

## بررسی تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در ایران: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع تولید کاب-داگلاس

مصطفی سلیمی فر

دانشیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

امین حق نژاد<sup>۱</sup>

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

محسن رحیمی

کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تهران

### چکیده:

مقاله حاضر تأثیر عوامل تولید مشتمل بر تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار بر شدت مصرف انرژی در ایران را بررسی می‌کند. برای این منظور، در چارچوب یک تابع تولید کاب-داگلاس به تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی دوره (۱۳۵۳-۱۳۸۶) پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تکنولوژی و سرمایه فیزیکی به ترتیب منجر به رشد متوسط سالانه‌ای معادل  $1/48238\%$  و  $1/24073\%$  در شدت انرژی شده‌اند؛ در صورتی که، در خلال این دوره، نیروی کار شدت انرژی را به طور متوسط  $1/33016\%$  کاهش داده است. بنابراین، این عوامل رشد متوسط سالانه‌ای معادل  $1/39295\%$  در شدت انرژی را توضیح می‌دهند. از طرف دیگر، آمار و ارقام نشان می‌دهند که در طی دوره (۱۳۵۳-۱۳۸۶) شدت مصرف انرژی در ایران به طور متوسط سالانه حدوداً  $3/69\%$  درصد رشد داشته است. با توجه به این محاسبات، هم‌چنین می‌توان نتیجه گرفت که بخش عمده‌ای از رشد شدت انرژی (سالانه در حدود  $2/3\%$  درصد) معلول عوامل دیگری بوده است.

**واژه‌های کلیدی:** تکنولوژی، سرمایه فیزیکی، نیروی کار، شدت انرژی

طبقه‌بندی JEL: L24, E22, J21, P28

amin\_haghejad@yahoo.com

\*- (نویسنده مسئول):

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۲۱

تاریخ دریافت: ۸۹/۷/۲۰

## A Survey of the Effect of Production Factors on Energy Consumption Intensity in Iran: An Analysis Based on Cobb-Douglas Production Function

**Mostafa Salimifar**

*Associate Professor in Economics,  
Ferdowsi University of Mashhad*

**Amin Haghnejad**

*Ph.D Student in Economics, University of  
Isfahan*

**Mohsen Rahimi**

*M.A. in Economics, University of Tehran*

### Abstract

The present paper investigates the effect of production factors, including technology, physical capital and labour on the energy consumption intensity of Iran. For this purpose, time series data during the period of (1974-2007), have been analyzed within Cobb-Douglas production function framework. The results of the study indicate that the technology and the physical capital have caused the average annual growth rates equal to 1.48238% and 1.24073% for energy intensity, respectively, while labour has averagely decreased the energy intensity equal to 1.33016% over this period. Therefore, these factors explain an average annual growth equal to 1.39295% for energy intensity. Besides, statistics show that energy consumption intensity of Iran has been growing at an average rate of about 3.69% per year during the period of (1974-2007). According to these calculation, there also can conclude that major part of the growth of the energy intensity (about 2.3% per year) has been caused by the other factors.

**Key words:** Technology, Physical Capital, Labor, Energy Intensity.

**JEL:** L24, E22, J21, P28

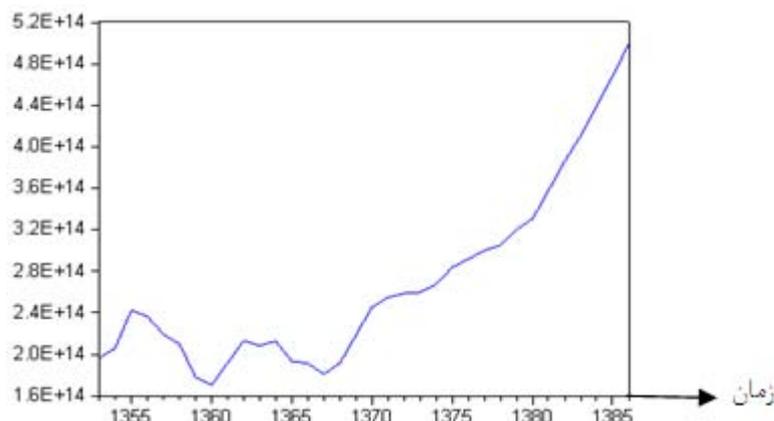
### ۱. مقدمه

در ادبیات اقتصادی، به طور سنتی سه عامل نیروی کار، سرمایه فیزیکی و تکنولوژی به عنوان عناصر اصلی تابع تولید تلقی می‌شوند. امروزه، عامل انرژی نیز با توجه به نقش به‌سزایی که در فرایند تولید اقتصادی ایفا می‌کند، توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است. برخی اقتصاددانان نظیر کلونند اهمیت بیشتری برای انرژی در تولید قائلند و از این نهاده به عنوان عامل کلیدی و مقدم بر سایر عوامل تولید یاد می‌کنند. یکی از مسائلی که در دنیای امروز محور اصلی مباحث اقتصادی قرار گرفته است، مسئله بهره‌وری عوامل تولید است؛ این موضوع به‌ویژه در مورد

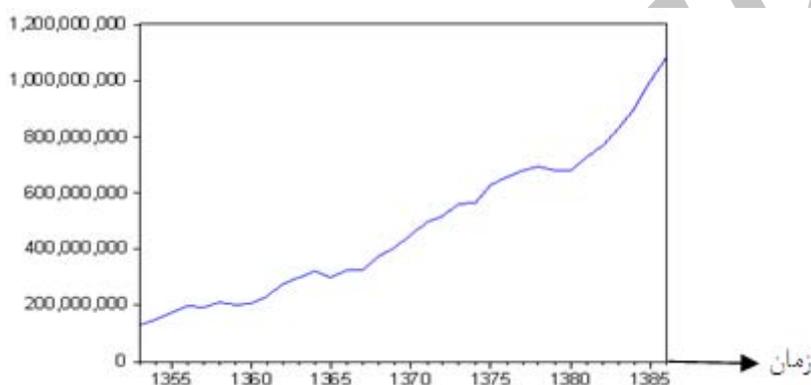
منابع محدود انرژی از اهمیت بیشتری نیز برخوردار است. شاخص شدت مصرف انرژی به عنوان نسبت مصرف نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی مهم‌ترین شاخصی است که میزان بهره‌وری انرژی در یک اقتصاد را منعکس می‌کند. هرچه این شاخص کوچکتر باشد نشان دهنده آنست که برای تولید هر واحد محصول انرژی کمتری صرف شده است و بالعکس. تقلیل شدت انرژی و به عبارت دیگر بهینه‌سازی مصرف انرژی از آمل و اهداف توسعه‌ای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی هر کشوری تلقی می‌شود و نیل به این هدف جز با شناخت عوامل تعیین کننده آن و ارائه راهکارهای مدبرانه، میسر نمی‌گردد (Cleveland, 1984).

ایران یکی از مهم‌ترین بازیگران انرژی دنیاست. آنچه در مورد وضعیت عرضه و تقاضای حامل‌های انرژی در ایران وجود دارد نشان دهنده عدم کارایی مناسب این سیستم است. براساس آمار ترازنامه انرژی کل کشور، عرضه کل انرژی اولیه از ۱۸۴/۸ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۵۳ به رقمی برابر ۱۴۵۳/۷ در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته است. از طرف دیگر، کل مصرف نهایی انرژی از ۱۲۹/۳ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۵۳ به رقمی معادل ۱۰۸۴ در سال ۱۳۸۶ رسیده است. بنابراین، در صورتی که بازده برای سیستم انرژی کشور به صورت درصد کل مصرف نهایی انرژی به عرضه کل انرژی اولیه تعریف شود، این شاخص از ۶۹/۹۶ درصد در سال ۱۳۵۳ به ۷۴/۵۶ درصد در سال ۱۳۸۶ رشد کرده است.

نمودارهای شماره (۱)، (۲) نسبت مصرف نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی (۳) به ترتیب روند کل مصرف نهایی انرژی، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و شدت مصرف انرژی ایران و در خلال دوره زمانی (۱۳۵۳-۱۳۸۶) را نشان می‌دهند. کل مصرف نهایی انرژی در طی دوره زمانی (۱۳۵۳-۱۳۸۶) به طور متوسط سالانه رشدی معادل ۶/۶۵ درصد داشته است. شاخص شدت مصرف انرژی نیز در خلال این دوره زمانی روند صعودی از خود نشان داده و به طور متوسط سالانه در حدود ۳/۶۹ درصد افزایش یافته است. این آمار و ارقام گویای آنست که با گذشت زمان، برای ایجاد هر واحد ارزش افزوده، انرژی بیشتری صرف شده است. حال سؤال اساسی این است که چنین روند فزاینده‌ای در شدت انرژی معلول کدام دسته از عوامل است؟ آیا باید همه آن را به اتلاف منابع نسبت داد؟ طبیعتاً، عوامل متعددی وجود دارد که می‌توانند رشد بی‌رویه شدت مصرف انرژی در ایران را توضیح دهند. تحقیق حاضر در چارچوب تابع تولید کاب-داگلاس به مطالعه اثرات عوامل تولیدی مشتمل بر نیروی کار، سرمایه فیزیکی و تکنولوژی بر شدت مصرف انرژی در ایران می‌پردازد.



نمودار (۱): روند کل مصرف نهایی انرژی (تعداد بشکه معادل نفت خام) در ایران  
منبع: وزارت نیرو- دفتر برنامه ریزی کلان برق و انرژی

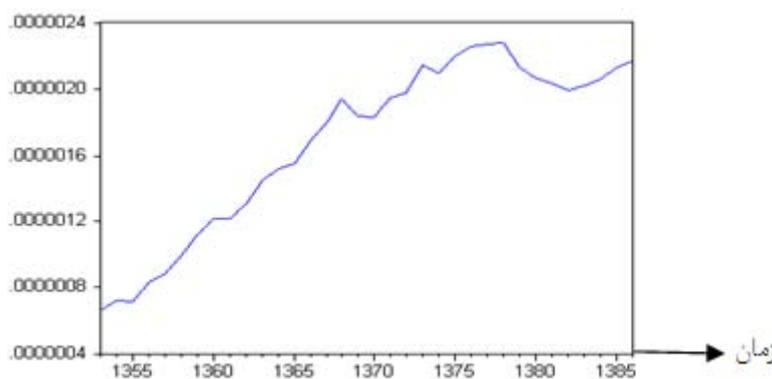


نمودار (۲)- روند تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶  
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

## ۲. مبانی نظری

ارتباط میان عوامل تولید و شدت مصرف انرژی در چارچوب نمودار (۴) ترسیم شده است. با توجه به این شکل، تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار ممکن است از طریق انرژی و رشد اقتصادی بر شدت مصرف انرژی تأثیرگذار باشند. این عوامل از یک طرف به عنوان نهاده‌های تولید در جهت کاهش شدت انرژی، منجر به رشد اقتصادی می‌شوند و از طرف دیگر انتظار می‌رود با افزایش سرمایه فیزیکی و پیشرفت تکنولوژی، میزان مصرف انرژی تحت تأثیر قرار

گیرد. به عنوان مثال، پیشرفت تکنولوژی از یک سو می‌تواند با ایجاد ابزار و تکنیک‌های مدرن منجر به کاهش مصرف انرژی شود و از سوی دیگر با ایجاد رشد اقتصادی بیشتر، مصرف انرژی را افزایش دهد. رشد سرمایه فیزیکی نیز می‌تواند منجر به مصرف بیشتر انرژی به‌ویژه در بخش صنعت شود. بنابراین، تأثیر نهاده‌های تولید بر شدت مصرف انرژی مبهم است.



نمودار (۳): روند شدت مصرف انرژی در ایران

منبع: محاسبات تحقیق

بررسی و شناخت تجربی تعیین‌کننده‌های شدت انرژی در کشور ما چندان مورد توجه واقع نشده است. با این وجود، در برخی از مطالعات به تجزیه شدت انرژی پرداخته شده است، محمدی و دیگران در مطالعه خود با استفاده از شاخص مجزا سازی فیشر (تکنیک ضربی) به بررسی روند تغییرات شدت مصرف برق صنعت پرداخته و نتیجه گرفتند که اثر ساختاری و تغییر در ترکیب فعالیت‌های صنعتی، نقش عمده‌ای در افزایش شدت مصرف برق صنعت ایفا می‌کند (Mohammadi; Mehregan, Haghani, 2010).

شریفی و دیگران به تجزیه شدت انرژی (به دو اثر ساختاری و شدتی) در کل صنعت و صنایع نه گانه (بر اساس طبقه‌بندی ISIC) ایران با استفاده از شاخص ایده آل فیشر و دو تکنیک جمع پذیری و ضرب پذیری پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهند داد که در بیشتر صنایع نه گانه، اثر ساختاری سهم اندکی در تغییرات اثر کل شدت انرژی داشته و اثر شدتی سهم بیشتر در تغییرات اثر کل داشته است؛ در بیشتر صنایع در سال‌های مختلف اثر شدتی در جهت کاهش شدت انرژی حرکت کرده و اثر ساختاری سهم ضعیفی در کاهش شدت انرژی داشته است (Sharifi; Sadeghi; Nafar, Dehghan Shabani, 2008).

تأثیر نهاده‌های تولید، به‌ویژه تکنولوژی، بر میزان شدت انرژی در برخی از مطالعات خارجی بررسی شده است. به عنوان مثال، یوان و دیگران نشان می‌دهند که رشد تکنولوژی به طور متوسط سالانه ۶/۳ درصد از نرخ رشد شدت انرژی در بخش صنعت کشور چین را کاهش داده است (Yuan; Liu; Wu 2009). ما و دیگران بحث می‌کنند که شدت مصرف انرژی در کشور چین در طی دوره زمانی (۲۰۰۴-۱۹۹۵) روند فزاینده‌ای داشته است و به نظر می‌رسد عامل اصلی چنین روندی، به کارگیری تکنولوژی‌های انرژی‌پر بوده است (Ma; Oxley; Gibson; Kim, 2008). جورگنسون و فراومنی نتیجه می‌گیرند که تغییر تکنولوژی منجر به افزایش شدت انرژی در طی زمان می‌شود (Jorgenson & Fraumeni, 1981). برنردت و دیگران نشان می‌دهند که تغییر تکنولوژی موجب پس انداز انرژی در هر دو نوع سوخت و برق شده است (Berndt; Kolstad; Lee, 1993). مونتاین و دیگران در مطالعه خود نتیجه می‌گیرند که تغییر تکنولوژیکی منجر به پس انداز نفت و استفاده بیشتر گاز در صنایع کارخانه‌ای ایالت انتاریو<sup>۱</sup> شده، اما در خصوص انرژی برق، در صنایع مختلف نتایج متفاوتی به دست آمده است (Mountain; Stipdonk; Warren, 1989).

### ۳. مدل تحقیق

نیروی کار (L)، سرمایه فیزیکی (K)، انرژی (E) و تکنولوژی (T) عناصر اصلی تابع تولید (Y) در مدل‌های رشد اقتصادی تلقی می‌شوند. بنابراین:

$$Y(t) = f(K(t), L(t), E(t), T(t)) \quad (1)$$

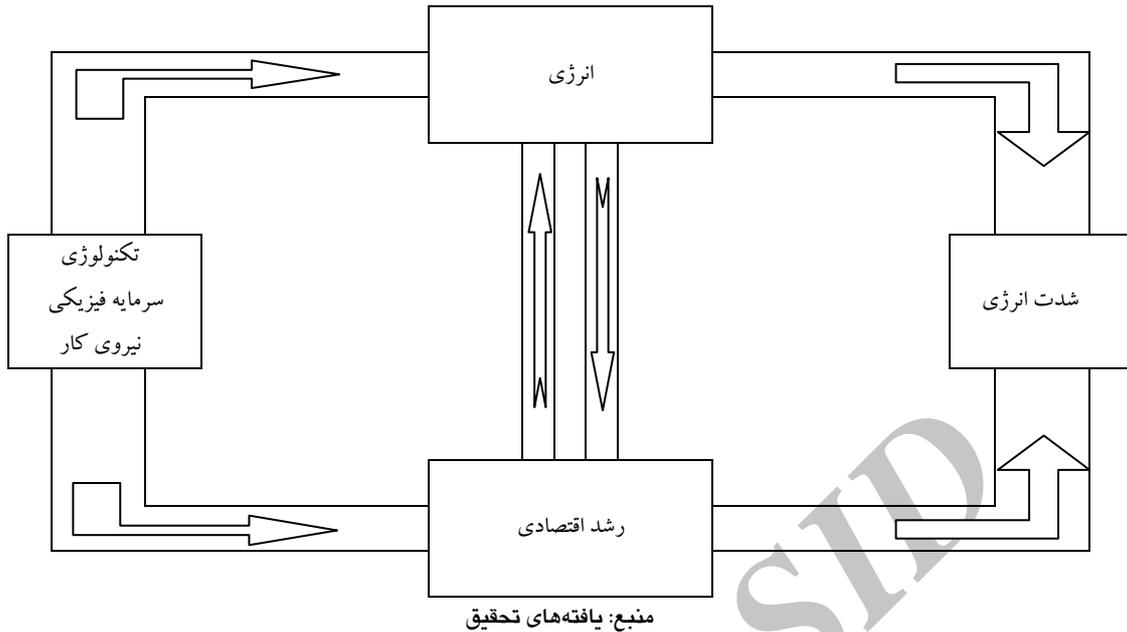
با فرض اینکه فرآیند تکنولوژیکی برونزا است و با نرخ ثابت  $c$  رشد می‌کند، تابع نمایی (۲) این فرآیند را تعیین می‌نماید:

$$T(t) = Ae^{ct} \quad (2)$$

تابع تولید کاب-داگلاس روابط میان عوامل تولید و محصول کل را به صورت زیر نشان می‌دهد:

$$Y(t) = Ae^{ct} K(t)^\alpha L(t)^\beta E(t)^\gamma \quad (3)$$

نمودار (۴): تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی



که در این تابع  $\alpha$  کشش تولیدی سرمایه فیزیکی،  $\beta$  کشش تولیدی نیروی کار و  $\gamma$  کشش تولیدی انرژی را نشان می‌دهند. تجزیه و تحلیل تابع تولید کاب-داگلاس ساده است و به نظر می‌رسد که یک تقریب مناسب برای توابع تولید واقعی باشد (Romer, 2001). می‌توان معادله (۳) را به صورت رابطه (۴) نمایش داد:

$$\left(\frac{E(t)}{Y(t)}\right)^\gamma \times A \times e^{ct} = Y(t)^{1-\alpha-\beta-\gamma} \left(\frac{Y(t)}{K(t)}\right)^\alpha \left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right)^\beta \quad (4)$$

با جایگذاری  $\chi(t) = \frac{E(t)}{Y(t)}$ ،  $y_k(t) = \frac{Y(t)}{K(t)}$  و  $y_l(t) = \frac{Y(t)}{L(t)}$  در رابطه (۴)، می‌توان آن را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\chi(t)^\gamma \times A \times e^{ct} = Y(t)^{1-\alpha-\beta-\gamma} y_k(t)^\alpha y_l(t)^\beta \quad (5)$$

که  $\chi(t)$ ،  $y_k(t)$  و  $y_l(t)$  به ترتیب شدت انرژی، محصول سرانه سرمایه فیزیکی و محصول سرانه نیروی کار را نشان می‌دهند.

محاسبه لگاریتم طبیعی دو طرف معادله (۵)، رابطه (۶) را به دست می‌دهد:

$$\gamma \ln \chi(t) + \ln A + ct = (1 - \alpha - \beta - \gamma) \ln Y(t) + \alpha \ln y_k(t) + \beta \ln y_l(t) \quad (۶)$$

با مشتق‌گیری از دو طرف این رابطه، معادله (۷) حاصل می‌شود:

$$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)} = \frac{(1 - \alpha - \beta - \gamma) \dot{Y}(t)}{\gamma Y(t)} + \frac{\alpha \dot{y}_k(t)}{\gamma y_k(t)} + \frac{\beta \dot{y}_l(t)}{\gamma y_l(t)} - \frac{1}{\gamma} c \quad (۷)$$

که در این معادله،  $\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}$ ،  $\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}$ ،  $\frac{\dot{y}_k(t)}{y_k(t)}$  و  $\frac{\dot{y}_l(t)}{y_l(t)}$  به ترتیب نرخ رشد شدت انرژی، نرخ

رشد محصول کل، نرخ رشد محصول سرانه سرمایه فیزیکی و نرخ رشد محصول سرانه نیروی کار را نشان می‌دهند.

از طرف دیگر، با محاسبه لگاریتم طبیعی دو طرف معادله (۳)، رابطه (۸) نتیجه می‌شود:

$$\ln Y(t) = \ln A + ct + \alpha \ln K(t) + \beta \ln L(t) + \gamma \ln E(t) \quad (۸)$$

مشتق‌گیری از هر دو طرف این رابطه نسبت به  $t$ ، معادله (۹) را به دست می‌دهد:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = c + \alpha \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \beta \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + \gamma \frac{\dot{E}(t)}{E(t)} \quad (۹)$$

نرخ رشد مصرف انرژی را نیز می‌توان با تصریح و برآورد معادله رگرسیونی (۱۰) توجیه کرد:

$$\frac{\dot{E}(t)}{E(t)} = \delta c + \theta \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \lambda \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + \varphi \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} + u(t) \quad (۱۰)$$

اکنون با ثابت در نظر گرفتن سرمایه فیزیکی و نیروی کار می‌توان تأثیر فرایند تکنولوژیکی بر شدت مصرف انرژی را محاسبه کرد. با این فرض:

$$\frac{\dot{y}_k(t)}{y_k(t)} = \frac{\dot{y}_l(t)}{y_l(t)} = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} \quad (۱۱)$$

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}(T, E) = c + \gamma \frac{\dot{E}(t)}{E(t)}(T, Y) \quad (۱۲)$$

$$\frac{\dot{E}(t)}{E(t)}(T, Y) = \delta c + \varphi \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}(T, E) \quad (۱۳)$$

با جایگذاری روابط (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) در معادله (۷)، رابطه (۱۴) حاصل می‌شود:

$$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(T) = (1 - \gamma) \frac{\delta + \varphi}{1 - \varphi \gamma} c - c \quad (۱۴)$$

رابطه فوق، تأثیر نرخ رشد تکنولوژی ( $c$ ) بر شدت مصرف انرژی را بیان می‌کند. با ثابت در نظر گرفتن تکنولوژی و نیروی کار می‌توان تأثیر سرمایه فیزیکی بر شدت مصرف انرژی را محاسبه کرد. با این فرض:

$$c=0 \quad , \quad \frac{\dot{y}_l(t)}{y_l(t)} = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} \quad , \quad \frac{\dot{y}_k(t)}{y_k(t)} = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} - \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} \quad (15)$$

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}(K, E) = \alpha \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \gamma \frac{\dot{E}(t)}{E(t)}(K, Y) \quad (16)$$

$$\frac{\dot{E}(t)}{E(t)}(K, Y) = \theta \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \varphi \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}(K, E) \quad (17)$$

با جایگذاری روابط (15)، (16) و (17) در معادله (7)، رابطه (18) نتیجه می‌شود:

$$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(K) = -\alpha \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + (1-\gamma) \frac{\theta + \varphi \alpha \dot{K}(t)}{1 - \varphi \gamma K(t)} \quad (18)$$

رابطه فوق، تأثیر نرخ رشد سرمایه فیزیکی بر شدت مصرف انرژی را بیان می‌کند. همچنین با ثابت در نظر گرفتن تکنولوژی و سرمایه فیزیکی می‌توان تأثیر نیروی کار بر شدت مصرف انرژی را محاسبه کرد. با این فرض:

$$c=0 \quad , \quad \frac{\dot{y}_k(t)}{y_k(t)} = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} \quad , \quad \frac{\dot{y}_l(t)}{y_l(t)} = \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} - \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \quad (19)$$

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}(L, E) = \beta \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + \gamma \frac{\dot{E}(t)}{E(t)}(L, Y) \quad (20)$$

$$\frac{\dot{E}(t)}{E(t)}(L, Y) = \lambda \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + \varphi \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)}(L, E) \quad (21)$$

با جایگذاری روابط (19)، (20) و (21) در معادله (7)، رابطه (22) به دست می‌آید:

$$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(L) = -\beta \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + (1-\gamma) \frac{\lambda + \varphi \beta \dot{L}(t)}{1 - \varphi \gamma L(t)} \quad (22)$$

رابطه فوق، تأثیر نرخ رشد نیروی کار بر شدت مصرف انرژی را بیان می‌کند.

#### ۴. معرفی داده‌ها

در انجام مطالعه حاضر داده‌های سری زمانی دوره (۱۳۵۳-۱۳۸۶) به کار گرفته شده‌اند. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶ ( $Y$ ) و موجودی سرمایه فیزیکی به

قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶ (K) از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده‌اند. داده‌های میزان مصرف انرژی بر حسب تعداد بشکه معادل نفت خام (E) از وزارت نیرو- دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی تهیه شده‌اند. اطلاعات سری زمانی مربوط به متغیر نیروی کار بر حسب تعداد کل افراد شاغل در اقتصاد (L) نیز از معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی- دفتر نظارت برنامه گردآوری شده است.

### ۵. متدولوژی اقتصادسنجی

در این بخش، روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده برای برآورد پارامترهای مدل تحقیق که در معادلات رگرسیونی (۲۳) و (۲۴) نمایان می‌شوند، معرفی می‌گردد.

$$\ln Y(t) = \ln A + ct + \alpha \ln K(t) + \beta \ln L(t) + \gamma \ln E(t) + \varepsilon(t) \quad (23)$$

$$\frac{\dot{E}(t)}{E(t)} = \delta c + \theta \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \lambda \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + \varphi \frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} + u(t) \quad (24)$$

برای این منظور، نخست، درجه انباشتگی متغیرها تعیین می‌شود. چنانچه همه متغیرها در سطح ایستا باشند، روش حداقل مربعات معمولی<sup>۱</sup> (OLS) برای برآورد معادله رگرسیونی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در صورتی که معادله رگرسیونی مورد نظر مشتمل بر متغیرهای نا ایستا با درجه انباشتگی یک باشد، تجزیه و تحلیل هم انباشتگی<sup>۲</sup> با رویکرد باند<sup>۳</sup> که مبتنی بر مدل توضیحی با وقفه‌های توزیعی<sup>۴</sup> (ARDL) است، برای برآورد پارامترها به کار گرفته می‌شود. این رویکرد توسط پسران و دیگران (Pesaran; Shin; Smith, 1996) و پسران و شین (Pesaran & Shin, 1999) پیشنهاد شده است و نسبت به روش‌های دیگر از چند مزیت برخوردار است؛ اولاً، مسئله درون‌زایی در این رویکرد مطرح نیست و همه‌ی متغیرها درون‌زا به حساب می‌آیند. ثانیاً، در شرایطی که مدل مشتمل بر ترکیبی از متغیرهای ایستا I(۰) و نا ایستا با درجه انباشتگی یک I(۱) باشد، آزمون باند قابل استفاده است. ثالثاً، این آزمون برای نمونه‌های با اندازه کوچک نسبت به سایر آزمون‌ها نتایج قابل اعتمادتری را ارائه می‌دهد. رابعاً، از سهولت لازم برخوردار بوده و

- 1- Ordinary Least Squares
- 2- Cointegration
- 3- Bound
- 4- Autoregressive distributed lag

برآورد پارامترها با روش ساده حداقل مربعات معمولی انجام می‌شود. اگرچه به کارگیری رویکرد باند در شرایطی که ترکیبی از متغیرهای ایستا ( $I(0)$ ) و نا ایستا با انباشتگی درجه یک ( $I(1)$ ) مورد مطالعه باشند، امکان پذیر است؛ اما همان‌طور که اوتارا (Ouattara, 2004) اذعان دارد چنانچه درجه انباشتگی برخی از متغیرهای مدل بزرگتر از یک (به عنوان مثال  $I(2)$ ) باشد، مقادیر بحرانی باند معتبر نیستند. در فرایند آزمون باند، نخست، درجه انباشتگی متغیرهای مدل شناسایی می‌شود؛ سپس، وجود هم‌انباشتگی میان آنها آزمون می‌شود؛ نهایتاً، در صورت تشخیص ارتباط هم-انباشتگی میان متغیرها، بردارهای هم‌انباشتگی استخراج می‌شوند.

### ۱.۵. آزمون ریشه واحد

همان‌طور که عنوان شد، چنانچه همه متغیرهای یک معادله رگرسیونی در سطح ایستا باشند، مسئله رگرسیون کاذب مطرح نبوده و برآوردگر OLS قابلیت تخمین پارامترها را دارد. در غیر این صورت، بایستی تحت شرایط خاصی به روش‌های تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی روی آورد. بنابراین، لازم است که قبل از هر چیز درجه انباشتگی سری‌های زمانی تعیین شود. برای این منظور، آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> و فیلیپس- پرون<sup>۲</sup> [معروف به PP] به کار گرفته می‌شوند. فیلیپس و پرون (Phillips & Perron, 1988) استدلال دارند که وقتی تغییرات ساختاری در اقتصاد یک کشور نظیر جنگ، انقلاب و... رخ می‌دهد، آماره دیکی- فولر در تشخیص ایستایی سری‌های زمانی از صحت لازم برخوردار نیست؛ بنابراین، آنها آزمون PP را برای این منظور معرفی کردند. در بررسی حاضر، با توجه به تحولات انقلاب اسلامی و وقوع جنگ با عراق، علاوه بر آزمون ADF، آزمون PP نیز به منظور تعیین درجه انباشتگی متغیرهای تحقیق به کار گرفته می‌شوند.

### ۲.۵. تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی

مفهوم هم‌انباشتگی برای نخستین بار توسط گرنجر (Granger, 1980) به ادبیات اقتصاد سنجی معرفی شد. هم‌انباشتگی به وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی اشاره دارد. چنانچه

1- Non-Augmented Dickey-Fuller

2- Phillips and Perron

متغیرها هم انباشته<sup>۱</sup> باشند، بدین مفهوم است که در طول زمان با همدیگر حرکت می‌کنند؛ به گونه‌ای که اختلالات کوتاه مدت در بلندمدت تصحیح می‌شوند. به منظور تشخیص رابطه هم انباشتگی میان متغیر  $X_1$  (به عنوان متغیر وابسته) و متغیرهای  $X_2, X_3, \dots, X_k$  (به عنوان متغیرهای توضیحی) با استفاده از روش باند، نخست، معادله رگرسیونی (۲۵) با روش OLS برآورد می‌شود.

$$\Delta X_{1t} = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_{2i} \Delta X_{2t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_{3i} \Delta X_{3t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \gamma_{ni} \Delta X_{nt-i} + \theta_1 X_{1t-1} + \theta_2 X_{2t-1} + \theta_3 X_{3t-1} + \dots + \theta_n X_{nt-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

$m$  تعداد وقفه‌های بهینه را نشان می‌دهد که با معیارهایی از قبیل شوارتز<sup>۲</sup>، معیار آکائیک<sup>۳</sup> و نیز معیار حنان کوئین<sup>۴</sup> تعیین می‌شود.  $\varepsilon$  جزء اختلال و  $\alpha, \beta, \gamma, \theta$  پارامترهای مدل هستند. اگر فرضیه‌ی صفر  $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \dots = \theta_n = 0$  رد شود، آنگاه نتیجه گرفته می‌شود که هم انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. چنانچه فرضیه‌ی صفر رد نشود، هیچ گونه ارتباط هم انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها وجود ندارد. سپس، برای بررسی فرضیه‌ها، مقدار محاسبه شده آماره  $F$  با مقادیر بحرانی باند مقایسه می‌شوند. صرف نظر از درجه انباشتگی متغیرها و وجود یا عدم وجود ارتباط هم انباشتگی میان آنها، توزیع مجانبی این آماره غیراستاندارد است و بسته به درجه انباشتگی متغیرها، تعداد رگرسورها و اینکه آیا مدل ARDL عرض از مبدأ یا روند زمانی را شامل می‌شود یا خیر، ممکن است متفاوت باشد.

به همین دلیل، پسران و دیگران (Pesaran; Shin; Smith, 1996) بر مبنای این ویژگیها دو گروه از مقادیر بحرانی مجانبی (معروف به مقادیر بحرانی باند) را ارائه کردند. در خصوص گروه اول فرض بر آن است که همه متغیرهای مدل ساکن یا  $I(0)$  هستند. گروه دوم از مقادیر بحرانی باند نیز مبتنی بر فرض انباشتگی درجه یک  $I(1)$  همه متغیرها هستند. پس از محاسبه مقدار آماره  $F$  و استخراج مقادیر بحرانی مربوط به مدل، یکی از سه تصمیم زیر در رابطه با وجود یا عدم وجود هم انباشتگی میان متغیرها اتخاذ می‌شود:

- 1- Cointegrated
- 2- Schwarz Criterion
- 3- Akaike Criterion
- 4- Hannan Quinn

۱- اگر مقدار آماره F در بین دو مقدار بحرانی باند قرار گیرد، آزمون بی نتیجه است.  
 ۲- چنانچه مقدار آماره F بیشتر از مقدار بحرانی باند بالا باشد، آنگاه فرضیه صفر عدم وجود هم انباشتگی میان متغیرها رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها پذیرفته می شود.

۳- اگر مقدار آماره F کمتر از مقدار بحرانی باند پائین باشد، آنگاه فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود هم انباشتگی میان متغیرها نمی تواند رد شود.

پسران و دیگران (Pesaran; Shin; Smith, 1996) هم چنین مقادیر بحرانی باند مربوط به آماره W را محاسبه کرده اند. قاعده تصمیم گیری براساس این آماره در خصوص رد یا پذیرش فرضیه صفر مشابه آماره F است.

اگر وجود ارتباط هم انباشتگی میان متغیرها مورد تأیید قرار گیرد، بردار هم انباشتگی از طریق برآورد مدل ARDL زیر به دست می آید؛

$$X_{1t} = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^{p_1} \gamma_{1i} X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \gamma_{2i} X_{2t-i} + \sum_{i=0}^{p_3} \gamma_{3i} X_{3t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{p_n} \gamma_{ni} X_{nt-i} + u_t \quad (26)$$

## ۶. نتایج تجربی

### ۱.۶. نتایج آزمون های ریشه واحد

نتایج آزمون های ریشه واحد ADF و PP در جداول شماره (۱) و (۲) ارائه شده اند. همان طور که اطلاعات جدول (۱) نشان می دهند، متغیر LnY در سطح اهمیت ۵ درصد دارای ریشه واحد است. متغیرهای LnE و LnL نیز در سطح اهمیت ۱ درصد دارای ریشه واحد هستند. در خصوص متغیر LnK، فقط یک مورد استثنایی از چهار آماره مختلف، درجه انباشتگی را فراتر از یک نشان می دهد. بنابراین، می توان آزمون باند را به شکل مطلوبی برای مدل (۲۳) به کار گرفت.

براساس اطلاعات جدول (۲)، به جزء در یک حالت خاص، هر دو آزمون ریشه واحد ایستایی متغیرهای  $\frac{\dot{E}}{E}$ ،  $\frac{\dot{L}}{L}$ ،  $\frac{\dot{K}}{K}$ ،  $\frac{\dot{Y}}{Y}$  را در سطح اهمیت ۱ یا ۵ درصد تأیید می نمایند. بنابراین، می توان روش OLS را برای برآورد پارامترهای مدل (۲۴) به کار گرفت.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیرها	آزمون	نوع تصریح	آماره آزمون	
			سطح	تفاضل اول
LnY	ADF	C	۱/۲۶۸۷۳۳	-۳/۵۴۳۳۲۹**
		C+T	-۱/۸۳۱۷۰۸	-۴/۴۹۷۲۶۷***
	PP	C	۱/۴۰۱۸۳۸	-۳/۵۱۴۰۴۳**
		C+T	-۰/۴۰۰۵۸۹	-۳/۸۸۱۲۱۹**
LnK	ADF	C	۰/۳۹۶۴۴۸	-۳/۱۰۶۱۵۸**
		C+T	-۲/۰۷۰۴۵۸	-۲/۶۷۳۲۶۷
	PP	C	-۱/۹۷۰۰۵۹	-۳/۲۱۹۲۴۲**
		C+T	-۳/۲۹۱۵۹۷*	-۵/۷۷۳۴۶۱***
LnL	ADF	C	۱/۲۰۶۸۳۷	-۵/۲۴۷۸۵۳***
		C+T	-۰/۷۳۸۹۴۶	-۵/۳۰۸۱۳۹***
	PP	C	۱/۲۹۶۷۱۹	-۵/۲۴۷۸۵۳***
		C+T	-۰/۷۳۸۹۴۶	-۵/۳۱۴۵۹۴***
LnE	ADF	C	-۰/۳۸۱۵۴۲	-۵/۱۶۸۴۹۹***
		C+T	-۱/۷۹۰۳۴۹	-۴/۹۹۴۰۲۲***
	PP	C	-۱/۴۲۷۹۵۸	-۵/۳۰۹۸۳۷***
		C+T	-۲/۹۹۶۲۹۰	-۵/۱۲۷۹۳۳***

منبع: محاسبات تحقیق؛ ADF و PP به ترتیب آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون را نشان می‌دهند؛ C و C+T به ترتیب تصریح‌های با عرض از مبدأ - بدون روند زمانی و با عرض از مبدأ- با روند زمانی را بیان می‌کنند. علائم \*\*، \*\*\*، \* و \* به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معنی داری ۰.۱، ۰.۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار شوارتز تعیین شده‌اند.

## ۲.۶. نتایج تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی

در این بخش به تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی میان متغیر وابسته  $LnY(t)$  و متغیرهای توضیحی  $LnK(t)$ ،  $LnL(t)$  و  $LnE(t)$  در چارچوب مدل (۲۳) پرداخته می‌شود. مقادیر محاسبه شده آماره-های  $F$  و  $W$  و نیز مقادیر باند مربوط به آنها در جدول شماره (۳) ارائه شده‌اند. تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیار شوارتز تعیین شده است.

مطابق با نتایج این جدول، مقادیر هر دو آماره  $F$  و  $W$  بیشتر از مقادیر بحرانی کران بالا هستند. بنابراین، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیرهای مدل هم‌انباشته هستند. در مرحله بعد، با استفاده از رویکرد ARDL ضرایب بلندمدت استخراج می‌شوند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیرها	آزمون	نوع تصریح	آماره آزمون
			سطح
$\frac{\dot{Y}}{Y}$	ADF	C	-۳/۵۷۹۸۵۸**
		C+T	-۳/۸۵۷۴۸۰**
	PP	C	-۳/۴۱۰۲۴۸**
		C+T	-۳/۸۵۲۳۲۶**
$\frac{\dot{K}}{K}$	ADF	C	-۳/۱۹۳۷۷۶**
		C+T	-۲/۷۱۸۴۰۶
	PP	C	-۳/۳۴۴۵۳۹**
		C+T	-۶/۱۳۱۹۴۱***
$\frac{\dot{L}}{L}$	ADF	C	-۵/۲۵۹۸۱۷***
		C+T	-۵/۳۱۴۱۶۸***
	PP	C	-۵/۲۵۹۸۱۷***
		C+T	-۵/۳۲۰۶۱۵***
$\frac{\dot{E}}{E}$	ADF	C	-۵/۲۲۶۰۷۴***
		C+T	-۵/۰۶۳۷۶۳***
	PP	C	-۵/۰۹۴۷۹۹***
		C+T	-۵/۲۵۹۸۰۵***

منبع: محاسبات تحقیق؛ ADF و PP به ترتیب آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون را نشان می‌دهند؛ C و C+T به ترتیب تصریح‌های با عرض از مبدأ - بدون روند زمانی و با عرض از مبدأ- با روند زمانی را بیان می‌کنند. علائم \*\*\* و \*\* به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معنی داری ۱ و ۵ درصد را نشان می‌دهند. تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار شوارتز تعیین شده‌اند.

جدول (۳): نتایج آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از رویکرد باند مبتنی بر ARDL

مقدار آماره	مقادیر بحرانی باند در سطح اهمیت ۵٪		مقادیر بحرانی باند در سطح اهمیت ۱۰٪	
	کران پائین	کران بالا	کران پائین	کران بالا
F=۷/۵۵۹۱	۴/۵۹۳۵	۵/۸۴۹۵	۳/۸۰۶۴	۴/۹۴۹۸
W=۳۰/۲۳۶۴	۱۸/۳۷۴۲	۲۳/۳۹۷۹	۱۵/۲۲۵۸	۱۹/۷۹۹۲

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که نتایج ARDL نشان می‌دهد همه ضرایب از نظر آماری معنی دار هستند. کشش‌های تولیدی سرمایه فیزیکی، نیروی کار و انرژی به ترتیب معادل ۰/۳۴۳۷۵، ۰/۷۷۷۳ و ۰/۵۶۵۱۲ برآورد شده‌اند. نرخ رشد تکنولوژی نیز برابر ۰/۳۰۲۱۷ به دست آمده است.

### ۳.۶. نتایج برآورد OLS

نتایج برآورد مدل (۲۴) با استفاده از روش OLS در جدول شماره (۵) آمده است.

جدول (۴): ضرایب بلندمدت برآورد شده با استفاده از رویکرد ARDL

متغیر وابسته: LnY				
متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	P-Value
LnK	۰/۳۴۳۷۵	۰/۱۷۷۶۰	۱/۹۳۵۵	۰/۰۶۵
LnL	۰/۷۷۷۳	۰/۳۵۳۸۳	۲/۱۹۶۸	۰/۰۳۸
LnE	۰/۵۶۵۱۲	۰/۱۲۳۳۵	۴/۵۸۱۴	۰/۰۰۰
LnA	-۴/۰۸۰۷	۲/۰۶۴۲	-۱/۹۷۶۸	۰/۰۶۰
t	۰/۰۳۰۲۱۷	۰/۰۱۰۲۵۸	۲/۹۴۵۵	۰/۰۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۵): نتایج برآورد تابع رشد مصرف انرژی با استفاده از روش OLS

متغیر وابسته: $\frac{\dot{E}}{E}$				
متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t	P-Value
$\frac{\dot{T}}{T}$	۱/۶۰۱۳۶	۰/۸۸۶۰۴	۱/۸۰۷۳	۰/۰۸۲۳
$\frac{\dot{K}}{K}$	۰/۶۹۶۴۶	۰/۲۹۰۸۴	۲/۳۹۴۶۴	۰/۰۲۴۱
$\frac{\dot{L}}{L}$	-۰/۷۷۲۷	۰/۷۸۸۳۸	-۰/۹۸۰۱۱	۰/۳۳۶۱
$\frac{\dot{Y}}{Y}$	۰/۶۲۱۸	۰/۱۴۰۹۶	۴/۴۱۰۹۴	۰/۰۰۰۲
$R^2=۰/۶۳۲۲$		$D.W=۱/۶۳۴۵$		

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به این نتایج، نرخ رشد تکنولوژی، نرخ رشد سرمایه فیزیکی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی داری بر نرخ رشد مصرف انرژی داشته‌اند؛ در صورتی که نرخ رشد نیروی کار از نظر آماری تأثیر معنی داری بر این متغیر نداشته است.

#### ۴.۶. محاسبات نهایی

اکنون که پارامترهای مدل تحقیق برآورد شده‌اند، محاسبات نهایی در خصوص میزان تأثیر نرخ رشد عوامل تولید (مشمول بر تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار) بر نرخ رشد شدت انرژی صورت می‌گیرد. این محاسبات در جدول شماره (۶) تلخیص شده‌اند.

جدول (۶): سهم عوامل تولید از نرخ رشد شدت انرژی

نرخ رشد شدت انرژی با تفکیک سهم عوامل تولید	روابط میان نرخ رشد عوامل تولید و نرخ رشد شدت انرژی	میانگین هندسی نرخ رشد عوامل تولید
$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(T) = 0.49058c$ = ۱/۴۸۲۳۸%	$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(T) = (1-\gamma) \frac{\delta + \varphi}{1 - \varphi\gamma} c - c$	$\frac{\dot{T}(t)}{T(t)} = c = 3.0217\%$
$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(K) = 0.26652 \frac{\dot{K}(t)}{K(t)}$ = ۱/۲۴۰۷۳%	$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(K) = -\alpha \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + (1-\gamma) \frac{\theta + \varphi\alpha}{1 - \varphi\gamma} \frac{\dot{K}(t)}{K(t)}$	$\frac{\dot{K}(t)}{K(t)} = 4.6553\%$
$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(L) = -0.45324 \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}$ = -۱/۳۳.۱۶%	$\frac{\dot{\chi}(t)}{\chi(t)}(L) = -\beta \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + (1-\gamma) \frac{\lambda + \varphi\beta}{1 - \varphi\gamma} \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}$	$\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = 2.9348\%$

منبع: محاسبات تحقیق

در این جدول، ستون اول میانگین هندسی نرخ رشد تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار در خلال دوره مورد مطالعه را نشان می‌دهد. ستون دوم معادلات (۱۴)، (۱۸) و (۲۲) را ارائه می‌کند. با جایگذاری مقادیر برآورد شده پارامترها و نرخ رشد عوامل تولید در این معادلات، نرخ رشد شدت انرژی با تفکیک سهم عوامل تولید به دست می‌آید. این محاسبات در ستون سوم جدول فوق ارائه شده‌اند. با توجه به این نتایج، تکنولوژی و سرمایه فیزیکی به ترتیب منجر به رشد متوسط سالانه‌ای معادل ۱/۴۸۲۳۸٪ و ۱/۲۴۰۷۳٪ در شدت مصرف انرژی شده‌اند. از طرف دیگر، نیروی کار به طور متوسط سالانه شدت انرژی را ۱/۳۳۰۱۶٪ کاهش داده است. بنابراین، این عوامل بطور متوسط رشد سالانه‌ای معادل ۱/۳۹۲۹۵٪ در شدت انرژی را توضیح می‌دهند.

## ۷. خلاصه و نتیجه گیری

با توجه به اهمیت به سزا و نقش حیاتی نهاده انرژی در تابع تولید هر کشوری و محدودیت به کارگیری هرچه بیشتر این منبع مهم اقتصادی، مطالعه حاضر به بررسی میزان تأثیر سایر نهاده‌های اقتصادی (تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار) بر شدت مصرف انرژی در ایران که در طی سه دهه اخیر رشد بی‌رویه‌ای را تجربه کرده است، اختصاص دارد. برای این منظور، با به کارگیری تکنیک‌های مرتبط با داده‌های سری زمانی مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد، تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی و روش حداقل مربعات معمولی به تخمین پارامترهای مدل مورد نظر با استفاده

از داده‌های دوره زمانی (۱۳۵۳-۱۳۸۶) پرداخته شد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که فرایند تکنولوژیکی و سرمایه فیزیکی به ترتیب منجر به رشد متوسط سالانه‌ای معادل % ۱/۴۸۲۳۸ و % ۱/۲۴۰۷۳ در شدت مصرف انرژی شده‌اند؛ در صورتی که نیروی کار بطور متوسط سالانه شدت انرژی را % ۱/۳۳۰۱۶ کاهش داده است. بنابراین، در مجموع، این عوامل به طور متوسط رشد سالانه‌ای معادل % ۱/۳۹۲۹۵ در شدت انرژی را توضیح می‌دهند. آمار و ارقام گویای آنست که شدت مصرف انرژی در ایران به طور متوسط سالانه حدوداً ۳/۶۹ درصد رشد داشته است. بر اساس این محاسبات، هم‌چنین می‌توان نتیجه گرفت که بخش عمده رشد شدت انرژی (یعنی سالانه در حدود ۲/۳ درصد) معلول عوامل احتمالی دیگر از قبیل پائین بودن قیمت نسبی حامل‌های انرژی، ساختار اقتصادی، رشد جمعیت، رشد شهرنشینی و غیره بوده است. به علاقه‌مندان پیشنهاد می‌شود که در مطالعات بعدی سهم هر یک از این عوامل در رشد شدت مصرف انرژی شناسایی کرده تا نتایج به دست آمده راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان انرژی در جهت بهینه‌سازی مصرف آن باشند.

#### References:

- 1- Berndt, E., Kolstad, C., and Lee, J.K. (1993). "Measuring the Energy Efficiency and Productivity Impacts of Embodied Technical Change", *The Energy Journal*, 14(1): 33-55.
- 2- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Time Series Data Bank, ([www.cbi.ir](http://www.cbi.ir)). (In Persian)
- 3- Cleveland, C.J. (1984). "Energy and the US Economy: A Biophysical Perspective", *Science*, 225(4665): 890-897.
- 4- Granger, C. W. J. (1980). "Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models", *Journal of Econometrics*, 14(2): 227-238.
- 5- Jorgenson, D. W., and Fraumeni, B.M. (1981). "Relative Prices on Technical Change", In: B.C. Field, and E.R. Berndt, eds., *Modeling and measuring natural resource substitution*, MIT Press, Cambridge, MA, 17-47.
- 6- Ma, H., Oxley, L., Gibson, J., and Kim, B. (2008). "China's Energy Economy: Technical Change, Factor Demand and Interfactor/Interfuel Substitution", *Energy Economics*, 30 (5): 2167-2183.
- 7- Ministry of Energy, Power and Energy Planning Department, Energy Balance Sheet, Islamic Republic of Iran, ([www.moe.org.ir](http://www.moe.org.ir)). (In Persian)
- 8- Mohammadi, S., Mehregan, N., and Haghani, M. (2010). "Analysis of the Index of Power Consumption Intensity in Industrial Sector of Iran", *The 25th International Power System Conference (PSC)*, November 2010, Tehran, Iran. (In Persian)
- 9- Mountain, D. C., Stipdonk, B. P., and Warren, C. J. (1989). "Technological

- Innovation and a Changing Energy Mix - A Parametric and Flexible Approach to Modeling Ontario Manufacturing", *The Energy Journal*, 10(4): 139-158.
- 10- Ouattara, B. (2004). "Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal", Mimeo, University of Manchester.
  - 11- Pesaran, M.H., and Y. Shin. (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", In: Storm, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge.
  - 12- Pesaran, M.H., Shin, Y., and Smith, R. J. (1996). "Testing for the Existence of a Long-Run Relationship", Department of Economics, Working Papers Amalgamated Series, No. 9622. University of Cambridge.
  - 13- Phillips, P. C. B., and Perron., P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
  - 14- President Deputy Strategic Planning and Control, Employment Population statistics, Islamic Republic of Iran, ([www.spac.ir](http://www.spac.ir)). (In Persian)
  - 15- Romer, D. (2001). "Advanced Macroeconomics", Shanghai University of Finance & Economics, Press: 5-17.
  - 16- Sharifi, A., Sadeghi, M., Nafar, M., and Dehghan Shabani, Z. (2008). "Decomposition of Energy Intensity in the Industries of Iran", *Iranian Journal of Economic Research*, 10 (35): 79-109. (In Persian)
  - 17- Yuan, Ch., Liu, S., and Wu, J. (2009). "Research on Energy-Saving Effect of Technological Progress Based on Cobb-Douglas Production Function", *Energy Policy*, 37(8): 2842-2846.

**Received: 12 . oct . 2010**

**Accepted: 12 . mar . 2010**

Archive of SID