مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۷ / بهمن و اسفند / صفحات ۶۴ - ۲۷

نظریه هم‌گرایی، وابستگی فضائی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به منظور کاربرد)

اسرافیل کسرایی
دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
تاریخ دریافت:۸۵/۱۲/۱ تاریخ تصویب: ۸۶/۲/۴

چکیده

تاریخچه مطالعات تجربی مربوط به رشد و توسعه در نظام جدید اقتصاد جهانی، به‌طور گسترده نشان می‌دهد که یک کشور در فرایند رشد اقتصادی خود نخست، تحت تاثیر موقعیت مکانی- جغرافیایی، شرایط داخلی و توانمندی‌های خود و سپس تحت تاثیر عملکرد کشورهای مجاورش قرار می‌گیرد. در این مقاله، با استفاده از اقتصاد سنجی فضایی و ابعاد جغرافیایی در قالب چند مدل رشد، نظریه "هم‌گرایی" را بررسی و به‌دلیل عدم کارایی روشهای مرسوم OLS در نادیده گرفتن آزمونهای ناهمسانی فضایی و وابستگی‌های فضایی از روش غیر پارامتریک حداکثر درستنمایی متمرکز استفاده می‌شود.

استفاده از روش های اقتصاد سنجی فضایی و ماتریس وزنی فواصل بین کشورها، اثرات سرریز و روابط فضایی موجود میان کشورها را شفاف تر نموده و نشان داده می‌دهد که به رغم وجود اثرات متقابل مثبت به‌دلیل وجود روابط و ویژگیهای شدیدتر دیگر غیر از بعد مسافت و مجاورت مانند عوامل و روابط اقتصادی و اجتماعی، این نظریه از نظر آماری چگونه بی معنا و انکار می‌شود. در نتیجه لزوم وجود خط مشی‌های سیاسی دیگر در جهت پایه‌گذاری همکاری‌های نزدیکتر استراتژیک برای حل مسایل منطقه‌ای از قبیل ایجاد بازار مشترک و انتخاب کشور (کشورهایی) به‌عنوان هسته یا قطب توسعه برای ایجاد هم‌گرایی به‌طور تصنّعی، یک ضرورت قابل توجیه می‌شود. به منظور کاربرد و کارکرد نظریه، داده‌های ۳۸ کشور از ۵۷ کشور عضو کنفرانس اسلامی (OIC) در دو دهه یعنی بین سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۰۰ (و با استفاده از زبان برنامه نویسی MATLAB) در قالب چند مدل متفاوت فضایی، تحلیل و تفسیر می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: R58, R11

کلیدواژه‌ها: اتو (خود) رگرسیون فضایی (مدل وقفه فضایی SAR)، مدل خطای فضایی (SEM) ، رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR) ، ضریب هم‌گرایی، سرعت هم‌گرایی، سرریز (Spillover) و کشورهای عضو کنفرانس اسلامی (OIC)

وظیفه خود می داند که از راهنمایی‌های آقای دکتر تیمور رحمانی عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران صمیمانه سپاسگزاری و تشکر نماید.

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

این مقاله شامل پنج قسمت: مقدمه، رشد منطقه‌ای و ابعاد جغرافیایی، تحلیل هم‌گرائی در کشورهای منتخب، مبانی نظری و مدل هم‌گرایی رشد، کاربرد نظریه هم‌گرایی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی است که در پایان مقاله یافته‌ها جمع بندی و خلاصه می‌شوند.

طبق گزارش بانک جهانی[۱]، تقریبا تمام کشورها در جهان به‌وسیله کشورهائی با سطح درآمد سرانه همانند یا نزدیک بهم احاطه یا کنار هم گرد آمده‌اند. استثنای بزرگ این پدیده فقط در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقاست. بدین معنی که طبق گزارش و شاخص بانک جهانی غالب این کشورها با درآمد سرانه متوسط به‌وسیله کشورهای نامتجانس، فقیر، مجاور یا محاصره شده و عوامل مکانی در تحلیل عوامل رشد و توسعه اقتصادی کشورها نقش موثری را ایفا می‌کنند.

در ادبیات اقتصاد، رابطه بین معادلات رشد و عوامل تعیین‌کننده آن به‌طور گسترده‌ای بررسی شده، اما در مطالعات تجربی، به‌خصوص به‌دلیل پیچیدگی محاسبات اغلب از به‌حساب آوردن وابستگی‌های جغرافیایی غفلت شده است. هدف از ارائه این مقاله چگونگی تخمین روابط رشد منطقه‌ای به روش اقتصادسنجی فضائی میان کشورها (با استفاده از داده‌های مربوط به ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی) می‌باشد[۲] که در آن رشد اقتصادی هر کشور علاوه بر نرخ رشد درون‌زای خود به نرخ رشد کشورهای مجاور نیز وابسته است[۳].

رشد اقتصادی یک کشور نه تنها تحت تاثیر عملکرد اقتصادی خود بلکه تحت تاثیر عملکرد کشورهای مجاورش نیز قرار می‌گیرد[۴]. اثرات سر زیر[۱] میان کشورها در

1- The income information –World Bank, World Development Report, 2000.

۲- آمار و ارقام تحلیلی این مقاله بخشی از داده‌های یک پروژه تحقیقاتی دیگر مولف تحت عنوان: تعیین درجه توسعه یافتگی کشورهای عضو OIC برای ایجاد بازار مشترک می‌باشد که با استفاده از بند (د) ماده ۴۵ برنامه چهارم موسسه مطالعات و پژوهشهای وزارت بازرگانی تامین شده و به اتمام رسیده است. در اینجا به‌دلیل نبود اطلاعات و داده‌های کافی بجای ۵۷ مشاهده فقط به ۳۸ مشاهده از کشورهای OIC اکتفا شده و بر مبنای یک ماتریس وزنی صرف مسافت، مدل رشد تبیین و تعیین شده است.

۳- علاوه بر بعد مسافت از عوامل اقتصادی دیگر مانند هزینه‌های حمل و نقل، تعرفه ها موسوم به (economic distance) نیز می‌توان موجه‌تر استفاده کرد.

4- Moreno and Trehan, (1997)

Archive of SID

www.SID.ir

محاسبه رشد سهم به‌سزایی دارد. نادیده گرفتن این روابط و عدم توجه به عوامل مکـانی (مانند بروز شوک‌های ناگهانی و منفی در یک کشور که منجر به نفـوذ و انتـشار آن بـه کشورهای مجاورش می‌شود) در تخمین پارامترهای مدل می‌تواند منجر به عدم تصریح، تصحیح و تعیین نتایج مورد انتظار شود. کـشورها مـی‌تواننـد از طریـق مجـاری تبـادل تجاری، انتقال سرمایه، فناوری و سیاست‌های کـلان اقتـصادی و اجتمـاعی متعـارف بـا یکدیگر تعامل داشته باشند. اغلب پیمان نامه‌هـا و موافقـت نامـه‌هـای اقتـصادی میـان کشورهای همجوار مانند اتحادیه اروپا[۲] (EEU)، نفتا[۳] و مرکوسر[۴] و غیره نیز به منظـور ارتقای سطح مبادلات و مناسبات تجاری و رشـد در دراز مـدت طراحـی و برنامـه‌ریـزی می‌شوند.

۲- رشد منطقه‌ای و ابعاد جغرافیایی

در ادبیات رشد اقتصاد سنتی عمدتا به‌دلیل پیچیدگی محاسبات، وجود اثرات مکانی و اثرات سرریز میان کشورها نادیده گرفته شده است. نظریه‌های جدید اقتصاد جغرافیا و نظریه‌های رشد نشان می‌دهند که وجود این روابط می‌توانـد منجـر بـه توضـیح بهتـر و صحیح‌تر مطالعات رشد منطقه‌ای شده و دو اثر مهم زیر را نیز به‌همراه داشته باشد[۵]:

اول: این نظریه بر ماهیت نقش سرریز در مکـانیزم رشـد تاکیـد داشـته و دوم، ایـن تحلیل بیشتر ماهیت رشد اغلب کشورها در یک منطقه‌از نظر مکانی (هسته یا حاشـیه)[۶] و سازگاری رشد متعادل بلندمدت را روشن می‌سازد. مهمترین این روابـط در مطالعـات تجربی رشد منطقه‌ای، (الف) تعیین ترتیب فضائی کشورها در مناطق مشابه و تمایل آنها به دسته‌بندی و هم‌گراشدن است[۷] زیـرا پدیـده‌هـای اقتـصادی از نظـر فـضائی بـه‌طـور تصادفی در یک منطقه توزیع نشده و با یکدیگر خود همبستگی[۸] دارند، (ب) اگر دلایـل متقاعدکننده‌ای برای بررسی این روابط وجـود داشـته باشـد، ضـروری اسـت کـه روش

1- Spillover effects.
2- European Economic Union.
3- Nafta.
4- Mercosur.
5- Baumont and Huriot, 1999.
6- Core – Periphery.
7- Baumont, Eurter and LeGallo, 2000.
8- autocorrelation.

Archive of SID

www.SID.ir

تخمین مناسبی برای محاسبه این نوع اثرات و نحوه تعامل آنها با یکدیگر تبیین و تعیین شود. این دو نکته، پیچیدگی‌های ذیربط دیگری از جمله وجود خطای همبستگی فضائی در داده‌ها و عدم تصریح اندازه پارامترها و استنتاجات صحیح از مدل را به‌دنبال دارد. بدین معنی که در بررسی پدیده‌هایی که دارای ابعاد جغرافیائی (مانند رشد، توسعه، فن‌آوری، تجارت، ایجاد بازار مشترک و...) می‌باشند دو مشکل اساسی و مهم زیر به‌چشم می‌خورد:

(۱)- وجود وابستگی‌فضائی: $y_i=f(y_j)$ $(i=1,2,...,j,...,n)$ و

(۲)- ناهمسانی‌فضائی: $y_i=f_i(X_i\beta_i+\varepsilon_i)$ بین مشاهدات در بکاربردن مدل‌های مرسوم رگرسیون با داده‌های مقطعی یا سری زمانی.

وجود این دو پدیده موجب نقض فروض مدل‌های مرسوم گاوس– مارکوف و در نتیجه عدم تصریح و تصحیح تخمین زننده‌های آنها می‌شود. بنابراین هنگامی که داده‌های آماری دارای این خواص باشند، برای استخراج صحیح استنتاجات آماری نیاز به روشهائی غیر از اقتصادسنجی مرسوم است که یکی از این روشها می‌تواند تخمین اقتصادسنجی فضائی با حداکثر درستنمائی و یا مدل‌های غیر پارامتریک باشد[۱] (LeSage, 1999 p7 & p98).

منطق ساده به‌کارگیری مدل‌های اقتصادسنجی فضائی در واقع پیروی از قانون اول جغرافیاست که گوید، هر چیز (هر mass یا توده مانند نیروهای جاذبه جمعیت، نیروی کار، نیروی سرمایه و ...) به چیز دیگری مربوط است ولی چیزهای نزدیکتر از چیزهای دورتر بیشتر بهم مربوط می‌شوند (مثلا افزایش فرایند یک‌پارچه سازی اقتصادی از طریق ایجاد هسته به‌صورت چرخه‌های محرک رشد، یا مرکز قطب توسعه برای بازار مشترک و تجمع امکانات در یک یا چند نقطه که بتوانند باعث کاهش هزینه‌های حمل‌و نقل، افزایش نرخ مهاجرت و گسترش بازارهای تجاری، افزایش اثرات مثبت سرریز، انتقال سرمایه و فن‌آوری و غیره شوند).

---

۱ - مرجع خلاصه شده زیر تعاریف مناسبی از "مفاهیم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آنها در مطالعات منطقه‌ای" را ارائه داده است: دکتر نعمت الله اکبری، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۳ تابستان ۱۳۸۴ (صفحات ۳۹ تا ۶۸)

Archive of SID

www.SID.ir

اثرات سرریز ناشی از "مجاورت"، اشاره به ایجاد نیروهای برون‌زای مثبت مانند انباشت دانش و فن‌آوری داشته و انتقال آن می‌تواند به کشورهای کمتر توسعه یافته مجاور کمک کرده و راه رشد و توسعه آنها را هموارتر ساخته و رشد اقتصادی در منطقه را تسریع نماید. این انباشت دانایی نه تنها می‌تواند باعث بهبود بهره‌وری و گسترش فعالیت‌های بخش‌های صنعتی ذینفع کشورهای حاشیه در یک منطقه شده بلکه موجب انگیزه کسب منافع بیشتر، تحریک و تعمیق همکاری‌های منطقه‌ای میان ملل مختلف نیز می‌شود، زیرا که روندهای رشد در یک منطقه می‌توانند منوط و مربوط به شدت نسبی این اثرات در کشورهای موسوم به هسته در منطقه و تأثیرپذیری کشورهای مجاور جهت تغیر ساختار و پذیرش دانش فناوری باشند. این نوع رهیافت‌ها می‌توانند باعث توجیه چگونگی دسته بندی کشورهای فقیر و غنی در کنار هم در یک منطقه باشند[1]. در یک چنین شیوه تحلیل، طرح هر کشور به‌عنوان یک واحد مستقل منطقی نبوده بلکه در جستجوی وجود الگوهای معنی‌دار وابستگی و ناهمسانی فضائی در داده‌ها می‌باشد که نقش بسیار مهمی در توضیح پدیده هم‌گرائی را به‌عهده دارد[2].

۳- تحلیل هم‌گرائی در کشورهای منتخب

در پدیده‌های اقتصادی– اجتماعی، این ایده که جوامع با ساختارها و فرهنگهای تقریبا مشابه به‌طرف وضعیت‌های مشابه حرکت می‌کنند، یعنی با هم هم‌گرا می‌شوند، یک تصویر متعارف از نظریه‌های مربوط به تغییر پدیده‌های اجتماعی– اقتصادی است. واژه هم‌گرائی از دهه ۱۹۶۰ معنای مشخص‌تری را القاء نموده و به پیوندهای فرضی بین عوامل رشد اقتصادی توام با تغییراتی در زمینه‌های صنعت مداری، سازماندهی، ساختار

1- Krugman, 1997.

۲- تحلیل پدیده‌های اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی نشان می‌دهد که مکان کشورهای غنی و پر جاذبه اغلب فقط به یک یا چند نقطه مجتمع محدود شده در حالیکه کشورهای فقیر به‌طور فراوان، متعدد و پراکنده به‌چشم می‌خورند. این منظر اشاره به نظریه های رشد و تحقیق در مساله هم‌گرایی دارد و این‌که آیا روزی این کشورهای فقیر می‌توانند فقر و عقب ماندگی خود را جبران کرده و سرعت نرخ رشد خود را به سرعت نرخ رشد کشورهای غنی برسانند یا خیر.

Archive of SID

www.SID.ir

طبقات، آموزش و نقش دولت در تضمین امنیتهای اساسی اقتصادی– اجتماعی، اشاره دارد.

در سال‌های اخیر اینکلز و سیروی[1] تلاش نظام‌مندی را در جهت فرموله کردن و ارزیابی نظریه‌های هم‌گرائی شروع نموده و سیستم‌های اجتماعی- اقتصادی را حداقل به پنج مولفه: الگوها یا چگونگی حالتهای استفاده از منابع، آرایش‌های بنیادین[2] و شکلهای ساختاری، ساختار یا الگوهای روابط اجتماعی، نظام‌های عادی نگرشی و ارزشی و رفتاری، سیستم‌های کنترلی سیاسی و اقتصادی، تقسیم و مرتبط نموده‌اند. طبق تعریف اینکلز و سیروی، هم‌گرائی عبارت از پاسخ یا انعکاس فشارهای حاصل از سیستم‌های اقتصادی– اجتماعی پیچیده و پیشرفته، فن‌آوری است که می‌توان آن‌را با استفاده از شبکه‌های یک‌پارچه سازی، هنجارها، استانداردها، هم‌فکری و رفتارهای جهت دار و آموزش، ترویج و اشاعه داد.

تفکر اصلی نظریه هم‌گرائی این است که در دستیابی کشورها به سطوح مشابهی از توسعه اقتصادی، بر حسب یک یا چند ضابطه ممکن است با هم بیشتر هم‌گرا شده و به یک حالت پایا نزدیکتر شوند. در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ پیش‌بینی هم‌گرائی عمدتا در رابطه با مدرن گرائی بود، بدین معنی که جوامع در حال توسعه، به‌دنبال مسیر توسعه در منطقه گام‌های مشابه با کشورهای توسعه یافته را طی می‌کنند[3].

بیشتر مطالعات نظری و تجربی به‌دنبال تمهید یک مبنای منطقی و توضیح تحرک و پویائی فرآیند هم‌گرائی فعال می‌شوند ولی زمینه‌های اصلی ادبیات مکتوب نظری تحت عنوان "هم‌گرائی"، در راستای روند حرکت کشورها و مناطقی مانند اتحادیه اروپا، ایرلند، پرتقال و اسپانیا، به‌دنبال تعیین و تصریح ویژگی‌های کلی این فرآیند الگوپذیر می‌باشند. شاخص‌های عمده به‌کار رفته در تحلیل‌های تجربی برای توجیه روندهای هم‌گرائی شامل استفاده از متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و کارائی نیروی کار بوده و می‌توانند بیانگر دو مفهوم: "ظهور" و "اشاعه" مجموعه‌ای از فعالیت‌های مربوط

1- Inkeles and Sirowy, 1983.
2- Institutional.
3- Coughlin, 2001.

Archive of SID

www.SID.ir

به فن‌آوری و اطلاعات رایانه‌ای[1] (ICT) و افزایش فضاهای آزاد تجاری[2]، تعرفه‌های بازرگانی و یک‌پارچه سازی‌های منطقه‌ای[3] و افزایش بودجه‌های تحقیق و توسعه باشند.

همان‌طورکه درجدول (۱) زیر مشاهده می‌شود بعضی از کشورها از نرخ بالای رشد بهره‌مند بوده، در حالی که تعداد زیاد دیگری کاملا بی‌بهره می‌باشند. گروه اول این کشورها که موسوم به کلوپ هم‌گرا ها می‌باشند، توجه اقتصاددانان زیادی را به‌خود جلب کرده است که برای تفهیم بهتر این مفهوم باید در انگیزه‌های محرک توسعه یا عقب ماندگی آن‌ها تعمق بیشتر شود.

جدول (۱) در دوره‌های بین سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۲ نشان میدهدکه نرخ رشد آمریکا تقریبا ۲ درصد در سال بوده که به عقیده اقتصاددانان این میزان "رشد" برای بلوغ و تکامل اقتصادی در دراز مدت حداکثر است. کانادا که در سال ۱۹۶۰ به‌میزان ۲۷ درصد از همسایه جنوبی خود فقیرتر بود با نرخ بالاتری رشد پیدا کرد تا این‌که توانست در سال ۱۹۹۲ تقریبا با ۹ درصد عقب ماندگی (برحسب مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه) یا تقریبا دو سوم شکاف اولیه خود فائق آید. این فرایند جبران عقب ماندگی کانادا (catch up process) در رابطه با آمریکا را نشان می‌دهد که در آن تمایل به از بین رفتن شکاف یا تفاوت بین حد مطلوب معیارهای بالای زندگی با کشورهای صنعتی است. به بیان ساده‌تر، "هم‌گرائی" بدین معنی است که اگر تجارت آزاد باشد، اگر سرمایه بتواند به کشورهای با بازده بالاتر، انتقال یابد و اگر دانش و دانائی بتواند از مرزهای سیاسی کشورها عبور کند به‌طوری که کشورها همیشه بتوانند به فن‌آوری روز تولید دسترسی داشته باشند، در دراز مدت هیچ دلیلی برای تفاوت بین تولید - درآمد یا فقر- غنا میان کشورها وجود نخواهد داشت.

جدول (۱) مغایرت‌های متعددی در نرخ‌های رشد مناطق مختلف را نشان داده، اما گرایش ساختاری مشخصی را برای رشد سریع‌تر کشورهای فقیر ارائه نمی‌دهد؛ مثلا کشورهای آفریقایی با سطوح درآمدی بسیار پائین و نرخ رشد به‌مراتب کم‌تر از کشورهای صنعتی برای سه دهه در آن دیده می‌شوند. آنچه که در جدول (۱) چشمگیر است، نرخ‌های شدید متفاوت رشد در دراز مدت است، که بیانگر وضعیت‌های اقتصادی و

1- Information Communication Technology.
2- Openness.
3- Economic Integration.

Archive of SID

www.SID.ir

سیاسی کشورهای در حال توسعه و چگونگی واکنش این کشورها درطول زمان نسبت به فشارهای داخلی و رویدادهای خارجی (مانند تورم، بیکاری، ثبات،...) می‌باشد[1]. این پدیده‌ها برای کشورهای تقریبا همگن از نظر ساختاری یا فرهنگی برای رسیدن به حالت‌های پایا یا همانند آن به‌مراتب روشن تر است.

جدول ۱- تولید سرانه کشورهای منتخب بین سال‌های ۱۹۶۰ – ۱۹۹۲

کشور	۱۹۶۰	۱۹۹۲	نرخ‌های رشد (درصد در سال)
آمریکای شمالی			
کانادا	۷,۲۴۰	۱۶,۳۷۱	۲,۶
ایالات متحده	۹,۹۰۸	۱۷,۹۸۶	۱,۹
آفریقا			
غنا	۸۸۶	۹۵۶	۰,۲
کنیا	۶۴۶	۹۱۵	۱,۱
نیجریه	۵۶۰	۹۷۸	۱,۸
سنگال	۱,۰۶۲	۱,۱۴۵	۰,۳
آمریکای لاتین			
آرژانتین	۴,۴۸۱	۴,۷۰۸	۰,۲
برزیل	۱,۷۸۰	۳,۸۸۶	۲,۵
شیلی	۲,۸۹۷	۴,۸۸۶	۱,۶
مکزیک	۲,۸۲۵	۶,۲۵۰	۲,۵
شرق آسیا			
هنگ کنگ	۲,۲۳۱	۱۶,۴۶۱	۶,۴
مالزی	۱,۴۰۹	۵,۷۲۹	۴,۵
سنگاپور	۱,۶۲۶	۱۲,۶۳۳	۶,۶
کره جنوبی	۸۹۸	۶,۶۶۵	۶,۹
تایلند	۹۴۰	۳,۹۲۴	۴,۶
تایوان	۱,۲۵۵	۸,۰۶۷	۶,۴

Source: Krungman and Obstfeld, 2003, p668

آنچه تا به‌حال در مورد مفهوم هم‌گرائی از نظر گذشت به‌طور خلاصه این است که اقتصادهای با سطوح پایین تر تولید یا درآمد (نسبت به سطوح پایای تولید یا درآمد) تمایل بیشتری به رشد سریع‌تر تولید یا درآمد دارند. نیلور[2] با توسعه یک چارچوب

1- Krugman and Obstfeld, 2003, p667.
2- Naylor, 1998.

Archive of SID

www.SID.ir

نظری نشان می‌دهد میان کشورهای کوچک با تولید رقابتی ناقص و بازارهای کار اعضای اتحادیه‌ها (سندیکا ها) دارای تجارت، کشورهای کوچکتر از مبادلات یا یک‌پارچه سازی بیشتر سود می‌برند.

کروگمن و ونیبلز (۱۹۹۰)[1] با نگاهی موشکافانه به تعدادی از موافقت نامه‌های اخیر تجاری دریافته‌اند که هم‌گرائی (تولید، درآمد، ثروت یا سطوح رفاه و ...) میان کشورها خودبه‌خود اتفاق نمی‌افتد و کشورهای فقیر با تولید نهائی سرمایه[2] بالاتر دارای بازده سرمایه بالاتری می‌باشند. به‌عبارت دیگر، یک واحد اضافی پس انداز در کشورهای فقیر دارای بازده بالاتری بوده و باعث رشد بیشتر می‌شود (کشورهای فقیر تمایل به رشد سریع‌تری داشته، در نتیجه در زمان‌های طولانی، کشورهای فقیر و غنی به‌طرف هم نزدیک یا هم‌گرا می‌شوند).

۴- مبانی نظری و مدل هم‌گرایی رشد

در رشد اقتصادی، فرآیند رشد به شکل تابع آن بستگی دارد. برای سادگی امر می‌توان از مدل نئوکلاسیک سلو و سوان[3] و شکل تابع آن: $Y = F(K, L, T)$ استفاده کرد. با توجه به خاصیت بازده ثابت نسبت به مقیاس و همگنی درجه اول آن در K و L، می‌توان این تابع را به‌صورت زیر نوشت:

$$Y = L.F\left(\frac{K}{L}, 1, T\right) = L.f(k) \qquad (۱,۱)$$

اگر $k \equiv K/L$ و $y \equiv Y/L$ و $y = f(k)$ باشد، با دیفرانسیل‌گیری رابطه فوق $Y = L \cdot f(k)$ با توجه به K و L برحسب یکدیگر (و نادیده گرفتن زمان، T برای سهولت امر)، تولید نهائی هر یک از عوامل داده‌ها به‌صورت زیر قابل تبیین می‌شود:

$$\delta Y / \delta K = f'(k)$$
$$\partial Y / \partial L = f(k) - k \,.\, f'(k) \qquad (۱,۲)$$

1- Krugman and Venables (1990).
2- marginal product of capital .
3- Solow and Swan.

Archive of SID

www.SID.ir

تابع تولید نئوکلاسیک برحسب سرانه زیر از مبدا مختصات (صفر) به طرف بالا و هم‌گرایی اجزاء را نشان می‌دهد که تغییر ذخایر سرمایه در طول زمان می‌تواند به‌صورت زیر تعریف شود:

$$K^{\circ}(t)=\frac{\partial K(t)}{\partial (t)}=I(t)-\delta K(t)=s.F[K(t),L(t),T(t)]-\delta K(t) \qquad (۱,۳)$$

از تقسیم طرفین رابطه فوق بر L رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$k\,\delta/L=s.f(k)-K^{\circ}$$

اجزاء سمت راست رابطه فوق برحسب سرانه ولی اجزاء سمت چپ دارای فرم متفاوت دیگری می‌باشند. حل این معادله دیفرانسیل ساده نبوده ولی می‌توان از تبدیل آن به یک معادله دیفرانسیل برحسب k و سپس با گرفتن مشتق $k \equiv K/L$ نسبت به زمان، به رابطه زیر رسید[1]:

$$K^{\circ}=\frac{d(K/L)}{dt}=K^{\circ}/L-n\,k \qquad (۱,۴)$$

چون $n \equiv K^{\circ}/L$ است با جایگزینی نتایج برای K°/L و مرتب کردن آن دیده می شود که:

$$k^{\circ}=s.f(k)-(n+\delta).K \qquad (۱,۵)$$

این معادله، معادله دیفرانسیل اساسی مدل سلو و سوان می‌باشد که طبق تعریف، حالت پایا[2] حالتی است که در آن تمام مقادیر متفاوت می‌توانند با نرخ‌های ثابت از $k^{\circ}=0$ شروع و با هم رشد کنند. این نقطه تعادل بلندمدت طبق شکل زیر محل تلاقی خط $(n+\delta).k$ و منحنی s.f(k) می‌باشد. مقدار متناظر k برای حالت پایا معادل با k^{*} بوده و شرط لازم برقراری آن رابطه زیر است:

$$s.f(k^{*})=(n+\delta).k^{*} \qquad (۱,۶)$$

منحنی سرمایه‌گذاری ناخالص, s.f(k) با تابع تولید f(k) متناسب و مصرف سرانه، c مساوی با فاصله عمودی بین f(k) و s.f(k) می‌باشد. استهلاک موثر

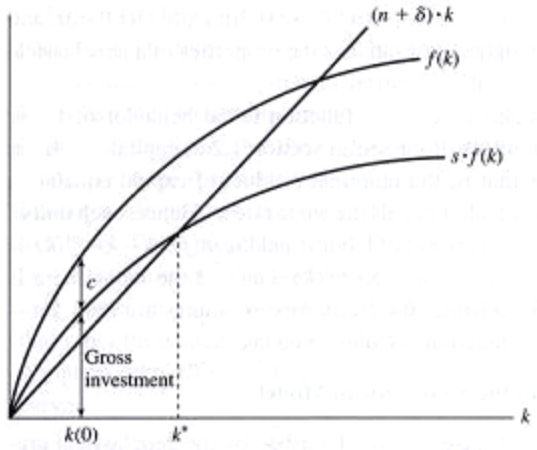
1- $\frac{dk}{dt}=\frac{K^{\circ}\cdot L-L^{\circ}\cdot K}{L^{2}}=\frac{K^{\circ}}{L}-\frac{L^{\circ}}{L}\cdot\frac{K}{L}=\frac{K^{\circ}}{L}-nk$

2- Steady State .

Archive of SID

www.SID.ir

(برای k) به‌صورت یک خط مستقیم باندازه $(n+\delta)\cdot k$ از مبداء مختصات قابل ترسیم است.



شکل۱ – مدل سلو و سوان و حالت پایا

Source: Barro Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, 2004, p 29

$(n+\delta)$ را می‌توان به‌عنوان نرخ موثر استهلاک برای نسبت سرمایه به کار، $k=K/L$ فرض نمود. اگر نرخ پس انداز s صفر فرض شود، از مقدار سرمایه سرانه، بخشی به‌علت استهلاک سرمایه با نرخ δ و بخش دیگر به‌علت افزایش تعداد افراد با نرخ n ، کاهش پیدا می‌کند.

حالت پایا[1] در تحلیل رفتار مدل و زمان‌های طولانی، به تغییرات موقتی و ناگهانی‌ای موسوم است که مقادیر متفاوت در آن با نرخ ثابتی (مانند صفر) رشد می‌کنند. حالت پایا در مدل سلو و سوان در معادله (۱،۵) یک مقدار مشخص منحصر به فرد $k^*>0$

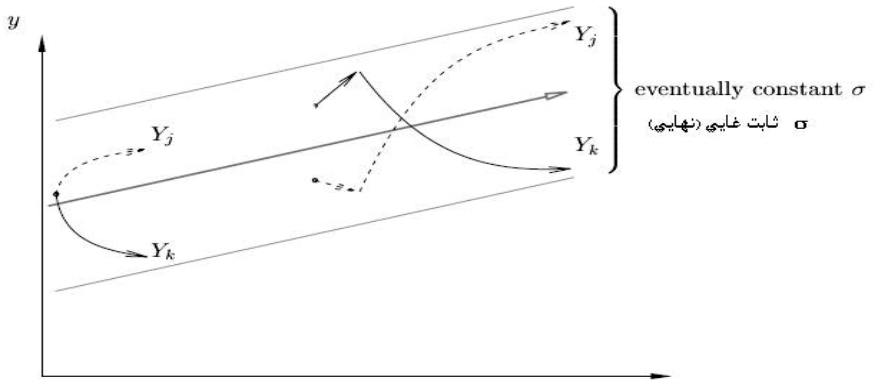
۱- بعضی از اقتصاد دانان عبارت balanced growth path را برای توصیف حالتی از مدل که در آن تمام متغیرها با نرخ ثابت رشد می‌کنند، بکار برده و عبارت steady state را برای توصیف حالت خاصی که در آن نرخ رشد صفر است به‌کار می‌گیرند.

Archive of SID

www.SID.ir

است که در آن حالت پایای مصرف سرانه به‌صورت $c^* = (1 - s).f(k^*)$ بوده و رابطه (۱,۵) رابطه نهایی مدل محسوب می‌شود.

آیا این نتیجه بدین معناست که اقتصادهای با درآمد (یا تولید) سرانه کم‌تر تمایل به رشد سریع‌تر دارند؟ به‌عبارت دیگر، آیا اقتصادهای کشورهای فقیر و غنی با هم هم‌گرائی دارند؟ برای پاسخ، فرض‌کنید که در یک اقتصاد بسته، تابع تولید تعدادی از کشورها دارای تشابه ساختاری در پارامترهای δ, n, s و تابع تولید $f(\cdot)$ باشند; این اقتصادها دارای حالت پایای مساوی برای k^* و y^* خواهند بود که پویایی k در هریک بر حسب منحنی‌های $s.f(k)/k$ و $(n + \delta)$ تعیین می‌شود.



Source: Durlauf, S. N. and D. T. Quah, (1998), The new empirics of economics

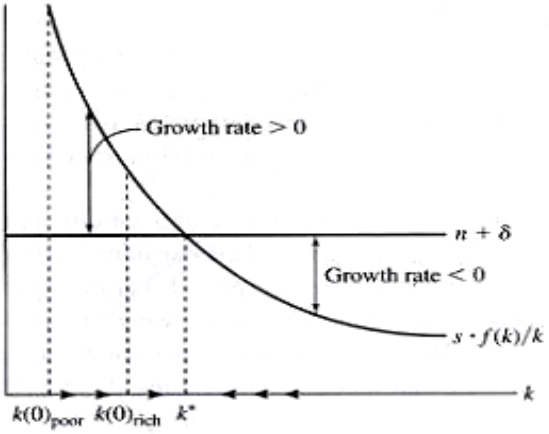
(σ divergence towards σ-constant stationary واگرایی σ به طرف حالت ثابت مانا growth state) : تصویر مقطع، اقتصادهایی که به نسبت وضعیت پایای خود شروع به نزدیک شدن بهم کرده و سپس در طول زمان متفرق شده و شروع به هم‌گرایی به یک حالت مانای مشخص می‌کنند، را نشان می دهد. ایجاد یک چنین حالت پویایی برای اقتصادهای i.i.d. وقتی هرکدام از یک فرایند کواریانس ثابت اتورگرسیون خطی برخوردار باشند، ساده و روشن است.

حال فرض‌کنید که این اقتصادهای تقریبا همگن فقط در مقدار اولیه سرمایه سرانه یا $k(0)$ با هم متفاوت باشند. این مدل حاکی از آن است که اقتصادهای کم‌تر توسعه یافته با مقادیر پائین‌تر $k(0)_{poor}$ و $y(0)$ یا نسبت پایین سرمایه به نیروی کار، دارای نرخ

Archive of SID

www.SID.ir

رشد سرانه بالاتر برای k و y یا k°/k داشته[۱] و بنابراین تمایل بـه هـم‌گرایـی بـا سـایر اقتصادها با نسبت‌های بالای سرمایه-کار پیدا می‌کنند.



شکل ۲ - پویایی مدل سلو و سوان و حالت پایا

Source: Barro Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, 2004, p 38.

بنابراین پاسخ به سوال فوق مثبت است. اقتصادهای فقیر بـا نـرخ رشـد درآمـد یـا تولید سرانه اولیه کمتر، می‌توانند سریع‌تر از اقتصادهای ثروتمند با نرخ رشـد یـا تولیـد سرانه اولیه بالاتر به‌حالت پایا برسند، یعنی هرچه فاصله یک کشور از حالت پایـا بیـشتر باشد، نرخ رشد هم‌گرایی آن با کشورهای غنی مجاور منطقه برای جبران عقب مانـدگی می‌تواند بیشتر یا سریع‌تر باشد[۲] (این خاصیت هم‌گرایی از نـوع β و حرکـت بـه سـوی

۱- استفاده از تابع تولید کاب داگلاس وقتی $k \leq k^*$ یا وقتی k مقدار ناچیزی بیشتر از *k باشـد، ابهامـات فوق به‌مراتب روشن‌تر می‌شوند.

۲- لازم به ذکر است برای این نظریه از نظر کشورهای مختلـف بـا شـرایط متفـاوت فقـر و عقـب مانـدگی هنـوز مکانیزمهای مشخص و مستدللی مانند نو آوری یا اقتباس فنآوری از یک کشور پیشرو ارائه نشده است. ولی بـا اقتباس از عواملی چون دانش فناوری موجود کشورهای مجاور و تحقیق و توسعه R&D آنها می توان با زمان و هزینه کمتری، و در صورت امکان با فراهم بودن ظرفیتها و زیر ساختهای لازم از شرایط سازگار آنها منتفی شده و گامهای سریعتری را برداشت.

Archive of SID

www.SID.ir

میانگین در منطقه نامیده می شود)[۱]. اگر چه شکل‌های متفاوتی از هم‌گرائی تعریف شده است، ولی فرضیه هم‌گرائی نئوکلاسیک سلو و سوان با مفهوم هم‌گرائی بتا (β) بیان می‌شود که ممکن است مطلق (غیرمشروط) یا مشروط باشد[۲]. هم‌گرائی مطلق، مستقل از شرایط اولیه و ویژگی‌های دیگر یک اقتصاد شکل می گیرد ولی هم‌گرائی مشروط با فرض اتخاذ سیاست‌های مشابه مربوط به فناوری، مناسبات تجاری و یا اولویت‌های برنامه‌ریزی دراز مدت توام است که می تواند باعث کاهش تفاوت‌ها در درآمد یا تولید شود. برای ارتباط صریح این دو نوع مفهوم، رابطه پیش‌بینی مدل رشد نئوکلاسیک در دو نقطه از زمان مانند t و t-1 را به‌صورت زیر می‌نویسیم[۳]:

$$\log(y_{it}/y_{i,t-1}) = \alpha_{it} - (1-e^{-\beta\cdot t}).\log(y_{i,t-1}) + u_{it} \qquad (۱,۷)$$

که در آن اندیس t برای سال و اندیس i برای کشورها بکار می‌رود. متغیر تصادفی u_{it} دارای میانگین صفر و واریانس σ^2_{ut} و توزیع مستقل از $[\log(y_{i,t-1}), u_{ji} \text{ for } j \neq i]$ و اخلال وقفه‌دار می‌باشد. براساس تعمیم مدل سلو و سوان با روش تقریب لگاریتم- خطی[۴] برای مقادیر $\hat{k}$ و $\hat{c}$ در وضعیت پویا[۵] می‌توان میزان سرعت هم‌گرایی، β را در محدوده حالت پایا به‌دست آورد[۶] که در آن $\hat{y}^*_i$ اندازه حالت پایای $\hat{y}_i$ می‌باشد.

$$\log[\hat{y}(t)] = e^{-\beta.t}.\log[\hat{y}(0)] + (1-e^{-\beta.t}).\log(\hat{y}^*) \qquad (۱,۸)$$

از جابجا کردن (۱,۸) می‌توان به رابطه زیر رسید که در آن سمت چپ، $[\log(\hat{y}(t)) - \log(\hat{y}^*)]$ مربوط به شکاف در زمان t و سمت راست رابطه،

1- regression toward the mean

۲- هم‌گرایی مشروط β (conditional β convergence) موقعی است که نرخ رشد سرانه GDP با اندازه سطح اولیه GDP سرانه رابطه عکس (منفی) داشته باشد (وقتی متغیرهای دیگر مانند سطح ابتدایی سرمایه کار، خط‌مشی دولت، تمایل به پس‌انداز و داشتن فرزند و غیره ثابت نگهداشته شوند). اگر اندازه پراکندگی یا تفرق (dispersion) مانند انحراف معیار لگاریتم سرانه درآمد یا تولید برای تعدادی از کشورها برحسب زمان کاهش یابد این فرایند موسوم به هم‌گرایی σ است. هم‌گرایی نوع اول (یعنی تمایل کشورهای فقیر به رشد سریعتر از کشورهای غنی) منجر به ایجاد هم‌گرایی نوع دوم (کاهش تفاوت سرانه درآمد یا تولید) شده، ولی فرایند با پریشندگی (disturbance) جدیدی که تمایل به افزایش دارد، متوازن و جبران می شود.

3- Barro R. J. and X. Sala−i−Martin (2004), p. 111.

4- Log-linearized.

5- Dynamic system.

6- Barro R. J. and X. Sala−i−Martin (2004), p. 462.

Archive of SID

www.SID.ir

$[\log(\hat{y}(0)) - \log(\hat{y}^*)]$ مربوط به شکاف در زمان صفر می‌باشد. با استفاده از این رابطه به‌سادگی می‌توان سرعت هم‌گرایی را اندازه گرفت[۱]:

$$[\log(\hat{y}(t)) - \log(\hat{y}^*)] = e^{-\beta.t}[\log(\hat{y}(0)) - \log(\hat{y}^*)]$$

۵- کاربرد نظریه هم‌گرایی برای کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی[۲]

در مدل‌های اقتصادسنجی‌فضائی، فرض وابستگی فضائی میان کشورها به معنی تحت تاثیر قرارگرفتن یک کشور نسبت به موقعیت مکانی‌اش در منطقه است. بنابراین در هم‌گرائی مشروط β، یک قید[۳] منطقه‌ای به فضای جغرافیائی اطراف یک کشور اضافه و نرخ رشد سرانه GDP با رابطه عکس (منفی) با سطوح اولیه آن، مانند سطح اولیه نیروی کار، اندازه خط مشی سیاسی دولت، تمایل به پس‌انداز، و... (وقتی بقیه متغیرها ثابت فرض شوند) مربوط است.

لازم به ذکر است که در بررسی مدل، پس از وجود هم‌گرائی، وجود وابستگی فضائی آزموده می‌شود. فرضیه هم‌گرائی غیرمشروط برای کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی طوری تعریف شده است که در آن $y_{i,o}$ و $y_{i,T}$ تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i ، (i=1,2,...,38) به‌ترتیب در سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۰۰ را نشان داده و معنی داری آماری ضریب هم‌گرائی β به چند روش آزموده شده است و در آن با β<0 ، یا ارتباط منفی[۴] (لگاریتم طبیعی) نرخ رشد متوسط سرانه GDP در دوره T با (لگاریتم طبیعی) GDP سرانه اولیه، تایید و نشان داده شده است[۵].

۱- برای حذف نصف یا ۵۰ درصد شکاف، می توان زمان t را از رابطه $e^{-\beta.t} = 0.5$ یا $t = -\log(0.5)/\beta$ به‌دست آورد.

۲- همچنان که ذکر شد، اعداد و ارقام تحلیلی این مقاله بخشی از داده‌های یک پروژه تحقیقاتی دیگر مولف تحت عنوان: "تعیین درجه توسعه یافتگی کشورهای OIC برای ایجاد بازار مشترک" است که معنی داری آنها قبلا آزمون و تصدیق شده است.

3 - condition

۴- ضریب منفی اثر شرطی حالت اولیه $\hat{y}(0)$ نسبت به حالت پایای $\hat{y}^*$ یا حالتی که در آن $\hat{y}(0)<\hat{y}^*$ است یعنی کاهش تفاوتها برحسب زمان را نشان می‌دهد.

۵- نتایج حاصل از اجرای مدل فوق برای ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی و تحلیل داده‌های آن با دو بسته نرم افزار EVIEWS و MATLAB در پیوست الف خلاصه شده است:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\hat{y}_i = \frac{1}{T}(\ln y_{i,T} - \ln y_{i,o}) = \alpha + \beta \ln y_{i,o} + u_i \qquad u_i \sim \text{i.i.d}\ (0,\ \sigma_u^2)$$

$$\beta = -0.004190 \text{ and } \hat{y}_i = \frac{1}{T}\ln\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}\right) = 0.031866 - 0.00419\ln(y_{i,0})$$

$R^2 = 0.086$ سرعت هم‌گرائی یا زمان لازم هم‌گرائی منطقه‌ای 0.42 درصد در سال تخمین‌زده شده است:

$$\theta = -\ln(1+T\beta)/T = 0.0042 \qquad \text{یا} \quad = 0.42\%$$

زمان لازم برای پر شدن یا حذف نیمی از شکاف یا فاصله اولیه تا حالت پایای[1] یا زمان لازم برای هم‌گرا شدن آن ۱۶۵ سال (و یا ۱۷۲ سال) پیش‌بینی شده است.

$$\tau = -\ln(2)/\ln(1+\beta) = 165 \qquad (۱,۹)$$

لازم به توضیح است که مطالعاتی در این زمینه از جمله نعمت اله اکبری و شکوفه فرهمند (۱۳۸۴) انجام و ارائه شده اما به‌دلیل عدم سازگاری ساختار مدل‌های آنان با این مقاله، مقایسه تطبیقی عملی نمی‌باشد[2] (نتایج اجرای مدل در پیوست الف ارائه شده است).

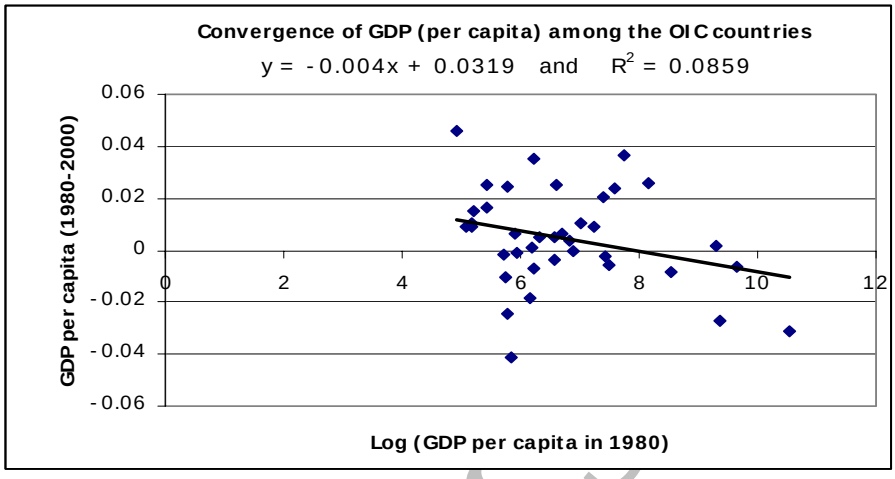
---

۱ - حذف نیمی از شکاف بین $\log[\hat{y}(0)]$ و $\log(\hat{y}^*)$ به معنی برقراری رابطه $e^{-\beta^*\tau} = 1/2$ است. به‌عبارت دیگر، زمان پرشدن نیمی از شکاف $\log(2)/\beta^* = 0.69/\beta^*$ یا $\beta^* = 0.004019$ (یا 0.4 درصد در سال) و در نتیجه $\tau = 172$ سال است (و به همین ترتیب برای $\beta^* = 0.00419$ نتیجه 0.42 درصد در سال و یا درکل $\tau = 165$ سال طول می کشد)،

۲- دکتر نعمت اله اکبری و شکوفه فرهمند در مقاله: "هم‌گرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای .... ضریب هم‌گرایی خطی را از رابطه $\theta = \frac{\ln(\beta+1)}{-k}$ که در آن k نشانگر تعداد سال‌های مورد بررسی(24=1975 - 1999) است محاسبه کرده و سرعت هم‌گرایی را $\theta = \frac{\ln(-0.096+1)}{-24} = 0.0042$ یا 0.42 درصد در سال به‌دست آورده که بسیار حساس به k است (مقادیر متفاوت k با مقادیر متفاوت θ همراه است، به خصوص این که در کشورهای OIC نرخهای سالیانه با نوسانات شدید توام است). بنابراین چون ضریب β در آن، ضریب هم‌گرایی نبوده و از رابطه تبدیلی دیگری به‌دست می آید که از صحت جامعی برخوردار نیست، از ذکر آن به‌عنوان یک مرجع مناسب خودداری می شود.

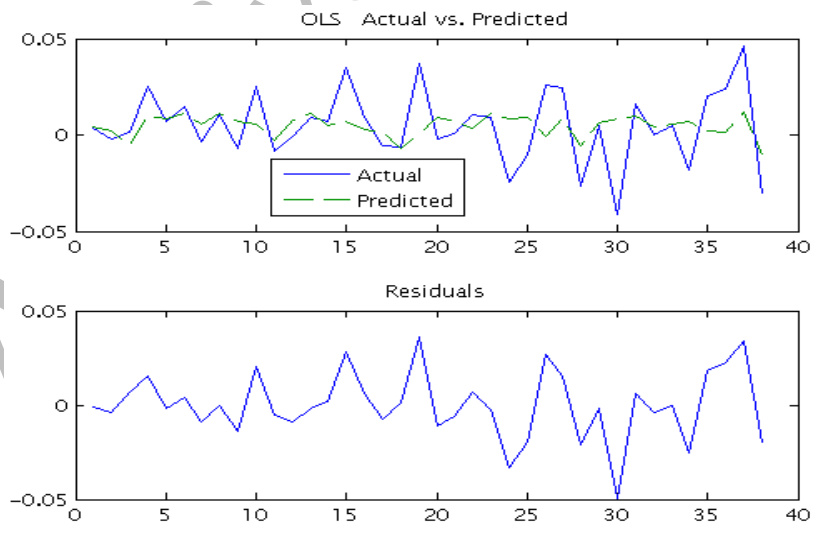
Archive of SID

www.SID.ir



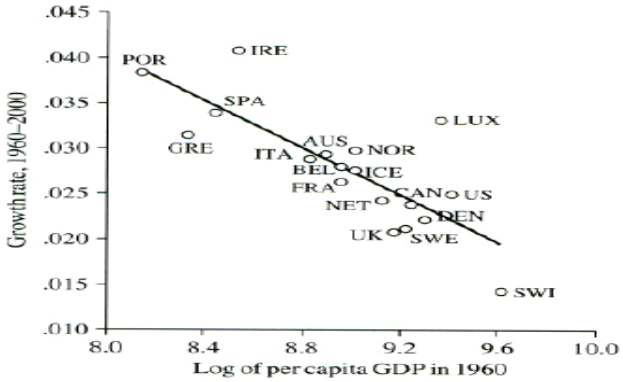
نمودار ۱ – هم‌گرایی (GDP) سرانه میان کشورهای OIC

نمودار (۱) چگونگی هم‌گرایی نرخ رشد GDP سرانه برای کشورهای عضوسازمان کنفرانس اسلامی (OIC)، در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ و چگونگی روند پیش بینی (predicted) در مقابل مقادیر واقعی (actual) مدل را نشان می دهد.



www.SID.ir

به‌منظور مقایسه و تعاملات منطقه‌ای کشورهای عضو OIC و پیوند اقتصادی آن‌ها، به نمودار (۲) زیر دقت کنید که در آن چگونگی هم‌گرائی تولید ناخالص داخلی برای ۱۸ کشور OECD از سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ و رابطه معکوس نرخ رشد متوسط سرانه تولید ناخالص داخلی با سطح تولید ناخالص داخلی سرانه خود در سال ۱۹۶۰ (هم‌گرائی مطلق) را نشان می‌دهد (برای توجیه و تفهیم بهتر نتایج، به تفاوت ارقام روی دو محور عمودی دو نمودار (۱) و (۲) دقت شود).



نمودار ۲- هم‌گرایی GDP برای کشورهای OECD

Source: Barro R. J. and X. Sala−i−Martin (2004), p46.

در توجیه بیشتر سرعت بسیار کند و زمان لازم هم‌گرایی حدود ۱۶۵ سال در حذف نیمی از شکاف بین کشورهای مختلف OIC، سالا- آی- مارتین (۲۰۰۳a) ماهیت نرخ‌های فقر را در سال ۱۹۷۰ برای مناطق آفریقا و خاورمیانه نشان می‌دهد که در آن نرخ‌های رشد سرانه بیشتر کشورهای آفریقایی منفی یا نزدیک به صفر بوده است. اگرچه این نرخ‌ها بین سال‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۷۵ کمی کاهش یافته ولی این کاهش در دهه بعد از شوک‌های نفتی بسیار بالا اما بتدریج متوقف شده و به نرخ پایدار می‌رسد. چون تعدادی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی جزو این مناطق محسوب می‌شوند، نتایج حاصل ضعیف فوق برای این کشورها که تعدادی از آن‌ها جزو کشورهای بسیار فقیر دنیا می‌باشند، زیاد شگفت‌آور نمی‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

حال فرض کنید اگر ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی فوق برحسب چند شاخص توسعه یافتگی طوری اولویت‌بندی و مرتب شده باشند که بتوان ۱۹ کشور (۵۰ درصد اول) رتبه بالا و پرتوان را انتخاب کرده (کسرایی ۲۰۰۶) و مدل را یک مرتبه دیگر برای آن‌ها اجرا کرد [خلاصه و فهرست این کشورها در پیوست (ب) ارائه شده است]، شگفت آور نخواهد بود اگر ادعا شود، که نتایج هم‌گرایی این کشورها که نسبت به بقیه از ظرفیت های اقتصادی بالا و درجه مجاورت نزدیکتری برخوردار هستند، به مراتب بیشتر رضایت بخش از نتایج حاصل از هم‌گرایی کشورهای (اتحادیه) اروپائی است که در جدول (۲) زیر به آن اشاره می‌شود.

از مقایسه نتایج حاصل از اجرای قبلی مدل ($\hat{\beta}=-0.004190 \quad R^2=0.086$) با نتایج حاصل از اجرای فعلی در زیر:

$$\hat{y}_i = \alpha + \beta \ln y_{i,o} = 0.066789 - 0.008219 \ln(y_{1980})$$
$$(4.104118) \quad (-3.753875)$$

($\hat{\beta}=-0.008219 \quad R^2=0.45$) و

و سرعت هم‌گرایی معادل با 0.00898- یا 0.898 درصد در سال و زمان لازم برای حذف نیمی از شکاف تا حالت پایا برابر با 76.8 سال[1] می‌باشد.

بومونت، ارتر و لکالو[2] (۲۰۰۱) در تخمین هم‌گرائی منطقه اروپا بین سال‌های ۱۹۹۲- ۱۹۸۰ از ۱۳۸ کشور و تخمین سرریزهای جغرافیائی در پدیده رشد اقتصادی مقدار ضریب هم‌گرائی را معادل با $\hat{\beta}=-0.0079 \quad R^2=0.13$ به‌دست آورده‌اند که صحت فرضیه هم‌گرائی برای منطقه اروپا را ($H_o : \beta=0$) تائید کرده و سرعت هم‌گرائی مربوط به این تخمین را 0.84 درصد و نیمی از مدت زمان تا حالت پایا را ۸۸ سال به‌دست می‌دهد. طبق این نتایج، فرآیند هم‌گرائی را در اروپا ضعیف ولی سازگار و لی سازگار با نتایج تجربی مطالعات دیگر از جمله بارو و سالا–آی– مارتین (۱۹۹۵) تلقی می‌کنند. جدول (۲) سرعت هم‌گرایی ایالت‌های مختلف آمریکا در سال‌های ۲۰۰۰-

---

۱- در مقایسه با نتایج حاصل از تحلیل برای ۱۳۸ کشور اروپائی طبق جدول (۲) $\hat{\beta} = -0.0079$ و سرعت هم‌گرایی 0.84% در سال و نیمه عمر لازم برای حذف شکاف تا حالت پایایی 88 سال می‌باشد.

2 - Baumont, C. Ertur and J. Le Gallo (2001), p16.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۸۸۰ با تحلیل‌های مختلف جهت مقایسه نتایج حاصل از مدل با تحقیقات قبلی اروپا و آمریکا را نیز نشان می دهد.

جدول ۲ - مقایسه تطبیقی θ و β و R^2 در کشورهای OIC ، منطقه اروپا و آمریکا

منطقه	N	β	R^2	p,t-prob	دوره (سال)	τ	سرعت هم‌گرایی
کشورهای OIC	38	–0.00419	0.086	0.0742	1980-2000	165	0.42
کشورهای OIC	19	–0.00822	0.453	0.00158	1980-2000	76.8	0.898
منطقه اروپا **	138	–0.0079	0.13	0.011	1980-1995	88	0.84
آمریکا ##	47	–0.0172	0.92	0.001	1880-2000	32.5	2.1
آمریکا ##	47	–0.0101	0.36	0.001	1880-1900	64.7	1.0
آمریکا ##	52	–0.0016	0.01	0.001	1990-2000	429.4	0.16

Source: Barro R. J. and X. Sala−i−Martin (2003) :## Europe Region :**

و τ : زمان لازم برای حذف نیمی از شکاف تا حد پایایی و سرعت هم‌گرایی برحسب درصد درسال است.

به‌طور کلی، آزمون فرضیه هم‌گرایی β مشروط بر مبنای تخمین مدل زیر انجام می‌شود که در آن استفاده از بعضی از متغیرها می‌تواند این کشورها را از هم متمایز کند:

$$\frac{1}{T}\ln\left[\frac{y_{i,T}}{y_{i,o}}\right]=\alpha+\beta\ln(y_{i,o})+\gamma X_i^{'}+\varepsilon_i$$

X_i بردارهائی از متغیرهای مطلوب از قبیل ذخایر فیزیکی یا سرمایه نیروی انسانی، متغیرهای کنترل یا محیطی مانند نسبت مصارف عمومی به GDP، نسبت سرمایه‌گذاری داخلی به GDP، و تعدیل متغیرهائی مانند تجارت، نرخ زاد و ولد، درجه بی ثباتی سیاسی و غیره می‌باشد که بتواند کشور i را در شرایط پایا باقی نگهدارد (بارو و سالا-آی- مارتین، ۱۹۹۵). اگرچه انتخاب مناسب این نوع از متغیرهای توضیحی خود از اهمیت خاصی برخودار بوده و خالی از اشکال نمی‌باشد ولی حصول اطمینان از این‌که تمام متغیرهای متمایز کننده حالت پایا است یا نه، مشکل بوده و حتی در این حالت نیز دسترسی داده‌های مورد نیاز ممکن است به‌سادگی امکان‌پذیر نبوده یا از نظر مقایسه

Archive of SID

www.SID.ir

قابل اعتبار نباشند. در تعریف ماتریس X پس از بررسی ۱۵ متغیر مشابه در کشورهای OIC (با استفاده از روش Stepwise Regression) به‌دلیل نوسانات بیش از حد نرخ رشد و نبود کامل داده‌ها بین سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۸۰ فقط پنج متغیر معتبر و معنی دار در مدل استفاده شده است[۱].

طبق تعریف، تشابه مقداری یا مکانی را وابستگی فضائی گویند. همبستگی فضائی ممکن است مثبت یا منفی باشد. همبستگی فضائی مثبت هنگامی اتفاق می‌افتد که مقادیر کم (یا زیاد) دو یا چند متغیر تصادفی مشابه تمایل به دسته بندی و جمع شدن در کنار هم در یک منطقه را داشته باشند درحالی که همبستگی منفی هنگامی است که نواحی جغرافیائی مجاور یا هم مرز شامل همسایگانی با مقادیر و ویژگی‌های متفاوت و غیر مشابه باشند. همبستگی فضائی بدین معنی است که مشاهدات در فرآیند تعاملات، مانند انتقال فناوری، مبادلات تجاری، مناسبات مختلف اجتماعی، اقتصادی و سیاسی و غیره با هم همبستگی پیدا کنند. ماهیت تاثیرگذاری این فرآیندها طوری است که موجب نظام مندی خاص فعالیت‌های اجتماعی و اقتصادی در منطقه شده و تحت تاثیر الگوی برون‌زای تعریف شده دیگری که مربوط به ماتریس وزنی فواصل بین آن‌هاست کّمیت می‌پذیرد. این ماتریس وزنی W شامل اطلاعات مربوط به فاصله نسبی بین n کشور $i=1,2,\ldots,j,\ldots,n$ در فضا می‌باشد. عناصر w_{ij} چگونگی ارتباط فضائی کشور i با کشور j از نظر فاصله، مجاورت[۲] را نشان می‌دهد ($w_{ij} = 0$). به منظور نرمال‌سازی

۱- شاخص HDI طبق تعریف بانک جهانی World Development Indicator (WDI) با استفاده از منبع زیر:
Technical Note 1: Calculating the Human Development Indices, 2004:
(http://hdr.undp.org/statistics/faq.cfm#1)
برای ۳۸ کشور عضو OIC ساخته شده و سه متغیر دیگر از آمارهای بانک جهانی، ۲۰۰۳ (CD بانک جهانی ۲۰۰۳) استحصال شده و سرانجام متغیر Market potentials از منبع زیر استخراج شده است:
Guilaume Gaulier, Thierry Mayer and Soledad Zianago, 2004, Note on CEPII's distance measures
1- x1 HDI-Index,
2- x2 GNI (current US$) for 1982, as an initial income of 1982,
3- x3 Manufacturing value added (annual % growth) averaged for 1980-2000,
4- x4 Market potentials,
5- x5 Domestic credit provided by banking sector (% of GDP)

۲- wij علاوه بر روش متعارف فاصله پایتخت بین دو کشور می‌تواند به‌صورت تابعی از طول و عرض جغرافیائی (نسبت به استوا) نیز محاسبه شود که در مدل Casetti بکار گرفته شده است (کسرایی، ۲۰۰۶) :
Kasraie, Esrafill, IER, vol 10, Fall 2006, N0. 17

Archive of SID

www.SID.ir

اثرات خارجی در هر کشور، ماتریس وزنی را می‌توان به‌صورت استاندارد در آورد. بدین معنی که حاصل جمع عناصر هر سطر (هر کشور نسبت به بقیه) در آن مساوی با یک باشد (هر چه بعد مسافت دورتر یا فاصله اقتصادی بین دو کشور بیشتر باشد، این وزن نسبی، W کم‌تر است) $W_{ij}^{*} = w_{ij} / \sum w_{ij}$ و بدین ترتیب می توان Wy به معنی یک متغیر وقفه دار فضائی تعریف کرده و رابطه زیر را برای آن نوشت:

$$y_i = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} y_j + \varepsilon_i = \rho wy + \varepsilon_i \quad , \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

که این مدل ساده به خودرگرسیون فضائی مرتبه اول[۱] (FAR) موسوم بوده و یک میانگین وزنی از مشاهدات کشورهای مجاور است. دقت شود که این مدل ساده فقط تغییرات y به‌صورت ترکیب خطی از مجاورت یا پیوستگی را نشان داده و متاثر از هیچ متغیر توضیحی دیگری نمی‌باشد[۲] [نتایج حاصل از اجرای مدل در پیوست (ج) آمده است] .

ρ = rho وجود همبستگی‌فضایی (جغرافیایی) میان کشورهای مجاور را نشان می‌دهد. اما نتایج مربوط به آماره‌های t و z و مقدار ناچیز R^2 [با اجرای برنامه مدل در پیوست (ج)] وجود آن‌را تقریبا بی اهمیت ارائه و تلقی می‌کند. اندازه آماره t معادل با ۰/۸ انحراف معیار فاصله از صفر و بی معنایی آماری این ضریب را نیز تایید می‌کند (اجرای رگرسیون ساده نیز نتایجی تقریبا مشابه با نتایج فوق را نشان می‌دهد).

لازم به ذکر است که شدت اثرات متقابل کشورها به فاصله بین این کشورها، d_{ij} وابسته بوده و متاثر از شکل تابع انتخاب شده (نسبت عکس فاصله $w_{ij}=1/d_{ij}$ و یا $w_{ij}=1/d_{ij}^2$ عکس مربع فاصله) و حداکثر یک حد فاصل معنی دار[۳] تعریف شده

۱- مدل خود رگرسیون مرتبه اول مانند تحلیل های سری زمانی $yt = \rho yt{-}1 + \varepsilon t$ است که در آن کل وابستگی با مشاهده های دوره گذشته جهت توضیح واریانس در yt بکار گرفته شده است.

۲- لازم به ذکر است که طبق آمار بانک جهانی ، ۲۰۰۳ چون نرخ رشد سرانه GDP در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی بدلایل مختلف از جمله جنگ، انقلاب، آفات یا مصیبت های طبیعی مانند قحطی، خشکسالی و غیره ... بسیار پرنوسان و از 30.42+ تا 29.56 - درصد در سال متفاوت است، میانگین نرخ رشد سرانه GDP (درصد سالیانه) ۲۰ سال که دارای نتایج مطمئن تری بوده، بکار رفته است (برای اطلاعات بیشتر به منبع کسرایی ۲۰۰۵ مراجعه شود).

3 – distance–cut off.

Archive of SID

www.SID.ir

می‌باشد. یعنی مرزی که بیشتر از آن $w_{ij}=0$ و تعامل i و j قابل اغماض یا بی معنی باشد: $w_{ij}=\frac{1/d_{ij}}{\sum_j 1/d_{ij}}$

همبستگی فضائی و اثرات ساختاری مشابه متغیرهای اقتصادی- اجتماعی اضافی را در دراز مدت روی تغییرات y با استفاده از مدل (SAR) زیر بهتر می‌توان ارزیابی و بررسی کرد. این مدل به خودرگرسیون فضائی مختلط[1] (SAR) موسوم بوده و ترکیب آن با متغیر وقفه دار فضائی فوق به‌صورت مدل رگرسیون استاندارد زیر قابل تعریف است.

$$y_i=\rho\sum_{j=1}^{n} w_{ij}\,y_i+\sum_{k=1}^{k}\beta_k\,x_{ki}+\varepsilon_i \quad \text{for } i=1,2,...n$$

$$y=\rho\,Wy+X\beta+\varepsilon \qquad [\text{یا} \quad (I-\rho\,W)\,y=X\beta+\varepsilon] \qquad \varepsilon\approx N(0,\sigma^2\,I_n)$$

$$y=29.7567+32.1938x1-8.1389x2+2.0918x3-4.3176x4-1.3315x5-0.434996Wy$$

(6.4504) (9.81458) (-10.3093) (2.57922) (-3.5357) (-2.30722) (-1.360029)

$R^2=0.8217$, $\sigma^2=0.5344$, log-likelihood = – 29.083088

y_i در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی عبارت از میانگین نرخ رشد سرانه (درصد سالیانه) GDP سال‌های ۱۹۸۰ الی ۲۰۰۰ میلادی و ماتریس X شامل عوامل دیگر موثر بر این نرخ رشد می‌باشد. W ماتریس وزنی و ε بردار (nx1) جملات خطا و توزیع آن نرمال[2] فرض شده است. این مدل مختلط [که نتایج کامل اجرای مدل در پیوست (د) ارائه شده است]، تغییرات y را به‌صورت یک ترکیب خطی از کشورهای مجاور مانند خودرگرسیون سری‌های زمانی توضیح داده و آنچه که در کشورهای مجاور (هم ساختار) اتفاق می‌افتد را بیشتر با اهمیت تلقی می‌کند. ولی در اینجا بعکس مدل‌های سری زمانی، خطاها مستقل از متغیرهای سمت راست رابطه نبوده و کواریانس در مفهوم ریاضی $\mathrm{Cov}(\varepsilon,y)=\sigma^2(1-\rho w)^{-1}$، یک ماتریس قطری نبوده و در نتیجه

1 -Mixed Spatial Autoregressive model –– SAR.

2- Gaussian.

Archive of SID

www.SID.ir

چون نرخ رشد هر کشور می‌تواند تحت تاثیر تغیرات نرخ‌های رشد و سرریزهای کشورهای مجاور قرار گیرد، تخمین به روش OLS نمی‌تواند با آن سازگار و قابل استفاده باشد. استفاده از روش تخمین حداکثر درستنمائی[۱] و لگاریتم درستنمائی برای پارامتر ρ به طریقی که در آن تابع درستنمائی منجر به حداکثر سازی شود عبارتست از[۲]:

$$L=-(\frac{n}{2})\ln\pi-(\frac{n}{2})\ln\sigma^2+|I-\rho-w|-\frac{((I-\rho w)y-x\beta)'((I-\rho w)y-x\beta)}{2\sigma^2}$$

بدین‌ترتیب نرخ رشد درازمدت هرکشور که انعکاس‌دهنده اثرات سرریز نیز می‌باشد، محاسبه می‌شود. به‌عبارت دیگر، نرخ رشد کشور i را با تغیرات نرخ رشد کشورهای مجاور دیگر وابسته و به‌صورت مجموعه‌ای از متغیرهای متضمن در ماتریس x، محاسبه می‌کند.

مطالعات تجربی متعددی مانند هال و جونز[۳] (۱۹۹۹)، ساش[۴] (۲۰۰۱)، و مک آرتور و ساش[۵] (۲۰۰۱) در تبیین و تعریف متغیرهای ماتریس X عواملی چون درآمد یا تولید

---

1 - concentration likelihood function

۲- روش تخمین درستنمائی حداکثر در این مدل بر مبنای یک تابع درستنمائی متمرکز بوده و مراحل تخمین آن به‌صورت زیر خلاصه می‌شود:

۱- با استفاده از روش OLS مرسوم $y=X\beta_0+\varepsilon_0$ برآورد می‌شود.

۲- با استفاده از روش OLS مرسوم $Wy=X\beta_L+\varepsilon_L$ برآورد می‌شود.

۳- پسماندها (residuals) به‌صورت $\begin{vmatrix} e_0=y+X\hat{\beta}_0 \\ e_L=Wy+X\hat{\beta}_L \end{vmatrix}$ محاسبه می‌شوند. (ادامه در صفحه بعد)

۴- با فرض داشتن e0 و eL ، مقدار ρ طوری محاسبه می‌شود که تابع درستنمائی متمرکز به‌صورت زیر منجر به حداکثر شود:

$$L_c=-(\frac{n}{2})\ln\pi-(\frac{n}{2})\ln(\frac{1}{n})(e_0-\rho e_L)'(e_0-\rho e_L)+\ln|I-\rho W|$$

۵- با فرض داشتن $\hat{\rho}$ که Lc را حداکثر می‌سازد، $\hat{\beta}=(\hat{\beta}_0-\rho\hat{\beta}_L)$ و $\hat{\sigma}_\varepsilon^2=(\frac{1}{n})(e_0-\rho.e_L)'(e_0-\rho.e_L)$ محاسبه می‌شوند.

3 - Hall & Jones.
4 - Sachs.
5 - McArthur.

Archive of SID

www.SID.ir

سرانه اولیه، نیروی انسانی، سرمایه، متغیرهای مکانی و فضایی، نهادها و زیر ساخت‌های فیزیکی را مربوط و به شمار آورده‌اند. با توجه به اثرات معنی دار پنج متغیر توضیحی X معنی دار فوق الذکر روی y، مقدار $R^2=0.82$ مناسب، ولی ضریب همبستگی فضایی، ρ مجددا نه تنها دارای علامت "منفی" برخلاف انتظار بوده بلکه از نظر آماری نیز دارای اعتبار ضعیف می‌باشد[۱]. این امر به‌دلیل تفرق، پراکندگی و فواصل زیاد بین کشورهای عضو OIC (از ۱۰۰ تا ۱۹۴۰۰ کیلومتر)، استحصال یک ضریب منفی برای همبستگی فضائی $\rho=-0.434996$ زیاد شگفت آور نیست.

تخمین خود همبستگی فضائی منفی و تصدیق فرضیه تهی $\rho\geq 0$ یا $H_0 : \rho\leq 0$ بدین معناست که بیشتر کشورهای مجاور دارای روابط و ویژگی‌های متفاوت دیگری غیر از بعد مسافت (مانند زبان، نژاد و حکومت) می‌باشند و این نکته نیز می‌تواند شاهد دیگری برای تایید یافته‌های قبلی هم‌گرایی و زمان لازم طولانی ۱۶۵ سال آن برای حذف نیمی از شکاف میان GDPهای سرانه اولیه و حالت پایای آنان باشد. طبیعی است که در برهه زمانی فعلی این سرعت هم‌گرایی به‌طورغیر قابل تصوری آهسته و کند است. بنابر این برای هم‌گرائی سریع‌تر و یا به منظور تسریع و تسری بخشیدن این پدیده در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی می‌توان از یک‌پارچه‌سازی[۲] و ایجاد بازارهای مشترک در چند نقطه که هر یک بتوانند نقش یک هسته یا قطب را ایفا نمایند، آغاز کرد (از نظر مبادلات تجاری این یک بازی به اصطلاح برد- برد[۳] و به نفع طرفین می‌باشد).

انسلین (۱۹۸۸) در بررسی خطاهای فضائی از روش درستنمائی حداکثر موسوم به SEM—Spatial Error Model که در آن جمله ایذائی λ وابستگی فضایی را به‌صورت مدل ذیل نشان می‌دهد:

۱- مقدار اولیه محاسبه ρ به‌صورت قید $-1=\frac{1}{\lambda_{min}}<\rho<\frac{1}{\lambda_{max}}=1$ و حداقل و حداکثر مقدار ویژه آیگن (Eigenvalue) ماتریس وزنی استاندارد شده w با نماد λ_{max} ، λ_{mix} تعریف شده است. تحمیل این قید در مدلهای غیر پارامتریک برای تعریف ضابطه رد در نمونه گیری و حد نهایی اندازه آن متداول است.

2- Integration.

3- Win–win game.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\begin{cases} y = X\beta + u \\ u = \lambda Wu + \varepsilon \end{cases} \quad \text{و} \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

پارامتر λ عبارت از ضریب خطاهای همبستگی فضائی یا ضریب خود رگرسیون فضائی و ε جمله خطاست که پیش فرض کلاسیک (i.i.d.)[1] با واریانس ثابت σ^2 در آن برقرار است.

y=28.9718+32.41288x1–8.2656x2+1.7802x3 – 3.83046x4 – 1.57878x5 + 0.370701W

(0.972341) (4.92135) (8.223401)(-8.98683)(1.924959) (-2.48379) (-2.272638)

R^2=0.8109 , Rbar-square=0.7814

طبق نتایج حاصل [که اجرای کامل آن در پیوست (ه) آمده است]، وجود همبستگی و مقدار λ از نظر آماری بی معنی و غیر قابل قبول است. برای توضیح بیشتر، از شیوه متداول دیگری موسوم به شاخص آماری آی- موران[2] می‌توان چگونگی همبستگی فضائی[3] در رشد اقتصادی میان کشورها را ساده‌تر بررسی نمود. این شاخص آماری پسماندها را برای وجود وابستگی و اثرات مجاورت، به‌صورت یک فرضیه تهی: H_0 : $\rho=0$ یا عدم وجود همبستگی فضائی می‌آزماید. مقدار شاخص آماری آی- موران بیش از ۱/۹۶ یا احتمال بالا به معنی عدم پذیرش فرضیه تهی و عدم وجودهمبستگی فضایی است: $I=e'we/e'e$ که در آن e بردار پسماندها از روش مرسوم OLS و W ماتریس وزنی فواصل استاندارد شده (حاصل جمع سطری عوامل آن مساوی با یک است) می‌باشد[که اجرای کامل مدل به زبان MATLAB در پیوست (و) ارائه شده است].

1- Independent identical distribution.
2- Test for residuals spatial autocorrelation based on the Moran I Statistic.
3- Spatial autocorrelation (correlation) .

Archive of SID

www.SID.ir

```
result =  Test for autocorreltation

      meth: 'moran'
      nobs: 38
      nvar: 6
    morani: 0.0153
     istat: 1.6039
     imean: -0.0535
      ivar: 0.0018
      prob: 0.1102

Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                      0.01527808
Moran I-statistic            1.60391523
Marginal Probability         0.11022731
mean                        -0.05346697
standard deviation           0.04286077
```

شاخص آماری آی- موران رابطه رشد اقتصادی میان کشورهای مجاور را اندازه‌گیری و مقدار همبستگی بین آن‌ها را تخمین می‌زند. مقدار مثبت آی- موران به‌منزله وجود همبستگی فضائی و در نتیجه تایید تجمع فضائی آن‌ها در یک منطقه را نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر کشورهایی با نرخ رشد GDP سرانه بالا (یا پائین) در کنار و نزدیک بهم قرار می‌گیرند. و به عکس، عدم وجود همبستگی یا وجود همبستگی منفی حاکی از عدم دسته‌بندی و مجاورت کشورها با یکدیگر است.

برای تحلیل این روش، نمودار پراکندگی موران در زیر ترسیم شده و برای سهولت تفسیر آن توجه شما را به شکل نمودار جلب می‌نماید. محور افقی، لگاریتم y و محور عمودی لگاریتم متغیر وقفه دار فضائی Wy، است که متوسط وزنی مقادیر کشورهای مجاور را به‌صورت استاندارد یعنی بر حسب انحراف از میانگین نشان می‌دهد.

شاخص آماری آی- موران را می‌توان به‌صورت ضریب شیب در یک رگرسیون خطی Wy و y که در آن‌ها y بر حسب انحراف از معیار است مشاهده کرد و در چهار ناحیه از

Archive

www.SID.ir

محور مختصات ماهیت، وابستگی بین یک کشور و کشورهای مجاورش را به تصویر کشید:

I– HH یا ناحیه اول (در بالا سمت راست محور مختصات با ۷ کشور)

کشورهائی که دارای نرخ رشد GDP سرانه بالا بوده و با کشورهای مشابه خودشان یعنی با نرخ رشد GDP سرانه بالا مجاور یا مجتمع شده‌اند.

II– LH یا ناحیه دوم (در بالا سمت چپ محور مختصات با ۴ کشور)

کشورهایی که دارای نرخ رشد GDP سرانه پائین هستند با کشورهای دیگر که دارای نرخ رشد GDP سرانه بالا هستند هم مرز یا نزدیک شده‌اند.

III– LL یا ناحیه سوم (در پائین سمت چپ محور مختصات با ۱۶ کشور)

کشورهائی که دارای نرخ رشد GDP سرانه پائین هستند با کشورهائی مشابه خودشان با نرخ رشد GDP سرانه پائین مجاور یا محاصره شده‌اند.

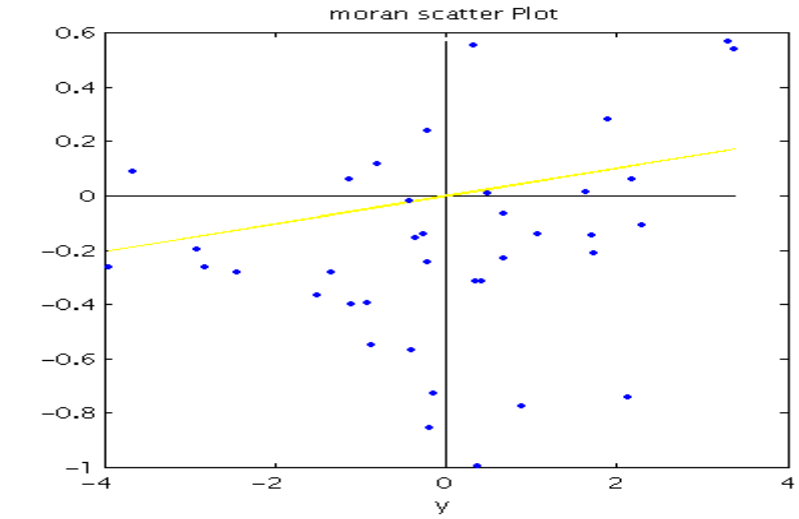
IV– HL یا ناحیه چهارم (در پائین سمت راست محور مختصات با ۱۱ کشور)

کشورهائی که دارای نرخ رشد GDP سرانه بالا هستند با کشورهای دیگر با نرخ رشد GDP سرانه پائین هم مرز یا مجاورند.

نواحی I و III محور مختصات بیانگر خود همبستگی فضائی مثبت بین کشورها با مقادیر مثبت λ و نواحی II و IV محور مختصات خود همبستگی منفی را بین کشورهای غیر مشابه یا متفاوت نشان می‌دهد. وجود نقاط پراکنده در چهار ناحیه فوق دال بر عدم وجود خود همبستگی فضائی می‌باشد. لازم به توضیح است که در صورت وجود اثرات فضائی، تخمین نرخ رشد به‌وسیله OLS ناکارآمد بوده و نادیده گرفتن این اثرات می‌تواند باعث عدم تصریح و تصحیح نتایج تخمین‌زده شده باشد که می‌توان از مدل‌های فضائی ذیربط و غیر پارامتریک دیگری نیز استفاده شود.

Archive of SID

www.SID.ir



p-value:0.47952 Moran index:0.051349

ماهیت λ و ρ را می‌توان با هم و در حالت جامع و کلی با استفاده از مدل‌های اتورگرسیون فضایی بیزی[1] نیز آزمود. این روش با الگوریتم مشخصی نتایج درستنمایی حداکثر را با اطلاعات پیشین[2] متفاوت و به تکرار می‌آزماید. مبنای روش خود رگرسیون بیزی ایجاد یک توزیع نرمال (به‌صورت نمودار زیر) برای جملات اخلال یعنی:

$$\bar{\rho} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\rho_i \quad E(\rho) \quad as \quad n \to \infty$$

است. مدل‌های بیزی وابستگی فضایی و مقدار خطا یا ناهمسانی واریانس‌ها[3] را در قالب یک وقفه و خطای همبستگی فضایی را با هم که موسوم به مدل SAC است با ساختار زیر نشان می‌دهد (Lesage, 1999).

$$\begin{cases} y = \rho W_1 y + X\beta + u \\ u = \lambda W_2 u + \varepsilon \end{cases} \qquad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

1- Heteroscedasticity.
2- posterior.
3- Bayesian spatial autoregressive models.

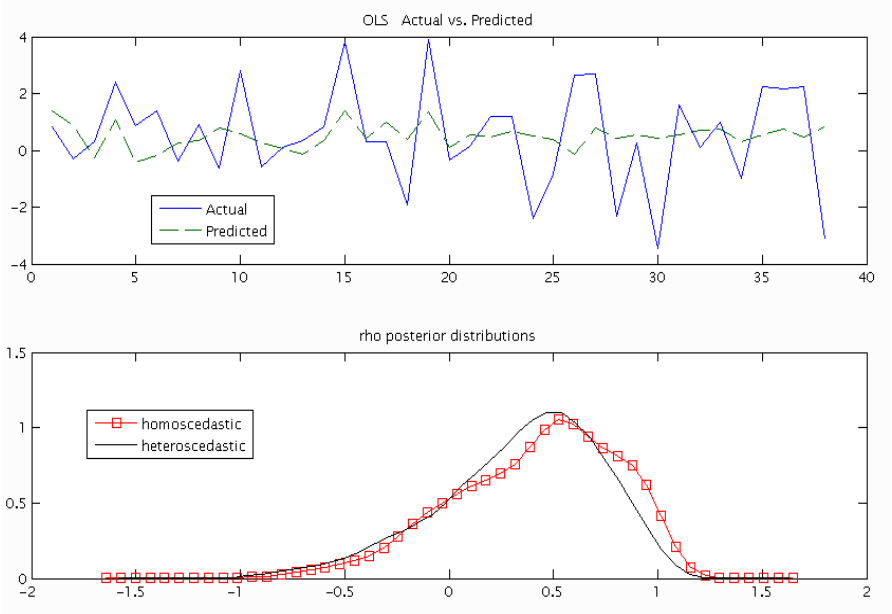
Archive of SID

www.SID.ir

انسلین (۱۹۸۸) برای بیشینه یابی، الگوریتم درستنمائی حداکثر متمرکز زیر را پیشنهاد می‌کند:

$$\beta = (X'A'AX)^{-1}(X'A'ABy) \quad \text{and} \quad e = By - X\beta \quad \text{and} \quad \sigma^2 = (e'e)/n$$

که با استفاده از این روابط می‌توان لگاریتم درستنمایی را برای مقادیر ρ و λ به‌صورت واقعی و پیش بینی ارزیابی کرد. مقادیر دیگر پارامترهای β و σ^2 به‌صورت تابعی از مقادیر حداکثر درستنمایی ρ و λ و نیز داده‌های نمونه y و X ارزیابی کرد که صحت نتایج به‌دست آمده قبل را یک بار دیگر تایید می‌کند.



خلاصه و جمع بندی

وجود سرریزهای ضعیف یا شدید میان مناطق[1] درحالت پایای شکاف‌ها، تفاوت چندانی ایجاد نمی‌کند، ولی وجود سرریزها می‌تواند باعث تسریع حالت پایای رشد تولید و میزان بالای فن‌آوری تولیدی شده که به هر حال و در غیر آن، حالت پایا اتفاق

1- Cross-region.

www.SID.ir

نمی‌افتد. در این مقاله فرآیند هم‌گرایی و رشد منطقه‌ای و اثرات سرریز تعریف و تحلیل و در واقع خود همبستگی و خطای فضایی در هم‌گرائی غیر مشروط بر مبنای ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی بین سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۰۰ میلادی محاسبه و عدم کارائی تخمین زننده‌های OLS بررسی گردیده است. در میان تمام ویژگی‌های لازم مدل خطای فضائی، بهترین ضابطه تصمیم‌گیری برای وجود خود همبستگی و هم‌گرائی به روش مناسب آن تخمین‌زده شده و فرآیند هم‌گرائی به شکل قوی تری نشان داده شده و اثرات سرریز در معنای نرخ رشد سرانه GDP و تاثیر مجاورت را آشکار ساخته است. برای کشورهای OIC ضریب هم‌گرائی 0.004- و سرعت هم‌گرائی 0.44 درصد در سال و زمان لازم برای حذف نیمی از شکاف یا فاصله اولیه تا حالت پایا ۱۶۵ سال (و حذف سه چهارم شکاف حدود ۳۳۰ سال) پیش‌بینی گردیده است.

مدل خود رگرسیونی فضائی مرتبه اول --FAR که تغییرات y را به‌صورت ترکیب خطی از مجاورت و پیوستگی نشان می‌دهد، وجود وابستگی فضائی میان کشورها را محاسبه ولی از نظر آماری بی‌معنی تشخیص داده شده است.

مدل خودرگرسیونی فضائی مختلط --SAR تغییرات y را با توجه به تاثیر نرخ‌های رشد و سرریزهای کشورهای مجاور نشان داده و با استفاده از روش حداکثر درستنمائی تخمین علامت آن منفی براورد و نشان داده شده که کشورهای مجاور عضو کنفرانس اسلامی، ویژگی‌های متفاوت دیگری غیر از بعد مسافت را تجربه می کنند.

در مدل SAR، ماتریس X متشکل از متغیرهای توضیحی را تبیین و λ، ضریب خطای همبستگی فضائی را محاسبه، اما این ضریب را از نظر آماری بی معنی تشخیص داده و در نتیجه بعد جغرافیائی را میان اعضای سازمان کنفرانس اسلامی بی‌اهمیت براورد کرده است. لذا برای هم‌گرائی و حذف نیمی از شکاف بمدت ۱۶۵ سال، موید این نکته و حامل این نتیجه است که وابستگی فضایی میان کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (در سطح معنی داری) وجود نداشته و بهترین سیاست برای ایجاد هم‌گرائی، ایجاد قطب‌های تصنعی رشد و توسعه به‌صورت هسته (ها) می‌باشد تا از طریق گسترش این هسته‌ها به‌عنوان چرخه‌های محرک رشد درکشورهای همجوار و در راستای "هم‌گرائی"، وضع اقتصادی آن‌ها را بهبودی بخشیده و فقر را در آن‌ها کاهش یابد.

Archive of SID

www.SID.ir

مدل‌کلی فضائی --SAC در شرایطی که وجود وابستگی فضایی محرز باشد از دو روش قبلی SAR و SEM مناسب تر عمل می‌کند، اما به هرحال مانند شاخص آماری آی- موران نتایج حاصل مربوط به ρ و پارامتر λ را محاسبه و از نظر آماری بی‌معنی توجیه کرده و رابطه هم‌گرایی میان کشورهای همجوار OIC و مقدار همبستگی بین آن‌ها بی‌اعتبار و بی‌اهمیت تخمین زنده شده است.

فهرست منابع

۱- اکبری، نعمت اله و شکوفه فرهمند (۱۳۸۴)، هم‌گرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تاکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس ، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۳۴، بهار ۱۳۸۴

۲- اکبری نعمت اله (۱۳۸۴)، مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۳ تابستان ۱۳۸۴

3- Anselin Luc, 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht Kluwer Academic Publishers.

4- Anselin Luc, 2003, *Spatial Externalities, spatial multipliers and spatial econometrics*, International Regional Science Review, 26; Revised, August 22, 2002 (http://sal.agecon.uiuc.edu/~anselin).

5- Barro R.J, and X. Sala-I-Martin, 1991, Convergence across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 107-182.

6- Barro R.J. and X. Sala-I-Martin, 1992, Convergence, *Journal of Political Economy*, 100, 223- 251.

7- Barro R.J. and X. Sala-I-Martin, 2004, *Economic Growth*, 2nd Edition, MIT Press.

8- Baumont Catherine, C. Ertur and J. Le Gallo. 2001, "A Spatial Econometric Analysis of Geographic Spillovers and Growth for European Regions, 19801995, Working paper, LATEC UMR-CNRS 5118, University of Burgundy.

9- Baumont Catherine, C. Ertur and J. Le Gallo. 2001, "The European Regional Convergence Process, 1980-1995: do Spatial Regimes and Spatial Dependence matter? Working paper, LATEC UMR-CNRS 5118, University of Burgundy.

Archive of SID

www.SID.ir

10- Ben-David, Dan and Ayal Kimhi (2003), "Trade and the Rate of Income Convergence," Unpublished paper of the International Economics Division of the World Bank: http://spirit.tau.ac.il/public/bendavid/trade-growth/bd-kim.pdf
11- Cannon Edmund S., D. Demery and Nigel W. Duck, 2000, Does Distance Matter for Economic Performance? Evidence from European Regions, Discussion Paper No 00/509, University of Bristol, UK.
12- Coughlin, Richard M. "Convergence Theories, "Prepared for Edgar F. Borgatta and Marie L. Borgatta (eds.), *Encyclopedia of Sociology* (second edition, 2001).
13- *Durlauf, S. N. and D. T. Quah (1998)," The new empirics of economics growth", Discussion paper No. 38, January 1998.*
14- *Fingleton B., 1999, Estimates of Time to Convergence: An Analysis of Regions of European Union, International Regional Science Review, 22, p. 5-34.*
15- Fingleton Bernard. 1999, "Regional Economic Growth and Convergence: Insights from a Spatial Econometric Perspective", manuscript University of Cambridge. 28
16- Hall Robert and C.I, Jones. 1999, "Why do some countries produce so much more output per worker than others?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, pp. 83-116
17- Inkeles, Alex, and Larry Sirowy. 1983. "Convergent and Divergent Trends in National Educational Systems." *Social Forces* 62:303-33.
18- Inkeles, Alex. 1981, "Convergence and Divergence in Industrial Societies." Pp. 3-38 in *Directions of Change: Modernization Theory, Research, and Realities*, edited by M.O. Attir, B.H. Holzner, and Z. Suda. Boulder, CO: Westview Press
19- *Kasraie, Esrafill,(2006), "Determination the degree of development of the OIC state members for establishing a common market", Iranian Economic Review, Journal of Faculty of economics, University of Tehran, vol. 10, Fall 2006, No. 17*
20- *Krugman P., 1993a, First Nature, Second Nature and Metropolitan Location, Journal of Regional Science, 33, 129-144.*
21- *Krugman P., 1993b, On the number and location of cities, European Economic Review, 37, 293- 293.*
22- Krugman P.R. and Venables A.J. (1990) 'Integration and the competitiveness of peripheral industry' Chapter 3 in C J Bliss and J B de Macedo (eds) Unity with diversity in the European economy: the Community's southern frontier (Cambridge: Cambridge University Press)

Archive of SID

www.SID.ir

23- Krugman, Paul R. and Maurice Obstfeld, (2003), *International Economics, Theory and Policy*, sixth edition, Reading, Mass.: Addison-Wesley.
24- *Le Gallo J., Ertur C., 2000, Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995, Working paper No 2000-09, LATEC, University of Burgundy, Dijon.*
25- LeSage James P. 1999, "The Theory and Practice of Spatial Econometrics," Department of Economics,University of Toledo (www.rri.wvu.edu/WebBook/LeSage/spatial/spatial.html).
26- McArthur John W, and J. D. Sachs, 2001, "Institutions and Geography: Comment on Acemoglu, Johnson and Robinson (2000)", NBER Working Paper No. 8114.
27- Moreno Ramon and B. Trehan (1997), "Location and the Growth of Nations", *Journal of Economic Growth*, 2 pp. 399-418.
28- Naylor R. (1998) International Trade and economic integration when labor *markets are generally* unionized, European Economic Review, 42, 1251-1267.
29- *Quah D., 1993, Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, The Scandinavian Journal of Economics, 95, 427-443.*
30- Ramirez Maria T, and Ana Maria Loboguerrero, 2002, "Spatial dependence and economic growth; evidence from a panel of countries", working paper: http://www.
31- Sachs Jeffrey D. 2001, "Tropical Underdevelopment", NBER Working Paper No. 8119.
32- World Bank. 2000, World Development Report, Washington D.C, and Technical Note 1: Calculating the Human Development Indices, 2004: http://hdr.undp.org/statistics/faq.cfm#1
33- World Bank. *World Development Indicator* (*WDI*), CD-ROM.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست الف

```
Ordinary Least-squares Estimates
Dependent Variable = GDP/cap: Log(y2000/y1980)
R-squared      =    0.0859
Rbar-squared   =    0.0605
sigma^2        =    0.0003
Durbin-Watson  =    2.0265
Nobs, Nvars    =     38,     2
***************************************************************
Variable                    Coefficient      t-statistic    t-probability
Const                         0.031866         2.123904         0.040617
ln(y1980)                    -0.004019        -1.839020         0.074172
```

Dependent Variable: (1/20)*LOG(SERIES21/SERIES01)
Method: Least Squares
Date: 06/07/05 Time: 18:37
Sample: 1 38
Included observations: 38
Convergence achieved after 4 iterations
(1/20)*LOG(SERIES21/SERIES01)=C(1)-((1-EXP(-20*C(2)))/20)
*LOG(SERIES01)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.031866	0.015004	2.123904	0.0406
C(2)	0.004190	0.002376	1.763049	0.0864

R-squared	0.085877	Mean dependent var	0.004815
Adjusted R-squared	0.060484	S.D. dependent var	0.018792
S.E. of regression	0.018215	Akaike info criterion	-5.121926
Sum squared resid	0.011945	Schwarz criterion	-5.035738
Log likelihood	99.31660	Durbin-Watson stat	2.026473

www.SID.ir

پیوست ب

No.		Country ۳۸ کشور عضو کنفرانس	Country رتبه بندی ۳۸ کشور	Country انتخاب ۱۹ کشور برتر
1	AFG	Afghanistan	Malaysia	Malaysia
2	ALB	Albania	Bangladesh	Bangladesh
3	DZA	Algeria	Indonesia	Indonesia
4	AZE	Azerbaijan	Saudi Arabia	Saudi Arabia
5	BHR	Bahrain	Bahrain	Bahrain
6	BGD	Bangladesh	Kuwait	Kuwait
7	BEN	Benin	United Arab Emir	United Arab Emir
8	BRN	Brunei	Iran, Islamic Rep.	Iran, Islamic Rep.
9	BFA	Burkina Faso	Comoros	Comoros
10	CMR	Cameroon	Jordan	Jordan
11	TCD	Chad	Syrian Arab Rep.	Syrian Arab Rep.
12	COM	Comoros	Oman	Oman
13	DJI	Djibouti	Egypt, Arab Rep.	Egypt, Arab Rep.
14	EGY	Egypt, Arab Rep.	Sudan	Sudan
15	GAB	Gabon	Pakistan	Pakistan
16	GMB	Gambia, The	Mozambique	Mozambique
17	GIN	Guinea	Turkey	Turkey
18	GNB	Guinea-Bissau	Uganda	Uganda
19	GUY	Guyana	Tunisia	Tunisia
20	IDN	Indonesia	Albania	
21	IRN	Iran, Islamic Rep.	Guyana	
22	IRQ	Iraq	Suriname	
23	JOR	Jordan	Algeria	
24	KAZ	Kazakhstan	Morocco	
25	KWT	Kuwait	Chad	
26	KGZ	Kyrgyz Republic	Cameroon	
27	LBN	Lebanon	Gabon	
28	LBY	Libya	Niger	
29	MYS	Malaysia	Senegal	
30	MDV	Maldives	Mauritania	
31	MLI	Mali	Gambia, The	
32	MRT	Mauritania	Nigeria	
33	MAR	Morocco	Benin	
34	MOZ	Mozambique	Burkina Faso	
35	NER	Niger	Guinea-Bissau	
36	NGA	Nigeria	Togo	
37	OMN	Oman	Sierra Leone	
38	PAK	Pakistan	Mali	

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ج

```
First-order spatial autoregressive model Estimates
Dependent Variable =   GDP/cap growth (A%)
R-squared          =    0.0316
sigma^2            =    2.8654
log-likelihood     =   -109.33093
Nobs, Nvars        =    38, 1
# of iterations    =    13
total time in secs =    0.8750
time for optimiz   =    0.1720
time for lndet     =    0.0780
time for t-stat    =    0.1250
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
*************************************************************
Variable      Coefficient     Asymptot t-stat    z-probability
rho= ρ         0.372995         0.800488          0.423428
```

پیوست د

```
Spatial autoregressive Model Estimates (SAR)
       *function results = sar(y, x, W, lmin, lmax, convg, maxit)
Dependent Variable = GDP/cap growth (A%)
R-squared          =    0.8217
Rbar-squared       =    0.7938
sigma^2            =    0.5344
Nobs, Nvars        =    38,     6
log-likelihood     =   -29.083088
# of iterations    =    12
min and max rho    =   -1.0000, 1.0000
total time in secs =    0.1560
time for lndet     =    0.0310
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
order for MC appr  =    50
iter  for MC appr  =    30
*********************************************************************
Variable                 Coefficient    Asymptot t-stat z-probability
const#-7                  29.756738       6.450412       0.000000
1. HDI-Index              32.193794       9.814583       0.000000
4. GNI/cap, PPP(cur intl$)   -8.138859      -10.309312      0.000000
5. Manufact VA(A% Growth)  2.091830       2.576221       0.009989
9. Market Potentials      -4.317549      -3.535686       0.000407
11.Domestic_Cred prov by Bank -1.331530      -2.307216       0.021043
rho                        -0.434996      -1.360029       0.173821
```

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ه

```
Bayesian spatial error model
Homoscedastic version
Dependent Variable = GDP/cap(A%growth)
R-squared          =    0.8109
Rbar-squared       =    0.7814
mean of sige draws =    0.7149
Nobs, Nvars        =     38, 6
ndraws,nomit       =   2500, 500
total time in secs =    7.5940
time for lndet     =    0.2030
time for sampling  =    7.3440
No lndet approximation used
metropolis-hastings used for rho
min and max lambda =   -1.0000, 1.0000
************************************************************
Posterior Estimates
Variable                Coefficient  Asymptot t-stat    z-probability
const#-7                 28.971805        4.921352         0.000001
1. HDI-Index             32.412875        8.223401         0.000000
4. GNI/cap,PPP(cur intl$) -8.265554       -8.986832         0.000000
5. Manufact VA(A %Growth)  1.780194        1.924959         0.054235
9. Market Potential       -3.830352       -2.483791         0.012999
11.D_Cred prov by Bank    -1.578771       -2.272638         0.023048
lambda                     0.370701        0.972341         0.330881
```

پیوست و

```
function result = nonormmoran(y, x, W);
% PURPOSE: computes Moran's I-statistic for spatial correlation
% in the residuals of a regression model without normalizing the
weight
%         matrix
% ---------------------------------------------------
%  USAGE: result = nonormmoran(y, x, W)
%  where: y = dependent variable vector
%         x = independent variables matrix
%         W = contiguity matrix (standardized)
% ---------------------------------------------------
%  RETURNS: a  structure variable
%         result.meth   = 'moran';
%         result.morani = e'*W*e/e'*e (I-statistic)
%         result.istat  = [i - E(i)]/std(i), standardized version
%         result.imean  = E(i),   expectation
%         result.ivar   = var(i), variance
%         result.prob   = std normal marginal probability
%         result.nobs   = # of observations
%         result.nvar   = # of variables in x-matrix
% ---------------------------------------------------
% NOTES: istat > 1.96, => small prob,
%                     => reject HO: of no spatial correlation
```

Archive of SID

www.SID.ir