سنجش تأثیر نفوذ اینترنت بر مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران

ابوالقاسم گل خندان [۱*]، سمیه صحرایی [۲]

۱*- گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران
۲- گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه علوم و تحقیقات، اهواز، ایران

تاریخ دریافت: مهر ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: دی ۱۳۹۹

چکیده

گسترش میزان استفاده از اینترنت و بالتبع کاهش شکاف دیجیتالی بین کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، بررسی تأثیر این متغیر را بر روی مصرف انرژی و آلودگی هوا در کشورهای درحال‌توسعه مهم جلوه می‌دهد. در این راستا، هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر نفوذ اینترنت بر روی مصرف انرژی و انتشار گاز CO_2 در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۵ است. نتایج این تحقیق با استفاده از روش هم‌انباشتگی پنج مرحله‌ای یوهانسن (۱۹۹۲)، حاکی از تأثیر مثبت اینترنت بر مصرف انرژی سرانه در بلندمدت است. یک درصد افزایش در تعداد کاربران اینترنت (در هر ۱۰۰ نفر)، در بلندمدت، ۰/۱۹ درصد سرانه مصرف انرژی را در ایران افزایش می‌دهد. بر این اساس، حرکت به‌سمت سیاست‌ها و برنامه‌هایی که از اینترنت برای کاهش مصرف انرژی در کشور بهره‌گیری شود، ضروری است. هم‌چنین، اثر بلندمدت اینترنت بر آلودگی هوا، مثبت اما اندک می‌باشد. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در تعداد کاربران اینترنت (در هر ۱۰۰ نفر)، در بلندمدت، میزان انتشار گاز CO_2 را در کشور حدود ۰/۰۶ درصد افزایش خواهد داد. بر این اساس می‌توان گفت که افزایش میزان استفاده از اینترنت، تهدیدی جدی برای آلودگی هوا در ایران محسوب نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: اینترنت، مصرف انرژی، آلودگی هوا، روش یوهانسن، ایران.

* پست الکترونیکی نویسنده مسؤول: golkhandana@gmail.com

مقدمه

امروزه اغلب افراد در سرتاسر جهان، در فعالیت‌های اقتصادی و زندگی اجتماعی خود از اینترنت (که یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اندازه‌گیری فناوری اطلاعات و ارتباطات[1] (فاوا) (ICT) به‌حساب می‌آید) استفاده می‌کنند. بر اساس آمار بانک جهانی در سال ۲۰۱۰، تعداد کاربران اینترنت ۲۰۳۸۶۲۵۹۵۱ نفر بوده و در این سال، از هر ۱۰۰ نفر، ۳۰/۱۵ نفر در سطح جهان از اینترنت استفاده کرده‌اند. هم‌چنین، بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰، تعداد کاربران اینترنت به‌ازای هر ۱۰۰ نفر در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای درحال‌توسعه به‌ترتیب به اندازه ۱۵۳ درصد، ۱۰۲ درصد و ۲۳۵ درصد افزایش داشته است. بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰ نیز، نسبت خانوارهایی که به اینترنت دسترسی داشته‌اند در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای درحال‌توسعه به‌ترتیب به اندازه ۷۵ درصد، ۶۲ درصد و ۱۲۳ درصد افزایش داشته است. این آمارها و سایر آمارهای منتشرشده در این زمینه، یک سؤال جالب و مهم به‌وجود می‌آورد؛ آیا افزایش استفاده از اینترنت و پر شدن «شکاف دیجیتالی»[2] بین کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته، بر روی تقاضای انرژی و بالتبع آلودگی هوا و انتشار گازهای گلخانه‌ای، بالاخص در کشورهای درحال‌توسعه اثر می‌گذارد (Sadorsky, 2012).

به‌طور کلی تأثیر فاوا بر روی مصرف انرژی مبهم است. در این راستا، می‌توان تأثیر ICT را بر مصرف انرژی به دو اثر مخالف و غیر هم‌جهت تقسیم‌بندی کرده‌اند. اولین اثر این‌که، توسعه ICT تقاضا برای الکتریسته را از طریق فرآیند نوآوری و جانشین‌نمودن یک تکنولوژی جدید تولید به‌جای تکنولوژی قدیمی، کاهش و سطح مصرف انرژی را تقلیل می‌دهد. این اثر را اثر جانشینی نیز می‌نامند. اثر دوم این‌که، تجهیزات ICT به‌منظور به‌کارانداختن نیاز به الکتریسته دارند و در نتیجه نصب، راه‌اندازی و بهره‌برداری از تجهیزات ICT باعث ایجاد تقاضای جدید برای مصرف الکتریسته و در نهایت افزایش مصرف انرژی می‌شود. این اثر را اثر جبرانی یا درآمدی نیز می‌نامند (Cho *et al.*, 2007). اثر نهایی ICT بر مصرف انرژی، وابسته به برآیند این دو اثر است. چنان‌چه اثر جانشینی بزرگ‌تر از اثر جبرانی باشد، توسعه ICT باعث کاهش مصرف انرژی و چنان‌چه اثر جانشینی کوچک‌تر از اثر جبرانی باشد، توسعه ICT باعث افزایش مصرف انرژی می‌شود (Ozcan & Apergis, 2017).

رابطه فناوری اطلاعات و ارتباطات با محیط‌زیست نیز یکی از موضوعات پیچیده و چندبعدی است. ICT می‌تواند هم تأثیر مثبت و هم منفی بر پایداری محیط‌زیست داشته باشد. اثرات مثبت و منفی ICT بر محیط‌زیست معمولاً در سه دسته کلی تقسیم‌بندی می‌شوند که در جدول ۱ نشان داده شده است. دو دسته اول می‌توانند هم مثبت و هم منفی باشند و شامل اثرات نوع اول یا مستقیم (مانند مصرف انرژی توسط تجهیزات ICT یا استفاده از ICT در نظارت و کنترل بر محیط زیست) و اثرات دوم یا غیرمستقیم (مانند افزایش کارایی سیستم حمل و نقل در اثر به‌کارگیری ICT و کاهش آلودگی ناشی از مصرف سوخت) است. دسته سوم که به اثرات انعکاسی مشهور است، بیشتر منفی بوده و به‌دنبال اثرگذاری مستقیم یا غیرمستقیم ICT بر محیط‌زیست ممکن است ایجاد شوند (مانند افزایش استفاده از حمل و نقل عمومی در اثر بهبود عملکرد سیستم حمل و نقل عمومی که خود ناشی از به‌کارگیری ICT در این سیستم است) (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۱).

با توجه به مباحث فوق می‌توان گفت که ارتباط بین ICT با مصرف انرژی و آلودگی هوا، مسأله‌ای پیچیده و چند بعدی است که در خصوص آن پاسخی آشکار و قاطع، قابل ارائه نیست و هرگونه نتیجه‌گیری باید نسبی و با احتیاط کامل تلقی شود.

[1]. Information and Communication Technology (ICT)

[2]. شکاف دیجیتالی (Digital Divide) به شکاف بین اقتصادهای درحال توسعه و توسعه‌یافته در استفاده و دسترسی به ICT اشاره دارد.

جدول ۱- اثرات ICT بر محیط‌زیست

اثرات منفی	اثرات محیط‌زیستی تولید و استفاده از ICT مانند ضایعات الکترونیکی	جانشینی غیرکامل ICT برای سایر موارد	اثر انعکاسی یا بازگشتی
اثرات مثبت	به‌کارگیری ICT مانند استفاده از ICT برای نظارت و کنترل محیط‌زیستی	تغییر ساختارها و کاستن از میزان مواد مورد استفاده در اقتصاد	تغییر سبک زندگی مانند هدایت مصرف سبز و سازگار با محیط‌زیست
نوع اثر	اثر نوع اول یا اثر مستقیم	اثر نوع دوم یا اثر غیرمستقیم	اثر نوع سوم

مأخذ: سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD: 2001) به نقل از فلاحی و همکاران (۱۳۹۱)

Sadorsky (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای تأثیر ICT را بر روی مصرف الکتریسته در کشورهای با اقتصاد نوظهور، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۳ بررسی کرده است. وی در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری ICT، از سه شاخص تعداد کاربران اینترنت، تعداد خطوط تلفن همراه و تعداد کامپیوترهای شخصی استفاده کرده است. یافته‌های این تحقیق در قالب مدل‌های پانل‌پویا و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[1] (SGMM) حاکی از تأثیر مثبت هر سه شاخص، بر روی مصرف الکتریسته این کشورها در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. Ishida (۲۰۱۴) تأثیر توسعه ICT را بر روی مصرف انرژی در کشور ژاپن، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج این بررسی با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[2] (ARDL)، حاکی از تأثیر منفی و معنادار سرمایه‌گذاری در ICT بر روی مصرف انرژی در این کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. Salahuddin & Alam (۲۰۱۵) تأثیر توسعه استفاده از اینترنت را بر روی مصرف برق در کشور استرالیا، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲- ۱۹۸۵ مورد بررسی قرار داده است. نتایج این بررسی با استفاده از رهیافت ARDL، حاکی از تأثیر مثبت و معنادار استفاده از اینترنت بر روی مصرف برق در این کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. یان و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر توسعه ICT را بر مصرف انرژی ۵۰ کشور جهان طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۵ مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه ICT می‌تواند منجر به کاهش مصرف انرژی شود.

علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۴) تأثیر ICT را بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱- ۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند. به این منظور از سه شاخص: تعداد کاربران اینترنت، تعداد خطوط تلفن همراه و تعداد خطوط تلفن ثابت به‌عنوان متغیرهای اندازه‌گیری ICT استفاده شده است. نتایج این مطالعه با استفاده از روش SGMM نشان می‌دهد که گسترش ICT با هر سه شاخص اندازه‌گیری‌شده، مصرف انرژی سرانه را در کشورهای منتخب منطقه منا در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش می‌دهد. گل‌خندان (۱۳۹۶) به بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر ICT و مؤلفه‌های اساسی آن بر مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته پرداخته است. نتایج این مطالعه با استفاده از روش SGMM، نشان می‌دهد که گسترش ICT در کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف انرژی سرانه را در کشورهای درحال‌توسعه افزایش و در کشورهای توسعه‌یافته، کاهش داده است. هم‌چنین، مؤلفه دسترسی در کشورهای درحال‌توسعه، بیشترین اثرگذاری را در افزایش مصرف انرژی و مؤلفه استفاده در کشورهای توسعه‌یافته، بیشترین اثرگذاری را در کاهش مصرف انرژی داشته است.

Al-Mulali و همکاران (۲۰۱۵)، تأثیر خرده‌فروشی اینترنتی را بر انتشار گاز CO_2 در ۷۷ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که خرده‌فروشی اینترنتی تولید گازهای گلخانه‌ای را در کشورهای توسعه‌یافته کاهش می‌دهد؛ در حالی‌که در این زمینه هیچ تأثیر معناداری در مورد کشورهای در حال توسعه مشاهده نشده است. Salahuddin و همکاران (۲۰۱۶) تأثیر استفاده از اینترنت

[1]. Generalized Method of Moment

[2]. Autoregressive Distributed Lag

را بر انتشار گاز CO_2 در کشورهای OECD طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۱ بررسی کرده‌اند. به این منظور از تحلیل‌های داده‌های پانل و برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی پویا[۱] (DOLS)، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[۲] (FMOLS) و میانگین‌گیری گروهی تلفیقی[۳] (PMG) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآودهای این مطالعه نشان می‌دهد که اگرچه تأثیر اینترنت بر انتشار گاز CO_2 مثبت است؛ اما این اثرگذاری از لحاظ بزرگی قابل توجه نیست. بنابراین افزایش نفوذ اینترنت در شرایط فعلی تهدید جدی برای آلودگی هوا در این کشورها نیست. اوزکان و آپرجیس (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اینترنت بر انتشاز گاز CO_2 در ۲۰ کشور دارای اقتصاد نوظهور طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. برآوردگرهای بلندمدت نشان می‌دهند که اینترنت، تأثیر منفی و معناداری بر انتشار گاز CO_2 در کشورهای مورد مطالعه داشته است. به‌گونه‌ای که با یک درصد افزایش در دسترسی به اینترنت، انتشار گاز CO_2 حدود ۲ تا ۳ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین، افزایش سرمایه گذاری در ICT می‌تواند یک کانال قابل قبول برای کاهش سطح آلودگی هوا باشد.

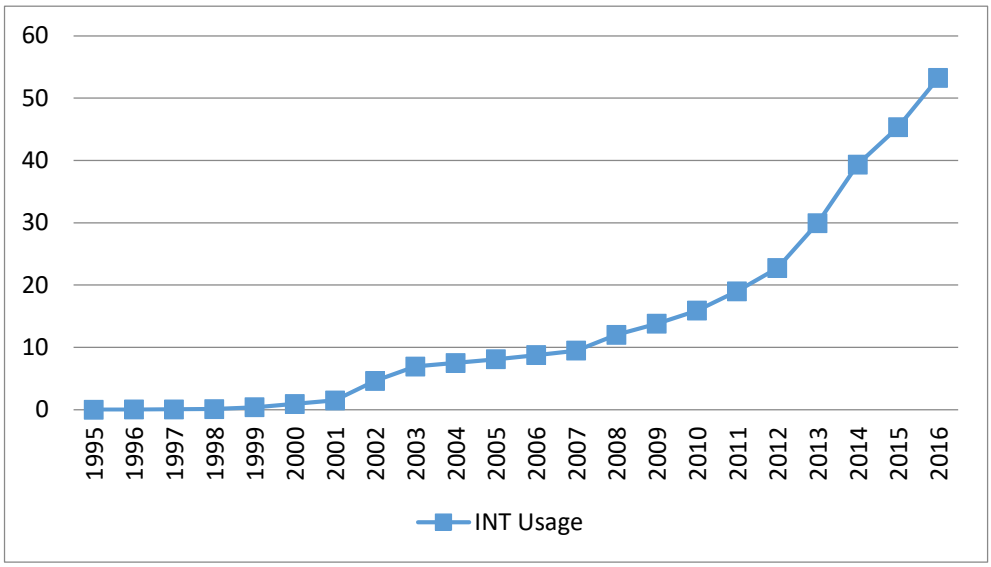
در یکی از معدود مطالعات داخلی انجام‌شده فلاحی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثرات تکنولوژی ارتباطات و اطلاعات بر کیفیت محیطزیست در ایران با استفاده از روش هم‌انباشتگی ARDL طی دوره زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ پرداخته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده تأثیر مثبت خطوط تلفن ثابت و همراه و هم‌چنین مخارج دولت در حوزه ICT بر کیفیت محیط‌زیست است؛ در حالی‌که با افزایش کاربران اینترنت، کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد. هم‌چنین گل‌خندان (۱۳۹۸) نشان داده است که استفاده از اینترنت تأثیر مثبت و معناداری بر آلودگی هوا در کشورهای درحال توسعه داشته است. اما شدت این اثرگذاری از لحاظ عددی ناچیز می‌باشد. به‌گونه‌ای که با ۱۰ درصد افزایش تعداد کاربران اینترنت (در هر ۱۰۰ نفر)، در بلندمدت میزان انتشار گاز CO2 در این کشورها کمتر از ۰/۰۱ درصد افزایش خواهد یافت.

در کشور ایران نیز به‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه، طی دهه گذشته میزان استفاده از اینترنت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های ICT، رشد قابل توجهی داشته است. شکل ۱، درصدی از کل جمعیت در ایران که از اینترنت به‌طور شخصی استفاده می‌کنند را در ایران طی سال‌های ۲۰۱۶- ۱۹۹۵ نشان می‌دهد. ورود اینترنت به ایران در سال ۱۹۹۴ اتفاق افتاده و تا سال ۲۰۰۰ در سطح بسیار محدودی بوده است. از سال ۲۰۰۰ این متغیر با روند افزایشی مواجه بوده و این روند افزایشی از سال ۲۰۰۹ به‌طور قابل توجهی بوده است. به‌طور کلی و بر اساس محاسبات این تحقیق، درصدی از کل جمعیت در ایران که از اینترنت به‌طور شخصی استفاده می‌کنند، با متوسط نرخ رشد سالیانه حدود ۷۴ درصد از مقدار ۰/۰۰۴ درصد در سال ۱۹۹۵ به مقدار ۵۳/۲۲۷ درصد در سال ۲۰۱۶ رسیده است. بر این اساس در مطالعه حاضر به بررسی نظری و تجربی اثر اینترنت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های ICT، بر روی مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران پرداخته می‌شود. به این منظور با استفاده از آزمون پنج مرحله‌ای Johansen (۱۹۹۲)، اثر بلندمدت تعداد کاربران اینترنت بر روی مصرف انرژی و انتشار گاز کربن دی‌اکسید (CO_2) در ایران طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۶- ۱۹۹۵ اندازه‌گیری می‌شود.

۱. Dynamic Ordinary Least Square

۲. Fully Modifid Ordinary Least Square

۳. Pooled Mean Group



مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از داده‌های WDI.

شکل ۱- درصدی از کل جمعیت در ایران که از اینترنت به طور شخصی استفاده می‌کنند (طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶)

مواد و روش‌ها

معرفی مدل و داده‌ها

در مقاله حاضر، به‌منظور بررسی تأثیر نفوذ اینترنت بر روی مصرف انرژی در ایران، از مدل مقاله Ishida (۲۰۱۴) و Sadorsky (۲۰۱۲) که یک مدل سمت تقاضای انرژی و به‌صورت زیر می‌باشد، بهره گرفته شده است:

(۱)

$$Ln(ecpc)_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(gdppc)_t + \alpha_2 Ln(cpi)_t + \alpha_3 Ln(intusers)_t + \varepsilon_t$$

در رابطه فوق، متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

$Ln(ecpc)_t$: لگاریتم طبیعی مصرف انرژی سرانه (بر حسب کیلوگرم معادل نفتی) به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری مصرف انرژی.

$Ln(gdppc)_t$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ (بر حسب دلار آمریکا) به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری درآمد.

$Ln(cpi)_t$: لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف‌کننده (۲۰۰۵=۱۰۰) به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری قیمت انرژی.

به‌دلیل عدم دسترسی کامل به داده‌های قیمت انرژی طی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه، به‌مانند مطالعات Sadorsky (۲۰۱۲) و Odhiambo (۲۰۱۰) از شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان پروکسی قیمت انرژی استفاده شده است.

$Ln(intusers)_t$: لگاریتم طبیعی تعداد کاربران اینترنت (به‌ازای هر ۱۰۰ نفر جمعیت)، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نفوذ اینترنت.

هم‌چنین، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی (۲۰۱۶-۱۹۹۵) (دلیل اصلی انتخاب این بازه زمانی آنست که داده‌های تعداد کاربران اینترنت از سال ۱۹۹۴ موجود بوده و ورود اینترنت به ایران از این سال شروع شده است) و ε_t جزء خطاء تصادفی است. از آنجاکه دسترسی کامل به برخی از متغیرهای مورد استفاده طی دوره زمانی تحقیق نبوده است، سعی شده است به‌منظور افزایش صحت برآورها، اطلاعات و داده‌های آماری مورد استفاده از یک منبع استخراج شوند. به‌همین دلیل، منبع داده‌های مربوط به تمام متغیرها، شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) است.

به‌منظور بررسی تأثیر نفوذ اینترنت بر روی آلودگی هوا نیز، با توجه به مبانی نظری عوامل مؤثر بر آلودگی هوا و ساختار ایران، از مدل زیر استفاده شده است:

[1]. World Development Indicators

(۲)

$$Ln(co_2)_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(gdppc)_t + \alpha_2 Ln(ecpc)_t + \beta_3 Ln(trade)_t + \beta_4 Ln(intusers)_t + \varepsilon_t$$

در رابطه فوق، CO_2: میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (بر حسب متریک تن و به‌عنوان شاخص آلودگی هوا)، trade: سهم تجارت (مجموع صادرات و واردات) از تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرها نیز به‌صورت فوق تعریف شده‌اند.

روش تحقیق

در این مطالعه جهت شناسایی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش هم‌انباشتگی[1] (هم‌جمعی) Johansen-Juselius (۱۹۹۰) و بعد از تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، به‌منظور بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. هم‌انباشتگی به این معناست که بین دو متغیر که هر یک به‌تنهایی ناماناست، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. به‌علاوه متغیرهای هم‌انباشته دارای یک الگوی تصحیح خطا نیز هستند که بیان‌گر رابطه کوتاه‌مدت بین آن‌هاست. در عمل استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی از روش‌های مختلفی مثل Engle-Granger و Engle-Yoo نیز امکان‌پذیر است، اما روش یوهانسن ـ یوسیلیوس به‌عنوان روش برتر می‌تواند روابط بلندمدت را در صورت وجود دو یا چند متغیر شناسایی و تعیین کند (Enders, 1995). این روش مبتنی‌بر یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است که در آن تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راست‌نمایی صورت می‌گیرد. یک الگوی VAR که دارای n متغیر درونزا و k وقفه زمانی برای هر متغیر است، در شکل ماتریسی به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

(۳)

$$x_t = A_0 + \sum_{j=1}^{k} A_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

در این رابطه، A_0 بردار (n×1) ضرایب ثابت و x_t بردار (n×1) مربوط به متغیرهای الگو، A_j ماتریس (n×n) ضرایب الگو و ε_t بردار مربوط به جملات اخلال الگو است. اکنون برای پیونددادن رفتار کوتاه‌مدت x_t به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان رابطه (۲) را درقالب الگوی تصحیح خطای برداری[2] (VECM) به‌صورت زیر درآورد:

(۴)

$$\Delta x_t = A_0 + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \prod x_{t-k} + \varepsilon_t$$

که در رابطه فوق Δ نشان‌گر تفاضل مرتبه اول و:

$$\Gamma_j = -I + \sum_{j=1}^{k-1} A_j \quad , \quad \prod = -I + \sum_{j=1}^{k} A_j$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. (به‌شرط آن‌که این ماتریس دارای رتبه کامل نباشد). در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است (نوفرستی، ۱۳۸۹). با تعیین رتبه این ماتریس می‌توان تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را تعیین کرد. روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن ـ یوسیلیوس با استفاده از دو آماره آزمون اثر[3] (λ_{Trace}) و حداکثر مقادیر ویژه[4] (λ_{Max}) رابطه یا روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تعیین می‌کند:

(۵)

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -T\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

که در رابطه فوق $\hat{\lambda}_i$ عبارت است از مقادیر برآوردشده ریشه‌های مشخصه‌ی حاصل از برآورد ماتریس Π که اصطلاحاً این ریشه‌ها را مقادیر ویژه[5] می‌نامند و T تعداد

[1]. Co-integration

[2]. Vector Error Correction Model

[3]. Trace Test

[4]. Maximum Eigen Value Test

[5]. Eigenvalues

مشاهدات قابل استفاده در تخمین می‌باشد. آماره اول مربوط به آزمون این فرض است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی کمتر و یا مساوی r است. فرض رقیب در این حالت آنست که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بزرگ‌تر از r است. آماره دوم مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی برابر r می‌باشد. فرض رقیب در این حالت آنست که تعداد این بردارها مساوی r+1 است. پس می‌توان گفت نقطه آغاز این روش برای آزمون و تعیین روابط هم‌انباشتگی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری است.

به‌طور کلی مراحلی که در استفاده از روش یوهانسن (۱۹۹۲) بایستی انجام داد، به‌ترتیب زیر است: ۱. آزمون مرتبه‌ی جمعی متغیرهای الگو. ۲. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی VAR. ۳. تعیین رتبه ماتریس Π. ۴. تشخیص وجود روند در آمار و درنتیجه لزوم واردکردن متغیرهای قطعی[1] هم‌چون عرض از مبدأ و روند زمانی در بردارهای هم‌جمعی. ۵. اعمال قیدهای خطی بر روابط هم‌جمعی به‌منظور شناسایی روابط تعادلی بلندمدت که از نظر اقتصادی با مفهوم‌اند.

شایان ذکر است برای تجزیه‌وتحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی در این مطالعه از نرم‌افزار Eviews استفاده شده است.

نتایج

اولین گام در روش یوهانسن آزمون مرتبه‌ی جمعی متغیرهای الگو است، تا بتوان برای بدست‌آوردن بردار یا بردارهای هم‌جمعی، الگوی موردنظر را به‌گونه مناسبی تنظیم کرد. هم‌چنین، در این روش بایستی تمام متغیرهای مورد بررسی از درجه مانایی یکسانی برخوردار باشند. اساساً، پیش از مدل‌سازی داده‌های سری‌زمانی، باید مانایی آنها بررسی شود؛ زیرا در صورت نامانابودن سری‌های‌زمانی، احتمال رگرسیون کاذب وجود دارد. بنابراین، در این مطالعه نیز برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، به بررسی درجه مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد حداقل مربعات تعمیم‌یافته دیکی ـ فولر[2] (DF-GLS) پرداخته شده است. نتایج این آزمون یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و بدون متغیر روند زمانی (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی (C+T) در جدول ۲ آمده است. بر اساس نتایج این جدول و با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون در سطوح مختلف، کلیه متغیرها در هر دو حالت در سطح ۱۰ درصد نامانا بوده، اما پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. لذا کلیه متغیرها، مانا (هم‌انباشته) از مرتبه یک یعنی، I(1) می‌باشند.

تحلیل‌های هم‌انباشتگی یوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است؛ به‌گونه‌ای که بتوان اطمینان حاصل کرد که جملات خطا خصوصیات کلاسیک را دارا هستند. در این مطالعه برای تعیین طول وقفه بهینه در مدل مورد بررسی، از معیارهای حداکثر راست‌نمایی (LR)، خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)، آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و هنان ـ کوئین (HQ) استفاده شده است. نتایج محاسبه مقدار این معیارها در جدول ۳ آمده است. با توجه به اینکه در مطالعه حاضر حجم نمونه تقریباً کوچک است و تعداد وقفه بالا درجه آزادی را به‌شدت کاهش می‌دهد، حداکثر سه وقفه برای آزمون تعیین شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای LR و SC وقفه بهینه الگو ۱ و بر اساس معیارهای FPE و AIC و HQ وقفه بهینه الگو ۳ تعیین می‌شود. از آنجاکه معیار شوارتز از اصل صرفه‌جویی[3] پیروی می‌کند و برای تعداد داده‌های کم مناسب‌تر است (مولایی و گلخندان، ۱۳۹۲)، وقفه بهینه الگو ۱ انتخاب می‌شود. نتایج مطالعه Ivanov & Kilian (۲۰۰۵) نیز نشان داده است که مناسب‌ترین معیار برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، معیار شوارتز است. نتایج طول وقفه بهینه برای معادله انتشار گاز کربن دی‌اکسید نیز طول وقفه بهینه را ۱ گزارش می‌کند.

[1]. Deterministic

[2]. Dicky Fuller-Generalized Last Squire

[3]. Parsimony

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی

متغیر	آزمون ریشه واحد (DF-LS)				درجه مانایی
	C		C+T		
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	
	مقدار آماره				
Ln(ecpc)	-۱/۵۱۹	-۵/۴۷۰	-۲/۰۷۰	-۵/۶۷۹	I(1)
Ln(gdppc)	-۱/۳۳۱	-۲/۰۵۰	-۱/۲۴۰	-۲/۹۵۱	I(1)
Ln(cpi)	۲/۶۲۱	-۲/۰۰۱	-۱/۸۳۵	-۲/۹۸۲	I(1)
Ln(intusers)	-۱/۰۰۷	-۲/۱۸۱	-۱/۶۰۰	-۳/۴۷۷	I(1)
Ln(co2)	-۱/۲۱۲	-۳/۸۸۵	-۱/۵۵۸	-۳/۷۸۴	I(1)
Ln(open)	-۱/۴۶۹	-۶/۲۱۲	-۲/۶۲۸	-۵/۴۶۱	I(1)

* مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد (DF-GLS) با وجود عرض از مبدأ و بدون متغیر روند زمانی در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد به‌ترتیب عبارت‌اند از: ۲/۶۹۹-، ۱/۹۶۱- و ۱/۶۰۶- و مقادیر بحرانی این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد به‌ترتیب عبارت‌اند از: ۳/۷۷۰-، ۳/۱۹۰- و ۲/۸۹۰- .

* وقفه انتخابی آماره DF-GLS توسط معیار شوارتز انتخاب شده است.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

جدول۳- نتایج تعیین وقفهٔ بهینه مدل در الگوی VAR

وقفه	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	NA	-۸e۳/۳۵	-۵/۸۶۱	-۵/۶۶۵	-۵/۸۴۲
۱	۱۰۸/۳۸۳*	-۱۱e ۲/۸۲	-۱۳/۰۱۱	-۱۳/۷۲۵*	-۱۲/۹۱۳
۲	۲۲/۳۴۸	-۱۱ e ۱/۷۱	-۱۳/۹۲۲	-۱۲/۰۳۱	-۱۳/۷۴۶
۳	۱۶/۹۳۵	*-۱۲e ۷/۰۱	-۱۶/۲۷۳*	-۱۲/۱۵۷	-۱۶/۰۲۱*

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

حال با استفاده از روش یوهانسن ـ یوسلیوس به برآورد ضرایب بلندمدت مدل می‌پردازیم. در این راستا یوهانسن (۱۹۹۲) پیشنهاد می‌کند که لزوم واردکردن متغیرهای قطعی در الگو را به‌صورت توأم با تعیین رتبه ماتریس Π مورد آزمون قرار دهیم. روش پیشنهادی به این صورت است که الگوی موردنظر را به‌ترتیب از مقیدترین حالت (الگوی I) تا نامقیدترین حالت (الگوی V) برآورد می‌کنیم. سپس فرضیه وجود هیچ بردار هم‌جمعی ($r=0$) را به‌ترتیب در آن‌ها آزمون می‌کنیم. اگر بر اساس کمیت‌های بحرانی آماره آزمون اثر (یا حداکثر مقدار ویژه) این فرضیه رد شد، در مرحله‌ی دوم فرضیه‌ی صفر $r=1$ را مجدداً به‌همین ترتیب از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت آزمون می‌کنیم. وقتی متوقف می‌شویم که فرضیه صفر مورد پذیرش واقع شود. در این هنگام تعداد بردارهای هم‌جمعی به‌همراه الگویی که بر اساس آن این تعداد بردارهای هم‌جمعی تعیین شده است، به‌صورت یک‌جا مشخص می‌شود (نوفرستی، ۱۳۸۹). نتایج برآورد الگوی موردنظر از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت در جدول ۴ آمده است. بر اساس توضیحات شرح داده شده و کمیت‌های آماره آزمون اثر (λ_{Trace}) و حداکثر مقدار ویژه (λ_{Max}) که در جدول ۴ آمده‌اند، الگوی سوم مناسب‌ترین الگو برای تحلیل هم‌جمعی در مدل ارائه

شـده تحقیـق، انتخـاب و در عـین حـال نیـز دو بـردار هم‌جمعی بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود.

جدول ۴- کمیت‌های آماره آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه به‌منظور تعیین الگوی بردارهای هم‌جمعی

آزمون اثر						
H_0	H_1	I	II	III	IV	V
r=0	$r \geq 1$	۸۸/۳۹۲ (۴۰/۱۷۴)	۱۱۲/۴۴۷ (۵۴/۰۷۹)	۹۹/۲۲۷ (۴۷/۸۵۶)	۱۲۹/۳۳۷ (۶۳/۸۷۷)	۸۶/۱۸۲ (۵۵/۲۴۶)
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۳۸/۸۱۸ (۲۴/۲۷۶)	۵۶/۵۷۵ (۳۵/۱۹۳)	۴۴/۵۰۹ (۲۹/۷۹۷)	۶۸/۴۲۸ (۴۲/۹۱۵)	۴۳/۶۳۴ (۳۵/۰۱۱)
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۲۲/۶۰۲ (۲۴/۲۸)	۲۸/۰۲۲ (۲۰/۲۶۲)	۱۲/۹۵۵ (۱۵/۴۹۵)	۳۴/۸۶۵ (۲۵/۸۷۲)	۲۱/۰۵۵ (۱۸/۳۹۸)
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۱/۰۴۸ (۴/۱۳۰)	۳/۸۲۰ (۹/۱۶۵)	۰/۸۱۲ (۳/۸۴۱)	۵/۷۶۵ (۱۲/۵۱۷)	۳/۸۴۱ (۰/۲۱۹)
آزمون حداکثر مقدار ویژه						
H_0	H_1	I	II	III	IV	V
r=0	r=1	۴۹/۵۷۴ (۲۴/۱۵۹)	۵۵/۸۷۲ (۲۸/۵۸۸)	۵۴/۷۱۹ (۲۷/۵۸۴)	۶۰/۹۶۹ (۳۲/۱۱۸)	۴۲/۵۴۸ (۳۰/۸۱۵)
$r \leq 1$	r=2	۱۹/۲۱۵ (۲۴/۱۵)	۲۸/۵۵۳ (۲۲/۳۰۰)	۲۸/۵۵۳ (۲۱/۱۳۲)	۳۳/۵۶۳ (۲۸/۸۲۳)	۳۰/۵۷۹ (۲۴/۲۵۲)
$r \leq 2$	r=3	۱۲/۵۵۴ (۱۱/۲۲۵)	۱۶/۲۰۱ (۱۵/۸۹۲)	۱۲/۱۴۳ (۱۴/۲۶۵)	۲۲/۵۳۰ (۱۹/۳۸۷)	۱۸/۸۳۷ (۱۷/۱۴۸)
$r \leq 3$	r=4	۱/۰۴۸ (۴/۱۳۰)	۳/۸۲۰ (۹/۱۶۵)	۰/۸۱۲ (۳/۸۴۱)	۵/۷۶۵ (۱۲/۵۱۷)	۳/۸۴۱ (۰/۲۱۹)

❋ الگوی I: بدون عرض از مبدأ (C) و روند زمانی (T)، الگوی II: C مقید و بدون T، الگوی III: C نامقید و بدون T، الگوی IV: C نامقید و T مقید و الگوی V: C و T نامقید.

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

بر اساس طی کردن رویه فـوق بـرای معادلـه انتشـار گـاز CO_2، الگوی مناسب الگوی سوم و در عین حال سه بردار هم‌جمعی بین متغیرهای این مدل تأیید می‌شود.

نکتـه مهـم آن‌کـه بردارهـای هم‌جمعـی به‌دسـت‌آمده از آزمون‌های اثر و حـداکثر مقـدار ویـژه صـرفاً یـک روابـط آماری هستند. لذا باید برداری را انتخاب کرد که توجیه و استدلال اقتصادی داشـته یاشـد و علـاوه بـر آن از لحـاظ آماری نیز، ضرایب آن معنادار باشد. بر این اسـاس، بـردار هم‌انباشتگی نرمال‌شده مناسب به‌همراه انحـراف معیـار و آماره t متغیرهای هر دو مدل در جدول ۵ آمده است. این بردار نشان‌دهنده رابطه تعادلی بلندمدتی اسـت کـه بـین متغیرهـای دو الگـو برقـرار می‌باشـد. علامـت ضـرایب محاسبه‌شده با توجه به مبانی نظری و مطالعـات تجربـی، انتظار ما را در تخمین روابط بلندمدت بـرآورده می‌کننـد. مقدار آماره t نشان می‌دهد که کلیه ضرایب محاسبه‌شـده بلندمدت در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادارند.

جدول۵- نتایج برآورد رابطه‌های تعادلی بلندمدت

نتایج برآورد بردار هم‌انباشتگی نرمال‌شده برای متغیرهای مدل مصرف انرژی			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
Ln(ecpc)	-۱	-	-
Ln(gdppc)	۳/۸۸۹***	۰/۵۷۸	۶/۷۲۹
Ln(cpi)	-۱/۴۰۶***	۰/۱۷۲	-۸/۱۸۲
Ln(intusers)	۰/۱۹۰***	۰/۰۲۲	۸/۷۸۴
C	۱۶/۷۶۳	-	-
نتایج برآورد بردار هم‌انباشتگی نرمال‌شده برای متغیرهای مدل انتشار CO_2			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
$Ln(co_2)$	-۱	-	-
Ln(gdppc)	۰/۶۶۲***	۰/۱۷۱	۳/۸۸۱
Ln(ecpc)	۱/۵۲۱***	۰/۲۹۲	۵/۲۱۲
Ln(trade)	۰/۲۸۵***	۰/۰۸۳	۳/۴۴۸
Ln(intusers)	۰/۰۵۹***	۰/۰۰۸	۶/۶۶۹
C	-۲/۷۵۱***	-	-

* علایم * ، ** و *** به‌ترتیب معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.
مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

بر این اساس، می‌توان رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل مصرف انرژی را به‌صورت زیر نشان داد:

$$Ln(ecpc)_t = 16.76 + 3.89Ln(gdppc)_t - 1.41Ln(cpi)_t + 0.19Ln(intusers)_t \quad (۵)$$

نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که سرانه مصرف انرژی در ایران از گسترش نفوذ اینترنت تأثیر اندک، اما مثبت می‌پذیرد؛ به‌طوری‌که رشد ۱ درصدی تعداد کاربران اینترنت (در هر ۱۰۰ نفر) در بلندمدت، ۰/۱۹ درصد سرانه مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. این نتیجه گویای آنست که هزینه‌های ایجادشده از گسترش و توسعه اینترنت در افزایش مصرف انرژی در ایران، بیشتر از صرفه‌جویی‌های ناشی از آنست. نتیجه به‌دست‌آمده هم‌سو با نتایج صلاح‌الدین و آلام (۲۰۱۵) برای کشور استرالیا، سادرسکی (۲۰۱۲) برای کشورهای دارای اقتصاد نوظهور و علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۴) برای کشورهای منطقه منا (خاورمیانه و شمال آفریقا) می‌باشد.

ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه نیز مطابق انتظار مثبت و دارای مقدار قابل توجهی است. این نتیجه نشان‌دهنده آنست که رشد اقتصادی کشور، مستلزم سطوح بالایی از مصرف انرژی است. بر این اساس چنان‌چه تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی) ۱ درصد افزایش یابد، در بلندمدت سرانه مصرف انرژی چیزی حدود ۳/۸۹ درصد افزایش می‌یابد. در مورد متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز بایستی گفت که با افزایش ۱ درصدی در این متغیر، میزان سرانه مصرف انرژی کشور در بلندمدت حدود ۱/۴۱ درصد

کاهش می‌یابد. از آن‌جاکه تورم سبب کاهش قدرت خرید مصرف‌کننده شده و به‌دلیل آثار منفی که بر تولید به‌جای می‌گذارد، کاهش در تقاضای انرژی را موجب می‌شود، نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار و قابل قبول است.

رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل انتشار گاز CO_2 را نیز می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$Ln(co2)_t = -2.75 + 0.66Ln(gdppc)_t + 1.52Ln(ecpc)_t + 0.29Ln(trade)_t + 0.06Ln(intusers)_t$$

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل فوق، ضریب متغیر اینترنت، مثبت و معنادار به‌دست آمده است؛ اما از لحاظ بزرگی در قیاس با سایر متغیرها اندک می‌باشد. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در تعداد کاربران اینترنت در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز CO_2 را در کشور ایران حدود ۰/۰۶ درصد افزایش خواهد داد. بر این اساس می‌توان گفت که افزایش میزان استفاده از اینترنت، تهدیدی چندان جدی برای کیفیت محیط زیست و آلودگی هوا در ایران نخواهد بود. نتیجه به‌دست‌آمده هم‌سو با نتایج مطالعات صلاح‌الدین و همکاران (۲۰۱۶) و فلاحی و همکاران (۱۳۹۱) می‌باشد.

ضریب متغیر درآمد سرانه (رشد اقتصادی) مثبت و معنادار به‌دست آمده است. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در درآمد سرانه در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز CO_2 را در کشور ایران حدود ۰/۶۶ درصد افزایش خواهد داد. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده می‌توان گفت که بر اساس منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[1] (EKC)، در مراحل اولیه توسعه اقتصادی به‌دلیل عوامل مختلف مانند اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط‌زیست پاک، پایین بودن تکنولوژی تولید، پایین بودن سطح آگاهی‌های زیست‌محیطی و ...، رشد اقتصادی با افزایش آلودگی هوا همراه خواهد بود (مورد کشورهای درحال‌توسعه). از آن‌جاکه اقتصاد ایران همانند بیشتر کشورهای درحال‌توسعه در قسمت صعودی منحنی EKC قرار دارد و رشد اقتصادی بالاتر در این کشور مستلزم تخریب محیط‌زیست و آلودگی هواست، نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار است.

ضریب متغیر سرانه مصرف انرژی، مطابق انتظار مثبت و معنادار به‌دست آمده است. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در سرانه مصرف انرژی در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز CO_2 را در کشورهای مورد مطالعه حدود ۱/۵۲ درصد افزایش خواهد داد. مقداری عددی ضریب برآوردی این متغیر نسبت به سایر متغیرها بزرگ‌تر و قابل توجه‌تر می‌باشد؛ چراکه مصرف انرژی، منبع اصلی انتشار گاز CO_2 محسوب می‌شود و با افزایش در مصرف انرژی، آلودگی نیز به‌طور قابل توجهی، افزایش می‌یابد.

ضریب متغیر شدت تجارت، مثبت و معنادار است. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در شدت تجارت در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز CO_2 را در کشور ایران حدود ۰/۲۹ درصد افزایش خواهد داد. در مورد شدت تجارت بایستی گفت که چون کشور ایران با توجه به مواهب طبیعی انرژی نفت و نبود قوانین زیست‌محیطی جدی و بسیاری مزیت‌های اقتصادی دیگر به‌سمت تولید کالاهای کثیف و آلاینده پتروشیمی و پالایشگاهی حرکت کرده و در تولید این کالاها مزیت نسبی یافته است (پهلوانی و همکاران، ۱۳۹۳)؛ انتظار نیز بر آن بوده است که اثرگذاری این متغیر بر آلودگی هوا مثبت باشد.

نتایج آزمون‌های تشخیص شامل: آزمون خودهمبستگی (آزمون پورتمن)، آزمون واریانس ناهمسانی (آزمون ARCH-LM چند متغیره) و آزمون نرمال‌بودن پسماندها (آزمون جارک‌برا) بر روی مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که بر اساس مقادیر به‌دست‌آمده، هر دو مدل برآوردی فاقد مشکل خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بوده و باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال هستند که این

[1]. Environmental Kuznets Curve

نتایج به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند.

بحث

در راستای بررسی سنجش تأثیر بلندمدت نفوذ اینترنت بر مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران، در این مقاله از روش هم‌انباشتگی پنج مرحله‌ای یوهانسن استفاده شده است. به این منظور از دو مدل سمت تقاضای انرژی و انتشار گاز CO_2 و داده‌های آماری سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۹۵ استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد حداقل مربعات تعمیم‌یافته دیکی ــ فولر (DF-GLS) برای متغیرهای هر دو مدل حاکی از آن است که همه متغیرها I(1) و از درجه انباشتگی واحد برخوردارند. هم‌چنین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن وجود بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر دو مدل تأیید می‌شود. نتایج ضرایب بردار اقتصادی در مدل مصرف انرژی، پس از نرمال‌کردن مؤید این مطلب است که در بلندمدت رابطه متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و تعداد کاربران اینترنت (در هر ۱۰۰ نفر) با سرانه مصرف انرژی، مثبت و معنادار است؛ اما شاخص قیمت مصرف‌کننده با سرانه مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه منفی و معنادار دارد. ضرایب بردار اقتصادی در مدل انتشار گاز CO_2، پس از نرمال‌کردن مؤید این مطلب است که در بلندمدت رابطه متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، سرانه مصرف انرژی، شدت تجارت و تعداد کاربران اینترنت (در هر ۱۰۰ نفر) با انتشار گاز CO_2، مثبت و معنادار است؛ اما از لحاظ بزرگی ضریب نفوذ اینترنت در قیاس با سایر متغیرها اندک و کوچک‌تر می‌باشد. به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در تعداد کاربران اینترنت در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، میزان انتشار گاز CO_2 را در کشور ایران حدود ۰/۰۶ درصد افزایش خواهد داد. بر این اساس می‌توان گفت که افزایش میزان استفاده از اینترنت، تهدیدی چندان جدی برای کیفیت محیط زیست و آلودگی هوا در ایران نخواهد بود.

با توجه به نتایج این تحقیق به‌نظر می‌رسد که افزایش نفوذ اینترنت نتوانسته است با سازمان‌دهی مجدد فرآیندهای تولیدی و رفتارهای کنترلی بهتر، به کاهش مصرف انرژی و در نتیجه کاهش هزینه‌ها کمک کند و به تقاضای اضافی برای انرژی در کشور منجر شده است. در توجیه این نتیجه بایستی گفت که در کشور ایران، اینترنت بیشتر مواقع به‌منظور تسهیل فعالیت‌ها به‌کار گرفته می‌شود و جایگزینی کامل آن به‌جای فعالیت‌های انرژی‌بر و هم‌چنین مصرف منابع طبیعی کمتر مشاهده می‌شود. بر این اساس، حرکت به‌سمت سیاست‌ها و برنامه‌هایی که از اینترنت به‌منظور کاهش مصرف انرژی در کشور بهره‌گیری شود، ضروری است. به‌عنوان مثال می‌توان با زمینه‌سازی استفاده بیشتر از اینترنت در راستای کاهش سفرهای درون‌شهری، گسترش مبادلات الکترونیکی و الکترونیکی‌کردن امور اداری و کاهش نیاز به مراجعات حضوری، نقاضا برای حمل‌ونقل و در نتیجه مصرف حامل‌های انرژی را کاهش داد.

منابع

۱. **پهلوانی، م.؛ دهباشی، م. و مرادی، ا.، ۱۳۹۳.** بررسی تأثیر توسعهٔ تجارت و رشد اقتصادی بر کیفیت محیط زیست در ایران. تحقیقات اقتصادی. شماره ۳، صفحات ۴۶۳ تا ۴۸۲.

۲. **علیزاده، م. و گل خندان، ا.، ۱۳۹۴.** تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا (رویکرد GMM سیستمی). فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای. شماره ۱۰، صفحات ۱۱۵ تا ۱۳۹.

۳. **فلاحی، ف.؛ سجودی، س. و ممی پور، س.، ۱۳۹۱.** بررسی تأثیر تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر کیفیت محیط زیست ایران. فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی. شماره ۲، صفحات ۱۴۹ تا ۱۷۱.

۴. **گل خندان، ا.، ۱۳۹۶.** مقایسه تطبیقی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) و مؤلفه‌های آن بر مصرف انرژی در کشورهای درحال توسعه

و توسعه یافته. بررسی مسائل اقتصاد ایران. شماره ۴، صفحات ۱۳۵ تا ۱۵۴.

۵. **گل خندان، ا.، ۱۳۹۸.** تأثیر استفاده از اینترنت بر انتشار گاز CO2 در کشورهای درحال توسعه. مطالعات علوم محیط زیست. شماره ۴، صفحات ۱۵۵۴ تا ۱۵۶۴.

۶. **مولایی، م. و گل خندان، ا.، ۱۳۹۲.** اثرات بلندمدت و کوتاه مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با درنظر گرفتن متغیر بدهی‌های خارجی. فصلنامه راهبرد اقتصادی. سال ۲، شماره ۵، صفحات ۹۵ تا ۱۱۵.

۷. **نوفرستی، م.، ۱۳۸۹.** ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات رسا.

8. **Al-Mulali, U.; Ting, L.S. and Ozturk, I., 2015.** The global move toward Internet shopping and its influence on pollution: an empirical analysis. Environ Sci Pollut Res. Vol. 22, No. 13, pp: 9717-9727.
9. **Cho, Y.; Lee, J. and Kim, T., 2007.** The impact of ICT investment and energy price on industrial electricity demand: dynamic growth model approach. EnergyPolicy. Vol. 35, pp: 4730-4738.
10. **Enders, W., 1995.** Applied Econometric Time Series. John Wiley Sons, Ince. USA. 433 p.
11. **Houghton, J.W., 2009.** ICT and the Environment in Developing Countries: An Overview of Opportunities and Developments. Communications & Strategies. No. 76, 39 p.
12. **http://www.itu.int/ict/statistics**
13. **Ishida, H., 2014.** The effect of ICT development on economic growth and energy consumption in Japan. TelematicsandInformatics. pp: 1-10.
14. **Ivanov, V. and Kilian, L., 2005.** A Practitioner's guide to lag order selection for (VAR) impulse response analysis. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics. Vol. 9, No. 1, pp: 1219-1221.
15. **Johanson, S., 1992.** Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-Integration-Whit Applications to the Demand or Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistic. Vol. 52, pp: 169-210.
16. **Odhiambo, N.M., 2010.** Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: a comparative study. Energy Policy. Vol. 38, pp: 2463-2469.
17. **Ozcan, I. and Apergis, N., 2017.** The impact of internet use on air pollution: Evidence from emerging countries. Environmental Science and Pollution Research. pp: 1-16. https://doi.org/10.1007/s11356-017-0825-1.
18. **Sadorsky, P., 2012.** Information communication technology and electricity consumption in emerging economies. Energy Policy. Vol. 48, pp: 130-136.
19. **Salahuddin, M.; Alam, K. and Ozturk, I., 2016.** The effects of Internet usage and economic growth on CO2 emissions in OECD countries: a panel investigation. Renew Sust Energ Rev. Vol. 62, pp: 1226-1235.
20. **Salahuddin, M. and Alam, K., 2015.** Internet usage electricity consumption and economic growth in Australia, A time series evidence. Telematics Inf. Vol. 32, pp: 862-878.
21. **Yan, Z.; Shi, R. and Yang, Z., 2018.** ICT development and sustainable energy consumption: A perspective of energy productivity. Sustainability. pp: 1-15.

Assess the Impact of Internet's Influence on Energy Consumption and Air Pollution in Iran

Abolghasem Golkhandan*[1], Somayeh Sahraei[2]

1*- Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khoram Abad, Iran.
2- Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Science and Research Branch Khuzestan University, Ahvaz, Iran.

Abstract
Expand the usage of Internet and consequently reducing the digital divide between developing and developed countries, shows the study of effect this variable on the energy consumption and air pollution in developing countries is important. In this regard, the main objective of this paper is to examine the impact of the Internet's influence on energy consumption and CO_2 emission in Iran Using time series data 1995-2016. The results using co-integration five-step Johansson (1992) method showed a positive impact of Internet on the per capita energy consumption in the long term. A one percent increase in the number of Internet users (per 100 people), in the long run, increase the per capita energy consumption in Iran by 0.19 percent. Accordingly, the move to the policies and programs that take advantage of the Internet to reduce energy consumption in the country is essential. Also, the long-term impact of the Internet on air pollution is positive, but it is negligible. So that a one percent increase in the number of Internet users (per 100 people), in the long run, increase the level of CO_2 emissions in the country by about 0.06 percent. Accordingly, it can be said that the increase in Internet usage is not a serious threat to air pollution in Iran.

Key words: Internet, Energy Consumption, Air Pollution, Johansson Method, Iran.

Corresponding Author’s email: golkhandana@gmail.com