فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال چهارم، شماره‌ی ۱۶، زمستان ۱۳۹۴
صفحات: ۱-۲۴

تجزیه‌ی رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید با استفاده از تابع فاصله‌ای در استان‌های ایران

پریا پارسا[1*]
زین‌العابدین صادقی[2]
سیدعبدالمجید جلائی‌اسفندآبادی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۴/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۸/۲۶

چکیده

در این مقاله سعی شده تا توابع فاصله‌ای هذلولی پارامتری را که به تازگی توسعه‌یافته‌اند؛ جهت تجزیه و تحلیل کارایی زیست‌محیطی و انرژی ۳۰ استان ایران برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۵ بر اساس داده‌های تابلویی به کار گرفته شوند؛ تا رشد بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل تولید را از طریق دو مؤلفه قابل‌اندازه‌گیری، «تغییر در فناوری و تغییر در کارایی فنی زیست‌محیطی» بر اساس توابع فاصله‌ای هذلولی تخمین زده شده محاسبه نماید. نتایج در این دوره زمانی نشان می‌دهند؛ بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل تولید به‌طور متوسط ۸/۴۷ درصد کاهش‌یافته و این موضوع به علت کاهش شدید در کارایی فنی زیست‌محیطی و همچنین افزایش انتشار آلاینده CO_2 است. با افزایش انتشار CO_2، تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید کوچک‌تر از تغییرات بهره‌وری کل عوامل شده و بدین معناست که محیط‌زیست به جای بهبود با پدیده تخریب در طی دوره زمانی مذکور مواجه شده است.

کلیدواژه‌ها: استان‌های ایران، کارایی انرژی، کارایی زیست‌محیطی، بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید، تابع فاصله‌ای

طبقه‌بندی JEL: D24 ,Q43 ,Q53

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه شهید باهنر کرمان (*نویسنده مسئول) **Email:** paria_parsa1988@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان **Email:** Abed_sadeghi@yahoo.com
۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان **Email:** Jalaee@gmail.com

مقدمه

نیروی انسانی، سرمایه، ماشین‌آلات، مواد اولیه، اطلاعات، زمان و انرژی، منابع موردنیاز برای سیستم تولید محسوب می‌شوند. در پی فرآیند ایجاد ارزش افزوده، کالاها و خدمات به عنوان ستانده مطلوب و ضایعات به عنوان ستانده نامطلوب به دست می‌آیند. افزایش استفاده از نهاده‌های تولیدی، منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی (GDP[1])، سپس ارتقای استانداردهای زندگی، بهبود کیفیت زندگی و نهایتاً منجر به توسعه اقتصادی می‌گردند. به عبارتی شرط لازم برای توسعه اقتصادی در یک بخش مستلزم رشد اقتصادی در آن بخش است. بنا بر نظریه‌های تولید و عرضه، رشد اقتصادی از دو طریق حاصل می‌شود: ۱) افزایش تولید با به‌کارگیری عوامل تولید بیشتر در چارچوب فناوری، ۲) افزایش تولید با به‌کارگیری روش‌های پیشرفته‌تر و کارآمدتر تولید. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، روش دوم با مفهوم بهره‌وری گره خورده است (امیرتیموری و خلیلیان، ۱۳۸۹). در سال ۱۹۵۰، سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD)[2] به‌طور رسمی بهره‌وری را حاصل تقسیم مقدار یا ارزش محصول بر مقدار یا ارزش یکی از عوامل تولید معرفی نمود. همچنین بهره‌وری کل عوامل تولیدی، حاصل تقسیم مقدار یا ارزش محصول بر مقدار یا ارزش همه‌ی عوامل تولیدی آن محصول است؛ اما اندازه‌گیری بهره‌وری بدون توجه به خسارت‌های زیست‌محیطی وارده می‌تواند گمراه‌کننده باشد. می‌توان تولیدکننده‌ای را متصور بود که با استفاده بی‌رویه از نهاده‌ها و تخریب منابع زیست‌محیطی همچون هوا و آب به سطح بالایی از بهره‌وری اقتصادی دست می‌یابد، اما تولیدکننده دیگری به رغم رعایت ملاحظات زیست‌محیطی به همان سطح بهره‌وری دست پیدا می‌کند. شاخص‌های متداول بهره‌وری تفاوتی میان این دو تولیدکننده قائل نمی‌باشند؛ ازاین‌رو در محاسبه بهره‌وری بایستی عامل تخریب زیست‌محیطی را گنجاند. به همین دلیل بهره‌وری اقتصادی – زیست‌محیطی معیار مناسب‌تری نسبت به بهره‌وری اقتصادی است (میرزایی، ۱۳۹۰).

کشور ایران، کشوری درحال‌توسعه است. نرخ رشد سالیانه GDP در ایران، طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۵، به‌طور متوسط ۴/۸۳ درصد بوده است. بیشترین ارزش افزوده در طی این دوره متعلق به بخش‌های صنعت و معدن است. همچنین نرخ رشد سالیانه مصرف انرژی، در همین دوره به‌طور متوسط ۴/۲۷ درصد بوده است. بزرگترین مصرف‌کنندگان انرژی، بخش خانگی و تجاری هستند. با توجه به ساختار انرژی در ایران، استفاده از سوخت‌های فسیلی جهت تأمین مصارف انرژی منجر به انتشار آلاینده‌های بسیار خطرناکی می‌شود. آلاینده‌ها، آن دسته از عواملی هستند که باعث تغییر در ترکیب طبیعی محیط‌زیست شده و به عنوان مواد زیان‌آور جدید وارد آن می‌گردند. طبق گزارش ترازنامه انرژی کشور ایران در میان گازهای آلاینده و گلخانه‌ای انتشاریافته از کل بخش انرژی در طی سال‌های

1. Gross Domestic Product
2. The Organization for Economic Co-Operation and Development(OECD)

۱۳۹۰-۱۳۸۵، دی‌اکسید کربن (CO_2) بالاترین رتبه و همچنین بر اساس آخرین گزارش منتشرشده از مرکز تحلیل اطلاعات دی‌اکسید کربن (CDIAC[1]) در سال ۲۰۱۲ میلادی، ایران رتبه پانزدهم را در میان ۲۱۵ کشور جهان به لحاظ میزان انتشار دی‌اکسید کربن داشته است. همچنین طبق گزارش ترازنامه انرژی در طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۵ و در میان سوخت‌های فسیلی، سه سوخت گاز طبیعی، گازوئیل و نفت کوره در انتشار CO_2 بالاترین رتبه و همچنین بخش‌های نیروگاهی، حمل‌ونقل و خانگی بیشترین سهم را در انتشار این آلاینده خطرناک داشته‌اند. انتشار CO_2 سبب افزایش دمای زمین، از بین رفتن برخی گونه‌های گیاهی و جانوری، افزایش بیماری‌های تنفسی، مهاجرت برخی از بافت‌های جمعیتی و غیره می‌گردد.

افزایش نگرانی‌های اخیر در مورد خطرات زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی باعث شده است تا مسائل زیست‌محیطی در ارزیابی عملکرد بنگاه‌های اقتصادی لحاظ گردند. به نظر می‌آید در پی تسریع رشد اقتصادی، بایستی ملاحظات زیست‌محیطی به عنوان هدف دوم سیاست‌گذاری پس از هدف اولیه رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه قرار داده شود. در این تحقیق، به تجزیه‌ی رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید در ایران با استفاده از تابع فاصله‌ای پرداخته می‌شود. سؤال اصلی این پژوهش عبارت است از: چه مقدار از تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید (ETFPC[2])، مربوط به تغییرات بهره‌وری کل عوامل (TFPC[3]) و چه مقدار از آن مربوط به تغییرات انتشار CO_2 است. بر این اساس، چارچوب مقاله به گونه‌ایی است که پس از مقدمه، ادبیات موضوع در بخش دوم، مبانی نظری در بخش سوم، روش برآورد مدل در بخش چهارم، نتایج برآورد مدل در بخش پنجم و در پایان نیز نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها بیان شده است.

۱. ادبیات موضوع

با توجه به نامحدود بودن نیازهای انسانی، افزایش جمعیت و رقابت شدید در اقتصاد جهانی، افزایش تولید امری اجتناب‌ناپذیر است. افزایش تولید منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. رشد اقتصادی به بهره‌وری کل عوامل تولید، نظیر نیروی کار و موجودی سرمایه مربوط می‌شود. استفاده از نهاده‌های تولیدی در طی فرآیند رشد اقتصادی منجر به تولید ستانده‌های نامطلوب در کنار ستانده‌های مطلوب می‌گردند. ستانده‌های نامطلوب به عنوان آلاینده وارد محیط‌زیست شده و اثرات مخربی بر آن می‌گذارند. از ضرورت‌های تحقیق، اضافه نمودن عامل زیست‌محیطی به مفهوم بهره‌وری کل عوامل تولید و نام بردن از آن به عنوان بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل تولید است. تجزیه‌ی رشد بهره‌وری زیست‌محیطی

1. Carbon Dioxide Information Analysis Center (CDIAC)
2. Environmental Total Factor Productivity Change (ETFPC)
3. Total Factor Productivity Change (TFPC)

عوامل تولید به دو مؤلفه قابل‌اندازه‌گیری، «تغییر در فناوری و تغییر در کارایی فنی زیست‌محیطی»، با فرض وجود دو نوع ستانده مطلوب و نامطلوب نیاز به استفاده از توابع فاصله‌ای دارد. در این تحقیق از توابع فاصله هذلولی استفاده‌شده و تخمین کارایی با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی انجام‌گرفته است. برای این کار از یک تابع ترانسلوگ برای بیان شکل تابع فاصله هذلولی استفاده می‌شود. این روش محقق را قادر خواهد ساخت تا با استفاده از روش داده‌های تابلویی و ترجیحاً روش درستنمایی، کارایی زیست‌محیطی را اندازه‌گیری کند. در این قسمت به نتایج برخی از مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در خصوص ارزیابی کارایی و بهره‌وری زیست‌محیطی با استفاده از روش‌های مختلف اشاره‌شده است.

۱-۱. مطالعات داخلی

دریجانی و همکاران (۱۳۸۴)، در مقاله خود به برآورد کارایی زیست‌محیطی با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی (SFA)[1] پرداخته‌اند. در این مقاله با جمع‌آوری اطلاعات تولیدی سال ۱۳۸۲ کلیه کشتارگاه‌های دام فعال استان تهران و نمونه‌برداری از پساب مبادی ورودی و خروجی سیستم‌های تصفیه فاضلاب آن‌ها و همچنین سنجش پارامترهای بار آلی و شیمیایی و میکروبی و از طریق برازش تابع مرز تصادفی فاصله ستانده نرمال شده، مقادیر کارایی به‌کارگیری منابع و کارایی زیست‌محیطی را ارزیابی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند، اکثر کشتارگاه‌ها به لحاظ زیست‌محیطی کارا نیستند.

رضایی و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله خود از شاخص کارایی و بهره‌وری زیست‌محیطی و رویکرد تابع فاصله‌ای جهت‌دار برای ارزیابی عملکرد زیست‌محیطی- اقتصادی دو گروه از کشورهای منتخب واردکننده و صادرکننده سوخت‌های فسیلی استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند؛ بهره‌وری زیست‌محیطی کشورهای واردکننده به‌طور متوسط در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۷ به‌اندازه ۰/۱۴ درصد و کشورهای صادرکننده در دوره مشابه ۰/۷ درصد رشد داشته است. همچنین با توجه به فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی نتایج نشان می‌دهند؛ رابطه بین بهره‌وری زیست‌محیطی و درآمد سرانه در هر دو گروه از کشورها به شکل N معکوس است.

صادقی و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله خود به بررسی رابطه کوزنتسی در کشورهای اسلامی منتخب با تأکید بر کارایی محیط‌زیست پرداختند. در این مقاله، با استفاده از روش DEA و روش داده‌های تابلویی به بررسی ارتباط میان کارایی محیط‌زیست و درآمد سرانه پرداخته‌شده است. ابتدا کارایی محیط زیست برای ۱۶ کشور اسلامی منتخب در دوره ۲۰۰۷ - ۱۹۹۰ محاسبه‌شده است. نتایج نشان می‌دهند؛ رشد کارایی محیط‌زیست در ایران (۱/۰۱۹) است. دلیل بالا بودن رشد کارایی محیط‌زیست ایران بیشتر به خاطر بالاتر بودن رشد کارایی تکنولوژیکی است. سپس کارایی محیط‌زیست به‌دست‌آمده از روش

1. Stochastic Frontier Analysis (SFA)

مالم کوئیست در قالب مدل اقتصادسنجی داده‌های تابلویی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل نشان‌دهنده وجود ارتباط میان کارایی محیط‌زیست و درآمد از نوع کوزنتسی است.

سیفی و همکاران (۱۳۹۲)، در مقاله خود با بررسی موردی نیروگاه‌های حرارتی تولید برق در استان‌های خراسان جنوبی، رضوی و شمالی به اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از اطلاعات سال‌های ۸۴ تا ۸۷ مربوط به ۶ نیروگاه حرارتی برق، کارایی زیست‌محیطی صنعت برق نسبت به آلاینده اکسید نیتروژن با استفاده از توابع فاصله هایپربولیک و رهیافت اقتصادسنجی الگوی مرز تصادفی با بهره‌گیری از شکل تابعی ترانسلوگ محاسبه‌شده است. نتایج نشان می‌دهند، کارایی زیست‌محیطی نیروگاه‌های نمونه به‌طور متوسط ۹۳/۸۱ درصد است. همچنین قیمت سایه‌ای معادل ۱/۱۲ ریال به ازای هر کیلوگرم اکسید نیتروژن را نشان می‌دهد.

صادقی و همکاران (۱۳۹۲)، در مقاله خود به بررسی اثر القایی قیمت انرژی بر روی تغییر فناوری و میزان انتشار آلودگی در صنایع ایران پرداخته‌اند. جامعه آماری موردنظر شامل ۲۱ صنعت و دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۶ -۱۳۷۴ است. در این مطالعه با استفاده از تابع فاصله‌ی جهت‌دار مدل موردنظر تصریح و با استفاده از شاخص تغییر بهره‌وری، اثر تغییر قیمت انرژی بر میزان تغییر فناوری و آلودگی بررسی‌شده است. نتایج نشان می‌دهند؛ بین قیمت‌های نسبی انرژی و تغییرات فناوری در ایران طی دوره‌ی موردمطالعه رابطه مشخصی وجود ندارد و همچنین بین قیمت‌های نسبی انرژی و انتشار آلودگی نیز در طی دوره‌ی موردمطالعه رابطه‌ی مستقیم وجود دارد.

۱-۲. مطالعات خارجی

کواِستا و همکاران[1] (۲۰۰۹)، در مقاله خود از دو روش DEA ناپارامتری و تابع فاصله‌ای هذلولی ترانسلوگ پارامتری جهت برآورد رتبه بهره‌وری صنعت برق آمریکا برای دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۹۳ میلادی استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است؛ میانگین رتبه کارایی به‌دست‌آمده از تابع فاصله‌ای هذلولی ترانسلوگ پارامتری بیشتر از روش DEA ناپارامتری است. این خصوصیت، ترانسلوگ پارامتری را جایگزین معتبری برای DEA ناپارامتری می‌سازد. ازاین‌رو، تابع فاصله‌ای هذلولی ترانسلوگ پارامتری به عنوان یک ابزار تجربی جهت ارزیابی کارایی محیط‌زیست ارجحیت دارد و می‌تواند به راحتی با استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی بر پایه حداکثر درست نمائی (ML) اجرا شود.

فالاوینا و همکاران[2] (۲۰۱۳) در مورد صنعت کشاورزی ایتالیا به بررسی کارایی محیط‌زیست و بودجه عمومی پرداختند. در این مقاله از تابع فاصله‌ای خروجی جهت‌دار (DODF[3]) و روش (DEA) استفاده‌شده است. با توجه به لزوم کاهش انتشار آلاینده‌ها، روش DODF به محقق اجازه می‌دهد، آلاینده‌ها را به عنوان خروجی نامطلوب در نظر گرفته و به تعریف مجدد بهره‌وری و شاخص‌های کارایی

1. Cuesta and *et al.*
2. Falavigna and *et al.*
3. Directional Output Distance Function

بپردازد. نتایج نشان می‌دهند که در میان نواحی مختلف ایتالیا، تفاوت قابل توجهی از عملکرد محیط-زیست و برآورد بهره‌وری در زمان انتشار آلاینده‌ها وجود دارد. در کارایی محیط زیست بر اساس شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP[1]) ، پیشرفت فنی نقش مهمی را ایفا می‌کند.

یوئینگ لین و همکاران[2] (۲۰۱۳)، به اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی در ۶۳ کشور جهان برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۱ میلادی و تجزیه و تحلیل این‌که آیا تصویب پروتکل کیوتو سبب افزایش در کارایی زیست‌محیطی شده است، پرداختند. در این پژوهش از یک مدل تابع فاصله جهت‌دار برای اندازه‌گیری ستانده مطلوب (GDP) و ستانده نامطلوب (CO_2) و تخمین داده‌های تابلویی استفاده‌شده است. در این پژوهش کشورها به ۴ دسته تقسیم‌شده‌اند: ۱- کشورهایی با درآمد بالا، ۲- کشورهایی با درآمد متوسط رو به بالا، ۳- کشورهایی با درآمد متوسط رو به پایین و ۴- کشورهایی با درآمد پایین. نتایج نشان می‌دهند؛ کشورهای گروه اول و دوم، بالاترین پیشرفت را در متوسط کارایی زیست‌محیطی داشته درحالی‌که کشورهای گروه سوم و چهارم، رشد منفی در متوسط کارایی زیست‌محیطی داشته‌اند.

کو و همکاران[3] (۲۰۱۴) به تجزیه و تحلیل کارایی زیست‌محیطی بخش کشاورزی، در ۵۸ روستا از نواحی شمالی تایوان با استفاده از روش DEA پرداختند. نتایج نشان می‌دهند؛ در طی فرآیند کشاورزی باید به اثرات زیست‌محیطی آن توجه شود. برای کشاورزی در ارتفاعات بالا، مسئله محیط‌زیست بایستی، بیشتر مدنظر قرار گیرد. همیشه درگیری میان توسعه کشاورزی در ارتفاعات بالا با حفاظت از محیط‌زیست وجود دارد. در این تجزیه و تحلیل ضمن شناسایی نواحی ناکارا که بایستی با کمک دولت بهبود یابند، کاهش آلودگی مهمترین مسئله در منطقه بیان می‌گردد.

ژانگ و یه[4] (۲۰۱۵) در مقاله خود به تجزیه‌ی رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید پرداختند. در این مقاله از توابع فاصله‌ای هذلولی برای تجزیه و تحلیل کارایی زیست‌محیطی و انرژی برای ۲۹ استان از کشور چین در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۵ میلادی بر اساس داده‌های تابلویی استفاده‌شده است تا رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید را از طریق دو مؤلفه قابل‌اندازه‌گیری، یعنی «تغییرات فنی زیست‌محیطی» و «تغییرات کارایی زیست‌محیطی» تجزیه کنند. نتایج حاکی از آن است؛ در میان کارایی زیست‌محیطی استان‌های چین اختلاف زیادی وجود دارد و رشد بهره‌وری زیست‌محیطی، بیشتر به علت تغییرات فنی زیست‌محیطی است؛ تا به علت تغییرات کارایی زیست‌محیطی.

همان‌طور که از پیشینه تحقیق مشخص است؛ مطالعات متفاوتی در خصوص بررسی اثرات رشد بهره‌وری عوامل تولید بر کارایی زیست‌محیطی صورت گرفته، اما مورد مطالعاتی در این‌گونه از تحقیقات، مجموعه‌ای از چند کشور، مجموعه‌ای از چند کارگاه صنعتی و یا یک صنعت مشخص بوده است. با

1. Total Factor Productivity
2. Yu-Ying Lin and *et al.*
3. Kuo and *et al.*
4. Zibin Zhang, Jianliang Ye

توجه به اینکه درزمینه‌ی ارزیابی تأثیر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بر کارایی زیست‌محیطی در استان‌های ایران، تاکنون کار مطالعاتی صورت نگرفته است، به همین دلیل این تحقیق کار نسبتاً جدیدی خصوصاً در حیطه اقتصاد محیط‌زیست ایران است.

۲. مبانی نظری

در این تحقیق، تابع فاصله‌ای هذلولی پارامتری را که برای اولین بار توسط فار و همکاران[1] (۱۹۸۵) مطرح و سپس توسط کواِستا و همکاران[2] (۲۰۰۹)، برای اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی توسعه داده شد، جهت اندازه‌گیری و تخمین کارایی زیست‌محیطی و کارایی انرژی در استان‌های ایران، استفاده می‌شود. تابع فاصله‌ای هذلولی می‌تواند خاصیت نسبتاً همگن خود را، به راحتی به مشخصه ترانسلوگ انعطاف‌پذیر وارد نماید. در این پژوهش از یک روش پارامتری از تجزیه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست[3] با استفاده از لِم اتحاد درجه دوم دیوورت[4] (۱۹۷۶) در توابع فاصله‌ای هذلولی استفاده می‌شود. فرض می‌شود فناوری تولید (T)، از طریق تبدیل بردار نهاده x (شامل: موجودی سرمایه K، نیروی کار L و انرژی E) به یک ستانده مطلوب (GDP) و یک ستانده نامطلوب (انتشار CO_2)، با یک مجموعه امکانات تولید مدل‌سازی می‌گردد:

$$T=\{(x, GDP, CO_2): \text{ستانده مطلوب و نامطلوب نام‌برده شده را تولید نماید } x\} \qquad (۱)$$

این قاعده از فروض بدیهی مطرح‌شده توسط فار و پریمونت[5] (۱۹۹۵)، حاصل می‌شود. تابع فاصله‌ای هذلولی معرفی‌شده توسط کواِستا و همکاران (۲۰۰۹)، به شکل زیر بیان می‌گردد:

$$D_H(x, GDP, CO_2) = \inf\{\theta : (x, GDP/\theta, CO_2\theta) \in T\} \qquad (۲)$$

θ ضریب تعدیل بوده؛ به همین دلیل این رابطه ارائه‌کننده همزمان «حداکثر توسعه و گسترش GDP» و «حداکثر محدودیت انتشار CO_2» است که یک مؤسسه اقتصادی را بر خط مرزی[6] فناوری T قرار می‌دهد. بُرد تابع فاصله‌ای هذلولی $0 < D_H \leq 1$ است. اگر $D_H(x, GDP, CO_2) = 1$ باشد، بدین معناست که مشاهده بر مرز فناوری T بوده و نمی‌توان تحت فناوری جاری به‌طور همزمان به کاهش انتشار CO_2 و توسعه GDP پرداخت، به همین دلیل این نهاد اقتصادی از این پس به‌عنوان یک تولیدکننده کارا معرفی می‌گردد. اگر $D_H(x, GDP, CO_2) < 1$ باشد، بدین معناست که به هر

1. Färe and *et al.*
2. Cuesta and *et al.*
3. Malemquist index
4. Quadratic Identity Lemma Diewert, W. E.
5. Rolf Färe and Daniel Primont.
6. Boundary

حال مؤسسه اقتصادی، پتانسیل لازم را برای بهبود کارایی زیست‌محیطی‌اش با توسعه‌ی همزمان GDP و کاهش انتشار CO_2 در مقایسه با تولیدکننده کارا دارد، اما به عنوان یک تولیدکننده ناکارا تلقی می‌گردد.

فناوری T، نسبت به ستانده مطلوب غیر کاهشی و نسبت به ستانده غیر مطلوب و نهاده‌ها غیر افزایشی است و شرط همگنی را با درجات ۰، ۱، ۱− و ۱ به شکل زیر تأمین می‌کند:

$$D_H(x, \rho GDP, \rho^{-1}CO_2) = \rho D_H(x, GDP, CO_2), \forall \rho > 0 \quad (۳)$$

که به این معناست، برای مجموعه‌ای از نهاده‌های معین، اگر GDP به یک نسبت معین افزایش یابد و انتشار CO_2 با همان نسبت کاهش یابد، بنابراین تابع فاصله‌ای هذلولی به همان نسبت افزایش می‌یابد.

برای بررسی کارایی زیست‌محیطی و انرژی، تنها با کاهش بیشتر نهاده انرژی، تابع فاصله‌ای هذلولی در رابطه (۲) به صورت یک تابع فاصله‌ای هذلولی صرفه‌جویی در انرژی (D_{ESH})[1] تعریف می‌شود:

$$D_{ESH}(K, L, E, GDP, CO_2) = \inf\{\theta: (K, L, E\theta, GDP/\theta, CO_2\theta) \in T\} \quad (۴)$$

که دارای خصوصیاتی همانند تابع فاصله‌ای هذلولی بوده و مطابق رابطه زیر تقریباً همگن نیز است:

$$D_{ESH}(K, L, \rho^{-1}E, \rho GDP, \rho^{-1}CO_2) = \rho D_{ESH}(x, GDP, CO_2), \forall \rho > 0 \quad (۵)$$

تابع فاصله‌ای هذلولی افزایش‌یافته (D_{EH})[2] با کاهش بیشتر بر تمامی نهاده‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_{EH}(x, GDP, CO_2) = \inf\{\theta: (x\theta, GDP/\theta, CO_2\theta) \in T\} \quad (۶)$$

که تقریباً همگن نیز است، به طوری که رابطه زیر برقرار است:

$$D_{EH}(\rho^{-1}x, \rho GDP, \rho^{-1}CO_2) = \rho D_{EH}(x, GDP, CO_2), \forall \rho > 0. \quad (۷)$$

۳. روش برآورد مدل

برای برآورد کارایی فنی زیست‌محیطی و انرژی، یک فُرم از تابع ترانسلوگ در قالب تابع فاصله‌ای پارامتری با خصوصیات مطلوبی همچون، انعطاف‌پذیری، محاسبه آسان و اعمال همگنی، همراه با نهاده‌های نیروی کار، موجودی سرمایه، انرژی و یک ستانده مطلوب (GDP) و یک ستانده نامطلوب (انتشار CO_2) به صورت تابع ترانسلوگ تصادفی با داده‌های تابلویی مشخص می‌گردد:

1. energy saving hyperbolic distance function
2. The enhanced hyperbolic distance function

$$\begin{aligned}\ln D_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_k \ln K_{it} + \alpha_l \ln L_{it} + \alpha_e \ln E_{it} + \alpha_t t + 0.5\alpha_{kk}(\ln K_{it})^2 + \\ & 0.5\alpha_{ll}(\ln L_{it})^2 + 0.5\alpha_{ee}(\ln E_{it})^2 + 0.5\alpha_{tt}t^2 + \alpha_{kl}\ln K_{it}\ln L_{it} + \\ & \alpha_{ke}\ln K_{it}\ln E_{it} + \alpha_{le}\ln L_{it}\ln E_{it} + \alpha_{kt}t \times \ln K_{it} + \alpha_{lt}t \times \ln L_{it} + \\ & \alpha_{et}t \times \ln E_{it} + \beta_{GDP}\ln GDP_{it} + 0.5\beta_{GDP^2}(\ln GDP_{it})^2 + \\ & \beta_{CO_2}\ln CO_{2,it} + 0.5\beta_{CO_2}(\ln CO_{2,it})^2 + \beta_{GDPCO_2}\ln GDP_{it}\ln CO_{2,it} + \\ & \gamma_{kGDP}\ln K_{it}\ln GDP_{it} + \gamma_{lGDP}\ln L_{it}\ln GDP_{it} + \gamma_{eGDP}\ln E_{it}\ln GDP_{it} + \\ & \gamma_{tGDP}t \times \ln GDP_{it} + \delta_{kCO_2}\ln K_{it}\ln CO_{2,it} + \delta_{lCO_2}\ln L_{it}\ln CO_{2,it} + \\ & \delta_{eCO_2}\ln E_{it}\ln CO_{2,it} + \delta_{tCO_2}t \times \ln CO_{2,it} + \varepsilon_{it} \\ i = 1,2,\dots,N\ , & t = 1,2,\dots,T\end{aligned} \qquad (۸)$$

D_{it} تابع فاصله‌ای برای استان i و در زمان t است. t متغیر زمان و نشان‌دهنده فناوری است و ε_{it} یک جمله تصادفی با توزیع نرمال $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ است. به پیروی از کوالی و پرلمان (۱۹۹۹)[1] برای سنجش همگنی تابع فاصله نیاز به یک وزن، نظیر ρ است که معادل معکوس یکی از ستانده‌ها است. در معادله ۳ برای این‌که تابع تقریباً همگن باشد؛ وزنی که در ستانده نامطلوب ضرب می‌شود، توان منفی یک دارد؛ بنابراین با استفاده از شرط همگنی در معادله (۳) و انتخاب GDP به عنوان متغیر نرمال‌سازی[2] برای تابع فاصله‌ای هذلولی در معادله (۸)، رابطه زیر برقرار است:

$$D_{H,it}(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, GDP_{it}/GDP_{it}, CO_{2,it} \times GDP_{it}) = D_{H,it}/GDP_{it} \qquad (۹)$$

با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه (۹) و ترکیب آن با معادله (۸) و با توجه به اینکه حاصل $\ln(GDP_{it}/GDP_{it})$ برابر صفر می‌شود؛ روابط (۱۰) و (۱۱) به صورت زیر به دست می‌آیند:

$$\ln(D_{H,it}/GDP_{it}) = TL(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, CO^*_{2,it}) + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

بر اساس قاعده ریاضی مربوط به توابع لگاریتمی، رابطه زیر برقرار است:

$$-\ln(GDP_{it}) = TL(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, CO^*_{2,it}) + \varepsilon_{it} - \ln(D_{H,it}) \qquad (۱۱)$$

که TL نشان‌دهنده تابع ترانسلوگ و $CO^*_{2,it} = CO_{2,it} \times GDP_{it}$ است. با تعریف $u_{it} = -\ln(D_{H,it})$ به عنوان یک عبارت ناکارا در چارچوب تجزیه و تحلیل مرزی تصادفی، تابع اقتصادسنجی برآورد شده به صورت زیر است:

$$-\ln(GDP_{it}) = TL(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, CO^*_{2,it}) + \varepsilon_{it} + u_{it} \qquad (۱۲)$$

در چارچوب مدل زمانی منعطف، ناکارایی فنی زیست‌محیطی به شکلی که کامب هاکر[3] (۱۹۹۰) معرفی نمود، به صورت زیر مطرح می‌گردد:

1. Tim Coelli, Sergio Perelman
2. Normalizing
3. Kumbhakar

$$u_{it} = u_i/[1 + \exp(bt + ct^2)] \quad (۱۳)$$

که u_i یک توزیع نیمه نرمال، $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ دارد و b و c پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند. به‌طور مشابه، با استفاده از شرایط تقریباً همگن مطرح‌شده در روابط (۵) و (۷)، توابع زیر به ترتیب برای تابع فاصله‌ای هذلولی صرفه‌جویی در انرژی و تابع فاصله‌ای هذلولی افزایش‌یافته تخمین زده می‌شوند:

$$-\ln(GDP_{it}) = TL(K_{it}, L_{it}, E^*_{it}, t, CO^*_{2,it}) + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (۱۴)$$

$$-\ln(GDP_{it}) = TL(K^*_{it}, L^*_{it}, E^*_{it}, t, CO^*_{2,it}) + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (۱۵)$$

که $E^*_{it} = E_{it} \times GDP_{it} K^*_{it} = K_{it} \times GDP_{it}$, $L^*_{it} = L_{it} \times GDP_{it}$ برقرار است.

۳-۱. تجزیه تغییرات TFP زیست‌محیطی

ازآنجاکه معادله (۸)، می‌تواند به شکل تابع درجه دوم از متغیرهای $\ln GDP, \ln CO_2, \ln K, \ln E, \ln L, t$ در نظر گرفته شود، بنابراین می‌توان لم اتحاد درجه دوم دیوورت را در این تابع فاصله‌ای اعمال کرد. با پیروی از اورآ[1] (۲۰۰۲) برای در نظر گرفتن تغییرات در تابع فاصله‌ای (۸) از یک دوره به دوره بعد برای هر استان i، اتحاد به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$\ln D_{it+1} - \ln D_{it} = \frac{1}{2}\left[\frac{\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln GDP_{it+1}} + \frac{\partial \ln D_{it}}{\partial \ln GDP_{it}}\right] \ln\left(\frac{GDP_{it+1}}{GDP_{it}}\right) + \frac{1}{2}\sum_{x=k,L,E}\left[\frac{\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln x_{it+1}} + \frac{\partial \ln D_{it}}{\partial \ln x_{it}}\right] \ln\left(\frac{x_{it+1}}{x_{it}}\right) + \frac{1}{2}\left[\frac{\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln CO_{2,it+1}} + \frac{\partial \ln D_{it}}{\partial \ln CO_{2,it}}\right] \ln\left(\frac{CO_{2,it+1}}{CO_{2,it}}\right) + \frac{1}{2}\left[\frac{\partial \ln D(t+1)}{\partial t} + \frac{\partial \ln D(t)}{\partial t}\right], \quad i = 1,2,\dots,N \ , t = 1,2,\dots,T \quad (۱۶)$$

با فاکتور گرفتن از یک منفی در عبارت دوم و سوم، تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید (ETFPC[2]) از دوره t تا t+۱ به شکل زیر بیان می‌گردد:

$$ETFPC = \frac{1}{2}\left[\frac{\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln GDP_{it+1}} + \frac{\partial \ln D_{it}}{\partial \ln GDP_{it}}\right] \ln\left(\frac{GDP_{it+1}}{GDP_{it}}\right) - \frac{1}{2}\sum_{x=k,L,E}\left[\frac{-\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln x_{it+1}} + \frac{-\partial \ln D_{it}}{\partial \ln x_{it}}\right] \ln\left(\frac{x_{it+1}}{x_{it}}\right) \quad (۱۷)$$

1. Luis Orea
2. Environmental Total Factor Productivity Change (ETFPC)

$$-\frac{1}{2}\left[\frac{-\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln CO_{2,it+1}}+\frac{-\partial \ln D_{it}}{\partial \ln CO_{2,it}}\right]\ln\left(\frac{CO_{2,it+1}}{CO_{2,it}}\right)$$

ETFPC فوق می‌تواند به صورت کسر کردن متوسط نرخ‌های رشد موزون شده نهاده‌ها و انتشار CO_2 از GDP در نظر گرفته شود. وزن‌ها، به ترتیب کشش‌های فاصله‌ای نهاده‌ها و ستانده‌ها هستند. با چینش دوباره معادله (۱۶)، EFTPC می‌تواند به صورت زیر تجزیه گردد:

$$ETFPC=[\ln D_{it+1}-\ln D_{it}]-\frac{1}{2}\left[\frac{\partial \ln D_{t+1}}{\partial t}+\frac{\partial \ln D_{t}}{\partial t}\right] \quad (۱۸)$$

معادله پارامتری (۱۸)، تغییرات TFP زیست‌محیطی را به تغییرات کارایی فنی زیست‌محیطی (جبران عقب‌افتادگی)[1] و تغییرات در فناوری زیست‌محیطی (نوآوری) تجزیه می‌کند. این تجزیه با تجزیه ناپارامتری شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست به تغییر کارایی و فناوری معرفی‌شده توسط فار و همکاران (۱۹۹۴)[2] مطابقت دارد. اورِآ (۲۰۰۲) در مقاله خود با عنوان تجزیه پارامتری شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست، بیان می‌کند که علامت منفی عبارت دوم در معادله (۱۸)، پیشرفت فنی را به مقادیر مثبت یا منفی تبدیل می‌سازد. اگر ستانده نامطلوب در معادله (۱۸) مدنظر قرار نگیرد، در واقع تغییرات متداول بهره‌وری کل عوامل (TFPC[3]) به شرح زیر خواهد بود:

$$TFPC=\frac{1}{2}\left[\frac{\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln GDP_{it+1}}+\frac{\partial \ln D_{it}}{\partial \ln GDP_{it}}\right]\ln\left(\frac{GDP_{it+1}}{GDP_{it}}\right)$$
$$-\frac{1}{2}\sum_{x=k,L,E}\left[\frac{-\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln x_{it+1}}+\frac{-\partial \ln D_{it}}{\partial \ln x_{it}}\right]\ln\left(\frac{x_{it+1}}{x_{it}}\right) \quad (۱۹)$$

بنابراین رابطه میان تغییرات TFP زیست‌محیطی و تغییرات متداول TFP به صورت زیر است:

$$ETFPC=TFPC-\frac{1}{2}\left[\frac{-\partial \ln D_{it+1}}{\partial \ln CO_{2,it+1}}+\frac{-\partial \ln D_{it}}{\partial \ln CO_{2,it}}\right]\ln\left(\frac{CO_{2,it+1}}{CO_{2,it}}\right) \quad (۲۰)$$

معادله بالا تفسیر معناداری دارد: اگر انتشار CO_2 کاهش یابد، ETFPC بزرگتر از TFPC خواهد بود. بدین معنا که ETFPC، اعتبار[4] به بهبود زیست‌محیطی خواهد داد. اگر انتشار CO_2 افزایش یابد، ETFPC کوچکتر از TFPC خواهد بود. بدین معنا که ETFPC، اعتبار را از تخریب زیست‌محیطی کسر خواهد نمود. ازاین‌رو ETFPC، تغییرات TFP را اندازه‌گیری می‌کند، درحالی‌که به‌طور همزمان محاسبه تغییرات زیست‌محیطی را در برمی‌گیرد.

1. catching up
2. Fare and *et al.*
3. Total factor productivity change (TFPC)
4. Credit

۳-۲. داده و اطلاعات

در این قسمت، جامعه آماری و شیوه گردآوری داده‌ها و اطلاعات موردنیاز برای انجام تحقیق بیان‌شده است. لازم به ذکر است؛ برای اجتناب از مسائل و مشکلات همگرایی، هریک از متغیرهای نهاده و ستانده به جزء متغیر فناوری t، بایستی بر میانگین هندسی[1] خود تقسیم شوند. لازم به ذکر است که استان البرز در سال ۱۳۸۹ از استان تهران جدا شد. داده‌های موردنیاز برای این استان تنها برای سال ۱۳۹۰ موجود بود. به همین دلیل در این تحقیق داده‌های استان البرز با استان تهران یکی در نظر گرفته‌شده است.

جدول ۱: منبع داده‌ها

متغیر	منبع	توضیحات
تولید ناخالص داخلی حقیقی	سالنامه آماری استان‌ها و ترازنامه انرژی کشور در طی دوره زمانی ۱۳۹۰ – ۱۳۸۵	حقیقی کردن داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت خرده فروشی صورت گرفته است.
نیروی کار		ازآنجاکه تنها آمار سرشماری سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ موجود است، بنابراین برای داده سازی سایر سال‌ها از این فرض استفاده‌شده که نرخ رشد جمعیت با نرخ رشد نیروی کار تولیدکننده کالا و خدمات مساوی است؛ که فرضی دور از واقعیت نیست.
موجودی سرمایه خالص حقیقی		برای محاسبه موجودی سرمایه هر استان از نسبت سرمایه به تولید (Capital-output ratio method) استفاده می‌شود. در این روش فرض می‌شود که مقدار ذخیره سرمایه هر استان به سرمایه کل کشور برابر با نسبت تولید ناخالص استان به تولید ناخالص کشور است. بدین ترتیب با ضرب این نسبت در کل سرمایه کشور میزان ذخیره سرمایه در سال ۱۳۸۴ برای تمامی استان‌ها به دست می‌آید. سپس از سال ۱۳۸۴ به بعد، مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت (تملک دارایی‌های سرمایه‌ای) به عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان به میزان ذخیره موجودی سرمایه سال قبل اضافه گردید. میزان استهلاک سالیانه سرمایه هر سال از ذخیره سرمایه استان‌ها کسر شد تا ذخیره سرمایه خالص هر استان به دست آید. استهلاک سرمایه برای تمامی استان‌ها نیز یکسان در نظر گرفته‌شده است. برای حقیقی کردن موجودی سرمایه از شاخص قیمت خرده‌فروشی استفاده‌شده است.
مصرف انرژی		میزان مصرف انرژی، ۸ نوع سوخت با واحدهای مختلف (گاز مایع، بنزین هواپیما، بنزین اتومبیل، نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره، گاز طبیعی و برق) جمع‌آوری و سپس به واحد یکسانی تبدیل‌شده‌اند.
انتشار دی‌اکسید کربن		برای محاسبه انتشار دی‌اکسید کربن در هر استان از فرمول $CE_{ff} = \sum_{i=1}^{nfc}(FC_i \times EF_i)$ (کی و همکاران، ۲۰۱۳)[2]. که در آن ارز کهارتی هر نوع سوخت در ضریب انتشارش ضرب شده است. ضریب انتشار هر نوع از سوخت معادل نسبت میزان انتشار آلاینده به ازای هر واحد مصرف سوخت است.

۱. میانگین هندسی برابر است با ریشهn اُم از حاصلضرب n متغیر

2. Ke and *et al.*

۴. نتایج حاصل از برآورد الگو

در این قسمت با استفاده از نرم‌افزار استتا ۱۲، ابتدا آزمون مانایی متغیرها در هر سه مدل بررسی گردیده و سپس با انجام آزمون F لیمر، تصمیم‌گیری بین مدل تلفیقی و تابلویی صورت گرفته و با انجام آزمون‌های هاسمن و بروش پاگان، اثرات تصادفی و یا ثابت هر سه مدل فاصله هذلولی مشخص‌شده است.

سپس با استفاده از فرمان sfpanel و model (kumb90) در نرم‌افزار استتا، پارامترهای هر سه مدل بر اساس روش حداکثر درست نمائی تخمین زده شده و بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، بهترین مدل برای ایران انتخاب گردیده است.

در پایان این بخش با کمک پارامترهای تخمین زده شده برای مدل انتخابی و با استفاده از نرم‌افزار اکسل، کارایی فنی زیست‌محیطی (ETE) و تجزیه تغییرات TFP زیست‌محیطی محاسبه‌شده‌اند.

۴-۱. آزمون ریشه واحد

یکی از عوامل اثرگذار بر تجزیه و تحلیل‌های رگرسیونی، در نظر گرفتن روند تغییر متغیرها در زمان یا مانایی آن‌ها است. مانا بودن داده‌ها مانع از ایجاد رگرسیون کاذب میان متغیرها می‌شود. در این تحقیق از آزمون (LCC [1])جهت تشخیص مانایی متغیرها استفاده‌شده است. فرضیه H_0 و H_1 به صورت زیر می‌باشند:

H_0: نامانا (ایستا نبودن)

H_1: مانا (ایستا بودن)

اگر مقدار احتمال محاسبه‌شده کوچکتر از سطح خطای ۵ درصد باشد؛ فرضیه H_0 رد می‌شود. جدول (۲)، نتایج حاصل از انجام این آزمون را برای متغیر وابسته و متغیرهای مستقل اصلی مدل در هر سه تابع فاصله هذلولی نشان می‌دهد:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Levin_Lin_Chu

جدول ۲: نتیجه آزمون LLC

متغیرها	تعداد مشاهدات مقطعی	وقفه	تابع فاصله هذلولی			هذلولی صرفه‌جویی در انرژی			هذلولی افزایشی			
			آماره t	مقدار احتمال	نتیجه	آماره t	مقدار احتمال	نتیجه	آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
$\ln(GDP_{it})$	۳۰	I(0)	-۱۸/۴۲۱۵	۰/۰۰۰۰	مانا	-۱۸/۴۲۱۵	۰/۰۰۰۰	مانا	-۱۸/۴۲۱۵	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(K_{it})$	۳۰	I(0)	-۱۸/۵۶۶۰	۰/۰۰۰۰	مانا	-۱۸/۵۶۶۰	۰/۰۰۰۰	مانا	-۲۵/۶۷۸۷	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(L_{it})$	۳۰	I(0)	۱۰/۸۱۳۶	۰/۰۰۰۰	مانا	۱۰/۸۱۳۶	۰/۰۰۰۰	مانا	-۱۴/۹۲۲۴	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(E_{it})$	۳۰	I(0)	-۱۶/۱۹۹۳	۰/۰۰۰۰	مانا	-۲۵/۳۴۱۱	۰/۰۰۰۰	مانا	-۲۵/۳۴۱۱	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(CO_{2,it})$	۳۰	I(0)	-۲۰/۴۸۸۵	۰/۰۰۰۰	مانا	-۲۰/۴۸۸۵	۰/۰۰۰۰	مانا	-۲۰/۴۸۸۵	۰/۰۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از نتایج جدول (۲) مشخص است؛ مقادیر احتمال برای تمامی توابع فاصله هذلولی برابر با صفر و به این معناست که در تمامی سطوح معنی‌داری، فرضیه صفر رد می‌شود.

۴-۲. آزمون F لیمر

گاهی اوقات داده‌های آماری به صورت سری زمانی برای هریک از مقاطع مختلف در دسترس می‌باشند؛ به چنین مجموعه‌ای از داده‌ها، داده‌های پانل[1] (تابلویی) گفته می‌شود. در مدل‌های تابلویی، ابتدا بایستی با انجام دادن آزمون F لیمر که در برخی از مراجع از آن به عنوان آزمون چو[2] نام برده شده است؛ تعیین شود که مدل از نوع پول (تلفیقی)[3] است یا تابلویی. در این آزمون فرضیه H_0 و H_1 به صورت زیر بیان می‌گردند:

H_0: $\alpha_1=\alpha_2=\ldots=\alpha$ بیانگر یکسان بودن عرض از مبدأها در تمام مقاطع (روش داده‌های تلفیقی)

H_1: $\alpha_i\neq\alpha_j$ بیانگر ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های تابلویی)

1. Panel data
2. Chow test
3. Pool data

اگر مقدار احتمال محاسبه‌شده کوچک‌تر از سطح خطای ۵ درصد باشد؛ فرضیه H_0 رد می‌شود و بنابراین بایستی از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد (مهرگان و دلیری، ۱۳۸۹). نتایج این آزمون برای هر سه تابع فاصله هذلولی در جدول (۳) ارائه‌شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون F لیمر

تابع فاصله‌ای	مقدار آماره F	مقدار احتمال	نتیجه
هذلولی	۲۶/۲۱	۰/۰۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
هذلولی صرفه‌جویی در انرژی	۳۵/۹۰	۰/۰۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
هذلولی افزایشی	۱۳۴/۳۸	۰/۰۰۰۰	روش داده‌های تابلویی

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه از نتایج جدول بالا مشخص است؛ مقادیر احتمال برای تمامی توابع فاصله هذلولی برابر با صفر و به این معناست که در تمامی سطوح معنی‌داری، فرضیه صفر رد می‌شود.

۴-۳. آزمون هاسمن

به‌طورکلی، روش داده‌های تابلویی شامل روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی می‌شود. در این حالت، پارامترها برای تمام مقاطع یکسان بوده و اختلاف در عرض از مبدأ و یا در اجزای پسماند است که اولی توسط روش اثرات ثابت و دومی توسط روش اثرات تصادفی بیان می‌شود. برای تصمیم‌گیری بین اثرات ثابت و تصادفی مدل از آزمون‌هایی همچون، آزمون هاسمن استفاده می‌گردد. آماره این آزمون دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی K (تعداد متغیرهای توضیحی) است. در آزمون هاسمن، فرضیه‌های H_0 و H_1 به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$H_0: \alpha=\alpha_s$ روش اثرات تصادفی

$H_1: \alpha\neq\alpha_s$ روش اثرات ثابت

که در آن α_s، عرض از مبدأ مربوط به آماره هاسمن (H) است. اگر مقدار احتمال محاسبه‌شده کوچک‌تر از سطح خطای ۵ درصد باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. در این حالت توصیه می‌شود از روش اثرات ثابت برای داده‌های تابلویی استفاده گردد (مهرگان و دلیری، ۱۳۸۹). نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه‌شده است.

جدول ۴: نتیجه آزمون هاسمن

تابع فاصله‌ای	مقدار آماره χ^2	مقدار احتمال	نتیجه
هذلولی	۹/۲۲	۰/۹۸۰۲	روش اثرات تصادفی

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۴. آزمون بروش پاگان[1]

آزمون دیگری که برای انتخاب بین اثرات تصادفی و ثابت مورداستفاده قرار می‌گیرد؛ آزمون بروش پاگان است. به علت خطای نرم‌افزار در انجام آزمون هاسمن برای دو تابع فاصله هذلولی دیگر، از آزمون بروش پاگان برای آن‌ها استفاده می‌گردد[2]. فرضیه‌های این آزمون به صورت زیر می‌باشند (مهرگان و دلیری، ۱۳۸۹).

$H_0: \sigma_u^2 = 0$ روش اثرات ثابت

$H_1: \sigma_u^2 \neq 0$ روش اثرات تصادفی

همچنین آزمون بروش پاگان می‌تواند برای انتخاب بین روش تلفیقی و اثرات تصادفی استفاده گردد. در چنین حالتی فرضیه‌های آزمون به صورت زیر است:

H_0: روش داده‌های تلفیقی

H_1: روش اثرات تصادفی

اگر مقدار احتمال محاسبه‌شده کوچک‌تر از سطح خطای ۵ درصد باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. در این حالت توصیه می‌شود از روش اثرات تصادفی استفاده گردد (Tores-Reyna, 2007). نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه‌شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون بروش پاگان

تابع فاصله‌ای	مقدار آماره χ^2	مقدار احتمال	نتیجه
هذلولی	۱۵۶/۹۸	۰/۰۰۰	روش اثرات تصادفی
هذلولی صرفه‌جویی در انرژی	۱۹۸/۵۸	۰/۰۰۰	روش اثرات تصادفی
هذلولی افزایشی	۲۴۴/۳۹	۰/۰۰۰	روش اثرات تصادفی

منبع: یافته‌های تحقیق

در چارچوب روش اثرات تصادفی، فرض می‌شود که جزء عرض از مبدأ دارای توزیع تصادفی است. قاعدتاً باید حجم نمونه به‌اندازه کافی بزرگ باشد تا بتوان چنین فرضی را در نظر گرفت؛ بنابراین جزء عرض از مبدأ در این روش، دارای یک قسمت ثابت (α_0) و یک قسمت تصادفی (u_{it}) است و فرض حاکم بر این جزء تصادفی، شبیه فروض حاکم بر جزء اخلال (ε_{it}) بوده و این دو، جزء اخلال جدیدی را به وجود می‌آورند (مهرگان و دلیری، ۱۳۸۹).

در جدول (۶)، نتایج حاصل از تخمین پارامترهای هر سه تابع فاصله هذلولی بیان‌شده که با استفاده از فرمان sfpanel و model (kumb90) در نرم‌افزار استتا و بر اساس روش حداکثر درست نمائی تخمین زده شده‌اند.

1. Breusch and Pagan

۲. تخمین با پیغام خطایی مبنی بر عدم توانایی نرم‌افزار در تشکیل ماتریس (۲۰×۲۰) برای ضرایب و واریانس‌های مدل مواجه و در قسمت راهنمای برنامه استتا دعوت به استفاده از سایر آزمون‌ها بیان شد.

همچنین آزمون معناداری، برای پارامترهای هر سه مدل در سطح اطمینان ۹۰ درصد انجام‌گرفته است.

جدول ۶: تخمین پارامترهای توابع فاصله‌ای هذلولی

تابع فاصله	هذلولی			صرفه‌جویی در انرژی			افزایش‌یافته		
پارامتر	مقدار	آماره Z	آزمون معنی‌داری	مقدار	آماره Z	آزمون معنی‌داری	مقدار	آماره Z	آزمون معنی‌داری
							Frontier		
α_0	۰/۰۴۱۶۹۲۲	۱/۵۸	بی‌معنی	۰/۲۱۹۳۲۱۵	۴/۱۸	معنادار	۰/۲۳۶۰۴۷۳	۶/۷۲	معنادار
α_K	-۰/۰۱۹۹۱۷۶	-۱/۶۶	معنادار	۱/۲۱۳۸۱۸	-۰/۷۸	بی‌معنی	-۰/۳۵۷۰۲۶۴	-۰/۳۵	بی‌معنی
α_L	۰/۰۸۱۰۰۵۴	۲/۰۴	معنادار	۰/۳۸۷۵۷۵۹	۰/۲۵	بی‌معنی	-۱/۰۹۶۵۵۴	-۰/۹۹	بی‌معنی
α_E	۰/۶۲۸۳۲۳۸	۱۳/۹	معنادار	۰/۱۲۴۶۳۴۴	۰/۰۸	بی‌معنی	-۰/۳۰۶۹۳۸۱	-۰/۲۸	بی‌معنی
α_t	۰/۱۰۷۲۵۰۹	۸/۳۵	معنادار	۰/۰۸۴۲۳۳۲	۳/۹۷	معنادار	۰/۰۴۳۵۳۲۷	۲/۶۰	معنادار
α_{KK}	۰/۰۰۳۰۱۹۲	۰/۴۰	بی‌معنی	۰/۰۰۲۶۳۳۹	۰/۱۹	بی‌معنی	۰/۰۱۹۶۶۴۴	۲/۴۶	معنادار
α_{LL}	-۰/۲۲۹۸۹۸۴	-۳/۸۷	معنادار	-۰/۰۸۸۷۵۷۵	-۱/۰۱	بی‌معنی	-۰/۰۱۷۰۰۱۳	-۰/۳۹	بی‌معنی
α_{EE}	-۰/۰۲۳۲۹۸۸	-۰/۴۴	بی‌معنی	۰/۲۹۷۴۷۶	۰/۰۸	بی‌معنی	-۰/۱۷۶۳۴۶۲	-۰/۶۴	بی‌معنی
α_{tt}	-۰/۰۱۳۰۷۹۲	-۶/۹۴	معنادار	-۰/۰۱۳۰۲۸۷	-۴/۶۵	معنادار	-۰/۰۰۷۳۲۴۱	-۳/۴۲	معنادار
α_{KL}	۰/۰۲۶۳۷۱۳	۰/۸۲	بی‌معنی	-۰/۰۳۰۶۹۲۹	-۰/۵۸	بی‌معنی	-۰/۱۳۰۶۲۱۲	-۴/۵۱	معنادار
α_{KE}	۰/۰۷۶۲۶۲۶	۱/۸۵	معنادار	۰/۰۵۹۵۱۵۳	۰/۵۵	بی‌معنی	۰/۱۱۴۱۹۳۷	۱/۵۵	بی‌معنی
α_{LE}	-۰/۰۷۶۸۲۷	-۱	بی‌معنی	-۰/۲۴۴۲۱۲۲	-۰/۹۱	بی‌معنی	-۰/۴۵۳۳۰۶۷	-۳/۰۱	معنادار
α_{tK}	۰/۰۰۴۴۶۶۴	۱/۳۹	بی‌معنی	۰/۰۰۰۸۵۴۴	۰/۷۶	بی‌معنی	۰/۰۰۰۲۳۱۳	۰/۳۲	بی‌معنی
α_{tL}	-۰/۰۱۴۳۶۷۴	-۲/۲۱	معنادار	-۰/۰۰۰۳۳۵۸	-۰/۳۰	بی‌معنی	۰/۰۰۰۵۱۱۱	۰/۶۴	بی‌معنی
α_{tE}	-۰/۰۰۸۵۲۱۸	-۱/۱۲	بی‌معنی	۰/۰۰۰۰۲۳۸	۰/۰۲	بی‌معنی	۰/۰۰۰۲۰۶۲	۰/۲۶	بی‌معنی
β_{CO_2}	-۰/۸۴۰۳۹۴۲	-۳۰/۶۴	معنادار	-۰/۰۶۴۰۲۹۵	-۰/۰۴	بی‌معنی	-۰/۵۹۶۱۲۳۳	-۰/۵۶	بی‌معنی
$\beta_{CO_2^2}$	-۰/۰۳۴۵۹۳	-۱/۴۸	بی‌معنی	۰/۰۰۰۷۰۸۷	۰/۰۰	بی‌معنی	-۰/۵۵۸۳۰۵۵	-۱/۸۹	معنادار
δ_{kCO_2}	-۰/۰۵۲۱۶۶۷	-۲/۱۴	معنادار	-۰/۰۵۴۳۳۷۹	-۰/۴۹	بی‌معنی	-۰/۰۳۳۹۲۹۵	-۰/۴۶	بی‌معنی
δ_{LCO_2}	۰/۱۶۵۸۷۷۷	۳/۱۷	معنادار	۰/۲۸۹۳۳۲۲	۱/۰۵	بی‌معنی	۰/۶۵۰۴۸۸۵	۴/۲۳	معنادار
δ_{ECO_2}	۰/۰۳۰۵۱۷۸	۰/۵۲	بی‌معنی	-۰/۰۵۹۸۳۸۶	-۰/۰۸	بی‌معنی	۰/۵۸۸۴۹۵	۱/۰۵	بی‌معنی
δ_{tCO_2}	۰/۰۰۹۱۳۷۴	۲/۲۶	معنادار	-۰/۰۰۰۳۸۹۸	-۰/۳۶	بی‌معنی	۰/۰۰۰۳۲۳۲	۰/۴۲	معنادار
							Inefficiency		
B	-۱/۹۷۴۴۱۹	-۲/۴۴	معنادار	۰/۱۲۲۸۹۷۵	۱/۵۲	بی‌معنی	۰/۰۹۶۳۰۴۲	۱/۴۷	بی‌معنی
C	۰/۲۸۴۶۴۰۴	۲/۳۳	معنادار	۰/۰۰۴۷۲۸۶	۰/۳۷	بی‌معنی	-۰/۰۰۳۹۷۲۲	-۰/۴۲	بی‌معنی
σ_u	۰/۱۸۶۷۷۷۶	۵/۸۰	معنادار	۰/۸۷۳۶۴۷۱	۶/۳۶	معنادار	۰/۸۱۸۴۷۵۸	۶/۳۲	معنادار
$\sigma(\sigma$	۰/۰۲۷۶۸۵۳	۱۶/۸۸	معنادار	۰/۰۵۱۳۸۴۲	۱۷/۰۹	معنادار	۰/۰۳۴۷۷۶۴	۱۶/۳۹	معنادار
$\lambda=\sigma_u/\sigma_\varepsilon$	۶/۷۴۶۴۴۶	۲۱۰/۴۲	معنادار	۱۷/۰۰۲۲۵	۱۲۳/۸۵	معنادار	۲۳/۵۳۵۳۹	۱۸۲/۱۲	معنادار
Log likelihood مخل	۳۲۷/۹۴۶۶			۲۱۵/۱۳۱۰			۲۷۲/۴۸۹۷		

نتایج حاصل از تخمین ML در جدول (۶)، نشان می‌دهند که تابع فاصله‌ای هذلولی معنادارترین تابع و تابع فاصله‌ای هذلولی صرفه‌جویی در انرژی، بی‌معنادارترین تابع برای کشور ایران است. بنابراین مدل تابع فاصله هذلولی برای کشور ایران انتخاب می‌شود؛ زیرا پارامترهای جز ناکارایی در این مدل معنادار بوده، این مدل بیشترین پارامترهای معنی‌دار را داشته و آماره Log Likelihood در آن نسبت

به بقیه مدل‌ها بزرگتر است. از آن‌جاکه تابع فاصله‌ای هذلولی به صورت یک تابع لگاریتمی بیان‌شده است؛ بنابراین ضرایب مرتبه اول می‌توانند به عنوان کشش فاصله‌ای هریک از متغیرها بیان گردند. بر اساس تئوری انتظار بود که ضرایب نهاده‌های تولیدی (نیروی کار، موجودی سرمایه، مصرف انرژی و فناوری) منفی و معنادار گردند تا این‌گونه تفسیر شوند که هر افزایشی در ارزش آنها، فاصله تا مرز کارایی را افزایش خواهد داد؛ اما بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از تابع فاصله‌ای هذلولی به‌جز ضریب موجودی سرمایه که منفی و معنادار است؛ بقیه‌ی نهاده‌های تولیدی ضریب مثبت دارند؛ اما به دلیل معنادار بودن در سطح ۱۰ درصد، نمی‌توان از نتایج به‌دست‌آمده برای آنها چشم‌پوشی کرد.

می‌توان ضرایب مثبت این نهاده‌ها را این‌گونه توجیه نمود که وضعیت رکودی حاکم بر اقتصاد ایران یکی از عوامل اثرگذار بر بیکاری بوده است؛ یعنی اقتصاد از همه ظرفیت‌های تولیدی استفاده نمی‌کند و درنتیجه ظرفیت مازاد وجود دارد. در رابطه با ضریب مثبت مصرف انرژی می‌توان چنین توجیه نمود که بر اساس آمار ترازنامه‌ی انرژی کشور، یکی از بزرگترین مصرف‌کنندگان انرژی همواره بخش خانگی بوده که در زمره تولیدکنندگان ستانده‌های مطلوب قرار نگرفته و در عوض تولیدکننده ستانده‌های نامطلوب هستند؛ بنابراین سایر بخش‌های تولیدکننده در مقایسه با بخش خانگی، میزان انرژی کمتری مصرف می‌کنند. وجود ظرفیت‌های خالی، عدم اشتغال کامل در سیستم تولید و مصرف بخش بزرگی از انرژی در بخش غیر تولیدی منجر شده است تا نتایج تخمین مطابق با بیان تئوری پیش نرود. ضریب انتشار CO_2 در تابع فاصله هذلولی، منفی و در سطح ۱۰ درصد معنادار است و بدین معناست هر افزایش در انتشار این آلاینده، فاصله تا مرز کارایی را افزایش می‌دهد. دو ضریب مربوط به ناکارایی زیست-محیطی در تابع فاصله هذلولی در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند و نشان می‌دهند که کارایی (ناکارایی) فنی زیست‌محیطی در طول زمان در حال تغییر است. آماره‌های σ_ε و σ_u پارامترهای مربوط به توزیع جزء اخلال می‌باشند. بر اساس آزمون تعمیم‌یافته نسبت درست نمایی[1] ملاحظه می‌گردد، مقدار برآورد شده σ_u به شکل معناداری متفاوت از صفر است. در نتیجه می‌توان استنباط نمود که روش حداکثر درست نمایی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد.

۴-۵. پیش‌بینی کارایی فنی زیست‌محیطی (ETE[2])

به موقعیتی که در آن یک بنگاه بتواند با مقدار نهاده‌های معین، محصول بیشتری با آلودگی کمتری تولید کند یا مقدار محصول مشخصی را با مقدار نهاده و آلودگی کمتری داشته باشد؛ کارایی فنی زیست‌محیطی گویند. هدف اصلی تحلیل مرزی تصادفی، تخمین کارایی است. در قسمت قبل $u_{it} = -\ln D_{H,it}$ بیان‌شده است؛ می‌توان آن را به صورت $-u_{it} = \ln D_{H,it}$ نیز بیان نمود. با فرض اینکه $\omega_{it} = \varepsilon_{it} - u_{it}$ باشد؛ با استفاده از پارامترهای تخمین زده شده مدل، مقادیر ω_{it} و

1. Generalized Likelihood Ratio Test
2. Environmental Technical Efficiency

سپس انحرافات از یک، به وسیله خطای ترکیبی $\exp(\varepsilon_{it} - u_{it})$ محاسبه می‌گردند. براساس قاعده ریاضی $\exp(\varepsilon_{it} - u_{it}) = \exp(\varepsilon_{it}) \times \exp(-u_{it})$ و با توجه به اینکه جمله تصادفی ε_{it} دارای توزیع نرمال با میانگین صفر است؛ ازاین‌رو $\exp(\varepsilon_{it}) = ۱$ بوده و کارایی فنی زیست‌محیطی (ETE) مطابق با رابطه زیر برای هر استان در هر سال به دست خواهد آمد.

$$ETE_{it} = \exp(-u_{it}) = \exp(\ln D_{H,it}) = D_{H,it} \qquad (۲۱)$$

این رابطه بیان می‌کند که تولیدکننده در چه فاصله‌ای از مرز کارایی قرار دارد و بر اساس عدد به‌دست‌آمده، چگونه می‌تواند با افزایش در ستانده مطلوب و کاهش در ستانده نامطلوب، خود را به مرز کارایی برساند.

جدول ۷: میانگین کارایی‌های فنی زیست‌محیطی استان‌ها و رتبه‌بندی آن‌ها در طی سال‌های ۱۳۹۰ - ۱۳۸۵

استان‌ها	ETE	رتبه	استان‌ها	ETE	رتبه
آذربایجان شرقی	۰/۶۷۰۷	۲۰	فارس	۰/۶۶۰۰	۲۳
آذربایجان غربی	۰/۷۴۸۹	۸	قزوین	۰/۸۳۲۸	۳
اردبیل	۰/۶۶۴۴	۲۱	قم	۰/۷۴۱۰	۱۰
اصفهان	۰/۶۰۸۶	۲۶	کردستان	۰/۷۲۱۱	۱۴
ایلام	۰/۵۰۳۵	۲۹	کرمان	۰/۷۵۸۸	۷
بوشهر	۰/۷۴۵۴	۹	کرمانشاه	۰/۷۳۶۷	۱۲
تهران	۰/۳۴۶۱	۳۰	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۵۳۳۸	۲۸
چهارمحال و بختیاری	۰/۶۲۵۳	۲۵	گلستان	۰/۷۰۴۴	۱۷
خراسان جنوبی	۰/۷۱۷۷	۱۵	گیلان	۰/۶۸۹۸	۱۸
خراسان رضوی	۰/۶۳۴۶	۲۴	لرستان	۰/۷۰۹۰	۱۶
خراسان شمالی	۰/۶۶۱۵	۲۲	مازندران	۰/۶۷۵۶	۱۹
خوزستان	۰/۵۷۲۴	۲۷	مرکزی	۰/۷۷۷۳	۶
زنجان	۰/۷۲۸۷	۱۳	هرمزگان	۰/۸۶۴۶	۲
سمنان	۰/۷۳۶۹	۱۱	همدان	۰/۷۸۱۶	۵
سیستان و بلوچستان	۰/۸۹۹۹	۱	یزد	۰/۸۳۲۷	۴
میانگین کشوری			۰/۶۹۶۱		

بر اساس جدول (۷)، میانگین ETE کشور در طی سال‌های ۱۳۹۰ -۱۳۸۵ معادل ۰/۶۹۶۱ بوده است. همان‌طور که گفته شد؛ مقدار عددی ETE، بیانگر میزان فاصله تا مرز کارایی است. ازآنجاکه بر اساس نتایج قسمت قبلی، تابع فاصله هذلولی انتخاب‌شده است و در این تابع تنها ستانده مطلوب و نامطلوب مورد تعدیل سازی قرارگرفته‌اند؛ بنابراین برای کاهش فاصله تا مرز کارایی، باید به‌طور همزمان ستانده مطلوب افزایش و ستانده نامطلوب کاهش یابد؛ تا فاصله تا مرز کارایی مقدار عددی (ETE) نیز کاهش یابد. این موضوع را می‌توان به شکل یک کسر با رابطه زیر بیان نمود:

$$\frac{CO_2 \downarrow}{GDP \uparrow} = \frac{(1-ETE)\downarrow}{\left(\frac{1-ETE}{ETE}\right)\uparrow} = \frac{(1-ETE)\downarrow}{\left(\frac{1}{ETE}-1\right)\uparrow} = ETE \downarrow \quad (۲۲)$$

بنابراین افزایش GDP حقیقی، به‌طور متوسط به‌میزان ۴۳/۶۶ درصد (۰/۴۳۶۵۷=۱−۰/۶۹۶۱ ÷ ۱) و کاهش هم‌زمان انتشار CO_2 به ۳۰/۳۹ درصد (۰/۳۰۳۹=۰/۶۹۶۱−۱) بدون تغییر در نهاده‌ها و با استفاده از فناوری جاری، منجر به بهبود عملکرد تولیدی کشور و دست‌یابی به کارایی می‌شود. همچنین بر اساس میانگین ETE کشور، ETE استان‌های تهران، ایلام، کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، اصفهان، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، فارس، خراسان شمالی، اردبیل، آذربایجان شرقی، مازندران و گیلان پایین‌تر از میانگین کشوری بوده و سایر استان‌ها نظیر سیستان و بلوچستان، هرمزگان، قزوین، یزد و... بالاتر از این میانگین می‌باشند. در میان استان‌ها تهران دارای کمترین و سیستان و بلوچستان دارای بیشترین ETE هستند.

۴-۶. برآورد تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید (ETFPC)

با توجه به روابط ۱۸، ۱۹ و ۲۰ مطرح‌شده در این تحقیق، تجزیه ETFPC برای تابع فاصله هذلولی برای دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۵ به صورت جدول زیر است.

جدول ۸: تجزیه ETFPC برای تابع فاصله هذلولی

استان‌ها	ETFPC	ETEC	ETC	TFPC	تغییرات در CO_2
	(۱)=(۲)+(۳)	(۲)	(۳)	(۴)=(۱)+(۵)	(۵)
آذربایجان شرقی	-۰/۰۶۹۹۲	-۰/۲۱۶۵۵	۰/۱۴۶۶۳	۰/۱۴۳۳۴	۰/۲۱۳۲۶
آذربایجان غربی	-۰/۰۱۳۶۵	-۰/۲۶۳۵۹	۰/۲۴۹۹۴	۰/۲۵۷۲۹	۰/۲۷۰۹۴
اردبیل	-۰/۱۰۳۶۴	-۰/۱۷۳۶۰	۰/۰۶۹۹۶	۰/۳۱۹۹۵	۰/۴۲۳۵۹
اصفهان	-۰/۰۰۳۹۵	-۰/۳۰۸۳۵	۰/۳۰۴۴۰	۰/۳۰۲۷۳	۰/۳۰۶۶۸
ایلام	-۰/۱۳۵۶۱	-۰/۲۱۳۳۹	۰/۰۷۷۷۸	۰/۲۷۹۴۱	۰/۴۱۵۰۲
بوشهر	-۰/۰۸۵۵۰	-۰/۲۶۱۶۱	۰/۱۷۶۱۱	۱/۳۷۰۹۲	۱/۴۵۶۴۲
تهران	-۰/۰۴۷۲۹	-۰/۲۸۹۱۲	۰/۲۴۱۸۲	۰/۳۰۵۸۰	۰/۳۵۳۱۰
چهارمحال و بختیاری	-۰/۰۷۵۳۴	-۰/۲۱۲۰۵	۰/۱۳۶۷۱	۰/۱۵۸۸۷	۰/۲۳۴۲۱
خراسان جنوبی	-۰/۱۵۰۵۱	-۰/۱۳۸۶۳	-۰/۰۱۱۸۸	۰/۰۶۵۹۲	۰/۲۱۶۴۳
خراسان رضوی	-۰/۰۱۵۵۲	-۰/۲۶۵۶۲	۰/۲۵۰۱۰	۰/۳۶۱۴۴	۰/۳۷۶۹۶
خراسان شمالی	-۰/۰۹۰۳۶	-۰/۱۷۹۸۱	۰/۰۸۹۴۵	۰/۱۱۳۶۴	۰/۲۰۴۰۰
خوزستان	-۰/۱۱۱۷۱	-۰/۲۷۳۳۲	۰/۱۶۱۶۱	۰/۲۷۰۸۳	۰/۳۸۲۵۴
زنجان	-۰/۱۴۰۲۴	-۰/۱۶۳۱۲	۰/۰۲۲۸۸	۰/۵۰۷۷۴	۰/۶۴۷۹۸
سمنان	-۰/۱۲۰۵۹	-۰/۲۰۶۴۶	۰/۰۸۵۸۷	۰/۴۷۹۴۳	۰/۶۰۰۰۲
سیستان و بلوچستان	-۰/۰۵۲۸۰	-۰/۲۳۱۴۲	۰/۱۷۸۶۲	۰/۲۲۵۰۰	۰/۲۷۷۸۰
فارس	-۰/۰۳۹۵۴	-۰/۲۶۱۳۷	۰/۲۲۱۸۳	۰/۳۳۷۲۷	۰/۳۷۶۸۱
قزوین	-۰/۱۱۲۹۰	-۰/۲۰۴۹۱	۰/۰۹۲۰۱	۰/۲۱۴۵۵	۰/۳۲۷۴۵
قم	-۰/۱۳۴۸۱	-۰/۱۵۹۱۸	۰/۰۲۴۳۶	۰/۲۰۹۲۷	۰/۳۴۴۰۸
کردستان	-۰/۰۳۲۲۸	-۰/۲۴۱۷۴	۰/۲۰۹۴۶	۰/۲۴۲۱۷	۰/۲۷۴۴۵
کرمان	-۰/۱۶۴۱۶	-۰/۱۴۴۳۶	-۰/۰۱۹۸۰	-۰/۰۰۰۹۰	۰/۱۶۳۲۷

استان‌ها	ETFPC	ETEC	ETC	TFPC	تغییرات در CO_2
کرمانشاه	-۰/۰۴۱۹۰	-۰/۲۴۶۱۲	۰/۲۰۴۲۲	۰/۵۳۵۶۵	۰/۵۷۷۵۶
کهگیلویه و بویراحمد	-۰/۲۱۸۰۲	-۰/۱۸۰۰۶	-۰/۰۳۷۹۶	۰/۵۰۲۸۱	۰/۷۲۰۸۳
گلستان	-۰/۰۹۵۶۵	-۰/۱۸۹۵۹	۰/۰۹۳۹۴	۰/۲۲۱۹۴	۰/۳۱۷۵۸
گیلان	-۰/۰۶۰۴۶	-۰/۲۲۹۹۰	۰/۱۶۹۴۳	۰/۱۸۲۹۷	۰/۲۴۳۴۴
لرستان	-۰/۱۱۸۹۰	-۰/۲۲۶۶۱	۰/۱۰۷۷۱	۰/۱۱۵۸۷	۰/۲۳۴۷۷
مازندران	-۰/۰۶۲۸۱	-۰/۲۴۲۴۴	۰/۱۷۹۶۳	۰/۲۲۵۸۸	۰/۲۸۸۶۸
مرکزی	-۰/۱۲۷۸۵	-۰/۱۹۵۶۹	۰/۰۶۷۸۳	۰/۲۰۸۶۲	۰/۳۳۶۴۷
هرمزگان	-۰/۰۷۸۲۴	-۰/۲۱۵۵۲	۰/۱۳۷۲۸	۰/۵۲۳۹۷	۰/۶۰۲۲۲
همدان	۰/۰۶۷۶۲	-۰/۳۵۲۲۳	۰/۴۱۹۸۶	۰/۱۵۱۱۰	۰/۰۸۳۴۸
یزد	-۰/۱۰۳۸۳	-۰/۲۱۴۶۹	۰/۱۱۰۸۶	۰/۶۸۵۷۷	۰/۷۸۹۶۰
میانگین	-۰/۰۸۴۶۸	-۰/۲۲۳۳۷	۰/۱۳۸۶۹	۰/۳۱۷۳۱	۰/۴۰۱۹۹

زمان در این تحقیق گسسته است؛ بنابراین برای هر استان، تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید (ETFPC)، تغییرات کارایی فنی زیست‌محیطی (ETEC) و تغییرات در فناوری زیست‌محیطی (ETC) برای هر دو سال محاسبه‌شده است. به‌طور متوسط بیشترین تغییرات (ETFPC) به علت تغییرات در کارایی فنی زیست‌محیطی (ETEC) به جای تغییرات در فناوری زیست‌محیطی (ETC) بوده است. بر اساس نتایج جدول (۸)، ETFPC به‌طور متوسط ۸/۴۷ درصد در طی دوره زمانی ۱۳۹۰ -۱۳۸۵ کاهش‌یافته و این موضوع به علت کاهش شدید در کارایی فنی زیست‌محیطی است. انتشار آلاینده CO_2 در طول سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۸۵ به‌طور متوسط ۴۰/۲۰ درصد افزایش‌یافته است؛ بنابراین با افزایش انتشار CO_2، تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید کوچک‌تر از تغییرات بهره‌وری کل عوامل (TFPC) شده و بدین معناست که ETFPC اعتبار را از تخریب زیست‌محیطی کسر خواهد نمود. بر اساس نتایج، بزرگترین ETFPC معادل ۶/۷۷ درصد، متعلق به استان همدان بوده و به علت کاهش ۳۵/۲۲ درصد در ETEC و افزایش ۴۱/۹۹ درصد در ETC بوده است.

نتیجه‌گیری

در این مقاله، کارایی فنی زیست‌محیطی و انرژی در کشور ایران با استفاده از تابع فاصله‌ای هذلولی پارامتری که معنادارترین تابع نسبت به دو تابع مطرح‌شده دیگر بود؛ برآورد شده است. بر اساس نتایج، کشور ایران پتانسیل بالایی برای کاهش انتشار آلاینده CO_2 و مصرف انرژی و به‌طور همزمان افزایش GDP دارد. به طـوری که با افزایش GDP حقیقی، به‌طور متوسط به میزان ۴۳/۶۶ درصد (۱÷۰/۶۹۶۱-۱=۰/۴۳۶۵۷) و کاهش همزمان انتشار CO_2 به ۳۰/۳۹ درصد (۱-۰/۶۹۶۱=۰/۳۰۳۹)، بدون تغییر در نهاده‌ها و با استفاده از فناوری جاری[1] منجر به بهبود عملکرد تولیدی کشور و دست‌یابی به

۱. علت بیان «بدون تغییر در نهاده‌ها» این است که پیش‌بینی کارایی فنی زیست‌محیطی بر اساس تابع فاصله هذلولی (معنادارترین) تابع صورت گرفته است. در قسمت برآورد مدل بیان شد که تنها در ستانده مطلوب و نامطلوب تابع فاصله هذلولی، عملیات تعدیل سازی صورت می‌گیرد.

کارایی می‌شود. کارایی فنی زیست‌محیطی و انرژی در استان‌ها مختلف، متفاوت است. برای اکثر استان-های کشور، کارایی فنی زیست‌محیطی در طول زمان در حال کاهش بوده و روند نزولی داشته است. این در حالی است که برای برخی از استان‌ها نظیر ایلام، بوشهر، خراسان جنوبی، سیستان و بلوچستان، کرمان، قزوین و مرکزی، کارایی فنی زیست‌محیطی و انرژی در طول زمان، به شکل ∪ یا ∩ در حال تغییر بوده است، در میان استان‌ها، تهران دارای کمترین و سیستان و بلوچستان دارای بیشترین ETE هستند. بر اساس تابع فاصله‌ای هذلولی برآورد شده و تجزیه رشد TFP زیست‌محیطی به تغییر در کارایی فنی و فناوری زیست‌محیطی، نتایج نشان می‌دهند که بیشترین تغییرات (ETFPC) به علت تغییرات در کارایی فنی زیست‌محیطی (ETEC) به جای تغییرات در فناوری زیست‌محیطی (ETC) بوده است.

برای بهبود بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید می‌توان مجموعه سیاست‌هایی را پیشنهاد نمود که:

۱- سبب بهبود کارایی فناوری زیست‌محیطی شوند نظیر:

- بهبود تکنولوژی و استفاده از فناوری‌های جدید که میزان انرژی کمتری مصرف و درنتیجه آلودگی کمتری نیز تولید می‌کنند. بهبود تکنولوژی باعث می‌شود در صنایع، آلودگی کمتری رخ دهد و این صنایع به نحو کاراتری عمل کرده و با هزینه‌های کمتری نسبت به دفع آلودگی اقدام کنند.

۲- سبب کاهش انتشار آلاینده‌ها شوند؛ نظیر:

- افزایش قیمت انرژی خصوصاً برای بخش‌های (خانگی، حمل‌ونقل، نیروگاه‌ها).
- صرفه‌جویی در مصرف انرژی از طریق سیاست‌های تشویقی برای مصرف‌کنندگان.
- تجهیزات و لوازم مربوط به بخش خانگی و همچنین وسایل حمل‌ونقل بایستی به لحاظ مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌ها، کاراتر شوند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

امیر تیموری، سمیه و خلیلیان، صادق (۱۳۸۹)؛ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های مهم اقتصاد ایران طی برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هجدهم، شماره ۷۱، پاییز ۱۳۸۹.

دریجانی، علی؛ شرزه‌ای، غلامعلی؛ یزدانی، سعید؛ پیکانی، غلامرضا و صدرالاشرافی، سید مهریار (۱۳۸۴)؛ برآورد کارایی زیست‌محیطی با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی: مطالعه موردی کشتارگاه‌های دام استان تهران، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال سیزدهم، شماره ۵۱: ۱۴۵-۱۱۳.

رضائی، علی؛ آماده، حمید و محمدی، تیمور (۱۳۹۱)؛ تحلیل بهره‌وری و کارایی زیست‌محیطی در کشورهای منتخب واردکننده و صادرکننده منابع انرژی فسیلی: رویکرد تابع فاصله‌ای جهت‌دار، فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی، سال اول، شماره ۲: ۱۲۶-۹۳.

سیفی، احمد؛ سلیمی‌فر، مصطفی و فنودی، هانیه (۱۳۹۲)؛ اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی: بررسی موردی نیروگاه-های حرارتی تولید برق در استان‌های خراسان جنوبی، رضوی و شمالی، فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، سال دوم، شماره ۷: ۴۱-۱۷.

صادقی، سید کمال؛ اکبری، اکرم و ممی‌پور، سیاب (۱۳۹۱)؛ بررسی رابطه کوزنتسی در کشورهای اسلامی منتخب با تأکید بر کارایی محیط‌زیست. فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی، سال اول، شماره ۲: ۱۴۸-۱۲۷.

صادقی، زین‌العابدین؛ گلستانی، شهرام؛ پوربافرانی، احسان (۱۳۹۲)؛ بررسی اثرات القایی قیمت انرژی بر روی تغییرات فن‌آوری کارگاه‌های صنعتی ایران و ارزیابی آثار محیط‌زیستی، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال دوم، شماره ۵: ۱۶۸-۱۴۵.

مهرگان، نادر، دلیری، حسن (۱۳۸۹)؛ کاربرد استتا در آمار و اقتصادسنجی، نور علم و دانشکده علوم اقتصادی، تهران، چاپ اول.

میرزایی، حمزه (۱۳۹۰)؛ تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید: مطالعه‌ی موردی مجتمع فولاد مبارکه اصفهان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته‌ی علوم اقتصادی، دانشگاه اصفهان.

Coelli, T., Perelman, S. (1999); Technical efficiency of European railways: a distance function approach, Applied Economics, 32: 1967-1976.

Cuesta, R. A.; Knox Lovell, C. A. and Zofio, J. L. (2009); Environmental efficiency measurement with translog distance functions: A parametric approach, Journal of Ecological Economics, 68: 2232-2242.

Diewert, W. E (1976); Exact and superlative index numbers, Journal of Economic, 4: 115-145.

Falavigna, G.; Manello, A. and Pavone, S. (2013); Environmental efficiency, productivity and public funds: The case of the Italian agricultural industry, Journal of Agricultural Systems, 121: 73-80.

Färe, R.; Grosskopf, S. and Lovell, C. A. K. (1985); The Measurement of Efficiency of Production, Kluwer-Nijhoff Publishing, Boston.

Färe, R.; Grosskopf, S.; Norris, M. and Zhang, Z. (1994); Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries, Journal of American Economic Association, 84: 66-83.

Färe, S. and Primont, D. (1995). Multi-Output Production and Duality: Theory and Application. MA: Kluwer Academic Publishers, Boston.

Kumbhakar, S. (1990); Production frontier, panel data and time-varying technical efficiency, Journal of Econometrics, 46: 201-212.

Kuo, H., Chen, H. and Tsou, K. (2014); Analysis of Farming Environmental Efficiency Using a DEA Model with Undesirable Outputs, APCBEE Procedia, 10: 154-158.

Orea, L. (2002); Parametric decomposition of a generalized Malmquist productivity index, Journal of Productivity Analysis, 18: 5-22.

Tores-Reyna, O. (2007); Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata, Princeton university, United States, editing 6.

Yu-Ying L.; Eugene, Ch.; Ping-Yu, Ch. and Chi-Chung (2013); Measuring the environmental efficiency of countries: A directional distance function meta frontier approach, Journal of Environmental Management, 119: 134-142.

Zhang, Z. and Ye, J. (2015); Decomposition of environmental total factor productivity growth using hyperbolic distance functions: A panel data analysis for China, Journal of Energy Economics 47: 87-97.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی