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

Research Paper

Determining the Optimal Period of Islamic Banking Contract-Based Facilities Impact on Agricultural Value Added in Iran

Mahdi Ghaemi asl[1,*]

1- Department of Islamic Economics and Banking, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Received: 2019/08/13
Accepted: 2021/03/01
PP:77-94

Use your device to scan and read the article online

DOI:
10.30495/JAE.2022.22335.2061

Keywords:
Banking Facilities, Value Added, Agriculture, Bayesian Analysis, SSVS-Wishart.

Abstract

Introduction: The agricultural sector has a unique place in supportive policy making because it plays a key role in securing strategic goods and having numerous forward and backward linkages with other sectors.

Materials and Methods: In this study, a Bayesian Vector Auto Regression (BVAR) model with SSVS-Wishart prior to the period 1971:1-2017:4 was used to determine the optimal period of credit impact of the banking system on the agricultural sector in Iran.

Findings: The results show that based on the Bayesian model impulse response function and unlike the Non-Bayesian model with the highest forecast error, the optimal period of the positive impact of banking system facilities is between 3 to 5 seasonal periods. Therefore, the impact of banking facilities on the agricultural sector is not sustainable. However, due to the short grace period, the necessity of repaying the facility's principal and interest, and probable default and late payment fees, these facilities can also modify agricultural production and value-added in the long run (after six seasonal periods).

Conclusion: Given the centrality of banking facilities in financial markets in Iran, it is suggested that the structure of bank facilities (including facility rate, repayment period, grace period, interest rate, and type of collateral and guarantees) should be specified in a way that not only increases the period of the positive impact of banking facilities on agricultural value-added but also in a systematic and intelligent mechanism, is responsive to the urgent, serious and renewable needs of the agricultural sector to banking sector support.

Citation: Ghaemi asl M. Determining the Optimal Period of Islamic Banking Contract-Based Facilities Impact on Agricultural Value Added in Iran in the Framework of BVAR Model and SSVS-Wishart Prior: Journal of Agricultural Economics Research. 2022; 14 (3):77-94

* **Corresponding Author:** Mahdi Ghaemi asl
Address: Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.
Tell: 09122512128
Email: m.ghaemi@khu.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Agriculture is a part of the economy with strong links with other sectors and impacts these sectors. Its sector has a unique place in supportive policy making because it plays a key role in securing strategic goods and having numerous forward and backward linkages with other sectors.

Agriculture has a strong relationship with these sectors through the receipt of production factors, such as tools, equipment, machinery, and fertilizers from the industry, as well as the use of marketing, packaging, and sales services from the service sector. On the other hand, it is also associated with the supply of raw materials consumed by other sectors, particularly for the conversion industries, by creating foreign exchange surplus and other sectors' capital.

The financial sector research literature also examines economic growth in two ways: improving the allocation of credit resources and the other is to accelerating technological development (1).

These effects initiate from the intermediary role of financial institutions, converting fewer cost savings into investment and allocating surplus funds to the required sectors (2). Due to Iran's economic conditions and specific agricultural sector features, the banking sector has always been active in credit protection for agriculture. Unfortunately, despite all the government's efforts to support and guide the agricultural sector, this sector still faces many financial problems.

Therefore, this study aims to investigate the significance and impact of banking facilities on agricultural value-added. The hypotheses of this study are:

1. Banking facilities in the agricultural sector have a significant impact on the value added to the agricultural sector.
2. Banking facilities in the agricultural sector have a positive and volatile impact on the agricultural sector's value.

Besides, the following two questions are answered in this study:

1. What is the optimal period for banks and credit institutions to influence the agricultural sector?
2. In the context of a Bayesian vector autoregressive analysis, what is the compatible prior with the agricultural sector's value-added function in Iran?

Materials and Methods

The research model was specified by using the combined model of Uzawa's Endogenous Growth Model (3) and Lucas's Growth Model (4) redesigned by Benhabib and Perli (5) as the Uzawa-Lucas Endogenous Approach and has been used by Were, Nzomoi, and Rutto (6).

Vector Autoregressions are a flexible way to summarize the dynamics in the data and use these to construct forecasts, but they have had an enormous number of parameters so that individual parameters are imprecisely estimated. In this study, a Bayesian Vector Auto Regression (BVAR) model with different prior in the period 1971:1-2017:4 was used to determine the optimal period of credit impact of the banking system on the agricultural sector. Statistical data have been extracted from time-series databases, economic surveys of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, statistical reports, and the Ministry of Agriculture Jihad departments.

Bayesian analysis requires knowledge of the distributional properties of “Prior,” “Likelihood,” and “Posterior.” The “Prior” is the external distribution of information based on the researchers' experience and knowledge of the parameters. The “Likelihood” is the objective information found in the sample probability distribution function. In this research, we use four priors to investigate the effect of banking facilities on agricultural value-added in a Bayesian Vector Autoregressive model:

1. The Sims-Zha Normal-Flat Prior
2. Independent Normal-Wishart Prior
3. Stochastic Search Variable Selection-Wishart Prior
4. Stochastic Search Variable Selection-full Prior

Econometricians such as Doan, Litterman, and Sims (7), developed Bayesian methods to use Bayesian priors to reduce instability in estimated VAR parameters and improve forecast accuracy. The preferred prior has the lowest Root Mean Square Error (RMSE), forecasting 1 to 8 ahead horizons.

Findings

The results show that the SSVS-Wishart Prior has the least forecast error and its learning and compliance with agricultural sector data is higher than other available methods. Also, the Non-Informative Prior has the highest forecast error.

Based on the results of the Impulse Response Function (IRF) derived from the BVAR model estimated using the SSVS-Wishart Prior are shown alongside the Non-Informative model, a standard deviation shock in the variable of banking facilities in the agricultural sector causes an increase in the value-added of the agricultural sector and reaches its maximum value after three periods and has a positive effect until the fifth period. From the sixth period onwards, these facilities will reduce the agricultural sector's value at a diminishing rate. However, the response function in the Non-Bayesian model, which had the highest prediction error (based on the RMSE index), indicates a positive and sustainable effect on agricultural value-added.

The results of variance decomposition of forecast error (VDFE) for agriculture value-added show that the cropland, value-added, labor force, banking facilities, and capital level, respectively, are the highest share of VDFE.

According to the results of the SSVS-Wishart Prior, banking system facilities for agricultural products could lead to a 5-year increase in agricultural value-added so that this incremental impact reaches its maximum value after three periods. It will end in the fifth period. Therefore, the most impactful provision of banking facilities to the agricultural sector will occur after three periods of banking facilities provided to the agricultural sector, and these facilities will be positive effects for up to five periods.

In contrast, the non-Bayesian approach results and the highest prediction error among the different models indicate the increasing impact of banking system facilities on agricultural value-added. These amazing results show that even after 25 years of banking system facilities offering to the agricultural sector, these facilities' impact is still visible and increasing in the non-Bayesian model.

Discussion

These results, in addition to being inconsistent with the reality of the need for repeated and repeated support of the banking system in the agricultural sector, claim that only one-time support for the banking system in the current period will lead to a growing surplus of agricultural value-added even after 25 seasonal periods. So, there is no need to re-support of the banking system. Based on these results, the non-Bayesian model is not consistent with the structure of the Iranian agricultural sector, and the non-informative approach has the most predictive error in the different periods, statistically.

But considering the results of the Bayesian model with the SSVS-Wishart prior (which has the least forecasting error index), the optimal period of impact of banking facilities in agriculture is between 3 and 5 seasonal periods.

Conclusions

If banking facilities are provided only once at time t to the agricultural sector, after five periods of granting the facility, it will have a negative impact on the value-added of the agricultural sector; so that facilities provided at time t, there will be a negative effect on the agricultural sector from t + 6. Hence, unlike what is shown in non-informative models such as the results of the non-Bayesian impulse response function, the impact of banking facilities is not only non-permanent and non-durable but also due to the short grace period and the necessity of principal and interests repayment of post-grace facilities These facilities can also lead to adjustment (reduction) of agricultural production and value-added in the long run (after six seasonal periods).

Given the low per capita income of agricultural activities, it is generally not possible to save sufficiently to develop and

increase production levels of such activities, and the agricultural sector is always dependent on formal credit markets and informal markets (in emergency cases) to meet its ongoing needs and financial outflows.

Given the centrality of the banking market in the Iranian financial market, serious support from banks and credit institutions for agricultural production is necessary and indispensable. Therefore, considering the results of the research on the short period of impact of banking facilities on value-added of the agricultural sector, it is suggested that the structure of banking facilities (including facility rate, repayment period, grace period, interest rate, and type of collateral and guarantees), set in a way that, in addition to enhancing the positive impact of banking facilities on the value-added of the agricultural sector, meet the urgent, serious and repetitive needs of the agricultural sector for bank support, within a systematic and intelligent structure.

It is also recommended that agricultural policymakers use Bayesian analysis to avoid strategic error in analyzing results and evaluating the results of supportive and credit policies correctly.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

All subjects full fill out the informed consent.

Funding

No funding.

Authors' contributions

All contributions made by Mahdi Ghaemi Asl.

Conflicts of interest

It is a single-author paper

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

مقاله پژوهشی

تعیین دوره بهینه تاثیر تسهیلات مبتنی بر مجموعه عقود بانکداری اسلامی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران

مهدی قائمی اصل[1]*

۱- گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۵/۲۲
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۱
شماره صفحات: ۹۴-۷۷

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

DOI: 10.30495/JAE.2022.22335.2061

واژه‌های کلیدی:
حمایت‌های اعتباری، تحلیل بیزین غیراطلاعات‌محور، ارزش‌افزوده کشاورزی. خودرگرسیون برداری مقید

چکیده

مقدمه و هدف: بخش کشاورزی به دلیل نقش تعیین‌کننده در تامین امنیت کالاهای استراتژیک و برخورداری از پیوندهای پیشین و پسین متعدد با سایر بخش‌ها، از جایگاه منحصربه‌فردی در سیاست‌گذاری‌های حمایتی برخوردار است.

مواد و روش‌ها: در این پژوهش با هدف تعیین دوره بهینه تاثیرگذاری حمایت‌های اعتباری سیستم بانکی در قالب مجموعه تسهیلات اعطایی مبتنی بر عقود بانکداری اسلامی از بخش کشاورزی در ایران، از یک الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) با پیشینِ SSVS-Wishart در دوره ۱۳۵۰:۱-۱۳۹۶:۴ استفاده شده است.

یافته‌ها: نتایج پژوهش نشان داد که بر اساس تابع واکنش الگوی بیزین (الگوی اطلاعات‌محور) و برخلاف نتایج الگوی غیربیزین (الگوی غیراطلاعات‌محور) که بیش‌ترین خطای پیش‌بینی را داراست، دوره بهینه تاثیرگذاری مثبت تسهیلات اعطایی سیستم بانکی، بین ۳ تا ۵ دوره فصلی است. بنابراین تاثیر تسهیلات بانکی بر بخش کشاورزی نه تنها پایدار (نامیرا) نیست، بلکه با توجه به دوره کوتاه تنفس، لزوم بازپرداخت اصل و سود تسهیلات و جرایم احتمالی نکول و دیرکرد در بازپرداخت اقساط، این تسهیلات می‌تواند به کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت (پس از شش دوره فصلی) نیز منجر شود.

بحث و نتیجه‌گیری: با توجه به محوریت تسهیلات بانکی در حمایت‌های اعتباری بازارهای مالی در ایران، پارامترهای اصلی بازپرداخت تسهیلات بانکی (اعم از مقدار تسهیلات، دوره بازپرداختو دوره تنفس) باید به گونه‌ای تنظیم شود که بازپرداخت تسهیلات بانکی، پس از یک دوره تنفس حداقل ۳ فصلی و پس از بروز تاثیر عملیاتی اعتبارات بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی آغاز شود، تا این حمایت مالی موثر بتواند در مکانیزم نظام‌مند و هوشمند، پاسخ‌گوی نیازهای فوری، جدی و تجدیدشونده بخش کشاورزی باشد.

* **نویسنده مسئول:** مهدی قائمی اصل
نشانی: گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
تلفن: ۰۹۱۲۲۵۱۲۱۲۸
پست الکترونیکی: m.ghaemi@khu.ac.ir

مقدمه

ادبیات پژوهش بخش مالی رشد اقتصادی را از دو طریق تحت بررسی قرار می‌دهد؛ یکی بهبود تخصیص منابع اعتباری و دیگری تسریع توسعه تکنولوژیکی است (۱). این اثرات از نقش واسطه‌گری موسسات مالی سرچشمه می‌گیرد که می‌تواند با هزینه کم‌تری پس‌انداز را به سرمایه‌گذاری تبدیل کند و وجوه مازاد در بخش‌های گوناگون را به بخش‌های مورد نیاز تخصیص دهد (۲).

عملکرد مطلوب بازارهای پولی و مالی، اهمیت ویژه ای در نظام اقتصادی کشورها دارد و از الزامات دست‌یابی به توسعه اقتصادی پایدار بشمار می‌رود. بسط و توسعه بهینه و مناسب این بازارها نقشی مهم و موثر بر افزایش تولید و رشد ارزش افزوده بخش‌های گوناگون اقتصادی بدنبال خواهد داشت. در واقع بازارهای پولی و مالی، منابع تأمین اعتبار برای فعالیت‌های گوناگون اقتصادی می‌باشند. یکی از بخش‌های وابسته به بازارهای مالی، بخش کشاورزی است. این بخش در کشورهای درحال توسعه جزء بخش‌های تولیدی مهم بشمار آمده و سهمی مهم از تولید ناخالص داخلی این کشورها را به خود اختصاص می‌دهد (۸).

بخش کشاورزی با وجود نقش مهمی که در تولید و اشتغال کشورهای درحال توسعه دارد، از ریسک تولیدی بالاتری نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی برخورداراست؛ درنتیجه، تأمین مالی فعالیت‌های کشاورزی در مقایسه با دیگر فعالیت‌های اقتصادی، با چالش بیش‌تری روبه‌روست. روی هم رفته، بانک‌ها با جذب نقدینگی و اعطای تسهیلات، یکی از منابع مالی مهم و قابل دسترس برای بنگاه‌ها محسوب می‌شوند. از بعد نظری، بکارگیری صحیح و بهینه جریان وام و اعتبار می‌تواند افزایش سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال و در نتیجه رشد اقتصادی را بدنبال داشته باشد (۹) اما لحاظ نمودن ریسک اعتباری در تخصیص منابع مالی، تمایل بانک‌های خصوصی و تجاری را به حضور در بخش کشاورزی را بسیار اندک کرده و جهت‌گیری منابع این بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی که هدف اصلی آن‌ها کسب سود می‌باشد، به سمت سایر بخش‌های اقتصادی معطوف نموده است (۱۰).

باتوجه به ناچیز بودن سطح پس انداز اکثر کشاورزان، مهم‌ترین راه کشاورزان برای تأمین سرمایه مورد نیاز، استفاده از اعتبارات بانکی می‌باشد. توسعه بخش کشاورزی و آینده آن دغدغه بسیاری از سیاست‌گذاران کشور بشمار می‌رود و ظاهرا در تمامی برنامه‌ریزی‌های کشور بیش از دیگر بخش‌ها مورد توجه قرار دارد (۱۱). اعتبارات در صورت کاربرد صحیح و بهینه می‌تواند یکی از موانع مهم در امر رشد و توسعه بخش کشاورزی یعنی کمبود منابع مالی را برطرف سازد و منجر به بهبود عملکرد نهاده‌های تولید کشاورزی و در نتیجه افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی گردد (۱۲).

با توجه به شرایط اقتصاد ایران و ویژگی‌های خاص بخش کشاورزی، بخش بانکی همواره جهت حمایت اعتباری از کشاورزی فعال بوده است. بخش کشاورزی در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از نظر تولید، اشتغال، ارزآوری، تأمین غذای مورد نیاز کشور، وابستگی کم‌تر به ارز و غیره از اهمیت خاصی برخوردار است.

این بخش با تمامی تلاش‌هایی که در جهت حمایت و هدایت آن توسط دولت صورت گرفته، هنوز با مشکلات زیادی مواجه است (۱۳). یکی از مهم‌ترین پارامترهای موثر بر انواع حمایت‌های مالی در چارچوب تسهیلات بانکی، طول دوره بازپرداخت و دوره تنفس است (۱۴). این مسئله می‌تواند تاثیر بسزایی بر نحوه اثرگذاری حمایت‌های بانکی بر بخش تولید محصولات کشاورزی داشته باشد زیرا چنانچه الزام حقوقی بر بازپرداخت تسهیلات بانکی پس از یک دوره تنفس غیربهینه وجود داشته باشد، امکان اثرگذاری تسهیلات بانکی بر تامین نهاده‌های سرمایه‌ای و فرآیندی تولید و افزایش سطح تولیدات کشاورزی در این دوره تنفس غیربهینه وجود نخواهد داشت و این تسهیلات، نه تنها نقش حمایتی خود از تولید را از دست خواهند داد، بلکه مانعی بر سر راه توسعه تولیدات کشاورزی خواهند بود زیرا مجموعه‌های فعال در بخش کشاورزی پس از طی یک دوره تنفس غیربهینه (کوتاه)، به منظور بازپرداخت تسهیلات، با بار هزینه‌های مضاعفی در تولید مواجه خواهند شد که آن‌ها را مجبور به کاهش مقیاس تولید، کاهش و فروش بخشی از سطح زیرکشت و در نهایت فروش بخشی از نهاده‌های سرمایه‌ای خواهد کرد.

با توجه به اهمیت ویژه بررسی رابطه حمایت‌های بخش بانکی در توسعه بخش کشاورزی، مطالعاتی با چارچوب‌ها و رویکردهای گوناگون در این زمینه در داخل و خارج از کشور انجام شده است. کاظم زاده و ابونوری (۱۵) به برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران پرداختند. برای این منظور از داده های سری زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۲ استفاده کردند. آنها برای نشان دادن اثرات نرخ ارز بر میزان صادرات خرمای ایران از سیستم معادلات هم‌زمان بهره گرفتند. نتایج نشان داد که در تابع تقاضای صادرات خرما متغیر نرخ ارز معنی‌دار و دارای اثر مثبت می‌باشد. کرباسی و احمدی (۱۶) با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه های توزیعی به بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتی کشمش طی دوره زمانی ۱۳۴۹-۱۳۸۷ در ایران پرداختند. نتایج نشان دهنده ی عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای حجم صادرات ، قیمت صادراتی و نرخ ارز واقعی بود. توکلی و سیاح (۱۷) در مطالعه ای تحت عنوان تاثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت های اقتصادی کشور، به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی و ارزش واقعی اقلام تشکیل دهنده تقاضای کل کشور پرداختند. نتایج نشان داد که اثر افزایش نرخ ارز بر سطح مخارج خانوارها و سطح صادرات کشور چشم گیر است . با افزایش نرخ ارز صادرات غیرنفتی واکنش منفی و مخارج خانوارها واکنش مثبتی را نشان دادند. مهرابی بشرآبادی و جاودان (۱۸) در پژوهشی با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته به بررسی اثرات نااطمینانی نرخ ارز بر اشتغال بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۶ پرداختند. نتایج نشان داد که نااطمینانی نرخ ارز واقعی در کوتاه مدت و بلندمدت تاثیر منفی بر اشتغال بخش کشاورزی داشته است. شریفی رنانی و همکاران (۱۹) اثر اعتبارات تکلیفی و غیرتکلیفی بانک کشاورزی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۵۸ الی ۱۳۸۷ را با استفاده از روش هم جمعی یوهانسون و جوسیلیوس بررسی کرده‌اند.

نتایج بدست آمده از پژوهش نشان داد که اعتبارات تکلیفی و غیرتکلیفی بانک کشاورزی اثر مثبت و معناداری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. البته، تاثیر اعتبارات تکلیفی از اعتبارات غیرتکلیفی بیش‌تر است. اسماعیل زاده پاداری و همکاران (۲۰)، در یک پژوهش توصیفی- تحلیلی (با استفاده از روش پیمایشی) با هدف بررسی نقش اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی در توسعه روستایی، کشاورزانی که در فاصله سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۳ دست‌کم یک بار از تسهیلات کشاورزی بانک کشاورزی استفاده کرده بودند، مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست آمده از تحلیل عاملی مرتبه دوم، بار عاملی تاثیر اعتبارات کشاورزی بر سازه های توسعه اقتصادی، توسعه زیست محیطی، توسعه اجتماعی- فرهنگی و توسعه زیرساختی به‌ترتیب ۰/۷۵، ۰/۷۲، ۰/۶۱ و ۰/۵۸ ارزیابی شده است و اعتبارات کشاورزی بر توسعه کالبدی تاثیر معنی دار نداشته است.

بر اساس آنچه در ادبیات پژوهش بدان اشاره شد، بررسی تاثیر اعتبارات بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، می‌تواند تاثیر بسزایی بر شناسایی عوامل موثر بر بخش کشاورزی داشته باشد. در این مطالعه برای اولین بار در ادبیات پژوهش، دوره بهینه تاثیرگذاری مجموعه تسهیلات بانکی مورد ارزیابی قرار گرفته است و هیچ مطالعه دیگری در خصوص دوره تنفس بهینه و دوره بهینه تجدید حمایت مالی بانکی از بخش کشاورزی انجام نشده است.

افزون بر این، مزیت اول چارچوب مطالعاتی این مطالعه بر مطالعات پیشین، استفاده از متغیر مجموعه عقود بانکداری اسلامی به عنوان متغیر اعتباری موثر بر ارزش افزوده است که در سایر مطالعات، عموما بر تسهیلات بانک کشاورزی متمرکز بوده است. افزون بر این، در این مطالعه، به جای استفاده از رویکردهای تک معادله‌ای کلاسیک غیراطلاعات‌محور[1]، از روش خودرگرسیون برداری بیزین استفاده شده است و نتایج برآورد با پیشین SSVS-Wishart، با الگوی غیربیزین کلاسیک نیز مقایسه شده است. به طور ویژه، نتایج تابع واکنش ضربه در الگوی BVAR نیز نشان‌دهنده دلالتی منحصربه‌فرد بر نتایج برتر رویکرد بیزین در همگرایی تابع واکنش و دست‌یابی به نتایج معتبر در بررسی رابطه متغیرهای اعتباری و ارزش افزوده بخش کشاورزی است. زیرا واضح است که تاثیر حمایت‌های بانکی بر ارزش افزوده کشاورزی، ابدی نخواهد بود و لازم است که دوره بهینه این تاثیرگذاری در یک الگوی همگرا ارزیابی شود.

از این رو، هدف از این مطالعه، بررسی معنی‌داری و مقدار تاثیر تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است. فرضیه‌های این پژوهش عبارتند است از:

۱- تسهیلات بانک ها و موسسات اعتباری در حیطه فعالیت‌های کشاورزی، تاثیر معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد.

۲- تسهیلات بانک ها و موسسات اعتباری در حیطه فعالیت‌های کشاورزی، تاثیر مثبت و ناپایداری[2] بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد.

افزون بر این، در این پژوهش به دو سوال زیر نیز پاسخ داده می‌شود:

۱- دوره بهینه تاثیرگذاری تسهیلات بانکها و موسسات اعتباری در حیطه فعالیت‌های کشاورزی، چه دوره‌ای است؟

۲- در چارچوب یک تحلیل خودرگرسیون برداری بیزین، پیشین سازگار با الگوی ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران کدام است؟

مواد و روش‌ها

تجزیه و تحلیل بیزین نیازمند آگاهی از خواص توزیعی «پیشین[3]»، «راستنمایی[4]» و «پسین[5]» است. «پیشین» در واقع همان اطلاعات خارجی توزیع بوده که مبتنی بر تجارب و دانسته‌های پژوهشگران در مورد پارامتر مورد نظر می‌باشد. «راستنمایی» در واقع اطلاعات عینی‌ای بشمار می‌رود که در تابع توزیع احتمال نمونه[6] یافت می شود. ترکیب توزیع پیشین با راستنمایی داده ها از راه قضیه بیز منجر به پیدایش توزیع پسین می‌شود. متغیرهای مورد نظر را با $\theta = (\beta, \Sigma)$ و داده ها (مشاهدات) را با y نشان می دهند. هم چنین توزیع پیشین را با $\pi(\theta)$ و راستنمایی را با $l(y|\theta)$ نشان می دهیم. بر این اساس، توزیع پسین که بصورت $\pi(\theta|y)$ نشان داده می شود با دراختیار داشتن داده های y در واقع توزیع θ بوده که محاسبه آن نیز بصورت زیر انجام می‌شود (۲۱):

$$\pi(\theta|y) = \frac{\pi(\theta)l(y|\theta)}{\int \pi(\theta)l(y|\theta)d\theta} \qquad (۱)$$

به این نکته توجه داشته باشید که مخرج معادله بالا یک ثابت نرمالیزه بوده که هیچ تصادفی نداشته و بنابراین پسین با حاصلضرب راستنمایی و پیشین متناسب می‌باشد.

$$\pi(\theta|y) \propto \pi(\theta)l(y|\theta) \qquad (۲)$$

هدف اصلی تخمین بیزین، یافتن زمان‌های پسین پارامترهای مورد نظر است. به‌عنوان مثال، مکان و پراکندگی، تخمین‌های اصلی‌ای هستند که با مقادیر به‌دست آمده از تخمین کلاسیک (یعنی تخمین ضریب کلاسیک و ضریب خطای استاندارد) قابل مقایسه

[1] Classic Non-Informavtie

[2] واژه ناپایدار (unstable) در این جا معادل واژه میرا یا همگراست (convergent) که در مقابل واژه‌های پایدار (stable)، نامیرا و واگرا (divergent) قرار می‌گیرد. تعریف عملیاتی در خصوص تسهیلات بانکی به این صورت خواهد بود که حمایت‌های بانکی در حیطه فعالیت‌های کشاورزی، نمی‌تواند یک تاثیر ماندگار و نامیرا بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی داشته باشد و پس از چند دوره زمانی، تاثیرگذاری این حمایت مالی از میان خواهد رفت.

[3] Prior

[4] Likelihood

[5] Posterior

[6] Probability Distribution Function

می‌باشد. این مقادیر تخمینی به‌راحتی از پسین قابل دست‌یابی می‌باشند، زیرا توزیع پسین در برگیرنده تمامی اطلاعات در دسترس درمورد پارامتر θ می باشد. برای ارتباط این چارچوب کلی با مدل‌های BVAR[1]، فرض نمایید که ما مدل VAR(p) را دراختیار داریم:

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{p} A_j y_{t-j} + \grave{o}_t \qquad (۳)$$

دراین معادله، y_t برای t=1,...,T یک ماتریس $M \times 1$ بوده که دربردارنده مشاهدات m سری گوناگون بوده و ϵ_t نیز ماتریس $M\times1$ خطاها می‌باشد (فرض می‌شود که ϵ_t به صورت $i.i.d.\ N\ (0, \Sigma_\epsilon)$ است).

پیشین نرمال- فلت سیمز- ژا

در پیشین نرمال- فلت سیمز- ژا[2] (۷)، θ نرمال و Σ_ϵ غیر اطلاعات محور مفروض خواهد بود. در حقیقت سیمز و ژا (۷) چگونگی استفاده از متغیرهای ساختگی در استخراج پیشین‌ها را در مدل‌های ساختاری VAR نشان دادند. برای تشریح پیشین‌های نرمال فلت و نرمال ویشارت در الگوی سیمز- ژا، فرض کنید همبستگی هم‌زمان سری‌ها را داشته باشیم، در نتیجه مدل به صورت زیر خواهد بود:

$$A_0 y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{p} A_j y_{t-j} + \grave{o}_t \qquad (۴)$$

که در این معادله، $\epsilon_t \sim N(0, I_m)$ و $\Sigma_{\grave{o}} = A_0^{-1\prime} A_0^{-1}$ می‌باشد. دقت کنید که با وجود محدودیت‌های تعیین‌کننده مناسب، شمای کلی از پارامترهای شکل خلاصه شده VAR به VAR ساختاری، وجود خواهد داشت. هم‌چنین، این قالب می‌تواند در قالب رگرسیون‌های چندمتغیره با تعریف $A_\perp$ به‌عنوان ماتریسی از ضرایب بر متغیر دارای وقفه نیز نوشته شود:

$$YA_0 - XA_\perp = E \qquad (۵)$$

در این فرمول، Y در واقع $T \times m$ ، A_0 همان $m \times m$ ، X نیز $T \times (mp+1)$ و $A_\perp$ نیز $(mp+1) \times m$ و E نیز $T \times m$ است و X در برگیرنده Yهای دارای وقفه و یک ستون از یک‌های متناظر با مقادیر ثابت است.

سیمز و ژا پیشین شرطی (پیشین سیمز– ژا) را بر A_0 و $A_\perp$ پیشنهاد می‌کنند. بالاخص،

$$\pi(A_0)\pi(A_\perp|A_0) = \pi(A_0)\phi(\theta_0, H_0) \qquad (۶)$$

که درآن، $\pi(A_0)$ یک توزیع حاشیه‌ای A_0 بوده و θ_0 , H_0 نیز چگالی نرمال با میانگین $\theta_0 = A_\perp - \mu(A_0)$ و کوواریانس $H_0 = H(A_0)$ است. راستنمایی شرطی می‌بایست در یک قالب فشرده ارائه شود:

$$L(Y|A) \propto |A_0|^T \exp\left(-0.5 trace(ZA)'(ZA)\right) \qquad (۷)$$

$$Z = [Y - X]$$
$$A = [A_0 A_T]' \qquad (۸)$$

با ترکیب معادلات (۶) و (۷)، می‌توان چگالی پسین را به‌صورت زیر استخراج کرد:

$$\pi(a) \propto \pi_0(a_0)|A_0|^T |H_0|^{-1/2}$$
$$.\exp\left[-0.5\begin{pmatrix} a_0'(I\otimes Y'Y)a_0 - 2a_\perp'(I\otimes X'Y)a_0 \\ +a_\perp'(I\otimes X'X)a_\perp + \theta_0' H_0^{-1}\theta_0 \end{pmatrix}\right] \qquad (۹)$$

در این معادله، a نمادی برای بردار A است. از آن‌جایی که این پسین فرم استانداردی ندارد، تحلیل مستقیم راستنمایی ممکن است به لحاظ محاسباتی امکان‌پذیر نباشد. در هر حال، توزیع شرطی پسین $A_\perp|A_0$ می‌تواند به لحاظ تحلیلی به‌صورت زیر استخراج شود:

$$\pi(a_\perp|a_0) = \phi\left(\bar{\theta}, \left(I\otimes X'X + H_0^{-1}\right)^{-1}\right) \qquad (۱۰)$$

$$\bar{\theta} = \left(I\otimes X'X + H_0^{-1}\right)^{-1}\left((I\otimes X'Y)a_0 + H_0^{-1}\theta_0\right) \qquad (۱۱)$$

پیشین نرمال- ویشارت مستقل[3]

در تابع پیشین توأمان طبیعی، $\alpha|\Sigma$ نرمال است و Σ^{-1} توزیع ویشارت دارد. در این حالت، α و Σ (ضرایب مدل VAR و واریانس- کواریانس اجزای اخلال) از یکدیگر مستقل نبوده و در نتیجه α به Σ بستگی دارد. در تابع پیشین ویشارت مستقل این دو نسبت به هم مستقل هستند. به این منظور باید علامت‌گذاری‌های به کار رفته در مدل VAR را اندکی تغییر داده و در معادلات گوناگون مدل متغیرهای توضیحی گوناگونی وجود داشته باشد. در اینجا از $\beta = vec(A)$ به جای α استفاده کرده و هریک از معادلات مدل را به صورت زیر خواهند بود (کوپ، ۲۰۱۳):

$$y_{mt} = z'_{mt}\beta_m + \varepsilon_{mt} \qquad (۱۲)$$

به گونه‌ای که $t = 1, \dots, T$ مربوط به مشاهدات بوده و $m = 1, \dots, n$ مربوط به متغیرها است. y_{mt} برابر t امین مشاهده از m امین متغیر توضیحی است. z_{mt} یک بردار $k_m \times 1$ شامل t امین مشاهده از بردار متغیرهای توضیحی مربوط به m امین متغیر است. β_m نیز بردار $k_m \times 1$ ضریب رگرسیون مربوطه است، که می تواند بعضی از عناصر آن به منظور انقباض مدل صفر فرض شود. در اینجا با تغییر z_{mt} در هر یک از معادلات می توان به مدل خودرگرسیون برداری مقید دست یافت، به گونه‌ای که بعضی از ضرایب مربوط به وقفه متغیرهای وابسته صفر در نظر گرفته شوند. اگر تمام معادلات را در یک ماتریس قرار دهیم به طوری که این روابط برقرارند:

$$y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})', \varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})' \qquad (۱۳)$$

[1] Bayesian Vector Autoregressive Model
[2] Sims-Zha Normal-Flat
[3] Independent Normal-Wishart Prior

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_n \end{pmatrix}, Z_t = \begin{pmatrix} z'_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & z'_{2t} & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & z'_{nt} \end{pmatrix}$$

که در آن β بردار $k \times 1$ بوده و Z_t ماتریس $n \times k$ باشد به گونه‌ای که $k = \sum_{j=1}^{n} k_j$ و $\varepsilon \sim i.i.d.N(0,\Sigma)$ است آنگاه $y_t = Z_t\beta + \varepsilon_t$ خواهد بود. افزون بر این، می توان با در نظر گرفتن $y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_T \end{pmatrix}, Z = \begin{pmatrix} Z_1 \\ \vdots \\ Z_T \end{pmatrix}$ به معادله $y = Z\beta + \varepsilon$ برسیم، به گونه ای که $\varepsilon \sim N(0, I \otimes \Sigma)$ است. با در نظر گرفتن مدل بالا تابع پیشین مستقل نرمال-ویشارت یک تابع پیشین بسیار کلی برای مدل VAR خواهد بود که این تابع را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$p(\beta, \Sigma^{-1}) = p(\beta)p(\Sigma^{-1})$$
$$\beta \sim N\left(\underline{\beta}, \underline{V_\beta}\right) \quad (۱۴)$$
$$\Sigma^{-1} \sim W\left(\underline{S}^{-1}, \underline{v}\right)$$

برخلاف تابع پیشین توأمان طبیعی، تابع پیشین نرمال-ویشارت این اجازه را به محقق می‌دهد که توزیع پیشین ماتریس واریانس کواریانس ضرایب مدل، $\underline{V_\beta}$، را کاملا با صلاحدید خود تعیین نماید و دیگر مقید به شکل $\Sigma \otimes \underline{V}$ نباشد. در این حالت یک تابع پیشین غیر مبتنی بر اطلاعات اولیه را می توان با در نظر گرفتن مقادیر زیر بدست آورد:

$$\underline{v} = \underline{S} = \underline{V_\beta}^{-1} = 0 \quad (۱۵)$$

پیشین SSVS ویشارت[1]

روش SSVS به جای اینکه یک تابع پیشین ساده برای α_j به عنوان یکی از ضرایب موجود در مدل خودرگرسیون برداری در نظر بگیرد، یک تابع پیشین سلسله‌ای[2] را تعریف می‌نماید. به بیان دیگر، این تابع پیشین حاوی پارامترهایی است که به نوبه خود دارای تابع پیشین مربوط به خود هستند. این تابع پیشین سلسله‌ای ترکیبی از دو توزیع نرمال است و به صورت زیر مشخص می‌شود (۲۲):

$$\alpha_j|\gamma_j \sim (1-\gamma_j)N(0, k_{0j}^2) + \gamma_j N(0, k_{1j}^2) \quad (۱۶)$$

به‌گونه‌ای که γ_j یک متغیر موهومی[3] است و مقادیر آن صفر یا یک است. اگر γ_j برابر با یک باشد α_j از دومین توزیع نرمال گرفته می‌شود و اگر برابر با صفر باشد α_j از نخستین توزیع نرمال بیرون کشیده خواهدشد. به این دلیل به این نوع تابع پیشین، سلسله مراتبی گفته می‌شود که γ_j یک پارامتر مجهول است و خود دارای توزیع پیشین بوده و توزیع پسین آن با یک روش مبتنی بر داده تخمین زده می‌شود. می توان تابع پیشین SSVS را به عنوان روش خودکاری برای انتخاب مدل خودرگرسیون برادری مقید در نظر گرفت، چرا که این تابع می‌تواند مبتنی بر مشاهدات، بعضی از γ_jها را برابر با صفر قرار داده و متغیر توضیحی متناظر با آنها را از مدل حذف نماید. رویکردی جورج و همکاران[4] (۲۳) تحت عنوان رویکرد پیش‌فرض نیمه خودکار[5] شناخته می‌شود. این رویکرد نیازمند حداقل اطلاعات اولیه و ذهنی پژوهشگر می‌باشد. بر اساس این رویکرد مقادیر انحراف‌معیارهای به کار رفته در تابع SSVS به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$k_{0j} = c_0\sqrt{\widehat{var}(\alpha_j)}$$
$$k_{1j} = c_1\sqrt{\widehat{var}(\alpha_j)} \quad (۱۷)$$

به‌گونه‌ای که $\widehat{\mathrm{var}}(\alpha_j)$ تخمینی از واریانس ضریب مربوطه در مدل خودرگرسیون برداری نامقید است (که به عنوان مثال از روش حداقل مربعات معمولی به دست آمده‌است). مقادیر از پیش تعیین‌شده c_0 و c_1 باید به گونه‌ای باشند که $c_0 \ll c_1$ باشد.

پیشین SSVS کامل

جورج و همکاران[6] (۲۳) و جاکمن و همکاران[7] (۲۴) در مورد تابع پیشین SSVS-full علاوه بر ضرایب مدل، واریانس اجزای خطا نیز (به جای توزیع ویشارت، $\Sigma^{-1} \sim W\left(\underline{S}^{-1}, \underline{v}\right)$) دارای توزیع پیشین SSVS خواهند بود. همان‌طور که در معادله ۷ اشاره شد می‌توان با در نظر گرفتن Ψ به عنوان یک ماتریس بالامثلثی معکوس ماتریس واریانس-کواریانس اجزای خطا را به صورت زیر نوشت:

$$\Sigma^{-1} = \Psi'\Psi \quad (۱۸)$$

با در نظر گرفتن تابع پیشین SSVS، مجذور هر یک از عناصر قطر اصلی Ψ توزیع پیشین گامای استاندارد داشته و برای عناصر

[1] Stochastic Search Variable Selection-Wishart
[2] Hierarchial prior
[3] Dummy vriable
[4] George, E., Sun, D. and Ni, S.
[5] Default semi-automatic approach
[6] George et al.
[7] Jochmann et al.

بالای قطر اصلی این ماتریس توزیع سلسله مراتبی همانند توزیع پیشین α خواهد داشت. بنابراین عناصر قطر اصلی همواره مثبت و غیر صفر بوده و در مدل وجود خواهند داشت و این اطمینان را ایجاد می کند ماتریس واریانس–کواریانس اجزای خطا معین مثبت باشد.

در این مطالعه، الگوی پژوهش، با استفاده از الگوی تلفیقی مدل رشد درون‌زای یوزاوا[1] (۳) و مدل رشد لوکاس[2] (۴) که توسط بن‌حبیب و پرلی[3] (۵) با عنوان رویکرد درون‌زای یوزاوا – لوکاس[4] بازطراحی شده شده و در مطالعه ویر، زوموی و روتو[5] (۶) مورد استفاده قرار گرفته شده است، تصریح شده است. با بررسی مطالعات محمدنژاد، فطرس و معصومی (۲۵)، هادی‌نژاد و محرابیان (۲۶)، شریفی رنانی، توکلی و هنرور (۱۹)، می‌توان این چنین نتیجه گرفت که متغیرهای تکنولوژی (به صورت جزء ثابت)، نیروی‌کار و تشکیل سرمایه ثابت در کنار تسهیلات دریافتی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی تاثیرگذار هستند[6]. هم‌چنین، بر اساس مطالعات کورکماز[7] (۲۷) و لانگ و ریچرت[8] (۲۸) متغیرهای نیروی انسانی شاغل، تشکیل سرمایه ثابت و سطح زیرکشت در کنار مبالغ تسهیلات بانک‌ها و موسسات اعتباری در یک الگوی ارزش افزوده بخشی مورد بررسی قرار می‌گیرند.

در این پژوهش از داده‌های مربوط به دوره ۱۳۵۰:۱–۱۳۹۶:۴ استفاده شده است. داده‌های مربوطه از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، خلاصه تحولات اقتصادی کشور، گزیده آمارهای اقتصادی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی و سازمان امور اراضی کشور، اخذ شده است. بمنظور فصلی‌سازی داده‌های سالانه مورد استفاده در برآوردهای مربوط به پیشین‌های بیزین، از روش لیترمن[9] (۷) استفاده شده است.

بمنظور تعیین وقفه بهینه از معیارهای LR، AIC، SC و HQ استفاده شده است (نتایج در جدول (۱) گزارش شده است). بر اساس تمامی معیارهای اشاره شده، وقفه بهینه برای تصریح خودرگرسیون برداری بیزین، وقفه اول است. بنابراین در چارچوب الگوی BVAR زیر، تاثیر تسهیلات اعطایی سیستم بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ارزیابی خواهد شد:

جدول ۱- تعیین وقفه بهینه بر اساس معیار HQ

وقفه	HQ
۰	-۲٫۶۵۹۵۰۹
۱	-۱۰٫۹۶۴۸۷
۲	*-۱۲٫۱۱۳۲۲
۳	-۱۱٫۹۱۲۱۶
۴	-۱۱٫۶۵۹۷۵
۵	-۱۱٫۵۵۱۱۹
۶	-۱۱٫۴۶۱۷۸
۷	-۱۱٫۲۶۴۲۲
۸	-۱۱٫۱۴۱۵۹

منبع: محاسبات پژوهش

[1] Uzawa
[2] Lucas
[3] Benhabib and Perli
[4] Uzawa-Lucas Approach
[5] Were, M., Nzomoi, J., & Rutto, N.
[6] لازم به ذکر است که بر اساس مطالعه شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۱)، با توجه به ملاحظات خاص تولید و ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی در ایران، این متغیرها در چارچوب یک الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) مورد ارزیابی قرار می‌گیرند.
[7] Korkmaz
[8] Liang & Reichert
[9] Litterman

$$\begin{pmatrix} LVA_AGR_t \\ LLAB_AGR_t \\ LCAP_AGR_t \\ LLOA_AGR_t \\ LLAN_AGR_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \\ c_5 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \theta_1 & \vartheta_1 & \varphi_1 & \omega_1 & \psi_1 \\ \theta_2 & \vartheta_2 & \varphi_2 & \omega_2 & \psi_2 \\ \theta_3 & \vartheta_3 & \varphi_3 & \omega_3 & \psi_3 \\ \theta_4 & \vartheta_4 & \varphi_4 & \omega_4 & \psi_4 \\ \theta_5 & \vartheta_5 & \varphi_5 & \omega_5 & \psi_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LVA_AGR_{t-1} \\ LLAB_AGR_{t-1} \\ LCAP_AGR_{t-1} \\ LLOA_AGR_{t-1} \\ LLAN_AGR_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \end{pmatrix} \quad (۱۹)$$

نتایج بحث

LVA_AGR : لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی

$LLAB_AGR$: لگاریتم نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی

$LCAP_AGR$: لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت در بخش کشاورزی

$LLAN_AGR$: لگاریتم سطح زیرکشت در بخش کشاورزی

$LLOA_AGR$: لگاریتم تسهیلات اعطایی سیستم بانکی به بخش کشاورزی

برای انتخاب پیشین برتر، از شاخص RMSE استفاده می‌شود که این شاخص به صورت زیر قابل تعریف است (جاکمن و همکاران، ۲۰۱۰؛ کوپ، ۲۰۱۳):

$$\Sigma^{-1} = RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h}\left[y_{i,\tau+h}^{0} - E\left(y_{i,\tau+h} \middle| Data_\tau\right)\right]^2}{T-h-\tau_0+1}} \quad (۲۰)$$

نتایج آزمون ریشه واحد در **Error! Reference source not found.**(۲) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای پژوهش با یک بار تفاضل‌گیری، در سطح معنی‌داری ۵ درصد، پایا هستند. بنابراین لازم است با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی، وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای تصریح آزمون شود.

نتایج مربوط به آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن-یوسیلیوس میان متغیرهای تصریح در **Error! Reference source not found.** (۳۲) ارائه شده است که نشان می‌دهد که در تمامی الگوهای ۵ گانه ارزیابی تعداد روابط هم‌انباشتگی، حداقل یک رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها وجود دارد. لازم به ذکر است که به منظور تاکید بر وجود رابطه هم‌انباشتگی در تمامی حالات ممکن (بهینه و غیربهینه)، موارد خروجی آزمون‌های ۵ گانه گزارش شده است و باید به این نکته توجه شود که حالت دوم در میان سایر الگوها، بهینه بشمار می‌رود.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش

متغیر	آماره دیکی – فولر	ارزش احتمال	نتیجه
$LCAP_AGR$	۰,۰۵۰۸۹۳	۰,۹۹۵۶	ناپایا
$D(LCAP_AGR)$	-۳,۹۳۲۷۲۵	۰,۰۱۸۸	پایا
LVA_AGR	-۳,۱۱۰۵۸۷	۰,۱۱۶۳	ناپایا
$D(LVA_AGR)$	-۵,۴۴۰۸۳۲	۰,۰۰۰۴	پایا
$LLAB_AGR$	-۲,۱۶۶۹۲۴	۰,۴۹۵۷	ناپایا
$D(LLAB_AGR)$	-۶,۴۴۲۰۴۷	۰,۰۰۰۰	پایا
$LLOA_AGR$	-۱,۵۲۷۹۳۱	۰,۸۰۴۹	ناپایا
$D(LLOA_AGR)$	-۶,۵۴۱۱۰۵	۰,۰۰۰۰	پایا

LLAN_AGR	−۲,۲۳۷۹۱۵	۰,۴۵۵۷	ناپایا
D(LLAN_AGR)	−۵,۸۵۶۵۸۳	۰,۰۰۰۱	پایا

منبع: محاسبات پژوهش

ادامه جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش

متغیر	آماره HEGY[1] با رویکرد آزمون نسبت واریانس Taylor (فرکانس π)	آماره HEGY با رویکرد آزمون نسبت واریانس Taylor (فرکانس هارمونیک[2])	نتیجه
LCAP_AGR	۰,۰۱۲	۰,۰۰۵	ناپایا
D(LCAP_AGR)	۰,۰۲۶	۰,۰۲۲	پایا
LVA_ AGR	۰,۰۱۷	۰,۰۰۸	ناپایا
D(LVA_ AGR)	۰,۰۳۸	۰,۰۳۱	پایا
LLAB_AGR	۰,۰۱۳	۰,۰۱۰	ناپایا
D(LLAB_AGR)	۰,۰۲۷	۰,۰۲۵	پایا
LLOA_AGR	۰,۰۱۸	۰,۰۰۹	ناپایا
D(LLOA_AGR)	۰,۰۵۲	۰,۰۴۹	پایا
LLAN_AGR	۰,۱۸	۰,۰۰۹	ناپایا
D(LLAN_AGR)	۰,۰۴۱	۰,۰۳۸	پایا
سطح معنی‌داری			
۱ درصد	۰,۰۱۲	۰,۰۰۵	
۵ درصد	۰,۰۱۹	۰,۰۱۰	
۱۰ درصد	۰,۰۲۴	۰,۰۱۵	

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن-یوسیلیوس

نوع آزمون	داده‌ها (در سطح) از روند متغیر برخوردار نیستند و روابط هم‌انباشتگی، عرض از مبدا ندارند	داده‌ها (در سطح) از روند متغیر برخوردار نیستند و روابط هم‌انباشتگی، عرض از مبدا دارند	داده‌ها (در سطح) از روند خطی برخوردارند و روابط هم‌انباشتگی، عرض از مبدا دارند	داده‌ها (در سطح) و روابط هم‌انباشتگی، از روند خطی برخوردارند	داده‌ها (در سطح) از روند درجه دوم برخوردارند و روابط هم‌انباشتگی، روند خطی دارند
λ_{max}	۱	۲	۲	۳	۳
λ_{trace}	۱	۲	۲	۲	۳

منبع: محاسبات پژوهش

[1] Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (1990)

۲ این فرکانس هارمونیک بین w_k و w_k - $\pi 2$ تعریف می‌شود و k نیز بین ۱ تا ۵ خواهد بود و می‌تواند مقادیر ۱ و ۵ را نیز داشته باشد.

در جدول (۴) شاخص RMSE برای مدل‌های گوناگون و افق‌های پیش‌بینی یاد شده نشان داده شده است. این نتایج نشان می‌دهد که پیشین SSVS-Wishart کم‌ترین خطای پیش‌بینی را به خود اختصاص داده است و مقدار یادگیری و انطباق آن با داده‌های بخش کشاورزی، بیش از سایر روش‌های موجود است. هم‌چنین، الگوی Non-Informative (غیربیزین) بیش‌ترین خطای پیش‌بینی را داراست[۱].

جدول ۴- شاخص RMSE پیش‌بینی مدل‌های گوناگون

تعداد دوره جلوتر	Non-Informative (Non-Bayesian)	Sims-Zha Normal-Flat	Independent Normal-Wishart Prior	SSVS-Wishart	SSVS-Full
۱	۰,۱۵۲۴	۰,۱۴۳۵	۰,۱۳۹۱	۰,۱۳۲۵	۰,۱۳۵۵
۲	۰,۱۷۵۳	۰,۱۵۷۸	۰,۱۴۴۲	۰,۱۳۵۱	۰,۱۳۸۶
۳	۰,۱۹۶۳	۰,۱۶۴۲	۰,۱۵۴۲	۰,۱۴۳۱	۰,۱۴۶۵
۴	۰,۲۸۳۱	۰,۲۳۴۷	۰,۱۶۴۳	۰,۱۴۸۸	۰,۱۵۷۲
۵	۰,۳۵۵۱	۰,۲۴۶۱	۰,۱۸۷۳	۰,۱۵۷۱	۰,۱۶۲۱
۶	۰,۴۳۲۱	۰,۲۸۷۱	۰,۲۰۳۱	۰,۱۶۳۱	۰,۱۷۰۲
۷	۰,۵۲۱۸	۰,۲۹۸۱	۰,۲۱۷۸	۰,۱۷۲۱	۰,۱۷۹۸
۸	۰,۵۹۹۷	۰,۳۱۹۱	۰,۳۱۸۹	۰,۱۸۲۹	۰,۱۸۵۹
میانگین	۰,۳۳۹۴	۰,۲۳۱۳	۰,۱۹۱۱	۰,۱۵۴۳	۰,۱۵۹۴

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج تابع واکنش ضربه (IRF) بدست آمده از الگوی BVAR که با استفاده از پیشین SSVS-Wishart برآورد شده است در کنار تابع واکنش مربوط به الگوی غیربیزین، در نمودار (۱) نمایش داده شده است. بر اساس این نتایج، ضربه‌ای معادل یک انحراف معیار به متغیر تسهیلات بانکی اعطایی در بخش کشاورزی، باعث واکنش افزایشی ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود و این افزایش پس از ۳ دوره به بیشینه مقدار خود می‌رسد و این تاثیرگذاری مثبت در دوره پنجم به پایان خواهد رسید. از دوره ششم به بعد، این تسهیلات با نرخ کاهشی، به کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی منجر خواهد شد. این در حالی است که تابع واکنش در الگوی غیربیزین که بیش‌ترین خطای پیش‌بینی (بر اساس شاخص RMSE) را دارا بود، نشان‌دهنده اثر پایدار و مثبت تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است. مقایسه میان نوع واکنش در دو الگوی بیزین و غیربیزین نیز در جدول (۵) ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- گفتنی است که محاسبات مربوط به RMSE در خصوص پیشین‌های Minnesota، Natural conjugate، Diffuse، Normal-Wishart و Sims-Zha Normal-flat نیز در خصوص الگوی پژوهش به انجام رسیده است، ولی با توجه به محدودیت‌های تعداد صفحات مقاله و لزوم اشاره به مبانی نظری این الگوهای در بخش مواد و روش‌ها، صرفا نتایج پیشین‌های با کم‌ترین مقدار RMSE در کنار نتیجه RMSE الگوی خودرگرسیون برداری غیربیزین ارائه شده است.

نمودار ۱- تابع واکنش ارزش افزوده بخش کشاورزی در دو الگوی بیزین و غیربیزین

منبع: محاسبات پژوهش

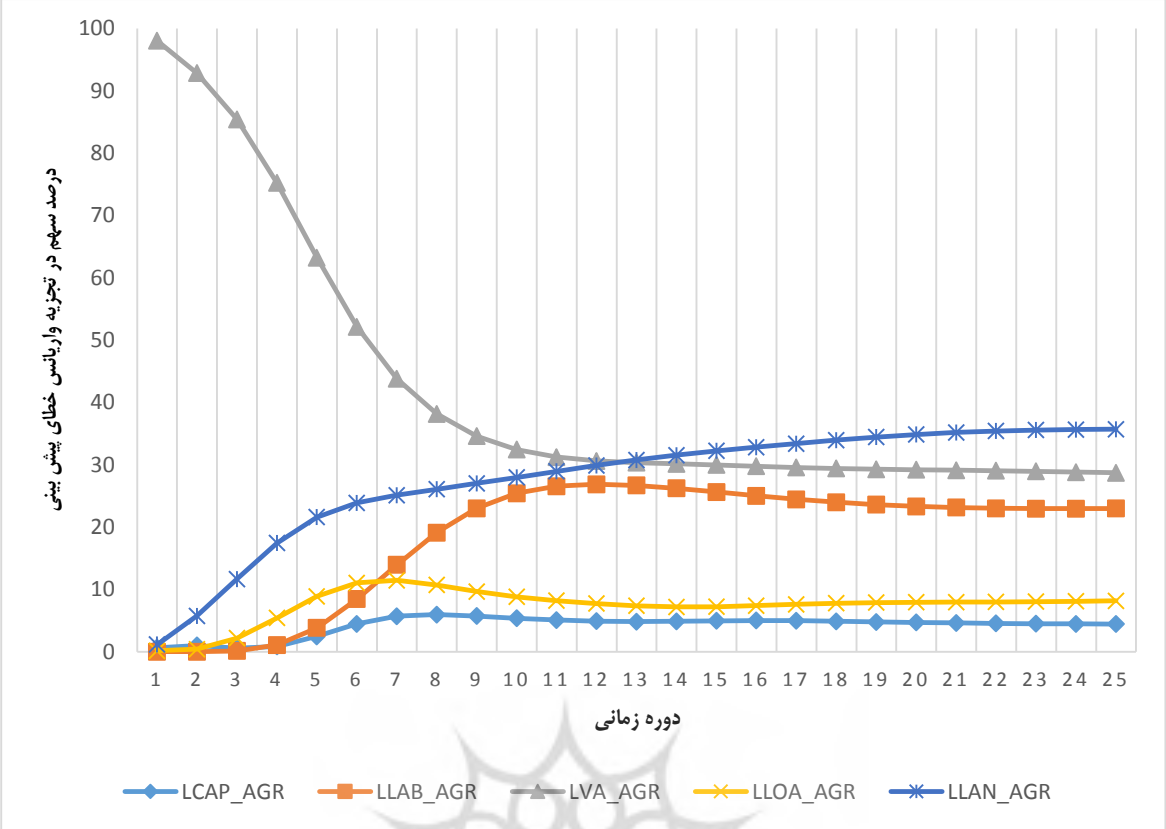
جدول ۵- خلاصه برخی از نتایج توابع عکس العمل آنی مدل

پیشین	مقدار واکنش دوره اول	میانگین کل واکنش ها	بیش‌ترین مقدار واکنش	دوره بیش‌ترین مقدار واکنش
SSVS-Wishart	۰,۰۰۰۳۰۲	-۰,۰۰۰۷	۰,۰۰۰۵۳۸	۳
Non-Bayesian	۰,۰۰۰۰۲۶۳	۰,۰۰۲۶۸	۰,۰۰۴۹۵۹۷	۲۴

منبع: محاسبات پژوهش

در حقیقت می‌توان این واقعیت را مشاهده نمود که الگوی غیربیزین، نمی‌تواند دلالت‌های دقیقی در خصوص تاثیرگذاری حمایت‌های اعتباری از بخش کشاورزی داشته باشد و نتایج آن، نشان‌دهنده این ادعاست که هر گونه حمایت اعتباری از بخش کشاورزی، نه تنها تاثیر پایداری بر بخش کشاورزی دارد، بلکه پس از گذشت ۲۵ فصل از ارائه تسهیلات، همچنان تاثیر مثبت، معنی‌دار و فزآینده‌ای بر ارزش افزوده بخش کشاورزی خواهد داشت که اساسا امری محال و غیرقابل باور است. به عبارت دیگر، در یک الگوی غیربیزین، حمایت بانکی از بخش کشاورزی، یک بار برای همیشه، کافی خواهد بود و تاثیر آن بر ارزش افزوده با گذر زمان نه تنها کاهش نمی‌یابد، بلکه افزایش نیز می‌یابد همچنان که اشاره شد، امری دور از واقعیت و محال است. در مقابل در الگوی بیزین، تاثیر مثبت تسهیلات بانکی پس از ۳ دوره به حداکثر مقدار خود می‌رسد و پس از پنجم دوره این تاثیر مثبت به پایان خواهد رسید. بنابراین، می‌توان برای دوره بهینه تاثیرگذاری تسهیلات بانکی، یک دوره زمانی مشخص را تعیین کرد.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده بخش کشاورزی که در نمودار (۲)، نمایش داده شده است، نشان می‌دهد که سطح زیرکشت، ارزش افزوده، نیروی کار، تسهیلات بانکی و سطح سرمایه، (به ترتیب) بیش‌ترین سهم را در واریانس خطای پیش‌بینی به خود اختصاص داده‌اند. این نشان‌دهنده تاثیر محدود تسهیلات بانکی و سطح سرمایه (هر یک حدود ۸ درصد) و تاثیر قابل توجه نیروی کار، ارزش افزوده و سطح زیرکشت (هر یک با حدود ۲۸ تا ۳۵ درصد) در واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد.



نمودار ۲- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی ارزش افزوده بخش کشاورزی

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

وظیفه اصلی بازارهای مالی شامل بازارهای پول و سرمایه، تجهیز پس اندازهای کوچک و بزرگ و هدایت آن به سوی برآورد نیازهای بنگاه های اقتصادی است. بخش کشاورزی به عنوان یک بخش زیربنایی، در فرایند رشد و توسعه اقتصادی از اهمیت به سزایی برخوردار است. تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران در این بخش در جهت ریسک بالای فرآیندهای تولیدی و نهاده‌های متعدد موردنیاز، نیازمند حمایت جدی نهادهای بخشی، میان دستی و بالادستی هستند. نظام بانکی با در اختیار داشتن بخش زیادی از نقدینگی و سرمایه سرگردان، می تواند نقش بسزایی در تقویت بخش کشاورزی و افزایش ارزش افزوده این بخش داشته باشد.

هدف از این پژوهش، تعیین چگونگی تاثیرگذاری تسهیلات نظام بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران است. بدین منظور با بهره‌گیری از یک الگوی خودرگرسیون برداری بیزین و پس از بکارگیری انواع پیشین‌ها و تعیین پیشین برتر در بخش کشاورزی، تابع ارزش‌افزوده مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر اساس نتایج پژوهش، پیشین SSVS-Wishart با کم‌ترین میانگین مجذور خطای پیش‌بینی (و با فاصله قابل توجهی نسبت به الگوهای غیربیزین)، از بیش‌ترین سازگاری یادگیری در الگوی BVAR مربوط به تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران برخوردار است (پاسخ سوال دوم پژوهش).

بر اساس نتایج بدست آمده از بکارگیری پیشین SSVS-Wishart، تسهیلات نظام بانکی به تولیدات کشاورزی، می‌تواند تا ۵ دوره به افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی منجر شود؛ به نحوی که این تاثیر افزایشی، پس از ۳ دوره به بیشینه مقدار خود می‌رسد و در دوره پنجم به پایان خواهد رسید. در مقابل، نتایج بدست آمده از رویکرد غیربیزین، افزون بر اینکه بیش‌ترین مقدار خطای پیش‌بینی در میان مدل‌های گوناگون را به خود اختصاص داده است(جدول ۴)، نشان از تاثیر فزآینده تسهیلات نظام بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد؛ به گونه‌ای که حتی با گذشت ۲۵ دوره از ارائه تسهیلات نظام بانکی به بخش کشاورزی، همچنان تاثیر این تسهیلات در الگوی غیربیزین قابل مشاهده و رو به افزایش است. این نتایج افزون بر عدم تطابق با واقعیت لزوم حمایت‌های مجدد و مکرر نظام بانکی از بخش کشاورزی، مدعی است که تنها حمایت نظام بانکی در دوره جاری، منجر به افزایش رو به رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی حتی پس از گذشت ۲۵ دوره فصلی خواهد شد و هیچ نیازی به حمایت مجدد نظام بانکی وجود ندارد. از این نتایج بدست آمده از الگوی غیربیزین به هیچ عنوان با ساختار بخش کشاورزی ایران سازگار نیست و به لحاظ آماری نیز بیش‌ترین خطای پیش‌بینی را در ادوار گوناگون، مربوط به همین الگوست.

اما با در نظر گرفتن نتایج الگوی بیزین با پیشین SSVS-Wishart (که کم‌ترین خطای پیش‌بینی را به خود اختصاص داده است)، دوره بهینه تاثیرگذاری تسهیلات بانکی در بخش کشاورزی، بین ۳ تا ۵ دوره فصلی است (پاسخ سوال اول پژوهش).

این در حالی است که چنانچه این تسهیلات صرفا یک بار در زمان t در اختیار بخش کشاورزی قرار گیرند، پس از گذشت ۵ دوره از زمان اعطای تسهیلات، تاثیر منفی تسهیلات بر ارزش افزوده بخش

کشاورزی را شاهد خواهیم بود؛ به نحوی که تسهیلات ارائه شده در زمان t، به کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی، از دوره t+6 به بعد، منجر خواهد شد. از این رو برخلاف آنچه در الگوهای غیربیزین مانند نتایج تابع واکنش غیربیزین (Non-Bayesian) در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، تاثیر تسهیلات بانکی نه تنها پایدار و همیشگی نیست، بلکه با توجه به دوره کوتاه تنفس و لزوم بازپرداخت اصل و سود تسهیلات پس از دوره تنفس، این تسهیلات می‌تواند به تعدیل تولید و ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت (پس از شش دوره فصلی) نیز منجر شود.

بنابراین، در خصوص فرضیه‌های پژوهش می‌توان این گونه اظهار نظر کرد که تسهیلات بانکها و موسسات اعتباری در حیطه فعالیت‌های کشاورزی، تاثیر معنی‌دار و کوتاه‌مدتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. هم‌چنین، این تسهیلات، تاثیر مثبت و ناپایداری (بین ۳ تا ۵ دوره فصلی) بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد.

توجه به این نکته مهم بسیار حائز اهمیت است که تأمین مالی واحدهای تولیدی چه از دیدگاه سرمایه درگردش و چه از دیدگاه توسعه فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های جدید، از مهم‌ترین مباحث مدیریت یک نظام است که به لحاظ اهمیت آن، مدیریتی بنام مدیریت مالی در مباحث نظری وعملی مطرح می‌شود که کارایی آن درحفظ و بقا و توسعه فعالیت‌های نظام اهمیت دارد. اعتبارات برای تأمین نهاده‌های گوناگون تولیدی مانند نیروی کار، نهاده‌های سرمایه ای، فناوری و هم‌چنین، خرید مواد اولیه مورد استفاده قرار می‌گیرد و از این رو اهمیت بسزایی در رشد و توسعه فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تولیدی دارد (۱۲).

درآمد سرانه پایین فعالیت‌های کشاورزی، عموما مانع پس‌انداز کافی بمنظور توسعه و افزایش سطوح تولیدی در این گونه فعالیت‌ها می‌شود و بخش کشاورزی به منظور تامین نیازهای مداوم و دفعی مالی خود نیز همواره با وابستگی به بازارهای اعتباری رسمی و در موارد ضروی غیررسمی روبروست. با توجه به محوریت بازار بانکی در بازار مالی ایران، حمایت جدی بانک‌ها و موسسات اعتباری از تولیدات کشاورزی، امری ضروری و انکارناپذیر است. بنابراین با توجه به نتایج پژوهش در خصوص کوتاه بودن دوره تاثیرگذاری تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی و میرا بودن این تاثیرگذاری در یک دوره مشخص، پیشنهاد می‌شود ساختار ارائه تسهیلات بانکی (اعم از مقدار تسهیلات، دوره بازپرداخت، دوره تنفس، نرخ سود تسهیلات و نوع وثایق و تضامین موردنیاز) به گونه‌ای تنظیم شود که علاوه بر افزایش دوره تاثیرگذاری مثبت تسهیلات بانکی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، با ساختاری نظام‌مند و هوشمند، پاسخ‌گوی نیازهای فوری، جدی و تجدیدشونده بخش کشاورزی به حمایت‌های بانکی باشد. به عبارت دوره تجدید حمایت مالی بانکی یا شروع بازپرداخت تسهیلات اولیه، باید بین ۳ تا ۵ دوره فصلی پس از اعطای تسهیلات اولیه باشد تا امکان تاثیرگذاری مثبت مجدد فراهم شود. هم‌چنین، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بخش کشاورزی با هدف جلوگیری از خطای راهبردی در تحلیل نتایج و به منظور ارزیابی نتایج سیاست‌های حمایتی و اعتباری، از تحلیل‌های غیراطلاعات‌محور برای ارزیابی تاثیرگذاری پرهیز نموده و چارچوب‌های یادگیری بیزین را محور ارزیابی‌های خود قرار دهند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در این مطالعه فرم‌های رضایت نامه آگاهانه توسط تمامی آزمودنی‌ها تکمیل شد.

حامی مالی

هزینه‌های این مطالعه توسط نویسندگان مقاله تامین شد.

مشارکت نویسندگان

تمام بخش های مقاله توسط مهدی قائمی اصل، طراحی و تدوین شده است.

تعارض منافع

این مقاله توسط یک نویسنده تالیف شده است.

References

1. Schumpeter JA, Entrepreneurship as innovation. Entrepreneurship: The social science view, 2000; 1 (1): 51-75. http://people.soc.cornell.edu/swedberg/2000%20The%20Social%20Science%20View.pdf
2. Levine R, Finance and growth: theory and evidence. Handbook of economic growth, 2005; 1 (1): 865-934. [DOI:10.1016/S1574-0684(05)01012-9]
3. Uzawa H, Optimum technical change in an aggregative model of economic growth. International economic review, 1965; 6 (1): 18-31. [DOI:10.2307/2525621]
4. Lucas R, On the Mechanics of Economic Development. Journal of Monetary Economics, 1988; 22 (1): 3-42. [DOI: 10.1016/0304-3932(88)90168-7].
5. Benhabib J, Perli R, Uniqueness and indeterminacy: on the dynamics of endogenous growth. Journal of economic theory, 1994; 63 (1): 113-42. [DOI: 10.1006/jeth.1994.1035]
6. Were M, Nzomoi JN, Rutto N, Assessing the impact of private sector credit on economic performance: Evidence from sectoral panel data for Kenya. International Journal of Economics and

Finance, 2012; 4(3), 182-204. http://ccsenet.org/journal/index.php/ijef/article/view/15160/10277
7. Litterman RB, A random walk, Markov model for the distribution of time series. Journal of Business & Economic Statistics, 1983; 1 (2): 169-173. [DOI: 10.1080/07350015.1983.10509336]
8. Qureshi SK, Shah AH, Vosti SA, A Critical Review of Rural Credit Policy in Pakistan [with Comments]. The Pakistan Development Review, 1992; 31 (4): 781-801. https://www.jstor.org/stable/41259600
9. Mankiw NG, Principles of Economics (Ed.). Mason, United States: 2007; Thomson South-Western.

https://books.google.com/books?id=KQfFDwAAQBAJ
10. Zuberi HA, Production function, institutional credit and agricultural development in Pakistan. The Pakistan Development Review, 1989; 1 (7): 43-55. https://www.jstor.org/stable/41259212
11. Chizeri A, Zare A, Investigating the effects of credits allocated to the agricultural sector of Mazandaran province by national and agricultural banks. Agricultural Economics and Development, 2000; 8 (32): 69-92. https://www.sid.ir/fa/Journal/ViewPaper.aspx?ID=20746
12. Bakhtiari P, Paseban F, The role of bank credits in the development of job opportunities: a case study of the Agricultural Bank of Iran. Agricultural Economics and Development. 2013; 12 (46): 73-106. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=6604
13. Biniyaz A, Mohammadi H, The effect of the degree of trade openness of the agricultural sector on food security in Iran (autoregressive approach with distributive breaks). Agricultural Economics Research. 2017; 10 (38), 81-104. http://jae.marvdasht.iau.ir/article_2833.html
14. Movahed A, Abolhasani A, Pourkazmi MH, Mousavi Jahormi Y, Designing the optimal resource allocation model in Iran's banking system. Economic Modeling, 2016; 11 (40): 115-136. https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_604883.html?lang=fa
15. Kazemzadeh L, Abu-Nouri A, Estimation of supply and demand functions of Iranian date export using simultaneous equation system model. Journal of Economic Research, 2006; 54 (17): 58-23. http://agrijournals.ir/article_58917.html
16. Karbasi A, Ahmadi H, Investigating the effects of exchange rate fluctuations on the export volume and price of Iranian raisins. Knowledge and Development Journal, 2009; 7 (32): 147-163. https://danesh24.um.ac.ir/article_26617.html
17. Tawakoli A, Sayah M, The effect of exchange rate fluctuations on the country's economic activities. Quarterly Journal of Money and Economics. 2009; 4 (11): 77-58. https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-46-fa.html
18. Mehrabi Beshrabadi H, Javadan A, The effect of exchange rate uncertainty on the employment of Iran's agricultural sector. Journal of Agricultural Economics and Development, 2011: 20 (77): 63-79. https://journals.areeo.ac.ir/article_58737.html
19. Sharifi Renani H, Tawakli A, Hanror N, The effect of agricultural bank credits on the added value of the agricultural sector in Iran. Agricultural Economics and Development, 2012; 21 (84): 205-228. http://aead.agri-peri.ac.ir/article_58725.html
20. Ismailzadeh Padari S, Hosseini M, Omid Najafabadi M, Investigating the role of agricultural bank loans in rural development: a case study of Tehran Province. Rural and Development Quarterly. 2016; 20 (1): 169-147. http://rvt.agri-peri.ac.ir/article_59491.html
21. Koop GM, Forecasting with medium and large Bayesian VARs. Journal of

Applied Econometrics, 2013; 28 (2): 177-203. [DOI:10.1002/jae.1270]
22. George EI, McCulloch RE, Approaches for Bayesian variable selection. Statistica sinica, 1997; 1 (3): 339-373. https://www.jstor.org/stable/24306083
23. George EI, Sun D, Ni S, Bayesian stochastic search for VAR model restrictions. Journal of Econometrics, 2008; 142 (1): 553-580. [DOI:10.1016/j.jeconom.2007.08.017]
24. Jochmann M, Koop G, Strachan RW, Bayesian forecasting using stochastic search variable selection in a VAR subject to breaks. International Journal of Forecasting, 2010; 26 (2): 326-347. [DOI:10.1016/j.ijforecast.2009.11.002]
25. Mohammadnejad N, Fitras M, Masoumi M, Analysis of the relationship between bank credits and economic growth. Monetary and Financial Economics, 2014; 22 (10): 1-21. https://danesh24.um.ac.ir/article_30661.html
26. Hadinejad M, Mehrabian A, Investigating the effect of bank loans on the growth of the country's industrial sector. Financial Economics and Development (Economic Sciences), 2017; 1 (2): 75-85. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?ID=181807
27. Korkmaz KB, CFD Predictions of Resistance and Propulsion for the JAPAN Bulk Carrier (JBC) with and without an Energy Saving Device (Master's thesis), https://hdl.handle.net/20.500.12380/219361
28. Liang HY, Reichert AK, Economic growth and financial sector development. The International Journal of Business and Finance Research, 2007; 1 (1): 68-78. https://ssrn.com/abstract=1543402