

Investigating the status of food security and factors affecting it among households in Rasht county

Mehdieh Rouhi Farajabad¹, Reza Esfanjari Kenari^{2*}, Mehdi Shabanzadeh-Khoshrody³

Received: 15 July, 2023

Accepted: 15 October, 2023

Abstract

Introduction

In recent years, the level of food insecurity has changed under the influence of various economic, social and demographic variables, and this change has been different in different provinces of Iran. The low level of nutritional literacy, the acceleration of food prices and the decrease in real household income have caused the consumption pattern of Iranian households to change towards high-calorie foods with no nutritional value, and this issue has increased the number of people suffering from non-communicable diseases in the country. The present study quantitatively investigated the food security situation and the factors affecting it in Rasht county. It is worth mentioning that Rasht county is the capital of Guilan province and is registered as a creative food city in UNESCO. This city is the most populated city in the north of Iran among the three provinces of the Caspian Sea and is considered the largest settlement on the southern shores of the Caspian Sea.

Materials and methods

The present study, by using two-stage simple random sampling method, the optimal sample size was determined to be 569. The required information was collected in the form of a questionnaire in two parts, including the 18-item standard questionnaire provided by the United States Department of Agriculture (USDA) and economic, social and demographic information from households in different parts of Rasht county in 1401. Further, by quantifying the variable of food security, the effect of demographic, economic and social variables on this variable was investigated and evaluated using the ordinal logit model.

Results and Discussion

The results showed that only 45.7% of the surveyed households in Rasht county were in safe food conditions and more than half of the households (54.3%) were facing various degrees of food insecurity. In addition, based on the results of the ordinal logit model, the variables of education of the head of the household, place of residence, status of the residence, employment status of the head of the household, monthly income and food variety have a positive and significant effect on the food security of households.

¹ Master's student in rural development, Faculty of Agricultural Sciences, Guilan University, Rasht, Iran
mahdie.rouhii@yahoo.com

² Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Sciences, Guilan University, Rasht, Iran. rezasfk@gmail.com (Author*)

³ Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran. m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir

Conclusion

According to the results of the present study, an increase in the level of the above variables increases the probability that the households living in Rasht will be in better levels of food security. Considering the direct and significant impact of income level on food security, eliminating poverty, controlling inflation and stability in food prices in order to improve food security and eliminate food insecurity can be considered by the government. **Keywords:** food security, social and demographic variables, Rasht city, order logit, economic variables. Therefore, the prevalence of food insecurity can be reduced with proper planning in the field of improving the socio-economic status of households.

Keywords: Food security, Social and demographic variables, Rasht county, Ordinal logit, Economic variables.

JEL classification: Q18, C02, Z13, J1.

بررسی وضعیت امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در بین خانوارهای شهرستان رشت

مهديه روحی فرج آباد^۱، رضا اسفنجاری کناری^{۲*}، مهدي شعبانزاده خوشرودی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۲۴

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی کمی وضعیت امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در شهرستان رشت پرداخته است. شایان ذکر است که شهرستان رشت مرکز استان گیلان و به عنوان شهر خلاق غذا در سازمان یونسکو ثبت شده است. این شهرستان پرجمعیت‌ترین شهر شمال ایران در بین سه استان حاشیه دریای خزر است و به عنوان بزرگ‌ترین سکونت‌گاه سواحل جنوبی دریای خزر محسوب می‌شود. جهت دستیابی به این هدف با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده دو مرحله‌ای حجم نمونه مطلوب، ۵۶۹ تعیین و اطلاعات مورد نیاز در قالب پرسشنامه در دو بخش شامل پرسشنامه استاندارد ۱۸ گویه‌ای ارائه شده توسط وزارت کشاورزی آمریکا (USDA) و اطلاعات اقتصادی، اجتماعی و دموگرافیکی، از خانوارهای بخش‌های مختلف شهرستان رشت در سال ۱۴۰۱ جمع‌آوری گردید. در ادامه نیز با کمی‌سازی متغیر امنیت غذایی، تأثیر متغیرهای دموگرافیکی، اقتصادی و اجتماعی بر این متغیر با استفاده از مدل لاجیت ترتیبی بررسی و ارزیابی شد. نتایج نشان داد که تنها ۴۵/۷ درصد از خانوارهای تحت بررسی در شهرستان رشت در شرایط امن غذایی قرار داشته و بیش از نیمی از خانوارها (۵۴/۳ درصد) با درجات گوناگون ناامنی غذایی مواجه هستند. ضمن آن که بر اساس نتایج حاصل از مدل لاجیت ترتیبی، متغیرهای تحصیلات سرپرست خانوار، محل سکونت، وضعیت محل سکونت، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، درآمد ماهانه و تنوع غذایی بر امنیت غذایی خانوارها اثر مثبت و معنی‌دار دارند. به عبارت دیگر، افزایش در سطح متغیرهای فوق این احتمال را که خانوارهای ساکن شهرستان رشت در سطوح بهتری از امنیت غذایی قرار بگیرند، افزایش می‌دهد. با توجه به تأثیر مستقیم و معنی‌دار سطح درآمد بر امنیت غذایی، از بین بردن فقر، کنترل تورم و ثبات در قیمت مواد غذایی جهت ارتقا امنیت غذایی و رفع ناامنی غذایی می‌تواند مورد توجه دولت قرار گیرد.

کلید واژه‌ها: امنیت غذایی، متغیرهای اجتماعی و دموگرافیکی، شهرستان رشت، لاجیت ترتیبی، متغیرهای اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: Q18، C02، Z13، J1.

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد توسعه روستایی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. mahdie.rouhii@yahoo.com

^۲ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. rezasfk@gmail.com (*نویسنده مسئول)

^۳ استادیار اقتصاد کشاورزی، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران. m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir

در حال حاضر حدود یک میلیارد نفر در سراسر جهان دچار سوء تغذیه هستند، لذا برنامه توسعه پایدار سازمان ملل متحد، گرسنگی صفر را به عنوان هدف اصلی خود قرار داده و در تلاش است تا سال ۲۰۳۰ گرسنگی را در جهان ریشه کن نماید (Pakravan et al., 2022). غذا از جمله نیازهای بنیادی بشر است و تأمین آن در مقوله امنیت غذایی نهفته است. دستیابی به امنیت غذایی جزء ابتدایی‌ترین حقوق بشر در بین اولویت‌های اهداف توسعه هر کشور محسوب می‌شود و تأمین غذا و تغذیه مناسب از پیش شرط‌های اصلی توسعه و سلامت جامعه و عامل مهمی در برقراری شرایط ثبات، رفاه، صلح و امنیت بین‌المللی به شمار می‌آید. بر اساس آمارهای جهانی، جمعیت جهان از حدود ۸ میلیارد نفر کنونی به حدود ۱۰ میلیارد نفر در سال ۲۰۵۰ افزایش می‌یابد؛ تأمین غذای سالم، کافی و متنوع مورد نیاز این جمعیت رو به رشد یکی از بزرگترین چالش‌هایی است که جهان با آن مواجه خواهد بود (United Nations, 2020). بنا به تعریف نشست جهانی غذا (۱۹۹۶)، امنیت غذایی هنگامی وجود دارد که همه مردم در همه‌ی زمان‌ها به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس، نیازهای برنامه تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد (FAO, 1996). بررسی‌ها نشان می‌دهد که حدود ۹ درصد جمعیت جهان در وضعیت ناامنی غذایی شدید قرار دارند؛ به این معنی که نزدیک به ۶۹۷ میلیون نفر از افراد در وضعیت ناامن غذایی هستند (Amin et al., 2022). بر اساس گزارش منتشر شده توسط خدمات تحقیقات اقتصادی^۱ (ERS) وزارت کشاورزی آمریکا در سال ۲۰۱۷ حدود ۳۱/۷ درصد از جمعیت کشورهای واقع در جنوب آفریقا^۲ (SSA) در شرایط ناامن غذایی به سر می‌بردند؛ این موسسه پیش‌بینی نموده است که این رقم تا سال ۲۰۲۷ همچنان بالای ۲۰ درصد باقی بماند. منطقه آسیا نیز که حدود ۵۶ درصد از جمعیت جهان را در خود جای داده با ۳۱۵/۲ میلیون نفر بیشترین تعداد افراد با وضعیت ناامن غذایی را در سال ۲۰۱۷ به خود اختصاص داده است. لازم به ذکر است که کشورهای جنوب آفریقا و آسیا در سال ۲۰۱۷ به ترتیب ۱۶/۷ و ۱۰/۸ میلیون تن شکاف غذایی^۳ داشته‌اند (Meade and Thome, 2017).

امنیت غذایی برای ایران که بخش قابل توجهی از جمعیت آن را جوانان تشکیل می‌دهند نیز موضوعی حائز اهمیت است. گستردگی ناامنی غذایی در ایران طی دهه ۷۰ و ۸۰، ۲۳/۲ درصد برآورد شده است که بخش عظیمی از این ناامنی از یک طرف به دلیل عدم دسترسی خانوارها و افراد به شبکه توزیع غذا (دسترسی فیزیکی) و از طرف دیگر به دلیل عدم دسترسی به منابع پولی کافی جهت تأمین احتیاجات غذایی خود (دسترسی اقتصادی) بوده است (Gholabifar et al., 2022). از سال ۱۳۹۰ به بعد ذائقه خانوارهای ایرانی به سوی مصرف مواد غذایی پرکالری و فاقد ارزش غذایی تغییر پیدا کرده و این مسئله آمار مبتلایان به بیماری‌های غیر واگیر را در کشور افزایش داده است. اگر چه بخشی از این تغییر مربوط به پائین بودن سواد تغذیه‌ای است، اما بخش قابل توجهی از آن نیز مربوط به شرایط معیشتی خانوارها است (Ghalibaf et al., 2022). نبود امنیت غذایی، بر وضعیت فیزیکی، اجتماعی و روانی افراد جامعه اثر گذار است؛ بنابراین مقوله امنیت غذایی و تغذیه، فراتر از تأمین غذا بوده و تأمین آن، تضمین کننده سلامت جامعه و بهبود کیفیت سرمایه انسانی است؛ که بهبود کیفیت سرمایه انسانی منجر به توسعه انسانی و در نهایت قرار گرفتن جامعه در مسیر بلندمدت توسعه خواهد شد (Shabanzadeh Khoshrody and Hosseini, 2021). افزون بر این، با توجه به اهداف سیاست‌گذاران در دستیابی به زندگی در سلامت و رفاه و به عنوان یکی از مؤلفه‌های توسعه انسانی، حصول به سطحی مناسب از سلامت و امنیت غذایی و تغذیه یکی از مقاصد جدی در سیاست‌گذاری‌های ملی و منطقه‌ای شناخته می‌شود. بدین ترتیب دسترسی به غذای کافی و مطلوب و سلامت تغذیه‌ای از محورهای اصلی توسعه، سلامت جامعه و زیرساخت نسل‌های آینده است. به طور کلی، هدف از سطح تغذیه و تأمین غذای مطلوب و کافی، تنها رفع گرسنگی عیان نیست بلکه

1 -Economic Research Service

2 -Sub-Saharan Africa

۳ - شکاف غذایی (Food Gap) معیاری است که مقدار غذای لازم جهت دستیابی تمام گروه‌های درآمدی به کالری آستانه را تعیین می‌کند.

تأمین نیازهای سلولی به مواد مغذی، یعنی رفع گرسنگی پنهان را نیز در بردارد. امنیت غذایی همواره یکی از اهداف عمده برنامه‌های توسعه کشاورزی و روستایی ایران در گذشته بوده است و جزء اهداف راهبردی و اولویت‌های برنامه‌های بلندمدت آینده (سند چشم انداز ۲۰ساله) نیز می‌باشد (Shabanzadeh Khoshrody and Hosseini, 2021). خوش بینانه‌ترین پیش‌بینی‌ها و داده‌های جمعیتی، جمعیت ایران را در سال‌های ۲۰۲۵ و ۲۰۵۰ به ترتیب ۸۸/۳۴ و ۱۰۰/۷۵ میلیون نفر برآورد می‌کنند. این پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهند که اگر روند کنونی در چهار دهه آینده نیز همچنان ادامه یابد حدود ۴۱ درصد به جمعیت ایران اضافه خواهد شد (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲). بنابراین، در ایران امنیت غذایی یک مسئله پیچیده سیاسی-اجتماعی است، زیرا رشد جمعیت به رشد بیش‌تر تقاضا برای مواد غذایی دامن زده و اگر عرضه نتواند پاسخگوی تقاضا باشد، امنیت غذایی مورد تهدید قرار خواهد گرفت. افزون بر این، تحریم‌های اقتصادی و شرایط تورمی در کنار توزیع ناعادلانه مواد غذایی به ویژه در استان‌های محروم، دسترسی فیزیکی و اقتصادی به غذا را برای بسیاری از گروه‌های فقیر دشوار ساخته است (Shabanzadeh Khoshrody et al., 2022).

استان گیلان یکی از استان‌های نسبتاً برخوردار از منابع طبیعی است که در آن تولید مواد غذایی نقش مهمی دارد و نقش محوری در امنیت غذایی و قدرت غذایی کشور دارد. اما در برخی مناطق روستایی این استان، فقر غذایی نسبت به مناطق شهری بیشتر و مشهودتر است (Dorosty et al., 2008). در این میان شهرستان رشت مرکز استان گیلان است این کلانشهر همچنین پرجمعیت‌ترین شهر شمال ایران در بین سه استان حاشیه دریای خزر و بزرگ‌ترین سکونت‌گاه سواحل جنوبی دریای خزر محسوب می‌شود. رشت فشرده‌ترین شهر ایران به لحاظ نسبت جمعیت به وسعت است و از لحاظ نسبت جمعیت در روز و شب نیز رتبه نخست کشور را دارد (Ahmadzadeh, 2020). با عنایت به اینکه تا کنون مطالعه‌ای امنیت غذای این شهرستان را مورد بررسی قرار نداده است هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی وضعیت امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در بین خانوارهای شهرستان رشت می‌باشد. در زمینه بررسی امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در داخل کشور و همچنین در سطح جهان مطالعات متعددی صورت گرفته است.

از میان مطالعات داخلی مطالعه‌ای در خصوص عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی ایران انجام شد. در این مطالعه عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی کشور، با استفاده از اطلاعات هزینه-درآمد خانوار و کاربرد مدل لوجستیک، شناسایی و ارزیابی شدند. نتایج نشان داد در هر دو مدل شهری و روستایی، متغیرهای تعداد اعضای خانوار و تعداد اعضای باسواد و مشغول به تحصیل خانوار، اثر منفی و معناداری بر امنیت غذایی دارند. همچنین، در مدل روستایی، تحصیلات دانشگاهی به افزایش آگاهی سرپرست خانوار از کیفیت مواد غذایی و بهبود وضعیت امنیت غذایی منجر می‌شود، اما این متغیر در مدل شهری، اثری منفی بر امنیت غذایی دارد. همچنین، بررسی سهم درآمدهای کشاورزی نشان می‌دهد اهمیت این متغیر در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است و بخش مهمی از تأمین امنیت غذایی خانوارهای روستایی را شامل می‌شود (Pakravan et al., 2014).

در مطالعه دیگری وضعیت امنیت غذایی در شهرستان مرودشت مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه ارتباط بین تحصیلات والدین، درآمد خانوار و شمار افراد خانوار با وضعیت ناامنی غذایی خانوار با انجام آزمون همبستگی اسپیرمن مشخص شد. نتایج نشان داد ناامنی غذایی شهرستان مرودشت ۷۳/۸ درصد (ناامنی غذایی بدون گرسنگی ۳۵ درصد، ناامنی غذایی با گرسنگی متوسط و شدید به ترتیب ۲۳ و ۱۵/۸ درصد) است. ضمن آن که میزان ناامنی در خانوارهای روستایی بیشتر از خانوارهای شهری است؛ نتایج همچنین نشان داد با افزایش تحصیلات والدین و درآمد خانوار، ناامنی غذایی کاهش می‌یابد. همچنین ناامنی غذایی در خانوارهای دارای فرزند از دیگر خانوارها بیشتر و خانوارهایی که پدر بیکار و مادر خانه‌دار دارند، ناامنی غذایی بالاتری دارند (Akbarpour et al., 2015).

در مطالعه‌ای دیگر، نقش عوامل اقتصادی را در بهبود امنیت غذایی خانوارهای شهری استان زنجان مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه برای تحلیل عوامل اقتصادی و نقش آن در فقر غذایی از طریق نمونه‌گیری خوشه‌ای اقدام به جمع‌آوری اطلاعات شده است. اطلاعات مستخرج از پرسشنامه‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای آماری مورد تحلیل قرار گرفته و نتایج آن با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی به صورت شماتیک نمایش داده شد. یافته‌ها نشان داد که رابطه معناداری بین درآمد، مسکن، اشتغال، جنس سرپرست خانوار و فقر غذایی

وجود دارد. ضمن آن که نتایج نشان داد رابطه معناداری بین سطح تحصیلات و درآمد و فقر غذایی خانوارهای شهری وجود ندارد (Sajjadian et al., 2017).

در مطالعه‌ای دیگر، عوامل موثر بر امنیت غذایی خانوارها در استان تهران بررسی شد. بدین منظور، با استفاده از اطلاعات هزینه درآمد خانوارهای استان تهران، ابتدا خانوارهای امن و ناامن غذایی شناسایی شدند و سپس، با استفاده از مدل لاجیت، بررسی متغیرهای کمی و کیفی اثرگذار بر امنیت غذایی خانوارها صورت گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که متغیرهای سن سرپرست خانوار، میزان یارانه دریافتی خانوار، درآمد خانوار، تنوع غذایی، محل سکونت، تعداد اتاق منزل و زیربنای منزل بر امنیت غذایی اثر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای بعد خانوار و ساعت کار سرپرست خانوار بر امنیت غذایی خانوارها اثر منفی و معنی‌دار داشته‌اند؛ همچنین، گرچه متغیر تحصیلات بر امنیت غذایی خانوارها اثر معنی‌دار نداشت، اما خانوارهای با سرپرست زن از امنیت غذایی پایین‌تر برخوردار بوده‌اند (Shabanzadeh Khoshrody and Hosseini, 2021).

در مطالعه‌ای دیگر، تاثیر ویژگی‌های فردی - خانوادگی را بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی شهرستان کرخه در استان خوزستان مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه اطلاعات موردنیاز از طریق پرسشنامه جمع‌آوری و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از رگرسیون لجستیک استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که تنها حدود ۶۲ درصد از خانوارهای مورد مطالعه از امنیت غذایی مناسب برخوردارند. از میان ویژگی‌های فردی و خانوادگی مورد مطالعه، متغیرهای سطح تحصیلات سرپرست خانوار، سن سرپرست خانوار، دارا بودن فرزند ذکور، دارا بودن فرد فعال در خانواده، دارا بودن فرد شاغل در بخش غیرکشاورزی و نیز دارا بودن فرد دارای بیماری زمینه‌ای بر امنیت غذایی خانوار از نظر آماری اثر معنی‌دار دارند (Ghalibaf et al., 2022).

از میان مطالعات خارجی نیز کوادیر و همکاران (Quadir et al., 2014)، وضعیت امنیت غذایی را در میان خانواده‌های فقیر استان موش^۱ ترکیه بررسی نمودند. در این مطالعه با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده حجم نمونه ۳۴۵ نفر تعیین شد و نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که ناامنی غذایی در میان زنان بیشتر از مردان است؛ همچنین ناامنی غذایی با دو متغیر درآمد و بعد خانوار ارتباط معنی‌دار دارد.

چیما و عباس (Cheema and Abbas, 2016)، وضعیت ناامنی غذایی و عوامل مؤثر بر آن را در کشور پاکستان بررسی نمودند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که متغیرهای تحصیلات و جنسیت سرپرست خانوار بر ناامنی غذایی تأثیر منفی دارند. موریس و همکاران (Morris et al., 2016)، وضعیت تغذیه و امنیت غذایی را در میان دانشجویان دانشگاه ایلینوی آمریکا بررسی نمودند. اطلاعات موردنیاز در آوریل ۲۰۱۳ و از طریق پرسشنامه از ۱۸۸۲ نفر از دانشجویان کارشناسی چهار واحد عمومی دانشگاه ایلینوی جمع‌آوری شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که امنیت غذایی با متغیرهایی چون نژاد، وضعیت تحصیلی، استفاده از وام و محل سکونت دانشجویان رابطه معنی‌دار دارد. دیاریو و همکاران (De Araújo et al., 2018)، وضعیت امنیت غذایی و نیز ارتباط بین مصرف و ناامنی غذایی را در کشور برزیل بررسی نمودند. اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه از طریق پرسشنامه طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۳ از ۲۸۱۷ نفر از استفاده‌کنندگان از خدمات بهداشتی درمانی در ایالت بلوهوریزونته^۲ برزیل جمع‌آوری شد. بر اساس نتایج این پژوهش وضعیت امنیت غذایی با متغیرهایی چون سن، جنسیت، وضعیت تأهل، سطح تحصیلات و وضعیت اشتغال ارتباط معنی‌دار دارد.

باهیرو و همکاران (Bahiru et al., 2023)، وضعیت امنیت غذایی خانوار و عوامل تعیین‌کننده آن را در مناطق روستایی کشور اتیوپی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که ۲۹/۴ درصد خانوارها دارای امنیت غذایی هستند و ۷۰/۶ درصد خانوارها با درجات متفاوت ناامنی غذایی مواجهند. ضمن آن که براساس نتایج متغیرهای بعد خانوار و وقوع خشکسالی بر امنیت غذایی اثر منفی و در مقابل متغیرهای تحصیلات، اندازه زمین کشاورزی، درآمد و دسترسی به اعتبارات تأثیر مثبت بر امنیت غذایی خانوارها داشته‌اند.

1 - Mus

2 - Belo Horizonte

تحلیل پیشینه مطالعات مختلف داخلی نشان می‌دهد که، میزان ناامنی غذایی در مناطق مختلف متفاوت است، بنابراین دانستن میزان ناامنی غذایی استان‌ها و شهرستان‌های مختلف و عوامل اثرگذار بر آن در زمان حال، می‌تواند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران در جهت برنامه‌ریزی‌های آتی باشد و به نهادهای متولی سلامت جامعه برای طراحی برنامه‌ها کمک ارزنده‌ای داشته باشد. همچنین بررسی پیشینه مطالعات نشان داد که تاکنون در خصوص امنیت غذایی و عوامل موثر بر آن در شهرستان رشت مطالعه جامعی صورت نگرفته است. بر این اساس مطالعه حاضر به بررسی کمی وضعیت امنیت غذایی و عوامل موثر بر آن در شهرستان رشت پرداخته است. شایان ذکر است که شهرستان رشت مرکز استان گیلان و به عنوان شهر خلاق غذا در سازمان یونسکو ثبت شده است. این شهرستان پرجمعیت‌ترین شهر شمال ایران در بین سه استان حاشیه‌ی دریای خزر است و به عنوان بزرگ‌ترین سکونت‌گاه سواحل جنوبی دریای خزر محسوب می‌شود.

مواد و روش‌ها

محاسبه امنیت غذایی

در مطالعه حاضر به منظور سنجش وضعیت امنیت غذایی خانوارها، از پرسشنامه استاندارد ۱۸ گویه‌ای ارائه شده توسط وزارت کشاورزی آمریکا^۱ (USDA) استفاده شده است. پرسشنامه امنیت غذایی خانوار USDA که وضعیت امنیت غذایی خانوار را در دوازده ماه گذشته بررسی می‌کند در سال ۱۹۹۵ معرفی و در مطالعات امنیت غذایی کشورهای در حال توسعه به عنوان پرسشنامه‌ای معتبر مورد استفاده قرار گرفته است (Sawari et al., 2021). در ایران نیز پرسشنامه مذکور در مطالعات گوناگون همچون مطالعات (Rostami et al., 2013)، (Akbarpour et al., 2015)، (Nouri Wendy, 2017) و (Sawari et al., 2021) به کار گرفته شده و اعتبار آن تأیید شده است. پرسشنامه مذکور دارای ۲ بخش است که بخش اول برای همه خانوارها و بخش دوم برای خانوارهای دارای فرزند زیر ۱۸ سال تکمیل می‌شود. نحوه امتیازدهی به این پرسشنامه نیز به این صورت است که به گزینه‌های "اغلب اوقات درست"، "بعضی اوقات درست"، "تقریباً هر ماه"، "برخی ماه‌ها" و "بله" امتیاز مثبت (نمره ۱) و به پاسخ‌های "درست نیست"، "تنها ۱ یا ۲ ماه" و "خیر" امتیاز منفی (نمره صفر) تعلق می‌گیرد. پس از امتیازدهی و جمع شمار پاسخ‌های مثبت، هر خانوار در یک وضعیت امنیت غذایی خاص مطابق با جدول (۱) قرار می‌گیرد. بر این اساس اگر خانوار دارای فرزند زیر ۱۸ سال به ۲ گویه پرسشنامه پاسخ مثبت دهد، آن خانوار دارای امنیت غذایی است. اما اگر به ۷ گویه پاسخ مثبت دهد، دارای ناامنی غذایی بدون گرسنگی خواهد بود. در نهایت نیز چنان چه به ۱۲ و بیش از ۱۲ گویه پاسخ مثبت دهد به ترتیب در وضعیت ناامن غذایی با گرسنگی متوسط و ناامن غذایی با گرسنگی شدید قرار خواهد گرفت. برای خانوارهای بدون فرزند نیز در صورتی که به ۲ گویه پاسخ مثبت داده شود، خانوار دارای امنیت غذایی خواهد بود. اما چنان چه به ۵ گویه پاسخ مثبت داده شود، ناامنی غذایی بدون گرسنگی وجود دارد. در نهایت نیز چنان چه به ۸ و بیش از ۸ گویه، پاسخ مثبت داده شود به ترتیب خانوار در وضعیت ناامن غذایی با گرسنگی متوسط و ناامن غذایی با گرسنگی شدید قرار می‌گیرد (Bickel et al., 2008).

¹ U.S. HOUSEHOLD FOOD SECURITY SURVEY MODULE: THREE-STAGE DESIGN, WITH SCREENERS
Economic Research Service, USDA September 2012.

جدول (۱). طبقه‌بندی خانوارها بر اساس پرسشنامه امنیت غذایی خانوار USDA

تعداد پاسخ مثبت		کد	وضعیت امنیت غذایی
خانوار فاقد فرزند زیر ۱۸ سال (امتیاز کل: ۱۰)	خانوار دارای فرزند زیر ۱۸ سال (امتیاز کل: ۱۸)		
۲-۰	۲-۰	۰	امن غذایی
۵-۳	۷-۳	۱	نامنی غذایی بدون گرسنگی
۸-۶	۱۲-۸	۲	نامنی غذایی با گرسنگی متوسط
۱۰-۹	۱۸-۱۳	۳	نامنی غذایی با گرسنگی شدید

ماخذ: Bickel et al., 2008

الگوی لاجیت ترتیبی

در مطالعه حاضر متغیر وابسته به صورت کیفی و ترتیبی شامل میزان امنیت غذایی خانوارها در سه طبقه نامن غذایی با گرسنگی متوسط و شدید، نامن غذایی بدون گرسنگی و امن غذایی است. بر این اساس از آن جا که جواب‌ها حالت ترتیبی دارند، از مدل‌های انتخاب گسسته و مشخصاً الگوی لاجیت ترتیبی استفاده شده است. الگوی لاجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر گسسته است که به منظور تعیین تأثیر متغیرهای توضیحی (سن سرپرست خانوار، بعد خانوار، تحصیلات سرپرست خانوار، محل سکونت، وضعیت محل سکونت، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، متوسط ساعت کار روزانه، دریافت یارانه، نوع شغل سرپرست خانوار، درآمد ماهانه و تنوع غذایی) بر امنیت غذایی خانوارها و همچنین نحوه تأثیر هر متغیر بر احتمال قرار گرفتن هر خانوار در سه گروه نامن غذایی با گرسنگی متوسط و شدید ($y = 0$)، نامن غذایی بدون گرسنگی ($y = 1$) و امن غذایی ($y = 2$) مورد استفاده قرار می‌گیرد. لذا اگر فرض شود y متغیر پیوسته باشد و متغیرهای توضیحی x باشند برای خانوار i تابع تمایل به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$y = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad \left\{ \begin{array}{l} y = 0 \\ y = 1 \\ y = 2 \end{array} \right\}, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

با توجه به تابع احتمال تجمعی F ، احتمال قرار گرفتن خانوارها در سه گروه عنوان شده را می‌توان به صورت رابطه (۲) بیان نمود:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = J) &= \Pr(y_i \geq \mu_{J-1}) = \Pr(\varepsilon_i \geq \mu_{J-1} - \beta' x_i) \\ &= F(\beta' x_i - \mu_{J-1}) \end{aligned} \quad (2)$$

با توجه به رابطه (۲) و با تخمین β و μ ، احتمال قرار گرفتن هر خانوار در یکی از سه گروه نامن غذایی با گرسنگی متوسط و شدید، نامن غذایی بدون گرسنگی و امن غذایی، و محاسبه می‌گردد. شایان ذکر است که μ ها آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده شده گسسته را تعریف می‌کنند، لذا لازم است برآورد شوند. در ادامه و با محاسبه احتمال قرار گرفتن افراد در گروه‌های مختلف، می‌توان الگوی لاجیت ترتیبی این مطالعه را به صورت رابطه (۳) تصریح نمود:

$$\log \left[\frac{\gamma_j(x_i)}{1 - \gamma_j(x_i)} \right] = \mu_j - [\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}], \quad j = 1, \dots, J; i = 1, \dots, n \quad (3)$$

در رابطه (۳)، γ_j احتمال تجمعی و به صورت $\gamma_j(x_i) = \gamma(\mu_j - \beta' x_i) = P(y_i \leq j | x_i)$ می‌باشد. β بردار ستونی پارامترها ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$) و x_i بردار ستونی متغیرهای توضیحی را شامل می‌شود. لازم به ذکر است که μ_j تنها به احتمال طبقه پیش‌بینی وابسته است و با متغیرهای توضیحی ارتباطی ندارد. با تصریح الگوی فوق، پارامترهای الگوی لاجیت ترتیبی از طریق روش حداکثر

درستنمایی (که احتمال طبقه‌بندی صحیح را حداکثر می‌کند) به دست می‌آیند. در ادامه می‌توان با استفاده از آزمون رگرسیون‌های موازی، منطقی بودن فرضیه برابری پارامترها را برای هر سه گروه ارزیابی کرد (William, 2018). در انواع مدل‌های انتخاب گسسته، ضرایب تخمینی تفسیر اقتصادی معینی ندارند. به عبارت دیگر در مدل‌های فوق مقدار پارامترهای برآورد شده همیشه تفسیر مستقیم راحتی ندارند و نمی‌توانند به صورت مستقیم برای متغیرهای توضیحی متناظر روی احتمال انتخاب تصمیم ژام تفسیر شوند. بنابراین، برای ارزیابی اثرات متغیرها باید از کشش و اثرات نهایی مربوط به متغیرها استفاده شود. در این رابطه از آن جا که کشش‌ها توابع غیرخطی از مقادیر مشاهدات هستند، تضمینی مبنی بر عبور تابع لاجیت از نقاط تعریف شده به وسیله میانگین نمونه وجود ندارد. برای حل این مشکل محاسبه اثر نهایی به جای محاسبه کشش‌ها پیشنهاد شده است. در این روش، ابتدا کشش‌ها برای هر یک از مشاهدات محاسبه و سپس از آن‌ها میانگین وزنی گرفته می‌شود. به گونه‌ای که وزن‌ها احتمالات پیش‌بینی شده هستند. سپس اثر نهایی از طریق مقیاس‌گذاری پارامترهای برآورد شده محاسبه می‌گردد. این مقیاس برای هر یک از مشاهدات متغیر مستقل، متفاوت است؛ بنابراین برای تسهیل در گزارش نتایج، این مقیاس در میانگین متغیر مستقل محاسبه می‌شود (Williams, 2016). اگرچه محاسبه اثر نهایی در مدل‌های رگرسیونی با پاسخ چندگانه ترتیبی تا حدودی متفاوت است، اما همگی بیان‌گر این مفهوم هستند که با یک واحد افزایش در متغیر مستقل x ، چه مقدار بر احتمال واقع شدن در گروه j افزایش می‌یابد. اثر نهایی در الگوی لاجیت ترتیبی با توجه به رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial P(y_i = j | x_i)}{\partial x_k} = \left[\frac{\partial \gamma(\mu_j - \beta^\circ x_i)}{\partial x_k} - \frac{\partial \gamma(\mu_{j-1} - \beta^\circ x_i)}{\partial x_k} \right] = [\lambda(\mu_j - \beta^\circ x_i) - \lambda(\mu_{j-1} - \beta^\circ x_i)] \beta_k \quad (4)$$

در رابطه (۴)، $\lambda_j(x_i) = \frac{\partial \gamma_j(x_i)}{\partial x_k}$ ، $\mu_0 = -\infty$ و $\mu_j = +\infty$ می‌باشد. با توجه به آن که اثر نهایی به ارزش کلیه متغیرهای توضیحی وابسته است، تصمیم‌گیری برای به‌کارگیری ارزش‌های متغیرها در برآورد بسیار حائز اهمیت می‌باشد. بنابراین معمولاً اثر نهایی در ارزش‌های میانگین متغیرها محاسبه می‌شود. همچنین با توجه به این که مجموع احتمالات، همواره برابر یک است، مجموع اثرات نهایی برای هر متغیر برابر صفر خواهد بود (Abrudan et al., 2020). شایان ذکر است که در مدل‌های انتخاب گسسته نمی‌توان از ضریب تعیین (R^2) متداول به عنوان معیار خوبی برازش الگو استفاده کرد. جهت رفع این مشکل، تاکنون ضرایب تعیین گوناگونی توسط محققان مختلف معرفی شده است (Maddala, 1983). ضریب تعیین آلدريج نلسون (AN) در سال ۱۹۸۴ توسط آلدريج و نلسون، بر اساس تابع راستنمایی و به صورت رابطه (۵) ارائه شده است:

$$\text{Aldrich - Nelson } R^2 = \frac{2[LL_{UR} - LL_R]}{2[LL_{UR} - LL_R] + N} \quad (5)$$

در رابطه (۵)، LL_{UR} و LL_R به ترتیب ارزش تابع راستنمایی در دو مدل غیرمقید و مقید می‌باشند. همچنین N در رابطه فوق تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد. هر چه معیار فوق به یک نزدیک‌تر باشد بیان‌گر برازش بالای الگو و یا به عبارت دیگر بیان‌گر بهتر بودن نتایج تخمین می‌باشد. ضریب تعیین Pseudo معیار دیگری است که به منظور بررسی خوبی برازش مورد استفاده قرار می‌گیرد. این ضریب تعیین بر اساس تابع راستنمایی بوده و به صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود:

$$R^2 \text{Pseudo} = \frac{(LL_R)^{2/N} - (LL_{UR})^{2/N}}{1 - (LL_{UR})^{2/N}} \quad (6)$$

در رابطه فوق، LL_{UR} و LL_R به ترتیب بیان‌گر ارزش تابع راستنمایی در دو مدل غیرمقید و مقید هستند و N نیز تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد (Agresti, 2013).

دو معیار پیرسون (χ^2) و دویانس (G^2) از جمله معیارهای دیگری هستند که از آن‌ها به طور معمول جهت بررسی خوبی برآزش در الگوهای انتخاب گسسته و از جمله الگوی لاجیت ترتیبی استفاده می‌گردد. در دو معیار پیرسون و دویانس با استفاده از جداول احتمال^۱ تعداد سلول‌های مشاهده شده و مورد انتظار مورد مقایسه قرار می‌گیرد. با فرض I متغیر پیش‌بینی کننده با $n_i = \sum_{j=1}^c n_{ij}$ مشاهده چندجمله‌ای^۲، فراوانی مورد انتظار از طریق رابطه (۷) برآورد می‌گردد:

$$\hat{\mu}_{ij} = n_i \hat{P}(y = j), j = 1, \dots, c \quad (7)$$

با توجه به رابطه فوق آماره دو آزمون پیرسون و دویانس به صورت رابطه (۸) و (۹) تعریف می‌گردند:

$$\chi^2 = \sum_{i,j} \frac{(n_{ij} - \hat{\mu}_{ij})^2}{\hat{\mu}_{ij}} \quad (8)$$

$$G^2 = 2 \sum_{i,j} n_{ij} \log \left(\frac{n_{ij}}{\hat{\mu}_{ij}} \right) \quad (9)$$

چنان چه آماره مربوط به دو آزمون پیرسون و دویانس بالاتر از مقادیر بحرانی آن باشد بیان‌گر پذیرش فرضیه‌ی صفر مبنی بر برآزش مناسب داده‌ها توسط الگوست. چنان چه داده‌ها و اطلاعات تحت بررسی دارای پراکندگی زیاد باشند استفاده از دو معیار پیرسون و دویانس جهت بررسی خوبی برآزش می‌تواند بسیار سودمند باشد (Agresti, 2013).

جامعه آماری مطالعه حاضر شامل خانوارهای ساکن شهرستان رشت هستند. در این مطالعه جهت جمع‌آوری آمار و اطلاعات، بررسی میدانی و جمع‌آوری پرسشنامه مدنظر قرار گرفت. بر این اساس اطلاعات مورد نیاز به صورت پیمایشی و از طریق نمونه‌گیری و تکمیل پرسشنامه از خانوارها در شهرستان رشت در سال ۱۴۰۱ جمع‌آوری شده است. جهت دستیابی به نمونه‌ای مطلوب، که بتواند خصوصیات و ویژگی‌های خانوارها را متناسب با اهداف مطالعه بیان نماید از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده دو مرحله‌ای استفاده و بر این اساس با توجه به آن که حجم کل جامعه آماری (۶۷۹۹۹۵ خانوار) در منطقه مورد مطالعه مشخص بوده است، لذا از فرمول کوکران (۱۹۶۳) به صورت رابطه (۱۰) به منظور تعیین حجم نمونه استفاده گردیده است:

$$n = \frac{N(t.s)^2}{N.d^2 + (t.s)^2} \quad (10)$$

در رابطه (۱۰)، n حجم مطلوب نمونه، N حجم جامعه (۶۷۹۹۹۵ خانوار)، S^2 واریانس نمونه (۰/۶۰۹) و آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد در نظر گرفته شده است. همچنین d (۰/۰۵) دقت احتمالی مطلوب می‌باشد. در مطالعه حاضر، ابتدا با تعیین متغیر بعد خانوار به عنوان صفت مورد مطالعه، تعدادی پرسشنامه از خانوارها تکمیل گردید. سپس با توجه به حجم و واریانس نمونه پیش مطالعه و با به کارگیری رابطه (۱۰)، حجم نمونه مطلوب ۵۶۹ تعیین و به تناسب جمعیت بخش‌های مختلف شهرستان، پرسشنامه‌ها تکمیل و جمع‌آوری گردید. در نهایت نیز به منظور سازماندهی اطلاعات و انجام محاسبات اولیه و نیز برآورد مدل از نرم‌افزار Excel و Stata استفاده شد.

نتایج و بحث

جدول (۲) برخی از ویژگی‌های توصیفی خانوارهای مورد مطالعه را در سه گروه امن غذایی، ناامنی غذایی بدون گرسنگی و ناامنی غذایی

1 - Contingency Tables

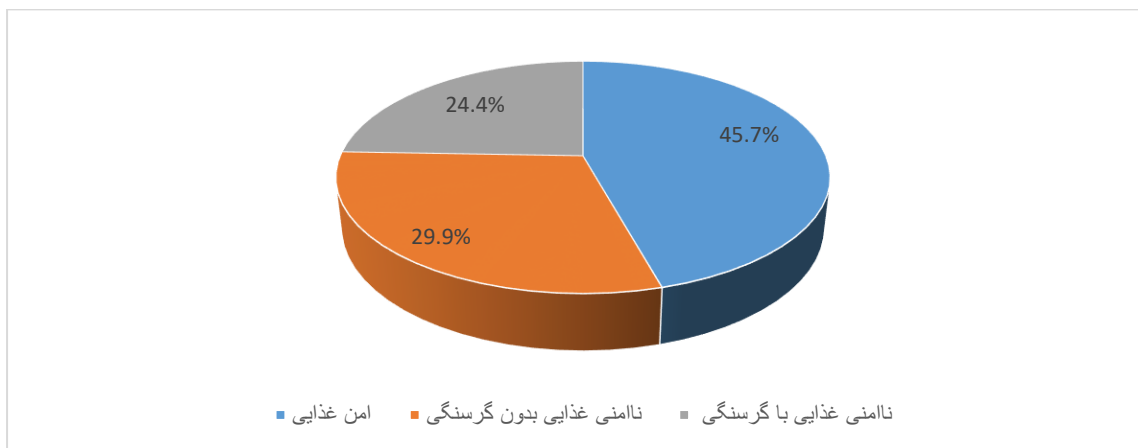
2 - Multinomial Observations

با گرسنگی متوسط و شدید نشان می‌دهد. همان‌گونه که از اطلاعات جدول مذکور مشاهده می‌شود به عنوان مثال میانگین سن سرپرستان خانوار در گروه امن غذایی ۴۸/۸۸ سال و کمترین و بیشترین سن به ترتیب ۲۰ و ۷۴ سال است. ضمن آن که متوسط بعد خانوار برای خانوارها با شرایط امن غذایی ۳/۳ نفر است و کمترین و بیشترین بعد خانوار نیز مربوط به خانوارهای با ابعاد ۱ و ۷ نفر می‌باشد. در جدول (۲) متغیرهای توصیفی خانوارها در گروه ناامن غذایی بدون گرسنگی و ناامنی غذایی با گرسنگی متوسط و شدید نیز ارائه شده و به همین صورت قابل تفسیر است.

جدول ۲. ویژگی‌های خانوارهای مورد مطالعه در شهرستان رشت

انحراف معیار	حداکثر	حداقل	میانگین	تعداد خانوارها	متغیر	امنیت غذایی
۱۱/۱۴	۷۴	۲۰	۴۸/۸۸		سن سرپرست خانوار	
۱/۰۴۶	۷	۱	۳/۳		بعد خانوار	
۰/۳	۲	۱		۲۶۰	جنسیت سرپرست خانوار (مرد=۱ زن=۲)	
۰/۹۴	۶	۱	۳/۸۳		سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ ابتدایی=۲ دیپلم و پایین‌تر=۳ لیسانس=۴ فوق لیسانس=۵ دکتری و بالا‌تر=۶)	امن غذایی
۱۱/۱۹	۷۱	۲۰	۵۰		سن سرپرست خانوار	
۱/۱۴	۷	۱	۳/۴۳		بعد خانوار	
۰/۳۲	۲	۱		۱۷۰	جنسیت سرپرست خانوار (مرد=۱ زن=۲)	ناامنی غذایی بدون گرسنگی
۱/۰۱۳	۶	۱	۳/۵۰		سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ ابتدایی=۲ دیپلم و پایین‌تر=۳ لیسانس=۴ فوق لیسانس=۵ دکتری و بالا‌تر=۶)	
۷۸/۱۲	۸۷	۲۰	۱۳/۴۸		سن سرپرست خانوار	
۱/۰۰۶	۷	۱	۳/۴۹		بعد خانوار	
۰/۳۸	۲	۱		۱۳۹	جنسیت سرپرست خانوار (مرد=۱ زن=۲)	
۱/۱۴	۶	۱	۳/۵۰		سواد سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ ابتدایی=۲ دیپلم و پایین‌تر=۳ لیسانس=۴ فوق لیسانس=۵ دکتری و بالا‌تر=۶)	ناامنی غذایی با گرسنگی متوسط و شدید

شکل (۱) وضعیت امنیت غذایی خانوارهای مورد مطالعه را در شهرستان رشت نشان می‌دهد. همانطور که در روش تحقیق ذکر گردید، مبنای محاسبه امنیت غذایی پرسشنامه استاندارد ۱۸ گویه‌ای ارائه شده توسط وزارت کشاورزی آمریکا (USDA) بود. همان‌گونه که از اطلاعات شکل مشخص است تنها ۴۵/۷ درصد از خانوارهای تحت بررسی در سال ۱۴۰۱ در شرایط امن غذایی قرار داشته و بیش از نیمی از خانوارها (۵۴/۳ درصد) با درجات گوناگون ناامنی غذایی مواجه بوده‌اند.



ماخذ: یافته‌های تحقیق

شکل ۱- وضعیت امنیت غذایی خانوارهای مورد مطالعه در شهرستان رشت

در ادامه برای بررسی تأثیر متغیرهای دموگرافیکی، اقتصادی و اجتماعی بر وضعیت امنیت غذایی از مدل لاجیت ترتیبی استفاده شد. مؤلفه‌های اعتبار سنجی الگوی لاجیت ترتیبی که در انتهای جدول (۳) گزارش شده‌اند، اعتبار بالایی نتایج را تأیید می‌کنند. همان‌گونه که از نتایج جدول مشاهده می‌شود ضرایب تعیین Pseudo و آلدريج نلسون (AN) بیان‌گر قدرت توضیح دهنده‌گی بالایی الگو می‌باشند. به طوری که به عنوان مثال ضریب تعیین AN گویای آن است که ۶۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. دقت طبقه‌بندی که درصد پیش‌بینی صحیح الگو را نشان می‌دهد، بیان‌گر دقت بالایی طبقه‌بندی در الگوی ارائه شده می‌باشد. بر این اساس الگوی لاجیت ترتیبی برآورد شده ۵۱/۳ درصد تغییرات سطوح مختلف امنیت غذایی خانوارها را در شهرستان رشت به درستی پیش‌بینی می‌کند. همچنین دو آزمون پیرسون و دویانس بیان‌گر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر پردازش مناسب داده‌ها توسط الگوی برآوردی هستند. در نهایت نتایج حاصل از رگرسیون‌های موازی حاکی از منطقی بودن فرضیه برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها در الگوی برآورد شده می‌باشد. با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری آماره‌ی آزمون رگرسیون‌های موازی، می‌توان این‌گونه فرض نمود که ارزش پارامترهای وضعیت برای تمامی گروه‌های پاسخ، ثابت و یکسان می‌باشد و از این لحاظ نیز برآورد الگوی لاجیت ترتیبی از مبانی محکم برخوردار است؛ بنابراین با توجه به آزمون‌ها و موارد گفته شده، الگوی برآورد شده در مطالعه حاضر به اندازه کافی قابل اعتماد بوده و می‌توان به نتایج به دست آمده از این الگو تا حد بسیار زیادی اطمینان داشت.

در انواع مدل‌های انتخاب گسسته، ضرایب تخمینی تفسیر اقتصادی معینی ندارند و تنها می‌توانند به طور کلی برای بررسی جهت اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته تفسیر شوند. در این رابطه بررسی معنی‌داری و علامت ضرایب، حاکی از آن است که متغیرهای تحصیلات سرپرست خانوار، محل سکونت، وضعیت محل سکونت، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، درآمد ماهانه و تنوع غذایی در جهت مثبت (مستقیم) بر سطح امنیت غذایی خانوارها در سطح شهرستان رشت تأثیر می‌گذارند. به عبارت دیگر، با افزایش در سطح متغیرهای مستقل فوق، این احتمال که خانوارهای ساکن در شهرستان رشت در سطوح بهتری از امنیت غذایی قرار بگیرند، افزایش می‌یابد. از سوی دیگر،

متغیر دریافت یارانه در جهت منفی (معکوس) بر سطح امنیت غذایی خانوارها در سطح شهرستان رشت مؤثر است. این نتیجه هم راستا با نتایج مطالعه (Hosseini et al., 2016) می‌باشد. در این رابطه باید اذعان نمود اصولاً خانوارهایی که یارانه دریافت می‌کنند جزو اقشار کم برخوردار و ضعیف جامعه بوده و در دهک‌های پایین درآمدی قرار می‌گیرند؛ بنابراین طبیعی به نظر می‌رسد که با واقع شدن خانوار در گروهی که یارانه دریافت می‌کنند، احتمال ناامنی بالاتر و در نقطه مقابل با واقع شدن در گروهی که یارانه دریافت نمی‌کنند (که عموماً دهک‌های بالای درآمدی مشمول دریافت یارانه نمی‌باشند)، امنیت غذایی به نسبت بالاتر باشد.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد الگوی لاجیت ترتیبی

متغیر	ضریب	آماره z	سطح معناداری
سن سرپرست خانوار	۰/۰۰۴	۰/۵۴	۰/۵۸۹
بعد خانوار	-۰/۱۳۱	-۱/۴۹	۰/۱۳۵
تعداد افراد شاغل در خانوار	۰/۰۳۶	۰/۳۵	۰/۷۲۳
تحصیلات سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ ابتدایی=۲ دیپلم و پایین‌تر=۳ لیسانس=۴ فوق لیسانس=۵ دکتری و بالاتر=۶)	۰/۲۰۲*	۲/۰۹	۰/۰۳۶
محل سکونت (روستا=۰، شهر=۱)	۰/۲۸۰*	۱/۹۹	۰/۰۴۲
وضعیت محل سکونت (اجاره‌ای=۰، شخصی=۱)	۰/۵۹۴**	۲/۸۹	۰/۰۰۴
وضعیت اشتغال سرپرست خانوار (بیکار=۰، شاغل=۱)	۰/۹۷۵**	۲/۶۲	۰/۰۰۹
متوسط ساعت کار روزانه	-۰/۰۲۵	-۱/۵۷	۰/۱۱۷
دریافت یارانه (خیر=۰، بله=۱)	-۰/۴۰۹*	-۱/۹۴	۰/۰۴۸
نوع شغل سرپرست خانوار (کشاورزی=۰، غیرکشاورزی=۱)	-۰/۳۳۶	-۱/۱۳	۰/۲۵۹
درآمد ماهانه	۰/۱۵۰**	۴/۱۴	۰/۰۰
تنوع غذایی	۰/۲۰۲**	۶/۶۲	۰/۰۰
ضریب تعیین Pseudo	۰/۳۸	دویانس	۱۰۲۸/۹ (۰/۸۹)
ضریب تعیین آلدريج نلسون (AN)	۰/۶۱	پیرسون	۱۱۰۳/۵ (۰/۳۶)
درصد پیش‌بینی صحیح	۵۱/۳		

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی داری در سطح ۵ درصد ** معنی داری در سطح ۱ درصد

در ادامه به منظور استنتاج بیش‌تر نتایج الگوی برآورد شده، اثرات نهایی برای هر یک از گروه‌ها با توجه به سطوح مختلف ناامنی و امنیت غذایی محاسبه و نتایج حاصل از آن در جدول (۴) گزارش شده است. در ادامه اثرات نهایی متغیرهایی که در جدول (۳) ضرایب آن‌ها معنی‌دار بوده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

بر اساس نتایج جدول (۴) می‌توان گفت، خانوارهایی که سرپرست آن‌ها از سطح سواد بالاتری برخوردار است، احتمال این که در گروه واحدهای دارای امنیت غذایی قرار بگیرند، بیشتر می‌شود. از سوی دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در زمره واحدهایی با وضعیت

نامنی غذایی کمتر می‌شود. در این خصوص باید اذعان نمود که داشتن سواد کافی و تحصیلات با ایجاد فرصت‌های شغلی مناسب و افزایش توانایی کسب درآمد، دسترسی افراد خانواده به مواد غذایی با کیفیت را افزایش می‌دهد. ضمن آنکه با تأثیرگذاری بر سواد تغذیه‌ای، موجب افزایش دانش و آگاهی در مورد وضعیت تغذیه‌ای اعضای خانواده می‌گردد.

بر اساس نتایج، برای خانوارهای روستایی، احتمال قرار گرفتن در وضعیت امن غذایی کمتر است و احتمال این که این خانوارها در شرایط نامنی غذایی به سر ببرند، بیشتر است. در نقطه مقابل برای خانوارهای شهری احتمال قرار گرفتن در گروه امن غذایی بالاتر و احتمال قرار گرفتن در گروه ناامن غذایی کمتر است. در این خصوص باید عنوان نمود که عموماً افراد دارای سطح پایین درآمدی و تحصیلات به نسبت پایین‌تر در روستا ساکن هستند که هرگونه نوسان در شرایط اقتصادی به شدت آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و امنیت غذایی آن‌ها را متأثر می‌سازد. ضمن آن که عموماً مردم در مناطق شهری دارای شغل ثابت با درآمد بالاتر نسبت به مردم روستا که بیشترشان کشاورز و دارای درآمد فصلی هستند، می‌باشند. این نتیجه با نتیجه مطالعات (Akbarpour et al., 2015) در خصوص بررسی وضعیت امنیت غذایی خانوارها در مناطق شهری و روستایی مطابقت دارد؛ نتایج حاصل از بررسی مذکور نیز نشان داد که نامنی غذایی در خانوارهای روستایی بیشتر از خانوارهای شهری است.

بر اساس نتایج، خانوارهایی که محل سکونت آن‌ها شخصی است احتمال قرار گرفتن آن‌ها در گروه با وضعیت امن غذایی بالاتر است و احتمال قرار گرفتن آن‌ها در گروه با وضعیت ناامن غذایی پایین‌تر است. در این مورد باید عنوان نمود که در رابطه با خانوارهایی که محل سکونت آن‌ها اجاره‌ای است، بخش قابل توجهی از درآمد قابل تصرف صرف پرداخت اجاره‌بها می‌شود؛ بنابراین قدرت خرید و توانایی تأمین نیازهای غذایی این خانوارها کاهش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که اتخاذ تمهیدات حمایتی و سیاست‌های مناسب در جهت خانه‌دار نمودن مستأجران می‌تواند عامل مهمی در جهت کاهش احتمال قرار گرفتن خانوارها در گروه‌های ناامن غذایی باشد.

نتایج بیان‌گر آن است که احتمال قرار گرفتن خانوارهای دارای درآمد ماهانه بالاتر در گروه با وضعیت امن غذایی بیشتر و احتمال قرار گرفتن خانوارهای اشاره شده در گروه با وضعیت ناامن غذایی کمتر است. همچنین نتایج نشان داد خانوارهایی که سرپرست آن‌ها بیکار است، احتمال قرار گرفتن آن‌ها در گروه با نامنی غذایی با گرسنگی و بدون گرسنگی زیاد است. از طرف دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در گروه با وضعیت امن غذایی پایین است. در این خصوص باید گفت که قدرت خرید و توانایی در تأمین نیازهای غذایی با اشتغال و سطح درآمد خانوار ارتباط مستقیم دارد. لذا هرچه شغل مناسب‌تر و سطح درآمد خانوار بیشتر باشد، سبد غذایی متنوع‌تر و باکیفیت‌تری نیز برای خانوار فراهم خواهد شد. این نتیجه با نتیجه مطالعه (Akbarpour et al., 2015) مطابقت دارد. در این بررسی در خانوارهایی که پدر بیکار بوده نامنی غذایی بیشتر بوده است؛ ضمن آن که خانوارهایی که سرپرست کارمند داشته‌اند، بیشترشان به لحاظ امنیت غذایی، در شرایط امن قرار داشته‌اند.

طبق نتایج خانوارهایی که یارانه دریافت می‌کنند احتمال قرار گرفتن آن‌ها در گروه با وضعیت امن غذایی کاهش می‌یابد؛ در این رابطه باید اذعان نمود اصولاً خانوارهای دهک‌های پایین درآمدی که بیشتر تحت تأثیر نوسانات شرایط اقتصادی کشور قرار دارند، یارانه دریافت می‌کنند. افزون بر این، مبلغ دریافت یارانه ثابت بوده و متناسب با افزایش قیمت اقلام خوراکی افزایش نیافته است. در نقطه مقابل خانوارهایی که یارانه دریافت نمی‌کنند (که عموماً دهک‌های بالای درآمدی مشمول دریافت یارانه نمی‌باشند)، امنیت غذایی به نسبت بالاتری داشته‌اند. در نهایت نیز نتایج نشان داد خانوارهایی که از تنوع غذایی بالاتری برخوردارند، احتمال قرار گرفتن آن‌ها در گروه با وضعیت امن غذایی بیشتر است؛ از طرف دیگر احتمال قرار گرفتن این خانوارها در گروه‌های با وضعیت ناامن غذایی کاهش می‌یابد. در این رابطه باید اذعان نمود که سلول‌های بدن انسان گوناگون و نیازهای متفاوتی دارند که تنها با تنوع دادن به نوع مواد غذایی مصرفی می‌توان این نیازهای مختلف را برطرف کرد. یک رژیم غذایی متنوع ضمن تأمین انرژی مورد نیاز بدن، کیفیت غذایی را افزایش داده و دریافت تمام ریزمغذی‌ها و درشت مغذی‌ها را برای بدن به همراه دارد.

جدول ۴. اثرات نهایی محاسبه شده برای گروه‌های مختلف خانوارها از نظر سطح امنیت غذایی

متغیر	اثر نهایی گروه ۱ (گروه با وضعیت ناامن با گرسنگی متوسط و شدید)	اثر نهایی گروه ۲ (گروه با وضعیت ناامن بدون گرسنگی)	اثر نهایی گروه ۳ (گروه با وضعیت امن غذایی)
سن سرپرست خانوار	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۱
بعد خانوار	۰/۰۲۰۱	۰/۰۱۲۵	-۰/۰۳۲
تعداد افراد شاغل در خانواده	-۰/۰۰۵۵	-۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۹
تحصیلات سرپرست خانوار (بی‌سواد=۱ ابتدایی=۲ دیپلم و پایین‌تر=۳ لیسانس=۴ فوق لیسانس=۵ دکتری و بالاتر=۶)	-۰/۰۳۱۰	-۰/۰۱۹۴	۰/۰۵۰
محل سکونت (روستا=۰، شهر=۱)	-۰/۰۴۲۹	-۰/۰۲۶۸	۰/۰۶۹
وضعیت محل سکونت (اجاره‌ای=۰، شخصی=۱)	-۰/۰۹۱۱	-۰/۰۵۶۹	۰/۱۴۸
وضعیت اشتغال سرپرست خانوار (بیکار=۰، شاغل=۱)	۰/۱۴۹	۰/۰۹۳۵	-۰/۲۴۳
متوسط ساعت کار روزانه	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۲۴	-۰/۰۰۶
دریافت یارانه (خیر=۰، بله=۱)	۰/۰۶۲۷	۰/۰۳۹	-۰/۱۰۲
نوع شغل سرپرست خانوار (کشاورزی=۰، غیر کشاورزی=۱)	۰/۰۵۱۶	۰/۰۳۲	-۰/۰۸۳
درآمد ماهانه	-۰/۰۰۷۷	-۰/۰۰۴۸	۰/۰۱۲
تنوع غذایی	-۰/۰۳۱۰	-۰/۰۱۹۴	۰/۰۵۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

امنیت غذایی برای ایران که بخش قابل توجهی از جمعیت آن را جوانان تشکیل می‌دهند، موضوعی حائز اهمیت است. چرا که در سال‌های اخیر سلیقه خانوارهای ایرانی به سوی مواد غذایی پرکالری و فاقد ارزش غذایی گرایش پیدا کرده و این مسئله آمار مبتلایان به بیماری‌های غیر واگیر را در کشور افزایش داده است. در این خصوص باید عنوان نمود که انتخاب و پذیرش رژیم‌های غذایی مختلف به عوامل محیطی، اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و روان‌شناختی مختلف وابسته است. از آنجا که تأمین سلامت و امنیت غذایی در نقاط مختلف کشور از اهداف راهبردی سند چشم‌انداز بیست ساله کشور می‌باشد، لذا مطالعه حاضر به ارزیابی وضعیت امنیت غذایی خانوارهای شهرستان رشت پرداخته است. شایان ذکر است این شهرستان به عنوان مرکز استان گیلان حدود ۲۷ درصد جمعیت استان را در خود جای داده و به عنوان شهر خلاق غذا نزد یونسکو ثبت شده است. نتایج نشان داد که ۴۵/۷ درصد از خانوارهای شهرستان رشت دارای وضعیت امن غذایی، ۲۹/۹ درصد از خانوارها دارای ناامنی بدون گرسنگی و ۲۴/۴ درصد آن‌ها دارای ناامنی با گرسنگی متوسط و شدید هستند. در این رابطه

باید اذعان نمود که وقوع تحریم‌های اقتصادی، کاهش درآمدهای نفتی و افزایش نرخ ارز سبب تورم و افزایش قیمت نسبی کالاها در کشور شده و هزینه‌های معیشتی خانوار را به طور قابل توجهی افزایش داده است. اما در کنار این افزایش، میزان دستمزد و درآمد با نسبت بسیار کمتری رشد کرده و شکاف عمیق میان درآمد و هزینه موجب کاهش قدرت خرید به خصوص برای طبقه متوسط و پایین جامعه شده است. در این خصوص، بررسی تجربه بسیاری از کشورهای اروپایی، آمریکای لاتین و آسیایی نشان می‌دهد ثبات در قیمت مواد غذایی در کنار اعطای کمک‌های نقدی و بسته‌های غذایی هدفمند می‌تواند سبب افزایش مصرف شده و امنیت غذایی را در خانوارهای فقیر و به خصوص زنان و کودکان به طور قابل توجهی افزایش دهد. لذا کنترل تورم و به دنبال آن افزایش درآمد واقعی و قدرت خرید مصرف‌کنندگان به خصوص در دهک‌های پایین درآمدی باعث می‌شود تا امنیت غذایی خانوارها بهبود یابد. ضمن آن که نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد متغیرهای تحصيلات سرپرست خانوار، محل سکونت، وضعیت محل سکونت، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، درآمد ماهانه و تنوع غذایی در جهت مثبت (مستقیم) بر سطح امنیت غذایی خانوارها در سطح شهرستان رشت تاثیر معنی‌دار می‌گذارند؛ به عبارت دیگر، افزایش در سطح متغیرهای مستقل اشاره شده این احتمال را که خانوارهای شهرستان رشت در سطوح بهتری از امنیت غذایی قرار بگیرند را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، متغیردریافت یارانه در جهت منفی (معکوس) بر سطح امنیت غذایی خانوارها در سطح شهرستان رشت اثر معنی‌دار داشته است. به عبارت دیگر افزایش در سطح متغیر مستقل اشاره شده، این احتمال را که خانوارهای شهرستان رشت در سطوح بهتری از امنیت غذایی قرار بگیرند را کاهش می‌دهد. با توجه به یافته‌های حاصل از مطالعه با توجه به تاثیر تنوع غذایی بر کاهش ناامنی غذایی، باید اذعان نمود چنانچه سطح قیمت مواد غذایی کم نوسان و پایدار باشد، افزایش درآمد می‌تواند سبب شود تا مصرف‌کنندگان سبد غذایی خود را متنوع کنند و از مصرف غلات و محصولات ریشه‌ای و غده‌ای (مانند سیب‌زمینی) که ارزش غذایی پائینی دارند به سمت مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها بروند. با توجه به تاثیر سطح درآمد بر امنیت غذایی، برای ارتقا امنیت غذایی و رفع ناامنی غذایی برای دهک‌های پایین، تشکیل بانک غذا، تامین غذای ارزان و توزیع مجدد غذای مازاد می‌تواند مورد توجه دولت قرار گیرد. در این راستا با توجه به آن که بخش قابل توجهی از منابع کشور به صورت یارانه پنهان و غیرهدفمند هدر می‌رود و از این جهت ایران در رتبه نخست پرداخت یارانه‌های غیرهدفمند غذا و سوخت جهان قرار گرفته است، بازتوزیع یارانه‌ها و پرداخت یارانه نقدی و غیرنقدی با شناسایی مناسب جامعه هدف، مسئله مهمی است که باید مدنظر سیاست‌گذاران قرار گیرد. البته با توجه به پائین‌تر بودن سطح امنیت غذایی در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری، چنانچه منابع ناشی از هدفمندی توسط دولت به طور مساوی بین خانوارها تقسیم گردد نه تنها این باز توزیع درآمد نمی‌تواند امنیت غذایی را برای گروه‌های کم درآمد جبران کند، بلکه گروه‌های بالای درآمدی شهری از این باز توزیع بیشتر منتفع می‌شوند. بنابراین لازم است در بازتوزیع درآمد با به کارگیری ابزارهای سیاستی جایگزین به مناطق روستایی توجه ویژه شود. نهایت آن که طبق نتایج اهمیت آموزش و سواد خانوارها در بهبود امنیت غذایی بسیار بالا است. در این رابطه سازمان‌های متولی می‌توانند با فرهنگ‌سازی و آموزش تخصصی و عمومی سواد غذا و تغذیه نقش مهمی در کسب، پردازش و درک اطلاعات تغذیه، نحوه دسترسی به منابع اطلاعات تغذیه‌ای معتبر و قابل اعتماد، محاسبه و اندازه‌گیری واحدهای غذایی، درک و ارزیابی محتوای برچسب‌های غذایی و آشنایی با اطلاعات پایه‌ای تغذیه ایفا نمایند.

منابع

^۱ از دهه ۱۹۸۰ تأسیس بانک‌های غذا در سراسر جهان رشد چشمگیری داشته‌است. در حال حاضر بیش از ۵۰۰ بانک غذا در سراسر جهان وجود دارد که به بیش از ۲۰ میلیون نفر خدمات ارائه می‌کنند. این شبکه به‌منظور ایجاد، کمک و تقویت بانک‌های غذا در کشورهای مختلف جهان ایجاد شده است. به این منظور، شبکه جهانی بانک‌های غذایی ارتباطات و همکاری‌های گسترده‌ای را با صنعت جهانی غذا، جامعه جهانی سازمان‌های مردم‌نهاد، منابع انسان‌دوستانه جهانی و سایر مؤسسات بین‌المللی متمرکز بر کاهش گرسنگی برقرار کرده‌است. کشورهای عربی حاشیه خلیج فارس چند سالی است که اقدام به تأسیس بانک‌های غذا تحت عنوان «بنک الطعام» کرده‌اند و اهتمام ویژه‌ای برای کاهش اتلاف غذا و کمک غذایی به نیازمندان دارند. عربستان و امارات متحده از آن جمله‌اند. برای مثال، دبی به دنبال آن است که در سال‌های پیش‌رو اولین شهر منطقه باشد که از طریق تأسیس بانک غذا، اتلاف مواد غذایی خود را به صفر می‌رساند.

1. Agresti A. (2013). Categorical data analysis. University of Florida, USA. 3rd Ed
2. Ahmadzadeh, S. (2020). Determining the Environmental Efficiency of Rice Farmers of the Guilan Province with Emphasis on Directional Nutrient Surplus [phd, thesis, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University]. Iran.
3. Akbarpour, M., Mahdavi Damghani, Dayhim Fard, R & Vesey H (2015). Investigating the food security situation in Morodasht city. *Ecological Agriculture Journal* (1) 6 (1395) 1-10. [In Persian]
4. Amin, N., Akbari, H., & Jafarnejad, S. (2022). Food security, mental health, and socioeconomic status: A cross-sectional study among medical college students in central part of Iran, Kashan. *Health Science Reports*, 5(1), e476.
5. Bahiru, A., Senapathy, M., & Bojago, E. (2023). Status of household food security, its determinants, and coping strategies in the Humbo district, Southern Ethiopia. *Journal of Agriculture and Food Research*, 11, 100461.
6. Bickel, G., Nord, M., Price, C., Hamilton, W., & Cook, J. (2000). Guide to measuring household food security, revised 2000.
7. Cheema, A. R., and Abbas, Z. (2016). Determinants of food insecurity in Pakistan: Evidence from PSLM 2010-11. *Pakistan Journal of Applied Economics*, 26(2): 183-213.
8. Dorosty A, Karamsoltani Z, Jazayeri A, Siyasi F, Eshraghian M. Association between obesity, food security and related family factors. *sjsph* 2008; 6 (1) :1-9. [In Persian]
9. DeAraújo, M.L., de Deus Mendonça, R., Lopes Filho, J.D. and Lopes, A.C.S. (2018). Association between food insecurity and food intake, *Nutrition*, 54: 54-59.
10. FAO, (1996). FAOSTAT. Available at: <http://faostat.fao.org/site/375/default.aspx>.
11. Fathi Chesli, b., Kaousi Kalashmi, m. (2017). Investigating the food security situation in West Gilan floodplain villages (case study: Vashme Sara village, Masal city) 5th National Conference of Applied Researches in Management and Accounting, Tehran. [In Persian]
12. Ghalibaf, M. B., Gholami, M. & Mohammadian, N. (2022). Stability of Food Security in Iran; Challenges and Ways Forward: A Narrative Review. *Iranian Journal of Public Health*, 51(12), 2654.
13. Gholabifar, J., Brati, A. & Kalantari, Kh. (2022). The effect of individual-family characteristics on the food security of rural households. *Economic Research and Agricultural Development of Iran*, 53(4): 945-956. [In Persian]
14. Hosseini, S. S., Pakravan Charvadeh, M. R., & Salami, H. (2016). The Effect of Subsidy Reform Program on Food Security in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 21(67), 53-82. [In Persian]
15. Maddala, G.S. (1983). Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. New York: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511810176>.
16. Meade, B., & Thome, K. (2017). International Food Security Assessment, 2017-2027, Amber Waves, 1-14.
17. Morris, L.M., Smith, S., Davis, J. and Null, D.B. (2016). The prevalence of food security and insecurity among Illinois university students. *Journal of nutrition education and behavior*, 48(6): 376-382.
18. Nouri Wendy, N. (2017). Household food security analysis: A study of summer workers in Shushtar city, Khuzestan province, Iran. *International Journal of Agricultural Management and Development*, 8(4): 486-475. [In Persian]
19. PakravanCharvadeh, M.R., Flora, C., & Khan, H. A. (2022). Simulating Potential Associated Socio-Economic Determinants With Sustainable Food Security (A Macro-Micro Spatial Quantitative Model). *Frontiers in Public Health*, 10, 923705.
20. Pakrovan, M. R., Hosseini, S.S., Salami, H., Yazdani, S. (2014). Identifying factors affecting the food security of urban and rural households in Iran. *Economic Research and Agricultural Development of Iran*, 46(3): 395-408. [In Persian]
21. Quadir, S.E., Derin, D.O. and Akman, M. (2014). An examination of household poverty affecting food insecurity in Turkey (Mus province). *Journal of Social Science Studies*, 2(1): 186.

22. Rostami, F., Shahmoradi, M., & Baghai, S.(2013). Investigating factors affecting the food security of rural households (case study: Kernachi village, Kermanshah city). *Economic Research and Agricultural Development of Iran*, 45(4): 725-737. [In Persian]
23. Sajjadian, N., Moradi Mofard, S.,& Hosseinzadeh, A. (2017). Evaluation of the role of effective economic factors in improving the food security of urban households with an emphasis on income (case study: Zanzan city). *Economic Research and Agricultural Development of Iran*, 49(3): 413-427. [In Persian]
24. Sawari, M., Barfizadeh, L., & Asadi, Z. (2021). The effects of social capital on achieving food security in drought conditions, research sample: rural settlements in Durood city. *Environmental Geography and Planning*, 32(4): 1-28. [In Persian]
25. Shabanzadeh Khoshrody, M., Hosseini, S. (2021). Investigating factors affecting household food security in Tehran province. *Agricultural Economics and Development*, 29(3), 209-237.[In Persian]
26. Shabanzadeh Khoshrody, M., Javadan, A., & Rafati, M. (2022). Assessment of the food diversity status of households and the factors affecting it in Tehran province. *Research paper*, volume 36, number 1, spring 2011, pp. 83-97. [In Persian]
27. United Nations. (2020). *Policy Brief: The Impact of COVID-19 on Latin America and the Caribbean*; United Nations Sustainable Development Group: New York, NY, USA. 1-25.
28. Williams R. (2016). Understanding and interpreting generalized ordered logit models. *The Journal of Mathematical Sociology* 40(1): 7-20. <https://doi.org/10.1080/0022250X.2015.1112384>.
29. Williams R. (2018). *Ordered Logit Models-Basic & Intermediate Topics*. University of Notre Dame
30. www.amar.org.ir,(2023).