

Do Energy Demand Management Policies Affect Energy Consumption? Evidence from Nonlinear and Structural Break Tests

Siavash Mohammadpoor

Ali Rezazadeh

Mehdi Mehranfar

Alireza Khazayi

Abstract

The main objective of this study is to answer this important and basic question whether demand management policies can affect the energy consumption in Iran economy or not? Energy consumption management policies will be effective only if the energy consumption time series contains a unit root or in other words if it is nonstationary. When the energy consumption variable is stationary the effect of shocks to the variable will be temporary and vanish after a few periods. In this regard, we can answer the main question of this study using the unit root tests. The main problem with conventional unit root tests like ADF, ... is that when there is a structural break or nonlinearities like asymmetric adjustment in the underlying series these tests can result in incorrect results. Consequently, in this paper instead of conventional tests like ADF we have used three alternative tests including Zivot and Andrews (1992), Lee and Strazicich (2003) and Kapetanios et al. (2003). The first two, incorporate structural break in unit root test and the latter assumes nonlinear exponential smooth transition autoregressive (ESTAR) process as an alternative in the unit root test. In this paper we have used annual data for per capita energy consumption (in Residential, Industry, Transportation, Agriculture sectors and overall economy) over the 1967-2016 period. The results show that the energy consumption in Residential sector is stationary which means that the energy consumption management policies have no

permanent effect on energy consumption in this sector. On the other hand, based on ZA, LS and ESTAR test results, the energy consumption in the Industry, Transportation, Agriculture sectors and overall economy are all nonstationary and shocks to energy consumption have longrun and permanent effect in these sectors.

Keywords: *Energy Demand Management Policy, Energy Consumption, Stationarity, Iran Economy*

JEL Classification: *C22, Q43*

آیا سیاست‌های مدیریت تقاضا بر مصرف انرژی مؤثر هستند؟

شواهدی از آزمون‌های غیرخطی و شکست ساختاری

سیاوش محمدپور*

علی رضازاده**

مهدی مهرانفر***

علیرضا خزایی****

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، پاسخ به این سؤال اساسی است که آیا سیاست‌های مدیریت تقاضای انرژی می‌توانند مصرف انرژی را در اقتصاد ایران کنترل کنند یا خیر؟ سیاست‌های مدیریت مصرف انرژی تنها در صورتی می‌توانند بر مصرف انرژی تأثیر بلندمدت داشته باشند که سری‌های زمانی مصرف انرژی دارای ریشه واحد باشند، یا به عبارت دیگر نامانا باشند. زمانی که متغیرهای بخش انرژی مانا هستند، شوک‌های وارد شده دارای اثر گذرا بر مصرف انرژی هستند و پس از چند دوره اثر آن‌ها از بین می‌رود. بنابراین با بررسی مانایی متغیرها می‌توان به سؤال اصلی این تحقیق پاسخ داد. مشکلی که در آزمون‌های ریشه واحد معمولی وجود دارد این است که مسایلی مانند شکست ساختاری و تعدیل غیرخطی می‌توانند سبب نتیجه‌گیری اشتباه توسط این آزمون‌ها در خصوص مانایی متغیرها شوند. از این رو در این مطالعه، به جای آزمون‌های ریشه واحد رایج مانند دیکی فولر تعمیم‌یافته از سه آزمون زیوت اندروز، لی استرازیکیچ و کاپتانایوس و همکاران استفاده شده است. دو آزمون اول امکان لحاظ شکست ساختاری را در آزمون

* دانشجوی دکتری اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران
siavash.mohammadpoor@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)
a.rezazadeh@urmia.ac.ir

*** دانشجوی دکتری اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران
Mehdi_mehranfar@yahoo.com

**** دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
kh.alireza@hotmail.com

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۵/۲۸ تاریخ بازبینی نویسنده: ۹۹/۰۴/۲۹

فصلنامه راهبرد اقتصاد، سال نهم، شماره سی و چهارم، پاییز ۱۳۹۹، صص ۷۱-۹۹

ریشه واحد فراهم می‌کنند و آزمون سوم تعدیل غیرخطی و نامتقارن (از نوع ESTAR) را در مدل می‌گنجاند. این تحقیق با استفاده از داده‌های مصرف انرژی سرانه در بخش‌های خانگی، صنعت، حمل و نقل و کشاورزی و همچنین داده‌های مصرف سرانه کل کشور در بازه ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۵ انجام شده است. نتایج آزمون ریشه واحد لی استرزیکیچ که دو شکست ساختاری را در آزمون ریشه واحد لحاظ می‌کند، نشان می‌دهد که مصرف سرانه انرژی در بخش خانگی مانا (بی‌اثر بودن سیاست مدیریت تقاضا در بلندمدت) است. این در حالی است که بر اساس نتایج هر سه آزمون LS، ZA و ESATR سری‌های مصرف انرژی در سایر بخش‌ها نامانا هستند و شوک‌های وارد شده به مصرف انرژی در این بخش‌ها دارای اثر بلندمدت و دائمی خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: سیاست مدیریت تقاضای انرژی، مصرف انرژی، مانایی، اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL: C22، Q43

مقدمه

امروزه انرژی نقش اساسی در توسعه اقتصادی و اجتماعی هر کشوری ایفا می‌کند. در این راستا، تجزیه و تحلیل موضوعات مرتبط با انرژی و ابعاد مختلف سیاست‌گذاری‌ها در این حوزه، از اهمیت و ضرورت زیادی برخوردار است. یکی از مقولات مهم در موضوع انرژی، بحث تقاضای انرژی و سیاست‌های مدیریت تقاضای انرژی در کشورها است. مدیریت تقاضای انرژی و تلاش در جهت مصرف بهینه انرژی، در اغلب کشورهای پیشرفته از مهم‌ترین عوامل پیشرفت صنعتی پایدار بوده است.

در ایران نیز گرچه اغلب تلاش‌ها در جهت مدیریت طرف عرضه انرژی بوده، ولی مدیریت تقاضای انرژی نیز همواره از دغدغه‌های برنامه‌ریزان اقتصادی کشور بوده است. بسیاری از سیاست‌های مدیریت تقاضای انرژی، بر پیش‌بینی مصرف انرژی استوار هستند. از طرف دیگر، بحث مانایی یا نامانایی سری زمانی مصرف انرژی از موضوع‌هایی است که می‌تواند صحیح بودن یا نبودن اعمال چنین سیاست‌هایی در حوزه انرژی را نشان دهد.

در این راستا، بررسی تجربی مانایی و ویژگی‌های مرتبط با ریشه واحد سری‌های زمانی مصرف انرژی، برای بخش‌های مختلف اقتصادی و با استفاده از روش‌های متعدد، طی یک دهه اخیر افزایش یافته است. بررسی این ویژگی مصرف انرژی با توجه به ارتباط نزدیک آن با اقتصاد حقیقی، هم برای پژوهشگران و هم برای سیاست‌گذاران حایز اهمیت است. در حقیقت، اگر سری مصرف انرژی دارای ریشه واحد باشد، بیانگر آن است که بعد از وارد آمدن شوک به آن،

به مقدار تعادلی خود بازنمی‌گردد. (Kula et al. 2012) بنابراین، اگر سری مصرف انرژی فرآیندی نامانا باشد، آن‌گاه تأثیر هرگونه شوک روی آن احتمالاً دائمی خواهد بود. (Chen and Lee. 2007) در مقابل، اگر سری مصرف انرژی فرآیندی مانا باشد، آن‌گاه تأثیر شوک‌ها روی آن موقتی بوده و بنابراین پیش‌بینی نوسانات آتی آن بر اساس رفتار دوره‌های گذشته سری زمانی امکان‌پذیر خواهد بود.

بررسی وجود ریشه واحد در مصرف انرژی برای اجرای سیاست مؤثر و پایدار ضروری است. بنابراین آگاهی از ویژگی‌های مانایی مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد کشور، می‌تواند برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران حوزه انرژی کشور بسیار مهم باشد. اگر مصرف انرژی در یک بخش نامانا باشد، وقوع یک شوک در بازار انرژی (برای مثال بازار نفت) می‌تواند تأثیر دائمی بر مصرف انرژی در آن بخش داشته باشد. اما اگر، دارای رفتار بازگشت به میانگین (مانا) باشد، شوک‌ها و سیاست‌های مدیریت تقاضای انرژی دارای اثر گذرا بر مصرف انرژی خواهند بود. البته باید توجه داشت که بررسی مانایی متغیر مصرف انرژی در خصوص میزان موفقیت‌آمیز بودن یا بی‌اثر بودن سیاست‌های گذشته اظهارنظری نمی‌کند و فقط بر این موضوع تأکید دارد که آیا انجام یک سیاست احتمالی در این حوزه، می‌تواند بر مصرف انرژی اثر دائمی داشته باشد یا خیر. ممکن است سری زمانی مصرف انرژی مانا باشد اما ریشه آن بسیار نزدیک به یک باشد؛ در چنین حالتی، اگرچه سری زمانی مصرف انرژی مانا است؛ اما انجام یک سیاست احتمالی ممکن است برای سالیان طولانی (به دلیل ریشه نزدیک به یک) همچنان بر مصرف انرژی اثرگذار باشد.

مانا بودن، یا نامانا بودن متغیر مصرف انرژی دارای چند دلالت مهم دیگر نیز خواهد بود. اول اینکه، انرژی یکی از نهاده‌های تولید است و از این طریق بر تولید، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه اثرگذار است. هنری و جوسلیوس^۱ (۲۰۰۰) نشان داده‌اند که اگر یک متغیری در سطح به یک متغیر دیگر که دارای روند تصادفی است، وابسته باشد، آن‌گاه فرآیند نامانایی به این متغیر نیز منتقل می‌شود.

1. Hendry & Juselius

در واقع، این نکته بیان می‌کند که اگر متغیر مصرف انرژی نامانا باشد، باعث خواهد شد تا متغیرهای دیگر، مانند تولید ناخالص داخلی، بیکاری و ... که در ارتباط با مصرف انرژی هستند نیز نامانا شوند. این مسأله نیز باعث خواهد شد که شوک‌های وارد شده به این متغیرها از جانب مصرف انرژی دارای اثر دائمی باشد و لزوم اجرای سیاست‌های اصلاحی از سمت دولت و بانک مرکزی را توجیه می‌کند. دلالت مهم دیگری که نامانا بودن سری مصرف انرژی دارد این است که برخی از تئوری‌ها مانند چرخه‌های تجاری حقیقی (RBC)، چرخه‌های تجاری اقتصاد را یک فرآیند مانا در نظر می‌گیرند. حال اگر مطابق آنچه در بالا عنوان شد، شوک‌های مصرف انرژی بتواند اثر دائمی بر رفتار تولید ناخالص داخلی بر جای بگذارد، این تئوری و تئوری‌های مشابه فاقد اعتبار خواهند بود. در نهایت پیامد سوم مانا بودن یا نامانا بودن سری مصرف انرژی این است که در بررسی رابطه بین سری مصرف انرژی با سایر متغیرهای اقتصادی، اگر سری مصرف انرژی مانا باشد، دیگر نمی‌توان از روش‌های هم‌انباشتگی استفاده کرد یا اگر سری مصرف انرژی نامانا باشد و بخواهیم از روش علیت گرنجری استفاده کنیم، لازم است که از تفاضل مرتبه اول متغیر استفاده کنیم.

باید به این نکته توجه داشت که همه سیاست‌ها حداقل در کوتاه‌مدت برای چند دوره، اثر خواهند داشت و بر این اساس، سؤال اصلی این تحقیق این نیست که اثرگذاری یا بی‌اثر بودن مطلق سیاست‌های مدیریت تقاضا را مورد بررسی قرار دهد؛ در واقع این تحقیق به دنبال پاسخ‌گویی به این سؤال اساسی است که آیا سیاست‌های مدیریت تقاضای انرژی، دارای اثر دائمی بر مصرف انرژی هستند یا خیر؟ در این راستا، چند نکته بسیار مهم وجود دارد که می‌تواند نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد که در ادامه تلاش شده است تا به صورت مختصر به آنها اشاره شود.

یک موضوع مهم در ادبیات مرتبط با موضوع مانایی انرژی، لحاظ کردن اثرات شکست ساختاری در روش مورد استفاده است. برای انعکاس وضعیت درست سری زمانی، لحاظ امکان وجود شکست ساختاری در بررسی مانایی سری

مصرف انرژی و بررسی رابطه آن با متغیرهای حقیقی اقتصاد ضروری است. (Chen and Lee, 2007) در واقع، اغلب مطالعات تجربی انجام یافته در خصوص مانایی مصرف انرژی، بدون در نظر گرفتن امکان وجود شکست ساختاری، نامانای بودن این سری زمانی را نتیجه گیری کرده اند؛ در حالی که اغلب مطالعاتی که امکان وجود شکست ساختاری در سری زمانی را وارد مدل کرده اند، مانا بودن سری مصرف انرژی را نتیجه گیری کرده اند. بنابراین به نظر می رسد لحاظ شکست های ساختاری در سری های زمانی مصرف انرژی، به طور معنی داری قدرت آزمون های ریشه واحد را افزایش داده است. (Magazzino, 2017)

مرور ادبیات موضوع نشان می دهد که بررسی ویژگی های مانایی مصرف انرژی در داخل کشور کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از سوی دیگر، اغلب مطالعات خارجی نیز با استفاده از آزمون های ریشه واحد خطی به ارزیابی ویژگی های سری زمانی انرژی پرداخته اند. استفاده از آزمون های ریشه واحد خطی می تواند نتایج غیر واقعی در خصوص مانایی مصرف انرژی در اقتصاد ارایه نماید. در واقع شکست ساختاری و تعدیل غیرخطی (به سمت میانگین بلندمدت)، دو عاملی هستند که در صورتی که به آنها توجه نشود، می تواند سبب نتیجه گیری اشتباه در خصوص مانایی متغیرها شود. برای رفع این مشکل، در این مطالعه، به جای آزمون های ریشه واحد خطی مانند دیکی فولر تعمیم یافته و ... که جزو آزمون های خطی هستند، از آزمون های ریشه واحد زیوت اندروز (با لحاظ یک شکست)، لی استرازیکیچ (با لحاظ دو شکست) و کاپتانیوس و همکاران (با لحاظ تعدیل غیرخطی از نوع ESTAR) برای بررسی مانایی متغیرهای بخش انرژی بهره گرفته شده است. در این راستا، از آمار و اطلاعات مصرف انرژی سرانه کل کشور و مصرف انرژی بخش های خانگی، صنعت، حمل و نقل و کشاورزی طی دوره زمانی ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است.

سازمان دهی مقاله به این صورت است که در ادامه به مرور ادبیات موضوع شامل پایه های نظری و پیشینه تجربی موضوع پرداخته شده است. در ادامه، پس از معرفی داده ها و روش تحقیق، تجزیه و تحلیل یافته های تجربی و در نهایت

نتیجه‌گیری کلی و توصیه‌های سیاستی مناسب ارایه شده است.

۱. مرور ادبیات موضوع

مطالعه ویژگی‌های مانایی مصرف انرژی با مطالعه مسیح و مسیح^۱ (۱۹۹۶) شروع شده و توسط محققان زیادی در دهه‌های اخیر ادامه یافته است.

عدم رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سری زمانی مصرف انرژی، بر نامانایی آن دلالت داشته و نشان می‌دهد که شوک‌ها بر مصرف انرژی تأثیر دائمی دارند. این موضوع با وابستگی مسیر^۲ در مصرف انرژی هم‌خوانی دارد. (Agnolucci et al. 2004) رد فرضیه صفر و عدم رد فرضیه مقابل نیز مانایی سری مصرف انرژی را نشان داده و بیانگر آن است که شوک‌های وارده بر مصرف انرژی دارای تأثیر موقتی هستند. اگر مصرف انرژی نامانا باشد و دارای ویژگی وابستگی به مسیر باشد، تغییرات ساختاری در بازار جهانی نفت از قبیل شوک‌های قیمتی می‌توانند تأثیرات دائمی بر مصرف انرژی در کشور برجای بگذارند. (Hendry and Juselius. 2000)

ویژگی‌های مانایی مصرف انرژی دلالت‌های سیاستی مهمی نیز برای مدل‌سازی تقاضای انرژی دارد. اگر تقاضای انرژی دارای ریشه واحد باشد، دارای مرتبه انباشتگی یک بوده و این امر می‌تواند تأثیرات عمیقی بر تخمین، آزمون‌های آماری و پیش‌بینی آن داشته باشد. (Engsted and Bentzen. 1997) از لحاظ پیش‌بینی، اگر مصرف انرژی مانا باشد، پیش‌بینی سطح متغیر یک واریانس ثابت خواهد داشت و اگر مصرف انرژی $I(1)$ باشد، پیش‌بینی‌ها شامل یک نااطمینانی خواهند بود که با افق زمانی پیش‌بینی افزایش می‌یابند. همچنین، اگر مصرف انرژی $I(1)$ باشد، کاربرد معمول روند و چرخه‌ها^۳ در رفتار متغیر و مدل‌سازی نامعتبر خواهد بود. (Narayan and Smyth. 2007)

بسیاری از مطالعات از آزمون‌های ریشه واحد خطی استفاده کرده و نتیجه گرفته‌اند که مصرف انرژی یک فرآیند $I(1)$ است. اما آزمون‌های ریشه واحد خطی

-
1. Masih and Masih
 2. Path dependency
 3. Trend and Cycles

دارای قدرت آزمون پایینی هستند؛ زیرا اغلب مطالعات از داده‌های سالانه برای بررسی تجربی مانایی مصرف انرژی استفاده کرده‌اند و امکان وجود شکست ساختاری در داده‌های سالانه بسیار محتمل است و این مهم در آزمون‌های ریشه واحد خطی مورد توجه قرار نمی‌گیرد. مطالعاتی که از آزمون‌های غیرخطی استفاده کرده است و امکان وجود شکست ساختاری در سری زمانی مصرف انرژی را لحاظ کرده‌اند، قدرت بالاتر و بهتر این آزمون‌ها نسبت به آزمون‌های خطی و متعارف را نشان داده‌اند. (Mishra and Smyth, 2014)

ادبیات تجربی موجود در خصوص مانایی سری مصرف انرژی را نیز می‌توان در دو دسته طبقه‌بندی کرد. دسته اول مطالعاتی هستند که از آزمون‌های ریشه واحد خطی و متعارف برای آزمون مانایی مصرف انرژی در قالب سری‌های زمانی یا داده‌های تلفیقی استفاده کرده‌اند. دسته دوم نیز مطالعاتی هستند که از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی و با لحاظ امکان وجود شکست ساختاری در سری مصرف انرژی، برای ارزیابی مانایی آن استفاده نموده‌اند. مهم‌ترین مطالعات تجربی موجود به تفکیک دو گروه مذکور، در جداول ۱ و ۲ گزارش شده‌اند.

جدول ۱. مطالعات تجربی در خصوص بررسی مانایی مصرف انرژی (کاربرد آزمون‌های ریشه واحد خطی)

نویسندگان	حوزه مطالعاتی	دوره زمانی	تواتر داده‌ها	روش (ها)	نتایج
مسیح و مسیح (۱۹۹۶)	۶ کشور آسیای شرقی	۱۹۵۵-۱۹۹۰	سالانه	آزمون‌های ریشه واحد PP و ADF	نامانایی
چنگ و لای ^۱ (۱۹۹۷)	تایوان	۱۹۵۵-۱۹۹۳	سالانه	آزمون ریشه واحد PP	نامانایی
چن و لی (۱۹۹۷)	چین	۱۹۵۳-۱۹۹۴	سالانه	آزمون ریشه واحد ADF	نامانایی
آسافو-آجای ^۲ (۲۰۰۰)	۴ کشور آسیای شرقی	۱۹۷۱-۱۹۹۵	سالانه	آزمون‌های ریشه واحد PP و ADF	نامانایی
سویتاش و ساری ^۳ (۲۰۰۳)	کشورهای G7	۱۹۵۰-۱۹۹۴	سالانه	آزمون‌های ریشه واحد PP و ADF, DF	نامانایی
نارایان و اسمیت	۱۸۲ کشور	۱۹۷۹-۲۰۰۰	سالانه	آزمون‌های ریشه واحد	مانایی

1. Cheng and Lai
2. Asafu-Adjaye
3. Soyatas and Sari

	پانلی و ADF				(۲۰۰۷)
نتایج مختلف بر اساس وقفه‌های انتخابی	آزمون‌های ریشه واحد ADF، DF-GLS، PP، NP، KPSS	سالانه	۱۹۶۸-۲۰۰۲	ترکیه	سویتاش و ساری (۲۰۰۷)
نامانایی	آزمون ریشه واحد پانلی (SURADF)	سالانه	۱۹۷۱-۲۰۰۳	۵ منطقه شامل ۸۴ کشور	هسو و همکاران ^۱ (۲۰۰۸)
نتایج مختلف	آزمون‌های LM	ماهانه	۱۹۷۳-۲۰۰۸	آمریکا (۵ بخش)	لین و اسمیت ^۲ (۲۰۰۹)
نامانایی	آزمون‌های ریشه واحد ADF، DF-GLS، PP و KPSS	سالانه	۱۹۷۸-۲۰۰۸	چین	لیو ^۳ (۲۰۰۹)
نامانایی	آزمون‌های ریشه واحد ADF، PP و KPSS	سالانه	۱۹۷۲-۲۰۰۶	هند	گوش ^۴ (۲۰۱۰)
نامانایی	آزمون ریشه واحد PP	سالانه	۱۹۴۶-۲۰۰۰	آمریکا	وار و آیرس ^۵ (۲۰۱۰)
نتایج مختلف	رویکرد فاصله اطمینان رومانو و وولف ^۶ (۲۰۰۱)	سالانه	۱۹۷۱-۲۰۱۱	۱۰۷ کشور	فلاحی و همکاران (۲۰۱۴)

منبع: مطالعات تجربی مختلف

جدول ۲. مطالعات تجربی در خصوص بررسی مانایی مصرف انرژی (کاربرد آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی)

نتایج	روش (ها)	توانر داده‌ها	دوره زمانی	حوزه مطالعاتی	نویسندگان
مانایی	آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز	سالانه	۱۹۵۰-۲۰۰۰	ترکیه	آلتینای و کاراگول ^۷ (۲۰۰۴)
مانایی	آزمون‌های ریشه واحد پانلی با لحاظ شکست ساختاری	سالانه	۱۹۷۱-۲۰۰۲	۷ منطقه شامل ۱۰۴ کشور	چن و لی (۲۰۰۷)
نتایج مختلف	آزمون ریشه واحد با دو شکست ساختاری لی و استرازیکیچ (۲۰۰۳)	سالانه	۱۹۷۳-۲۰۰۷	استرالیا و ۶ ایالت آن	نارایان و همکاران ^۸ (۲۰۱۰)

1. Hsu et al.
2. Lean and Smyth
3. Liu
4. Ghosh
5. Warr and Ayres
6. Romano and Wolf
7. Altinay and Karagol
8. Narayan et al.

مانایی	آزمون‌های ریشه واحد لی و استرازیکیچ و نارایان و پوپ	سالانه	۱۹۶۰-۲۰۰۷	آمریکا	آپرگیس و پاینه ^۱ (۲۰۱۰)
مانایی	آزمون‌های ریشه واحد پانلی با لحاظ شکست ساختاری	سالانه	۱۹۸۰-۲۰۰۷	ایالت ۵۰ آمریکا	آپرگیس و همکاران (۲۰۱۰)
نتایج مختلف	آزمون ریشه واحد LM با یک و دو شکست ساختاری	سالانه	۱۹۷۰-۲۰۰۶	ترکیه (۷) بخش (اقتصادی)	اصلان و کوم (۲۰۱۱)
نتایج مختلف	آزمون ریشه واحد LM با یک و دو شکست ساختاری	سالانه	۱۹۷۰-۲۰۱۱	ترکیه	پولات و همکاران ^۲ (۲۰۱۳)
مانایی	آزمون‌های ریشه واحد لی و استرازیکیچ و نارایان و پوپ	ماهانه	۱۹۷۴-۲۰۱۳	آمریکا	میشرا و اسمیت (۲۰۱۴)
نتایج مختلف	آزمون ریشه واحد غیرخطی کروز ^۳ (۲۰۱۱)	سالانه	۱۹۶۰-۲۰۰۵	۲۳ کشور OECD با درآمد بالا	اوزتورک و اصلان (۲۰۱۵)
مانایی	آزمون ریشه واحد پانلی با لحاظ شکست ساختاری	سالانه	۱۹۹۳-۲۰۱۳	۲۷ کشور	ژو و گو ^۴ (۲۰۱۶)
نامانایی	آزمون ریشه واحد غیرخطی کلمنته و همکاران ^۵	سالانه	۱۹۶۰-۲۰۱۳	۱۹ کشور اروپایی	ماگازینو (۲۰۱۷)
مانایی	آزمون نارایان- پوپ با دو شکست ساختاری	سالانه	۱۹۷۱-۲۰۱۶	۵۴ کشور	دمیر و گوزگور ^۶ (۲۰۱۸)

منبع: مطالعات تجربی مختلف

بررسی تأثیر شوک‌های وارده بر مصرف انرژی در داخل کشور کمتر مورد توجه قرار گرفته است. نزدیکترین مطالعه تجربی به موضوع مطالعه حاضر، مطالعه فلاحی و همکاران (۱۳۹۶) می‌باشد که در چارچوب ادبیات همگرایی تصادفی و بتا انجام یافته است. آن‌ها با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۱ کشورهای عضو اوپک و نیز آزمون ریشه واحد لی و استرازیکیچ (۲۰۰۳) و آزمون پرون و یابو (۲۰۰۹) به این نتیجه رسیدند که در بین مصرف سرانه انرژی تک تک کشورها همگرایی تصادفی وجود دارد. به این مفهوم که سری زمانی مصرف

1. Apergis and Payne
2. Polat et al.
3. Kruse
4. Zhu and Guo
5. Clemente et al.
6. Demir and Gozgor

انرژی آن‌ها مانا بوده و شوک‌های وارده بر آن دارای اثر موقتی و ناپایدار است. مرور مطالعات تجربی انجام یافته به وضوح نشان می‌دهد که مطالعاتی که از آزمون ریشه واحد خطی برای بررسی مانایی سری زمانی مصرف انرژی استفاده کرده‌اند، به نامانایی این متغیر دست یافته‌اند در حالی که، مطالعاتی که از آزمون‌های غیرخطی و با لحاظ شکست ساختاری بهره گرفته‌اند، اغلب مانایی سری مصرف انرژی را نتیجه گرفته‌اند. همانطور که قبلاً نیز گفته شد، نتیجه حاصل از آزمون‌های خطی به دلیل قدرت پایین این نوع آزمون‌ها قابل اتکا نیست و با توجه به وجود شکست ساختاری در اغلب سری‌های زمانی مصرف انرژی، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی ضروری به نظر می‌رسد.

همچنین مرور مطالعات تجربی نشان داد که موضوع تأثیر شوک‌های وارده بر مصرف انرژی در داخل کشور کمتر مورد توجه قرار گرفته و لازم است با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مناسب، رفتار سری زمانی مصرف انرژی کشور در برابر شوک‌های وارده مورد مطالعه قرار گیرد. در این راستا، مطالعه حاضر سعی دارد با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری و نیز آزمون ریشه واحد غیرخطی ESTR تأثیر شوک‌های وارد شده بر مصرف انرژی در ایران را مورد ارزیابی قرار دهد.

۲. داده‌ها و روش تحقیق

همان‌طور که پیش‌تر نیز عنوان شد، هدف این تحقیق، بررسی کارساز بودن سیاست‌های مدیریت تقاضا بر مصرف انرژی در بخش‌های صنعت، کشاورزی، حمل و نقل، خانگی و کل مصرف انرژی در اقتصاد ایران است. آزمون ریشه واحد یکی از آزمون‌هایی است که می‌توان برای این منظور استفاده نمود. در واقع اگر سری زمانی مصرف انرژی یک فرآیند مانا باشد، به این معنی است که شوک‌ها (سیاست‌های مدیریت تقاضا) دارای اثر ماندگار نخواهد بود و مصرف انرژی بعد از چند دوره به میانگین بلندمدت خود بازخواهد گشت. اما اگر سری مذکور نامانا باشد یا به عبارت دیگر، دارای ریشه واحد باشد، شوک‌های وارد شده به متغیر (به عنوان مثال سیاست‌های مدیریت تقاضا) دارای اثر ماندگار بر متغیر خواهد بود

و می‌تواند سبب تغییر در میانگین متغیر شود. بازار انرژی یکی از بازارهایی است که در طول تاریخ با شوک‌های بزرگ و پیاپی روبرو بوده است. وقوع این شوک‌ها در بازار انرژی باعث می‌شود که به یک‌باره شاهد تغییر رفتار در این بازار باشیم این موضوع نیز سبب می‌شود تا متغیر مصرف انرژی دارای شکست‌های ساختاری و رفتار غیرخطی باشد. بر این اساس، به دلیل ماهیت سری‌های زمانی بخش انرژی که معمولاً یا رفتار غیرخطی دارند یا دارای شکست ساختاری هستند، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد معمولی مانند دیکی فولر تعمیم‌یافته، فیلپس پرون و ... (که مواردی مانند شکست ساختاری و فرآیندهای غیرخطی را در آزمون لحاظ نمی‌کنند)، می‌تواند با خطا همراه باشد. این آزمون‌ها در چنین مواردی از توان بالایی برخوردار نبوده و ممکن است، سری‌های زمانی مانا را به اشتباه، نامانا نشان دهند و سبب نتیجه‌گیری‌های سیاستی اشتباه شوند. از این رو در این مطالعه، برای اجتناب از این ایرادات، از سه آزمون ریشه واحد زیوت اندروز^۱ (۱۹۹۲)، لی استرازیکیچ^۲ (۲۰۰۴) و کاپتانوس و همکاران^۳ (۲۰۰۳) استفاده شده است. در ادامه به تفصیل به توضیح این سه روش پرداخته می‌شود.

همچنین شایان ذکر است که داده‌های استفاده شده در این تحقیق، داده‌های مربوط به مصرف سرانه انرژی^۴ در هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران (صنعت، کشاورزی، حمل و نقل، خانگی و کل مصرف انرژی) در بازه سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۵ است که از ترانزنامه انرژی استخراج شده‌اند. برای انجام آزمون ریشه واحد، داده‌های مذکور، به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

۲-۱. آزمون ریشه واحد زیوت اندروز

یکی از ایرادات مهمی که در آزمون‌های ریشه واحد معمولی مانند دیکی فولر تعمیم‌یافته^۴ (ADF)، فیلپس پرون^۵ (PP) و KPSS^۱ و ... وجود دارد این است که

1. Zivot and Andrews

2. Lee and Strazicich

3. Kapetanios et al.

4. Augmented Dickey Fuller

5. Phillips-Perron

این آزمون‌ها احتمال وجود شکست ساختاری را در مدل لحاظ نمی‌کنند. پرون^۲ (۱۹۸۹) نشان داده است زمانی که شکست ساختاری در سری زمانی اتفاق می‌افتد، توان^(۳) آزمون‌های ریشه واحد معمولی به طرز قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، وقوع شکست باعث می‌شود تا آزمون‌هایی مانند دیک‌کی فولر تعمیم‌یافته (و سایر آزمون‌ها که شکست را در مدل لحاظ نمی‌کنند) در رد فرضیه صفر، زمانی که فرضیه صفر نادرست است از توان لازم برخوردار نباشند و سری‌های زمانی مانایی که دارای شکست ساختاری بوده‌اند را به اشتباه ناماننا نشان دهند. پرون (۱۹۸۹) برای رفع این مشکل، از متغیرهای مجازی برای لحاظ شکست در آزمون ریشه واحد استفاده می‌کند. اما این روش نیز محدودیت‌های خاص خود را دارد. زیوت و اندروز (۱۹۹۲) عنوان نمودند که نقاط شکست از قبل نامشخص هستند و محقق نمی‌تواند به صورت برون‌زا نقاط شکست را تعیین کند. ایشان در این راستا، آزمون ریشه واحدی را ارائه نمودند که هم امکان لحاظ شکست در آزمون ریشه واحد را دارد و هم نقطه شکست را به صورت درون‌زا تعیین می‌کند. در آزمون ارائه شده توسط زیوت و اندروز (۱۹۹۲) امکان لحاظ سه نوع شکست وجود دارد: شکست در عرض از مبدأ (مدل A)، شکست در روند (مدل B)، شکست در عرض از مبدأ و روند (مدل C).

$$A) \quad \Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$B) \quad \Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$C) \quad \Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

که در آن DU_t ، متغیر مجازی است که برای لحاظ کردن شکست در عرض از مبدأ وارد مدل شده است. DT_t نیز متغیر مجازی مربوط به شکست در روند است. این دو متغیر به شکل زیر تعریف می‌شوند:

1. Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin

2. Perron

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{if } t > TB \\ 0 & \text{if } t \leq TB \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB & \text{if } t > TB \\ 0 & \text{if } t \leq TB \end{cases}$$

در معادلات فوق TB، نشان دهنده نقطه شکست است که به صورت درون‌زا توسط یک الگوریتم تکراری تعیین می‌شود. TB، تاریخی است که باعث می‌شود مقدار آماره t مربوط به آماره α حداقل شود. برای پیدا کردن این تاریخ، تمامی تاریخ‌های مربوط به نمونه (به جز درصد مشخصی از بالا و پایین^(۳)) یک به یک به عنوان تاریخ شکست در معادلات A، B یا C قرار داده شده و مقدار آماره t مربوط به آماره α برای هر تاریخ ثبت می‌شود. هر تاریخی که باعث به دست آمدن کمترین مقدار آماره t شود، به عنوان نقطه شکست در نظر گرفته می‌شود. فرضیه صفر در آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز، یک فرآیند گام تصادفی با رانش ($\alpha = 1$) بوده و فرضیه مخالف آن نیز مانایی متغیر ($\alpha < 0$)، حول یک روند قطعی با یک نقطه شکست است.

۲-۲. آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ

لی و استرازیکیچ (۲۰۰۱) عنوان می‌کنند، در آزمون‌های درون‌زا مانند زیوت اندروز (۱۹۹۲)، زمانی که شکست را فقط در فرضیه مخالف در نظر می‌گیریم (و در فرضیه صفر لحاظ نمی‌کنیم)، امکان دارد در مواقعی که فرآیند تولیدکننده داده‌ها یک فرآیند ریشه واحد با شکست ساختاری است، فرضیه صفر به اشتباه رد شود و یک سری نامانا به عنوان یک سری مانا تلقی شود. در آزمون ریشه واحد لی و استرازیکیچ که در سال ۲۰۰۳ مطرح گردیده است، شکست به صورت درون‌زا تعیین شده و امکان وجود دو شکست در هر دو فرضیه صفر و مخالف وجود دارد. در مدل A امکان لحاظ دو شکست در عرض از مبدأ و در مدل C امکان لحاظ دو شکست در عرض از مبدأ و روند وجود دارد. در این آزمون برخلاف سایر آزمون‌های مربوط به شکست ساختاری، مدل B در نظر گرفته نمی‌شود؛ لی و استرازیکیچ معتقدند که مدل B در داخل مدل C لحاظ می‌شود و بنابراین نیازی به آزمون جداگانه آن نیست. لی و استرازیکیچ (۲۰۰۴) فرآیند تولید

داده‌ها را به شکل زیر در نظر می‌گیرند:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t \quad (2)$$

کجه در آن Z_t برداری از متغیرهای —برون‌زا— بوده و $e_t = \beta_1 e_{t-1} + \varepsilon_t$ ، $\varepsilon_t \text{ iid } N(0, \sigma^2)$ می‌باشد. دو شکست ساختاری در فرآیند تولید داده‌ها به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود. در مدل A با لحاظ دو شکست در عرض از مبدا Z_t به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]' \quad (3)$$

که در آن برای $t \geq T_{Bj} + 1$ و به ازای $j = 1, 2$ ، $D_{jt} = 1$ بوده و در غیر این صورت مقدار آن صفر است. T_{Bj} نیز نشان‌دهنده زمان وقوع شکست می‌باشد. آماره آزمون ریشه واحد LM با دو شکست ساختاری، از تخمین رگرسیون زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (4)$$

که در آن $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_t - Z_t \tilde{\delta}$ بوده و $t = 2, \dots, T$ است. $\tilde{\delta}$ ضرایب حاصل از رگرس کردن Δy_t بر روی ΔZ_t می‌باشد. $\tilde{\psi}_t$ نیز به شکل $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ تعریف می‌شود و در آن y_1 و Z_1 به ترتیب معرف اولین مشاهدات مربوط به y_t و Z_t می‌باشند. فرضیه صفر آزمون به شکل $\phi = 0$ تعریف شده و توسط آماره t مربوطه مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۲-۳. آزمون ریشه واحد ESTAR

یکی از ایراداتی که در آزمون‌های ریشه واحد خطی مانند دیکی فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس پرون و ... وجود دارد، این است که این آزمون‌ها فرض می‌کنند که فرآیند تعدیل یا بازگشت به میانگین به صورت خطی صورت می‌گیرد. این در حالی است که برخی از مطالعات تجربی نشان داده‌اند که این فرآیند می‌تواند غیرخطی باشد. (Caner and Hansen. 2001, Shin and Lee. 2001, Kapetanios, et al 2003)

کاپتانوس و همکاران (۲۰۰۳) برای لحاظ کردن چنین فرآیند غیرخطی در

آزمون ریشه واحد، فرضیه مخالف آزمون ریشه واحد را یک فرآیند $ESTAR^1$ در نظر گرفتند و فرضیه صفر ریشه واحد را در مقابل فرضیه مانای مبتنی بر $ESTAR$ آزمون نمودند. آن‌ها برای این منظور از یک مدل $STAR(1)$ به شکل زیر استفاده نمودند:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن، $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ بوده و β و γ پارامترهایی هستند که مقدار آن‌ها مشخص نیست. برای سادگی، فرض می‌کنیم که میانگین y_t برابر صفر است. معادله (۵) را می‌توان به شکل زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (6)$$

که در آن، $\phi = \beta - 1$ است. در صورتی که در معادله (۶)، شرط $\theta = 0$ ، $\phi = 0$ برقرار باشد، به این معنی است که سری مذکور دارای ریشه واحد است. اما اگر، $\phi = 0$ و $\theta > 0$ به این معنی است که سری مذکور یک متغیر مانا است که از فرآیند $ESTAR$ پیروی می‌کند. در معادله (۶) اگر $\phi = 0$ در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (7)$$

بر این اساس فرضیه صفر و مخالف آزمون به شکل زیر قابل تعریف خواهد بود:

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta > 0$$

نکته مهمی که وجود دارد این است که پارامتر γ تحت فرضیه صفر آزمون، قابل شناسایی نیست. بنابراین نمی‌توان آزمون فرضیه فوق را انجام داد. برای رفع این مشکل، همانند لوککونون^۲ و همکاران (۱۹۸۸) از بسط مرتبه اول تیلور استفاده کرده و معادله (۷) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + error \quad (8)$$

بر اساس معادله فوق، فرضیه صفر و مخالف آزمون به شکل زیر خواهد بود که به راحتی با استفاده از آماره t قابل آزمون خواهد بود.

1. Exponential Smooth Transition Autoregressive

2. Luukkonen

$$H_0 : \delta = 0$$

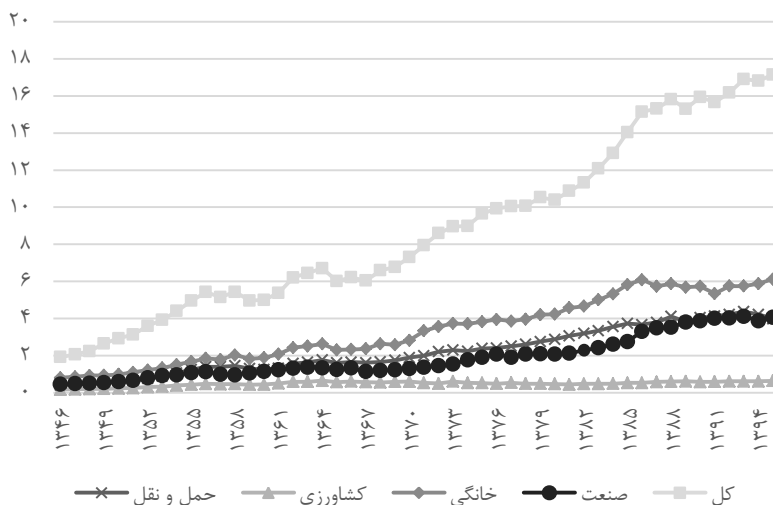
$$H_1 : \delta > 0$$

البته لازم به ذکر است که توزیع آماره آزمون، منطبق بر توزیع t استاندارد نبوده و مقادیر بحرانی باید از طریق شبیه‌سازی تصادفی محاسبه شود.

۳. یافته‌های تجربی

نمودار ۱، روند مصرف سرانه انرژی در چهار بخش اقتصاد ایران و همچنین در کل اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. همان طور که در نمودار قابل مشاهده است، مقدار مصرف سرانه انرژی در اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۵، حدود ۱۷/۱۵ بشکه معادل نفت خام بوده است، که رقمی نسبتاً بالایی می‌باشد و در سال ۲۰۱۴، مصرف سرانه انرژی در ایران حدود ۱/۵۷ برابر متوسط مصرف سرانه انرژی جهانی بوده است. بالاترین مصرف سرانه انرژی در میان بخش‌های اقتصاد ایران مربوط به بخش خانگی است. در سال ۱۳۹۵، در بخش خانگی، مصرف انرژی به صورت سرانه برابر ۶/۱۲ بشکه معادل نفت خام بوده است. بعد از بخش خانگی نیز، بخش‌های حمل و نقل، صنعت و کشاورزی دارای بیشترین مصرف سرانه انرژی هستند.

نمودار ۱. روند مصرف سرانه انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران (بشکه معادل نفت خام)



منبع: ترازنامه انرژی و محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه مقدار مصرف سرانه انرژی در ایران از میانگین جهانی بالاتر است، لزوم استفاده از سیاست‌های مدیریت تقاضا^(۴) احساس می‌شود. این موضوعی است که مسئولین ذی‌ربط نیز همواره به آن تأکید داشته‌اند. اما باید دید که آیا چنین سیاست‌هایی در مدیریت مصرف انرژی می‌توانند مؤثر باشند یا خیر، این سؤالی است که در ادامه به آن پاسخ داده خواهد شد.

جدول ۳، نتایج آزمون ریشه واحد زیوت اندروز را برای متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد. آزمون ریشه واحد زیوت اندروز برای سه حالت شکست در عرض از مبدأ، شکست در روند و شکست در عرض از مبدأ و روند انجام شده است. همان طور که در جدول نیز مشاهده می‌شود، در هیچ یک از حالت‌ها و برای هیچ کدام از متغیرها، شواهد کافی برای رد فرضیه صفر (یعنی نامانایی متغیرها) وجود نداشته و مقدار آماره به دست آمده به لحاظ قدر مطلق کوچکتر از مقدار بحرانی بوده است و می‌توان نتیجه گرفت که بر اساس نتایج این آزمون، سری‌های زمانی مورد بررسی نامانا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت اندروز با یک شکست ساختاری

متغیر مصرف انرژی	شکست در عرض از مبدأ	شکست در روند	شکست در عرض از مبدأ و روند
خانگی	-۳/۰۴	-۲/۵۲	-۳/۷۰
صنعت	-۳/۷۵	-۲/۷۷	-۳/۱۰
حمل و نقل	-۳/۱۳	-۲/۲۲	-۲/۹۱
کشاورزی	-۳/۶۱	-۳/۰۸	-۲/۹۱
کل	-۳/۷۸	-۲/۸۴	-۳/۴۹

در سطح ۵ درصد (مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ: $۴/۸-$ و مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ و روند: $۵/۰۸-$)؛ در سطح ۱ درصد (مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ: $۵/۳۴-$ و مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ و روند: $۵/۵۷-$)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که در بخش روش تحقیق نیز به آن اشاره شد، زمانی که تعداد شکست‌ها بیش از یک شکست باشد و همچنین به دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در فرضیه صفر آزمون ریشه واحد زیوت اندروز، این آزمون ممکن است، نتایج اشتباهی را به همراه داشته باشد. از این‌رو در ادامه، از آزمون ریشه واحد لی استرازیکچ استفاده می‌شود که محدودیت‌های آزمون زیوت اندروز را

مرتفع نموده و دارای توان بیشتری نسبت به این آزمون است. نتایج آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ در جدول ۴ گزارش شده است. همان طور که در این جدول مشاهده می‌شود، فرضیه صفر آزمون (نامانایی متغیر) برای مصرف سرانه انرژی در بخش خانگی در حالت شکست در عرض از مبدأ رد شده است. به عبارت دیگر، مصرف انرژی در این بخش از یک فرآیند مانا پیروی می‌کند. این نتیجه پیش‌تر با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت اندروز به دلیل لحاظ فقط یک شکست در سری‌های مورد بررسی حاصل نشده بود. رد فرضیه نامانایی برای متغیر مصرف سرانه انرژی در بخش خانگی نشان می‌دهد که مصرف انرژی در این بخش به سیاست‌های مدیریت مصرف انرژی پاسخ نداده و این سیاست‌ها نمی‌توانند مصرف انرژی در این بخش را در بلندمدت تغییر دهند. نتایج به دست آمده برای سایر بخش‌ها، حاکی از امکان اثرگذار بودن سیاست‌های مدیریت مصرف انرژی در این بخش‌ها است.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ با دو شکست ساختاری

متغیر مصرف انرژی	شکست در عرض از مبدأ	شکست در عرض از مبدأ و روند
خانگی	-۳/۱۲	-۷/۶۱***
صنعت	-۲/۴۲	-۶/۰۰
حمل و نقل	-۳/۰۸	-۴/۹۶
کشاورزی	-۲/۸۷	-۵/۵۴
کل	-۲/۷۵	-۵/۶۱

در سطح ۵ درصد (مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ: $-۳/۵۶$ ؛ مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ و روند: $-۶/۱۵$)؛ در سطح ۱ درصد (مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ: $-۴/۰۷$ ؛ مقدار بحرانی شکست در عرض از مبدأ و روند: $-۶/۶۹$)؛ *** معنی‌دار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۵ نیز نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد غیرخطی ESTAR را نشان می‌دهد. در واقع، یکی از دلایلی که ممکن است سبب کاهش توان آزمون‌های ریشه واحد معمولی مانند ADF شود، رفتار غیرخطی متغیرها و تعدیل نامتقارن آن‌ها به سمت میانگین بلندمدت است. در این راستا و برای در نظر گرفتن چنین احتمالی، در کنار آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری که در بالا به نتایج

آن‌ها اشاره شد، از آزمون ریشه واحد غیرخطی ESTAR نیز استفاده شده است. لازم به ذکر است که مقادیر بحرانی این آزمون با استفاده از روش شبیه‌سازی تصادفی و با ۱۰۰،۰۰۰ بار تکرار محاسبه شده است^(۵). همان‌طور که نتایج آزمون ریشه واحد ESTAR نشان می‌دهد، بر اساس نتایج به دست آمده، هیچ یک از متغیرها مانا نبوده و نمی‌توان شواهد کافی برای رد فرضیه صفر (مبنی بر وجود ریشه واحد) در سطح معنی‌داری ۱ درصد (یا حتی ۵ درصد) پیدا کرد. مصرف سرانه انرژی بخش خانگی بر اساس آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ یک سری مانا بود، این در حالی است که بر اساس آزمون ریشه واحد ESTAR، یک سری نامانا است. این نتیجه بیانگر این موضوع است که سری زمانی مصرف انرژی در بخش خانگی دارای شکست ساختاری است و رفتار غیرخطی ندارد. در واقع، از میان عواملی که می‌توانند باعث نتیجه‌گیری اشتباه در خصوص مانایی متغیرها شوند، برای متغیر مصرف سرانه انرژی بخش خانگی، شکست ساختاری دارای مصداق است و تعدیل غیرخطی برای این متغیر موضوعیت نداشته است.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد ESTAR

متغیر مصرف انرژی	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
خانگی	-۰/۴۰	-۲/۲۰
صنعت	-۰/۵۷	-۱/۳۲
حمل و نقل	-۱/۲۰	-۲/۹۶
کشاورزی	-۱/۵۹	-۲/۳۳
کل	-۰/۷۳	-۳/۲۳

در سطح ۵ درصد (مقدار بحرانی: -۲/۸۹) / در سطح ۱ درصد (مقدار بحرانی: -۳/۳۹)

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه، پاسخ به این سؤال اساسی است که آیا سیاست‌های مدیریت مصرف انرژی، می‌توانند تقاضای انرژی را در ایران کنترل کنند یا خیر؟ برای پاسخ به این سؤال، از داده‌های مصرف سرانه انرژی کل کشور و مصرف سرانه انرژی در بخش‌های خانگی، صنعت، کشاورزی و حمل و نقل در بازه سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۵ استفاده شد. یکی از رویکردهای اقتصادسنجی که می‌توان

از آن برای پاسخ به سؤال اصلی تحقیق استفاده نمود، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و بررسی مانایی متغیرهای مصرف انرژی است. در واقع، اگر، سری زمانی مصرف انرژی مانا باشد، به این معنی خواهد بود که سیاست مدیریت تقاضا، نمی‌تواند اثر بلندمدت بر مصرف انرژی داشته باشد و فقط دارای اثر کوتاه‌مدت است. مشکلی که در استفاده از آزمون‌های ریشه واحد وجود دارد این است که مسایلی مانند شکست ساختاری و تعدیل غیرخطی می‌توانند سبب نتیجه‌گیری اشتباه در خصوص مانایی متغیرها شوند. از این رو در این مطالعه، برای اجتناب از چنین خطاهایی، از سه آزمون زیوت اندروز، لی استرازیکیچ و کاپتانوس و همکاران استفاده شد که دو مورد اول، امکان لحاظ شکست ساختاری را در آزمون ریشه واحد دارند و مورد سوم، تعدیل غیرخطی از نوع ESTAR را در آزمون ریشه واحد لحاظ می‌کند. استفاده از این آزمون‌ها باعث می‌شود که نتایج این تحقیق، در مقایسه با مطالعاتی که از روش خطی استفاده نموده‌اند یا فقط یکی از موارد شکست ساختاری یا تعدیل غیرخطی را لحاظ نموده‌اند، به مراتب دقیق‌تر باشد.

نتایج این تحقیق، بر اساس آزمون‌های ریشه واحد زیوت اندروز و کاپتانوس و همکاران حاکی از نامانای بودن همه متغیرها است. این در حالی است که بر اساس آزمون ریشه واحد لی استرازیکیچ، متغیر مصرف سرانه انرژی در بخش خانگی یک متغیر مانا به دست آمده است. در واقع مانا بودن این متغیر به این معنی است که سیاست‌های مدیریت تقاضا، نمی‌توانند بر میزان مصرف انرژی در بخش خانگی دارای اثر ماندگار باشند و چنین سیاست‌هایی دارای اثر گذرا بوده و پس از چند دوره، اثر آن‌ها از بین رفته و میزان مصرف انرژی در این بخش به میانگین بلندمدت خود (که ممکن است حول یک روند قطعی باشد و طی زمان افزایش پیدا کند) باز می‌گردد. سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها یکی از مهم‌ترین سیاست‌های اتخاذ شده توسط دولت در حوزه انرژی است. با نگاهی به نتایج این سیاست می‌توان متوجه شد که اجرای این سیاست گرچه در ابتدای امر (با یک دوره تأخیر در سال ۱۳۹۱)، در بخش خانگی سبب کاهش ناچیزی در میزان

مصرف شده است، اما به مرور زمان، حتی پیش از اینکه اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها خنثی شود، روند افزایشی مصرف سرانه انرژی دوباره از سر گرفته شده و مصرف انرژی به سطوح قبلی خود بازگشته است. این موضوع در فاز دوم هدفمندسازی یارانه‌ها حتی بسیار مشهودتر است. در این دوره، مصرف انرژی در بخش خانگی واکنش معنی‌داری به شوک وارد شده از خود نشان نداده است^(۶).

برای مصرف انرژی در سایر بخش‌ها، سیاست‌های مدیریت تقاضا دارای اثر بلندمدت بوده و سیاست‌گذار می‌تواند با برنامه‌های مناسب، مقدار مصرف انرژی در این بخش‌ها را کنترل نموده و در بلندمدت، به مقدار دلخواه خود نزدیک نماید. این نتیجه بیانگر این موضوع است که سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها توانسته اثر دایمی بر ساختار مصرف انرژی در این بخش‌ها باقی بگذارد. اگرچه در حال حاضر اثر سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها را در مصرف انرژی مشاهده نمی‌کنیم. اما این به معنی بی‌اثر بودن سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها (که یک سیاست مدیریت تقاضا بود) نیست. در واقع، به دلیل تورم بالا در سال‌های بعد و عدم تعدیل قیمت حامل‌های انرژی متناسب با آن، اثر این سیاست خنثی شده است. کاهش قیمت حقیقی انرژی به نوعی نقش سیاست تشویقی (عکس سیاست مدیریت تقاضا) برای مصرف انرژی را دارد که به نظر می‌رسد حاصل جمع اثر بلندمدت سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها و سیاست‌های تشویقی که در سال‌های بعد دنبال شده است، بیشتر به سمت افزایش مصرف بوده است و اثر سیاست‌های تشویقی بزرگتر از اثر هدفمندسازی یارانه‌ها بوده است.

بنابراین دولت در کنار سیاست‌های قیمتی می‌تواند با ارایه تسهیلات، تخفیف‌های قیمتی برای کاهش مصرف، آموزش و ... که از مهم‌ترین ارکان سیاست‌های مدیریت تقاضا هستند، مصرف انرژی در این بخش‌ها را کنترل و بهینه نماید.

پی‌نوشت‌ها

۱. در این تحقیق از مصرف سرانه کل حامل‌های انرژی استفاده شده است.
۲. توان هر آزمون آماری، برابر احتمال رد کردن یک فرضیه صفر اشتباه توسط آن آزمون است.
۳. زیوت و اندروز (۱۹۹۲) پیشنهاد می‌کنند که حدود ۱۵ درصد از تاریخ‌ها از بالا و ۱۵ درصد از پایین کنار گذاشته شوند. زمانی که نقاط ابتدایی و انتهایی نمونه را در مدل لحاظ می‌کنیم، توزیع حدی آزمون ریشه واحد واگرا شده و امکان آزمون وجود ندارد. از این رو تعدادی از تاریخ‌ها هم از ابتدای نمونه و هم از انتهای نمونه کنار گذاشته می‌شود.
۴. منظور از سیاست‌های مدیریت تقاضا، سیاست‌هایی هستند که در راستای کنترل و کاهش مصرف انرژی به کار بسته می‌شوند.
۵. کد این روش، توسط محققین در نرم افزار Eviews نوشته شده است که در صورت لزوم قابل ارایه است.
۶. البته باید توجه داشت که لزوماً با تکیه بر اطلاعات حاصل از نمودار مصرف انرژی، نمی‌توان در خصوص اثرگذار بودن یا نبودن سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها اظهار نظر کرد. آنچه در اینجا ذکر شد، بیشتر مبتنی بر نتایج آزمون‌های ریشه واحد بود که نشان‌دهنده رفتار کلی متغیر در خصوص گذرا بودن اثر شوک‌های وارد شده به متغیر مصرف انرژی است و نمودار مصرف انرژی (نمودار ۱) در بخش خانگی نیز بر آن صحنه می‌گذارد.

References

- Agnolucci, P., Barker, T., & Ekins, P. 2004. *Hysteresis and Energy Demand: The Announcement Effects and the Effects of the UK Climate Change Levy*. Applied Environmental Economics Conference, March, The Royal Society, UK.
- Altinay, G., & Karagol, E. 2004. "Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey", *Energy Economics*, 26(6). PP. 985-994.
- Apergis, N., & Payne, J. E. 2010. "Structural breaks and petroleum consumption in US states: are shocks transitory or permanent?", *Energy Policy*, 38. PP. 6375-8.
- Apergis, N., Loomis, D., & Payne, J. E. 2010. "Are shocks to natural gas consumption temporary or permanent? Evidence from a panel of US states", *Energy Policy*, 38. PP. 4734-6.
- Asafu-Adjaye, J. 2000. "The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: Time series evidence from Asian developing countries", *Energy Economics*, 22(6). PP. 615-625.
- Aslan, A., & Kum, H. 2011. "The stationary of energy consumption for Turkish disaggregate data by employing linear and nonlinear unit root tests", *Energy*, 36. PP. 4256-4258.
- Caner, M., & Hansen, B. E. 2001. "Threshold autoregression with a unit root", *Econometrica*, 69(6). PP. 1555-1596.
- Chan, H. L., & Lee, S. K. 1997. "Modelling and forecasting the demand for coal in China", *Energy Economics*, 19(3). PP. 271-287.
- Chen, P. F., & Lee, C. C. 2007. "Is energy consumption per capita broken stationary? New evidence from regional-based panels", *Energy Policy*, 35(6). PP. 3526-3540.

- Cheng, B. S., & Lai, T. W. 1997. "An investigation of cointegration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan", *Energy Economics*, 19(4). PP. 435-444.
- Demir, E., & Gozgor, G. 2018. "Are shocks to renewable energy consumption permanent or temporary? Evidence from 54 developing and developed countries", *Environmental Science and Pollution Research*, 25(4). PP. 3785-3792.
- Engsted, T., & Bentzen, J. 1997. "Dynamic modelling of energy demand: a guided tour through the jungle of unit roots and cointegration" *OPEC Review*, 21(4). PP. 261-293.
- Fallahi, F., Karimi, M., & Voia, M. C. 2014. "Are shocks to energy consumption persistent? Evidence from subsampling confidence intervals", *Carleton Economic Papers*, CEP 14-02, Department of Economics, Carleton University.
- Ghosh, S. 2010. "High speed diesel consumption and economic growth in India", *Energy*, 35(4). PP. 1794-1798.
- Hendry, D.F., & Juselius, K. 2000. "Explaining cointegration analysis, part 1", *Energy Journal*, 21. PP. 1-42.
- Hsu, Y. C., Lee, C. C., & Lee, C. C. 2008. "Revisited: Are shocks to energy consumption permanent or temporary? New evidence from a panel SURADF approach", *Energy Economics*, 30(5). PP. 2314-2330.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. 2003. "Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework", *Journal of econometrics*, 112(2). PP. 359-379.
- Kula, F., Aslan, A., & Ozturk, I. 2012. "Is per capita electricity consumption stationary? Time series evidence from OECD countries", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16. PP. 501-503.
- Lean, H. H., & Smyth, R. 2009. "Long memory in US disaggregated petroleum consumption: evidence from univariate and multivariate LM tests for fractional integration", *Energy Policy*, 37. PP. 3205-11.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. 2001. "Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests", *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 63(5). PP. 535-558.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. 2003. "Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", *Review of economics and statistics*, 85(4).

PP. 1082-1089.

- Lee, J., & Strazicich, M. C. 2003. "Minimum LM unit root test with two structural breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85. PP. 1082–1089.
- Liu, Y. 2009. "Exploring the relationship between urbanization and energy consumption in China using ARDL (autoregressive distributed lag) and FDM (factor decomposition model)", *Energy*, 34(11). PP. 1846-1854.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. 1988. "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika*, 75(3). **PP.** 491-499.
- Magazzino, C. 2017. "Is per capita energy use stationary? Time series evidence for the EMU countries", *Energy, Exploration & Exploitation*, 35(1). PP. 24-32.
- Masih, A. M., & Masih, R. 1996. "Electricity consumption, real income and temporal causality: results from a multi-country study based on cointegration and error correction modeling techniques", *Energy Economics*, 18. PP. 165–183.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. 2007. "Are shocks to energy consumption permanent or temporary? Evidence from 182 countries", *Energy Policy*, 35(1). PP. 333–341.
- Narayan, P. K., Narayan, S., & Popp, S. 2010. "Energy consumption at the state level: the unit root null hypothesis from Australia", *Applied Energy*, 87. PP. 1953–62.
- Ozturk, I., & Aslan, A. 2015. "Are fluctuations in electricity consumption permanent or transitory? Evidence from a nonlinear unit root test in high-income OECD countries", *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 10(3). PP. 257–262.
- Perron, P. 1989. "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. **PP.** 1361-1401.
- Polat, o., Uslu, E. E., & Kalyoncu, H. 2013. "Unit root properties of energy consumption and production in Turkey", *Journal of Economic and Social Studies*, 3(2). PP. 69-73.
- Shin, D. W., & Lee, O. 2001. "Tests for asymmetry in possibly nonstationary time series data", *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2). **PP.**

233-244.

- Soytas, U., & Sari, R. 2003. "Energy consumption and GDP: Causality relationship in G-7 countries and emerging markets", *Energy Economics*, 25(1). PP. 33-37.
- Soytas, U., & Sari, R. 2007. "The relationship between energy and production: evidence from the Turkish manufacturing industry", *Energy Economics*, 29(6). PP. 1151-1165.
- Warr, B. S., & Ayres, R. U. 2010. "Evidence of causality between the quantity and quality of energy consumption and economic growth", *Energy*, 35. PP.1688-1693.
- Zhu, H., & Guo, P. 2016. "Are shocks to nuclear energy consumption per capita permanent or temporary? A global perspective", *Progress in Nuclear Energy*, 88. PP. 156-164.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3). PP. 251-270.