

## مدل‌سازی رابطه بین مصرف برق و توسعه مالی در اقتصاد ایران

سید کمال صادقی<sup>\*</sup>، رضا رنج پور<sup>\*\*</sup> و نصرت مختارزاده خانقاہی<sup>\*\*\*</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲ آذر ۱۳۹۲ تاریخ پذیرش: ۲۱ اسفند ۱۳۹۲

### چکیده

به دلیل محدودیت و اهمیت گستره منابع انرژی در رشد اقتصادی در ایران تعیین کم و کیف عوامل تاثیرگذار بر تقاضای انرژی از اهمیت خاصی برخوردار است. در این تحقیق، به دنبال عوامل موثر بر تقاضای برق اثر توسعه مالی به همراه متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، رشد جمعیت بر مصرف برق با استفاده از تکنیک ARDL به همراه علیت گرانج در بازه زمانی (۱۳۹۰-۱۳۶۳) مورد بررسی قرار گرفته است. ضمناً وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون هم جمعی پس از دریین متغیرها اثبات شده است. جهت ارزیابی دقیق تر در مورد نتایج بدست آمده در این تحقیق «بوت استرپ» برای محاسبه انحراف معیار، فاصله اطمینان و تصحیح اربیی در استنبط آماری استفاده شده است. نتایج نشان دهنده تاثیر مثبت و معنی دار توسعه مالی بر مصرف برق می باشد. علیت دو طرفه ای بین رشد اقتصادی و توسعه مالی و علیت یک طرفه ای از توسعه مالی به مصرف برق برقرار است. رشد اقتصادی و مصرف برق در اقتصاد ایران بوسیله توسعه مالی تقویت شده است. براساس نتایج حاصل از مطالعه برای رسیدن به رشد اقتصادی به مستله تقاضای برق در کنار توسعه مالی باید توجه بیشتری گردد.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، مصرف برق، تولید ناخالص داخلی، تکنیک Bootstrap، آزمون علیت گرانج.

JEL: O16, B28, F15

Sadeghiseyedkamal@gmail.com  
reza.ranjpour@gmail.com  
info\_mokhtarzade@yahoo.com

\* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

\*\* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

\*\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز

## ۱. مقدمه

رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در طول چند دهه گذشته موضوع قابل توجهی در محافل علمی و اقتصادی بوده زیرا این مسئله نقش مهمی مخصوصاً بعدازدوبحران عمدۀ انرژی درجهان را بازی می کند و باعث شده که این موضوع به طور گسترده‌ای از سال ۱۹۷۰ مورد بررسی قرار بگیرد. ولی با این وجود براساس شواهد موجود هنوز جهت علیت آن نامشخص بوده است. برخی از محققان مثل قوش<sup>۱</sup> و جامب<sup>۲</sup> و موزومدر<sup>۳</sup> و ماراته<sup>۴</sup> به طور تجربی استدلال می کنند که رشد اقتصادی علیت گرانجری مصرف انرژی می باشد و سیاست‌های زیست محیطی برای حفاظت انرژی تاثیر منفی بر رشد اقتصادی نخواهد گذاشت. و گروهی دیگر مثل استرن<sup>۵</sup> و بیوان و همکاران<sup>۶</sup> و تنگ<sup>۷</sup> بر عکس استدلال می کنند که انرژی یک عامل اساسی برای تولید می باشد سیاست‌های زیست محیطی در صرفه جویی مصرف انرژی ممکن است اثرات نامطلوبی روی رشد و توسعه اقتصادی بگذارد. این دو جهت یک موضوع قابل بحث در اقتصاد انرژی و یک بررسی عملی مجددی از رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایجاد کرده است. در کشور ایران، گرچه عرضه منابع انرژی به تقاضا کنندگان داخلی به دلیل دارا بودن منابع و ذخایر متنوع انرژی با قیمت‌های نازلی صورت می گیرد اما به دلیل لزوم درک پایان پذیر بودن آنها و جلوگیری از بوجود آمدن بحران تقاضای انرژی در آینده بررسی عوامل تعیین کننده تقاضای انرژی از اهمیت خاصی برخوردار است. رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار نگرفته و علیت آن مشخص نشده است. نگاهی به تراز نامه انرژی در اقتصاد ایران نشان می دهد که همچون سایر کشورهای در حال توسعه مصرف انرژی روند صعودی داشته به طوری که مصرف فرآورده‌های نفتی از  $\frac{597}{3}$  هزار بشکه در روز در سال ۱۳۷۶ به ۹۵۷ هزار بشکه در روز در سال ۱۳۸۶ رسیده است (ابراهیمی، ۱۳۹۰) و مصرف برق از ۲۸۱۷۷ میلیون کیلووات ساعت در سال ۱۳۶۳ به ۱۶۱۴۵۵ میلیون کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۷ رسیده است (بانک مرکزی ایران). با توجه به ضرورت تعیین عوامل موثر بر تقاضای انرژی مطالعات وسیعی در این زمینه در سال‌های اخیر صورت گرفته است که اغلب آنها به نقش و اهمیت رشد اقتصادی در تقاضای انرژی تمرکز داشته

- 
- 1. Ghosh, (2002)
  - 2. Jumbe, (2004)
  - 3. Mozumder, (2007)
  - 4. Maratheu, (2007)
  - 5. Stern, 1993; (2009)
  - 6. Yuan et al., (2007)
  - 7. Tang, (2008)

اند (اوزتورک و آکاراوچی). در این مطالعه اثر توسعه مالی و تولیدناخالص داخلی را بر مصرف برق بررسی نموده که از اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (به عنوان جانشین توسعه مالی) واژتولید ناخالص داخلی به عنوان رشد اقتصادی و نرخ رشد جمعیت به عنوان متغیرهای برونا در مدل پیشنهادی استفاده شده است. و به خاطر کوچک بودن نمونه جهت برآورد ضرایب از روش ARDL<sup>۱</sup> و جهت برآورد علیت بین متغیرها از آزمون علیت گرانجرا استفاده شده است. وجهت ارزیابی دقیق تر در مورد نتایج بدست آمده در این تحقیق، از روش بوت استرپ برای محاسبه انحراف معیار، فاصله اطمینان و تصحیح اربیی در استنباط آماری استفاده شده است. لذا ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم به مروری بر مبانی نظری موضوع وارانه مدل پرداخته شده و در قسمت سوم یافته های تجربی مطالعه مورد تحلیل قرار می گیرند. بخش چهارم و پایانی مقاله نیز به نتیجه گیری وارانه توصیه های سیاستی تحقیق اختصاص یافته است.

## ۲. مروری بر مطالعات تجربی

در زمینه بررسی تاثیر هم زمان متغیرهای توسعه مالی و تولیدناخالص داخلی بر تقاضای انرژی مطالعات متفاوتی صورت گرفته و در اغلب مطالعات تاثیر انرژی بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. از این رو در ادامه مهم ترین مطالعات انجام گرفته خارجی و داخلی بیان می گردد: اوزتورک و آکاراوچی<sup>۲</sup> با استفاده از روش پانل هم ابناشتگی پدرونی<sup>۳</sup> در دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۶ به رابطه بلندمدت و مسائل مربوط به علیت بین مصرف برق و رشد اقتصادی در ۱۵ کشور اروپایی پرداخته اند و رابطه بلندمدت و علیتی بین آنها نیافتند. اوزتورک و آکاراوچی در مقاله دیگری رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در کشورهای آلبانی، بلغارستان، مجارستان و رومانی را طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۶ با استفاده از روش دوم رحله ای انگل- گرانجرو روش ARDL<sup>۴</sup> بررسی کرده اند و به علیت دو طرفه ای در مجارستان رسیده و هیچ رابطه ای در آلبانی، بلغارستان، رومانی نیافتند. منگاکی<sup>۵</sup> در مطالعه ای بین رشد اقتصادی و انرژی های تجدید شونده برای ۲۷ کشور اروپایی در چارچوب پانل چند متغیره طی دوره ۱۹۹۷-۲۰۰۷ پرداخته و براساس شواهد موجود رابطه ای بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی های تجدید شونده در کشورهای اروپایی از جمله رومانی نیافته است.

1. Autoregressive Distributed Lag  
 2. Acaravci and Ozturk; (2010)  
 3. Pedroni Panel Conintegration Method  
 4. Menegaki (2010)

آپرجیس و پین<sup>۱</sup> به مطالعه بین مصرف انرژی هسته ای ورشد اقتصادی در ۱۶ کشور دریک چارچوب پانل چند متغیره در طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۵ پرداخته و نتیجه گرفتند که یک رابطه بلند مدتی بین آنها برقرار است. درنهایت کیهان و همکاران<sup>۲</sup> به رابطه پویایی بین مصرف برق ورشد اقتصادی در اقتصاد رومانی برای دوره ۲۰۰۱-۲۰۱۰ پرداخته اند آنها باستفاده از روش علیت تو-دا-یاما-مو-تو دریافته اند که علیت از مصرف برق به رشد اقتصادی می باشد.

از جمع بندی مطالعات انجام گرفته می توان گفت که: مشکل اصلی مطالعات اوزتورک و آکاراوجی، کیهان و همکاران این است که آنها به متغیرهای بالقوه ای همچون سرمایه ورشد جمعیت دریرسی رابطه رشد اقتصادی و مصرف برق توجهی نکرده اند. چون مصرف برق تنها عامل رشد اقتصادی نبوده بلکه عواملی مانند نیروی کار، سرمایه، استغال بالقوه برای توضیح رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی ممکن است موثر بوده باشد. به طور مشابه لوت کپل<sup>۳</sup> استدلال می کند که حذف متغیرهای مهم و تاثیرگذار در رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی ممکن است نتایج گمراه کننده و نامناسبی ارائه دهد. رابطه بین رشد و انرژی انتقاد از متغیرهای تاثیرگذار مشخص نگردد. همچنین بارتلت و رکمانی<sup>۴</sup> به رابطه بین رشد و انرژی انتقاد کرده و توصیه میکنند که متغیرهای مربوط مانند نیروی کار و سرمایه نقش مهمی در روش ساختن رابطه آنها دارند. درنهایت کرانفیل<sup>۵</sup> در تحقیق روی رابطه علت و معلولی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی معتقد است که به جای مدل دو متغیره باید سایر متغیرها نیز در مدل گنجانده شود.

### ۳. مروری بر ادبیات موضوع وارانه مدل

#### ۳-۱. چارچوب نظری

مطالعات فراوان و در حال گسترشی درجهت تعیین عوامل تعیین کننده تقاضای انرژی صورت گرفته است. درین مطالعات انجام گرفته به نقش توسعه مالی (تخصیص اعتبارات بانکی) در اثرگذاری آن بر رشد مصرف انرژی کمتر توجه شده است. توسعه مالی از دور و روش به مصرف انرژی می تواند تاثیرگذار باشد:

- 
1. Apergis and Payane (2010)
  2. Kayhan, et al (2010)
  3. Lutkepol (1982)
  4. Bartleet and Rukmani (2010)
  5. Karanfil (2009)

## تخمین تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش ... ۱۳۵

**الف) روش مستقیم:** از جنبه مستقیم توسعه مالی از طریق افزایش دربودجه خانوار بر تقاضای انرژی تاثیرگذاری باشد بطبق نظریه های خرد محدودیت بودجه خانوارها را از طریق وام های بانرخ بهره پایین کاهش داده و مصرف کالاها و خدمات انرژی بر همچون اتومبیل، مسکن، وسائل الکتریکی، ... را افزایش می دهد. (ملکی، ۱۳۷۸)

**ب) روش غیرمستقیم:** از جنبه غیرمستقیم توسعه مالی از طریق افزایش در سرمایه گذاری باعث رشد اقتصادی شده و به طبع آن تقاضای مصرف انرژی افزایش می یابد. بنگاه هب راحتی با گرفتن وام می توانند واحد های تولیدی خود را از طریق استخدام نیروی کار و خرید ماشین آلات و تجهیزات گسترش دهند و این امر موجب افزایش تولید شده و تقاضا برای انرژی افزایش خواهد یافت (برنت ۱۹۷۸، دنیسون ۱۹۸۵).<sup>۱</sup> توسعه مالی ازدواج سطح نشان می دهد که توسعه بخش مالی منابع گذاری موجب افزایش رشد اقتصادی می شود ازدواج سطح نشان می دهد که توسعه بخش مالی منابع را از پردازه های ناکارامد به سمت سرمایه گذاری های مولد هدایت می کند. اثر کارایی نیز نشان می دهد که با توسعه مالی تنوع و نقدینگی افزایش میابد و منابع به سمت پردازه های بازاردهی بالا هدایت می شوند. این دو اثر موجب افزایش در سرمایه گذاری و رشد اقتصادی شده، در نتیجه توسعه مالی باشد تقاضای مصرف انرژی همراه خواهد شد (سادورسکی، ۲۰۱۱). در ایران فراوانی نسبی منابع انرژی باعث شده که مصرف سرانه و شدت انرژی در مقایسه با کشورهایی با ساختار مشابه و منابع انرژی کمتر، بالاتر باشد. به عبارت دیگر، کالاهای انرژی بر تاحدودی بالا بودن مصرف و شدت انرژی در ایران را توجیه می کند. البته با توجه به فراوانی و غنای منابع انرژی ایران، این کشور می تواند در صنایع و فعالیت های اقتصادی انرژی بر دارای مزیت باشد. حتی ممکن است تاحدودی شدت بالای انرژی منطقی باشد. ولی براساس آمارها شدت انرژی در مقایسه با کشورهای عضو اوپک به مراتب بالاتر است.

این سطح بالا می تواند اثرات محربی بر محیط زیست داشته باشد. لذا باید با تأخذ سیاست های مناسب در عرضه و تقاضای انرژی به ویژه در صنایع انرژی برآزش دست مصرف انرژی کاست. (تراز نامه انرژی، ۱۳۸۱)

1. Brendt, Denison  
2. Level Effect  
3. Efficiency Effect

### ۲-۳. معرفی داده ها

داده های این مطالعه از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۰ از سایت بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و نماگرهای توسعه جهانی (WDI 2010-CD-ROM) گرفته شده است. مصرف برق بامیلیون کیلووات ساعت اندازه گیری شده و رشد اقتصادی با GDP واقعی اندازه گیری شده است و POP به کل جمعیت اشاره دارد. و FD اعتبارات اعطایی داخلی موسسات پولی دولتی و غیردولتی به عنوان توسعه مالی درنظر گرفته شده است.

### ۳-۳. روش برآورد مدل

برای برآورد رابطه بلندمدت بین مصرف برق با متغیرهای مورد مطالعه از مدل شهاباز ولین (۲۰۱۲) به صورت لگاریتم - خطی استفاده شده است:

$$EC_t = f(FD_t, GDP_t, POP_t) \quad (1)$$

$$\ln EC_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FD_t + \alpha_2 \ln GDP_t + \alpha_3 \ln POP_t + \mu_t \quad (2)$$

که در آنها EC مصرف برق و FD توسعه مالی و GDP تولید ناخالص داخلی و POP میزان جمعیت را نشان میدهند. برای ایجاد رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش هم جمعی ARDL (پسران و همکاران ۱۹۹۶) استفاده شده که این روش دارای چندین مزیت بر سایر روش ها دارد: (۱) در نمونه های کوچک کاربرد وسیعی دارند. (۲) بدون توجه به درجه هم جمعی از مرتبه ۰ یا ۱ متغیرها میتوان مدل را برآورد کرد.

برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت و معنی داری مقادیر باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خط از آماره F استفاده شده است. نکته مهم اینست که توزیع F مذکور غیراستاندارد است و پسران و همکاران مقادیر بحرانی مناسب رامتناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدأ و روند بوده است یانه؟ محاسبه کرده اند. آنها دو گروه از مقادیر بحرانی را رائیه کرده اند که یکی براساس اینکه تمام متغیرها پایابه صورت (۰) I هستند و دیگری براساس اینکه همگی ناپایاب و به صورت (۱) I هستند. اگر F محاسبه شده فراتراز محدوده بالایی قرار گیرد فرضیه صفر مذکور بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین تراز محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور قبول نمیشود. اگر F محاسباتی درین این دو محدوده قرار گیرد نتایج استنباط غیرقطعی بوده ووابسته به این است که متغیرها (۰) I یا (۱) I باشند. که در این شرایط باید از آزمون های ریشه واحد

## تخمین تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش ... ۱۳۷

متغیرها استفاده کرد. می توان به طور خلاصه از جدول (۱) جهت وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت استفاده کرد:

جدول (۱). آزمون پسران و همکاران برای وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت در مدل (پسران و همکاران، ۱۹۹۶)

$F > I(1)$	$I(\cdot) < F < I(1)$	$F < I(\cdot)$
رابطه بلندمدت وجود دارد	نمی توان نتیجه ای گرفت	رابطه بلندمدت وجود ندارد

برای یافتن وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از مدل پیشنهادی پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شده است:

$$\begin{aligned} \Delta \ln EC_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln EC_{t-1} + \alpha_2 \cdot \ln GDP_{t-1} + \alpha_3 \cdot \ln POP_{t-1} \\ & + \alpha_4 \cdot \ln FD_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{s=1}^p \phi_s \cdot \Delta \ln GDP_{t-s} \\ & + \sum_{j=1}^p \gamma_j \cdot \Delta \ln POP_{t-j} + \sum_{k=1}^p \delta_k \cdot \Delta \ln FD_{t-k} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۳)$$

که در آن  $\alpha_0$  پارامتر ثابت،  $\varepsilon_t$  نشان دهنده فرآیند نویز سفید است. برای تعیین وقفه بهینه از معیارهای شوارتز-بیزین AIC و آکائیک SBC و آماره حداکثر استنامای LR وحدات راستنامایی تعدیل شده استفاده شده که بیشترین مقدار این معیارها نشانگر وقفه بهینه مدل می باشد. اگرین متغیرها هم جمعی وجود داشته باشد می توان رابطه بلندمدت را به صورت زیر ارائه نمود:

$$\ln EC_t = \theta_0 + \theta_1 \cdot \ln GDP_t + \theta_2 \cdot \ln FD_t + \theta_3 \cdot \ln POP_t + \mu_t \quad (۴)$$

و مدل ECM را می توان به صورت زیر تصریح نمود:

$$\begin{aligned} \Delta \ln EC_t = & \sum_{i=1}^p \tau_i \cdot \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{j=1}^m \rho_j \cdot \Delta \ln GDP_{t-j} + \sum_{r=1}^h \delta_r \cdot \Delta \ln FD_{t-r} \\ & + \sum_{k=1}^n \sigma_k \cdot \Delta \ln POP_{t-k} + \vartheta \cdot ECM_{t-1} + \omega_t \end{aligned} \quad (۵)$$

رابطه کوتاه مدت (۵) پس از تقلیل و خلاصه سازی به صورت رابطه (۶) درآمده است:

$$\begin{aligned} \Delta \ln EC_t = & \beta_0 + \beta_{GDP} \cdot \Delta \ln GDP_t + \beta_{FD} \cdot \Delta \ln FD_t \\ & + \beta_{POP} \cdot \Delta \ln POP_t + \partial_{ECM} \cdot ECM_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۶)$$

برای آزمون ثبات و شکست ساختاری<sup>۱</sup> مدل می‌توان از دوروش ۱- نمودارهای مجموع تجمعی باقی مانده بازگشتی<sup>۲</sup> (cusum) و مجموع تجمعی توان دوم باقی مانده های بازگشتی (cusum<sub>aq</sub>) ۲- آزمون شکست ساختاری چاو استفاده نمود. ولی استفاده از نمودار می‌تواند به نتایج گمراه کننده ای منجر شود<sup>۳</sup> (لنو، ۲۰۰۴) برای همین منظور از آزمون شکست ساختاری چاو هم استفاده شده است. و برای آزمون علیت بین متغیرهای آزمون علیت گرانجر<sup>۴</sup> و برای تعیین وقفه بهینه مدل از معیارهای LR، AIC، SBC استفاده شده است.

#### ۴-۳. آزمون آماری برآوردگرهای مدل با استفاده از روش بوت استرپ

افرون<sup>۵</sup> (۱۹۷۹) روش بوت استرپ را براساس ایده بازنمونه گیری ازداده های برآورداندازه های دقت برآوردگرها مانند اریبی، واریانس، توزیع برآوردگرها و همچنین فاصله اطمینان و آزمون فرض برای پارامترها ارائه نمود. روشهای بازنمونه گیری<sup>۶</sup>، روشهایی هستند که باحداقل هزینه، خطای نمونه گیری را نسبت به روشهای مرسوم کاهش می‌دهند. سه روش سنتی و یک روش مدرن در بازنمونه گیری وجود دارد. روشهای سنتی عبارتنداز: روش اعتبار تقاطعی<sup>۷</sup>، روش جک نایف<sup>۸</sup>، روش دلتا<sup>۹</sup>، و روش مدرن بازنموده گیری بوت استرپ<sup>۱۰</sup> نام دارد. که به صورت پارامتری برای داده های وابسته (مثل سری زمانی) و ناپارامتری برای داده های مستقل وجود دارد.

#### ۴-۴. بوت استرپ ناپارامتری

فرض کنید  $Z = \{Z_1, Z_2, \dots, Z_n\}$  مجموعه ای از متغیرهای تصادفی و مستقل وهم توزیع باتابع توزیع نمونه گیری تجمعی  $F_\theta$  و کمیت تصادفی مورد نظر  $T = t(Z_i) F_\theta$  باشد. روش بوت استرپ براساس ایده بازنمونه گیری ازداده ها برای تعیین مشخصات توزیع نمونه ای  $T$  بدون فرض

- 
1. Structural Stability
  2. Cumulative Sum
  3. Leow (2004)
  4. Granger Causality
  5. Bradley Efron (1979)
  6. Resampling
  7. Cross Validation
  8. Jackknife
  9. Delta-Method
  10. Boostraping

## تخمین تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش ... ۱۳۹

علوم بودن  $F_\theta$  است. افرون (۱۹۹۵) الگوریتمی برای برآورد مشخصات توزیع نمونه‌ای  $T$  به عنوان برآورده‌گر پارامتر موردنظر  $\theta$  و براساس مشاهدات مستقل به صورت زیر پیشنهاد نمود:

الف- تابع تجربی  $F_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(Z_i < z)$  را تعیین می‌نماییم.

ب-  $Z^* = \{Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_n^*\}$  را به عنوان نمونه بوت استرپ از  $F_n$  به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده با جایگذاری از  $Z$  به دست می‌آوریم.

ج- آماره بوت استرپ  $F_\theta(T^*) = t(Z^*)$ , را محاسبه می‌نماییم.

د- اریب، واریانس و توزیع  $T$  بوت استرپ به صورت زیراست:

$$G^*(t) = P(T^* \leq t)$$

$$Var(T^*) = E^*\{T^* - E(T^*)\}$$

$$Bias(T^*) = E(T^*) - T$$

اگر اریب، واریانس و توزیع  $T$  بوت استرپ جواب‌های صریحی نداشته باشد، با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو و تکرار  $B$  بار مراحل ب، ج و محاسبه  $\{T_1^*, T_2^*, \dots, T_B^*\}$  به ترتیب به صورت زیر برآورده شوند:

$$\hat{G}^*(t) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B I(T_i^* \leq t)$$

$$Var(\hat{T}^*) = \frac{1}{B-1} \sum_{i=1}^B \{T_i^* - E(T^*)\}$$

$$Bias(\hat{T}^*) = \hat{E}(T^*) - T$$

که در آن  $\hat{E}^*(T) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B T_i^*$  است.

### ۴-۳. بوت استرپ پارامتری

تولید نمونه‌ی بوت استرپ در مشاهدات وابسته به دو صورت امکان پذیر است: در روش اول فرض می‌شود که ساختمان وابستگی مشاهدات  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  معلوم است و آن را مدل وابسته می‌نماییم. در روش دوم ساختمان وابستگی مشاهدات یعنی توزیع توام  $\{x_i\}$  نامعلوم است که آن را مدل آزاد می‌نمایند. روش‌های متفاوتی برای گسترش بوت استرپ به این وضعیت که فرض مستقل و هم

توزیع بودن در آن نقض شده مطرح شده است. که یکی از روش‌های مطرح شده این است که روی باقیمانده‌ی رگرسیون، تمرکز نماییم و تمامی مراحل روش بوت استرپ ناپارامتری رانجام دهیم (کونچ ولیو، ۲۰۰۲)

#### ۴. یافته‌های تحقیق

قبل از استفاده از مدل ARDL از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته برای بررسی پایایی متغیرها به صورت جدول (۲) استفاده شده که مصرف برق و اعتبارات در سطح خودشان ناپایا بوده و تفاضل مرتبه اول آنها پایا هستندولی جمعیت و تولید ناخالص داخلی در سطح پایا هستند. ولی براساس آزمون kpss توسعه مالی، مصرف برق، رشد جمعیت به صورت (۱) I و تولید ناخالص داخلی به صورت (۱) I می‌باشند.

**جدول ۲. مقادیر آماری مربوط به آزمون ریشه واحد**

متغیرها	آماره ADF با عرض از مبدأ و روند		آماره KPSS با عرض از مبدأ و روند	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
lnEC <sub>t</sub>	-۱/۸۰۱۶	*-۴/۱۹۰۲	۰/۱۴۸	*۰/۱۲۴
lnGDP <sub>t</sub>	-۱/۲۸۹۹	*-۴/۱۹۸۷	*۰/۱۳۵	-
lnFD <sub>t</sub>	-۲/۶۰۹۴	*-۳/۷۷۹۰	۰/۱۷	*۰/۱۲۶
lnPOP <sub>t</sub>	**-۶/۳۰۴۵	-	۰/۱۶۸	*۰/۱۸۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\* معنی داری در ۱ درصد و \*\* معنی داری در ۵ درصد)

جهت وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه از آزمون همجمعی پسaran و همکاران استفاده شده که وقفه بهینه براساس معیارهای شوارتر- بیزین و آکائیک و حداکثر نسبت راستنمایی تعدیل شده برابر  $Lag=2$  (برآورد شده است. مقدار آماره F محاسبه شده برابر  $3=K$  به ازای  $3=K=4/۹۶۸۳$  (تعداد متغیرهای توضیحی) براساس جدول (۳) در سطح ۹۵ درصد همجمعی بلندمدت بین متغیرهای مدل تائیدی شود.

## تخمین تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش ... ۱۴۱

**جدول ۳. مقادیر بحرانی و محاسبه شده آماره F برای وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت**

بدون عرض از مبدأ وروندا		دارای عرض از مبدأ وروندا		دارای عرض از مبدأ وروندا		مقدار آماره F
I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۱)	
۲/۴۵۹	۳/۶۲۵	۳/۲۱۹	۴/۳۸۷	۴/۰۶۶	۵/۱۱۹	۴/۹۶۸۳

مأخذ: یافته های تحقیق (درسطح ۹۵ درصد)

نتایج مدل ARDL برای مدل ارائه شده به صورت جدول (۴) تنظیم شده است. که تمامی ضرایب در سطح ۵ درصد موافق انتظار و معنی دار هستند و مقدار  $R^2 = 0.996$  نشان دهنده قدرت توضیح دهنده گی مدل برآورده شده است.

**جدول ۴. مقادیر ضرایب برآورده شده مدل ARDL**

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	t-آماره	D.W	R <sup>2</sup>	P-value
constant	-۱۷/۷۹۲	۴/۱۸۶۶	-۴/۲۴۹۸	۲/۰۷۰۳	۰/۹۹۶	.
ln EC <sub>t-1</sub>	۰/۳۸۷۵۲	۰/۱۰۶۵۵	۳/۶۳۷۰			۰/۰۰۲
ln POP <sub>t</sub>	۱/۲۸۲۸	۰/۲۸۰۶۸	۴/۵۷۴۳			.
ln GDP <sub>t</sub>	۰/۱۰۱۹۰	۰/۰۲۹۹۹۱	۳/۳۹۷۹			۰/۰۰۳
ln FD <sub>t</sub>	۰/۰۵۸۴۷۱	۰/۰۱۸۷۷۶	۳/۱۱۴۷			۰/۰۰۵

مأخذ: یافته های تحقیق (درسطح ۹۵ درصد)

برای بررسی آزمون های تشخیصی مدل از جدول (۵) استفاده می کنیم:

**جدول ۵. مقادیر آماره های تشخیصی**

آزمون ناهمسانی واریانس	آزمون رمزی	آزمون نرمال بودن	آزمون ARCH	آزمون خودهمبستگی
Prob	LM	Prob	LM	Prob
۰/۷۴۹	۰/۱۰۲۳۶	۰/۹۸۹	۰/۰۰۰۲۰۵	۰/۷۸۶ ۰/۴۸۰۶ ۰/۱۲۲ ۴/۲۱۲۹ ۰/۵۷۶ ۰/۲۹۶۱۹

مأخذ: یافته های تحقیق (درسطح ۹۵ درصد)

آماره ها نشان می دهند که بین جملات اخلاق درسطح ۵درصد خودهمبستگی مشاهده نشده ودارای توزیع نرمال وواریانس همسان هستند آزمون رمزی نشان می دهد که مدل به خوبی تصریح شده است. نتایج مدل بلندمدت به صورت جدول (۶) تنظیم شده و تمامی ضرایب در سطح ۵درصد معنی دار هستند.

ضریب ۰/۱۶۶۳۸ نشان می دهد که اثر رشد اقتصادی روی مصرف برق مثبت بوده و به ازاء یک درصد افزایش در رشد اقتصادی مصرف برق رابه میزان ۱۶/۶ درصد افزایش می دهد. و نتایج با یافته های قوش (۲۰۰۲) برای هندوستان، آنگ (۲۰۰۸) برای مالزی، بودن و پین (۲۰۰۹) برای آمریکا، شهباز ولین (۲۰۱۲) برای تونس، فردیول و دیگران (۲۰۱۲) برای مالزی مطابقت دارند.

جدول ۶. نتایج بلندمدت مدل

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	D.W	R <sup>۲</sup>	P-value
constant	-۲۹/۰۴۹	۳/۷۴۲	-۷/۶۱۷	۱/۹۷	۰/۹۸	.
ln POP <sub>t</sub>	۲/۰۹۴۴	۰/۲۰۵۰۵	۱۰/۲۱۴۳			.
ln GDP <sub>t</sub>	۰/۱۶۶۳	۰/۰۵۱۶۶	۳/۲۲۰۴			۰/۰۰۴
ln FD <sub>t</sub>	۰/۰۹۵۴۳	۰/۰۴۲۲۴	۳/۹۳۷۶			۰/۰۰۱

ماخذ: یافته های تحقیق (درسطح ۹۵ درصد)

ضریب توسعه مالی برابر ۰/۰۹۵ بوده و درسطح ۵درصد مثبت و معنی دار است. و اشاره دارد به اینکه به ازاء یک درصد افزایش دراعتبارات بخش خصوصی مصرف برق به طور مستقیم حدود ۵/۵ درصد افزایش دارد. نتایج دلالت دارین دارد که توسعه مالی فعالیت های کسب و کار را بهبود بخشیده و به تقاضای برق از طریق وام گرفتن افزایش می دهد. این یافته ها با یافته های کارانفیل (۲۰۰۹) و سادورسکی (۲۰۱۱-۲۰۱۰) و شهباز ولین (۲۰۱۲)، فردیول و دیگران (۲۰۱۲) مطابقت دارند. ضریب جمعیت برابر ۰/۰۹۴ بوده که معنی دار و مثبت است و نشان می دهد که بالافزایش جمعیت مصرف برق افزایش می یابد. که با یافته های باتلیوتا- ردی (۱۹۹۳) مطابقت دارد. درین بررسی با استناد به روش افرون (۱۹۹۵) از نمونه های موجود ۲۶۰ بار نمونه گیری و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای ضرایب محاسبه شده است.

## تخمین تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش ... ۱۴۳

جدول ۷. محاسبه انحراف معیاروفاصله اطمینان بوت استرپ از سال ۱۳۶۳ تا سال ۱۳۹۰

متغیرها	ضرایب	ضرایب معيار ضرایب به صورت بوت استرپ	آماره t	فاصله اطمینان ۹۵ درصدی
عرض ازبدا	-۱۸/۹	۳/۷۷	-۵/۰۱	[-۱۱/۱۴, -۲۶/۷]
توسعه مالی	۰/۷۴	۰/۴۰	۱/۹۴	[-۰/۰۰۹, ۰/۸۵۸]
رشد اقتصادی	۰/۱۴۱	۰/۰۷۸	۱/۹۳	[-۰/۰۲, ۰/۳۰۳]
رشد جمعیت	۲/۵۳	۰/۳۲۸	۲/۷۱	[۱/۸, ۳/۲]

ماخذ: یافته های تحقیق

نتایج حاصله انحراف معیاروفاصله اطمینان برای برآورد گرهای مدل رگرسیونی تصریح شده براساس روش بوت استرپ در جدول (۷) ذکر شده است.

با بررسی نتایج بدست آمده برای انحراف معیار آماره t، و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی ازروش بوت استرپ و مقایسه آن با نتایج جدول ۶ باقوت بیشتری به نتایج جدول ۷ می توان استناد کرد. نتایج مدل کوتاه مدت به صورت جدول (۸) ارائه شده است:

جدول ۸. نتایج کوتاه مدت مدل

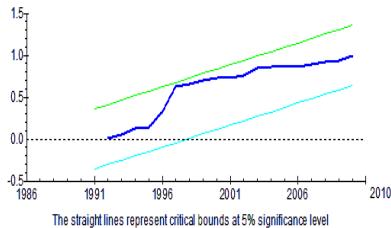
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	prob	D.W	R <sup>۲</sup>
dc	-۱۷/۷۹	۴/۱۸	-۴/۲۵۸	.		
$\Delta \ln POP_t$	۱/۲۸۲۸	۰/۲۸۷	۴/۵۷	.		
$\Delta \ln GDP_t$	۰/۱۰۱۹۰	۰/۰۲۹۹۹۱	۳/۳۴	۰/۰۰۳	۲/۰۷۰۲	۰/۷۲۲۳
$\Delta \ln FD_t$	۰/۰۵۸۴۸۱	۰/۰۱۸۷۷۶۰	۳/۱۴	۰/۰۰۵		
$ecm_{(-1)}$	-۰/۶۱۲۴۸	۰/۱۰۶۵۵	-۵/۷۴۸۳	.		

ماخذ: یافته های تحقیق (درسطح ۹۵ درصد)

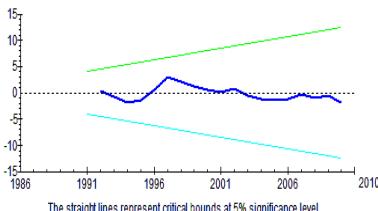
ضریب جمله خطای تصحیح برابر  $-0/612$  - بوده و درسطح ۹۵ درصد منفی و معنی دار است و نشان می دهد که در هر سال حدود  $0/61$  از عدم تعادل کوتاه مدت مصرف برق برای رسیدن به تعادل بلند مدت تعديل می شود. و بازرجی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) استدلال می کنند که چنین ارزشی

یکپارچگی از رابطه بلندمدت رانشان می دهد. کشش مصرف انرژی نسبت به رشد اقتصادی برابر  $0.1019$  بوده و به مقدار بلندمدت شن  $(0.166)$  نزدیکتر است. در نمودارهای  $\text{cusum}_{\text{sq}}$  نمودار در محدوده بحرانی ۵ درصد در فاصله سال های مورد مطالعه بیرون نیافتداده و می توان بر ثبات مدل تاکید کرد براساس آزمون چاو نیز این نتیجه بدست می آید و هیچ نوع شکست ساختاری وجود ندارد.

Plot of Cumulative Sum of Squares  
of Recursive Residuals



Plot of Cumulative Sum of Recursive  
Residuals



جدول ۹. مقادیر آماری برای آزمون ثبات و شکست ساختاری (آزمون چاو)

دوره مورد بررسی	TF- ماره	MF- متدار احتمال	نسبت راستنمایی	مقدار نسبت راستنمایی
۱۹۸۳-۲۰۱۰	۰.۶۲۶۲	۰.۷۹۴۵	۱۷/۶۲۶۷	۰/۲۲۴۳

نتایج علیت گرانجی بین متغیرها به صورت جدول (۱۰) بوده هم چنانکه از جدول پیداست علیت یک طرفه ای : از توسعه مالی به مصرف برق، از مصرف برق به رشد اقتصادی، و علیت دو طرفه ای : از توسعه مالی به رشد اقتصادی وجود دارد.

جدول ۱۰. نتایج آماری آزمون علیت انگل - گرانجر

علیت	F اماره	مقدار احتمال
LFD→LEC	۴/۰۵	۰/۰۳۲۵
LEC→LGDP	۷/۶۶	۰/۰۰۳۲
LEC→LPOP	۴/۸۸	۰/۰۱۸
LGDP→LFD	۷/۴۶	۰/۰۰۳۵
LFD→LGDP	۹/۳۸	۰/۰۰۱۲
LFD→LPOP	۵/۰۸	۰/۰۱۵
LPOP→LGDP	۵/۱۷	۰/۰۱۴

ماخذ: یافته های تحقیق (درسطح ۹۵ درصد) که در آن اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال آنها هستند.

## ۵. بحث و بررسی یافته ها و نتیجه گیری

به دلیل محدودیت و کمیابی منابع به ویژه انرژی و همچنین نقش واهیت گسترده آن درزنگیره عرضه هم به عنوان کالای نهایی برای مصرف کنندگان وهم به عنوان عامل تولید در تولید محصولات، بررسی عوامل تاثیرگذار بر تقاضای انرژی در سال های مورد توجه سیاست گذاران و اقتصاددانان قرار گرفته است. در این مطالعه، تاثیر اعتبارات اعطا بی به بخش خصوصی بر مصرف برق در اقتصاد ایران به همراه متغیرهای توضیحی تولید ناخالص داخلی واقعی، رشد جمعیت با استفاده از تکنیک ARDL و علیت گرانجر مورد آزمون قرار گرفته است. وجهت ارزیابی دقیق تر در مورد نتایج بدست آمده در این تحقیق، از روشن «بوت استرپ» برای محاسبه انحراف معیار، فاصله اطمینان و تصحیح اربیتی در استنبط آماری استفاده شده است. نتایج سری های زمانی در دوره مورد مطالعه هم جمعی بین این سری ها را تائید میکند و توسعه مالی و رشد اقتصادی و رشد جمعیت تاثیر مثبت و معنی داری هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت بر مصرف برق دارند. علیت یک طرفه ای: از توسعه مالی به مصرف برق، از مصرف برق به رشد اقتصادی، و علیت دوطرفه ای: از توسعه مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. پس رشد اقتصادی و مصرف برق در اقتصاد ایران بوسیله توسعه مالی تقویت شده است. بنابراین براساس نتایج بدست آمده از این مطالعه، می بایست به موضوع برق عامل مهم و تاثیرگذار بر رشد اقتصادی در کنار توسعه مالی توجه شود و چنانچه هدف اقتصاد کلان سرعت بخشیدن به روند رشد و توسعه اقتصادی باشد پیشنهاد میشود از هر گونه سیاست تحدیدی مصرف انرژی، که منجر به کاهش تقاضا و درنتیجه کاهش تولید گردد، جلوگیری شود

تاکمبوود این عامل مهم و تاثیرگذار بر تولید مانع دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب و برنامه ریزی شده، نشود.

## منابع

### الف - فارسی

آرمن، سید عزیزوروح الله زارع (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه علیت گرانجیری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۱۳۴۶-۱۳۸۱»، فصلنامه پژوهش های اقتصاد ایران، شماره ۲۴، صص ۱۴۳-

۱۱۷

ابراهیمی، محسن و محمود آل مراد جیدرقی (۱۳۹۰)، «توسعه بازارهای مالی و مصرف انرژی در کشورهای گروه D8»، فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، شماره ۶۱، صص ۱۷۴-

۱۵۹

ابریشمی، حمید و آذر مصطفایی (۱۳۸۰)، «بررسی رابطه بین اقتصادی و مصرف فرآورده های عمده نفتی در ایران»، مجله دانش و توسعه، شماره ۱۴، صص ۱۱-۴۵

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، کاربرد *Microfit* در اقتصاد سنجی، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران در خشان، مسعود (۱۳۸۹)، اقتصاد سنجی، چاپ هفتم، تهران، انتشارات سمت  
شیرین بخش، شمس الله و حسن خوانساری (۱۳۸۸)، کاربرد *Eveiws* در اقتصاد سنجی، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی

گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، چاپ دوم، تهران، انتشارات دانشگاه تهران

مرکز آمار ایران، سال نامه آماری کشور، سالهای مختلف  
ملکی، رضا (۱۳۷۸)، بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهری بهشتی  
نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد وهم جمعی در اقتصاد سنجی، تهران، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا

وزارت نیرو، ترازنامه انرژی، سالهای مختلف

**ب- انگلیسی**

- Acaravci, A. & I. Ozturk (2010), "Electricity consumption-growth nexus: Evidence from panel data for transition countries", *Energy Economics*, Vol. 32(3): 604-608.
- Acaravci, A. (2010), "Structural breaks, electricity consumption and economic growth: evidence from Turkey", *Journal for Economic Forecasting*, 2, pp. 140-154.
- Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ARDL bound testing approach, *Applied Energy*, Vol. 87(6): Pages 1938-1943.
- Altinay, G. & E. Karagol (2005), "Electricity consumption and economic growth: evidence from Turkey", *Energy Economics* 27, 849–856.
- Ang, J. B. (2008), "Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia", *Journal of Policy Modeling* 30, 271–278.
- Bannerjee, A., Dolado, J. & R. Mestre (1998), "Error-correction mechanism tests for cointegration in single equation framework", *Journal of Time Series Analysis* 19, 267–283.
- Bartleet, M and G. Rukmani (2010), "Energy consumption and economic growth in New Zealand: results of trivariate and multivariate models", *Energy Policy*, (38) pp: 3508-3517.
- Batliwala, S. & A. K. Reddy (1993), "Energy consumption and population" International Energy Initiative. 25/5 Borebank Road, Benson Town, Bangalore, India, pp. 1–10.
- Bowden, N. & J. E. Payne (2009), "The causal relationship between US energy consumption and real output: a disaggregated analysis", *Journal of Policy Modeling* 31, 180–188.
- Chen, S. T., Kuo, H. I. and C. C. Chen (2007), "The Relationship between GDP and Electricity Consumption in 10 Asian Countries", *Energy Policy*, 35, pp. 2611–2621.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49, 1057-1072.
- Efron, B. & R. J. Tibshirani (2896), "Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals and other measures of statistical accuracy", *Statistical Science* 2:54–99
- Efron, B. (2891), "The jackknife, the bootstrap, and other resampling plans", Paper presented at SIAM, CBMS-NSF Regional Conference Series in Applied Mathematics Philadelphia, PA
- Efron, B. (2898), "Bootstrap method: Another look at the jackknife", *The Annals of Statistics* 9:2–16
- Engle, R. F. & C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and error correction representation: estimation and testing", *Econometrica* 55, 251–276.
- Ghosh, S. (2002), "Electricity consumption and economic growth in Taiwan", *Energy Policy* 30, 125–129.

- Ghosh, S. (2010), "Examining carbon emissions economic growth nexus for India: a multivariate cointegration approach", *Energy Policy* 38, 3008–3014.
- Islam, Faridul & et al (2011), "Financial Development and Energy Consumption Nexus in Malaysia: A Multivariate Time Series Analysis", MPRA Paper No. 28403, Posted 25. January.
- Jumbe, C. B. L. (2004), "Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: Empirical evidence from Malawi", *Energy Economics*, 26, pp. 61–68.
- Karanfil, F. (2009), "How many times again will we examine the energy-income nexus using a limited range of traditional econometric tools?", *Energy Policy* 37, 1191–1195.
- Kayhan, S., Uğur, A., Bayat, T. & F. Lebe (2010), "Causality Relationship between Real GDP and Electricity Consumption in Romania (2001-2010)", *Romanian Journal for Economic Forecasting*. Issue 4: 169-183.
- King, R. G. & R. Levine (1993), "Finance and growth: Schumpeter might be right", *Quarterly Journal of Economics* 108, 717–738.
- Lütkepohl, H. (1982), "Non-causality due to omitted variables", *Journal of Econometrics*, 19, pp. 367-378.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to multiple time series analysis*. Germany: Springer-Verlag.
- McKinnon, R. I. (1973), Money and Capital in Economic Development. Brookings Institution, Economic Modelling.
- Menegaki, A. (2010), "Growth and renewable energy in Europe: A random effect model with evidence for neutrality hypothesis", *Energy Economics*. doi:10.1016/j.eneco.2010.10.004: 1-7. 22
- Mozumder, P. and A. Marathe (2007), "Causality relationship between electricity consumption and GDP in Bangladesh", *Energy Policy*, 35, pp. 395–402.
- Narayan, P. K. & R. Smyth (2008), "Energy consumption and real GDP in G7 countries: new evidence from panel cointegration with structural breaks", *Energy Economics* 30, 2331–2341.
- Narayan, P. K. and A. Prasad (2008), "Electricity consumption-real GDP causality nexus: Evidence from a bootstrapped causality test for 30 OECD countries", *Energy Policy*, 33, pp. 1109-1116.
- Narayan, P. K. and B. Singh (2007), "The Electricity consumption and GDP nexus for the Fiji Islands", *Energy Economics*, 29, pp. 1141-1150.
- Ng, S. & P. Perron (2001), "Lag length selection and the construction of unit root test with good size and power", *Econometrica* 69, 1519–1554.
- Odhihambo, N. M. (2009a), "Electricity consumption and economic growth in South Africa: A trivariate causality test", *Energy Economics*, 31, pp. 635-640.

۱۴۹ تخمین تابع تقاضای صنعتی گاز طبیعی و سنجش ...

- Odhiambo, N. M. (2009b), "Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach", *Energy Policy*, (37), pp. 617–622.
- Ozturk, I. & A. Acaravci (2010), "The causal relationship between energy consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ARDL bound testing approach", *Applied Energy*, Vol. 87(6): Pages 1938-1943.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & R. Smith (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics* 16, 289–326.
- Sadorsky, P. (2010), "The impact of financial development on energy consumption in emerging economies", *Energy Policy* 38, 2528–2535.
- Sadorsky, P. (2011), "Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies", *Energy Policy* 39, 999–1006.
- Shahbaz, M. & H. H. Lean (2012), Does financial development increase energy consumption?
- Shahbaz, M. (2009), "A reassessment of finance-growth nexus for Pakistan: under the investigation of FMOLS and DOLS techniques", *ICFAI Journal of Applied Economics* 1, 65–80.
- Shahbaz, M., Shamim, S. M. A. & N. Aamir (2010), Macroeconomic environment and financial sector's performance: econometric evidence from three traditional approaches.
- Tang, C. F. (2009), "Electricity consumption, income, foreign direct investment, and population in Malaysia: New evidence from multivariate framework analysis", *Journal of Economic Studies*, 36, pp. 371-382.
- Yoo, S. and S. Kwak (2010), "Electricity consumption and economic growth in Seven South American countries", *Energy Policy*, 38, pp. 180-188.