Archive of SID

نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۲

سال بیست و هفتم، زمستان ۱۳۹۸، صفحه ۶۸-۴۵

وابستگی فضایی با عوامل مشترک: مطالعه موردی رشد اقتصادی استان‌های ایران

سید مهدی برکچیان

استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف

barakchian@sharif.edu

سید علی مدنی‌زاده

استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف (نویسنده مسئول)

madanizadeh@sharif.edu

علی پورجهانبخش

کارشناس ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف

ali. pourjahanbakhsh@gmail.com

مؤلفه‌های اقتصادی یک منطقه جغرافیایی مانند رشد اقتصادی آن تحت‌تأثیر متغیرها و اثرات سرریز سایر مناطق قرار دارند و از این طریق به آنها وابسته می‌شوند. علاوه بر وابستگی فضایی ایجاد شده به‌وسیله عوامل مذکور، عوامل عام مشترک مانند قیمت نفت نیز موجب ایجاد همبستگی در متغیرهای اقتصادی مناطق جغرافیایی می‌شوند و لازم است میان وابستگی ایجاد شده توسط این عوامل و وابستگی فضایی تفاوت قائل شد، زیرا در غیر این صورت نقش اثرات فضایی پررنگ‌تر از آنچه واقعیت دارد نشان داده خواهد شد و مشکلات دیگری مانند ناسازگاری ضرایب و نقض برخی از فروض متداول به‌وجود می‌آورد. در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی همانند مدل خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی عوامل عام مشترک در نظر گرفته نمی‌شوند. در این مقاله برای اولین بار وجود وابستگی فضایی در رشد اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۹ با استفاده از ترکیب مدل‌های خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی و با استفاده از ترکیب روش حداکثر درست‌نمایی $(\boldsymbol{MLE})$و اثرات عام مشترک همبسته $(\boldsymbol{CCE})$آزمون و مورد بررسی قرار می‌گیرد. روش $\boldsymbol{CCE}$ قابلیت در نظرت گرفتن نقش برای اثرات عام مشترک را دارد. نتایج نشان می‌دهند در نظرنگرفتن عوامل عام مشترک منجر به نتایج نادرست می‌شود. معنادار شدن متغیرهای پروکسی به کار گرفته شده برای عوامل عام مشترک و عدم معناداری متغیرهای مربوط به وابستگی فضایی نشان می‌دهند وابستگی موجود ناشی از تأثیر عوامل عام مشترک است و داده‌های رشد اقتصادی مناطق جغرافیایی ایران لااقل در سطح استان‌ها وابستگی فضایی را نشان نمی‌دهند.

طبقه‌بندی JEL: C3, O4

واژگان کلیدی: اثرات فضایی، وابستگی فضایی، خودرگرسیون فضایی، خطای فضایی، اثرات عام مشترک، رشد اقتصادی، همگرایی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۲۸

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

۱. مقدمه

مؤلفه‌های اقتصادی یک منطقه جغرافیایی همانند رشد اقتصادی آن تحت‌تأثیر متغیرها و اثرات سرریز مناطق دیگر به ویژه همسایگان آن قرار دارند. به وابستگی ایجاد شده از این طریق، وابستگی فضایی[1] گفته می‌شود و می‌تواند نقش به‌سزایی در توزیع متغیرهای اقتصادی و تشکیل خوشه‌های اقتصادی در جغرافیا ایفا کند. در ادبیات اقتصاد مطالعات گسترده‌ای بر روی وابستگی فضایی متغیرهای مختلفی از جمله رشد اقتصادی انجام شده است.

علاوه بر وابستگی فضایی ایجاد شده از طریق عوامل ذکر شده، اثراتی که در میان تمام مناطق جغرافیایی مشترک هستند نیز موجب ایجاد همبستگی در متغیرهای اقتصادی واحدهای جغرافیایی می‌شوند. برای مثال تأثیرات قیمت نفت، تغییرات نرخ بهره و تکنولوژی باعث ایجاد وابستگی در میزان رشد اقتصادی نواحی جغرافیایی می‌شود (پسران ۲۰۰۶؛ هالی، پسران و یاماگاتا ۲۰۱۱)[2]. این اثرات که عوامل عام مشترک[3] نامیده می‌شوند. لازم است میان وابستگی ایجاد شده توسط این عوامل و وابستگی فضایی ناشی از اثرات فضایی تفاوت قائل شد زیرا در غیر این صورت نقش اثرات فضایی پررنگ از آنچه واقعیت دارد نشان داده خواهد شد.

در اقتصادسنجی فضایی به طور معمول از مدل‌های خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی برای اندازه‌گیری تأثیر متغیرهای مختلف مناطق جغرافیایی بر یکدیگر استفاده می‌شود. در مدل خطای فضایی فرض می‌شود وابستگی فضایی در یک متغیر اقتصادی میان مناطق جغرافیایی از طریق اثرات سرریز فضایی ایجاد می‌شود. در این مدل تخمین ضرایب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) غیربهینه[4] است و به‌طورمعمول از روش‌حداکثردرست‌نمایی (MLE)برای این موضوع استفاده می‌شود. در مدل خودرگرسیون فضایی فرض می‌شود وابستگی یک متغیر

1. Spatial Dependence
2. Pesaran, Holly and Yamagata
3. Common Factor
4. Inefficiency

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

اقتصادی در میان مناطق جغرافیایی توسط تأثیر مستقیم متغیرهای نواحی بر همدیگر ایجاد می‌شود. همچنین تخمین به‌دست آمده از روش حداقل مربعات در این مدل ناسازگار[1] است و برای تخمین ضرایب به طور معمول از روش‌حداکثر درست‌نمایی (MLE)استفاده می‌شود. در هر دوی این مدل‌ها تأثیر عوامل عام مشترک نادیده گرفته شده است، این موضوع علاوه بر اشتباه در تخمین ضرایب، مشکلات مختلفی را به‌وجود می‌آورد که در بخش ۲-۴ به تفضیل به آنها می‌پردازیم.

در این مقاله برای اولین بار وجود وابستگی فضایی در رشد اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۹ با استفاده ترکیب روش‌های اثرات عام مشترک همبسته $(\boldsymbol{CCE})$ و حداکثر درست‌نمایی $(\boldsymbol{MLE})$است آزمون و مورد بررسی قرار می‌گیرد. بسیاری از متغیرهای عام مشترک غیرقابل مشاهده و غیر قابل اندازه‌گیری‌اند و برای در نظر گرفتن نقش آنها باید از متغیرهای پروکسی استفاده کنیم. به این منظور از بردار میانگین ساده متغیرهای توضیحی و وابسته در بعد واحدهای جغرافیایی برای این موضوع استفاده می‌شود. از این متغیرها در بعد مناطق جغرافیایی برای هر دوره t میانگین ساده گرفته می‌شود و به عنوان متغیر توضیحی جدیدی در سمت راست معادله وارد می‌شود.

این روش، ایدهٔ اساسی تخمین‌گر اثرات عام مشترک همبسته CCE[2] ارائه شده در پسران (۲۰۰۶) است که در آن نشان داد در صورت وجود عوامل عام مشترک در عبارت خطای مدل‌های ساده (غیرفضایی) تخمین روش حداقل مربعات معمولی با وارد نمودن این متغیرهای پروکسی سازگار خواهد بود. اما در تخمین مدل‌های اقتصادسنجی فضایی استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به‌دلیل وجود عبارات فضایی موجب ناسازگاری و غیربهینگی تخمین ضرایب خواهد بود. در این مقاله از میانگین ساده متغیرهای توضیحی و وابسته به عنوان متغیرهای پروکسی عوامل عام مشترک استفاده می‌کنیم اما بر خلاف روش پسران (۲۰۰۶) برای تخمین مدل از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌کنیم.

1. Inconsistent
2. Common correlated effects

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

در بخش۲-۱ و ۲-۲ مقاله به بررسی مدل‌های مختلف اقتصادسنجی فضایی و در بخش ۲-۳ به توضیح عوامل عام مشترک و روش‌هایی که این عوامل را در نظر می‌گیرند می‌پردازیم. در بخش۲-۴ مشکلات ناشی از در نظر نگرفتن عوامل عام مشترک را بررسی می‌کنیم. در بخش۲-۵ جزئیات روش مورد استفاده را ارائه می‌کنیم و به بررسی ادبیات آن می پردازیم. در بخش ۳ تأثیر رشد اقتصادی استان‌های کشور بر یکدیگر را به عنوان یک مطالعه موردی اندازه‌گیری کرده و نتایج آن را بررسی می‌کنیم.

۲. ادبیات و روش‌ها

در بخش‌های ۲-۱ و۲-۲ ویژگی‌های مدل‌های خطای فضایی و خودرگرسیون فضایی که به طور گسترده در ادبیات اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شوند را بررسی می‌کنیم.

۲-۱. مدل خطای فضایی

وقتی متغیرهای خارج از یک مدل در نظر گرفته می‌شوند عوامل متعددی وجود دارند که می‌توانند بر متغیر هدف تأثیرگذار باشند. در بسیاری از موارد این متغیرها غیرقابل مشاهده یا غیرقابل اندازه‌گیری هستند، به طور مثال ممکن است برخی از آنها از عوامل فرهنگی و اجتماعی و برخی دیگر از تشابه شرایط آب و هوایی و... نشأت بگیرند و موجب وابستگی فضایی شوند (لال و شالزی ۲۰۰۳) [1].

در مدل خطای فضایی، می‌توان وابستگی فضایی ایجاده شده از طریق این متغیرها را با استفاده از عبارت خطا مدل‌سازی کرد و از این طریق برای آنها نقش مزاحمی[2] قائل شد. این نقش مزاحمی بدان معناست که در نظر نگرفتن اثرات فضایی ممکن است مشکلاتی همچون نابهینگی تخمین‌های به‌دست آمده از روش‌های معمول اقتصادسنجی) مانند حداقل مربعات معمولی (را به دنبال داشته باشند و به همین دلیل از روش‌های حداکثر درست‌نمایی (MLE)برای تخمین استفاده

1. Lall and Shalizi
2. Nuisance Spatial Dependence

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

می‌شود (انسلین ۱۹۸۸) [1]. در این حالت تنها شوک‌های ناشی از این متغیرها که به طور مستقیم در مدل در نظر نگرفته شده‌اند می‌توانند بر متغیر وابسته مناطق دیگر اثر بگذارند (فینگلتن و بازو ۲۰۰۶) [2]. این مدل به شکل زیر نمایش داده می‌شود:

$$\begin{aligned} y_{it} &= a + bX_{\mathrm{it}} + \epsilon_{it} \\ \epsilon_{it} &= \rho_0\, W_i\varepsilon_t + e_{it} \end{aligned} \qquad (۱)$$

که در آن ϵ_{it} عبارت خطای مدل و ρ_0 پارامتری است که شدت وابستگی فضایی میان واحدهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. همچنین در این مدل e_{it} از یک فرآیند نوفه سفید پیروی می‌کند. W_i سطر i ام ماتریس اوزان فضایی W است. مؤلفه‌های این ماتریس نحوه ارتباط مناطق جغرافیایی را مشخص می‌کنند. معیارهای مختلفی را می‌توان برای تعیین مؤلفه‌های این ماتریس در نظر گرفت، برای مثال اگر معیار، همسایگی مناطق جغرافیای باشد، در صورتیکه دو منطقه j و i همسایه باشند $w_{ij} = 1$ (مؤلفه سطر i ام و ستون j ام ماتریس W) و در غیر این صورت $w_{ij} = 0$ خواهد بود، در این حالت به W ماتریس همسایگی گفته می‌شود. معیار دیگر فاصله بین مناطق جغرافیایی است، برای مثال:

$$\begin{cases} w_{ij} = 0\ if\ d_{ij} > d \\ w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}\ if\ d_{ij} < d \\ w_{ij} = 0\ if\ i = j \end{cases} \qquad (۲)$$

که در آن d_{ij} فاصله میان دو منطقه جغرافیایی i و j را مشخص می‌کند و d معیاری برای صرف نظر کردن ازاثرات میان دو منطقه با فاصله نسبتاً زیاد است.

۲-۲. مدل خودرگرسیون فضایی

برخلاف مدل خطای فضایی، در این مدل اثرات فضایی به عنوان عاملی تأثیرگذار[3] در یک منطقه دیده می‌شود و متغیرهای اقتصادی مناطق دیگر (که با معیارهای فضایی توضیح داده شده در

1. Anselin
2. Fingleton and Bazo
3. Substantive Spatial Dependence

www.SID.ir

Archive of SID

قسمت قبل همانند همسایگی انتخاب می‌شود) به عنوان متغیری جدید در سمت راست معادله رگرسیون وارد می‌شود (فینگلتن و بازو ۲۰۰۶).

این مدل به شکل زیر نمایش داده می‌شود:

$$y_{it} = a + bX_{it} + \lambda W_i Y_t + \epsilon_{it} \quad (۳)$$

ϵ_{it} عبارت خطای مدل است که از یک فرآیند نوفه سفید پیروی می‌کند و λ پارامتری است که شدت وابستگی فضایی میان واحدهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. روش حداقل مربعات معمولی در این حالت ناسازگار خواهد بود و به همین دلیل انسلین (۱۹۸۸) از روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین این مدل استفاده کرد.

در جدول زیر به تعدادی از مطالعاتی که تاکنون از دو مدل خطای فضایی و خودرگرسیون فضایی استفاده کرده‌اند اشاره شده است:

جدول ۱. تعدادی از مطالعاتی که تاکنون از دو مدل خطای فضایی و خودرگرسیون فضایی استفاده کرده‌اند

مدل	دوره زمانی	مناطق جغرافیایی	مقاله
خطای فضایی	۱۹۵۰-۱۹۹۰	اروپا	آرمسترانگ (۱۹۹۵)
خطای فضایی	۱۹۷۵-۱۹۹۵	اروپا	فینگلتن (۱۹۹۹)
خطای فضایی	۱۹۲۹-۱۹۹۴	آمریکا	ری و مانتوری (۱۹۹۹)
خودرگرسیون فضایی	۱۹۷۶-۱۹۹۶	آلمان غربی	نیبوهر (۲۰۰۱)
خودرگرسیون فضایی	۱۹۸۵-۲۰۰۰	اروپا	ساکسات (۲۰۰۶)
خطای فضایی	۱۹۵۱-۲۰۰۰	ایتالیا	آربیا و همکاران (۲۰۰۳)
خودرگرسیون و خطای فضایی	۱۹۸۵-۱۹۹۷	برزیل	لال و شالزی (۲۰۰۳)
خطای فضایی	۱۹۸۰-۱۹۹۵	اروپا	لگالو و همکاران (۲۰۰۳)
خودرگرسیون فضایی	۱۹۷۸-۱۹۹۸	چین	ییینگ (۲۰۰۳)
خودرگرسیون و خطای فضایی	۱۹۷۵-۱۹۹۲	اروپا	بازو و همکاران (۲۰۰۴)
خودرگرسیون فضایی	۱۹۸۹-۱۹۹۹	اروپا	ابرا و گالو (۲۰۰۵)

مأخذ: نتایج تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

علاوه بر وابستگی فضایی یکی دیگر از مشکلاتی که درهنگام تخمین ضرایب بروز می‌کند وابستگی میان واحدهای مورد بررسی از طریق عوامل عام مشترک است. بسیاری از متغیرهای عام مشترک که از این به بعد آنها را با f_t نمایش می‌دهیم مانند تأثیرات قیمت نفت و تغییرات نرخ بهره و تکنولوژی باعث ایجاد وابستگی در میزان درآمد سرانهٔ مناطق جغرافیایی می‌شود. (پسران ۲۰۰۶؛ هالی، پسران و یاماگاتا ۲۰۱۱). این اثرات موجب وابستگی میان مناطق جغرافیایی مختلف می‌شوند، برای مثال افزایش تغییرات قیمت نفت می‌تواند موجب افزایش یا کاهش رشد اقتصادی تمامی مناطق شود و از این طریق موجب وابستگی در رشد اقتصادی مناطق می‌شود. به همین دلیل لازم است میان وابستگی ایجاد شده توسط این عوامل و وابستگی ناشی از اثرات فضایی تفاوت قائل شد زیرا در غیر این صورت نقش اثرات فضایی پررنگ‌تر از آنچه واقعیت دارد نشان داده خواهد شد. برای مثال در مدل خودرگرسیون فضایی در نظر نگرفتن عوامل عام مشترک موجب نتایج نادرست در تخمین λ خواهد شد. علاوه بر این صرف نظر کردن از بررسی و در نظر گرفتن این نوع وابستگی می‌تواند موجب بروز مشکلات مرتبهٔ اول در تخمین ضرایب مانند ناسازگاری و همچنین عدم بهینگی تخمین مورد نظر شود. در بخش بعد به اختصار به توضیح عوامل عام مشترک و روش‌هایی که این عوامل را در نظر می‌گیرند می‌پردازیم.

۲-۳. عوامل عام مشترک

در ادبیات اقتصادسنجی روش‌های گوناگونی برای فرض وجود اثرات عام مشترک وجود دارد. کُکلی، فورتز و اسمیت[1] در سال ۲۰۰۲ یک فرآیند دو مرحله‌ای برای تخمین ضرایب در مدل‌های تابلوئی که در آنها وابستگی میان واحدها از طریق عوامل عام مشترک ایجاد شده است ارائه کردند. فرض کنید e_{it} عبارت خطای یک مدل تابلوئی باشد، در این روش عبارت خطا به شکل زیر مدلسازی می‌شود:

$$e_{it} = \lambda f_t + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

1. Coakley, Fuertes, and Smith

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

که در آن f_t برداری شامل اثرات عام مشترکی است که باید در نظر گرفته شوند و λ بردار ضرایب عامل نامیده می‌شود و ε_{it} از یک فرآیند نوفه سفید پیروی می‌کند. در مرحلهٔ اول این فرآیند متغیر سمت چپ مدل تابلوئی بر روی متغیرهای توضیحی رگرسیون می‌شود و سپس عوامل اصلی از طریق ماتریس واریانس کوواریانس عبارت خطا به دست می‌آیند. عامل‌های اصلی در این روش در مرحله بعدی به عنوان متغیر پروکسی در معادلهٔ رگرسیون قرار داده می‌شوند و تخمین‌های جدید از پارامترها به دست می‌آیند.

بای و ان جی (۲۰۰۲) [1] معیاری برای تخمین تعداد مؤلفه‌های عامل‌هایی که در مرحله دوم به عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌شوند ارائه کردند. پسران (۲۰۰۴) نشان داد فرض اساسی برای سازگاری در این روش ناهمبستگی یا به طور کامل همبسته بودن f_t از میانگین ساده متغیرهای توضیحی در میان واحدها است، در غیر این صورت تخمین به‌دست آمده در مرحله اول ناسازگار خواهد بود. پسران (۲۰۰۶) روش تخمین اثرات عام مشترک همبسته CCE را معرفی کرد. در این مدل دو نوع وابستگی فضایی و عامل عام مشترک به شکل زیر از طریق عبارت خطا مدلسازی می‌شود:

$$e_{it} = \lambda_i' f_t + u_{it}$$
$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{N} \omega_{ij} \varepsilon_{jt} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

در این روش متغیرهایی به عنوان متغیر پروکسی برای عوامل عام مشترک استفاده شود. نحوه ساخت متغیرهای پروکسی به‌این صورت است که از متغیرهای توضیحی و وابسته در بعد مناطق جغرافیایی برای هر دوره t میانگین ساده گرفته می‌شود و به عنوان متغیر توضیحی جدیدی در سمت راست معادله وارد می‌شود. پس از وارد نمودن این متغیرهای جدید از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین ضرایب استفاده می‌شود.

1. Bai and Ng (2002)

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

۲-۴. مشکلات ناشی از در نظر نگرفتن عوامل عام مشترک

همان‌طور که قبلا گفته شد لازم است میان وابستگی ایجاد شده توسط عوامل عام مشترک و وابستگی ناشی از اثرات فضایی تفاوت قائل شد، زیرا در غیر این صورت نقش اثرات فضایی پررنگ‌تر از آنچه واقعیت دارد نشان داده خواهد شد و ممکن است به نتیجه‌گیری اشتباه منجر شود. همچنین در نظر نگرفتن متغیرهای عام مشترک باعث می‌شود این عوامل وارد عبارت خطای مدل شوند و فرض $i.i.d$ بودن عبارات خطا که در تخمین ضرایب مدل‌های فضایی به روش حداکثردرست‌نمایی استفاده می‌شود نادرست باشد.

علاوه بر موارد بالا، صرف نظرکردن از این عوامل سبب خواهد شد تخمین ضریب b به روش حداکثر درست‌نمایی در مدل خودرگرسیون فضایی ناسازگار باشد. این موضوع در ضمیمه مقاله نشان داده شده است. در ادامه به تشریح روش مقاله می‌پردازیم.

۲-۵. تشریح روش استفاده شده برای تخمین مدل مقاله

برای تشریح روش مورد استفاده، مدل جامع زیر را با استفاده از ترکیب مدل‌های خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی و با وارد نمودن اثرات عام مشترک f_t در نظر می‌گیریم:

$$y_{it} = a + bX_{it} + \lambda W_i Y_t + \mu f_t + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = \rho W_i \varepsilon_t + \kappa_{it} \qquad (۶)$$

بدیهی است این مدل با قرار دادن $\lambda = 0$ به مدل عبارت خطای فضایی و با قراردادن $\rho = 0$ به مدل خودرگرسیون فضایی تبدیل خواهد شد. در حالت کلی f_t می‌تواند با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد.

همان‌طور که گفته شد در نظر نگرفتن عوامل عام مشترک نتایج نادرست زیادی را به دنبال خواهد داشت. در این مقاله برای اولین بار از یک مدل فضایی که در آن برای عوامل عام مشترک نقش در نظر گرفته شده است برای بررسی وجود وابستگی در داده‌های رشد اقتصادی استان‌های ایران استفاده می‌کنیم.

از آنجایی‌که این متغیرها می‌توانند غیرقابل مشاهده باشند برای آنها از متغیرهای پروکسی استفاده می‌شود. در این مقاله از بردار میانگین ساده متغیرهای توضیحی و وابسته در بعد مناطق

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

جغرافیایی یعنی $\bar{z}_t$ که در آن $z_{it} = \begin{pmatrix} y_{it} \\ K_{it} \end{pmatrix}$ به عنوان متغیر پروکسی استفاده می‌کنیم، از این متغیرها در بعد مناطق جغرافیایی برای هر دوره t میانگین ساده گرفته می‌شود و به عنوان متغیر توضیحی جدیدی در سمت راست معادله وارد می‌شود. این روش ایدهٔ اساسی تخمینگر CCE ارائه شده در پسران (۲۰۰۶) است. پسران در این مقاله نشان می‌دهد در صورت وجود عوامل عام مشترک در عبارت خطای مدل‌های پانل ساده (غیر فضایی) تخمین ضرایب از روش حداقل مربعات با استفاده از متغیرهای پروکسی معرفی شده سازگارخواهد بود. اما در تخمین مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در صورت استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ،(OLS)عبارت خودرگرسیون فضایی موجب ناسازگاری تخمین ضرایب خواهد شد.

پسران و دیگران (۲۰۱۳) این ایده را به مدل‌های پویا ولی غیرفضایی تعمیم دادند. بایلی و دیگران (۲۰۱۶) این روش را به مدل‌های پویا و فضایی اما بدون متغیرهای مستقل[1] تعمیم دادند. سیکارلی و الهرست (۲۰۱۷) از یک مدل پویا و فضایی همراه با متغیرهای مستقل برای بررسی نحوه پخش مصرف سیگار در استان‌های کشور ایتالیا طی سال‌های ۱۹۱۳-۱۸۷۷ استفاده کردند و نشان دادند طبق اثبات یو و دیگران (۲۰۰۸) استفاده از روش بیشترین درست‌نمایی برای این مدل سازگار خواهد بود. در این مقاله مدل از همان مدل مقاله سیکارلی و الهرست (۲۰۱۷) استفاده می‌کنیم. قابل ذکر است نسخه اولیه این مقاله برای اولین بار در سال ۲۰۱۵ به همراه اثبات مستقل سازگاری ضرایب مدل آماده گردید، اما به دلیل طولانی فرآیند ویرایش و بازبینی انتشار آن به طول انجامید. این اثبات در ضمیمه مقاله آورده شده است.

۳. بررسی وجود وابستگی فضایی در رشد اقتصادی استان‌های ایران

همان‌طور که گفته شد در ادبیات اقتصادسنجی فضایی مطالعات متعددی بر روی وابستگی فضایی بین متغیرهای مختلفی مانند بیکاری، قیمت مسکن و... مناطق جغرافیایی مختلف انجام شده است. یکی از این متغیرها رشد اقتصادی است که تأثیر آن بر مناطق جغرافیایی دیگر به طور گسترده

1. independent variables

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

مورد بحث قرارگرفته است. این امکان وجود دارد که عملکرد رشد اقتصادی همسایگان یک منطقه به عنوان عاملی حتی مهمتر از مؤلفه‌های کلاسیک رشد، عقب‌ماندگی و توسعه‌یافتگی آن منطقه را توضیح دهند. از این جهت مطالعه شدت وابستگی فضایی رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه که به دنبال رشد متوازن در همه نواحی هستند اهمیت می یابد. برای مثال در کشور چین، سرمایه‌گذاری دولت مرکزی در استان‌های ساحلی و به تبع آن رشد قابل توجه این مناطق موجب شده است در چند سال اخیر مطالعات زیادی در زمینه بررسی وجود اثرات فضایی بین رشد استان‌های ساحلی و استان‌های مرکزی و غربی انجام شود (ینگ[1] ۱۹۹۹؛ بران، کامبس و رنارد[2] ۲۰۰۲).

در ادبیات اقتصاد ایران نیز پژوهش‌های مختلفی در زمینه وابستگی فضایی رشد اقتصادی انجام شده است. برای مثال در زمینه اثرات فضایی رشد اقتصادی، اکبری (۱۳۸۳) در تحقیقی با عنوان "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور" همگرایی درآمد سرانه را در استان‌های ایران با استفاده خودرگرسیون فضایی آزمون کرده است. به این منظور اطلاعات مربوط به درآمد سرانه خانوار در سطح هر استان در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۰ جمع‌آوری و سپس به درآمد سرانه واقعی در هر استان تبدیل شده است. در این تحقیق نتیجه گرفته شده است که در رشد اقتصادی استان‌ها اثرات وابستگی فضایی معنادار است.

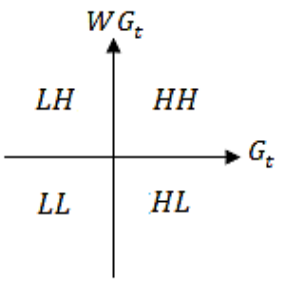
در ادامه به منظور کسب شهود بیشتر از وابستگی استان‌های کشور در درآمد سرانه از نمودار پراگندگی موران استفاده می‌کنیم. نمودار پراکندگی موران، پراکندگی وابستگی فضایی را در مناطق جغرافیایی نشان می‌دهد. در این نمودار مقادیر W_iG_t بر حسب مقادیر G_t رسم می‌شود. G_t برداری شامل N مؤلفه رشد درآمد سرانه استان‌ها در دوره t است که به شکل انحراف از میانگین نوشته شده‌اند و W_i سطر i ام ماتریس اوزان فضایی W است که در بخش ۲-۱ شرح داده شد. نمودار پراکندگی به نوعی نشان‌دهنده وابستگی خطی بردار G_t و WG_tاست. چهار ناحیهٔ این نمودار نشان‌دهندهٔ چهار نوع مختلف وابستگی فضایی یک ناحیه با همسایگان است. این چهار

1. Ying
2. Brun, Combes& Renard

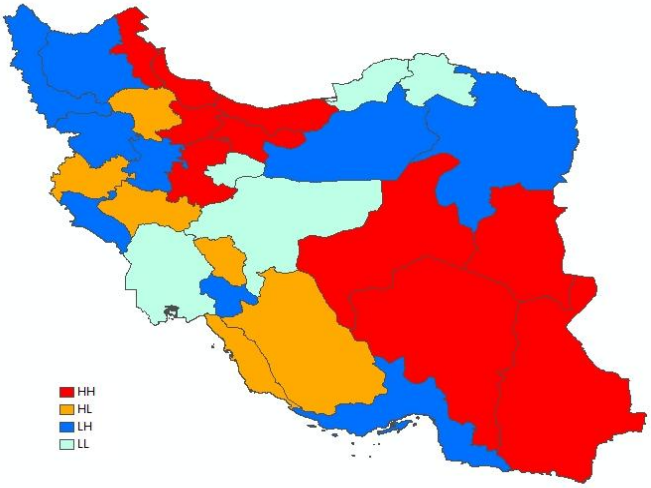
www.SID.ir

Archive of SID

بخش با HH، LH، LL و HL نمایش داده می‌شوند. HH نشان‌دهندهٔ مناطق جغرافیایی با رشد درآمد سرانهٔ بالا است که توسط نواحی با رشد درآمد بالا احاطه شده‌اند. LH نشان‌دهندهٔ ناحیه جغرافیایی با رشد درآمد سرانهٔ پایین است که توسط نواحی با رشد درآمد بالا احاطه شده است. HH و LL (LH و HL) نشان‌دهندهٔ وابستگی فضایی مثبت (منفی) هستند و خوشه‌های فضایی از مناطق شبیه (متفاوت) از نظر رشد درآمد سرانه را مشخص می‌سازد. در شکل زیر چهار بخش نمودار موران نمایش داده‌اند. در شکل ۲ نمودار موران برای رشد اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۳ داده شده است.



شکل ۱. نمودار موران



شکل ۲. نمودار موران با مقادیر معنادار آماره موران محلی برای رشد اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۳

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

در ادامه این قسمت وجود وابستگی فضایی در رشداقتصادی استان‌های ایران با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون فضایی وخطای فضایی با/ بدون در نظر گرفتن اثرات عام مشترک به صورت جداگانه بررسی می‌کنیم. به این منظور از تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۹ استفاده می‌کنیم. این داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) استانی تبدیل به داده‌های حقیقی شدند و برای تبدیل آنها به داده‌های سرانه از جمعیت استان‌ها استفاده شده است. تمام این داده‌ها از سایت مرکزآمار ایران[1] جمع‌آوری شده‌اند.

با توجه به تعداد کم داده‌های تولید ناخالص داخلی در سطح استان و با توجه به این موضوع که مفهموم رشد اقتصادی در دوره‌های زمانی کوتاه همانند یک سال قابل استناد نیست، دوره زمانی را به سه دوره با طول مساوی ۱۳۹۴-۱۳۸۹، ۱۳۸۹-۱۳۸۴ و ۱۳۸۴-۱۳۷۹ تقسیم و از آن در مدل تحقیق استفاده کرده‌ایم.

نکته دیگری که باید به آن اشاره کرد، تعداد استان‌ها است؛ از آنجا که در شروع دوره مورد بررسی ۲۸ استان وجود داشته و سپس استان خراسان در سال ۱۳۸۳ به سه استان تقسیم شده است و همچنین با توجه به این‌که استان البرز در سال ۱۳۸۹ از استان تهران جدا شده است، در سال‌های قبل از تشکیل این استان‌ها داده تفکیکی برای آنها وجود ندارد. بنابراین استان‌های جدید جزئی از استان اولیه در نظر گرفته می‌شوند. ۲۸ استان مورد بررسی عبارت است از: آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد.

مدل زیر را با استفاده از ترکیب مدل‌های خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی و با در نظر گرفتن نقش برای اثرات عام مشترک، به شکل زیر در نظر می‌گیریم:

$$G_{it} = a + bR_{i,t-1} + \lambda W_i G_t + \mu f_t + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = \rho W_i \varepsilon_t + \kappa_{it} \qquad (۷)$$

1. www. amar. org. ir

www.SID.ir

Archive of SID

G_{it} نشان‌دهنده رشد اقتصادی استان i در دوره t است که در آن $i = 1,2,\dots,N$ و $t = 1,2,\dots,T$ و G_t بردار $(N \times 1)$شامل رشد اقتصادی استان‌ها در دورهt و W_i سطر i ام ماتریس همسایگی W و $R_{i,t-1}$ لگاریتم درآمد سرانه حقیقی استان i در دوره $t-1$ است. ε_{it} عبارت خطای مدل است که از یک فرآیند خطای فضایی پیروی می‌کند. همچنین κ_{it} از یک فرآیند نوفه سفید پیروی می‌کند. ضرایب λ و ρ به ترتیب نشان‌دهنده وابستگی فضایی در رشد اقتصادی استان‌ها از طریق عبارت خودرگرسیون فضایی و عبارت خطای فضایی هستند. b ضریب $R_{i,t-1}$، و μ بردار ضرایب عوامل عام مشترک است.

مدل در نظر گرفته شده بالا یک مدل جامع است و می‌توان با صفر قراردادن پارامترهای مختلف آن مدل‌های متعددی را به دست آورد. در جدول زیر هر کدام از این حالت‌ها نمایش داده شده‌اند:

جدول ۲. مدل‌های مختلف در نظر گرفته شده که با صفر قراردادن پارامترهای مختلف مدل (۷) به دست می‌آیند

نام مدل	پارامترهای برابر صفر
مدل رشد سولو	$\lambda = 0\ \mu = 0\ \rho = 0$
مدل عبارت خطای فضایی	$\mu = 0\ \rho = 0$
مدل خودرگرسیون فضایی	$\lambda = 0\ \rho = 0$
مدل عبارت خطای فضایی همراه با اثرات مشترک	$\mu = 0$
مدل خودرگرسیون فضایی همراه با اثرات مشترک	$\rho = 0$
مدل خودرگرسیون فضایی و عبارت خطای فضایی همراه با اثرات مشترک	-

مأخذ: نتایج تحقیق

جهت اجرای مدل‌ها از نرم‌افزارR نسخه 3. 0. 2 (سپتامبر ۲۰۱۳) استفاده شده است. در جدول زیر نتایج مدل‌های فضایی مختلف ارائه شده است (مقادیر P-Value در سطر پایینی هر تخمین آورده شده است) : مدل سولو که با عنوان مدل (۱) در جدول ۳ مشخص شده است نشان می‌دهد ضریب ***b***، لگاریتم درآمد سرانه ابتدای دوره مطابق با تئوری با علامت منفی و معنادار است. اجرای مدل عبارت خطای فضایی با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی که تحت عنوان مدل (۲) ارائه شده است نشان می‌دهد پارامتر عبارت خطای فضایی، ***ρ***، در این مدل معنادار است.

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

مثبت بودن این پارامتر البته درصورتی‌که ناشی از تأثیر عوامل عام مشترک نباشد، بدان معنی است که شوک‌های به وجود آمده در مناطق مجاور یک منطقه اثر هم‌جهت بر رشد آن منطقه خواهند داشت. نتایج مدل خودرگرسیون فضایی با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی که تحت عنوان مدل (۳) ارائه شده است نشان می‌دهد پارامتر عبارت خودرگرسیون فضایی، λ، نیز همانند عبارت خطای فضایی معنادار است و مثبت بودن این پارامتر اگر ناشی از تأثیر عوامل عام مشترک نباشد، بدان معنی است رشد اقتصادی مناطق مجاور یک منطقه جغرافیایی به عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی رشد آن منطقه مطرح است.

جدول ۳. نتایج مدل‌های مختلف*

پارامتر	مدل ۱: سولو	مدل ۲: خطای فضایی	مدل ۳: خودرگرسیون	مدل ۴: خطای فضایی با اثرات مشترک	مدل ۵: خودرگرسیون با اثرات مشترک	مدل ۶: ترکیب مدل خودرگرسیون و خطای فضایی با اثرات مشترک
ρ		۰.۱۱***		-۰.۰۳		۰.۰۲
		۱.۸۷E-۱۰		۰.۴۶		۰.۷۴
λ			۰.۱۲***		-۰.۰۴	-۰.۰۵
			۶.۴۷E-۱۲		۰.۱۸	۰.۲۴
a	۲.۵۲***	۱.۷۸***	۲.۰۳***	-۰.۱۲	-۰.۱۰	-۰.۰۲
	۱.۶۴E-۰۵	۵.۲۰E-۰۵	۵.۱۸E-۰۵	۰.۹۶	۰.۹۷	۰.۹۹
b	-۰.۲۱***	-۰.۱۵***	-۰.۱۷***	-۰.۰۷۰*	-۰.۰۷*	-۰.۰۸*
	۴.۰۲E-۰۵	۹.۳۵E-۰۵	۱.۵۰E-۰۴	۴.۴۲E-۰۲	۰.۰۴	۰.۰۳
ave.growth				۱.۰۰***	۱.۲۰***	۱.۲۴۷***
				۱.۳۹E-۰۵	۴.۵۴E-۰۶	۱.۳۴E-۰۵
ave.initial				۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۰۸
				۰.۷۱	۰.۷۴	۰.۷۷

*، **، *** به ترتیب مشخص کننده معناداری در سطوح ۵، ۱ و ۰.۱ درصد هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق

* در این جدول، مدل سولو تحت عنوان مدل (۱)، نتایج مدل عبارت خطای فضایی تحت عنوان مدل (۲)، نتایج مدل خودرگرسیون فضایی تحت عنوان مدل (۳)، نتایج مدل عبارت خطای فضایی به همراه اثرات مشترک تحت عنوان مدل (۴)، نتایج مدل عبارت خودرگرسیون فضایی به همراه اثرات مشترک تحت عنوان مدل (۵) و نتایج مدل جامع تحقیق تحت عنوان مدل (۶) ارائه شده است. ρ، ضریب نشان‌دهنده وابستگی فضایی در مدل خطای فضایی، λ، ضریب نشان‌دهنده وابستگی فضایی در مدل خودرگرسیون فضایی، b ضریب لگاریتم درآمد سرانه حقیقی ابتدای دوره و a عرض از مبدا است. همچنین ave. growth و ave. initial به ترتیب نشان‌دهنده ضرایب متغیرهای میانگین رشد اقتصادی و میانگین درآمد سرانه ابتدای دوره هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

در هیچ یک از مدل‌های (۲) و (۳) تأثیر عوامل عام مشترک در نظر گرفته نشده است. در اجرای مدل خطای فضایی همراه با اثرات عام مشترک با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی که با عنوان مدل (۴) مشخص شده است، ave. growth و ave. initial به ترتیب نشان‌دهنده ضرایب متغیرهای میانگین رشد اقتصادی و میانگین درآمد سرانه ابتدای دوره هستند. نتایج نشان می‌دهد پارامتر عبارت خطای فضایی، ρ، در این مدل معنادار نیستند و وابستگی فضایی عاملی تأثیرگذار در رشد اقتصادی استان‌ها نیست. میانگین رشد اقتصادی از متغیرهای پروکسی اثرات عام مشترک، معنادار است و این موضوع نشان می‌دهد وابستگی در میان رشد اقتصادی استان‌های کشور به دلیل اثرات عام مشترک بوده است. این موضوع می‌تواند ناشی از متغییرهای عامی همچون قیمت نفت و... باشد که تأثیر مشترکی بر همه استان‌ها دارند.

این نتیجه در ترکیب مدل خودرگرسیون همراه با اثرات عام مشترک که با عنوان مدل (۵) مشخص شده است و مدل (۶) که ترکیب مدل‌های خودرگرسیون، خطای فضایی همراه با اثرات عام مشترک است تکرار شده است و نتایج بررسی حاکی از تأثیر عوامل عام مشترک بر رشد اقتصادی استان‌هاست و همان‌طور که انتظار می‌رفت در نظر نگرفتن اثرات عام مشترک موجب نمایش بیش از واقع تأثیر استان‌های مجاور یک استان در رشد اقتصادی آن است.

معنادار شدن متغیرهای پروکسی به کار رفته در مدل و عدم معناداری پارامترهای وابستگی فضایی نشان می‌دهد وابستگی فضایی که از نتایج مدل‌های خودرگرسیون (مدل ۴) و خطای فضایی (مدل ۳) منتج شده بود، ناشی از تأثیر این عوامل عام مشترک است و داده‌های رشد اقتصادی مناطق ایران لااقل در سطح استان‌ها وابستگی فضایی را نشان نمی‌دهد.

تعیین متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی مبحثی غنی در ادبیات رشد اقتصادی است. به عنوان یک نمونه خاویر سالا-آی-مارتین[1] در سال ۱۹۹۷ در مقاله‌ای تحت عنوان "من فقط چهارمیلیون رگرسیون اجرا کردم"[2] بیش از ۶۰ متغیر مختلف را از مطالعات اقتصاددانان متخصص حوزه رشد استخراج کرد و

1. Xavier Sala-i-Martin
2. I Just Ran Four Million Regressions

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

به بررسی متغیرهای واقعی مؤثر بر رشد پرداخت که نشان‌دهنده تعداد فراوان تحقیقات در این حوزه است. یکی از متغیرهایی که پس از توسعه ادبیات اقتصادسنجی فضایی در مطالعات مختلف همواره به عنوان نامزد توضیح‌دهندگی رشد یک منطقه جغرافیایی معرفی شده است، رشد مناطق جغرافیایی دیگر، علی‌الخصوص همسایگان آن است. بررسی این موضوع به وسیله مدل‌های خودرگرسیون فضایی و عبارت خطای فضایی انجام می‌شود. عواملی که باعث وابستگی فضایی می‌شوند اثرات جانبی و سرریز هستند. علاوه بر عوامل مذکور عوامل عام مشترک هم باعث همبستگی می‌شوند. همان‌طور که مشاهده شد ضرایب مربوط به وابستگی فضایی معنادار نبودند.

این نتیجه می‌تواند ناشی از علل مختلفی از جمله وجود سیاستگذاری‌های حاکمیت مرکزی باشد. تمرکزگرایی حاکمیت اقتصاد (و در مقابل آن تمرکززدایی) می‌تواند باعث همبستگی رشد اقتصادی نواحی مختلف شود. برای مثال در کشورهایی همچون ایران و چین که حاکمیت مرکزی بر اقتصاد حکم‌فرماست تصمیماتی همچون تعیین نرخ سود سپرده بانکی اثر مشترکی بر رشد اقتصادی همه استان‌ها می‌گذارد و از این طریق باعث همبستگی آنها می‌شود. همچنین در اقتصادهای وابسته به نفت همانند اقتصاد ایران نوسانات قیمتی و کاهش/افزایش میران فروش نفت بر رشد اقتصادی نواحی مختلف کشور به صورت همزمان تأثیر می‌گذارد. اقلیم مشابه و تغییرات آب و هوایی نواحی کشور از دیگر عواملی است پتانسیل توضیح همبستگی رشد اقتصادی استان‌ها را دارد.

۴. نتیجه‌گیری

در این مقاله برای تفکیک وابستگی ایجاد شده ناشی از عوامل عام مشترک و وابستگی فضایی، روشی را که ترکیبی از روش‌های تخمین اثرات عام مشترک همبسته (CCE) و حداکثر درست‌نمایی (MLE)است ارائه کردیم و در بخش (۲-۴) مشکلات متعددی که در اثر در نظر نگرفتن این متغیرها به وجود می‌آید را نشان دادیم.

در این روش از بردار میانگین ساده متغیرهای توضیحی و وابسته در بعد مناطق جغرافیایی برای هر دوره t میانگین ساده گرفتیم و به عنوان متغیر توضیحی جدیدی در سمت راست معادله وارد

www.SID.ir

Archive of SID

کردیم. برای تخمین مدل از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده کردیم و سازگاری ضرایب تخمین زده شده را نشان دادیم.

در بخش ۳ وجود وابستگی فضایی در رشد اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۹ را آزمون و مورد بررسی قرار دادیم. تأملی در نتایج بخش ۳ می‌تواند نشانگر اهمیت به سزای درنظرگرفتن نقش برای اثرات عام مشترک باشد. متغیرهای پروکسی عوامل عام مشترک که به سادگی از میانگین رشد اقتصادی و درآمد سرانه ابتدای دوره ساخته شده‌اند در مدل‌های خودرگرسیون فضایی و عبارت خطای فضایی (که به طور معمول برای اندازه‌گیری وابستگی فضایی در میان واحدهای جغرافیایی به کار می‌روند) وارد شده و برآورد صحیح تری از وابستگی فضایی در میان استان‌ها ارائه می‌کنند.

مدل‌های خودرگرسیون و خطای فضایی به دلیل سادگی، کاربرد فراوانی در ادبیات اقتصادسنجی فضایی دارند اما در نظر نگرفتن عوامل عام مشترک نشان‌دهنده نقص این مدل‌ها است، استفاده از متغیرهای پروکسی که به سادگی ساخته می‌شوند می‌تواند در عین ارتقای کاربرد این مدل‌ها سادگی آنها را نیز حفظ کند.

منابع

اکبری، نعمت الله (۱۳۸۴). "مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷(۲۳).

اکبری، نعمت‌الله و رزیتا مویدفر (۱۳۸۳). "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی) "، *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۳ (۱).

حیدری، حسن و داود حمیدی‌زری (۱۳۹۴). "برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین کشورهای مجاور دریای خزر: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی"، *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره نوزدهم، صص۵۶-۴۱.

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

داداش‌پور، هاشم و آرمان فتح‌جلالی (۱۳۹۲). "تحلیلی بر الگوهای تخصصی شدن منطقه‌ای و تمرکز فضایی صنایع در ایران"، *فصلنامه علمی- پژوهشی برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، سال سوم، شماره۱۱، پائیز ۱۳۹۲.

قربانی، مجید (۱۳۹۱). "بررسی کاربردهای اقتصادسنجی فضایی در ایران"، *همایش بین‌المللی اقتصادسنجی*، روش‌ها و کاربردها.

Anselin L. (1988a). "Spatial Econometrics: Methods and Models", Kluwer Academic, Dordrecht.

Armstrong H. (1995) "An Appraisal of the Evidence from Cross Sectional Analysis of Regional Growth Processes within the European Union", In H. W. Armstrong, and R.W. Vickerman (eds) Convergence and Divergence Among European Regions, London: Pion, 40–65.

Carlo Ciccarelli and J. Paul Elhorst (2017). "A Dynamic Spatial Econometric Diffusion Model with Common Factors: the Rise and Spread of Cigarette Consumption in Italy", *Regional Science and Urban Economics*. Available at: http://dx. doi. org/10. 1016/j. regsciurbeco. 2017. 07. 003

Elhorst J.P. (2014). "Spatial Econometrics: from Cross-sectional data to Spatial Panels", Heidelberg, Springer.

Fingleton B. (1999). "Estimates of time to Economic Convergence: an Analysis of Regions of the European Union", *International Regional Science Review*, No.22, pp.5–35.

Fingleton B. and E. López-Bazo (2006). "Empirical Growth Models with Spatial Effects", *Papers in Regional Science*, No. 85, pp.177-198.

H**olly Sean, Pesaran M., Hashem and Yamagata Takashi** (2010). "A spatio-temporal Model of House Prices in the USA", *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 158(1), pp.160-173.

Jean-François BRUN, Jean-Louis COMBES and Mary-Françoise Renard (2001). "Are There Spillover Effects Between Coastal and Non-Coastal Regions in China?", *Working Papers* 200113, CERDI.

Jerry Coakley, Ana-Maria Fuertes and Ron Smith (2002). "A Principal Components Approach to Cross-Section Dependence in Panels", *10th International Conference on Panel Data*, Berlin, July 5-6, 2002 B5-3, International Conferences on Panel Data.

Lall Somik V. and Zmarak Shalizi (2003). "Location and Growth in the Brazilian Northeast" , *Journal of Regional Science*, 43(4), pp. 663-81.

Long Gen Ying (1999). "China's Changing Regional Disparities during the Reform Period", *Economic Geography*, No.75, pp. 59–70.

Niebuhr A. (2001). "Convergence and the Effects of Spatial Interaction", Review of Regional Research, No. 21, pp. 113–133.

Niebuhr A. (2001). "Convergence and the Effects of Spatial Interaction", Review of Regional Research, No. 21, pp. 113–133.

Pesaran M.H. (2006). "Estimation and Inference in large Heterogenous Panels with Multifactor Error Structure", *Econometrica*, No. 74, pp. 967–1012.

www.SID.ir

Archive of SID

Pesaran M.H. (2004b). "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *CESifo Working Paper* 1331.

Pesaran M. Hashem and Tosetti Elisa (2011). "Large Panels with Common Factors and Spatial Correlation", *Journal of Econometrics*, Elsevier, 161(2) , pp.182-202.

Pesaran M.H., Smith L.V. and T. Yamagata (2013). "Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure", *Journal of Econometrics*, No. 175, pp.94-115.

Rey S.J. and B.D. Montouri (1999). "U. S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective", Regional Studies, No. 33, pp. 143–56.

Roberto Ganau (2017). "Institutions and Economic Growth in Africa: A Spatial Econometric Approach", *Economia Politica: Journal of Analytical and Institutional Economics*, Springer;Fondazione Edison, 34(3) , pp. 425-444.

Solow Robert M. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics* (The MIT Press), 70 (1) pp. 65–94.

Tirtha Chatterjee (2017). "Spatial Convergence and Growth in Indian Agriculture: 1967–2010", *Journal of Quantitative Economics*, Springer;The Indian Econometric Society (TIES) , 15(1), pp. 121-149.

Yu J., Jong R. de and Lee L. f. (2008). "Quasi-maximum likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when both n and T are large", *Journal of Econometrics*, No. 146, pp. 118-134.

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

پیوست ۱

اثبات سازگاری تخمین‌گر

مدل جامع زیر را با استفاده از ترکیب مدل‌های خودرگرسیون فضایی و خطای فضایی و با وارد نمودن اثرات عام مشترک f_t در نظر می‌گیریم:

$$y_{it} = a + bX_{it} + \lambda W_i Y_t + \mu f_t + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = \rho\, W_i \varepsilon_t + \kappa_{it} \qquad (۸)$$

تابع بیشترین درست‌نمایی مدل (۸) با فرض بازنویسی آن به شکل انحراف از عبارت ثابت a به شکل زیر به دست می‌آید:

$$\log L_{n,T}(b,\lambda,\rho) = -\frac{nT}{2} ln(2\pi\sigma^2) + \mathrm{T}\left[ln|S_n(\lambda)| + ln\left|S_n(\rho)\right|\right] - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=0}^{T}[S_n(\lambda)Y_{nt} -$$
$$bX_{nt} - \mu F_t]' S_n{}'(\rho) S_n(\rho)[S_n(\lambda)Y_{nt} - bX_{nt} - \mu F_t] \qquad (۹)$$

که در آن

$$S_n(\lambda) = I_n - \lambda W_n$$
$$Y_{nt} = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{it}, \dots, y_{nt})'$$
$$X_{nt} = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{it}, \dots, x_{nt})'$$
$$F_t = (f_t, f_t, \dots, f_t, \dots, f_t)' \qquad (۱۰)$$

$1 \le i \le n$ نشان‌دهنده واحدهای جغرافیایی و $0 \le t \le T$ نشان‌دهنده زمان مورد بررسی می‌باشد. Y_{nt}، X_{nt} و F_t ماتریس‌های به ترتیب از مرتبه $n \times 1$، $n \times K$ و $n \times 1$ هستند و S_n ماتریسی از مرتبه $n \times n$ است.

برای اثبات سازگاری تخمینگر ارائه شده در بخش قبل از رابطه $\boldsymbol{D(g \parallel f)}$ که معروف به معیار واگرایی اطلاعات کولبک-لیبلر[1] است استفاده می‌کنیم. این رابطه به شکل زیر تعریف می‌شود:

به ازای دو تابع چگالی احتمال $\boldsymbol{f}$ و $\boldsymbol{g}$

$$\boldsymbol{D(g \parallel f)} \stackrel{\text{def}}{=} \boldsymbol{E_g}\left[\log\left(\frac{g(X,\theta_0)}{f(X,\theta)}\right)\right] = \int \boldsymbol{g(X,\theta_0)} \log\left[\frac{g(X,\theta_0)}{f(X,\theta)}\right] \boldsymbol{dx}$$
$$= \int \boldsymbol{g(X,\theta_0)} \log\big(\boldsymbol{g(X,\theta_0)}\big) \boldsymbol{dx} - \int \boldsymbol{g(X,\theta_0)} \log\big(\boldsymbol{f(X,\theta)}\big) \boldsymbol{dx} \qquad (۱۱)$$

1. Kullback-Leibler Information Criterion

www.SID.ir

Archive of SID

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

g تابع چگالی واقعی و f تابع چگالی است که از آن برای تخمین g استفاده شده است. $\theta \in \Theta$ که در آن Θ مجموعه فشرده پارامترها و θ_0 مقدار واقعی پارامتر جامعه عضو این مجموعه است. $x \epsilon X$ مجموعه متغیرهای ورودی توابع g و f است، از این پس هرگاه از توابع g و f نام برده شد جهت سادگی به جای نام بردن از تک تک متغیرهای ورودی آن از Xاستفاده می‌کنیم. کاربرد معیار کولبک-لیبلر برای محاسبه میزان اطلاعات از دست رفته در زمانی است که تابع چگالی احتمال واقعی g باشد و به جای آن از تابع چگالی احتمال f استفاده شود. همچنین همواره داریم:

$$D(g \parallel f) \geq 0 \qquad (۱۲)$$

این رابطه با نام نابرابری اطلاعاتی شانون- کولموگروف[1] شناخته می‌شود.

g را به عنوان تابع چگالی واقعی تولیدکننده عبارت خطای κ_{it} در مدل (۸) که از فرآیند نرمال پیروی می‌کند و $\theta_0 = (a_0, b_0, \lambda_0, \rho_0)$ را به عنوان پارامتر واقعی در نظر می‌گیریم. تابع بیشترین درست‌نمایی با جایگذاری θ_0 به شکل زیر به دست خواهد آمد:

$$\log L_n(\theta_0, Y_{nt}, X_{nt}, F_t) = \log \left(\prod_{i=1}^{n} g(\theta_0, Y_{nt}, X_{nt}, F_t)\right) == -\frac{nT}{2} ln(2\pi\sigma^2) + T[ln|S(\lambda_0)| + ln|S(\rho_0)|] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=0}^{T} [S(\lambda_0)Y_{nt} - X_{nt}b_0 - \bar{Z}_t\mu_0]' S'(\rho_0) S(\rho_0) [S(\lambda_0)Y_{nt} - X_{nt}b_0 - \bar{Z}_t\mu_0]' \qquad (۱۳)$$

بردار $\bar{Z}_t$ که از مرتبه $n \times 1$ است را به شکل زیر در نظر می‌گیریم:

$$\bar{Z}_t = (\bar{z}_t, \bar{z}_t, \dots, \bar{z}_t, \dots, \bar{z}_t)'$$

با جایگزینی $\bar{Z}_t$ به عنوان متغیر پروکسی به جای F_t به تابع چگالی جدیدی می‌رسیم که آن را با f نمایش می‌دهیم، لگاریتم تابع بیشترین درست‌نمایی آن به شکل زیر خواهد بود:

$$\log L_n(\theta, Y_{nt}, X_{nt}, \bar{Z}_t) = \log \left(\prod_{i=1}^{n} f(\theta, Y_{nt}, X_{nt}, \bar{Z}_t)\right) = -\frac{n}{2} ln(2\pi) - \frac{n}{2} ln(\sigma^2) + 2\, ln|S(\lambda)| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=0}^{T} [S(\lambda)Y_{nt} - X_{nt}b - \bar{Z}_t\mu]' S'(\rho)\, S(\rho) [S(\lambda)Y_{nt} - X_{nt}b - \bar{Z}_t\mu] \qquad (۱۴)$$

براساس پسران ۲۰۰۶ متغیر پروکسی برای F_t است، بنابراین عبارت $\log L_n(\theta, Y_{nt}, X_{nt}, \bar{Z}_t)$ به عبارت $\log L_n(\theta, Y_{nt}, X_{nt}, F_t)$ همگرا خواهد شد و خواهیم داشت:

1. Shannon-Kolmogorov Information Inequality

www.SID.ir

Archive of SID

$$\frac{1}{n}\log L_n(\theta, Y_{nt}, X_{nt}, \bar{Z}_t) - \frac{1}{n}\log L_n(\theta_0, Y_{nt}, X_{nt}, F_t) \rightarrow \frac{1}{n}\log L_n(\theta, Y_{nt}, X_{nt}, F_t) - \frac{1}{n}\log L_n(\theta_0, Y_{nt}, X_{nt}, F_t) \quad (۱۵)$$

همچنین براساس قانون اعداد بزرگ عبارت سمت راست در بالا به معیار کولبک-لیبلر همگرا خواهد شد:

$$\frac{1}{n}\log L_n(\theta, Y_{nt}, X_{nt}, F_t) - \frac{1}{n}\log L_n(\theta_0, Y_{nt}, X_{nt}, F_t) = \sum_{j=1}^{n}\log\frac{g(X_j,\theta)}{g(X_j,\theta_0)} \xrightarrow{a.s.} -D\big(g(X_j,\theta_0) \parallel g(X_j,\theta)\big) \leq 0 \quad (۱۶)$$

از آنجایی‌که همواره $\boldsymbol{D(\parallel) \geq 0}$ و عبارت اول در رابطه (۱۱) مستقل از $\boldsymbol{\theta}$ است، کمینه کردن معیار کولبک-لیبلر معادل است با بیشینه کردن عبارت زیر نسبت به $\boldsymbol{\theta}$:

$$\boldsymbol{L(\theta) = \int g(x)\log\big(f(X,\theta)\big)\,dx} \quad (۱۷)$$

و این بیشینه‌سازی معادل است با بیشینه کردن $\boldsymbol{n^{-1}E\left(\log g(X,\theta)\right)}$است. با توجه به این موضوع که $\boldsymbol{n^{-1}E\left(\log g(X,\theta)\right)}$براساس قانون اعداد بزرگ می‌تواند به وسیله $\boldsymbol{n^{-1}E\left(\log f(X,\theta)\right) \equiv n^{-1}L_n(\theta)}$تخمین زده شود، مسئله بیشینه‌سازی سازی به مسئه زیر تبدیل می‌شود:

$$\boldsymbol{\max_{\theta\epsilon\Theta} L_n(\theta)} \quad (۱۸)$$

که همان مسئله بیشترین درست‌نمایی است. بنابراین این عبارت در $\boldsymbol{\theta = \theta_0}$ بیشینه می‌شود. این موضوع برای اثبات سازگاری تخمینگر $\boldsymbol{CCE - MLE}$ کافی است.

پیوست ۲

ناسازگاری ضریب $\boldsymbol{b}$ در صورت صرف نظر کردن از عوامل عام مشترک:

برای نشان دادن این موضوع حالتی را در نظر بگیرید که عوامل عام مشترک در مدل واقعی جامعه وجود دارند اما محقق در مدل خود سهواً آنها را در نظر نگیرد. در این حالت مدل محقق به شکل زیر خواهد بود:

$$y_{it} = a + bX_{it} + \lambda W_i Y_t + \varepsilon_{it} \quad (۱۹)$$

در این مدل عوامل عام مشترک وارد عبارت خطای ε_{it} می‌شوند:

$$\varepsilon_{it} = \rho W_i \varepsilon_t + \mu' f_t + \kappa_{it} \quad (۲۰)$$

www.SID.ir

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

Archive of SID

و در آن محقق اشتباهاً چون بی‌خبر از وجود عوامل عام مشترک است فرض می‌کند ε_{it} از یک فرآیند نرمال $i.i.d$ پیروی می‌کند و تابع حداکثردرست‌نمایی را به شکل زیر در نظر می‌گیرد:

$$\log L_{n,T}(b,\lambda,\rho) = -\frac{nT}{2}ln(2\pi\sigma^2) + \mathrm{T}\left[ln\left|S_n\ (\lambda)\right| + ln\left|S_n\ (\rho)\right|\right] - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=0}^{T}\left[S_n\ (\lambda)Y_{nt} - bX_{nt}\right]' S_n{}'(\rho)S_n(\rho)[S_n(\lambda)Y_{nt} - bX_{nt}] \quad (۲۱)$$

که در آن برای λ و ρ داده شده، ضریب b با استفاده از شرایط مرتبه اول به شکل زیر به دست خواهد آمد:

$$\widehat{\boldsymbol{b}} = \left(\sum_{t=0}^{T}[\boldsymbol{S_n}\ (\boldsymbol{\rho})\boldsymbol{S_n}\ (\boldsymbol{\lambda})\boldsymbol{Y_{nt}}]'\boldsymbol{S_n}(\boldsymbol{\rho})\boldsymbol{X_{nt}}\right) \Big/ \left(\sum_{t=0}^{T}[\boldsymbol{X_{nt}}]'\boldsymbol{S_n}'(\boldsymbol{\rho})\boldsymbol{S_n}(\boldsymbol{\rho})[\boldsymbol{X_{nt}}]\right) \quad (۲۲)$$

همان‌طور که مشخص است در این حالت $\widehat{\boldsymbol{b}}$ معادل تخمین‌گر حداقل مربعات معمولی $(\boldsymbol{OLS})$ رگرسیون $\boldsymbol{S_n}\ (\boldsymbol{\rho})\boldsymbol{S_n}\ (\boldsymbol{\lambda})\boldsymbol{Y_{nt}}$ بر روی $\boldsymbol{S_n}(\boldsymbol{\rho})\boldsymbol{X_{nt}}$ است و با توجه به فرض وابستگی عبارت خطا و متغیرهای توضیحی از طریق عوامل عام مشترک این تخمین ناسازگار خواهد بود.

Downloaded from qjerp.ir at 12:53 +0430 on Wednesday August 19th 2020

www.SID.ir