نشریه علمی مهندسی معدن ایران
Iranian Journal of Mining Engineering (IJME)

دوره ۱۸، شماره ۵۸، بهار ۱۴۰۲، صفحه ۱ تا ۱۴
Vol 18, No 58, 2023, pp 1-14

DOI: 10.22034/ijme.2022.548792.1903
DOR: 20.1001.1.17357616.1402.18.58.1.2

انجمن مهندسی معدن ایران
Iranian Society of Mining Engineering (IRSME)

مقاله پژوهشی

تعیین تابع تقاضای انرژی در معادن در حال بهره‌برداری ایران

لطفعلی عاقلی[1*]، عباس عصاری آرانی[2]، مونا صدیقی[3]

۱. دانشیار، پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، aghelik@modares.ac.ir
۲. دانشیاردانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، assari_a@modares.ac.ir
۳. کارشناس ارشد، دانشکده مدیبریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، seddighimona@modares.ac.ir

دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۲۴- پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۰۴

چکیده

یکی از نهاده‌های مهم در استخراج معادن، انرژی است. با توجه به اهمیت انرژی در بخش معدن و افزایش قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های اخیر، شناخت و تحلیل ساختار تقاضای انرژی اهمیت زیادی دارد. هدف این تحقیق، برآورد تابع تقاضای حامل‌های انرژی در معادن در حال بهره‌برداری در سطح استان‌های ایران طی بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ بوده است. برای این کار با استفاده از حداکثرسازی سود، ابتدا تابع تقاضای انرژی استخراج شده و سپس برای برآورد مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که قیمت حقیقی انرژی مطابق با قانون تقاضا اثر منفی و معناداری بر تقاضای انرژی و ارزش افزوده و حجم فیزیکی تولید در معادن در حال بهره‌برداری اثر مثبت و معناداری بر تقاضای انرژی حامل‌ها دارد. همچنین در این تحقیق به بررسی اثرات دیگر متغیرها مانند قیمت حقیقی نیروی کار، سرمایه و شیوه مالکیت بر تقاضای انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران پرداخته شده است.

کلمات کلیدی

تقاضای انرژی، قیمت حقیقی انرژی، معادن در حال بهره‌برداری، حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS).

CC BY

* نویسنده مسئول مکاتبات.

۱- مقدمه

امروزه تاثیر و اهمیت انرژی و نقش آن در اقتصاد کشور بر کسی پوشیده نیست زیرا انرژی همواره نقش تعیین‌کننده و محرکی در رشد کشورها داشته است. نیاز بخش‌های اقتصادی کشور به انرژی، واقعیتی است که اگر مورد بی‌توجهی قرار گیرد خسارات جبران‌ناپذیری بر روند پیشرفت کشور وارد می‌کند. قبول حاکمیت انرژی در اقتصاد فعلی و آینده کشور و نیاز ضروری به درآمدهای ارزی حاصل شده و استفاده از آن برای مصارف داخلی، ضرورت صیانت و بهره‌برداری درست و اقتصادی از انرژی را امری مسلم می‌کند. تحقق توسعه اقتصادی پایدار در گرو آن است که تولید و بهره‌برداری از انرژی همراه با سایر نهاده‌ها مانند منابع انسانی، مواد اولیه و منابع مالی به طور هماهنگ و همساز برنامه‌ریزی شود [۱].

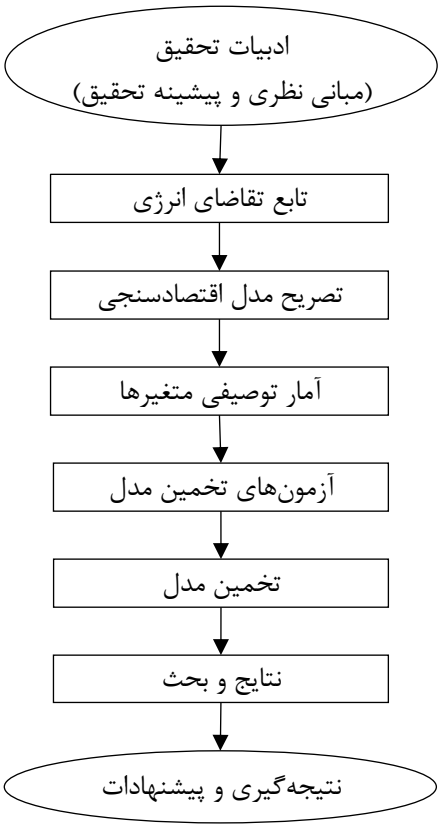
تامین انرژی به عنوان یکی از اصلی‌ترین پیش‌نیازهای هر فعالیت تولیدی از جمله استخراج معدن مطرح است. هر فعالیتی بسته به ماهیت فرآیندها به انرژی‌های مختلف با مقادیر متفاوت نیاز دارد. همچنین منابع انرژی لازم برای مصارف غیرتولیدی مانند تامین سرمایش و گرمایش محیط بسته به شرایط معادن متفاوت است بنابراین مطالعه دقیق وضعیت انرژی مصرفی در تولید محصولات معدنی، نیازمند بررسی شرایط فنی و فناوری در حوزه معدنکاری است [۲].

با توجه به این که حرکت به سمت توسعه اقتصادی وابسته به فراهم کردن انرژی مورد نیاز بخش‌های تولیدی است، بررسی مهم‌ترین عواملی که بر مصرف انرژی به تفکیک بخش‌های اقتصادی تاثیرگذارند می‌تواند به پیش‌بینی و برآورد تابع تقاضای انرژی کمک کند. تاکنون مطالعات بسیاری در تخمین تابع تقاضای انرژی در بخش‌های مختلف از جمله کشاورزی و صنعت در داخل و خارج کشور انجام شده است و بخش معدن در این مطالعات کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

وجود منابع معدنی گسترده از جمله ویژگی‌های مثبت و خاص ایران است که توان بالقوه بالایی را برای اقتصاد فراهم آورده است. از آن جا که مصرف انرژی با توجه به اقلیم‌ها و ظرفیت‌های مختلف، تابع شرایط متفاوتی است، مطالعه تقاضای حامل‌های انرژی در بخش معدن در استان‌های ایران، اهمیت و نقش استان‌ها را در این بخش نمایان می‌کند. به عنوان مثال استان‌هایی مانند کرمان، یزد و اصفهان که رشد سریع‌تری را در فعالیت‌های معدنی و همچنین مالکیت خصوصی و عمومی معادن در اختیار داشته‌اند، زمینه بیشتری را برای افزایش تقاضای حامل‌های انرژی فراهم کرده‌اند و موجب بهره‌وری بالای انرژی و تقاضای آن شده‌اند.

با توجه به اهمیت انرژی در بخش معدن و نیز افزایش قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های اخیر، شناخت و تحلیل ساختار تقاضای انرژی در معادن اهمیت زیادی دارد. این پژوهش به بررسی تقاضای انرژی در بخش معدن در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ می‌پردازد. در پژوهش‌های پیشین، تقاضای انرژی به صورت کلی و یا مجموعه صنایع و یا کل بخش‌های اقتصادی و عمدتا در سطح ملی مورد مطالعه قرار گرفته و اثر مالکیت بر تقاضای انرژی منظور نشده است. این مطالعه، در حوزه معدن و در سطح استانی و با تاکید بر مالکیت انجام می‌شود.

در این پژوهش پس از بیان مقدمه، مبانی نظری در بخش دوم و پیشینه مطالعات در بخش سوم ارایه می‌شود. در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش به صورت رهیافت داده‌های ترکیبی[1] توضیح داده می‌شود. در بخش پنجم، مدل اقتصادسنجی، با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[2] برآورد شده و نتایج تجربی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و بخش پایانی، به تلخیص و ارایه نتایج و پیشنهادها اختصاص می‌یابد. نمودار پژوهش در شکل ۱ ارایه شده است:



شکل ۱- نمودار پژوهش

[1] Panel Data
[2] Generalized Least Squares(GLS)

۲- مبانی نظری

تقاضا برای انرژی یکی از مسایل مهم در برنامه‌ریزی تولید و استخراج معادن به شمار می‌رود، بنابراین تحلیل تقاضای انرژی در بخش معدن، در تحلیل اقتصادی معادن مهم است. یکی از نهاده‌های مهم در بخش معدن، انرژی است. برای مثال، جابه‌جایی مواد معدنی نیازمند وسایل حمل و نقل چون کامیون است که منشا همه این موارد به انرژی باز می‌گردد. معادن زیرزمینی نیاز به سرمایه‌گذاری اساسی و زیادی دارد و علاوه بر این، استخراج از این معادن نیازمند صرف انرژی بالایی است.

جامعه با گذشت زمان و افزایش رفاه، با افزایش تقاضا برای مواد معدنی روبه‌رو است، بنابراین می‌توان انتظار داشت که این تقاضا در سال‌های آینده شدت بیشتری نیز داشته باشد [۳] و [۴].

معادن جزو منابع عمومی دولت و انفال محسوب می‌شود. مالکیت به طور کلی سه نوع است: مالکیت دولتی، عمومی (شامل تعاونی‌ها) و خصوصی. مالکیت اولیه معادن منحصر به شخص یا اشخاص خاصی نیست و اجازه بهره‌برداری از معادن، معمولا به وسیله دولت‌ها به بنگاه‌های عمومی و خصوصی داده می‌شود. تجربه نشان داده که بخش خصوصی از نهاده‌های تولید به طور کارآمد استفاده می‌کند [۵] و [۶]. این حقیقت در مورد معادن نیز مصداق دارد و بر اساس شواهد موجود، معادن خصوصی در به کارگیری نهاده‌ها از جمله انرژی مورد نیاز برای استخراج و جابه‌جایی مواد معدنی کارایی بیشتری نسبت به معادن تحت مالکیت دولت و بخش عمومی دارد [۷].

کالاهای معدنی در زمره محصولاتی است که به موازات مصرف سایر کالاها دچار رشد مصرف شده است.

در بیان اهمیت بخش معدن در کشور، کافی است اشاره شود که بر اساس ارقام سالنامه آماری کشور، ارزش افزوده کل معادن کشور در سال ۱۳۹۶ تقریبا معادل ۱۹۵۱۰۰ میلیارد ریال بوده است که نسبت به ۲۶۶۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۸ افزایش چشمگیری نشان می‌دهد. طبق این آمار، مصرف گازوییل در معادن در حال بهره‌برداری ایران در سال ۱۳۸۸ بالغ بر۷۵۰ میلیون لیتر بوده که در سال ۱۳۹۶ به ۶۹۴ میلیون لیتر کاهش یافته است. همچنین مصرف گاز طبیعی در سال ۱۳۸۸ معادل ۷۹/۷ میلیون متر مکعب بوده است که در سال ۱۳۹۶ به ۳۷۳/۷ میلیون متر مکعب افزایش یافته است. مصرف برق نیز در معادن ایران در سال ۱۳۸۸ معادل۲۰۹۵۸۲۷ مگاوات ساعت بوده است که در سال ۱۳۹۶ به ۴۹۲۱۰۷۲ مگاوات ساعت افزایش یافته‌است [۸].

با مقایسه عملکرد بخش معدن ایران [۹] و [۱۰] با کشورهای موفق در این زمینه [۱۱] و [۱۲]، ضعف بهره‌گیری کشور از ظرفیت‌های بخش معدن بیش از پیش به چشم می‌آید. نقش کمرنگ بخش معدن در اقتصاد ایران از یک طرف و پتانسیل بالای رشد آن از طرف دیگر، لزوم توجه به این بخش را نشان می‌دهد. به کارگیری ظرفیت‌های بالقوه این بخش می‌تواند افزایش درآمد ملی و کاهش بیکاری را به همراه داشته و در کاهش وابستگی کشور به درآمدهای نفتی موثر باشد. همچنین با عنایت به این که معادن، تامین‌کننده مواد اولیه مورد نیاز بسیاری از صنایع‌اند، وابستگی صنایع کشور به واردات مواد اولیه کاهش می‌یابد و گامی در جهت خودکفایی صنعت کشور برداشته می‌شود.

از دیدگاه نظری، تقاضا برای انرژی را از دو منظر می‌توان مورد تحلیل قرار داد. حامل‌های انرژی هم به عنوان کالای نهایی توسط مصرف‌کنندگان و هم به عنوان نهاده‌های تولید توسط بنگاه‌های اقتصادی مورد تقاضا قرار می‌گیرند. از منظر اول می‌توان انرژی را نیز در شمار کالاهای مصرفی در نظر گرفت که بر اساس نظریه اقتصاد خرد، تقاضای آن از حداکثرسازی تابع مطلوبیت با توجه به قید بودجه حاصل می‌شود. از منظر دوم انرژی به عنوان یک نهاده تولیدی مطرح می‌شود. اقتصاددانان، انرژی را همانند نهاده‌های کار و سرمایه به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید می‌دانند. از این منظر تقاضا برای نهاده انرژی همانند دیگر نهاده‌ها از حداکثرسازی تولید با توجه به هزینه مشخص یا از حداقل کردن هزینه با توجه به مقدار تولید مشخص و یا حداکثرسازی سود به دست می‌آید. به عنوان مثال اگر تابع تولید یک بنگاه به صورت رابطه ۱ در نظر گرفته شود:

$$Q=F(K, L, E) \quad (۱)$$

که در آن:

K، L و E به ترتیب نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی هستند یک بنگاه اقتصادی ترکیب نهاده‌ها را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که حداقل هزینه ممکن را برای مقدار مشخصی از محصول داشته‌باشد. نتایج حاصل از تشکیل شرایط مرتبه اول و دوم گویای آن است که مقدار تقاضای بنگاه‌ها برای نهاده انرژی را می‌توان به صورت رابطه ۲ نوشت:

$$E=F(Q, P_K, P_L, P_E) \quad (۲)$$

بدین ترتیب تقاضا برای انرژی بستگی به قیمت آن (P_E)،

قیمت سایر نهاده‌ها (P_K, P_L) و مقدار تولید محصول (Q) یا ارزش افزوده آن بخش دارد. از این منظر نیز آن‌چه تعیین‌کننده مصرف انرژی در سطح کلان است، قیمت انرژی نسبت به قیمت دیگر نهاده‌ها و مقدار محصول کل خواهد بود [۱۳]. ممکن است که در تصمیم‌گیری برای میزان استخدام نهاده‌ها، دغدغه تولیدکنندگان حداکثر کردن مقید ستاده و یا حداقل کردن مقید هزینه نباشد، بلکه هدف تولیدکننده این باشد که مقادیری از نهاده‌ها را به استخدام خود درآورد که سودش را حداکثر کند [۱۴]. در این پژوهش، تابع تقاضای انرژی از طریق حداکثر کردن تابع سود استخراج می‌شود.

۲-۱- استخراج تابع تقاضای انرژی از تابع سود[1]

برای استخراج تابع تقاضای انرژی از توابع تولید، هزینه و سود از رابطه‌های زیر استفاده می‌شود:

(۳) تابع تولید: $Q= F(K,L,E)$

(۴) تابع هزینه کل: $C= P_K.K+P_L.L+P_E.E$

(۵) تابع سود: $Profit=R-C$

(۶) $Max\ Profit=R-C=pQ-(p_KK+p_LL+P_EE)= pF(K,L,E)-(P_K.K+P_L.L+P_E.E$

با مشتق گرفتن از تابع سود نسبت به متغیرها روابط ۷ تا ۹ بدست می‌آید:

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = pF_K(K.L.E) - p_K = 0 \quad (۷)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = p\ F_L(K.L.E) - p_L = 0 \quad (۸)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial E} = p\ F_E(K.L.E) - p_E = 0 \quad (۹)$$

که F_K و F_L و F_E مشتقات جزئی تابع F(K,L,E) نسبت به K، L و E است و به ترتیب تولید نهایی سرمایه، نیروی کار و انرژی را نشان می دهند.

سپس با حل رابطه‌های بالا، روابط ۱۰ تا ۱۲ بدست می‌آید:

$$p\ F_K(K.L.E) = p_K \quad (۱۰)$$

$$p\ F_L(K.L.E) = p_L \quad (۱۱)$$

$$p\ F_E(K.L.E) = p_E \quad (۱۲)$$

و در نهایت با استخراج E از روابط بالا تابع تقاضای حامل‌های انرژی بدست می‌آید (رابطه ۱۳):

$$E=F(Q, P_K , P_L , P_E) \quad (۱۳)$$

اگر تابع تقاضا به فرم کاب داگلاس در نظر گرفته شود، رابطه ۱۴ حاصل می‌شود:

$$E = AQ\ P_K^{\alpha}P_L^{\beta}P_E^{\gamma} \quad (۱۴)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین رابطه ۱۴ می‌توان آن را به صورت رابطه ۱۵بازنویسی کرد:

$$LnE=LnA+LnQ+\alpha Lnp_K+\beta Lnp_L+\gamma Lnp_E \quad (۱۵)$$

۳- پیشینه تحقیق

عاقلی [۱۵] تابع تولید در بخش معدن کشور را در سطح استان‌های مختلف در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۱ برآورد کرد. وی برای این کار از توابع تولید مختلفی استفاده کرد که نتایج تابع تولید کاب- داگلاس، مطابق انتظار نظریه‌های اقتصادی بود و با برآورد تابع با روش حداقل مربعات ادغام شده[2] و حداقل مربعات تعمیم‌یافته مشاهده شد که مجموع کشش‌های عوامل تولید بزرگتر از یک است که حاکی از وجود بازدهی فزاینده به مقیاس در بخش تولیدات معدنی بود. بنابراین در گزارش توصیه شده بود تعداد شاغلان در خطوط تولید و پشتیبانی افزایش یابد و همچنین سطح و میزان سرمایه‌گذاری‌های اکتشافی و توسعه‌ای معادن کشور ارتقا پیدا کند.

شیرانی و خوش اخلاق [۱۶]، در پژوهش خود توابع تقاضای حامل‌های انرژی در زیربخش‌های صنعت کشور را به تفکیک آیسیک دو رقمی[3] با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری برای دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۸ برآورد کردند. در این پژوهش، توابع تقاضای برق، گاز طبیعی، نفت گاز و نفت کوره در زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم برآورد و نقش اقلیم‌های مختلف در چگونگی تقاضای انرژی زیربخش‌های صنعت مشخص شده‌است. به دلیل اینکه دوره زمانی مطالعه شامل سال‌های اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بود، این مساله نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. با توجه به نتایج توابع تقاضای برآورد شده، کشش‌های قیمتی تقاضای این حامل‌ها در کوتاه مدت کمتر از واحد است. در بلندمدت نیز کشش قیمتی برق پایین و کشش‌های قیمتی گاز طبیعی، نفت گاز و نفت کوره بزرگتر از واحد بوده‌اند. کشش‌های تولیدی تقاضای این حامل‌ها در کوتاه مدت کمتر از واحد و در بلندمدت نیز به جز گاز طبیعی کمتر از واحد بوده است.

[1] Profit function

[2] Pooled Least Squares (PLS)

[3] Two-digit ISIC (International Standard Industrial Classification)

شهنازی و همکاران [۱۷] رابطه علیت بین تقاضای حامل‌های مختلف انرژی با رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسیدکربن را در بخش‌های مختلف اقتصادی (خانگی، عمومی و تجاری، صنعت، کشاورزی و حمل ونقل) طی بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۱ با استفاده از روش علّیت تودا و یاماموتو در ایران بررسی کردند. در بخش کشاورزی، نتایج وجود رابطه علیت یک طرفه از مصرف حامل‌های انرژی به رشد اقتصادی را نشان می‌دهد؛ اما در مورد انتشار گاز دی اکسیدکربن وجود رابطه علیت تایید نشده است. در بخش‌های حمل و نقل و خانگی، عمومی و تجاری وجود رابطه علیت دوطرفه از متغیر رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسیدکربن با حامل‌های انرژی تایید شده است. در بخش صنعت رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی و رابطه علیت دو طرفه از رشد اقتصادی به زغال سنگ وجود دارد. همچنین رابطه علیت یک طرفه از انتشار گاز دی اکسیدکربن به نفت و رابطه علیت دوطرفه از انتشار گاز دی اکسیدکربن به سایر متغیرها غیر از نفت وجود دارد.

اگلنولوسی[1] [۱۸]، در دو مرحله به برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش صنعت کشورهای آلمان و انگلیس در دوره‌های زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۴ و ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴ پرداخته است. او در مرحله اول، از الگوی سری زمانی و در مرحله دوم، از الگوی داده‌های تابلویی استفاده کرده است. نتایج محاسبات کشش قیمتی انرژی نشان می دهد که قیمت‌گذاری یک استراتژی مهم برای کاهش مصرف انرژی است.

وانگ[2] و لین [۱۹]، با تخمین یک تابع هزینه ترنسلوگ، به موضوع جانشینی بین انرژی و عوامل دیگر تولید در صنعت آهن و فولاد چین طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۵ پرداخته و نتیجه گرفتند که کشش خودقیمتی تقاضا برای انرژی منفی است، انرژی و سرمایه و انرژی و نیروی کار جانشین هم‌اند. نفت، زغال سنگ و برق در تولید آهن و فولاد جانشین هم‌اند. آن‌ها برای کاهش انتشار آلاینده‌ها، صرفه‌جویی در مصرف انرژی و ارتقای فناوری تولید آهن و فولاد را پیشنهاد دادند.

۴- روش تحقیق

در این تحقیق، اطلاعات مورد نیاز با استفاده از مشاهدات و مدارک موجود گردآوری شده‌است. جامعه آماری این پژوهش کشور ایران و نمونه آماری نیز کلیه استان‌های ایران است. در گزارش‌های سالانه مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به وضعیت معادن در حال بهره برداری کشور بر حسب استان منتشر می‌شود. بازه‌ی زمانی مطالعه از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ است و این تحقیق از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش اجرا، توصیفی و تحلیلی است.

در این بخش ابتدا داده‌های آماری با کمک آمار توصیفی بررسی می‌شوند. سپس آزمون‌های ناهمسانی پراش (واریانس) و خودهمبستگی انجام می‌گیرد. روش اقتصادسنجی تحقیق حاضر تحلیل داده‌های ترکیبی با استفاده از حداقل مربعات تعمیم یافته[3] است. روش حداقل مربعات تعمیم یافته همان روش حداقل مربعات معمولی برای متغیرهای تبدیل شده است که فرضیات استاندارد کلاسیک حداقل مربعات را تامین می‌کند. بنابراین تخمین‌زن‌های حداقل مربعات تعمیم یافته، بهترین برآورد کننده‌های خطی نااریب[4] است [۲۰].

داده‌های مورد نیاز از مرکز آمار ایران و همچنین ترازنامه انرژی ایران گردآوری و پس از آماده‌سازی داده‌ها در نرم‌افزار Excel، تجزیه و تحلیل شده است و برای آزمون فرض‌های صفر از نرم‌افزارهایEviews10 و Stata15 استفاده شده است.

۴-۱- مدل اقتصادسنجی

در این پژوهش برای بررسی عوامل موثر بر تابع تقاضای انرژی در معادن در حال بهره‌برداری از دو رابطه ۱۶ و ۱۷ استفاده شده است که تفاوت آن‌ها در یک متغیر توضیحی است. بر اساس مبانی نظری تابع تقاضا و رابطه ۱۵ مشخص شد که تقاضای انرژی تابع میزان تولید، قیمت انرژی و قیمت نهاده‌های نیروی کار و سرمایه است. در مدل اول، به جای میزان تولید، ارزش افزوده حقیقی معادن به کار رفته و متغیر کنترل سهم مالکیت به مدل افزوده شده است. در مدل دوم، میزان تولید به جای ارزش افزوده حقیقی استفاده شده است و سایر متغیرها در مدل باقی مانده‌اند.

$$\mathrm{Log\,ED_{it}} = \alpha_i + \beta_1 \mathrm{Logpe_{it}} + \beta_2 \mathrm{Logpl_{it}} + \beta_3\, \mathrm{Log\,rval_{it}} + \beta_4 \mathrm{pk_{it}} + \beta_5 \mathrm{s_{it}} + \mathrm{u_{it}} \qquad (۱۶)$$

$$\mathrm{Log\,ED_{it}} = \alpha_i + \beta_1 \mathrm{Logpe_{it}} + \beta_2 \mathrm{Logpl_{it}} + \beta_3\, \mathrm{Log\,Q_{it}} + \beta_4 \mathrm{pk_{it}} + \beta_5 \mathrm{s_{it}} + \mathrm{u_{it}} \qquad (۱۷)$$

که در آن:

Log ED: به عنوان متغیر وابسته، لگاریتم تقاضای انرژی در معادن درحال بهره‌برداری استان

Logpe: لگاریتم قیمت حقیقی انرژی (ریال/ مگاژول) که با توجه به سهم هر یک از حامل‌های موثر در بخش معدن (گازوییل، برق و

[1] Agnolucci
[2] Wang and Lin
[3] Generalized least squares
[4] Best Linear Unbiased Estimators (BLUE)

بنزین) به دست آمده است، قیمت حقیقی انرژی نسبت قیمت اسمی انرژی به شاخص قیمت مصرف‌کننده است.

Logpl: لگاریتم قیمت حقیقی نیروی کار در معادن در حال بهره‌برداری (میلیون ریال/ نفر) است که دستمزد از تقسیم جبران خدمات مزد و حقوق بگیران بر تعداد شاغلان مزد بگیر به دست آمده است.

Logval: لگاریتم ارزش افزوده حقیقی در معادن در حال بهره‌برداری (میلیون ریال)

LogQ: لگاریتم حجم فیزیکی تولید یا مقدار تولید در معادن (هزار تن)

Pk: قیمت حقیقی سرمایه در معادن (درصد)

s: متغیری که سهم مالکیت خصوصی در معادن را نشان می‌دهد و از تقسیم تعداد معادن خصوصی بر تعداد کل معادن به دست می‌آید و بر حسب درصد گزارش می‌شود.

نسبت تعداد معادن خصوصی به کل معادن به دلیل کوچک بودن اغلب معادن، شاخص مناسبی برای سهم مالکیت خصوصی در معادن کشور نیست و بهتر است از نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به کل استفاده شود اما در سالنامه آماری کشور، تفکیک سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی موجود نیست، بلکه آمار سرمایه‌گذاری کل ارایه می‌شود.

اندیس‌های i و t به ترتیب مقاطع (استان‌ها) و سال‌ها و U جمله خطای مدل است. متغیرهای وابسته و توضیحی این مطالعه، عبارتند از:

- **تقاضای انرژی در معادن:** مقدار مصرف انرژی در بخش معدن که معادل میزان تقاضای انرژی در این بخش است، از مجموع مصرف حامل‌های انرژی، عمدتا گازوییل، برق و بنزین بدست می‌آید که واحد سنجش آن مگاژول است. بررسی روند مصرف انرژی در بخش معدن نشان می‌دهد که مهم‌ترین حامل انرژی مورد استفاده این بخش در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ گازوییل بوده است که طی زمان سهم آن تا حدودی کاهش یافته و برق جایگزین آن شده است.
- **قیمت حقیقی انرژی در بخش معدن:** در بازار رقابتی قیمت انرژی همانند هر کالای اقتصادی دیگر در نتیجه برقراری تعادل بین مقادیر عرضه شده و تقاضا شده انرژی حاصل می‌شود اما در ایران، قیمت اسمی حامل‌های انرژی به صورت دستوری و طبق قوانین دولتی تعیین می‌شود. با این حال قیمت حقیقی انرژی (نسبت قیمت اسمی به شاخص قیمت مصرف‌کننده) به دلیل تغییر شاخص قیمت، متغیر است. در روند تحقیق استفاده از شاخص قیمت‌کننده یا PPI در اولویت بود اما این شاخص به تفکیک استان‌های کشور تهیه و گزارش نمی‌شود. از سوی دیگر شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده اغلب هم جهت اند و تغییرات مشابهی دارند، بنابراین از شاخص CPI استانی استفاده شد.

شاخص کلی قیمت حقیقی حامل‌های انرژی از رابطه ۱۷محاسبه می‌شود:

$$PE_t^i = \sum_{i=1}^{n} \omega_t^i P_t^i / CPI_t^i \qquad (۱۸)$$

که در آن:

i: نوع حامل انرژی

t: زمان

PE: قیمت انرژی

ω: سهم حامل انرژی در کل مصرف انرژی

P: قیمت حامل انرژی

CPI: شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (که یکی از معیارهای سنجش تغییر قدرت خرید پول داخل کشور به شمار می‌رود و بیانگر تغییرات قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارهای ایرانی، در طی زمان است.)

در ایران سال پایه این محاسبات هر ۵ سال یک بار توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تعیین می‌شود. بر اساس آخرین آمار منتشر شده از سوی بانک مرکزی، سال پایه این محاسبات، سال ۱۳۹۵ تعیین شده است. مقدار CPI برای استان‌های مختلف، متفاوت است و یک CPI در محاسبات منظور نشده است. با تغییر CPI استانی، قیمت‌های حقیقی انرژی هم متفاوت‌اند.

- **قیمت حقیقی سرمایه:** از آن جا که آماری با عنوان قیمت سرمایه به صورت مدون وجود ندارد، قیمت سرمایه در معادن ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی موجود، بر اساس رابطه پیشنهادی جرگنسون[1] [۲۱] و بیشوف[2] [۲۲] (رابطه ۱۸) محاسبه می‌شود:

$$P_K = r + \delta + \pi \qquad (۱۹)$$

که در آن:

r: نرخ بهره بازار (میانگین وزنی سه مولفه نرخ سود یک ساله بانکی، نرخ سود اوراق مشارکت و نرخ بازدهی سهام شرکت‌های معدنی در نظر گرفته می‌شود.)

[1] Jorgenson
[2] Bischoff

δ: نرخ استهلاک در معادن
π: نیز نرخ تورم استانی (با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده سالانه هر استان طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ بدست می‌آید و عامل اصلی در تعیین قیمت حقیقی سرمایه به تفکیک استان است.)

- **ارزش افزوده حقیقی:** ارزش افزوده یکی از شاخص‌های مهم سنجش عملکرد هر بنگاه یا بخش تولیدی است و از مابه‌التفاوت ارزش ستانده و ارزش داده فعالیت تولیدی حاصل می‌شود[۸].
- **مقدار تولید در معادن:** تولید عبارت از فرآیند تغییر شکل هدفمند نهاده‌ها برای ایجاد محصول است که در آن، نهاده‌های متفاوت با یکدیگر ترکیب و با تغییرشکل به محصول نهایی تبدیل می‌شوند.
- **مالکیت در معادن:**
  - **مالکیت عمومی:** منظور بهره‌برداری معادنی است که تمام یا بیش از ۵۰ درصد سرمایه آن‌ها متعلق به وزارتخانه، سازمان‌های دولتی، بانک‌ها، نهادهای انقلاب اسلامی، شهرداری‌ها و سایر موسسات بخش عمومی است.
  - **مالکیت تعاونی:** منظور بهره‌برداری معادنی است که به صورت شرکت تعاونی به ثبت رسیده و تمام یا بیش از ۵۰ درصد سهام آن‌ها متعلق به اعضای تعاونی است.
  - **مالکیت خصوصی (غیرتعاونی):** منظور بهره‌برداری معادنی است که تمام یا بیش از ۵۰ درصد سرمایه آن‌ها متعلق به افراد است (مرکز آمار ایران).
- **سهم مالکیت خصوصی:** از تقسیم تعداد معادن خصوصی بر تعداد کل معادن به دست می‌آید.

۴-۲- آمار توصیفی متغیرها

در جدول ۱ آمار توصیفی متغیرها با توجه به داده‌های آماری طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ بررسی شده و تفسیر آماری در ادامه آمده است.

- **لگاریتم تقاضای انرژی در معادن درحال بهره‌برداری (LOGED):** میانگین و میانه این متغیر وابسته به ترتیب ۲۰٫۳ و ۲۰٫۲ است که تفاوت ناچیزی با هم دارند. بیشترین مقدار این متغیر ۲۳٫۳ و کم‌ترین مقدار آن ۱۸٫۳ است. بنابراین می‌توان گفت که پراکندگی لگاریتمی داده‌های لگاریتم تقاضای انرژی در معادن در حال بهره‌برداری پایین است. انحراف معیار این متغیر، ۱٫۰۴ و ضریب تغییرات (نسبت انحراف معیار به میانگین) آن ۰٫۰۵۱ است که نشانگر پراکندگی اندک حول میانگین است. چولگی این متغیر، تقریبا ۰٫۶ است که نشانگر تفاوت اندک با توزیع نرمال است. همچنین مقدار کشیدگی ۲٫۹ نشان می‌دهد که توزیع این متغیر به توزیع نرمال نزدیک‌تر است.
- **لگاریتم قیمت حقیقی انرژی (LOGPE):** میانگین و میانه این متغیر مستقل به ترتیب ۵٫۲۷ و ۵٫۲۳ است که تفاوت کمی با هم دارند. بیشترین مقدار این متغیر ۵٫۷۹ مربوط به استان سمنان در سال ۱۳۹۰و کم‌ترین مقدار آن ۴٫۴۲ مربوط به استان تهران در سال ۱۳۸۸ است. بنابراین می‌توان گفت که پراکندگی لگاریتمی داده‌های قیمت حقیقی انرژی در معادن در حال بهره‌برداری اندک است. انحراف معیار این متغیر ۰٫۳۴ و ضریب تغییرات آن ۰٫۰۶۴ است که نشان می‌دهد پراکندگی حول میانگین پایین است. چولگی این متغیر، ۰٫۶۷- ا ست که نشانگر تفاوت اندک با توزیع نرمال است. همچنین مقدار کشیدگی ۳٫۳۸ نشان می‌دهد که توزیع این متغیر از توزیع نرمال کشیده‌تر است اما اختلاف اندکی با آن دارد.
- **لگاریتم قیمت حقیقی نیروی کار (LOGPL):** میانگین این متغیر مستقل ۵٫۱۹ و میانه آن ۵٫۱۷ است که اختلاف اندکی با هم دارند. بیشترین مقدار این متغیر ۶٫۴۲ مربوط به استان یزد در سال ۱۳۹۵ و کم‌ترین مقدار آن ۴٫۴۲ مربوط به استان خراسان شمالی در سال ۱۳۹۲ است بنابراین می‌توان گفت که پراکندگی لگاریتمی داده‌های قیمت حقیقی نیروی کار در معادن در حال بهره‌برداری اندک است. انحراف معیار این متغیر ۰٫۳ و ضریب تغییرات آن ۰٫۰۵۸ است که نشانگر پراکندگی پایین حول میانگین این متغیر است. چولگی متغیر، ۱٫۱۲ است که نشانگر تفاوت نسبتا زیاد با توزیع نرمال است. همچنین مقدار کشیدگی ۵٫۸۸ نشان می‌دهد که توزیع این متغیر از توزیع نرمال کشیده‌تر است اما اختلاف خیلی زیادی با آن ندارد.
- **لگاریتم ارزش افزوده حقیقی (LOGRVAL):** میانگین این متغیر مستقل ۱۴ و میانه آن ۱۳٫۷۸ است که اختلاف کمی با هم دارند. بیشترین مقدار این متغیر ۱۸٫۲۹ مربوط به استان کرمان در سال ۱۳۹۶ و کم‌ترین مقدار آن ۱۱٫۶۵ مربوط به استان اردبیل در سال ۱۳۹۴ است. در نتیجه، پراکندگی لگاریتمی داده‌های ارزش افزوده حقیقی در معادن در حال بهره‌برداری نسبتا کم است. انحراف معیار این متغیر، ۱٫۲۹ و ضریب تغییرات آن، ۰۹۲٫. است که دلیل بر پراکندگی کم حول میانگین است. چولگی این متغیر، ۱٫۰۳ است که نشانگر تفاوت نسبتا زیاد با توزیع

نرمال است. همچنین مقدار کشیدگی ۴٫۱۶ نشان می‌دهد که توزیع این متغیر از توزیع نرمال کشیده‌تر است.

- **قیمت حقیقی سرمایه (PK)**: میانگین این متغیر مستقل ۵/۵۸ و میانه آن ۱۰ است. بیشترین مقدار این متغیر ۲۵٫۳۴ مربوط به استان قم در سال ۱۳۸۸ و کم‌ترین آن ۱۶٫۹۷- مربوط به استان قزوین در سال ۱۳۹۲ است. انحراف معیار و ضریب تغییرات این متغیر به ترتیب ۱۰٫۴۱ و ۱٫۸۷ است که نشان می‌دهد پراکندگی حول میانگین نسبت به متغیرهای قبلی بیشتر است. چولگی این متغیر، ۰٫۷۵- است که نشانگر تفاوت اندک با توزیع نرمال است. همچنین مقدار کشیدگی ۲٫۲۹ نشان می‌دهد که توزیع این متغیر از توزیع نرمال کشیده‌تر است.

- **سهم مالکیت خصوصی (S)**: میانگین این متغیر مستقل ۸۵٫۴۸ درصد و میانه آن ۸۷٫۱۵ درصد است که تفاوت کمی با هم دارند. بیشترین مقدار این متغیر یعنی ۱۰۰ درصد[1] مربوط به استان‌های اردبیل و خوزستان در سال ۱۳۹۰ و استان کرمانشاه در سال ۱۳۹۶ و کم‌ترین مقدار آن ۴۹٫۴۸ درصد مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد در سال ۱۳۹۱ است. بنابراین می‌توان گفت که پراکندگی داده‌های سهم مالکیت خصوصی در معادن در حال بهره‌برداری تقریبا کم است. انحراف معیار و ضریب تغییرات این متغیر به ترتیب ۹٫۳۲ و ۰٫۱۱ است که نشانگر پراکندگی نسبتا بالا حول میانگین در مقایسه با متغیرهای لگاریتم قیمت حقیقی انرژی، لگاریتم قیمت حقیقی نیروی کار و لگاریتم ارزش افزوده حقیقی است. چولگی این متغیر ۰/۹۸- است که نشانگر تفاوت نسبتا کم با توزیع نرمال است. مقدار کشیدگی ۳٫۹۱ نشان می‌دهد که توزیع این متغیر از توزیع نرمال کشیده‌تر است و اختلاف زیادی با آن دارد.

- **لگاریتم حجم فیزیکی تولید (LOGQ)**: میانگین این متغیر مستقل ۱۵٫۸۷و میانه آن ۱۵٫۷۹ است که تفاوت کمی با هم دارند. بیشترین مقدار این متغیر ۱۷٫۷۵ مربوط به استان کرمان در سال ۱۳۹۶ و کم‌ترین مقدار آن ۱۲٫۷۲ مربوط به استان گلستان در سال ۱۳۸۸ است، بنابراین می‌توان گفت که پراکندگی لگاریتمی داده‌های مقدار تولید در معادن در حال بهره‌برداری تقریبا کم است. انحراف معیار و ضریب تغییرات این متغیر به ترتیب ۰٫۷۹ و ۰٫۰۵ است که نشانگر پراکندگی کم حول میانگین در مقایسه با متغیرهای لگاریتم قیمت حقیقی انرژی، لگاریتم قیمت حقیقی نیروی کار و لگاریتم ارزش افزوده حقیقی است. چولگی این متغیر ۰٫۲۷- است که نشانگر تفاوت کم با توزیع نرمال است. همچنین مقدار کشیدگی ۳٫۶۸ نشان می‌دهد که توزیع این متغیر از توزیع نرمال کشیده‌تر است و اختلاف زیادی با آن دارد.

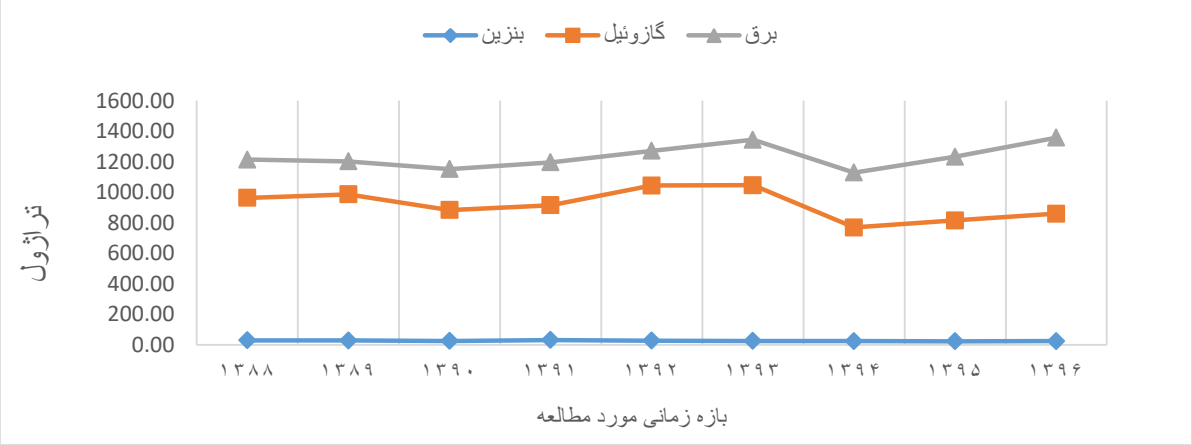
جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر / شاخص	LOG(ED)	LOG(PE)	LOG(PL)	LOG(RVAL)	PK	S	LOG(Q)
میانگین	۲۰٫۳۱۱	۵٫۲۷۸	۵٫۱۹۹	۱۴٫۰۰۰۴	۵٫۵۸۰	۸۵٫۴۸۳	۱۵٫۸۶۳
میانه	۲۰٫۲۴۵	۵٫۲۳۴	۵٫۱۷۰	۱۳٫۷۷۸	۱۰٫۰۰۵	۸۷٫۱۵۵	۱۵٫۷۸۵
حداکثر	۲۳٫۲۷۵	۵٫۷۹۷	۶٫۴۲۸	۱۸٫۲۹۰	۲۵٫۳۴۶	۱۰۰	۱۷٫۷۵۰
حداقل	۱۸٫۲۵۶	۴٫۴۲۱	۴٫۴۲۴	۱۱٫۶۵۷	-۱۶٫۹۷۶	۴۹٫۴۸۴	۱۲٫۷۲۷
انحراف معیار	۱٫۰۳۵	۰٫۳۳۶	۰٫۳۰۳	۱٫۲۹۴	۱۰٫۴۰۵	۹٫۳۲۷	۰٫۷۹۵
ضریب تغییرات	۰٫۰۵۱	۰٫۰۶۴	۰٫۰۵۸	۰٫۰۹۲	۱٫۸۶۵	۰٫۱۰۹	۰٫۰۵۰۱
چولگی	۰٫۵۹۷	-۰٫۶۷۲	۱٫۱۲۱	۱٫۰۳۸	-۰٫۷۴۶	-۰٫۹۸۱	-۰٫۲۷۷
کشیدگی	۲٫۹۲۸	۳٫۳۸۷	۵٫۸۷۹	۴٫۱۵۶	۲٫۲۹۷	۳٫۹۱۴	۳٫۶۸۳
تعداد مشاهدات	۲۷۹	۲۷۹	۲۷۹	۲۷۹	۲۷۹	۲۷۹	۲۷۹

منبع: محاسبات تحقیق بر اساس داده های مرکز آمار ایران

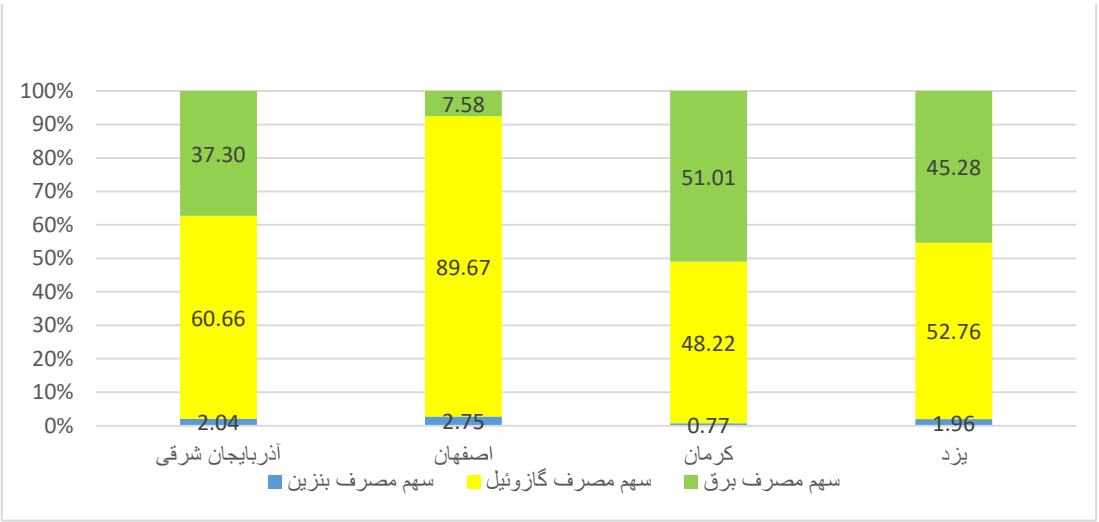
[1] مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۰ برای دو استان خوزستان و اردبیل، تعداد معادن دولتی یا تعاونی را قید نکرده و به همین دلیل در این سال همه معادن موجود، خصوصی منظور شده‌اند.

علاوه بر توصیف آماری متغیرها با استفاده از آمارهای ترازنامه انرژی و مرکز آمار ایران، روند مصرف حامل‌های انرژی در بخش معدن بر حسب تراژول در نمودار ۱ ارایه شده است که طبق این نمودار روند مصرف برق طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ کاهشی و از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ افزایشی بوده، سپس مصرف برق در سال ۱۳۹۴ به کمترین حد خود رسیده و در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ افزایش یافته است. مصرف گازوییل هم نوسانات زیادی داشته و بیشترین و کمترین میزان مصرف گازوییل به ترتیب در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۴ ثبت شده است. مصرف بنزین در تمام دوره مطالعه زیر ۲۰۰ تراژول بوده است و در طول دوره روند کاهشی خفیفی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱- روند مصرف (تقاضای) انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران به تفکیک حامل‌های انرژی
ماخذ داده‌ها: مرکز آمار ایران و ترازنامه انرژی

سهم مصرف هر یک از حامل‌ها در چهار استان ایران برحسب درصد در نمودار ۲ نشان داده شده است. این استان‌ها در بخش معادن در حال بهره‌برداری بیشترین مصرف انرژی را دارند. در بین استان‌های ایران، استان‌های کرمان و یزد به ترتیب با مقادیر ۷۸۲۵۰ و ۴۵۶۸۹ تراژول بیشترین مقدار مصرفی کل انرژی را داشته‌اند.



نمودار ۲- سهم حامل‌های انرژی در معادن در حال بهره‌برداری در استان‌های منتخب طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶
منبع: محاسبات تحقیق بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران

۵- آزمون‌های تخمین مدل

در این بخش، ضرایب مدل‌های ۱۶ و ۱۷ با روش‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شوند. در برآورد مدل‌ها، چند آزمون مهم باید انجام شود. آزمون ناهمسانی پراش برای بررسی ثبات در پراش خطاهاست. اگر ناهمسانی پراش تایید شود نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد مدل‌ها استفاده کرد.

آزمون بعدی، آزمون خودهمبستگی ولدریج است. این آزمون وابستگی و ارتباط خطاها را بررسی می‌کند. اگر عدم

خودهمبستگی رد شود، باید از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای برآورد ضرایب مدل استفاده کرد.

آزمون استقلال مقاطع یکی دیگر از آزمون‌های برآورد مدل داده‌های ترکیبی است. بر اساس استقلال مقطعی، داده‌های مورد استفاده برای هر مقطع (در این تحقیق، هر استان) وابسته به داده‌های مورد استفاده برای سایر مقاطع (استان‌ها) نیستند. اگر استقلال مقطعی رد شود، به معنای وابستگی متقابل بین مقاطع است.

۵-۱- آزمون ناهمسانی پراش والد[1] تعدیل شده

یکی از مفروضات رابطه رگرسیون، ثابت بودن پراش است. اگر پراش خطاها ثابت نباشند، گفته می‌شود که ناهمسانی پراش وجود دارد. برای آزمون وجود ناهمسانی پراش از آزمون والد [۲۳] استفاده می‌شود که به دلیل در دسترس نبودن این آزمون در مدل‌های پانل دیتا در نرم‌افزار Eviews برای اجرای آزمون از نرم‌افزار Stata استفاده شد.

برای انجام این آزمون ابتدا باید مدل با اثرات ثابت برآورد شده و سپس ناهمسانی پراش با استفاده از مقدار آماره و احتمال مربوط به آن بررسی شود. فرض صفر این آزمون همسانی پراش در مدل برآورد شده است. در این آزمون اگر احتمال فرض صفر بزرگ‌تر از ۵ درصد باشد، این فرض پذیرفته می‌شود.

نتایج آزمون والد تعدیل شده برای هر دو مدل تحقیق در جدول‌های ۲ و ۳ نشان داده شده است که بیانگر ناهمسانی پراش و رد فرض صفر است.

جدول ۲- نتایج آزمون ناهمسانی پراش (مدل اول)

نتیجه آزمون	احتمال	آماره آزمون	فرض صفر
ناهمسانی پراش	۰/۰۰۰	$\chi^2(۳۱)$=۴۴۷/۵۶	همسانی پراش

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata15

جدول ۳- نتایج آزمون ناهمسانی پراش (مدل دوم)

نتیجه آزمون	احتمال	آماره آزمون	فرض صفر
ناهمسانی پراش	۰/۰۰۰	$\chi^2(۳۱)$=۵۶۲/۵۳	همسانی پراش

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata15

۵-۲- آزمون خودهمبستگی ولدریج

فرض دیگر مدل رگرسیون خطی، صفر بودن هم‌پراش (کوواریانس) بین اجزای خطا در طول زمان یا به صورت مقطعی برای انواع داده‌ها است که معنی آن وابسته نبودن خطاها به یکدیگر است. خودهمبستگی در واقع همبستگی بین اعضای سری‌های مشاهدات است که در زمان (سری‌های زمانی) یا مکان (داده‌های مقطعی) ردیف شده‌اند. در صورت وجود مشکل خودهمبستگی در داده‌های ترکیبی، تخمین زننده‌ها بدون تورش می‌مانند اما دیگر کارآ نیستند که نتیجه آن، استنتاج‌های نادرست است.

برای آزمون وجود خودهمبستگی از آزمون ولدریج[2] [۲۴] استفاده می‌شود که به علت در دسترس نبودن این آزمون در نرم‌افزار Eviews از نرم‌افزار Stata استفاده شده است. نتایج آزمون خودهمبستگی دو مدل در جدول‌های ۴ و ۵ نشان داده شده است که بر اساس این نتایج، سطح احتمال کمتر از ۵ درصد است و فرض صفر مبنی بر نبود وجود خودهمبستگی رد می‌شود و در روابط علاوه بر ناهمسانی پراش، خودهمبستگی نیز وجود دارد.

جدول۴- نتایج آزمون خودهمبستگی ولدریج (مدل اول)

نتیجه آزمون	احتمال	آماره آزمون	فرض صفر
وجود خودهمبستگی	۰/۰۰۰	۱۵/۷۲۲	عدم خودهمبستگی

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Stata15

جدول ۵- نتایج آزمون خودهمبستگی ولدریج (مدل دوم)

نتیجه آزمون	احتمال	آماره آزمون	فرض صفر
وجود خودهمبستگی	۰/۰۰۰	۱۷/۷	عدم خودهمبستگی

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Stata15

۵-۳- آزمون استقلال مقاطع

استقلال مقطعی به این معناست که داده‌های مورد استفاده برای هر مقطع (در این تحقیق، هر استان) هیچ‌گونه وابستگی به داده‌های مورد استفاده برای سایر مقاطع ندارند. برای بررسی این موضوع آزمون‌های متعددی وجود دارد که در این مطالعه از آزمون استقلال مقطعی پسران[۲۵] استفاده می‌شود.

فرض صفر این آزمون، استقلال مقاطع است و فرض مقابل آن، وجود همبستگی بین مقاطع است.

[1] Wald test

[2] Wooldridge

جدول ۶- نتایج آزمون استقلال مقطعی (مدل اول)

نتیجه آزمون	احتمال	آماره آزمون CD Pesaran	فرض صفر
وجود استقلال بین مقاطع	۰/۱۳۱	۱/۵۰۷	استقلال بین مقاطع

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 10

با توجه به نتایج آزمون همبستگی مقاطع در مدل اول، چون احتمال بالای ۵ درصد است، فرض صفر قابل رد کردن نیست و مقاطع، از هم مستقل‌اند.

جدول ۷- نتایج آزمون استقلال مقطعی(مدل دوم)

نتیجه آزمون	احتمال	آماره آزمون CD Pesaran	فرض صفر
وجود همبستگی بین مقاطع	۰/۰۳۱	۲/۱۵۰	استقلال بین مقاطع

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 10

همانطور که مشاهده می‌شود در آزمون همبستگی در مدل دوم، مقدار احتمال آزمون کمتر از ۰/۰۵ است، پس فرض صفر مبنی بر استقلال بین مقاطع (استان‌ها) رد می‌شود.

۵-۴- تخمین روابط

در مدل پانلی داده‌ها (ترکیب داده‌های سری زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ و مقطعی شامل استان‌ها) با توجه به وجود ناهمسانی پراش و همچنین خودهمبستگی، می‌توان از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای برآورد ضرایب مدل‌های ۱ و ۲ استفاده کرد. نتایج تخمین در جدول‌های ۸ و ۹ ارایه شده است.

در رابطه ۱۶ با متغیر توضیحی ارزش افزوده حقیقی، با توجه به مقادیر آماره Z و احتمالات متناظر، هر یک از متغیرهای قیمت حقیقی انرژی، ارزش افزوده حقیقی و قیمت حقیقی سرمایه معنادار شده‌اند اما متغیر قیمت حقیقی نیروی کار و همچنین سهم مالکیت خصوصی در معادن معنادار نیستند. به طور کلی اگر قدرمطلق آماره Z نزدیک به ۲ باشد، فرض صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می شود.

در رابطه ۱۷ با متغیر توضیحی مقدار تولید، با توجه به مقادیر آماره Z و احتمالات متناظر، هر یک از متغیرهای قیمت حقیقی انرژی، مقدار تولید و قیمت حقیقی نیروی کار معنادار شده‌اند اما این بار متغیر قیمت حقیقی سرمایه و همچنین مانند مدل ۱ سهم مالکیت خصوصی طبق نتایج بدست آمده معنادار نیستند. نماد C در جدول‌های ۸ و ۹ نشانگر جمله عرض از مبدا یا جزو ثابت معادل آلفا در روابط ۱۶ و ۱۷ است.

جدول ۸- تخمین مدل اول به روش حداقل مربعات تعمیم یافته

متغیرهای توضیحی	ضرایب	Z	p > |z|
LOG(PE)	-۰/۰۷۷	-۲/۱۳	۰/۰۳۴
LOG(PL)	۰/۰۴۷	۰/۵۷	۰/۵۶۶
LOG(RVAL)	۰/۶۳۶	۲۵/۷۶	۰/۰۰۰
PK	-۰/۰۰۳	-۲/۲۸	۰/۰۲۳
S	۰/۰۰۳	۱/۵۳	۰/۱۲۷
C	۱۱/۳۲۲	۲۳/۲۵	۰/۰۰۰
R^2	۰/۹۴۱		
Wald Chi2(5)	۰/۰۰۰		
Prob>chi2	۰/۰۰۰		
Number of obs	۲۷۹		

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata15

جدول ۹- تخمین مدل دوم به روش حداقل مربعات تعمیم یافته

متغیرهای توضیحی	ضرایب	z	p > |z|
LOG(PE)	-۰/۰۸۲	-۱/۹۹	۰/۰۴۶
LOG(PL)	۰/۳۹۳	۴/۵۵	۰/۰۰۰
LOG(Q)	۰/۵۶۱	۱۰/۴۲	۰/۰۰۰
PK	۰/۰۰۰۳	۰/۲۲	۰/۸۲۷
S	۰/۰۰۱	۰/۵۴	۰/۵۸۷
C	۱۱/۲۸۸	۱۳/۰۵	۰/۰۰۰
R^2	۰/۹۳۵		
Wald Chi2(5)	۱۲۹/۲۶		
Prob>chi2	۰/۰۰۰		
Number of obs	۲۷۹		

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata15

۵-۵- نتایج و بحث

هدف از انجام این مطالعه تخمین تقاضای انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶است. بر اساس مدل اول می‌توان گفت که:

- **لگاریتم قیمت حقیقی انرژی (LOG(PE)**: ضریب برآوردی این متغیر ۰/۰۷۷ - به دست آمده است. آماره Z برابر ۲/۱۳- نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است، بنابراین می‌توان گفت که با افزایش یک درصدی این متغیر میزان تقاضای حامل‌های انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران به میزان تقریبا ۰/۰۸ درصد کاهش پیدا می‌کند. این نتیجه تقریبا توسط اکثر مطالعات پیشین تایید می‌شود[۲۸-۲۶] .

- **لگاریتم قیمت حقیقی نیروی کار (LOG(PL):** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۰۴۷ به دست آمده است. آماره Z برابر ۰/۵۷ نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار نیست، بنابراین می‌توان گفت این متغیر تاثیر مثبت و غیرمعنادار بر تقاضای انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران دارد. به عبارت دیگر دو متغیر دستمزد حقیقی و تقاضای انرژی در معادن مستقل از هم محسوب می‌شوند.
- **قیمت حقیقی سرمایه (PK):** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۰۰۳- به دست آمده است. آماره Z برابر ۲/۲۸- نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است، بنابراین می‌توان گفت که این متغیر تاثیر منفی بر تقاضای انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران دارد. بدین صورت که با افزایش یک درصدی در قیمت حقیقی سرمایه، تقاضای انرژی به میزان ۰/۰۰۳ درصد کاهش می‌یابد.
- **لگاریتم ارزش افزوده حقیقی (LOG(RVAL:** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۶۳۶ به دست آمده است. آماره Z برابر ۲۵/۷۶ نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد و ۱ درصد از نظر آماری معنادار است، بنابراین می‌توان گفت که با افزایش یک درصدی در ارزش افزوده حقیقی، مقدار تقاضای حامل‌های انرژی در معادن بهره‌برداری استان‌های ایران در حدود ۰/۶۴ درصد افزایش پیدا می‌کند. بدین معنی که بهره‌برداری مناسب از ظرفیت تولید و افزایش ارزش افزوده در معادن می‌تواند تاثیر مثبتی در افزایش و رشد تقاضای انرژی داشته باشد. با توجه به این که انرژی یکی از نهاده‌های ضروری تولید به شمار می‌رود، این نتیجه طبیعی به نظر می‌رسد که در مطالعات بسیاری از جمله مطالعه[۲۹] نیز تایید شده است.
- **سهم مالکیت خصوصی (S):** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۰۰۳ به دست آمده است. آماره Z برابر ۱/۵۳ نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار نیست، بنابراین می‌توان گفت که متغیر سهم مالکیت خصوصی (s) بر متغیر تقاضای انرژی (ED) بی‌اثر و خنثی است.

عرض از مبدا رابطه ۱۶ معادل ۱۱/۳۲۲ به دست آمده یعنی سایر متغیرهای لحاظ نشده در مدل با ضریب تقریبی ۱۱/۳ بر تقاضای انرژی موثرند.

در رابطه با مدل دوم، می‌توان ضرایب را به صورت زیر تفسیر کرد:

- **لگاریتم قیمت حقیقی انرژی (LOG(PE:** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۰۸۲- به دست آمده است. آماره Z برابر ۱/۹۹- نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است، بنابراین می‌توان گفت که با افزایش یک درصد در قیمت حقیقی انرژی، میزان تقاضای حامل‌های انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران به میزان تقریبی ۰/۰۸ درصد کاهش پیدا می‌کند و همانطور که انتظار می‌رفت رابطه بین قیمت و تقاضای انرژی، معکوس است. این نتیجه تقریبا توسط اکثر مطالعات پیشین تایید می‌شود[۲۸-۲۶].
- **قیمت حقیقی سرمایه (PK):** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۰۰۰۳ به دست آمده است. آماره Z برابر ۰/۲۲ نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار نیست اما اثر مثبت قیمت حقیقی سرمایه بر تقاضای انرژی استنباط می شود.
- **لگاریتم قیمت حقیقی نیروی کار (LOG(PL:** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۳۹۳ به دست آمده است. آماره Z برابر ۴/۵۵ نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنادار است، بنابراین می‌توان گفت که که با افزایش یک درصدی در این متغیر، تقاضای انرژی به میزان ۰/۳۹ درصد افزایش می‌یابد.
- **لگاریتم مقدار تولید (LOG(Q:** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۴۶۱ به دست آمده است. آماره Z برابر ۱۰/۴۲ نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنادار است، بنابراین می‌توان گفت که با افزایش یک درصدی در میزان این متغیر، میزان تقاضای حامل‌های انرژی در معادن در حال بهره‌برداری استان‌های ایران در حدود ۰/۴۶ درصد افزایش خواهد داشت که از نظر علامت تاثیر همانند متغیر ارزش افزوده در مدل اول است.
- **سهم مالکیت خصوصی (S):** ضریب برآوردی این متغیر ۰/۰۰۱ به دست آمده است. آماره Z برابر ۰/۵۴ نشان می‌دهد که ضریب مربوطه در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار نیست، بنابراین می‌توان گفت که سهم مالکیت خصوصی (s) بر تقاضای انرژی (ED) بی‌اثر است.

عرض از مبدا رابطه ۱۷ معادل ۱۱/۲۸۸ به دست آمده یعنی سایر متغیرهای لحاظ نشده در مدل با ضریب تقریبی ۱۱/۳ بر تقاضای انرژی موثرند.

نتایج برآورد مدل برای معادن در حال بهره‌برداری

استان‌های ایران نشان داد که مطابق انتظارت تئوریک، رابطه منفی و معکوس بین قیمت حقیقی حامل‌های انرژی (PE) و تقاضای انرژی (ED) در معادن وجود دارد. به طوری که مطابق دو مدل برآورد شده، یک درصد افزایش در قیمت حقیقی انرژی با ثبات سایر شرایط، تقاضای انرژی را حدود ۰٫۰۸ درصد کاهش می‌دهد. با توجه به این که ضریب قیمت حامل‌های انرژی در هر دو مدل برآورد شده منفی است، می‌توان قیمت را به عنوان مهم‌ترین و موثرترین ابزار سیاست‌گذاری در سطح تقاضای انرژی معادن مطرح کرد.

ارتباط بین میزان تولید (ارزش افزوده) و مصرف انرژی یکی از مطالعات کلیدی است که نقش انرژی را به عنوان یک نهاده تولیدی آشکار می‌سازد. رابطه ارزش افزوده حقیقی (RVAL) در مدل اول و رابطه مقدار تولید (Q) در مدل دوم با مقدار تقاضای انرژی هم مستقیم و مثبت به دست آمد. وجود رابطه مثبت بین مصرف انرژی و تولید نشان‌دهنده آن است که برنامه‌ریزی برای تامین انرژی باید مطابق با الگوی تغییرات تولیدی انجام گیرد.

در رابطه با اثر متغیر سهم مالکیت خصوصی در معادن (S) بر تقاضای انرژی در معادن، مطابق نتایج تخمین دو مدل نهایی، فرض وجود رابطه منفی بین تقاضای انرژی و سهم مالکیت خصوصی نمی‌تواند رد یا مورد پذیرش قرار گیرد زیرا رابطه علّی بین این متغیرها تایید نشد که از آن با عنوان "فرض خنثایی" نام برده می‌شود.

در خصوص رابطه متغیرهای قیمت حقیقی نیروی کار (PL) و قیمت حقیقی سرمایه (PK) با تقاضای انرژی، تخمین دو مدل نهایی نشان داد که در مدل اول، رابطه بین قیمت حقیقی نیروی کار با تقاضای انرژی مثبت اما غیرمعنادار است و قیمت حقیقی نیروی کار رابطه منفی و معناداری با متغیر وابسته دارد. از طرف دیگر، در مدل دوم، نتیجه عکس حاصل شد به این معنا که قیمت حقیقی نیروی کار دارای ضریبی مثبت و معنادار با تقاضای انرژی و قیمت حقیقی سرمایه دارای ضریب منفی اما بی‌معنی است که به طور کل نمی‌توان به نتیجه ثابتی در رابطه با این دو متغیر دست یافت.

در رابطه با کشش متغیرها، با توجه به نتایج به دست آمده قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای انرژی کمتر از یک شد و بیانگر ضروری بودن نهاده انرژی است. کشش قیمتی تقاضای انرژی از مشتق جزیی LOG(ED) به LOG(PE) حاصل شده و در مدل اول ۰٫۰۷۷- و در مدل دوم برابر ۰٫۰۸۲- است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بخش معدن همواره یکی از بخش‌های محرک اقتصادی در ایران است و ظرفیت بالایی در ایجاد ارزش افزوده دارد. آگاهی از تقاضای انرژی در بخش معدن اهمیت زیادی دارد. مدل‌های فنی- اقتصادی و اقتصادسنجی در تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی در مقایسه با سایر مدل‌ها امتیازهای خاصی دارند. مطابق نتایج این مطالعه، سیاست‌های قیمتی تاثیر چندانی بر مصرف حامل‌های انرژی در معادن در حال بهره‌برداری ندارند. همچنین کشش درآمدی تقاضای انرژی کمتر از یک و بیانگر ضروری بودن این نهاده‌ها در معادن استان‌های ایران است که به نظر می‌رسد یکی از دلایل آن ماشینی شدن استخراج در این بخش باشد.

با توجه به نتایج، پیشنهاداتی برای پژوهش‌های آتی، به شرح زیر ارایه می‌شود:

- بررسی اثرات سیاست‌های مصرف بهینه انرژی بر میزان تولید در معادن.
- بررسی اثرات اقتصادی ماشین‌آلات و تجهیزات انرژی‌اندوز در معادن و کارخانجات معدنی.
- مطالعه اثرات نظارت بر عملکرد نیروی کار و ماشین‌آلات معدنی و زمان بندی تولید در معادن بر مصرف انرژی در معادن.

منابع

۱. صفایی، زینب (۱۳۹۵)، مدل‌سازی تقاضای میان مدت گاز طبیعی صنایع در استان مازندران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد در رشته علوم اقتصادی و گرایش اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران.

۲. شکورشهابی، رضا (۱۳۸۸)، تحلیل پویایی سیستمی مدیریت بخش معدن در راستای ارتقای سهم معادن در اقتصاد ملی رساله دکتری ، دانشگاه صنعتی شاهرود.

3. Paulina, S. (2008). “From dependency to sustainability: building capacity for economic development: a case study on Ok Tedi Mine area community”. Asia Development Bank, 20-40.

4. Dubinski, J. (2013). “Sustainable development of mining mineral resources”. Journal of Sustainable Mining, 12(1): 1-6.

5. Burgstahler, D. C., Hail, L., & Leuz, C. (2006). The importance of reporting incentives: Earnings management in European private and public firms. The accounting review, 81(5), 983-1016.

6. Boardman, A. E., & Vining, A. R. (1989).

Ownership and performance in competitive environments: A comparison of the performance of private, mixed, and state-owned enterprises. Journal of Law and Economics, 32(1), 1-33.

7. Duran, E., Aravena, C., & Aguilar, R. (2015). Analysis and decomposition of energy consumption in the Chilean industry. Energy Policy, 86, 552-561.

۸. مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از معادن در حال بهره‌برداری کشور. سال‌های مختلف

۹. صفرزاده، اسماعیل (۱۳۹۴)، برآورد نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش معدن و مقایسه آن با سایر بخش‌های عمده اقتصادی کشور. طرح پژوهشی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر مطالعات انرژی، صنعت و معدن.

۱۰. دهقانی، فرید و مقصودی، ابراهیم (۱۳۹۵). مقایسه تطبیقی اقتصاد معدن در کشورهای شیلی، کانادا و ایران. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، گزارش شماره ۱۴۹۶۵.

11. Stothart, P. (2011). Facts and Figures of the Canadian mining industry. The mining association of Canada. Working paper.

12. Marshall, B. (2014). Facts and Figures of the Canadian mining industry. The mining association of Canada (MAC), Working paper.

13. Bhattacharyya, S. C. (2011). Energy Economics: Concepts, Issues, Markets and Governance. Springer Science and Business Media.

۱۴. فرجی دیزجی، سجاد (۱۳۹۲)، تئوری اقتصاد خرد، انتشارات فوژان، چاپ چهارم.

۱۵. عاقلی، لطفعلی (۱۳۸۵)، برآورد تابع تولید معادن کشور، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، سال ۶، شماره۱، صص ۴۹-۳۳.

۱۶. شیرانی فخر، زهره و خوش اخلاق، رحمان. (۱۳۹۵). برآورد تابع تقاضای انرژی در زیر بخش‌های صنعت ایران برای اقلیم‌های گوناگون. پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۵، شماره ۲۰، صص ۱۸۵-۱۱۵.

۱۷. شهنازی، روح اله.، و هادیان، ابراهیم، و جرگانی، لطف اله. (۱۳۹۶). بررسی رابطه علیت میان مصرف حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و دی‌اکسید کربن در بخش‌های اقتصاد ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۷ (۲۸)، ۵۱-۷۰.

18. Agnolucci Paolo. (2009). The Energy Demand in the British and German Industrial Sectors: Heterogeneity and Common Factors. Journal of Energy Economics, 31, 175–187.

19. Wang, X., & Lin, B. (2017). Factor and fuel substitution in China's iron & steel industry: evidence and policy implications. Journal of cleaner production, 141, 751-759.

۲۰. گجراتی، دامودار (۱۳۷۸). مبانی اقتصادسنجی جلد دوم، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

21. Jorgenson, D. W. (1972). Investment behavior and the production function. The Bell Journal of Economics and Management Science, 220-251.

22. Bischoff, C. W. (1969). Hypothesis testing and the demand for capital goods. The Review of Economics and Statistics, 354-368.

23. Wald, Abraham (1950). Statistical Decision Functions. John Wiley and Sons, New York; Chapman and Hall, London.

24. Wooldridge, J. M. (1991). On the application of robust, regression-based diagnostics to models of conditional means and conditional variances. Journal of econometrics, 47(1), 5-46.

25. Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. The Econometrics Journal, 11(1), 105-127.

26. Sadorsky, P (2010) The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. Energy Policy, 38(5), 2528–2535.

27. Komal,R. Abbas F (2015) Linking financial development, economic growth and energy consumption in Pakistan. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 44, 201-220

28. Chen Chang, S (2015) Effects of financial developments and income on energy consumption, International Review of Economics and Finance,35, 28-44.

۲۹. آماده، حمید، قاضی، مرتضی و عباسی فر، زهره (۱۳۸۸). بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۶، صص ۳۵-۱۵.