

سنجش تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا (رویکرد GMM سیستمی)

محمد علیزاده¹

استادیار اقتصاد بخش عمومی دانشکده علوم

اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان

ابوالقاسم گل خندان²

دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی

دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه

لرستان

تاریخ پذیرش: 1394/7/20

تاریخ دریافت: 1393/11/27

چکیده

فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) می‌تواند از طریق سازمان‌دهی مجدد فرآیندهای تولید به روش‌های کارا تر، مصرف انرژی را کاهش دهد. در مقابل، فراهم آمدن تولیدات و خدمات جدید و افزایش مصرف انرژی موجودی سرمایه فاوا، منجر به تقاضای اضافی برای انرژی می‌شود. از این رو، اثر کلی آن بر مصرف انرژی مبهم بوده است. در این راستا هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا طی دوره زمانی 2011-1995 است. به این منظور از مدل ارائه شده توسط Sadorsky (2012) و سه شاخص: تعداد کاربران اینترنت، تعداد خطوط تلفن همراه و تعداد خطوط تلفن ثابت به عنوان متغیرهای اندازه‌گیری ICT استفاده شده است. هم‌چنین، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-SYS) کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای

(1- نویسنده مسئول: alizadeh_176@yahoo.com)

2- golxhandana@gmail.com

مدل برآورد شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که گسترش ICT با هر سه شاخص اندازه‌گیری شده، مصرف انرژی سرانه را در کشورهای منتخب منطقه منا در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش می‌دهد. به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این شاخص‌ها، به‌طور متوسط مصرف انرژی سرانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $0/007$ و $0/089$ درصد افزایش می‌یابد.

کلیدواژه‌ها: فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، مصرف انرژی، کشورهای منا، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-SYS).

طبقه‌بندی JEL: C23, D83, N75, Q4.

1. مقدمه

فناوری اطلاعات و ارتباطات¹ (فاوا) (ICT) با سرعت متحیرکننده‌ای در کشورهای جهان و بالأخص کشورهای در حال توسعه در حال رشد است. به‌طور مثال، بین سال‌های 2000 تا 2010، تعداد خطوط تلفن همراه به‌ازای هر 100 نفر (به‌عنوان یک شاخص اندازه‌گیری ICT) در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به ترتیب به‌اندازه 187 درصد، 107 درصد و 255 درصد افزایش داشته است (ITU Statistics, 2011). هم‌چنین، بین این سال‌ها، تعداد کاربران اینترنت به‌ازای هر 100 نفر (به‌عنوان یک شاخص اندازه‌گیری ICT) در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به ترتیب به‌اندازه 153 درصد، 102 درصد و 235 درصد افزایش داشته است. بین سال‌های 2002 تا 2010 نیز، نسبت خانوارهایی که به اینترنت دسترسی داشته‌اند (به‌عنوان یک شاخص اندازه‌گیری ICT) در کل کشورهای جهان، کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه به ترتیب به‌اندازه 75 درصد، 62 درصد و 123 درصد افزایش داشته است. این آمارها و سایر آمارهای منتشر شده در این زمینه، یک سؤال جالب و مهم به وجود می‌آورد؛ آیا افزایش استفاده از ICT، بر روی تقاضای انرژی اثر می‌گذارد (Sadorsky, 2012: 131)؟

از طرفی دیگر، در بسیاری از مطالعات تجربی، تأثیر مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی (نظیر مطالعات: Ferguson و همکاران (2000) و Soytaş & Sari (2003)) و تأثیر ICT بر روی

1-Information and Communication Technology (ICT)

رشد اقتصادی (نظیر مطالعات: Jorgenson و همکاران (2003) و Lee و همکاران (2005)) مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است؛ در حالی که رابطه بین ICT و مصرف انرژی به عنوان یک حلقه مفقوده، به رغم اهمیت اقتصادی و زیست محیطی آن توجه نسبتاً کمی را به خود جلب کرده است (Cho et al., 2007: 4730). به طور کلی فاوا دو اثر بر روی مصرف انرژی دارد: فاوا می تواند از طریق سازمان دهی مجدد فرآیندهای تولید به روش های کارا تر، مصرف انرژی و در نتیجه هزینه ها را کاهش دهد (اثر جانشینی). در مقابل، فراهم آمدن تولیدات و خدمات جدید و افزایش مصرف انرژی موجودی سرمایه فاوا، منجر به تقاضای اضافی برای انرژی می شود (اثر درآمدی). از این رو، اثر کلی فاوا بر مصرف انرژی مبهم بوده و به میزان قدرت نسبی این دو اثر بستگی دارد (Mahmoodzadeh & Shahbeyki, 2011).

با توجه به این نکات، در مطالعه حاضر به بررسی نظری و تجربی اثر ICT بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا¹ (خاورمیانه و شمال آفریقا) طی دوره زمانی 2011-1995 پرداخته می شود. با توجه به این که اغلب کشورهای این منطقه از جمله کشورهای در حال توسعه محسوب می شوند و با توجه به سرعت بالای رشد ICT در کشورهای در حال توسعه طبق آمارهای ارائه شده قبلی و کاهش «شکاف دیجیتالی»²، این بررسی می تواند به تفهیم بیشتر تأثیر ICT بر روی تقاضای انرژی این کشورها کمک کند و برنامه ریزان و سیاست گذاران را در تعیین و تصویب سیاست های زیست محیطی و اقتصادی یاری دهد. تاکنون مطالعه داخلی محدودی در این زمینه انجام شده، لذا مطالعه حاضر سعی دارد با استفاده از اطلاعات آماری و اقتصادی 12 کشور منتخب این منطقه، در قالب مدل های پانل (ترکیبی) پویا و روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی³ (GMM-SYS) تبیین دقیقی از اثر ICT (با استفاده از شاخص های تعداد کاربران اینترنت، تعداد خطوط

1-Middle East and North Africa

2- شکاف دیجیتالی (Digital Divide) به شکاف بین اقتصادهای در حال توسعه و توسعه یافته در استفاده و دسترسی به ICT اشاره دارد. بهبود این شکاف به دلیل افزایش بهره وری و ثروت مطلوب است (Sadorsky, 2012: 131). توسعه ICT در کشورهای در حال توسعه و کاهش شکاف دیجیتالی، با توجه به تأثیر آن بر روی مصرف انرژی و به تبع آن، انتشار گازهای گلخانه ای، می تواند توصیه های سیاستی مهمی در این راستا داشته باشد.

3- Generalized Method of Moments System

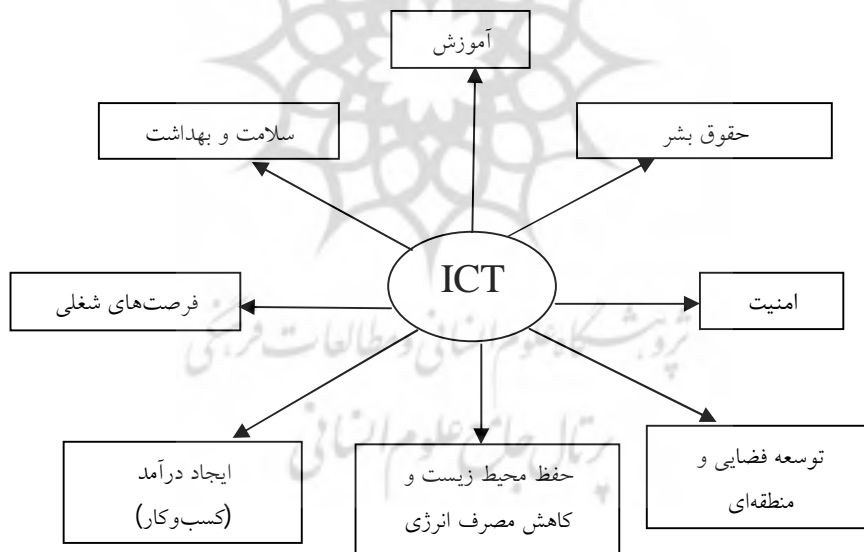
تلفن همراه و تعداد خطوط تلفن ثابت) بر روی مصرف انرژی این کشورها ارائه دهد. مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به مدل، توصیف داده‌ها و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و پیشنهادها آمده است.

2. ادبیات موضوع

1-2. مبانی نظری

شکل (1)، تصویری کلی از حوزه نفوذ و تأثیرگذاری مثبت فناوری اطلاعات و ارتباطات را در ابعاد مختلف زندگی بشر نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، بخش‌های مختلف همچون سلامت و بهداشت، فرصت‌های شغلی، کسب و کار، امنیت، توسعه منطقه‌ای، حقوق بشر و آموزش می‌توانند از قابلیت‌های مثبت این پدیده بهره‌مند شوند. ضمن آن‌که، در بسیاری از موارد این ارتباط می‌تواند دوسویه باشد. همان‌طور که از شکل (1) پیداست، یکی از آثار مثبت توسعه فاوا، در کاهش مصرف انرژی و به تبع آن آلودگی هوا و حفظ محیط‌زیست است.

شکل (1): ارتباطات توسعه‌ای فناوری اطلاعات و ارتباطات



مأخذ: Wakelin & Shadrach (2001) (با اندکی تغییرات)

رشد ICT بسترهای تبادل سریع اطلاعات، کاهش هزینه‌های مبادله، افزایش بهره‌وری و کارایی و ارتقاء سطح زندگی و رفاه را فراهم کرده است. گسترش ICT و تأثیرات قابل توجه آن در افزایش بهره‌وری، از یک سو و کاهش شدت مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته در دهه‌های اخیر از سوی دیگر، موجب شد تا دیدگاه‌هایی در جهت حمایت از این ایده که ICT پتانسیل کاهش انرژی‌بری را بدون کاهش رشد اقتصادی داراست، مطرح و بیان شود که اطلاعات در چرخه فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند به‌عنوان نهاده جانشین انرژی، نقش آفرینی نماید. جانشینی اطلاعات به جای انرژی در مفهوم اقتصادی‌اش، کاربرد اطلاعات بیشتر در فعالیت‌های اقتصادی به‌همراه کاهش مقدار انرژی مورد نیاز است. به عبارت دیگر اطلاعات موجب می‌شود که مقدار مصرف انرژی به‌ازای هر واحد تولید، کاهش یافته و یا ارزش اقتصادی بیشتری به‌وسیله مصرف مقدار یکسان انرژی، ایجاد شود. این رویکرد، پنجره‌ای را برای انجام پژوهش‌هایی که امکان جانشینی اطلاعات و انرژی را بررسی می‌کند، رو به دنیای مطالعات اقتصادی گشود (Jorgenson et al., 2003).

دلایل متعددی برای توضیح این موضوع وجود دارد که چگونه توسعه ICT می‌تواند منجر به کاهش معناداری در مصرف انرژی شود (Ishida, 2014: 3). در این راستا، Toffel & Horvath (2004) به‌عنوان مثال، بر صرفه‌جویی در انرژی بالقوه حاصل از خواندن روزنامه و کاهش نیاز به سفرهای تجاری از طریق استفاده از فن‌آوری‌های اطلاعات بی‌سیم تأکید می‌کنند. در بسیاری دیگر از موارد می‌توان اذعان کرد که ICT منجر به «غیرمادی‌سازی»¹ در بخش‌های گسترده صنعتی از طریق جانشینی و بهینه‌سازی مصرف انرژی و یا مواد می‌شود (Hilty, 2008). علاوه بر این، Barratt (2006) معتقد است که آموزش و پرورش در مورد مدیریت زیست‌محیطی و مصرف بهینه انرژی می‌تواند از طریق آموزش از راه دور و با اینترنت به‌دست آید.

درعین حال برخی از محققان نظیر Cho و همکاران (2007)، Hilty & Ruddy (2010)، Chiabai و همکاران (2010) و Bomhof و همکاران (2013) به دلیل عوارض منفی توسعه ICT بر مصرف انرژی، شک و تردید خود را نسبت به ایده که توسعه ICT به‌طور خودکار به کاهش قابل

توجه در مصرف انرژی منجر می‌شود، اعلام کرده‌اند (Ishida, 2014). در این راستا، Hilty (2008) معتقد است که توسعه ICT از دو کانال مصرف انرژی را به‌طور مثبت در اقتصاد تحت تأثیر قرار می‌دهد: کانال اثرات مستقیم و کانال اثرات غیرمستقیم. کانال اثرات مستقیم مربوط به تولید، استفاده و دفع تجهیزات ICT است، که باعث افزایش مصرف انرژی می‌شود. کانال اثرات غیرمستقیم نیز که برآورد آن بسیار پیچیده است، از طریق جهانی شدن بازارها و توزیع اشکال تولید ناشی از رشد شبکه‌های ارتباطات از راه دور، تقاضا برای انرژی را تحریک و افزایش می‌دهد (که Hilty (2008) این اثر را «اثر القایی»¹ نامیده است).

Pasinetti (1981) و Edquist و همکاران (2001)، تأثیر ICT را بر مصرف انرژی به دو اثر مخالف و غیر هم جهت تقسیم‌بندی کرده‌اند. اولین اثر این که، توسعه ICT تقاضا برای الکتریسیته را از طریق فرآیند نوآوری و جانشین نمودن یک تکنولوژی جدید تولید به جای 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 الکتریسیته دارند و در نتیجه نصب، راه‌اندازی و بهره‌برداری از تجهیزات ICT باعث ایجاد تقاضای جدید برای مصرف الکتریسیته و در نهایت افزایش مصرف انرژی می‌شود. این اثر را اثر جبرانی² یا درآمدی نیز می‌نامند (Cho et al., 2007: 4730). 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 جبرانی بر اثر جانشینی غلبه کند، توسعه ICT مصرف انرژی را افزایش می‌دهد.

با توجه به مباحث فوق می‌توان گفت که ارتباط بین ICT و مصرف انرژی، 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.

2-2. مطالعات تجربی

رابطه بین ICT و مصرف انرژی یک موضوع مهم و به‌روز است که در این زمینه مطالعات

1- Induction Effect

2- Compensation Effect

تجربی انجام شده بسیار اندک بوده و بیشتر آن‌ها نیز تأثیر ICT را بر روی مصرف انرژی در کشورهای صنعتی و توسعه یافته (نه در کشورهای حال توسعه) بررسی کرده‌اند (Sadorsky, 2012). در زمینه مطالعات داخلی نیز تاکنون مطالعات گسترده‌ای در رابطه با تأثیر ICT بر روی بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است؛ اما تاکنون مطالعات داخلی بسیار محدودی در راستای بررسی تأثیر ICT بر مصرف انرژی انجام شده است. با توجه به این نکات، اهم مطالعات انجام شده در زمینه موضوع تحقیق، در ادامه آمده است:

Romm (2001) مشاهده کرد که برای اقتصاد آمریکا میانگین نرخ رشد سالیانه GDP و مصرف انرژی در عصر ماقبل اینترنت (1992-1996) به ترتیب 3/2 درصد و 2/4 درصد و در عصر مابعد اینترنت (1996-2000) به ترتیب 4 و 1 درصد بوده است. تجزیه رشد GDP و مصرف انرژی بر مبنای دو اثر مختلف است. نخست، بخش فناوری اطلاعات، شدت انرژی کمتری نسبت به تولیدات سنتی دارد. دوم، به نظر می‌رسد که اقتصاد اینترنتی کارایی انرژی را در هر بخش اقتصاد افزایش می‌دهد. از این رو، اینترنت محرک اثربخشی‌های یادشده در شتاب تقاضای انرژی برق است.

Takase & Murota (2004) تأثیر سرمایه‌گذاری در ICT را بر روی مصرف انرژی در دو کشور ژاپن و آمریکا مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. آن‌ها تأثیر سرمایه‌گذاری در ICT را بر روی مصرف انرژی به دو اثر جانشینی و درآمدی تفکیک کرده‌اند و به این نتیجه دست یافتند که اثر جانشینی در کشور ژاپن و اثر درآمدی در کشور آمریکا برقرار است. به این معنا که افزایش سرمایه‌گذاری در ICT به ذخیره‌سازی انرژی در کشور ژاپن کمک می‌نماید؛ اما در کشور آمریکا، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد.

Collard و همکاران (2005) رشد مصرف انرژی الکتریسیته و فاوا را در بخش خدمات کشور فرانسه طی دوره زمانی 1986-1998 بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از یک مدل ساده عامل تقاضا (مبتنی بر یک تابع تولید با بازده ثابت نسبت به مقیاس)، اثر کالاهای سرمایه‌ای فاوا را که مشتمل بر دو بخش رایانه‌ها و نرم‌افزار از یک سو و ابزار ارتباطی از سوی دیگر بود، بر شدت انرژی الکتریسیته مطالعه کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی پویا دریافتند که شدت انرژی با افزایش استفاده از رایانه و نرم‌افزار افزایش می‌یابد؛ در حالی که این مورد با افزایش انتشار ابزار ارتباطی کاهش می‌یابد.

Cho و همکاران (2007) رابطه بین سرمایه‌گذاری در ICT و مصرف الکترونیسته را در بخش صنعت کشور کره جنوبی طی دوره زمانی 1991-2003 و با استفاده از مدل رشد لجستیک پویا بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در ICT، مصرف الکترونیسته را در بیشتر بخش‌های صنایع این کشور افزایش می‌دهد؛ این در حالی است که توسعه ICT فقط در برخی از بخش‌های صنعتی خاص (مانند تولید فلزات اولیه)، مصرف الکترونیسته را کاهش می‌دهد. کمیسیون برنامه دیده‌بانی کسب و کار الکترونیکی اروپا¹ (2008) در یک مطالعه جامع، اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات را بر روی مصرف الکترونیسته کشورهای عضو اتحادیه اروپا و صنایع مختلف آن‌ها (شیمیایی، فلزات و حمل و نقل) طی دوره زمانی 1980-2004 بررسی کرده است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از دو روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) و حداقل مربعات غیرخطی دو مرحله‌ای (TNLS) نشان می‌دهد که در سطح کل، ممکن است ICT، مصرف الکترونیسته را کاهش دهد. در سطح بخشی نیز انتشار ابزار ارتباطات منجر به کاهش شدت مصرف الکترونیسته می‌شود؛ در حالی که رواج فناوری کامپیوتر و نرم‌افزار، مصرف الکترونیسته را افزایش می‌دهد.

Sadorsky (2012) در مطالعه‌ای تأثیر ICT را بر روی مصرف الکترونیسته در کشورهای با اقتصاد نوظهور، طی دوره زمانی 1993-2008 بررسی کرده است. وی در این مطالعه به منظور 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 پانل پویا و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) حاکی از تأثیر مثبت هر سه شاخص، بر روی مصرف الکترونیسته این کشورها در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

Ishida (2014) تأثیر توسعه ICT را بر روی مصرف انرژی در کشور ژاپن، طی دوره زمانی 1980-2010 مورد بررسی قرار داده است. نتایج این بررسی با استفاده از رهیافت خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، حاکی از تأثیر منفی و معنادار سرمایه‌گذاری در ICT بر روی مصرف انرژی در این کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

1- European Commission e-Business Watch

در تنها مطالعه داخلی انجام شده در این زمینه، Mahmoodzadeh & Shahbeyki (2011) اثر ICT را بر شدت انرژی در 25 کشور در حال توسعه طی دوره زمانی 1995-2008 بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی نشان می‌دهد که برخی انواع سرمایه فاوا نظیر سخت‌افزار و نرم‌افزار بر مصرف انرژی تأثیر مثبت داشته و برخی دیگر نظیر ارتباطات دارای تأثیر منفی هستند. در مجموع اثر خالص انتشار فاوا بر مصرف انرژی مثبت بوده و بدین ترتیب تقاضا برای محصولات فاوا، شدت انرژی را افزایش می‌دهد. شایان ذکر است که مقاله حاضر صرف‌نظر از حوزه مکانی و بازه زمانی، از حیث نوع مدل‌سازی و شاخص‌های مورد استفاده برای ICT، با این مطالعه کاملاً متفاوت است.

3- مدل و متغیرها، توصیف داده‌ها و روش تحقیق

3-1. مدل تحقیق

در این مقاله، به منظور بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر روی مصرف انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا، از مدل مقاله Sadorsky (2012: 132) که یک مدل سمت تقاضای انرژی و به صورت زیر می‌باشد، استفاده شده است:¹

$$\ln EC_{it} = \sum_{j=1}^2 \alpha_j \ln EC_{it-j} + \sum_{j=0}^1 \beta_{1j} \ln Y_{it-j} + \sum_{j=0}^1 \beta_{2j} \ln R_{it-j} + \beta_3 \ln ICT_{it} + v_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

همان‌طور که Sadorsky (2012: 132) بیان می‌کند مدل فوق بر اساس یک مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بنا نهاده شده است و تعداد وقفه بهینه به گونه‌ای انتخاب می‌شود که همبستگی سریالی در پسماندهای به دست آمده وجود نداشته باشد. با توجه به

1- به طور کلی عوامل متعددی نظیر: رشد اقتصادی، تورم، جمعیت، شهرنشینی و ... بر تقاضای انرژی مؤثرند. در این مطالعه بر اساس اصل قلت پارامترهای توضیحی، معناداری مدل تخمینی و مطالعات تجربی انجام شده در زمینه موضوع تحقیق نظیر مطالعات: Sadorsky (2010) و Ishida (2014)، از متغیرهای رشد اقتصادی و تورم به عنوان متغیرهای کنترل در بررسی تأثیر ICT بر مصرف انرژی استفاده شده است. با توجه به آنکه افزایش رشد اقتصادی مستلزم تقاضای انرژی بیشتر است و تورم بالاتر نیز به دلیل کاهش قدرت خرید مصرف‌کننده و آثار منفی بر تولید، تقاضای انرژی را کاهش می‌دهد، انتظار بر آنست که تأثیر این متغیرها بر مصرف انرژی در مدل به ترتیب مثبت و منفی باشد.

رابطه فوق، متغیرهای این تحقیق به صورت زیر تعریف شده‌اند:

LnEC : لگاریتم طبیعی مصرف انرژی سرانه (بر حسب کیلوگرم معادل نفتی) به عنوان شاخص اندازه گیری مصرف انرژی.

LnY : لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) به قیمت ثابت سال 2005 (بر حسب دلار آمریکا) به عنوان شاخص اندازه گیری درآمد.

LnCPI : لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) (2005=100) به عنوان شاخص اندازه گیری قیمت انرژی. به دلیل عدم دسترسی به داده‌های قیمت انرژی برخی از کشورهای مورد مطالعه، به مانند مطالعات (2012) Sadorsky، (2010) Odhiambo و Hooshmand و همکاران (2013) از شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان پروکسی قیمت انرژی استفاده شده است.

LnICT : لگاریتم طبیعی شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات، که به وسیله 3 شاخص در دسترس، LnINT : لگاریتم طبیعی تعداد کاربران اینترنت (به ازای هر 100 نفر جمعیت)، LnMOB : تعداد خطوط تلفن همراه (به ازای هر 100 نفر جمعیت) و LnTEL : تعداد خطوط تلفن ثابت (به ازای هر 100 نفر جمعیت) اندازه گیری می شود.

هم چنین i نشان دهنده کشورهای منطقه منا ($i=1, \dots, 12$) (این کشورها با توجه به در دسترس بودن تمام داده‌ها برای آن‌ها عبارت‌اند از: امارات، بحرین، الجزایر، مصر، ایران، اسرائیل، اردن، مراکش، عمان، عربستان، تونس و یمن)، t نشان دهنده بازه زمانی (1995-2011) (این بازه زمانی به گونه‌ای انتخاب شده است که تمام داده‌های کشورهای مورد مطالعه موجود باشد)، ψ_i اثر ثابت کشورها (مقاطع)، ϕ_i اثر ثابت زمان و ϵ_{it} جزء خطای تصادفی است. منبع داده‌های مربوط به تمام متغیرها، شاخص‌های توسعه جهانی¹ (WDI) است.

با تخمین ضرایب رابطه (1)، به راحتی می توان کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت تمام متغیرها را نسبت به مصرف انرژی محاسبه کرد. به طور مثال، کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به مصرف انرژی در کوتاه مدت به وسیله ضریب بدون وقفه این متغیر یعنی: β_{10} و کشش بلندمدت آن از جایگذاری در رابطه $(\beta_{10} + \beta_{11}) / (1 - \alpha_1 - \alpha_2)$ به دست می آید. شایان ذکر است که مدل

فوق یک بار بدون در نظر گرفتن شاخص های اندازه گیری ICT، یک بار با در نظر گرفتن متغیر INT به عنوان شاخص اندازه گیری ICT، یک بار با در نظر گرفتن متغیر MOB به عنوان شاخص اندازه گیری ICT و یک بار با در نظر گرفتن متغیر TEL به عنوان شاخص اندازه گیری ICT تخمین زده می شود؛ بنابراین در مجموع چهار مدل تخمینی خواهیم داشت.

2-3. توصیف داده ها

بررسی برخی آماره های توصیفی از متغیرهای مورد استفاده در مطالعه حاضر، می تواند به فهم نتایج و شناخت وضعیت کشورهای منتخب منطقه منا کمک شایان توجهی کند. در جدول (1) برخی از آماره های توصیفی ارائه شده اند.

جدول (1): آماره های توصیفی کشورهای منتخب منطقه منا (1995-2011)

متغیر	بیشینه	کمینه	متوسط	میان
EC	12658/322	223/971	3231	1377/395
GDP	47081/158	705/819	9818/428	3047/302
CPI	248/411	21/149	100/928	412/98
INT	78	0	14/427	7/094
MOB	193/452	0	44/662	25/365
TEL	49/481	1/242	16/013	11/693

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده های WDI

همان طور که در جدول (1) مشاهده می شود، بیشترین مقدار مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه منا، برابر با 12658/322 کیلوگرم معادل نفتی است که مربوط به کشور امارات در سال 1996 می باشد و کمترین مقدار آن 223/971 کیلوگرم معادل نفتی است که مربوط به کشور یمن در سال 1996 است. هم چنین، متوسط و میانگین مقدار مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه منا، به ترتیب برابر با 3231 و 1377/395 کیلوگرم معادل نفتی است که بر اساس داده های موجود، میزان متوسط مصرف انرژی سرانه در کشور ایران با چیزی حدود 2231/390 پایین تر از متوسط مقدار مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه مناست. بیشترین مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه برابر با 47081/158 دلار است که مربوط به کشور

امارات در سال 2004 می‌باشد و کمترین مقدار آن 705/819 دلار است که مربوط به کشور یمن در سال 1995 است. متوسط و میانه داده‌های این متغیر در کشورهای منتخب منطقه منا، به ترتیب برابر با 9818/428 و 3047/302 دلار است. بر اساس داده‌های موجود، میزان متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور ایران با چیزی حدود 2655/687 پایین‌تر از مقدار متوسط این متغیر در کشورهای منتخب منطقه مناست.

متوسط شاخص قیمت مصرف‌کننده 100/928 است که بیشترین مقدار آن برابر با 248/411 برای کشور ایران در سال 2011 و کمترین مقدار آن نیز برای کشور ایران در سال 1995 با چیزی معادل 21/149 می‌باشد که نشان‌دهنده بی‌ثبات بودن اقتصاد ایران طی دوره زمانی مورد بررسی است.

متوسط و میانه تعداد کاربران اینترنت به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری ICT، به ترتیب برابر با 14/427 و 7/094 نفر کاربر در هر 100 نفر است که بیشترین مقدار آن با چیزی حدود 78 نفر کاربر در هر 100 نفر مربوط به کشور امارات در سال 2011 می‌باشد و کمترین مقدار آن 0 نفر کاربر در هر 100 نفر مربوط به کشورهای عمان در سال 1996 و سوریه در سال‌های 1995 و 1996 می‌باشد. بر اساس داده‌های موجود، میزان متوسط این شاخص در کشور ایران حدود 6/197 محاسبه شده که پایین‌تر از مقدار متوسط این شاخص در کشورهای منتخب منطقه مناست.

بیشترین مقدار تعداد خطوط تلفن همراه به‌عنوان یکی دیگر از شاخص‌های اندازه‌گیری ICT، برابر با 193/452 خط به‌ازای هر 100 نفر است که مربوط به کشور عربستان در سال 2011 می‌باشد و کمترین مقدار آن 0 خط به‌ازای هر 100 نفر است که مربوط به کشور سوریه در سال 1995 است. متوسط و میانه داده‌های این متغیر در کشورهای منتخب منطقه منا، به ترتیب برابر با 44/662 و 25/365 خط به‌ازای هر 100 نفر است. بر اساس داده‌های موجود، میزان این شاخص در کشور ایران با چیزی حدود 22/057 پایین‌تر از مقدار متوسط این شاخص در کشورهای منتخب منطقه مناست.

در آخر نیز، بیشترین مقدار تعداد خطوط تلفن ثابت در کشورهای منتخب منطقه منا، برابر با 49/481 خط در هر 100 نفر است که مربوط به کشور اسرائیل در سال 2001 می‌باشد و کمترین مقدار آن 1/242 خط در هر 100 نفر است که مربوط به کشور یمن در سال 1995 است. هم‌چنین، متوسط و میانه مقدار مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه منا، به ترتیب برابر با

16/013 و 11/693 خط در هر 100 نفر است که بر اساس داده‌های موجود، میزان متوسط خطوط تلفن ثابت در کشور ایران با چیزی حدود 24/166 خط در هر 100 نفر، بالاتر از متوسط مقدار خطوط تلفن ثابت در کشورهای منتخب منطقه مناست.

2-3. روش تحقیق

از آنجا که در مدل تحقیق (معادله رابطه 1)، متغیر وابسته به صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با یک الگوی داده‌های پانل پویا مواجه هستیم. آنچه که در این مدل‌ها مهم می‌باشد این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به درستی برآورد شوند (Baltagi, 2005: 129).
فرم کلی یک الگوی پویا در داده‌های پانل به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن: Y_{it} متغیر وابسته، X'_{it} بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزار نیز به کار می‌روند، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} عامل خطای مقطع t ام در زمان t است. هنگامی که در مدل داده‌های پانل، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردهای OLS سازگار نیست (Arellano & Bond, 1991) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS Anderson & Hsiao (1981) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته¹ (GMM) Arellano & Bond (1991) متوسل شد. به گفته Matyas & Sevestre (1991)، برآوردکننده 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند (Tayebi et al., 2011: 51). لذا روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله رابطه (2) به صورت زیر:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X'_{it} - X'_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (3)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } s \neq t \quad (4)$$

و حالات اولیه Y_{it} از قبل تعیین شده هستند:

$$E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \text{ for } i = 1, \dots, N \text{ and } t \geq 2 \quad (5)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2 \quad (6)$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب به توان اثرات مقاطع یا μ_i را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله دوم از پسماندهای باقی مانده در مرحله اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس - کواریانس استفاده می‌شود. به عبارت دیگر این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (Baltagi, 2005: 140).

در این روش از ماتریس متغیرهای ابزاری به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$z_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & Y_{i1} & Y_{i2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & Y_{i1} & \dots & Y_{iT-2} \end{bmatrix}$$

جایی که سطرهای ماتریس فوق برابر با معادلات دیفرانسیلی از مرتبه اول برای دوره‌های $t = 2, 3, \dots, T$ برای مقاطع i می‌باشد، گشتاورهای شرطی استخراج می‌شوند. تخمین‌زن‌های GMM که به صورت مجانبی کارا هستند، بر اساس مجموعه‌ای از گشتاورهای شرطی، معیار زیر را حداقل می‌کنند:

$$J_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \bar{v}_i' z_i \right) W_N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_i \Delta v_i \right) \quad (7)$$

این حداقل‌سازی با استفاده از ماتریس وزنی زیر انجام می‌گیرد:

$$W_N = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (z_i \Delta \bar{v}_i' \Delta \bar{v}_i z_i) \right]^{-1} \quad (8)$$

در روش GMM ارائه شده توسط Arellano & Bond (1991) از وقفه متغیر وابسته به عنوان ابزار استفاده می‌شود (GMM دیفرانسیلی)، اما Blundell & Bond (1998) نشان داده‌اند که وقفه

متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند. برای رفع این مشکل، Blundell & Bond (1998) تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی را پیشنهاد داده‌اند که در یک رگرسیون، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند.

سازگاری تخمین زننده GMM بر اساس فرضی که بر پایه درستی آن‌ها بنا شده است، به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط Arellano & Bond (1991)، Arellano & Bover (1995) و Blundell & Bond (1998) آزمون شود. اولی آزمون سارگان¹ از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی² است که به وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغمازی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل شده، فراهم می‌آورد (Bond, 2002: 3-4) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR(2) بسیار مهم است (Arellano & Bond, 1991).

4. تخمین مدل و تفسیر نتایج

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه کننده‌ای منجر خواهد شد (Baltagi, 2005). از این رو قبل

1- Sargan Test

2- Serial Correlation Test

از استفاده از این داده‌ها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون Im و همکاران (IPS) (2003) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. خلاصه نتایج این آزمون با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ، در جدول (2) ارائه شده است. بر اساس نتایج، کلیه متغیرها در سطح نامانا بوده و پس از یکبار تفاضل گیری به صورت مانا درآمده‌اند.

جدول (2): نتایج آزمون ریشه واحد Im و همکاران (2003)

درجه مانایی	آماره IPS		متغیر
	با یک تفاضل	در سطح	
I(1)	-3/183 (0/001)	0/865 (0/806)	Ln(EC)
I(1)	-3/058 (0/001)	1/593 (0/944)	Ln(GDP)
I(1)	-1/875 (0/031)	2/366 (0/991)	Ln(CPI)
I(1)	4/581 (0/000)	1/543 (0/939)	Ln(INT)
I(1)	-3/058 (0/001)	2/988 (0/998)	Ln(MOB)
I(1)	-2/612 (0/005)	1/791 (0/963)	Ln(TEL)

* وقفه انتخابی برای آماره IPS توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تخمین مدل در حالت نامانا بودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب روش‌های تفاضل گیری و آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد، اما هنگام استفاده از تفاضل گیری در برآورد ضرایب الگو، اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از بین می‌رود. لذا این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نیست. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم‌انباشتگی پانلی استفاده کرد. مفهوم هم‌انباشتگی تداعی کننده یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (Nofersti, 2010). در این مقاله به منظور انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی در مدل‌های مورد استفاده از روش‌های ارائه شده توسط Pedroni (2004) و Kao (1999) استفاده شده است.

Pedroni (2004) برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی¹ است که شامل چهار آماره پانل ν ، ρ ، PP و ADF است. این آماره‌ها بیان‌گر متوسط آماره آزمون‌های سری‌زمانی هم‌انباشتگی پانلی در طول مقاطع هستند. آزمون دوم Pedroni (2004) مبتنی بر روش بین‌گروهی² است که شامل سه آماره گروه ρ ، PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد.

جدول (3): نتایج آزمون هم‌انباشتگی

آزمون Pedroni (2004)				
شاخص معرف ICT				آماره
TEL	MOB	INT	-	
آماره‌های درون‌گروهی				
-0/035 (0/398)	-0/278 (0/609)	-0/084 (0/534)	0/625 (0/265)	Panel ν -Statistic
2/942 (0/991)	0/732 (0/768)	1/827 (0/966)	0/998 (0/841)	Panel ρ -Statistic
-3/469 (0/000)	-2/771 (0/003)	-3/641 (0/000)	-2/566 (0/005)	Panel PP-Statistic
-4/699 (0/00)	-2/544 (0/006)	-1/453 (0/073)	-2/376 (0/009)	Panel ADF-Statistic
آماره‌های بین‌گروهی				
3/681 (1/00)	2/005 (0/977)	3/033 (0/998)	1/951 (0/974)	Group ρ -Statistic
-4/043 (0/000)	-4/088 (0/000)	-5/419 (0/000)	-4/119 (0/000)	Group PP-Statistic
-2/188 (0/019)	-2/013 (0/022)	-1/778 (0/037)	-1/937 (0/026)	Group ADF-Statistic
آزمون Kao (1999)				
شاخص معرف ICT				آماره
TEL	MOB	INT	-	
-1/292 (0/098)	-1/616 (0/053)	-1/627 (0/052)	-1/591 (0/056)	ADF

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.
مأخذ: محاسبات تحقیق.

- 1- Within-Dimension
- 2- Between-Dimension

نتایج این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند در قسمت بالایی جدول (3) آمده است. همان طور که ملاحظه می شود بر اساس نتایج ارائه شده در جدول مذکور هم انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل بدون استفاده از شاخص های فناوری اطلاعات و ارتباطات و با استفاده از این شاخص ها، در دو آماره پانل PP و ADF و دو آماره گروه PP و ADF در سطح اطمینان 95 درصد پذیرفته می شود.

به منظور اطمینان کامل از هم انباشتگی بین متغیرهای هر سه مدل، از آزمون هم انباشتگی Kao (1999) نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون های ریشه واحد DF و ADF انجام می شود. در این آماره ها فرضیه صفر برابر عدم وجود هم انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتایج آزمون هم انباشتگی Kao (1999) با استفاده از آماره ADF برای هر چهار مدل تخمینی، در قسمت پایینی جدول (3) نشان داده شده است. این نتایج نشان می دهد که فرضیه صفر در سطح اطمینان 90 درصد رد می شود؛ بنابراین، بر اساس آماره ADF آزمون Kao (1999) نیز، هم انباشتگی بین متغیرهای مدل با استفاده از هر سه شاخص ICT و بدون استفاده از این شاخص، برقرار است.

پس از تأیید وجود هم انباشتگی بین متغیرهای سه مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب، می توان این مدل ها را برآورد کرد. قبل از تخمین مدل به روش گشتاورهای تعمیم یافته، به منظور اطمینان انتخاب بین روش های داده های پانل و داده های تلفیقی¹ (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده است که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS/N - 1}{URSS/NT - K - N}$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به دست آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیر مقید است. فرضیه صفر (H_0) این آزمون نشان دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده های تلفیقی) و فرضیه مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد

(لزوم استفاده از داده‌های پانل). بر اساس محاسبات این تحقیق در هر چهار مدل مورد بررسی فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است این مدل‌ها به روش داده‌های پانل برآورد شوند که نتایج به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند.

نتایج برآورد مدل‌های تحقیق در زمینه تأثیر ICT بر روی مصرف انرژی، برای کشورهای منتخب منطقه منطقی بازه زمانی 2011-1995 و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-SYS) در قسمت بالای جدول (4) آمده است. بر اساس نتایج قسمت بالای این جدول کلیه متغیرها در سطح اطمینان 90 درصد معنادار بوده‌اند و دارای اعتبار آماری هستند. هم‌چنین علامت ضرایب محاسبه‌شده متغیرهای کنترل و ثبات آن‌ها در تمام مدل‌ها با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل و صحت آن برآورده می‌کنند. در قسمت پایین جدول (4) نتایج آزمون‌های تشخیص مدل آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای دو با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل‌های تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز، با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه‌شده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآوردشده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند. وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند $AR(2)$ بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی Arellano & Bond (1991) معتبر نبوده است؛ زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خودرگرسیون مرتبه اول $AR(1)$ معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیون مرتبه دوم $AR(2)$ معنی‌دار نباشد (Green, 2012). بر اساس نتایج پایینی جدول (4)، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اختلال را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین در مدل‌های تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

جدول (4): نتایج تخمین مدل‌ها به روش GMM

متغیر وابسته Ln(EC)				متغیرهای
ضرایب				مستقل
0/722 (0/000)	0/684 (0/000)	0/695 (0/000)	0/709 (0/000)	[Ln(EC)](-1)
0/218 (0/018)	0/208 (0/024)	0/218 (0/025)	0/228 (0/024)	[Ln(EC)](-2)
0/401 (0/000)	0/341 (0/001)	0/379 (0/001)	0/383 (0/001)	Ln(GDP)
-0/362 (0/000)	-0/278 (0/000)	-0/332 (0/001)	-0/336 (0/000)	[Ln(GDP)](-1)
-0/011 (0/052)	-0/013 (0/092)	-0/010 (0/084)	-0/011 (0/086)	Ln(CPI)
-0/004 (0/072)	-0/005 (0/072)	-0/003 (0/072)	-0/003 (0/074)	[Ln(CPI)](-1)
-	-	0/009 (0/077)	-	Ln(INT)
-	0/007 (0/052)	-	-	Ln(MOB)
0/006 (0/038)	-	-	-	Ln(TEL)
0/189 (0/035)	0/198 (0/021)	0/183 (0/032)	0/182 (0/002)	Constant
آزمون‌های تشخیصی				
مقدار آماره				نام آزمون
(0/000) 15288/52	15284/89 (0/000)	15278/16 (0/000)	17937/94 (0/000)	والد
31/12 (0/384)	22/98 (0/641)	24/56 (0/582)	28/68 (0/462)	سارگان
-2/35 (0/026)	-3/88 (0/000)	-1/88 (0/061)	-3/61 (0/000)	AR(1)
-0/81 (0/391)	-0/25 (0/804)	-0/48 (0/628)	-0/01 (0/992)	AR(2)

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

حال با توجه به توضیحات ارائه شده در قسمت مدل تحقیق و نحوه محاسبه کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت، با توجه به نتایج تخمین مدل‌های مورد بررسی که در جدول (4) آمده است، این کشش‌ها را محاسبه می‌کنیم. نتایج این محاسبه در جدول (5) آمده است. بر اساس نتایج این جدول، اثر شاخص‌های اندازه‌گیری ICT بر مصرف انرژی در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در شاخص‌های تعداد کاربران اینترنت (در هر 100 نفر)، تعداد خطوط تلفن همراه (در هر 100 نفر) و تعداد خطوط تلفن ثابت (در هر 100 نفر) به ترتیب مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه منا در کوتاه‌مدت 0/009، 0/007 و 0/006 درصد و در بلندمدت 0/103، 0/065 و 0/100 درصد افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، با

افزایش یک درصدی در ICT، به طور متوسط مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه منا در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب 0/007 و 0/089 درصد افزایش می یابد. این نتیجه بیان گر آن است که در مجموع، در زمینه رابطه ICT و مصرف انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا، اثر درآمدی از اثر جانشینی قوی تر بوده است و اثر خالص ICT بر مصرف انرژی کشورهای این منطقه مثبت است. در توجیه این نتیجه بایستی گفت که در اکثر کشورهای منطقه منا، ICT بیشتر مواقع به منظور تسهیل فعالیت ها به کار گرفته می شود و جایگزینی کامل آن به جای فعالیت های انرژی بر و هم چنین مصرف منابع طبیعی کمتر مشاهده می شود. نتیجه به دست آمده در زمینه تأثیر مثبت ICT بر مصرف انرژی با نتیجه بسیاری از مطالعات بین کشوری، نظیر Mahmoodzadeh & Shahbeyki (2011) برای 25 کشور در حال توسعه و Sadorsky (2012) برای کشورهای دارای اقتصاد نوظهور، همسویی نزدیکی دارد. البته نتیجه به دست آمده با نتیجه بعضی از مطالعات برای کشورهای توسعه یافته، نظیر مطالعه Ishida (2014) برای کشور ژاپن، مغایرت دارد.

کشش های کوتاه مدت و بلندمدت متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، در تمام مدل ها مثبت بوده است که نشان می دهد با افزایش این متغیر مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه منا گسترش می یابد؛ به نحوی که با افزایش یک درصدی در این متغیر، به طور متوسط مصرف انرژی سرانه در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب 0/376 و 0/671 درصد افزایش خواهد یافت. نتیجه به دست آمده مطابق با مبانی نظری ارائه شده راجع به رابطه مصرف انرژی و رشد است؛ زیرا لازمه رشد اقتصادی استفاده از انرژی می باشد. کشش های بلندمدت و کوتاه مدت متغیر شاخص قیمت مصرف کننده نیز در هر سه مدل دارای علامت منفی است. بر این اساس با افزایش یک درصدی در متغیر شاخص قیمت مصرف کننده، به طور متوسط مصرف انرژی سرانه در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب 0/011- و 0/197- درصد کاهش می یابد. از آنجا که تورم سبب کاهش قدرت خرید مصرف کننده شده و به دلیل آثار منفی که بر تولید به جای می گذارد، کاهش در تقاضای انرژی را موجب می شود، نتیجه به دست آمده، مطابق انتظار و قابل قبول است.

5. جمع بندی و نتیجه گیری

تحقیق حاضر با استفاده از داده های ترکیبی 12 کشور منطقه منا و با بهره گیری از ابزار

اقتصادسنجی، به بررسی ارتباط بین ICT و مصرف انرژی پرداخته است. به این منظور از متغیرهای مصرف انرژی سرانه، شاخص های ICT (تعداد کاربران اینترنت (در هر 100 نفر)، تعداد خطوط تلفن همراه (در هر 100 نفر) و تعداد خطوط تلفن ثابت (در هر 100 نفر)) و متغیرهای کنترل، شامل: تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص قیمت مصرف کننده در قالب چهار مدل پانل دیتای پویا استفاده شده است. پس از بررسی مانایی متغیرها توسط آزمون ریشه واحد Im و همکاران (2003)، وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای هر چهار مدل توسط آزمون های هم‌انباشتگی پانلی Pedroni (2004) و Kao (1999) تأیید شده است. سپس به منظور به دست آوردن این رابطه های بلندمدت از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-SYS) استفاده شده و صحت این رابطه ها توسط آزمون های تشخیصی تأیید شده است.

جدول (5): کشش های کوتاه مدت و بلندمدت

کشش متغیرها	GMM 1	GMM2	GMM3	GMM4	میانگین کشش
کوتاه مدت					
GDP	0/383	0/379	0/341	0/401	0/376
CPI	-0/011	-0/010	-0/013	-0/011	-0/011
INT	-	0/009	-	-	0/007
MOB	-	-	0/007	-	
TEL	-	-	-	0/006	
بلندمدت					
GDP	0/746	0/540	0/583	0/816	0/671
CPI	-0/222	-0/149	-0/166	-0/250	-0/197
INT	-	0/103	-	-	0/089
MOB	-	-	0/065	-	
TEL	-	-	-	0/100	

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می دهد تأثیر کوتاه مدت و بلندمدت تعداد کاربران اینترنت (در هر 100 نفر)، تعداد خطوط تلفن همراه (در هر 100 نفر) و تعداد خطوط تلفن ثابت (در هر 100 نفر) به عنوان شاخص های اندازه گیری ICT، بر مصرف انرژی سرانه در کشورهای منتخب منطقه مناسبت است.

به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این شاخص‌ها، به‌طور متوسط مصرف انرژی سرانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $0/007$ و $0/089$ درصد افزایش می‌یابد. نتایج دیگر این تحقیق مطابق انتظار حاکی از اثر مثبت رشد اقتصادی و اثر منفی شاخص قیمت مصرف‌کننده بر روی مصرف انرژی سرانه در کوتاه‌مدت و بلندمدت، در کشورهای منتخب منطقه مناسبت است؛ زیرا لازمه رشد اقتصادی استفاده از انرژی و افزایش تقاضای آن می‌باشد و تورم نیز سبب کاهش قدرت خرید مصرف‌کننده شده و به دلیل آثار منفی که بر تولید به‌جای می‌گذارد، کاهش در تقاضای انرژی را موجب می‌شود.

بر اساس این نتایج، می‌توان گفت که توسعه ICT در کشورهای منتخب منطقه مناسبت، باعث افزایش مصرف انرژی شده است. از آنجا که اکثر کشورهای منطقه مناسبت جزء کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شوند و از طرفی بر طراحی سیاست‌هایی که به کاهش شکاف دیجیتالی بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تأکید می‌شود، به‌منظور جلوگیری از افزایش مصرف انرژی و به تبع آن انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلودگی هوا در اثر اعمال این سیاست‌ها، حرکت به سمت سیاست‌ها و برنامه‌هایی که از ICT برای کاهش مصرف انرژی بهره‌گیری شود، ضروری است. به‌عنوان مثال می‌توان با زمینه‌سازی استفاده بیشتر از اینترنت در راستای کاهش سفرهای درون‌شهری، گسترش مبادلات الکترونیکی و الکترونیکی کردن امور اداری و کاهش نیاز به مراجعات حضوری و تقاضا برای حمل‌ونقل، مصرف حامل‌های انرژی و ایجاد آلاینده‌های زیست‌محیطی را کاهش داد.

References

- Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1981). "Estimation of dynamic models with error components", *Journal of the American Statistical Association*, 76, 589-606.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). "Another look at the instrumental variable estimation of error component models", *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons Ltd.
- Barratt, R.S. (2006). "Meeting lifelong learning needs by distance teaching - clean technology", *J. Cleaner Product*, 14, 906-915.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

- Bond, R. (2002). "Dynamic panel data model: A guide to micro data methods and practice", *The Institute for Fiscal Studies Department of Economics*, 1-34.
- Cho, Y., Lee, J. & Kim, T. (2007). "The impact of ICT investment and energy price on industrial electricity demand: dynamic growth model approach", *Energy Policy*, 35, 4730–4738.
- Collard, F., Feve, P. & Portier, F. (2005). "Electricity consumption and ICT in the French service sector", *Energy Economics*, 27(3), 541-550.
- European Commission e-Business Watch. (2008). "The implications of ICT for energy consumption", Impact study no.09/2008.
- Green, W.H. (2012). *Econometric analysis*, 7th Ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
- Hilty, L.M. (2008). *Information Technology and Sustainability*, Books on Demand.
- Ishida, H. (2014). "The effect of ICT development on economic growth and energy consumption in Japan", *Telematics and Informatics*, 1–10.
- Hooshmand, M., Daneshnia, M., Sotoodeh, A. & Ghezlbash, A. (2013). "Causality relationship between energy consumption, economic growth and prices: using panel data OPEC member countries", *Journal of Monetary and Financial Economics*, No. 5, 234-256. (In Persian)
- Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Kao, C. (1999). "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90, 1- 44.
- Mahmoodzadeh, M. & Shahbeyki, H. (2011). "The effects of ICT on energy intensity in developing countries", *Journal of New Economy and Commerce*, No. 23, 24, 67-88. (In Persian)
- Nofersti, M. (2010). *Unit root and cointegration in econometric*, Resa Publications. (In Persian)
- Odhiambo, N.M. (2010). "Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: a comparative study", *Energy Policy*, 38, 2463–2469.
- Pedroni, P. (2004). "Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, No. 3, 597-625.
- Romm, J. (2002). "The internet and the new energy economy", *Resource, Conservation and Recycling*, 36, 197-210.
- Sadorsky, P. (2012). "Information communication technology and electricity consumption in emerging economies", *Energy Policy*, 48, 130–136.
- Takase, K. & Murota, Y. (2004). "The impact of IT investment on energy: Japan and US comparison in 2010", *Energy Policy*, 32(11), 1291–1301.
- Tayebi, S., Hajikarami, M. & Sariri, H. (2011). "The effect of financial and trade openness on financial development: evidence from Iran and its trade partners (1996-2009)", *Journal of Economic Research (Rahe Andisheh)*, No. 4, 39- 60. (In Persian)
- Toffel, M.W. & Horvath, A. (2004). "Environmental implications of wireless

technologies: News delivery and business meetings", *Environ. Sci. Technol*, 38, 2961–2970.

Wakelin, O. & Shadrach, B.. (2001). "Impact assessment of appropriate and innovative technologies in enterprise development", (www.enterprise-impact.org.uk/pdf/ICTs.pdf).

<http://www.itu.int/ict/statistics>

