اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شمارهٔ ۱۱۴، تابستان ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2021.337521.1176

مقاله پژوهشی

بررسی اثرات چندگانهٔ تعدیل قیمت حامل‌های انرژی بر شاخص‌های عمدهٔ اقتصادی- زیست‌محیطی در بخش کشاورزی ایران

فاطمه طایی سمیرمی[۱]، صادق خلیلیان[۲]، محمدحسن وکیل‌پور[۳]، حامد نجفی علمدارلو[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۵/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۳

چکیده

از آنجا که قیمت حامل‌های انرژی در هزینهٔ تمام‌شدهٔ تولیدات کشاورزی سهم مهمی دارد، حذف یارانه حامل‌های انرژی اثرات چندگانه بر بخش کشاورزی می‌گذارد. هدف مطالعهٔ حاضر بررسی آثار اصلاح یارانه حامل‌های انرژی بر میزان تولید محصولات کشاورزی، شاخص قیمت

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

۲- نویسندهٔ مسئول و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

(khalil_s@modares.ac.ir)

۳- عضو گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

۴- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

مصرف‌کننده، تقاضای نهاده‌ها و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن با کاربرد مدل خودرگرسیونی برداری با وقفه توضیحی بود. داده‌های مورد استفاده برای دوره زمانی ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۴ از بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، وزارت نیرو و سازمان خواربار و کشاورزی گردآوری شد. نتایج نشان داد که حذف یارانه برق اثرات منفی اقتصادی بیشتری نسبت به حذف یارانهٔ گازوئیل دارد، به‌گونه‌ای که میزان تولید و میزان سرمایه در حذف یارانه برق، به‌ترتیب، با میانگین یک و ۴۱/۱۳ درصد و با حذف یارانه گازوئیل، به‌ترتیب، با میانگین ۰/۷ و ۲۰/۴ درصد کاهش داشته و همچنین، شاخص قیمت مصرف‌کننده و تعداد نیروی کار در حذف یارانه برق، به‌ترتیب، با میانگین ۱۲/۳ و ۱/۳۸ درصد و با حذف یارانه گازوئیل، به‌ترتیب، با میانگین ۳/۱۴ و ۰/۵۵ درصد افزایش یافته است. در بررسی مدل‌های کوتاه‌مدت نیز مشخص شد که اثرات در کوتاه‌مدت شبیه بلندمدت ولی با میزان تأثیرگذاری کمتری است. براساس یافته‌های تحقیق، پیشنهاد می‌شود که حذف یارانه گازوئیل و برق در بخش کشاورزی به‌صورت تدریجی انجام شود و همچنین، حذف یارانه گازوئیل نسبت به حذف یارانه برق در اولویت قرار گیرد.

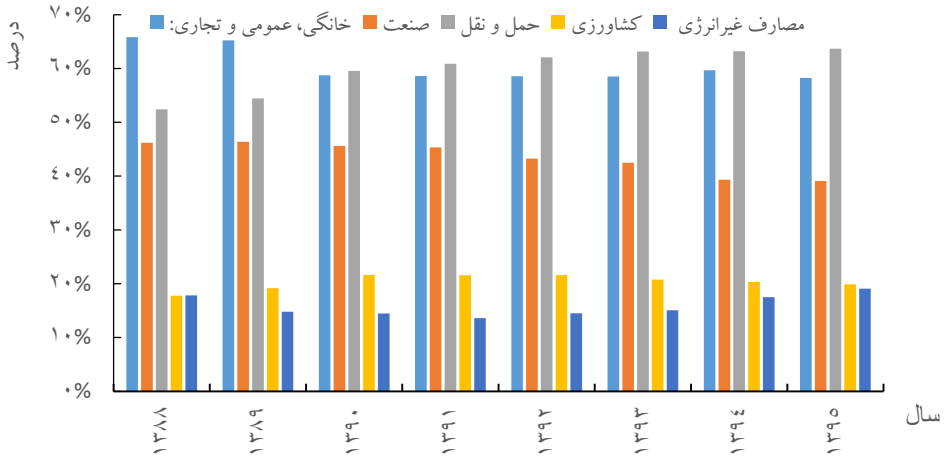
کلیدواژه‌ها: *تعدیل قیمت انرژی، شاخص‌های اقتصادی- زیست‌محیطی، مدل خودرگرسیونی برداری با وقفه توضیحی.*

طبقه بندی JEL: E64; G18; E27; C32; D24.

مقدمه

کشاورزی از بخش‌های مهم و تأثیرگذار در توسعه اقتصادی کشورها به‌ویژه کشورهای در حال توسعه است. بخش کشاورزی نقش مهمی در شاخص تولید ناخالص ملی کشورهای در حال توسعه دارد (Berkum and Bogdanov, 2012). انرژی در فرآیند تولیدات کشاورزی یک عامل کلیدی است (Lansink et al., 2002)، عوامل زیادی بر مصرف انرژی در بخش کشاورزی مؤثر است یکی از عواملی که تأثیر قابل ملاحظه بر مصرف انرژی داشت، یارانه حامل‌های انرژی است (Sharma et al., 2015). پرداخت یارانه به نهاده انرژی، علاوه بر تخصیص ناکارآی منابع و اختلال در بازار، منجر به کسری تراز پرداخت‌ها، افزایش مخارج

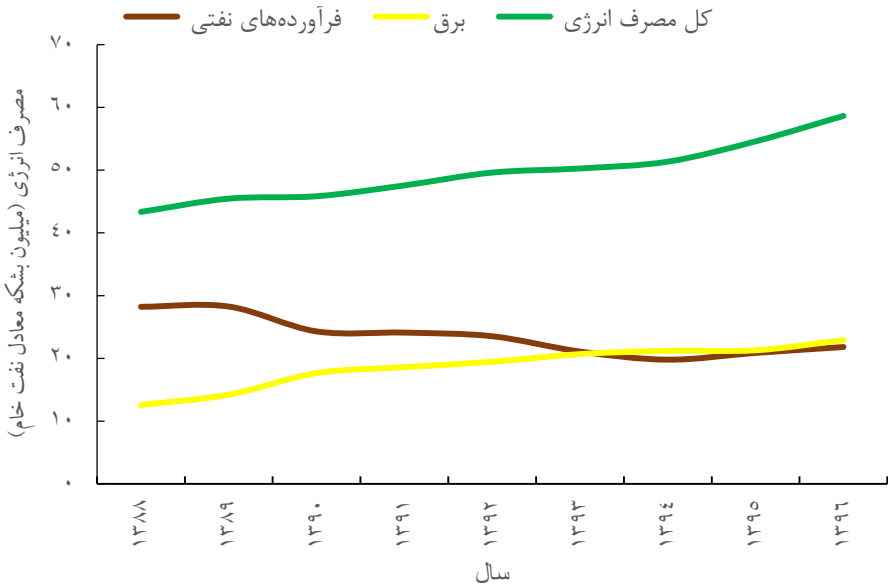
دولت، کاهش سرمایه‌گذاری در بخش‌های خصوصی و دولتی و نیز افزایش بی‌رویه مصرف انرژی و انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای در سطح منطقه‌ای و جهانی می‌شود؛ همچنین، نگرانی از میزان انتشار آلاینده‌ها و امنیت انرژی بر میزان مصرف انرژی و در نتیجه، تغییر الگوی مصرف انرژی در بخش کشاورزی تأثیر چشمگیر داشته است (Bundschuh and Chen, 2014). با توجه به رشد سالانه مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران، مقدار انتشار گازهای گلخانه‌ای و دیگر آسیب‌های محیطی از آلودگی در بخش کشاورزی رشدی قابل ملاحظه داشته که کاهش یارانه در این بخش را به یک ضرورت تبدیل کرده است (MOP, 2015). در این راستا، با اجرای سیاست اصلاح یارانه انرژی، از یک سو، اثرات مخرب زیست‌محیطی کاهش خواهد یافت و از سوی دیگر، با توجه به کاربرد انرژی در تولید و مصرف، هزینه تولیدکننده و مصرف‌کننده افزایش می‌یابد (Sharma et al., 2015; Rentschler et al., 2018). مصرف بخش کشاورزی، که در سال‌های گذشته، شامل نفت گاز و برق بوده، از ۳۳/۲۶ (میلیون بشکه معادل نفت خام) در سال ۱۳۸۴، با رشد متوسط سالانه ۴/۴ درصد، در سال ۱۳۹۴ با توسعه مصارف گاز طبیعی در مجتمع‌های کشت‌وصنعت و سایر صنایع کشاورزی و دامداری با سهم حدود چهار درصد از کل مصرف نهایی انرژی نهایی، به ۵۰/۹۴ (میلیون بشکه معادل نفت خام) رسیده که از نظر مقدار، نسبت به سال قبل از آن، ۲/۳درصد افزایش داشته است. این افزایش بیشتر مربوط به افزایش مصارف برق و گاز طبیعی در مقابل کاهش فرآورده‌های نفتی بوده است (MOP, 2015). نمودار ۱ سهم مصرف فرآورده‌های نفتی و برقی در بخش‌های مختلف را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از نمودار مشخص می‌شود، سهم مصرف فرآورده‌های نفتی و برقی در بخش خانگی، عمومی و تجاری، از ۶۵/۲۲ درصد قبل از هدفمندی یارانه انرژی در سال ۱۳۸۹، به ۵۸/۲۴ درصد، سهم بخش صنعت از ۴۶/۴ به ۳۹/۱۱ درصد، سهم بخش حمل‌ونقل از ۵۴/۴ به ۶۳/۶۸ درصد، سهم بخش کشاورزی از ۱۹/۱۷ به ۱۹/۸۹ درصد و سهم سایر مصارف انرژی از ۱۴/۷۹ به ۱۹/۰۸ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است (MOE, 2016).



مأخذ: وزارت نیرو (MOE, 2016)

نمودار ۱- سهم مصرف‌کنندگان نهایی در کل مصرف برق و فرآورده نفتی در دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴

با اجرای قانون هدفمندی یارانه انرژی در بخش کشاورزی، میزان مصرف برق و فرآورده‌های نفتی در بخش کشاورزی تغییر یافت. همان‌گونه که نمودار ۲ نشان می‌دهد، مصرف برق از ۱۴/۲۲ (میلیون بشکه معادل نفت خام) قبل از اجرای هدفمندی در سال ۱۳۸۹، به ۲۱/۳ (میلیون بشکه معادل نفت خام) در سال ۱۳۹۵ رسیده و مصرف فرآورده‌های نفتی از ۲۸/۳ (میلیون بشکه معادل نفت خام) قبل از هدفمندی به ۲۰/۹ (میلیون بشکه معادل نفت خام) در سال ۱۳۹۵ رسیده است، که نشان‌دهنده افزایش مصرف برق و کاهش مصرف فرآورده‌های نفتی است (MOE, 2016).



مأخذ: وزارت نیرو (MOE, 2016)

نمودار ۲- نرخ رشد سالانه مصرف برق و فرآورده‌های نفتی در دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴

در بین حامل‌های مختلف انرژی، نفت گاز و برق بیشترین سهم از یارانه‌های بخش کشاورزی را به خود اختصاص داده‌اند و بخش کشاورزی از مصرف‌کنندگان عمده این دو حامل انرژی است، به‌گونه‌ای که سهم یارانه نفت گاز ۶۲/۴۴ درصد و سهم یارانه برق ۱۹/۱۴ درصد در بخش کشاورزی در سال ۱۳۹۳ است (MOP, 2014).

از آنجا که حذف یارانه برخی از حامل‌های انرژی که در راستای کاهش اثرات منفی زیست‌محیطی صورت می‌گیرد، اثرات اقتصادی قابل توجه بر بخش کشاورزی داشته، ضروری است که با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و افزایش قیمت انرژی در سال ۱۳۸۹، اثرات چندگانه این سیاست، در ابعاد تولید، مصرف نهاده‌ها (نیروی‌کار، سرمایه، گازوئیل و برق)، اثرات زیست‌محیطی و شاخص قیمت مصرف‌کنندگان مورد بررسی قرار گیرد. تاکنون

مطالعات متعدد در داخل و خارج کشور به بررسی در این زمینه پرداخته‌اند که در پی، به مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود.

احمدوند و همکاران (Ahmadvand et al., 2008)، در مقاله‌ای با عنوان «برآورد اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر نرخ تورم و هزینه خانوارهای کشور ایران با استفاده از مدل داده- ستاده» (سال ۱۳۸۳)، چنین نتیجه گرفتند که با تغییر قیمت حامل‌های انرژی به سطح قیمت جهانی، بیشترین و کمترین نرخ تورم (نرخ رشد شاخص بهای مصرف‌کننده) ایجاد شده، به‌گونه‌ای که تغییر قیمت گاز طبیعی و نفت کوره، به‌ترتیب، تورمی معادل ۳۷/۲ و ۲/۷۳ درصد را به‌همراه داشته است.

صادقی و همکاران (Sadeghi et al., 2010)، در مقاله‌ای با عنوان «تحلیل اثرات تعدیل قیمت حامل‌های انرژی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از داده‌های سری زمانی و مدل خودرگرسیون ساختاری[1]»، بدین نتیجه دست یافتند که تعدیل قیمت انرژی بیشترین تأثیر را در توزیع‌دهندگی نوسان‌های تورمی بخش خصوصی دارد. به‌گونه‌ای که در میان‌مدت و بلندمدت، حدود چهل درصد از تغییرات و نوسان‌ها در تورم با تکانه‌های شاخص قیمت انرژی توضیح داده می‌شود؛ همچنین، در بلندمدت، تکانه‌های شاخص قیمت انرژی، به‌ترتیب، حدود بیست و یازده درصد از نوسان‌های مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد.

طاهری و همکاران (Taheri et al., 2010)، با تخمین تقاضای عوامل تولید کلزا با استفاده از تابع سود ترانسلوگ و داده‌های مقطعی برای سال ۱۳۸۸ در شهرستان مرودشت، بدین نتیجه رسیدند که حذف یارانه انرژی موجب افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سود تولیدکنندگان می‌شود؛ همچنین، افزایش استفاده از ماشین‌آلات، کود شیمیایی و آب موجب افزایش مصرف انرژی شده، افزایش سموم و نیروی کار به کاهش مصرف انرژی در تولید کلزا می‌انجامد.

شاهمرادی و همکاران (Shahmoradi et al., 2011)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی در ایران»، با استفاده از داده‌های

1. Structural Vector Autoregression (SVAR)

ماتریس حسابداری اجتماعی در سال ۱۳۸۰ و الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر[1]، بدین نتیجه دست یافتند که در سناریوهای مختلف، افزایش قیمت انرژی، در مجموع، منجر به کاهش رفاه و تولید می‌شود. از سوی دیگر، اقتصاد کشور با ۰/۷ تا ۲/۷ درصد افزایش صادرات و ۳/۵ تا ۶/۵ درصد افزایش واردات مواجه خواهد شد که منجر به منفی شدن تراز تجاری می‌شود.

مقیمی فیض‌آبادی و شاهنوشی (Moghimi Feyzabadi and Shahnoushi, 2012)، با الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) و با استفاده از جدول داده– ستاده برای سال ۱۳۸۰، نشان دادند که با حذف یارانه سوخت‌های فسیلی، شاخص تولید، هزینه و قیمت کالاهای تولیدی بخش‌های مختلف افزایش می‌یابد و بالاترین رشد تولید و هزینه، مربوط به بخش گاز طبیعی و بالاترین افزایش قیمت مربوط به بخش فرآورده‌های نفتی است.

آسیایی و همکاران (Asiaei et al., 2012)، با استفاده از داده‌های سری زمانی در بخش صنایع، به تخمین تابع هزینه ترانسلوگ با روش حداقل مربعات معمولی در کشور ایران پرداختند و بدین نتیجه رسیدند که یک درصد تغییر در قیمت گازوئیل مصرف آن را حدود ۰/۳۴ درصد در جهت عکس تغییر می‌دهد و حذف صد درصدی یارانه در یک مرحله می‌تواند اثرات مثبت بر محیط زیست داشته باشد.

صانعی و سعادت (Sanei and Saadat, 2013)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثر کاهش یارانه برق روی شاخص‌های کلان مؤثر بر تولید و رفاه خانوارها در ایران»، با کاربرد الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه یا همان محاسبه‌پذیر (CGE) و داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی برای سال ۱۳۸۰، چنین نتیجه گرفتند که در کوتاه‌مدت، کاهش یارانه بخش برق باعث افزایش تورم، کاهش رشد اقتصادی، کسر تراز پرداخت‌ها، افزایش نرخ بیکاری، نابرابری طبقاتی و کاهش رفاه خانوار می‌شود.

1. Computable General Equilibrium (CGE)

شرزه‌ای و همکاران (Sharzehei et al., 2014)، با کاربرد مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا[1] و داده‌های جدول داده- ستاده برای سال ۱۳۸۳، به بررسی تعدیل رفتار کارگزاران اقتصادی در نتیجه اصلاح یارانه انرژی در یک افق بلندمدت پرداختند و بدین نتیجه رسیدند که در نتیجه اصلاح قیمت انرژی، در همه سناریوها، مصرف (حالت پایه، شبیه‌سازی هسته، پیشرفت فنی و حذف یارانه‌ها) نفت و فرآورده‌های نفتی واکنش شدیدی در مقایسه با سایر انواع انرژی خواهند داشت؛ همچنین، رشد مصرف انرژی در همه سناریوها، در مقایسه با رشد تولید، کندتر خواهد شد و اقتصاد در دوره‌های میان‌مدت و بلندمدت به مسیر رشد خود بازخواهد گشت.

اسکندری و همکاران (Eskandari et al., 2017)، با کاربرد جدول داده- ستاده (I-O)[2] برای سال ۱۳۹۲، به بررسی اثرات تعدیل قیمت حامل‌های انرژی بر اقتصاد ایران پرداختند. در این مطالعه، اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی در فازهای اول (۱۳۸۹) و دوم (۱۳۹۳) هدفمندی یارانه‌ها بر نرخ رشد تولیدات بخش‌های اقتصادی بررسی شده و نتایج حاکی از این بوده که زغال سنگ کمترین کاهش نرخ رشد تولید را داشته و نیز نرخ رشد تولیدات بخش کشاورزی ۸/۴۵ درصد افزایش یافته است.

خدابخشی و کرمی (Khodabakhshi and Karami, 2016)، در مقاله‌ای با عنوان «مقایسه تأثیر سیاست هدفمندی یارانه‌های فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی بر رشد بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات با استفاده از روش ماتریسی داده- ستاده برای سال ۱۳۸۰»، نشان دادند که با افزایش قیمت حامل‌های انرژی (فرآورده‌های نفتی و گازطبیعی)، تولیدات بخش کشاورزی، به‌دلیل وابستگی واسطه‌ای کمتر به حامل‌های انرژی شامل فرآورده‌های نفتی و گازطبیعی و قیمت نسبی پایین نسبت به سایر بخش‌های اقتصاد، افزایش یافته است.

طاهری (Taheri, 2019)، در مقاله‌ای با عنوان «اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر بخش کشاورزی ایران (رویکرد CGE)»، با کاربرد مدل تعادل

1. Dynamic Computable General Equilibrium (DCGE)
2. Input-Output table

عمومی محاسبه‌پذیر با استفاده از داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی برای سال ۱۳۸۵، بدین نتیجه دست یافت که با اعمال سناریوی افزایش قیمت انرژی به سطح قیمت فوب خلیج فارس، مصرف حامل‌های انرژی، سطح تولید، تقاضای داخلی، نیروی‌کار، صادرات، تقاضای واسطه، و تقاضای خانوارهای شهری و روستایی کاهش یافته، ولی قیمت داخلی و قیمت نهاده سرمایه برای فعالیت کشاورزی و مقدار واردات این محصولات افزایش یافته است.

موسوی و باقری (Mousavi and Bagheri, 2020)، با استفاده از مدل برنامه‌ریزی ریاضی چند بازاری در یک مقطع زمانی خاص، به بررسی اثرات هدفمندسازی یارانه انرژی بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان برنج در ایران پرداختند و بدین نتیجه رسیدند که هدفمندی یارانه سوخت، به‌مثابه نهاده‌ای بسیار تأثیرگذار در فرآیند تولید و بازاررسانی محصول برنج، تولید را اندکی کاهش و قیمت‌ها را افزایش داده است.

لین و جیانگ (Lin and Jiang, 2011) به برآورد یارانه‌های انرژی و تأثیر اصلاح یارانه انرژی در چین پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در چین، یارانه‌های انرژی بیش از ۳۵۶/۷۳ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۷ (معادل ۱/۴۳ درصد از تولید ناخالص داخلی این کشور) بود؛ همچنین، با کاربرد مدل CGE، اثرات اقتصادی اصلاحات یارانه انرژی بررسی شد و نتایج نشان داد که حذف یارانه انرژی در راستای کاهش تقاضای انرژی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای بر نیروی‌کار و تولید اثر منفی دارد.

لیو و لی (Liu and Li, 2011) آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر ساختار مصرف انرژی را بررسی کردند. این تحقیق در دو مرحله صورت گرفت؛ نخست، با کاربرد روش شکاف قیمتی، میزان یارانه انرژی چین محاسبه شد و سپس، با بهره‌گیری از الگوی تعادل عمومی و ماتریس حسابداری اجتماعی[1] در قالب جدول داده- ستاده برای سال ۲۰۰۷ (شامل محاسبات انتشار آلودگی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن)، اثرات کاهش یارانه انرژی بر محیط زیست و متغیرهای اقتصادی بررسی شد. نتایج تحقیق نشان داد که میزان متفاوت حذف یارانه

1. Social Accounting Matrix (SAM)

زغال سنگ به اصلاح شاخص‌های زیست‌محیطی و تأثیرگذاری بر شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی انجامیده است.

جیانگ و تان (Jiang and Tan, 2013)، با کاربرد مدل داده– ستاده با استفاده از داده‌های جدول SAM برای سال ۲۰۰۸، به بررسی اثرات حذف یارانه انرژی بر قیمت‌های عمومی در چین پرداختند؛ یافته‌ها نشان داد که حذف یارانه انرژی، با بیشترین اثرگذاری بر شدت مصرف انرژی صنعت، باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها با یک تغییر جزئی می‌شود. در این میان، فرآورده‌های نفتی بیشترین اثر را دارد و بعد از آن، به‌ترتیب، برق، زغال سنگ و گاز طبیعی است که بیشترین اثرات حذف یارانه انرژی بر سطح عمومی قیمت‌ها به شاخص قیمت تولیدکننده برمی‌گردد و پس از آن، تعدیل تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده کمترین اثر را دارند.

سلیمانی و کاری (Solaymani and Kari, 2014) پژوهشی را در مورد اثرات اصلاح یارانه انرژی بر اقتصاد و بخش حمل‌ونقل مالزی انجام دادند و بدین منظور، از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر و داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) برای سال ۲۰۰۵ استفاده کردند. نتایج شبیه‌سازی سیاست اصلاح یارانه انرژی در مالزی نشان داد که این سیاست برای اقتصاد مالزی مفید است و موجب افزایش تجارت، تولید ناخالص ملی اسمی و واقعی و کاهش تقاضا برای انواع حامل‌های انرژی و در نتیجه، کاهش آلودگی خواهد شد؛ و افزون بر این، به‌دلیل افزایش در هزینه تولید، ستاده بخش حمل‌ونقل کاهش خواهد یافت.

جیانگ و همکاران (Jiang et al., 2015)، با مدل قیمتی داده- ستاده با استفاده از داده‌های جدول SAM برای سال ۲۰۱۱، به بررسی اثرات توزیعی حذف یارانه انرژی بر خانوار در کشور چین پرداختند. نتایج بررسی اثرات توزیعی حذف بیشتر یارانه‌های سوخت‌های فسیلی نشان داد که اثرات ترکیبی حذف یارانه سوخت و حذف یارانه زغال سنگ، به‌ترتیب، بیشترین و کمترین اثر را بر خانوار دارد، در حالی که حذف یارانه برق دارای یک اثر بازگشتی بوده و

همچنین، حذف یارانه فرآورده‌های نفتی دارای بیشترین اثرات بر خانوارهاست و پس از آن، حذف یارانه برق و زغال سنگ قرار دارد.

بهاتتاچاریا و گانگولی (Bhattacharyya and Ganguly, 2017)، با استفاده از مدل تعادل عمومی، به بررسی اثرات حذف یارانه متقاطع در قیمت‌گذاری برق در کشور هند پرداختند؛ نتایج نشان داد که حذف یارانه متقاطع برق منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به‌ویژه افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود.

فنگ و همکاران (Feng et al., 2018)، با استفاده از مدل داده- ستاده برای داده‌های سال ۲۰۱۱، اثرات توزیعی مالیات انرژی و حذف یارانه انرژی بر گروه‌های مختلف درآمدی در کشورهای آمریکای لاتین و حوزهٔ کارائیب را بررسی کردند و بدین نتیجه رسیدند که نسبت به گروه‌های کم‌درآمد، گروه‌های دارای درآمد بالا بیشترین نفع را از کاهش قیمت انرژی دارند؛ بنابراین، برای جبران خسارت گروه‌های کم‌درآمد، باید تخصیص یارانه به حمل‌ونقل و مواد غذایی برای خانوارهای کم‌درآمد صورت گیرد.

گلان (Gelan, 2018)، در مقاله‌ای با عنوان «اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی اصلاح یارانه برق در کویت: تحلیل مدل تعادل عمومی»، با استفاده از داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی برای سال ۲۰۱۰، به بررسی اثرات اصلاح یارانه برق در دو سناریو پرداخت. نتایج سناریوی اول مبنی بر کاهش سی درصدی یارانه برق نسبت به سال پایه نشان داد که افزایش تعرفه برق منجر به کاهش ۰/۵ درصدی تولید ناخالص داخلی و ۰/۸ درصدی رفاه کل خانوار شده است؛ و سناریوی دوم که طی آن، در کنار کاهش سی درصدی یارانه انرژی، پرداخت مقدار کسری یارانه به خانوارها برای جبران خسارت صورت گرفته است، منجر به کاهش ۰/۵ درصدی گاز دی‌اکسید کربن شده و البته با اثر معکوس بر تولید ناخالص داخلی و رفاه کل خانوار، به‌ترتیب، به افزایش ۰/۴ و ۰/۱ درصدی این شاخص‌ها انجامیده است.

مشیری و سانتیلان (Moshiri and Santillan, 2018)، با کاربرد مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو[1]، به بررسی اثرات رفاهی تغییرات قیمت انرژی بر مصرف خانوار و رفاه گروه‌های مختلف درآمدی پرداختند که با روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط[2]، برای داده‌های سالانه در دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ تخمین‌زده شد. نتایج نشان داد که تفاوت زیادی در کشش انرژی گروه‌های درآمدی مختلف وجود دارد، به‌گونه‌ای که تقاضای انرژی نسبت به درآمد کشش‌پذیر بوده است، اما تغییرات قیمت انرژی اثرات مختلف بر انواع انرژی دارد.

از بررسی مطالعات پیش‌گفته چنین برمی‌آید که اغلب این مطالعات، چه داخلی و چه خارجی، با استفاده از روش داده- ستاده و مدل تعادل عمومی و بر پایه داده‌های مقطع عرضی، به بررسی پیامدها و اثرات اصلاح تدریجی و یک‌باره یارانه برق و گازوئیل بر متغیرهای اقتصادی- زیست‌محیطی در بخش کشاورزی بعد از هدفمندی یارانه‌ها پرداخته‌اند. همچنین، در مطالعات صورت‌گرفته در ایران، به مدل خودرگرسیونی برداری توضیحی کمتر توجه شده یا اصلاً توجه نشده است. بر این اساس، در مطالعهٔ حاضر، از تحلیل داده‌های سری زمانی استفاده شده است. شایان یادآوری است که تحلیل سری زمانی متکی بر یک دوره زمانی گسترده است که الگوی پویا یک مجموعه از داده‌ها را پوشش می‌دهد؛ در نتیجه، می‌توان به یک نتیجه قوی‌تر و قابل اعتمادتر دست یافت (Shahzad et al., 2018). در پژوهش‌های گرنجر و نیویولد (Granger and Newbold, 1974)، دیکی و فولر (Dickey and Fuller, 1981)، انگل و گرنجر (Engle and Granger, 1987) و یوهانسن (Johansen, 1988) نیز بر اهیمت داده‌های سری زمانی در تحلیل اقتصادسنجی تأکید شده است؛ در دیگر مطالعات، همچون پژوهش‌های رحمان و کاشم (Rahman and Kashem, 2016)، فوینهاس و مارکز (Fuinhas and Marques, 2012) و انکورو و یوکو (Nkoro and Uko,2016)، برای بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل، از روش خودرگرسیونی برداری با وقفه توضیحی[3] استفاده شده که نسبت به

1. Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)
2. Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE)
3. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

دیگر روش‌های هم‌انباشتگی مانند انگل و گرنجر (Engle and Granger, 1987)، یوهانسن (Johansen, 1988) و یوهانسن و یوسیلیوس (Johansen and Juselius, 1990) دارای امتیازاتی است: اول آنکه روش ARDL برای نمونه‌های با حجم کم مناسب است؛ دوم آنکه این روش نسبت به هم‌انباشته بودن متغیرها از درجه یک I(1)و I(0) بی‌تفاوت است و در بلندمدت، تخمین‌های سازگار و با تورش کمتری ارائه می‌دهد، به‌گونه‌ای که اگر در تعیین درجه انباشتگی متغیرها نااطمینانی وجود داشته باشد، رهیافت آزمون کرانه این مشکل را حل خواهد کرد؛ و سوم آنکه در این روش، نیازی به یکسان بودن طول وقفه بهینه برای متغیرها نیست. بر این اساس، در مطالعهٔ حاضر، از روش مدل خودرگرسیونی برداری با وقفه توضیحی (ARDL) برای برآورد واکنش تقاضای نهاده‌ها، تولید و شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به اصلاح تدریجی و یک‌باره انرژی در بخش کشاورزی استفاده شده است.

روش‌شناسی تحقیق

در مطالعهٔ حاضر، به بررسی اثرات چندگانه تعدیل قیمت حامل‌های انرژی بر بخش کشاورزی شامل تأثیر بر میزان تولید کشاورزی، میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن، شاخص قیمت مصرف‌کننده، میزان مصرف حامل‌های انرژی، میزان سرمایه و تعداد نیروی‌کار پرداخته شده که با اعمال چهار سناریوی افزایش قیمت (۲۵ درصد، ۵۰ درصد، ۷۵ درصد و ۱۰۰ درصدی) برای حامل‌های انرژی برق و گازوئیل در بخش کشاورزی صورت گرفته است. در مطالعهٔ حاضر نیز همچون مطالعات لیو و لی (Liu and Li, 2011) و سلیمانی و کاری (Solaymani and Kari, 2014)، از تعداد نیروی کار، میزان تولید، میزان سرمایه و قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان شاخص‌های اقتصادی و از میزان برق مصرفی، میزان گازوئیل مصرفی و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن به‌عنوان شاخص‌های زیست‌محیطی استفاده شده است. در این راستا، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۴، برآورد توابع تولید، تقاضای نهاده‌ها، تابع انتشار گاز دی‌اکسید کربن و شاخص قیمت مصرف‌کننده صورت گرفت. همچنین، شکل عمومی توابع تولید و

تقاضای نهاده‌ها در قالب روابط (۱) و (۲) و نیز بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن و شاخص قیمت مصرف‌کننده در قالب روابط (۳) و (۴) به‌صورت رگرسیون بیان شد:

$$X_{it} = C + \beta_{ELE} P_t^{ELE} + \beta_{OIL} P_t^{OIL} + \beta_{LABOR} p_t^{LABOR} + \beta_{INV} P_t^{INV} + \beta_Y Y_t + \varepsilon_{1t} \quad (۱)$$

$$Y_t = C + \rho_{LABOR} X_{t.LABOR} + \rho_{INV} X_{t.INV} + \rho_{OIL} X_{t.OIL} + \rho_{ELE} X_{t.ELE} + \varepsilon_{2t} \quad (۲)$$

$$CO_{2t} = C + \varphi_{OIL} X_{t.OIL} + \varphi_{ELE} X_{t.ELE} + \varphi_Y Y_t + \varepsilon_{3t} \quad (۳)$$

$$CPI_t = C + \vartheta_{ELE} P_t^{ELE} + \vartheta_{OIL} P_t^{OIL} + \vartheta_Y Y_t + \vartheta_{IPM} IPM_t + \varepsilon_{4t} \quad (۴)$$

در این مدل، رابطه (۱) تابع تقاضای نهاده‌های بخش کشاورزی، رابطه (۲) تابع تولید، رابطه (۳) تابع انتشار گاز دی‌اکسید کربن و رابطه (۴) تابع شاخص قیمت مصرف‌کننده را نشان می‌دهند؛ و در این روابط، $X_{t.LABOR}$ تعداد نیروی‌کار، $X_{t.INV}$ میزان سرمایه، $X_{t.ELE}$ میزان برق مصرفی، $X_{t.OIL}$ میزان گازوئیل مصرفی، P_t^{LABOR} دستمزد نیروی کار، P_t^{INV} نرخ بهره سرمایه، P_t^{ELE} قیمت برق، P_t^{OIL} قیمت گازوئیل، Y میزان تولید محصولات کشاورزی و ε_t جمله اخلال است. در مطالعهٔ حاضر، به پیروی از مطالعات اوهر و همکاران (Uhr et al., 2019)، شرف‌الدین و همکاران (Charfeddine et al., 2018)، الشهری و بلومی (Alshehry and Belloumi, 2015)، مالک و همکاران (Malik et al., 2020) و صبوری و همکاران (Saboori et al., 2012)، در بررسی اثرات افزایش قیمت انرژی بر تقاضای نهاده‌ها (تعداد نیروی‌کار، میزان سرمایه، میزان برق مصرفی و میزان گازوئیل مصرفی)، میزان تولید محصولات کشاورزی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن، از متغیرهای دستمزد نیروی‌کار، نرخ بهره سرمایه، میزان سرمایه، تعداد نیروی‌کار، میزان تولید و شاخص قیمت واردات در سمت راست معادلات به‌عنوان متغیرهای کنترل[۱] استفاده شد.

۱ – چون اثرات همه متغیرها در یک پژوهش قابل بررسی نیست، متغیرهایی که به‌طور خاص در یک مطالعه اندازه‌گیری نمی‌شوند، در بین نمونه‌ها ثابت، خنثی یا توزیع‌شده نگهداری یا حذف می‌شوند؛ و بدین ترتیب، از تأثیرگذاری و سوگیری آنها نسبت به متغیرهای دیگر جلوگیری می‌شود. بدین متغیرها «متغیرهای کنترل» گفته می‌شود (Stock and Watson, 2015).

در مطالعهٔ حاضر، Y_t نشان‌دهنده میزان تولید به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ و CO_2 نشان‌دهنده میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن است و همانند مطالعات علی و همکاران (Ali et al., 2017) و آکلپلر و هوو (Akalpler and Hove, 2019)، که دی‌اکسید کربن را به‌عنوان متغیر وابسته به‌کار گرفتند و مصرف انرژی را به‌عنوان یکی از عوامل اصلی انتشار دی‌اکسید کربن وارد مدل کردند، از گاز دی‌اکسید کربن به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده که مطابق نظریهٔ آلودگی، عامل اصلی انتشار آن مصرف انرژی است؛ همچنین، CPI_t شاخص قیمت مصرف‌کننده و IPMشاخص قیمت واردات را نشان می‌دهند و شاخص قیمتی واردات برای متغیر وابسته شاخص قیمت مصرف‌کننده است که از شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است تا تغییر رفتار قیمت با توجه به تغییر در یارانه انرژی بررسی شود، به‌گونه‌ای که لین و وانگ (Lin and Wang, 2009) و جیانگ و تان (Jiang and Tan, 2013) نیز از متغیر CPI به‌عنوان متغیر وابسته استفاده کردند. از سوی دیگر، در نظر گرفتن یارانه انرژی به‌عنوان عامل اصلی رفتار قیمت با نظریهٔ تورم ناشی از فشار هزینه مطابقت دارد که از منظر اقتصادی، یارانه انرژی عامل تورم تحت فشار هزینه است، زیرا این عامل به‌صورت مستقیم بر هزینه تولید اثر می‌گذارد. بدین ترتیب، هزینهٔ تولید از کاهش یارانه انرژی توسط دولت و در پی آن، از افزایش قیمت انرژی تأثیر می‌پذیرد؛ بنابراین، کاهش یارانه انرژی به‌طور هم‌زمان قیمت انرژی به‌عنوان نهاده تولید را افزایش می‌دهد و در نتیجه، قیمت تولید نیز افزایش می‌یابد (IISD, 2012).

در مطالعهٔ حاضر، برای برآورد کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت در بررسی روابط چندگانه متغیرها، از روش ARDL استفاده شد و با توجه به بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی، مانا بودن سری زمانی متغیرها از طریق بررسی ریشه واحد در داده‌ها مورد آزمون قرار گرفت؛ همچنین، از آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون (Phillips and Perron, 1988) برای بررسی مانایی متغیرها استفاده شد. پس از بررسی مانایی داده‌ها، با بهره‌گیری از روش آزمون باند[1]

1. Bounds testing

ARDL معرفی‌شده از سوی پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)، بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها صورت گرفت. فرم کلی مدل ARDL با دو متغیر X و W که توسط پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) معرفی شده، به‌صورت رابطه (۵) است:

$$W_t = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i W_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i X_{t-i} + \rho_i W_{t-1} + \vartheta_i X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن، W_t متغیر وابسته، X_{t-i} یک بردار $K \times 1$ از متغیرهای برون‌زا و β_i بردار ضرایب $K \times 1$متغیرهای برون‌زا، φ_i بردار اسکالر و ε_t توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک است.

در مطالعهٔ حاضر، برای پیدا کردن ارتباط بلندمدت بین متغیرها، مدل ARDL چندگانه به‌صورت رابطه (۶) تخمین‌زده شد:

$$W_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_1 W_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \varphi_2 X_{t-i} + U_t \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، که نشان‌دهنده مدل ARDL بلندمدت است، W_t متغیر وابسته (شامل تعداد نیروی کار، میزان سرمایه، میزان برق مصرفی، میزان گازوئیل مصرفی، میزان تولید، شاخص قیمت مصرف‌کننده و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن) و X_t متغیرهای توضیحی (شامل دستمزد نیروی کار، نرخ بهره سرمایه، قیمت برق، قیمت گازوئیل، میزان تولید، میزان برق مصرفی، میزان گازوئیل مصرفی، میزان سرمایه، تعداد نیروی کار، شاخص قیمت مصرف‌کننده، میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن و شاخص قیمت واردات)، φ_i کشش بلندمدت و U_t جمله اخلال است؛ همچنین، طول وقفه بهینه بر اساس معیاره آکائیک و شوارتز- بیزین انتخاب شد.

علاوه بر این، در تحقیق حاضر، تخمین کشش‌های کوتاه‌مدت مدل تصحیح خطا به‌صورت رابطه (۷) است:

$$W_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_1 \Delta W_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \gamma_2 \Delta X_{t-i} + \mu ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

در رابطه (۷)، که نشان‌دهنده مدل تصحیح خطاست، علاوه بر متغیرهای پیش‌گفته، $ECT_{(t-1)}$ جمله تصحیح خطاست که سرعت از تعدیل به سمت تعادل بعد از یک تکانه (شوک) را اندازه‌گیری می‌کند، μ_i پارامتری نشان‌دهنده سرعت از تعدیل است و دامنه آن بین صفر و یک قرار دارد، γ_i کشش کوتاه‌مدت و ε_t جمله پسماند است. آزمون‌های تشخیصی در مطالعهٔ حاضر شامل آزمون ناهمسانی واریانس (x^2_{ARCH})، آزمون خودهمبستگی سریالی (X^2_{LM})، آزمون رمزی (X^2_{RAMSY}) برای فرم تابع و آزمون بریوش گادفری (X^2_{NORM}) برای نرمال‌سازی پسمانده‌هاست؛ همچنین، آزمون‌های پایداری (شامل آزمون مجموع مجذور تجمعی[1] و آزمون مجموع تجمعی[2] معرفی‌شده توسط براون و همکاران (Brown et al., 1975) برای آزمون پایداری نسبی ضرایب برآورد شده در طول زمان که توسط پسران و پسران (Pesaran, 1997 Pesaran and) پیشنهاد شده است، صورت گرفت. اطلاعات آماری پژوهش حاضر در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- اطلاعات داده‌های سالانه سری زمانی برای دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۴ در بخش کشاورزی

متغیر	توضیح	واحد	منبع	محاسبه
P_t^{LABOR}	دستمزد	ریال	مرکز آمار ایران	-
$X_{t.LABOR}$	تعداد نیروی کار	هزار نفر	مرکز آمار ایران	-
Y_t	میزان تولید به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳	میلیارد ریال	بانک مرکزی ایران	-
$X_{t.INV}$	میزان سرمایه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳	میلیارد ریال	بانک مرکزی ایران	-
CPI	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی(CPI) معیار سنجش تغییرات قیمت کالاها و خدماتی است که توسط خانوارهای شهرنشین ایرانی به مصرف می‌رسد.	-	بانک مرکزی ایران	-
P_t^{ELE}	متوسط بهای برق (قیمت برق)	ریال/کیلو وات ساعت	وزارت نیرو	-
P_t^{OIL}	قیمت گازوئیل	ریال/ لیتر	وزارت نیرو	-
$X_{t.ELE}$	میزان برق مصرفی	میلیون کیلو وات ساعت	وزارت نیرو	-

1. Cumulative Sum of Squares (CUSUMSQ)
2. Cumulative Sum (CUSUM)

متغیر	توضیح	واحد	منبع	محاسبه
$\mathbf{X_{t.OIL}}$	میزان گازوئیل مصرفی	هزار لیتر	وزارت نیرو	-
$\mathbf{P}_t^{INV}$	محاسبه نرخ بهره سرمایه از بهترین روش‌های محاسبه نرخ بهره سرمایه است که توسط رومر (Romer, 2011) معرفی شد. در این روش، $R(t)$ نرخ بهره سالانه، $\delta(t)$ نرخ استهلاک سالانه، $P^*(t)$ نرخ تورم و t زمان است.	میلیارد ریال	بانک مرکزی ایران	$P^{INV}(t) = R(t) + \delta(t) + P^*(t)$
$\mathbf{CO_{2t}}$	میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن	گیگا گرم (gigagrams)	سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)	-
$\mathbf{IPM_t}$	شاخص قیمت واردات	-	سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شایان یادآوری است که اصولاً در مدل‌سازی، کلیه متغیرهای اقتصادی از لگاریتم متغیرها به‌جای سطح متغیرها استفاده شده است؛ علت آن را می‌توان در کاهش اختلالات (نویز) داده‌ها و متمایل شدن تابع چگالی داده‌ها به سمت توزیع نرمال و بهره‌برداری از مزایای آن دانست. از این‌رو، در تحقیق حاضر نیز از لگاریتم متغیرها به‌جای سطح متغیرها استفاده شده است.

نتایج و بحث

نتایج بررسی آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون در جدول ۲ آمده است. بر اساس اطلاعات این جدول، متغیرهای لگاریتم میزان سرمایه و لگاریتم نرخ بهره سرمایه انباشته از مرتبه I(0) و متغیرهای لگاریتم تعداد نیروی کار، لگاریتم دستمزد نیروی کار، لگاریتم میزان تولید، لگاریتم میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن، لگاریتم میزان گازوئیل مصرفی، لگاریتم میزان برق مصرفی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و لگاریتم شاخص قیمت واردات انباشته از مرتبه I(1) است.

جدول ۲- نتایج آزمون فیلیپس- پرون برای بررسی ریشه واحد متغیرها

سری‌ها	آماره t	ارزش معیاره			RU
		یک درصد	پنج درصد	ده درصد	
$\ln X_{INV}$	-۴/۲۵۴	-۴/۳۳۹	-۳/۵۸۸	-۳/۲۲۹	**I(0)**
$\ln X_{Labor}$	-۳/۸۴۹	-۴/۳۵۶	-۳/۵۹۵	-۳/۲۳۳	**I(1)**
$\ln P^{LABOR}$	-۵/۳۵۳	-۴/۳۷۴	-۳/۶۰۳	-۳/۲۳۸	**I(1)**
$\ln P^{INV}$	-۴/۵۲۸	-۴/۳۳۹	-۳/۵۸۷	-۳/۲۲۹	**I(0)**
$\ln P^{OIL}$	-۵/۵۵۶	-۴/۳۲۴	-۳/۵۸۱	-۳/۲۲۵	**I(1)**
$\ln P^{ELE}$	-۴/۳۳۵	-۴/۳۲۴	-۳/۵۸۱	-۳/۲۲۵	**I(1)**
$\ln Y$	-۲/۹۱۱	-۳/۷۳۸	-۲/۹۹۲	-۲/۶۳۵	**I(1)**
$\ln CO_2$	-۷/۲۲۰	-۴/۳۵۶	-۳/۵۹۵	-۳/۲۳۳	**I(1)**
$\ln X_{OIL}$	-۵/۷۰۹	-۴/۳۲۴	-۳/۵۸۱	-۳/۲۲۵	**I(1)**
$\ln X_{ELE}$	-۴/۶۳۸	-۴/۳۲۴	-۳/۵۸۱	-۳/۲۲۵	**I(1)**
$\ln CPI$	-۳/۲۲۱	-۳/۷۱۱	-۲/۹۸۱	-۲/۶۳۰	**I(1)**
$\ln IPM$	-۴/۹۱۰	-۴/۳۵۶	-۳/۵۹۵	-۳/۲۳۳	**I(1)**

توجه: ریشه واحد برای متغیرهای ثبت‌شده با روند و رهگیری انجام شد ، RU ترتیب ادغام را نشان می‌دهد ؛ RU = 1 بدین معنی است که متغیر دارای ریشه واحد است و از این‌رو، ثابت نیست؛ و RU = 0 بدین معنی است که متغیر فاقد ریشه واحد و از این‌رو، ثابت است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که تمام متغیرهای انباشته از مرتبه I(0) و I(1) است و هیچ‌کدام از متغیرهای انباشته از مرتبه I(2) و بالاتر نبوده، از آزمون باند ARDL برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. بر اساس اطلاعات جدول ۳، ارزش آماره F محاسباتی از آزمون باند برای مدل تقاضای نیروی کار برابر با ۷/۴۶ بوده که از مقدار کرانه بالا (۳/۸۳) بزرگ‌تر است. بر این اساس، بین متغیرها در مدل تابع تقاضای نیروی کار ارتباط بلندمدت معنی‌دار وجود دارد.

جدول ۳- نتایج آزمون باند برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها

متغیر	F محاسباتی	ارزش کران پایین I(0)	ارزش کران بال ا(1)I	نتیجه
$D(\ln X_{LABOR})$	۷/۴۶	۲/۶۹	۳/۸۳	هم‌انباشته
$D(\ln X_{INV})$	۵/۵۲	۲/۱۴	۳/۳۴	هم‌انباشته
$D(\ln Y)$	۱۱/۰۴	۲/۲۶	۳/۴۸	هم‌انباشته
$D(\ln CO_2)$	۶/۳۷	۲/۱۴	۳/۳۴	هم‌انباشته
$D(\ln X_{OIL})$	۴/۵۸	۲/۱۷	۳/۲۱	هم‌انباشته
$D(\ln X_{ELE})$	۳/۹۱	۲/۳۲	۳/۵	هم‌انباشته
$D(\ln CPI)$	۷/۳۵	۲/۳۹	۳/۳۸	هم‌انباشته

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین، در بررسی مقدار آماره F محاسباتی مربوط به آزمون باند برای سایر مدل‌ها با متغیر وابسته، تقاضای سرمایه، تقاضای گازوئیل، تقاضای برق، شاخص قیمت مصرف‌کننده، میزان تولید محصولات کشاورزی و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن مشخص شد که مقدار آماره Fمحاسباتی این آزمون برای این مدل‌ها نیز بزرگ‌تر از کرانه بالاست. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که ارتباط بلندمدت بین متغیرها در این مدل‌ها نیز پذیرفته شده است، به‌گونه‌ای که می‌توان به برآورد کشش‌های بلندمدت مدل ARDL پرداخت.

نتایج برآورد کشش‌های بلندمدت در جدول ۴ ارائه شده است. همان‌گونه که از نتایج این جدول بر می‌آید، بیش از نیمی از ضرایب در سطح پنج و ده درصد معنی‌دار شده که از آن میان، از قیمت گازوئیل و برق برای برآورد تغییرات افزایش قیمت برق و گازوئیل در چهار سناریو (۲۵، ۵۰، ۷۵ و ۱۰۰ درصدی) به‌منظور ارزیابی اثرات حذف یارانه انرژی (برق و گازوئیل) بر شاخص‌های اقتصادی- زیست‌محیطی استفاده شده است.

جدول ۴- نتایج برآورد کشش‌های تعادلی بلندمدت

متغیر	lnX_{LABOR} کشش (احتمال)	lnX_{INV} کشش (احتمال)	lnY کشش (احتمال)	$lnCO_2$ کشش (احتمال)	lnX_{ELE} کشش (احتمال)	lnX_{OIL} کشش (احتمال)	$lnCPI$ کشش (احتمال)
lnX_{LABOR}	۰/۹۵۱* (۰/۰۰۰۰)		-۰/۳۵۰* (۰/۰۴۳۸)				
lnX_{INV}		۰/۱۴۶** (۰/۰۹۹۰)	۰/۹۰۸* (۰/۰۰۰۰)				
$lnCO_2$				-۲/۰۵۶* (۰/۰۵۴۴)			
lnX_{ELE}			۰/۰۶۹* (۰/۰۴۹۱)	۰/۲۸۷** (۰/۰۶۰۷)	۰/۸۴۹* (۰/۰۴۲)		
lnX_{OIL}			۰/۰۵۵** (۰/۰۵۸۰)	۰/۸۸۴* (۰/۰۰۶۸)		-۰/۰۶۶ (۰/۶۴۹۳)	
$lnCPI$							۰/۹۱۴** (۰/۰۷۴۹)
lnp^{LABOR}	-۰/۰۳۴* (۰/۰۰۸۷)	۰/۷۳۸* (۰/۰۰۰۲)			۰/۰۴۷* (۰/۰۱۴۲)	۰/۳۳۲** (۰/۰۷۶۳)	-۰/۱۱۷ (۰/۲۵۶۵)
lnP^{INV}	۰/۰۱۵* (۰/۰۰۱۹)	-۰/۶۷۵* (۰/۰۰۲۶)			-۰/۰۲۱* (۰/۰۵۲۷)	-۰/۲۹۴* (۰/۰۰۱۷)	-۰/۵۱۰* (۰/۰۱۴۹)
lnY	۰/۰۷۰* (۰/۰۰۲۴)	۰/۶۷۱* (۰/۰۴۱۷)	۰/۰۶۸* (۰/۰۵۴۹)	۰/۵۴۸* (۰/۰۴۸۸)	۰/۱۵۸* (۰/۰۰۶۲)	-۰/۰۴۷ (۰/۶۷۳۱)	
lnp^{OIL}	۰/۰۰۹* (۰/۰۰۵۷)	-۰/۳۲۷* (۰/۰۱۲۳)			۰/۰۴۶* (۰/۰۲۵۳)	-۰/۲۲۲* (۰/۰۱۹۲)	۰/۰۵۰** (۰/۰۸۲۱)
lnP^{ELE}	۰/۰۲۲** (۰/۰۷۶۷)	-۰/۶۵۸* (۰/۰۰۰۲)			-۰/۲۴۵* (۰/۰۰۷۶)	۰/۰۲۲* (۰/۰۲۷۳)	۰/۱۱۰** (۰/۰۸۲۱)
C		۲/۳۹۳ (۰/۴۰۷۶)			-۰/۵۸۷ (۰/۷۰۷۴)	۱۸/۵۱۰* (۰/۰۰۰۰)	۱/۲۶۲ (۰/۵۸۵۰)
$lnIPM$							۰/۱۸۵* (۰/۰۵۴۷)

* معنی‌داری در سطح پنج درصد ** معنی‌داری در سطح ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌های بلندمدت در جدول ۵ آمده است. بر اساس آزمون‌های تشخیصی واریانس ناهمسانی (X^2_{ARCH})، آزمون خودهمبستگی سریالی (X^2_{LM}) آزمون نرمالیته (X^2_{NORM})، آزمون رمزی (X^2_{RAMSY}) و ضریب تعیین، فرضیه صفر مبنی بر عدم درست بودن مدل‌های انتخابی در سطح پنج درصد و ده درصد رد شده است؛ و فرض مقابل آن مبنی بر درست بودن مدل‌های انتخابی (هیچ‌کدام از مدل‌های برآوردشده با مشکل خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، نرمالیته بودن جملات پسماند و فرم نادرست مدل مواجه نبوده) پذیرفته شده است. نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ نشان‌دهنده پایداری مدل‌های برآوردشده است.

جدول ۵- نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌های بلندمدت

متغیر	lnX_{LABOR}	lnX_{INV}	lnY	$lnCO_2$	lnX_{ELE}	lnX_{OIL}	lnCPI
R^2	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۱	۰/۹۹
X^2_{NORM}	۱/۰۹۴ ۰/۵۷۸۸	۱/۵۸۷ (۰/۴۵۲۱)	۱/۴۰۸ (۰/۴۹۴۶)	۰/۱۴۸ (۰/۹۲۸۵)	۱/۵۹۴ (۰/۴۵۰۶)	۰/۰۳۶ (۰/۹۸۲۳)	۱/۱۸۲ (۰/۵۵۳۸)
X^2_{ARCH}	۰/۲۱۱ (۰/۶۴۵۹)	۰/۰۲۱ (۰/۸۸۶۰)	۰/۵۱۶ (۰/۴۷۲۵)	۰/۹۹۲ (۰/۳۱۹۳)	۰/۰۹۶ (۰/۷۵۶۴)	۰/۷۲۶ (۰/۳۹۴۳)	۱/۲۸۴ (۰/۲۵۷۱)
X^2_{LM}	۰/۱۷۲ (۰/۶۷۸۱)	۵/۱۰۲ (۰/۰۷۸۰)	۱/۰۴۴ (۰/۵۹۳۳)	۴/۸۸۰ (۰/۰۶۷۲)	۵/۳۲۳ (۰/۰۶۹۸)	۴/۴۰۹ (۰/۱۱۰۳)	۲/۸۴۰ (۰/۰۹۱۹)
X^2_{RAMSY}	۴/۱۰۴ (۰/۰۸۹۲)	۲/۲۴۸ (۰/۱۵۴۵)	۳/۴۲۵ (۰/۰۸۴۰)	۰/۱۱۶ (۰/۷۵۰۲)	۱/۸۱۴ (۰/۲۰۲۹)	۰/۰۵۳ (۰/۸۲۰۹)	۰/۴۸۲ (۰/۵۰۱۹)
CUSUM	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار
CUSUMSQ	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با استفاده از اطلاعات جدول ۶، اثرات افزایش قیمت انرژی در چهار سناریوی ۲۵ درصدی، ۵۰ درصدی، ۷۵ درصدی و ۱۰۰ درصدی بررسی شد. نتایج نشان داد یک افزایش ۲۵ درصدی در قیمت برق که برای کاهش تقاضای برق به میزان ۶/۳ درصد و کاهش انتشار دی‌اکسید کربن (CO_2) به میزان ۱/۷۶ درصد صورت گرفته است، منجر به افزایش دسترسی به

نهاده نیروی کار و گازوئیل، به‌ترتیب، به میزان ۰/۵۵ درصد و ۱/۱۵ درصد و کاهش سرمایه به میزان ۱۶/۴۴ درصد در بلندمدت می‌شود. از آنجا که میزان برق مصرفی اثر مثبت و معنی‌دار بر میزان تولید محصولات کشاورزی داشته و مقدار کشش بلندمدت آن برابر با مثبت ۰/۰۶۹ است، می‌توان گفت که در بلندمدت، با ۲۵ درصد افزایش در قیمت برق، میزان تولید محصولات کشاورزی به اندازه ۰/۴۲ درصد کاهش و شاخص قیمت مصرف‌کننده به اندازه ۴/۹۸ درصد افزایش خواهد یافت. با افزایش بیشتر قیمت برق، این اثرات بیشتر می‌شود، به‌گونه‌ای که افزایش ۱۰۰ درصدی در قیمت برق در راستای کاهش میزان برق مصرفی به اندازه ۲۴/۵۲ درصد و کاهش اثرات زیست‌محیطی به میزان ۷/۰۳ درصد به افزایش بیشتر تقاضا برای نهاده‌های نیروی کار به میزان ۲/۲۲ درصد و کاهش بیشتر میزان سرمایه و افزایش بیشتر میزان گازوئیل مصرفی در فرآیند تولیدات کشاورزی، به‌ترتیب، به اندازه ۶۵/۸۲ و ۴/۶۲ درصد در بلندمدت و کاهش تولید محصولات کشاورزی به میزان ۱/۶۹ درصد و افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده به میزان ۱۹/۹۹ درصد در بلندمدت خواهد انجامید.

جدول ۶- تحلیل اثرات سناریوهای کاهش و قطع یارانه برق و گازوئیل بر شاخص‌های اقتصادی- زیست‌محیطی در بخش کشاورزی در بلندمدت

متغیر	۲۵ درصد		۵۰ درصد		۷۵ درصد		۱۰۰ درصد	
	برق	گازوئیل	برق	گازوئیل	برق	گازوئیل	برق	گازوئیل
Y	-۰/۴۲	-۰/۳۰	-۰/۸۴	-۰/۶۰	-۱/۲۷	-۰/۹۱	-۱/۶۹	-۱/۲۱
X_{LABOR}	۰/ ۵۵	۰/ ۲۲	۱/۱۱	۰/ ۴۴	۱/ ۶۶	۰/۶۷	۲/۲۲	۰/۸۹
CPI	۴/۹۸	۱/۲۶	۹/۱۰	۲/۵	۱۴/۹۹	۳/۷۷	۱۹/۹۹	۵/۰۳
X_{INV}	-۱۶/۴۴	-۸/۱۷	-۳۲/۹۱	-۱۶/۳۵	-۴۹/۳۶	-۲۴/۵۲	-۶۵/۸۲	-۳۲/۷
CO_2	-۱/۷۶	-۴/۹	-۳/۵۱	-۹/۸	-۵/۲۷	-۱۴/۷	-۷/۰۳	-۱۹/۶۰
X_{ELE}	-۶/۳	۰/۵۵	-۱۲/۲۶	۱/۰۹	-۱۸/۳۹	۱/۶۴	-۲۴/۵۲	۲/۱۹
X_{OIL}	۱/۱۵	-۲/۸۲	۲/۳۱	-۱۱/۰۹	۳/۴۶	-۱۶/۶۳	۴/۶۲	-۲۲/۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین، یک افزایش ۲۵ درصدی در قیمت گازوئیل در راستای کاهش میزان مصرف گازوئیل به اندازه ۲/۸۲ درصد و کاهش اثرات منفی زیست‌محیطی به اندازه ۴/۹ درصد در بلندمدت منجر به افزایش تقاضا برای نهاده‌های نیروی کار و برق، به‌ترتیب، به میزان ۰/۲۲ و ۰/۵۵ درصد و کاهش تقاضا برای نهاده سرمایه به اندازه ۸/۱۷ درصد در بلندمدت خواهد شد. از آنجا که کشش تخمینی میزان گازوئیل مصرفی بر تولید محصولات کشاورزی اثر مثبت و معنی‌دار داشته و مقدار آن برابر با ۰/۰۵۵ در بلندمدت است، می‌توان نتیجه گرفت که با ۲۵ درصد افزایش در قیمت گازوئیل، میزان تولید محصولات کشاورزی به اندازه ۰/۳۰ درصد در بلندمدت کاهش خواهد یافت؛ این میزان کاهش تولید محصولات کشاورزی منجر به افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده به اندازه ۱/۲۶ درصد در بلندمدت می‌شود و با یک افزایش بیشتر در قیمت گازوئیل، تأثیرات بر متغیرهای مورد بررسی بیشتر خواهد شد، به‌گونه‌ای که افزایش ۱۰۰ درصدی در قیمت گازوئیل در راستای کاهش میزان مصرف گازوئیل به اندازه ۲۲/۱۹ درصد و کاهش اثرات زیست‌محیطی به میزان ۱۹/۶۰ درصد به افزایش بیشتر تقاضا برای نهاده‌های نیروی کار به میزان ۰/۸۹ درصد و کاهش بیشتر میزان سرمایه و افزایش بیشتر میزان برق مصرفی در فرآیند تولیدات کشاورزی، به‌ترتیب، به اندازه ۳۲/۷ و ۲/۱۹ درصد در بلندمدت و کاهش تولید محصولات کشاورزی به میزان ۱/۲۱ درصد و افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده به میزان ۵/۰۳ درصد در بلندمدت خواهد انجامید.

نتایج برآورد کشش‌های تعادلی کوتاه‌مدت و جمله تصحیح خطا در جدول ۷ آمده است. همان‌گونه که از نتایج این جدول برمی‌آید، یک افزایش ۲۵ درصدی در قیمت برق در کوتاه‌مدت که در راستای کاهش میزان برق مصرفی به اندازه ۳/۴۹ درصد و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن (CO_2) به اندازه ۰/۲۶ درصد صورت می‌گیرد، به افزایش تقاضا برای نهادهای نیروی کار به میزان ۰/۲۰ درصد و کاهش میزان سرمایه و افزایش میزان مصرف گازوئیل، به‌ترتیب، به اندازه ۰/۶۴ و ۵/۱۹ درصد در کوتاه‌مدت منجر می‌شود و همچنین، میزان تولید محصولات کشاورزی را به اندازه ۰/۱۶ درصد کاهش می‌دهد؛ در مقابل، شاخص قیمت مصرف‌کننده به اندازه ۳/۳۱ درصد در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. نتایج بررسی اثرات افزایش قیمت برق در سناریوهای ۵۰؛ ۷۵ و ۱۰۰ درصدی نیز نشان می‌دهد که این اثرات با افزایش

قیمت برق بیشتر می‌شود، به‌گونه‌ای که اثرات در سناریوی ۱۰۰ درصدی بیش از سناریوی ۷۵ درصد و در این سناریو، بیش از سناریوی ۵۰ درصدی است.

جدول ۷- نتایج برآورد کشش‌های تعادلی کوتاه‌مدت

متغیر	$\ln X_{LABOR}$	$\ln X_{INV}$	$\ln Y$	$\ln CO_2$	$\ln X_{ELE}$	$\ln X_{OIL}$	$\ln CPI$
$\Delta \ln X_{LABOR}$	۱/۹۶۴ (۰/۱۱۵۲)		۰/۳۸۶** (۰/۰۹۱۵)				
$\Delta \ln X_{INV}$		۰/۲۸۰* (۰/۰۰۴۶)	-۰/۱۳۲ (۰/۲۸۶۸)				
$\Delta \ln CO_2$				۰/۵۴۶* (۰/۰۰۹۷)			
$\Delta \ln X_{ELE}$			۰/۰۴۶* (۰/۰۲۹۷)	۰/۰۷۴** (۰/۰۶۳۶)	۰/۴۳۴* (۰/۰۱۲۳)		
$\Delta \ln X_{OIL}$			۰/۰۳۷** (۰/۰۷۰۰)	۰/۲۵۸** (۰/۰۵۷۸)		-۱/۲۱۲* (۰/۰۳۰۲)	
$\Delta \ln CPI$							-۰/۹۸۵* (۰/۰۳۹۷)
$\Delta \ln P^{LABOR}$	۰/۰۱۷ (۰/۱۹۲۰)	۰/۴۳۹** (۰/۰۶۷۸)			۰/۳۴۵* (۰/۰۵۱۲)	-۰/۰۶۸۵ (۰/۶۰۳۷)	
$\Delta \ln P^{INV}$	۰/۰۳۴* (۰/۰۱۷۹)	-۰/۰۷۰** (۰/۰۹۵۹)			۰/۰۶۳** (۰/۰۶۲۸)	۰/۷۸۲* (۰/۰۴۴۵)	
$\Delta \ln Y$	-۰/۰۵۶* (۰/۰۴۸۶)	-۰/۹۸۷ (۰/۸۴۵۷)	-۰/۰۶۷ (۰/۶۵۳۳)	۰/۶۵۹* (۰/۰۰۱۵)	-۰/۵۲۷* (۰/۰۰۰۰)	-۰/۳۲۱** (۰/۰۷۶۹)	-۰/۲۱۱* (۰/۰۳۲۴)
$\Delta \ln P^{OIL}$	۰/۰۰۷* (۰/۰۴۸۰)	-۰/۰۱۶* (۰/۰۱۱۹)			۰/۱۲۲** (۰/۰۵۶)	-۰/۰۷۰** (۰/۰۶۹۳)	۰/۰۷۷* (۰/۰۱۵۲)
$\Delta \ln P^{ELE}$	۰/۰۰۸** (۰/۰۹۷۳)	-۰/۰۲۶** (۰/۰۸۸۱)			-۰/۱۴۰* (۰/۰۰۲۴)	۰/۲۰۸* (۰/۰۰۹۶)	۰/۱۳۲** (۰/۰۶۵۳)
$\Delta \ln IPM$							۰/۱۰۸* (۰/۰۰۴۳)
ECT(-1)	-۰/۰۵۷* (۰/۰۵۱۳)	-۲/۴۷۷* (۰/۰۰۰۲)	-۰/۳۵۰* (۰/۰۴۴۵)	-۱/۲۱۴* (۰/۰۰۰۹)	۰/۰۹۱ (۰/۱۵۹۹)	-۰/۹۵۳* (۰/۰۱۴۲)	-۰/۲۷۵* (۰/۰۰۱۱)

متغیر	$\ln X_{LABOR}$	$\ln X_{INV}$	$\ln Y$	$\ln CO_2$	$\ln X_{ELE}$	$\ln X_{OIL}$	$\ln CPI$
C	-۰/۰۱۹	-۰/۰۵۲			۰/۰۴۰	۰/۱۴۷*	۰/۲۸۵*
	(۰/۱۰۸۴)	(۰/۱۷۴۰)			(۰/۲۴۹۴)	(۰/۰۱۴۱)	(۰/۰۰۰۷)
TREND						-۰/۰۱۳*	
						(۰/۰۰۰۵)	
R^2	۰/۶۰	۰/۹۱	۰/۶۰	۰/۹۱	۰/۹۷	۰/۸۰	۰/۹۲
X^2_{NORM}	۱/۰۲۷	۰/۸۷۷	۳/۱۸۵	۰/۳۶۹	۰/۷۲۸	۰/۰۹۰	۰/۷۳۰
	(۰/۵۹۸۵)	(۰/۶۴۵۰)	(۰/۲۰۳۴)	(۰/۸۳۱۷)	(۰/۶۹۴۷)	(۰/۹۵۵۹)	(۰/۶۹۴۳)
x^2_{ARCH}	۰/۷۵۵	۰/۰۹۷	۰/۰۱۳	۰/۰۴۹	۰/۶۲۲	۰/۰۶۴	۱/۱۲۱
	(۰/۳۸۴۸)	(۰/۷۵۵۱)	(۰/۹۰۹۴)	(۰/۸۲۵۵)	(۰/۴۳۰۴)	(۰/۸۰۰۱)	(۰/۲۸۹۷)
x^2_{LM}	۴/۲۳۷	۲/۶۵۰	۱/۳۵۳	۱/۲۱۶	۰/۳۹۸	۰/۵۵۶	۲/۰۳۹
	(۰/۱۲۰۲)	(۰/۲۶۵۹)	(۰/۵۰۸۵)	(۰/۵۴۴۵)	(۰/۴۹۷۲)	(۰/۷۵۷۴)	(۰/۱۳۳۵)
x^2_{RAMSY}	۱/۵۱۶	۱/۹۷۷	۴/۳۹۰	۰/۱۵۱	۲/۰۸۴	۰/۱۱۰	۲/۰۹۶
	(۰/۲۸۵۷)	(۰/۲۳۲۴)	(۰/۰۵۶۳)	(۰/۷۰۲۵)	(۰/۲۴۴۵)	(۰/۷۴۸۶)	(۰/۲۰۷۴)
CUSUM	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار
CUSUMSQ	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار

* معنی‌داری در سطح پنج درصد ** معنی‌داری در سطح ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- تحلیل اثرات سناریوهای کاهش و قطع یارانه برق و گازوئیل بر شاخص‌های اقتصادی- زیست‌محیطی در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت

متغیر	۲۵ درصد		۵۰ درصد		۷۵ درصد		۱۰۰ درصد	
	برق	گازوئیل	برق	گازوئیل	برق	گازوئیل	برق	گازوئیل
Y	-۰/۱۶	-۰/۰۶	-۰/۳۲	-۰/۱۳	-۰/۴۸	-۰/۱۹	-۰/۶۴	-۰/۲۶
X_{LABOR}	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۴۰	۰/۳۳	۰/۶۱	۰/۵۰	۰/۸۱	۰/۶۷
CPI	۳/۳۱	۱/۹۲	۶/۶۲	۳/۸۴	۹/۹۳	۵/۷۷	۱۳/۲۴	۷/۶۹
X_{INV}	-۰/۶۴	-۰/۴۱	-۱/۲۹	-۰/۸۱	-۱/۹۳	-۱/۲۱	-۲/۵۸	-۱/۶۲
CO_2	-۰/۲۶	-۰ /۴۵	-۳/۸۱	-۰/۹۰	-۵/۵۲	-۱/۳۵	-۱/۰۳	-۱/۷۹
X_{ELE}	-۳/۴۹	۳/۰۶	-۶/۹۸	۶/۱۲	-۱۰ /۴۸	۹/۱۹	-۱۳/۹۷	۱۲/۲۵
X_{OIL}	۵/۱۹	-۱ /۷۴	۱۰/۳۹	-۳/۴۷	۱۵/۵۸	-۵/۲۱	۲۰/۷۸	-۶/۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین، در بررسی قیمت گازوئیل در سناریوی ۲۵ درصد در کوتاه‌مدت، مشخص شد که با یک افزایش ۲۵ درصدی در قیمت گازوئیل، تقاضا برای گازوئیل به اندازه ۱/۷۴ درصد و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن (CO_2) به اندازه ۰/۴۵درصد در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد، به افزایش تقاضا برای نهاده‌های نیروی کار و برق، به‌ترتیب، به میزان ۰/۱۷ و ۳/۰۶ درصد و کاهش سرمایه به میزان ۰/۴۱ درصد در کوتاه‌مدت منجر می‌شود و این‌ها نیز به کاهش میزان تولید محصولات کشاورزی به اندازه ۰/۰۶ درصد و افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده به اندازه ۱/۹۲ درصد در کوتاه‌مدت می‌انجامد؛ و البته در سناریوهای ۵۰، ۷۵ و ۱۰۰ درصدی، این اثرات بیشتر خواهد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

همان‌گونه که در نتایج مشاهده شد، حذف یارانه، هم در گازوئیل و هم در برق، مصرف انرژی را در بخش کشاورزی کاهش می‌دهد و به بهبود ساختار مصرف انرژی و در نتیجه، به کاهش اثرات منفی زیست‌محیطی در این بخش بسیار کمک می‌کند. حذف یارانه انرژی بر کشش قیمتی تقاضا، انتشار گاز دی‌اکسید کربن، شاخص قیمت مصرف‌کننده و میزان تولید تأثیر قابل ملاحظه می‌گذارد، بدین ترتیب که حذف یارانه برق به کاهش ۱۵/۳۶۷ درصدی تقاضای برق، افزایش ۱/۳۸۵ درصدی تقاضای نیروی کار، کاهش ۴۱/۱۳۲ درصدی تقاضای سرمایه و افزایش ۱۲/۲۶۵ درصدی شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌انجامد. همچنین، حذف یارانه گازوئیل موجب کاهش ۱۳/۱۸ درصدی تقاضای گازوئیل، افزایش ۰/۵۵ درصدی تقاضای نیروی کار، کاهش ۲۰/۴۳ درصدی تقاضای سرمایه و افزایش ۳/۱۴ درصدی شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که در صورت حذف یارانه انرژی در بخش کشاورزی، حذف یارانه برق نسبت به حذف یارانه گازوئیل پیامدهایی شدیدتر دارد. دلیل این موضوع می‌تواند ناشی از سهم برق نسبت به گازوییل در تأمین انرژی بخش کشاورزی باشد، چراکه بر اساس آمارنامه کشاورزی، میزان مصرف برق در این بخش به‌طور متوسط در دوره هدفمندی یارانه برق

به میزان ۱۸/۶۴ (میلیون بشکه معادل نفت خام) و میزان مصرف فرآورده نفتی به‌طور متوسط در دوره هدفمندی یارانه گازوئیل به میزان ۲۱/۲۰ (میلیون بشکه معادل نفت خام) است. بدین ترتیب، می‌توان دریافت که حذف یارانه برق نسبت به یارانه گازوییل تأثیراتی عمیق‌تر را در پی داشته باشد. در این راستا، موسوی و باقری (Mousavi and Bagheri, 2020)، احمدوند و همکاران (Ahmadvand et al, 2008)، صانعی و سعادت (Sanei and Saadat, 1392) و همچنین، شاهمرادی و همکاران (Shahmoradi et al, 2011)، گلان (Gelan, 2018) مقیمی فیض‌آبادی و شاهنوشی (Moghimi Feyzabadi and Shahnoushi, 2012)، لین و جیانگ(Lin and Jiang, 2011) نشان دادند که حذف یارانه برق منجر به افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده شده است. علاوه بر این، هم‌سو با نتایج مطالعهٔ حاضر، بر پایهٔ نتایج مطالعات طاهری (Taheri, 2019) و صانعی و سعادت (Sanei and Saadat, 1392) در ایران و لین و جیانگ (Lin and Jiang, 2011) در چین، حذف یارانه برق بر نیروی‌کار اثر منفی و معنی‌دار دارد. افزون براین، نتایج نشان دادند که حذف یارانه گازوئیل اثرات منفی اقتصادی کمتری دارد، به‌گونه‌ای که حذف یارانه گازوئیل اثرات منفی کمتری در کاهش تولید، سرمایه‌گذاری و افزایش کمتری در نیروی کار و شاخص قیمت مصرف‌کننده دارد. یافته‌هایی مشابه در مطالعات سلیمانی و کاری (Solaymani and Kari, 2014) و مقیمی فیض‌آبادی و شاهنوشی (Moghimi Feyzabadi and Shahnoushi, 2012) برای حذف یارانه سوخت‌های فسیلی، خدابخشی و کرمی (Khodabakhshi and Karami, 2016) برای حذف یارانه فرآورده نفتی و گاز طبیعی، اسکندری و همکاران (Eskandari et al, 2017) برای حذف یارانه زغال سنگ، و شرزه‌ای و همکاران (Sharzehei et al., 2014) برای حذف یارانه انرژی نفت و فرآورده نفتی مشاهده می‌شود. همچنین، نتایج مطالعهٔ حاضر بیانگر کاهش شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اثر حذف یارانه انرژی بوده، که با یافته‌های مطالعات مقیمی فیض‌آبادی و شاهنوشی (Moghimi Feyzabadi and Shahnoushi, 2012) و احمدوند و همکاران (Ahmadvand et al, 2008) برای حذف یارانه نفت کوره و گاز طبیعی و نیز مطالعهٔ سلیمانی و کاری (Solaymani and Kari, 2014) برای حذف یارانه سوخت فسیلی هم‌سویی

دارد. همچنین، نتایج مربوط به سناریوهای مختلف کاهش یارانه انرژی در پژوهش حاضر نشان داد که کاهش یارانه گازوئیل و برق به‌صورت تدریجی، پیامدهای اقتصادی کمتری نسبت به حذف یک‌باره آن در بخش کشاورزی دارد؛ مطالعهٔ لیو و لی (Liu and Li, 2011) نیز نشان داد که حذف یارانه حامل‌های انرژی به‌صورت تدریجی پیامدهای منفی کمتری به‌دنبال دارد. از سوی دیگر، نتایج نشان داد که قطع یارانه برق اثرات منفی اقتصادی بیشتری نسبت به قطع یارانه گازوئیل دارد، که این نتیجه با نتایج مطالعهٔ جیانگ و همکاران (Jiang et al., 2015) مبنی بر بیشتر بودن اثرات منفی حذف یارانه سوخت‌های فسیلی نسبت به حذف یارانهٔ برق و مطالعهٔ جیانگ و تان (Jiang and Tan, 2013) مبنی بر بیشتر بودن اثرات منفی حذف یارانه فرآورده‌های نفتی نسبت به حذف یارانهٔ برق در تناقض است، زیرا در این مطالعهٔ اخیر، بخش‌های خانوار و حمل‌ونقل بررسی شده که سهم هزینه فرآورده‌های نفتی در این بخش‌ها زیاد است و از این‌رو، حذف یارانه فرآورده‌های نفتی اثرات منفی اقتصادی و اجتماعی بیشتری در این دو بخش نسبت به بخش کشاورزی به‌دنبال داشته است. با عنایت به نکات پیش‌گفته، پیشنهاد می‌شود که حذف یارانه برق و گازوئیل در ایران به‌صورت تدریجی در دستور کار قرار گیرد. همچنین، نتایج نشان داد که قطع یارانه انرژی هزینه‌های خانوارها را افزایش می‌دهد؛ بر این اساس، پیشنهاد می‌شود که بخشی از مبالغ صرفه‌جویی از محل کاهش یارانه انرژی در بخش کشاورزی به جبران هزینه خانوارها اختصاص یابد.

منابع

1. Ahmadvand, M.R., Eslami, S., Ashrafi, Y. and Abbasi, E. (2008). Estimating the effect of increasing the prices of energy carriers on inflation rate and household costs using the input-output model. *Economic Journal (Monthly Review of Economic Issues and Policies)*, 7(75-76): 1-74. (Persion)
2. Akalpler, E. and Hove, S. (2019). Carbon emissions, energy use, real GDP per capita and trade matrix in the Indian economy: an ARDL approach. *Energy*, 168: 1081-1093.
3. Ali, W., Abdullah, A. and Azam, M. (2017). Re-visiting the environmental Kuznets curve hypothesis for Malaysia: fresh evidence from ARDL bounds

testing approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *77*: 990-1000.

4. Alshehry, A.S. and Belloumi, M. (2015). Energy consumption, carbon dioxide emissions and economic growth: the case of Saudi Arabia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41: 237-247.
5. Asiaei, M., Khiabani, N. and Mousavi, B. (2012). The environmental effects of the omission of energy carriers subsidies in Iranian manufacturing sector. *Iranian Energy Economics Research*, 1(4): 1-24. (Persion)
6. Berkum, S.Van and Bogdanov, N. (2012). Serbia on the road to EU accession: consequences for agricultural policy and the agri-food chain. LEI-Wageningen UR, Wageningen, Netherlands DOI: 10.1079/9781780641454.0000.
7. Bhattacharyya, R. and Ganguly, A. (2017). Cross subsidy removal in electricity pricing in India. *Energy Policy*, 100: 181-190.
8. Brown RL, Durbin J, Evans JM. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*. Series B (Methodological), 37(2): 149-192.
9. Bundschuh, J. and Chen, G. (Eds.). (2014). Sustainable energy solutions in agriculture. CRC Press.
10. Charfeddine, L., Al-Malk, A.Y. and Al-Korbi, K. (2018). Is it possible to improve environmental quality without reducing economic growth: evidence from the Qatar economy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *82*: 25-39.
11. Dickey, D. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(4): 1057-1072.
12. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
13. Eskandari, M., Nasiri Aghdam, A., Mohammadi, H. and Mirzaei, H. (2017). The effects of adjustment of energy carrier prices on Iran's economy. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 7(25): 47-60. (Persion)
14. Feng, K., Hubacek, K., Liu, Y., Marchán, E. and Vogt-Schilb, A. (2018). Managing the distributional effects of energy taxes and subsidy removal in Latin America and the Caribbean. *Applied Energy*, 225: 424-436.

15. Fuinhas, J.A. and Marques, A.C. (2012). Energy consumption and economic growth nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: an ARDL bounds test approach (1965-2009). *Energy Economics*, 34(2): 511-517.

16. Gelan, A. (2018). Economic and environmental impacts of electricity subsidy reform in Kuwait: a general equilibrium analysis. *Energy Policy*, 112: 381-398.

17. Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Econometrics*, 2(1974): 111-120.

18. IISD (2012). A citizen's guide to energy subsidies in Indonesia. Manitoba: The International Institute for Sustainable Development (IISD).

19. Jiang, Z., Ouyang, X. and Huang, G. (2015). The distributional impacts of removing energy subsidies in China. *China Economic Review*, 33: 111-122.

20. Jiang, Z. and Tan, J. (2013). How the removal of energy subsidy affects general price in China: a study based on input-output model. *Energy Policy*, 63: 599-606.

21. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 231-254.

22. Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.

23. Khodabakhshi, A. and Karami, F. (2016). Comparison of the effect of subsidies targeted policy of oil and gas manufactured on growth of the industry, agriculture and services sectors. *Quqrterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)*, 5(18): 221-242. (Persion)

24. Lansink, A.O., van Ierland, E.C. and Best, G. (2002). Sustainable energy in agriculture: issues and scope. In: Economics of Sustainable Energy in Agriculture (pp. 1-7). Springer, Dordrecht.

25. Lin, B., and Jiang, Z. (2011). Estimates of energy subsidies in china and impact of energy subsidy reform. *Energy Economics*, 33: 273-283.

26. Lin, B. and Wang, F. (2009). Impact of energy price increase on general price level in China: a study based on input-output model and recursive SVAR model. *Economic Research Journal*, 12: 66-79.

27. Liu, W. and Li, H. (2011). Improving energy consumption structure: a comprehensive assessment of fossil energy subsidies reform in China. *Energy Policy*, 39(7): 4134-4143.

28. Malik, M.Y., Latif, K., Khan, Z., Butt, H.D., Hussain, M. and Nadeem, M.A. (2020). Symmetric and asymmetric impact of oil price, FDI and economic growth on carbon emission in Pakistan: evidence from ARDL and non-linear ARDL approach. Science of the Total Environment, 726. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2020.138421.
29. MOE (2016). Energy balances, macro planning of electricity and energy. Tehran: Ministry of Energy (MOE). (Persion)
30. Moghimi Feyzabadi, M. and Shahnoushi, N. (2012). Eliminating the subsidy on fossil fuels and the effects on production, cost and price indices in Khorasan-Razavi province. *Quarterly Journal of Economic Researches*, 12(3): 1-23. (Persian)
31. MOP (2015). Hydrocarbon Balance, International energy studies Institute, Ministry of Petroleum (MOP). (Persion)
32. MOP (2014). Hydrocarbon Balance, International energy studies Institute, Ministry of Petroleum (MOP). (Persion)
33. Moshiri, S. and Santillan, M. A.M. (2018). The welfare effects of energy price changes due to energy market reform in Mexico. *Energy Policy*, 113: 663-672.
34. Mousavi, S. and Bagheri, M. (2020). The effects of energy subsidies targeted on the welfare of producers and rice consumers in Iran: application of price endogenous mathematical programming model. *Agricultural Economics and Development*, 28(109): 25-43. (Persion)
35. Nkoro, E. and Uko, A.K. (2016). Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4): 63-91.
36. Pesaran M, Pesaran B. (1997). Working with microfit 4.0: interactive economic analysis. Oxford University Press.
37. Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag-modeling approach to cointegration analysis. Econometrics and Economics Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Strom S.-Cambridge University Press, Cambridge.
38. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
39. Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75: 335-346.
40. Rahman, M.M. and Kashem, M.A. (2017). Carbon emissions, energy consumption and industrial growth in Bangladesh: empirical evidence from

ARDL cointegration and Granger causality analysis. *Energy Policy*, 110: 600-608.

41. Rentschler, J., Kornejew, M. and Bazilian, M. (2018). Subsidy reforms and the impacts on firms: transmission channels and response measures. In: Fossil Fuel Subsidy Reforms (pp. 62-74). Routledge.
42. Romer, D. (2011). Advanced macroeconomics. McGraw-Hill/Irwin.
43. Saboori, B., Sulaiman, J. and Mohd, S. (2012). Economic growth and CO2 emissions in Malaysia: a cointegration analysis of the environmental Kuznets curve. *Energy Policy*, 51: 184-191.
44. Sadeghi, H., Shahab Lavasani, K. and Baghjari, M. (2010). The effects of energy price adjustment on macroeconomic variables using a model of Structural Vector Auto Regressive (SVAR) approach. *The Journal of Economic Modeling Research (JEMR)*, 1(1): 49-76. (Persion)
45. Sanei, B. and Saadat, R. (2013). The impact of electricity subsidy reduction on the macroeconomic indices affecting the production and welfare of households in Iran, *Ravand* (*Economic Research Trends)*, 20(63-64): 59-86. (Persion)
46. Shahmoradi, A., Haqiqi, I. and Zahedi, R. (2011). Impact analysis of energy price reform and cash subsidy payment in Iran: CGE approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 19(57): 5-30. (Persian)
47. Shahzad, M., Jan, A.U., Ali, S. and Ullah, R. (2018). Supply response analysis of tobacco growers in Khyber Pakhtunkhwa: an ARDL approach. *Field Crops Research*, 218: 195-200.
48. Sharma, S., Tripathi, S. and Moerenhout, T. (2015). Rationalizing energy subsidies in agriculture: a scoping study of agricultural subsidies in Haryana, India. Manitoba, Canada: International Institute for Sustainable Development (IISD).
49. Sharzehei, G.A., Iraqi Khalili, S.M. and Barkhordari, S. (2014). Reform of energy subsidies, technological change and the energy consumption phase in the Iranian economy. *Economics Research*, 49(4): 799-833. (Persion)
50. Solaymani, S. and Kari, F. (2014). Impacts of energy subsidy reform on the Malaysian economy and transportation sector. *Energy Policy*, 70: 115-125.
51. Stock, J.H. and Watson, M.W. (2015). Introduction to econometrics. Pearson Education, Inc. Publishing as Addison Wesley.
52. Taheri, E. (2019). Economic and environmental effects of increasing the price of energy carriers on agriculture sector of Iran (CGE approach). *Journal of Agricultural Economics Research*, 11(42): 143-166. (Persion)

53. Taheri, F., Mousavi, S.N. and Rezaei, M.R. (2010). Impact of energy subsidy elimination on canola production costs in Marvdasht County, *Journal of Agricultural Economics Research 2*(7): 77-90. (Persion)

54. Uhr, D.D.A.P., Chagas, A.L.S. and Uhr, J.G.Z. (2019). Estimation of elasticities for electricity demand in Brazilian households and policy implications. *Energy Policy*, 129: 69-79.