Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیست و یکم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۰ ـ صفحات ۲۱۱-۱۸۱

تأثیر نوآوری در فنّاوری، رشد اقتصادی، قیمت جهانی نفت خام و باز بودن تجارت بر مصرف انرژی در ایران

سعید سلیمانی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۸/۱۸ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۹/۱۱/۴

چکیده

ایران با دارا بودن منابع غنی انرژی، یکی از کشورهای پر مصرف انرژی در سطح جهان است. بهبود تکنولوژی و استفاده از نوآوری‌های جدید در مصرف انرژی و فرایند تولید کالاها، تأثیر بالایی بر کاهش شدت انرژی در کشور دارد. این مطالعه، به منظور بررسی اثرات نوآوری در فنّاوری بر مصرف انرژی، از چارچوب تقاضای مارشالی و روش آزمون مرزهای خود رگرسیون با قفه‌های توزیعی (ARDL) و همچنین روش‌های رگرسیون پویا (Dynamic OLS) و شبیه سازی برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹ استفاده می‌کند. نتایج این مطالعه نشان داد که نوآوری در فنّاوری، به عنوان عنصری برونزا در تابع تقاضای انرژی، باعث افزایش کارآیی انرژی می‌شود و به همین ترتیب، مصرف انرژی را در سطح معینی از تولید اقتصادی کاهش می‌دهد. همچنین نتایج این مطالعه، پیش‌بینی‌های نظری مبنی بر کمتر بودن کشش‌های کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی تقاضای انرژی نسبت به بلندمدت را تأیید می‌کند. با این وجود، با کنترل اثر نوآوری در فنّاوری، در این مطالعه نشان داده شد که افزایش تولید ناخالص داخلی و باز بودن تجارت، اثر برگشتی نوآوری در فنّاوری بر مصرف انرژی را ایجاد می‌کند.

واژگان کلیدی: تابع تقاضای مارشال، ARDL (خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی)، مصرف انرژی، باز بودن تجارت، نوآوری در فنّاوری

طبقه بندی JEL: O4, O13, Q4, Q43

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه اراک، اراک، استان مرکزی
s-solaymani@araku.ac.ir

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

۱. مقدمه

در سطح جهان، هر دو رشد اقتصادی و رشد جمعیت، همچنان مهمترین عوامل افزایش انتشار دی اکسید کربن حاصل از احتراق سوخت‌های فسیلی هستند (Sohag *et al.*, 2015). با وجود تلاش‌های کنوانسیون سازمان ملل متحد در مورد چارچوب تغییرات آب و هوایی[1](UNFCCC) و پروتکل کیوتو، انتشار گازهای گلخانه‌ای، بویژه دی اکسید کربن، در سال‌های اخیر نسبت به دهه گذشته، افزایش یافته است. انتشار سالانه گازهای گلخانه‌ای جهانی از سال ۱۹۹۰ تاکنون، ۴۱ درصد رشد کرده و هنوز در حال افزایش بوده، و در حالی که میزان انتشار به‌طور قابل توجهی در سال ۲۰۱۶ کاهش یافته، داده‌های اخیر، نشان می‌دهد که انتشار دی اکسید کربن از آن زمان، هر سال در حال افزایش است (World Resources Institute, 2020).

ایران نیز به عنوان یک کشور در حال توسعه، از این روند مستثنا نبوده و سطح دی اکسید کربن آن از ۳۸/۹ میلیون تن در سال ۱۳۵۰، به ۵۶۷/۱ میلیون تن در سال ۱۳۹۶ افزایش یافته است (iea, 2019). عوامل اصلی این روند افزایشی، تقاضای بیشتر انرژی همراه با رشد سریع اقتصادی و رشد جمعیت و همچنین افزایش استفاده از سوخت‌های فسیلی هستند.

همچنین مصرف انرژی نسبت به مسلط بودن یک بخش در اقتصاد، کاملاً حساس است؛ زیرا کشورهای پیشرفته صنعتی و خدمات محور در مقایسه با کشورهای دارای اقتصاد مبتنی بر بخش سنتی (کشاورزی) که مصرف انرژی نسبتاً کمتری دارند، سهم بیشتری از انرژی جهانی را مصرف می‌کنند (Al-Mamun *et al.*, 2014).

از اوایل دهه ۱۳۳۰ و با اجرای برنامه‌های توسعه اقتصادی، اقتصاد ایران تا حد زیادی از کشاورزی به سمت یک اقتصاد صنعتی و خدماتی حرکت کرده است که بخش‌های صنعت و خدمات آن طی سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۶، به طور متوسط، به‌ترتیب، ۱۳ درصد و ۵۰ درصد از کل تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهند (بانک مرکزی، ۱۳۹۹). این تغییر بین سال‌های ۱۳۴۶ و ۱۳۹۶، میزان مصرف سرانه انرژی را از ۲۹۰ کیلوگرم معادل نفت خام (koe) به ۲۳۱۰ کیلوگرم معادل نفت خام (koe) افزایش داده (وزارت نیرو، ۱۳۹۹) و بنابراین تولید ملی، تأثیر مستقیمی بر مصرف انرژی در کشور دارد و لذا از عوامل اصلی تقاضای انرژی در کشور است.

همانند رشد اقتصادی، تجارت از طریق چندین کانال از جمله صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس، اثرات ترکیبی عوامل تولید و اثرات تکنولوژیکی بر مصرف انرژی داخلی تأثیر می‌گذارند (برقی و محمدی، ۱۳۹۵؛ Shahbaz *et al.*, 2014). به عنوان مثال، تقاضای صادرات، مقیاس فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد که در نتیجه، باعث افزایش مصرف انرژی در داخل کشور می شود (آل

1. The United Nations Framework Convention on Climate Change

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

عمران و همکاران، ۱۳۸۹). اگرچه تجارت از اوسط دهه ۱۳۳۰ به طور مداوم بیش از ۵۰ درصد از تولید ناخالص داخلی ایران را تشکیل داده (بانک مرکزی، ۱۳۹۹)، اما تأثیر تجارت بر مصرف انرژی در ایران، چندان مورد مطالعه قرار نگرفته است. همچنین با توجه به تغییرات شدیدی که در تجارت خارجی کشور به دلیل تحریم‌ها در دهه‌های اخیر اتفاق افتاده، شناسایی رابطه بین تجارت و مصرف انرژی، می‌تواند به روشن شدن تأثیر موانع مقابل تجارت بر مصرف انرژی کشور شود. از این رو، درجه باز بودن تجارت، بر تقاضای انرژی تأثیرگذار است و در تابع تقاضای انرژی وارد می‌شود.

قیمت جهانی نفت نیز یکی دیگر از متغیرهای تأثیرگذار بر مصرف انرژی است. ایران به عنوان یکی از عمده‌ترین صادرکنندگان نفت، به دلیل وابستگی شدید به درآمدهای نفتی، اقتصاد آن از تغییرات شدید قیمت جهانی نفت تأثیر شدید می‌بیند. با توجه به یارانه‌های انرژی که دولت به انواع حامل‌های انرژی تخصیص می‌دهد، می‌توان گفت که در حالت کاهش قیمت جهانی نفت خام، دولت با مشکل تأمین هزینه این یارانه‌ها مواجه است. افزایش قیمت جهانی نفت هم ممکن است دولت را متقاعد کند که قیمت حامل‌های انرژی‌ها را افزایش دهد. متغیرهای قیمت جهانی نفت و پیشرفت فنّاوری، تأثیر منفی و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارند (پایتختی اسکویی و طبقچی اکبری، ۱۳۹۴). افزایش قیمت جهانی نفت با افزایش هزینه‌های تولید، موجب کاهش مصرف انرژی می‌شود (Solaymani *et al.*, 2015; Solaymani and Kari, 2013) و برعکس این رویداد هم صحیح است (Solaymani, 2019). بنابراین، قیمت جهانی نفت نیز بر تابع تقاضای انرژی در ایران تأثیرگذار است.

در حالی که استفاده از تکنولوژی‌های نوین با بهبود کارآیی انرژی، موجب کاهش مصرف انرژی می‌شوند (کاکایی و همکاران، ۱۳۹۸؛ Hang and Tu, 2007؛ Jiahua *et al.*, 2010)، روش‌های دیگری نیز برای ارتقاء بهره وری انرژی وجود دارند، مانند روش‌های مبتنی بر بازار، سیاست‌ها و کنترل‌ها، اما میزان تأثیر نوآوری در فنّاوری به دلیل ارتباط مستقیم آن با تابع کارآیی انرژی، بیشتر است. در این حالت، فنّاوری‌های پیشرفته، به اقتصاد این امکان را می‌دهند تا با استفاده از سطح انرژی پایین‌تر، یک سطح مشخصی از محصول تولید کند. علاوه بر این، نوآوری در فنّاوری، فرصت‌هایی را برای اقتصاد فراهم می‌کند تا از منابع پایان پذیر به سمت منابع تجدیدپذیر انرژی برای تأمین تقاضای انرژی حرکت کند. با این حال، نوآوری در فنّاوری، مصرف انرژی را به میزان اندکی کاهش می‌دهد؛ زیرا کاهش قیمت انرژی به دلیل افزایش بهره‌وری انرژی، ممکن است عاملان اقتصادی را به مصرف بیشتر انرژی ترغیب کند (Greening *et al.*, 2000).

براساس آمار بانک جهانی، ایران در چند دهه اخیر، روند افزایش نوآوری در فنّاوری (براساس تعداد درخواست‌های ثبت اختراعی که به ثبت رسیده) قابل توجهی را تجربه کرده است.از این رو، مطالعه اثرات نوآوری در فنّاوری (یا پیشرفت تکنولوژی) و افزایش قیمت جهانی نفت خام بر مصرف

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

انرژی در ایران را بر اساس چارچوب تقاضای مارشالی، مورد بررسی قرار می‌دهد؛ زیرا بررسی و ارزیابی اثرات پویای رشد اقتصادی، باز بودن تجارت و اثرات نوآوری در فنّاوری با توجه به ویژگی‌های خاص هر کدام بر مصرف انرژی که در بالا بیان گردید، با ارائه دیدگاه روشنی به سیاست‌گذاران بخش انرژی در زمینه صرفه‌جویی در مصرف انرژی، امنیت انرژی و بهبود محیط زیست، از اهمیت بالایی برخوردار هستند.

بررسی پیشینه تحقیقات انجام شده در ایران، نشان می‌دهد که مطالعات کمی بر برآورد تأثیرات دینامیکی نوآوری در فنّاوری بر مصرف انرژی به‌طور ویژه برای اقتصاد ایران متمرکز بوده‌اند.

این مطالعه، با استفاده از چندین متغیر مهم، همانند تولید ناخالص داخلی، باز بودن تجارت و قیمت جهانی انرژی، تأثیر نوآوری در فنّاوری بر مصرف انرژی را ارزیابی، و با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی (۱۳۹۶-۱۳۵۹) از بانک جهانی و مدل‌های ARDL و OLS پویا (Dynamic OLS) برای بررسی تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای اصلی تأثیرگذار بر مصرف انرژی، استفاده می‌کند.

تکنیک‌های کمی همانند انگل-گرنجر و جوهانسون، از کاربردی‌ترین روش‌ها برای اندازه‌گیری روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر هستند. مطالعه حاضر، رویکرد آزمون کرانه‌های ARDL، به دلیل ویژگی‌های مطلوب آن در مقایسه با سایر رویکردهای استاندارد، همان‌طور که در بخش روش تحقیق، توضیح داده شده است را در رابطه با انرژی، رشد اقتصادی، تجارت، قیمت جهانی نفت خام و فنّاوری به‌کار میگیرد. یافته‌های این مطالعه، می‌تواند دیدگاه مهمی جهت اتخاذ سیاست‌های انرژی برای رسیدگی به معضلات رشد اقتصادی، امنیت انرژی و پایداری محیط زیست در ایران ارائه نماید.

ادامه این مقاله، به شرح زیر تنظیم شده است. پس از مقدمه و در بخش ۲، بررسی پیشینه تحقیق؛ در بخش ۳، مدل تجربی مشتق شده از تقاضا و مبانی نظری نوآوری در فنّاوری، داده‌ها و روش تحقیق؛ در بخش ۴، یافته‌های تجربی؛ و سرانجام، در بخش ۵، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. بررسی پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی، رابطه انرژی و رشد اقتصادی را در ایران و سایر کشورها بررسی کرده‌اند. به‌عنوان مثال، بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی گریگوری- هانسن نشان دادند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران وجود دارد.

مرتضوی و همکاران (۱۳۹۷)، با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پنلی و مدل حداقل مربعات پویا، وجود روابط بلندمدت و مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را نشان دادند.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

همچنین آماده و همکاران (۱۳۸۸)، با استفاده از مدل ARDL، به روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی دست یافتند.

کیوفیلاونگ و همکاران (Kyophilavong *et al.*, 2020)، با استفاده از تجزیه و تحلیل علیت گرنجر، نشان دادند که مصرف انرژی باعث رشد اقتصادی و در نتیجه، رشد اقتصادی موجب رشد مصرف انرژی می‌شود. همچنین باز بودن تجارت، باعث مصرف انرژی و در مقابل، مصرف انرژی، باعث باز بودن تجارت می‌شود.

نتایج آزمون علیت گرنجر مطالعه باز و همکاران (Baz *et al.*, 2019)، بیانگر علیت متقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی است.

محمدی و همکاران (۱۳۹۲) نیز وجود یک رابطه علی خطی و غیرخطی یک طرفه، از مصرف انرژی به رشد اقتصادی دست یافتند.

با این حال، مانند رشد اقتصادی، قیمت انرژی نیز به توضیح تابع تقاضای انرژی کمک می‌کند. سلیمانی و همکاران (Solaymani *et al.*, 2015)، با استفاده از روش تعادل عمومی، نشان دادند که افزایش قیمت جهانی نفت، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی مالزی به عنوان یک کشور صادر کننده نفت دارد و مصرف انرژی را نیز کاهش می‌دهد.

فانی و همکاران (۱۳۹۳)، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، نشان دادند که افزایش قیمت نفت، تأثیر مستقیمی روی شدت مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران دارد.

همچنین لیدل و سادورسکی (Liddle and Sadorsky, 2020)، با استفاده از داده‌های پنل، به رابطه بلندمدت معکوس بین قیمت انرژی و تقاضای انرژی در کشورهای OECD دست یافتند.

سلیمانی و همکاران (Solaymani *et al.*, 2015)، با استفاده از پنل پویا، نشان دادند که کشش-های قیمت کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق در مالزی، کمتر از یک است، ولی مقدار کشش‌های بلندمدت، بیشتر از کشش‌های کوتاه‌مدت هستند.

با استفاده از حسابداری رشد و تخمین تابع هزینه پارامتریک، اعظمی و لبابی میرقوامی (۱۳۹۶)، نشان دادند که تقاضای نفت در پاسخ به افزایش قیمت نفت، به‌طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. همچنین قیمت نفت و پیشرفت فنی، تأثیر مثبت بر بهره‌وری متوسط نفت و بنابراین، کاهش تقاضای نفت دارند. با وجود کمبود عرضه برق در پاکستان، تقاضای برق با توجه به قیمت و درآمد آن، بسیار باکشش است و بنابراین، مالیات بر درآمد و سیاست‌های سختگیرانه قیمت‌گذاری، باعث افزایش کارآیی انرژی می‌شوند (Jamil and Ahmad, 2011).

مانند رشد اقتصادی، تجارت به توضیح پویایی انرژی داخلی کمک می‌کند. با این حال، تأثیر ترکیب عوامل تولید، بسته به سه فرایند اصلی، می‌تواند باعث تقویت یا مانع مصرف انرژی شود.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

اولاً، تجارت می‌تواند با تغییر عوامل تولید (مانند سرمایه، نیروی کار و انرژی) همزمان با انتقال اقتصاد از کشاورزی به صنعت و خدمات، باعث ایجاد تخصص در اقتصاد ملی شود و ممکن است، موجب کاهش مصرف انرژی و کاهش آلودگی‌های زیست محیطی شود (Solaymani and Shokrinia, 2016; Sohag *et al.*, 2015). بنابراین، پویایی‌های انرژی (الگوهای مصرف انرژی) از طریق تخصصی شدن اقتصاد تغییر می‌کند (Grossman and Helpman, 1991).

دوم، تجارت از طریق رقابت در بازار بین‌المللی، رقابت‌پذیری بازار محلی را افزایش می‌دهد (طیبی و همکاران، ۱۳۹۷) و در نتیجه، کارآیی عوامل تولید را بهبود می‌بخشد.

سرانجام، آزادسازی تجارت، باعث گسترش فنّاوری می‌شود که اغلب، به عنوان کارآیی انرژی از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای کمترتوسعه‌یافته توصیف می‌شود (احمدی و حضار مقدم، ۱۳۹۲) و به کاهش مصرف انرژی مورد نیاز برای تولید سطح معینی از تولید کمک می‌کند.

وسطی و زیدی (Wasti and Zaidi, 2020)، با به‌کارگیری آزمون علیت گرنجر، نشان دادند که یک علیت یک طرفه از مصرف انرژی به آزادسازی تجارت در کویت وجود دارد.

قاسمی نژاد رایینی و همکاران (۲۰۱۹)، با استفاده از آزمون‌های علیت و هم‌انباشتگی وجود علیت یک طرفه از مصرف انرژی به رشد کشاورزی را تأیید نمودند؛ در حالی که هیچ ارتباطی بین مصرف انرژی و صادرات به دست نیاوردند. آنها همچنین نشان دادند که یک درصد افزایش مصرف انرژی، به ۱/۲۹ درصد رشد بخش کشاورزی در بلندمدت منجر می‌شود.

سلیمانی و شکری نیا (Solaymani and Shokrinia, 2016) نیز با استفاده از روش تعادل عمومی، نشان دادند که تجارت آزاد، باعث کاهش مصرف انرژی و کاهش انتشار آلوده‌کننده‌های داخلی در مالزی می‌شود.

اما سادورسکی (Sadorsky, 2011)، مشاهده کرد که حجم واردات و صادرات، باعث افزایش مصرف داخلی انرژی داخلی در کشورهای خاورمیانه می‌شود. با این حال، تجارت همچنین تأثیر غیرخطی بر مصرف انرژی دارد (Shahbaz *et al.*, 2014).

همچنین یانیکایا (Yanikkaya, 2003)، تأکید کرد که باز بودن تجارت، نفوذ فنّاوری را از کشورهای پیشرفته به کشورهای در حال توسعه تسهیل می‌کند.

بر همین اساس، نسرین و انور (Nasreen, & Anwar, 2014) استدلال کردند، با باز بودن تجارت، کشورهای در حال توسعه، می‌توانند فنّاوری‌های پیشرفته را از کشورهای پیشرفته وارد کنند که به کاهش شدت انرژی و تولید بیشتر کمک می‌کند.

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر مصرف انرژی و توسعه پایدار، استفاده از تکنولوژی‌های انرژی پربازده است که موجب کاهش مصرف انرژی می‌شود.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

کاکایی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود با استفاده از الگوی ARDL، به تأثیر منفی بین متغیرهای نوآوری‌های فنّاورانه و مصرف انرژی در بلندمدت دست یافتند.

میاو و همکاران (Miao *et al.*, 2018) نشان دادند که نوآوری در فنّاوری، موجب افزایش کارآیی انرژی و در نتیجه، کاهش مصرف انرژی می‌شود. در واقع کشورهای OECD به دلیل نوآوری قابل توجه در فنّاوری نسبت به سایر کشورهای در حال توسعه، بهره‌وری انرژی بیشتری را تجربه می‌کنند (Wong *et al.*, 2013).

همچنین سوهاگ و همکاران (Sohag *et al.*, 2015)، با استفاده از مدل ARDL، دریافتند که نوآوری در فنّاوری، موجب کاهش مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در مالزی می‌شود.

با توجه به مطالب ارائه شده، می‌توان بیان نمود که تحقیقات زیادی در مورد تأثیر نوآوری‌ها بر کاهش مصرف انرژی در فرایند تولید یا انتشار گازهای گلخانه ای وجود دارد، اما مطالعاتی که تمرکز آنها بر تأثیر متغیرهای کلان و اثر بازگشتی[1] است، بسیار محدودند.

از این رو، این مطالعه برای توضیح تأثیرات پویای مصرف انرژی با در نظر گرفتن عوامل کلیدی همچون رشد اقتصادی، باز بودن تجارت، قیمت جهانی نفت خام و نوآوری در فنّاوری، یک تجزیه و تحلیل تجربی را ارائه می‌دهد که نیاز به تحقیق در مورد اثرات انرژی و بازگشتی متغیرهای کلان اقتصادی را مرتفع می‌کند.

۳. مدل تجربی، داده ها و روش

۳-۱. مدل تجربی

از نظر تئوری، تقاضای استاندارد مارشالی برای هر کالایی مانند انرژی، تابعی از درآمد و قیمت انرژی است (Varian, 2010). با فرض تعادل در بازار، تقاضای انرژی برابر با مصرف نهایی انرژی بوده و تابع تقاضای مارشالی برای انرژی در زمان t را می‌توان به صورت زیر ارائه نمود:

$$FEC_t=f(Y_t ,COP_t) \quad (۱)$$

که در آن، FEC_t مصرف (تقاضا) نهایی انرژی در زمان t، $Y_t = GDP_t$ درآمد یا تولید ناخالص داخلی در زمان t و COP_t قیمت جهانی انرژی در زمان t است. با توجه به اینکه در بسیاری از مطالعات مربوط به تقاضای انرژی، از قیمت انواع حامل‌های انرژی یا شاخص قیمت انرژی استفاده شده (عزیزی، ۱۳۹۸؛ Solaymani *et al.*, 2015؛ منظور و همکاران، ۱۳۸۸) و این مطالعه، از قیمت جهانی نفت که کمتر در مطالعات دیگر به‌کار رفته، استفاده می‌کند.

1. Rebound Effect

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

همان‌طور که در مقدمه و پیشینه تحقیق بیان گردید، باز بودن تجارت (مجموع صادرات و واردات حقیقی تقسیم بر تولید ناخالص داخلی حقیقی) از بسیاری جهات بر مصرف انرژی تأثیر می‌گذارد. حق ثبت اختراع، مقیاس نسبتاً قابل اعتمادی از فعالیت‌های نوآورانه را ارائه می‌دهد (Acs *et al.*, 2002) که به تغییر تکنولوژیکی در سطح صنایع منجر می‌شود (Griliches, 1999; Nagaoka *et al.*, 2010). تغییر تکنولوژیکی نیز به‌معنی افزایش کارآیی تولید و افزایش کیفیت تولید محصول بوده (Brock, & Taylor, 2005) که بخشی از این افزایش کارآیی، مربوط به افزایش کارآیی انرژی است. از این رو، نوآوری در فنّاوری (تعداد درخواست‌های ثبت اختراع به ثبت رسیده)، می‌تواند بر مصرف انرژی تأثیرگذار باشد. بنابراین، در مطالعه حاضر، این دو متغیر نیز در نظر گرفته شده‌اند.

$$FEC_t=f(Y_t , COP_t, TP_t, TO_t) \quad (۲)$$

در اینجا، TP_t بهبود و نوآوری در فنّاوری در زمان t و TO_t باز بودن تجارت در زمان t است. با توجه به تابع تقاضای استاندارد مارشالی، کشش درآمدی تقاضای انرژی مثبت، در حالی که کشش قیمتی تقاضای انرژی منفی است.

همچنین گروسمن و هلپمن (Grossman and Helpman, 1991) نشان دادند که پیشرفت فنّاوری از طریق افزایش سرعت بهره‌وری و اطمینان از کارآیی انرژی، عامل مهمی در تحریک رشد اقتصادی است. این مطالعه بر این موضوع تأکید دارد که با فرض ثبات سایر عوامل مؤثر بر مصرف انرژی، آیا نوآوری در فنّاوری، باعث کاهش مصرف انرژی می‌شود؟

این مطالعه، نوآوری در فنّاوری را به صورت تعداد درخواست‌های ثبت اختراع به دنبال کار مدسون و همکاران (Madsen *et al.*, 2010) و انگ (Ang, 2009) مورد استفاده قرار می‌دهد. در تابع بهره‌وری انرژی، نوآوری در فنّاوری، تأثیر مستقیمی بر کارآیی انرژی دارد و در این حالت، فنّاوری‌های پیشرفته، به اقتصاد این امکان را می‌دهد تا با استفاده از سطح انرژی پایین‌تر، یک سطح مشخصی از محصول را تولید کند. به‌علاوه، نوآوری در فنّاوری، فرصت‌هایی را برای اقتصاد فراهم می‌کند تا منابع تجدیدناپذیر را جایگزین منابع تجدیدپذیر انرژی برای تأمین تقاضای انرژی کند. با این حال، نوآوری در فنّاوری، به دلیل اثر بازگشتی، مصرف انرژی را به میزان اندکی کاهش می‌دهد. بنابراین، ممکن است سهم زیادی از انرژی مصرفی را کاهش ندهد (Sohag *et al.*, 2015). ازاین‌رو، می‌توان فرض کرد که پارامتر تغییر نسبی در مصرف انرژی، ناشی از تغییر در فنّاوری باید منفی باشد.

سرانجام، این مطالعه باز بودن تجارت را در مدل تجربی وارد می‌کند. همان‌طور که در بخش مقدمه بحث شد، تأثیر باز بودن تجارت، می‌تواند بر مصرف انرژی، مثبت یا منفی باشد. با این حال، کشش منفی، بیانگر این است که تجارت، از اقتصادهای پیشرفته، فنّاوری‌هایی را به اقتصاد داخلی وارد می‌کند که باعث کاهش مصرف انرژی می‌شود. در مقابل، کشش تجاری مثبت تقاضای انرژی،

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

نشان می‌دهد که مصرف انرژی به دلیل افزایش تولید داخلی کالاهای بسیار انرژی بر و سپس صادرات آنها و نیز به دلیل واردات تکنولوژی‌های پر مصرف انرژی، افزایش می‌یابد.

بنابراین، مدل تجربی که در مطالعات قاسمی نژاد و همکاران (Ghaseminejad *et al.*, 2019) آماده و همکاران (۱۳۸۸) و سوهاگ و همکاران (Sohag *et al.*, 2015) نیز استفاده شده، برای تابع تقاضای انرژی ایران، می‌توان به شرح زیر نوشت:

$$LnFEC= \alpha_0 + \alpha_1 LnGDP_t + \alpha_2 LnTP_t + \alpha_3 TO_t + \alpha_4 LnCOP_t + DUM_t + \varepsilon \quad (۳)$$

که در آن، $LnFEC_t$ شکل لگاریتمی مصرف نهایی انرژی در زمان t؛ $LnGDP_t$ فرم لگاریتمی تولید ناخالص داخلی در زمان t؛ TO_t باز بودن تجارت در زمان t (به دلیل کوچکتر از یک شدن مقادیر این متغیر، بدون لگاریتم در مدل ارائه شده است)؛ $LnTP_t$ فرم لگاریتمی نوآوری در فنّاوری در زمان t؛ و $LnCOP_t$ فرم لگاریتمی قیمت جهانی نفت خام در زمان t را نشان می‌دهد و DUM متغیر مجازی برای بررسی شکست ساختاری در مصرف انرژی برای سال ۱۳۶۸ بوده، که به دلیل اتمام جنگ تحمیلی و شروع بازسازی‌های اقتصادی و استفاده شدید از انرژی، از آن استفاده شده است.

۲-۳. داده‌ها

در این مطالعه، داده‌های سری زمانی سالانه ایران از سال ۱۳۵۹ (۱۹۸۰) تا ۱۳۹۶ (۲۰۱۷) به‌کار رفته و داده‌ها، عمدتاً از مجموعه داده‌های بانک جهانی (شاخص‌های توسعه جهانی) جمع آوری شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه شامل مصرف نهایی انرژی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی تولید ناخالص داخلی واقعی، نوآوری در فنّاوری (تعداد کل برنامه‌های ثبت اختراع) و قیمت جهانی نفت خام (بر اساس قیمت سالانه سبد اوپک) است.

به‌علاوه، در این مطالعه، متغیر باز بودن تجارت نیز وارد می‌گردد که به صورت مجموع صادرات و واردات واقعی (میلیارد دلار آمریکا با قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰) تقسیم بر تولید ناخالص داخلی واقعی (میلیارد دلار آمریکا با قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰) محاسبه می‌شود. آمارهای توصیفی این متغیرها و واحدهای اندازه‌گیری آنها، در جدول ۱ ارائه شده‌اند.

پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

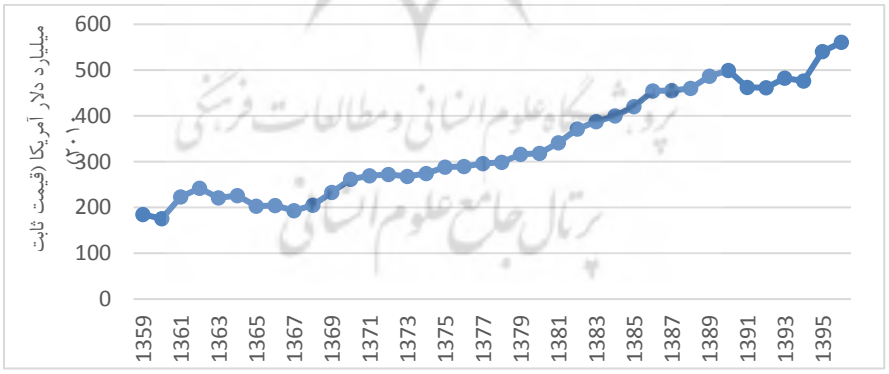
جدول ۱. آمارهای توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	توصیف	واحد	میانگین	حداقل	ماکزیمم	انحراف معیار
LnFEC	مصرف نهایی انرژی	میلیون تن معادل نفت خام (Mtoe)	۴/۳۲۵	۳/۲۱۱	۵/۰۹۶	۰/۵۷۷
LnGDP	تولید ناخالص داخلی (GDP)	میلیارد دلار آمریکا (قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰)	۵/۷۵۷	۵/۱۶۸	۶/۳۲۹	۰/۳۴۵
LnTP	نوآوری در فنّاوری	تعداد درخواست‌های ثبت اختراع	۷/۳۳۸	۵/۷۴۰	۹/۶۹۶	۱/۵۳۶
LnCOP	قیمت جهانی نفت خام	دلار در هر بشکه نفت خام	۳/۴۶۷	۲/۵۰۸	۴/۶۹۶	۰/۶۶۶
TO	درجه باز بودن تجاری	----	۰/۴۵۹	۰/۲۹۸	۰/۶۶۵	۰/۰۸۵

۱-۲-۳. رشد اقتصادی

ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه در خاورمیانه، یک روند افزایشی در تولید ناخالص داخلی را تجربه کرده (نمودار ۲) و نمودار ۱ نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی، از ۱۸۵ میلیارد دلار در سال ۱۳۵۹ (۱۹۸۰)، به ۵۶۱ میلیارد دلار در سال ۱۳۹۶ (۲۰۱۷) افزایش یافته، در حالی که اقتصاد با متوسط نرخ رشد سالانه حدود ۵/۳ درصدی داشته، با این حال، با وجود افزایش آرام تولید ناخالص داخلی از ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۲، طی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۶۳ به دلیل تحریم‌های اقتصادی و جنگ تحمیلی، به شدت کاهش یافته، و این کاهش نیز در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ به دلیل تحریم‌های سخت اقتصادی قابل مشاهده است.

نمودار ۱. روند تولید ناخالص داخلی ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۹

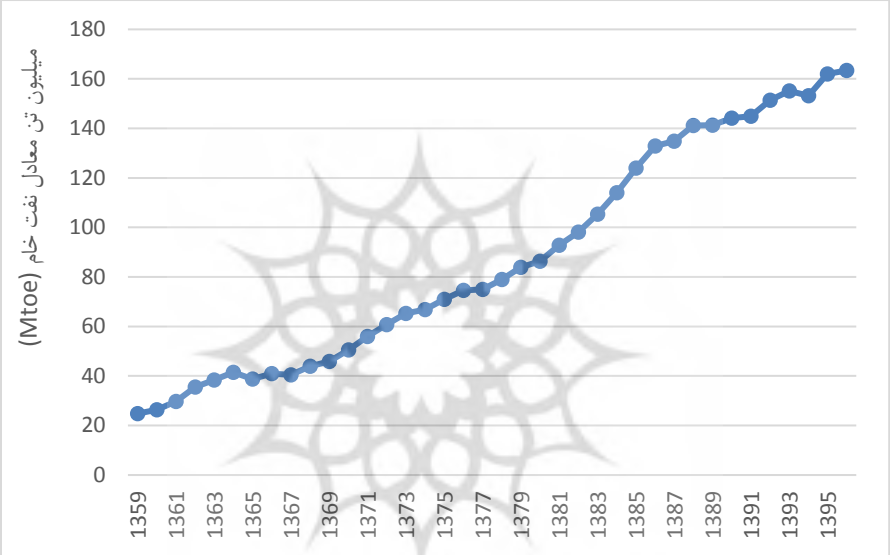


Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

۲-۲-۳. روند مصرف انرژی

با تغییر الگوی اقتصاد از اوایل دهه ۱۳۳۰ از سنتی به سمت صنعتی شدن و اجرای برنامه‌های توسعه اقتصادی و رشد جمعیت در ایران، مصرف انرژی در مقیاس وسیعی افزایش یافته است. توسعه فنّاوری-های اطلاعاتی و ارتباطی و همچنین سرگرمی‌های خانگی مبتنی بر فنّاوری، باعث مصرف انرژی می‌شود. نمودار ۲، افزایش مصرف انرژی از ۲۴ به ۱۶۳ میلیون تن معادل نفت خام را در بازهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۶ نشان می‌دهد. بنابراین، تأمین نیاز روزافزون انرژی در این کشور در حال توسعه، بسیار قابل توجه است و تنها تکیه بر انرژی‌های فسیلی در آینده، بسیار نگران کننده خواهد بود.

نمودار ۲. روند مصرف نهایی انرژی در ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۹



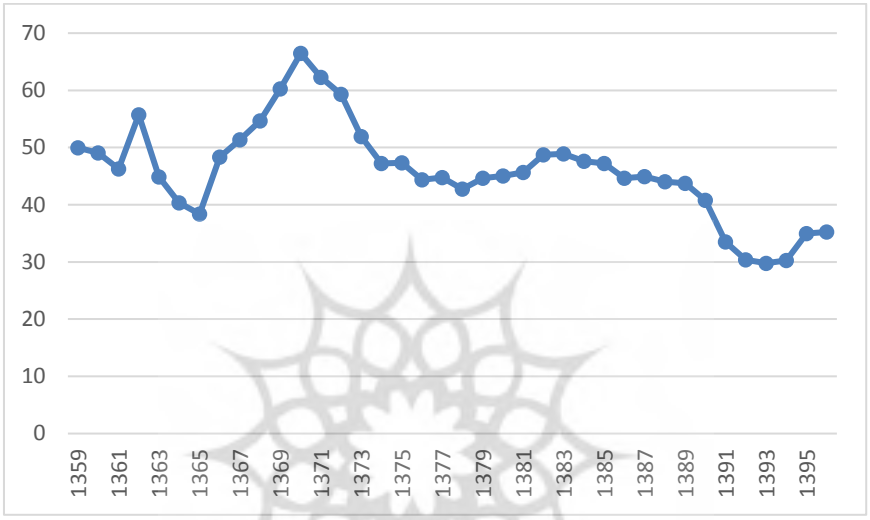
۳-۲-۳. روند تجارت

تجارت در همه کشورهای جهان به عنوان موتور اصلی رشد محسوب می‌شود. نمودار ۳ نشان می‌دهد که تجارت ایران (به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی) از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۶ به‌طور مداوم در حدود ۴۰ درصد و کمتر از آن قرار گرفته، و بالاترین سطح تجارت (به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی) ۶۶/۴۷ درصد بوده که در سال ۱۳۷۰ مشاهده شده است. با این حال، آمارها نشان می‌دهند که تجارت (به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی) از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۶، بویژه در سال ۱۳۹۳، به دلیل تحریم‌ها و بحران‌های اقتصادی، به شدت کاهش یافته، حجم صادرات از ۲۹ میلیارد دلار به

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

۱۴۷ میلیارد دلار در دوره ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۶ رسیده، که حجم بالایی از این افزایش نیز شامل صادرات نفت خام و میعانات می‌باشد که امکان دارد، تأثیر تجارت بر مصرف انرژی را کم‌رنگ‌تر کند. برای مثال، حجم صادرات نفت خام و میعانات به‌طور متوسط حدود ۶۷ درصد از کل صادرات کشور برای دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۳ بوده است. بنابراین، احتمال دارد که تقاضای داخلی انرژی، کمتر تحت تأثیر تجارت در ایران قرار بگیرد.

نمودار ۳. روند تجارت (به عنوان سهمی از GDP)



۴-۲-۳. پیشرفت تکنولوژی

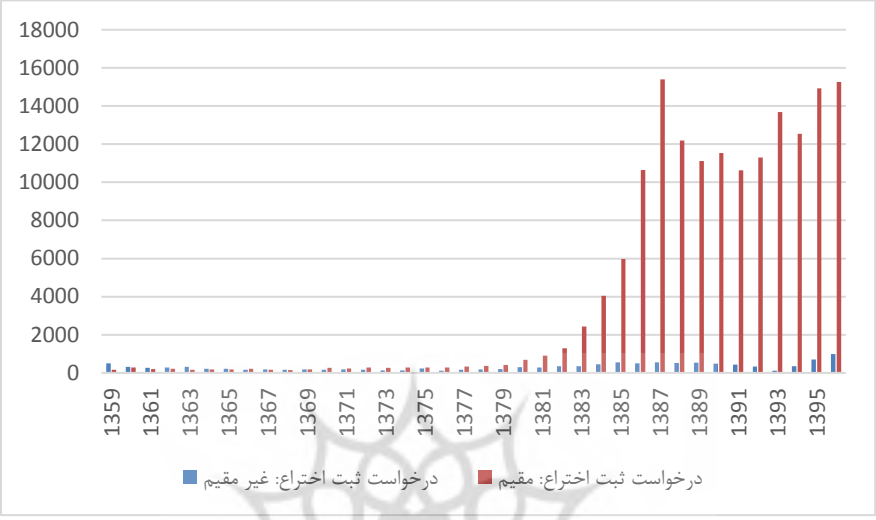
کامارسان و میازاکی (Kumaresan and Miyazaki, 1999) و کورتوم (Kortum, 1993) استدلال کرده‌اند که می‌توان تعداد اختراعات ثبت شده را به عنوان نماینده‌ای برای نوآوری در فنّاوری دانست، زیرا نشانگر علاقه سازمان‌های صنعتی و خصوصی به کشف یک تکنولوژی جدید است. به‌علاوه اسماچ (Schmoch, 1997)، اظهار می‌دارد که نوآوری در فنّاوری، می‌تواند توسط یک شاخص کمی، مانند تعداد حق ثبت اختراع، مورد استفاده قرار گیرد.

سوهاگ و همکاران (Sohag *et al.*, 2015) نیز اخیراً از این شاخص برای بررسی رابطه مصرف انرژی و فنّاوری استفاده کرده‌اند. از این رو، به دنبال مطالعات مطرح شده، این مطالعه نیز تعداد حق ثبت اختراع را به عنوان نماینده نوآوری در فنّاوری در نظر می‌گیرد. نمودار ۴ به وضوح نشان می‌دهد که تعداد حق ثبت اختراعات خارجیان در ایران به شدت افزایش یافته، به این معنی که در طول دوره

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

مطالعه، نوآوری در فنّاوری، به‌میزان قابل توجهی در ایران رخ داده است. بنابراین، بررسی اثرات پویای نوآوری بر مصرف انرژی، ارزشمند به نظر می‌رسد.

نمودار ۴. روند درخواست ثبت اختراع توسط مخترعان داخلی و خارجی



۳-۳. روش تحقیق

در این مطالعه، از روش ARDL ارائه شده توسط پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001) برای برآورد معادله (۳) به دلایل زیر استفاده می‌شود. با توجه به روش مورد استفاده، آزمون‌های انگل و گرنجر (Engle and Granger) و جوهانسون و جوسلیوس (Johansen and Juselius)، رویکردهای استاندارد برای هم‌انباشتگی هستند.

از آنجا که روش انگل-گرنجر (E-G) یک تکنیک دو متغیره را پیشنهاد می‌دهد، تجزیه و تحلیل چند متغیره براساس این آزمون، دقیق نیست. برعکس، روش جوهانسون و جوسلیوس به عنوان یک رویکرد مبتنی بر سیستم، برای هم انباشتگی، شناخته شده است. این روش، کارآیی بیشتری نسبت به روش E-G دارد؛ زیرا بردارهای هم‌انباشتگی چندگانه را ارائه می‌دهد. برخلاف E-G، رویکرد جوهانسون و جوسلیوس با اضافه کردن تعداد وقفه‌ها در برآورد مدل، متغیرهای باوقفه در مدل را کاهش می‌دهد. با این حال، این روش نیز مورد انتقاد قرار می‌گیرد، زیرا نسبت به تعداد وقفه‌های انتخاب شده بسیار حساس است (Gonzalo, 1994).

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

به‌علاوه، هنگامی که بیش از یک بردار هم‌انباشته در مدل وجود داشته باشد، تفسیر، اغلب دچار مشکل می‌شود (Ang, 2009). در مورد مرتبه‌های مختلط انباشتگی در متغیرهای توضیحی، اعتبار هر دو روش، به چالش کشیده شده است. بنابراین، این تکنیک‌ها فقط در مواردی معتبر هستند که مرتبه انباشتگی برای همه متغیرها یکسان باشد.

در مقابل، تکنیک ARDL از طریق برخی خصوصیات اصلی بر انتقادات فوق فائق می‌آید: الف) رابطه هم‌انباشتگی را با استفاده از تخمین OLS تخمین می‌زند، که پس از انتخاب مرتبه وقفه مناسب برای مدل انجام می‌شود؛ ب) صرف‌نظر از رویکرد جوهانسون و جوسلیوس، این روش بدون توجه به ماهیت انباشتگی متغیرها، یعنی I(0)، I(1) یا هم‌انباشتگی مشترک، از نظر آماری قابل توجه است؛ ج) این آزمون برای نمونه‌های کوچک، ضروری و معتبر است (Sohag, 2015).

مدل تصحیح خطای برداری روش ARDL را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$\Delta lnFEC_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnFEC_{t-1} + \alpha_2 lnGDP_{t-1} + \alpha_3 lnTP_{t-1} + \alpha_4 TO_{t-1} + \alpha_5 lnCOP_{t-1} + \alpha_6 DUM_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta lnFEC_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \delta_j \Delta lnGDP_{t-j} + \sum_{k=1}^{q} \varphi_k \Delta lnTP_{t-k} + \sum_{l=1}^{q} \rho_i \Delta TO_{t-l}\, \varepsilon_t \quad (۴)$$

۱-۳-۳. روش برآورد

برآورد، با معادله (۴) آغاز می‌شود، که می‌توان با استفاده از روش OLS یک رابطه بلندمدت را در بین متغیرها برآورد کرد. از آزمون F نیز می‌توان برای معناداری کلی ضرایب متغیرهای باوقفه استفاده نمود. در این حالت، فرضیه صفر، عدم وجود روابط هم‌انباشتگی بین متغیرهای مستقل و وابسته است (H_0: $\alpha_0= \alpha_1= \alpha_2= \alpha_3= \alpha_4= \alpha_5= \alpha_6= 0$)؛ در حالی که فرضیه جایگزین یا مقابل، خلاف این را بیان می‌کند (H_1: $\alpha_0\neq \alpha_1\neq \alpha_2\neq \alpha_3\neq \alpha_4\neq \alpha_5\neq \alpha_6\neq 0$). سپس، آماره F با مقادیر بحرانی کران‌های بالا و پایین مقایسه می‌شود (Pesaran *et al.*, 2001).

اگر آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی بالا باشد، فرضیه صفر- عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی- رد می‌شود (تأیید هم‌انباشتگی). از طرف دیگر، اگر آماره F کوچکتر از مقدار بحرانی پایین باشد، نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر به دلیل عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مربوطه بوده، اما اگر آماره F مشاهده شده، بین مقادیر بحرانی پایین و بالا قرار گیرد، آزمون بی نتیجه است. وقتی این روش به پایان رسید، مرحله بعدی، ادامه تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL طبق معادله (۵) می‌باشد.

$$\Delta lnFEC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta lnFEC_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \delta_j \Delta lnGDP_{t-j} + \sum_{k=1}^{q} \varphi_k \Delta lnTP_{t-k} + \sum_{l=1}^{q} \rho_i \Delta TO_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} \mu_m \Delta lnCOP_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \theta_i \Delta DUM_{t-n} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

سپس مدل تصحیح خطا که در معادله (۶) ارائه شده تخمین زده می‌شود تا پویایی کوتاه‌مدت متغیرهای تحت بررسی، به همراه نرخ تعدیل کوتاه مدت آنها را در بلندمدت بررسی کند.

$$\Delta lnFEC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta lnFEC_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \delta_j \Delta lnGDP_{t-j} + \sum_{k=1}^{q} \varphi_k \Delta lnTP_{t-k} + \sum_{l=1}^{q} \rho_i \Delta TO_{t-l} + \sum_{m=1}^{q} \mu_m \Delta lnCOP_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \theta_i \Delta DUM_{t-n} + \vartheta ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در پایان، براساس کار پسران و پسران (Pesaran and Persaran, 1997) از مجموع تجمعی باقیمانده‌های بازگشتی (CUSUM)[1] و مجموع مربعات تجمعی باقیمانده‌های بازگشتی (CUSUMSQ)[2] برای بررسی پایداری و روایی ضرایب، استفاده می‌شود.

۴. بحث و نتیجه گیری

۴-۱. بررسی مرتبه هم‌انباشتگی متغیرها

قبل از بررسی هم‌انباشتگی، ابتدا مرتبه مانایی هر یک از متغیرها را با استفاده از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)، حداقل مربعات معمولی تعمیم یافته دیکی- فولر (DFGLS) و فیلیپس-پرون (P-P) بررسی می‌شود (جدول ۲). این آزمون برای اطمینان از عدم وجود متغیری از مرتبه مانایی بیشتر از یک و توجیه مناسب بودن روش ARDL انجام می‌شود.

جدول ۲، نشان می‌دهد که فرم لگاریتمی تولید ناخالص داخلی و پیشرفت تکنولوژی در سطح، نامانا است اما پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، که با استفاده از هر سه روش آزمون ریشه واحد تأیید می‌شود. به طور مشابه، قیمت جهانی نفت خام و درجه باز بودن تجارت در سطح نامانا هستند اما پس از اولین تفاضل در سطح معناداری ۱ درصد، مانا می‌شوند.

با این حال، آزمون‌های ریشه واحد DF-GLS و P-P نشان می‌دهد که لگاریتم مصرف انرژی نیز در سطح نامانا است، در حالی که آزمون ADF آن را تأیید می‌کند. اما، هر دو آزمون DF-GLS و P-P نشان می‌دهد که مصرف انرژی پس از اولین تفاضل مانا می‌شود، در حالی که آزمون ADF آن را در سطح ۱۰ درصد تأیید می‌کند.

بنابراین، همان‌طور که در جدول ۲ ارائه شده است، وجود چنین درجه‌های متفاوتی برای انباشتگی متغیرها، ضرورت استفاده از رویکرد ARDL در مقابل رویکردهای استاندارد را نشان می‌دهد.

پرتال جامع علوم انسانی

1. Cumulative Sum of Recursive Residuals
2. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	Dickey Fuller GLS		Phillips–Perron		Augmented Dickey Fuller	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
LnFEC	۰/۱۵۸	-۲/۶۷۴*	-۲/۵۲۰	-۴/۳۶۴*	-۲/۶۵۵***	-۲/۶۳۹***
LnGDP	۰/۱۷۳	-۴/۸۵۳*	-۰/۴۱۲	-۵/۸۱۹*	-۰/۴۱۶	-۵/۸۱۴*
LnTP	-۰/۱۰۴	-۳/۳۹۲**	۰/۱۲۵	-۳/۶۸۹*	-۰/۰۳۶	-۳/۶۶۰**
LnCOP	-۱/۱۵۴	-۵/۶۶۲*	-۱/۰۹۲	-۵/۵۸۲*	-۱/۱۱۷	-۵/۰۴۸*
TO	-۱/۶۱۹	-۵/۱۳۵*	-۱/۴۶۰	-۵/۰۶۱*	-۱/۶۲۰	-۵/۰۶۷*

توجه: همه متغیرها به استثنای درجه باز بودن تجارت، بر حسب لگاریتم طبیعی هستند. *، ** و *** به ترتیب، سطح معنی داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

۲-۴. هم‌انباشتگی و تأثیر بلندمدت متغیرهای مدل

با توجه به درجه‌های متفاوت انباشتگی متغیر مصرف نهایی انرژی، استفاده از روش آزمون مرزها برای هم‌انباشتگی مناسب می‌باشد. با این حال، تخمین معادله (۴) نیاز به شناسایی وقفه بهینه دارد. برآورد مدل VAR نشان می‌دهد که با توجه به معیار اطلاعات شوارتز (SIC)، وقفه مطلوب ۲ است (جدول ۳).

جدول ۳. معیارهای انتخاب مرتبه وقفه VAR

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-45.244	NA	0.0002	2.814	2.992	2.875
1	104.015	255.872	9.74E-08	-4.801	-3.912*	-4.494*
2	122.115	26.892*	8.98e-08*	-4.921*	-3.321	-4.369
3	135.346	16.633	1.17E-07	-4.763	-2.452	-3.965

*بیانگر مرتبه وقفه‌ای که توسط معیار انتخاب شده است؛ LR: آمار آزمون LR اصلاح شده متوالی (هر آزمون در سطح ۵ درصد است)؛ FPE: خطای پیش بینی نهایی؛ AIC: معیار اطلاعات آکایک؛ SC: معیار اطلاعات شوارتز؛ HQ: معیار اطلاعات هانان-کویین

برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی، آزمون معنی‌داری والد مشترک (Wald F-statistic) بر روی ضرایب متغیرهای وقفه دار اعمال می‌شود. در این راستا، فرضیه صفر (H_0: $\alpha_0=\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=\alpha_5=\alpha_6=0$)، عدم وجود هم‌انباشتگی، در برابر فرضیه جایگزین، وجود هم‌انباشتگی در مدل، بررسی می‌شود. برای تعیین تعداد کل بردارهای هم‌انباشتگی، با نرمال سازی هر متغیر به عنوان متغیر وابسته، پنج آماره F محاسبه می‌شود. سرانجام، تمام آماره‌های F محاسبه شده با مقدار بحرانی پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001) مقایسه می‌شود (جدول ۴).

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که آماره F محاسبه شده مصرف نهایی انرژی LnFEC=f (LnGDP, LnTP, TO, LnCOP, DUM)= ۲۴/۹۶ است که بزرگتر از حد بحرانی کران بالای پسران و همکاران (Pesaran *et al.*, 2001) در سطح ۱ درصد است؛ که نشان می‌دهد که فرضیه- صفر عدم وجود هم‌انباشتگی- پذیرفته نمی‌شود.

از این رو، هنگامی که lnFEC به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شود، رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرهای مربوطه ایجاد می‌گردد. با این وجود، هنگامی که نوآوری در فنّاوری به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود، آماره F محاسبه شده بین مقادیر بحرانی حد پایین و حد بالا قرار می‌گیرد؛ بنابراین، اینکه آیا رابطه هم‌انباشتگی برای این متغیر وجود دارد، بی‌نتیجه است. برعکس، وقتی تولید ناخالص داخلی، متغیر مجازی و درجه باز بودن تجارت (TO)، متغیر وابسته در نظر گرفته شوند، آماره‌های F محاسبه شده، بالاتر از مقادیر بحرانی حد بالا قرار می‌گیرند؛ که به معنی وجود یک رابطه هم‌انباشتگی است.

سرانجام، هنگامی که قیمت جهانی نفت نرمال شود، آماره F LnCOP= f (TO, LnGDP, LnFEC, LnTP, DUM)= ۲/۶۱ از مقدار بحرانی مورد نظر در سطح معناداری ۱ درصد کمتر شده، که بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی در مدل است. نتیجه‌گیری اصلی این تجزیه و تحلیل، نشان می‌دهد که استفاده از مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجارت، پیشرفت فنّاوری و قیمت جهانی نفت در ایران، هم‌انباشته هستند.

جدول ۴. نتیجه آزمون کران‌ها ARDL (طبق معادله ۵)

متغیر وابسته		وقفه AIC	آماره-F (k=4)	نتایج
LnFEC= f (LnGDP, TO,Ln TP, LnCOP, DUM)		۲	۲۴/۹۵۹*	هم انباشتگی
LnGDP= f (LnFEC, TO, LnTP, LnCOP, DUM)		۲	۵/۸۴۹*	هم انباشتگی
TO= f (LnGDP, LnFEC, LnTP, LnCOP, DUM)		۲	۸/۳۳۴*	هم انباشتگی
LnTP= f (TO, LnGDP, LnFEC, LnCOP, DUM)		۲	۴/۴۱۲	بی نتیجه (غیر قاطع)
LnCOP= f (LnTP, TO, LnGDP, LnFEC, DUM)		۲	۲/۶۰۶	عدم هم انباشتگی
DUM= f (LnCOP, LnTP, TO, LnGDP, LnFEC)		۲	۱۰/۸۱۶*	هم انباشتگی
مقدار بحرانی بر اساس پسران و همکاران (۲۰۰۱)	I(0)	I(1)	مرزهای Bounds	مرزهای مقدار بحرانی
				سطح اطمینان

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

متغیر وابسته		وقفه AIC	آماره-F (k=4)	نتایج		
				۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
سطح اطمینان ۱ درصد	۴/۲۹	۵/۶۱				
سطح اطمینان ۵ درصد	۳/۲۳	۴/۳۵	I(0)	۳/۲۹	۲/۵۶	۲/۲
سطح اطمینان ۱۰ درصد	۲/۷۲	۳/۷۷	I(1)	۴/۳۷	۳/۴۹	۳/۰۹

(*) و (**) به ترتیب، رد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی را در سطح ۱ درصد و ۵ درصد نشان می‌دهد.
توجه: همه متغیرها به استثنای درجه باز بودن تجارت، بر حسب لگاریتم طبیعی هستند.

از آنجا که یک رابطه هم‌انباشتگی مشخص شده است، سپس معادله (۶) با وقفه‌های ۱، ۲، ۲، ۲، ۱، ۱ تخمین زده می‌شود (جدول ۵). برآورد بلندمدت مدل ARDL، نشان می‌دهد که ضریب تولید ناخالص داخلی ۲/۴۴۹ است که در سطح ۱ درصد نیز معنی‌دار است. این یافته، نشان می‌دهد با فرض ثابت بودن همه شرایط، افزایش ۱ درصد تولید ناخالص داخلی با افزایش ۲/۴۴۹ درصد مصرف انرژی همراه است. این یافته از نظر مبانی نظری (نظریه تقاضای مارشالی) و تجربی، سازگار است. تعدادی از مطالعات تجربی ازجمله، بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، مزینی و همکاران (۱۳۹۴) و آقایی و رضاقلی زاده (۱۳۹۷) نیز به نتایج مشابهی رسیده‌اند.

علامت ضریب درجه باز بودن تجارت، مثبت و معنی‌دار بوده، که نشان می‌دهد که درجه باز بودن تجارت باعث افزایش مصرف انرژی در ایران است. این نتیجه، از استدلال مهدوی و جوادی (۱۳۸۴) و امام وردی و شریفی (۱۳۸۹) مبنی بر اینکه تجارت آزاد، فنّاوری‌ها را به‌راحتی از طریق شرکای تجاری، در دسترس یک کشور قرار می‌دهد، پشتیبانی می‌کند. بنابراین، درجه باز بودن تجارت به‌طور مثبت و قابل توجه، تقاضای بلندمدت انرژی را از طریق افزایش تقاضای انرژی داخلی، افزایش می‌دهد؛ که ممکن است به دلیل صادرات کالاهای بسیار انرژی بر- با تکنولوژی بسیار قدیمی و یا استفاده از تکنولوژی‌های وارداتی بسیار انرژی بر- اتفاق افتاده باشد.

همان‌طور که انتظار می‌رفت، علامت ضریب پیشرفت فنّاوری، منفی و معنی دار است. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که با سطح معنی داری ۱ درصد، پیشرفت فنّاوری، باعث کاهش مصرف انرژی می‌شود. ضریب متغیر مجازی نیز در سطح ۱ درصد مثبت و معنی دار بوده، که بیانگر وجود شکست ساختاری در مصرف انرژی در سال ۱۳۶۸ است. همچنین با استفاده از چارچوب DOLS، می‌توان اعتبار و قدرت این یافته‌ها را بررسی نمود.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

جدول ۵. ضرایب بلندمدت با استفاده از مدل ARDL:
متغیر وابسته LnFEC، (1,2,1,2,2,1)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t [احتمال]
c	-۹/۰۱۱*	۰/۹۰۶	-۹/۹۴۵ [۰/۰۰۰]
LnGDP	۲/۴۴۹*	۰/۱۶۹	۱۴/۵۳۱ [۰/۰۰۰]
TO	۰/۴۸۸**	۰/۲۳۶	۲/۰۶۳ [۰/۰۵۳]
LnTP	-۰/۳۰۶*	۰/۰۷۳	-۴/۱۹۲ [۰/۰۰۰]
LnCOP	۱/۱۳۴*	۰/۳۹۵	۲/۸۶۶ [۰/۰۰۹]
DUM	۰/۲۹۵*	۰/۰۸۶	۳/۴۵۰ [۰/۰۰۲]

(*)، (**)، (***) به‌ترتیب، معنی‌داری در سطح ۱ ، ۵ و ۱۰ درصد.
توجه: همه متغیرها به‌استثنای درجه باز بودن تجارت بر حسب لگاریتم طبیعی هستند.

۳-۴. تأثیر نوآوری فنّاوری به‌عنوان یک متغیر کنترل بلندمدت در کوتاه‌مدت

در این بخش، تأثیر کوتاه‌مدت متغیرهای مورد مطالعه بر مصرف انرژی همراه با یک مکانیسم تصحیح خطا (ecm) با استفاده از معادله (۶)، برآورد می‌شود.

مشابه پدیده‌های بلندمدت، افزایش ۱ درصد تولید ناخالص داخلی، باعث افزایش تقریباً ۰/۴۰ درصد مصرف انرژی می‌شود (جدول ۶). همچنین، ضریب درجه باز بودن تجارت، مثبت و از نظر آماری؛ معنادار است؛ به این معنی که درجه باز بودن تجارت، تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی دارد. به همین ترتیب، ضریب کوتاه مدت LnTP نیز در سطح ۱۰ درصد منفی و قابل توجه هستند؛ بدان معنی که نوآوری در فنّاوری، باعث افزایش کارآیی مصرف انرژی می‌شود.

ضریب منفی و بسیار مهم مکانیسم تصحیح خطا، نشان می‌دهد که ۳۲ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره زمانی، تعدیل شده و به سمت تعادل بلندمدت میل می‌کند. ضریب متغیر مجازی نیز وجود شکست ساختاری در مصرف انرژی را در کوتاه‌مدت، تأیید می‌نماید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

جدول ۶. ارائه تصحیح خطای مدل ARDL:

متغیر وابسته DLnFEC, (1,2,1,2,2,1)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t [احتمال]
C	-۲/۸۸۷*	۰/۴۳۳	-۶/۶۲۶ [۰/۰۰۰]
D(LnGDP)	۰/۴۳۳*	۰/۰۶۷	۶/۴۴۰ [۰/۰۰۰]
D(TO)	۰/۶۱۲*	۰/۱۳۸	۴/۴۴۱ [۰/۰۰۰]
D(LnTP)	-۰/۰۴۶**	۰/۰۲۲	-۲/۰۸۲ [۰/۰۵۰]
D(LnCOP)	۰/۱۶۳*	۰/۰۵۹	۲/۷۶۲ [۰/۰۱۲]
DUM	۰/۰۴۶*	۰/۰۱۸	۲/۶۱۴ [۰/۰۱۶]
CointEq(-1)	-۰/۳۱۸*	۰/۰۲۲	-۱۴/۱۹۹ [۰/۰۰۰]

* معناداری آماری در سطح ۵ درصد

۴-۴. آزمون‌های تشخیص مدل

معادله (۵)، چند آزمون تشخیصی را پشت سر گذاشته است که اعتبار مدل را تأیید می‌کند. مقادیر R^2 و R^2 تعدیل شده، به ترتیب ۰/۹۹ و ۰/۹۸ است، و نشان می‌دهد که متغیرهای انتخاب شده در مدل، به خوبی انتخاب شده‌اند. جدول ۷ نشان می‌دهد که این مدل همبستگی سریالی، خطای شکل تبعی مدل یا خودهمبستگی ندارد. نرمال بودن مدل نیز رد نمی‌شود.

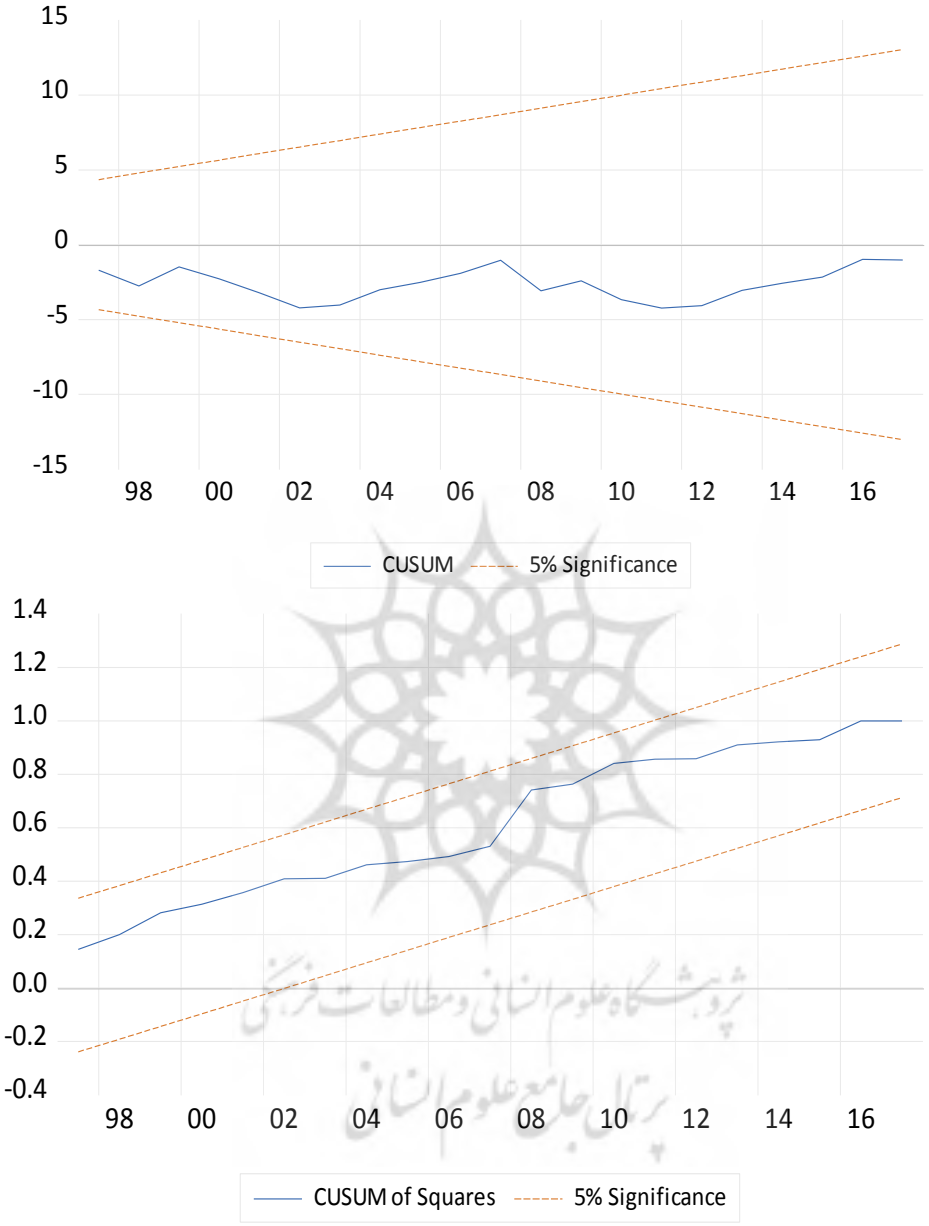
جدول ۷. آزمون‌های تشخیص مدل ARDL

آزمون های پایداری	نوع آزمون	آماره آزمون [احتمال]	آزمون های پایداری	نوع آزمون	آماره آزمون [احتمال]
R^2	----	۰/۹۸۸	فرم تبعی مدل $\chi^2(2)$	Ramsey Reset Test	۰/۰۹۱ [۰/۷۶۲]
R^2 تعدیل شده	----	۰/۹۷۸	توزیع نرمال $\chi^2(2)$	Jarque-Bera	۰/۷۴۳ [۰/۶۸۹]
همبستگی سریالی	B-G LM test	۲/۳۲۱ [۰/۳۱۳]	ناهمسانی واریانس χ^2 (2)	ARCH LM	۰/۵۱۵ [۰/۷۷۳]

مجموع تجمعی (CUSUM) و مربع مجموع تجمعی (CUSUMQ) نمودار ۵، حاصل یک برآورد بازگشتی از مدل نیز نشان می‌دهد که مدل پایدار است؛ زیرا باقیمانده‌ها در مرزهای بحرانی در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

نمودار ۵. آزمون پایداری: نمودار مجموع باقیمانده‌های برگشتی



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

۵-۴. پایداری و اعتبار نتایج

۱-۵-۴. رابطه مصرف انرژی و نوآوری در فنّاوری: استفاده از حداقل مربعات معمولی پویا

در این بخش، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) که یک برآوردگر تک معادله‌ای جایگزین است، اعتبار ضرایب موجود در جدول ۵ به دست آمده از برآوردگر ARDL بلندمدت ارزیابی می‌شود.

مزیت اصلی رویکرد DOLS، آن است که این روش، وجود یک مرتبه ترکیبی از انباشتگی متغیرهای مربوطه را در چارچوب هم‌انباشتگی در نظر می‌گیرد. برآورد DOLS شامل برآورد یکی از متغیرهای I(1) روی سایر متغیرهای I(1) و I(0) با در نظر گرفتن تقدم‌ها (P) و وقفه‌ها (p-) در چارچوب است. بنابراین، این برآوردگر می‌تواند درونزایی و مشکلات تورش نمونه کوچک را حل کند. علاوه بر این، بردارهای هم‌انباشتگی به دست آمده از برآوردگرهای DOLS، کارآیی مجانبی دارند. نتایج تخمین مجدد معادله (۴) با استفاده از روش OLS پویا، در جدول ۸ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار ضریب هر متغیر، کمی متفاوت از برآوردگرهای ARDL می‌باشد.

به‌طور ویژه، علائم و سطوح معناداری ضرایب LnGDP و درجه باز بودن تجارت همانند مدل ARDL هستند. با این حال، همان‌طور که انتظار می‌رود، ضریب نوآوری در فنّاوری، منفی و از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. این نتیجه، نشان می‌دهد که نوآوری در فنّاوری، باعث افزایش کارآیی انرژی می‌شود. ضریب متغیر قیمت‌های جهانی نفت در این مدل، بی‌معنا است. در مدل پویا نیز ضریب متغیر مجازی در سطح ۱ درصد مثبت و معنی‌دار، و بیانگر وجود شکست ساختاری در مصرف انرژی در سال ۱۳۶۸ است. برای بررسی بیشتر اعتبار مدل، تأثیر هر یک از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته با استفاده از یک نمودار پیش بینی درجه دو با فاصله‌های اطمینان (CIs) ترسیم می‌شود.

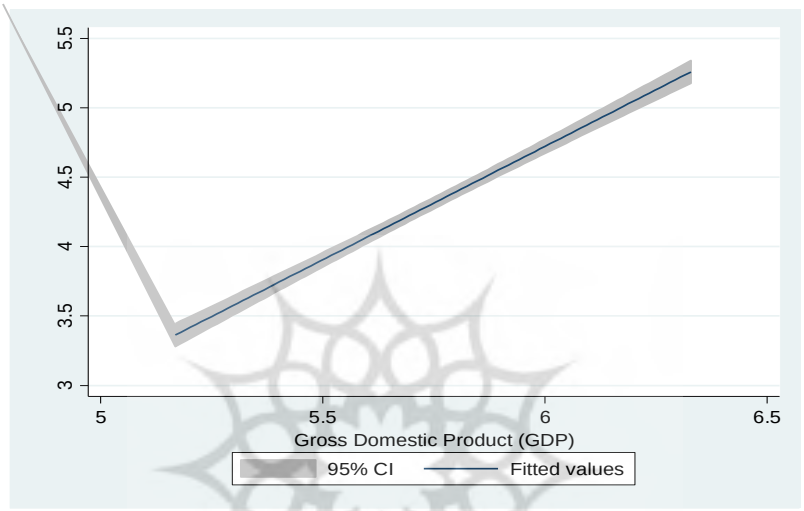
جدول ۸. حداقل مربعات پویا: متغیر وابسته LnFEC

متغیر	ضریب	انحراف معیار	[احتمال] نسبت T
c	-۶/۲۲۱*	۱/۳۰۰	-۴/۷۸۵ [۰/۰۰۰]
LnGDP	۱/۸۳۹*	۰/۳۳۶	۵/۴۶۷ [۰/۰۰۰]
TO	۰/۴۸۰**	۰/۲۶۹	۱/۷۸۸ [۰/۰۹۶]
LnTP	-۰/۱۰۷*	۰/۰۳۰	-۳/۵۱۹ [۰/۰۰۳]
LnCOP	۰/۰۶۷	۰/۰۴۵	۱/۴۱۲ [۰/۱۷۵]
DUM	۰/۵۸۸*	۰/۱۳۴	۴/۳۸۶ [۰/۰۰۱]

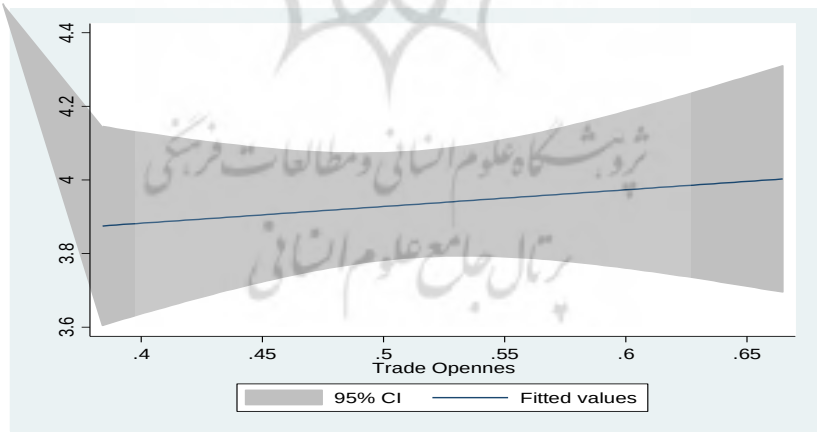
Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

نمودار ۶، سازگاری یافته‌های به‌دست آمده توسط برآوردگرهای ARDL و DOLS را نشان می‌دهد؛ به این معنی که افزایش GDP، به افزایش مصرف انرژی منجر می‌شود. به‌طور مشابه، در نمودار ۷ نشان داده می‌شود که درجه باز بودن تجارت، باعث افزایش مصرف انرژی در اقتصاد ایران می‌گردد. سرانجام نمایش گرافیکی، نشان می‌دهد که نوآوری در فنّاوری، باعث کاهش مصرف انرژی می‌شود (نمودار ۸).

نمودار ۶. رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی

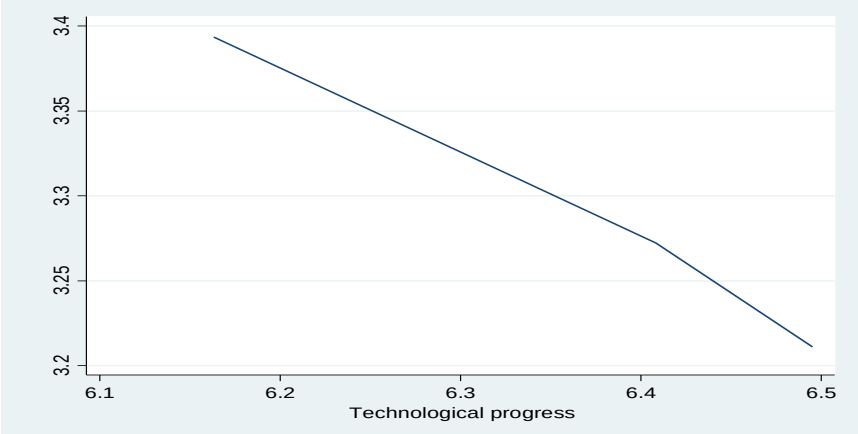


نمودار ۷. رابطه مصرف انرژی و درجه باز بودن تجارت



Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021
Final Energy Consumption

نمودار ۸. رابطه مصرف انرژی و نوآوری در فنّاوری



۲-۵-۴. پیوند نوآوری در فنّاوری و مصرف انرژی: فرض درونزایی

لازم به ذکر است که آزمون هم‌انباشتگی مرزهای ARDL و DOLS، می‌توانند با وجود وقفه‌های طولانی مناسب، در حضور مشکلات احتمالی درونزایی، ضرایب بی‌طرفانه‌ای را فراهم کند (Samargandi *et al.*, 2014)؛ اما، این مطالعه از یک روش تخمین همزمان، برای بررسی اعتبار برآوردگر قبلی استفاده می‌کند. با این کار، برخی دیگر از عوامل مهم مصرف انرژی، همانند قیمت را در نظر می‌گیریم. در این حالت، مصرف انرژی توسط سازوکار بازار تعیین می‌شود، در حالی که مقادیر تقاضا شده (TEC=FEC) و عرضه شده (TES) انرژی با توجه به قیمت تقاضا و قیمت عرضه، در تعادل هستند. بنابراین، انتظار می‌رود که این مدل با مشکل درونزایی روبرو شود. با این حال، با استفاده از معادلات همزمان، درونزایی مدل را نیز بررسی می‌کنیم.

$$LnTEC_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnGDP_t + \alpha_2 TO_t + \alpha_3 LnTP_t + \alpha_4 LnCOP_t + \alpha_5 CPIt + \alpha_6 PPI_t + \alpha_7 LnCOP_t + \alpha_8 DUM_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$LnTES_t = \beta_1 + \beta_2 TO_t + \beta_3 LnTP_t + \beta_4 LnCOP_t + \beta_5 CPI_t + \beta_6 PPI_t + \beta_7 LnCOP_t + \beta_8 DUM_t + \varepsilon_t \quad (۸)$$

$$LnFEC = LnTES \qquad \text{شرط تعادل} \quad (۹)$$

در این چارچوب، قیمت همزمان با تقاضا و عرضه تعیین می‌شود. مفهوم آماری، این است که قیمت، یک متغیر از پیش تعیین شده نیست و با اختلالات هر دو معادله، ارتباط دارد. با این وجود، به‌ندرت پیش می‌آید که مقدار، به اختلال در هر دو مربوط باشد. این پدیده، مشکلی ایجاد نمی‌کند، زیرا خطاهای رگرسیون در معادلات رفتاری تقاضا و عرضه، مشخص می‌شوند. بنابراین، با قرار دادن

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

قیمت در سمت چپ مدل، درونزایی صریح قیمت را در تصریح مدل انجام می‌دهیم و به‌ترتیب، از شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و شاخص قیمت تولید کننده (PPI) به عنوان نمایندگان قیمت‌های انرژی و مواد اولیه استفاده می‌کنیم و معادلات همزمان را با در نظر گرفتن CPI، lnGDP، TO، lnTP، LnCOP و PPI به عنوان متغیرهای ابزاری تخمین می‌زنیم.

راه حل معادلات همزمان کاملاً منطبق با نتایج برآوردگرهای ARDL و DOLS است. جدول ۹ نشان می‌دهد که مصرف انرژی با درآمد و تجارت ارتباط مثبت دارد. همان‌طور که انتظار می‌رفت، این جدول همچنین نشان می‌دهد که ضریب نوآوری در فنّاوری، منفی و قابل توجه است، که به این معنا است که نوآوری در فنّاوری، کارآیی انرژی در اقتصاد ایران را بهبود می‌بخشد. ضریب متغیر مجازی DUM نیز در این مدل، معنی‌دار و مثبت است و وجود شکست ساختاری در مدل را تأیید می‌کند.

جدول ۹. نتایج حاصل از تخمین معادلات همزمان

(متغیر وابسته تقاضای انرژی)

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
C	-۳/۹۲۵*	۰/۹۹۹	-۳/۹۳۱	۰/۰۰۰
LnTEG	۱/۳۴۷*	۰/۲۶۰	۵/۱۷۷	۰/۰۰۰
TO	۰/۰۷۱	۰/۳۷۴	۰/۱۸۹	۰/۸۵۱
LnTP	-۰/۰۷۳*	۰/۰۳۰	-۲/۵۵۷	۰/۰۲۰
CPI	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	-۰/۷۲۸	۰/۴۷۲
LnCOP	۰/۱۰۱	۰/۰۳۳	۳/۱۰۵	۰/۰۰۴
DUM	۰/۳۰۹**	۰/۱۰۴	۲/۹۶۶	۰/۰۰۶
تعدیل شده R^2	۰/۹۷۲			

توجه: همه متغیرها به استثنای درجه باز بودن تجارت، بر حسب لگاریتم طبیعی هستند.

۵. نتیجه‌گیری

این مطالعه با به‌کارگیری تابع تقاضای مارشال و استفاده از روش‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، تصحیح خطا، حداقل مربعات پویا و شبیه سازی، نشان داد که رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) عامل مهمی در افزایش مصرف انرژی در ایران در طول دوره مورد مطالعه است.

این یافته، نتایج تحقیقات بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، مزینی و همکاران (۱۳۹۴) و آقایی و رضاقلی زاده (۱۳۹۷) مبنی بر وجود رابطه مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را تأیید می‌نماید. درجه باز بودن تجارت نیز عامل مؤثری در افزایش مصرف انرژی در ایران بوده، که با یافته‌های مطالعه

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

حجازی (۱۳۹۶) که نتیجه گرفته، تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن تجاری، موجب افزایش مصرف انرژی در گروه کشورهای در حال توسعه می‌شوند، سازگار است.

با این حال، نوآوری در فنّاوری با افزایش کارآیی انرژی در فرایندهای تولید، به کاهش مصرف انرژی کمک می‌کند، که در نهایت، باعث کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود. تجزیه و تحلیل تجربی این متغیر نیز با یافته‌های مطالعه کاکایی و همکاران (۱۳۹۸) سازگار است.

تجزیه و تحلیل‌های تجربی مطالعه حاضر، یافته‌های قابل توجهی را ارائه داده است. اول اینکه، افزایش تولید ناخالص داخلی، باعث افزایش مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران می‌شود؛ ولی میزان تأثیر تولید ناخالص داخلی بر مصرف انرژی، در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. دوم آنکه، باز بودن تجارت، همچنین باعث افزایش مصرف انرژی در بلندمدت در اقتصاد ایران می‌شود.

این یافته، نشان می‌دهد که نوآوری در فنّاوری از طریق بهبود کارآیی انرژی، نقش مهمی در کاهش مصرف انرژی دارد که با یافته‌های مطالعه کاکایی و همکاران (۱۳۹۸) و میاو و همکاران (Miao *et al.*, 2018) سازگار است. این یافته‌ها بسیار مطابق با آخرین گزارش (IPCC) است، که نشان می‌دهد نوآوری در فنّاوری و گسترش آن، موجب رشد کلی اقتصادی شده و شدت انرژی تولیدی اقتصاد و شدت کربن انرژی را کاهش می‌دهد.

با این حال، صرف‌نظر از بهره‌وری انرژی حاصل از نوآوری در فنّاوری، رشد اقتصادی و باز بودن تجارت، اثرات بازگشتی در مصرف انرژی ایجاد می‌کند؛ بدین معنا که رشد اقتصادی و باز بودن تجارت (به دلیل واردات تکنولوژی‌های پیشرفته که موجب مصرف کمتر انرژی یا کاهش قیمت انرژی می‌شوند)، ممکن است مصرف انرژی را افزایش دهد. همچنین متغیر مجازی جهت بررسی شکست ساختاری، نشان داد که روابط هم‌انباشتگی بین مصرف انرژی، نوآوری و سایر متغیرهای مورد استفاده در سال ۱۳۶۸وجود دارد. سرانجام نتایج تجربی این مطالعه، با استفاده از روش‌های مختلف ARDL و DOLS با یکدیگر سازگار بودند.

اگرچه در این مطالعه، انتشار دی اکسید کربن، به عنوان یک متغیر در نظر گرفته نشده است، اما ضریب منفی نوآوری در فنّاوری، نشان می‌دهد که دستیابی به اهداف ایران در زمینه کاهش انتشار دی اکسید کربن و تسریع رشد اقتصادی از طریق جایگزینی حجم بالایی از فنّاوری‌های قدیمی با فنّاوری‌هایی که انرژی کمتری مصرف می‌کنند، امکان پذیر است. این تغییر ممکن است با اجرای سرمایه‌گذاری‌ها و ابتکارات مشترک دولت و بخش خصوصی جهت ارتقاء تحقیق و توسعه برای نوآوری در فنّاوری‌هایی که انرژی کمتری مصرف می‌کنند و تجدید پذیر هستند، بهبود بیشتری یابد. بنابراین، سیاست‌گذاران می‌توانند با بهبود کارآیی انرژی و افزایش سهم مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در بخش انرژی، در جهت کاهش تغییرات آب و هوایی، اقدام جدی انجام دهند.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

منابع و مآخذ

احمدی، علی محمد و حضار مقدم، نسرین (۱۳۹۲). بررسی اثر آزادسازی تجاری روی شاخص توسعهٔ انسانی در کشورهای در حال توسعه. *مطالعات راهبردی: سیاستگذاری عمومی* ۴(۱۱): ۱۳۴-۱۰۹.

اعظمی، سمیه و لبابی میرقوامی، صبا (۱۳۹۶). تأثیر قیمت نفت و پیشرفت فنی بر تقاضای نفت: صنایع کارخانه‌ای انرژی بر در کشورهای اروپایی واردکننده نفت ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی* ۲۵(۸۱): ۳۴۴-۳۱۱.

آقایی، مجید و رضاقلی زاده، مهدیه (۱۳۹۷). رابطه بین مصرف حامل‌های مختلف انرژی، رشد اقتصادی، نابرابری و فقر در ایران. *پژوهشهای اقتصادی ایران* ۲۳(۷۴): ۱۸۹-۹۷.

آل عمران، رؤیا؛ پایتختی اسکویی، سیدعلی و طبقچی اکبری، لاله (۱۳۸۹). بررسی تأثیر تجارت خارجی بر مصرف انرژی در منتخبی از کشورهای عضو سازمان اکو. *مطالعات اقتصادی* ۲(۱): ۲۵-۱.

آماده، حمید؛ قاضی، مرتضی و عباسی فر، زهره (۱۳۸۸). بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی* ۴۴(۸۶): ۳۸-۱.

امام وردی، قدرت اله و شریفی، امید (۱۳۸۹). بررسی رابطه تجارت خارجی و باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳). *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)* ۵(۱۳): ۱۵۶-۱۳۷.

بانک مرکزی (۱۳۹۹). آمار و داده ها: حسابهای ملی سالانه. بانک مرکزی ایران، تهران، ایران.

برقی، محمد مهدی و محمدی، احد (۱۳۹۵). تأثیر تجارت بر مصرف انرژی در کشورهای گروه دی هشت. *مدل سازی اقتصادی* ۲۵: ۲۴۱-۲۱۷.

بهبودی، داوود؛ اصغرپور، حسین و قزوینیان محمدحسن (۱۳۸۸). شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۴-۱۳۴۶). *پژوهشهای اقتصادی* ۹(۳): ۸۴-۵۳.

پایتختی اسکویی، سیدعلی و طبقچی اکبری، لاله (۱۳۹۴). یک مطالعه هم‌انباشتگی پانلی از تجارت خارجی و مصرف انرژی: شواهدی از کشورهای عضو سازمان اکو. *سیاست‌های راهبردی و کلان* ۳(۱۰): ۳۸-۱۷.

حجازی، سید علیرضا (۱۳۹۶). بررسی تأثیر جمعیت شهرنشینی، فراوانی و درجه باز بودن تجاری بر مصرف انرژی کشورهای در حال توسعه. اولین همایش سالانه مدیریت، حسابداری و اقتصاد ایران https://civilica.com/doc/697284

رومر، دیوید (۱۳۸۸). *اقتصاد کلان پیشرفته*. ترجمه مهدی تقوی. انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

طیبی، سیدکمیل؛ عقیلی، فریباالسادات و اله دادیان، لیلا (۱۳۹۷). آزادسازی تجارت، شوک های نفتی و کیفیت محیط زیست: با کاربرد کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت. علوم طبیعی ۱۶(۱): ۱۵۹-۱۷۲.

عزیزی، زهرا (۱۳۹۷). پویایی‌های نامتقارن تقاضای انرژی در ایران با توجه به دوران رونق و رکود اقتصادی. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران* ۷(۲۸): ۱۳۲-۱۰۵.

فانی، مریم؛ اکبری وکیل آبادی، مسلم و پور محمد، یسنا (۱۳۹۳). تأثیر قیمت نفت خام بر مصرف انرژی در بخشهای مختلف در ایران. کنفرانس اقتصاد توانمند سازی اصلاح رفتارهای اقتصادی، شیراز https://civilica.com/doc/304983

کاکایی، حمید، رهنمای آذر، مهران، خیردست، سعید (۱۳۹۸). تأثیر نوآوری فناورانه و تحقیق و توسعه بر مصرف انرژی در کشور ایران، سومین کنفرانس بین المللی تحولات نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، تهران https://civilica.com/doc/949316

محمدی، تیمور؛ ناظمان، حمید و نصرتیان نسب، محسن (۱۳۹۱). رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران: (تحلیلی از مدل‌های علیت خطی و غیرخطی). *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران* ۲(۵): ۱۷۰-۱۵۳.

مرتضوی، سید ابوالقاسم؛ الهی، مهدی و اسعدی، محمد علی (۱۳۹۷). تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد* ۵(۳): ۲۰-۱.

مزینی، امیرحسین؛ عصاری آرانی، عباس؛ افشاریان، بهناز و رسولی احمد (۱۳۹۴). بازتعریف رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران (رویکرد بخشی- استانی). *مدلسازی اقتصادی* ۹(۲): ۸۹-۶۷.

منظور، داوود؛ جدیدزاده، علی و شاه مرادی، اصغر (۱۳۸۸). مدل سازی تقاضای انرژی خانگی در ایران: رویکرد تابع تقاضای انعطاف پذیر تقریباً ایده‌آل. *مطالعات اقتصاد انرژی* ۶(۲۲): ۹۱-۷۱.

مهدوی، ابوالقاسم و جوادی شاهین (۱۳۸۴). آزمون تجربی رابطه تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهشهای اقتصادی)* ۵(۴)، ۱۹-۱.

وزارت نیرو (۱۳۹۹). ترازنامه انرژی کشور سالهای مختلف. وزارت نیرو. تهران.

Acs, Z.J.; Anselin, L., & Varga, A. (2002). Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge. *Research Policy*, 31: 1069-85.

Alberini A, & Filippini M. (2011). Response of residential electricity demand to price: The effect of measurement error. *Energy Economics*, 33(5): 889-95.

Al-Mamun, M.; Sohag, K.; Hannan Mia M.A., Salah Uddin G., & Ozturk, I. (2014). Regional differences in the dynamic linkage between CO_2 emissions, sectoral output and economic growth. *Renew Sustain Energy Rev*.; 38: 1-11.

Ang, J.B. (2009). CO_2 emissions, research and technology transfer in China. *Ecol. Econ.*, 68(10): 2658-65.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

Ang, J.B. (2011). Financial development, liberalization and technological deepening. *Eur. Econ. Rev.*, 55(5): 688-701.

Baz, K.; Deyi, X.; Gideon, M.K.A.; Imad, A.; Imran, K.; Jinhua, C., & Hashmat, A. (2019). Energy consumption and economic growth nexus: New evidence from Pakistan using asymmetric analysis. *Energy* 189, https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.116254.

Brock, W.A., & Taylor, M.S. (2005). Economic growth and the environment: A review of theory and empirics. Handb. Econ. Growth, 1:1749e821.

Ghaseminejad, A.A.; Hosseini, S., & Moghaddasi, R. (2019). How energy consumption is related to agricultural growth and export: An econometric analysis on Iranian data. *Energy Reports* 5: 50-53.

Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *J. Econ.*, 60(1): 203-33.

Greening, A.L.; Greene, D.L., & Diifglio C. (2000). Energy efifciency and consumptiondthe rebound effectda survey. *Energy Policy*, 28(6): 389-401.

Griliches, Z. (1990). Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey; NBER Working Papers; National Bureau of Economic Research, Inc.: Cambridge, MA, USA.

Grossman. G.M., & Helpman, E. (1991). Trade, knowledge spillovers, and growth. *Eur. Econ. Rev.*, 35(2): 517-26.

Hang, L, & Tu, M. (2007). The impacts of energy prices on energy intensity: evidence from China. *Energy Policy*, 35(5): 2978-88.

IEA (2019), CO_2 Emissions from Fuel Combustion. http://www.iea.org/t&c/termsandconditions/

Jamil, F., & Ahmad, E. (2011). Income and price elasticities of electricity demand: Aggregate and sector-wise analyses. *Energy Policy* 39(9): 5519-27.

Jiahua, P.; Guiyang, Z.; Yan, Z.; ShouXian, Z., & Qianyi, X. (2010). Clariifcation of the concept of low-carbon economy and analysis of its core elements. *Int. Econ. Rev.*, 4: 88-102.

Kortum, S. (1993). Equilibrium R&D and the patente R&D ratio: Us evidence. *American Economic Review, 83(2)*: 450-457.

Kumaresan, N., & Miyazaki, K. (1999). An integrated network approach to systems of innovationdthe case of robotics in Japan. *Res. Policy*, 28(6): 563-85.

Kyophilavong, P.; Shahbaz, M.; Anwar, S., & Masood, S. (2015). The Energy-Growth Nexus in Thailand: Does Trade Openness Boost up Energy Consumption? Available at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/61914/ MPRA Paper No. 61914, posted 05 Feb 2015 14:31 UTC

Liddle, B., & Sadorsky, P. (2020). How much do asymmetric changes in income and energy prices affect energy demand? *The Journal of Economic Asymmetries* 21, DOI: 10.1016/j.jeca.2019.e00141.

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021

Madsen, J.B.; Ang, J.B., & Banerjee R. (2010). Four centuries of British economic growth: The roles of technology and population. *J. Econ. Growth* 15(4): 263-90.

Miao, C.; Fang, D.; Sun, L.; Luo, Q., & Yu, Q. (2018). Driving effect of technology innovation on energy utilization efficiency in strategic emerging industries. *Journal of Cleaner Production* 170: 1177-84.

Nagaoka, S.; Motohashi, K., & Goto, A. (2010). Patent statistics as an innovation indicator. Hand book of Economic Innovation, 2: 1083-127.

Nasreen, S., & Anwar, S. (2014). Causal relationship between trade openness, economic growth and energy consumption: A Panel Data analysis of Asian countries. *Energy Policy*, 69: 82-91.

Pesaran, M.H.; Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Economics*; 16(3): 289-326.

Sadorsky, P. (2011). Trade and energy consumption in the Middle East. *Energy Econ*., 33(5): 739-49.

Samargandi, N.; Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2014). Financial development and economic growth in an oil-rich economy: The case of Saudi Arabia. *Econic Modelling* 43: 267-78.

Schmoch, U. (1997). Indicators and the relations between science and technology. *Scientometrics*, 38(1): 103-16.

Shahbaz, M.; Nasreen, S.; Ling, C.H., & Sbia, R. (2014). Causality between trade openness and energy consumption: what causes what in high, middle and low income countries. *Energy Policy* 70: 126-43.

Sohag, K.; Rawshan, A.B.; Sharifah, M.S.A., & Mokhtar J. (2015). Dynamics of energy use, technological innovation, economic growth and trade openness in Malaysia. Energy 90(2): 1497-507.

Solaymani, S. (2019). Social and economic aspects of the recent fall in global oil prices. *International Journal of Energy Sector Management* 13(2): 258-76.

Solaymani, S.; Kardooni, R.; Kari, F., & Yusoff, S.B. (2015). Economic and environmental impacts of energy subsidy reform and oil price shock on the Malaysian transport sector. *Travel Behaviour and Society* 2(2): 65-77.

Solaymani, S., & Kari, F. (2013). Environmental and economic effects of high petroleum prices on transport sector. *Energy* 60: 435-441.

Solaymani, S.; Najafi, S.M.B.; Kari, F., & Satar N.B.M. (2015). Aggregate and regional demand for electricity in Malaysia. *Journal of Energy in Southern Africa* 26(1): 46-54.

Solaymani, S., & Shokrinia, M. (2016). Economic and environmental effects of trade liberalization in Malaysia. *Journal of Social and Economic Development* 18: 101-120.

Wasti, S.K.A., & Zaidi, SW. (2020). An empirical investigation between CO_2 emission, energy consumption, trade liberalization and economic growth: A case of Kuwait. *Journal of Building Engineering* 28: 101-104.

Wong, S.L.; Chang, Y., & Chia, W.M. (2013). Energy consumption, energy R&D and real GDP in OECD countries with and without oil reserves. *Energy Econ.*; 40: 51-60.

Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation. *Journal of Develpment Economics*, 72(1): 57-89.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from ecor.modares.ac.ir at 11:31 IRDT on Tuesday July 13th 2021