فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال هفدهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۹۶ ـ صفحات ۱۹۷-۱۷۷

بررسی همگرایی بهره وری انرژی استان های ایران: رویکرد اقتصادسنجی فضایی

سید محمد علی کفایی[۱]
عاطفه خسروی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۳/۳۰ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۲۸**

چکیده

انرژی از اصلی ترین نهاده های تولید و نشان دهنده قدرت سیاسی و اقتصادی کشورها است. با افزایش شدید قیمت انرژی، بهره وری آن اکنون اهمیت بیشتری یافته و مطالعات تجربی اخیر هم مبین تأثیرگذاری بهره وری انرژی بر نرخ رشد است. همچنین نشان داده شده که فرایند رشد اقتصادی هر منطقه از موقعیت جغرافیایی، ویژگی ها و عملکرد همان منطقه و مناطق همجوار، علاوه بر متغیرهای اقتصادی منطقه همچون کار، سرمایه، انرژی و فناوری تأثیر فراوان می پذیرد. در این مقاله، تأثیر بهره وری انرژی بر رشد اقتصادی استان و نیز همگرایی (β و σ) بهره وری انرژی استان ها به روش اقتصادسنجی فضایی در قالب یک الگوی رشد و داده های استانی سال های ۹۰-۱۳۸۰ بررسی و به روش ناپارامتری حداکثر درست نمایی (به سبب کارآیی بیشتر آن)، برآورد می گردد. در روش اقتصاد سنجی فضایی، امکان لحاظ کردن اثرات سرریز و روابط فضایی بین استان های همسایه با تعریف ماتریس وزن فواصل بین مناطق وجود دارد. یافته ها حاکی از نبود همگرایی σ بهره وری انرژی بین استان ها، ولی وجود همگرایی β شرطی (مبین تأثیر سرریز در نرخ رشد بهره وری انرژی استانی یا تأثیر همسایگی) است. همچنین بازتر شدن اقتصاد و کاهش سهم فعالیت های دولت در اقتصاد باعث بهبود رشد بهره وری انرژی می گردد؛ اما افزایش قیمت انرژی نمی تواند بر بهره وری انرژی استان ها تأثیر معنی داری بگذارد.

واژگان کلیدی: همگرایی، بهره وری انرژی، اقتصادسنجی فضایی، اثر سرریز، استان های کشور
طبقه بندی JEL: O40, R11, R12, Q40

۱. استادیار دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول) m-kafaie@sbu.ac.ir
۲. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه شیهد بهشتی atefehkhosravi90@yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

۱. مقدمه

رشد سریع مصرف انرژی، به یک مساله مهم برای کشورهای در حال توسعه تبدیل شده است. بهره وری یک اصطلاح عمومی در اقتصاد و دارای تعریف و شاخص های معینی برای اندازه گیری می باشد. به طور کلی، بهره وری را می توان برای هر یک از نهاده های تولید و به صورت نسبت خروجی مفید به میزان ورودی تعریف کرد. به همین ترتیب، می توان بهره وری انرژی را به شکل نسبت خروجی مفید (تولید) به میزان انرژی ورودی بیان نمود. بنابراین، افزایش بهره وری انرژی به معنای استفاده کمتر از انرژی برای همان سطح تولید قبلی و یا تولید بیشتر با همان میزان قبلی از انرژی است (Patterson, 1996).

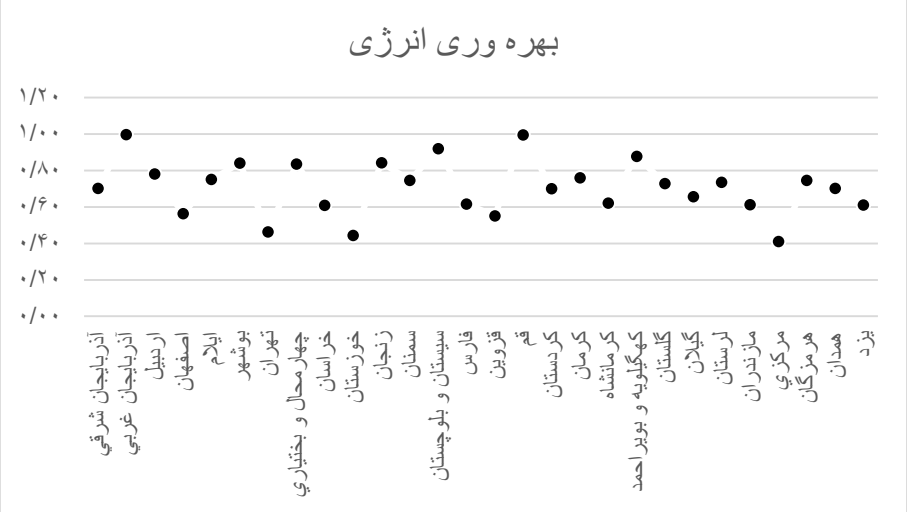
از آنجایی که بهره وری یکی از عوامل تأثیرگذار بر شرایط اقتصادی کشورها است (ابطحی و کاظمی، ۱۳۷۹) ، بنابراین بهبود بهره وری انرژی علاوه بر افزایش تولید ناخالص داخلی، رقابت پذیری و رفاه عمومی، راه حلی برای مقابله با مشکلات عرضه و تقاضای انرژی و کاهش تولید گازهای گلخانه ای است. از سوی دیگر، یکی از ویژگی های کشورهای درحال توسعه، دوگانگی میان مناطق مختلف کشور است؛ به طوری که برخی از مناطق، توسعه یافته تر از دیگر مناطق محسوب می شوند. با توجه به سند چشم انداز مبنی بر وحدت و یکپارچگی سرزمین و گسترش عدالت اجتماعی و تعادل های منطقه ای، تقویت امنیت و اقتدار ملی با تأکید بر رشد علمی و فناوری، مشارکت و ثبات سیاسی، ایجاد تعادل میان مناطق کشور، وحدت و هویت ملی، قدرت اقتصادی و دفاعی و ارتقای جایگاه جهانی ایران، و همچنین ایجاد سازوکار مناسب برای رشد بهره وری عوامل تولید (انرژی، سرمایه، نیروی کار، آب و خاک و ...) می باشد، و از اهداف برنامه توسعه کشور نیز، از میان بردن ناهمگنی بین استان ها و افزایش بهره وری در زمینه انرژی برای تحقق رشد اقتصادی پیوسته، باثبات و پرشتاب است (سند چشم انداز، ۱۳۸۴).

همان گونه که نمودار (۱) نشان می دهد، یکی از تفاوت های استانی در ایران، تفاوت در سطح بهره وری انرژی است. با توجه به محاسبات صورت گرفته برای بهره وری انرژی بر مبنای روش تحلیل پوششی داده ها، تفاوت، بسیار درخور توجه (دامنه آن بین ۰/۴ تا ۱) بوده، اما همان طوری که در سند چشم انداز توسعه نیز تأکید شده، برای افزایش بهره وری انرژی و کاهش تفاوت در سطح بهر ه وری انرژی استان ها و در نتیجه ایجاد تعادل منطقه ای، نیازمند توجه به همگرایی بهره وری انرژی در سطح استان ها است. از این رو، این این سؤال مطرح است که آیا فاصله بهره وری انرژی بین استان ها کاهش خواهد یافت؟ (آیا فاصله بین مناطق پیشرو و عقب مانده کاهش می یابد؟) یکی از مسائل مهم و کلیدی در فهم عملکرد بهره وری بلندمدت انرژی، روند رشد بهره وری انرژی استان ها است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

نمودار ۱. میانگین بهره وری انرژی استان های ایران طی دوره ۹۰-۱۳۸۰



گرچه در ادبیات اقتصادی، رابطه بین رشد و عوامل مؤثر بر آن به طور گسترده ای بررسی شده، اما در مطالعات تجربی، بویژه به سبب پیچیدگی محاسبات اغلب، از لحاظ نمودن وابستگی های جغرافیایی غفلت شده است. رشد اقتصادی در یک منطقه (یک کشور)، نه تنها تحت تأثیر عملکرد اقتصادی خود بلکه تحت تأثیر عملکرد مناطق (کشورهای) مجاور و تغییرات آب و هوایی قرار می گیرد. اثرات سرریز[1] میان مناطق در محاسبه رشد سهم بسزایی دارد. نادیده گرفتن این روابط و عدم توجه به عوامل مکانی در تخمین پارامترهای مدل می تواند به تصریح نامناسب و کسب نتایج نادرست منجر شود. در ادبیات سنتی رشد اقتصادی، وجود اثرات مکانی و اثرات سرریز میان کشورها اغلب نادیده گرفته شده است. نظریه های جدید اقتصاد جغرافیا و نظریه های رشد نشان می دهند که لحاظ کردن این روابط می تواند توضیح بهتر و صحیح تر مطالعات رشد منطقه ای را به دنبال آورد (کسرایی، ۱۳۸۵).

هدف این مقاله، برآورد اثر شرایط منطقه ای بر بهره وری انرژی استانی به روش اقتصادسنجی فضایی میان ۲۸[2] استان کشور، علاوه بر ویژگی های اقتصادی استان ها است. در این راستا، ابتدا

1. Spillover effects

۲. استان های خراسان شمالی و جنوبی به دلیل نبود اطلاعات لازم در سال ۱۳۸۰ از برآورد حذف شده اند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

مبانی نظری همگرایی به اختصار بیان و سپس مروری خلاصه وار بر مطالعات گذشته انجام، و آنگاه الگوی تحقیق تدوین و برآورد، و سرانجام نتیجه گیری می شود.

۲. مبانی نظری همگرایی

دهه های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ از نظر رشد اقتصادی دوران مطلوبی بودند و رشد به عنوان یک مشکل مطرح نبود. اما با شروع دهه ۱۹۷۰ و تا اوایل دهه ۱۹۸۰ اغلب اقتصادهای پیشرفته و به تبع آن، بسیاری از کشورهای در حال توسعه، به کاهش رشد اقتصادی بویژه رشد بهره وری دچار شدند. این موضوع سبب توجه مجدد به تحلیل های رشد اقتصاد کلان و در نتیجه به موشکافی های نظری و تجربی در مدل های رشد برونزا یا مدل های رشد نئوکلاسیک منجر گردید.

یکی از قضایای مهم استخراج شده از مدل رشد سولو، فرضیه همگرایی بود. این فرضیه به عنوان یک ویژگی مدل رشد سولو، از دهه ۱۹۹۰ به بعد و به دنبال مطالعات تجربی گسترده برو و سلایی مارتین (۱۹۹۰ ، ۱۹۹۱، ۱۹۹۵) و سلایی مارتین (۱۹۹۷)، بیشتر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت. یک تعبیر از همگرایی، رشد سریع تر منطقه فقیر نسبت به منطقه غنی برای نیل به شرایط منطقه غنی است. نگرش دوم به تفاوت های مقطعی مناطق توجه دارد و همگرایی را به صورت کاهش پراکندگی مقطعی در طول زمان تعریف می کند. همگرایی نتیجه فرض همگنی از درجه یک تابع تولید است. همگرایی نوع اول، به همگرایی نوع دوم منجر می شود. بعد از طرح فرضیه همگرایی مدل رشد سولو، این فرضیه برای مدل های رشد درونزا نیز تعمیم داده شد. تفکر اصلی نظریه همگرایی این است که کشورها یا مناطق در دستیابی به سطح مشابهی از توسعه اقتصادی، ممکن است با هم همگراتر و به یک حالت پایا نزدیک تر شوند؛ یعنی جوامع درحال توسعه در مسیر توسعه منطقه ای، گام های مشابهی با جوامع توسعه یافته طی می کنند (Coughlin, 2001).

۲-۱. همگرایی β

برو و سلایی مارتین[1] (۱۹۹۱) مدل های همگرایی را با در نظر گرفتن بهینه یابی مصرف (مدل افق نامحدود) و مدل های رشد نئوکلاسیک گسترش و همگرایی β را توضیح دادند. مفهوم همگرایی β از دیدگاه اقتصادی بر تمایل متغیر وابسته به سمت تعادل بلندمدت مبتنی است و در قالب دو فرضیه همگرایی β مطلق (غیرشرطی) و فرضیه همگرایی β شرطی مطرح می شود. فرضیه همگرایی برو و سلایی مارتین، نتیجه طبیعی فرض همگن بودن از درجه یک تابع تولید نئوکلاسیک، نسبت به نهاده ها می باشد. چنانچه تابع تولید به شکل کاب داگلاس (همانند برو و سلایی مارتین) تعریف و

1. Salai-Martin

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

تولید ((Y)) و انباشت سرمایه ((K)) و با نسبت تولید و سرمایه به کار مؤثر (AL) به ترتیب $y = \frac{Y}{AL}$ و $k = \frac{K}{AL}$ نشان داده می شوند، پس:

$$Y = (AL)^{\alpha}K^{1-\alpha} \quad \rightarrow \quad y = \frac{Y}{AL} = \frac{K^{1-\alpha}}{(AL)^{1-\alpha}} = k^{1-\alpha} \qquad (۱)$$

با فرض تساوی پس انداز (S) و سرمایه گذاری ناخالص (I_g) یعنی:

$$I_g = I_n + I_r = dK + \delta K = S = sY \qquad (۲)$$

می توان نوشت:

$$g_k = d\ell og(k) = d[\ell og(K) - \ell og(AL)] = \frac{dK}{K} - \left(\frac{dA}{A} + \frac{dL}{L}\right) = \frac{I_g - I_r}{K} - (g_A + \mathrm{g_L}) \qquad (۳)$$

که در آن، $\mathrm{g_L}$ نرخ رشد برونزای نیروی کار، g_A نرخ رشد برونزای پیشرفت فنی، s نرخ پس انداز، I_n سرمایه گذاری خارجی، I_r سرمایه گذاری جانشینی یا استهلاک و δ نرخ استهلاک است. با جایگذاری معادله های (۱) و (۲) در معادله (۳)، خواهیم داشت:

$$g_k = \frac{sY - \delta K}{K} - (g_A + \mathrm{g_L}) = sk^{-\alpha} - (\delta + g_A + \mathrm{g_L}) \qquad (۴)$$

که معادله دیفرانسیل اساسی مدل رشد سولو است. تقریب خطی از این معادله، وضعیت بلند مدت زیر را نتیجه می دهد:

$$\left.\begin{aligned} g_k = dLog(k) &= -\beta\left[Log(\tfrac{y}{y^*})\right] \\ \beta &= (1-\alpha)[\delta + \mathrm{g_A} + \mathrm{g_L}] \end{aligned}\right\} \qquad (۵)$$

$\mathrm{k^*}$ مقدار بلند مدت k است و در آن، g_k صفر می شود. چنانچه انباشت سرمایه مؤثر در یک اقتصاد کمتر از $\mathrm{k^*}$ باشد، k افزایش می یابد. β سرعت همگرایی k به $\mathrm{k^*}$ را نشان می دهد. از آنجا که در تابع کاب داگلاس $y = k^{\alpha}$ و $g_y = g_k$ است، پس: $\ell og\left(\frac{y}{y^*}\right) = \ell og\left(\frac{k}{k^*}\right)$ که با جایگذاری در رابطه (۵)، معادله زیر به دست می آید:

$$g_y = g_k = -(1-\alpha)[\delta + g_A + g_L]\left[\ell og(\tfrac{k}{k^*})\right] = -\beta\left[Log(\tfrac{k}{k^*})\right] \qquad (۶)$$

پس سرعت همگرایی برای β و k یکسان است. با حل معادله (۶) نسبت به $\ell og(y_t)$ خواهیم داشت:[۱]

$$\ell og(y_t) = \left(1 - e^{-\beta t}\right)\ell og(y^*) + e^{-\beta}\ell og(y_0) \qquad (۷)$$

فرضیه همگرایی در اصل، از اینجا حاصل می شود که g_k در معادله (۳) در بلندمدت صفر است. پس مقدار منحصر به فردی برای k (یا $\mathrm{k^*}$) به دست می آید، اگر k در حال افزایش باشد، y نیز در حال افزایش خواهد بود؛ اما با توجه به اینکه تابع تولید، صعودی ولی با نرخ کاهنده است، با افزایش k به سمت $\mathrm{k^*}$، y به سمت y^* افزایش می یابد و رشد y بیشتر از رشد بلند مدت آن می گردد. در

---

۱. در ارتباط با سرعت همگرایی نیز برای آنکه $\ell og(y_t)$ در وسط $\ell og(y_0)$ و $\ell og(y^*)$ قرار گیرد، باید شرط $e^{-\beta} = \frac{1}{2}$ صدق کند، که در آن، t مدت زمان لازم برای طی نصف فاصله $\ell og(y_0)$ و $\ell og(y^*)$ است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

بلند مدت $g_y = 0$، پس رشد تولید سرانه برابر g_A و بنابراین تنها عامل افزایش تولید سرانه، پیشرفت فنی است. اما در کوتاه مدت که y در حال افزایش به سمت y^* است، با نزدیکترشدن به y^*، از رشد y و رشد تولید سرانه به تدریج کاسته می شود، و در این صورت می توان فرضیه همگرایی مناطق مختلف را نتیجه گرفت. اگر فرض شود که اقتصادهای مختلف (یا مناطق مختلف یک اقتصاد) از نظر تابع تولید و سایر پارامترهای مدل، یکسان باشد، y^* مشابهی نیز خواهند داشت و همه آنها درحال حرکت به سمت y^* خواهند بود. منطقه ای که از y^* دورتر است، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد بود. این نوع همگرایی را، همگرایی مطلق یا غیرشرطی گویند و در آن، اقتصاد یا منطقه دارای تولید سرانه پایین تر و دورتر از y^*، نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد داشت. اما چون تابع تولید و پارامترهای مدل مناطق مختلف یک اقتصاد الزاماً یکسان نیستند، پس y^* یکسانی هم نخواهند داشت. بنابراین نرخ رشد تولید سرانه منطقه ای را به صورت زیر می توان بیان کرد:

$$g_y = f(y, y^*) \qquad (۸)$$

که نشان می دهد نرخ رشد تولید سرانه در حرکت به سمت تعادل بلندمدت به مقدار تولید سرانه و تولید سرانه تعادلی آنها بستگی دارد. این شکل از فرضیه همگرایی را همگرایی β شرطی می گویند (Barro, 2000). در اینجا (همچون همگرایی β غیر شرطی) باز هم می توان ادعا کرد که اقتصاد دارای تولید سرانه پایین تر بوده، نرخ رشد تولید سرانه بالاتر است. اما عواملی که سبب می شوند، y^* برای یک اقتصاد بزرگتر باشد، بالاتر بودن نرخ رشد تولید سرانه آن را باعث می شوند. برای آزمون همگرایی مطلق (غیرشرطی)، می توان نرخ رشد تولید سرانه را طی یک دوره زمانی بر روی مقدار اولیه تولید سرانه برازش کرد و انتظار داشت که رابطه ای منفی را نشان دهد. رابطه مورد استفاده برو و سلایی مارتین (۱۹۹۱) برای آزمون همگرایی مطلق به شکل زیر است:

$$\ell og(y_{it}) = \left(1 - e^{-\beta t}\right)\ell og y_i^* + e^{-\beta}\ell og y_{i0} + u_{it} \qquad (۹)$$

که در آن، y_{it} سطح تولید سرانه در دوره t، y_0 تولید سرانه اولیه، β ضریب همگرایی و u_{it} جمله اختلال معادله است. وجود رابطه معکوس بین نرخ رشد تولید سرانه و مقدار اولیه تولید سرانه، تأییدی بر فرضیه همگرایی است. برای آزمون همگرایی β شرطی، متغیرهای دیگری در سمت راست رگرسیون به عنوان عوامل مؤثر بر نرخ رشد تولید سرانه و بر فاصله زمانی نیل به تولید سرانه بلند مدت، لحاظ می شوند.

رشد اقتصادی یک منطقه (یک کشور) به طور معمول تحت تأثیر عملکرد اقتصادی خود و عملکرد مناطق (کشورهای) مجاور قرار می گیرد. اثرات سرریز[1] میان مناطق مانند انباشت دانش و فناوری که به دلیل مجاورت ایجاد می شوند، نیروی برونزای مثبتی را به وجود می آورند که انتقال آن به مناطق

1. Spillover Effects

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

کمتر توسعه یافته مجاور می تواند راه رشد و توسعه آنها را هموارتر و رشد اقتصادی کل مناطق را تسریع نماید. اثرات سرریز همچنین باعث بهبود بهره وری و گسترش فعالیت ها، بویژه در بخش صنعت در مناطق مجاور می شود که در نتیجه، موجب تحریک و تعمیق همکاری های منطقه ای به انگیزه کسب منافع بیشتر نیز می شو (کسرایی، ۱۳۸۵). رشد بهره وری انرژی نیز از این رویه تبعیت می کند. به عبارت دیگر، رشد بهره وری انرژی در یک منطقه تحت تأثیر عوامل منطقه ای و مجاورت قرار می گیرد و اثرات سرریز سایر مناطق مانند انباشت دانش در این زمینه و پیشرفت تکنولوژی و فناوری، می تواند رشد سریع تر بهره وری انرژی را در مناطق با بهره وری انرژی پایین تر ایجاد نماید. همچنین انباشت دانش و گسترش تکنولوژی، می تواند همکاری های منطقه ای را در زمینه بهره وری انرژی ایجاد نماید. پس اثرات سرریز و مجاورت بامناطق دارای بهره وری انرژی بالاتر، در نهایت، به همگرایی بهره وری انرژی مناطق می انجامد.

برای آزمون همگرایی β شرطی در بهره وری (بهره وری انرژی) از معادله زیر استفاده می شود:

$$g_{it} = \beta \ln(y)_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

که در آن، g_{it} نرخ رشد بهره وری (بهر ه وری انرژی)، ($g_{it} = ln(y)_{i,t} - ln(y)_{i,T-t}$)، t زمان پایان دوره و μ_i اثرات مشخص نشده مناطق هستند.

همان طور که گفته شد، چندین عامل با همکاری هم می توانند رشد سریع تر بهره وری انرژی را برای مناطق فقیر نسبت به منطقه غنی برای نیل به شرایط منطقه غنی ایجاد کنند و همان طور که گفته شد، از جمله آنها اثرات سرریز دانش و تکنولوژی را می توان ذکر کرد.

به منظور توضیح تفاوت در رشد بهره وری انرژی در مناطق مختلف در معادله (۱۰)، می توان تعدادی از متغیرهای خاص کشورها را به جای اثرات مشخص نشده مناطق (μ_i) جایگزین کرد؛ بنابراین:

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln(y)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j x_{it}^{j} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

که در آن، y_{it} سطح بهره وری انرژی در دوره t، β ضریب همگرایی و u_{it} جمله اختلال معادله است (Mulder & Groot, 2007). وجود رابطه معکوس بین نرخ رشد تولید سرانه و مقدار اولیه تولید سرانه، تأییدی بر فرضیه همگرایی است. برای آزمون همگرایی β شرطی نیز غیر از بهره وری انرژی، متغیرهای دیگری در سمت راست رگرسیون درقالب $\sum_{j=1}^{n} \gamma_j x_{it}^{j}$ لحاظ می شوند که مبین سایر عوامل مؤثر بر نرخ رشد بهره وری انرژی و فاصله زمانی نیل به بهره وری انرژی بلند مدت اند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

۲-۲. همگرایی σ

نوع دیگری از همگرایی، به همگرایی σ شهرت یافته و در واقع همگرایی σ به صورت کاهش پراکندگی مقطعی درآمد سرانه واقعی بین تعدادی از اقتصادها، در طول زمان نشان داده می شود. بدین ترتیب که ابتدا تفاوت (انحراف معیار یا هر شاخص دیگر پراکندگی) بین درآمد سرانه کشورها در یک مقطع زمانی معین محاسبه و سپس روند این پراکندگی در طول زمان ارزیابی می شود. هرگاه این روند نزولی باشد، گویند همگرایی σ درآمد سرانه کشورها رخ داده است (در معادله (۹)، $0 < \beta < 1$ و u_{it} دارای میانگین صفر، واریانس σ^2 و مستقل از t و I و $\beta > 0$ به معنی همبستگی منفی بین رشد و سطح درآمد اولیه است). چون u_{it} برای تمام اقتصادها ثابت فرض شده، مسیر رشد متوازن آنها نیز یکسان خواهد بود و واریانس نمونه ای متغیر وابسته برابر است با:

$$\sigma_t^2 = \left(\frac{1}{n}\right)\sum_{i=1}^{n}(\ell og(y_{it}) - \mu_t)^2 \qquad (۱۲)$$

فرض متداول آن است که تعداد داده های موجود در هر مقطع (تعداد کشورها یا n)، به حد کافی زیاد می باشد و بنابراین، واریانس نمونه برآورد مناسبی از واریانس جامعه است. μ_t میانگین لگاریتم درآمد در زمان t است و با بزرگ شدن n، واریانس نمونه به سمت واریانس جامعه می رود. بسیاری از مطالعات تجربی سال های اخیر، معادله (۹) را به شکل زیر نوشته اند:

$$\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = A_i + \beta\ell og(y_{it}) + \gamma X_{it} + u_{it} \qquad (۱۳)$$

که y_{it} درآمد سرانه منطقه i و X_{it} بردار عوامل متداول تعیین کننده رشد منطقه و A_i نشان دهنده تأثیر خاص منطقه i است، که می تواند از شکل های مختلف الگوی رشد برونزا به دست آید و البته با الگوی رشد درونزا نیز سازگاری دارد. پس مسیر حرکت به سمت واریانس تعادل پایدار با رابطه زیر مشخص می شود:

$$\sigma_t^2 \cong (1-\beta)^2\sigma_{t-1}^2 + \sigma_{ut}^2 \qquad (۱۴)$$

شرایط تعادل پایدار وجود دارد، اگر و فقط اگر $0 < \beta < 1$. بنابراین، همگرایی β برای همگرایی σ لازم است و واریانس شرایط تعادل پایدار $(\sigma^2)^*$ برابر است با:

$$(\sigma^2)^* = \frac{\sigma_u^2}{1-(1-\beta)^2} \quad \rightarrow \quad \sigma_u^2 = [1-(1-\beta)^2](\sigma^2)^* \qquad (۱۵)$$

پس β باعث کاهش پراکندگی، ولی σ_u^2 سبب افزایش آن می شود. با جایگذاری معادله (۱۳) در معادله (۱۲) خواهیم داشت:

$$\sigma_t^2 = (1-\beta)^2\sigma_{t-1}^2 + [1-(1-\beta)^2](\sigma^2)^* \qquad (۱۶)$$

که یک معادله تفاضلی خطی مرتبه اول با ضرایب ثابت است و لذا:

$$\sigma_t^2 = (\sigma^2)^* + (1-\beta)^{2t}[\sigma_0^2 - (\sigma^2)^*] + C(1-\beta)^2 \qquad (۱۷)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

که C مقدار ثابتی است تا زمانی که $0 < \beta < 1$ باشد و نشان می دهد که:

$$\lim_{t\to\infty}(1-\beta)^{2t} \to 0 \qquad (۱۸)$$

و ثابت ماندن واریانس را تضمین می کند:

$$\lim_{t\to\infty} \sigma_t^2 \to (\sigma^2)^* \qquad (۱۹)$$

از آنجا که $(1-\beta) > 0$، $(\sigma^2)^*$ به طور یکنواخت به مقدار پایدار خود میل می کند و میزان پراکندگی در هر زمان، بستگی به مقدار اولیه σ_0^2 و تفاوت آن با واریانس پایدار آن یا σ^2 (و البته مقدار β) دارد. اقتصادهایی که از همگرایی β برخوردارند، چنانچه در همان زمان، یک شوک تصادفی بر آنها وارد و منجر به افزایش پراکندگی بین آنها شود، باز هم می توانند همگرایی β داشته باشند، در صورتی که پراکندگی اولیه سطح درآمد نسبت به شوک تصادفی کوچک باشد، اما این پراکندگی به تدریج کاهش یافته و به سمت مقدار حالت پایدار خود حرکت می کند، یعنی همگرایی σ دوباره برقرار خواهد شد. در این حالت، پارامتر β سرعت حرکت واریانس به سمت شرایط پایدار را کنترل می کند؛ زیرا پارامتر β حکم می کند چه مدت اثر شوک باقی می ماند. وجود همگرایی β در حالی که همگرایی σ وجود ندارد، زمانی اتفاق می افتد که پارامترها در کل اقتصادها بی ثبات هستند. این مساله اغلب در همگرایی شرطی β نشان داده می شود و به صورت یک تابع خطی از متغیرهای مختلف اقتصادی یا اجتماعی درمی آید.

نکته حائز اهمیت این است که بین دو نوع همگرایی β و σ تفاوت وجود دارد. همگرایی β، همبستگی جزئی بین رشد درآمد در طول زمان و سطح اولیه آن را نشان می دهد که باید منفی باشد. اما همگرایی σ مبین شرایطی است که پراکندگی درآمد سرانه در سراسر یک اقتصاد در طول زمان را کم می کند. دلیل اینکه چرا دو مفهوم همگرایی σ و β همیشه حاصل نمی شود، آن است که هر یک جنبه متفاوتی از تغییرات را در نظر می گیرند. در همگرایی σ سؤال این است، آیا اختلاف درآمدی بین کشورها یا مناطق کاهش می یابد؟ در صورتی که همگرایی β تحرک اقتصادی هر منطقه را در توزیع درآمد در نظر می گیرد. بنابراین، همگرایی β شرط لازم (و نه کافی) برای همگرایی σاست؛ یعنی با بروز همگرایی β به سبب کاهش فاصله بین درآمد سرانه مناطق در طول زمان، همگرایی σ نیز رخ می دهد که مشتمل بر کاهش طول زمان در پراکندگی درآمد سرانه منطقه ای است (Barro and Salai Martin, 1992). در نتیجه، جریان سرمایه بین مناطق به عنوان ابزار ابتدایی اختلاف درآمدی آنها پیشنهاد شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

۳. مطالعات انجام شده

مولدر و گروت (Mulder & Groot, 2007) به تحلیل تجربی الگوی همگرایی با یک مقایسه منظم از همگرایی بهره وری انرژی و نیروی کار در سطح بخشی در ۱۴ کشور OECD در دوره زمانی ۹۷-۱۹۷۰ می پردازند. تحلیل همگرایی σ آنان نشان داد که تغییر توسعه بین کشوری در عملکرد بهره وری نیروی کار و انرژی، بستگی به سطح اولیه، با استفاده از الگوهای متفاوت از همگرایی بهره وری و واگرایی در میان بخش ها دارد. در سطح کلان شواهدی از واگرایی بهره وری انرژی در صنعت، ولی همگرایی بهره وری نیروی کار در خدمات و در زیر بخش های صنعتی دیده می شود و کشورهای عقب مانده، تمایل به جهش به سوی کشورهای پیشرفته دارند.

میکتا و مولدر (Miketaa & Mulder, 2005) به آزمون بهره وری انرژی در ۵۶ کشور (شامل ۳۲ کشور در حال توسعه) و ۱۰ بخش صنعتی طی دوره زمانی ۹۵-۱۹۷۱ پرداخته و نرخ رشد متوسط سالیانه بهره وری انرژی را به منظور آزمون الگوهای توسعه و بهره وری انرژی محاسبه می کنند. سپس با آزمون همگرایی بهره وری و داده های تابلویی، تأیید می کنند که رشد بهره وری انرژی در همه بخش ها (بویژه در کشورهایی با سطح پایین اولیه رشد بهره وری انرژی بلندمدت) به طور نسبی زیاد است، پس کشورهای پیرو به سوی اقتصادهای پیشرفته جهش می کنند.

تورز، آیسو و باررا (Torres; Ayuso and Barrera, 2010) به شناسایی تفاوت در کارآیی فنی و تأثیر زیرساخت در همگرایی بهره وری در ایالات مکزیک پرداخته و با برآورد یک تابع تولید ترانسلوگ، دریافتند که سرمایه گذاری های عمومی، به افزایش همگرایی کمک و سرعت رشد را زیادتر کرده و نقش مثبتی در زیرساخت های ایالات مکزیک داشته است.

مولدر و گروت (Mulder & Groot, 2012) با استفاده از داده های جدید از حساب های ملی به محاسبه و ارزیابی همگرایی شدت انرژی در ۱۸ کشور OECD و۵۰ بخش در طول دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰پرداخته و نتیجه گرفتند که در تمام کشورها و در بسیاری از بخش ها شدت انرژی کاهنده است، اگرچه در بخش خدمات، سرعت آن کند است. تجزیه و تحلیل همگرایی هم نشان داد که تنها پس از سال ۱۹۹۵ از تفاوت شدت انرژی کشورها کاسته می شود، ولی در کشورهای عقب مانده، نرخ همگرایی در خدمات به طور متوسط بالاتر از کشورهای پیشرو است.

نونان، هسیه و متیسوف (Noonan, Hsieh, Matisoff, 2013) تأثیر وابستگی مکانی بر بهره وری انرژی را در بیش از ۳۰۰ هزار خانواده در منطقه شیکاگو طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۲ با استفاده از مدل های رگرسیون تأخیر فضایی بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان داد که وابستگی مکانی بر بهره وری انرژی مؤثر است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

یو مینگ (Yu-ming, 2009) به بررسی روند همگرایی بهره وری انرژی در ۲۹ استان چین در سال های ۲۰۰۴-۱۹۹۵ پرداخته است. مدل های اقتصادسنجی برآوردی نشان داد که شواهد قابل توجهی از همگرایی منفی در طول ۹۹-۱۹۹۵وجود دارد؛ در حالی که در طول ۲۰۰۴-۲۰۰۰ چنین همگرایی وجود ندارد.

ابریشمی و علم الهدی (۱۳۸۷) همگرایی بهره وری انرژی بین کشورهای اسلامی را در دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰ بررسی و نتیجه گرفتند: همگرایی σ و همگرایی β غیرشرطی بین کشورها وجود دارد؛ اما همگرایی β شرطی وجود ندارد.

بهبودی و فلاحی (۱۳۹۱) همگرایی بهره وری انرژی را در ۲۲ کشور عضو OECD در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۳ با استفاده از مدل های اقتصادسنجی فضایی بررسی و وجود سه نوع همگرایی σ و β شرطی و غیرشرطی در بهره وری انرژی بین کشورها را نشان دادند (سالانه ۰/۰۷۵ درصد از شکاف میان وضعیت جاری و سطح پایدار بلندمدت از بین می رود). همچنین فرضیه وابستگی فضایی در مدل ونیز، اثر مثبت مجاورت بر رشد بهره وری انرژی این کشورها را تأکید کردند.

۴. الگوی تحقیق

در این مقاله، از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده شده، زیرا در روش اقتصادسنجی متعارف که بر فروض گاوس- مارکف استوار است که دو مشکل همبستگی فضایی پدیده های اقتصادی و ناهمسانی فضایی منطقه ای را نادیده می گیرد و لذا برای مطالعات منطقه ای مناسب نیست، بنابراین در چنین شرایطی، ضرورت دارد تا روش برآورد مناسبی انتخاب شود؛ که یک راه مناسب اقتصاد سنجی فضایی است.

وابستگی فضایی

یک متغیر مقطعی را در نظر بگیرید که داده های آن، مناطق است. در نمونه گیری از داده های غیرفضایی، مشاهده i مبین نقطه ای از فضا، دارای مقداری مستقل از سایر مشاهدات و جمله اختلال تصادفی ε_i است. در داده های فضایی، مقادیر مشاهده شده در یک منطقه (به عنوان مثال داده i) به مقدار داده های مجاور مکان مورد نظر (یا همسایهj) وابسته اند. این وابستگی با فاصله مناطق، رابطه منفی دارد (هرچه نزدیک تر، وابستگی شدیدتر)، پس:

$$y_i = f(y_j), \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j \neq i \qquad (۲۰)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

ناهمسانی فضایی

عبارت ناهمسانی فضایی، اشاره به انحراف در روابط بین داده ها در سطح مکان های جغرافیایی فضا دارد. فرض کنید رابطه ای خطی به صورت زیر برقرار باشد:

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i \mathrm{i} \qquad (۲۱)$$

که در آن، I بیانگر شماره مشاهده در فضا، X_i نشانگر بردار k عضوی از متغیرهای توضیحی، β بردار پارامترها، Y_i متغیر وابسته و ε_i بیانگر خطای تصادفی است. چون ویژگی های تمام نقاط در فضا (میانگین و واریانس) یکسان نیست، به کارگیری روش های اقتصادسنجی سنتی برای برآورد پارامترها، نامناسب است و نتایج را مخدوش می سازد. پس در شرایط داده های فضایی با مشخصات غیرثابت، باید به روش هایی مانند روش فضایی با استفاده از حداکثر درست نمایی و یا به روش ناپارامتری متوسل شد که در ادامه، به تشریح این مدل پرداخته می شود.

۴-۱. چگونگی تعیین مکان در مدل های اقتصاد سنجی

برای استفاده از روش اقتصاد سنجی فضایی، پیش از هر کاری، می باید به تعیین مقدار عددی ویژگی های مکانی پرداخت. برای انجام این موضوع، دو منبع اطلاعاتی در دست است.

الف) موقعیت در صفحه مختصات که با طول و عرض جغرافیایی نشان داده می شود؛ که وابستگی فضایی و تأثیر آن بر داده ها باید با افزایش فاصله بین داده ها، کاهش یابد.

ب) همسایگی نقاط موقعیت نسبی یک واحد منطقه ای نسبت به واحدهای دیگر را نشان می دهد؛ که مناطق مجاور، دارای مرزهای مشترکی هستند. بنابراین، مناطق یا مشاهداتی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، می باید نسبت به مناطق یا مشاهداتی که دورترند، درجه وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهد.

۴-۲. مدل های خود رگرسیونی فضایی

آنسلین مدل های خودرگرسیونی فضایی مناسب برای داده های فضایی مقطعی را به صورت زیر معرفی می نماید:

$$\left.\begin{array}{l} Y = \rho\, W_1 Y + U \\ U = \lambda\, W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{array}\right\} \qquad (۲۲)$$

که در آن، Y یک بردار $n \times 1$ از متغیرهای مقطعی وابسته، X نشان دهنده ماتریس $n \times k$ از متغیرهای توضیحی، W_1 و W_2 ماتریس های وزنی فضایی $n \times n$ است و به طور معمول شامل ارتباطات مجاور مرتبه اول یا توابعی از فاصله هستند. با اعمال محدودیت در روابط (۲۳) می توان

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

محدودیت های فضایی گوناگونی را استخراج نمود که در ادامه به آنها اشاره می کنیم. این مدل، انحراف در Y را به صورت ترکیبی از واحدهای همسایه، بدون نیاز به متغیر توضیحی دیگری توضیح می دهد و مدل خود رگرسیونی مرتبه اول نامیده می شود. با فرض $W_2 = 0$، یک مدل مختلط رگرسیون خود رگرسیون فضایی ایجاد می شود. در اینجا متغیرهای توضیحی اضافه ای در ماتریس X داریم که برای توضیح انحراف در Y، در طول نمونه فضایی مشاهدات به کار می روند.

$$\left.\begin{aligned} Y &= \rho\, W_1 Y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned}\right\} \quad (۲۳)$$

با فرض $W_1 = 0$، مدل رگرسیون با خودهمبستگی فضایی در جملات اختلال به صورت زیر نتیجه می شود:

$$\left.\begin{aligned} Y &= X\beta + U \\ U &= \lambda\, W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned}\right\} \quad (۲۴)$$

۴-۳. مدل خودرگرسیونی فضایی مرتبه اول

با اعمال محدودیت های $X = 0$ و $W_2 = 0$ می توان به مدل های خودرگرسیونی فضایی مرتبه اول دست یافت. این مدل که در ادبیات از آن به عنوان اولین مدل خودرگسیون فضایی۱ یاد می شود، به صورت زیر است:

$$\left.\begin{aligned} Y &= \rho\, WY + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned}\right\} \quad (۲۵)$$

۴-۴. مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی

مدل خودرگرسیونی فضایی مرتبه اول، به مدلی شامل ماتریس متغیرهای توضیحی X (نظیر مدل های رگرسیون سنتی)، متغیرهای وابسته Y به شکل زیر بسط داده می شود:

$$\left.\begin{aligned} Y &= \rho\, WY + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned}\right\} \quad (۲۶)$$

که در آن، Y یک بردار $n \times$ از متغیرهای وابسته و X ماتریس معمول $n \times k$ شامل متغیرهای توضیحی و W ماتریس وزن های فضایی (مبین اثر سرریز) و پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY و β نشان دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیرهای وابسته Y است.

آنسلین (Anselin, 1988)، روش حداکثر درست نمایی را برای برآورد پارامترهای چنین مدلی که آن را مدل مختلط رگرسیون – خودرگرسیونی فضایی نامید، توصیه کرده و به کار هم برده است.

1. First-Order Spatial AR Model (FAR)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

این مدل، مدل مختلط رگرسیون – خود رگرسیون فضایی نامیده می شود. در این تحقیق، از این روش برای برآورد استفاده می شود.

۵-۴. مدل خطاهای فضایی[۱]

از دیگر مدل های مطرح در اقتصادسنجی فضایی، مدل خطاهای فضایی بیان شده توسط آنسلین است:

$$\left.\begin{array}{l} Y = X\beta + u \\ u = \lambda wu + \varepsilon \end{array}\right\} \quad (۲۷)$$

که در آن، Y بردار $n \times 1$ متغیرهای وابسته، X ماتریس $n \times k$ متغیرهای توضیحی، W ماتریس وزن های فضایی و λ ضریب خطاهای همبسته فضایی است که به ضریب همبستگی پیاپی در مدل های سری زمانی شباهت دارد (Johannesson et al., 2006).

منطق به کارگیری مدل اقتصادسنجی فضایی، در واقع پیروی از قانون اول جغرافیا است که می گوید: هرچیز به چیز دیگری مرتبط است ولی چیزهای نزدیک تر نسبت به چیزهای دورتر، بیشتر به هم مربوطند[۲]. اثرات سرریز ناشی از مجاورت، اشاره به ایجاد نیروی برونزای مثبت مانند انباشت دانش و فناوری دارد که انتقال آن می تواند به مناطق کمتر توسعه یافته مجاور کمک کرده و راه رشد و توسعه آنها را هموارتر و رشد اقتصادی کل مناطق را تسریع نماید. این انباشت، علاوه بر بهبود بهره وری و گسترش فعالیت های بخش صنعتی در نواحی حاشیه منطقه، موجب تحریک و تعمیق همکاری های منطقه ای با انگیزه کسب منافع بیشتر نیز می شو (کسرایی، ۱۳۸۵). بدین ترتیب، تدوین الگوی درست وابستگی و ناهمسانی فضایی داده ها، نقش بسیار مهمی در توضیح پدیده همگرایی دارد.

طبق تعریف، تشابه مقداری یا مکانی را وابستگی فضایی گویند. همبستگی فضایی ممکن است مثبت یا منفی باشد. همبستگی فضایی مثبت، هنگامی است که مقدار یک متغیر در یک منطقه، توسط مقادیر یک یا چند متغیر مشابه در مناطق همسایه، تقویت شود؛ در حالی که در همبستگی منفی، نواحی جغرافیایی مجاور، مقادیر و ویژگی های متفاوت و غیرمشابه داشته باشند. همبستگی فضایی بدین معنی است که مشاهدات در فرایند تعاملات مانند انتقال فناوری، مبادلات تجاری، مناسبات مختلف سیاسی، اقتصادی و اجتماعی و غیره با هم همبستگی پیدا می کنند و ماهیت

1. Spatial Error Model (SEM)

۲. برای مثال از طریق ایجاد هسته به صورت چرخه های محرک رشد، یا مرکز قطب توسعه و تجمع امکانات در یک یا چند نقطه که باعث کاهش هزینه های حمل و نقل، افزایش نرخ مهاجرت و افزایش اثرات مثبت سرریز، انتقال سرمایه و فناوری می شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

تأثیرگذاری در فرایند همبستگی فضایی، به گونه ای است که موجب نظام مندی خاص فعالیت های اجتماعی و اقتصادی در یک منطقه می شود. همبستگی فضایی به صورت برونزا و به شکل یک ماتریس وزنی فواصل کمیت می پذیرد.

این ماتریس وزنی W شامل اطلاعات مربوط به فاصله نسبی بین n منطقه در فضا است و عناصر آن، W_{ij} چگونگی ارتباط فضایی منطقه i با منطقه j را از نظر فاصله و مجاورت نشان می دهد (W_{ii} =0)، و به منظور نرمال سازی اثرات خارجی در هر منطقه، ماتریس وزنی را می توان به صورت استاندارد درآورد (Nguyen; Phan, & Simioni, 2015). بدین معنی که حاصل جمع عناصر هر سطر مساوی یک شود[1]. بدین ترتیب، می توان WY را به عنوان یک متغیر باوقفه فضایی تعریف و وارد مدل کرد. در نتیجه، به معادله مورد نظر، جمله $\rho \sum W_{ij} y_j$ اضافه می گردد، که ρ شدت همبستگی فضایی میان مناطق را نشان می دهد.

۵. تدوین الگو و برآورد آن

همان گونه که در بخش مبانی نظری مطرح شد، همگرایی غیرشرطی مستقل از شرایط اولیه و سایر ویژگی های یک اقتصاد شکل می گیرد، در حالی که در همگرایی شرطی، این شرایط و ویژگی ها و بنابراین، متغیرهای موجب تفاوت ساختار اقتصادها لحاظ می شوند. در این قسمت مقاله، همگرایی بهره وری انرژی در استان های ایران براساس دو مفهوم همگرایی σ و همگرایی β بررسی و علاوه بر برآورد همگرایی β استان های کشور به روش حداقل مربعات (OLS)، با تصریح فضایی نیز تخمین زده می شود. داده های مورد نیاز، از سالنامه آماری استان ها استخراج و تصریح فضایی آن، با نرم افزار MATLAB برآورد شده است. برای آزمون فرضیه همگرایی β شرطی از مدل زیر که بر اساس مطالعات مولدر و گروت (Mulder and Groot, 2007) می باشد، استفاده می شود.

$$\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = \alpha + \beta \ell og(y_{i0}) + \gamma X_{it} + \qquad (۲۸)$$

که در آن، $\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ رشد بهره وری انرژی، $y_{i,0}$ بهره وری انرژی در سال پایه و X_i بردار متغیرهای مؤثر بر نرخ رشد بهره وری انرژی است و فاصله زمانی رسیدن به حالت پایدار را تحت تأثیر قرار می دهد.

این متغیرها در مطالعه حاضر، عبارتند از: سهم دولت در اقتصاد استان (نسبت بودجه استانی دولت به ارزش افزوده استان)، قیمت انرژی (میانگین وزنی قیمت حامل های انرژی در بخش های تولیدی، پس از تقسیم بر شاخص ضمنی قیمت استانی)، درجه باز بودن اقتصاد (حاصل جمع صادرات و واردات استان، تقسیم بر ارزش افزوده همان استان). نتایج حاصل از برآورد معادله با روش OLS عبارت است از:

---

۱. هرچه بعد مسافت دورتر یا فاصله اقتصادی بین دو منطقه بیشتر باشد، این وزن نسبی کمتر است: $W_{ij}^{*} = \frac{W_{ij}}{\sum W_{ij}}$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

$$\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = 2.4 - .13\,\ell og(y_{i0}) + 6e^{-5}\,open - 74\,B + 3.6\,P$$
$$t \qquad (2) \quad (-2.3) \qquad (2.4) \qquad (-2.3) \quad (-.12) \tag{۲۹}$$

منفی و معنی دار بودن ضریب $\ell og(y_{i0})$ نشان دهنده وجود همگرایی بین بهره وری انرژی استان ها است و بنابراین، فرضیه همگرایی را نمی توان رد کرد. همان طور که از معادله برآورد شده مشخص است، درجه باز بودن اقتصاد، تأثیر مثبت بر رشد بهره وری انرژی دارد. افزایش سهم دولت در اقتصاد (B)، رشد بهره وری انرژی را کاهش می دهد؛ ولی قیمت انرژی (P) نتوانسته بر رشد بهره وری انرژی تأثیر بسزایی بگذارد (ضریب بی معنی است).

همان طوری که گفته شد، برآوردهای روش OLS برای مطالعات منطقه ای مناسب نیست؛ زیرا این فرض که در هنگام برآورد یک الگوی رگرسیونی، ماتریس داده های X در نمونه گیری های مکرر ثابت نگهداشته می شوند، این امکان را فراهم می کند که عملگر انتظارات در طول عواملی مانند $(y'W'Wy)^{-1}y'W'$ انتقال یابند و با فرض اینکه $E(\varepsilon) = 0$، عامل اریب زا نادیده می ماند. بدین سبب، آشکار است که به دلیل وابستگی فضایی، در اینجا نمی توان موردی را که Wy در نمونه گیری های مکرر ثابت باشد، ایجاد نمود. و برای رفع این مشکل، از روش اقتصاد سنجی فضایی استفاده می شود.

با توجه با آنچه که در قسمت قبل درباره روش اقتصادسنجی فضایی گفته شد، جملات اخلال دارای همبستگی فضایی هستند و ضریب λ در معادله (۲۸) نشان دهنده میزان این همبستگی فضایی بوده، و همبستگی فضایی بین جملات اخلال با آزمون های متفاوتی قابل تشخیص است. اولین آزمون برای تشخیص وابستگی فضایی در جملات اختلال مدل های رگرسیونی، آماره موران[1] است که همبستگی فضایی را در پسماندهای حداقل مربعات بررسی می کند. علاوه بر این، آزمون های نسبت درست نمایی[2]، آزمون والد[3] و آزمون ضریب لاگرانژ[4] نیز روش های دیگر شناسایی خودهمبستگی فضایی در جملات اخلال به حساب می آیند. در مقاله حاضر، از آزمون LMrho استفاده می شود که مبتنی بر $S_e^2 = \frac{e\prime e}{n-k}$ است. پس می توان مدل همگرایی را به شکل زیر بیان کرد:

$$\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = \alpha + \rho w\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) + \beta_1\ell og(y_{i0}) + \beta_2 B$$
$$+\beta_3 P + \beta_4 open + \varepsilon_{it} \tag{۳۰}$$

که در صورت وجود وقفه های فضایی در جملات اخلال، به صورت زیر در می آید:

1. Moran's-I-statistic
2. Likelihood Ratio test
3. Wald test
4. Lagrange Multiplier (LM) test

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (۳۱)$$

قبل از برآورد به روش اقتصاد سنجی فضایی، از آزمون LMrho برای شناسایی وجود همبستگی فضایی در جملات اخلال استفاده می شود. چون مقدار آماره آزمون برابر با ۱/۵ و کوچکتر از مقدار بحرانی است، پس فرضیه $\lambda = 0$ پذیرفته می شود؛ یعنی همبستگی فضایی بین جملات اخلال وجود ندارد. همبستگی فضایی و اثر ساختاری مشابه متغیرهای اقتصادی– اجتماعی اضافی در بلند مدت بر متغیر y با استفاده از مدل خود رگرسیون فضایی[1]، بهتر می تواند توضیح داده شود. بنابراین، برآورد شکل فضایی مدل SAR به شرح زیر است:

$$\underset{t}{\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)} = \underset{(2.2)}{0.9w\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)} - \underset{(-2)}{0.0016\ell og(y_{i0})} - \underset{(-1.4)}{55B} - \underset{(-.13)}{4.8e^{-7}P} + \underset{(5e^{-3})}{4e^{-5}open} \quad (۳۲)$$

همان طور که برآورد با روش خودرگرسیون فضایی نشان می دهد، ضریب متغیر $w\ell og\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ یا ρ در معادله بالا معنی دار و نشان دهنده وجود اثرات فضایی در بین استان ها می باشد. مثبت بودن این ضریب نشان دهنده وجود همبستگی مثبت در بین استان ها است. با توجه بدانچه که در قبل بیان شد، این مطلب نشان می دهد که نرخ رشد بهره وری انرژی هر استان (که انعکاس دهنده اثرات سرریز نیز می باشد)، به تغییرات نرخ رشد بهره وری انرژی مناطق مجاور وابسته است و روابط و ویژگی هایی که با استان های مجاور دارد، در رشد بهره وری آنها نیز تأثیر می گذارد. منفی و معنی دار بودن ضریب $\ell og(y_{i0})$ نشان دهنده وجود همگرایی β شرطی در بین استان ها است و بنابراین، علی رغم وجود تفاوت بین مناطق (و لحاظ این تفاوت ها)، همگرایی وجود دارد و استان ها در نهایت، به حالت پایای خود می رسند و هر ساله شکاف میان بهره وری انرژی و سطح پایدار بلند مدت آن کاهش می یابد. این یافته تأییدی بر وجود اثرات سرریز استان ها است مبنی بر اینکه انباشت دانش و فناوری و انتقال آن به مناطق کمتر توسعه یافته مجاور به آن مناطق کمک کرده و راه رشد و توسعه آنها را هموار تر ساخته و رشد در منطقه را تسریع می نماید. ضریب باز بودن درجه اقتصاد مثبت و معنی دار است، یعنی هرچه مبادلات هر استان با سایر استان ها و یا با دیگر کشورها بیشتر شود، بهره وری انرژی بیشتر افزایش می یابد.

ضریب متغیر سهم دولت در اقتصاد منفی و معنی دار است و نشان می دهد افزایش حضور دولت در اقتصاد، بهره وری انرژی را کاهش می دهد و بنابراین، می توان نتیجه گرفت که بخش دولتی ناکارا عمل کرده و حرکت به سمت خصوصی سازی باعث افزایش بهره وری انرژی می شود. اگرچه انتظار می رفت رابطه قیمت انرژی و بهره وری انرژی مثبت و معنی دار باشد؛ اما ضریب آن بی معنی است

1. Spatial Auto Regressive Model (SAR)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

و نشان می دهد که سیاست افزایش قیمت انرژی به اندازه ای نبوده که بر رشد بهره وری انرژی اثرگذار باشد.

همان طور که گفته شد، در کنار همگرایی β نوع دیگری از همگرایی در ادبیات نظری و تجربی مدل رشد مطرح است که به نام همگرایی σ مشهور می باشد. به منظور بررسی همگرایی σ بهره وری انرژی طی دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۰، انحراف معیار لگاریتم بهره وری انرژی در هر سال برای ۲۸ استان محاسبه و در نمودار ۱ رسم شد. مشاهده می شود که طی سالهای مورد بررسی، انحراف معیار لگاریتم بهره وری انرژی استان ها افزایش یافته، که نشان دهنده واگرایی σ آنها است.

نمودار ۲. همگرایی σ طی دوره ۹۰-۱۳۸۰

مأخذ: یافته های تحقیق

یادآوری تفاوت بین دو نوع همگرایی β و σ مناسب به نظرمی رسد. همگرایی σ وقتی رخ می دهد که پراکندگی بهره وری انرژی در سراسر اقتصاد در طول زمان کم شود و به بیان دیگر، آیا توزیع بهره وری انرژی بین مناطق کاهش می یابد یا خیر؟ اما همگرایی β زمانی بروز می کند که همبستگی جزئی بین رشد بهره وری انرژی در طول زمان و سطح اولیه آن منفی باشد، یعنی همگرایی β نشان دهنده تحرک اقتصادی هر یک از مناطق در توزیع بهره وری انرژی است. در ضمن همگرایی β فقط شرط لازم برای همگرایی σ است، نه شرط کافی برای آن. همچنین چون هر یک از این دو مفهوم همگرایی σ و β، جنبه خاص و متفاوتی از تغییرات را در نظر می گیرند، پس نباید انتظار داشت که همواره هر دو لازم و ملزوم یکدیگر باشند. بنابراین، وجود واگرایی σ در بهره وری انرژی بین استان ها نشان دهنده تغییر نامتناسب رشد بهره وری استان ها می باشد؛ یعنی اگرچه بهره وری انرژی استان ها در طول زمان افزایش یافته، اما میزان این افزایش متناسب نبوده و شاید هم توجه استان ها به مقوله بهره وری یکسان نبوده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

۶. نتیجه گیری

در این مقاله، فرایند همگرایی بهره وری انرژی در دو حالت β شرطی و σ و با در نظر گرفتن تأثیر مجاورت و خود همبستگی فضایی و عدم وجود آن و نیز وجود اثرات سرریز در ۲۸ استان کشور محاسبه گردید که در هر دو مدل برآورد شده (با لحاظ نمودن وابستگی استانی و بدون آن)، همگرایی بین استان ها، و تأثیر سرریز در نرخ رشد بهره وری انرژی و تأثیر مجاورت را آشکار ساخت. وجود سرریزها می تواند باعث تسریع حالت پایای بهره وری انرژی شود و میزان بالای فناوری تولید شده، از جمله این اثرات سرریز هستند که در نهایت، به تسریع حالت پایا می انجامد. در صورت وجود همگرایی، می توان استان های همجواری را یافت که تأثیر مثبت بر یکدیگر دارند و می توان آنها را در قالب یک مجموعه استانی دسته بندی نمود که با بهره وری انرژی بالاتر، آنها را به عنوان قطب اقتصادی مجموعه مشخص کرده، سپس با تقویت و حمایت از توسعه استانی که قطب محسوب شده (به دلیل آنکه محرک رشد سایر استان های مجموعه است)، بهره وری انرژی استان های همجوار را نیز افزایش داد.

نتایج مدل های برآوردی نشان داد که باز بودن اقتصاد، تعاملات تجاری بیشتر و کاهش سهم فعالیت های دولت در اقتصاد باعث بهبود رشد بهره وری انرژی می گردد و از سوی دیگر، افزایش قیمت انرژی نتوانسته است بر بهبود بهره وری انرژی استان ها تأثیر معنی دار و درخور توجهی بگذارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

منابع و مآخذ

ابریشمی، حمید؛ ندا علم الهدی و میثم امیری، (۱۳۸۷)، بررسی همگرایی بهره وری انرژی در کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰ به روش اقتصاد سنجی فضایی؛ *مجله مطالعات انرژی*، شماره ۱۵.

ابطحی، حسین و بابک کاظمی، (۱۳۷۹)، بهره وری؛ مؤسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی، چاپ دوم.

بهبودی، داوود؛ فیروز فلاحی و امینه شیبانی، (۱۳۹۱)، بررسی همگرایی بهره وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصاد سنجی فضایی؛ *فصل نامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۱، شماره ۳، صفحه ۵۷-۸۰

پیکارجو ، کاظم، (۱۳۷۷)، بررسی اثرات راهکارهای بهره وری انرژی و تئوری توسعه پایدار در بهره برداری از منابع انرژی کشور؛ مجله سیاسی– اقتصادی، شماره ۱۶۶-۱۶۵.

وزارت نیرو، ترازنامه انرژی ۱۳۹۰-۱۳۸۵.

رحمانی، تیمور، (۱۳۸۳)، رشد اقتصادی و همگرایی منطقه ای در ایران؛ *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۶

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری استان ها ، ۱۳۹۰-۱۳۸۵.

سند چشم انداز توسعه، ۱۳۸۴.

کسرایی، اسرافیل، (۱۳۸۵)، نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه ای؛ *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶.

Anselin, L. (1988), Spatial Econometrics: Methods and Models; Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L., & R. Floraxand S. Rey, (2004), Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Application; Springer.

Baumol, W.J. (1986), Productivity Growth, Convergence and Welfare:What the long-Run Data Show; *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 5: 1072-1085.

Barro, R. (1991), Economic Growth in a Cross Section of Countries*; The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2: 407-443.

Barro, R. (2000) Inequality and Growth in a Panel of Countries; *Journal of Economic Growth*, Vol. 5: 5-32.

Barro, R. and X. Salai-Martin, (1990), Economic Growth and Convergence Across the United states; National Bureau Of Economic Research.

Barro, R. and X. Salai Martin, (1991), Convergence Across States and Regions; Brookings Papers on Economic Activity, No.1: 107-182.

Barro, R. and X. Salai Martin, (1992), Convergence" The Journal of Political Economy, Vol. 100, Issues 2, No. 2: 223-251.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]

Becerril-Torres O. U.; I. C. Álvarez-Ayuso and L.E. Del Moral-Barrera, (2010), Do Infrastructures Influence the Convergence of Efficiency in Mexico?; Journal of Policy Modeling, 32.

Carree, M.A.; L. Klomp and A.R. Thurik, (2000), Productivity Convergence in OECD Manufacturing Industries, *Economics Letters* 66, 337-345.

Coughlin, Richard M. (2001), Convergence Theories; Prepared for Edgar F.Borgatta and Marie L. Borgatta (eds.), Encyclopedia of Sociology.

Cornwell C.M. and U. Wachter, (1999), Productivity Convergence and Economic Growth: A Frontier Production Function Approach; Center for European Integration Studies.

Johannesson, G. J.; Stewart, C. Barr; L. Brady Sabeff; R. George; D. Heimiller and A. Milbrandt (2006), Spatial Statistical Procedures to Validate Input Data in Energy Models; Lawrence Livermore National Laboratory.

Miketa, A. and P. Mulder, (2005), Energy Productivity Across OECD and Non-OECD Countries in Manufacturing Sectors Patterns of Growth and Convergence; *Energy Economics* 27, 429- 453.

Mulder, P., and H. de Groot, (2007), Sectoral Energy and Labour-Productivity Convergence; Tinbergen Institute Discussion paper.

Mulder, P., and H. de Groot, (2012), Structural Change and Convergence of Energy Intensity across OECD Countries, 1970-2005; *Energy Economics* 34 1910-1921.

Patterson, Murray G. (1996), What is Energy Efficiency? Concepts, Indicators and Methodological Issues; *Energy Policy*, vol. 24: 377-390.

Nguyen, P. A.; T. H. Phan and M. Simioni, (2015), Productivity Convergence in Vietnamese Manufacturing Industry: Evidence Using a Spatial Durbin Model; *Causal Inference in Econometrics*,Vol. 622: 603-619.

Noonan, D.; L. C. Hsieh and D. Matisoff, (2013), Spatial Effects in Energy-Efficient Residential HVAC Technology Adoption; *Environment and Behavior* Vol. 45 (4): 476-503.

Quah, D. (1993), Galton's Fallacy Tests of the Convergence Hypothesis; *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, No. 4.

Romer, D. (2001), Advanced Macroeconomics; McGraw Hill.

Salai Martin, X. (1996), The Classical Approach to Convergence Analysis; *The Economic Journal*, Vol. 106 , No. 437.

Sala-i-Martin, X. (1997), Transfers, Social Safety Nets, and Growth; IMF Staff Papers, Vol. 44: 81-102.

Yu-Ming, W. (2009), Spatial Econometric Analysis of Energy Efficiency Convergence of Chinese Provinces; Power and Energy Engineering Conference, APPEEC 2009, Asia-Pacific, Vol. 1, P. 27-31.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1396.17.2.5.7]