

برآورد اثر بازگشتی انرژی در گستره اقتصاد ایران

فرشته محمدیان^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۲/۱۹

چکیده

هدف اصلی از نگارش این مقاله، برآورد اثر بازگشتی انرژی در گستره اقتصاد ایران است. در این راستا، در مقاله حاضر مبتنی بر تفسیر اثر بازگشتی بروکس در ترکیب با معادله تجزیه و تحلیل نیروهای محرکه تغییرات زیست‌محیطی، روشی متفاوت برای برآورد اثر بازگشتی گستره اقتصاد ایران ارائه شده است. سپس با استفاده از مدل فضا حالت، اندازه اثر بازگشتی انرژی در گستره اقتصاد ایران در دوره ۱۳۹۶-۱۳۴۶ برآورد گردید. نتایج، نشان می‌دهد که میانگین سالیانه اثر بازگشتی در دوره مورد بررسی، ۵۷ درصد است. در زیردوره‌های مورد بررسی نیز بجز برای دوره ۱۳۶۷-۱۳۵۷ اثر بازگشتی انرژی قابل توجه بوده و روندی صعودی دارد که باعث شده است، صرفه‌جویی واقعی انرژی بسیار کمتر از صرفه‌جویی بالقوه باشد. با نظر به تأثیر قابل توجه اثر بازگشتی بر صرفه‌جویی انرژی کشور، جهت کاهش اثر بازگشتی و افزایش میزان صرفه‌جویی انرژی توصیه می‌شود، الف) در هنگام طراحی اهداف و سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی، اندازه اثر بازگشتی لحاظ شود؛ زیرا کم یا بیش برآورد این اثر، موجب می‌شود که میزان صرفه‌جویی واقعی انرژی، بیشتر یا کمتر از مقدار پیش بینی شده آن باشد، ب) برای صرفه‌جویی انرژی، نباید صرفاً بر بهبود کارایی انرژی تکیه شود؛ زیرا اگر این سیاست‌ها با اقدامات قیمتی مناسب همراه نباشند، بخش عمده‌ای از صرفه‌جویی بالقوه، به دلیل اثر بازگشتی در عمل محقق نخواهد شد. البته صرف تکیه بر سیاست‌های قیمتی و رها کردن سیاست‌های کارایی انرژی نیز همین نتیجه را خواهد داشت.

واژگان کلیدی: اثر بازگشتی انرژی، مدل فضا حالت، پیشرفت تکنولوژی، ایران

طبقه‌بندی JEL: Q43, Q48, C22

مقدمه

انرژی به عنوان یک عامل مهم تولید و همچنین یکی از ضروری‌ترین محصولات نهایی، جایگاه ویژه‌ای در توسعه اقتصادی دارد. با توجه به گستردگی منابع انرژی در ایران و همچنین تأثیرات سوء مصرف انرژی بر آلودگی هوا و تغییرات آب و هوایی، برنامه‌ریزی برای مصرف انرژی اهمیت فراوان دارد (آرمن و زارع، ۱۳۸۸: ۶۷). به منظور مدیریت مصرف انرژی، دولت‌ها اقدامات متعددی را به کار می‌گیرند که از جمله این اقدامات، سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی متکی بر بهبود کارایی انرژی است. با این حال، اگرچه بهبود کارایی انرژی ناشی از پیشرفت تکنولوژی، می‌تواند مصرف انرژی را به طور مستقیم کاهش دهد، اما، پیشرفت تکنولوژی و بهبود کارایی انرژی، می‌تواند رشد اقتصادی را ارتقا بخشد و در نتیجه، تقاضای جدیدی برای انرژی ایجاد کند. بنابراین، انرژی صرفه‌جویی شده به وسیله بهبود کارایی انرژی، تا حدی با افزایش مصرف انرژی جبران می‌شود. این بخش از دست رفته از صرفه‌جویی بالقوه انرژی، به عنوان "اثر بازگشتی"^۱ تعریف می‌شود (Berkhout *et al.*, 2000).

اثر بازگشتی از آنجا ناشی می‌شود که ارتقای کارایی انرژی باعث کاهش قیمت‌های مؤثر انرژی خواهد شد و با توجه به اثرات جانمایی^۲، درآمدی^۳، ثانویه^۴، گستره اقتصاد^۵ و تبدیل^۶، اثر بازگشتی رخ می‌دهد (Hertwich, 2005). اثرات بازگشتی را می‌توان به اثر بازگشتی مستقیم، اثر بازگشتی غیرمستقیم و اثر بازگشتی گستره اقتصاد طبقه‌بندی کرد (Greening *et al.*, 2000). اثر بازگشتی مستقیم که ابتدا توسط خازوم (Khazzoom, 1980) مطرح شد، بیانگر آن است که بهبود کارایی

1. Rebound Effect (RE)

۲. Substitution Effects: به دنبال افزایش کارایی یک انرژی خاص، قیمت خدمات آن نوع انرژی کاهش، و در نتیجه، تقاضا برای خدمات آن انرژی افزایش می‌یابد. با افزایش تقاضای خدمات انرژی، تقاضای انرژی افزایش خواهد یافت.

۳. Income Effects: به دنبال افزایش کارایی انرژی، قیمت خدمات انرژی کاهش، و در نتیجه، درآمد در دسترس، و نیز تقاضا برای سایر کالاهای انرژی‌بر افزایش می‌یابد، و از این رو، تقاضای انرژی افزایش خواهد یافت.

۴. Secondary Effects: ارتقاء کارایی انرژی باعث کاهش هزینه تولید کالاهای انرژی‌بر شده، و در نتیجه، تقاضا برای این کالاها و به تبع آن، تقاضا برای انرژی افزایش می‌یابد.

۵. Economy Wide Effects: اگر ارتقای کارایی انرژی باعث کاهش تقاضای آن شود، قیمت انرژی کاهش می‌یابد و به دلیل کاهش قیمت انرژی، تقاضای انرژی افزایش خواهد یافت.

۶. Transformational Effects: ارتقای کارایی در پی تغییرات تکنولوژی رخ می‌دهد و تغییرات تکنولوژی پتانسیل (توان) تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان، اصلاح نهادهای اجتماعی و بازاریابی ساختار تولیدی را دارد.

انرژی، به افزایش تقاضای خدمات انرژی و در نتیجه، افزایش مصرف خدمات انرژی منجر می‌شود. همین امر سبب می‌گردد که کاهش مورد انتظار مصرف انرژی تحقق نیابد و اثر بازگشتی ایجاد شود. از این رو می‌توان اظهار داشت که اثر بازگشتی مستقیم با اثرات جانشینی مرتبط است. در اثر بازگشتی غیرمستقیم، با افزایش کارایی انرژی، قیمت خدمات انرژی کاهش و درآمد واقعی مصرف‌کننده افزایش می‌یابد که این امر، موجب افزایش تقاضای سایر کالاها و خدمات می‌شود و از آنجا که برای تولید این کالاها و خدمات، به نهاده انرژی نیاز است، مصرف انرژی افزایش می‌یابد. از این رو، می‌توان اظهار داشت که اثر بازگشتی غیرمستقیم با اثر درآمدی مرتبط است. اثر بازگشتی گستره اقتصاد نیز مربوط به واکنش همه بخش‌های اقتصاد به بهبود کارایی انرژی است (Wei and Liu, 2017).

در اثر بازگشتی گستره اقتصاد، کاهش قیمت حقیقی خدمات انرژی، قیمت کالاهای واسطه‌ای و نهایی را کاهش می‌دهد که سبب یک سری تطبیق‌های جدید در قیمت‌ها و مقادیر تعادلی در اقتصاد می‌شود. همچنین افزایش کارایی انرژی، رشد اقتصادی را بالا می‌برد که در نتیجه افزایش رشد اقتصادی نیز مصرف انرژی افزایش می‌یابد (رفیعی و همکاران، ۱۳۹۸: ۹۱). بنابراین، می‌توان اظهار داشت که اثر بازگشتی مستقیم در سطح اقتصاد خرد رخ می‌دهد، در حالی که اثر بازگشتی غیرمستقیم و اثر بازگشتی گستره اقتصاد، به ترتیب، در سطوح میانی و کلان اقتصادی رخ می‌دهند. اهمیت اثر بازگشتی، از آنجا است که باعث کاهش منافع حاصل از بهبود کارایی انرژی در زمینه صرفه‌جویی انرژی می‌شود. در این زمینه براکوی و همکاران (Brockway et al., 2021) با بررسی ۳۳ مطالعه تجربی (۲۱ مطالعه با مدل‌های CGE^۱ و ۱۲ مطالعه با مدل‌های غیر CGE^۲) شواهدی در مورد اندازه بازگشتی در گستره اقتصاد ارائه کردند. میانگین (میانگین) اثر بازگشتی برآورد شده در مطالعات CGE، به ترتیب، ۵۸ (۵۵) درصد است.

بررسی‌ها نشان می‌دهد که اندازه اثر بازگشتی در مطالعات CGE، به شدت وابسته به ویژگی‌های اقتصاد مورد بررسی (کشش عرضه سرمایه و نیروی کار، کشش تقاضای محصول در بخش‌های مختلف اقتصاد، شدت انرژی بخش‌ها، قابلیت جانشینی بین حامل‌های مختلف انرژی و قابلیت جانشینی بین انرژی و سایر عوامل تولید) است. در ۱۲ مطالعه غیر CGE نیز متوسط اثر بازگشتی ۷۱ درصد است. نکته جالب اینکه در ۱۰ مطالعه، میزان اثر بازگشتی بیش از ۵۰ درصد برآورد شده و در ۳ مورد، مقدار اثر بازگشتی حتی از ۱۰۰ درصد هم بیشتر است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر بازگشتی

۱. این مطالعات در کشورهای سوئد (۳ مطالعه)، نروژ و انگلستان (۳ مطالعه)، اسکاتلند و اسپانیا (۲ مطالعه)، آمریکا، ایتالیا و چین (۲ مطالعه)، ۴ مطالعه بین‌کشوری و جهانی، آلمان، استرالیا و ایران انجام شده‌اند.

2. Computable General Equilibrium

۳. این مطالعات در کشورهای چین (۴ مطالعه)، سوئد، آمریکا و ۶ مطالعه بین‌المللی و بین‌کشوری انجام شده‌اند.

انرژی در گستره اقتصاد، می‌تواند بیش از ۵۰ درصد صرفه‌جویی پیش‌بینی شده در انرژی را تحلیل ببرد. بر این اساس براكوی و همکاران (Ibid) بر لحاظ کردن اندازه اثر بازگشتی در تدوین سیاست‌های مدیریت تقاضای انرژی تأکید می‌کنند؛ به طوری که کم برآورد یا بیش برآورد این اثر، موجب می‌شود که میزان صرفه‌جویی واقعی انرژی، بیشتر یا کمتر از مقدار مورد انتظار باشد. بنابراین، هدف و سیاست صرفه‌جویی انرژی می‌تواند به طور عقلانی، تنظیم و به طور مؤثری عملی شود، فقط در صورتی که سیاست‌گذاران، اثر بازگشتی را به حساب آورند.

از این رو، لازم است یک بررسی تجربی در مورد اثر بازگشتی گستره اقتصاد ایران انجام شود تا سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی، به نحو مؤثرتری تدوین شوند. مطالعات صورت گرفته در ایران برای برآورد اثر بازگشتی یا از شوک کارآیی انرژی با به کارگیری مدل‌های CGE (خوشکلام خسروشاهی، ۱۳۹۹؛ رفیعی و همکاران، ۱۳۹۸؛ سلیمیان و همکاران، ۱۳۹۷) و یا از کشش قیمتی تقاضای انرژی (خوشکلام خسروشاهی و مهدوی، ۱۳۹۷؛ اسماعیل‌نیا و اختیاری نیکجه، ۱۳۹۱؛ سالم و اکابری تفتی، ۱۳۹۶) استفاده کرده‌اند.

در دسته اول، از آنجا که مدل CGE تجزیه و تحلیل شبیه‌سازی را با استفاده از نرخ فرضی رشد کارآیی انرژی (مثلاً ۵ یا ۱۰ درصدی) انجام می‌دهد، دستیابی به اثر بازگشتی واقعی ناشی از تغییر کارآیی انرژی، دشوار خواهد بود. در دسته دوم، برای برآورد کشش قیمتی انرژی، به داده‌های قیمت انرژی نیاز است و در ایران، چون قیمت‌های انرژی توسط مکانیسم بازار تعیین نمی‌شوند، داده‌های مربوطه، منعکس‌کننده عکس‌العمل عاملان اقتصادی نیست.

از این رو در مقاله حاضر، اثر بازگشتی، به روشی برآورد می‌شود که نیازی به شوک فرضی کارآیی و داده‌های قیمت انرژی ندارد. در این راستا، ساختار مقاله به این شرح است که در بخش بعدی، مبانی نظری؛ سپس پیشینه پژوهش، داده‌ها و روش برآورد اثر بازگشتی؛ بعد از آن، تخمین و تحلیل نتایج و در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

مبانی نظری

با توجه به مکانیسم اثر بازگشتی گستره اقتصاد، بروکس (Brookes, 1990b; 1992; 1993) بیان کرد که به عنوان یکی از روش‌های پیشرفت تکنولوژی، افزایش کارآیی انرژی، می‌تواند بهره‌وری را بهبود بخشد، هزینه تولید را کاهش دهد و بنابراین، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد. علاوه بر این، رشد اقتصادی، تقاضای انرژی بیشتری ایجاد می‌کند؛ زیرا تقاضای خدمات انرژی، به سطح درآمد مصرف‌کنندگان و تقاضای تولیدکنندگان برای نهاده انرژی بستگی دارد. دو بحث مهم «بروکس» در رابطه با ارتباط بین مصرف انرژی، پیشرفت تکنولوژی و رشد اقتصادی را می‌توان به شرح زیر توصیف کرد.

۱. استدلال "بهره‌وری": با وجود جانشینی انرژی برای سایر نهاده‌ها، افزایش استفاده از اشکال کارا تر انرژی، می‌تواند پیشرفت تکنولوژی را تحریک کند، TFP^1 را به طور قابل ملاحظه‌ای بهبود بخشد، رشد اقتصادی را ارتقا دهد و باعث افزایش مصرف انرژی شود.

۲. استدلال "تطابق": در نتیجه شوک قیمت انرژی ناشی از بهبود کارایی انرژی، عرضه و تقاضای انرژی، به تعادل جدیدی در سطحی بالاتر-نسبت به هنگامی که کارایی انرژی بدون تغییر باقی بماند- دست خواهند یافت (Brookes, 1984).

به همین ترتیب، دو نوع مکانیسم انتقال اثر بازگشتی گستره اقتصاد وجود دارد: الف) بهبود کارایی انرژی که به پیشرفت تکنولوژی (بهبود بهره‌وری) منجر می‌شود، بهبود بهره‌وری رشد اقتصادی را تسریع می‌کند و تسریع رشد اقتصادی مصرف انرژی را افزایش می‌دهد؛ ب) بهبود کارایی انرژی که به کاهش قیمت انرژی (هزینه تولید) منجر می‌شود؛ کاهش قیمت انرژی، تقاضای انرژی را افزایش می‌دهد و افزایش تقاضا، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد.

مطابق مکانیسم (ب)، در مطالعاتی که اثر بازگشتی را از طریق محاسبه کشش قیمتی خدمات انرژی برآورد می‌کنند، ممکن است اثر بازگشتی کمتر از حد برآورد شده باشد؛ زیرا تغییر هزینه نهاده سرمایه ناشی از بهبود کارایی انرژی در مدل برآورد منعکس نمی‌شود (Sorrell & Dimitropoulos, 2008).

سورل (Sorrell, 2009) اظهار داشت که مهمترین بینش از کار بروکس، این است که بهبود بهره‌وری انرژی اغلب با پیشرفت‌های متناسب بزرگتر TFP ، همراه است (یعنی مکانیسم الف)). بنابراین، بر اساس مکانیسم (الف) در ترکیب با معادله $IPAT^2$ ، یک روش برآورد اثر بازگشتی انرژی گستره اقتصاد ارائه می‌شود. برتری استفاده از مکانیسم (الف) در این است که برخلاف مکانیسم (ب)، در مکانیسم (الف)، از قیمت انرژی برای برآورد اثر بازگشتی استفاده نمی‌شود و این ویژگی برای کشوری مانند ایران که در آن قیمت‌های انرژی مبتنی بر منطق بازار تعیین نمی‌شوند و بیشتر تحت تأثیر دخالت دولت هستند، ویژگی مناسبی است.

به استناد مطالعه برخوت و همکاران (Berkhout *et al.*, 2000) و برخی مطالعات دیگر (Jin, 2007; Haas & Biermayr, 2000; Druckman *et al.*, 2011) اثر بازگشتی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$RE = \frac{PS-AS}{PS} \times 100\% = \left(1 - \frac{AS}{PS}\right) \times 100\% \quad (1)$$

1. Total Factor Productivity

۲. $IPAT$ ، که بعضاً به صورت معادله $I = PAT$ یا $I = P \times A \times T$ نوشته می‌شود، این ایده را بیان می‌کند که اثر زیست‌محیطی (I) محصول سه عامل جمعیت (P)، رونق (A) و تکنولوژی (T) است.

که در آن، RE^1 ، PS^2 و AS^3 به ترتیب، اثر بازگشتی، صرفه‌جویی بالقوه و صرفه‌جویی واقعی انرژی را نشان می‌دهند.

کلید برآورد اثر بازگشتی به برآورد صرفه‌جویی بالقوه (PS) ناشی از افزایش کارایی انرژی و مصرف اضافی انرژی (AE^4) ناشی از اثر تکنولوژی، مرتبط است. بنابراین، می‌توانیم اثر بازگشتی را به شرح زیر تعریف کنیم:

$$RE = \frac{AE}{PS} \times 100\% \quad (2)$$

در مرحله بعد، بر اساس معادله IPAT و استدلال بروکس در مورد رابطه بین کارایی انرژی، پیشرفت تکنولوژیکی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی، می‌توان یک مدل برآورد اثر بازگشتی را استنباط کرد. اتحاد معروف IPAT که توسط ارلیچ و هولدرن (Ehrlich & Holdren, 1971) پیشنهاد شده، معادلاتی کلاسیک برای ارزیابی تأثیر فعالیت‌های انسانی بر محیط‌زیست است که محرک‌های اصلی اثر زیست‌محیطی (I^5) را به صورت اندازه جمعیت (P^6)، رونق (A^7)، تولید سرانه) و تکنولوژی (T^8)، مؤثر بر هر واحد فعالیت اقتصادی) تعریف می‌کند و به صورت $I=P*A*T$ معروف است. از این معادله هنوز هم برای تجزیه و تحلیل نیروهای محرکه تغییرات زیست‌محیطی استفاده می‌شود (York et al., 2002).

در سطح اقتصاد کلان، شدت انرژی یکی از محبوب‌ترین شاخص‌ها برای سنجش کارایی انرژی یک کشور یا منطقه است زیرا پیشرفت در کارایی انرژی اغلب به وسیله کاهش شدت انرژی نشان داده می‌شود. اندازه‌گیری کارایی انرژی از طریق مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی، هنگامی که تغییرات ساختار نهاده انرژی اندک باشد، مناسب و عملی است (Wei & Liao, 2010). از این رو، شدت انرژی را به عنوان پروکسی کارایی انرژی برای استنباط روش برآورد در نظر می‌گیریم. بنابراین، اگر اثر زیست‌محیطی به وسیله مصرف انرژی (E^9) و محصول (ستانده) توسط تولید ناخالص داخلی (GDP) منعکس شود و EI^10 پروکسی کارایی انرژی، نمایانگر مصرف انرژی به ازای

1. Rebound Effect
2. Potential Saving
3. Actual Saving
4. Additional Energy Consumption
5. Environmental Impact
6. Population Size
7. Affluence
8. Technology
9. Energy Consumption
10. Energy Intensity

هر واحد تولید ناخالص داخلی، یعنی شدت انرژی و P جمعیت باشد، آنگاه معادله IPAT را می‌توان به شرح زیر نشان داد:

$$E = P \times \frac{GDP}{P} \times EI \quad (۳)$$

با تعریف $Y = P \times \frac{GDP}{P}$ می‌توان معادله (۳) را به صورت زیر ساده کرد:

$$E = Y \times EI \quad (۴)$$

فرض کنید مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی در سال t به ترتیب، با نمادهای E_t ، Y_t و EI_t نمایش داده شوند، آنگاه بر اساس معادله (۴) تغییر مصرف انرژی از سال t به سال $t+1$ یعنی ΔE_{t+1} را می‌توان به صورت زیر تجزیه کرد:

$$\begin{aligned} \Delta E_{t+1} &= E_{t+1} - E_t = Y_{t+1} \times EI_{t+1} - Y_t \times EI_t \\ &= (Y_{t+1} \times EI_{t+1} - Y_{t+1} \times EI_t) + (Y_{t+1} \times EI_t - Y_t \times EI_t) \\ &= Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1} + EI_t \times \Delta Y_{t+1} \end{aligned} \quad (۵)$$

عوامل مؤثر بر تغییرات مصرف انرژی را می‌توان به سه عامل اثر ساختاری^۱، اثر شدت انرژی^۲ و اثر فعالیت^۳ تجزیه کرد. اثر ساختاری، تغییر در مصرف انرژی ناشی از تغییر در ترکیب یا سهم فعالیت‌های اقتصادی خواهد بود؛ اثر شدت انرژی، نشان‌دهنده میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید است و اثر فعالیت، تغییر در کل مصرف انرژی ناشی از تغییر در تولید و حجم فعالیت‌ها است (Cahill & O'Gallachóir, 2010). از این رو، بر اساس معادله (۵) تغییر مصرف انرژی را می‌توان به دو بخش تجزیه کرد. بخش اول $Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1}$ نشان‌دهنده تغییر مصرف انرژی ناشی از تغییر کارایی انرژی است. با فرض ثبات سایر شرایط، اگر کارایی انرژی افزایش (کاهش) یابد، شدت انرژی کاهش (افزایش) می‌یابد، و ΔEI_{t+1} منفی (مثبت) خواهد بود و مصرف انرژی کاهش (افزایش) خواهد یافت.

در واقع این بخش شبیه اثر شدت انرژی در بحث تجزیه مصرف انرژی است. بخش دوم $EI_t \times \Delta Y_{t+1}$ نشان‌دهنده تغییر مصرف انرژی ناشی از تغییر مقیاس تولید (رشد اقتصادی) است. با این فرض که شدت انرژی (کارایی انرژی) بدون تغییر باقی می‌ماند. اگر مقیاس تولید گسترش یابد (کوچک شود)، ΔY_{t+1} مثبت (منفی) خواهد بود و مصرف انرژی، افزایش (کاهش) خواهد یافت که این همان اثر فعالیت در بحث تجزیه مصرف انرژی است. علاوه بر این، تغییر مصرف انرژی ناشی از تغییر مقیاس تولید در سال $t+1$ نیز می‌تواند به دو بخش زیر تجزیه شود.

$$EI_t \times \Delta Y_{t+1} = \rho_{t+1} \times EI_t \times \Delta Y_{t+1} + (1 - \rho_{t+1}) \times EI_t \times \Delta Y_{t+1} \quad (۶)$$

1. Structural Effect
2. Energy Intensity Effect
3. Activity Effect

که در آن، ρ_{t+1} بیانگر سهم پیشرفت تکنولوژی در رشد اقتصادی در سال $t+1$ است. قسمت اول معادله (۶)، $\rho_{t+1} \times EI_t \times \Delta Y_{t+1}$ نمایانگر مصرف انرژی ناشی از اثر بازگشتی ناشی از گسترش تولید (رشد اقتصادی) ناشی از پیشرفت تکنولوژی ناشی از بهبود کارایی انرژی (یعنی مکانیسم (الف)) است.^۱ بخش دوم، $(1 - \rho_{t+1}) \times EI_t \times \Delta Y_{t+1}$ نشان دهنده تغییر مصرف انرژی ناشی از گسترش تولید ناشی از سایر عوامل است.

بنابراین بر اساس معادله (۲) و (۵)، در سال $t+1$ ، صرفه‌جویی بالقوه ناشی از بهبود کارایی انرژی (کاهش شدت انرژی) معادل $PS_{t+1} = -Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1}$ است، در حالی که بر اساس معادله (۶)، مصرف انرژی ناشی از اثر بازگشتی ناشی از مکانیسم (الف) معادل $TE_{t+1} = \rho_{t+1} \times EI_t \times \Delta Y_{t+1}$ است. بنابراین مطابق معادله (۲)، فرمول برآورد اثر بازگشتی در سال $t+1$ را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$RE_{t+1} = \frac{\rho_{t+1} \times EI_t \times \Delta Y_{t+1}}{-Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1}} \times 100\% \quad (7)$$

با توجه به معادله (۷)، کلید برآورد اثر بازگشتی، تخمین دقیق سهم پیشرفت تکنولوژی (ρ) در رشد اقتصادی از طریق یک روش مناسب است. با رجوع به مطالعات مرتبط (به عنوان مثال، Zhou & Lin, 2007؛ Liu & Liu, 2008؛ Guo et al., 2010) ρ را می‌توان به عنوان نسبت نرخ پیشرفت تکنولوژی (g_T) به نرخ رشد اقتصادی (g_Y) بیان کرد.

$$\rho = \frac{g_T}{g_Y} \quad (8)$$

۱. شایان ذکر است همان‌طور که در برخی مطالعات (Schipper & Grubb, 2000; Jaccard & Bataille, 2000) ذکر شده است، تغییرات ساختاری در اقتصاد، نقش مهمی در اثر بازگشتی ایفا می‌کند. هنگامی که تغییرات ساختاری در نظر گرفته می‌شود، ρ می‌تواند به عنوان پارامتر اثر تغییرات ساختاری، منعکس‌کننده سهم تغییرات ساختاری در رشد اقتصادی، ملاحظه شود تا یک پارامتر اثر تکنولوژی؛ و مقدار آن را می‌توان با استفاده روش IDA، از جمله شاخص‌های لاسپیرز و AWD برآورد کرد (Greening et al., 1996). در این مورد، اثر بازگشتی برآوردی ناشی از تغییرات ساختاری است. با این حال، این کار فراتر از محدوده و هدف این مطالعه است؛ زیرا نیاز به پایه‌های تئوریک دیگری برای تصدیق دارد. از این رو، در این مقاله، از تعریف اولیه (اصلی) اثر بازگشتی برخوت و همکاران (Berkhout et al., 2000) و ایده استدلال "بهره‌وری" بروکس پیروی می‌کنیم و بر اثر تکنولوژی برای برآورد اثر بازگشتی گسترده اقتصاد، تمرکز می‌شود.

مطالعات فعلی، از SRM^1 برای تخمین g_T و ρ استفاده کرده‌اند، اما SRM نواقصی دارد. اول، اینکه "باقیمانده سولو" را کاملاً به پیشرفت تکنولوژی در SRM نسبت دهیم، نامعقول (غیرمنطقی) بوده، زیرا "باقیمانده سولو"، که به عنوان همه "عوامل ناشناخته" رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود، نه تنها نشان دهنده عوامل ناشناخته محرک رشد است بلکه انواع خطاها و اختلافات در مفهوم را نیز شامل می‌شود و بنابراین، در حذف آثار خطاهای اندازه‌گیری بر نتایج برآورد شده، شکست می‌خورد (Lin & Liu, 2012; Zheng, 1999). دوم، باقیمانده سولو، قادر به بازتاب دقیق سهم عملی (واقعی) پیشرفت تکنولوژی در رشد اقتصادی نیست؛ زیرا حاوی عواملی بسیار گسترده بوده (Xu et al., 2006)، بویژه برای ایران، که کشوری در حال توسعه است. چنین کمبودهایی ناگزیر به نتایج تورش‌دار (اریب) منجر خواهد شد. از این رو برای دستیابی به نتایج دقیق‌تر، اتخاذ روش‌های دیگر ضروری است.

اگرچه برخی از مطالعات (به عنوان مثال، Lin & Liu, 2012) روش ناپارامتریک DEA^2 را برای حل مسأله فوق به کار برده‌اند، اما این روش به جای محاسبه نرخ‌های محض (مطلق) پیشرفت تکنولوژی، فقط نرخ‌های نسبی پیشرفت تکنولوژی را در بین مقاطع مختلف به دست می‌آورد و قادر به تجزیه و تحلیل مدل سری زمانی تک نمونه‌ای نیست. علاوه بر این، کاستی اصلی روش DEA این است که باقیمانده تصادفی را نادیده گرفته است و تمام انحرافات به عنوان عوامل ناکارا تفسیر شده‌اند. از این رو، این روش در برابر اثر خطای آماری آسیب‌پذیر است و بنابراین، به داده‌های با کیفیت بالا نیاز دارد (Battese et al., 2000; Gan & Zheng, 2009).

با در نظر گرفتن محدودیت‌های فوق، مدل فضا حالت را برای برآورد نرخ‌های پیشرفت تکنولوژی (g_T) به کار می‌بریم. این روش، با نرخ پیشرفت تکنولوژی به عنوان متغیری رفتار می‌کند که به طور مستقیم قابل مشاهده نیست و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی^۳ و فیلتر کالمن^۴ آن را برآورد می‌کند. مدل فضا حالت دو فرض اساسی دارد: اول، یک رابطه عملکردی خاص بین پیشرفت تکنولوژی، عوامل تولید و تولید واقعی وجود دارد؛ دوم، پیشرفت تکنولوژی از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول $AR(1)^5$ پیروی می‌کند. در مقایسه با SRM ، بزرگترین مزیت مدل فضا حالت این است که با پیشرفت تکنولوژی، به عنوان یک متغیر حالت مستقل به جای یک باقیمانده، رفتار می‌شود. این طرز رفتار، این امکان را می‌دهد که پیشرفت تکنولوژی را از باقیمانده جدا کنیم و آثار خطاهای

1. Solow Remainder Method
2. Data Envelopment Analysis
3. Maximum Likelihood Method
4. Kalman Filter
5. First-Order Auto-Regression

اندازه‌گیری بر نتایج برآوردی را تا حد زیادی از بین ببریم. بنابراین، نرخ پیشرفت تکنولوژی برآورد شده به این روش، دقیق‌تر از آن نرخ است که توسط SRM معمولی تخمین زده می‌شود (Guo & Jia, 2005). از این رو، با استفاده از داده‌های مربوط و روش حداکثر درست‌نمایی، می‌توان پارامترهای مرتبط و g_T را برآورد کرد. سرانجام بر اساس معادلات (۷) و (۸) و با استفاده از داده‌های آماری مربوط، می‌توانیم اثرات بازگشتی گستره اقتصاد را در سال‌های مختلف محاسبه کنیم. جهت درک بهتر بحث، در ادامه، مدل فضا حالت با جزئیات بیشتری معرفی می‌شود.

مدل‌های فضا حالت به محقق اجازه می‌دهد تا یک سری زمانی قابل مشاهده $\{y_t\}_{t=1}^T$ را به گونه‌ای مدل‌بندی کند که توسط برداری از متغیرهای غیر قابل مشاهده (متغیرهای حالت) $\{z_t\}_{t=1}^T$ توضیح داده شود، که در آن، متغیرهای غیر قابل مشاهده/حالت از یک فرایند تصادفی پیروی می‌کنند. یک مدل فضا حالت خطی اولیه به شکل زیر قابل بیان است (Pichler, 2007):

$$y_t = Hz_t + \vartheta_t \quad (9)$$

$$z_t = Bz_{t-1} + \omega_t \quad (10)$$

معادله (۹)، معادله مشاهده^۱، معادله سیگنال^۲ و یا معادله اندازه‌گیری^۳ نامیده می‌شود و رابطه بین سری زمانی مشاهده شده y_t و متغیر غیر قابل مشاهده/حالت z_t را توصیف می‌کند. در حالت کلی، فرض می‌شود که داده‌های y_t با خطا اندازه‌گیری می‌شوند که با خطای اندازه‌گیری ϑ_t در معادله (۹) نمایش داده شده است. به صورت استاندارد ϑ_t به وسیله جمله خطای گوسین یعنی $\vartheta_t \sim N(0, \Sigma_\vartheta)$ مدل‌بندی می‌شود. معادله (۱۰)، معادله حالت^۴ یا معادله انتقال^۵ نام دارد. در این معادله، تحول متغیرهای حالت توسط فرایندهای تصادفی بیان می‌شود که در آن، عموماً فرض می‌شود که $\omega_t \sim N(0, \Sigma_\omega)$ برقرار است.

مدل‌های فضا حالت را می‌توان به صورتی کلی‌تر از حالت خاص بیان شده در معادلات (۹) و (۱۰) نیز فرمول‌بندی کرد. به عنوان مثال، ماتریس‌های سیستم یعنی B و H می‌توانند صریحاً تابع زمان باشند یا محقق می‌تواند متغیرهای سیاستی و محدودیت‌ها را در تصریح مدل وارد کند. اما اغلب با هدف ساده‌سازی نمادی، مدل فضا حالت را بر اساس الگوی اولیه نمایش داده شده در معادلات (۹) و (۱۰) بررسی می‌کنند.

1. Observation Equation
2. Signal Equation
3. Measurement Equation
4. State Equation
5. Transition Equation

در کاربردهای عملی ماتریس‌های سیستم (B و H) و همچنین واریانس‌های Σ_ω و Σ_θ شناخته نشده هستند و باید برآورد شوند. واضح است زمانی که متغیرهای توضیحی، قابل مشاهده نیستند، نمی‌توان از روش حداقل مربعات استفاده کرد؛ اما حتی در این مورد نیز می‌توان روش حداکثر درست‌نمایی را به کار برد؛ زیرا فیلتر کالمن در ساختن تابع حداکثر درست‌نمایی مرتبط با مدل فضا حالت کمک می‌کند.

فرض کنید، داده‌های $\{y_t\}_{t=1}^T$ مشاهده شده که به وسیله معادلات (۹) و (۱۰) توصیف می‌شوند. همچنین فرض کنید، مقادیر قابل قبول (اما نه لزوماً درست) برای پارامترهای مدل در دسترس و برابر با $\{H^*, B^*, \Sigma_\omega^*, \Sigma_\theta^*\}$ هستند. این مقادیر را در قالب بردار $\delta = \{H^*, B^*, \Sigma_\omega^*, \Sigma_\theta^*\}$ خلاصه می‌کنیم. با به کارگیری قضیه بیز^۱، تابع درست‌نمایی به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} f(y_1, y_2, \dots, y_T; \delta) &= \\ f(y_1, \delta) f(y_2 | y_1, \delta) f(y_3 | y_1, y_2, \delta) \dots f(y_T | y_{T-1}, \dots, y_1, \delta) &= \\ = \prod_{t=1}^T f(y_t | y^{t-1}, \delta) \end{aligned} \quad (11)$$

که در آن، $y^0 = \emptyset$ و $y^{t-1} = (y_1, y_2, \dots, y_{t-1})$ برای $t \geq 2$ بوده، و در این صورت، تابع لگاریتم درست‌نمایی به صورت زیر است:

$$\ln L(y^T, \delta) = \sum_{t=1}^n \ln f(y_t | y^{t-1}, \delta)$$

واضح است که برای ساختن تابع درست‌نمایی، نیازمند استخراج توابع چگالی هستیم:

$$f(y_t | y^{t-1}, \delta), t = 1, 2, \dots, T$$

می‌توان توابع چگالی را از طریق تکنیک‌های فیلتر کردن به دست آورد، بویژه در حالتی که سیستم خطی و خطاها گوسین هستند، از فیلتر کالمن استفاده می‌شود. فیلتر کالمن فرایندی بازگشتی و شامل چهار مرحله مقداردهی اولیه^۲، پیشی‌بینی^۳، تصحیح^۴ و ساخت درست‌نمایی^۵ است (Lutkepohl, 2005).

1. Bayes Theorem
2. Initialization
3. Prediction
4. Correction
5. Likelihood Construction

در ادامه، مراحل مذکور با جزئیات بیشتری ارائه می‌شوند. قبل از انجام این مراحل، برخی نمادها معرفی می‌شوند. در ادامه این بخش، از نماد $X_{t|s}$ برای نمایش پیش‌بینی متغیر X در زمان t مشروط به اطلاعات در دسترس در زمان s استفاده می‌شود.

مقداردهی اولیه: فیلتر کالمن با استخراج بهترین پیش‌بینی کننده از وضعیت اولیه $Z_{0|0}$ و برآوردی از ماتریس کواریانس آن $\Sigma_{0|0}^Z = E[(Z_0 - z_{0|0})(Z_0 - z_{0|0})']$ شروع می‌شود. اگر فرایند ایستا باشد، مسأله ساده است، زیرا می‌توانیم حالت پایدار سیستم را ملاک قرار دهیم. به بیانی دقیق‌تر، می‌توان $Z_{0|0} = Z^*$ و $\Sigma_{0|0}^Z = \Sigma^*$ قرار داد، به طوری که:

$$Z^* = BZ^*$$

$$\Sigma^* = B\Sigma^*B' + \Sigma_\omega = [I - B \otimes B]^{-1} \text{vec}(\Sigma_\omega)$$

قبل از رفتن به مرحله بعد، مقدار $t=1$ قرار داده می‌شود، به طوری که در نتیجه آن داریم:

$$Z_{t-1|t-1} = Z_{0|0}$$

$$\Sigma_{t-1|t-1}^Z = \Sigma_{0|0}^Z$$

پیش‌بینی: در زمان t ، می‌توان با به کارگیری $Z_{t-1|t-1}$ و $\Sigma_{t-1|t-1}^Z$ و معادله حالت (معادله (۹))، روابط زیر را محاسبه کرد:

$$Z_{t|t-1} = BZ_{t-1|t-1} \quad (12)$$

$$\Sigma_{t|t-1}^Z = B\Sigma_{t-1|t-1}^Z B' + \Sigma_\omega \quad (13)$$

سپس می‌توان از $Z_{t|t-1}$ برای ساختن پیش‌بینی $y_{t|t-1} = HZ_{t|t-1}$ استفاده نمود. با مشاهده y_t ، می‌توان خطای پیش‌بینی را به شرح زیر حساب کرد:

$$u_t = y_t - y_{t|t-1} = y_t - HZ_{t|t-1} = v_t + H(Z_t - Z_{t|t-1}) \quad (14)$$

به دلیل خطاهای گوسی، نتیجه می‌شود که $u_t \sim N(0, \Sigma_\theta + H\Sigma_{t|t-1}^Z H')$ ، علاوه بر این، از آنجا که $y_t = u_t + y_{t|t-1}$ است، این $f(y_t | y^{t-1}; \delta) = f(u_t; \delta)$ را نتیجه می‌دهد. نتایج اصلی که تاکنون حاصل شده را خلاصه می‌کنیم. جهت ساختن تابع درست‌نمایی به $f(y_t | y^{t-1}; \delta)$ به ازای مقادیر مختلف $t=1, 2, \dots, T$ نیاز است. با مشخص بودن $Z_{t-1|t-1}$ و $\Sigma_{t-1|t-1}^Z$ می‌توان با به کارگیری تابع چگالی نرمال، $f(y_t | y^{t-1}; \delta)$ را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$f(y_t | y^{t-1}; \delta) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{ny} |\Sigma_\theta + H\Sigma_{t|t-1}^Z H'|}} \cdot \exp\left(-\frac{u_t(\Sigma_\theta + H\Sigma_{t|t-1}^Z H')^{-1}u_t}{2}\right) \quad (15)$$

در نتیجه برای محاسبه $f(y_{t+1}|y^t; \delta)$ ، به مقادیر $Z_{t|t}$ و $\Sigma_{t|t}^Z$ نیاز است. به عبارت دیگر، انجام این کار، نیازمند تصحیح پیش‌بینی‌های متغیر حالت با به کارگیری اطلاعات جدید در زمان t و y_t است.

تصحیح: با داشتن داده مشاهده شده y_t ، می‌توان بر اساس فرمول کالمن (Kalman, 1960) پیش‌بینی‌های $Z_{t|t-1}$ و $\Sigma_{t|t-1}^Z$ را به روز رسانی (تصحیح) کرد.

$$Z_{t|t} = Z_{t|t-1} + k_t(y_t - y_{t|t-1}) = Z_{t|t-1} + k_t(y_t - HZ_{t|t-1}) \quad (16)$$

$$\Sigma_{t|t}^Z = \Sigma_{t|t-1}^Z - k_t(\Sigma_{\theta} + H\Sigma_{t|t-1}^Z \hat{H})k_t' \quad (17)$$

$$k_t = \Sigma_{t|t-1}^Z \hat{H}(\Sigma_{\theta} + H\Sigma_{t|t-1}^Z \hat{H})^{-1} \quad (18)$$

روابط مذکور کاملاً ساده است. پیش‌بینی تصحیح شده، ترکیبی خطی از پیش‌بینی قبلی $Z_{t|t-1}$ و خطای پیش‌بینی جدید یعنی $y_t - y_{t|t-1}$ است. با در نظر گرفتن فرم خطی، k_t به گونه‌ای انتخاب می‌شود که واریانس خطای پیش‌بینی را حداقل کند.^۱ برای تکمیل فرایند تصحیح، هر بار مقدار t را افزایش داده و به مرحله پیش‌بینی برمی‌گردیم و این فرایند تا زمان رسیدن t به زمان $t=T$ ادامه می‌یابد. در غیر این صورت، ادامه داده و تابع درست‌نمایی به شرح زیر ساخته می‌شود.

ساختن تابع درست‌نمایی: دو بخش قبل، به صورت بازگشتی $f(y_t|y^{t-1}; \delta)$ را برای $t=1, 2, \dots, T$ محاسبه می‌کنند. روشن است که این توابع چگالی، بر اساس رابطه زیر برای ساختن تابع درست‌نمایی به کار گرفته می‌شوند:

$$L(y^T, \delta) = \prod_{t=1}^T f(y_t|y^{t-1}, \delta) \quad (19)$$

تاکنون نشان داده شد که تابع درست‌نمایی داده‌های نمونه، مشروط به پارامتر δ چگونه ساخته می‌شود. رابطه (۱۹)، تابعی غیرخطی پیچیده از پارامترها است، به طوری که اغلب اوقات، بهینه‌سازی آن، از طریق روش‌های عددی انجام می‌گیرد. اگر تابع درست‌نمایی هموار و پیوسته باشد، می‌توان به سادگی از طریق روش‌های مبتنی بر گرادیان (مانند روش نیوتن)، آن را بهینه کرد.

پیشینه پژوهش

مطالعات متعددی در رابطه با برآورد اثر بازگشتی انجام شده است. این مطالعات، عمدتاً دو روش را برای برآورد اثر بازگشتی انرژی به کار برده‌اند؛ که یکی، مدل CGE و دیگری، رویکرد اقتصادسنجی است (جدول (۱) و (۲) را ببینید). اگرچه به منظور انعکاس پیچیدگی سیستم اقتصادی، مدل CGE

۱. اثبات روابط مذکور در فصل ۱۸ کتاب لوتکپول (Lutkepohl, 2005) ارائه شده است.

می‌تواند بسیاری از عوامل تأثیرگذار مرتبط با کارایی انرژی از جمله مواردی مثل سطح درآمد، ساختار صنعتی، دستورالعمل سیاستی و پیشرفت تکنولوژی را در نظر بگیرد، اما برخی مشکلات مانند محاسبات پیچیده و الزامات سختگیرانه در مورد کیفیت داده‌ها را نیز دارد. علاوه بر این، از آنجا که مدل CGE تجزیه و تحلیل شبیه‌سازی را با استفاده از نرخ فرضی رشد کارایی انرژی (مثلاً ۵ یا ۱۰ درصدی) انجام می‌دهد، دستیابی به اثر بازگشتی واقعی ناشی از تغییر کارایی انرژی، دشوار خواهد بود.

به علاوه، چون مدل CGE مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)^۱ و جداول داده - ستانده است که هر پنج تا ده سال یک بار گزارش می‌شود، فقط می‌تواند نتایج ایستا یا پراکنده از اثر بازگشتی را در سال یا سال‌های خاصی ایجاد کند و قادر به ارائه نتایج پویای آن، در سال‌های متوالی نیست. از این رو، بسیاری از محققان، رویکردهای مختلف اقتصادسنجی را برای برآورد اثر بازگشتی انرژی به کار برده‌اند. با این حال، باید به برخی مشکلات این مطالعات نیز توجه کرد. اول اینکه، برخی مدل‌ها فقط بر اساس روابط منطقی بین متغیرهای اقتصادی مرتبط ایجاد شده‌اند که فاقد مبانی نظری اساسی است (Zhou and Lin, 2007). دوم، اکثر مطالعات، روش باقیمانده سولو (SRM) را برای برآورد پیشرفت تکنولوژی به کار می‌گیرند، اما ثابت شده است که برخی محدودیت‌های مشهود SRM مانند مفروضات شدیداً سخت، دشواری حذف خطای تخمین و مجموعه گسترده‌ای از عوامل ترکیبی، باعث تورش نتایج می‌شوند (Lin and Liu, 2012; Zheng, 1999; Xu et al., 2006).

از آنجا که روش شاخص مالم کوئیست (MIM^۲) به کار رفته در برخی مطالعات از جمله مطالعه لین و لیو (Lin and Liu, 2012)، چنین مفروضات سختی را برای SRM ایجاد نمی‌کند و می‌تواند پیشرفت تکنولوژی را از تغییر بهره‌وری کل عوامل (TFP) متمایز کند، کاستی‌های SRM را تا حدی جبران می‌کند. با این وجود، به عنوان یک روش ناپارامتریک، MIM در برابر خطاهای آماری در داده‌ها آسیب‌پذیر است و به داده‌های با کیفیت بالا نیاز دارد؛ زیرا خطای تصادفی را در نظر نمی‌گیرد و تمام خطاها به عنوان عوامل ناکارآمد در نظر گرفته می‌شوند (Battese et al., 2000).

-
1. Social Accounting Matrix
 2. Malmquist Index Method

جدول ۱. مطالعات تجربی اثر بازگشتی انرژی با به کارگیری مدل CGE

نتایج	تعداد بخش	عنوان	نویسنده / نویسندگان	روش مطالعه
بهبود کارایی "سایر فرآورده‌های نفتی" و "گازوئیل" به ترتیب، دارای کمترین و بیشترین اثر بازگشتی گسترده اقتصاد است.	۱۸	اثر بازگشتی فرآورده‌های نفتی در ایران به تفکیک اثرات جانمایی و تولیدی: رویکرد دو مرحله‌ای در قالب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه	خوشکلام خسروشاهی ۱۳۹۹	مدل CGE
اثر بازگشتی گسترده اقتصاد برای افزایش یک درصدی کارایی برق و سوخت‌های فسیلی، به ترتیب ۸۹/۹ و ۷۲/۵ است.	۱۱	تجزیه اثرات بازگشتی ناشی از افزایش کارایی انرژی در ایران: رهیافت الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر	رفیعی و همکاران ۱۳۹۸	
در اثر بهبود کارایی برق، سوخت‌های فسیلی و نهاده انرژی، اثرات بازگشتی قابل توجهی در صنایع انرژی‌بر وجود دارد.	۹	اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارایی برق، سوخت‌های فسیلی و نهاده انرژی در صنایع انرژی‌بر: رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه	سلیمیان و همکاران ۱۳۹۷	
اثر بازگشتی ناشی از بهبود کارایی انرژی حدود ۷۰ درصد است.	۱۱	برآورد اثر بازگشتی جهانی ناشی از بهبود کارایی انرژی	Wei & Liu, 2017	
متوسط اثر بازگشتی در گستره اقتصاد، ۴۳/۸ درصد است.	۱۰	ارزیابی اثرات گستره اقتصاد سیستم روشنایی انرژی کارا در بخش خانوار ایران	Barkhordar, 2019	
حمل و نقل جاده‌ای، کمترین و حمل و نقل هوایی، بیشترین میزان اثر بازگشتی را دارند.	۲۴	اثر بازگشتی بهبود کارایی انرژی در بخش حمل و نقل چین: تجزیه و تحلیل تعادل عمومی قابل محاسبه	Du et al., 2020	

جدول ۲. مطالعات تجربی اثر بازگشتی انرژی به روش‌های اقتصاد سنجی

روش مطالعه	نویسنده / نویسندگان	عنوان	دوره زمانی	نتایج
روش‌های اقتصاد سنجی	ARDL ^۱	برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف گاز در بخش خانگی ایران	۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴	اثر بازگشتی مستقیم در مصرف گاز بخش خانگی در بلندمدت، ۳۴ درصد و کوتاه‌مدت، ۳۱ درصد برآورد شد.
	روش آستانه‌ای ^۲	تخمین اثر بازگشتی ناشی از مصرف انرژی الکتریسیته در ایران: رویکرد آستانه‌ای	۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵	اثر بازگشتی مستقیم مصرف برق خانگی، به طور متوسط برابر با ۸۱ درصد است.
	MIM ^۳ و LMDI ^۴	معضل بین توسعه اقتصادی و صرفه‌جویی انرژی: اثر بازگشتی انرژی در چین	۱۹۸۱ تا ۲۰۰۹	متوسط اثر بازگشتی، ۵۳/۲ درصد است.
	DEA ^۵ و مدل رگرسیونی پانل دیتا پویا ^۶	تجزیه و تحلیل پویای کارایی انرژی صنعتی و اثر بازگشتی	۱۹۹۷ تا ۲۰۰۸	در کوتاه‌مدت، اثر بازگشتی جزئی در تمام بخش‌های تولیدی وجود دارد. در بلندمدت، اثر بازگشتی در اکثر بخش‌ها کاهش می‌یابد.
	SUR ^۷	اثر بازگشتی بهبود کارایی خودروهایی مسافری بر مصرف بنزین در کانادا	۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹	دامنه اثر بازگشتی از ۶۳ تا ۹۶ درصد در بین گروه‌های درآمدی و استان‌های مختلف، متغیر است.

با توجه به محدودیت‌های مطالعات پیشین، مطالعه حاضر، یک روش برآورد اثر بازگشتی، بر اساس تئوری مربوطه در ترکیب با معادله IPAT ارائه می‌کند و با استفاده از مدل فضا حالت، اثر بازگشتی انرژی را در گستره اقتصاد ایران طی سال‌های ۹۶-۱۳۴۶ برآورد می‌کند. از آنجا که مدل فضا حالت، نه تنها می‌تواند بر نقصان مفروضات سخت و مشکل حذف خطای تخمین SRM غلبه کند، بلکه

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Threshold
3. Malmquist Index Method
4. Logarithmic mean Divisia index
5. Data Envelopment Analysis
6. Dynamic panel data regression model
7. Seemingly Unrelated Regression

آسیب‌پذیری در برابر خطاهای آماری در داده‌ها در روش MIM را نیز بهبود می‌بخشد، انتظار می‌رود نتایج برآورد شده، دقیق‌تر باشند.

روش برآورد و داده‌ها

برای برآورد نرخ رشد تکنولوژی یعنی g_T از تابع تولید کاب - داگلاس خنثای هیکیسی با سه نهاده به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$Y_t = T_t K_t^\alpha L_t^\beta E_t^\gamma \quad (20)$$

که در آن، K ، L و E به ترتیب، تولید، سرمایه، نیروی کار و انرژی را نشان می‌دهند. α ، β و γ نیز به ترتیب، کشش‌های تولیدی سرمایه، کار و انرژی هستند و T نیز پارامتر تکنولوژی خنثای هیکیسی است.

لگاریتم طبیعی معادله (۲۰)، رابطه زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\ln Y_t = \ln T_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln E_t \quad (21)$$

مدل فضا حالت را برای تخمین معادله (۲۱) و g_T اتخاذ می‌کنیم. برای معلوم ساختن رابطه تابعی بین پیشرفت تکنولوژی، عامل نهاده و ستانده واقعی، یک مدل فضا حالت برای برآورد پارامترهای مربوطه ایجاد می‌کند.

بر اساس اصول مدل‌های فضا حالت و معادله (۲۱)، معادله سیگنال زیر را در شکل دیفرانسیل اول ایجاد می‌کنیم:

$$\Delta \ln Y_t = \Delta \ln T_t + \alpha \Delta \ln K_t + \beta \Delta \ln L_t + \gamma \Delta \ln E_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

معادله (۲۲)، رابطه پویای بین نرخ رشد تولید، نرخ پیشرفت تکنولوژی، نرخ رشد سرمایه، نرخ رشد نیروی کار و نرخ رشد انرژی را منعکس می‌کند، که متغیر حالت $\Delta \ln T$ ، نرخ پیشرفت تکنولوژی یا همان g_T است.

فرض می‌شود که متغیر غیر قابل مشاهده $\Delta \ln T$ ، از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول $AR(1)$ پیروی می‌کند. بنابراین، معادله (حالت) زیر را داریم:

$$\Delta \ln T_t = \lambda \Delta \ln T_{t-1} + \delta_t \quad (23)$$

که در آن، λ ضریب خود رگرسیون با ویژگی $|\lambda| < 1$ است، ε_t و δ_t به ترتیب، جمله‌های خطای مستقل و به طور یکسان توزیع شده معادله سیگنال و معادله حالت هستند و از توزیع نرمال زیر پیروی می‌کنند:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \delta_t \end{pmatrix} \sim \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right)$$

بنابراین با استفاده از داده‌های ایران و روش حداکثر درست نمایی، پارامترهای مدل فضا حالت شامل معادلات (۲۲) و (۲۳)، می‌توانند برآورد شوند. از این رو، می‌توان حالت فعلی (یعنی مقدار در نقطه نهایی) متغیر حالت را از طریق فیلتر کالمن تخمین زد تا نرخ پیشرفت تکنولوژیک در سال‌های مختلف به دست آید.

جزئیات داده‌های مورد استفاده برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۴۶، به این شرح است که، تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، از بانک مرکزی، و موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، از بانک مرکزی و دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور استخراج شده، و داده‌های نهاده نیروی کار، مستخرج از داده‌های دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی است. نهاده انرژی به مصرف نهایی کل انواع منابع انرژی تبدیل شده و با واحد میلیون بشکه معادل نفت خام اندازه‌گیری می‌شود و از ترازنامه انرژی استخراج شده است.

تخمین و تحلیل نتایج

قبل از برآورد پارامترها، آزمون ایستایی متغیرها انجام می‌شود. در این تحقیق با توجه به دوره زمانی مطالعه که در آن، اقتصاد ایران با شکست‌های ساختاری بالقوه‌ای همراه بوده است، جهت انجام آزمون ریشه واحد از آزمون زیوت و اندریوز (Zivot & Andrews, 1992) که شکست ساختاری را در سری‌های زمانی لحاظ می‌کند، استفاده می‌شود. آزمون زیوت و اندریوز، در واقع، تعمیم یافته آزمون پرون (Perron, 1989) است؛ با این تفاوت که در آزمون پرون، شکست ساختاری برونزا است و توسط نیروهای بیرون از مدل تعیین می‌شود؛ در حالی که در آزمون زیوت و اندریوز، شکست ساختاری درونزا فرض شده است و توسط نیروهای درون مدل تعیین می‌شود. در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است، به طوری که هیچ شکست ساختاری وارد الگو نشود، در حالی که فرض مقابل، بیان می‌کند که سری زمانی، دارای روندی مانا با یک شکست ساختاری است. نتایج این آزمون در جدول (۳) بیانگر وجود ریشه واحد در برخی سری‌های زمانی مورد بررسی می‌باشد.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز

شکست در عرض از مبدأ				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطه شکست	نتیجه
$\Delta \ln Y$	-۵/۳۲۶	-۴/۸۰	۱۳۵۶	I(0)
$\Delta \ln K$	-۴/۳۵۴	-۴/۸۰	۱۳۶۱	I(1)
$\Delta \ln L$	-۳/۷۷۵	-۴/۸۰	۱۳۸۷	I(1)
$\Delta \ln E$	-۴/۱۹۴	-۴/۸۰	۱۳۶۱	I(1)

شکست در روند				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطه شکست	نتیجه
$\Delta \ln Y$	-۴/۷۶۷	-۴/۴۲	۱۳۶۱	I(0)
$\Delta \ln K$	-۵/۵۰۱	-۴/۴۲	۱۳۵۵	I(0)
$\Delta \ln L$	-۳/۸۳۵	-۴/۴۲	۱۳۸۵	I(1)
$\Delta \ln E$	-۴/۲۰۹	-۴/۴۲	۱۳۸۶	I(1)
شکست در عرض از مبدأ و روند				
نام متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	نقطه شکست	نتیجه
$\Delta \ln Y$	-۵/۷۵۷	-۵/۰۸	۱۳۶۸	I(0)
$\Delta \ln K$	-۴/۱۴۶	-۵/۰۸	۱۳۸۵	I(1)
$\Delta \ln L$	-۴/۴۵۰	-۵/۰۸	۱۳۸۱	I(1)
$\Delta \ln E$	-۴/۱۸۷	-۵/۰۸	۱۳۸۷	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به ایستا نبودن سری‌های زمانی، نیاز است که هم انباشتگی مدل بررسی شود. از طرفی، به دلیل وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی مورد بررسی، ممکن است آزمون‌های مرسوم هم انباشتگی، به ایجاد هم انباشتگی کاذب منجر شود. برای رفع این مشکل در این تحقیق، آزمون هم انباشتگی گریگوری-هانسن (Gregory & Hansen, 1996) به کار می‌رود. در این آزمون فرض آن است که یک تاریخ تغییر جهت ساختاری در بردار هم جمعی بین متغیرهای سری زمانی وجود دارد. فرضیه صفر این آزمون، دلالت بر عدم وجود رابطه هم جمعی داشته و از این رو، با سایر آزمون‌ها متفاوت است. مهمترین مزیت این آزمون، تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به صورت درونزا می باشد. با توجه به تغییر در سطح، روند و شیب، این آزمون دارای چهار حالت مختلف است. نتایج این آزمون در جدول (۴) بیانگر رد فرض صفر بوده، به این معنی که در حالت‌های مختلف این آزمون، هم انباشتگی در سطح احتمال ۵ درصد برقرار است.

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی گریگوری-هانسن

مدل	constant term			constant & the trend			constant & the slope			constant, the slope & the trend		
	Z_t	Z_α	ADF	Z_t	Z_α	ADF	Z_t	Z_α	ADF	Z_t	Z_α	ADF
آماره t	-۸/۰۸	-۵۶/۵۲	-۸/۰۰	-۸/۱۱	-۶۲/۴۵	-۸/۱۹	-۸/۹۹	-۷۴/۵۴	-۸/۹۰	-۸/۸۳	-۸۰/۲۳	-۸/۷۴
سال شکست	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۶	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۷	۱۳۶۷

constant, the slope & the trend			constant & the slope			constant & the trend			constant term			مدل
-۶/۳۲	-۷۸/۸۷	-۶/۳۲	-۶/۰۰	-۶۸/۹۴	-۶/۰۰	-۵/۵۷	-۵۹/۷۶	-۵/۵۷	-۵/۲۸	-۵۳/۵۸	-۵/۲۸	مقادیر بحرایی در سطح ۵ درصد
تأیید هم انباشتگی			تأیید هم انباشتگی			تأیید هم انباشتگی			تأیید هم انباشتگی			نتیجه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی ایستایی متغیرها و هم انباشتگی مدل، نتایج تخمین مدل فضا حالت (معادلات (۲۲) و (۲۳)) به شرح جدول (۵) است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل فضا حالت

$P > Z $	آماره Z	ضرایب	متغیرهای توضیحی	معادله
-	-	1	$\Delta \ln T_t$	معادله (۲۲) / معادله مشاهده متغیر وابسته $\Delta \ln Y_t$
0.000	4.15	0.613	$\Delta \ln k_t$	
0.001	3.46	0.490	$\Delta \ln L_t$	
0.003	2.92	0.354	$\Delta \ln E_t$	
0.000	-5.56	0.064	D_{war}	
0.009	2.72	0.626	$\Delta \ln T_{t-1}$	معادله (۲۳) / معادله حالت متغیر وابسته $\Delta \ln T_t$
Log likelihood = 91.46649 Wald chi2(5) = 221.94 Prob > chi2 = 0.000				

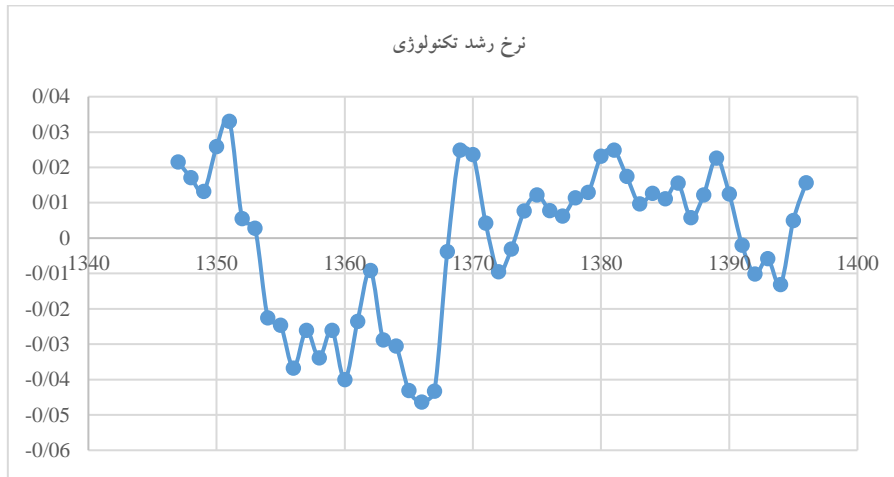
مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که همه پارامترهای معادله، در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و بر اساس این معادله، مقادیر کشش‌های تولیدی سرمایه، نیروی کار و انرژی، به ترتیب، برابر با ۰/۶۱۳، ۰/۴۹۰ و ۰/۳۵۴ درصد، و ضریب متغیر دامی جنگ D_{war} نیز منفی و معنی‌دار است. ضریب خودرگرسیون در معادله حالت، برابر با ۰/۶۲۶، و فرض کمتر از واحد بودن را برآورده می‌سازد که نشان دهنده پایداری این معادله است. حال بر اساس آنچه که در ادبیات نظری بحث شد، جهت محاسبه اثر بازگشتی، باید بر اساس رابطه زیر عمل شود.

$$RE_{t+1} = \frac{\rho_{t+1} \times EI_t \times \Delta Y_{t+1}}{-Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1}} \times 100\%$$

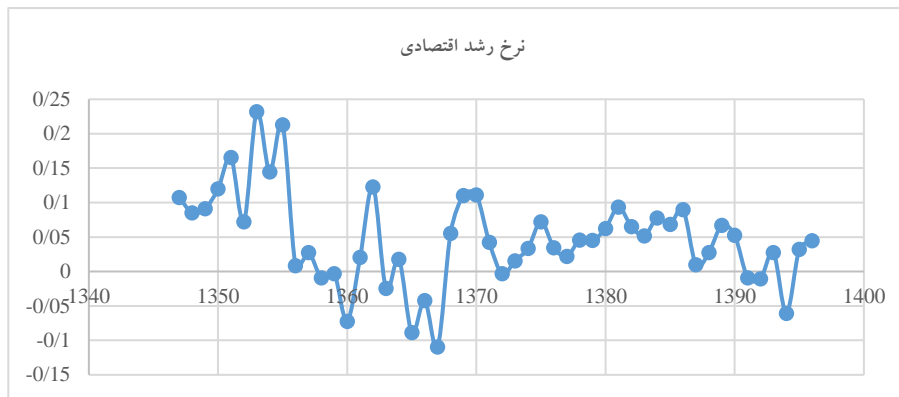
طبق رابطه فوق، ابتدا نیاز است که مقادیر سری زمانی ρ_t برآورد شود. برای این منظور، طبق رابطه (۸)، ابتدا نرخ رشد پیشرفت تکنولوژی ($\Delta \ln T_t$) را از طریق فیلتر کالمن برآورد می‌کنیم، سپس با استفاده از نرخ رشد تکنولوژی و نرخ رشد اقتصادی و به کارگیری معادله (۸)، مقادیر ρ_t برآورد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد نرخ رشد پیشرفت تکنولوژی ($\Delta \ln T_t$) در نمودار (۱) ارائه شده است. مقایسه نمودارهای (۱) و (۲) در مورد نرخ رشد پیشرفت تکنولوژی و نرخ رشد اقتصادی، بیانگر آن است که هر دو، روندهای تقریباً مشابهی را نشان می‌دهند.

نمودار ۱. نرخ رشد پیشرفت تکنولوژی ($\Delta \ln T_t$)



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲. نرخ رشد اقتصادی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از محاسبه ρ_t با به کارگیری رابطه (۷)، مقادیر اثر بازگشتی محاسبه شد. قبل از گزارش نتایج، لازم به ذکر است که بر اساس ادبیات تجربی مرتبط (Zhou & Lin, 2007; Liu & Liu, 2008; Lin & Liu, 2012) در میانگین‌گیری از داده‌های اثر بازگشتی، داده‌های برخی سال‌ها که مشخصات زیر را داشتند، حذف شدند: اول، سال‌هایی که در آنها، شدت انرژی افزایش داشت و دوم، سال‌هایی که شدت انرژی، کاهش داشت و مقدار ρ_t (مشارکت تکنولوژی در رشد اقتصادی) منفی بود.

مورد اول، به این معنی است که کارایی انرژی کاهش یافته و بنابراین، شرایط لازم برای رخداد اثر بازگشتی وجود ندارد. در ۵۱ سال مورد بررسی، در مجموع در ۳۲ سال، شدت انرژی افزایشی است؛ به طوری که در دوره قبل از انقلاب (۱۳۴۶-۱۳۴۶) در ۵ سال، در دوره (۱۳۴۷-۱۳۵۷) در ۹ سال، در دوره (۱۳۶۸-۱۳۷۸) در ۷ سال، در دوره (۱۳۷۹-۱۳۸۸) در ۶ سال و در نهایت در دوره (۱۳۸۹-۱۳۹۶) در ۵ سال، شدت انرژی افزایشی بوده است.

در مورد دوم، اگرچه کارایی انرژی افزایش یافته اما مشارکت رشد تکنولوژی در رشد اقتصادی منفی است، بدان معنی که مکانیزم مفروض در ادبیات نظری برای اثر بازگشتی تحقق نیافته، و به عبارت دیگر در این شرایط، بهبود کارایی انرژی در تحریک پیشرفت تکنولوژی شکست خورده است که اگر محقق می‌شد، در نتیجه آن، رشد اقتصادی رخ می‌داد که به افزایش مصرف انرژی منجر می‌شد. در این مورد، به دلیل اینکه صرفه‌جویی بالقوه انرژی $(-Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1})$ مثبت و مصرف انرژی ناشی از اثر بازگشتی $(\rho_{t+1} \times EI_t \times \Delta Y_{t+1})$ منفی است، اثر بازگشتی حاصل، منفی خواهد شد؛ اما این نوع اثر بازگشتی منفی، نه نتیجه مستقیم بهبود کارایی انرژی و نه بیانگر صرفه‌جویی فوق‌العاده انرژی است (Allan et al., 2007; Saunders, 2008).

بررسی نتایج حاصل، نشان می‌دهد که طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۴۶ در ۷ سال، بهبود کارایی انرژی در تحریک پیشرفت تکنولوژی، شکست خورده است که بیشترین موارد، مربوط به دوره قبل از انقلاب (سه سال) و دوره (۱۳۷۹-۱۳۸۸) (دو سال) بوده است. بعد از حذف موارد مذکور، میانگین اثر بازگشتی برای دوره‌های مختلف به شرح جدول (۶) است.

جدول ۶. میانگین اثر بازگشتی در گستره اقتصاد طی دوره ۱۳۴۷-۹۶

دوره‌ها	اثر بازگشتی به درصد
۱۳۴۷-۵۶	۵۷
۱۳۵۷-۶۷	۸
۱۳۶۸-۷۸	۴۸
۱۳۷۹-۸۸	۸۰
۱۳۸۹-۹۶	۸۹
کل دوره (۱۳۴۷-۹۶)	۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جهت بررسی وضعیت صرفه‌جویی انرژی بر اساس نتایج حاصل برای اندازه بازگشتی در دوره‌های مختلف، در جدول (۷)، دامنه اثر بازگشتی در پنج طبقه مجزا دسته‌بندی شده است که نتایج ممکن ناشی از بهبود کارایی انرژی از نظر صرفه‌جویی انرژی را مشخص می‌کند.

جدول ۷. سناریوهای ممکن برای اثر بازگشتی و صرفه‌جویی انرژی

نتیجه	نوع اثر بازگشتی	دامنه اثر بازگشتی
صرفه‌جویی انرژی منفی است.	اثر معکوس ^۱	RE > 100%
صرفه‌جویی انرژی صفر است.	اثر بازگشتی کامل ^۲	RE = 100%
صرفه‌جویی انرژی مثبت است و صرفه‌جویی انرژی واقعی، کمتر از صرفه‌جویی انرژی مورد انتظار است.	اثر بازگشتی جزئی ^۳	RE < 100%
صرفه‌جویی انرژی مثبت است و صرفه‌جویی انرژی واقعی، برابر با صرفه‌جویی انرژی مورد انتظار است.	اثر بازگشتی صفر ^۴	RE = 0%
صرفه‌جویی انرژی مثبت است و صرفه‌جویی انرژی واقعی، بیش از صرفه‌جویی انرژی مورد انتظار است.	صرفه‌جویی فوق‌العاده ^۵	RE < 0%

مأخذ: Amjadi et al., 2020

1. Backfire Effect
2. Full Rebound
3. Partial Rebound
4. Zero Rebound
5. Super-Conservation

مقایسه جداول (۶) و (۷)، نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران در همه دوره‌های مورد بررسی، میزان اثر بازگشتی کمتر از ۱۰۰ درصد است که بیانگر وجود اثر بازگشتی جزئی بوده، و به بیانی دیگر، در اقتصاد ایران در هیچ دوره‌ای اثر معکوس، اثر بازگشتی کامل، اثر بازگشتی صفر و صرفه‌جویی فوق‌العاده رخ نداده و اندازه اثر بازگشتی در دوره‌های مختلف، بیانگر رخداد اثر بازگشتی جزئی است. به این معنی که در اقتصاد ایران صرفه‌جویی انرژی مثبت، ولی صرفه‌جویی واقعی انرژی، کمتر از صرفه‌جویی مورد انتظار است.

برای روشن شدن بحث، بر اساس داده‌های موجود، میزان صرفه‌جویی بالقوه انرژی یعنی $(-Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1})$ در سال ۱۳۹۶ برابر با ۵۱۲۰۸۲۳۵ بشکه معادل نفت خام بوده، که بر اساس معادله (۵)، این جزء نشان دهنده تغییر مصرف انرژی ناشی از تغییر کارآیی انرژی است. حال اگر اثر بازگشتی صفر بود، به همین میزان در مصرف انرژی صرفه‌جویی صورت می‌گرفت اما با متوسط اثر بازگشتی ۸۹ درصد در این دوره، مصرف انرژی ناشی از اثر بازگشتی $(\rho_{t+1} \times EI_t \times \Delta Y_{t+1})$ برابر با ۴۵۵۷۵۳۲۵ معادل بشکه نفت خام است. در واقع در ابتدا، در اثر بهبود کارآیی انرژی، شدت انرژی کاهش می‌یابد که با رابطه $(-Y_{t+1} \times \Delta EI_{t+1})$ سنجیده شد اما در نهایت، در اثر رشد اقتصادی (مشابه اثر فعالیت در مطالعات تجزیه مصرف انرژی)، مصرف انرژی تغییر می‌کند. تغییر مصرف انرژی ناشی از تغییر مقیاس تولید مطابق رابطه (۶)، شامل دو جزء، یکی، اثر بازگشتی (مصرف انرژی به دلیل گسترش تولید/ رشد اقتصادی ناشی از پیشرفت تکنولوژی) و دومی، تغییر مصرف انرژی ناشی از گسترش تولید ناشی از سایر عوامل است.

بر اساس محاسبات مذکور برای سال ۱۳۹۶، میزان صرفه‌جویی بالقوه ناشی از بهبود کارآیی، ابتدا برابر با ۵۱۲۰۸۲۳۵ بشکه معادل نفت خام است و سپس بر اساس رابطه (۶)، میزان افزایش در مصرف انرژی ناشی از رشد اقتصادی با منشأ رشد تکنولوژی (نه سایر عوامل مؤثر بر رشد) یا همان رشد در مصرف انرژی مرتبط با اثر بازگشتی ۴۵۵۷۵۳۲۵ معادل بشکه نفت خام است. به بیانی ساده‌تر، میزان صرفه‌جویی بالقوه و مورد انتظار معادل با ۵۱/۲ میلیون بشکه نفت خام بوده که به دلیل وقوع اثر بازگشتی ۸۹ درصدی در این دوره، میزان صرفه‌جویی واقعی به ۵/۶ میلیون بشکه معادل نفت خام کاهش یافته است.

جهت درک بهتر مقیاس داده‌ها، مصرف کل انرژی نهایی در سال ۱۳۹۶ معادل ۱/۳۶۳ میلیارد بشکه نفت خام است که میزان صرفه‌جویی بالقوه ۳/۷۶ درصد بوده که با لحاظ اثر بازگشتی به ۰/۴ درصد کاهش یافته است.

نتایج نشان می‌دهد که در دوره مورد مطالعه، اثر بازگشتی با میانگین سالانه ۵۷ درصدی به صورت مشهود وجود دارد. اگرچه صرفه‌جویی انرژی تحت تأثیر بهبود کارآیی انرژی تا حدی تحقق

یافته است، اما همچنان پتانسیل بزرگی برای صرفه‌جویی انرژی وجود دارد. جهت توضیح تغییرات اثر بازگشتی در طول دوره‌های مورد بررسی، ابتدا به مقایسه عوامل مؤثر بر مصرف انرژی از دیدگاه تجزیه مصرف انرژی و اثر بازگشتی می‌پردازیم. بر اساس مبانی مرتبط با تجزیه انرژی، تغییر در میزان مصرف انرژی می‌تواند ناشی از سه اثر ساختاری، اثر شدت انرژی و اثر فعالیت باشد، اما همان‌طور که ذکر شد، اثر بازگشتی با اثر فعالیت مرتبط است. به بیانی دقیق‌تر، اثر بازگشتی در این مقاله، بیانگر میزان افزایش در مصرف انرژی ناشی از رشد اقتصادی با منشأ رشد تکنولوژی (نه سایر عوامل مؤثر بر رشد) است.

بر این اساس، کاهش اثر بازگشتی در یک دوره می‌تواند ناشی از کاهش سهم رشد تکنولوژی در رشد اقتصادی آن دوره باشد. دقت در روابط (۷) و (۸) نیز این موضوع را تأیید می‌کند. بنابراین دور از انتظار نیست که در دوره جنگ تحمیلی، کمترین اثر بازگشتی را داشته باشیم؛ زیرا در این دوره، رشد اقتصادی کاهش یافته (توسط نرخ رشد سالیانه $1/2$ - درصد) و سهم رشد تکنولوژی از رشد اقتصادی نیز 33 - درصد است. از طرف دیگر، در این دوره در بیش از 60 درصد سال‌ها، شدت انرژی افزایشی بوده (شدت انرژی در ابتدای دوره برابر با 300 و در انتهای دوره 545 بشکه معادل نفت خام به ازای هر میلیارد ریال تولید ناخالص داخلی بدون نفت است). بنابراین، کارایی انرژی به شدت افت کرده است. به علاوه، طی دوره $1396-1379$ که بالاترین اثر بازگشتی انرژی را داریم، متوسط رشد اقتصاد، سالیانه $1,87$ درصد و سهم رشد تکنولوژی از رشد اقتصادی نیز برابر با 32 درصد است. در مجموع نتایج حاصل از این مقاله، نشان می‌دهد که اثر بازگشتی انرژی در ایران، دارای روندی صعودی است و این باعث می‌شود تا سهم بالایی از صرفه‌جویی ناشی از بهبود کارایی انرژی از دست برود و صرفه‌جویی واقعی، بسیار کمتر از صرفه‌جویی بالقوه و مورد انتظار باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، مبتنی بر تفسیر بروکس از اثر بازگشتی در ترکیب با معادله تجزیه و تحلیل نیروهای محرکه تغییرات زیست‌محیطی (IPAD)، روشی جدید برای محاسبه اثر بازگشتی در گستره اقتصاد ارائه شد. سپس با به کارگیری مدل فضا حالت و با استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون نفت، موجودی سرمایه، نیروی کار و مصرف نهایی انرژی، به برآورد اثر بازگشتی انرژی گستره اقتصاد برای ایران در دوره $1396-1346$ پرداختیم.

نتایج نشان می‌دهد که در دوره مورد مطالعه، اثر بازگشتی با میانگین سالانه 57 درصدی به صورت مشهود وجود دارد. در زیر، دوره‌های 10 ساله مورد بررسی نیز بجز برای دوره $(1367-1357)$ ، اثر بازگشتی انرژی قابل توجه و روندی صعودی دارد (اندازه اثر بازگشتی در دوره‌های $1356-1346$ ،

۱۳۶۷-۱۳۵۷، ۱۳۶۸-۱۳۷۸، ۱۳۸۸-۱۳۷۹ و ۱۳۹۶-۱۳۸۹، به ترتیب، ۵۷، ۸، ۴۸، ۸۰ و ۸۹ درصد است) که باعث می‌شود تا سهم بالایی از صرفه‌جویی ناشی از بهبود کارایی انرژی از دست برود و صرفه‌جویی واقعی، بسیار کمتر از صرفه‌جویی بالقوه باشد. به عنوان مثال در سال ۱۳۹۶، میزان صرفه‌جویی بالقوه و مورد انتظار معادل با ۵۱/۲ میلیون بشکه نفت خام بوده که به دلیل وقوع اثر بازگشتی ۸۹ درصدی در این دوره، میزان صرفه‌جویی واقعی، به ۵/۶ میلیون بشکه معادل نفت خام کاهش یافته است.

مقایسه نتایج حاصل از این مقاله، با نتایج مطالعات صورت گرفته در کشور سازگار است. به عنوان مثال، برخوردار (Barkhordar, 2019)، متوسط اثر بازگشتی در گستره اقتصاد را ۴۳/۸ درصد به دست آورده است. در مطالعه رفیعی و همکاران (۱۳۹۸) نیز اثر بازگشتی گسترده اقتصاد برای الکتروسیته و سوخت‌های فسیلی، به ترتیب، ۸۹/۹ و ۷۲/۵ است.

با توجه به اثر قابل توجه اندازه بازگشتی بر صرفه‌جویی واقعی انرژی، توصیه‌های سیاستی زیر جهت کاهش اثر بازگشتی و افزایش میزان صرفه‌جویی انرژی در ایران ارائه می‌شود. اول اینکه، اگر چه بهبود کارایی انرژی، یک رویکرد سیاستی مهم برای کاهش مصرف انرژی است اما اندازه بزرگ اثر بازگشتی، باعث می‌شود تا صرفه‌جویی واقعی ناشی از بهبود کارایی انرژی تا حد زیادی کاهش یابد و بنابراین، اثر بازگشتی، نقش مهمی در اثرگذاری سیاست‌های کارایی انرژی بر صرفه‌جویی انرژی دارد. از این رو، در تدوین سیاست‌های مربوط، نباید نقش این فاکتور مهم نادیده گرفته شود. بویژه لحاظ کردن اثر بازگشتی هنگام طراحی اهداف و سیاست صرفه‌جویی انرژی، باعث می‌شود که صرفه‌جویی مورد انتظار انرژی، به طور واقع بینانه‌تری پیش‌بینی شود و همین امر موجب می‌شود که طراحی سیاست‌ها و ترتیبات نهادی مربوط، عقلانی‌تر باشد. دوم آنکه، برای صرفه‌جویی انرژی نباید صرفاً بر بهبود کارایی انرژی تکیه شود؛ زیرا اگر این سیاست‌ها با اقدامات قیمتی مناسب همراه نباشند، در عمل، بخش عمده‌ای از صرفه‌جویی بالقوه به دلیل اثر بازگشتی، محقق نخواهد شد. البته لازم است تأکید شود که صرف تکیه بر سیاست‌های قیمتی و رها کردن سیاست‌های بهبود دهنده کارایی انرژی نیز همین نتیجه را خواهد داشت. شاهد این مدعا، وجود اثر بازگشتی بالا در سال‌های بعد از هدفمندی یارانه‌ها است.

اما در پایان، ذکر چند نکته در مورد روش به کار رفته در این مقاله و برخی توصیه‌ها برای مطالعات آتی ضروری به نظر می‌رسد.

اول، روشی که در این مقاله به کار رفته است را می‌توان در شرایط در دسترس نبودن داده‌های قیمت انرژی و یا زمانی که قیمت‌ها تحت تأثیر دخالت دولت هستند، برای برآورد اثر بازگشتی در گستره اقتصاد به کار برد، اما نمی‌توان از این روش، برای برآورد آثار بازگشتی مستقیم و غیرمستقیم

استفاده کرد؛ زیرا در سطح کلان، مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان به شدت به تغییر در قیمت‌های انرژی حساس هستند و اثر بازگشتی در سطوح اقتصادی مختلف، مکانیسم‌های متفاوتی دارد. بنابراین، توصیه می‌شود که در مطالعات آتی، روش‌شناسی دیگری ارائه شود که بتواند اثر تغییر قیمت انرژی ناشی از بهبود کارایی انرژی را بر مصرف انرژی خانوارها و بنگاه‌ها بررسی کند و از این طریق، اثرات بازگشتی مستقیم و غیرمستقیم برآورد شوند. دوم، در این مقاله، اثر بازگشتی در گستره اقتصاد صرفاً از دیدگاه بهبود تکنولوژی بررسی شده است، درحالی‌که تغییرات ساختاری در اقتصاد نیز اثر مهمی بر شدت انرژی و اثر بازگشتی دارد. در این زمینه، توصیه می‌شود که در مطالعات آتی، اثر بازگشتی در گستره اقتصاد مبتنی بر تغییرات ساختاری برآورد شود.

منابع و مآخذ

- آرمن، عزیزالله و زارع، روح‌الله (۱۳۸۸). مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۱: ۶۷-۹۲.
- اسماعیل‌نیا، علی‌اصغر و اختیاری نیکجه، سارا (۱۳۹۱). برآورد میزان اثرات بازگشتی بهبود راندمان خودروها بر مصرف سوخت. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال نهم، شماره ۳۴: ۲۱۳-۱۸۵.
- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *ترازنامه انرژی*، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی، وزارت نیرو.
- خوشکلام خسروشاهی، موسی و مهدوی، روح‌الله (۱۳۹۷). تخمین اثر بازگشتی ناشی از مصرف انرژی الکتروسیته در ایران: رویکرد آستانه‌ای. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال پنجم، شماره ۴.
- خوشکلام خسروشاهی، موسی (۱۳۹۹). اثر بازگشتی فرآورده‌های نفتی در ایران به تفکیک اثرات جانبی و تولیدی: رویکرد دو مرحله‌ای در قالب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و هشتم، شماره ۹۳.
- رفیعی، فاطمه؛ عسگری، منوچهر و ارباب، حمیدرضا (۱۳۹۸). تجزیه اثرات بازگشتی ناشی از افزایش کارایی انرژی در ایران: رهیافت الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، سال دهم، شماره سوم: ۸۷-۱۱۱.
- سالم، علی‌اصغر و اکابری تفتی، مهدی (۱۳۹۶). برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف برق در بخش خانگی مناطق شهری ایران. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال ششم، شماره ۲۲: ۴۴-۷۵.
- سلیمیان، زهره؛ بزازان، فاطمه و موسوی، میرحسین (۱۳۹۷). اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارایی برق، سوخت‌های فسیلی و نهاده انرژی در صنایع انرژی‌بر: رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۳، شماره ۴.
- عباسی، مریم و امینی‌فرد، عباس (۱۳۹۷). برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف گاز در بخش خانگی ایران. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، دوره ۸، شماره ۲۶.
- گزارش‌های پژوهشی امور اقتصاد کلان، معاونت اقتصادی و هماهنگی برنامه و بودجه، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.
- Allan, G.; Hanley, N.; McGregor, P.; Swales, K., & Turner, K. (2007). The impact of increased efficiency in the industrial use of energy: A computable general equilibrium analysis for the United Kingdom. *Energy Econ.* 29: 779-798.

- Amjadi, G.; Lundgren, T. and Zhou, W. (2020). A Dynamic Analysis of Industrial Energy Efficiency and the Rebound Effect. The Centre for Environmental and Resource Economics (CERE).
- Barkhordar, Z. A. (2019). Evaluating the economy-wide effects of energy efficient lighting in the household sector of Iran. *Energy Policy*, Elsevier, Vol. 127(C): 125-133.
- Battese, G.E.; Heshmati, A. and Hjalmarsson, L. (2000). Efficiency of labour use in the Swedish banking industry: Astochastic frontier approach. *Empirical Econ.* 25: 623-640.
- Berkhout, P.H.G.; Muskens, J.C. and Velthuisen, J.W. (2000). Defining the rebound effect. *Energy Policy* 28: 425-432.
- Brockway, P.E.; Sorrell, S.; Semieniuk, G., & Heun, M.K. (2021). Energy efficiency and economy-wide rebound effects: A review of the evidence and its implications. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 141.
- Brookes, L. (1990a). The fifth fuel and the greenhouse effect. *Energy World* 18: 199-201.
- Brookes, L. (1990b). The greenhouse effect: The fallacies in the energy efficiency solution. *Energy Policy* 18: 199-201.
- Brookes, L.G. (1984). *Long-term Equilibrium Effects of Constraints in Energy Supply*. In: Brookes, Leonard, Motamen, H. (Eds.), *The Economics of Nuclear Energy*. Chapman and Hall, London.
- Brookes, L.G. (1992). Energy efficiency and economic fallacies-a reply. *Energy Policy* 20(5): 390-392.
- Brookes, L.G. (1993). Energy efficiency fallacies-the debate concluded. *Energy Policy* 21(4): 346-347.
- Cahill, C. J., & O'Gallachoir, B. P. (2010). Monitoring energy efficiency trends in European industry: Which top-down method should be used? *Energy Policy* 38: 6910-18
- Druckman, A.; Chitnis, M.; Sorrell, S. and Jackson, T. (2011). Missing carbon reductions? Exploring rebound and backfire effects in UK households. *Energy Policy* 39: 3572-81.
- Du, H.; Chen, Z.; Zhang, Z. and Southworth, F. (2020). The rebound effect on energy efficiency improvements in China's transportation sector: A CGE analysis. *Journal of Management Science and Engineering*, 41.
- Ehrlich, P. R., & Holdren, J.P. (1971). Impact of population growth. *Science* 171: 1212-17.
- Gan, C.H., & Zheng, R.G. (2009). Industrial production performance in China from 1998 to 2007: Analysis based on generalized stochastic frontier production function of subdivided industries. *J. Finance Econ.* 35: 97-108.
- Greening, L.; Davis, W.B., & Schipper, L.J. (1996). Decomposition of aggregate carbon intensity for the manufacturing sector: Comparison of declining trends

- from ten OECD countries for the period 1971 to 1991. *Energy Econ.* 20: 43-65.
- Greening, L.A.; Greene, D.L. and Difiglio, C. (2000). Energy efficiency and consumption - the rebound effect - a survey. *Energy Policy* 28: 389-401.
- Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996). Tests for co-integration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 58: 555-560
- Guo, J.; Lin, Y., & Guo, C.H. (2010). Estimating the rebound effect of energy consumption of industrial sectors in China based on the perspective of technological advancement. *Res. Sci.* 32: 1839-45.
- Guo, Q.W., & Jia, J.X. (2005). Estimating total factor productivity in China. *Econ. Res. J.* 6: 51-60.
- Haas, R., & Biermayr, P. (2000). The rebound effect for space heating empirical evidence from Austria. *Energy Policy* 28: 403-410.
- Hertwich, G. (2005). Consumption and the rebound effect. *Massachusetts Institute of Technology and Yale University*, Vol. 9, No. 1-2.
- Jaccard, M., & Bataille, C. (2000). Estimating future elasticities of substitution for the rebound debate. *Energy policy* 28: 451-455.
- Jin, S. (2007). The effectiveness of energy efficiency improvement in a developing country: Rebound effect of residential electricity use in South Korea. *Energy Policy* 35: 5622-29.
- Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. Transactions of the ASME. *Journal of Basic Engineering*, 82(Series D): 35-45.
- Khazzoom, J. D. (1980). Economic implications of mandated efficiency standards for household appliances. *The Energy Journal*, Vol. 1, Issue 4: 21-40.
- Lin, B.Q. and Liu, X. (2012). Dilemma between economic development and energy conservation: Energy rebound effect in China. *Energy* 45: 867-873.
- Liu, Y.Y., & Liu, F.Z. (2008). Rebound effect of energy consumption due to technological progress: Empirical analysis based on provincial panel data in China. *Res. Sci.* 30: 1300-06.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. published by Springer Berlin Heidelberg New York, ISBN 3-540-40172-5.
- Moshiri, S., & Aliyev, K. (2017). Rebound Effect of Efficiency Improvement in Passenger Cars on Gasoline Consumption in Canada, DOI: 10.1016/j.ecolecon.2016.09.018.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57: 1361-401.
- Pichler, P. (2007). State Space Models and the Kalman Filter, Seminar paper prepared for 40461 Vektor autoregressive Methoden by Prof. Robert Kunst. <https://homepage.univie.ac.at/robert.kunst/statespace.pdf>

- Saunders, H.D. (2008). Energy conserving (and using) production functions. *Energy Econ.* 30: 2184-235.
- Schipper, L., & Grubb, M. (2000). On the rebound? Feedback between energy intensities and energy uses in IEA countries. *Energy policy* 28: 367-388.
- Sorrell, S. (2009). Jevons' Paradox revisited: the evidence for backfire from improved energy efficiency. *Energy Policy* 37: 1456-69.
- Sorrell, S. and Dimitropoulos, J. (2008). The rebound effect: Microeconomic definitions, limitations and extensions. *Ecol.Econ.* 65: 636-649.
- Wei, T. and Liu, Y. (2017). Estimation of global rebound effect caused by energy efficiency improvement. *Energy Economics*, 66: 27-34.
- Wei, Y.M., & Liao, H. (2010). Seven energy efficiency indicators and their measurement approaches. *Chin. SoftSci.*1: 128-137.
- Xu, Y.; Chen, X.S. and Liu, F.L. (2006). Estimating and decomposing the contribution of technical change in China. *Econ.Res.J.* 8: 93-103.
- York, R.; Rosa, E.A., & Dietz, T. (2002). Bridging environmental science with environmental policy: Plasticity of population, affluence and technology. *Soc. Sci. Quart.* 83(1): 18-34.
- Zheng, Y.X. (1999). Measurement of TFP and periodical discipline of economy growth mode: Discussion from dispute of East Asia economy growth mode. *Econ. Res. J.* 5: 55-60.
- Zhou, Y. and Lin, Y. (2007). The estimation of technological progress on the energy consumption returns effects. *Economist* 2: 45-52.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the Unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics.*