تحقیقات اقتصادی، دورهٔ ۴۸، شمارهٔ ۴، زمستان ۱۳۹۲، ص ۲۱۱ - ۱۸۹

نقش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو اکو

عصمت مجرد[۱]

دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل smmojarad.b@gmail.com

مسعود همایونی‌فر[۲]

دانشیار گروه اقتصاد دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
homayounifar@gmail.com

ماشااله سالارپور[۳]

دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل hosssalarpour@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۴/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۲۰

چکیده

در مطالعهٔ حاضر، نقش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو اکو در مدل داده‌های ترکیبی پویا ارزیابی می‌شود. در ابتدا، همگرایی بین کشورهای عضو اکو و اثر بخش کشاورزی در تسریع همگرایی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای دورهٔ زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۱ بررسی شد. نتایج نشان داد که بین کشورهای عضو اکو همگرایی برقرار است. بخش کشاورزی، به‌رغم افزایش رشد منطقه‌ای، در تسریع همگرایی تأثیر منفی دارد و باعث کاهش سرعت همگرایی شده است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که کشورهای عضو اکو با توسعهٔ بخش کشاورزی و بررسی چالش‌ها و تنگناهای این بخش بتوانند چشم‌انداز روشنی برای برنامه‌ریزی‌های آینده در بهبود همگرایی منطقه‌ای فراهم آورند.

طبقه‌بندی JEL: C51, F13, F15, Q17.

کلیدواژه‌ها: بخش کشاورزی، کشورهای عضو اکو، همگرایی منطقه‌ای.

---

۱. نویسندهٔ مسئول، مشهد، ادیب جنوبی ۱۷، پلاک ۲۱، طبقهٔ اول واحد جنوبی، کدپستی ۹۱۸۹۶۳۵۹۹۱، تلفن: ۰۹۱۵۱۸۸۲۶۰۹

۲. دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد، تلفن: ۰۹۱۲۲۷۱۹۶۶

۳. گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل، ۰۹۱۵۱۴۴۵۶۰۲

۱. مقدمه

همگرایی کامل اقتصادی هدف نهایی سازمان‌ها و اتحادیه‌های منطقه‌ای و بین‌المللی است که می‌خواهند مسیر جهانی شدن را در اثر مشارکت در رقابت هموار سازند. گسترش دامنه جغرافیایی اتحادیه اروپایی و تعمیم سیاست آن بر بخش های مختلف فرهنگی، سیاسی، اجتماعی و به خصوص اقتصادی کشورهای عضو، نمونه خوبی بر این ادعا است که همگرایی منطقه‌ای موجب ارتقای توان حضور در عرصه‌های بین‌المللی می‌شود.

سازمان همکاری اقتصادی اکو نیز برای ایفای نقش موثر در اقتصاد جهانی، راهی جز وحدت رویه با ملل هم فرهنگ و روی آوردن به همگرایی منطقه‌ای ندارند. به ویژه تقویت و گسترش تجارت در قالب همکاری‌های منطقه‌ای، آمادگی لازم را برای کشورهای عضو جهت پیوستن به سازمان‌هایی نظیر سازمان تجارت جهانی را فراهم می‌سازد (موسسه پژوهش های برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۳).

همگرایی اقتصادی بین اعضای اکو منجر به منافع بیشتر برای کشور های عضو منطقه شده و منطقه را قادر می‌سازد تا به عنوان یک جبهه متحد در نظام جهانی عمل کند. بی تردید یکی از گام های لازم جهت تحقق همگرایی منطقه ای بین اعضای اکو، تقویت و گسترش تجارت در بخش‌های مختلف تولیدی از جمله بخش کشاورزی می باشد. کشور های عضو اکو با وفور منابع طبیعی، شرایط مساعد محیطی و اقلیمی و تنوع تولیدات کشاورزی دارای پتانسیل‌های بالقوه‌ای در توسعه کشاورزی و تامین امنیت غذایی دارند. بنابراین شناخت جایگاه بخش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای در برنامه‌ریزی‌های آینده بهبرنامه ریزان و تصمیم گیران کشور های عضو در زمینه توسعه صادرات آن محصولات کمک می‌کند. بدیهی است که لازمه این امر شناخت وضع فعلی کشاورزی کشورهای منطقه، اعمال سیاست های مناسب و پالایش دقیق نتایج سیاست‌های مذکور است. به طور کلی تجربه اقتصاد منطقه‌ای بین کشور های مختلف مبین آن است که برخی مناطق، در مقایسه با سایر مناطق عملکرد بهتری داشته و در نتیجه از رشد اقتصادی سریعتری برخوردار بوده اند. بنابراین، در صورتی که برنامه ریزان بتوانند این گونه عوامل تاثیر گذار بر رشد اقتصادی مناطق را شناسایی و میزان تاثیرگذاری هرکدام را در عملکرد اقتصاد منطقه‌ای تعیین کنند؛ اطلاعات بسیار مفیدی برای برنامه‌ریزی فراهم خواهد شد (رحمانی و عسگری،۱۳۸۴).

افزایش همگرایی منطقه‌ای از طریق توسعه بخش کشاورزی امکان پذیر است. توسعه این بخش همانند هر یک از بخش‌های دیگر اقتصاد بدون اتکا به توسعه هماهنگ یک بخش مالی متناسب امکان پذیر نیست. از آنجایی که بورس تخصصی کالا یک بازار سیال و نقد پایدار است. حضور چنین بازارهایی تامین منابع مالی تولید را به فرآیندی آسان و کم هزینه تبدیل می کند. در چنین حالتی، می‌توان تنگناهای توسعه تولید کشاورزی را، تا آنجا که مربوط به کمبود عوامل و منابع مالی است؛ با سهولت بیشتری برطرف ساخت. همچنین با بررسی عملکرد محصولات کشاورزی اعضای اکو می‌توان نشان داد که در گروه کالاهای گندم، ذرت، برنج، شکر و پنبه برخی از کشورها دارای مزیت نسبی آشکار شده‌اند (موسسه پژوهش های برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۳) و می‌توان محصولات فوق را در یک بورس کالایی منطقه‌ای، مورد داد و ستد قرار داد و بدین ترتیب حجم تجارت درون منطقه‌ای را افزایش داد.

افزایش توان اقتصادی کشورهای تازه استقلال یافته در جهت بهبود نهادها و ساختارهای لازم در بخش کشاورزی کشور های عضو اکو اهمیت فراوانی دارد. با توجه به اینکه ارزش افزوده بخش کشاورزی اغلب کشور های تازه استقلال یافته به ویژه قرقیزستان و تاجیکستان نسبت به سایر اعضای اکو دارای افت شدیدی است. بدین ترتیب حجم اقتصادی کاملاً نابرابری در بخش کشاورزی کشور های عضو اکو وجود دارد که توسعه همکاری های منطقه ای را دشوار می سازد. بنابراین افزایش توان اقتصادی بخش کشاورزی این کشور ها و بهبود ساختار کشاورزی آن در جهت افزایش همگرایی منطقه‌ای ضروری است. با کاهش سطح تعرفه‌ها مربوط به کالاهای کشاورزی و رفع موانع غیر تعرفه‌ای از طریق ایجاد موانع غیرتعرفه ای مشترک بین اعضای اکو و حذف سیاست‌های اقتصادی ناسازگار و متفاوت در میان اعضا نیز می‌توان در جهت بهبود همگرایی منطقه‌ای گام مثبت برداشت (کولایی، ۱۳۷۹).

حال با توجه به اهمیت موضوع، بایستی به این سوال اصلی پاسخ داده شود که نقش و ظرفیت اکو برای تحقق همگرایی منطقه‌ای در چه حدی است؟ بخش کشاورزی چه نقشی در تحقق همگرایی منطقه‌ای و ارتقاء اقتصاد و تجارت بین کشورهای عضو داشته است؟

برخی از تلاش‌هایی که تا کنون در زمینه مدل‌های همگرایی منطقه‌ای صورت گرفته می‌توان در مطالعه‌ی بوکلی و همکاران (۲۰۰۳) یافت که به تحلیل اثر همگرایی منطقه‌ای در آمریکای شمالی بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی از تولیدکنندگان کانادا،

اروپا و ژاپن پرداختند. بداینگر و همکاران (۲۰۰۴) بـه بررسـی همگرایـی منطقـه‌ای در اتحادیه اروپا در طی سال های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۹ با استفاده از روش داده های ترکیبـی بـا وابستگی فضایی پرداختند و سرعت همگرایی درآمد را بین ۱۹۶ منطقه از اتحادیه اروپـا تعیین کردند. به منظور تعیین سرعت همگرایی از روش گشتاور های تعمیم یافتـه بـرای داده های ترکیبی پویا استفاده نمودند. رحمـانی و هـانس فـردریش (۲۰۰۴) همگرایـی منطقه‌ای را در اقتصاد ایران طی دوره ۲۰۰۰- ۱۹۹۰ بـرای ۲۴ اسـتان کشـور بررسـی نمودند. ضریب همگرایی به دو روش حداقل مربعات معمولی و غیر خطـی بـرآورد شـد. نتایج نشان داد که در روش خطی وجود همگرایی هم در سرانه سپرده دیداری اسمی و هم واقعی تایید می‌شود. اما در روش غیر خطی ضریب همگرایی در آن از لحـاظ آمـاری بی معنی است و همگرایی بتا تایید نمی شود. اوان و کـیم (۲۰۰۵) بـا اسـتفاده از مـدل متغیر های تصادفی پویا به تخمین همگرایی در ۱۷ کشور آسیایی در طی دوره ۱۹۹۲- ۱۹۶۰ پرداختند. نتایج نشان داد که سرعت همگرایی منطقه ای در این کشور ها سالانه ۲ درصد می باشد.

سایر مطالعاتی که در زمینه مدل های همگرایی منطقه ای صورت گرفته را می توان در مطالعهٔ کروالو و هاروی (۲۰۰۵)، پدرونی و یااو (۲۰۰۶)، بهرنز و همکاران (۲۰۰۷) ، کارمینانی (۲۰۰۷) یافت که به بررسی همگرایی منطقه ای در کشور های مختلف بـرای داده های ترکیبی پرداختند.

جیارمن و همکاران (۲۰۰۶) به بررسی همگرایی منطقه ای بین جزایـر اقیانوسـیه و کشور های استرالیا و نیوزلند پرداختند.

اسپوزتی و بازولتی (۲۰۰۷) در مطالعه خود به بررسی اثر وجوه سرمایه‌ای یک هدفه بر روی رشد همگرایی اتحادیه اروپا با استفاده از روش داده های ترکیبی پویا پرداختنـد. اثر وجوه سرمایه‌ای یک هدفه بر روی رشد همگرایی اتحادیـه اروپـا بـا بکـارگیری مـدل همگرایی شرطی تعمیم یافته تخمین زده شد. بر طبق این مدل، رشد همگرایـی تحـت تاثیر رفتار های سیاسی قرار دارد.

گوتات و سرانیتو (۲۰۰۷) با بـه کـارگیری آزمـون هـای ریشـه واحـد در داده‌هـای ترکیبی به تعیین همگرایی درآمد در کشور های عضـو منـا (کشـور هـای بـین شـرق و شمال آفریقا) پرداختند. نتایج نشان داد که همگرایی مطلـق و شـرطی بـرای داده‌هـای ترکیبی در طی دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ با به کارگیری آزمون ریشه واحد به ترتیـب برابـر

۵/۶ و ۶/۱ می باشد. هر دو فرضیه همگرایی مطلق بدون اثرات مقطعی ثابت و همگرایی شرطی با اثرات مقطعی ثابت برای اغلب کشور های عضو منا رد شد.

وبر و وایت (۲۰۰۷) به تحلیل همگرایی در حالت توزیع یکنواخت پرداختند. این روش برای همگرایی منطقه‌ای دستمزد انگلستان به کار گرفته شد.

پفافرمایر (۲۰۰۸) به تخمین همگرایی سیگما و بتای شرطی با روش حداکثر راستنمایی پرداخت. بدین منظور فرایند رشد منطقه ای بر طبق مدل سولو و مدل وردوم با وابستگی فضایی بررسی شد. بنا بر نتایج مطالعه اثبات شد که در هر دو مدل سرعت همگرایی به شکاف درآمدی بین مناطق وابسته است. علاوه بر این، برای تعیین همگرایی سیگما و بتای شرطی از آزمون والد بر مبنای روش حداکثر راستنمایی با وابستگی فضایی استفاده شد. نتایج مطالعه مربوط به ۲۱۲ منطقه از اروپا در طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۲ می باشد. سرعت همگرایی بر اساس دو مدل حدود ۰/۴ تا ۰/۶ درصد به طور سالانه می باشد.

راماجو و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از مبانی اقتصاد سنجی فضایی، سرعت همگرایی را برای ۱۶۳ منطقه از اتحادیه اروپا در دوره ۱۹۸۱ تا ۱۹۹۶ تخمین زد. نتایج نشان داد که نقش وابستگی های فضایی در فرآیند همگرایی اروپا بسیار با اهمیت است. بر طبق این روش، سرعت همگرایی برای اتحادیه اروپا مقدار ۳/۳ درصد تعیین شد. همچنین مشاهده شد که در برخی از کشور های منتخب اتحادیه اروپا (ایرلند، یونان، پرتغال، اسپانیا) به طور مجزا از بقیه کشور های اتحادیه اروپا همگرایی وجود دارد. سرعت همگرایی در اتحادیه اروپا نسبت به دهه ۱۹۸۰ کاهش یافته است.

رحمانی و عسگری (۱۳۸۴) به بررسی نقش سیاست های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان های ایران پرداخته است و با استفاده از روش های و الگوهای متعارف اقتصاد سنجی و با به کارگیری مدل های همگرایی بارو و سالا- آی – مارتین به بررسی اثر سیاست های دولت در تسریع همگرایی پرداخته است. فروغی پور (۱۳۸۵) به بررسی همگرایی سیگما و بتا بین کشور های عضو اوپک پرداخت. در این مطالعه با استفاده از مدل رشد سولو و سوان به بررسی همگرایی تولید ناخالص داخلی ۱۱ کشور عضو اوپک پرداخته شد. نتایج نشان داد که فرضیه همگرایی در درون کشور های اوپک مورد تایید است. سرعت همگرایی در بین کشور های عضو اوپک ۰/۰۴۳ برآورد شد.

نجارزاده و شقاقی (۱۳۸۵) به منظور بررسی تاثیر همگرایی منطقه‌ای بر جذب سرمایه‌های خارجی از مدل جاذبه برای ۸ کشور عضو منا استفاده شد. نتایج برآورد

مدل نشان می‌دهد که با همگرایی منطقه‌ای بین کشورهای اسلامی منا، حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متقابل بین این کشورها افزایش خواهد یافت.

کسرایی (۱۳۸۶) با استفاده از اقتصاد سنجی فضایی و ابعاد جغرافیایی در قالب چند مدل رشد، نظریه همگرایی را بررسی نمود. در این مطالعه، به دلیل عدم کارایی روش‌های مرسوم حداقل مربعات معمولی در نادیده گرفتن آزمون‌های ناهمسانی فضایی و وابستگی‌های فضایی از روش ناپارامتریک حداکثر درستنمایی متمرکز استفاده شد.

۲. مواد و روش ها

۲. ۱. تحلیل همگرایی در مدل داده‌های ترکیبی پویا

در دهه‌های اخیر، تحلیل‌های همگرایی در رابطه با داده‌های ترکیبی پویا و مدل‌های فضایی به سرعت در حال توسعه است (ایزلام، ۱۹۹۵؛ کراینین و پلومر، ۱۹۹۲، پرای، ۱۹۸۸). با وارد نمودن اثرات خاص مقطعی (از قبیل سطح اولیه تکنولوژی) در داده‌های ترکیبی پویا، دیگر روش حداقل مربعات معمولی تخمین های سازگاری را بدست نمی‌دهد و ضروری است روش گشتاورهای تعمیم یافته[1] جهت تخمین داده‌های ترکیبی پویا به کار گرفته شود. مطالعات بسیاری در زمینه اقتصاد سنجی فضایی در رابطه با مدل‌هایی که در تخمین همگرایی، وابستگی فضایی[2] بین مشاهدات منطقه‌ای را در نظر می گیرند؛ انجام گرفته است.

ضروری است که یک روش اقتصاد سنجی فضایی که دو مدل وابستگی فضایی و داده‌های ترکیبی پویا را شامل می شود؛ ارائه شود. جهت تخمین مدل داده‌های ترکیبی پویا با وابستگی فضایی، هنوز برآوردگر مستقیمی در نوشته های اقتصادی وجود ندارد. بدین منظور جهت تخمین مدل داده های ترکیبی فضایی برای مناطق عضو اکو از روش تخمین دو مرحله‌ای استفاده شد. در مرحلهٔ اول روش فیلتر کردن جهت رفع وابستگی فضایی در داده‌ها به کار گرفته می شود (گتیز و گریفیت، ۲۰۰۲). مرحله بعد تخمین زن های استاندارد گشتاور های تعمیم یافته جهت تخمین همگرایی استفاده شد. چشم پوشی از وجود وابستگی های فضایی در مشاهدات منجر به انحرافات جدی در نتایج همگرایی می شود. در مطالعات اخیر می توان یافت که روش گشتاورهای تعمیم یافته

1. Generalized Method of Moments (GMM)
2. Spatial Dependency

در حالت تفاضلی درجهٔ اول تخمین زن نسبتاً ضعیفی است و پیشنهاد می‌شود که از تخمین زن سیستمی استفاده شود.

با توجه تئوری رشد نئوکلاسیک‌ها، مدل همگرایی β شرطی می تواند به صورت زیر نوشته شود (مانکیو و همکاران، ۱۹۹۲؛ بارو و سالا آی مارتین،۱۹۹۵):

$$\ln y = \ln A_{.} + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln s + \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n+g+\delta) \qquad (1)$$

در رابطهٔ فوق، y درآمد سرانه می‌باشد ($y = \frac{Y}{L}$).

در نهایت فرم استاندارد همگرایی با استفاده از تقریب سری تیلور به صورت زیر تعیین شد (اسپوزتی و بازولتی، ۲۰۰۷):

$$\begin{aligned}\ln y_t = {} & (1-e^{-\beta\tau})\frac{\alpha}{1-\alpha}\ln s \\ & -(1-e^{-\beta\tau})\frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n+g+\delta) + e^{-\beta\tau}\ln y_{.} \\ & +(1-e^{-\beta\tau})A_{.} + g(t-e^{-\beta\tau}(t-\tau))\end{aligned} \qquad (2)$$

در رابطه فوق y_t معرف درآمد سرانه در سال t است. τ طول دوره زمانی، β سرعت همگرایی، s نرخ رشد سرمایه گذاری، n نرخ رشد نیروی کار و δ, g به ترتیب نرخ رشد تکنولوژیکی و نرخ استهلاک سرمایه است. رابطه ۲ با افزودن واحدهای مقطعی به شکل ترکیبی بسط داده شده است (ایزلام، ۱۹۹۵). مزایای مدل داده های ترکیبی این است که اختلاف در سطح اولیه تکنولوژی $(A_{.})$ که منعکس کننده اثرات خاص منطقه ای است را کنترل می کند. همچنین در حالتی که دوره زمانی کوتاه می‌باشد فرض اینکه n و s در طول دوره زمانی τ ثابت است بیشتر به واقعیت نزدیک می‌باشد. با توجه به مطالعات همگرایی در مورد داده‌های ترکیبی، رابطه ۲ به صورت زیر نوشته شد (اسپوزتی و بازولتی، ۲۰۰۷):

$$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{i,t-1} + \rho_1 \ln s_{it} + \rho_2 \ln(n+g+\delta)_{it} + \mu_i + \eta_t + u_{it} \qquad (3)$$

در رابطه فوق بدین صورت که: $\gamma = e^{-\beta\tau}, \rho_1 = \rho = (1-e^{-\beta\tau})\alpha/(1-\alpha), \rho_2 = -\rho$، $\mu_i = (1-e^{-\beta\tau})\ln(A_{.})$ اثر خاص منطقه‌ای (زمان بدون تغییر)، $\eta_t = g(t_2 - e^{-\beta\tau}t_1)$ اثر خاص زمانی (مکان بدون تغییر)، τ فاصله زمانی، u_{it} جزء خطا می باشد.

با جایگزینی پارامتر ρ به جای ρ_1, ρ_2، در نهایت رابطه ۳ به صورت معادله ۴ بدست می‌آید (بداینگر و همکاران، ۲۰۰۴):

$$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{i,t-i} + \rho \ln x_{it} + \mu_i + \eta_t + u_{it} \qquad (4)$$

که در رابطه فوق متغیر x_{it} به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$x_{it} = s_{it} / (n + g + \delta)_{it}$$

در رابطه ۴، y_{it} معرف تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور i در سال t است. τ طول دوره زمانی، β سرعت همگرایی، s_{it} نرخ رشد سرمایه‌گذاری، n نرخ رشد نیروی کار و δ, g به ترتیب نرخ رشد تکنولوژی و نرخ استهلاک سرمایه است. مشکل عمده در رابطه ۴ این است که فقط y، s و n به طور مستقیم قابل مشاهده اند. این در حالی است که این موضوع در رابطه با متغیر g صادق نیست و g متغیری غیر قابل مشاهده می باشد. در مطالعه حاضر، با توجه به روش های استاندارد در مطالعات همگرایی فرض شد که ارزش سالانه $(\delta + g)$ برای تمامی واحد های مقطعی ۵٪ می باشد (مانکیو و همکاران، ۱۹۹۲؛ باند و همکاران، ۲۰۰۱). بدیهی است که تفاوت های بسیاری در نرخ رشد تکنولوژی و استهلاک سرمایه $(\delta+g)$ بین مناطق وجود دارد و نقدهای بسیاری به این روش شده است (لی و همکاران، ۱۹۹۸). تفاوت در نرخ‌های رشد سرانه می‌تواند گواهی بی چون و چرا از ناهمگنی در نرخ رشد تکنولوژی باشد و مفهوم همگرایی را از معنای واقعی اش دور می‌کند (ایزلام، ۱۹۹۸؛ برنارد و جانز، ۱۹۹۶). با این وجود، هدف مطالعه‌ی حاضر این نیست که ناهمگنی های بیشتری را در رابطه با نرخ رشد تکنولوژی یکنواخت در مطالعات همگرایی معرفی کند بلکه به دنبال مقایسه ای بین نتایج تخمین‌های همگرایی در مدل داده‌های ترکیبی پویا با دیگر مدل‌های همگرایی می‌باشد. با توجه به مطالب ذکر شده به نظر می رسد که بتوان تا حدی فرض نرخ رشد تکنولوژیکی ثابت (g) را در مطالعه ی حاضر پذیرفت.

به منظور تخمین همگرایی در مدل داده های ترکیبی پویا به دلیل عدم کارایی روش‌های مرسوم حداقل مربعات معمولی(OLS) در نادیده گرفتن اثرات خاص منطقه‌ای از روش گشتاور های تعمیم یافته (GMM) استفاده شد و مقایسه‌ای بین نتایج این روش و روش حداقل مربعات معمولی صورت گرفت.

اساس تخمین زننده های ترکیبی GMM بر مبنای فرم گشتاور ها است. در روش گشتاور های تعمیم یافته، تعداد متفاوتی از متغیرهای ابزاری برای هر دوره زمانی به کار گرفته می‌شود. در هر دوره زمانی معین ابزارهای خاص زمانی متناظر با تعدادی از متغیرهای با وقفه ی وابسته و از پیش تعیین شده در دسترس می باشد. بنابراین همراه با هر یک از متغیر های برون زا مجموعه‌ای از متغیر های ابزاری (مقادیر وقفه دار متغیر وابسته و از پیش تعیین شده) بدست می‌آید (بلتاگی، ۲۰۰۱). بنابراین دو روش

گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی (GMM-diff) و روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-sys)، جهت تخمین مدل داده های ترکیبی پویا استفاده شد.

در روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی، اثرات خاص منطقه‌ای با استفاده از تفاضل مرتبه اول حذف می‌شوند. استفاده از این روش بر این فرض استوار است که بین جمله خطای معادله و متغیر های مدل همبستگی وجود دارد. جهت تخمین معادله ی تفاضلی لازم است متغیرهایی را تحت عنوان متغیرهای ابزاری بکار گرفت. این متغیرها به عنوان ابزارهایی برای تفاضل وقفه دار متغیر وابسته (یا هر متغیر دیگری که با جزء خطای تصادفی همبسته اند) می‌باشند. همه سطوح وقفه دار متغیرهای به کار رفته در معادله تفاضلی می تواند به عنوان متغیر های ابزاری به کار رود. سازگاری تخمین زن GMM، بستگی به نبود خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم در جزء خطای معادله تفاضلی دارد. اعتبار ابزار های به کار رفته در روش گشتاور های تعمیم یافته می‌تواند توسط آزمون سارگان بررسی شود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱).

با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی، رابطه ۴ به صورت زیر بیان می شود (کازلی و همکاران، ۱۹۹۶):

$$\Delta \ln y_{it} = \gamma \Delta \ln y_{i,t-1} + \rho \Delta \ln x_{it} + \Delta \mu_i + \Delta \eta_t + \Delta u_{it} \qquad (۵)$$
$$t = ۳,...,\tau \quad \& \quad i = ۱,...,N$$

در رابطه ۵، متغیر $\ln y_{it-۲}$ و $\ln x_{it-۲}$ همه‌ی وقفه‌های قبل از آن به عنوان ابزارهایی برای متغیر $\Delta \ln y_{it-۱}$ می‌باشند. همچنین تفاضل گیری باعث حذف اثرات خاص منطقه‌ای می‌شود ($\Delta \mu_i = ۰$).

فروض روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی به صورت زیر بیان می‌شود (بداینگر و همکاران، ۲۰۰۴):

۱. $E(u_{it}u_{is}) = ۰$ برای $i = ۱,...,N$ و $s \neq t$.

۲. $E[\ln y_{i,t-s}\Delta u_{it}] = ۰$ برای $t = ۳,...,\tau$ و $s \geq ۲$.

انتقادی که به روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی شده، این است که در مورد داده‌های پایا، سطوح وقفه‌دار متغیرهای معادله تفاضلی ابزارهای ضعیفی برای متغیرهای تفاضلی مرتبه اول هستند (بلاندل و باند، ۱۹۹۸). مسئله ابزارهای ضعیف بدین صورت پدیدار می‌شود که برآوردهای تخمین زن گشتاور های تعمیم یافته تفاضلی نزدیک به تخمین‌های روش حداقل مربعات متغیر موهومی می‌باشد (باند و همکاران، ۲۰۰۱).

همانگونه که قبلاً ذکر شد روش حداقل مربعات متغیر موهومی تخمین‌های تورش داری را در رابطه با داده‌های ترکیبی پویا نشان می‌دهد (نیکل، ۱۹۸۱).

با توجه به انتقاداتی که به روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی شده، روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی به کار گرفته شد که یک سیستم از معادلات در حالت تفاضلی مرتبه اول و در سطوح تخمین زده شد (بلاندل و باند، ۱۹۹۸). تعداد $\tau-2$ معادله تفاضلی مشخص شده در رابطه‌ی ۵ بعلاوه $\tau-1$ معادله سطحی در رابطه ۶ یک سیستم از معادلات را تشکیل می‌دهند.

$$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{i,t-1} + \rho \ln x_{it} + \mu_i + \eta_t + u_{it} \qquad (۶)$$
$$t = 2,...,\tau \quad \& \quad i = 1,...,N$$

علاوه بر متغیرهای ابزاری معرفی شده در روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی، متغیرهای $\Delta \ln y_{it-1}$، $\Delta \ln x_{it-1}$ و همه‌ی وقفه های قبل از آن ها به عنوان ابزارهایی به روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی افزوده شد. علاوه بر فروض ذکر شده در روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی، فروض زیر به روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی افزوده شد که بدین صورت می‌باشد (بداینگر و همکاران، ۲۰۰۴):

۱) $E[\mu_i \Delta \ln y_{i2}] = 0$

۲) $E[\Delta \ln y_{i,t-1} \nu_{it}] = 0$ برای $i = 1,...,N$ ، $\nu_{it} = \mu_i + u_{it}$ و $t = 3,...,\tau$

با توجه به اینکه روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی برای مدل‌های خود رگرسیونی درجه اول (AR(1)) در نمونه‌های کوچک تخمین‌های تورش داری را نشان می‌دهند اغلب از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی استفاده می‌شود که به طور قابل توجهی این تورش را کاهش می‌دهد (بلاندل و باند، ۱۹۹۸).

در نهایت اینکه اثر بخش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای را به صورت زیر می‌توان در مدل همگرایی بیان نمود.

$$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{i,t-1} + \lambda * \ln ag_{it} + \rho \ln x_{it} + \alpha \ln z_{it} + u_{it} \qquad (۷)$$

در رابطه فوق y_{it} معرف تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور i در سال t، ag_{it} ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۹۹۶ می باشد. متغیر توضیحی lnx شامل نرخ رشد سرمایه گذاری بر نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت تکنولوژیکی و نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد. β سرعت همگرایی از رابطه $\gamma = e^{-\beta\tau}$ بدست می‌آید[۱]. که

---

۱. می توان سرعت همگرایی β را از رابطه $e^{-\beta\tau} = \gamma$ یا $-\ln(\gamma)/\tau = \beta$ بدست آورد.

γ ضـریب تولیـد ناخـالص سـرانه بـوده و τ طـول دوره زمـانی اسـت. z_{it} بـرداری از متغیرهای تعیین کننده ویژگی‌های اقتصادی هر یک از کشورها بـه منظـور تمـایز بـین وضعیت تعادلی است که در این مطالعه نرخ رشد تشکیل سـرمایه ناخـالص ln cap، نـرخ رشـد تولیـد انـرژی ln en وارد مـدل شـدند. متغیـر ارزش افـزوده بخـش کشـاورزی و متغیرهای نرخ رشد تشکیل سرمایه ناخالص ln cap، نرخ رشد تولید انرژی پس از آزمون های مختلف اقتصاد سنجی وارد مدل شدند. قابل ذکر است که انتخـاب مناسـب متغیـر های تعیین کننده ویژگی‌های اقتصادی کشور ها از اهمیت خاصی برخـوردار بـوده ولـی حصول اطمینان از این که تمام متغیرهای متمایز کننده حالت پایا دارند یـا نـه، مشـکل بوده و حتی در این حالت نیز دسترسی به داده‌های مورد نیاز ممکـن اسـت بـه سـادگی امکان پذیر نبوده یا از نظر مقایسه قابل اعتبار نباشد. در تعریف متغیرهای تعیین کننـده ویژگی‌های اقتصادی پس از بررسی ۲۳ متغیر مشابه در کشورهای عضـو اکـو بـه دلیـل نبود کامل داده ها بین سال های ۱۹۹۶ - ۲۰۱۱ و ایجاد هم خطـی شـدید در تخمـین فقط ۲ متغیر معتبر و معنی دار در مدل استفاده شد. متغیرهـای افـزوده شـده بـه مـدل شامل تشکیل سرمایه ناخالص (به قیمت ثابت سال ۱۹۹۶) و تولید انرژی می باشد.

۲. ۲. روش جداسازی وابستگی‌های فضایی

به منظور حذف وابستگی‌های منطقه‌ای که به صورت خود همبستگی فضایی در داده‌هـا مشـاهده مـی‌شـود، دو روش آمـاره ی خودهمبسـتگی فضـایی G_i و آمـاره‌ی خـود همبستگی فضایی موران[1] به کار گرفته شد.

وابستگی فضایی بدین معنی است که مشـاهدات در فرآینـد تعـاملات، ماننـد انتقـال فن‌آوری، مبادلات تجاری، مناسبات مختلف اجتماعی، اقتصادی و سیاسی و غیره بـا هـم همبستگی پیـدا کننـد. ماهیـت تاثیرگـذاری ایـن فرآینـدها طـوری اسـت کـه موجـب نظام‌مندی خاص فعالیت‌های اجتماعی و اقتصادی در منطقه شده و تحـت تـاثیر الگـوی بـرون‌زای تعریـف شـده دیگـری کـه مربـوط بـه مـاتریس وزنـی فواصـل بـین آن‌هاست؛ کمیت می‌پذیرد. این ماتریس وزنی (W) شـامل اطلاعـات مربـوط بـه فاصـله نسبی بین N کشور $i=1,2,\ldots,j,\ldots,N$ در فضا مـی باشـد. عناصـر مـاتریس وزنـی (w_{ij}) چگونگی ارتباط فضایی کشور i با کشور j را از نظـر فاصـله نشـان مـی دهـد (کسـرایی،

1. Spatial autocorrelation statistic of Moran's I

۱۳۸۶)[۱]. به منظور نرمال سازی اثرات خارجی در هر کشور، ماتریس وزنی را می‌توان به صورت استاندارد درآورد. بدین معنی که حاصل جمع عناصر هر سطر (هر کشور نسبت به سایر کشورها) در آن مساوی با یک باشد. هر چه بعد مسافت یا فاصله اقتصادی بین کشور بیشتر باشد، این وزن نسبی کم تر است. عناصر ماتریس وزنی (w_{ij})، بدین صورت تعیین شد (کسرایی، ۱۳۸۶):

$$w_{ij} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_j 1/d_{ij}} \qquad (۸)$$

که شدت اثرات متقابل کشورها به فاصله بین این کشورها (d_{ij}) وابسته می‌باشد.

به منظور تشخیص وابستگی فضایی میان داده‌ها از آماره I آزمون موران استفاده شد که به صورت زیر بیان شد (آنسلین و فلوراکس، ۱۹۹۵؛ آنسلین، ۱۹۸۸):

$$I = \sum_i \sum_j w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}) / \sum_j (x_j - \bar{x})^2, i \neq j \qquad (۹)$$

متغیر x، برداری از مشاهدات (تمامی متغیرهای مدل) برای هر یک از مناطق $(x_1, ..., x_N)$ می باشد.

توزیع نرمال استاندارد آماره‌ی I آزمون موران با Z_I نشان داده شده و مقادیر استاندارد شده آماره‌ی I (Z_I) با مقدار بحرانی جدول Z در سطح معنی داری ۹۵ درصد (مقدار ۱/۹۶) مقایسه خواهد شد.

پس از تشخیص وابستگی فضایی میان داده‌ها، جهت جداسازی وابستگی فضایی از مشاهدات، رابطه‌ی ۱۰ به صورت زیر معرفی شد (گتیز و گریفیت، ۲۰۰۲):

$$\tilde{x}_i = x_i[\sum_j w_{ij} / (N-1)] / G_i \qquad (۱۰)$$

در رابطه ۱۰، مقدار وابستگی فضایی خالص معادل $(x_i - \tilde{x}_i)$ بوده و $\tilde{x}_i$ به عنوان مشاهداتی است که وابستگی فضایی از آن‌ها حذف شده است. همچنین آماره G_i به صورت زیر تعریف شد (گتیز و اورد، ۱۹۹۲):

$$G_i = \sum_j w_{ij} x_j / \sum_j x_j, i \neq j \qquad (۱۱)$$

داده‌ها: اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه از قبیل تولید ناخالص داخلی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ سرمایه گذاری، نرخ اشتغال، جمعیت، مسافت بین کشورهای عضو اکو و غیره از پایگاه اینترنتی بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، مرکز آمار ایران و

---

۱. w_{ij} علاوه بر روش متعارف فاصله پایتخت بین دو کشور می‌تواند به صورت تابعی از طول و عرض جغرافیایی (نسبت به استوا) نیز محاسبه شود (کسرایی،۲۰۰۶).

سایر منابع اطلاعاتی برای ۱۰ کشور عضو اکو در دورهٔ زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ گرفته شد. قابل ذکر است که انتخاب مناسب متغیرهای تعیین کننده ویژگی‌های اقتصادی کشورها به منظور تمایز بین وضعیت تعادلی، از اهمیت خاصی برخوردار بوده ولی حصول اطمینان از این که تمام متغیرهای متمایز کننده حالت پایا دارند یا نه، مشکل بوده و حتی در این حالت نیز دسترسی به داده‌های مورد نیاز ممکن است به سادگی امکان‌پذیر نبوده یا از نظر مقایسه قابل اعتبار نباشد. در تعریف متغیرهای تعیین کننده ویژگی‌های اقتصادی پس از بررسی ۲۳ متغیر مشابه در کشورهای عضو اکو به دلیل نبود کامل داده‌ها بین سال‌های ۱۹۹۶ - ۲۰۱۱ و ایجاد هم خطی شدید در تخمین فقط ۲ متغیر معتبر و معنی دار در مدل استفاده شد. متغیرهای افزوده شده به مدل شامل تشکیل سرمایه ناخالص (به قیمت ثابت سال ۱۹۹۶) و تولید انرژی می‌باشد.

کشورهای افغانستان، آذربایجان، ایران، قزاقستان، قرقیزستان، پاکستان، تاجیکستان، ترکیه، ترکمنستان و ازبکستان اعضای سازمان همکاری اقتصادی اکو را تشکیل می‌دهند.

۳. نتایج و بحث

قبل از بیان نتایج تخمین همگرایی در مدل‌های ترکیبی پویا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی و سیستمی ضروری است که آزمون وابستگی فضایی بررسی شود.

۳.۱. آزمون وابستگی فضایی

قبل از تخمین مدل ضروری است که وابستگی فضایی در داده‌ها بررسی شود. به منظور تشخیص وابستگی فضایی میان مشاهدات از آزمون موران استفاده شد. جدول ۱، نتایج آزمون موران را بر متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ($\ln y$)، نرخ رشد ارزش افزودهٔ کشاورزی $\ln ag$، نرخ رشد تشکیل سرمایهٔ ناخالص $\ln cap$، نرخ رشد تولید انرژی $\ln en$ و متغیر توضیحی $\ln x$ (متغیر توضیحی $\ln x$ شامل نرخ رشد سرمایه‌گذاری بر نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت تکنولوژیکی و نرخ استهلاک سرمایه است) برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ نشان می‌دهد. در جدول ۱، توزیع نرمال استاندارد آمارهٔ I آزمون موران با Z_I نشان داده شده است. مقادیر استانداردشدهٔ آمارهٔ I (Z_I) با مقدار بحرانی جدول Z در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد (مقدار ۱/۹۶) مقایسه شد. نتایج نشان می‌دهد که اغلب مقادیر Z_I کمتر از مقدار بحرانی آمارهٔ Z در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد است. بنابراین، وابستگی فضایی محسوسی بین داده‌ها دیده نمی‌شود. البته

مقداری خودهم‌بستگی فضایی بین مشاهدات بخش کشاورزی سال ۱۹۹۷ و سرمایهٔ ناخالص سال ۱۹۹۶ مشاهده شد. به منظور جداسازی وابستگی فضایی از این دو مشاهده بر طبق رابطهٔ (۱۰) در مطالعهٔ گتیز و گرفید (۲۰۰۲)، مقادیر $\ln a\tilde{g}$ و $\ln ca\tilde{p}$ تعیین شد.

جدول ۱. آزمون خودهم‌بستگی فضایی موران

	Ln y	Ln x	Ln en	Ln cap	Ln ag	$\ln ca\tilde{p}$	$\ln a\tilde{g}$
Z_I(۱۹۹۶)	۰/۸۶	۰/۹۹	۱/۵۳	-۱/۹۶**	-۰/۳۹	۰/۶۶	-۱/۶۳
Z_I(۱۹۹۷)	۱/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۳۱	-۱/۹۷**	۱/۸۶	-۰/۰۸
Z_I(۱۹۹۸)	۰/۳۴	۱/۶۹	-۰/۱۴	۰/۳۶	-۰/۱۱	۰/۲۲	-۱/۷۸
Z_I(۱۹۹۹)	۰/۶۱	۱/۲۱	۰/۴۲	-۰/۱۲	۰/۶۴	-۰/۷۸	-۰/۰۴
Z_I(۲۰۰۰)	۰/۸۲	-۰/۰۷	۱/۳۰	۰/۴۱	۰/۸۲	۰/۹۲	۰/۲۸
Z_I(۲۰۰۱)	۰/۱۲	-۰/۱۵	۰/۶۴	-۱/۳۱	-۱/۷۴	-۰/۸۹	۰/۸۴
Z_I(۲۰۰۲)	-۰/۰۲	-۱/۰۲	-۰/۳۲	۰/۶۲	-۰/۷۷	۰/۲۵	۰/۷۲
Z_I(۲۰۰۳)	-۰/۳۸	-۰/۸۹	-۰/۷۵	۱/۵۲	-۰/۴۶	-۰/۰۴	۱/۲۹
Z_I(۲۰۰۴)	-۱/۵۳	-۰/۶۲	-۱/۲۸	۰/۴۳	۰/۱۸	-۰/۷۷	۰/۰۰۷
Z_I(۲۰۰۵)	-۱/۸۶	-۱/۱۶	-۱/۴۱	-۰/۲۸	-۰/۱۲	-۱/۴۴	۰/۳۹
Z_I(۲۰۰۶)	-۰/۳۴	۰/۱۲	-۰/۹۰	۰/۶۱	۱/۰۹	-۰/۵۵	۰/۲۱
Z_I(۲۰۰۶)	-۰/۵۱	۰/۴۳	-۰/۵۴	۰/۰۷	۰/۴۱	-۰/۳۳	۱/۲۶
Z_I(۲۰۰۷)	-۰/۴۱	۰/۱۷	-۰/۶۵	۰/۱۴	۰/۹۶	-۱/۴۲	۰/۰۶
Z_I(۲۰۰۸)	-۱/۴۵	۰/۰۷	-۱/۰۸	۰/۹	۰/۶۴	-۰/۰۲	۰/۰۲
Z_I(۲۰۰۹)	-۱/۷۶	۰/۶۶	-۰/۰۶	۰/۹۸	۰/۵۴	-۰/۰۸	۰/۸۸
Z_I(۲۰۱۰)	-۱/۰۳	۰/۵۳	-۰/۷	۰/۹۳	۰/۲۱	-۰/۶۲	۰/۱۱
Z_I(۲۰۱۱)	-۱/۲	۰/۴۱	-۰/۹۱	۰/۸۵	۰/۳۶	-۰/۳	۰/۱۹

منبع: یافته‌های مطالعه توجه: ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد

با به‌کارگیری مجدد آزمون موران مشاهده شد که در بین مشاهدات فیلترشدهٔ $\ln a\tilde{g}$ و $\ln ca\tilde{p}$ وابستگی فضایی وجود ندارد.

جدول ۲ نتایج تخمین مدل داده‌های ترکیبی پویا را به سه روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، گشتاورهای تعمیم یافتهٔ تفاضلی (GMM-diff) و سیستمی (GMM-sys) نشان می‌دهد. شایان ذکر است که تخمین بر مشاهداتی صورت گرفته که وابستگی فضایی آنها حذف شده است.

همان گونه که مشاهده می‌شود ضریب وقفه دار تولید ناخالص داخلی در هر یک از روش‌های تخمین متفاوت بدست آمد. هنگامی که در مدل داده‌های ترکیبی، متغیر وابسته به صورت وقفه دار در طرف راست معادله ظاهر می‌شوند، دیگر برآوردهای حداقل مربعات معمولی سازگار نیستند و انتظار می‌رود که تخمین تورش دار رو به بالایی را با وجود اثرات خاص منطقه‌ای بدست آورد (هشیائو، ۲۰۰۲). روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی به دلیل انتخاب ابزارهای ضعیف در مورد داده های پایا، بیش‌تر تخمین‌های تورش داری را بدست می آورند (بلاندل و باند، ۱۹۹۸). بنابراین از روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی استفاده می‌شود که به طور قابل توجهی این تورش را کاهش می‌دهد (یانگ و ویکز، ۲۰۰۰؛ باند و همکاران، ۲۰۰۱). علاوه بر این، آزمون سارگان نشان می دهد که ابزار های به کار رفته در روش گشتاور های تعمیم یافته تفاضلی معتبر نیستند. در حالی که بر طبق این آزمون ابزارهای به کار رفته در روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی از اعتبار بالایی برخوردار هستند. بنابراین تخمین گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-sys) از اعتبار کافی برخودار بوده و مبنای تحلیل قرار می گیرد. سرعت همگرایی در روش گشتاور های تعمیم یافته سیستمی (۰/۱۵) بالاتر از نتایج گزارش شده از روش های گشتاور های تعمیم یافته تفاضلی (۰/۰۷) و حداقل مربعات معمولی (۰/۱۲) است. همانگونه که ذکر شد در روش گشتاور های تعمیم یافته سیستمی، ضریب سرعت همگرایی کشور های عضو اکو معادل ۰/۱۵ می‌باشد. بدین معنی که سالانه ۱۵ درصد از شکاف بین وضعیت فعلی تولید ناخالص واقعی سرانه و وضعیت تعادلی برطرف می شود. زمان لازم برای حذف نیمی از شکاف بین وضعیت فعلی تولید ناخالص واقعی سرانه و وضعیت تعادلی ۴/۵ سال پیش بینی می‌شود.[۱] ضریب نرخ رشد سرمایه گذاری، نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت تکنولوژیکی و نرخ استهلاک سرمایه در روش حداقل مربعات معمولی و گشتاور های تعمیم یافته تفاضلی از لحاظ آماری معنی دار نیست. این در حالی است که ضریب نرخ رشد سرمایه گذاری، ضریب نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت تکنولوژیکی و نرخ استهلاک سرمایه در روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (۰/۰۲-) معنی دار و دارای علامت مخالف می باشند. ضریب متغیرهای نرخ رشد تشکیل سرمایه ناخالص (۰/۷۳) و نرخ رشد تولید انرژی (۰/۵) مثبت و معنی دار است و نشان می‌دهد که این متغیرها تاثیر معناداری بر روی رشد منطقه‌ای داشته‌اند. در نهایت R^2 در روش

---

۱. برای حذف نیمی از شکاف، می توان زمان τ را از رابطه $e^{-\beta\tau} = ۰.۵$ یا $\tau = -\ln(۰.۵)/\beta$ بدست آورد.

گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی مقدار ۰/۹۸ می‌باشد و نشان می‌دهد که قدرت توضیحی مدل در این روش نسبت به روش گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی به طور قابل قبولی بهبود یافته است.

جدول ۲. نتایج تخمین همگرایی در مدل داده‌های ترکیبی پویا

GMM -sys	GMM - diff	OLS	
۰/۰۹*	۰/۲۹***	۰/۱۳***	$\ln y_{i,t-1}$
-۰/۰۲***	-۰/۰۰۱	-۰/۰۷	$\ln x_{it}$
۰/۷۳**	۰/۰۹***	۰/۸۶***	$\ln \tilde{cap}_{it}$
۰/۵***	۰/۶۶*	۰/۴۳***	$\ln en_{it}$
۰/۱۵	۰/۰۷	۰/۱۲	β
۰/۴۱	۶۲/۶**	-	آزمون سارگان
۰/۹۸	۰/۶۳	۰/۹۹	R^2

منبع: یافته‌های مطالعه توجه: *** معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** در سطح ۵ درصد، * در سطح ۱۰ درصد

۳. ۲. بررسی اثر بخش کشاورزی در همگرایی در مدل داده‌های ترکیبی پویا

به منظور بررسی اثر بخش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو اکو، متغیر ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۹۹۶ به مدل داده‌های ترکیبی پویا افزوده شد. جدول ۳ نتایج اثر بخش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو اکو را به سه روش حداقل مربعات معمولی، گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی و سیستمی نشان می‌دهد. با توجه به آزمون سارگان، مشاهده شد که آمارهٔ j آزمون سارگان معنی‌دار است. بنابراین، فرض صفر مبنی بر اعتبار ابزارهای به‌کاررفته رد شد. بدین معنا که ابزارهای به‌کار رفته در روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی معتبر نیستند؛ درحالی که، براساس این آزمون ابزارهای به‌کار رفته در روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی از اعتبار بالایی برخوردارند. بنابراین، تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی (GMM-sys) از اعتبار کافی برخوردار است و مبنای تحلیل قرار می‌گیرد. سرعت همگرایی در روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی (۰/۰۹) بالاتر از نتایج گزارش‌شده از روش‌های گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی (۰/۰۵) و حداقل مربعات معمولی (۰/۰۷) است. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی، ضریب نرخ رشد سرمایه‌گذاری، نرخ رشد نیروی کار، نرخ پیشرفت تکنولوژیکی و نرخ استهلاک سرمایه از لحاظ آماری معنی‌دار

نیستند و به تعبیری در افزایش رشد منطقه‌ای مؤثر نبوده‌اند. این در حالی است که ضریب متغیرهای نرخ رشد تشکیل سرمایهٔ ناخالص (۰/۶۷) و نرخ رشد تولید انرژی (۰/۵۲) مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد که این متغیرها تأثیر معناداری در رشد منطقه‌ای داشته‌اند. ضریب نرخ رشد ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی (۰/۰۰۸) مثبت و معنی‌دار است؛ بنابراین، می‌توان گفت که بخش کشاورزی رشد منطقه‌ای را بهبود بخشیده است، اما سؤال اساسی این است که آیا این افزایش در رشد منطقه‌ای به منظور همگرایی مناطق بوده است یا خیر؟ با مقایسهٔ سرعت همگرایی در مدل‌های ترکیبی پویا با واردکردن متغیر نرخ رشد ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی نسبت به مدل‌های ترکیبی پویا بدون لحاظ متغیر بخش کشاورزی می‌توان به این نتیجه دست یافت که سرعت همگرایی از مقدار ۰/۱۵ به ۰/۰۹ کاهش یافته است. بنابراین، بخش کشاورزی در تسریع سرعت همگرایی اثر منفی داشته و باعث کاهش سرعت همگرایی شده است. همان گونه که ذکر شد، در روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی ضریب سرعت همگرایی کشورهای عضو اکو معادل ۰/۰۹ است. بدین معنی که سالانه ۹ درصد از شکاف بین وضعیت فعلی تولید ناخالص واقعی سرانه و وضعیت تعادلی برطرف می‌شود. زمان لازم برای حذف نیمی از شکاف بین وضعیت فعلی تولید ناخالص واقعی سرانه و وضعیت تعادلی ۷/۷ سال پیش‌بینی می‌شود. در نهایت مقدار R^2 در روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی ۰/۹۴ است و نشان می‌دهد که قدرت توضیحی مدل در این روش نسبت به روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی به طور قابل قبولی بهبود یافته است.

جدول ۳. اثر بخش کشاورزی در همگرایی مدل‌های ترکیبی پویا

	OLS	GMM - diff	GMM -sys
$\ln y_{i,t-1}$	۰/۳۱***	۰/۴***	۰/۲۲***
$\ln x_{it}$	-۰/۱۹*	-۰/۰۳	-۰/۰۲
$\ln a\tilde{g}_{it}$	۰/۰۴	۰/۰۰۹*	۰/۰۰۸***
$\ln ca\tilde{p}_{it}$	۰/۵۵***	۰/۶۸**	۰/۶۷***
$\ln en_{it}$	۰/۹۴***	۰/۱۸	۰/۵۲***
β	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۹
آزمون سارگان	-	۴۴/۰۹**	۰/۵۲
R^2	۰/۸۸	۰/۸۱	۰/۹۴

منبع: یافته‌های مطالعه توجه: *** معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** در سطح ۵ درصد، * در سطح ۱۰ درصد

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به منظور تخمین همگرایی منطقه‌ای در مدل داده های ترکیبی پویا از سه روش حداقل مربعات معمولی، گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی و سیستمی برای کشورهای عضو اکو در دورهٔ زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۱ استفاده شد. بر طبق روش حداقل مربعات معمولی، گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی و سیستمی همگرایی منطقه‌ای برقرار است و سرعت همگرایی به ترتیب برابر ۰/۱۲، ۰/۰۷ و ۰/۱۵ است. با افزودن بخش کشاورزی به مدل داده‌های ترکیبی پویا، سرعت همگرایی در روش حداقل مربعات معمولی، گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی و سیستمی به ۰/۰۷، ۰/۰۵ و ۰/۰۹ کاهش یافت. در مطالعهٔ حاضر، با توجه به ناسازگاری تخمین‌های حداقل مربعات معمولی و گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی، نتایج روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی پذیرفتنی است. بنابراین، نتایج روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی مبنای تحلیل این مطالعه است. در نهایت اینکه، همگرایی بین کشورهای عضو اکو برقرار است، اما بخش کشاورزی با وجود افزایش رشد منطقه‌ای در تسریع همگرایی منطقه‌ای تأثیر منفی داشته و باعث کاهش سرعت همگرایی منطقه‌ای شده است.

در جمع‌بندی کلی نتایج، می‌توان به این نکته اشاره داشت که سازمان اقتصادی منطقه‌ای اکو از امکانات، توانمندی‌ها و پتانسیل‌های بالقوهٔ اقتصادی فراوانی در بخش کشاورزی اعم از گسترهٔ جغرافیایی و وسعت اراضی، مشخصه‌های جمعیتی، منابع غنی خدادادی و تنوع وسیع واریته‌های گیاهی و اقلیم مساعد برخوردار است، اما کشورهای عضو اکو هنوز در بالفعل‌کردن بخش کشاورزی به استثنای تعداد اندکی از اعضا به موفقیت درخور توجهی دست نیافته‌اند و موانع و بازدارنده‌های مهمی در همگرایی منطقه‌ای مشاهده می‌شود.

با بررسی عملکرد اقتصادی بخش کشاورزی سازمان همکاری اقتصادی اکو، در مجموع می‌توان بیان کرد که اغلب کشورهای عضو اکو با موانع و محدودیت‌های جدی در توسعهٔ همکاری‌های منطقه‌ای و همگرایی منطقه‌ای مواجه‌اند؛ از جملهٔ این موانع می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱. توان اقتصادی نابرابر در بخش کشاورزی: از نظر ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای عضو اکو در سال ۲۰۰۵، ترکیه با ارزش ۳۵/۳۰ میلیارد دلار در جایگاه اول قرار داشته و پاکستان با ارزش ۲۲/۳۶ میلیارد دلار در مقام دوم و ایران با ۱۹/۶۲ میلیارد دلار در جایگاه سوم قرار دارد. قزاقستان در میان جمهوری‌های

تازه استقلال یافته آسیای مرکزی با حدود ۳/۶۱ میلیارد دلار جایگاه مهمی دارد. ازبکستان با ۳/۴۸ میلیارد دلار پس از آن قرار گرفته است. افغانستان نیز که در شرایط اقتصادی بسیار دشواری به سر می‌برد؛ ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی آن حدود ۲/۵۴ میلیارد دلار می‌باشد. ترکمنستان و آذربایجان با ارزش افزوده حدود ۱/۲۹ میلیارد دلار و ۱/۱۶ میلیارد دلار در رده‌های بعدی قرار دارند. افت شدید ارزش افزوده بخش کشاورزی قرقیزستان و تاجیکستان به ترتیب با ارزشی حدود ۰/۷۴ میلیارد دلار و ۰/۴۸ میلیارد دلار نسبت به دیگر اعضای اکو قابل توجه است (پایگاه اطلاع رسانی سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد فائو). بدین ترتیب حجم اقتصادی کاملاً نابرابری در بخش کشاورزی کشورهای عضو اکو وجود دارد که توسعه همکاری‌های منطقه‌ای را دشوار می‌سازد.

۲. حجم پایین تجارت منطقه‌ای محصولات کشاورزی: کشورهای عضو اکو تجارت عمده محصولات خود را از خارج منطقه فراهم می‌کنند. نیازهای اساسی این کشور ها را که عمدتاً تولید کننده مواد کشاورزی و معدنی هستند؛ ماشین آلات و تکنولوژی خارج منطقه تشکیل می‌دهد. عمده شرکای تجاری کشورهای عضو اکو را کشورهایی از قبیل روسیه، اکراین، آمریکا و چین تشکیل می‌دهند و حجم تجارت درون منطقه‌ای محصولات کشاورزی اعضای اکو بسیار پایین است. بنابراین توسعه همگرایی منطقه‌ای را دشوار می‌سازد (پایگاه اطلاع رسانی سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد فائو).

۳. نرخ اشتغال نابرابر در بخش کشاورزی کشور های عضو اکو.

۴. موانع و مقررات تجاری محصولات کشاورزی در کشورهای عضو اکو: با بررسی ساختار تعرفه‌ای اعضای اکو می‌توان بیان نمود که تمامی کشور های عضو اکو دارای نرخ های تعرفه بالایی برای تولیدات کشاورزی می باشند (پایگاه اطلاع رسانی مرکز تجارت بین الملل) که این مقدار در مقایسه با نرخ های تعرفه تولیدات صنعتی بیشتر می باشد. همچنین محدودیت‌ها و موانع غیر تعرفه‌ای بسیاری بر سر راه تجارت محصولات کشاورزی اعضای اکو قرار دارد. به طور کلی موانع غیر تعرفه‌ای شامل تشریفات و عملیات طولانی گمرکی، عدم شفافیت در قوانین تجاری، شرایط ویژه اخذ مجوز ورود برای برخی کالاها، ممنوعیت ورود برخی کالاها و غیره می باشد.

بنابراین، پیشنهاد می‌شود که کشورهای عضو اکو با توسعهٔ بخش کشاورزی و بررسی چالش‌ها و تنگناهای این بخش، چشم‌انداز روشنی را برای برنامه‌ریزی‌های آینده در بهبود همگرایی منطقه‌ای فراهم آورند.

در نهایت اینکه سازمان همکاری‌های اقتصادی اکو با گسترهٔ جغرافیایی پهناور، جمعیت بیشتر، منابع و ذخایر طبیعی سرشار دارای پتانسیل‌های بالقوه در نیل به همگرایی منطقه‌ای است. با تحقق همگرایی و هم‌بستگی کامل اقتصادی در بین اعضای اکو این سازمان می‌تواند به بازار منطقه‌ای بالقوه‌ای تبدیل شود و سازمان‌های اروپایی و آسیای جنوب شرقی را به هم پیوند دهد.

منابع

۱. رحمانی، تیمور و عسگری، حشمت‌اله (۱۳۸۴). بررسی نقش دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۶۹، ۱۵۴-۱۲۹.

۲. کسرایی، اسرافیل (۱۳۸۶). نظریهٔ همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به منظور کاربرد). *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۷۷، ۶۴-۲۷.

۳. کولایی، الهه (۱۳۷۹). *اکو و همگرایی منطقه‌ای*. تهران: مرکز پژوهش‌های علمی و مطالعات استراتژیک خاورمیانه.

۴. مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی (۱۳۸۳). *کشاورزی در کشورهای عضو اکو*. تهران، وزارت جهاد کشاورزی، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی.

۵. نجارزاده، رضا و شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۵). همگرایی منطقه‌ای و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: مطالعهٔ موردی کشورهای اسلامی عضو منا. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۷۲، ۳۶۲-۳۳۷.

6. Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht Kluwer Academic Publishers.
7. Anselin, L., & Florax, J. (1995). *New directions in spatial econometrics*. Springer, Berlin/Heidelberg/New York.
8. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277–97.

9. Badinger, H., Muller, W. G., & Tondl, G. (2004). Regional convergence in the European Union, 1985-1999: A spatial dynamic panel analysis. *Regional Studies*, 38(3), 241-253.
10. Baltagi, B. H. (2001). *Econometric analysis of panel data*. 2nd edition, John Wiley, Chichester.
11. Barro, R. J., & Sala-I-Martin, X. (1995). *Economic growth*. The MIT Press.
12. Behrens, K., Gaigne, C., Ottaviano, G. I. P., & Thisse, J. F. (2007). Countries, regions and trade: On the welfare impacts of economic integration. *European Economic Review*, 51, 1277-1301.
13. Bernard, A. B., & Jones, C. I. (1996). Technology and convergence. *Economic Journal*, 106(437), 37–44.
14. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Econometrica*, 87(1), 115–43.
15. Bond, S., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). GMM estimation of empirical growth models. *CEPR Discussion Paper*, No. 3048, Centre for Economic Policy Research, London.
16. Buckley, P.J., Clegg, J., Forsans, N., & Reilly, K.T. (2003). Evolution of FDI in the United States in the context of trade liberalization and regionalization. *Journal of Business Research*, 56, 853– 857.
17. Carmignani, F. (2007). A note on income converge effects in regional integration agreements. *Economics Letters*, 94, 361-366.
18. Carvalho, V. M., & Harvey, A.C. (2005). Growth, cycles and convergence in US regional time series. *International Journal of Forecasting*, 21, 667– 686.
19. Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(3), 363–89.
20. Esposti, R., & Bussoletti, S. (2007). Impact of objective 1 fund on regional growth convergence in the European Union: a panel data approach. *Regional Studies*, 1, 1-15.
21. Evans, P., & Kim, J. U. (2005). Estimating convergence for Asian economies using dynamic random variable models. *Economics Letters*, 86, 159–166.
22. Getis, A., & Griffith, D. A. (2002). Comparative spatial filtering in regression analysis. *Geographic Analysis*, 34(2), 130–40.
23. Getis, A., & Ord, J. K. (1992). The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographic Analysis*, 24, 189–206.
24. Guetat, I., & Serranito, F. (2007). Income convergence within the MENA countries: A panel unit root approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(5), 685-706.

25. Hsiao, C. (2002). *Analysis of panel data*. 2nd edition, Cambridge University Press, Cambridge.
26. Islam, N. (1995). Growth empirics: a panel data approach, Quart. *Journal Economics*, 110(4), 127–70.
27. Islam, N. (1998). Growth empirics: a panel data approach – a reply Quart. *Journal Economics*, 113(1), 325–29.
28. Jayaraman, T. K., Lee, H. H., & Lee, H. A. (2006). Regional Economic Integration in the Pacific: An Empirical Study. *Global Economic Review*, 35(2), 177-192.
29. Kasraie, E. (2006). Determination the degree of development of the OIC state members for establishing a common market. *Iranian Economic Review, Journal of Faculty of Economics*, 10(17).
30. Kaufman, M., Philippe, S., & Dunaway, S. (2003). Regional convergence and the role of federal transfer in Canada. *IMF Working Papers*, wp/03/97.
31. Kreinin, M.E., & Plummer, M.G. (1992). Effects of economic integration in industrial countries on ASEAN and the Asian NIEs. *World Development*, 20(9), 1345-1366.
32. Lee, K., Pesaran, K., & Smith, P. (1998). Growth empirics: a panel data approach – a comment. Quart. *Journal Economics*, 113(1), 319–23.
33. Mankiw, G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth, Quart. *Journal Economics*, 111(3), 407–34.
34. Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49, 417–26.
35. Parai, A.K. (1988). Trade creation, trade diversion and elastic labor supply. *Mathematical Social Sciences*, 16(2), 171-179.
36. Pedroni, P., & Yao, J. Y. (2006). Regional income divergence in China. *Journal of Asian Economics*, 17, 294–315.
37. Pfaffermayr, M. (2008). Conditional β - and σ-convergence in space: A maximum likelihood approach. *Regional Science and Urban Economics*, In Press, Corrected Proof, Available online 28.
38. Rahmani, T., & Hans Friedrich, E. (2004). Testing regional convergence in Iran's economy. *Iranian Economic Review*, 19(10).
39. Ramajo, J., Marquez, M.A., Hewings, G. J. D., & Salinas, M.M. (2008). Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions? *European Economic Review*, 52, 551–567.
40. Webber, D.J., & White, P. (2007). Convergence towards a steady-state distribution. *Economics Letters*, 94(3), 338-341.

41. Yudong, Y., & Weeks, M. (2000). Provincial income convergence in China, 1953–1997: a panel data approach. *DAE Working Paper 0010*, University of Cambridge
42. *Statistics.* Retrieved June 2, 2012, from www.ECOsecretariat.org/ECO Bulletin
43. *Statistics.* Retrieved June 2, 2012, from www.FAO.org/corp/statistics/
44. *Statistics.* Retrieved June 2, 2012, from www.intracen.org/tradstat/
45. *Statistics.* Retrieved June 2, 2012, from www.trademap.org/Selection Menu/

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی