

Research Paper

Review of the Relationship between Energy Intensity and Value Added in Iranian Agricultural Sector; New Evidence Based on Panel Vector Auto Regression Approach

Moein Naghshbandi^{1*}, Yousef Mehnatfar², Saeed Rasekhi³

1. department of economics, aculty of economic and administrative sciences, university of Mazandaran, Iran
2. department of economics, faculty of economics and administrative sciences, university of Mazandaran , Iran
3. department of economics, faculty of economics and administrative sciences, university of Mazandaran , Iran

Received: 2019/8/19

Accepted: 2021/6/9

PP: 224-243

Use your device to scan and read the article online



Doi:

[10.30495/JAE.2021.4650](https://doi.org/10.30495/JAE.2021.4650)**Keywords:**Intensity of energy consumption,
Panel vector auto regression,
Value added agriculture sector**Abstract****Introduction:** Agriculture is considered as one of the important sectors in the process of growth and development. Hence, the study of the relationship between the value added of the agricultural sector and its determinants has been of interest to researchers and economic policy makers.**Materials and Methods:** In this regard, the present study, using the Panel Vector Auto regression approach, reviewed the causal relationship between these variables in the Iranian provinces during the years 2005 - 2015.**Findings:** The analysis of the instantaneous response functions indicates a positive response of the energy consumption intensity to the value added shock, but the added value of the agricultural sector is negative in response to the energy consumption intensity impulse. Using variance analysis, a small amount of agricultural sector value added changes are explained by energy intensity. At the same time, value added has a greater relative contribution to energy intensity changes.**Conclusion:** Therefore, it is recommended that investments be made to increase energy efficiency and productivity in order to make better use of energy in agriculture rather than policies based on quantitative reduction in energy consumption.**Conclusion:** Therefore, it is recommended that investments be made to increase energy efficiency and productivity in order to make better use of energy in agriculture rather than policies based on quantitative reduction in energy consumption.

Citation: Naghshbandi, M., Mehnatfar, Y. & Rasekhi, S. (2021). Review of the Relationship between Energy Intensity and Value Added in Iranian Agricultural Sector; New Evidence Based on Panel Vector Auto Regression Approach. Journal of Agricultural Economics Research; 13(4):224-243

***Corresponding author:** Moein Naghshbandi**Address:** department of economics, faculty of economic and administrative sciences, university of Mazandaran, Iran**Tell:** 00989189959617**Email:** Moein.naghshbandi71@yahoo.com

Extended Abstract

Introduction

Energy plays a vital role in all kinds of activities. This tremendous role also lies in the various processes of production and processing of agricultural products, given the expectation of growing population and the need to provide food (1,2). Various agricultural operations use crop production in a variety of ways and in various dimensions, including human, animal and mechanical energy(2). Today's modernized, centralized agriculture is dependent on mechanization, which represents the energy needs of this sector directly and indirectly. Direct energy is required to perform various tasks related to crop production processes such as ground preparation, irrigation, plowing, harvesting and machinery. On the other hand, indirect energy as energy used in production, packaging, pesticides, etc. leads to annual increase in energy consumption of agricultural sector (3,4). Theoretically, the growth of agricultural production is also driven by two aspects: increasing inputs and technological advancement, which is expected to increase energy consumption in the agricultural sector with increasing modern agricultural employment and technological advancement (3). Therefore, the dependence of the agricultural sector on the energy sector to provide more food to meet the need for population growth as well as attention to limited natural resources is an inevitable necessity in energy consumption patterns(5). Since the value added of the agricultural sector is deeply linked to the demographic pattern and socio-economic goals of the countries, energy consumption in this sector has a special relationship with the goals outlined for the communities, making them accessible Being efficient and using energy can also affect other sectors by improving agricultural production. This issue is also of particular importance to the Iranian economy. Because, given the abundance of natural resources available by providing low-cost energy to the agricultural sector, one can also consider the pattern of growth under pressure on natural resources(6,7). Today, the agricultural sector is the dominant part of the national economy in Iran, so that agricultural development will increase agricultural, livestock, fisheries and forestry production and increase the

production of these items while creating employment and aid. Helps promote economic growth in food security and nutrition. Investigating the relationship between energy consumption and value-added in different sectors requires the application of new approaches and removing the limitations of previous research. In this regard, using the panel vector autoregressive approach, the present study investigates the relationship between these variables in the Iranian provinces during the years 2005-2015.

Introducing variables and research methodology

The location of this study is 28 provinces of Iran. The research period covers the years 2005 to 2015. Panel data self-regression approach was used to investigate the main purpose of the study. Gross fixed capital formation variables in agriculture and population have been used to avoid stating error. Value added and population statistics are extracted from the regional accounts of the Iranian Statistics Center. The energy consumption intensity based on energy balances and hydrocarbon balances is calculated by dividing energy consumption data by GDP. The raw data for the calculation of gross fixed capital formation have been extracted from the central bank's national accounts, which is obtained as a percentage of the value added of the agricultural sector for each province.

Because of the many advantages of panel data methods and the limitations of using short-term time series models such as statistical constraints and exogenous and endogenous uncertainties Being a variable, the vector self-regression method can be used in panel data format. In fact, the vector self-regression model is in the form of panel data generalized to the vector self-regression model. However, the data are panel type. This method can explain the relationship between the dependent variable with its past values as well as the past values of other variables. In this study, panel vector self-regression model using generalized torque method was used. The structural form of the pattern is as follows:

$$y_{1it} + b_{12}y_{2it} = \gamma_{10} + \gamma_{11}y_{1i,t-1} + \gamma_{12}y_{2i,t-1} + \epsilon_{1it}$$

$$b_{21}y_{1it} + y_{2it} = \gamma_{20} + \gamma_{21}y_{1i,t-1} + \gamma_{22}y_{2i,t-1} + \varepsilon_{2it}$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \end{pmatrix} \sim N(0, \Omega) \quad \text{where } \Omega = \begin{pmatrix} \omega_1^2 & 0 \\ 0 & \omega_2^2 \end{pmatrix} \quad (1)$$

So that the sequences Y_{2it} and Y_{1it} are *mana*. ε_{1it} and ε_{2it} are the disorder terms with 1ω and 2ω variances, respectively, and are independent of each other. The maximum of the interruptions entered in these equations is one interruption, so the above equations form the structural form of a first-order panel vector self-regression model. The structure of the above system is such that it is possible for each of the two variables to influence the other. Of course, if b_{12} is not equal to zero, ε_{1it} will have an indirect effect on Y_{2it} , and if b_{21} is not equal to zero, ε_{2it} will have an indirect effect on Y_{1it} . The simultaneous influence of Y_{2it} on Y_{1it} as well as Y_{1it} on Y_{2it} indicates that the above equations do not have a reduced form (32,24).

Results

This study investigates the interrelationship between energy consumption intensity in agricultural sector and its value-added by applying panel self-regression approach during 2005- 2015. The results show that there is a two-way relationship between energy consumption intensity and value added in agriculture. The analysis of the instantaneous reaction functions indicates that the energy intensity responds positively to the value-added impulse. The added value of the agricultural sector has a negative reaction to the impulse of energy consumption. Analysis of variance revealed that a small amount of the value added of the agricultural sector is explained by the intensity of energy consumption. At the same time, value added has a greater relative contribution to changes in energy consumption intensity. The results also show a two-way causality between population and surplus value in agriculture and one-way causality of surplus-value. The instantaneous response functions of the variables represent the positive response to value shocks to the population and its negative response to capital shocks in the early periods. The population also has a negative response to the value-added impulse. The results of analysis of variance indicate that the explanatory power of the population is lower

than that of capital in explaining value added. The results show that the economic indicators, including the value added of the agricultural sector, which is the value of exchangeable economic activities in the agricultural sector, are a combination of highly diversified economic activities and In addition to energy, other factors such as capital and population also influence it. Also, the amount of energy consumption in Iran has not been for fundamental and structural investments in the agricultural sector (6). This may be due to the high share of industrial provinces such as Isfahan, Tehran, Hamedan, Qazvin, Markazi and East Azarbaijan as well as the high share of Sistan and Baluchestan, Yazd, West Azarbaijan and Golestan provinces in consumption. Energy is the part that has a high energy consumption relative to their share of value added. In addition, value-added increases both directly in terms of revenue growth and ultimately in energy demand as well as indirectly in the form of increased demand for capital goods and ultimately increased demand for energy and Unproductive can affect the intensity of energy consumption. Given that the economic index of agricultural value-added is a combination of diverse economic activities, it is suggested that, in order to make better use of energy in the agricultural sector, rather than reducing policies There is little investment in energy efficiency, energy efficiency and productivity needed to achieve the long-term benefits of energy efficiency. Paying attention to the development of new technologies and modern technologies in this sector that consume new forms of energy to achieve greater efficiency, especially user technologies, can play an important role in the growth of the agricultural sector. Slow. In addition, keeping in mind that the workforce in the agricultural sector is population-based, stabilizing population growth rates and preventing them from falling is one of the ways to plan them properly. Attention to population growth can also be politicized if it is to increase economic growth and prosperity. The research can be significant as the effect of energy intensity on value added in agricultural sub-sectors and other economic sectors.

شاپا چاپی: ۶۴۰۷ - ۲۰۰۸ - شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۷۲۴۸

مقاله پژوهشی

بازنگری رابطه‌ی میان شدت انرژی و ارزش افزوده در بخش کشاورزی ایران؛ شواهدی جدید بر پایه رهیافت خودرگرسیون برداری پانلی

معین نقشبندی^{۱*}، یوسف محنت‌فر^۲، سعید راسخی^۳

۱. فارغ التحصیل کارشناسی ارشد، اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

۲. استادیار، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

۳. استاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

چکیده

مقدمه و هدف: از کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم در رشد و توسعه یاد می‌شود. از این‌رو، بررسی رابطه میان ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی و تعیین‌کننده‌های آن مورد توجه محققین و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. در این میان، ارتباط متقابل میان شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی و ارزش افزوده‌ی آن یکی از موارد مناقشه-آمیز است.

مواد و روش‌ها: پژوهش حاضر با به کارگیری رهیافت خودرگرسیون برداری پانل رابطه‌ی علی میان متغیرهای مذکور را در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۴ - ۱۳۸۴ مورد بازبینی قرار داده است.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد یک رابطه‌ی دو طرفه میان شدت مصرف انرژی و ارزش افزوده در بخش کشاورزی برقرار است. تحلیل توابع واکنش آنی نشان‌دهنده پاسخ مثبت شدت مصرف انرژی به تکانه‌ی ارزش افزوده است، اما ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی در رویارویی با تکانه‌ی شدت مصرف انرژی واکنش منفی نشان می‌دهد. با استفاده از تجزیه‌ی واریانس مشخص شد مقدار اندکی از تغییرات ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی توسط شدت مصرف انرژی توضیح داده می‌شود. در عین حال، ارزش افزوده سهم نسبی بیش‌تری در تغییرات شدت مصرف انرژی دارد.

بحث و نتیجه‌گیری: پیشنهاد می‌شود که جهت استفاده‌ی بهتر از انرژی در بخش کشاورزی، به‌جای سیاست‌های مبتنی بر کاهش کمی در مصرف انرژی، در زمینه افزایش کارایی و بهره‌وری انرژی سرمایه‌گذاری‌های لازم صورت گیرد.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۵/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۳/۱۹

شماره صفحات: ۲۲۴-۲۳۳

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید



Doi:

[10.30495/JAE.2021.4650](https://doi.org/10.30495/JAE.2021.4650)

واژه‌های کلیدی:

شدت مصرف انرژی، رهیافت خودرگرسیون برداری پانلی، ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی

* نویسنده مسئول: معین نقشبندی

نشانی: دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران

تلفن: ۰۹۱۸۹۹۵۹۶۱۷

پست الکترونیکی: Moein.naghshbandi71@yahoo.com

مقدمه

کشاورزی در همین سال به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ برابر با ۵۱۸ هزار میلیارد ریال بوده است، که بیش‌ترین مقدار آن متعلق به استان‌های فارس، خراسان رضوی، مازندران، کرمان و خوزستان است. هم‌چنین بر اساس آمار و اطلاعات همین مرکز طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۴ به طور متوسط بیش‌ترین مقدار ارزش افزوده بخش کشاورزی متعلق به استان‌های مازندران، فارس، کرمان، خراسان رضوی و خوزستان است. تحولات بخش انرژی نیز با توجه به نقش آن در رشد و توسعه اقتصادی در بخش کشاورزی حائز اهمیت است. با توجه به آمار و اطلاعات موجود در ترازنامه-های انرژی میزان مصرف کل انرژی بخش کشاورزی در سال ۱۳۹۴ به میزان ۵۱/۴ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده است، که بیش‌ترین میزان مصرف انرژی در این بخش متعلق به استان‌های فارس، خراسان رضوی، اصفهان، تهران و کرمان است. هم‌چنین به طور متوسط بیش‌ترین میزان مصرف انرژی بخش کشاورزی طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۴ متعلق به استان‌های فارس، اصفهان، تهران، خراسان رضوی و کرمان بوده است. نکته قابل توجه در این امر سهم بالای استان‌های صنعتی از جمله اصفهان، تهران، همدان، قزوین، مرکزی و آذربایجان شرقی و هم‌چنین سهم بالای استان‌های سیستان و بلوچستان، یزد، آذربایجان غربی و گلستان در میزان مصرف انرژی این بخش است که میزان مصرف انرژی بالایی به نسبت سهم آن‌ها در ارزش افزوده داشته‌اند. از این رو ارتباط میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی در کانون توجه محققین و سیاست‌گذاران بوده است. بررسی رابطه‌ی میان مصرف انرژی و ارزش افزوده در بخش‌های مختلف نیازمند به کارگیری رهیافت‌های نوین و از میان برداشتن محدودیت‌های تحقیقات پیشین است. در این راستا، پژوهش حاضر با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری پانلی رابطه‌ی میان متغیرهای مذکور را در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۴ بررسی می‌کند. برای دستیابی به هدف تحقیق، ادامه‌ی مقاله به شرح زیر سامان‌دهی می‌شود:

با بیان مبانی نظری و مرور مطالعات تجربی مرتبط، تفاوت‌های پژوهش آشکار می‌شود. در بخش بعدی، روش‌شناسی پژوهش تبیین می‌شود. پس از آن نتایج حاصل از برآورد تحقیق موضوع اساسی پژوهش است. با جمع‌بندی و ارائه‌ی پیشنهادی سیاستی مقاله خاتمه پیدا می‌کند.

ادبیات موضوع

پس از وقوع انقلاب صنعتی و کشاورزی نظریه‌ی بوسراپ مبنی بر برون‌زا بودن تغییرات تکنولوژی و اثرات آن بر جمعیت و رشد اقتصادی مطرح شد. بر این اساس در واکنش به رشد جمعیت،

انرژی نقشی حیاتی در انجام انواع فعالیت‌ها دارد. این نقش شگرف در فرآیندهای مختلف تولید و فرآوری محصولات کشاورزی، با توجه به انتظار روبه‌رشد بودن جمعیت و نیاز به تأمین مواد غذایی نیز نهفته است (۱،۲). عملیات مختلف کشاورزی در تولید محصول به اشکال متنوع و در ابعاد گوناگونی از انرژی؛ از جمله انرژی انسانی، حیوانی و مکانیکی استفاده می‌کنند (۳). کشاورزی متمرکز و مدرن امروزی وابسته به مکانیزاسیون است، که نیازهای این بخش به انرژی را به صورت مستقیم و غیر مستقیم نمایان می‌کند. انرژی مستقیم برای انجام وظایف مختلف مربوط به فرآیندهای تولید محصول مانند آماده‌سازی زمین، آبیاری، شخم‌زدن، برداشت و ماشین-آلات مورد نیاز است. از سوی دیگر انرژی غیرمستقیم به صورت انرژی مورد استفاده در تولید، بسته‌بندی، سموم دفع آفات و ... منجر به افزایش سالانه مصرف انرژی بخش کشاورزی می‌شود (۳،۴). به لحاظ نظری نیز رشد تولیدات کشاورزی از دو جنبه صورت می‌پذیرد: افزایش عوامل ورودی و پیشرفت تکنولوژی، که انتظار می‌رود مصرف انرژی در بخش کشاورزی با افزایش اشتغال مدرن کشاورزی و پیشرفت در تکنولوژی افزایش یابد (۵). بنابراین وابستگی بخش کشاورزی به بخش انرژی برای تأمین مواد غذایی بیشتر در زمینه رفع نیاز افزایش جمعیت و هم‌چنین توجه به منابع طبیعی محدود، امری اجتناب‌ناپذیر و ضروری در الگوهای مصرف انرژی است. از آنجایی که ارزش-افزوده بخش کشاورزی پیوندهای عمیقی با الگوی جمعیتی و اهداف اقتصادی-اجتماعی کشورها دارد، مصرف انرژی در این بخش ارتباط ویژه‌ای با اهداف ترسیم شده برای جوامع پیدا می‌کند (۵)، به گونه‌ای که در دسترس بودن و استفاده‌ی کارا از انرژی می‌تواند با بهبود در تولیدات کشاورزی، سایر بخش‌ها را نیز تحت تأثیر قرار دهد. این موضوع برای اقتصاد ایران نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا نظر به بهره‌مندی از منابع طبیعی فراوان با فراهم کردن انرژی ارزان قیمت برای بخش کشاورزی یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی نیز محسوب می‌شود (۷،۶). امروزه بخش کشاورزی بخش غالب اقتصادی در کشور ایران به‌شمار می‌رود، به گونه‌ای که توسعه کشاورزی، افزایش تولیدات زراعی، دامی، شیلات و جنگلداری را به همراه خواهد داشت و افزایش تولید اقلام مذکور ضمن ایجاد اشتغال و کمک به رشد اقتصادی به امنیت غذایی و بهبود تغذیه نیز کمک می‌کند. بر اساس محاسبات دفتر حساب‌های اقتصادی مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۴ ارزش افزوده بخش کشاورزی، شکار، جنگلداری، و ماهیگیری به قیمت تولیدکننده ۱۱۷۸ هزار میلیارد ریال بوده است. هم‌چنین ارزش افزوده بخش

نهادی انرژی و تغییر در ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد (۱۳).

سادوسکی یک تابع تولید نئوکلاسیکی را برای بررسی ارتباط بین مصرف انرژی و تولید به صورت زیر در نظر گرفته‌است:

$$Q_t = F(EL_t, N_t, CAPITAL_t) \quad (1)$$

این تابع بنابر فرض نئوکلاسیکی، خوش‌رفتار، پیوسته، یکنوا و شبه مقعر می‌باشد. در رابطه فوق Q ، تولید کل را نشان می‌دهد که تابعی است از سه عامل مصرف انرژی (ELE)، نیروی کار (N) و سرمایه (CAPITAL) به طوری که از نظر تئوریک رابطه (۲) بدست می‌آید:

$$\frac{\partial F}{\partial ELE} > 0, \frac{\partial F}{\partial N} > 0, \frac{\partial F}{\partial CAPITAL} > 0 \quad (2)$$

که در آن t نیز دوره زمانی را نشان می‌دهد.

با دیفرانسیل‌گیری از رابطه فوق رابطه (۳) بدست می‌آید:

$$dQ_t = \frac{\partial F}{\partial ELE_t} dELE_t + \frac{\partial F}{\partial N_t} dN_t + \frac{\partial F}{\partial CAPITAL_t} dCAPITAL_t \quad (3)$$

که اجزای این رابطه به صورت زیر باز تعریف می‌شود:

$$a = \frac{\partial F}{\partial ELE_t} \frac{ELE_t}{Q_t}, b = \frac{\partial F}{\partial N_t} \frac{N_t}{Q_t}, c = \frac{\partial F}{\partial CAPITAL_t} \frac{CAPITAL_t}{Q_t} \quad (4)$$

که بنا به تعریف a کشش تولید نسبت به مصرف انرژی، b کشش تولید نسبت به نیروی کار، c کشش تولید نسبت به سرمایه می‌باشد. که می‌توان روابط فوق را به صورت زیر نوشت:

$$Q_t = aELE_t + bN_t + cCAPITAL_t \quad (5)$$

که این رابطه ارتباط بین رشد عوامل تولید و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد (۱۴).

در ادبیات جدید هم‌چنین چهار فرضیه در رابطه با علّیت میان مصرف انرژی و رشد تولید در دهه‌های اخیر مطرح شده‌است. فرضیه‌ی نخست بیان‌کننده‌ی جریان علیّی از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است. به طوری که دست‌یابی به رشد اقتصادی

بالا تر مستلزم مصرف انرژی بیشتر است، که این فرضیه توسط (۱۶، ۱۵) پشتیبانی می‌شود. در فرضیه‌ی دوم علّیت دوطرفه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی برقرار است (۱۹، ۱۸، ۱۷). در فرضیه‌ی سوم کماکان مصرف انرژی علّت رشد اقتصادی است. با این تفاوت که مصرف انرژی کمتر الزاما با رشد اقتصادی کمتر همراه نیست (۲۱، ۲۰).

پیشرفت‌های تکنولوژیکی می‌تواند محدودیت‌های منابع را جبران نموده و شرایط تولید مواد غذایی متناسب با رشد جمعیت را فراهم کند (۸). به طور کلی دیدگاه‌های متفاوتی نسبت به نقش تغییرات تکنولوژی و انرژی در رشد اقتصادی وجود دارد، که بین این دیدگاه‌ها در رابطه با جایگاه انرژی در تابع تولید و رشد اقتصادی می‌توان تمایز قایل شد. نئوکلاسیک‌ها از جمله برنت و دنسون معتقدند که انرژی تأثیر غیرمستقیمی بر رشد اقتصادی دارد، به طوری که از طریق تأثیرگذاری بر نیروی کار و سرمایه، و به‌عنوان یک نهادی واسطه‌ای محرک رشد اقتصادی است (۹). بحران نفتی ۱۹۷۰ موجب شد در رابطه با نقش انرژی در فرآیند تولید بازنگری صورت گیرد؛ به طوری که اقتصاددانان، انرژی را به‌عنوان یکی از نهاد‌های تولید مطرح کردند (۱۰). اقتصاددانان بیولوژیست قایل به یک الگوی بیوفیزیکی برای رشد اقتصادی هستند؛ آن‌ها اعتقاد دارند که انرژی تنها عامل و مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است و در تبیین دیدگاه خود از اصل اول ترمودینامیک استفاده کرده‌اند. طبق این اصل انرژی در طبیعت میزان ثابتی دارد و جبران‌ناپذیر است و می‌تواند به ماده تبدیل شود، ولی به هیچ وجه از بین نمی‌رود. تمامی کالاهای تولید شده در اقتصاد نیازمند انرژی است به‌گونه‌ای که آن‌چه در اقتصاد به کالا تبدیل می‌گردد ناشی از انرژی به‌کار گرفته‌شده از طبیعت است (۱۱). در الگوهای که توسط آیرس و نایر بیان شده‌است، تولید کالاهای اقتصادی نیازمند صرف مقادیر فراوانی انرژی است. لذا، انرژی مهم‌ترین عامل رشد تلقی می‌گردد. نیروی کار و سرمایه نیز عوامل واسطه‌ای هستند که برای به‌کارگیری به انرژی نیاز دارند (۶). در نظریه‌ی دیگری برنت و وود^۲، با در نظر گرفتن تابع تولید به صورت $Q = f(G(K,E),L)$ ، بیان می‌کنند از ترکیب انرژی و سرمایه عامل G ایجاد می‌شود. بنابراین نیروی کار با G ترکیب می‌شود نه با سرمایه و انرژی به صورت منفرد؛ که این نحوه‌ی تصریح تضمین می‌کند که مصرف انرژی بدون اثر گذاشتن بر تولید نهایی کار، تولید نهایی سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (۱۲). عامل انرژی در نظریه‌های جدید رشد نیز با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی توسط استرن و کولند وارد مدل شده است. حالت کلی این تابع به صورت

$$Q_1, \dots, Q_m = f(A, X_1, \dots, X_n, E_1, \dots, E_p)$$

است، که در آن ارتباط بین انرژی و تولید کل توسط جانشینی بین انرژی و دیگر نهادها، تغییرات تکنولوژیکی در ترکیب

1 Berndt & Denison

2 Ayres & Nair

3 Berndt & wood

در فرضیه‌ی چهارم (۲۳،۲۲) بیان می‌کنند علیتی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود ندارد. در این رابطه استدلال شده است که هزینه‌های قابل اغماض انرژی، بی‌تأثیری مصرف انرژی بر رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد. علاوه بر این از آن-جایی که ادعا می‌شود در فرآیند توسعه اقتصاد به سمت بخش خدمات سوق پیدا می‌کند و از آنجایی که این بخش وابستگی نسبتاً کمتری به مصرف انرژی دارد علیتی میان دو متغیر فوق-الذکر یافت نمی‌شود (۲۴).

همان‌طور که بیان شد با توجه به اهمیت بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی این مهم، موضوع مطالعات متعددی بوده است. اما نتایج این مطالعات بسته به متغیرهای مورد استفاده در مدل و روش اقتصادسنجی متفاوت است؛ که در این جا اهم این مطالعات مرور می‌شود. (۲۵) در مقاله‌ای وجود رابطه‌ی پویا میان مصرف انرژی، توسعه‌مالی و رشد اقتصادی در کشور لبنان طی دوره (۱۹۹۳-۲۰۱۰) را بررسی نمودند. نتایج نشان داد که توسعه‌مالی و مصرف انرژی باعث افزایش رشد اقتصادی در لبنان می‌شود. (۶) در پژوهشی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی در ایران طی سال‌های (۲۰۱۲-۱۹۷۴) را با استفاده از روش باقی‌مانده سولو مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از برآورد تابع تولید کاب-داگلاس نشان داد که تغییر یک درصد در ارزش نیروی کار، سرمایه و انرژی به ترتیب به میزان ۴/۰۷، ۰/۰۹ و ۰/۴۹ درصد در ارزش افزوده کشاورزی منجر خواهد شد. همچنین در دراز مدت رابطه منفی بین بهره‌وری کل عوامل تولید و مصرف انرژی در کشاورزی ایران وجود دارد. (۲۶) در مقاله‌ای به رابطه‌ی بین مصرف انرژی و بخش کشاورزی پرداختند. این مقاله از الگوی تصحیح خطای برداری و آزمون علیت گرنجر برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی تجدیدپذیر و غیرقابل تجدید، نسبت باز بودن تجارت و ارزش افزوده کشاورزی در تونس طی دوره (۱۹۸۰-۲۰۱۱) استفاده می‌کند. آزمون جوهانسون - جوسیلیوس نشان می‌دهد که تمام متغیرهای مورد نظر ما درهم آمیخته‌اند. آزمون‌های علیت-گرنجر کوتاه‌مدت نشان‌دهنده وجود ارتباط دوطرفه بین انتشار دی‌اکسیدکربن و ارزش افزوده کشاورزی و بین ارزش افزوده کشاورزی و تجارت و تعهدات یک‌طرفه از انرژی غیرقابل تجدید به ارزش افزوده کشاورزی است. (۱۸) در مطالعه‌ای رابطه پویا بین مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در منطقه روستایی چین با شواهد جدید بر اساس داده‌های پنل دیتا طی سال‌های (۲۰۱۴-۱۹۹۵) را مورد بررسی قرار دادند. از مدل الگوی تصحیح خطای برداری و کمترین مربعات معمولی

اصلاح شده برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده کردند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که علیت-گرنجر یک‌طرفه از مصرف انرژی روستایی به تولید ناخالص داخلی روستایی و سرمایه‌گذاری در بلندمدت وجود دارد. علاوه بر این، نتایج همچنین تأیید وجود رابطه‌ی علیت دوجانبه بین تولید ناخالص داخلی روستایی و مصرف انرژی روستایی در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. (۲۷) در پژوهشی به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی و همچنین الگوی تصحیح خطا پرداختند. نتایج نشان‌دهنده‌ی یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک‌طرفه از مصرف‌نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی به رشد ارزش افزوده در این بخش است. (۲۸) در مطالعه‌ای رابطه بین مصرف انرژی و رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران را طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۰ با استفاده از روش الگوی تصحیح خطای برداری مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده رابطه‌ی سببی بین مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش کشاورزی به صورت یک‌طرفه، معنادار، مثبت و از ارزش افزوده به طرف مصرف انرژی را نشان می‌دهند. (۲۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مصرف فرآورده‌های نفتی بر رشد بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۵۰) پرداختند. روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا برآورد شده‌اند و در نهایت رابطه‌ی علیت نیز از طریق آزمون علیت گرنجر^۴ محاسبه شده‌است. نتایج نشان می‌دهد که در بلند-مدت، مصرف فرآورده‌های نفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد بخش کشاورزی مؤثر بوده به طوری که اثر مصرف فرآورده‌های نفتی بر رشد بخش کشاورزی بزرگ‌تر از اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. همچنین رابطه دو طرفه میان مصرف فرآورده‌های نفتی و رشد بخش کشاورزی برقرار نمی‌باشد. (۳۰) در مطالعه‌ای تأثیر دو متغیر توسعه‌مالی و ارزش افزوده بر مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران، طی دوره‌ی زمانی (۱۳۵۲-۱۳۹۲) با به کارگیری روش آزمون هم‌گرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون باند (ARDL) نشان می‌دهد که در هر دو بخش در بلندمدت و کوتاه‌مدت رشد توسعه‌مالی و ارزش افزوده موجب افزایش مصرف انرژی می‌شوند. (۳۱) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها، آزاد سازی تجاری و شدت انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداختند. جهت دستیابی به این هدف با استفاده از الگوریتم الگوسازی

استخراج شده است که به صورت درصدی از ارزش افزوده بخش کشاورزی برای هر استان بدست آمده است.

الگوی خود رگرسیون برداری داده‌های تابلویی

به دلیل مزایای زیاد موجود در روش داده‌های تابلویی و هم-چنین محدودیت‌های موجود در استفاده از الگوهای سری‌زمانی در کوتاه‌مدت هم‌چون محدودیت‌های آماری و عدم اطمینان از برون‌زا و درون‌زا بودن یک متغیر، می‌توان از روش خود رگرسیون برداری در قالب داده‌های تابلویی استفاده نمود. در واقع الگوی خود رگرسیون برداری در قالب داده‌های تابلویی تعمیم یافته‌ی الگوی خود رگرسیون برداری است. با این تفاوت که داده‌ها از نوع ترکیبی (پانل) می‌باشند. به کمک این روش می‌توان ارتباط بین متغیر وابسته را با مقادیر گذشته آن و هم I چنین مقادیر گذشته سایر متغیرها تبیین کرد. در این پژوهش از الگوی

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \end{pmatrix} \sim N(0, \Omega) \quad \text{where} = \begin{pmatrix} \omega_1^2 & 0 \\ 0 & \omega_2^2 \end{pmatrix}$$

خودرگرسیون برداری پانلی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده است. فرم ساختاری الگو به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} Y_{1it} + b_{12}Y_{2it} &= Y_{10} + Y_{11}Y_{1i,t-1} + Y_{12}Y_{2i,t-1} + \varepsilon_{1it} \\ b_{21}Y_{1it} + Y_{2it} &= Y_{20} + Y_{21}Y_{1i,t-1} + Y_{22}Y_{2i,t-1} + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \quad (6)$$

به طوری که دنباله‌ها Y_{1it} و Y_{2it} مانا هستند. ε_{2it} و ε_{1it} جمله اختلال به ترتیب با واریانس ω_1 و ω_2 بوده و مستقل از یکدیگر هستند. حداکثر وقفه‌های وارد شده در این معادلات، یک وقفه می‌باشد به همین دلیل معادلات بالا فرم ساختاری یک الگو خود رگرسیونی برداری تابلویی مرتبه اول را تشکیل می‌دهند. ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که امکان تاثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است. البته اگر b_{12} مساوی صفر نباشد، ε_{1it} تاثیر غیرمستقیمی بر Y_{2it} خواهد داشت و اگر b_{22} مساوی صفر نباشد، ε_{2it} تاثیر غیرمستقیمی بر Y_{1it} خواهد داشت. تاثیرگذاری همزمان Y_{1it} بر Y_{2it} و هم‌چنین Y_{2it} بر Y_{1it} نشان‌دهنده این است که معادلات فوق دارای فرم کاهش یافته نیستند. اگر فرم ساختاری بالا به صورت ماتریسی نوشته شود معادلات زیر حاصل می‌شود:

فمبای^۱، ارتباط میان شاخص تنوع فعالیت‌ها، سهم کشاورزی از تولید ناخالص داخلی و شاخص آزادسازی تجاری با متغیر شدت انرژی شناسایی و سپس برای دوره زمانی (۱۳۶۰-۱۳۹۱) در قالب الگوی هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس^۲ تبیین گردید. نتایج حاصل از مطالعه حاضر حاکی از وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای یادشده است. به طوری که اثر متغیرهای تنوع فعالیت و آزاد سازی تجاری مثبت و اثر سهم بخش کشاورزی بر شدت انرژی منفی بوده است. (Y) در پژوهشی تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران را با استفاده از داده‌های ترکیبی و تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانل طی سال‌های ۱۳۶۵-۱۳۹۵ مورد بررسی قرار دادند. که برآورد بلندمدت مدل نشان‌دهنده‌ی ارتباط معنی‌دار و مثبت میان سرمایه و تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و یک ارتباط غیرمعنی‌دار متغیر نیروی کار با مصرف انرژی است. هم‌چنین وجود رابطه کوتاه‌مدت بین تمامی متغیرهای مدل تأیید شده است. همان‌طور که اشاره شد، مطالعات زیادی در زمینه‌ی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصادی توسط اقتصاددانان صورت گرفته که به نتایج متفاوتی نیز دست یافته‌اند. لذا باتوجه به اهمیت انکار ناپذیر موضوع مورد نظر در این پژوهش ارتباط بین شدت انرژی و ارزش افزوده در بخش کشاورزی برای استان‌های ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری داده‌های پانلی (P-VAR) مورد مطالعه قرار گرفته است.

مواد و روش‌ها

گستره‌ی مکانی پژوهش حاضر، ۲۸ استان^۳ ایران است. گستره‌ی زمانی پژوهش شامل سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ است. به منظور بررسی هدف اساسی تحقیق، از رهیافت خود رگرسیون برداری داده‌های تابلویی استفاده شده است. به منظور جلوگیری از بروز خطای تصریح از متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در بخش کشاورزی و جمعیت استفاده شده است. آمار مربوط به ارزش افزوده و جمعیت از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند. شدت مصرف انرژی بر اساس ترازنامه‌های انرژی و ترازنامه‌های هیدروکربوری، از تقسیم داده‌های مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی محاسبه شده است. داده‌های خام برای محاسبه‌ی تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص از حساب‌های ملی بانک مرکزی

۳ استان‌های خراسان شمالی، خراسان رضوی و خراسان جنوبی به صورت یک استان و خراسانات در نظر گرفته شده‌اند. هم‌چنین استان البرز همراه با تهران ادغام شده است.

1 Modeling Algorithms Fomby
2 Johansen-Juselius Cointegration Model

در حالی که با تخمین فرم حل شده الگو PVAR، ۹ پارامتر برآورد می‌شود. لذا بدون اعمال قید بر یکی از پارامترها، تشخیص سیستم معادلات اولیه امکان‌پذیر نیست.

در صورتی که فرض شود ضریب b_{21} یا ضریب b_{12} در فرم ساختاری PVAR صفر باشد، فرم ساختاری به صورت زیر خواهد شد (در حالت زیر فرض شده ضریب b_{12} صفر است).

$$\begin{aligned} Y_{1it} + b_{12}Y_{2it} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}Y_{1i,t-1} + \gamma_{12}Y_{2i,t-1} + \varepsilon_{1it} \\ Y_{2it} &= \gamma_{20} + \gamma_{21}Y_{1i,t-1} + \gamma_{22}Y_{2i,t-1} + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \quad (12)$$

در این حالت Y_{2it} تاثیر هم‌زمان بر Y_{1it} دارد، اما Y_{1it} با یک دوره تاخیر تاثیر بر Y_{2it} می‌گذارد. اعمال این شرط که یکی از ضرایب b_{12} یا b_{21} صفر باشد. می‌تواند بر اساس تئوری اقتصادی باشد، همچنین اعمال این شرط مشکل تشخیص و بازیابی فرم ساختاری از نتایج تخمین فرم حل شده را برطرف می‌سازد (۳۲، ۳۳). با توجه به مطالب ذکر شده و با پیروی از (۳۳) مدل خودرگرسیون برداری مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\begin{aligned} V_{it} &= b_{10} - b_{11}V_{it-1} + b_{12}El_{it-1} + b_{13}I_{it-1} + b_{14}P_{it-1} + \varepsilon_{1it} \\ El_{it} &= b_{20} - b_{21}V_{it-1} + b_{22}El_{it-1} + b_{23}I_{it-1} + b_{24}P_{it-1} + \varepsilon_{2it} \\ I_{it} &= b_{30} - b_{31}V_{it-1} + b_{32}El_{it-1} + b_{33}I_{it-1} + b_{34}P_{it-1} + \varepsilon_{3it} \\ P_{it} &= b_{40} - b_{41}V_{it-1} + b_{42}El_{it-1} + b_{43}I_{it-1} + b_{44}P_{it-1} + \varepsilon_{4it} \end{aligned} \quad (13)$$

که در آن V_{it} ارزش افزوده بخش کشاورزی، El_{it} شدت انرژي، I_{it} تشکیل سرمایه ثابت و P_{it} جمعیت می‌باشد. الگوی مورد نظر با استفاده از نرم‌افزار stata15 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

یافته‌ها

قبل از ورود به مباحث مربوط به برآورد الگوی تحقیق، ویژگی آماری متغیرها بررسی می‌شود و پس از آن نتایج تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. مراحل برآورد الگوی تحقیق با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری داده‌های تابلویی، شامل موارد زیر است: نخست با استفاده از آزمون ریشه واحد، پایایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد، پس از آن وقفه بهینه تعیین می‌شود و سپس، الگو برآورد می‌گردد. در نهایت با استفاده از توابع عکس‌العمل آئی و جداول تجزیه واریانس نتایج تحلیل می‌شوند.

آمار توصیفی متغیرها و آزمون ریشه واحد

جدول (۱) به معرفی ویژگی‌های آماری متغیرهای تحقیق اختصاص یافته است.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1it} \\ Y_{2it} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1i,t-1} \\ Y_{2i,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\Rightarrow BY_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \Omega)$$

معادله (۷) برای حالت دو متغیره می‌باشد، فرم ساختاری PVAR برای حالت n متغیره به صورت زیر است.

$$\begin{bmatrix} Y_{1it} \\ Y_{2it} \\ Y_{3it} \\ \vdots \\ Y_{nit} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \gamma_{30} \\ \vdots \\ \gamma_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1i,t-1} \\ Y_{2i,t-1} \\ Y_{3i,t-1} \\ \vdots \\ Y_{ni,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \\ \varepsilon_{3it} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nit} \end{bmatrix} \quad (8)$$

به دلیل وجود مکانیزم بازخورد در فرم ساختاری، معادله (۸) قابل تخمین نیست. برای حل این مشکل باید فرم حل شده الگوی خود رگرسیون برداری داده‌های تابلویی را به‌دست آورد. فرم ساختاری به صورت زیر به فرم حل شده تبدیل می‌شود.

$$\begin{bmatrix} Y_{1it} \\ Y_{2it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} - b_{12}\gamma_{20} \\ 1 - b_{21}b_{12} \\ -b_{21}\gamma_{10} + \gamma_{20} \\ 1 - b_{21}b_{12} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} & \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{22} \\ 1 - b_{21}b_{12} & 1 - b_{21}b_{12} \\ -b_{21}\gamma_{11} + \gamma_{21} & -b_{21}\gamma_{12} + \gamma_{22} \\ 1 - b_{21}b_{12} & 1 - b_{21}b_{12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1i,t-1} \\ Y_{2i,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} - b_{12}\varepsilon_{2it} \\ 1 - b_{21} - b_{21}b_{12} \\ -b_{21}\varepsilon_{1it} + \varepsilon_{2it} \\ 1 - b_{21}b_{12} \end{bmatrix} \quad (9)$$

فرم حل شده را می‌توان به صورت زیر کامل تر نمود:

$$\begin{bmatrix} Y_{1it} \\ Y_{2it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1i,t-1} \\ Y_{2i,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1it} \\ e_{2it} \end{bmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} e_{1it} \\ e_{2it} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma) \quad \text{where } \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\Rightarrow y_{it} = A_0 + A_1 y_{i,t-1} + e_{it}, \quad e_{it} \sim N(0, \Sigma)$$

where $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ and $e_{it} = B^{-1}\varepsilon_{it}$ (11)

معادله (۱۱) یک الگو استاندارد الگوی خود رگرسیون برداری داده‌های تابلویی است. حال می‌توان معادلات را با روش حداقل مربعات معمولی برآورد کرد. اما نمی‌توان از نتایج تخمین فرم خلاصه‌شده، اطلاعات مربوط به فرم ساختاری را به‌دست آورد، زیرا با تخمین سیستم دوم، متغیرهای α_{10} ، α_{20} ، α_{11} ، α_{12} ، α_{21} ، α_{22} و σ_1^2 ، σ_2^2 ، σ_{12} قابل برآورد و محاسبه است، این در حالی است که سیستم معادلات اولیه دارای ۱۰ پارامتر است، که شامل b_{12} ، b_{21} ، γ_{11} ، γ_{12} ، γ_{20} ، γ_{10} ، γ_{22} ، γ_{21} ، ω_1^2 و ω_2^2 دو انحراف معیار ۱۰ پارامتر است، می‌باشد. به عبارت دیگر، فرم ساختاری دارای ۱۰ پارامتر است،

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

متغیرها	ارزش افزوده	شدت انرژی	سرمایه	جمعیت
میانگین	۱۶/۴	-۲/۴۹	۷/۴۲	۳/۲۸
میانه	۱۶/۴	-۲/۴۹	۷/۳۸	۳/۲۳
حداکثر	۱۷/۹	-۱/۴۴	۹/۶۶	۴/۱۹
حداقل	۱۴/۹	-۳/۶۶	۵/۵۵	۲/۷۳
انحراف معیار	۰/۶۹	۰/۵	۰/۷۱	۰/۳۲
چولگی	-۰/۰۱	-۰/۳۴	۰/۰۰	۰/۵۹
کشی‌دگی	۲/۳۴	۲/۵۱	۲/۴۲	۳/۷۷
آماره آزمون جارک - برا	۵/۵۵	۹/۶۶	۴/۱۷	۱۸/۴۴
احتمال نرمال بودن	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۰
تعداد مشاهدات	۳۰۸	۳-۸	۳۰۸	۳۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

ضرایب برآورد شده معادلات رگرسیون مبتنی بر فرض ساکن بودن متغیرها استوار است و در غیر این صورت هیچ یک از استنباط‌های آماری معتبر نخواهد بود. لذا لازم است ابتدا پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پنل مورد بررسی قرار گیرد. از میان آزمون‌های مختلف ریشه واحد در این جا از آزمون هاردی استفاده شده است. این آزمون عموماً بر مبنای فرآیندهای خودرگرسیون مرتبه اول (AR(1)) به شرح زیر است:

$$y_{it} = \mu_i + \tau_i t + \rho_i y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

که در آن $t=1, \dots, T$ تعداد دوره‌ها و $i=1, \dots, N$ تعداد مقاطع، τ_i روند فردی، μ_i اثر ثابت ویژه هر مقطع، ρ_i ضریب خودرگرسیون و ε_{it} جزء خطا است. اگر $\rho_i = 1$ باشد y_{it} دارای ریشه واحد است (۲۴).

طبق جدول (۱)، حداکثر مقدار ارزش افزوده در سال ۱۳۸۶ برای خراسانات و حداقل آن در سال ۱۳۹۰ قم بوده است. بیشترین میزان شدت مصرف انرژی در سال ۱۳۸۷ به استان یزد تعلق داشته و کمترین مقدار آن در سال ۱۳۹۲ برای استان بوشهر بوده است. بهترین وضعیت سرمایه در سال ۱۳۹۰ برای مازندران و بدترین وضعیت در سال ۱۳۹۴ در قم وجود داشته است. در میان استان‌های مورد بررسی، در سال ۱۳۹۴ تهران بیشترین جمعیت و در سال ۱۳۸۴ ایلام کمترین جمعیت را به خود اختصاص داده‌اند.

پس از بررسی آمار توصیفی متغیرهای مورد نظر، آزمون ریشه واحد را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم. ایده اصلی ایستا (ساکن یا پایا بودن) متغیرها مربوط به ثبات گشتاورهای یک سری زمانی است. ایستا بودن از این جهت اهمیت دارد که کلیه استنباط‌های آماری روی

جدول ۲. آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	آماره آزمون Z	معنی داری
ارزش افزوده	۹/۸۱	۰/۰۰
شدت انرژی	۱۵/۶۱	۰/۰۰

۰/۰۰	۴/۰۳	سرمایه
۰/۰۰	۲۷/۴۰	جمعیت

منبع: یافته‌های پژوهش

دیگر نیازی به انجام آزمون هم‌انباشتگی پانلی و هراس از کاذب بودن رگرسیون وجود نداشته و می‌توان به برآورد مدل پرداخت.

تعیین طول وقفه بهینه

یکی از مهم‌ترین مسائل در الگوهای خودرگرسیون برداری، تعیین طول وقفه بهینه است. نتایج مربوط به تعیین وقفه بهینه در جدول (۳) گزارش شده است.

طبق جدول (۲)، فرضیه صفر آزمون هاردی بیان‌گر نالیستایی متغیرهاست. لذا چنانچه مقدار آماره محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار مربوط به سطح اطمینان رایج باشد، فرضیه صفر مبتنی بر نالیستایی رد خواهد شد. نتایج جدول و بررسی مقادیر ماره‌های محاسبه‌شده و احتمال پذیرش آن‌ها نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نالیستایی متغیرها رد می‌شود، یعنی کلیه متغیرها در سطح ایستا هستند. با حصول اطمینان از ایستایی متغیرها

جدول ۳. تعیین طول وقفه بهینه الگو

وقفه lag	MBIC	MAIC	MQIC
۱*	۲۳۵/ ۷۷	۴۷/ ۳۵	۱۱۹/ ۱۵
۲	۱۶۷/ ۰۹	۲۷/ ۴۵	۴/ ۰۰
۳	۱۲۱/ ۵۹	۳۳/ ۷۲	۳۳/ ۴۳

BIC: معیار اطلاعات شوارتز AIC: معیار اطلاعات آکائیک QIC: معیار اطلاعات حنان کوبین

*B نشان دهنده وقفه بهینه است

منبع: یافته‌های پژوهش

صفر صحت ابزارهای به کار گرفته شده را نشان می‌دهد، که طبق این فرضیه اگر سطح احتمال بالای ۰/۰۵ باشد، فرضیه مورد نظر تایید می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۴) گزارش شده است.

مطابق با جدول (۳)، معیارهای اطلاعاتی شوارتز، آکائیک و حنان- کوئین برای تعیین وقفه در الگوی خودرگرسیون برداری آورده شده‌اند. کمترین مقدار در هر سه معیار فوق در مرتبه تأخیری اول رقم خورده است. از این‌رو، وقفه بهینه برابر با یک انتخاب می‌شود. به منظور آزمون صحت ابزارهای به کار گرفته شده از آزمون ژ هانسن استفاده شده است. در این آزمون فرضیه

جدول ۴. صحت ابزارهای به کار گرفته شده

نتیجه	معنی‌داری	آماره آزمون χ^2	فرضیه صفر
پذیرش	۰/۶۶	۸۴/۹۷	ابزارهای به کار گرفته شده درست است

منبع: یافته‌های پژوهش

بیش‌تر است، فرضیه صفر بر صحت ابزارهای به کار گرفته شده مورد تایید قرار می‌گیرد.

مطابق با جدول (۴)، فرضیه صفر بر صحت ابزارهای به کار گرفته شده دلالت دارد. از آنجایی که سطح معنی‌داری از ۰/۰۵

بررسی ثبات الگو

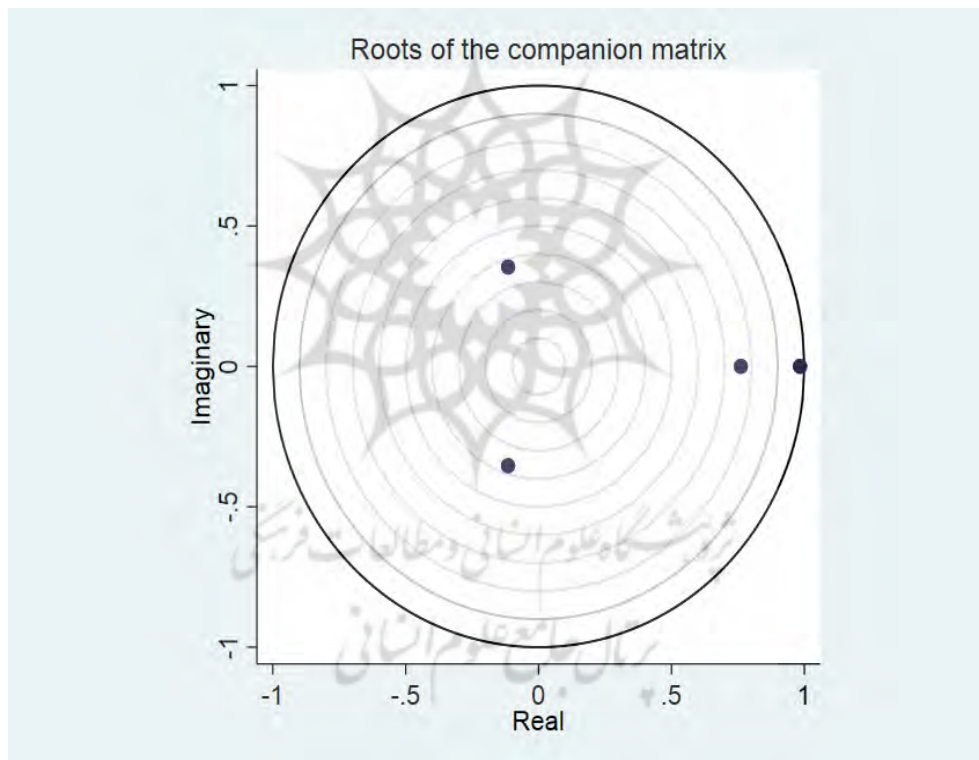
در تحلیل مدل‌های خودرگرسیونی برداری، بررسی شرایط ثبات مدل قبل از تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای ضروری است. شرط ثبات مدل آن است که کلیه ماژول‌های ماتریس همراه

اکیداً کوچکتر از یک باشند و معکوس ریشه مشخصه چندجمله‌ای وقفه برآوردی، درون دایره واحد قرار گیرد. در جدول (۵) و شکل (۱)، شرط ثبات مدل برای الگوی برآوردی تحقیق ارائه شده است.

جدول ۵. شرط پایداری مقادیر ویژه

ماژول‌ها	مقدار ویژه	
	مجازی	واقعی
λ ۹۸	۰	λ ۹۸
λ ee	۰	λ ..
λ ۳۷	-/ ۳۵	λ ۱۱
λ ۳۷	-/ ۳۵	-/ ۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱. ثبات الگو

منبع: یافته‌های پژوهش

برآوردی، درون دایره واحد قرار گیرد، از این‌رو، ثبات الگو تأمین شده است.

آزمون علیت گرنجری

علاوه بر نتایج تخمین الگو، رابطه‌ی سببی بین متغیرها با استفاده از آزمون علیت گرنجر مورد بررسی قرار گرفت که جدول (۶ و ۷) خلاصه آن را بیان می‌کند. از آنجایی که هدف پژوهش بررسی اثر شدت انرژی بر ارزش‌افزوده‌ی بخش

با توجه به جدول (۵) و شکل (۱)، ریشه‌های مشخصه الگوی برآوردی درون دایره‌ی واحد قرار گرفته‌است و کلیه ماژول‌های ماتریس کوچکتر از یک می‌باشند. از آنجایی که شرط ثبات مدل آن است که کلیه ماژول‌های ماتریس همراه اکیداً کوچکتر از یک باشند و معکوس ریشه مشخصه چندجمله‌ای وقفه

کشاورزی است، نتیجه آزمون علیت گرنجری برای متغیرهای مذکور در جدول (۶) گزارش شده است.
جدول ۶. آزمون علیت بین متغیرهای اصلی تحقیق

نتیجه	معنی‌داری	آماره آزمون χ^2	فرضیه صفر
عدم پذیرش	۰/۰۱	۵/۶۲	ارزش افزوده علت گرنجری شدت انرژی نیست.
عدم پذیرش	۰/۰۰	۲۳/۴۶	شدت انرژی علت گرنجری ارزش افزوده نیست.

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین، نتایج حاصل از برآورد الگو در خصوص رابطه سببی بین متغیرهای اصلی تحقیق تایید می‌شود و فرضیه پژوهش تایید شده- است. که هم‌راستا با نتایج (۱۹،۱۸،۱۷) است.

بررسی فرضیه‌ها در آزمون علیت گرنجری، نشان می‌دهد در سطح ۹۵٪ فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه‌ی سببی بین متغیرها پذیرفته نمی‌شود. به عبارت دقیق‌تر، یک رابطه‌ی دو سویه بین شدت انرژی و ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی وجود دارد.

جدول ۷. آزمون علیت سایر متغیرهای تحقیق

نتیجه	معنی‌داری	آماره آزمون χ^2	فرضیه صفر
عدم پذیرش	۰/۰۰	۱۰/۱۶	ارزش افزوده علت گرنجری سرمایه نیست.
پذیرش	۰/۱۱	۲/۴۲	سرمایه علت گرنجری ارزش افزوده نیست.
عدم پذیرش	۰/۰۰	۱۶۴/۸۴	ارزش افزوده علت گرنجری جمعیت نیست.
عدم پذیرش	۰/۰۰	۱۰/۶۳	جمعیت علت گرنجری ارزش افزوده نیست.

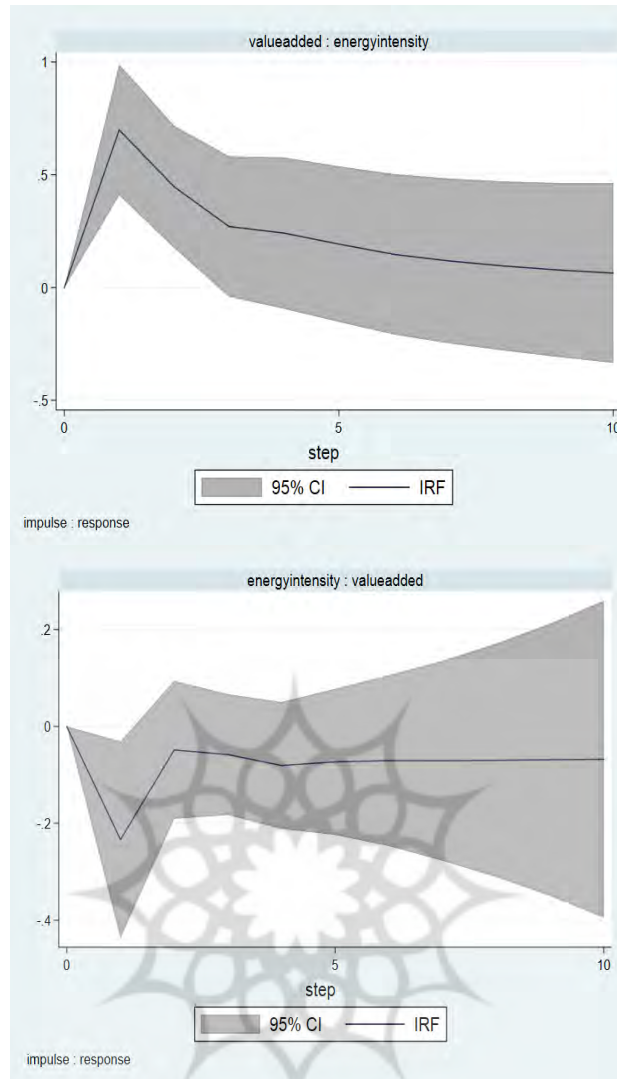
منبع: یافته‌های پژوهش

عبارت دقیق‌تر، یک رابطه دو سویه بین شدت انرژی و جمعیت وجود دارد. که این نتایج هم‌راستا با نتایج (۳۵،۳۴) است.

توابع واکنش آنی

برای تفسیر ضرایب در الگوهای تخمینی خود رگرسیون برداری از توابع عکس‌العمل آنی و جدول تجزیه واریانس استفاده می‌شود. با استفاده از این دو مورد واکنش پویای متغیرها در اثر بروز وارد شدن تکانه بر سیستم معادلات نشان داده می‌شود.

جدول (۷)، آزمون علیت گرنجر بین سایر متغیرها در سطح ۹۵٪ را نشان می‌دهد. بررسی آزمون علیت گرنجری برای متغیر سرمایه نشان می‌دهد که در سطح ۹۵٪ فرضیه صفر مبنی بر این که ارزش افزوده علت گرنجری سرمایه نیست پذیرفته نمی‌شود، بنابراین علیتی یک طرفه از سرمایه به ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. همچنین آزمون علیت گرنجری برای متغیر جمعیت، نشان‌دهنده این است که در سطح ۹۵٪ فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه‌ی سببی بین متغیرها پذیرفته نمی‌شود. به

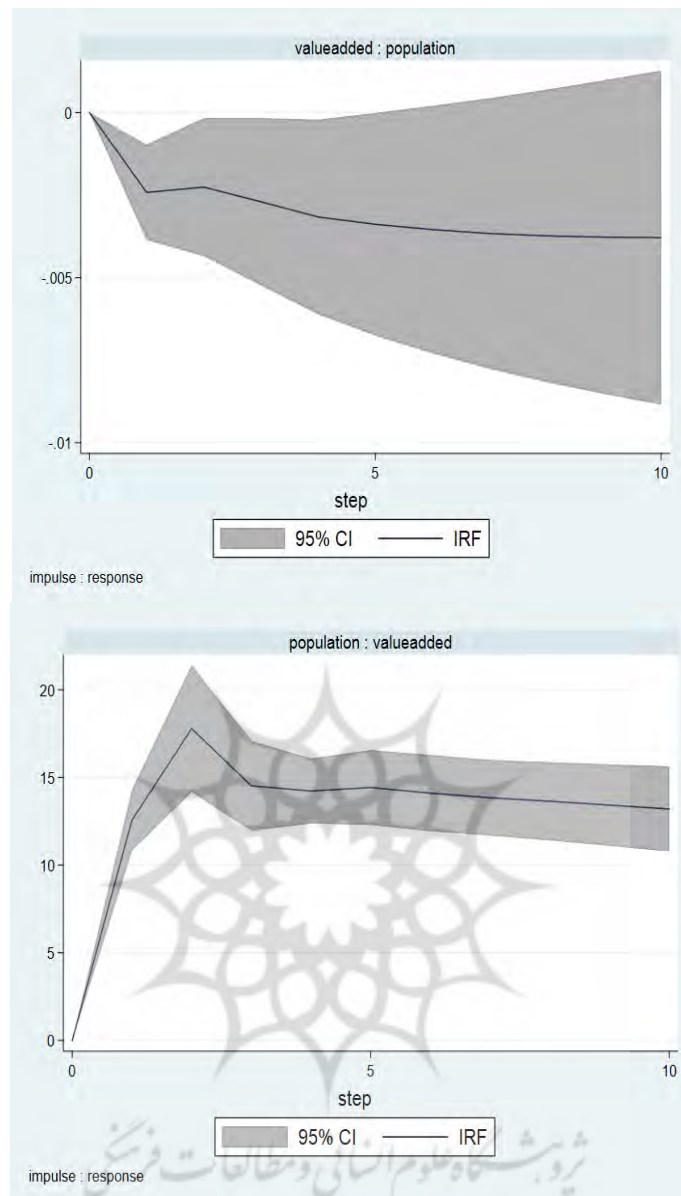


شکل ۲. توابع عکس‌العمل‌انی ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی و شدت انرژی در مقابل تکانه‌های یک‌دیگر

منبع: یافته‌های پژوهش

صنعتی از جمله اصفهان، تهران، همدان، قزوین، مرکزی و آذربایجان شرقی و هم‌چنین سهم بالای استان‌های سیستان و بلوچستان، یزد، آذربایجان غربی و گلستان در میزان مصرف انرژی این بخش باشد که میزان مصرف انرژی بالایی به نسبت سهم آن‌ها در ارزش‌افزوده داشته‌اند. شکل (۲)، نشان‌دهنده‌ی تاثیر تکانه‌ی مثبت ارزش‌افزوده بر شدت انرژی در بخش کشاورزی است. که طبق آن تاثیر تکانه‌ی مثبت ارزش‌افزوده به شدت انرژی ابتدا روندی افزایشی داشته و سپس تا انتهای دوره با روندی کاهشی به سمت سطح پایدار بلندمدت خود حرکت می‌کند. نتیجه‌ی اخیر از این نکته ناشی می‌شود که افزایش ارزش‌افزوده هم به‌طور مستقیم به صورت افزایش درآمد و نهایتاً افزایش تقاضا برای انرژی و هم به‌طور غیرمستقیم مانند افزایش تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای (ماشین‌آلات) و در نهایت افزایش تقاضا برای انرژی مولد و غیرمولد می‌تواند شدت مصرف انرژی را تحت تاثیر قرار دهد.

همان‌گونه که در شکل (۲) مشاهده می‌شود، تکانه‌ی شدت انرژی تا دوره‌ی دوم تاثیر منفی بر ارزش‌افزوده‌ی بخش کشاورزی دارد. از دوره‌ی دوم به بعد، ارزش‌افزوده واکنش مثبتی نسبت به تکانه‌ی شدت انرژی نشان می‌دهد. از دوره‌ی چهارم به بعد اثر تکانه از بین می‌رود. ازجمله دلایل نتیجه به-دست آمده این است که شاخص‌های اقتصادی از جمله ارزش‌افزوده‌ی بخش کشاورزی که ارزش فعالیت‌های اقتصادی قابل مبادله در بخش کشاورزی است، ترکیبی از فعالیت‌های بسیار متنوع اقتصادی می‌باشد و علاوه بر انرژی عوامل دیگری نظیر سرمایه و جمعیت نیز بر آن اثرگذار هستند. هم‌چنین، میزان مصرف انرژی در ایران در جهت سرمایه‌گذاری‌های بنیادی و ساختاری در بخش کشاورزی نبوده است. علاوه بر این همان‌طور که (۶) بیان می‌کند، دلیل این امر ناشی از مصرف انرژی ارزان و ناکارآمد در این بخش است. هم‌چنین همان‌گونه که در مقدمه بیان شد علت این امر می‌تواند ناشی از سهم بالای استان‌های

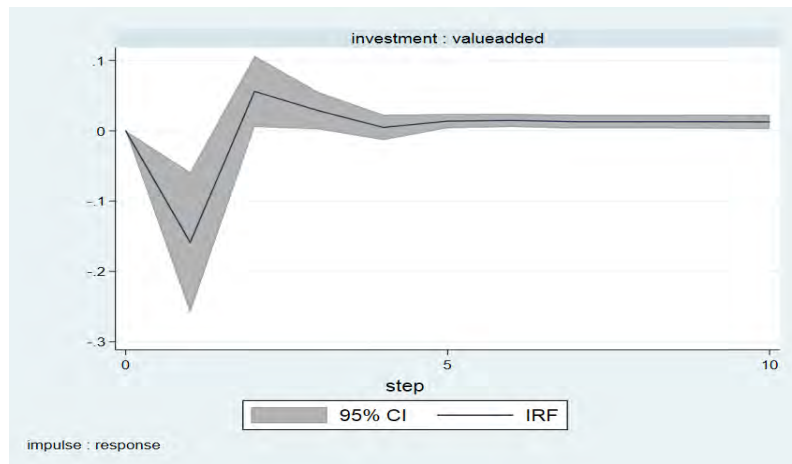


شکل ۳. توابع عکس‌العمل‌آنی ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی و جمعیت در مقابل تکانه‌های یکدیگر

منبع: یافته‌های پژوهش

در شکل (۳)، نشان‌دهنده‌ی تاثیر تکانه‌ی ارزش افزوده بخش کشاورزی بر جمعیت است. در اثر اعمال این تکانه جمعیت ابتدا روندی کاهشی داشته و بر اثر تکانه دوم به میزان اندکی روند افزایشی به خود می‌گیرد. اثر تکانه‌ی سوم موجب کاهشی شدن دوباره روند می‌شود و از دوره‌ی پنجم به بعد اثر تکانه از بین می‌رود. علت این امر را افزایش توسعه یافته‌گی، صنعتی و مکانیزه شدن، توجه به کیفیت زندگی و تحقق اقتصاد مطلوب ناشی از هزینه‌های کار کم و پیشرفت تکنولوژیک بیان می‌کند.

در شکل (۳)، تاثیر تکانه‌ی جمعیت بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته‌است. طبق این نمودار، تاثیر تکانه‌ی این متغیر تا دوره سوم روندی افزایشی داشته و از این دوره به بعد با روندی کاهشی در سطحی ثابت خود را حفظ می‌کند. از جمله عوامل این امر می‌توان، افزایش سرمایه انسانی شامل کیفیت و دانش نهادینه شده در انسان، افزایش تقاضای مورد نیاز مصرف‌کننده برای تولید و عرضه نیروی کار کافی و کم هزینه برای دستیابی به سطوح بالاتر تولید را بیان کرد. این یافته هم‌راستا با یافته‌های (۳۷،۳۶) است. هم‌چنین شکل



شکل ۴. تابع عکس‌العمل‌آنی ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی در مقابل تکانه‌ی سرمایه
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تجزیه واریانس

درحالی‌که توابع واکنش‌آنی بیان‌گر عکس‌العمل یک متغیر درون‌زا طی زمان به تکانه‌ی ناشی از متغیر دیگر سیستم است، تجزیه واریانس سهم هر تکانه در واریانس متغیر درون‌زای سیستم را اندازه‌گیری می‌کند. در ادامه نتایج تجزیه واریانس در جدول‌های (۸) و (۹) ارائه می‌شود.

شکل (۴)، نشان‌دهنده‌ی تاثیر تکانه‌ی مثبت سرمایه بر ارزش افزوده در بخش کشاورزی است. ابتدا تکانه‌ی سرمایه باعث کاهش ارزش افزوده می‌شود و سپس در دوره بعدی با روندی افزایشی از سطح بلند مدت خود بالاتر رفته و از دوره سوم با روندی کاهشی به سطح پایدار بلندمدت خود نزدیک می‌شود. که این امر را می‌توان ناشی از دیر بازده بودن سرمایه دانست.

جدول ۸. تجزیه واریانس ارزش افزوده

دوره	تکانه ارزش افزوده	تکانه شدت انرژی	تکانه سرمایه	تکانه جمعیت
۱	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۶۶	۰
۲	۰/۸۵	۰/۰۱	۰/۷۷	۰/۰۱
۳	۰/۸۳	۰/۰۱	۰/۷۷	۰/۴۴
۴	۰/۸۱	۰/۰۱	۰/۷۷	۰/۶۶
۵	۰/۷۹	۰/۰۲	۰/۷۷	۰/۰۸
۶	۰/۷۷	۰/۰۲	۰/۷۷	۰/۰۱۰
۷	۰/۵۵	۰/۰۲	۰/۷۷	۰/۱۲
۸	۰/۴۴	۰/۰۲	۰/۷۷	۰/۱۳
۹	۰/۷۳	۰/۰۳	۰/۷۷	۰/۱۵
۱۰				۰/۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۸) نشان‌دهنده‌ی تجزیه واریانس تکانه متغیرها بر ارزش‌افزوده‌ی بخش کشاورزی است. با توجه به جدول، سهم نسبی تکانه‌ی ارزش‌افزوده در تغییرات خودش در دوره‌ی یک ۱۰۰٪ می‌باشد و به مرور کاهش می‌یابد. به طوری که در دوره-

جدول (۸) نشان‌دهنده‌ی تجزیه واریانس تکانه متغیرها بر ارزش‌افزوده‌ی بخش کشاورزی است. با توجه به جدول، سهم نسبی تکانه‌ی ارزش‌افزوده در تغییرات خودش در دوره‌ی یک ۱۰۰٪ می‌باشد و به مرور کاهش می‌یابد. به طوری که در دوره-

ی چهارم این سهم کاهش می‌یابد و در دوره دهم به ۷٪ می‌رسد. تکانه‌ی جمعیت، ابتدا اثر ناچیزی بر ارزش افزوده دارد. اما از دوره چهارم به بعد سهم این متغیر افزایش یافته به گونه‌ای که در دوره ده به ۱۶ درصد می‌رسد.

جدول ۹. تجزیه واریانس شدت انرژی

دوره	تکانه ارزش افزوده	تکانه شدت انرژی	تکانه سرمایه	تکانه جمعیت
۱	۰/۶۱	۰/۳۸	۰	۰
۲	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۰۰	۰/۰۰
۳	۰/۵۵	۰/۵۲	۰/۰۰	۰/۰۰
۴	۰/۴۳	۰/۵۳	۰/۰۱	۰/۰۰
۵	۰/۴۳	۰/۴۴	۰/۰۱	۰/۰۱
۶	۰/۴۲	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۰۱
۷	۰/۲	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۰۱
۸	۰/۴۱	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۰۱
۹	۰/۴۱	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۰۱
۱۰	۰/۴۱	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بخش کشاورزی در رویارویی با تکانه‌ی شدت مصرف انرژی واکنش منفی نشان می‌دهد. با استفاده از تجزیه‌ی واریانس مشخص شد مقدار اندکی از تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی توسط شدت مصرف انرژی توضیح داده می‌شود. در عین حال، ارزش افزوده سهم نسبی بیش‌تری در تغییرات شدت مصرف انرژی دارد. هم‌چنین نتایج نشان‌دهنده یک علیت دو طرفه بین جمعیت و ارزش افزوده در بخش کشاورزی و علیتی یک طرفه از سرمایه به ارزش افزوده است. توابع واکنش آنی مربوط به متغیرها نشان دهنده‌ی پاسخ مثبت ارزش افزوده به تکانه‌ی جمعیت و پاسخ منفی آن به تکانه سرمایه در دوره‌های اولیه است. جمعیت نیز پاسخ منفی به تکانه‌ی ارزش افزوده دارد. نتایج تجزیه واریانس نشان دهنده‌ی کم بودن قدرت توضیح دهنده‌گی جمعیت نسبت به سرمایه در توضیح ارزش افزوده است. نتایج به‌دست آمده از این ناشی می‌شود که شاخص‌های اقتصادی از جمله ارزش‌افزوده‌ی بخش کشاورزی که ارزش فعالیت‌های اقتصادی قابل مبادله در بخش کشاورزی است، ترکیبی از فعالیت‌های بسیار متنوع اقتصادی می‌باشد و علاوه بر انرژی عوامل دیگری نظیر سرمایه و جمعیت نیز بر آن اثرگذار هستند. هم‌چنین، میزان مصرف انرژی در ایران در جهت سرمایه‌گذاری‌های بنیادی و ساختاری در بخش کشاورزی نبوده است. علاوه بر این همان‌طور که (۶) بیان می‌کند، دلیل این امر ناشی از مصرف انرژی ارزان و ناکارآمد در این بخش است. هم‌چنین علت این امر می‌تواند ناشی از سهم بالای استان‌های صنعتی از جمله اصفهان، تهران، همدان، قزوین، مرکزی و

طبق جدول (۹)، ۳۸٪ تغییرات شدت انرژی در دوره‌ی اول توسط خود آن توضیح داده می‌شود. سهم نسبی تکانه‌ی شدت انرژی در تغییرات خودش به مرور افزایش یافته و در دوره‌ی دهم به ۵۵٪ می‌رسد. سهم تکانه‌ی سرمایه در توضیح تغییرات شدت انرژی تا دوره‌ی پنجم افزایش یافته و از دوره‌ی پنجم به بعد تقریباً ثابت و سهم آن ۱٪ است. تکانه‌ی جمعیت ابتدا سهم ناچیزی در توضیح تغییرات شدت انرژی داشته و اما به مرور زمان سهم این متغیر افزایش یافته‌است. تکانه‌ی ارزش افزوده در دوره‌ی اول با مقدار ۶۱٪ بیشترین سهم در قدرت توضیح دهنده‌گی تغییرات شدت انرژی را دارد اما به مرور زمان کاهش یافته به گونه‌ای که در دوره‌ی دهم به ۴۱٪ می‌رسد. با مقایسه جدول‌های (۸) و (۹)، می‌توان گفت اثرگذاری ارزش افزوده بر شدت انرژی در بخش کشاورزی بیش‌تر از اثرگذاری شدت انرژی بر ارزش‌افزوده در همان بخش است. زیرا، تکانه‌ی ارزش‌افزوده به نسبت قدرت توضیح‌دهندگی بیش‌تری برای تغییرات شدت انرژی دارد.

نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی ارتباط متقابل میان شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی و ارزش‌افزوده آن با به‌کارگیری رهیافت خود رگرسیونی پانلی طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۴ پرداخته‌است. نتایج نشان می‌دهد یک رابطه‌ی دو طرفه میان شدت مصرف انرژی و ارزش افزوده در بخش کشاورزی برقرار است. تحلیل توابع واکنش آنی حاکی از آن است که شدت مصرف انرژی به تکانه‌ی ارزش افزوده پاسخ مثبت می‌دهد. ارزش افزوده‌ی

منافع بلندمدت حاصل از استفاده کارا از انرژی را بدست‌آورد. همچنین توجه به گسترش فناوری‌های نوین و تکنولوژی‌های مدرن در این بخش که اشکال جدیدی از انرژی را برای بدست آوردن کارایی بیشتر مصرف می‌کنند به ویژه فناوری‌های کاربر، می‌تواند در رشد بخش کشاورزی نقشی موثر ایفا کند. علاوه بر این باتوجه به تبعیت نیروی کار در بخش کشاورزی از جمعیت، تثبیت آهنگ رشد جمعیت و جلوگیری از کاهش آن یکی از راه‌هایی است که باید به صورت صحیحی برای آن برنامه‌ریزی شود. توجه به افزایش جمعیت نیز در صورتی که به تناسب آن رشد اقتصادی و سطح رفاه افزایش یابد قابل سیاست‌گذاری است. تحقیق مورد نظر می‌تواند به صورت اثر شدت انرژی بر ارزش افزوده در زیربخش‌های کشاورزی و سایر بخش‌های اقتصادی، قابل توجه و بررسی باشد.

آذربایجان شرقی و هم‌چنین سهم بالای استان‌های سیستان و بلوچستان، یزد، آذربایجان غربی و گلستان در میزان مصرف انرژی این بخش باشد که میزان مصرف انرژی بالایی به نسبت سهم آن‌ها در ارزش‌افزوده داشته‌اند. به‌علاوه افزایش ارزش-افزوده هم به‌طور مستقیم به صورت افزایش درآمد و نهایتاً افزایش تقاضا برای انرژی و هم به‌طور غیرمستقیم مانند افزایش تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای (ماشین‌آلات) و در نهایت افزایش تقاضا برای انرژی مولد و غیرمولد می‌تواند شدت مصرف انرژی را تحت تاثیر قراردهد. با توجه به این‌که شاخص اقتصادی ارزش‌افزوده‌ی بخش کشاورزی ترکیبی از فعالیت‌های متنوع اقتصادی می‌باشد، پیشنهاد می‌شود که جهت استفاده‌ی بهتر از انرژی در بخش کشاورزی، به جای سیاست‌های مبتنی بر کاهش کمی در مصرف انرژی، در زمینه افزایش کارایی و بهره‌وری انرژی سرمایه‌گذاری‌های لازم صورت گیرد که بتوان

Reference

1. Prasannakumar, P. S.. Energy Use in Agriculture-An Econometric Analysis (Doctoral dissertation, uuniversity of agricultural sciences Gkvk, bengalur university). 2016.
2. Ozkan B , Akcaoz H, Fert C. Energy input-output analysis in Turkish agriculture. Renewable energy. (2004) ; 29(1): 39-51.
3. Fei R , Lin, B. Energy efficiency and production technology heterogeneity in China's agricultural sector: A meta-frontier approach. Technological Forecasting and Social Change. (2016); 109: 25-34.
4. Leiva F.R , Morris J. Mechanization and sustainability in arable farmin in England. Journal of agricultural Engineering Research. (2001) ; 79(1): 81-90.
5. Pimentel, D. Energy Inputs in Production Agriculture. Energy in Farm Production, Elsevier and Amsterdam. (1992) ; 13-29.
6. Moghaddasi R , Pour A A. Energy consumption and total factor productivity growth in Iranian agriculture. Energy Reports (2016); 2: 218-220.
7. Mortazavi S A , Elahi M , Asadi M A. The effect of economic growth on energy consumption in different sectors of the Iranian economy. Quarterly Journal of Economic Application Theories. (2018); 5(3): 1-20. (In Persian).
8. Nasrollahi Z , Hadian A. The effect of population growth on the environment in Iran and other countries in the Mena region. Quarterly Journal of Strategic and Macro Policies. (2018); 6: 51-67. (In Persian).
9. Shahnazi R, Hadian A, Jorgani L. Investigating the causal relationship between energy consumption, economic growth and carbon dioxide in Iran's economic sectors. Journal of Economic Growth and Development Research. (2017); 7(28): 51-70. (In Persian).
10. Abangah S S. The effect of energy consumption on the performance of industrial workshops in the provinces of Iran. Master Thesis, Faculty of Economics, university of Mazandaran. (2016). (In Persian).
11. Ockwell D G. Energy and economic growth: Grounding our understanding in physical reality. Energy Policy, (2008); 36(12): 4600-4604.
12. Maleki R. Investigating the causal relationship between energy consumption and domestic production in Iran. Journal of

- Planning and Budgeting. (2004); (86): 81-121. (In Persian).
13. Stern I , Cleveland J Energy and Economic Growth, Rensselaer Working Papers, no.0410. . (2004).
14. Tabar S , Montazer H A, Anvari A. Investigating the Relationship between GDP, Export and Import and Energy Consumption in Selected Countries of the Organization of the Islamic Conference. master thesis, faculty of economics, university of ahvaz. (2015). (In Persian).
15. Chontanawat J, Hunt L C , Pierse R. Does energy consumption cause economic growth?: Evidence from a systematic study of over 100 countries. Journal of policy modeling. (2008) ; 30(2): 209-220.
16. Tang C F, Tan B W, Ozturk I. Energy consumption and economic growth in Vietnam. Renewable and Sustainable Energy Reviews. (2016); 54: 1506-1514.
17. Pao H T, Li Y Y , Fu H C. Causality relationship between energy consumption and economic growth in Brazil. Smart Grid and Renewable Energy, (2014); 5(08), 198.
18. Hao Y, Zhu L , Ye M. The dynamic relationship between energy consumption, investment and economic growth in China's rural area: New evidence based on provincial panel data. Energy. (2018); 154: 374-382.
19. Zhang W , Yang S. The influence of energy consumption of China on its real GDP from aggregated and disaggregated viewpoints. Energy Policy(2013) ; 57: 76-81.
20. Ouedraogo N S. Energy consumption and economic growth: Evidence from the economic community of West African States (ECOWAS). Energy economics (2013); 36: 637-647.
21. Baranzini, A, Weber S, Bareit M , Mathys N A. The causal relationship between energy use and economic growth in Switzerland. Energy Economics (2013); 36: 464-470.
22. Stern D I , Enflo K. Causality between energy and output in the long-run. Lund Papers in Economic History, 126. (2013).
23. Bouoiyour J , Selmi R. The Nexus between Electricity Consumption and Economic Growth in MENA Countries. Energy Studies Review (2014) ; 20(2): 25-44.
24. Lotfalipour M , Mahdaviadeli M , Rezai H. Investigating the relationship between energy consumption, economic growth and exports in Iran's industrial sector (analysis based on panel data). Journal of Economic Growth and Development Research. (2016); 6: 13-35. (In Persian).
25. Shahbaz M, Abosedra S , Sbia R. Energy consumption, financial development and growth: evidence from cointegration with unknown structural breaks in Lebanon. (2013).
26. Ben Jebli M , Ben Youssef S. Renewable energy consumption and agriculture: evidence for cointegration and Granger causality for Tunisian economy. International Journal of Sustainable Development & World Ecology. (2017) ; 24(2): 149-158.
27. Amade H, Ghazi M , Abbasifar Z. Investigating the relationship between energy consumption and economic growth and employment in different sectors of the Iranian economy. Journal of Economic Research. (2009); (86): 1-38. (In Persian).
28. Tehranchian A, Mojaverian M, Halajfard A. The relationship between energy consumption and value added growth of the agricultural sector in Iran. The first annual conference of Iranian agricultural research, Kharazmi Higher Institute of Science and Technology, Shiraz, Iran. (2015). (In Persian).
29. Sepahvand A, Niroomand R , Nabieian S. Investigating the effect of consumption of petroleum products on the growth of the agricultural sector in Iran. Quarterly Journal of Economic Development Research. (2015); (17): 117-132. (In Persian).
30. Ahangari A , Kamaranpour S. The Impact of Financial Development and Value Added on Energy Consumption in Iran's Industrial and Agricultural Sectors. Iranian Journal of Applied Economic Studies. (2016); 5: 269-286. (In Persian).

31. Shabanzadeh M, Taheririkandeh A, Riahi dorcheh F. Investigating the relationship between economic development, diversity of activities and trade liberalization with energy intensity in the agricultural sector. *Journal of Economic Growth and Development Research*. (2017); 7: 143-156. (In Persian).
32. Sameti M, Sameti M, Mola esmaeli dehshiri H. Analysis of the role of legal structure and security of property rights in attracting foreign direct investment with the approach (P-VAR): Case of oil exporting countries. *Journal of Economic Policy*. (2014); 6(12): 155-177. (In Persian).
33. Asid R, Kogid M, Mulok D, Lily J. Intellectual Property Rights Protection, Foreign Direct Investment and Economic Growth in Malaysia: An ARDL Bound Test Approach. *Asian Journal of Empirical Research*. (2012); 2(2): 9-19.
34. Savas B. The Relationship Between Population and Economic Growth: Empirical Evidence From The Central Asian Economies. (2008); 161-183.
35. Hasan M. The Long-run Relationship Between Population And Per Capita Income. (2010).
36. Guest R I, McDonald M. Ageing, optimal national saving and future living standards in Australia. *The Economic Record*. (2001); 77: 117-134.
37. Hondroyannis G , Papapetrou E. Fertility and output in Europe: New evidence from panel cointegration. *Journal of Policy Modeling*.(2005); 27: 143-156.

