

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

سید محمد علی کفایی^۱
عاطفه خسروی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۳/۳۰

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 (σ و β) 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 کارایی بیشتر آن)، برآورد می گردد. در روش اقتصادسنجی 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
atefehkhosravi90@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه شهید بهشتی

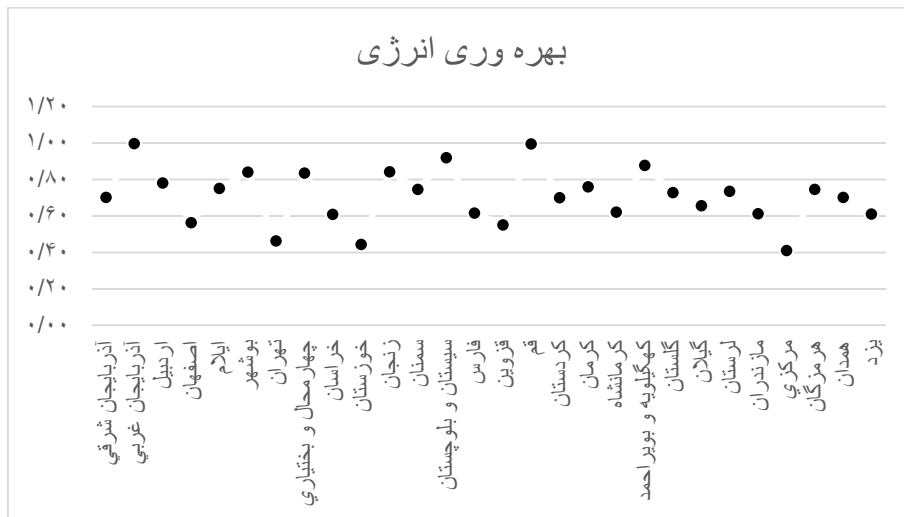
۱. مقدمه

رشد سریع مصرف انرژی، به یک مساله مهم برای کشورهای در حال توسعه تبدیل شده است. بهره‌وری یک اصطلاح عمومی در اقتصاد و دارای تعریف و شاخص‌های معینی برای اندازه‌گیری می‌باشد. به طور کلی، بهره‌وری را می‌توان برای هر یک از نهاده‌های تولید و به صورت نسبت خروجی مفید به میزان ورودی تعریف کرد. به همین ترتیب، می‌توان بهره‌وری انرژی را به شکل نسبت خروجی مفید (تولید) به میزان انرژی ورودی بیان نمود. بنابراین، افزایش بهره‌وری 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 بهره‌وری یکی از عوامل تأثیرگذار بر شرایط اقتصادی کشورها است (ابطحی و کاظمی، ۱۳۷۹)، بنابراین بهبود بهره‌وری انرژی علاوه بر افزایش تولید ناخالص داخلی، رقابت‌پذیری و رفاه عمومی، راه حلی برای مقابله با مشکلات عرضه و تقاضای انرژی و کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای است. از سوی دیگر، یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه، دوگانگی میان مناطق مختلف کشور است؛ به طوری که برخی از مناطق، توسعه یافته‌تر از دیگر مناطق محسوب می‌شوند. با توجه به سند چشم‌انداز مبنی بر وحدت و یکپارچگی سرزمین و گسترش عدالت اجتماعی و تعادل‌های منطقه‌ای، 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 بهره‌وری عوامل تولید (انرژی، سرمایه، نیروی کار، آب و خاک و ...) می‌باشد، و از اهداف برنامه توسعه کشور نیز، از میان بردن ناهمگنی بین استان‌ها و افزایش بهره‌وری در زمینه انرژی برای تحقق رشد اقتصادی پیوسته، باثبات و پرشتاب است (سند چشم‌انداز، ۱۳۸۴).

همان‌گونه که نمودار (۱) نشان می‌دهد، یکی از تفاوت‌های استانی در ایران، تفاوت در سطح بهره‌وری انرژی است. با توجه به محاسبات صورت گرفته برای بهره‌وری انرژی بر مبنای روش تحلیل پوششی داده‌ها، تفاوت، بسیار درخور توجه (دامنه آن بین ۰/۴ تا ۱) بوده، اما همان طوری که در سند چشم‌انداز توسعه نیز تأکید شده، برای افزایش بهره‌وری انرژی و کاهش تفاوت در سطح بهره‌وری استان‌ها و در نتیجه ایجاد تعادل منطقه‌ای، نیازمند توجه به همگرایی بهره‌وری انرژی در سطح استان‌ها است. از این رو، این سؤال مطرح است که آیا فاصله بهره‌وری انرژی بین استان‌ها کاهش خواهد یافت؟ (آیا فاصله بین مناطق پیشرو و عقب مانده کاهش می‌یابد؟) یکی از مسائل مهم و کلیدی در فهم عملکرد بهره‌وری بلندمدت انرژی، روند رشد بهره‌وری انرژی استان‌ها است.

نمودار ۱. میانگین بهره‌وری انرژی استان‌های ایران طی دوره ۹۰-۱۳۸۰



گرچه در ادبیات اقتصادی، رابطه بین رشد و عوامل مؤثر بر آن به طور گسترده‌ای بررسی شده، اما در مطالعات تجربی، بویژه به سبب پیچیدگی محاسبات اغلب، از لحاظ نمودن وابستگی‌های 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 می‌گیرد. اثرات سرریز^۱ میان مناطق در محاسبه رشد سهم بسزایی دارد. نادیده گرفتن این روابط و عدم توجه به عوامل مکانی در تخمین پارامترهای مدل می‌تواند 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. نظریه‌های جدید اقتصاد جغرافیا و نظریه‌های رشد نشان می‌دهند که لحاظ کردن این روابط می‌تواند توضیح بهتر و صحیح‌تر مطالعات رشد منطقه‌ای را به دنبال آورد (کسرای، ۱۳۸۵).

هدف این مقاله، برآورد اثر شرایط منطقه‌ای بر بهره‌وری انرژی استانی به روش اقتصادسنجی فضایی میان ۲۸ استان کشور، علاوه بر ویژگی‌های اقتصادی استان‌ها است. در این راستا، ابتدا

1. Spillover effects

۲. استان‌های خراسان شمالی و جنوبی به دلیل نبود اطلاعات لازم در سال ۱۳۸۰ از برآورد حذف شده‌اند.

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 بهره‌وری 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 همگرا تر و به یک حالت پایا نزدیک تر شوند؛ یعنی جوامع در حال 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^۱ (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

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:

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

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

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

می توان نوشت:

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

که در آن، 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:

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

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

$$\left. \begin{aligned} g_k &= d \log(k) = -\beta \left[\log\left(\frac{y}{y^*}\right) \right] \\ \beta &= (1 - \alpha)[\delta + g_A + g_L] \end{aligned} \right\} \quad (۵)$$

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

$$g_y = g_k = -(1 - \alpha)[\delta + g_A + g_L] \left[\log\left(\frac{k}{k^*}\right) \right] = -\beta \left[\log\left(\frac{k}{k^*}\right) \right] \quad (۶)$$

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

$$\log(y_t) = (1 - e^{-\beta t}) \log(y^*) + e^{-\beta t} \log(y_0) \quad (۷)$$

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

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 نزدیک‌تر شدن به y^* ، از رشد y و رشد تولید سرانه به تدریج کاسته می‌شود، و در این صورت می‌توان 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 در حال حرکت به سمت y^* خواهند بود. منطقه‌ای 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 پایین‌تر 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 منطقه‌ای را به صورت زیر می‌توان بیان کرد:

$$g_y = f(y, y^*) \quad (8)$$

که نشان می‌دهد 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 می‌گویند (Barro, 2000). در اینجا (همچون همگرایی β غیر شرطی) باز هم می‌توان ادعا کرد که اقتصاد دارای تولید سرانه پایین‌تر بوده، نرخ رشد تولید سرانه بالاتر است. اما عواملی که سبب می‌شوند، y^* برای یک اقتصاد بزرگتر باشد، بالاتر بودن نرخ رشد تولید سرانه آن را باعث می‌شوند. برای آزمون همگرایی مطلق (غیرشرطی)، می‌توان نرخ رشد تولید سرانه را طی یک دوره زمانی بر روی مقدار اولیه تولید سرانه برازش کرد و انتظار داشت که رابطه‌ای منفی را نشان دهد. رابطه مورد استفاده برو و سلایی مارتین (۱۹۹۱) برای آزمون همگرایی مطلق به شکل زیر است:

$$\log(y_{it}) = (1 - e^{-\beta t}) \log y_i^* + e^{-\beta} \log y_{i0} + u_{it} \quad (9)$$

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 می‌شوند.

رشد اقتصادی یک منطقه (یک کشور) به طور معمول تحت تأثیر عملکرد اقتصادی خود و عملکرد مناطق (کشورهای) مجاور قرار می‌گیرد. اثرات سرریز^۱ میان مناطق مانند انباشت دانش و فناوری که به دلیل مجاورت ایجاد می‌شوند، نیروی برونزای مثبتی را به وجود می‌آورند که انتقال آن به مناطق

1. Spillover Effects

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 (کسرای، 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:

$$g_{it} = \beta \ln(y)_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

که در آن، g_{it} نرخ رشد بهره وری (بهره 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:

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln(y)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j x_{it}^j + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

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 در قالب $\sum_{j=1}^n \gamma_j x_{it}^j$ 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.

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 می‌شود. 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 می‌شود. 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 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 نمونه‌ای متغیر وابسته برابر است با:

$$\sigma_t^2 = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n (\log(y_{it}) - \mu_t)^2 \quad (12)$$

فرض متداول آن است که تعداد داده‌های موجود در هر مقطع (تعداد کشورها یا n)، به حد کافی زیاد می‌باشد 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 می‌رود. بسیاری از مطالعات تجربی سال‌های اخیر، معادله (۹) را به شکل زیر نوشته‌اند:

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = A_i + \beta \log(y_{it}) + \gamma X_{it} + u_{it} \quad (13)$$

که y_{it} درآمد سرانه منطقه i و X_{it} بردار عوامل متداول تعیین‌کننده رشد منطقه و A_i نشان‌دهنده تأثیر خاص منطقه i است، که می‌تواند از شکل‌های 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 می‌شود:

$$\sigma_t^2 \cong (1 - \beta)^2 \sigma_{t-1}^2 + \sigma_{ut}^2 \quad (14)$$

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:

$$(\sigma^2)^* = \frac{\sigma_u^2}{1 - (1 - \beta)^2} \rightarrow \sigma_u^2 = [1 - (1 - \beta)^2](\sigma^2)^* \quad (15)$$

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

$$\sigma_t^2 = (1 - \beta)^2 \sigma_{t-1}^2 + [1 - (1 - \beta)^2](\sigma^2)^* \quad (16)$$

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

$$\sigma_t^2 = (\sigma^2)^* + (1 - \beta)^{2t} [\sigma_0^2 - (\sigma^2)^*] + C(1 - \beta)^2 \quad (17)$$

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

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

و ثابت ماندن واریانس را تضمین می کند:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_t^2 \rightarrow (\sigma^2)^* \quad (۱۹)$$

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 σ است؛ 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 Sala-i-Martin, 1992). در نتیجه، جریان سرمایه بین مناطق به عنوان ابزار ابتدایی اختلاف درآمدی آنها پیشنهاد شده است.

۳. مطالعات انجام شده

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

میکتا و مولدر (Miketaa & Mulder, 2005) به آزمون بهره‌وری 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 بهره‌وری انرژی را به منظور آزمون الگوهای توسعه و بهره‌وری انرژی محاسبه می‌کنند. سپس با آزمون همگرایی بهره‌وری و داده‌های تابلویی، تأیید می‌کنند که رشد بهره‌وری انرژی در همه بخش‌ها (بویژه در کشورهایی با سطح پایین اولیه رشد بهره‌وری انرژی بلندمدت) به طور نسبی زیاد است، پس کشورهای پیرو به سوی اقتصادهای پیشرفته جهش می‌کنند.

تورز، آیسو و باررا (Torres; Ayuso and Barrera, 2010) به شناسایی تفاوت در کارایی فنی و تأثیر زیرساخت در همگرایی بهره‌وری در ایالات مکزیک پرداخته و با برآورد یک تابع تولید ترانسلوگ، دریافتند که سرمایه‌گذاری‌های عمومی، به افزایش همگرایی کمک و سرعت رشد را زیاده‌تر کرده و نقش مثبتی در زیرساخت‌های ایالات مکزیک داشته است.

مولدر و گروت (Mulder & Groot, 2012) با استفاده از داده‌های جدید از حساب‌های ملی به محاسبه و ارزیابی همگرایی شدت انرژی در ۱۸ کشور OECD و ۵۰ بخش در طول دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰ پرداخته و نتیجه گرفتند که در تمام کشورها و در بسیاری از بخش‌ها 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 می‌شود، ولی در کشورهای عقب‌مانده، نرخ همگرایی در خدمات به طور متوسط بالاتر از کشورهای پیشرو است.

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

یو مینگ (Yu-ming, 2009) به بررسی روند همگرایی بهره وری انرژی در ۲۹ استان چین در سال های ۱۹۹۵-۲۰۰۴ پرداخته است. مدل های اقتصادسنجی برآوردی نشان داد که شواهد قابل توجهی از همگرایی منفی در طول ۹۹-۱۹۹۵ وجود 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 فلاحتی (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 همسایه j) وابسته اند. این وابستگی با فاصله مناطق، رابطه منفی دارد (هرچه نزدیک تر، وابستگی شدیدتر)، پس:

$$y_i = f(y_j), \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j \neq i \quad (20)$$

ناهمسانی فضایی

عبارت ناهمسانی فضایی، اشاره به انحراف در روابط بین داده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. فرض کنید رابطه‌ای خطی به صورت زیر برقرار باشد:

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (21)$$

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 ویژگی‌های تمام نقاط در فضا (میانگین و واریانس) یکسان نیست، به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی سنتی برای برآورد پارامترها، نامناسب است و نتایج را مخدوش می‌سازد. پس در شرایط داده‌های فضایی با مشخصات غیرثابت، باید به روش‌هایی مانند روش فضایی با استفاده از حداکثر درست‌نمایی و یا به روش ناپارامتری متوسل شد که در ادامه، به تشریح این مدل پرداخته می‌شود.

۴-۱. چگونگی تعیین مکان در مدل‌های اقتصادسنجی

برای استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی، پیش از هر کاری، می‌باید به تعیین مقدار عددی ویژگی‌های 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 می‌شود؛ که وابستگی فضایی و تأثیر آن بر داده‌ها باید با افزایش فاصله بین داده‌ها، کاهش یابد.

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

۴-۲. مدل‌های خودرگرسیون فضایی

آنسلین مدل‌های خودرگرسیونی فضایی مناسب برای داده‌های فضایی مقطعی را به صورت زیر معرفی می‌نماید:

$$\left. \begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \right\} \quad (22)$$

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 ماتریس‌های 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) می‌توان

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.

$$\left. \begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \right\} \quad (23)$$

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

نتیجه می شود:

$$\left. \begin{aligned} Y &= X\beta + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \right\} \quad (24)$$

۳-۴. 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 خودرگرسیون فضایی یاد می شود، به صورت زیر است:

$$\left. \begin{aligned} Y &= \rho WY + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \right\} \quad (25)$$

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:

$$\left. \begin{aligned} Y &= \rho WY + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \right\} \quad (26)$$

که در آن، Y یک بردار $n \times 1$ 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)

این مدل، مدل مختلط رگرسیون - خود رگرسیون فضایی نامیده می‌شود. در این تحقیق، از این روش برای برآورد استفاده می‌شود.

۴-۵. مدل خطاهای فضایی^۱

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

$$\left. \begin{aligned} Y &= X\beta + u \\ u &= \lambda wu + \varepsilon \end{aligned} \right\} \quad (27)$$

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

منطق به کارگیری مدل اقتصادسنجی فضایی، در واقع پیروی از قانون اول جغرافیا است که می‌گوید: هرچیز به چیز دیگری مرتبط است ولی چیزهای نزدیک‌تر 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 می‌تواند 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 بهره‌وری و گسترش فعالیت‌های بخش صنعتی در نواحی حاشیه منطقه، موجب تحریک و تعمیق همکاری‌های منطقه‌ای با انگیزه کسب منافع بیشتر نیز می‌شو (کسرائی، ۱۳۸۵). بدین ترتیب، تدوین الگوی درست وابستگی و ناهمسانی فضایی داده‌ها، 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 ویژگی‌های 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 می‌کنند و ماهیت

1. Spatial Error Model (SEM)

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

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^۱. 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.

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = \alpha + \beta \log(y_{i0}) + \gamma X_{it} + \quad (28)$$

که در آن، $\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ 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: $W_{ij}^* = \frac{W_{ij}}{\sum W_{ij}}$

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = 2.4 - 0.13 \log(y_{i0}) + 6e^{-5} open - 74B + 3.6P \quad (29)$$

$t \quad (2) \quad (-2.3) \quad (2.4) \quad (-2.3) \quad (-12)$

منفی و معنی‌دار بودن ضریب $\log(y_{i0})$ نشان‌دهنده وجود همگرایی بین بهره‌وری انرژی استان‌ها است و بنابراین، فرضیه همگرایی را نمی‌توان رد کرد. همان‌طور که از معادله برآورد شده مشخص است، درجه باز بودن اقتصاد، تأثیر مثبت بر رشد بهره‌وری انرژی دارد. افزایش سهم دولت در اقتصاد (B)، رشد بهره‌وری انرژی را کاهش می‌دهد؛ ولی قیمت انرژی (P) نتوانسته بر رشد بهره‌وری انرژی تأثیر بسزایی بگذارد (ضریب بی‌معنی است).

همان‌طوری که گفته شد، برآوردهای روش OLS برای مطالعات منطقه‌ای مناسب نیست؛ زیرا این فرض که در هنگام برآورد یک الگوی رگرسیونی، ماتریس داده‌های X در نمونه‌گیری‌های مکرر ثابت نگهداشته می‌شوند، این امکان را فراهم می‌کند که عملگر انتظارات در طول عواملی مانند $(y'W'Wy)^{-1}y'W'$ انتقال یابند و با فرض اینکه $E(\varepsilon) = 0$ ، عامل اریب‌زا نادیده می‌ماند. بدین سبب، آشکار است که به دلیل وابستگی فضایی، در اینجا نمی‌توان موردی را که Wy در نمونه‌گیری‌های مکرر ثابت باشد، ایجاد نمود. و برای رفع این مشکل، از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود.

با توجه با آنچه که در قسمت قبل درباره روش اقتصادسنجی فضایی گفته شد، جملات اخلاص دارای همبستگی فضایی هستند و ضریب λ در معادله (۲۸) نشان‌دهنده میزان این همبستگی فضایی بوده، و همبستگی فضایی بین جملات اخلاص با آزمون‌های متفاوتی قابل تشخیص است. اولین آزمون برای تشخیص وابستگی فضایی در جملات اخلاص مدل‌های رگرسیونی، آماره موران^۱ است که همبستگی فضایی را در پسماندهای حداقل مربعات بررسی می‌کند. علاوه بر این، آزمون‌های نسبت درست‌نمایی^۲، آزمون والد^۳ و آزمون ضریب لاگرانژ^۴ نیز روش‌های دیگر شناسایی خودهمبستگی فضایی در جملات اخلاص به حساب می‌آیند. در مقاله حاضر، از آزمون LM_{rho} استفاده می‌شود که مبتنی بر $S_e^2 = \frac{e'e}{n-k}$ است. پس می‌توان مدل همگرایی را به شکل زیر بیان کرد:

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = \alpha + \rho w \log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) + \beta_1 \log(y_{i0}) + \beta_2 B + \beta_3 P + \beta_4 open + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

که در صورت وجود وقفه‌های فضایی در جملات اخلاص، به صورت زیر در می‌آید:

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

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (31)$$

قبل از برآورد به روش اقتصادسنجی فضایی، از آزمون LMrho برای شناسایی وجود همبستگی فضایی در جملات اخلاص استفاده می‌شود. چون مقدار آماره آزمون برابر با ۱/۵ و کوچکتر از مقدار بحرانی است، پس فرضیه $\lambda = 0$ پذیرفته می‌شود؛ یعنی همبستگی فضایی بین جملات اخلاص 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^۱، بهتر می‌تواند توضیح داده شود. بنابراین، برآورد شکل فضایی مدل SAR به شرح زیر است:

$$\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = 0.9w\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) - 0.0016\log(y_{i0}) - 55B - 4.8e^{-7}P + 4e^{-5}open \quad (32)$$

t (2.2) (-2) (-1.4) (-.13) (5e⁻³)

همان طور که برآورد با روش خودرگرسیون فضایی نشان می‌دهد، ضریب متغیر $w\log\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ یا ρ در معادله بالا معنی دار و نشان دهنده وجود اثرات فضایی در بین استان‌ها می‌باشد. مثبت بودن این ضریب نشان دهنده وجود همبستگی مثبت در بین استان‌ها است. با توجه بدانچه که در قبل بیان شد، این مطلب نشان می‌دهد که نرخ رشد بهره‌وری انرژی هر استان (که انعکاس دهنده اثرات سرریز نیز می‌باشد)، به تغییرات نرخ رشد بهره‌وری انرژی مناطق مجاور وابسته است و روابط و ویژگی‌هایی که با استان‌های مجاور دارد، در رشد بهره‌وری آنها نیز تأثیر می‌گذارد. منفی و معنی دار بودن ضریب $\log(y_{i0})$ نشان دهنده وجود همگرایی β شرطی در بین استان‌ها است و بنابراین، علی‌رغم وجود تفاوت بین مناطق (و لحاظ این تفاوت‌ها)، همگرایی وجود دارد و استان‌ها در نهایت، به حالت پایای خود می‌رسند و هر ساله شکاف میان بهره‌وری انرژی و سطح پایدار بلند مدت آن کاهش می‌یابد. این یافته تأییدی بر وجود اثرات سرریز استان‌ها 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 هموارتر ساخته و رشد در منطقه را تسریع می‌نماید. ضریب باز بودن درجه اقتصاد مثبت و معنی دار است، یعنی هرچه مبادلات هر استان با سایر استان‌ها و یا با دیگر کشورها بیشتر شود، بهره‌وری انرژی بیشتر افزایش می‌یابد.

ضریب متغیر سهم دولت در اقتصاد منفی و معنی دار است و نشان می‌دهد افزایش حضور دولت در اقتصاد، بهره‌وری انرژی را کاهش می‌دهد و بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که بخش دولتی ناکارا عمل کرده و حرکت به سمت خصوصی سازی باعث افزایش بهره‌وری انرژی می‌شود. اگرچه انتظار می‌رفت رابطه قیمت انرژی و بهره‌وری انرژی مثبت و معنی دار باشد؛ اما ضریب آن بی معنی است

1. Spatial Auto Regressive Model (SAR)

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 نظر می 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.

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.

منابع و مآخذ

- ابریشمی، حمید؛ ندا علم‌الهدی و میثم امیری، (۱۳۸۷)، بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰ به روش اقتصادسنجی فضایی؛ *مجله مطالعات انرژی*، شماره ۱۵.
- ابطحی، حسین و بابک کاظمی، (۱۳۷۹)، بهره‌وری؛ مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، چاپ دوم.
- بهبودی، داوود؛ فیروز فلاحی و امینه شیبانی، (۱۳۹۱)، بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی؛ *فصل‌نامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۱، شماره ۳، صفحه ۵۷-۸۰.
- پیکارجو، کاظم، (۱۳۷۷)، بررسی اثرات راهکارهای بهره‌وری انرژی و تئوری توسعه پایدار در بهره‌برداری از منابع انرژی کشور؛ *مجله سیاسی-اقتصادی*، شماره ۱۶۶-۱۶۵.
- وزارت نیرو، ترازنامه انرژی ۱۳۹۰-۱۳۸۵.
- رحمانی، تیمور، (۱۳۸۳)، رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران؛ *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۶.
- مرکز آمار ایران، سالنامه آماری استان‌ها، ۱۳۹۰-۱۳۸۵.
- سند چشم‌انداز توسعه، ۱۳۸۴.
- کسرای، اسرافیل، (۱۳۸۵)، نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای؛ *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.

- 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.