دوفصلنامه اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، سال دوم، شماره ۲، بهار و تابستان ۱۳۹۷
صفحات ۸۱ تا ۱۰۳

محاسبه کارایی فنی زیست محیطی در استان‌های ایران

سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی[G]

زین العابدین صادقی[GG]

پریا پارسا[GGG]

چکیده

این مقاله تابع فاصله هذلولی پارامتری را که به تازگی توسعه یافته؛ جهت تجزیه و تحلیل کارایی فنی زیست‌محیطی ۳۰ استان ایران برای سال‌های ۱۳۹۰ـ۱۳۸۵ بر اساس داده‌های تابلویی به‌کار گرفته است. نتایج نشان می‌دهند؛ میانگین کارایی فنی زیست‌محیطی کشور در طی سال‌های ۱۳۹۰ـ۱۳۸۵ معادل ۰/٦۹٦۱ بوده است. به طوری‌که با افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی، به طور متوسط به میزان ٤۳/٦٦ درصد و کاهش همزمان انتشار CO_2 به ۳۰/۳۹ درصد، بدون تغییر در نهاده‌ها و تنها با استفاده از فناوری جاری منجر به بهبود عملکرد تولیدی کشور شده و به کارایی دست می‌یابند. همچنین نتایج نشان می‌دهند؛ برای اکثر استان‌های کشور، کارایی فنی زیست‌محیطی در طول زمان در حال کاهش بوده و روند نزولی داشته است. در میان استان‌ها، تهران دارای کمترین و سیستان و بلوچستان دارای بیشترین کارایی فنی زیست‌محیطی هستند. در نهایت با اندازه گیری کارایی فنی زیست محیطی استان ها، می توان برای هر استان به ارائه ی اهداف جداگانه ای پرداخت. به طوری‌که برای استان‌های با کارایی انرژی کمتر، که پتانسیل بیشتری برای کاهش مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌ها خواهند داشت؛ اهداف جداگانه‌ای نسبت به سایر استان‌ها طرح گردد.

طبقه‌بندی JEL: D24, Q43, Q53

واژه‌های کلیدی: استان‌های ایران، کارایی فنی زیست‌محیطی، تابع فاصله

---

* استاد گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان ـ نویسنده مسئول Email:Jalaee@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد،دانشگاه شهید باهنر کرمانEmail:Abed_sadeghi@yahoo.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه شهید باهنر کرمانEmail:paria_parsa1988@yahoo.com

تاریخ دریافت:۱۳۹٤/۱۱/۱۲ **تاریخ پذیرش:۱۳۹۵/۷/۱۹**

مقدمه

با توجه به نامحدود بودن نیازهای انسانی، افزایش جمعیت و رقابت شدید در اقتصاد جهانی، افزایش تولید امری اجتناب ناپذیر است. افزایش تولید منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. رشد اقتصادی به بهره‌وری کل عوامل تولید، نظیر نیروکار 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 محیط زیست شده و اثرات مخربی بر آن می‌گذارند.

هنگامی‌که در مورد عملکرد اقتصادی بنگاه‌ها بحث می‌شود، منظور توصیف و مقایسه کردن آن‌ها به لحاظ کارایی و بهره‌وری است. میان کارایی و بهره‌وری تفاوت معنایی وجود دارد.

بهره‌وری تولیدکننده به معنای نسبت ستانده به نهاده‌اش است. کارایی تولیدکننده به معنای مقایسه بین ارزش‌های بهینه (مطلوب)[1] و ارزش‌های مشاهده شده از نهاده و ستانده است. در این دو مقایسه، بهینه به صورت امکانات تولید و کارایی به شکل فنی تعریف شده است.

توانایی یک بنگاه برای تولید ستانده‌ای معین با حداقل کردن مجموعهٔ نهاده‌ها، کارایی فنی نام دارد. این نوع کارایی مفهوم تلف نکردن منابع را دارد و براساس تکنولوژی تولید یکسان برای همهٔ بنگاه‌ها اندازه‌گیری می‌شود و به قیمت و هزینه‌ها ارتباطی ندارد. این روش عملکرد یک بنگاه را با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه می‌نماید. بنابراین ملاک اصلی در کارایی، مقایسه است.

امروزه کارایی زیست‌محیطی نوع دیگری از کارایی بوده که جدای از کارایی فنی ارائه شده و در حال رشد است و بایستی برآورد گردد. نهاده مورد استفاده در فرایند تولیدی می‌تواند تأثیر مثبت و یا منفی بر محیط زیست و کارایی زیست‌محیطی داشته باشد و با مدنظر قرار دادن آن، واحدهای اقتصادی بر اساس سطح کارایی‌شان رتبه‌بندی می‌شوند (Graham, 2004).

---

1. optimal

در این تحقیق، به تجزیه و تحلیل کارایی فنی زیست‌محیطی در ایران با استفاده از تابع فاصله‌ای پرداخته می‌شود. 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 بیان شده است.

ادبیات موضوع

در این قسمت به نتایج برخی از مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در خصوص ارزیابی کارایی زیست محیطی با استفاده از روش‌های مختلف اشاره شده است.

مطالعات داخلی

دریجانی و همکاران (۱۳۸٤)، در مقاله خود به برآورد کارایی زیست‌محیطی با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی (SFA) پرداخته‌اند. در این مقاله با جمع آوری 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 کرده اند. نتایج نشان می‌دهند، اکثر کشتارگاه‌ها به لحاظ زیست‌محیطی کارا نیستند.

رضائی و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله خود از شاخص کارایی و بهره‌وری زیست‌محیطی و رویکرد تابع فاصله‌ای جهت‌دار برای ارزیابی عملکرد زیست‌محیطی ـ اقتصادی دو گروه از کشورهای منتخب واردکننده و صادرکننده سوخت‌های فسیلی استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند؛ بهره‌وری زیست‌محیطی کشورهای واردکننده به طور متوسط در دوره زمانی ۲۰۰۷–۱۹۷۷ به اندازه ۰/۱٤ 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 محیط زیست پرداختند. در این مقاله، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و روش داده‌های تابلویی به بررسی ارتباط میان کارایی محیط زیست و درآمد سرانه پرداخته شده است. ابتدا کارایی محیط زیست برای ١٦ کشور اسلامی منتخب در دوره ۲۰۰۷ ـ۱۹۹۰ محاسبه شده است. نتایج نشان می-دهند؛ رشد کارایی محیط زیست در ایران (۱/۰۱۹) است. دلیل بالا بودن رشد کارایی محیط زیست ایران بیشتر به خاطر بالاتر بودن رشد کارایی تکنولوژیکی است. سپس کارایی محیط زیست به‌دست آمده از روش مالم کوئیست در قالب مدل اقتصادسنجی داده‌های تابلویی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل نشان دهنده وجود ارتباط میان کارایی محیط زیست 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 ٨٤ تا ٨٧ مربوط به ٦ نیروگاه حرارتی برق، کارایی زیست‌محیطی صنعت برق نسبت به آلاینده اکسید نیتروژن با استفاده از توابع فاصله هایپربولیک و رهیافت اقتصاد سنجی الگوی مرز تصادفی با بهره‌گیری از شکل تابعی ترانسلوگ محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهند؛ کارایی زیست‌محیطی نیروگاه‌های نمونه به طور متوسط ۹۳/۸۱ درصد می-باشد. همچنین قیمت سایه‌ای معادل ۱/۱۲ ریال به ازای هر کیلوگرم اکسید نیتروژن را نشان می‌دهد.

مطالعات خارجی

لی و همکاران[1] (۲۰۱۳)، در مقاله خود با استفاده از مدل تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) به تجزیه و تحلیل کارایی محیط زیست در شهر پکن برای دوره زمانی ۲۰۰۹ـ۲۰۰۵ میلادی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که ساختار صنایع بیشترین تاثیر را بر کارایی محیط زیست شهرها در پی دارد. به طوری‌که به‌دنبال بازسازی اقتصادی و ارتقاء ساختار صنایع، نسبت صنعت سوم[2] به کل صنایع مهمترین عامل اثرگذار بر کارایی

1. Xian-Guo Li, Jing Yang, Xue-Jing Liu (2013)
2. Tertiary Industry

محیط زیست است. صنعت سوم، صنعتی است که انرژی بر نباشد. لذا به منظور بهبود کارایی محیط زیست بایستی بر گسترش سهم صنعت عالی در GDP همراه با کاهش وابستگی به منابع زیست‌محیطی و انرژی تمرکز نمود.

گوتو و همکاران[1] (۲۰۱٤) در مقاله خود به ارزیابی کارایی‌های زیست‌محیطی و انرژی مربوط به صنایع در ٤۷ استان از کشور ژاپن با استفاده از روش DEA برای دوره زمانی ۲۰۱۲ـ۲۰۰۲ میلادی پرداختند. توازن میان آلودگی صنعتی و رشد اقتصادی، یک مسئله مهم سیاستی برای رسیدن به یک جامعه پایدار است. لذا برای بحث در مورد مسائل اقتصادی و کسب و کار از روش DEA استفاده نموده‌اند. ویژگی منحصر به فرد این روش، در نظر گرفتن ستانده مطلوب همراه با ستانده نامطلوب است. چنین تمایزی برای صنایع‌انرژی بر که در کنار تولید کالاها اقدام به انتشار آلاینده‌ها نیز می‌کنند، لازم است. در این مطالعه برای اولین بار، DEA دارای قابلیت تحلیلی جهت تعیین کمیت اهمیت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای، به منظور نوآوری در فناوری است. این مطالعه تجربی، اعتبار فرضیه پورتر[2] را در صنایع تولیدی ژاپن تأیید می‌کند. همچنین بیان می‌شود که انتشار گازهای گلخانه‌ای منبع اصلی ناکارآمدی صنایع در ژاپن هستند. لذا صنایع جهت کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، باید به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای جهت نوآوری در فناوری‌ها بپردازند.

لانتزوس و همکاران[3] (۲۰۱٤) با استفاده از روش DEA به ارزیابی کارایی زیست‌محیطی و انرژی بخش کشاورزی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸ـ۲۰۰۱ میلادی پرداختند. نتایج نشان می‌دهند؛ کشورهای شرق اروپا، رتبه کارایی کمی دارند؛ این مسئله می‌تواند به علت سطح پایین تکنولوژی در فرآیند اصلی تولید باشد. همچنین به نظر می‌رسد؛ کشورهایی نظیر آلمان، سوئد و اتریش با استانداردهای قوی حفاظت از محیط زیست، کارایی زیست‌محیطی و انرژی کمتری در مقایسه با کشورهایی همچون دانمارک، بلژیک، اسپانیا، فرانسه و ایرلند داشته باشند. همچنین میان کارایی انرژی و زیست‌محیطی کشورهایی که به تازگی عضو اتحادیه

1. Mika Goto, Akihiro Otsuka, Toshiyuki Sueyoshi (2014)
2. Porter hypothesis
3. George Vlontzos, Spyros Niavis, Basil Manos (2014)

شده‌اند با آن‌هایی که قدیمی‌ترند، اختلاف عمده‌ای وجود دارد.

ژانگ و یه[1] (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 براساس داده‌های تابلویی استفاده شده است تا رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید را از طریق دو مولفه قابل اندازه‌گیری، یعنی ((تغییرات فنی زیست‌محیطی)) و ((تغییرات کارایی زیست‌محیطی)) تجزیه کنند. نتایج حاکی از آن است؛ رشد بهره‌وری زیست‌محیطی، بیشتر به علت تغییرات فنی زیست‌محیطی است؛ تا به علت تغییرات کارایی زیست‌محیطی.

مبانی نظری

در این تحقیق، تابع فاصله هذلولی پارامتری را که برای اولین بار توسط فار و همکاران (۱۹۸۵)[2] مطرح و سپس توسط کواِستا و همکاران(۲۰۰۹)[3]، برای اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی توسعه داده شد، جهت اندازه‌گیری و تخمین کارایی زیست‌محیطی در استان‌های ایران، استفاده می‌شود. تابع فاصله‌ای هذلولی می‌تواند خاصیت نسبتاً همگن خود را، به‌راحتی به مشخصه ترانسلوگ انعطاف‌پذیر وارد نماید. در این پژوهش از یک روش پارامتری از تجزیه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست[4] با استفاده از لِم اتحاد درجه دوم دیوورت (۱۹۷٦)[5] در تابع فاصله هذلولی استفاده می‌شود. فرض می‌شود فناوری تولید (T)، از طریق تبدیل بردار نهاده x (شامل: موجودی سرمایهK، نیروی کار L و انرژیE) به یک ستانده مطلوب (GDP) و یک ستانده نامطلوب (انتشار CO_2)، با یک مجموعه امکانات تولید مدل‌سازی می‌گردد(Zhang and Ye 2015):

$$T=\left\{(x, GDP, CO_2): \text{ستانده مطلوب و نامطلوب نام‌برده شده را تولید نماید } x\right\} \quad (1)$$

این قاعده از فروض بدیهی مطرح شده توسط فار و پریمونت (۱۹۹۵)[6]، حاصل

1. Zibin Zhang, Jianliang Ye (2015)
2. Rolf Färe, Shawna Grosskopf, C.A Knox Lovell (1985)
3. Rafael A. Cuesta, C.A. Knox Lovell, Jose L. Zofio (2009)
4. Malemquist index
5. Quadratic Identity Lemma Diewert, W. E. (1976)
6. Rolf Färe, Daniel Primont. (1995)

می‌شود. تابع فاصله‌ای هذلولی معرفی شده توسط کوِاستا و همکاران (۲۰۰۹)، به شکل زیر بیان می‌گردد:

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

θ ضریب تعدیل بوده؛ به همین دلیل این رابطه ارائه کننده همزمان ((حداکثر توسعه و گسترش GDP)) و ((حداکثر محدودیت انتشار $CO_۲$)) است که یک موسسه اقتصادی را بر خط مرزی[1] فناوری T قرار می‌دهد. بُرد تابع فاصله‌ای هذلولی $۰ < D_H \leq ۱$ است. اگر $D_H(x, GDP, CO_2) = ۱$ باشد، بدین معناست که مشاهده بر مرز فناوری T بوده و نمی‌توان تحت فناوری جاری به‌طور همزمان به کاهش انتشار $CO_۲$ و توسعه GDP پرداخت، به همین دلیل این نهاد اقتصادی از این پس به عنوان یک تولیدکننده کارا معرفی می‌گردد. اگر $D_H(x, GDP, CO_2) < ۱$ باشد، بدین معناست که به‌هرحال موسسه اقتصادی، پتانسیل لازم را برای بهبود کارایی زیست‌محیطی‌اش با توسعه‌ی همزمان GDP و کاهش انتشار $CO_۲$ در مقایسه با تولیدکننده کارا دارد، اما به عنوان یک تولیدکننده ناکارا تلقی می‌گردد.

فناوری T، نسبت به ستانده مطلوب غیرکاهشی و نسبت به ستانده غیرمطلوب و نهادها غیر افزایشی است و شرط همگنی را با درجات ۰، ۱، ۱- و ۱به 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 $CO_۲$ با همان نسبت کاهش یابد، بنابراین تابع فاصله‌ای هذلولی به همان نسبت افزایش می‌یابد(Zhang and Ye 2015).

روش برآورد مدل

برای برآورد کارایی فنی زیست‌محیطی ، یک فُرم از تابع ترانسلوگ در قالب تابع فاصله پارامتری با خصوصیات مطلوبی همچون، انعطاف پذیری، محاسبه آسان و اعمال همگنی، همراه با نهاده‌های نیروی کار، موجودی سرمایه، انرژی و یک ستانده مطلوب

1. boundary

(GDP) و یک ستانده نامطلوب (انتشارCO_2) به صورت تابع ترانسلوگ تصادفی با داده‌های تابلویی مشخص می‌گردد:

$$\begin{aligned}\ln D_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_k \ln K_{it} + \alpha_l \ln L_{it} + \alpha_e \ln E_{it} + \alpha_t t + 0.5\alpha_k (\ln K_{it})^2 + \\ & 0.5\alpha_{ll}(\ln L_{it})^2 + 0.5\alpha_e (\ln E_{it})^2 + 0.5\alpha_t t^2 + \alpha_k \ln K_{it} \ln L_{it} + \\ & \alpha_k \ln K_{it} \ln E_{it} + \alpha_l \ln L_{it} \ln E_{it} + \alpha_k t \times \ln K_{it} + \alpha_l t \times \ln L_{it} \\ & + \alpha_e t \times \ln E_{it} + \beta_G \ln GDP_{it} \\ & + 0.5\beta_G {}_2(\ln GDP_{it})^2 + \\ & \beta_C {}_2 \ln CO_{2,it} + 0.5\beta_C {}_2(\ln CO_{2,it})^2 + \beta_G {}_2 \ln GDP_{it} \ln CO_{2,it} + \\ & \gamma_k \ln K_{it} \ln GDP_{it} + \gamma_l \ln L_{it} \ln GDP_{it} + \gamma_e \ln E_{it} \ln GDP_{it} + \\ & \gamma_t t \times \ln GDP_{it} + \delta_k {}_2 \ln K_{it} \ln CO_{2,it} + \delta_l {}_2 \ln L_{it} \ln CO_{2,it} + \\ & \delta_e {}_2 \ln E_{it} \ln CO_{2,it} + \delta_t {}_2 t \times \ln CO_{2,it} + \varepsilon_{it} \\ & i = 1,2,\dots,N, t = 1,2,\dots,T\end{aligned} \quad (٤)$$

متغیر زمان و نشان‌دهنده فناوری t است.t و در زمان i تابع فاصله‌ای برای استان D_{it} است Zhang and Ye ((εit~ N(0, σε2 یک جمله تصادفی با توزیع نرمال εitاست و به پیروی از کوالی و پرلمان (۱۹۹۹)۱ برای سنجش همگنی تابع فاصله نیاز به)2015 است که معادل معکوس یکی از ستانده‌ها می‌باشد. در معادله ۳ برای ρیک وزن، نظیر این‌که تابع تقریبا همگن باشد؛ وزنی که در ستانده نامطلوب ضرب می‌شود، توان منفی به عنوان GDPیک دارد. بنابراین با استفاده از شرط همگنی در معادله (۳) و انتخاب متغیر نرمال سازی۲ برای تابع فاصله‌ای هذلولی در معادله (٤)، رابطه زیر برقرار است:

$$D_{H,it}\left(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, GDP_{it}/GDP_{it}, CO_{2,it} \times GDP_{it}\right) = D_{H,it}/GDP_{it} \quad (٥)$$

با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه (۵) و ترکیب آن با معادله (٤) و با توجه به اینکه حاصل $\ln(GDP_{it}/GDP_{it})$ برابر صفر می‌شود؛ روابط (٦) و (۷) به صورت زیر به‌دست می‌آیند:

$$\ln\left(D_{H,it}/GDP_{it}\right) = TL\left(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, CO^*_{2,it}\right) + \varepsilon_{it} \quad (٦)$$

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

$$-\ln(GDP_{it}) = TL\left(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, CO^*_{2,it}\right) + \varepsilon_{it} - \ln\left(D_{H,it}\right) \quad (۷)$$

که TL نشان‌دهنده تابع ترانسلوگ و $CO^*_{2,it} = CO_{2,it} \times GDP_{it}$ است. باتعریف

1. Tim Coelli, Sergio Perelman (1999)
2. normalizing

$u_{it} = -\ln(D_{H,it})$ به عنوان یک عبارت ناکارا در چارچوب تجزیه و تحلیل مرزی تصادفی، تابع اقتصادسنجی برآورد شده به صورت زیر است:

$$-\ln(GDP_{it}) = TL(K_{it}, L_{it}, E_{it}, t, CO^{*}_{2,it}) + \varepsilon_{it} + u_{it} \quad (۸)$$

در چارچوب مدل زمانی منعطف، ناکارایی فنی زیست‌محیطی به شکلی که کامب هاکر[1] (۱۹۹۰) معرفی نمود، به صورت زیر مطرح می‌گردد:

$$u_{it} = u_i/[1 + \exp(bt + ct^2)] \quad (۹)$$

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.

داده و اطلاعات

در جدول (۱)، جامعه آماری و شیوه گردآوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز برای انجام تحقیق بیان شده است. برای اجتناب از مسائل و مشکلات همگرائی، هریک از متغیرهای نهاده و ستانده به جزء متغیر فناوری t، بایستی بر میانگین هندسی خود تقسیم شوند. همچنین استان البرز در سال ۱۳۸۹ از استان تهران جدا شد. داده‌های مورد نیاز برای این استان تنها برای سال ۱۳۹۰ موجود بود. به همین دلیل در این تحقیق داده‌های استان البرز با استان تهران یکی در نظر گرفته شده است.

1. Kumbhakar (1990)

جدول۱. منبع داده‌ها

متغیر	منبع	توضیحات
تولید ناخالص داخلی حقیقی	سالنامه آماری استان‌ها و ترازنامه انرژی کشور در طی دوره زمانی ۱۳۸۵ – ۱۳۹۰	حقیقی کردن داده‌ها با استفاده از شاخص قیمت خرده فروشی صورت گرفته است.
نیروی کار		از آنجا که تنها آمار سرشماری سالهای ۱۳۸۵و۱۳۹۰ موجود است، بنابراین برای داده سازی سایر سال‌ها از این فرض استفاده شده 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 تولیدناخالص استان به تولید ناخالص کشور است. بدین ترتیب با ضرب این نسبت در کل سرمایه کشور میزان ذخیره سرمایه در سال ۱۳۸٤ برای تمامی استانها به دست می آید. سپس از سال ۱۳۸٤ به بعد، مجموع تسهیلات پرداختی بانکها به بخش غیردولتی و میزان هزینه های عمرانی دولت (تملک دارایی های سرمایه‌ای) به عنوان سرمایه گذاری 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 گرفته شده است. برای حقیقی کردن موجودی سرمایه از شاخص قیمت خرده فروشی استفاده شده 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) جمع آوری و سپس به واحد یکسانی تبدیل شده‌اند.
انتشار دی‌اکسید کربن		برای محاسبه انتشار دی‌اکسید کربن در هر استان از فرمول $C_f = \sum_{i=1}^{n}(F_i \times E_i)$ (کی و همکاران، ۲۰۱۳)[1]. که در آن ارزش حرارتی 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.

1. Jing Ke, Michael McNeil, Lynn Price, Nina Zheng Khanna, Nan Zhou (2013)

نتایج حاصل از برآورد الگو

در این قسمت با استفاده از نرم‌افزار استتا ۱۲، ابتدا آزمون مانایی متغیرها و سپس با انجام آزمون F لیمر، تصمیم‌گیری بین مدل تلفیقی و تابلویی صورت گرفته و با انجام آزمون-های هاسمن و بروش پاگان، اثرات تصادفی و یا ثابت مدل فاصله هذلولی مشخص شده است. سپس با استفاده از فرمان sfpanel و model (kumb90) در نرم‌افزار استتا، پارامترهای مدل بر اساس روش حداکثر درست نمائی تخمین زده شده است. در پایان این بخش با کمک پارامترهای تخمین زده شده برای مدل انتخابی و با استفاده از نرم افزار اکسل، کارایی فنی زیست‌محیطی (ETE) هریک از استان‌ها محاسبه شده است.

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[1] (LLC) جهت تشخیص مانایی متغیرها استفاده شده است. فرضیه H_0 و H_1 به صورت زیر می‌باشند:

H_0: نامانا (ایستا نبودن)

H_1: مانا (ایستا بودن)

اگر مقدار احتمال محاسبه شده 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 تابع فاصله هذلولی نشان می‌دهد:

1. Levin_Lin_Chu

جدول۲. نتیجه آزمون LLC

تابع فاصله هذلولی					
متغیرها	تعداد مشاهدات مقطعی	وقفه	آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
$\ln(GDP_{it})$	۳۰	I(0)	-۱۸/٤۲۱٥	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(K_{it})$	۳۰	I(0)	-۱۸/٥٦٦۰	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(L_{it})$	۳۰	I(0)	۱۰/۸۱۳٦	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(E_{it})$	۳۰	I(0)	-۱٦/۱۹۹۳	۰/۰۰۰۰	مانا
$\ln(CO_{2,it})$	۳۰	I(0)	-۲۰/٤۸۸٥	۰/۰۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

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

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:

$H_0: \alpha_1=\alpha_2=\ldots=\alpha$ (روش داده‌های تلفیقی)

$H_1: \alpha_i\neq\alpha_j$ (روش داده‌های تابلویی)

اگر مقدار احتمال محاسبه شده 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 تابع فاصله هذلولی در جدول (۳) ارائه شده است.

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

جدول۳. نتایج آزمون F لیمر

تابع فاصله‌ای	مقدار آماره F	مقدار احتمال	نتیجه
هذلولی	۲۶/۲۱	۰/۰۰۰۰	روش داده‌های تابلویی

منبع: یافته‌های تحقیق

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

آزمون هاسمن

به طور کلی، 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 مبداء 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 آزادیK (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 مبداء مربوط به آماره هاسمن (H) است. اگر مقدار احتمال محاسبه شده 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 (٤) ارائه شده است.

جدول٤. نتیجه آزمون هاسمن

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

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون بروش پاگان[1]

آزمون دیگری که برای انتخاب انتخاب بین روش تلفیقی و اثرات تصادفی مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ آزمون بروش پاگان است. در چنین حالتی فرضیه‌های آزمون به صورت زیر است:

H_0: روش داده‌های تلفیقی

H_1: روش اثرات تصادفی

اگر مقدار احتمال محاسبه شده 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) ارائه شده است.

جدول۵. نتایج آزمون بروش پاگان

تابع فاصله‌ای	مقدار آماره ^{2} j	مقدار احتمال	نتیجه
هذلولی	۱۵٦/۹۸	۰/۰۰۰	روش اثرات تصادفی

منبع: یافته‌های تحقیق

در چارچوب روش اثرات تصادفی، فرض می‌شود که جزء عرض از مبداء دارای توزیع تصادفی است. قاعدتاً باید حجم نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد تا بتوان چنین فرضی را در نظر گرفت. بنابراین جزء عرض از مبداء 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 می-آورند (مهرگان و دلیری، ۱۳۸۹).

در جدول (٦)، نتایج حاصل از تخمین پارامترهای تابع فاصله هذلولی بیان شده و همچنین آزمون معناداری، برای پارامترهای مدل در سطح اطمینان ۹۰ درصد انجام گرفته است.

1. Breusch and Pagan

جدول٦. تخمین پارامترهای تابع فاصله‌ای هذلولی

تابع فاصله هذلولی			
پارامتر	مقدار	آماره Z	آزمون معنی داری
α_0	۰/۰٤۱٦۹۲۲	۱/۵۸	بی‌معنی
α_K	-۰/۰۱۹۹۱۷٦	-۱/٦٦	معنادار
α_L	۰/۰۸۱۰۰۵٤	۲/۰٤	معنادار
α_E	۰/٦۲۸۳۲۳۸	۱۳/۹	معنادار
α_t	۰/۱۰۷۲۵۰۹	۸/۳۵	معنادار
α_{KK}	۰/۰۰۳۰۱۹۲	۰/٤۰	بی‌معنی
α_{LL}	-۰/۲۲۹۸۹۸٤	-۳/۸۷	معنادار
α_{EE}	-۰/۰۲۳۲۹۸۸	-۰/٤٤	بی‌معنی
α_{tt}	-۰/۰۱۳۰۷۹۲	-٦/۹٤	معنادار
α_{KL}	۰/۰۲٦۳۷۱۳	۰/۸۲	بی‌معنی
α_{KE}	۰/۰۷٦۲٦۲٦	۱/۸۵	معنادار
α_{LE}	-۰/۰۷٦۸۲۷	-۱	بی‌معنی
α_{tK}	۰/۰۰٤٤٦٦٤	۱/۳۹	بی‌معنی
α_{tL}	-۰/۰۱٤۳٦۷٤	-۲/۲۱	معنادار
α_{tE}	-۰/۰۰۸۵۲۱۸	-۱/۱۲	بی‌معنی
$\beta_{C\ 2}$	-۰/۸٤۰۳۹٤۲	-۳۰/٦٤	معنادار
$\beta_{C\ \frac{2}{2}}$	-۰/۰۳٤۵۹۳	-۱/٤۸	بی‌معنی
$\delta_{k\ \ 2}$	-۰/۰۵۲۱٦٦۷	-۲/۱٤	معنادار
$\delta_{LC\ 2}$	۰/۱٦۵۸۷۷۷	۳/۱۷	معنادار
$\delta_{E\ \ 2}$	۰/۰۳۰۵۱۷۸	۰/۵۲	بی‌معنی
$\delta_{t(\ 2}$	۰/۰۰۹۱۳۷٤	۲/۲٦	معنادار
B	-۱/۹۷٤٤۱۹	-۲/٤٤	معنادار
C	۰/۲۸٤٦٤۰٤	۲/۳۳	معنادار
σ_u	۰/۱۸٦۷۷۷٦	۵/۸۰	معنادار
σ_ε	۰/۰۲۷٦۸۵۳	۱٦/۸۸	معنادار
$\lambda=\sigma_u/\sigma_\varepsilon$	٦/۷٤٦٤٤٦	۲۱۰/٤۲	معنادار
Log likelihood	۳۲۷/۹٤٦٦		

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از تخمین ML در جدول (٦)، از آن‌جاکه تابع فاصله‌ای هذلولی به صورت یک تابع لگاریتمی بیان شده است؛ بنابراین ضرایب مرتبه اول می‌توانند به عنوان کشش فاصله‌ای هریک از متغیرها بیان گردند. بر اساس تئوری انتظار می‌بود 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 براساس نتایج به دست آمده از تابع فاصله‌ای هذلولی به جز 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 به دست آمده برای آن‌ها چشم پوشی کرد.

می‌توان ضرایب مثبت این نهاده‌ها را این‌گونه توجیه نمود که وضعیت رکودی حاکم بر اقتصاد ایران یکی از عوامل اثر گذار بر بیکاری بوده است. یعنی اقتصاد از همه ظرفیت‌های تولیدی استفاده نمی کند و در نتیجه ظرفیت مازاد وجود دارد. در رابطه با ضریب مثبت مصرف انرژی می‌توان چنین توجیه نمود که براساس آمار ترازنامه‌ی انرژی کشور، یکی از بزرگترین مصرف‌کنندگان انرژی همواره بخش خانگی بوده که در زمره تولیدکنندگان ستانده‌های مطلوب قرار نگرفته و درعوض 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 درحال تغییر است. آماره‌های σ_ε وσ_u پارامترهای مربوط به توزیع جزء اخلال می‌باشند. بر اساس آزمون تعمیم یافته نسبت درست نمائی[1] ملاحظه می‌گردد، مقدار برآورد شده σ_u به شکل معناداری

1. Generalized Likelihood Ratio Test

متفاوت از صفر است. درنتیجه می‌توان استنباط نمود که روش حداکثر درست نمائی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد.

پیش‌بینی کارایی فنی زیست محیطی (ETE[1])

به موقعیتی که درآن 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 $u_{it} = -\ln D_{H,it}$ بیان شده است؛ می‌توان آن‌را 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 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؛ از این رو $\exp(\varepsilon_{it}) = ۱$ بوده و کارایی فنی زیست‌محیطی (ETE) مطابق با رابطه زیر برای هر استان در هرسال به دست خواهد آمد.

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

این رابطه بیان می‌کند که تولیدکننده در چه فاصله‌ای از مرز کارایی قرار دارد و براساس عدد به دست آمده، چگونه می‌تواند با افزایش در ستانده مطلوب و کاهش در ستانده نامطلوب، خود را به مرز کارایی برساند. آمار خلاصه شده‌ای از کارایی فنی زیست محیطی (ETE) کشور، پیش‌بینی شده برای دوره زمانی مورد مطالعه، در جدول زیر آمده است:

جدول۷. خلاصه آمار از ETE کشور برای دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۸۵)

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانگین وزنی	انحراف از معیار	مینیمم	ماکزیمم
ETE	۱۸۰	۰/٦۹٦۱	۰/٥۷۳٤	۰/۱۲۳۸	۰/۲۹٤٦	۰/۹۷۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Environmental Technical Efficiency

میانگین وزنی، متوسط ETE های وزن داده شده به وسیله GDP حقیقی هستند. این عدد نشان می‌دهد؛ کشور ایران می‌تواند با افزایشGDP حقیقی، به طور متوسط به میزان ۷٤/۳۹ درصد (۰/۷٤۳۹۳=۱-۰/۵۷۳٤۱۷÷۱) و کاهش همزمان انتشار CO_2 به ٤۲/٦۵ درصد (۰/٤۲٦۵۸۳=۰/۵۷۳٤۱۷ − ۱)، بدون تغییر در نهاده‌ها و با استفاده از فناوری جاری منجر به بهبود عملکرد تولیدی شده و به کارایی زیست‌محیطی دست یابد.

جدول۸. میانگین کارایی‌های فنی زیست‌محیطی استان‌ها و رتبه‌بندی آن‌ها در طی سال‌های ۱۳۹۰ – ۱۳۸۵

استان‌ها	ETE	رتبه	استان‌ها	ETE	رتبه
آذربایجان شرقی	۰/٦۷۰۷	۲۰	فارس	۰/٦٦۰۰	۲۳
آذربایجان غربی	۰/۷٤۸۹	۸	قزوین	۰/۸۳۲۸	۳
اردبیل	۰/٦٦٤٤	۲۱	قم	۰/۷٤۱۰	۱۰
اصفهان	۰/٦۰۸٦	۲٦	کردستان	۰/۷۲۱۱	۱٤
ایلام	۰/۵۰۳۵	۲۹	کرمان	۰/۷۵۸۸	۷
بوشهر	۰/۷٤۵٤	۹	کرمانشاه	۰/۷۳٦۷	۱۲
تهران	۰/۳٤٦۱	۳۰	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۵۳۳۸	۲۸
چهارمحال و بختیاری	۰/٦۲۵۳	۲۵	گلستان	۰/۷۰٤٤	۱۷
خراسان جنوبی	۰/۷۱۷۷	۱۵	گیلان	۰/٦۸۹۸	۱۸
خراسان رضوی	۰/٦۳٤٦	۲٤	لرستان	۰/۷۰۹۰	۱٦
خراسان شمالی	۰/٦٦۱۵	۲۲	مازندران	۰/٦۷۵٦	۱۹
خوزستان	۰/۵۷۲٤	۲۷	مرکزی	۰/۷۷۷۳	٦
زنجان	۰/۷۲۸۷	۱۳	هرمزگان	۰/۸٦٤٦	۲
سمنان	۰/۷۳٦۹	۱۱	همدان	۰/۷۸۱٦	۵
سیستان و بلوچستان	۰/۸۹۹۹	۱	یزد	۰/۸۳۲۷	٤
میانگین کشوری				۰/٦۹٦۱	

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس جدول (۸)، میانگین ETE کشور در طی سال‌های ۱۳۹۰ -۱۳۸۵ معادل ۰/٦۹٦۱ بوده است. همانطور که گفته شد؛ مقدار عددی ETE، بیانگر میزان فاصله تا

مرز کارایی است. از آن‌جا که بر اساس نتایج قسمت قبلی، تابع فاصله هذلولی انتخاب شده است و در این تابع تنها ستانده مطلوب و نامطلوب مورد تعدیل سازی قرار گرفته‌اند؛ بنابراین برای کاهش فاصله تا مرز کارایی، باید به طور 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:

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

بنابراین افزایش GDP حقیقی، به طور متوسط به میزان ٤٣/٦٦ درصد (۰/٤٣٦٥٧=۱- ۰/٦٩٦١ ÷۱) و کاهش همزمان انتشار CO_2 به ۳۰/۳۹ درصد (۰/۳۰۳۹=۰/٦٩٦١-۱) 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.

ETE مربوط به استان سیستان و بلوچستان (فاصله تا مرز کارایی)، از دیگر استان‌ها بیشتر است. علت آن را چنین می‌توان بیان نمود که سهم تولیدات این استان از GDP حقیقی ایران در طی دوره زمانی مور مطالعه، بسیار کم و حدود ۰/۰۱ بوده است. در این دوره، استان سیستان و بلوچستان در زمره استان‌های توسعه نیافته صنعتی قرار داشته است. حتی میزان اشتغال‌زایی این استان در بخش‌های خدماتی و کشاورزی پایین بوده است. اما ETE مربوط به استان تهران، از دیگر استان‌ها کمتر است. استان تهران در زمره استان‌های توسعه یافته صنعتی قرار داشته است. سهم تولیدات این استان از GDP حقیقی ایران، از سایر استان‌ها بیشتر و حدود ۰/۲۸ بوده است. بیشترین مشاغل خدماتی در این استان و متعلق به بخش خصوصی بوده که میزان انتشار آلاینده‌ها از سوی این مشاغل کمتر از بخش‌های صنعتی و کشاورزی است. بخش بزرگی از آلودگی تهران، مربوط به بخش خانگی و حمل ونقل (بخش‌های غیر تولیدی) می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این مقاله، کارایی فنی زیست‌محیطی در کشور ایران با استفاده از تابع فاصله هذلولی پارامتری برآورد شده است. بر اساس نتایج، کشور ایران پتانسیل بالایی برای کاهش انتشار آلاینده CO_2 و به‌طور همزمان افزایش GDP دارد. افزایش GDP حقیقی، به طور متوسط به میزان ٤٣/٦٦ درصد (۰/٤٣٦٥٧=۱-۰/٦٩٦١ ÷۱) و کاهش همزمان انتشار CO_2 به ۳۰/۳۹ درصد (۰/۳۰۳۹=۰/٦٩٦١-۱)، بدون تغییر در نهاده‌ها و با استفاده از فناوری جاری[1] منجر به بهبود عملکرد تولیدی کشور و دستیابی به کارایی می‌شود. کارایی فنی زیست‌محیطی در استان‌ها مختلف، متفاوت است. برای اکثر استان‌های کشور، کارایی فنی زیست‌محیطی در طول زمان در حال کاهش بوده و روند نزولی داشته است. در میان استان‌ها، تهران دارای کمترین و سیستان و بلوچستان دارای بیشترین ETE هستند.

با اندازه‌گیری کارایی فنی زیست‌محیطی و انرژی استان‌ها، می‌توان برای هر استان به ارائه‌ی اهداف جداگانه‌ای پرداخت. به‌طوری‌که برای استان‌های با کارایی انرژی کمتر، که پتانسیل بیشتری برای کاهش مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌ها خواهند داشت؛ اهداف جداگانه‌ای نسبت به سایر استان‌ها طرح گردد. ایران کشوری در حال توسعه است. نهاده‌ها در ایران بیشتر مکمل یکدیگرند تا جانشین یکدیگر. به نظر می‌آید بیشتر تولیدات در ایران با تجمع سرمایه‌های فیزیکی صورت می‌گیرند؛ زیرا:

۱. با وجود نیروی کار بیکار، باز هم ظرفیت‌های خالی اما نیازمند به نیروی کار در جامعه وجود دارند که به دلایل مختلف نظیر عدم وجود بودجه، از استخدام سر باز می‌زنند و گاهاً این عدم تمایل به استخدام از سوی نیروی کار به خصوص نیروی کار تحصیل‌کرده است که هر شغلی را نمی‌پذیرد.
۲. بیشتر انرژی در ایران در بخش خانگی مصرف می‌شود؛ بخشی که مصرف‌کننده است و نه تولیدکننده. بخش خانگی همراه با بخش حمل و نقل و نیروگاه‌ها، بر

---

۱. علت بیان ((بدون تغییر در نهاده‌ها)) این است که، پیش بینی 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.

اساس آمارهای ترازنامه انرژی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۵، در انتشار آلاینده‌ها بزرگتـرین سهم را دارا می‌باشند.

بنابراین اقتصادهایی که بیشتر از طریق تجمع سرمایه فیزیکی رشد می‌کنند، باعث افزایش آلودگی نیز می‌شوند. از سوی دیگر در اقتصادهایی که سطح فعالیت اقتصادی پایینی دارند، قوانین و الزامات زیست‌محیطی که از سوی دولت مقرر شده و به صنایع تحمیل می‌شوند، ناکارآمد هستند. زیرا کاهش آلودگی نیازمند صرف هزینه است.

در نهایت، نتایج این تحقیق می‌تواند مورد استفاده سیاست‌گذاران، سازمان برنامه و بودجه و سازمان حفاظت از محیط زیست قرار گیرد.

منابع و ماخذ

الف) فارسی

دریجانی، علی؛ شرزه‌ای، غلامعلی؛ یزدانی، سعید؛ پیکانی، غلامرضا؛ صدرالاشرافی، سید مهریار (۱۳۸٤)؛ "برآورد کارایی زیست‌محیطی با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی: مطالعه موردی کشتارگاه‌های دام استان تهران"، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال سیزدهم، شماره۵۱، پاییز۱۳۸٤، صفحات ۱٤۵-۱۱۳.

رضائی، علی؛ آماده، حمید؛ محمدی، تیمور (۱۳۹۱)؛" تحلیل بهره‌وری و کارایی زیست‌محیطی در کشورهای منتخب وارد کننده و صادرکننده منابع انرژی فسیلی: رویکرد تابع فاصله ای جهت‌دار"، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال اول، شماره۲، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۱۲٦-۹۳.

سیفی، احمد؛ سلیمی فر، مصطفی؛ فنودی، هانیه (۱۳۹۲)؛ "اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی: بررسی موردی نیروگاه‌های حرارتی تولید برق در استان‌های خراسان جنوبی، رضوی و شمالی"، *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال دوم، شماره۷، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ٤۱-۱۷.

صادقی، سید کمال؛ اکبری، اکرم؛ ممی‌پور، سیاب (۱۳۹۱)؛ "بررسی رابطه کوزنتسی در کشورهای اسلامی منتخب با تأکید بر کارایی محیط زیست. *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*"، سال اول، شماره۲، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۱٤۸-۱۲۷.

مهرگان، نادر، دلیری، حسن (۱۳۸۹)؛ "*کاربرد استتا در آمار و اقتصاد سنجی*"، نورعلم و دانشکده علوم اقتصادی، تهران، چاپ اول.

ب) لاتین

Coelli, Tim, Perelman, Sergio (1999);" Technical efficiency of European railways: a distance function approach", *Applied Economics*, 32, 1967–1976.

Cuesta, Rafael.A, Knox Lovell, C.A, Zofio, Jose.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.

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

Goto, M, Otsuka, A, Sueyoshi, T (2014)." DEA (Data Envelopment Analysis) assessment of operational and environmental efficiencies on Japanese regional industries". *Energy*, 66, 535-549.

Graham, M (2004)." Environmental Efficiency: meaning and measurement

and application to Australian dairy farms". Presented at the 48th Annual AARES Conference, Melbourne, Victoria, February 2004.

Kumbhakar, Subal C (1990); "Production frontier, panel data and time-varying technical efficiency", *Journal of Econometrics*, 46, 201–212.

Li, X-G, Yang, J, Liu, X-J (2013)." Analysis of Beijing's environmental efficiency and related factors using a DEA model that considers undesirable outputs", *Mathematical and Computer Modelling* 58, 956–960.

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

Vlontzos, G, Niavis, S, Manos, B (2014)." A DEA approach for estimating the agricultural energy and environmental efficiency of EUcountries", *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 40, 91–96.

Zhang, Zibin, Ye, Jianliang (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.

Analysis of Environmental Technical Efficiency in the Provinces of Iran

Seyed Abdolmajid Jalaee Esfand Abadi[G]
Zeynol Abedin Sadeghi[GG]
Paria Parsa[GGG]

Abstract

This paper extends recently developed parametric hyperbolic distance function to the analysis of environmental technical efficiency for a panel data of 30 provinces in Iran from 2006 -2011.The results show that average of environmental technical efficiency in Iran, from 2006-2011, has been 0.6961. So that, real GDP increased by an average of 43.66 percent and the simultaneous reduction CO_2 emissions to 39.30 percent, without any change in inputs and only using current technology, resulting in improved performance production country and achieve efficiency. The results show that, for most provinces, the technical environmental efficiency has been on the decline over time, and has been a downward trend. Among the provinces, Tehran has the least and Sistan - Baluchestan has the highest environmental technical efficiency. Finally, with measurement of environmental technical efficiency provinces can be paid for to provide separate targets. So that for the provinces with lower energy efficiency will have the greater potential for reducing energy consumption and emissions, compared with other provinces based on separate goals.

Keywords: The Provinces of Iran, Environmental Technical Efficiency, Hyperbolic Distance Function
***JEL classification**: D24, Q43, Q53*

* Professor of Economics, Faculty of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. (Corresponding Author) Email: Jalaee@gmail.com
** Assistant professor of Economics, Faculty of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. Email: Abed_sadeghi@yahoo.com
*** M.Sc. Student in Energy Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. Email:paria_parsa1988@yahoo.com
Received:1/2/2016 **Accepted:10/10/2016**