هر کشور است. این ضریب بیانگر آن است که به‌طور متوسط هر کشور با نرخ ۲۵ درصد در مسیر رشد متوازن[1] خود به‌سمت حالت پایدار[2] حرکت می‌کند. براساس رابطه محاسبه تولید سرانه جمعیت در سن کار، باید ضریب متغیر نرخ رشد نیروی کار منفی شود. ضریب متغیر مجموع میانگین نرخ رشد نیروی کار و نرخ پیشرفت فنی و نرخ استهلاک سرمایه ثابت در این تحقیق مثبت بوده، اما از لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین، ضریب متوسط نرخ پس‌انداز مثبت و در سطح معناداری ۱۰ درصد معنادار هستند. بنابراین، طبق مدل سولو در بین کشورهای عضو اکو آن‌هایی که نرخ پس‌انداز بالایی دارند، به‌طور متوسط نرخ رشد اقتصادی بالاتری کسب می‌کنند. آلفای[3] ضمنی (α) درواقع بیانگر کشش تولید سرانه نیروی کار نسبت به نهاده سرمایه است. ضریب آلفا در این پژوهش

1. Balanced Growth Path.
2. Steady State.
۳. آلفای ضمنی از روابط $\beta_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha}(1-e^{-\beta t})$ و $\gamma = e^{-\beta t}$ به‌دست می‌آید که در آن β_2، ضریب برآوردی متغیر نرخ پس‌انداز است.

برابر ۰/۲۵۴ است و نشانگر پایین بودن کشش تولیدی نهاده سرمایه نسبت به نهاده نیروی کار در بین کشورهای اکو است. این به آن معنا است که با فرض ثابت بودن سایر نهاده‌ها، درصورتی‌که موجودی سرمایه فیزیکی در بین کشورهای سازمان همکاری اقتصادی یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط تولید سرانه نیروی کار به اندازه ۰/۲۵ درصد افزایش خواهد یافت. ضریب λ مقدار منفی داشته و از نظر آماری معنادار نیست. تفسیر این ضریب به کمک تجزیه اثرات کل به اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) میسر است، به‌طوری‌که بر طبق اثرات مستقیم هر کشوری که در ابتدای دوره درآمد سرانه کم‌تری داشته باشد، نرخ رشد اقتصادی بیش‌تری داشته و در پایان درآمد سرانه بالاتری کسب می‌کند و توسط اثرات غیرمستقیم بر درآمد سرانه نیروی کار کشورهای مجاور خود تأثیر می‌گذارد (سرریز می‌کند).

همچنین براساس نتایج به‌دست‌آمده، ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) مثبت بوده و از نظر آماری در سطح یک درصد معنادار است. بنابراین، درصورتی‌که میانگین وزنی لگاریتم تولید سرانه نیروی کار کشورهای مجاور یک کشور در منطقه اکو یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار آن کشور به اندازه ۰/۶۳ درصد افزایش می‌یابد. لحاظ کردن متغیر شرطی سرمایه انسانی به مدل نتایج قابل قبولی ارائه نمی‌دهد و برقرای معمای سرمایه انسانی (HCP) را تأیید می‌کند. جدول (۶) نتایج تخمین مدل سولوی تعمیم‌یافته فضایی برای کشورهای عضو اکو را نشان می‌دهد. ضریب متغیر سرمایه انسانی مثبت و از نظر آماری معنادار نیست. همچنین، آماره‌های انتخاب مدل شوارتز و آکائیک در مدل ساده سولو مقادیر کم‌تری دارند، درحالی‌که بعد از لحاظ کردن سرمایه انسانی این آماره‌ها افزایش می‌یابند. از آنجا که مقادیر کم‌تر این آماره‌ها بر تصریح صحیح مدل دلالت دارند، بنابر این مدل سولو در فضایی بدون لحاظ کردن سرمایه انسانی مورد بحث و تحلیل قرار می‌گیرد.

مقدار مثبت و معنادار ضریب خودرگرسیون فضایی نشان می‌دهد بخشی از رشد اقتصادی هریک از کشورهای مورد بررسی به دلیل اثر مجاورت (و یا فاصله) بوده و چرخه خودکار مثبت رشد اقتصادی در بین کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) برقرار است. بر طبق نتایج به‌دست‌آمد می‌توان گفت بُعد مسافت در رشد و توسعه اقتصادی

کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی مهم و معنادار است و کشورهای عضو باید به این عامل مهم در گسترش همکاری‌ها و مبادلات تجاری در میان خود و کشورهای مجاور خود توجه کنند. بنابراین، براساس نتایج گزارش شده در جدول (۵) فرضیه تحقیق مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

جدول ۶- نتایج تخمین ضرایب مدل سولو فضایی با لحاظ اثرات ثابت به روش QMLE (با لحاظ سرمایه انسانی)

اسم متغیر	ضریب	مقدار آماره z	ارزش احتمال (PV)
$\ln Y_{t-1}$	۰/۲۷۸	۲/۲۳	۰/۰۲۶**
$\ln(N_{it}+0.05)$	۰/۴۲۶	۱/۲۷	۰/۲۰۶
lnS	۰/۲۴۲	۱/۹۳	۰/۰۵۳*
lnSH	۰/۰۵۴	۰/۱۷	۰/۸۶۶
λ	-۰/۲۵۹	-۱/۳۹	۰/۱۶۶
ρ	۰/۶۲۹	۴/۱۸	۰/۰۰۰***
سرعت همگرایی شرطی	ضمنی	آماره شوارتز (SBC)	آماره آکائیک (AIC)
۰/۲۵۶	۰/۲۵۱	۶/۷۳	-۳/۰۷۷

منبع: یافته‌ها.

***: معناداری در سطح ۱ درصد. **: معناداری در سطح ۵ درصد. *: معناداری در سطح ۱۰ درصد.

جمع‌بندی و ملاحظات

در این مقاله همگرایی اقتصادی ده کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ بررسی شد. ابتدا در چارچوب مبانی نظری اقتصادسنجی رشد سطح پایدار سرمایه سرانه مؤثر نیروی کار و تولید سرانه در حالت‌های کلاسیک و فضایی استخراج شده و نشان داده شد که وجود اثرات مثبت سرریز رشد اقتصادی و دانش موجب ارتقای سطح سرمایه سرانه و تولید سرانه نسبت به حالت کلاسیک (عدم وجود اثرات مثبت سرریز) می‌شود. سپس، فرضیه همگرایی به سطح پایدار مشترک درآمد سرانه نیروی کار

توسط آزمون‌های همگرایی مطلق و سیگما بررسی شد. نتایج آزمون‌های تشخیصی فضایی نشان دادند متغیر تولید سرانه نیروی کار در پانل دارای پدیده وابستگی فضایی بوده و مدل‌سازی‌های رشد باید در حضور بُعد فضا انجام شود. بنابراین، فرضیه همگرایی شرطی نیز در چارچوب داده‌های تابلویی پویای فضایی با لحاظ اثرات ثابت خاص کشوری و زمانی آزمون شد. مدل تصریحی فضایی برای همگرایی شرطی حالت دوربین فضایی (SDM) بود که همزمان وقفه فضایی متغیر وابسته (تولید سرانه نیروی کار سال جاری) و وقفه فضایی متغیر توضیحی تولید سرانه نیروی کار در ابتدای زیردوره را به‌عنوان متغیرهای توضیحی جدید وارد مدل می‌کند. نتایج این پژوهش عبارتند از:

- براساس نتایج آزمون‌های همگرایی مطلق و سیگما، نابرابری درآمدی ده عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) در دوره تحقیق (۲۰۱۰-۱۹۹۰) افزایش یافته و این سازمان در کاهش شکاف درآمدی اعضای خود موفق عمل نکرده است.
- با استفاده از مدل سولوی فضایی و کنترل اثرات متغیرهای شرطی نرخ پس‌انداز، رشد نیروی کار و وقفه فضایی درآمد سرانه نیروی کار، فرضیه همگرایی شرطی درآمد سرانه نیروی کار برای کشورهای مذکور صادق بوده و کشورهای اکو درآمد سرانه پایدار متفاوتی داشته و به‌طور متوسط با سرعت ۲۵ درصد در مسیر رشد متوازن به‌سمت حالت پایدار خاص خود حرکت می‌کنند. با توجه به مقدار مثبت و معنادار متغیر وقفه فضایی، اثر بُعد فضا (فاصله) در کشورهای مذکور مثبت و معنادار بوده و درآمد سرانه واقعی هر کشور میانگین وزنی از درآمد سرانه واقعی کشورهای منطقه است که در آن کشورهای مجاور بیش‌ترین وزن را دارند. به‌عبارت دقیق‌تر، کشش خودرگرسیون فضایی تولید سرانه جمعیت در سن کار ۰/۶۳ درصد ارزیابی شد. بنابراین، اگر میانگین وزنی فضایی تولید سرانه نیروی کار کشورهای عضو اکو یک درصد افزایش یابد، تولید سرانه نیروی کار یک کشور عضو به‌طور متوسط ۰/۶۳ درصد افزایش می‌یابد که در این بین، اثرات سرریز رشد اقتصادی کشورهای مجاور (همسایه) بیش‌تر بوده و شدت این اثرات در طول فاصله کاهش می‌یابد.
- مطابق نتایج، متغیرهای نرخ رشد جمعیت در سن کار (فعال) و سرمایه انسانی (نسبت جمعیت در سن کار با تحصیلات دبیرستان به کل جمعیت فعال) بر تولید سرانه جمعیت

در سن کار (APL) اثر مثبت دارند اما اثرشان معنادار نیست. مثبت بودن ضریب متغیر متوسط نرخ رشد جمعیت فعال حاکی از این واقعیت مهم است که این کشورها در مرحله اول تولید بوده و نزدیک مرز اول و دوم تولید می‌کنند. همچنین براساس نتایج به‌دست‌آمده، معمای سرمایه انسانی برای کشورهای اکو تأیید شده و نهاده سرمایه انسانی (شاخص نسبت جمعیت فعال با تحصیلات دبیرستان به کل جمعیت فعال به‌عنوان پراکسی) تأثیر معناداری در رشد اقتصادی کشورهای مذکور ندارد.

نتایج حاصل از این پژوهش با نتایج مطالعه مجرد و همکاران (۱۳۹۲) همسو است و فرضیه همگرایی شرطی بین کشورهای عضو اکو را تأیید می‌کند. همچنین، سرعت همگرایی شرطی در مطالعه حاضر ۲۵ درصد ارزیابی شده که به‌مراتب بیش‌تر از مقدار برآوردی مطالعه مجرد و همکاران (۱۵ درصد و ۹ درصد) است. بنابراین، می‌توان گفت اثرات سرریز فضایی مثبت رشد اقتصادی باعث افزایش سرعت همگرایی شرطی در مسیر رشد متوازن شده و بر همگرایی منطقه‌ای کشورهای اکو تأثیر مثبت دارد.

پیشنهادهای سیاستی

نتایج حاصل از این تحقیق ارتباط مستقیم با تصمیم‌گیری‌های سیاستی و اقتصادی درباره آینده سازمان همکاری اقتصادی (اکو) دارد. مهم‌ترین پیشنهادات سیاستی برای پژوهشگران و سیاست‌گذاران سازمان اکو عبارتند از:

- با توجه به مثبت و معنادار بودن ضریب سرریز فضایی (ρ)، چرخه مثبت خودکار رشد اقتصادی در بین کشورهای عضو اکو برقرار است. همان‌طورکه بحث شد، تجارت عامل مهم سرریز رشد اقتصادی در کشورهای اکو است؛ بنابراین توصیه می‌شود سیاستگذاران سازمان اکو و کشورهای عضو با اخذ تدابیر مناسب، زمینه‌های افزایش تجارت بین کشوری در میان خود را فراهم آورند. بر همین اساس، ایجاد ناحیه آزاد تجاری هدف‌گذاری‌شده در موافقتنامه تجاری اکوتا می‌تواند مؤثر واقع شده و دسترسی به بازار فروش ۴۰۰ میلیون نفری را تسهیل کرده و اثرات خارجی مثبتی[1] در کشورهای عضو ایجاد کند.

1. Positive Externalities

- افزایش نابرابری درآمدی کشورهای عضو اکو و بروز واگرایی سیگما پیامد جالبی برای توجیه کارایی این سازمان منطقه‌ای ندارد. پیشنهاد می‌شود مطالعات دقیق‌تری درباره عوامل ساختاری مؤثر در افزایش شکاف درآمدی اعضای اکو انجام شود.

منابع

افشاری، زهرا و امینی، تکتم (۱۳۹۰)؛ «بررسی ارتباط بین شدت تجارت دوجانبه و همزمانی ادوار تجاری ایران و اعضای اکو با استفاده از یک الگوی ترکیبی (Panel Data)»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ش ۶۱، صص ۱۱۱-۸۱.

اکبری، نعمت‌اله و فرهمند، شکوفه (۱۳۸۴)؛ «همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس: مطالعه‌ای برمبنای اقتصادسنجی فضایی»، مجله علمی پژوهشی پژوهشنامه بازرگانی، ش. ۹ (۳۴)، صص ۳۲-۱.

اکبری، نعمت‌اله و مویدفر، رزیتا (۱۳۸۳)؛ «بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)»، مجله علمی ـ پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی، سال ۴، ش ۱۳، صص ۱۳-۱.

اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۴)؛ «مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، ش ۲۳، صص ۳۹-۶۸.

بافنده ایماندوست، صادق و قانعی زارع، هانیه (۱۳۹۳)؛ «رابطه میان یکپارچگی کشورهای اکو و حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه»، دو فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، سال ۲۱، ش ۷، صص ۲۱۷.

بهشتی، محمدباقر (۱۳۸۲)؛ توسعه اقتصادی ایران، تبریز، دانشگاه تبریز.

بیابانی، جهانگیر، شایگانی، بیتا، ندری، کامران و عبدالهی آرانی، مصعب (۱۳۹۱)؛ «امکان‌سنجی نظریه منطقه بهینه پولی (OCA) برای کشورهای سازمان همکاری اقتصادی (اکو): الگوریتم خوشه‌بندی فازی نسبت به مرکز»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم، ش ۶۲، صص ۷۸-۳۹.

جلایی، سیدعبدالحمید و سلیمانی، سعید (۱۳۸۵)؛ «یکپارچگی تجاری ایران با کشورهای عضو اکو (ECO): کاربرد یک مدل جاذبه»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، ش ۴، صص ۲۴-۱.

حائریان اردکانی، محمود (۱۳۸۷)؛ «ارزیابی گسترش اتحادیه تجاری «اکو»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار)»، سال هشتم، ش ۱، صص ۲۰۲-۱۷۹.

حمیدی، داود (۱۳۹۲)؛ «بررسی همگرایی شدت انرژی در بین کشورهای اوپک در حضور شکست‌های ساختاری (یک رویکرد دوجانبه)»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه، به راهنمایی دکتر کیومرث شهبازی.

راسخی، سعید و رنجبر، امید (۱۳۸۸)؛ «اثر درجه بازبودن تجارت بر سرعت همگرایی درآمد سرانه: شواهدی از گروه دی هشت»، نامه مفید (نامه اقتصادی)»، ش ۷۲، صص ۱۰۹-۱۳۴.

رحمانی، تیمور و حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰)؛ «اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران»، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ش ۵، ص ۲.

رحمانی، میترا (۱۳۷۶)؛ «بررسی آثار یکپارچگی بر تجارت بین کشورهای عضو اکو: (مدل جاذبه)»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

رفعت، بتول و بیک‌زاده، سعید (۱۳۹۱)؛ «کاربرد الگوی معادلات همزمان داده‌های تابلویی در تحلیل نقش یکپارچگی اقتصادی اکو بر رشد و اشتغال»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، ش ۸، صص ۲۲-۱۰.

رومر، دیوید (۱۹۸۵)؛ اقتصاد کلان پیش‌رفته، ترجمه مهدی تقوی، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد علوم تحقیقات، چاپ دوم، صص ۴۴-۴۸.

سعدی، محمدرضا (۱۳۹۰)؛ «اثر ادغام اقتصادی از طریق تجارت بر ادوار تجاری (کشورهای منتخب عضو اکو)»، پژوهشنامه اقتصادی، سال یازدهم، ش ۴۰، صص ۶۹-۴۹.

طوسی، ماندانا.، مقدسی، رضا.، یزدانی، سعید و احمدیان، مجید (۱۳۸۹)؛ «آثار منطقه‌گرایی بر توسعه تجارت محصولات کشاورزی ایران: سازمان همکاری‌های اقتصادی (اکو)»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی، سال چهارم، ش ۴، ص ۱۳۱.

عابدینی، جواد و مسگری، علی (۱۳۹۱)؛ «برآورد ظرفیت‌های صادراتی دوجانبه در صنایع غیرنفتی سازمان همکاری اقتصادی (اکو)»، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ش ۷، صص ۹۶-۷۵.

علمی، زهرا و رنجبر، امید (۱۳۹۱)؛ «اثرات تجارت بررشد کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی با تأکید بر ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۷، ش ۴، صص ۱۱۵-۹۷.

فرمیهنی، اکرم، شریفی، کیومرث و توفیقی، رضا (۱۳۸۹)؛ سازمان همکاری اقتصادی (اکو)، سازمان توسعه تجارت ایران، معاونت بازاریابی و تنظیم روابط سازمان، تهران.

کسرایی، اسرافیل (۱۳۸۶)؛ «نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از

کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به‌منظور کاربرد)»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۷۷، صص ۶۴-۲۷.

گرجی، ابراهیم و مدنی، شیما (۱۳۸۸)؛ اقتصاد کلان دینامیک (نظریه‌های رشد)، تهران، انتشارات سمت.

مجرد، عصمت، همایونی‌فر، مسعود و سالارپور، ماشاالله (۱۳۹۲)؛ «نقش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو اکو»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۸، ش ۴، صص ۲۱۱-۱۸۹.

محمودی، عبداله (۱۳۹۳)؛ «تأثیرات همگرایی اقتصادی کشورهای عضو اکو در یک مدل تعادل عمومی استاندارد (مدل GTAP)»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۲، ش ۷۰، صص ۳۰-۵.

نجفی علمدارلو، حامد، مرتضوی، سید ابوالقاسم و شمشادی یزدی، کتایون (۱۳۹۲)؛ «کاربرد اقتصادسنجی فضایی در بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: رهیافت داده‌های تابلویی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، سال ۱۳، ش ۳، صص ۶۲-۴۹.

هوشمند، محمود.، مهدوی عادلی، محمدحسین و اللهی، سعید (۱۳۸۵)؛ «تأثیر زیرساخت‌های حمل‌ونقل زمینی بر حجم تجارت بین المناطق ایران با کشورهای اکو»، پژوهشنامه بازرگانی، ش ۴۱، ص ۱۲۵.

Abramovitz, M. (1986); "Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind", *Journal of Economic History*, no. 46, pp. 385-406.

Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1995); *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.

Baumol, W. J. (1986); "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show?", *American Economic Review*, no. 16 (10), pp. 72-85.

Baxter, M., Kouparitsas, M. (2005); "Determinants of Business Cycle Co-Movement: A Robust Analysis", *Journal of Monetary Economics,* no. 52, pp. 113–157.

Benhabib J, Spiegel MM. (1994); "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data", *Journal of Monetary Economics*, no. 34, pp. 143–174.

Bertram, G. (2004); "On the Convergence of Small Island Economies with Their Metropolitan Patrons", *World Development*, no. 32 (2), pp. 343-364.

Bils M, Klenow P.J. (2000); "Does Schooling Cause Growth?", *American Economic Review*, no. 90, pp. 1160–1183.

Cerqueira, P. A., Martins, R. (2009); "Measuring the Determinants of Business Cycle Synchronization Using a Panel Approach", *Economics Letters*, no. 102, pp. 106–108.

Cliff, A. D., and Ord, J. (1973); *Spatial Autocorrelation*, London: Pion.

Cliff, A., and Ord, J. (1981); *Spatial Processes, Models and Applications*, London: Pion.

Cuaresma, J. C, Havettová, M., Lábaj, M. (2013); "Income Convergence Prospects in Europe: Assessing the Role of Human Capital Dynamics", *Economic Systems*, In Press.

Debarsy, N., Ertur, C. (2010); "Testing for Spatial Autocorrelation in a Fixed Effects Panel Data Model", *Regional Science and Urban Economics*, no. 40, pp. 453–470.

ECO Statistical Report 2013, Available for download at: http://www. ecosecretariat.org.

Egger, P., Pfaffermayr, M. (2006); "Spatial Convergence", *Papers in Regional Science*, no. 85, (2), pp. 199–215.

Ertur, C., and Koch, W. (2007); "Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, no. 22, pp. 1033-1062.

Feenstra, Robert C., Robert Inklaar and Marcel P. Timmer. (2013); "The Next Generation of the Penn World Table", Available for download at: www. ggdc. net/pwt.

Fidrmuc, J., Ikeda, T., Iwatsubo, K. (2012); "International Transmission of Business Cycles: Evidence from Dynamic Correlations", *Economics Letters*, no. 114, pp. 252–255.

Frankel, J., Rose, A. (1998); "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria", *The Economic Journal*, no. 108, pp. 1009–1025.

Furceri, D. (2005); "β and σ-Convergence: A Mathematical Relation of Causality", *Economics Letters*, no. 89, pp. 212–215.

Ho, Ch. Yu., Wang, W., Yu, J. (2013); "Growth Spillover through Trade: A Spatial Dynamic Panel Data Approach", *Economics Letters*, no. 120, pp. 450–453.

International Online Energy Statistics of EIA (Energy Information Administration), 2014. Proved Reserves of Natural Gas, retrieved from: http://www. eia. gov.

Islam, N. (2003); "What Have We Learnt from the Convergence Debate?", *Journal of Economic Surveys*, no. 17 (3), pp. 309–362.

Islam, N. (1995); "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, no. 110, pp. 1127-1170.

Keller, W. (2002); "Geographic Localization of International Technology Diffusion", *American Economic Review*, no. 92 (1), pp. 120–142.

Lee, L. f. & Yu, J. (2010); "Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects", *Journal of Econometrics*, no. 154, pp. 165-185.

López-Bazo, E., Vayá, E., Artís, M. (2004); "Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions", *Journal of Regional Science* , no. 44 (1), pp. 43–73.

Lucas, Robert. (1990); "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?", *American Economic Review*, no. 80, (2), pp. 92–96.

Mankiw, G., Romer, D., Weil, D. (1992); "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics* , no. 107, pp. 407–437.

OPEC Statistical Bulletin, Proven Oil Reserves (as of 31 Dec. 2013), Accessed 29 Nov. 2014. Retrieved from: http://www. opec. org.

Pesaran, M. H. (2007); "A Pair-wise Approach for Testing Output and Growth Convergence", *Journal of Econometrics*, no. 138, pp. 312–355.

Pfaffermayr, M. (2009); "Conditional β and σ-Convergence in Space: A Maximum Likelihood Approach", *Regional Science and Urban Economics*, no. 39, pp. 63–78.

Pritchett, L. (2001); "Where Has All Education Gone?", *World Bank Economic Review*, no. 15, pp. 367–391.

Quah, D. (1993); "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, Wiley Blackwell, no. 95 (4), pp. 27-43.

Sala-i-Martin, X. (1996); "The Classical Approach To Convergence Analysis", *The Economic Journal*, no. 106 (437), pp. 1019-1036.

Sachs, J. and A. Warner. (1995); "Economic Reforms and the Process of Global Integration," *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, pp. 1–118.

Seya, H., Tsutsumi, M., Yamagata, Y. (2012); "Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach", *Economic Modeling*, no. 29, pp. 60-71.

Solow, R. M. (1956); "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, no. 70, pp. 65-94.

Swan, T. W. (1956), "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, no. 32, pp. 334-361.

Tao, J., Yu, J. (2012); "The Spatial Time Lag in Panel Data Models", *Economics Letters*, no. 117, pp. 544–547.

Tian, L., Wang, H. H., Chen, Y. (2010); "Spatial Externalities in China Regional Economic Growth", *China Economic Review*, no. 21, pp. S20–S31.

Whittle, P. (1954), "On Stationary Processes in the Plane", *Biometrica*, no. 41 (41), pp. 434–449.