Village and Development
Vol.26, No.102, Summer 2023

Research Paper

Investigating the Components Affecting Food Security of Rural Households in the Provinces of Iran Fraction Probit Panel Approach

S. Yazdani[1], *H. Noroozi*[2], *R. Shakeri Bostan Abad*[3]
Received: 21 June, 2022 Accepted: 25 August, 2022

Abstract

Introduction
Food security is the most important principle for maintaining the health of society, when affecting various dimensions such as political, economic, social and cultural dimensions. Therefore, it is very important to examine the food security situation and identify the factors affecting it, so that practical policy and support solutions can be provided to improve the nutritional status of the society.

Materials and Methods
In this study, in order to investigate the factors affecting food security in the provinces of the country, the fractional Probit panel model, which is bounded for the dependent variables, has been used. The boundedness of the dependent variable (the food security index is in the range (1 and 0)), differentiates this model from the common panel data method. The difference of these variables from the point of view of econometrics is that not only do they have a possible outcome, but they include both the outcome of the corner solution and the continuous outcome in the range of zero and one.

---

1. Corresponding Author and Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran. (syazdani@ut.ac.ir)
2. PhD in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran.
3. PhD Student in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran.

DOI: 10.30490/rvt.2023.359126.1466

Results and Discussion

According to the obtained results, using the fractional Probit panel approach, the variables of Gini coefficient, per capita tax, unemployment and inflation, have a negative and significant sign, and the variables of per capita income and financial development index have a positive and significant sign. Considering the final effect of the Gini coefficient on food security, it is expected that with an increase of one percent in the Gini coefficient, the food security index will decrease by 0.07 percent. Per capita tax, with a final effect of -0.99, shows that with a one percent decrease in this variable, the food security situation increases by 0.99 percent. Considering the positive and significant effect of financial development on food security, with a one percent increase, the food security index will improve by 0.13 percent. With a one percent increase in per capita income, the food security index increases by 0.84 percent. The sign of the inflation variable in this model is negative and it indicates the decrease in food security due to the increase in inflation. In fact, inflation reduces the availability of food by reducing purchasing power and as a result reduces the level of food security, so according to the results, with a one percent increase in inflation, the food security index will decrease by 0.17 percent. In fact, this result can be expressed as considering that the increase in the general level of prices reduces the available income and purchasing power of households, which reduces the economic access to food and food with higher nutritional value and threatens food security. The effect of the unemployment rate variable on food security is negative, which means that with a one percent decrease in the unemployment rate, the food security index will improve by 0.06 percent.

Conclusions

Based on the results, considering the final negative effect of the Gini coefficient on food security, it is suggested that the structure of income distribution by the government through implementing targeted and principled policies in line with investment in the provision of facilities and public goods and infrastructure, especially in less developed areas and rural areas should be reviewed and redesigned. The implementation of this policy by increasing the amount of per capita income and more public facilities, in addition to the distribution of income will become more balanced and help to reduce inequalities. Considering the negative effect of per capita tax on food security, it can be said that the effect of indirect tax on food security was greater than the effect of direct tax. In other words, due to the negative impact of indirect taxes on income distribution and its high share in the country's tax revenues, its destructive effect on income distribution has been overcome, and therefore, with the increase of the Gini coefficient and the decrease of available income, the food security situation worsens. Considering the positive and significant effect of financial development on food security, by creating a healthy competitive environment in the banking system and making payment facilities efficient, facilities and credits granted to the economic and production sectors are directed and on the other hand, by using new methods in the financial and capital markets, it will be possible to increase the access of individuals, companies and enterprises to financial tools and facilities in order to improve the performance and level of national production to help improving food security. Also, the results showed that inflation has a negative effect on food security. Inflation, especially high and continuous in Iran's economy, causes uncertainty in investment, lower real interest rates, and more depreciation of capital, which, along with the outflow of capital from the country, in the long term, causes a decrease in food

security by reducing the purchasing power of the household. On the other hand, unemployment causes poverty by decreasing the household income, followed by a decrease in food security, which due to the two-way relationship between poverty and the destruction of natural resources leads to problems like soil erosion, water pollution, emission of greenhouse gases and the loss of environmental diversity, which limit production and production resources in the long term, leading to the food security situation to be more endangered.

Keywords: Food Security, Inflation, Gini Coefficient, Financial Development, Rural Areas.

روستا و توسعه

سال ۲۶، شماره ۱۰۲، تابستان ۱۴۰۲

مقاله پژوهشی

بررسی مؤلفه‌های اثرگذار بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در استان‌های ایران رهیافت پانل پروبیت کسری

سعید یزدانی[۱]، حسین نوروزی[۲]، رضا شاکری بستان‌آباد[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۶/۳

چکیده

نقش تغذیه در سلامت جامعه و ارتباط آن با توسعه اقتصادی سبب شده است تا امنیت غذایی در بین اولویت‌ها و اهداف برنامه‌های توسعه هر کشور قرار گیرد. تدوین و طراحی برنامه هدفمند به‌منظور ارتقاء و بهبود وضعیت امنیت غذایی مستلزم شناسایی و سنجش میزان اثرگذاری مؤلفه‌های مؤثر بر آن است. ازاین‌رو، در این مطالعه مهم‌ترین مؤلفه‌های اثرگذار بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵–۱۳۹۸ با استفاده از روش پانل پروبیت کسری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که متغیرهای ضریب جینی، تورم، مالیات سرانه و بیکاری، اثر منفی و معنی‌دار و متغیرهای درآمد سرانه و توسعه مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی در استان‌های کشور داشته است. به‌طوری‌که با افزایش یک درصدی هریک از این متغیرها شاخص امنیت غذایی به ترتیب به میزان ۰/۰۷–، ۰/۱۷–، ۰/۹۹–، ۰/۰۶–، ۰/۸۴ و ۰/۱۳ درصد تغییر می‌یابد. با توجه به اثر منفی مالیات سرانه بر امنیت غذایی و تأثیر منفی مالیات بر توزیع درآمد و درآمد در دسترس و همچنین اثر منفی ضریب جینی بر امنیت غذایی و

۱- نویسنده مسئول و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران. (syazdani@ut.ac.ir)

۲- دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

DOI: 10.30490/rvt.2023.359126.1466

اثر توزیع درآمد بر آن، با بهبود ضریب جینی و افزایش درآمد در دسترس، ارتقاء امنیت غذایی میسر خواهد بود. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود در راستای بهبود امنیت غذایی، با توجه به اثرگذاری مثبت ضریب توسعه مالی بر امنیت غذایی و همچنین افزایش درآمد در دسترس، دولت با توجه بیشتر به مناطق روستایی و کمتر توسعه‌یافته با اعطای تسهیلات و وام‌های ارزان‌قیمت و هدفمند، زمینه‌های افزایش سرمایه‌گذاری و درآمد و کاهش بیکاری و فقر را فراهم آورد.

کلید واژه‌ها: *امنیت غذایی، تورم، ضریب جینی، توسعه مالی، مناطق روستایی.*

مقدمه

جهان در حال حاضر سه چالش غذایی عمده در پیش‌رو دارد. نخستین چالش، افزایش گرسنگی در سطح جهان است؛ به‌طوری‌که بر اساس گزارش بانک جهانی، بالغ بر ۶۸۹ میلیون نفر در جهان با هزینه‌ای کمتر از یک دلار در روز زندگی می‌کنند (World Bank, 2020). چالش دوم، عدم وجود تعادل در رژیم غذایی روزانه و سوءتغذیه ناشی از فقر بوده که منجر به افزایش بیماری‌هایی از جمله چاقی، بیماری‌های قلبی، انفارکتوس و دیابت شده است (WHO, 2020). چالش سوم در مسئله غذا که پیش‌روی بشر است، نابودی محیط زیست و منابع طبیعی است که محدود شدن تولید مواد غذایی را به‌خاطر معضلاتی همچون فرسایش خاک، آلودگی آب، انتشار گازهای گلخانه‌ای و از بین رفتن تنوع محیط زیست به دنبال خواهد داشت (Eskandari et al., 2020; Ghanian et al., 2022; Asefa & Zegeye, 2003).

بر اساس تعریف کنفرانس جهانی غذا، امنیت غذایی زمانی وجود دارد که همه آحاد جامعه همیشه به غذای کافی، سالم و مغذی، دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس، نیازهای یک رژیم تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد. این تعریف که در سطح گسترده‌ای مورد پذیرش قرار گرفته است، به ابعاد گوناگونی اشاره دارد که مهم‌ترین آن چهار عنصر موجود بودن غذا، دسترسی به غذا، بهره‌مندی غذایی و پایداری در دریافت غذا است (Carletto et al., 2013; Fengying et al., 2010; Anriquez et al., 2013). مفهوم دسترسی به غذا، دسترسی فیزیکی و اقتصادی به منابع، جهت تأمین غذای مورد نیاز جامعه است (Barrett, 2010). دسترسی فیزیکی به غذا زمانی میسر می‌شود که خانوارها و افراد، منابع کافی برای رژیم غذایی مناسب را داشته باشند. ازاین‌رو، دسترسی اقتصادی به غذا به قدرت خرید خانوارها بستگی دارد. (Anriquez et al., 2013). همچنین بهره‌مندی غذایی بر استفاده درست از مواد غذایی

تأکید دارد. در این بُعد از امنیت غذایی، بر دانش خانوارها و ذخیره‌سازی و روش‌های پردازش و آماده‌سازی غذا و همچنین اصول پایه‌ای تغذیه تأکید زیادی می‌شود (Anriquez et al., 2013).

به طور کلی عوامل مختلفی بر تأمین غذا یا همان دسترسی به غذا اثرگذارند. یکی از این عوامل، رشد جمعیت است. نخستین بار در رابطه با تأمین غذا و رشد جمعیت، مالتوس (۱۷۹۸) نظریه خود را ارائه نمود. نظریه مالتوس مشخص می‌کند که کمبود مواد غذایی به دلیل رشد بالای جمعیت در مقایسه با رشد تولید و تأمین مواد غذایی وجود دارد و بنابراین در بلندمدت ناامنی غذایی را تشدید می‌کند (Todaro, 1989). بر این اساس، مطالعات تجربی مسترز و همکاران Masters et al., (2013) و تیان و همکاران (Tian et al., 2016) نشان دادند که به موازات افزایش جمعیت همراه با تقاضای فزاینده برای غذا به عدم کفایت غذا برای تأمین تقاضای ایجاد شده منجر خواهد شد. در واقع، افزایش قابل توجه در جمعیت منجر به استفاده بیشتر از آب و زمین می‌شود، که به‌نوبه‌خود بر ظرفیت بهره‌وری کشاورزی تأثیر می‌گذارد (Masters et al., 2013). به همین ترتیب، می‌توان به مطالعه تیان و همکاران (Tian et al., 2016) اشاره کرد که در آن، افزایش جمعیت تأثیر عمده‌ای بر چالش دسترسی به مواد غذایی خواهد داشت و به درگیری برای مواد غذایی خصوصاً در شمال و مرکز آمریکای جنوبی، جنوب صحرای آفریقا و جنوب شرق آسیا می‌انجامد.

نظریه کاهش بهره‌مندی غذایی (FED)[1] بیان می‌کند کمبود مواد غذایی به دلیل کاهش بهره‌مندی رخ می‌دهد، که نشان دهنده عدم توانایی گروه خاصی از مردم در دسترسی به غذای کافی است (Devereux, 1993). تئوری کاهش بهره‌مندی غذایی نگرانی‌های بیشتری راجع به دسترسی به غذا ایجاد می‌کند که می‌توان از آن به‌عنوان طرف تقاضای امنیت غذایی نام برد.

پس از رشد جمعیت و کمبود مواد غذایی، سومین عاملی که به‌عنوان یک عامل مهم برای تأمین غذایی تأیید می‌شود، درآمد است. در این راستا، پینگالی (Pingali, 2007)، المس (Elms, 2016) و تاداس و همکاران (Tadasse et al., 2016) تأکید می‌کنند که افزایش درآمد موجب بهبود توانایی خانوارها در خرید مواد غذایی نسبتاً غنی از پروتئین و مواد مغذی و در کل دسترسی اقتصادی به غذا می‌شود.

در این راستا تحقیقات تجربی مانند کویزومی (Koizumi, 2015) و کمپبل و همکاران (Campbell et al., 2016) تمرکز خود را بر نقش قیمت مواد غذایی و پیامدهای آن بر امنیت غذایی منعطف نمودند و اظهار داشتند که قیمت مواد غذایی یک عنصر مهم است. قیمت بالاتر مواد غذایی ممکن است مصرف غذا توسط فقیرترین افرادی که به طور منظم غذای کافی، به‌ویژه غذای مقوی

1. Food Entitlement Decline (FED)

دریافت نمی‌کنند را تهدید کند. در این حالت، قدرت خرید خانوار توسط قیمت مواد غذایی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه محدود می‌شود.

در راستای مسایل مطرح شده، بیکاری نیز نقش بسزایی در بدتر شدن تأمین غذایی دارد. لوپسترا و تاراسوک (Loopstra & Tarasuk, 2013) و اتانا و تولوسا (Etana & Tolossa, 2017) ادعا می‌کنند که بیکاری در کشورهای در حال توسعه مسئله مهمی است و تأثیرات زیادی در تقاضای غذا دارد. بیکاری، خانواده را از خرید اقلام غذایی منع می‌کند زیرا افراد بیکار درآمد و منابع کافی برای خرید یا تولید مواد غذایی ندارند.

در رابطه با تأمین غذایی و مؤلفه‌های اثرگذار بر آن مطالعات بسیار زیادی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است، که در ادامه بر مبنای مهم‌ترین مؤلفه‌های اثرگذار بر تأمین غذایی و به‌منظور شناسایی این مؤلفه‌ها، به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

با توجه به اهمیت امنیت غذایی در سلامت جامعه و به دنبال آن در توسعه کشور، در پژوهش پیش‌رو مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی کشور در قالب الگوی اقتصادسنجی با استفاده از رهیافت پانل پروبیت کسری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. با توجه به بررسی‌های صورت گرفته در ادبیات و منابع داخلی و خارجی موضوع که شرح آن گذشت، مهم‌ترین مؤلفه‌های اثرگذار بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی شناسایی و انتخاب شدند که در این مطالعه از متغیرهای ضریب جینی (Aslannasb, 2020؛Subramaniam et al., 2019؛Elms, 2016)، تورم (Assouou-Ella, 2019؛ Dithmer & Abdulai, 2017)، بیکاری (Khodabakhshi & Etana & Tolossa 2017؛ Golestaninasab, 2021)، درآمد سرانه (Tadesse ؛Elms, 2016 et al., 2016؛ Amirzadeh Moradabadi et al., 2020) و توسعه مالی (Zaree & Mehrabi Boshrabadi, 2013) به‌عنوان مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر امینت غذایی استفاده می‌شود. متغیر آزادسازی تجاری نیز در مطالعه‌های (Mehrabi Boshrabadi & Mousavi Mohammadi, 2018) Biniaz & Mohamadi, 2018; Assouou-Ella, 2019; ( ) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که متغیر آزادسازی تجاری اثر منفی بر امنیت غذایی دارد درحالی‌که حسینی و همکاران ((Hosseini et al., 2016)، یزدانی و نوروزی (Yazdani & Noroozi, 2016)، مستأجران و همکاران)(Mostajeran et al., 2018، خدابخشی و گلستانی‌نسب (Khodabakhshi & Golestaninasab, 2021)(و دیتمر و عبداله (Dithmer & Abdulai, 2017) نشان دادند آزادسازی تجاری از طریق کاهش موانع تجاری و افزایش واردات، اثر مثبت بر امنیت غذایی دارد و درعین‌حال وابستگی به واردات را افزایش می‌دهد.

در رابطه با حمایت از مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان بخش کشاورزی، حسینی و همکاران (Hosseini et al., 2016) و یزدانی و نوروزی (Yazdani & Noroozi, 2016) نشان دادند که حمایت‌ها اثر مثبت بر امنیت غذایی دارند. درحالی‌که محمدزاده و کرباسی (Mohammadzadeh & Karbasi, 2017) نشان دادند که حمایت‌ها اثر منفی بر امنیت غذایی دارند. در مطالعه دیگر، گلی و منیری (Goli & Moniri, 2018) نشان دادند که با اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها، درآمد واقعی خانوارها کاهش یافته و درنتیجه سهم مواد غذایی به‌عنوان کالای اساسی در مخارج مصرفی خانوار افزایش یافته که کاهش امنیت غذایی را به دنبال داشته است.

شاخص قیمت و تورم به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های اثرگذار بر امنیت غذایی در مطالعات مهرابی بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi Boshrabadi & Owhadi, 2014)، باقرزاده آذر و همکاران (Bagherzadeh Azar et al., 2017)، بی‌نیاز و محمدی (Biniaz & Mohamadi, 2018)، صالحی کمرودی و شاکری بستان‌آباد (Salehi Komroudi & Shakeri Bostanabad, 2019)، اصلان‌نسب (Aslannasb, 2020) و دیتمر و عبداله (Dithmer & Abdulai, 2017) مورد بررسی قرار گرفت که نتایج بیانگر اثر منفی این متغیر بر امنیت غذایی است. در حقیقت افزایش تورم با کاهش قدرت خرید خانوار، میزان دسترسی به مواد غذایی را کاهش داده که ازاین‌جهت موجب کاهش امنیت غذایی می‌شود.

بهبود توزیع درآمد موجب افزایش درآمد و دسترسی اقتصادی به مواد غذایی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابعاد امنیت غذایی می‌شود. در رابطه با متغیر ضریب جینی و توزیع درآمد نیز زارعی و مهرابی بشرآبادی (Zaree & Mehrabi Boshrabadi, 2013)، مهرابی بشرآبادی و اوحدی (Mehrabi Boshrabadi & Owhadi, 2014)، محمدزاده و کرباسی (Mohammadzadeh & Karbasi, 2018)، امیرزاده مرادآبادی و همکاران ((Amirzadeh Moradabadi et al., 2020) و اصلان‌نسب (Aslannasb, 2020) نشان دادند که ضریب جینی اثر منفی بر امنیت غذایی دارد.

متغیر شاخص توسعه مالی، درآمد نفتی و تولید ناخالص داخلی به‌عنوان مؤلفه‌های اقتصادی با بهبود کسب و کار، درآمد خانوارها و توزیع درآمد سبب افزایش دسترسی اقتصادی به مواد غذایی و در نتیجه بهبود شاخص امنیت غذایی می‌شود که در مطالعه زارعی و مهرابی بشرآبادی (Zaree & Mehrabi Boshrabadi, 2013) و خدابخشی و گلستانی‌نسب (Khodabakhshi & Golestaninasab, 2021) به این متغیر پرداخته شده است.

متغیرهای پایداری کشاورزی و تغییر اقلیم نیز به‌عنوان متغیرهایی که کیفیت مواد غذایی و عناصر ریزمغذی موجود در آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، بر امنیت غذایی تأثیرگذار خواهند بود که در مطالعات بی‌نیاز و محمدی (Biniaz & Mohamadi, 2018)، صالحی کمرودی و شاکری بستان آباد (Salehi Komroudi & Shakeri Bostanabad, 2019) و امیرزاده مرادآبادی و همکاران (Amirzadeh Moradabadi et al., 2020) مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج بیانگر اثر مثبت پایداری و همچنین اثر منفی تغییر اقلیم و انتشار گازهای گلخانه‌ای بر امنیت غذایی بوده است.

در نهایت متغیر بیکاری نیز با توجه به اثرگذاری مستقیم بر درآمد خانوار و دسترسی به مواد غذایی، امنیت غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد که خدابخشی و گلستانی‌نسب Khodabakhshi & (Golestaninasab, 2021) نشان دادند این متغیر اثر منفی بر امنیت غذایی دارد.

این مطالعه از منظر استفاده از الگوی پانل پروبیت کسری که برای متغیرهای وابسته کران‌دار است (در بازه ۰ و ۱ قرار دارند) دارای نوآوری در روش برآورد است و با توجه به ادبیات موضوع، به جهت استفاده از متغیرهای درآمد سرانه، نرخ بیکاری و مالیات سرانه که در مطالعات پیشین به آن‌ها توجه نشده و همچنین برآورد الگو به‌صورت داده‌های پانل استانی دارای نوآوری است.

روش‌شناسی تحقیق

هدف اصلی این پژوهش، بررسی مؤلفه‌های اثرگذار بر امنیت غذایی در استان‌های ایران با استفاده از رهیافت پانل پروبیت کسری است. بدین منظور از شاخص امنیت غذایی AHFSI[1] در این مطالعه استفاده شد. این شاخص، یک شاخص تجزیه‌پذیر برای تعیین رتبه امنیت غذایی بر پایه شکاف غذایی، نابرابری در توزیع غذا بین خانوارها و ناپایداری در دستیابی سالانه به غذا است. اگر مقدار شاخص بین ۶۵ تا ۷۵ درصد باشد، امنیت غذایی در حالت کم (پایین) است و اگر مقدار شاخص بین ۷۵ تا ۸۵ درصد باشد کشور دارای امنیت غذایی متوسط و اگر مقدار شاخص بالای ۸۵ باشد کشور دارای امنیت غذایی بالایی است (Yotopoulos, 1997).

سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (FAO)، شاخص جمعی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) را توسعه داده است. این شاخص بر اساس مطالعه سن (Sen, 1976) و بیگمن (Bigman, 1973) بنا نهاده شده است. در این شاخص با شرکت هر سه عنصر امنیت غذایی یعنی

1. Aggregate Household Food Security Index (AHFSI)

موجود بودن غذا، پایداری عرضه غذا و دسترسی به غذا مبادرت به اندازه‌گیری سطح امنیت غذایی شده است (رابطه ۱).

$$AHFSI = 100 - \left[H\left(\left(G + (1+G) I^{P}\right)\right) + \frac{1}{2} CV \left(1 - H\left(G + (1-G)\right) I^{P}\right)\right] \quad (۱)$$

$$H = \frac{P_U}{P_T} \times 100 \quad (۲)$$

$$G = \frac{C_s - C_{AU}}{C_s \times H} \quad (۳)$$

$$I^{P} = 1 + \left(\frac{1}{N}\right) - \left[\frac{2}{\left(m \times N^{2}\right)}\right]\left[\sum_{i=1}^{N} (N - i + 1) Y_i\right] \quad (۴)$$

در روابط فوق، P_U تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند، P_T تعداد کل جمعیت مورد مطالعه، H درصد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند، C_s انرژی یا پروتئین استاندارد، C_{AU} میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد، G شدت کمبود انرژی و یا پروتئین دریافتی، S انحراف معیار عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان، CV ضریب تغییرات عرضه انرژی یا پروتئین، I^P ضریب جینی توزیع مخارج بین افراد فقیر، N کل افرادی که زیر خط فقر قرار گرفته‌اند و i، i امین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است. Y_i هزینه ناخالص i امین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته است، m میانگین هزینه ناخالص افراد زیر خط فقر است.

برای رسیدن به هدف پژوهش، با استفاده از آنچه شرح آن گذشت و مروری بر ادبیات موضوع، الگوی تجربی بدین صورت تصریح شده است:

$$AHFSI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GINI_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 TAXc_{it} + \beta_5 UE_{it} + \beta_6 FI_{it} + \beta_7 Ic_{it} \quad (۵)$$

که در آن AHFSI، GINI، Ic، INF، TAXc، UE و FI به ترتیب، نشان دهنده شاخص امنیت غذایی، ضریب جینی، درآمد سرانه، تورم، مالیات سرانه، نرخ بیکاری و شاخص توسعه مالی

(نسبت اعتبارات داده شده بخش بانکی به شرکت‌ها و مؤسسات خصوصی به تولید ناخالص داخلی) است. زمانی که متغیرهای مستقل و جمله خطا، نامحدود و متغیر وابسته کران‌دار و در محدوده خاصی قرار دارد (متغیر وابسته مطالعه (امنیت غذایی) در بازه صفر و یک قرار دارد)، به دلیل اینکه با پیش‌فرض خطی بودن، امکان خروج از محدوده مجاز وجود دارد (Papke & Wooldridge,1996)؛ و به‌منظور بررسی دقیق‌تر و همچنین تخمین اثرات جزئی متغیرها و با هدف بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی از مدل داده‌های تابلویی با متغیر وابسته کسری بازه صفر و یک استفاده می‌شود که یکی از مهم‌ترین تفاوت‌های پژوهش پیش‌رو با سایر پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه است.

کران‌دار بودن متغیر وابسته (شاخص امنیت غذایی در بازه (۱ و ۰) قرار دارد)، باعث تمایز این مدل با روش داده‌های تابلویی رایج می‌شود. تفاوت این متغیرها از نظر اقتصادسنجی، این است که نه تنها آن‌ها دارای پیامد احتمالی هستند، بلکه هر دو پیامد راه حل گوشه‌ای و پیامد پیوسته در بازه صفر و یک را شامل می‌شوند. لذا روش‌های آماری برای تجزیه و تحلیل این نوع داده‌ها توسعه یافتند و مدل‌های لاجیت و پروبیت کسری پیشنهاد شدند (Roostaei Shalmani et al., 2018).

در برآورد مدل پانل پروبیت کسری معادله (۶) مفروض است که Y_{it} متغیر وابسته و X بردار متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته، β بردار پارامترها و u_{it} جزء خطا است. مقدار متغیر وابسته به‌صورت $0 \le Y_{it} \le 1$ در نظر گرفته می‌شود.

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + u_{it} \qquad (۶)$$

فرض بر آن است که $E(Y_{it} \mid X_{it} c_i) = \Phi(X_{it}\beta + c_i)$. در این رابطه، E نشانگر امید ریاضی، X_{it} یک بردار $K \times 1$ برای مجموعه‌ای از متغیرهای برون‌زا، c_i اثرات مشاهده نشده و $\Phi(X_{it}\beta + c_i)$ تابع توزیع تجمعی است (که می‌تواند توزیع لوجستیک یا نرمال استاندارد باشد) (Papke & Wooldridge, 2008).

$$E\left(\log\left(\frac{Y_{it}}{1-Y_{it}}\right) \mid X_{it}\right) = \Phi(X_{it}\beta + c_i) \qquad (۷)$$

این ویژگی، نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن تابع توزیع لوجستیک، میانگین شرطی متغیر وابسته به‌صورت رابطه (۸) است.

$$E\left(Y_{it} \mid X_{it}, u_{it}\right) = \frac{e^{\Phi(X_{it}\beta + c_i) + u_{it}}}{1 + e^{\Phi(X_{it}\beta + c_i) + u_{it}}} \qquad (۸)$$

که در آن:

(۹)

بنابراین، بازیابی میانگین شرطی متغیر وابسته، نیاز به محاسبه انتگرال معادله (۱۰) دارد.

(۱۰)

$f(\square)$ یک تابع چگالی احتمال از u است. این انتگرال می‌تواند با استفاده از برآورد تابع چگالی محاسبه شود (Papke & Wooldridge, 1996)؛ اما در کارهای تجربی، محققانی که با استفاده از لگاریتم‌گیری، نسبت شانس متغیر را وارد مدل می‌کنند، انتگرال (۱۰) را محاسبه نمی‌کنند، بلکه با لگاریتم‌گیری، متغیر وابسته را به‌صورت $\log\left(\frac{Y_{it}}{1-Y_{it}}\right)$ محاسبه می‌نمایند و بدین ترتیب یک مدل خطی، از یک مدل غیرخطی استخراج می‌شود که این یک مزیت در برآورد است. ازطرف دیگر، این کار، زمانی که متغیر وابسته دارای مقادیر صفر و یک هستند، چون لگاریتم صفر و یک تعریف شده نیست، مشکلاتی به همراه دارد)(Elmi & Roostaei Shalmani, 2014.

برای حل این مشکل، پاپک و وولدریج (Papke & Wooldridge, 2008)، مدل پروبیت پانلی کسری بازه صفر و یک را معرفی کردند که امکان تخمین متوسط اثرات جزئی برای متغیرهای وابسته با داده‌های کسری بازه صفر و یک را می‌دهد. در این مدل، تخمین متغیر وابسته، امکان‌پذیر است که دو حد گوشه‌ای صفر و یک را می‌پذیرد (Kölling, 2012).

مدل خطی با ناهمگنی جمع‌پذیر برای مقاطع i و دوره‌های t، به‌صورت رابطه (۱۱) است.

$$\begin{aligned} &y_{it} = x_{it}\beta + c_i + u_{it} \quad t=1,\cdots,T \\ &E\left(u_{it} \mid x_{i1},\cdots,x_{iT}, c_i\right) = 0 \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

با توجه به در دسترس بودن اطلاعات، داده‌های مورد نیاز پژوهش از سالنامه‌های آماری مرکز آمار و بانک مرکزی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵ برای استان‌های کشور جمع‌آوری شد. همچنین داده‌های شاخص امنیت غذایی از مطالعه امیرزاده مرادآبادی و همکاران (Amirzadeh Moradabadi et al., 2020) استخراج شدند. لازم به ذکر است به‌منظور تکمیل داده‌ها، مقدار شاخص امنیت غذایی برای دو سال پایانی با استفاده از الگوی ARIMA پیش‌بینی شدند.

نتایج و بحث

آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی در جدول ۱ به‌صورت خلاصه نشان داده شده است. همان گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، میانگین ضریب جینی استان‌های کشور در دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۵ برابر با ۰/۳۶۸ بوده است که کمترین میزان آن، ۰/۲۳ (استان ایلام در سال ۱۳۹۱) و بیشترین میزان آن، ۰/۵۰۳ (استان کرمان در سال ۱۳۸۸) است. میانگین درآمد سرانه استان‌های کشور برابر با ۸۵/۴۴ میلیون ریال است که کمترین میزان آن برابر با ۹/۶۱ میلیون ریال (استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۸۵) و بیشترین میزان آن برابر با ۶۶۱/۸ میلیون ریال (استان بوشهر در سال ۱۳۹۲) است. همچنین میانگین نرخ بیکاری، نرخ تورم، مالیات سرانه و شاخص توسعه مالی در این دوره به ترتیب برابر است با ۱۱/۴۶۲، ۰/۱۹۶، ۰/۵ و ۰/۴۴۰ است.

بررسی وضعیت شاخص امنیت غذایی در استان‌های کشور نشان می‌دهد در طول دوره مورد بررسی (۱۳۹۸-۱۳۸۵) بیشترین میانگین شاخص امنیت غذایی مربوط به مناطق روستایی استان‌های تهران، قزوین و مازندران به ترتیب ۹۰/۵۰، ۹۰/۴۶ و ۸۹/۸۲ و کمترین میانگین شاخص امنیت غذایی مربوط به مناطق روستایی استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی و ایلام به ترتیب ۸۲/۰۲، ۸۲/۸۷ و ۸۲/۸۹ است. بررسی وضعیت شاخص امنیت غذایی نشان می‌دهد که بیشترین میزان شاخص امنیت غذایی متعلق به مناطق روستایی استان قزوین در سال ۱۳۹۵ به میزان ۹۳/۲۵ و استان تهران به میزان ۹۲/۸۵ در سال ۱۳۹۸ و استان مرکزی به میزان ۹۱/۹۱ در سال ۱۳۸۷ است. همچنین کمترین میزان شاخص امنیت غذایی متعلق به استان سیستان و بلوچستان به میزان ۷۶/۳۶ در سال ۱۳۹۰، استان هرمزگان ۷۹/۲۷ در سال ۱۳۹۰ و استان بوشهر ۸۰/۱۹ در سال ۱۳۹۳ است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵

متغیر	میانگین	کمینه	بیشینه
شاخص امنیت غذایی	۸۷/۳۸۰	۸۲/۰۲۰	۹۰/۵۰۰
ضریب جینی	۰/۳۶۸	۰/۲۳۰	۰/۵۰۳
درآمد سرانه (میلیون ریال)	۸۵/۴۴۰	۹/۶۱۰	۶۶۱/۸
تورم	۰/۱۹۶	۰/۰۲۴	۰/۶۸۵
مالیات سرانه (میلیون ریال)	۰/۵	۰/۱	۳
شاخص توسعه مالی	۰/۴۴۰	۰/۰۴۵	۱/۵۵۰
نرخ بیکاری	۱۱/۴۶۲	۳/۱۹۵	۲۲/۰۶۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین بررسی وضعیت روند شاخص امنیت غذایی در استان‌های کشور (نمودار ۱)، بیانگر این است که وضعیت امنیت غذایی مناطق روستایی استان‌های کشور روند تقریباً مشابهی داشته‌اند و میانگین آن از ۸۵/۳۹ در سال ۱۳۸۵ به ۸۸/۳۵ در سال ۱۳۹۸ رسیده است (۳/۴۶ درصد افزایش). همان طور که مشاهده می‌شود با وجود افزایش شاخص امنیت غذایی در مناطق روستایی همه استان‌های کشور (به استثنای استان‌های ایلام و کردستان) در دوره مورد بررسی، اما وضعیت این شاخص در استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، بوشهر، هرمزگان و ایلام، نامناسب و پایین‌تر از میانگین کشوری این شاخص در طول دوره است (۸۷/۳۸). همچنین می‌توان به این نکته نیز اشاره نمود که شاخص امنیت غذایی در استان ایلام از ۸۳/۱۴ در سال ۱۳۸۵ به ۸۲/۰۱ درصد در سال ۱۳۹۸ کاهش یافته است. در رابطه با استان کردستان و خراسان شمالی نیز مشاهده می‌شود که مقدار این شاخص در بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ ا کاهش یافته است که بیانگر لزوم توجه بیشتر به وضعیت امنیت غذایی در این سه استان است.

نمودار ۱. وضعیت شاخص امنیت غذایی در استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۸

نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق در معادله (۵)، به‌منظور بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵[1] با استفاده از رهیافت پانل پروبیت کسری در جدول ۲ گزارش شده است.

با توجه به نتایج به دست آمده، با استفاده از رهیافت پانل پروبیت کسری، متغیرهای ضریب جینی (GINI)، مالیات سرانه (TAXc)، بیکاری (UE) و تورم (INF)، دارای علامت منفی و معنی‌دار و متغیرهای درآمد سرانه (Ic) و شاخص توسعه مالی (FI) دارای علامت مثبت و معنی‌دار است.

با توجه به مقدار اثر نهایی ضریب جینی بر امنیت غذایی، انتظار بر آن است که با افزایش یک درصد ضریب جینی، شاخص امنیت غذایی ۰/۰۷ درصد کاهش یابد. لازم به ذکر است که افزایش ضریب جینی به معنی بدتر شدن توزیع درآمد بوده که با توجه به نتایج، بدتر شدن وضعیت امنیت غذایی را به دنبال خواهد داشت. نتیجه این مطالعه، با نتایج مطالعات مسترز و همکاران Masters et (al., 2013)، المس (Elms, 2016)، سوبرامانیام و همکاران (Subramaniam et al., 2019)، اصلان‌نسب (Aslannasb, 2020)، محمدزاده و کرباسی Mohammadzadeh & Karbasi, (2018) و امیرزاده مرادآبادی و همکاران ((Amirzadeh Moradabadi et al., 2020) مطابقت دارد.

۱. با توجه به اینکه دوره زمانی مورد مطالعه، کوتاه است نیازی به بررسی آزمون مانایی متغیرها نیست.

مالیات سرانه، با اثر نهایی ۰/۹۹- نشان می‌دهد که با کاهش یک درصدی این متغیر، وضعیت امنیت غذایی به اندازه ۰/۹۹ درصد افزایش می‌یابد. مالیات با کاهش در درآمد در دسترس خانوار موجب کاهش دسترسی اقتصادی به مواد غذایی و درنتیجه امنیت غذایی می‌شود؛ لذا منفی شدن ضریب مالیات در این مطالعه، قابل انتظار است. این نتیجه، با یافته‌های مطالعات مسترز و همکاران (Masters et al., 2013)، المس (Elms, 2016)، سوبرامانیام و همکاران (Subramaniam et al., 2019)، اصلان‌نسب (Aslannasb, 2020)، محمدزاده و کرباسی (Mohammadzadeh & Karbasi, 2017) و امیرزاده مرادآبادی و همکاران (Amirzadeh Moradabadi et al., 2020) همسو است.

با توجه به اثر مثبت و معنی‌دار توسعه مالی بر امنیت غذایی، با افزایش یک درصدی، بهبود شاخص امنیت غذایی ۰/۱۳ درصد حاصل خواهد شد. بدین معنی که با افزایش دسترسی به ابزارهای مالی، امکانات مالی بیشتری در اختیار افراد قرار می‌گیرد که درنتیجه سبب توسعه سطح تولید ملی و نیز وضعیت امنیت غذایی می‌شود. با توجه به اثر نهایی متغیر درآمد سرانه، با افزایش یک درصدی در آن، شاخص امنیت غذایی ۰/۸۴ درصد ارتقاء می‌یابد. این نتیجه، همسو با نتایج مطالعه زارعی و مهرابی بشرآبادی (Zaree & Mehrabi Boshrabadi, 2013) است.

به علت ساختار متفاوت اقتصادی در ایران، افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی وابسته به درآمد نفتی است. تاکنون با سیاست‌های اعمال شده توسط دولت‌ها، سبب باز توزیع درآمد بهتر نشده و دهک‌های بالای درآمدی، بیشترین بهره را از افزایش میزان درآمد سرانه داشته‌اند. به عبارتی، رشد اقتصادی به حمایت از فقرا منجر نشده است. لذا افزایش درآمد سرانه و بهبود توزیع درآمد در دهک‌های پایین جامعه و باز توزیع درآمد به‌صورت اصولی و هدفمند، با توجه به اثر مثبت این متغیر در الگو، ارتقاء امنیت غذایی را در پی خواهد داشت. این نتیجه، مشابه نتایج مطالعات پینگالی (Pingali, 2007)، المس (Elms, 2016)، تاداس و همکاران (Tadesse et al., 2016) و امیرزاده مرادآبادی و همکاران (Amirzadeh Moradabadi et al., 2020) است.

علامت متغیر تورم در این الگو منفی به دست آمده و بیانگر کاهش امنیت غذایی به سبب افزایش تورم است. در واقع تورم با کاهش قدرت خرید باعث کاهش دسترسی به مواد غذایی و درنتیجه کاهش سطح امنیت غذایی می‌شود؛ به‌طوری‌که مطابق با نتایج، با افزایش یک درصدی در تورم، شاخص امنیت غذایی ۰/۱۷ درصد کاهش خواهد یافت. به عبارتی، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها باعث کاهش درآمد در دسترس و قدرت خرید خانوارها می‌شود، که در نهایت، دسترسی

اقتصادی به غذا و مواد غذایی با ارزش غذایی بالاتر را کاهش داده و امنیت غذایی را تهدید می‌کند. نتیجه به دست آمده نیز مطابق با نتایج مطالعات دیتمر و عبداله (Dithmer & Abdulai, 2017)، آسوسا–الا (Assouou-Ella 2019)، مهرابی بشرابادی و اوحدی (Mehrabi Boshrabadi & Owhadi, 2014)، صالحی کمرودی و شاکری بستان آباد (Salehi Komroudi & Shakeri Bostanabad, 2019)، امیرزاده مرادآبادی و همکاران (Amirzadeh Moradabadi et al., 2020)، باقرزاده آذر و همکاران (Bagherzadeh Azar et al., 2017)، کویزومی (Koizumi, 2015) و کمپبل و همکاران (Campbell et al., 2016) است.

همان طور که مشاهده می‌شود اثر متغیر نرخ بیکاری بر امنیت غذایی منفی است، بدین معنی که با کاهش یک درصدی نرخ بیکاری، شاخص امنیت غذایی ۰/۰۶ درصد بهبود خواهد یافت. بیکاری با کاهش منابع کافی برای خرید یا تولید مواد غذایی، دسترسی اقتصادی به اقلام غذایی را محدود می‌سازد و درنتیجه فقر و ناتوانی در تأمین نیازهای غذایی خانوار را به همراه دارد. منفی شدن اثر متغیر بیکاری بر امنیت غذایی، با نتایج مطالعات خدابخشی و گلستانی‌نسب (Khodabakhshi & Golestaninasab, 2021) و اتانا و تولوسا (Etana & Tolossa, 2017) و لوپسترا و تاراسوک (Loopstra & Tarasuk, 2013) مطابقت دارد.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در استان‌های ایران

متغیر	ضریب	آماره Z	P-Value	اثرنهایی	آماره Z	P-Value
GINI	−۱/۴۱	−۴/۸۱	۰/۰۰	−۰/۰۷	−۴/۸۱	۰/۰۰
TAXc	−۰/۱۴	−۲۳/۹۹	۰/۰۰	−۰/۹۹	−۲۳/۷۷	۰/۰۰
UE	−۱/۰۸	−۶/۷۸	۰/۰۰	−۰/۰۶	−۶/۷۸	۰/۰۰
FI	۲/۸۵	۱۱/۸۰	۰/۰۰	۰/۱۳	۱۱/۷۸	۰/۰۰
Ic	۳/۱۰	۴/۴۹	۰/۰۰	۰/۸۴	۴/۴۹	۰/۰۰
INF	−۱/۴۶	−۳/۷۰	۰/۰۰	−۰/۱۷	−۳/۷۰	۰/۰۰
CONS.	۹۱/۹۲	۱۸/۲۷	۰/۰۰	-----	-----	-----
Wald	۵۴۴۶۶/۲۸					
Prob	۰/۰۰					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در بین ضرایب، اثر نهایی متغیرهای مالیات سرانه و درآمد سرانه، بیشترین اثر نهایی را دارا هستند و نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران با برنامه‌ریزی دقیق و توجه بیشتر به این دو متغیر نسبت به سایر متغیرها، می‌توانند وضعیت امنیت غذایی را ارتقاء دهند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، مؤلفه‌های اثرگذار بر امنیت غذایی برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵ در سطح استان‌های ایران با استفاده از روش پانل پروبیت کسری مورد بررسی و سنجش قرار گرفتند. بر اساس نتایج، با توجه به اثر نهایی منفی ضریب جینی بر امنیت غذایی، پیشنهاد می‌شود که ساختار توزیع درآمد از سوی دولت با اجرای سیاست‌های هدفمند و اصولی در راستای سرمایه‌گذاری در ارائه امکانات و کالاهای عمومی و امور زیربنایی به‌خصوص در مناطق کمتر توسعه‌یافته و بخش‌های روستایی (جاده‌سازی، ارتباطات، آبرسانی و برق‌رسانی) مورد بازبینی و باز طراحی قرار گیرد. با اجرای این سیاست که با افزایش میزان درآمد سرانه و امکانات عمومی بیشتر همراه است، توزیع درآمد متوازن‌تر شده و نابرابری‌ها هم کاهش می‌یابد.

در این راستا دولت می‌تواند هزینه‌های دولتی و مخارج سرمایه‌ای را به سوی هزینه‌های بهداشتی و آموزش و پرورش هدایت نماید و به‌واسطه اثرگذاری بر بهره‌وری نیروی‌کار و سرمایه‌گذاری در امور عمرانی، سبب بهبود وضعیت توزیع درآمد و ارتقاء امنیت غذایی شود (Yazdani & Noroozi, 2016).

مالیات به دو بخش مالیات مستقیم و غیرمستقیم تقسیم می‌شود. مالیات مستقیم در صورت نبود فرار مالیاتی، در جهت هدف توزیع مجدد درآمدی عمل می‌کند و در مقابل، مالیات‌های غیرمستقیم، اثرات مخربی بر توزیع درآمد دارد. بر اساس سالنامه آماری مرکز آمار، رقم مالیات غیرمستقیم در سال ۱۳۹۸ برابر با ۱۰۵۷۸۹۴ میلیارد ریال بوده که حدود ۶۰ درصد درآمد مالیاتی کشور را شامل می‌شود. سهم مالیات غیرمستقیم از کل مالیات‌ها در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۵ نیز به ترتیب، برابر با ۵۶، ۵۴ و ۵۲ درصد بوده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۸). به سبب طبیعت تنازلی مالیات‌های غیرمستقیم، بار آن، بیشتر بر دوش اقشار کم درآمد بوده و ازاین‌رو، افزایش آن سبب بدتر شدن وضعیت برابری درآمدی افراد در جامعه می‌شود. بدین صورت که چون میل نهایی افراد کم درآمد به مصرف کالاها و خدمات، از افراد پر درآمد بیشتر است، باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود (Shakeri Bostanabad & Jalili, 2020). با توجه به اثر منفی مالیات سرانه بر امنیت غذایی، می‌توان گفت که اثر مالیات غیرمستقیم بر امنیت غذایی نسبت به اثر مالیات مستقیم بیشتر بوده است.

به عبارتی با توجه به تأثیر منفی مالیات‌های غیرمستقیم بر توزیع درآمد و سهم بالای آن در درآمدهای مالیاتی کشور، تأثیر تخریبی آن بر توزیع درآمد فائق آمده و ازاین‌رو، با بیشتر شدن ضریب جینی و کاهش درآمد در دسترس، وضعیت امنیت غذایی بدتر می‌شود.

با توجه به اثر مثبت و معنی‌دار توسعه مالی بر امنیت غذایی، با ایجاد فضای رقابتی سالم در سیستم بانکی و کارآمد کردن تسهیلات پرداختی، تسهیلات و اعتبارات اعطایی به بخش‌های اقتصادی و تولیدی هدایت شده و از سوی دیگر، با استفاده از روش‌های نوین در بازارهای مالی و سرمایه‌ای، می‌توان دسترسی افراد، شرکت‌ها و بنگاه‌ها به ابزارها و امکانات مالی را افزایش داد تا زمینه ارتقاء عملکرد و سطح تولید ملی فراهم آید تا به ارتقاء امنیت غذایی کمک نمود.

نتایج نشان داد که تورم بر امنیت غذایی اثر منفی دارد. تورم و به‌خصوص تورم‌های بالا و پیوسته‌ای که در اقتصاد ایران وجود دارد، باعث نااطمینانی در سرمایه‌گذاری، کاهش نرخ سود واقعی و استهلاک بیشتر سرمایه می‌شود که ضمن خروج سرمایه از کشور، در بلندمدت با کاهش قدرت خرید خانوار، کاهش امنیت غذایی را سبب خواهد شد.

بیکاری با کاهش درآمد خانوار سبب فقر و به دنبال آن کاهش امنیت غذایی می‌شود که با توجه به رابطه دوطرفه فقر و تخریب منابع طبیعی منجر به دامن زدن به معضلاتی همانند فرسایش خاک، آلودگی آب، انتشار گازهای گلخانه‌ای و از بین رفتن تنوع زیست محیطی می‌شود که با محدود ساختن تولید و منابع تولیدی در بلندمدت، سبب به خطر افتادن بیشتر وضعیت امنیت غذایی می‌شود. (KianiRad & Noroozi, 2022). از سوی دیگر، افزایش بیکاری و فقر، افزایش بزهکاری را به دنبال خواهد داشت که موجب کاهش امنیت و سرمایه‌گذاری به‌خصوص در مناطق کمتر توسعه‌یافته و فقیرتر می‌شود (KianiRad & Noroozi, 2022). ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود دولت با اعطای تسهیلات و وام‌های ارزان‌قیمت و سیاست‌های هدفمند حمایتی، بسترهای لازم در مناطق فقیر و کمتر توسعه‌یافته را ایجاد نماید تا ضمن افزایش درآمد خانوارهای کم‌درآمد و همچنین کاهش فقر و معضلات همراه آن، امنیت غذایی را بهبود ببخشد.

منابع

1. Amirzadeh Moradabadi, S., Ziaee, S., Mehrabi Boshrabadi, H. & Kehkha, A. (2020). Effect of agricultural sustainability on food security of urban households in Iran: A spatial analysis at provincial level. *Agricultural Economics and Development*, 28(2), 25-48. doi: https://dx.doi.org/10.30490/aead.2020.262222.1005. [In Persian]

2. Anriquez, G., Daidone, S. & Mane, E. (2013), Rising food prices and undernourishment: A cross-country inquiry, *Food Policy*, 38: 190–202. Available at: https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2012.02.010
3. Asefa, S. & Zegeye, T. (2003). Rural poverty, food insecurity and environmental degradation in Ethiopia: A case study from south central Ethiopia. International Conference on Development Studies in Addis Ababa, Ethiopia.
4. Aslannasb, A. (2020). Analyzing the effect of income distribution inequality on food security in the country. Third international conference on interdisciplinary studies in Iranian food industry and nutrition sciences. Center for the Development and Expansion of Interdisciplinary Studies. Tehran. Iran. [In Persian]
5. Assoumou-Ella, G. (2019). External trade and food security: The case of CEMAC countries. *Journal of Food Security*, 7(2), 58-62.
6. Bagherzadeh Azar, F., Ranjpour, R., Karami Takanlou, Z., Motaffaker Azad, M. & Assadzadeh, A. (2017). The impact of economic variables on food security in the provinces of Iran: Measuring and comparing. *Journal of Applied Theories of Economics*, 3(4), 47-76.
7. Barrett, C.B. (2010). Measuring food insecurity. *Science*, 327(5967), 825–828.
8. Bigman, P. (1973). An attempt at regional integration: The case history of Kenya, Uganda, Tanganyika. PhD Thesis, Reed College.
9. Biniaz, A. & Mohamadi, H. (2018). The effect of agriculture trade openness on food security in Iran (ARDL approach). *Agricultural Economics Research*, 10(38), 81-104. doi: 20.1001.1.20086407.1397.10.38.6.8. [In Persian]
10. Campbell, B.M., Vermeulen. S.J., Aggarwal. P.K., Corner-Dolloff. C., Girvetz. E., Loboguerrero. A.M., Ramirez-Villegas. J., Rosenstock. T., Sebastian. L., Thornton. P.K. & Wollenberg. E. (2016). Reducing risks to food security from climate change. Global *Food Security*. 11, 34-43. Available at: https://doi.org/10.1016/j.gfs.2016.06.002.
11. Carletto, C., Zezza, A. & Banerjee R. (2013). Towards better measurement of household food security: Harmonizing indicators and the role of household surveys. *Global Food Security*, 2(1), 30-40.
12. Devereux, S. (1993). Theories of famine. *Namibian Institute of Social and Economic Research, University of Namibia*, Windhoek, Namibia.
13. Dithmer, J. & Abdulai, A. (2017). Does trade openness contribute to food security? A dynamic panel analysis. *Food Security*, 69, 218-230.
14. Elmi, Z. & Roostaei Shalmani, K. (2014). Impact of development on female economic participation in MENA countries by Fractional Panel Probit model. *Economic Growth and Development Research*, 4(14), 28-11.

Available at: https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_791.html?lang=en#:~:text=20.1001.1.22285954.1393.4.14.1.6 [In Persian]

15. Elms, A.E. (2016). Understanding food access and food choices among low-income inner city youth: A photovoice project. Theses and Dissertations Barrett, The Honors College Thesis. Arizona State University.
16. Eskandari-Damaneh, H., Noroozi, H., Taheri-Reykandeh, E., Ghoochani, O. & Cotton, M. (2020). Evaluating rural participation in wetland management: A contingent valuation analysis of the set-aside policy in Iran. *Science of The Total Environment*. 747, Article 141127. Available at: https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.141127.
17. Etana, D. & Tolossa, D. (2017). Unemployment and food insecurity in urban Ethiopia. *African Development Review*, 29(1), 56-68. Available at: https://doi.org/10.1111/1467-8268.12238
18. Fengying, N., Jieying, B. & Xuebiao, Z. (2010). Study on China's food security status. *Agriculture and Agricultural Science Procedia*, 1, 301-310.
19. Goli, Y. & Moniri, M. (2018). The targeted subsidies act implementation and the combination of agricultural goods in Iranian households' basket. *Journal of the Macro and Strategic Policies*, 6(22), 121–140. [In Persian]
20. Ghanian, M., Mehrab Ghoochani, O., Noroozi, H. & Cotton, M. (2022). Valuing wetland conservation: A contingent valuation analysis among Iranian beneficiaries, *Journal for Nature Conservation*, 66. Article 126140. Available at: https://doi.org/10.1016/j.jnc.2022.126140.
21. Hosseini, S.S., Noroozi, H., Pakravan, M.R. & Mehrparvar Hosseini, E. (2016). Effects of agriculture sector producer support estimate and consumer support estimate on food security in Iran. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(3), 755-769. doi: https://dx.doi.org/10.22059/ijaedr.2016.60601 [In Persian]
22. Khodabakhshi, A. & Golestaninasab, R. (2021). Impact of the trade openness on food security in oil-based economies (OPEC Countries). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 52(3), 541-552. doi: 10.22059/IJAEDR.2021.291891.668842 [In Persian]
23. KianiRad, A. & Noroozi, H. (2022). Explanation of factors affecting the natural resources degradation with emphasis on poverty and food security. *Agricultural Economics and Development*, 29(4), 119-150. doi: 10.30490/aead.2022.355650.1373. [In Persian]
24. Koizumi, T. (2015). Biofuels and food security, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 829-841. Available at: https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.06.041.
25. kölling, A. (2012). Firm size and employment dynamics: Estimations of labor demand elasticities using a fractional panel probit model. *Labour*, 26(2), 174-207.

26. Loopstra R. & Tarasuk V. (2013). Severity of household food insecurity is sensitive to change in household income and employment status among low-income families, *Journal of Nutrition*, 143(8), 1316–1323. Available at: https://doi.org/10.3945/jn.113.175414.
27. Masters. W.A., Andersson Djurfeldt. A., De Haan. C., Hazell. P., Jayne. T., Jirström. M. & Reardon. T. (2013). Urbanization and farm size in Asia and Africa: Implications for food security and agricultural research, *Global Food Security*, 2(3), 156-165. Available at: https://doi.org/10.1016/j.gfs.2013.07.002
28. Mehrabi Boshrabadi, H. & Owhadi, A.H. (2014). Investigation of effective factors on food security in Iran. *Agricultural Economics*, 8(Special Issue), 111-121. [In Persian]
29. Mehrabi Boshrabadi, H. & Mousavi Mohammadi, H. (2018). An examination of the effects of trade liberalization on food security of Iranian rural households. *Village and Development*, 12(2), 1-13. [In Persian]
30. Mohammadzadeh, S.H. and Karbasi, A. (2017). Factors affecting food security with emphasis on the role of agricultural sustainability in Iran. Third National *Agricultural Economics Student Conference*. University of Guilan. Rasht. Iran. [In Persian]
31. Mostajeran, F., Zibaei, M. & Farajzadeh, Z. (2018). Trade liberalization consequences with an emphasis on food security in Iran: Computable general equilibrium analysis. *Agricultural Economics and Development*, 26(1), 145-180. [In Persian]
32. Papke, L.E. & Wooldridge, J.M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 619-63.
33. Papke, L.E. & Wooldridge, J.M. (2008). Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. *Journal of Econometrics*, 145(1-2), 121-133.
34. Pingali, P. (2007). Westernization of Asian diets and the transformation of food systems: Implications for research and policy, *Food Policy*, 32(3), 281-298. Available at: https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2006.08.001.
35. Roostaei Shalmani, K., Elmi, Z. & Karimi Potanlar, S. (2018). Estimation of labor demand elasticity of small and medium (sme) industrial firms by Fractional Panel Probit model. The *Journal of Economic Studies and Policies*, 5(1), 23-48. [In Persian]
36. Salehi Komroudi, M. & Shakeri Bostanabad, R. (2019). The impact of climate change on agricultural production and food security in East Azarbaijan Province. *Journal of Environmental Science Studies*, 4(3), 1801-1809. [In Persian]
37. Sen, A. (1976). Famines as failures of exchange entitlements. *Economic and Political Weekly*. 11(31/33),1273-1280.

38. Shakeri Bostanabad, R. & Jalili, Z. (2020). Factors affecting provincial income distribution inequality in Iran: Using a fractional Panel Probit model. *QJER*, 20(4), 205-228. [In Persian]
39. Subramaniam,Y., Ariffin Masron, T. & Hadiyan N.A. (2019). The impact of biofuels on food security, *International Economics*, 160, 72-83, ISSN 2110-7017. Available at: https://doi.org/10.1016/j.inteco.2019.10.003.
40. Tadesse, G., Bernardina, A., Matthias, K. & Joachim, V.B. (2016). Drivers and triggers of international food price spikes and volatility. *Food Policy*, 47, 117-128. Available at: https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2013.08.014.
41. Tian, J., Bryksa, B.C. & Yada. R.Y. (2016). Feeding the world into the future – food and nutrition security: The role of food science and technology. *Frontiers in Life Science*, 9(3), 155-166. Available at: https://doi.org/10.1080/21553769.2016.1174958.
42. Todaro. M.P. (1989). Economic development in the Third World. New York: Longman.
43. WHO. (2020). WHO reveals leading causes of death and disability worldwide: 2000-2019. Available at: https://www.who.int/news/item/09-12-2020-who-reveals-leading-causes-of-death-and-disability-worldwide-2000-2019.
44. World Bank (2020). Available at: https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/overview.
45. Yazdani, S. & Noroozi, H. (2016). Investigating the effect of partial energy efficiency and supporting the agricultural sector on food security in Iran. *Ninth Biennial Conference on Agricultural Economics of Iran*. Kerman Shahid Bahonar University. Kerman. Iran. [In Persian]
46. Yotopoulos, P.A. (1997). Food security, gender and population. New York: United Nations Population Fund.
47. Zaree, M. & Mehrabi Boshrabadi, H. (2013). The effect of financial development on food security of rural households in Iran. *Agricultural Economics Research*, 5(17), 65-80. doi: https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1392.5.17.4.9 [In Persian]