Journal of Agricultural Economics Research

Summer 2023. Vol 15. Issue 2

ISSN (Print): 2008-6407 - ISSN (Online): 2423-7248

Research Paper

The Impact of Banking Credit on Iranian Agricultural Growth with Emphasis on the Role of Bank Ownership: A MIDAS-GARDL Approach

Mahdi Hosseinpoor Naderi[1*], Fateme Alijani[2], Afsane Nikookar[3]

1. Corresponding Author, PhD Student, Department of Agricultural Economics, Payamenoor University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Payamenoor University, Tehran, Iran.
3. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Payamenoor University, Tehran, Iran.

Received:2021/6/5
Accepted:2023/8/14
PP:73-86

Use your device to scan and read the article online

DOI:
10.30495/jae.2023.28151.2251

Keywords:
Banking Credit, Growth Model, Mixed Frequency Data, Private Banks, Privatization.

Abstract

Introduction: Given to economic sanctions as well as the emphasis of policy makers on the resistance economy and national production, it is important to identify the factors affecting the agricultural growth. One of these factors is banking credit. Despite the relative consensus of economists on the positive impact of banking credit on macroeconomic variables, some of them believe in the difference between the impact of public and private bank lending on economic growth and employment. Therefore, the purpose of this study is to investigate the impact of banking credit on Iranian agricultural growth sector by considering the role of bank ownership

Materials and Methods: In this study, the data for the fourth quarter of 1388 (2009) to the first quarter of 1397 (2018) and the MIDAS-GARDL method were used

Findings: The results showed that the credit granted by state-owned banks have a greater impact on the growth of the agricultural sector compared to the credit of private banks

Conclusion: It is suggested that state-owned banks have a greater share in the payment of banking facilities to the agricultural sector.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Citation: Hosseinpoor Naderi M., Alijani F. , Nikookar A. , (2023). The Impact of Banking Credit on Iranian Agricultural Growth with Emphasis on the Role of Bank Ownership: A MIDAS-GARDL Approach. Journal of Agricultural Economics Research.15(2):73-86

***Corresponding author:** Mahdi Hosseinpoor Naderi
Address: Department of Agricultural Economics, Payame Noor University, P,o, Box 19395-3697, Tehran, Iran.
Tell: 0098 9141030835
Email: Alijanif@pnu.ac.ir

Extended Abstract

Introduction:

Due to the vast benefits and advantages of agricultural growth, understanding the role of different accelerators of economic growth has always been one of the most challenging issues for economists. The significant differences between regions in different periods to achieve economic growth have led economists to become more interested in identifying the affective factors of economic growth. Meanwhile, agricultural growth, especially in developing countries, plays a crucial role in poverty reduction, maintaining food security, and the development of other sectors.

On of great aims of Iranian economy in this year is Production jump. Therefore, the issue of the growth of the agricultural sector is a necessity for Iran. Given the importance of economic growth, researchers try to determine different factors and their mechanisms to affect it. One of these variables could be bank credit.

Despite the relative consensus of economists on the positive impact of credit on growth and employment, some beliefs emphasize that the influence of public and private bank lending on these variables is different. In other words, bank ownership and lending from state or private banks can play a non-identical impact on economic growth. Banks' lending behavior, which is influenced by their ownership structure and specific objectives.

Some Economists believe state-owned banks' lending decisions are more affected than private banks. Therefore, the role of these banks can be different from the role of private banks in economic growth. On the contrary, Proponents of private banking argue that the inadequate financial structure, the high volume of delinquent receivables, the inefficient allocation of credit, and the lack of dynamism in banks are due to government management practices on banks.

A review of previous studies shows that few studies have examined the influence of bank ownership and their credit allocation on agricultural value-added. Therefore, the present study uses quarterly data to investigate whether private or public banks play a role in the impact of bank credit on the growth of the agricultural sector or not?

Materials and Methods

Based on the theoretical foundations of growth models, previous experimental studies such as nn drr & zz yıddrım (2013) ss wll l ss cceess oo required quarterly data, in this study the following regression is used to examine the impact of bank credit on agricultural growth:

$$LY_t = a + b_1 LL_t + b_2 LI_t + b_3 LC_t + b_4 LP_t + e_t$$

Where LY, LL, LI, LC, and LP are the logarithm form of the agricultural value added, labor force, investment, bank credits, and the share of credits granted by private banks to the total credits granted in the agricultural sector, respectively. LL and LI variables are the traditional variables of growth models. Khan & Reinhart (1990), Barro, R. J. (1999), Nazmi & Ramirez (1997), Ghani Din (2006), and Kartikasari (2017) stressed the importance of the investment variable in the economic growth model. The LC variable has been used many times in previous studies, but the LP variable has entered the agricultural growth model for the first time in this study. The symbols a, e, and b indicate constant, the error term and slope coefficients, respectively. For each of the variables, quarterly data from 2010 to the first season of 2018 are gathered from Iran central bank. Seasonal data have the advantage that they allow the researcher to examine the relationship between variables in terms of seasonal variations. Due to the seasonal behavior of the agricultural sector, the use of seasonal data is of particular importance.

In this Study, ADF and KPSS unit root tests were applied to data. Also, the Hylleberg et al. (1990) test was used to consider the seasonal nature of the data. To Estimate the model, Generalized Autoregressive Distributed Lag Model (MIDAS-GARDL) is used.

Findings

Unit root tests do not give consistent results. Therefore, using the ARDL family must used because it can be used even if there is a combination of I(0) and I(1) variables in the model.

The results show the first lag of employment has a negative and insignificant coefficient. The low productivity of agricultural labor and technological changes can be the main reasons for this result.

The first and second lag of investment in the agricultural sector have a positive and significant effect on the growth of the agricultural sector. This result is also in accordance with economic theories and empirical studies.

The first lag of the exchange rate has a positive and significant coefficient, which indicates the positive effect of the increase in the exchange rate on the growth of the agricultural sector.

The first and second lag of the facilities granted to the agricultural sector are also similar to the variable of investment in the sector. Both of them are positive, but relatively their impact is less than the investment in the agricultural sector. The second break also has a greater impact on growth.

The first lag of the ratio of private bank credit facilities to total bank credits does not have a significant effect on the growth of the agricultural sector. The more bank credits are granted by state

banks, the greater the impact on the growth of the agricultural sector.

Discussion and Conclusion

According to the research results, the following policy proposals are presented:

1- Considering the positive impact of investment on the growth of the agricultural sector, it is suggested to increase the country's food security and increase employment in this sector, as much as possible, more capital should flow into the agricultural sector.

2- Due to the negative impact of the labor force variable on the growth of the agricultural sector, it is suggested to improve the productivity of the agricultural labor force, especially through increasing the knowledge and skills of the labor force.

3- Due to the positive effect of the exchange rate on the growth of the agricultural sector, it is suggested to use the capacities of the exchange rate to promote exports, and the government should not harm the exports of the agricultural sector by keeping the exchange rate artificially low.

4- Considering the positive effect of bank facilities on the growth of the agricultural sector, it is necessary that the provision of facilities needed by farmers should be prioritized by the policy makers of the sector so that farmers can increase their investment with these resources and get the inputs they need. Prepared to promote the development and growth of this sector.

5- Due to the higher impact of the facilities of state banks compared to private banks, it is suggested to conduct an analysis regarding the payment of facilities granted by private banks. Some experts believe that private banks direct production facilities to non-productive sectors instead of productive sectors of the economy. Therefore, for the success of privatization policies in the country, it is necessary to pay more attention to the higher efficiency of private banks. In order to eliminate the possible damages of private banks in providing facilities, it is better to grant more credit facilities through state banks and with more supervision of government agencies. It should be noted that state banks in bad economic conditions, due to access to more financial resources, compensate for the decrease in the granting of facilities by private banks and with anti-cyclical behavior to maintain balance in the credit market in increasing growth and Economic employment is more effective than private banks. In general, support for the state banks due to moving towards the realization of the objectives of the development of the agricultural sector, support for the presence of state banks in less developed areas and also more monitoring of the lending behavior of private banks in low income areas for Their greater participation in the growth and employment of the agricultural sector by granting targeted credits can lead to the reform of the credit allocation and financing market in the agricultural sector of Iran.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

All subjects full fill the informed consent.

Funding

This article is taken from Mehdi Hosseinpour Naderi's doctoral thesis in the Department of Agricultural Economics, Payam Noor University, Karaj Branch.

Authors' contributions

Design and conceptualization: Mehdi Hosseinpoor Naderi, Fateme Alijani, and Afsane Nikookar; Methodology and data analysis: Mehdi Hosseinpoor Naderi; Supervision: Fateme Alijani, and Afsane Nikookar.

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

فصلنامه علمی – پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی

تابستان۱۴۰۲.دوره ۱۵. شماره

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

مقاله پژوهشی

اثرپذیری رشد بخش کشاورزی ایران از تسهیلات بانکی با تاکید بر نقش مالکیت بانکی: رویکرد MIDAS-GARDL

مهدی حسین‌پور نادری [۱*]، فاطمه علیجانی [۲]، افسانه نیکوکار [۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۲. استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور ، تهران، ایران.

۳. دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور ، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۳/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۵/۲۳

شماره صفحات: ۸۶-۷۳

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

DOI:
10.30495/jae.2023.28151.2251

واژه‌های کلیدی:
تسهیلات بانکی، مالکیت بانک‌ها، رشد بخش کشاورزی،MIDAS-GARDL.

چکیده

مقدمه و هدف: با توجه به تحریم‌های اقتصادی و تاکید سیاستگذاران کشور بر اقتصاد مقاومتی و تولید ملی شناسایی عوامل تاثیرگذار بر رشد بخش کشاورزی اهمیت دارد. یکی از این عوامل، تسهیلات بانکی است. با وجود اجماع نسبی اقتصاددانان روی تاثیر مثبت تسهیلات بر متغیرهای کلان اقتصادی، برخی از آن‌ها بر تفاوت تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌های دولتی و خصوصی بر رشد اقتصادی و اشتغال اعتقاد دارند. از این رو، هدف مطالعه حاضر بررسی تاثیر تسهیلات بانکی بر رشد بخش کشاورزی با در نظر گرفتن نقش مالکیت بانک‌ها است.

مواد و روش‌ها: در این مطالعه از داده‌های فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل اول سال ۱۳۹۷ و روش MIDAS-GARDL استفاده می‌شود.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که تسهیلات اعطایی بانک‌های دولتی در مقایسه با تسهیلات بانک‌های خصوصی تاثیر بیشتری بر رشد بخش کشاورزی دارد.

بحث و نتیجه‌گیری: پیشنهاد می‌گردد بانک‌های دولتی سهم بیشتری در پرداخت تسهیلات به بخش کشاورزی داشته باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* **نویسنده مسوول:** مهدی حسین‌پور نادری

نشانی: گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور ، صندوق پستی ۳۶۹۷-۱۹۳۹۵، تهران، ایران.

تلفن: ۰۹۱۴۱۰۳۰۸۳۵

پست الکترونیکی: Alijanif@pnu.ac.ir

مقدمه

تقویت و توسعه بخش کشاورزی در تحکیم پایه‌های اقتصادی کشورهای در حال توسعه، دارای نقشی قابل توجه است. از آنجا که بخش کشاورزی از نظر تامین نیازهای غذایی مردم، تامین مواد اولیه صنایع، اشتغال افراد و ایجاد درآمد اهمیت دارد، ثبات و استمرار رشد بخش کشاورزی از عوامل اصلی در ثبات اجتماعی و رشد اقتصادی بشمار می‌رود [۱]. از سوی دیگر، به دلیل اهمیت و نقش کشاورزی در ایجاد امنیت در سطح ملی و محلی و ایجاد فرصتهای شغلی و درآمدی، به عنوان حرفه اصلی جوامع روستایی محسوب می‌شود [۲]. رشد بخش کشاورزی می‌تواند فرآیند توسعه را از راه امکان‌پذیر ساختن انتقال پایدار منابع از کشاورزی به سایر بخشهای اقتصادی تسهیل نماید [۳]. گذشته از این، رشد اقتصادی ناشی از بخش کشاورزی در کاهش فقر نقش مهمی دارد. ایرز و همکاران [۴] علاوه بر موارد فوق، در مورد کشور ایران، مسئله رشد بخش کشاورزی، با توجه به تحریم‌های اقتصادی و تاکید سیاستگذاران کشور بر اقتصاد مقاومتی و تولید ملی اهمیت شایانی دارد.

لذا با توجه به اهمیت رشد بخش کشاورزی، باید عوامل تاثیرگذار بر این متغیر را تقویت کرد. یکی از این متغیرها می‌تواند تسهیلات یا اعتبارات بانکی باشد. چرا که یکی از موانع عمده رشد و توسعه اقتصادی هر بخش تولیدی، کمبود سرمایه و عدم بکارگیری درست و اصولی منابع سرمایه‌ای موجود است. پیشرفت اقتصادی نیز بدون وجود سرمایه امری ناممکن است و اگر ادعا شود که سرمایه، مهمترین عامل تولید محصول (بویژه محصولات کشاورزی) در کشورهای در حال توسعه است، سخنی به گزاف گفته نشده است. اگر سرمایه لازم و بسنده در اختیار بخش کشاورزی قرار گیرد به حتم از زمین به عنوان یک عامل مهم تولیدی می‌توان استفاده‌ای بیشتر برد. بکار بردن فناوری‌های نوین و تبدیل روشهای سنتی و قدیمی تولید به شیوه‌های نوین و پیشرفته نیز مستلزم وجود سرمایه و اختصاص سرمایه بیشتر به این بخش است. البته، باید توجه داشت که بخش کشاورزی دارای ویژگی‌هایی است که آن را از سایر بخشها متمایز می‌کند و توجه به تأمین مالی این بخش را ضروری می‌سازد در این بخش اغلب میان پرداختها و دریافت‌های کشاورزان تأخیر وجود دارد. این تأخیر به دلیل ماهیت تولیدات کشاورزی است. فصلی بودن تولیدات کشاورزی همیشه یک خلأ موقتی بین پرداختها و دریافتها کشاورزان ایجاد میکند. اعطای اعتبارات به تولیدکنندگان کشاورزی این امکان را فراهم می‌کند که نقدینگی مورد نیازشان را برای دوره‌های زمانبندی تولید تأمین کنند. مخارج فعالیتهایی ازجمله خرید نهاده‌ها باید در ابتدای دوره به طور نقدی انجام پذیرد، درحالیکه درآمد نقدی کشاورزان پس از گردآوری محصول بدست می‌آید. در چنین شرایطی و در بازار اعتبارات، زارعان ناچارند ذخایر نقدی را به گونه‌ای نزد خود نگهدارند که امکان هزینه کردن آنها را در فعالیتهای تولیدی و مصرفی دوره بعد فراهم آورند. به نظر می‌رسد، دسترسی به اعتبارات، امکان مصرف بیشتر از نهاده‌ها، امکان سرمایه‌گذاری بیشتر و در نهایت تولید افزون‌تر را فراهم آورد و از این راه رفاه زارعان را افزایش دهد [۵].

با وجود اجماع نسبی اقتصاددانان روی تاثیر مثبت تسهیلات بر رشد و اشتغال، برخی از آن‌ها بر تفاوت تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌های دولتی و خصوصی بر رشد اقتصادی و اشتغال اعتقاد دارند. در این زمینه قضیه کوز [۶] بیان می‌دارد که نوع مالکیت زمانی که هزینه مبادلات صفر باشد، کارایی اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. اما چون در دنیایی واقعی هزینه مبادله صفر وجود ندارد، پس نوع مالکیت می‌تواند کارایی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین انواع مالکیت نیز می‌تواند هزینه‌های مبادلاتی متفاوتی را ایجاد کند که بر رشد اقتصادی موثر می‌باشد. در این راستا، نوع مالکیت بانکی (خصوصی و دولتی) یکی از عوامل تعیین کارایی سیستم بانکی است چرا که وظایف بانک‌ها از نوع مالکیت آنها ناشی می‌شود. برای مثال، بانک‌های دولتی موظف به اجرای برخی قوانین هستند که شاید برای بانک خصوصی در زمینه اعطای اعتبارات صادق نباشد.

براساس نظر برخی محققان، مداخله دولت در بخش بانکی به طور کلی می‌تواند براساس اهدافی از قبیل کاهش شکست بازار ناشی از اطلاعات نامتقارن، حفظ امنیت و سلامت سیستم بانکداری، تامین پروژه‌های سودآور به لحاظ اجتماعی (ولی از لحاظ مالی غیر سودآور)، ارائه خدمات بانکی در مناطق محروم باشد [۷]. وام‌دهندگان خصوصی معمولا برای تامین مالی پروژه-هایی که پیامدهای بیرونی به همراه دارند، تمایلی نشان نمی‌دهند. در این حالت مشارکت مستقیم دولت ممکن است تضمینی برای جبران نواقص بازار باشد تا منابع مالی مورد نیاز برای سرمایه-گذاری در طرح‌های سودآور به لحاظ اجتماعی را تامین نماید. از سوی دیگر، دخالت دولت با نظریه‌های فشار بزرگ روزاشتاین-رودن قابل توجیه است. براساس نظریه مذکور در صورت درونی کردن پیامدهای بیرونی مثبت ناشی از وام‌دهی به فعالیت اقتصادی منجر به شکست بانک‌های خصوصی می‌شود. چرا که بانک‌های خصوصی به ندرت به سیاست پولی ضد سیکلی واکنش نشان می‌دهند. آن‌ها این حقیقت را باور نکرده‌اند که افزایش وام-دهی به خروج اقتصاد از رکود کمک می‌کند. در چنین وضعیتی دخالت دولت می‌تواند مشکل هماهنگی را حل و سیاست پولی را اثر بخش نماید [۸].

به هر حال درباره تاثیر مالکیت بانک‌ها (دولتی یا خصوصی بودن بانک‌ها) بر رشد و اشتغال پرسش جدی میان پژوهشگران وجود دارد. پاسخ به این پرسش به ویژه برای اقتصاد ایران اهمیت شایانی دارد؛ زیرا پس از ابلاغ سیاست‌های اصل ۴۴ و گسترش فعالیت بانک‌های خصوصی، اثرگذاری این سیاست‌ها نیاز به بررسی جدی دارد. برخی از کارشناسان اقتصادی معتقدند بانک‌های خصوصی توانستند نقش خود در هدایت اعتبارات به سمت تولید را به خوبی ایفا نمایند. بنابراین ضرورت مطالعه در خصوص کارآمدی بانک‌های خصوصی در پرداخت تسهیلات به بخش‌های مولد اقتصاد به شدت احساس می‌شود.

با توجه به تردیدهای مطرح شده فوق در خصوص تاثیر تسهیلات بانکی بر رشد بخش کشاورزی و به ویژه نقش مالکیت بانک‌ها در این تاثیر، مطالعاتی در خارج و داخل کشور تلاش کردند، این موضوع را به صورت تجربی آزمون نمایند. از جمله اندریانوا و همکاران [۹] با استفاده از روش پانل دیتا با مطالعه داده‌های کشورهای منتخب دنیا طی دوره ۲۰۰۷–۱۹۹۵ نشان دادند ، مالکیت دولت بر بانک‌ها با رشد اقتصادی رابطه قوی دارد. اندر و ازیلدروم [۱۰] با تجزیه و تحلیل داده‌های تابلویی استان‌های ترکیه طی دوره ۲۰۰۰–۱۹۹۱ نتیجه گرفتند که بانک‌های دولتی در رشد اقتصادی استان‌های توسعه‌نیافته موثر نیستند. برکویز و همکاران [۱۱] با تکیه بر داده‌های سری‌زمانی و پانل معمولی روسیه در دوره ۱۹۹۱–۱۹۸۸ ادعا کردند که خصوصی‌سازی بانک‌ها، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. تجزیه و تحلیل. دنگ و همکاران [۱۲] روی داده‌های۷۰۲۳۰۰ بنگاه چینی طی دوره ۲۰۰۷–۱۹۹۸ حاکی از این است که مالکیت دولت لزوما منجر به دسترسی بهتر به وام بانکی نمی‌شوند. پژوهش داویدف [۱۳] نیز شواهد ضعیفی از تاثیر دخالت دولت روی افزایش ریسک وام‌دهی بانک‌ها ارائه می‌کند. اما مطالعه اروارا و وندمو [۱۴] روی ۲۵ استان هند در ۲۰۰۹–۱۹۹۶ نشان‌دهنده آن است که اعتبارات بانک‌های دولتی، تاثیر بیشتری بر رشد اقتصادی دارند. تحقیق امنوگا [۱۵] برای کشور نیجریه و دوره ۲۰۱۷–۱۹۸۱ از تاثیر مثبت اعتبارات بانک‌های تجاری روی رشد بخش کشاورزی حکایت می‌کند. اسلام [۱۶] نیز در مطالعه‌ای با روش ARDL آشکار کردند که اعتبار بانکی موجب افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی بنگلادش در دوره ۲۰۱۹–۲۰۰۰ شده است. ناکازی و ساندی [۱۷] با روش اقتصادسنجی مشابه، همین نتیجه را برای کشور اوگاندا تایید کردند. اسابوهین [۱۸] با بررسی داده‌های دوره ۱۹۸–۲۰۱۸ کشور نیجریه نشان دادند دسترسی بیشتر به اعتبار بانکی بر عملکرد بخش کشاورزی تاثیر مثبت دارد.

در بین مطالعات داخلی، طیبی و همکاران [۱۹] بیان کردند که در دوره ۱۳۵۲–۱۳۸۵ به واسطه اختصاص تسهیلات بانکی، بخش کشاورزی بالاترین میانگین سالانه شغل را در بین بخش‌های مختلف اقتصادی ایجاد کرده است. شریفی رنانی و همکاران [۲۰] با بکارگیری روش هم‌انباشتگی یوهانسون نشان دادند اعتبارات تکلیفی و غیرتکلیفی بانک کشاورزی اثر مثبت و معناداری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی داشته است. مهراب بشرآبادی و عزیزی [۲۱] با الگوی پنل دیتا نتیجه گرفتند که طی دوره‌ی ۱۳۸۸–۱۳۷۰ تسهیلات پرداختی بر ارزش‌افزوده همه زیر بخش‌های کشاورزی اثر مثبت داشته است. عرب‌مازار و همکاران [۲۲] با برآورد یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده آشکار کردند که اثر اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی بر اشتغال و ارزش افزوده بخش کشاورزی طی سال‌های ۱۳۹۳–۱۳۶۳ مثبت بوده است. ذولقدر [۲۳] با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱ استان در دوره ۱۳۹۴–۱۳۸۵ و با بهره‌گیری از پانل پویا استنباط کردند که نوع مالکیت بانکی در اثرگذاری اعتبارات بر رشد اقتصادی نقش دارد. شاکری بستان‌آباد و صالحی کمرودی [۲۴] با رویکرد میانگین گیری بیزین نشان دادند که توسعه تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی تاثیر مثبت و بالایی را بر رشد بخش کشاورزی ایران دارد. آل عمران و آل عمران [۲۵] در بررسی عوامل اقتصادی موثر بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران نشان دادند که تسهیلات پرداختی بانک کشاورزی در بلندمدت تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد بخش کشاورزی ایران دارد.

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد که تاکنون به‌ندرت مطالعه‌ای تاثیر تسهیلات بانکی را با لحاظ نقش مالکیت بانک‌ها روی رشد بخش کشاورزی بررسی کرده است. بنابراین مطالعه حاضر به دنبال پاسخگویی به این سوالی است که آیا خصوصی یا دولتی بانک‌ها در اثرگذاری اعتبار بانکی بر رشد بخش کشاورزی نقش دارد یا خیر؟ استفاده از روش‌های MIDAS-GARDL و داده‌های فصلی برای برآورد مدل رشد بخش کشاورزی از دیگر نوآوری‌های این مطالعه می‌باشد.

روش تحقیق

مدل و داده: بر اساس مبانی نظری مدل‌های رشد، مطالعات تجربی پیشین از جمله اندر و ازیلدرم [۲۶] و همچنین دسترسی به داده‌های فصلی مورد نیاز، در این مطالعه از رگرسیون زیر برای بررسی تاثیر اعتبارات بانکی بر رشد بخش کشاورزی استفاده شد:

$$LY_t = a + b_1 LL_t + b_2 LI_t + b_3 LC_t + b_4 LP_t + b_5 LER_{it} + e_t \quad (۱)$$

که در آن LY، LL، LI، LC و LP به ترتیب لگاریتم هر کدام یک از متغیرهای ارزش افزوده، نیروی کار، سرمایه‌گذاری، تسهیلات بانکی و سهم تسهیلات اعطایی بانک‌های خصوصی به کل تسهیلات اعطایی را در بخش کشاورزی نشان می دهند. نماد LER نیز لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد را نشان می‌دهد. دو متغیر LL و LI، متغیرهای سنتی مدل‌های رشد هستند. متغیر LC و LER

نیز بارها در مطالعات پیشین استفاده شده است اما متغیر LP برای اولین بار در این مطالعه وارد مدل رشد بخش کشاورزی شده است. متغیر «سهم بانک‌های خصوصی در کل تسهیلات بانکی» در مطالعه دایی کریم‌زاده و گرجی‌زاده [27] نیز برای بررسی نقش بانک‌های خصوصی در افزایش مطالبات معوق سیستم بانکی استفاده شده است. نمادهای a و e به ترتیب نشان‌دهنده عرض از مبدا و جز اخلال هستند. نماد b ضریب شیب است که در اینجا با توجه کاب- داگلاس بودن تابع مورد استفاده، مستقیماً کشش را نشان می‌دهد. برای هر یک از متغیرهای تحقیق جز نرخ ارز از داده‌های فصلی استفاده می‌شود که فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل اول سال ۱۳۹۷ را پوشش می‌دهند. داده‌های فصلی این مزیت را دارند که برای محقق امکان بررسی ارتباط بین متغیرها را با لحاظ تغییرات فصلی فراهم می‌کنند، این امکان با توجه به خصوصیات فصلی بخش کشاورزی، اهمیت ویژه‌ای دارد. برای متغیر نرخ ارز از داده‌های ماهانه دوره دی ۱۳۸۸ تا خرداد سال ۱۳۹۷ استفاده شده است. داده‌های تحقیق با مراجعه به سایت بانک مرکزی و مرکز آمار گردآوری شده‌اند و پس از لگاریتمی کردن بی‌واحد شدند. متغیرهای ارزش افزوده، سرمایه‌گذاری و تسهیلات بانکی همگی با شاخص قیمت مناسب به قیمت ثابت تبدیل شده‌اند.

آزمون ریشه- واحد: داده های مورد بررسی در این مطالعه به صورت سری زمانی است. در مطالعات مبتنی بر این نوع داده‌ها، تخمین با روش OLS ممکن است با مشکل رگرسیون ساختگی[1] مواجه شود، طوری که آماره‌های مرسوم از جمله T وF و همچنین R^2 قابل‌اعتماد نباشند [۲۸]. مطالعات مختلفی همچون گرنجر و نیوبلد [۲۹]، استاک و واتسن [۳۰] و فیلیپس و لرتان [۳۱] این حقیقت را به انحای مختلف نشان داده‌اند. بنابراین در این پژوهش با توجه به فصلی بودن داده‌ها، از آزمون هیلبرگ و همکاران [۳۲] برای آزمون ریشه واحد استفاده می‌شود تا ماهیت فصلی داده‌ها بهتر لحاظ گردد. لازم به ذکر است برای داده‌های فصلی آزمون‌های مانایی همچون ADF چندان مناسب نیستند.

رهیافت MIDAS-GARDL: پیش از معرفی الگو MIDAS-GARDL، ابتدا به شرح نمادگذاری متغیرهایی که در الگو از تواتر متفاوتی برخوردارند، پردخته می‌شود. برای این منظور، فرض کنید $\{Y_t\}_t$ و $\{X_t\}_t$ دو سری زمانی مانا با تواترهای متفاوت است، به طوریکه Y_tمتغیر وابسته و X_t متغیر توضیح دهنده (پرتواتر) است، t واحد زمان مورد استفاده برای متغیر کم تواتر بوده و یا به عبارت دیگر، واحد تواتری متغیر کم تواتر است. برای ایجاد ارتباط بین دو متغیر با تواترهای t و τ ضریب S را در نظر می‌گیریم. این ضریب، کسری از فاصله زمانی بین t و t-1 است؛ به گونه‌ای که مشخص میکند که $m=\frac{1}{s}$ متغیرهای سری زمانی پرتواتر x_τ چند بار در این فاصله زمانی مورد مشاهده واقع شده است. بنابراین، $t=\tau.m$ بوده درنتیجه، x_τ به اندازه m بار بیشتر از تواتر $\{Y_t\}_t$ در واحد زمان t است. درصورتیکه Y_t تابعی از متغیر توضیح‌دهنده X باشد، Y_tبه صورت زیر تصریح می‌شود [۳۳]:

$$y_t = C_0 + \beta x_t^{(m)} + u_t \qquad (۲)$$

تابع وزندهی $w(j;\theta)$ که هسته مرکزی MIDAS است، مبین یک چند جمله‌ای برای اعمال وزنهایی خاص به وقفه‌های گسترده x_τ میباشد. قیسل و والکانف [۳۴] توابع وزندهی میداس را به ترتیب توابعی همچون تابع وزن‌دهی آلمون، تابع وزن‌دهی آلمون نمایی و تابع وزن دهی بتا، معرفی کرده و فرم کلی توابع وزن‌دهی، به صورت زیر تعریف می‌شود:

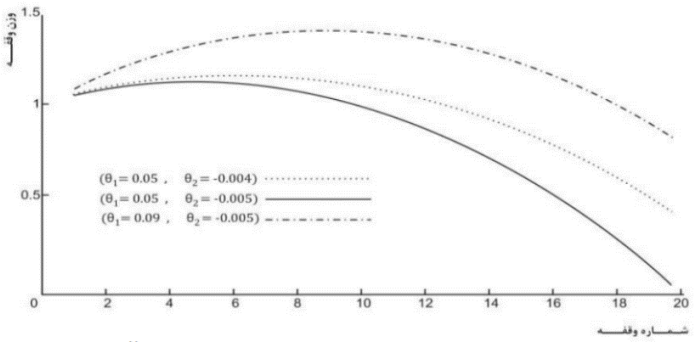
$$w(j;\theta) = \frac{\varphi(j;\theta)}{\sum_{j=1}^{j\max} \varphi(j;\theta)} \qquad (۳)$$

بسته به نوع تابع $w(j;\theta)$ مورداستفاده و همچنین حداکثر تعداد وقفه (max) j تابع وزندهی از تواتری به تواتر دیگر و از متغیری به متغیر دیگر، میتواند متفاوت باشد. این تابع، بر اساس پارامترهای j و θ که به ترتیب، شمارنده وقفه‌ها و برداری حاوی یک تا چند θ می‌باشد، شکل می‌گیرد. یکی از توابع وزن‌دهی مورد استفاده در میداس، تابع آلمون بوده که در آن، ضریب β و وزن های w به صورت یک پارامتر مشترک $\beta w(j;\theta)$ برآورد میشود. با توجه به رابطه آلمون، این تابع وزن‌دهی، به صورت زیر است:

$$\beta w(j;\theta) = \sum_{j=0}^{j\max} \sum_{\rho=0}^{\rho} \theta_\rho j^\rho \qquad (۴)$$

این تابع وزندهی بر اساس مقادیر متفاوت پارامترهای θ و ρ که مرتبه چندجمله ای آلمون است، ضرایبی متفاوت ایجاد میکند. در نمودار (۱) وزنهای ایجادشده توسط تابع وزندهی آلمون با مقادیر متفاوت پارامترهای θ نمایش داده شده است.

[1] Spurious regression



نمودار ۱- وزن‌های ایجاد شده توسط تابع وزن دهی آلمون

منبع: [۳۳]

قیسل و والکانف (۲۰۱۲) علاوه بر تابع وزندهی آلمون، توابع وزندهی متفاوتی را نظیر تابع وزندهی آلمون نمایی و تابع وزن‌دهی بتا برای میداس معرفی کرده است. تابع وزندهی آلمون نمایی که دارای انعطاف پذیری بالایی است، به صورت زیر نوشته می شود:

$$w\left(j;\theta\right)=\frac{\exp(\theta_1.j+\theta_2.j^2)}{\sum_{j=1}^{j\max}\exp(\theta_1.j+\theta_2.j^2)} \qquad (۵)$$

این تابع وزن‌دهی، می‌تواند شکلی صعودی، نزولی و یا به صورت Uمعکوس برای وزن‌ها ایجاد کند. هر یک از این شکلهای متنوع را می‌توان با انتخاب پارامترهای مناسب و متفاوتی ایجاد کرده و به الگو تحمیل نمود. در این تابع، چنانچه $\theta_1=\theta_2=0$ در نظر گرفته شود، فرم تابع وزن دهی آلمون نمایی، به تابع میانگین گیری ساده تبدیل شده و وزن‌هایی ثابت و برابر را بر همه وقفه ها اعمال می‌کند. تابع دیگری که میتوان از آن، جهت وزن‌دهی استفاده نمود و به دلیل استخراج از تابع توزیع احتمال بتا، نام تابع وقفه‌های بتا را به خود گرفته است، به صورت زیر قابل نمایش است:

$$w\left(j/m,\theta_1;\theta_2\right)=\frac{F\left(j/m,\theta_1;\theta_2\right)}{\sum_{j=1}^{j\max}F\left(j/m,\theta_1;\theta_2\right)} \qquad (۶)$$

که در آن

$$F\left(j/m,\theta_1;\theta_2\right)=\frac{x^{a-1}(1-x)^{b-1}\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \qquad (۷)$$

$$\Gamma(a+b),\Gamma(a),\Gamma(b) \qquad (۸)$$

توابع گاما بوده و $\Gamma(a)=\int_0^{\infty}e^{-x}.x^{a-1}$ می باشد. اگر تساوی $\theta_1=\theta_2=0$ برقرار باشد، این تابع، به میانگین ساده زمانی تبدیل شده و برای تمامی وقفه ها، وزنی یکسان را پدید می‌آورد. در بیان پارامتری، می‌توان الگوی میداس را یک الگوی خطی به حساب آورد؛ ولی با اعمال وزن های مربوط به وقفه های گسترده و تحمیل یک تابع قید پارامتری به الگو، آن را از حالت خطی به حالتی غیرخطی تبدیل می‌نمایند. لذا با توجه به مطالعه قیسل و والکانف (۲۰۱۲) می‌توان از روش برآورد غیرخطی NLS برای برآورد ضرایب الگوی میداس استفاده نمود که به صورت زیر، مجموع مربعات جمله اخلال را حداقل کند [۳۳]:

$$\widehat{\theta}=\arg\min_{\theta\in R}(y-\beta\sum_{j=0}^{j\max}w\left(j;\theta\right).L^{j/m}x_t)^2 \qquad (۹)$$

در اینجا، از یک الگوریتم عددی برای یافتن θ که عبارت داخل پرانتز را حداقل یا کمینه کند، استفاده می‌شود. این الگوریتم، با اعمال یک چرخه، به یافتن پارامتری مناسب برای بردار θ پرداخته و سعی در حداقل نمودن رابطه $(y-\beta\sum_{j=0}^{j\max}w\left(j;\theta\right).L^{j/m}x_t)^2$ می‌نماید. در بسیاری مدل‌های سری زمانی، تواتر داده‌ها بین متغیرهای مختلف یکسان است، برای مثال همه داده‌ها با تواتر سالانه در دسترس هستند اما گاهی پیش می‌آید که تواتر داده‌ها بین متغیرهای مختلف متفاوت است. برای مثال ممکن است برخی داده‌های به طور فصلی در دسترس باشند و برخی دیگر تنها به صورت سالانه موجود باشند. در روش متداول برای هماهنگ کردن این دو داده، داده‌های فصلی با میانگین‌گیری ساده به داده‌های سالانه تبدیل می‌شوند تا تواتر بین داده‌ها هماهنگ شود. در نظر گرفتن وزن‌های مساوی برای میانگین‌گیری موجب حذف اطلاعات مفید و به ویژه در شرایط متلاطم اقتصادی می‌شود. بنابراین پژوهشگران با استفاده از مدل‌های رگرسیونی داده‌های مختلط (MIDAS) با وقفه‌های توزیعی تلاش کرده‌اند، داده‌ها را به صورت وزنی استخراج نمایند. این روش شکل تقلیل‌یافته و جایگزین رهیافت کالمن است و پیچیدگی محاسبات این روش را ندارد. از ترکیب این رهیافت با روش ARDL، مدل خودتوضیح

با وقفه‌های گسترده تعمیم‌یافته[1] (GARDL) یا MIDAS-GARDL حاصل می‌شود.

در این روش برای وزن‌دهی ضرایب از توابع مختلف از جمله ساختار توزیع وقفه‌ای چندجمله‌ای آلمون استفاده می‌شود. بدین منظور معمولا با کمک ماتریس وندرموند، اطلاعات از داده‌ها با تواتر بالاتر استخراج می‌شود [۳۵].

مدل رگرسیونی MIDAS یک مدل وقفه توزیعی با متغیرها در تواترهای متفاوت می‌باشد. شکل عمومی این مدل به صورت زیر است [۳۶]:

$$y_{tq} = \alpha + B(L)x_{tq} + \varepsilon_{tq} \qquad (۱۰)$$

که در آن $B(L)$ عملگر وقفه، y_{tq} و x_{tq} به ترتیب متغیرهای وابسته و توضیحی در دوره t با تواتر فصلی می‌باشند.

حال اگر فرض کنیم داده‌های x_{tm} به شکل ماهانه باشد. روش مرسوم در تخمین مدل روش میانگین‌گیری شده به شکل زیر است (همان منبع، ۲۰۱۳):

$$y_{tq} = 1/3 \sum_{i=1}^{3} x_{tm} \qquad (۱۱)$$

مدل پیشنهادی MIDAS به اجرای طرح انطاف‌پذیر و صرفه‌جویانه استخراج وزنی داده‌ها می‌پردازد که در رابطه (۱۶) قابل مشاهده است:

$$y_{tq} = \alpha + \beta(L)W(\theta)x_{tm,q} + \varepsilon_{tq} \qquad (۱۲)$$

تابع وزنی $W(\theta)$ به اشکال مختلفی در مطالعه [۳۷] معرفی شده که از جمله می‌توان به فرم بتا، چندجمله‌ای وقفه نمایی آلمون و توزیع وقفه‌ای چندجمله‌ای آلمون اشاره کرد. با بسط معادله (۱۲) رگرسیون ARDL تعمیم‌یافته با q پیش‌بینی‌کننده با تواتر مختلط به صورت زیر خواهد بود [۳۴]:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 w_1(L^{1/m},\theta_1)x_{1,t-h}^{m} + \ldots + \beta_q w_q(L^{1/m},\theta_q)x_{q,t}^{m} \qquad (۱۳)$$

که در آن:

$$w_i(L^{1/m},\theta_i) = \sum_{k=1}^{k} b_i(k;\theta_i)L^{(k-1)/m}, L^{s/m}x_{i,t}^{(m)} = x_{i^{t-s/m}}^{(m)}, \forall i = 1,\ldots,q \qquad (۱۴)$$

که در اینجا t نشان‌دهنده واحد زمان پایه برای داده‌ها با تواتر کمتر (از ۱ تا T) است. m و x^m تواتر و مشاهدات نمونه‌گیری شده با تواتر بالاتر هستند که با تواتر بالاتر از ۱ تا k شاخص‌گذاری شدند (k محدود است). $L^{1/m}$ عملگر وقفه در فضای تواتر m، $b(k,\theta)$ وزن هر پیش‌بینی‌کننده وقفه‌ای با تواتر بالاتر k و e_t نوفه سفید است. همچنین پارامترهای $\beta_1,\beta_2,\ldots,\beta_k$ به‌ترتیب اثر تجمعی پیش‌بینی‌کننده‌های $x_{1.t-h}, x_{2.t-h}, \ldots, x_{q.t-h}$ است مشروط بر اینکه مجموعه چندجمله‌ای موزون

$$W_1(L^{1/m},\theta_1), W_2(L^{1/m},\theta_2), \ldots, W_q(L^{1/m},\theta_q)$$

را که اندازه‌گیری می‌کند همگی به ۱ نرمال شده باشند. با استفاده از نمادگذاری فوق، مدل ARDL مرسوم با داده‌ها با تواترهای یکسان به صورت زیر نوشته می‌شود (Sayyadi & Moghaddasi, 2015):

$$y_t = \beta_0 + w(L^1,\theta)x_{1,c-n} + e_c \qquad (۱۵)$$

زمانی که متغیر وابسته و مستقل تواتر یکسان داشته باشند، وجود پارامتر β_1 در معادله ضروری نمی‌باشد. در مطالعه حاضر به منظور استخراج وزنی داده‌ها در مدل GARDL از ماتریس وندرموند با وقفه K استفاده شده است:

$$v = \begin{bmatrix} 1 & 1^1 & 1^2 & \cdots & 1^{n-1} \\ 1 & 2^1 & 2^2 & \cdots & 2^{n-1} \\ 1 & 3^1 & 3^2 & \cdots & 3^{n-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & k^1 & k^2 & \cdots & k^{n-1} \end{bmatrix} \qquad (۱۶)$$

که در آن T نشان‌دهنده واحد زمان پایه برای داده با تواتر کمتر، h دوره آتی، n ضریب تبدیل داده‌ها با تواتر کمتر به تواتر بالاتر می‌باشد. متغیرهای دارای تواتر پایین‌تر مانند Y با بردار T*1 نشان داده می‌شوند.

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_T \end{bmatrix}, X_i = \begin{bmatrix} x_{i,1-h} & x_{i,1-h-1/k} & x_{i,1-h-2/k} & \cdots & x_{i,1-h-(k-1)/k} \\ x_{i,2-h} & x_{i,2-h-1/k} & x_{i,2-h-2/k} & \cdots & x_{i,2-h-(k-1)/k} \\ x_{i,3-h} & x_{i,3-h-1/k} & x_{i,3-h-2/k} & \cdots & x_{i,3-h-(k-1)/k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ x_{i,t-h} & x_{i,T-h-1/k} & x_{i,T-h-2/k} & \cdots & x_{i,T-h-(k-1)/k} \end{bmatrix} \qquad (۱۷)$$

با احتساب B(L) عملگر وقفه توزیع‌یافته جندجمله‌ای آلمون که یک بردار n*1 است و ماتریس وندرموند، متغیر جدیدی به جای x_{tm} خواهیم داشت که ارزش وزن‌ها در آن لحاظ شده است. اکنون تخمین GARDL می‌تواند با OLS روی متغیر تغییریافته X و با تقلیل بعد انجام شود. به منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی دو الگو با تواتر یکسان و تواتر مختلط، علاوه بر معیارهای متداول از جمله معیار میانگین مربع خطا، ریشه میانگین مربع خطا و معیار میانگین قدر مطلق خطا، روش ارائه‌شده توسط گرنجر و نیوبلد [۳۸] جهت آزمون معنی‌داری اختلاف خطای الگوهای رقیب نیز می‌توان استفاده کرد. به این منظور ابتدا رابطه زیر محاسبه می‌شود:

[1] Generalized Autoregressive Distributed Lag Model

$$r=\frac{\sum_{t=1}^{T^*}(e_t^1+e_t^2)(e_t^1-e_t^2)}{\sqrt{\sum_{t=1}^{T^*}(e_t^1+e_t^2)^2(e_t^1-e_t^2)^2}} \quad (۱۸)$$

که در آن e_t^1 و e_t^2 به‌ترتیب خطای پیش‌بینی خارج از نمونه دو روش رقیب و T^* تعداد پیش‌بینی‌های خارج از نمونه است. سپس آزمون برابری دقت پیش‌بینی دو روش را می‌توان با استفاده از آماره GN مورد بررسی قرار داد. این آماره دارای توزیع t با درجه آزادی T^*-1 بوده و طبق رابطه ۱۹ محاسبه می‌گردد [۳۵]:

$$GN=r\sqrt{\frac{T^*-1}{1-r^2}} \quad (۱۹)$$

نتایج و بحث

نتایج آزمون ریشه واحد: پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها آزمون شود، زیرا استفاده از داده‌های نامانا می‌تواند منجر به رگرسیون کاذب شود. برای این منظور، در این مطالعه از آزمون ریشه واحد هگی استفاده شده و مانایی متغیرها در سطح و تفاضل اول بررسی شده است. نتایج در جداول ۱ گزارش شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود آماره آزمون هگی (HEGY) برای متغیرهای LL (نیروی کار)، LI (سرمایه‌گذاری) و Lp (سهم تسهیلات خصوصی از کل تسهیلات)، بر هر دو تناوب نیم‌سالانه و سالانه، در سطح خطای ۱ درصد معنادار است و این متغیرها مانا هستند. متغیر LY بعد از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود. اما در مورد متغیر LP نتیجه آزمون بسته به نوع تناوب انتخابی متفاوت است. آزمون‌های ریشه واحد اولا نتایج یکدست و واحدی را به دست نمی‌دهند، ثانیا نشان می‌دهند فرض وجود I(1) بودن همه متغیرها با تردید جدی رو به رو است. بنابراین استفاده از روشی از خانواده ARDL توجیه بیشتری دارد زیرا متکی بر فرض مذکور نیست و حتی در صورت وجود ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) در مدل می‌توان از آن استفاده کرد.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد HEGY

نام متغیر	تناوب نیم‌سالانه/ماهانه		تناوب سالانه	
	سطح	تفاضل اول	سطح	تفاضل اول
LY	-۱/۸۳	۶/۰۲*	۲/۷۰	۵/۵۷*
LP	۶/۳۶*	۱۱/۰۰***	۵/۰۲	۱۳/۸۹***
LL	۲۳/۶۲***	۲۲/۹۳***	۲۳/۱۷***	۲۲/۴۰***
LI	۹/۶۶***	۶/۲۷***	۲۲/۰۳***	۷/۰۰***
LC	۱۱/۲۲***	۷/۰۱**	۲۲/۸۴***	۷/۱۳**
LER	۱۰/۴۴***	۶/۰۲**	۳۴/۹۴***	۶/۷۸**

***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

منبع: محاسبات تخمین

تخمین با روش MIDAS-GARDL: در الگوی MIDAS اثر وقفه‌های متغیرهای فصلی، با توجه به برآورد پارامترهای مربوط به تابع وزندهی هریک از متغیرها مشخص خواهد شد. از بین توابع وزن‌دهی مختلف، بهترین تابع وزندهی برای وقفه های مورد نظر، به صورتی که معنیداری ضرایب حفظ گردد و MSE درون نمونه ای نیز در حد معقول باشد، تابع وزندهی آلمون نمایی تعیین شده است. این تابع وزن‌دهی، دارای چند پارامتر است که برآورد خواهد شد. بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگو، ضرایب الگو به صورت چرخه بهینه یابی مقید، پس از طی ۱۷۲ بار تکرار چرخه، برای رسیدن به همگرایی، با لحاظ سه وقفه متغیر وابسته ارزش افزوده بخش کشاورزی، یک وقفه از متغیر توضیحی اشتغال، همچنین با دو وقفه فصلی سرمایه‌گذاری و دو وقفه فصلی از متغیر تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی، یک وقفه از نسبت تسهیلات اعتبارات بانک‌های خصوصی به کل اعتبارات بانکی و یک وقفه از نرخ ارز در جدول ۲ گزارش شده است.

اگرچه معمولاً در الگوهای نرخ رشد، ضریب تعیین پایین است، اما ضریب تعیین الگو معادل ۰/۷۶ برآورد گردیده که حاکی از قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. کمیت آماره آزمون hAh برابر ۰/۹۸ به دست آمده که نشان می‌دهد، قیدهای تحمیلی به ضرایب الگوی میداس تصریح شده، به لحاظ آماری، کاملاً معنی‌دار و از کفایت لازم برخوردارند. با توجه به کمیت آماره آزمون دوربین – واتسون و آزمون نرمال بودن شاپیرو – ویلک، جملات اخلال الگو، دارای همبستگی پیاپی نبوده و از توزیع نرمال برخوردارند.[۱]

[۱] منظور ضرایب مربوط به تابع وزنی آلمون هستند که برای وزن‌دهی به داده‌ها (برای لحاظ تواتر متفاوت داده‌ها) روی مدل اولیه اعمال می‌شوند. آماره قابل قبول hAh نشان‌دهنده است این که تابع وزنی مورد استفاده از کفایت لازم برخوردار است. تجزیه و تحلیل آماری با نرم‌افزارهای استاتا، ایویوز و R انجام شده است. برای اطمینان بیشتر آزمون بریوش–پاگان نیز انجام شده است که باز هم شواهدی از خودهبستگی را نشان نمی‌دهد.

جدول ۲- نتایج برآورد ضرایب الگوی MIDAS با تابع وزن‌دهی آلمون نمایی

متغیر		ضریب	آماره t
وقفه اول رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی	LY1	-۰/۶۱۵***	-۳/۱۴
وقفه دوم رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی	LY2	-۰/۶۰۵**	-۲/۱۷
وقفه سوم رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی	LY3	-۰/۵۸۷***	-۳/۲۰۲
وقفه اول اشتغال بخش کشاورزی	LL1	-۰/۰۱۹۶	-۰/۵۱۷
وقفه اول سرمایه گذاری کشاورزی	LI1	۰/۴۶۳***	۷/۹۷
وقفه دوم سرمایه گذاری کشاورزی	LI2	۰/۷۶۲***	۶/۶۴
وقفه اول تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی	LC1	۰/۱۴۲**	۲/۵۲
وقفه دوم تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی	LC2	۰/۱۷۲**	۲/۱۸
وقفه اول نسبت تسهیلات اعتبارات بانک های خصوصی به کل اعتبارات بانکی	LP1	۰/۱۰۵	۱/۱۷
وقفه اول نرخ ارز	LE1	۰/۰۸**	۲/۰۲
عرض از مبدا	Intercept	۱/۹۷۸	۰/۵۱۷
آزمون نرمالیته شاپیرو-ویلک	Shapiro_wilk Normality test	۰/۹۵ (۰/۲۷)	
دوربین واتسون	Durbin-Watson	۲/۱۴	
R^2		۰/۷۶	
آزمون hAh		۰/۹۸	

***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد ـ وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود ضریب سه وقفه ارزش افزوده بخش کشاورزی کاملا از نظر آماری معنی‌دار است. ضریب منفی این وقفه ها بدلیل رفتار فصلی این متغیر می‌باشد که موجب می‌شود مقدار این متغیر در هر فصل نسبت به فصل قبل تفاوت قابل ملاحظه ای داشته باشد. وقفه اول اشتغال دارای ضریب منفی و غیر معنی‌دار است. این نتیجه نشان‌دهنده عدم تاثیر قابل توجه اشتغال این بخش بر رشد کشاورزی است. بهره‌وری پایین نیروی کار کشاورزی و تغییرات تکنولوژی می‌تواند از دلایل اصلی این نتیجه باشند. مطالعات پیری و همکاران [۳۹]، لطفعلی‌پور و همکاران [۴۰] و شاکری بستان‌آباد و صالحی [۲۴] نیز در خصوص تاثیر نیروی کار بر رشد بخش کشاورزی به نتایج مشابه دست یافته‌اند. وقفه اول و دوم سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی دارای تاثیر مثبت و قابل توجهی بر رشد بخش کشاورزی است. این نتیجه نیز مطابق با تئوری‌های اقتصادی و مطالعات تجربی است. همانگونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، وقفه دوم سرمایه‌گذاری دارای تاثیر بیشتری نسبت به وقفه اول است که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری صورت گرفته در بخش کشاورزی با گذشت زمان و دو دوره آتی تاثیر بیشتری بر رشد بخش کشاورزی می‌گذارد. تاثیر مثبت سرمایه‌گذاری بر رشد بخش کشاورزی همسو با یافته‌های کرباسی و پیروی[41] ، پیری و همکاران [۳۹]، خلیلی ملک‌شاه و قهرمان‌زاده [۴۲] و شاکری بستان‌آباد و صالحی [۲۴] است.

وقفه اول نرخ ارز دارای ضریب مثبت و معنی‌دار است که نشان‌دهنده تاثیر مثبت افزایش نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی است. این نتیجه احتمالا به دلیل تاثیر مثبت افزایش نرخ ارز بر صادرات محصولات صادراتی است. این نتیجه همسو با یافته پیش‌بهار و همکاران [۴۳] است. وقفه‌های اول و دوم تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی نیز وضعیت مشابه با متغیر سرمایه-گذاری در بخش دارند. هر دو آن‌ها مثبت است ولی نسبتا تاثیر آن‌ها نسبت به سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی کمتر است. وقفه دوم نیز دارای تاثیر بیشتری بر رشد است. تاثیر مثبت تسهیلات بانکی بر رشد بخش کشاورزی توسطعزیزی و مهرابی بشرآبادی [۲۱] و عرب‌مازار و همکاران [۲۲] نیز نشان داده شده است. این نتیجه اهمیت بسیار بالای منابع مالی و تامین مالی برای بخش کشاورزی ایران را بخوبی نشان می‌دهد. در نهایت، وقفه اول نسبت تسهیلات اعتبارات بانک های خصوصی به کل اعتبارات بانکی تاثیر معنی‌داری بر رشد بخش کشاورزی ندارد که نشان-دهنده برتری مالکیت دولتی در کارایی تخصیص اعتبارات بانکی است. لازم به ذکر است که این نتایج نشان‌دهنده عدم تاثیرگذاری تسهیلات بخش خصوصی نیست، بلکه این نسبت بیانگر قدرت و تاثیرگذاری بخش دولتی بر رشد بخش کشاورزی نسبت به تسهیلات بانک‌ها با مالکیت خصوصی است. یعنی هر چه اعتبارات بانکی توسط بانک‌های دولتی اعطا شود، تاثیر آن بر رشد بخش کشاورزی بیشتر است. به بیان دیگر، مالکیت بانک‌ها (دولتی یا خصوصی بودن) بر نحوه اثرگذاری اعتبارات بر رشد بخش کشاورزی، تاثیر دارد. با توجه به اینکه پیش از این مطالعاتی مانند Sharifi Renani et al. (۲۰۱۳) تاثیر مثبت تسهیلات بانک کشاورزی را بر رشد بخش کشاورزی نشان داده‌اند، این

نتیجه دور از انتظار نیست. همچنین این نتیجه همسو با دیدگاه طرفداران تسهیلات بانک‌های دولتی و همچنین یافته‌های Zolghadr et al. (۲۰۱۹)، Andrianova et al. (۲۰۱۰) و Coleman & Feler (۲۰۱۵) است اما با یافته‌های Onder & zz yddrım (۲۰۱۳)، Berkowitz et al . (۲۰۱۰) (۲۰۱۴) سازگار نیست.

جمع‌بندی و پیشنهادها

هدف مطالعه حاضر بررسی اثرپذیری رشد بخش کشاورزی ایران از تسهیلات بانکی با تاکید بر نقش مالکیت بانکی بود. بدین منظور در این مطالعه از داده‌های فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل اول سال ۱۳۹۷ و همچنین روش MIDAS-GARDL استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد افزایش سرمایه‌گذاری موجب رشد بخش کشاورزی می‌گردد. متغیر نیروی کار تاثیر منفی بر رشد بخش کشاورزی ایران دارد. متغیر نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی تاثیر مثبت دارد. تسهیلات اعطایی بانک‌ها موجب رشد بخش کشاورزی می‌گردد. متغیر سهم تسهیلات بخش خصوصی از کل تسهیلات تاثیر منفی بر رشد بخش کشاورزی دارد. با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادهای سیاستی زیر ارائه می‌شود:

با توجه به تاثیر مثبت سرمایه‌گذاری بر رشد بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود برای ارتقای امنیت غذایی کشور و افزایش اشتغال در این بخش، هر چه بیشتر تلاش گردد سرمایه بیشتری به بخش کشاورزی سرازیر شود. همچنین افزایش بازارهای مالی باعث افزایش پس انداز و نیز افزایش انگیزه سرمایه داران به سرمایه گذاری وگرفتن وام از بانک برای تولید می شود که این امر افزایش تولید در بخش کشاورزی را در پی دارد. در این میان توجه ویژه به بهبود محیط سرمایه‌گذاری و اعطای مشوق‌های سرمایه‌گذاری نظیر کاهش مالیات و بیمه‌های درآمدی می‌تواند جریان ورود سرمایه این بخش را ارتقا دهد.

با توجه به تاثیر منفی متغیر نیروی کار بر رشد بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی، به ویژه از طریق افزایش دانش و مهارت نیروی کار، افزایش هزینه‌های تحقیق و توسعه و جذب تکنولوژی جدید ارتقا یابد.. افزایش صادرات بخش کشاورزی نیز از طریق افزایش رقابت برای تولید کالاهای باکیفیت بیشتر موجب افزایش بهره وری نیروی کار این بخش میشود هم چنین با افزایش صادرات نیاز کشورهای دیگر به محصولات کشاورزی به نیاز داخلی اضافه میگردد که این باعث افزایش تولید و در نتیجه افزایش بهره وری نیروی کار این بخش می‌گردد. با افزایش درآمد روستاییان که بخش بزرگی از آن‌ها را کشاورزان تشکیل میدهند بهره وری نیروی کار افزایش می‌یابد زیرا در این صورت اولا بنگاه به علت بالا رفتن هزینه نیروی کار (به علت رابطه دستمزد و درآمد) تعدادی از نیروی کار کشاورزی را که مهارت و توانایی کمتری دارند حذف می‌نماید بنابراین با حذف این افراد نیروی کار مازاد خارج می‌شوند که این خود باعث می‌شود افرادی که توانایی بیشتری دارند به کار بپردازند.

با توجه به تاثیر مثبت نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود از ظرفیت‌های نرخ ارز برای رونق صادرات استفاده شود و دولت با پایین نگه داشتن مصنوعی نرخ ارز به صادرات بخش کشاورزی ضربه نزند.

با توجه به تاثیر مثبت تسهیلات بانکی بر رشد بخش کشاورزی نیاز است که تامین تسهیلات مورد نیاز کشاورزان در اولویت سیاست‌گذاران بخش قرار بگیرد تا کشاورزان بتوانند با این منابع سرمایه‌گذاری خود را افزایش داده و نهاده‌های مورد نیاز خود را تهیه کرده تا موجبات ارتقا و رشد این بخش فراهم گردد.

با توجه تاثیر بالاتر تسهیلات بانک‌های دولتی نسبت به بانک‌های خصوصی پیشنهاد می‌شود در خصوص پرداخت تسهیلات اعطایی بانک‌های خصوصی، آسیب‌شناسی صورت گیرد. برخی از کارشناسان همچون Shakeri (۲۰۱۶) معتقدند بانک‌های خصوصی تسهیلات تولیدی را به جای بخش‌های مولد اقتصاد، بیشتر به بخش‌های غیرمولد هدایت می‌کنند. بنابراین برای موفقیت سیاست‌های خصوصی‌سازی در کشور لازم است به کارایی بالاتر بانک‌های خصوصی توجه بیشتری شود. تا رفع آسیب‌های احتمالی بانک‌های خصوصی در ارائه تسهیلات، بهتر است تسهیلات تکلیفی بیشتر از طریق بانک‌های دولتی و با نظارت بیشتر دستگاه‌های دولتی اعطا گردد. لازم به ذکر است که بانک‌های دولتی در شرایط بد اقتصادی به دلیل دسترسی به منابع مالی بیشتر، کاهش اعطای تسهیلات از جانب بانک‌های خصوصی را جبران می‌کنند و با رفتار ضد سیکلی برای حفظ تعادل در بازار اعتبارات در افزایش رشد و اشتغال اقتصادی موثر تر از بانک‌های خصوصی عمل می‌کنند. در مجموع حمایت از بانک‌های دولتی به دلیل حرکت در راستای تحقق اهداف توسعه بخش کشاورزی، حمایت از حضور از بانک‌های دولتی در مناطق کمتر توسعه یافته و هم چنین نظارت بیشتر بر رفتار وام دهی بانک‌های خصوصی در مناطق کم درآمد برای مشارکت بیشتر آن‌ها در رشد و اشتغال بخش کشاورزی با اعطای اعتبارات هدفمند می‌تواند موجب اصلاح بازار تخصیص اعتبارات و تامین مالی در بخش کشاورزی ایران گردد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در مطالعه حاضر فرم‌های رضایت‌نامه آگاهانه توسط تمامی آزمودنی‌ها تکمیل شد.

حامی مالی

این مقاله برگرفته از رساله دکتری مهدی حسین‌پور نادری در گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور واحد تهران شرق می‌باشد.

مشارکت نویسندگان

طراحی و ایده پردازی: مهدی حسین‌پور نادری، فاطمه علیجانی، افسانه نیکوکار؛ روش‌شناسی و تحلیل داده‌ها: مهدی حسین‌پور نادری؛ نظارت: فاطمه علیجانی، افسانه نیکوکار و نگارش نهایی: مهدی حسین‌پور نادری.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

References

1. A. Eftekhari, M. Purtaheri, M. Farajzadeh, and S. kkk ll ee ydrr,, "The Roee of Empowrr ment in Agricultural Development, Case Study: Ardabil Provnree," *Hum. Geogr. Res.*, vol. 3, no. 69, pp. 87–104, 2009.

2. J. Eskandrr i nnd .. ii npnnah, "Invssggg nnng the Factors Affecting Motivation for Rural Youth Employment in Agricultural Activities in Isfahan Provnree," *Agric. Promot. Rural Dev.*, vol. 1, no. 270, pp. 150–161, 2006.

3. .. rr fffin, "Inrrrnaoonll Impooooooos of the rr een Revoluoon," in *The Political Economy of Agrarian Change: An Essay on the Green Revolution*, K. Griffin, Ed., London: Palgrave Macmillan UK, 1979, pp. 143–172. doi: 10.1007/978-1-349-16176-8_6.

4. X. Irz, L. Lin, C. Thirtle, and S. Wiggins, ggg ricultural Productivity Growth and Poverty Aeeevttt oon," *Dev. Policy Rev.*, vol. 19, no. 4, pp. 449–466, 2001, doi: https://doi.org/10.1111/1467-7679.00144.

5. Z. aaaaai Tughrjjj rr di nnd p bbb i nnnn, "The Impact of Agricultural Exports on Credits with Emphsss ss on Subsccoors," *Agric. Econ. Res.*, vol. 3, no. 35, pp. 57–74, 2017.

6. R. . Co,,,, "The Probmmmnf Sollll l os"""" *J. Law Econ.*, vol. 3, no. 1, pp. 1–44, 1960.

7. E. Levy-ee y,,, A. ccc oo, nnd .. Pnnaaaa, "A Reappraisal of State-Owndd Bnnks," *Econ. J.*, vol. Volume 7 Number 2, no. Spring 2007, pp. 209–259, 2007, [Online]. Available: https://econpapers.repec.org/RePEc:col:000425:008639

8. M. A. Aboutorabi, M. A. Falahi, M. Salimifar, and .. .. oo ssnnn, "The Effcct of oo vrr nmnnt Ownership of Banks on the Causality of Finance-rr owth nn Iran," *Econ. Res.*, vol. 15, no. 4, pp. 99–126, 2016, Accessed: Jun. 16, 2023. [Online]. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-3308-en.html

9. S. Andrianova, P. O. Demetriades, and A. hhornnnnd, "oo vrr nmnnt Ownrr ship of Banks, Insttuoons, nnd ii nnnaaal vvv ooopmen"""" *Emerg. Mark. Econ.*, 2006.

10. Z. nn drr nnd .. yyy dddrim, "Bnnks, Regoonal Development Disparity and Growth: Evidence from Turkey," *Cambridge J. Econ.*, vol. 34, pp. 975–1000, Jun. 2009, doi: 10.1093/cje/bep077.

11. D. Berkowitz, M. Hoekstra, and K. Schoors, "Bnnk prvvaaaaaaan, fnnanee, nnd growth," *J. Dev. Econ.*, vol. 110, no. C, pp. 93–106, 2014, [Online]. Available: https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:deveco:v:110:y:2014:i:c:p:93-106

12. Y. Dong, Z. Liu, Z. hhen, nnd .. uun, "oo es State Ownership Really Matter in Determining Access oo Bnnk Lonns? Evddnnee from Chin''s Prr llll l rvvaaaaaaan," *Pacific-Basin Financ. J.*, vol. 40, pp. 73–85, Jun. 2016, doi: 10.1016/j.pacfin.2016.09.001.

13. D. Davydov, "oo ss eeeee e wnrr shpp of Bnnks Matter?: Russian Evidence from the Financial Crssis," *J. Emerg. Mark. Financ.*, vol. 17, p. 097265271877686, Jun. 2018, doi: 10.1177/0972652718776862.

14. R. Arora nnd .. A. Wondmmu, "oo pubcccsccoor banks promote regional growth? Evidence from an emrr ging cconomy," 2018, [nn nnn]. Avabbbh: http://hdl.handle.net/10454/15140

15. P. E. Emnnug,, "Effcct of Commrr llll l nnks' Crddtt on gg rcutturll Produtt vvtty nnii grr,,, " *Acta Univ. Danubius. OEconomica*, vol. 15, no. 3, pp. 417–428, 2019.

16. .. .. Isaam, ggg ruuutturll Crddtt nnd Agricultural Productivity in Bangladesh: An Eoonomrrr cc Approcch ," *Int. J. Food Agric. Econ.* , no. 1128-2020–1530, Jul. 2020, doi: https://doi.org/10.22004/ag.econ.305327.

17. F. Nakazi and .. uunday, "The Effcct of Commrr llll l nnks' gg riuutturll Crddtt on gg ruuuuunll growth in Ugand,, " *African J. Econ. Rev.*, no. 2050-2020–268, 2020, doi: https://doi.org/10.22004/ag.econ.301056.

18. R. Osabohien, A. Mordi, and A. Ogundipe, AAccess oo rr ddit and agricultural sector prr formanee in Nggr,,, " *African J. Sci. Technol. Innov. Dev.*, vol. 14, no. 1, pp. 247–255, 2022, doi: 10.1080/20421338.2020.1799537.

19. .. .. Tyyybb,, .. ,,,,,,, nnd P. mmmim,, "The impact of banking credit on the employment of cconomcc sccoors nn Irnn," *J. Money Econ.*, vol. 2, no. 4, pp. 1–33, 2010.

20. H. S. Renani, A. Tavakoli, and N. Honarvar, "Effcct of gg rcutturll Crddtt Bnnks on the lll ue Adddd of gg ruuuuurll ooooo nn Irnn," *Agric. Econ. Dev.*, vol. 21, no. 4, pp. 201–227, 2014, doi: 10.30490/AEAD.2014.58725.

21. A. Aiiii ii d .. ee hrbbi Boshrbbdd,, “The Effcco of gg rcoutturll Bnnk’s Crddoo on gg rcouuuntal rr owth,” *J. Rural Dev. Strateg.*, vol. 1, no. 4, pp. 1–11, 2014.
22. A. Arabmzar, S. Ranjbar, and P. jjj ddggheennnvssh, “The Impcct of Bnnking Crddtt of Bank Keshavarzi on Value Added and Empoeymnnt of hhe gg rcoutturll ooooo,” *J. Econ. Model.*, vol. 9, no. 3, pp. 131–183, 2018, [Online]. Available: https://ecoj.sbu.ac.ir/article_81625.html
23. hamid zolghadr, H. Asgharpur, M. Purebadolahan, B. Salmani, and A. Farzinvash, “tt udynng hhe Roee of Bnnk wwnrr shppnnhhe Effcct of Bank Credit on Economic Growth According to hhe Levll of Provnnees Inoome,” *Econ. Growth Dev. Res.*, vol. 9, no. 34, pp. 15–34, 2019, doi: 10.30473/egdr.2019.4694.
24. R. Shakeri Bostan abad and M. Salehi oo mroud,, “oooooos ff fcciing hhe rr owth of Irnn’s Agricultural Sector: Applying the Bayesian Model vv rr gging Approcch,” *Iran. J. Agric. Econ. Dev. Res.*, vol. 51, no. 3, pp. 451–467, 2020, doi: 10.22059/ijaedr.2020.289249.668812.
25. roya eeeemrnn and seydd iii eeeemrnn, “The Economic Factors Affecting the Value Added of Irnn’s gg ruuuuurll ooooo,” *Agric. Econ. Res.*, vol. 13, no. 1, pp. 191–206, 2021, [Online]. Available: https://jae.marvdasht.iau.ir/article_4356.html
26. Z. Öndrr nnd .. zz yiddrim, ooo eeof bank rr ddit on oaal growth: oo poiiiiss nnd rr ssss mtt rrr?,” *J. Financ. Stab.*, vol. 9, no. 1, pp. 13–25, Apr. 2013, doi: 10.1016/J.JFS.2012.12.002.
27. S. Daiei Karimaade and A. oo rjdddd, “Impcct of the Expansion of Private Banks Share in Banking System on Non-prr formnng Lonns nnIrnn,” *J. Monet. Bank. Res.*, vol. 8, no. 26, pp. 571–593, 2015.
28. D. Gojarati, *Basic Econometric (translation by Hamid Abrishami)*, vol. 5. 2008.
29. C. rr nngrr and P. ee wbodd “ppurocus rggrssscons in cconomrrr”””””””*J. Econom.*, vol. 2, no. 2, pp. 111”120, 1974, [Online]. Available: https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:econom:v:2:y:1974:i:2:p:111-120
30. J. .. oockk nnd .. W. Wttson, “Testing for oommon rrnnds,” *J. Am. Stat. Assoc.*, vol. 83, no. 404, pp. 1097–1107, 1988.
31. P. Phiiiips nnd .. Lornnnn, EEsiimannng Long-run Eoonomcc Equibbb,,, ” *Rev. Econ. Stud.*, vol. 58, no. 3, pp. 407–436, 1991, [Online]. Available: https://econpapers.repec.org/RePEc:oup:restud:v:58:y:1991:i:3:p:407-436.
32. S. Hylleberg, R. Engle, C. Granger, and B. S. oo o, “oooocoll ineegrooon and oonrgggrooon,” *J. Econom.*, vol. 44, no. 1–2, pp. 215–238, 1990, [Online]. Available: https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:econom:v:44:y:1990:i:1-2:p:215-238
33. M. Noferesti, *Applied Econometrics of Time Series*, 1st ed. Tehran: Beheshti University, 2021.
34. E. hh ysll s nnd R. kkkkanov, ooorccciii ng vottttttt t wtth II DA”””” *Handb. volatility Model. their Appl.*, pp. 383–401, 2012.
35. [35] aa yyddFFFand R. oo ghdddiii , “The effcct of energy price on grain price using regression models with mixed data (Generalized ARDL method bddddon LL,,, ” *Appl. Econ. Stud. Iran*, vol. 4, no. 15, pp. 149–160, 2015.
36. A. Trujillo-Barrera and J. M. E. Pennings, “Enrr gy nnd oood Commodtty Prssss s inkgg:: nn Examination with Mixed-eeequnncy aaaa,” 2013.
37. M. T. Armesto, K. Engemann, and M. Owyang, “oorccciii ng wtth mxxdd frqqunneees,” *Review*, vol. 92, no. Nov, pp. 521–536, 2010, [Online]. Available: https://econpapers.repec.org/RePEc:fip:fedlrv:y:2010:i:nov:p:521-536:n:v.92no.6
38. C. W. J. Granger, P. Newbold, and J. Econom, “ppurocus regrsssoons nn cconomrrr”””””””” *A Companion to Theor. Econom.*, pp. 557”561, 2001.
39. M. Piri, E. Javdan, and S. Frrjji aaaaj,, “The Effect of Oil Export Fluctuations on Agricultural rr owth in Irnn,” *J. Agric. Econ. Dev.*, vol. 25, no. 3, p., 2011, doi: 10.22067/jead2.v1390i3.10808.
40. M. R. Lotfalipour, Y. Azarinfar, and R. oo hammddaadhh, “The impcct of govrrnment expenditure on the overall economic growth and the growth of the Agricultural Sector in Iran Economic rr owth in Irnn,” *J. Agric. Econ. Dev.*, vol. 26, no. 2, pp. 86–96, 2012, doi: 10.22067/jead2.v1391i2.15803.
41. A. . rrr biii nnd .. Pyyrovi, “oo T))))). The Impact of Trade Liberalization on Iranian)) ruuuuun,, ” *Agric. Econ.*, vol. 2, no. 2, pp. 19–34, 2008.
42. samaneh khalili and mohammad ghahremnnaadeh, uuuudy the Thoory of Export-Led Growth in the Agriculture Sector in Iran: Evidence from Structural VAR Model (SVAR) and Directed Acyccccccc pphs ()))) ,” *Agric. Econ.*, vol. 10, no. 4, pp. 81–99, 2017, doi: 10.22034/iaes.2017.19422.
43. E. Pishbahar, S. Bodagh, and G. Dashti, “oorccciii ng Irnn’s gg rcoutturll ooooo rr owhh Using Mixed-frequency Data Sampling (MIDAS) oo d,,, ” *Econ. Res.*, vol. 19, no. 3, pp. 145–161, 2019, Accessed: Jun. 16, 2023. [Online]. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-19545-en.html