Sari Agriculture Sciences and Natural Resources University Journal of Agricultural Market and Economics,Vol. 1, No 1, Spring and Summer 2023 p: 51-59

CC BY NC

"Research Paper"

OPEN ACCESS

Will the Advancement of Knowledge-Based Economy Lead to Green Economic?

Mahnaz Kalantari pour[1], Mohamadreza Akbari[2], Hamed Najafi Alamdarlo[3] and Seyyed Habibullah Mousavi[4]

1- Ph.D. Student of the Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares, Tehran, Iran,
(Corresponding author: m.kalantaripor@modares.ac.ir)
2- Ph.D. Student of the Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares, Tehran, Iran
3- Associate Professor of the Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares, Tehran, Iran
4- Associate Professor of the Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares, Tehran, Iran
Received: 16 March, 2023 Accepted: 28 May, 2023

Extended Abstract

Introduction and Objective: The knowledge-based economy is one the factors of economic growth and development in countries, which has always been the focus of various governments. Advanced economies such as those of North America, Europe, or East Asia have achieved prosperity, independence, economic and political power in the past years by focusing on this type of economy. Therefore, the current study tries to investigate the effect of the innovation index on the green GDP by using Engel-Granger causality and past studies.

Material and Methods: In this article, an attempt has been made to first use the Granger-parasitic method, which is used to detect the causality between time series, and then the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) method to investigate the relationship between variables and the data needed in this study during the years 1995-2020 were collected from various sources, including the World Bank and the statistical yearbook of Iran. The results showed that fuel energy consumption, labor force, innovation index, and education index with green GDP do not cause Granger causality to each other, but Granger causality from green GDP to capital stock and vice versa (bidirectional relationship between them). It also flows from green growth to the education index and vice versa.

Results: The results in the auto regression method with a broad interval showed that the partial elasticities of production for the inputs of fuel energy consumption, labor force, capital stock, human capital, global innovation index and education index are the same coefficients of the variables in the production function. Considering that the elasticities of inputs during production and in different years are constant in the Cobb-Douglas function; It can be interpreted in this way that the elasticity of green GDP with one break, human capital, global innovation index, global innovation index with one lag, education index and education index with one lag are 0.22, 0.21, 0.18, 0.35, 0.51 and 0.97 respectively.

Conclusion: As a result, it can be said that the development of a knowledge-based economy in Iran is not friendly to nature and creates CO_2 and has a negative effect on green GDP.

Keywords*:* ARDL, Cobb Douglas, Economic growth, Engle Granger, Knowledge-base

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]

[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

OPEN ACCESS

"مقاله پژوهشی"

آیا پیشرفت اقتصاد دانش بنیان منجر به رشد اقتصادی سبز خواهد شد؟

مهناز کلانتری‌پور[۱]، محمدرضا اکبری[۲]، حامد نجفی علمدارلو[۳] و سید حبیب‌الله موسوی[۴]

۱- دانشجوی دکتری دانشکده کشاورزی تربیت مدرس، تهران، ایران، (نویسنده مسوول: m.kalantaripor@modares.ac.ir)
۲- دانشجوی دکتری دانشکده کشاورزی تربیت مدرس، تهران، ایران
۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی تربیت مدرس، تهران، ایران
۴- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی تربیت مدرس، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۳/۷
صفحه: ۵۱ تا ۵۹

چکیده مبسوط

مقدمه و هدف: اقتصاد دانش‌بنیان یکی از عوامل رشد و توسعه اقتصادی کشورها محسوب می‌شود که همواره مورد توجه دولت‌های مختلف بوده است. اقتصادهای پیشرفته‌ای نظیر اقتصاد کشورهای آمریکای شمالی، اروپایی یا آسیای شرقی طی سال‌های گذشته با محور قرار دادن این نوع اقتصاد به شکوفایی، استقلال و قدرت اقتصادی و سیاسی دست یافته‌اند. لذا مطالعه‌ی حاضر تلاش می‌کند با بهره‌گیری از مطالعات گذشته اثر شاخص نوآوری را بر روی اقتصاد سبز با استفاده از علیت انگل–گرنجر مورد بررسی قرار دهد.

مواد و روش‌ها: در این مقاله تلاش شده است ابتدا از روش انگل گرنجر برای تشخیص علیت میان سری‌های زمانی و سپس از روش خود رگرسیون با وقفه گسترده (ARDL) برای بررسی رابطه بین متغیرها استفاده نماید. داده‌های مورد نیاز در این مطالعه طی سال‌های ۲۰۲۰- ۱۹۹۵ از منابع مختلف اعم از بانک جهانی و سالنامه آماری کشور ایران جمع‌آوری شده است. نتایج نشان می‌دهد مصرف انرژی سوختی، نیروی‌کار، شاخص نوآوری و شاخص تحصیلات با تولید سبز باعث علیت گرنجری برای یکدیگر نمی‌شوند، اما علیت گرنجر از تولید سبز تا موجودی سرمایه و بالعکس (رابطه دوسویه بین آنها) جریان دارد. این مورد برای رشد سبز به شاخص تحصیلات و بالعکس نیز برقرار می‌باشد.

یافته‌ها: نتایج پژوهش در روش خودرگرسیون با وقفه گسترده نشان می‌دهد که کشش‌های جزئی تولید برای نهاده‌های مصرف انرژی سوخت، نیروی‌کار، موجودی سرمایه، سرمایه انسانی، شاخص نوآوری جهانی و شاخص تحصیلات همان ضرایب متغیرها در تابع تولید می‌باشند. با توجه به اینکه کشش‌های نهاده‌ها در طول تولید و در سال‌های مختلف در تابع کاب–داگلاس ثابت است لذا می‌توان این گونه تفسیر کرد که کشش تولید سبز با یک وقفه، سرمایه انسانی، شاخص نوآوری جهانی، شاخص نوآوری جهانی با یک وقفه، شاخص‌های تحصیلات و تحصیلات با یک وقفه به‌ترتیب ۰/۲۲، ۰/۲۱، ۰/۱۸، ۰/۳۵، ۰/۵۱ و ۰/۹۷ می‌باشد.

نتیجه‌گیری: در نتیجه می‌توان این‌گونه بیان کرد که پیشرفت اقتصاد دانش‌بنیان در ایران دوست‌دار طبیعت نیست و باعث ایجاد دی‌اکسیدکربن می‌شود و بر تولید سبز تأثیر منفی می‌گذارد.

واژه‌های کلیدی: انگل گرنجر، دانش‌بنیان، رشد اقتصادی، کاب داگلاس، ARDL

مقدمه

پیش از این عوامل محسوسی مانند سرمایه فیزیکی، نیروی‌کار و منابع‌طبیعی به‌عنوان عامل تولید و عناصر تشکیل‌دهنده رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شد، اما امروز عوامل غیرمحسوسی مانند دانش، اطلاعات و ویژگی‌های فرهنگی را به‌عنوان عوامل محرک رشد در نظر می‌گیرند (Shahabadi et al. 2017).

دانش یکی از نیروهای بسیار مؤثر در تحولات اقتصادی و اجتماعی به‌شمار می‌آید و یک کالای عمومی محسوب می‌شود، زیرا دانش را می‌توان بدون کاهش و استهلاک با دیگران به اشتراک گذاشت. طبق نظر کفلا دانش در مدل رشد با اهمیت است (Kefela 2010) و می‌تواند نرخ بازده سرمایه‌گذاری را افزایش دهد (Razmiet al., 2012). اقتصاد دانش‌بنیان وضعیتی است که در آن شهروندان یک کشور دانش را برای رشد و توسعه ملت خود انباشته، اشاعه و استفاده می‌کنند. شایان ذکر است که ایجاد ثروت از طریق اقتصاد دانش‌بنیان کارآمدتر از ایجاد ثروت از طریق منابع‌طبیعی است.

ارتقای خروجی از طریق دانش و اطلاعات در سرمایه‌گذاری در تشکیل سرمایه انسانی و فناوری تجسم یافته است. اگرچه دانش در حیطه فناوری‌ها در کشورهای مختلف می‌تواند متفاوت یا یکسان باشد، اما زمانی که یک کشور نیاز به کسب مهارت دارد، به‌کارگیری آن ضروری می‌باشد. همچنین، آوانگ، (۲۰۰۴) و کانسیل (۱۹۹۹) تأکید دارند که ارتقای عوامل مولد مجهز به عملکرد اقتصادی و رقابتی برای حرکت اقتصاد در مسیر دانش، ضروری است. به این معنا که برای دستیابی به توسعه اقتصاد دانش‌بنیان، سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و سایر برنامه‌های دانش محور بسیار با اهمیت هستند (Awang, 2004; Council, 1999).

از سوی دیگر، در سال ۱۹۹۳ اداره تحلیل اقتصادی آمریکا[1] به محاسبه تولید ناخالص داخلی تعدیل شده پرداخت. نتایج اولیه حاکی از آن بود که تأثیر شرکت‌های استخراج معدن بر ثروت اقتصادی کشور بیش از حد برآورد شده است (براساس محاسبه تولید ناخالص داخلی به‌صورت سنتی). محاسبه تولید ناخالص داخلی به این‌صورت، به هیچ وجه مورد علاقه این شرکت‌ها نبوده است. محاسبه تولید ناخالص داخلی تعدیل شده با آسیب‌های زیست‌محیطی، برخی طرفداران و منتقدان را به‌دنبال داشته است. منتقدان آن بیان می‌کنند که در صورت لحاظ آسیب‌های زیست‌محیطی در تولید ناخالص داخلی، تخصیص ارزش به برخی تولیدات جامعه با مشکل مواجه می‌شود. بروز این مشکل به این دلیل است که دارایی‌های زیست‌محیطی یک

1-US Bureau of Economic Analysis

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]

[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

بازار سنتی ندارد و غیرقابل معامله است. در نتیجه ارزش دارایی به‌صورت غیرمستقیم بوده و برمبنای حدس و گمان خواهد بود. در مقابل طرفداران محاسبه تولید ناخالص داخلی تعدیل شده نیز اذعان می‌کنند که از یک سو پیشرفت فناوری‌ها دقت ارزیابی‌ها را افزایش داده است و این پیشرفت هر روز بیشتر می‌شود. از سوی دیگر نیز در شرایطی که اندازه‌گیری دارایی‌های طبیعی غیربازاری به‌صورت کامل نمی‌تواند اتفاق بیفتد، تعدیلات می‌تواند به‌عنوان یک جایگزین کامل عمل کند. علاوه براین برخی انتقادات نیز وجود دارد مبنی بر اینکه تولید ناخالص داخلی تعدیل شده به‌تنهایی نمی‌تواند تمامی ابعاد پایداری را پوشش دهد که در این ارتباط نیز دیدگاه موافقان بر این است که تولید ناخالص داخلی تعدیل شده شاخص غالب در طراحی سیاست‌های کلان اقتصادی و تجزیه و تحلیل مقایسه‌ای رفاه است و الزامی به پوشش دادن تمامی ابعاد شاخص پایداری ندارد (Stiglitz et al., 2009).

در عصر حاضر، اصلاح اقتصاد دانش‌بنیان یا اقتصاد دانشی که توسط سازمان همکاری اقتصاد و توسعه مورد تأکید خاص در استراتژی توسعه ملل قرار گرفته، گویای تأکید در نقش دانش و فناوری در جریان توسعه اقتصاد است. از این‌رو می‌توان گفت در اقتصاد دانش‌بنیان به دانش از نظر کیفی و کمی با اهمیت‌تر از گذشته نگریسته می‌شود (Nazeman & Eslamifar, 2011). در ایران، علی‌رغم اهمیت سرمایه انسانی و فناوری برای ارتقای رشد، درآمد سرانه هنوز پایین است و برای انتقال آن به اقتصاد مبتنی بر دانش و اطلاعات هنوز تحقیقات تجربی زیادی موردنیاز است. بنابراین سوال این است که جهت تشکیل سرمایه انسانی، نوآوری و رشد اقتصادی چه راه‌حل‌ها و پیامدهایی برای تبدیل کشور به اقتصاد مبتنی بر دانش و اطلاعات وجود دارد؟ در تلاش برای پاسخ به این سؤالات، محققان بیشتر بر رابطه بین آموزش و سلامت، آموزش و رشد اقتصادی و غیره تمرکز کرده‌اند.

در نظریات اقتصادی گذشته، دانش و فناوری همواره مبحث مهمی در نظریات مربوط به رشد اقتصادی بوده است. در این رابطه آدام‌اسمیت[1] در قرن هجدهم به نقش عمومی و آموزش در پیشرفت فرهنگی و اجتماعی، و نقش تخصصی آن در تقسیم کار و بهره‌وری توجه می‌کند. پس از چالش‌های فکری قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم که رقابت اقتصادی میان کشورهای صنعتی جهان جدی‌تر می‌شود و جنبه‌های کاربردی اقتصاد بیشتر موردتوجه قرار می‌گیرد. جوزف شومپیتر[2] به نقش دانش در ابداع و نوآوری و در پویایی اقتصاد توجه کرده و آن‌را اساس کارآفرینی و تحول اقتصاد معرفی می‌کند. با مطرح شدن تئوری سرمایه انسانی در دوره بعد از جنگ جهانی دوم، اهمیت دانش و آموزش بیشتر موردتوجه قرار می‌گیرد. گاری بکر به تحلیل اهمیت آموزش و تحقیق در رشد سرمایه انسانی و بهبود کارایی اقتصادی می‌پردازد (Bano & Taylor, 2015) در ادامه به چند مورد از مطالعات پیشین در این زمینه اشاره شده است.

سالایی مارتین (۱۹۹۷) و سمسدین (۱۹۹۹) نشان می‌دهند که رشد اقتصادی را نمی‌توان از تغییرات تکنولوژیکی جدا کرد و این به‌نوبه خود به سرمایه انسانی درگیر در تحقیق بستگی دارد. توسعه فناوری را می‌توان بر حسب مشارکت پرسنل در تحقیق و توسعه یا تخصیص و هزینه توسعه برای تحقیق و توسعه سنجید (SalaiMartin, 1997; Samsudin, 1999).

آصم اوغلو و پیشکه (۱۹۹۹) مشاهده کردند که اگرچه میزان تحصیلات رسمی رایج‌ترین شاخص سرمایه انسانی است، آموزش حین کار (یا آموزش در محل کار توسط شرکت‌ها) ممکن است حداقل به همان اندازه در تعیین بهره‌وری مهم باشد (Acemoglu & Pischke 1999). برای شرکت‌هایی که روی سرمایه انسانی کارگران خود سرمایه‌گذاری می‌کنند، اغلب به‌نظر می‌رسد که این مکانیسمی برای افزایش قابلیت استخدام کارکنان آینده‌نگر با تحصیلات ضعیف، بهبود بهره‌وری کارکنان فعلی و افزایش انعطاف‌پذیری و سازگاری همه کارگران است (Jacobs et al., 1996). تمایز مهمی که در ادبیات با توجه به آموزش وجود دارد تفاوت بین آموزش عمومی و اختصاصی است. اگرچه هر دو نوع آموزش بهره‌وری نهایی کارگر را افزایش می‌دهد، آموزش عمومی تمایل دارد برای سایر کارفرمایان قابل حمل باشد، در حالی‌که آموزش‌های خاص تا حد زیادی می‌تواند برای سایر کارفرمایان غیرقابل حمل تلقی شود. آموزش عمومی بر توانایی تولید کارگر در همه مشاغل به‌میزان مساوی صرف‌نظر از شرکت در نظر گرفته شده تأثیر می‌گذارد، درحالی‌که آموزش خاص تنها در شغل فعلی بر بهره‌وری کارگر تأثیر می‌گذارد (Afolayan, 2019)

رومر (۱۹۸۶) و منکیو و همکاران (۱۹۹۲) رابطه بین آموزش و دانش را بررسی می‌کنند (Gregory et al., 1992; Romer et al., 1992). لوکاس تأکید کرد که سرمایه انسانی مشابه چیزی است که آموزش گسترده جمعیت نامیده می‌شود. این امر نشان‌دهنده اهمیت آموزش در ارتقای اقتصاد دانش‌بنیان است. رومر (۱۹۸۶) نیز تأکید کرد که آموزش، اگر نه مستقیم، بلکه غیرمستقیم، به مرز علم و فناوری مرتبط است (Romer, 1986). اگرچه یافته‌های تجربی همبستگی ضعیفی را بین آموزش و رشد اقتصادی در برخی کشورها نشان داده بود (Caselli et al., 1996)، در مقابل، آثار برخی محققان همبستگی مثبتی را نشان داده بودند (Matthew et al., 2021)

در ادبیات اتفاق نظر وجود ندارد، اما بیشتر تحقیقات تجربی از مدل‌های سنتی رشد و توسعه استفاده می‌کنند. این مدل‌ها جنبه مهمی را در مدل‌های رشد جدید لحاظ نمی‌کنند. در مدل رشد جدید، پیوندهای پویا با اثر مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد. محمد و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با عنوان آیا شاخص‌های اقتصاد دانش بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد؟ شواهد از کشورهای در حال توسعه؛ این مطالعه نشان داد که اقتصاد دانش‌بنیان در کشورهای در حال توسعه کمک زیادی به رشد اقتصادی آنها کرده و نقش برجسته‌ای در حفظ نرخ‌های بالای رشد برای چندین دهه داشته است (Mohamed et al., 2022).

[1] Adam Smith

[2] Joseph Schumpeter

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]

[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

همانطور که رومر (۱۹۸۶) تاکید کرد. تأثیر غیرمستقیم را می‌توان با بهبود بهره‌وری که در سرمایه‌گذاری سرمایه انسانی تجسم یافته است اندازه‌گیری کرد (Romer, 1986). همچنین، اولوپادا (۲۰۲۰) و هالدر (۲۰۰۹) در مطالعات خود بیان نمودند می‌توان رابطه بین رشد و آموزش را با استفاده از داده‌های سری زمانی بررسی کرد. نتایج مطالعه آنها نشان داد که از بین سه مدل رشد (سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و رشد به رهبری صادرات)، مدل رشد به رهبری انباشت سرمایه انسانی بیشتر با اقتصاد هند مرتبط است. برای اینکه یک کشور بتواند رشد و توسعه را از طریق اقتصاد دانش‌بنیان ارتقا دهد، به‌طور همزمان به پایگاه آموزشی، سیستم‌های نوآوری و اطلاعات نیاز است. در طول این فرآیند نمی‌توان از بهبود سیستم نهادی غافل شد. دانش و نوآوری همیشه نقش مهمی در توسعه اقتصادی و اجتماعی داشته است. مدل رشد سنتی توسط نظریه‌پردازان رشد جدید تقویت شده و در مدل رشد جدید، آموزش نقشی حیاتی در ارتقای رشد و توسعه ایفا می‌کند (Haldar, 2009; Olopade, 2020). به گفته رومر (۱۹۸۶) آموزش و استعدادهای نوآورانه پایه و اساس ایجاد اقتصادهای رقابتی را دارد (Romer, 1986).

کوتوت (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به ارزیابی اقتصاد دانش‌بنیان منطقه آمریکای جنوبی پرداخت. در این مطالعه با در نظر گرفتن درآمد سرانه به‌عنوان نماینده‌ی شاخص اقتصاد دانش‌بنیان و متغیر وابسته، اثرگذاری عوامل مختلف مانند سطح آموزش نیروی‌کار، بنگاه‌های زود بازده، مخارج تحقیقات و توسعه تحصیلات دانشگاهی و میانگین سنی جمعیت از طریق برآورد الگوی رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS)[1] تعیین شد. نتایج نشان داد که سطح آموزش نیروی‌کار اثر قابل توجهی بر افزایش متوسط درآمد سرانه‌ی کشورهای آمریکای جنوبی دارد. همچنین، نتایج حاکی از آن است که اثر متغیر بنگاه‌های زود بازده بر اقتصاد دانش‌بنیان به‌لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. علاوه براین، نتایج به‌دست آمده از رگرسیون برآورد شده نشان می‌دهد که متغیر مخارج تحقیقات و توسعه تحصیلات دانشگاهی بر شاخص اقتصاد دانش‌بنیان اثر مثبت دارد (Koutout, 2008). همان‌طور که بحث شد، در این مطالعه درآمد سرانه به‌عنوان شاخصی از اقتصاد دانش‌بنیان کشورهای آمریکای جنوبی در نظر گرفته شد و اثر متغیرهای سطح آموزش نیروی‌کار، بنگاه‌های زود بازده، مخارج تحقیقات و توسعه تحصیلات دانشگاهی و میانگین سنی جمعیت مورد بررسی قرار گرفت؛ درحالی‌که مؤلفه‌های بسیاری بر درآمد سرانه‌ی کشورها اثرگذار هستند، که اثر آنها در نظر گرفته نشده است.

مروری بر مطالعات پیشین در زمینه‌ی اقتصاد دانش‌بنیان نشان می‌دهد که مطالعات گذشته با ارائه الگوی جامع اقتصاد دانش‌بنیان به بحث در این زمینه برای کل اقتصاد پرداخته و از آن استفاده تجربی کردند. علاوه براین، استفاده تجربی از الگوها در بخش‌های اقتصادی با محدودیت دسترسی به اطلاعات مواجه است. لذا مطالعه‌ی حاضر تلاش می‌کند با بهره‌گیری از مطالعات گذشته اثر شاخص نوآوری را بر روی اقتصاد سبز با استفاده از علیت انگل–گرنجر[2] مورد بررسی قرار دهد.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه ابتدا از روش انگل گرنجر که برای تشخیص علیت میان سری‌های زمانی بر این اصل که علت از نظر زمانی بر معلومش مقدم است، استفاده گردید. سپس، از روش دیکی– فولر تعمیم‌یافته[3] برای آزمون مانایی و در آخر از روش خودرگرسیون با وقفه گسترده (ARDL)[4] برای بررسی رابطه بین متغیرها استفاده شده است.

گرنجر[5] با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (Y_t) با استفاده از مقادیر گذشته (X_t) با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از آن مقادیر استفاده نمی‌شود، پیش‌بینی شود، در این صورت (X_t) را علت گرنجری (Y_t) می‌گویند. در آزمون علیت گرنجری برای اینکه فرضیه‌ی "X_t علت گرنجری Y_t نیست" آزموده شود؛ یک مدل خود توضیح‌برداری(VAR)[6] به‌شکل رابطه (۱) تشکیل داده می‌شود (Granger, 1969):

$$Y_t = \sum^{k} \alpha_i Y_{t-i} + \sum^{k} \beta_i X_{t-i} + u_t \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، اگر $\beta_i = 0$ باشد، در آن صورت (X_t) علت گرنجری (Y_t) نیست. البته در این آزمون طول وقفه k تا حدودی انتخابی است. جیوئیک[7] (۱۹۸۴) معتقد است که آزمون به رتبه مدل VAR و پایایی و ناپایایی متغیرها بستگی دارد. اگر متغیرها ناپایا باشند، اعتبار این آزمون کاهش می‌یابد.

در این تحقیق به‌منظور تخمین تابع تولید و همچنین بررسی روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده استفاده شده است.

به‌علت وجود محدودیت‌هایی در استفاده از روش‌های انگل–گرنجر، یوهانسون–جوسیلیوس[8] و مدل تصحیح خطا[9]، برخی از مطالعات کوشیدند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق درصدد دستیابی به رهیافت بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند که از آن جمله می‌توان به مطالعه پسران و پسران اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این دو محقق، موسوم به روش ARDL است. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها که در روش انگل– گرنجر ضروری است، نیازی نیست. این روش روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان تخمین می‌زند. تخمین‌های به‌دست آمده ناریب و کارا خواهند بود.

در روش ARDL برای تخمین رابطه درازمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به‌نحو زیر استفاده کرد.

1- Ordinary Least Squares Regression
2- Engel-Granger
3- Generalized Dickey-Fuller method
4- Autoregressive Distributed Lag
5- Granger
6- Vector Auto Regression
7- Geoic
8- Johanson-Jusilius
9- Error Correction Model (ECM)

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]
[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌گردد. برای این منظور مدل پویای ARDL[1] تخمین زده می‌شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به‌سمت تعادل درازمدت گرایش می‌یابد. لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه رابطه (۲) انجام گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0 \qquad H_1: \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0 \qquad (۲)$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون رابطه (۲) به‌صورت معادله (۳) محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \widehat{\beta_i}}{\sum_{i=1}^{m} s\widehat{\beta_i}} \qquad (۳)$$

با مقایسه کمیت آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی در سطح اطمینان موردنظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو پی برد.

در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب درازمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می‌توان به‌کمک یکی از معیارهای آکاایک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و حنان-کوئین (HQC) تعیین کرد.

الگوی تجربی این مطالعه جهت بررسی مقدار اثر شاخص نوآوری بر روی تولید ناخالص داخلی سبز[2] به‌صورت رابطه (۴) است:

$$GGDP = F(EU, K, L, HCI, GIN, ED) \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، GGDP نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی سبز است که به‌عنوان معیاری از رشد اقتصاد سبز در نظر گرفته می‌شود. عنوان رشد این بخش در نظر گرفته شده است. در این معادله EU, K, L, HCI, GIN, ED نشان‌دهنده از چپ به راست مصرف انرژی، سرمایه فیزیکی، نیروی‌کار، شاخص توسعه انسانی، شاخص نوآوری جهانی و شاخص تحصیلات هستند.

داده‌های مورد نیاز در این مطالعه طی سال‌های ۲۰۲۰- ۱۹۹۵ از منابع مختلف جمع‌آوری شده است. آمارهای اشتغال از سالنامه‌های آماری کشور ایران، موجودی سرمایه از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شده است. همچنین، داده‌های مورد نیاز برای تولید ناخالص داخلی سبز، شاخص توسعه انسانی، شاخص نوآوری جهانی و شاخص تحصیلات از بانک جهانی[3] گرده آوری شده است. برای برآورد مدل از نرم‌افزار Microfit و Eviews 10.0 استفاده گردید.

نتایج و بحث

قبل از تخمین مدل، مشخصات آماری داده‌های مربوط به کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۲۰ شامل میانگین، حداقل، حداکثر، واریانس و انحراف معیار در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱- مشخصات آماری داده‌ها در دوره ۱۹۹۵-۲۰۲۰

Table 1. Statistical characteristics of data in the period 1995-2020

Symbol نماد	Variable متغیر	Mean میانگین	Minimum حداقل	Maximum حداکثر	Variance واریانس	Standard deviation انحراف معیار
LGGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سبز The logarithm of green GDP	2.74E+11	9.47E+10	5.81E+11	2.40E+22	1.55E+11
LEU	لگاریتم مصرف انرژی سوخت‌های فسیلی The logarithm of fossil fuel energy consumption	2523.48	1567.16	3285.04	311159	557.816
LK	لگاریتم موجودی سرمایه The logarithm of the capital stock	1.1E+11	2.9E+10	2.4+11	3.9E+21	6.3E+10
LL	لگاریتم نیروی‌کار The logarithm of the labor force	2.2E+07	1.6E+07	2.7E+07	1.1E+13	3330743
LHCI	لگاریتم سرمایه انسانی Logarithm of human capital	0.62	0.25	0.82	0.016	0.12
LGIN	لگاریتم شاخص نوآوری The logarithm of innovation index	27.61	20	43.4	12.36	3.51
LED	لگاریتم شاخص تحصیلات The logarithm of education index	37.96	30	45.5	14.59	3.82

Source: Research finding مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه آزمون مانایی در جدول (۲) ارائه شده است. با استفاده از آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم‌یافته، متغیرهای مصرف انرژی، موجودی سرمایه، نیروی‌کار و سرمایه انسانی در سطح صفر مانا هستند، اما متغیرهای تولید سبز، شاخص نوآوری جهانی و شاخص تحصیلات در سطح صفر یا پایه غیرمانا و از مرتبه یک I(1) مانا می‌شوند، یعنی پس از اولین دیفرانسیل‌گیری به مانایی می‌رسند. از این رو ترس از رگرسیون کاذب برطرف می‌شود.

1- Dynamic model
2- Green Gross Domestic Product (Green GDP)
3- World Bank

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]
[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

جدول ۲- آزمون مانایی

Table 2. Static test

متغیر Variable	مقادیر بحرانی Critical values			آماره t T-statistics	مرتبه Rank
	1%	5%	10%		
L GGDP	-3.73	-2.99	-2.63	(0.007) -2.79	I (1)
L EU	-3.73	-2.99	-2.63	(0.00)-7.40	I (0)
L K	-3.73	-2.99	-2.63	(0.00)-4.48	I (0)
L L	-3.72	-2.98	-2.63	(0.05)-2.94	I (0)
L HCI	-3.73	-2.99	-2.63	(0.01) -3.48	I (0)
L GIN	-3.75	-2.99	-2.63	(0.00)-4.25	I (1)
L ED	-3.73	-2.99	-2.63	(0.00) -5.62	I (1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

نتیجه کامل آزمون علیت گرنجر در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که $\alpha_{12},\alpha_{21}=0$ و $\alpha_{14},\alpha_{41}=0$ و $\alpha_{16},\alpha_{61}=0$، می‌باشد، در نتیجه استقلال پیشنهاد می‌شود. این نشان می‌دهد مصرف انرژی سوختی، نیروی‌کار، شاخص نوآوری و شاخص تحصیلات با تولید سبز باعث علیت گرنجری برای یکدیگر نمی‌شوند. اما $\alpha_{13},\alpha_{31}\neq 0$ و $\alpha_{17},\alpha_{71}\neq 0$ می‌باشد این بدان معناست که علیت گرنجر از تولید سبز تا موجودی سرمایه و بالعکس (رابطه دوسویه بین آنها)؛ همچنین از رشد سبز به شاخص تحصیلات و بالعکس جریان دارد. بنابراین در ایران می‌توان از موجودی سرمایه و توسعه آموزش برای افزایش تولید سبز و بالعکس استفاده نمود. $\alpha_{15}\neq 0,\alpha_{51}=0$ می‌باشد، یعنی یک رابطه یک طرفه از سرمایه انسانی به تولید سبز وجود دارد. این نشان می‌دهد که تشکیل سرمایه انسانی باعث تولید سبز می‌شود و برعکس آن اتفاق نمی‌افتد. به‌عبارت دیگر، تشکیل سرمایه انسانی به افزایش تولید سبز در ایران کمک می‌کند.

جدول ۳- آزمون علیت گرنجر

Table 3. Granger causality test

فرضیه صفر Null hypothesis	تعداد انتخاب Number of choices	آماره F F statistic	احتمال Possibility
LEU does not Granger Cause LGGDP	24	0.19	0.82
LGGDP does not Granger Cause LEU		0.56	0.57
LK does not Granger Cause LGGDP	24	4.45	0.02
LGGDP does not Granger Cause LK		3.67	0.04
LL does not Granger Cause LGGDP	24	0.06	0.94
LGGDP does not Granger Cause LL		0.30	0.74
LHCI does not Granger Cause LGGDP	24	3.25	0.06
LGGDP does not Granger Cause LHCI		0.87	0.43
LGIN does not Granger Cause LGGDP	24	0.40	0.67
LGGDP does not Granger Cause LGIN		1.68	0.21
LED does not Granger Cause LGGDP	24	4.79	0.02
LGGDP does not Granger Cause LED		3.04	0.03

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

با توجه به این موضوع که نتایج حاصل از آزمون دیکی‌فولر نشان داد که متغیرهای موجود در مدل مورد بررسی، جمعی از مرتبه یک هستند، می‌توان از روش ARDL برای برآورد مدل استفاده کرد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت در جدول (۴) گزارش شده است. تعداد وقفه بهینه برآورد مدل موردنظر با استفاده از آماره شوارتز- بیزین (SCB)، ۲ وقفه می‌باشد.

جدول ۴- برآورد الگوی پویا (متغیر وابسته تولید سبز) ARDL(1,0,0,0,0,1,1)

Table 4. Estimation of dynamic model (dependent variable of green production) ARDL (1,0,0,0,0,1,1)

Symbol نماد	Variable متغیر	Coefficient ضریب	standard deviation انحراف معیار	T statistic آماره t	The significance levels سطح معنی‌داری
LGGDP (-1)	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سبز با یک وقفه The logarithm of green GDP with a gap	0.22	0.06	3.35	-.004
LEU	لگاریتم مصرف انرژی Logarithm of energy consumption	-0.21	0.17	-1.23	0.2
LK	لگاریتم موجودی سرمایه The logarithm of the capital stock	1.03	0.07	13.49	0.00
LL	لگاریتم نیروی کار The logarithm of the labor force	0.18	0.04	4.47	0.00
LHCI	لگاریتم شاخص توسعه انسانی Logarithm of human capital	-0.13	0.04	-2.66	0.01
LGIN	لگاریتم شاخص نوآوری جهانی The logarithm of innovation index	-0.18	0.18	-0.96	0.35
LGIN (-1)	لگاریتم شاخص نوآوری جهانی با یک وقفه The logarithm of innovation index with a gap	-0.35	0.17	-2.08	0.05
LED	لگاریتم شاخص تحصیلی The logarithm of education index	-0.51	0.23	-2.22	0.04
LED (-1)	لگاریتم شاخص تحصیلی با یک وقفه The logarithm of education index with a gap	-0.97	0.24	-3.94	0.00
R^2=0.99		F=361.08(0.00)		-0.92(0.35)	Durbin-s h-statistic=

مأخذ یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]

[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

براساس این برآورد تأثیر تولید سبز با یک وقفه، موجودی سرمایه و نیروی‌کار بر متغیر تولید سبز مثبت و معنی‌دار و تأثیر نیروی انسانی، شاخص نوآوری جهانی با یک وقفه، شاخص تحصیلات، شاخص تحصیلات با یک وقفه منفی و معنی‌دار است، درحالی‌که تأثیر مصرف انرژی سوختی و شاخص نوآوری جهانی منفی اما معنی‌دار نیست. در این برآورد متغیر تولید سبز، شاخص نوآوری جهانی و شاخص تحصیلات با یک وقفه در مدل حاضر دیده می‌شوند. آماره‌های مربوط به ضریب تبیین R^2 و t نشان از تصریح مدل دارند. تولید سبز با مقدار وقفه خود دارای ارتباط معنی‌داری می‌باشد. این موضوع نشان‌دهنده آن است که در کوتاه‌مدت، تولید سبز به‌میزان عملکرد آن در دوره قبل بستگی دارد. با توجه به این‌که در الگوی برآورد شده، متغیر وابسته با وقفه یک وارد شده است، لذا آماره دوربین- واتسون نمی‌توان برای آزمون خودهمبستگی بین پسماندها استفاده نمود. در این حالت آماره h-Durbin کاربرد دارد که در جدول (۴) گزارش شده است. طبق آماره این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی بین پسماندها پذیرفته می‌شود و از این لحاظ نیز برآورد صورت گرفته تأیید می‌شود. در ادامه نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیص الگوی پویا در جدول (۵) گزارش شده است. براساس آزمون‌های مذکور، فرض صفر این آزمون‌ها با توجه به دو آماره LM و F مورد پذیرش قرار گرفت. یعنی شکل تابع به‌درستی انتخاب شده و پسماند برآوردها به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند. همچنین مشکل خود همبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی نیز در مدل وجود ندارد. وجود ثبات ساختاری براساس آزمون‌های CUSUM[1] و CUSUMSQ[2] بررسی شد. همانطور که در نمودار (۱) و (۲) مشاهده می‌شود، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی بین دو خط صاف (فاصله اطمینان ۹۵٪) ارائه شده است. اگر نمودار ارائه شده بین فاصله اطمینان قرار داشته باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و اگر نمودار از فاصله اطمینان خارج شده باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری رد و وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. لازم به یادآوری است که آماره پسماند تجمعی برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، استفاده می‌شود.

جدول ۵- آزمون‌های تشخیص الگوی پویایی

Table 5. Dynamic pattern detection tests

F statistic آماره F	LM statistics آمارهLM	Test آزمون
0.52(0.48)	0.86(0.35)	خودهمبستگی سریالی Serial autocorrelation
2.24(0.15)	3.32(0.06)	تصریح مدل Model specification
–	3.08(0.21)	نرمالیته Normality
1.19(0.18)	0.058(0.80)	واریانس ناهمسانی Variance heterogeneity

Source: Research finding

مأخذ یافته‌های تحقیق

فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون F مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه F محاسباتی بیش از F پیشنهادی پسران و پسران می‌باشد، لذا یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت در جدول (۶) آمده است.

جدول ۶- برآورد الگوی بلندمدت(متغیر وابسته تولید سبز) ARDL(1,0,0,0,0,1,1)

Table 6. Estimation of long-term model (dependent variable of green production) ARDL (1,0,0,0,0,1,1)

The significance levels سطح معنی‌داری	T statistic tآماره	Standard deviation انحراف معیار	Coefficient ضریب	Symbol نماد
0.004	3.35	0.06	0.22	LGGDP (-1)
0.23	-1.23	0.17	-0.21	LEU
0.00	13.49	0.07	1.03	LK
0.00	4.47	0.04	0.18	LL
0.01	-2.66	0.04	-0.13	LHCI
0.35	-0.96	0.18	-0.18	LGIN
0.05	-2.08	0.17	-0.35	LGIN (-1)
0.04	-2.22	0.23	-0.51	LED
0.00	-3.94	0.24	-0.97	LED (-1)

Source: Research finding

مأخذ یافته‌های تحقیق

رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو با توجه به جدول (۶) به صورت رابطه (۵) برآورده شده است:

$$\begin{aligned} Ln\ GGDP = {} & 0.22\ Ln\ GGDP(-1) \\ & - 0.21\ Ln\ EU \\ & + 1.03\ Ln\ K \\ & + 0.18\ Ln\ L \\ & - 0.13\ Ln\ HCI \\ & - 0.18\ LnGIN \\ & - 0.35\ Ln\ GIN(-1) \\ & - 0.51\ Ln\ ED \\ & - 0.97\ Ln\ ED(-1) \end{aligned} \qquad (۵)$$

1- Cumulative Sum

2 - Cumulative Sum of Square

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]

[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

رابطه (۵) همان تابع کاب–داگلاس است. کشش‌های جزئی تولید برای نهاده‌های مصرف انرژی سوخت، نیروی‌کار، موجودی سرمایه، سرمایه انسانی، شاخص نوآوری جهانی و شاخص تحصیلات همان ضرایب متغیرها در تابع تولید به‌دست آمده است. با توجه به اینکه کشش‌های نهاده‌ها در طول تولید و در سال‌های مختلف در تابع کاب–داگلاس ثابت است؛ می‌توان این گونه تفسیر کرد که کشش تولید سبز با یک وقفه، مصرف انرژی سوخت، نیروی‌کار، موجودی سرمایه، سرمایه انسانی، شاخص نوآوری جهانی، شاخص نوآوری جهانی با یک وقفه، شاخص تحصیلات و شاخص تحصیلات با یک وقفه به‌ترتیب ۰/۲۲، ۰/۲۱، ۱/۰۳، ۰/۱۸، ۰/۱۳، ۰/۱۸، ۰/۳۵، ۰/۵۱ و ۰/۹۷ می‌باشد. به‌عبارت دیگر، یک درصد افزایش تولید سبز در سال گذشته و موجودی سرمایه، به‌ترتیب افزایش ۰/۲۲ و ۱/۰۳ درصدی تولید سبز را به‌دنبال خواهد داشت. سرمایه بستر لازم را برای ایجاد و تجهیز امکانات زیرساختی را فراهم می‌کند. رشد سرمایه از طریق تأمین مالی ساز و کار تولید و فراهم آوردن امکان لازم برای تأمین به‌موقع و درحد نیاز نهاده‌ها به‌صورت مستقیم منجر به بهبود تولید سبز می‌شود. سرمایه به‌صورت غیرمستقیم نیز از طریق زمینه‌سازی برای به‌کارگیری تکنیک‌ها و تکنولوژی‌های نوین تولید، تولید سبز را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سرعت نزدیک شدن به رابطه تعادلی بلندمدت بر اساس الگوی تصحیح خطا قابل محاسبه است. الگوی تصحیح خطا برای مدل تولید سبز در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷– تخمین ضرایب تصحیح خطا برای مدل ARDL انتخابی

Table 7. Estimation of error correction coefficients for selected ARDL model

Significant level سطح معنی‌داری	t statistic آماره t	standard deviation انحراف معیار	Coefficient ضریب	Symbol نماد
0.23	-1.23	0.17	-0.21	LEU
0.00	13.49	0.07	1.03	LK
0.00	4.47	0.04	0.18	LL
0.01	-2.66	0.04	-0.13	LHCI
0.34	-0.96	0.18	-0.18	LGIN
0.04	-2.22	0.23	-0.51	LED
0.00	-11.87	0.06	-0.77	ecm(-1)

مأخذ یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

براساس الگوی تصحیح خطا همه متغیرها به‌جز نیروی‌کار در سطح ۵٪ معنی‌دارند. یک متغیر مهم در برآورد الگوی تصحیح خطا، ضریب تصحیح خطاست که چگونگی تعدیل الگوی پویای کوتاه‌مدت را به‌سمت روند تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد. در برآورد صورت گرفته برای مدل تولید سبز این ضریب برابر ۰/۷۷– است که دارای علامت مورد انتظار منفی است و بیانگر این است که در هر دوره ۷۷٪ از خطای عدم تعادل از بین خواهد رفت. به‌عبارت دیگر، نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۷ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تولید سبز جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

همانطور که در جدول (۵) بیان شده است، نتایج آزمون LM نشان می‌دهد که در مدل ما خطای تصریح وجود ندارد. همچنین مدل تخمینی از مشکل خودهمبستگی برخوردار نیست و در پایان با توجه به اینکه احتمال آماره ناهمسانی واریانس از ۵ درصد بیشتر است، بنابراین در مدل مشکل ناهمسانی واریانس نیز وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مقاله به بررسی پیامدهای رشد اقتصادی سبز، مصرف انرژی و تشکیل سرمایه انسانی بر اقتصاد دانش‌بنیان در ایران پرداخته است. با توجه به وابستگی کشور به نفت، در این بین برای رهایی از این وابستگی راه‌های زیادی وجود دارد، اما با توجه به حرکت کشورهای برتر صنعتی به‌سمت اقتصاد دانش‌بنیان و تولید ثروت از راه تولید دانش و کسب مزیت رقابتی از این راه، اکنون زمان مناسبی است تا کشور ما با توجه به درآمدهای نفتی و استفاده از این تغییر ایجاد شده در الگوهای توسعه بتواند گام بلندی در پیشرفت بردارد. مشخصه اصلی اقتصاد دانش‌بنیان، به‌کارگیری گسترده اطلاعات و دانش برای تولید و عرضه کالاها و خدمات است. به‌طور ویژه در این نوع از تولید و اقتصاد، کارگران ماهر و محققین در اقتصاد یک جامعه، شهر یا کشور نقش اصلی را ایفا می‌کنند و بیشتر مشاغل نیاز به مهارت‌های تخصصی سطح بالا دارد که از طریق آموزش‌های رسمی و غیررسمی، یاد گرفتنی و قابل انتقال است. به‌طور ویژه، دانش سرمایه اصلی کارگران و کارکنان در اقتصادهای دانش‌بنیان می‌باشد و بسیاری از مشاغل این حوزه به کارگران و کارکنانی نیاز دارد که دارای دانش عمومی و خاصی برای بررسی، مطالعه و کسب اطلاعات و ساختن ایده‌های جدید باشند. برخلاف اقتصاد کشاورزی که در آن فعالیت اصلی کشاورزی معیشتی بر پایه نیرو و کار فیزیکی است، یا برخلاف اقتصاد صنعتی که از ویژگی تولید انبوه و مشاغل نسبتاً غیرماهر برخوردار است، اقتصاد دانش‌بنیان بر اهمیت دانش و مهارت در یک اقتصاد خدماتی تأکید دارد.

از سوی دیگر هرچند دو مفهوم «اقتصاد دانش‌بنیان» و «اقتصاد دانش» ارتباط تنگاتنگی با هم دارند و به نوعی لازم و ملزوم یکدیگرند، جامعه‌ای که می‌خواهد اقتصاد دانش‌بنیان قوی‌تری داشته باشد، باید اصول و قواعد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در تولید اطلاعات، آموزش، فرهنگ، یادگیری و دانش را به‌کار گیرد. اقتصاد دانش بر پایه تولید، توزیع و مصرف اشکال مختلف اطلاعات، دانش، علم، آموزش، یادگیری و تجاری‌سازی علم و دانش شکل می‌گیرد و قوام پیدا می‌کند. در جوامعی که دارای رشد علمی و دانشی بالایی هستند، سهم اقتصاد دانش در اقتصاد محلی، اقتصاد شهری یا اقتصاد ملی، بیشتر است. لذا پیشنهادهای زیر توصیه می‌گردد:

– نظام‌ها و ساختارهای نهادی که در آن از طریق سیاست‌های خوب اقتصادی، انگیزه‌های لازم برای تحرک‌بخشی و تخصیص کارآمد منابع، خلاقیت و نوآوری و خلق، انتشار و کاربست دانش موجود به‌صورت اثربخش فراهم شود.

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]

[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]

– نظام آموزشی مناسب و نیروی کار تحصیل‌کرده و ماهر که قادرند دائماً مهارت‌های خود را برای خلق و استفاده از دانش، ارتقا و تطبیق دهند.
– یک نظام و اکوسیستم نوآوری کارآمد و حامی بنگاه‌ها، مراکز تحقیقاتی، دانشگاه‌ها، مشاوران و دیگر سازمان‌هایی که می‌تواند با انقلاب دانشی رشد کنند، از ذخیره در حال رشد دانش جهانی استفاده کنند و با همانندسازی و تطبیق، از آن برای رفع نیازهای محلی استفاده کنند.

منابع

Acemoglu, D., & Pischke J. S. (1999). Beyond Becker: Training in imperfect labour markets. *The Economic Journal.* 109, 112-142.
Afolayan, O. T. (2019). Reducing unemployment malaise in Nigeria: The role of electricity consumption and human capital development. *International Journal of Energy Economics and Policy*.
Awang, H. (2004). Human capital and technology development in Malaysia. *International Education Journal*, *5*(2), 239-246.
Bano, S., & Taylor, J. (2015). Universities and the knowledge-based economy: Perceptions from a developing country. *Higher Education Research & Development*, *34*(2), 242-255.
Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, 1, 363-389.
Council, N. R. (1999). Our common journey: A transition toward sustainability, National Academies Press.
Gregory, M. N., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
Haldar, S. K. (2009). Economic growth in India revisited: An application of cointegration and error correction mechanism. *South Asia Economic Journal*, *10*, 105-126.
Jacobs, L. D., Cookfair, D. L., Rudick, R. A., Herndon, R. M., Richert, J. R., Salazar, A. M., ... & Whitham, R. H. (1996). Intramuscular interferon beta-1a for disease progression in relapsing multiple sclerosis. *Annals of Neurology: Official Journal of the American Neurological Association and the Child Neurology Society*, *39*(3), 285-294.
Kefela, G. T. (2010). Knowledge-based economy and society has become a vital commodity to countries. *International NGO Journal*, *5*(7), 160-166.
Koutout, K. F. (2008). Building a knowledge economy index for southern metropolitan areas, Clemson University.
Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, *22*, 3-42.
Matthew, O. A., Ede, C., Osabohien, R., Ejemeyovwi, J., Ayanda, T., & Okunbor, J. (2021). Interaction effect of tourism and foreign exchange earnings on economic growth in Nigeria. *Global Business Review*, *22*(1): 7-22.
Mohamed, M. M. A., Liu, P., & Nie, G. (2022). Do knowledge economy indicators affect economic growth? Evidence from developing countries. *Sustainability*, *14*(8), 4774.
Nazeman, H. & A. Eslamifar (2011). Knowledge based economy and sustainable development. *Monetary & Financial Economics*, 17(33)
Olopade, B. C. (2020). Economic growth, energy consumption and human capital formation: Implication for knowledge-based economy. *International Journal of Energy Economics and Policy*.
Razmi, M. J., Abbasian, E., & Mohammadi, S. (2012). Investigating the effect of government health expenditure on HDI in Iran. *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 2(5).
Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, *94:* 1002-1037.
SalaiMartin, X. (1997). I just ran four million regressions, National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass, USA.
Samsudin, H. (1999). Structural transformation of the Malaysian economy: Towards knowledge-based economy. Kuala Lumpur: Proceedings of the Malaysian economic association conference on services and E-commerce.
Shahabadi, A., Nemati, M., & Hosseinidoust, S. E. (2017). The effect of knowledge economy factors on income inequality in the selected Islamic countries. *Journal of the Knowledge Economy*, *8*(4), 1174-1188.
Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2009). Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress, The Commission Paris.

[Downloaded from ame.sanru.ac.ir on 2024-12-21]
[DOI: 10.61186/ame.1.1.51]