Agricultural Economics and Development
Vol.32, No.125, Spring 2024

Research Paper

Investigating the Status of Food Security and Factors Affecting It among Households in Rasht County of Iran

M. Rouhi Farajabad [1], R. Esfanjari Kenari [2], M. Shabanzadeh Khoshrody [3]

Received: 14 July, 2023 Accepted: 14 October, 2023

Introduction: Over 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, leading to increase the number of people suffering from non-contagious diseases in the country. This study quantitatively investigated the food security situation and the factors affecting it in Rasht County. It is worth mentioning that Rasht is the capital of Guilan province and was registered as a creative food city in UNESCO. This city is the most populated city in the north of Iran among the three provinces adjacent to the Caspian Sea and is considered the largest settlement on the southern shores of the Caspian Sea.

Materials and Methods: In this study, the optimal sample size was determined to be 569 in a two-stage simple random sampling method. The required information was collected through 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 2022. Furthermore, by quantifying the variable of food security, the effect of demographic, economic and

1 . MA Student in Rural Development, Faculty of Agricultural Sciences, Guilan University, Rasht, Iran.
2. Corresponding Author and Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Sciences, Guilan University, Rasht, Iran (rezasfk@gmail.com).
3. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.

DOI: 10.30490/AEAD.2023.362900.1537

social variables on this variable was investigated and evaluated using the ordinal logit model.

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

Conclusion: According to the study results, an increase in the level of the above-mentioned variables would increase the probability of the Rasht households living 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. Therefore, the prevalence of food insecurity can be reduced by proper planning in the improved socio-economic status of households.

Keywords: *Food Security, Social and Demographic Variables, Rasht (County), Order Logit, Economic Variables.*

JEL Classification: Q18, C02, Z13, J1

اقتصاد کشاورزی و توسعه

سال ۳۲، شماره ۱۲۵، بهار ۱۴۰۳

مقاله پژوهشی

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

مهدیه روحی فرج آباد[۱]، رضا اسفنجاری کناری[۲]، مهدی شعبان‌زاده خوشرودی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۲۳

چکیده

مطالعه حاضر با هدف بررسی کمی وضعیت امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در شهرستان رشت صورت گرفت؛ و بدین منظور، با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده دومرحله‌ای، حجم نمونه مطلوب ۵۶۹ تعیین و اطلاعات مورد نیاز در قالب پرسشنامه در دو بخش شامل پرسشنامه استاندارد هجده‌گویه‌ای وزارت کشاورزی آمریکا (USDA) و اطلاعات اقتصادی، اجتماعی و جمعیتی نیز از خانوارهای بخش‌های مختلف شهرستان رشت در سال ۱۴۰۱ جمع‌آوری شد. سپس، با کمی‌سازی متغیر امنیت غذایی، تأثیر متغیرهای جمعیتی، 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 مورد بررسی در شهرستان رشت در شرایط امنیت غذایی قرار دارند و بیش از نیمی از خانوارها (۵۴/۳ درصد) با درجات گوناگون ناامنی غذایی مواجه‌اند؛ همچنین، بر اساس نتایج حاصل از مدل لاجیت ترتیبی، متغیرهای تحصیلات سرپرست خانوار، محل سکونت، وضعیت محل سکونت، وضعیت اشتغال

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد توسعهٔ روستایی، دانشکدهٔ علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

۲- نویسنده مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.
(rezasfk@gmail.com)

۳ – استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران.

DOI: 10.30490/AEAD.2023.362900.1537

سرپرست خانوار، درآمد ماهانه و تنوع غذایی بر امنیت غذایی خانوارها اثر مثبت و معنی‌دار دارند و به دیگر سخن، افزایش در سطح متغیرهای یادشده احتمال قرار گرفتن خانوارهای ساکن شهرستان رشت در سطوح بهتر امنیت غذایی را افزایش می‌دهد. با توجه به تأثیر مستقیم و معنی‌دار سطح درآمد بر امنیت غذایی، اقداماتی همچون فقرزدایی، مهار تورم و ایجاد ثبات در قیمت مواد غذایی را می‌توان از الزامات دستور کار دولت در راستای ارتقای امنیت غذایی و رفع ناامنی غذایی برشمرد.

کلیدواژه‌ها: *امنیت غذایی، متغیرهای اجتماعی و جمعیتی، رشت (شهرستان)، لاجیت ترتیبی، متغیرهای اقتصادی.*

طبقه‌بندی JEL : Q18, C02, Z13, J1

مقدمه

در حال حاضر، حدود یک میلیارد نفر در سراسر جهان دچار سوءتغذیه‌اند. از این‌رو، برنامه توسعه پایدار سازمان ملل متحد هدف اصلی خود را «گرسنگی صفر» قرار داده و در تلاش است که تا سال ۲۰۳۰، گرسنگی را در جهان ریشه‌کن کند (Pakravan Charvadeh et al., 2022). غذا از نیازهای بنیادی بشر بوده و تأمین آن در مقوله امنیت غذایی نهفته است. دستیابی به امنیت غذایی از ابتدایی‌ترین حقوق بشر در بین اولویت‌های اهداف توسعه هر کشور محسوب می‌شود و تأمین غذا و تغذیه مناسب از پیش‌شرط‌های اصلی توسعه و سلامت جامعه و عاملی مهم در برقراری شرایط ثبات، رفاه، صلح و امنیت بین‌المللی به‌شمار می‌آید. بر اساس آمارهای جهانی، جمعیت جهان از حدود هشت میلیارد نفر کنونی به حدود ده میلیارد نفر در سال ۲۰۵۰ افزایش می‌یابد؛ و 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 در سال ۱۹۹۶، امنیت غذایی هنگامی وجود دارد که همهٔ مردم در همهٔ زمان‌ها به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس نیازهای برنامهٔ تغذیه‌ای سازگار با ترجیحات آنها را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد (FAO, 1996). بررسی‌ها نشان می‌دهد که حدود نُه درصد جمعیت جهان در وضعیت ناامنی غذایی شدید قرار دارند، بدین معنی که نزدیک به ۶۹۷ میلیون نفر از افراد در وضعیت ناامنی غذایی هستند (Amin et al., 2022). بر اساس گزارش «خدمات تحقیقات اقتصادی[1]» وزارت کشاورزی آمریکا[2] در سال ۲۰۱۷، حدود ۳۱/۷ درصد از جمعیت کشورهای واقع در جنوب صحرای آفریقا[3] در شرایط ناامن

1. Economic Research Service (ERS)
2. United States Department of Agriculture (USDA)
3. Sub-Saharan Africa (SSA)

غذایی به‌سر می‌بردند؛ همچنین، این مؤسسه پیش‌بینی کرده است که این رقم تا سال ۲۰۲۷ همچنان بالای بیست 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 صحرای آفریقا و آسیا در سال ۲۰۱۷، به‌ترتیب، ۱۶/۷ و ۱۰/۸ میلیون تن شکاف غذایی[۱] داشته‌اند (Meade and Thome, 2017).

امنیت غذایی برای ایران نیز که بخش قابل توجهی از جمعیت آن را جوانان تشکیل می‌دهند، موضوعی حائز اهمیت است. طی دهه‌های هفتاد و هشتاد خورشیدی، گستردگی ناامنی غذایی در ایران ۲۳/۲ درصد برآورد شده که بخش عظیمی از این ناامنی، از یک سو، به‌دلیل عدم دسترسی خانوارها و افراد به شبکه توزیع غذا (دسترسی فیزیکی) و از سوی دیگر، به‌دلیل عدم دسترسی به منابع پولی کافی برای تأمین احتیاجات غذایی خود (دسترسی اقتصادی) بوده است (Golabifar et al., 2022). از سال ۱۳۹۰ به بعد، ذائقهٔ خانوارهای ایرانی به‌سوی مصرف مواد غذایی پرکالری و فاقد ارزش غذایی تغییر یافته و این مسئله آمار مبتلایان به بیماری‌های غیرواگیر را در کشور افزایش داده است. اگرچه بخشی از این تغییر مربوط به پایین بودن سواد تغذیه‌ای است، اما بخش قابل توجهی از آن نیز مربوط به شرایط معیشتی خانوارهاست (Ghalibaf et al., 2022). نبود امنیت غذایی بر وضعیت فیزیکی، اجتماعی و روانی افراد جامعه اثرگذار است؛ بنابراین، مقوله امنیت غذایی و تغذیه فراتر از تأمین غذا بوده و تأمین آن تضمین‌کنندهٔ سلامت جامعه و بهبود کیفیت سرمایه انسانی است، که بهبود کیفیت سرمایه انسانی نیز خود 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 راستای دستیابی به زندگی همراه با سلامت و رفاه و به‌عنوان 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. به‌طور کلی، هدف از سطح تغذیه و تأمین غذای مطلوب و کافی تنها رفع گرسنگی عیان نیست، بلکه تأمین نیاز سلول‌های بدن به مواد مغذی یعنی، رفع گرسنگی پنهان را نیز دربردارد. در گذشته، امنیت غذایی همواره یکی از اهداف عمده برنامه‌های توسعه کشاورزی و روستایی ایران بوده و همچنین، از اهداف راهبردی و اولویت‌های برنامه‌های بلندمدت

۱ – شکاف غذایی (food gap) معیاری است که مقدار غذای لازم برای دستیابی تمام گروه‌های درآمدی به کالری آستانه را تعیین می‌کند.

آینده (سند چشم‌انداز بیست‌ساله) است (Shabanzadeh Khoshrody and Hosseini, 2021). در خوش‌بینانه‌ترین پیش‌بینی‌ها و داده‌های جمعیتی، جمعیت ایران در سال‌های ۲۰۲۵ و ۲۰۵۰، به‌ترتیب، ۸۸/۳۴ و ۱۰۰/۷۵ میلیون نفر برآورد می‌شود. این پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که اگر روند کنونی در چهار دهه آینده نیز همچنان ادامه یابد، حدود ۴۱ درصد به جمعیت ایران اضافه خواهد شد (SCI, 2023). بنابراین، در ایران، امنیت غذایی یک مسئله پیچیده سیاسی– اجتماعی است، زیرا رشد جمعیت به رشد بیشتر تقاضای مواد غذایی دامن می‌زند 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 به‌ویژه در استان‌های محروم، دسترسی فیزیکی و اقتصادی به غذا را برای بسیاری از گروهای فقیر دشوار ساخته است (Shabanzadeh Khoshrody et al., 2022).

گیلان یکی از استان‌های نسبتاً برخوردار از منابع طبیعی است که در آن، تولید مواد غذایی نقشی مهم و 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، کلان‌شهر رشت به‌عنوان مرکز استان گیلان پرجمعیت‌ترین شهر شمال ایران در بین سه استان حاشیه دریای خزر و بزرگ‌ترین سکونتگاه سواحل جنوبی دریای خزر محسوب می‌شود. رشت فشرده‌ترین شهر ایران به‌لحاظ نسبت جمعیت به وسعت است و از لحاظ نسبت جمعیت در روز و شب نیز رتبه نخست کشور را دارد (Ahmadzadeh, 2020). از آنجا که تاکنون مطالعه‌ای در زمینهٔ امنیت غذای این شهرستان صورت نپذیرفته، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی وضعیت امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در بین خانوارهای شهرستان رشت بوده است. البته، در زمینه بررسی امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در داخل کشور و همچنین، در سطح جهان، مطالعات متعدد صورت گرفته است که در پی، به مرور پاره‌ای از این پژوهش‌ها پرداخته می‌شود.

پاکروان چروده و همکاران (Pakravan Charvadeh et al., 2014)، با استفاده از اطلاعات هزینه– درآمد خانوار و کاربرد مدل لجستیک، به شناسایی و ارزیابی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی ایران پرداختند و نتایج نشان داد که در هر دو مدل شهری و روستایی، متغیرهای تعداد اعضای خانوار و تعداد اعضای باسواد و مشغول به تحصیل خانوار اثر منفی و معنی‌دار 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 در مدل شهری، این متغیر اثر منفی بر امنیت غذایی دارد. افزون بر این، بررسی سهم درآمدهای کشاورزی نشان داد که این متغیر

در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری درخور اهمیت است و بخش مهمی از تأمین امنیت غذایی خانوارهای روستایی را شامل می‌شود.

اکبرپور و همکاران (Akbarpour et al., 2015) وضعیت امنیت غذایی در شهرستان مرودشت را بررسی کردند. 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 و نتایج نشان داد که ناامنی غذایی شهرستان مرودشت ۷۳/۸ درصد (ناامنی غذایی بدون گرسنگی ۳۵ درصد، ناامنی غذایی با گرسنگی متوسط و شدید، به‌ترتیب، ۲۳ و ۱۵/۸ درصد) است؛ همچنین، میزان ناامنی در خانوارهای روستایی بیش از خانوارهای شهری است. نتایج، همچنین، نشان داد که با افزایش سطح تحصیلات والدین و درآمد خانوار، ناامنی غذایی کاهش می‌یابد.؛ ناامنی غذایی نیز در خانوارهای دارای فرزند از دیگر خانوارها بیشتر است و خانوار هایی که پدر بیکار و مادر خانه‌دار دارند، ناامنی غذایی بالاتر دارند.

سجادیان و همکاران (Sajjadian et al., 2018) به بررسی نقش عوامل اقتصادی در بهبود امنیت غذایی خانوارهای شهری استان زنجان پرداختند. در این مطالعه، برای تحلیل عوامل اقتصادی و نقش آن در فقر غذایی از طریق نمونه‌گیری خوشه‌ایی اقدام به جمع‌آوری اطلاعات شد و اطلاعات مستخرج از پرسشنامه‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای آماری مورد تحلیل قرار گرفت؛ سپس، نتایج آن با استفاده از نظام اطلاعات جغرافیایی به‌صورت شماتیک نمایش داده شد. یافته‌ها نشان داد که درآمد، مسکن، اشتغال و جنس سرپرست خانوار با فقر غذایی رابطه معنی‌دار دارند. همچنین، نتایج نشان داد که رابطه معنی‌دار بین سطح تحصیلات و درآمد و فقر غذایی خانوارهای شهری وجود ندارد.

شعبان‌زاده خوشرودی و حسینی (Shabanzadeh Khoshrody and Hosseini, 2021) عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارها در استان تهران را بررسی کردند. 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 خانوارها اثر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای بعد خانوار و ساعت کار سرپرست خانوار بر امنیت غذایی خانوارها اثر منفی و معنی‌دار دارند؛ همچنین، گرچه متغیر تحصیلات بر امنیت غذایی خانوارها اثر معنی‌دار ندارد، اما خانوارهای با سرپرست زن از امنیت غذایی پایین‌تر برخوردارند.

قالیباف و همکاران (Ghalibaf et al., 2022) به بررسی تأثیر ویژگی‌های فردی- خانوادگی بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی شهرستان کرخه در استان خوزستان پرداختند. در این مطالعه، برای گردآوری داده‌های مورد نیاز، از پرسشنامه و برای 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؛ و 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 اثر معنی‌دار دارند.

از میان مطالعات خارجی نیز کوادیر و همکاران (Quadir et al., 2014) وضعیت امنیت غذایی در میان خانواده‌های فقیر استان موش[1] ترکیه را بررسی کردند. در این مطالعه، با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، حجم نمونه ۳۴۵ نفر تعیین شد و نتایج مطالعه نشان داد که ناامنی غذایی در میان زنان بیش از مردان است؛ همچنین، ناامنی غذایی با دو متغیر درآمد و بعد خانوار رابطهٔ معنی‌دار دارد.

در دیگر پژوهش‌های خارجی، چیما و عباس (Cheema and Abbas, 2016) به بررسی وضعیت ناامنی غذایی و عوامل مؤثر بر آن در کشور پاکستان پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که متغیرهای تحصیلات و جنسیت سرپرست خانوار بر ناامنی غذایی تأثیر منفی دارند. همچنین، موریس و همکاران (Morris et al., 2016)، وضعیت تغذیه و امنیت غذایی را در میان دانشجویان دانشگاه ایلینوی آمریکا بررسی کردند. اطلاعات مورد نیاز در آوریل ۲۰۱۳ و از طریق پرسشنامه از ۱۸۸۲ نفر از دانشجویان کارشناسی چهار واحد عمومی دانشگاه ایلینوی جمع‌آوری شد. نتایج مطالعه نشان داد که امنیت غذایی با متغیرهایی چون نژاد، وضعیت تحصیلی، استفاده از وام و محل سکونت دانشجویان رابطه معنی‌دار دارد. دیارایو و همکاران (De Araújo et al., 2018) به بررسی وضعیت امنیت غذایی و نیز رابطهٔ بین مصرف و ناامنی غذایی در کشور برزیل پرداختند؛ و اطلاعات مورد نیاز از طریق پرسشنامه طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۳ از ۲۸۱۷ نفر از استفاده‌کنندگان از خدمات بهداشتی درمانی در ایالت بلوهوریزونته[2] برزیل جمع‌آوری شد. بر اساس نتایج پژوهش؛ وضعیت امنیت غذایی با متغیرهایی چون سن، جنسیت، وضعیت تأهل، سطح تحصیلات و وضعیت اشتغال رابطهٔ معنی‌دار دارد. همچنین،

1. Mus
2. Belo Horizonte

باهیرو و همکاران (Bahiru et al., 2023) وضعیت امنیت غذایی خانوار و عوامل تعیین‌کنندهٔ آن را در مناطق روستایی کشور اتیوپی بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که ۲۹/۴ درصد خانوارها از امنیت غذایی برخوردارند و ۷۰/۶ درصد خانوارها، به درجات متفاوت، با ناامنی غذایی مواجه‌اند؛ افزون بر این، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، 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 دارند.

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 راهنمایی مفید برای سیاست‌گذران در راستای برنامه‌ریزی‌های آتی باشد و به نهادهای متولی سلامت جامعه برای طراحی برنامه‌ها کمکی ارزنده داشته باشد. همچنین، بررسی پیشینه مطالعات نشان داد که تاکنون در خصوص امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در شهرستان رشت مطالعه‌ای جامع صورت نگرفته و بر این اساس، مطالعهٔ حاضر به بررسی کمی وضعیت امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در شهرستان رشت پرداخته است. شایان یادآوری است که شهرستان رشت به‌عنوان «شهر خلاق غذا» در سازمان یونسکو ثبت شده است.

مواد و روش‌ها

محاسبه امنیت غذایی

در مطالعه حاضر، به‌منظور سنجش وضعیت امنیت غذایی خانوارها، از پرسشنامه استاندارد هجده‌گویه‌ای وزارت کشاورزی آمریکا (USDA) استفاده شده است[۱]. 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، به‌عنوان پرسشنامه‌ای معتبر به‌کار رفته است (Sawari et al., 2021). در ایران نیز همین پرسشنامه در پژوهش‌های گوناگون همچون مطالعات رستمی و همکاران (Rostami et al., 2013)، اکبرپور و همکاران (Akbarpour et al., 2015)، نوری وندی (Nouri Wendy, 2017) و سواری و همکاران (Sawari et al., 2021) به‌کار گرفته شده و اعتبار آن تأیید شده است. پرسشنامه یادشده دارای دو بخش است که بخش اول برای همه

۱- ماژول نظرسنجی امنیت غذایی خانوارهای ایالات متحده: طراحی سه‌مرحله‌ای، با خدمات تحقیقات اقتصادی غربالگری، USDA سپتامبر ۲۰۱۲.

خانوارها و بخش دوم برای خانوارهای دارای فرزند زیر هجده سال تکمیل می‌شود. نحوه امتیازدهی بر اساس این پرسشنامه بدین صورت است که به گزینه‌های «اغلب اوقات درست»، «بعضی اوقات درست»، «تقریباً هر ماه»، «برخی ماه‌ها» و «بله» امتیاز مثبت (نمره یک) و به پاسخ‌های «درست نیست»، «تنها یک یا دو 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 هجده سال به دو گویه پرسشنامه پاسخ مثبت دهد، آن خانوار دارای امنیت غذایی و اما اگر به هفت گویه پاسخ مثبت دهد، دارای ناامنی غذایی بدون گرسنگی است؛ در نهایت نیز چنانچه به دوازده و بیش از دوازده گویه پاسخ مثبت دهد، به‌ترتیب، 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 دو گویه پاسخ مثبت داده شود، خانوار دارای امنیت غذایی خواهد بود؛ اما چنانچه به پنج گویه پاسخ مثبت داده شود، ناامنی غذایی بدون گرسنگی وجود دارد؛ و در نهایت نیز چنانچه به هشت و بیش از هشت گویه پاسخ مثبت داده شود، به‌ترتیب، خانوار در وضعیت ناامن غذایی با گرسنگی متوسط و ناامن غذایی با گرسنگی شدید قرار می‌گیرد (Bickel et al., 200o).

جدول ۱- طبقه‌بندی خانوارها بر اساس پرسشنامه امنیت غذایی خانوار USDA

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

مأخذ: بیکل و همکاران (Bickel et al., 2000)

الگوی لاجیت ترتیبی

در مطالعه حاضر، متغیر وابسته به‌صورت کیفی و ترتیبی شامل میزان امنیت غذایی خانوارها در سه طبقه ناامن غذایی با گرسنگی متوسط و شدید، ناامن غذایی بدون گرسنگی و امن غذایی است. بر این

اساس، از آنجا که جواب‌ها حالت ترتیبی دارند، از مدل‌های انتخاب گسسته و به‌طور مشخص، از الگوی لاجیت ترتیبی استفاده شده است. الگوی لاجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر گسسته است که به‌منظور 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 ناامن غذایی با گرسنگی متوسط و شدید ($y=0$)، ناامن غذایی بدون گرسنگی ($y=1$) و امن غذایی ($y=2$) مورد استفاده قرار می‌گیرد. از این‌رو، اگر فرض شود که y متغیر پیوسته و x متغیرهای توضیحی باشند، برای خانوار iام، تابع تمایل به‌صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$y = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad \begin{Bmatrix} y=0 \\ y=1 \\ y=2 \end{Bmatrix}, \qquad i = 1, \dots, n \tag{۱}$$

با توجه به تابع احتمال تجمعی F، احتمال قرار گرفتن خانوارها در سه گروه عنوان‌شده را می‌توان به‌صورت رابطه (۲) بیان کرد:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = J) &= \Pr(y_i \geq \mu_{J-1}) = \Pr(\varepsilon_i \geq \mu_{n-1} - \beta' x_i) \\ &= F(\beta' x_i - \mu_{J-1}) \end{aligned} \tag{۲}$$

با توجه به رابطه (۲) و با تخمین β و μ، احتمال قرار گرفتن هر خانوار در یکی از سه گروه ناامن غذایی با گرسنگی متوسط و شدید، ناامن غذایی بدون گرسنگی و امن غذایی محاسبه می‌شود. شایان ذکر است که μها آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده‌شده گسسته را تعریف می‌کنند؛ از این‌رو، لازم است که برآورد شوند. در ادامه و با محاسبه احتمال قرار گرفتن افراد در گروه‌های مختلف، می‌توان الگوی لاجیت ترتیبی مطالعهٔ حاضر را به‌صورت رابطه (۳) تصریح کرد:

$$log\left[\frac{\gamma_j(x_{i)}}{1-\gamma_j(x_i)}\right] = \mu_j - [\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}], j = 1, \dots, J; i = 1, \dots, n \tag{۳}$$

که در آن، γ_j احتمال تجمعی و به‌صورت $\gamma_j(x_i)=\gamma(\mu_j-\beta' x_i)=P(y_i\le j|x_i)$ است؛ β بردار ستونی پارامترها $(\beta_1,\beta_2,...,\beta_k)$ 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 یادشده، پارامترهای الگوی لاجیت ترتیبی از طریق روش حداکثر درست‌نمایی (که احتمال طبقه‌بندی صحیح را حداکثر می‌کند) به‌دست می‌آیند. در ادامه، می‌توان با استفاده از آزمون رگرسیون‌های موازی، منطقی بودن فرضیه برابری پارامترها را برای هر سه گروه ارزیابی کرد (Williams, 2018). در انواع مدل‌های انتخاب گسسته، ضرایب تخمینی تفسیر اقتصادی معین ندارند. به دیگر سخن، در این مدل‌ها مقدار پارامترهای برآوردشده همیشه تفسیر مستقیم راحتی ندارند و نمی‌توانند به‌صورت مستقیم برای متغیرهای توضیحی متناظر روی احتمال انتخاب تصمیم jام تفسیر شوند. بنابراین، برای ارزیابی اثرات متغیرها، باید از کشش و اثرات نهایی مربوط به متغیرها استفاده شود. در این رابطه، از آنجا که کشش‌ها توابع غیرخطی از مقادیر مشاهدات هستند، تضمینی مبنی بر عبور تابع لاجیت از نقاط تعریف‌شده با میانگین نمونه وجود ندارد. برای حل این مشکل، محاسبه اثر نهایی به‌جای محاسبه کشش‌ها پیشنهاد شده است. در این روش، ابتدا کشش‌ها برای هر کدام از مشاهدات محاسبه و سپس، از آنها میانگین وزنی گرفته می‌شود، به‌گونه‌ای که وزن‌ها احتمالات پیش‌بینی‌شده هستند. سپس، اثر نهایی از طریق مقیاس‌گذاری پارامترهای برآوردشده محاسبه می‌شود. این مقیاس برای هر کدام 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:

$$\frac{\partial P(y_i=j\mid x_i)}{\partial x_k}=\left[\frac{\partial\gamma(\mu_j-\beta' x_i)}{\partial x_k}-\frac{\partial\gamma(\mu_{j-1}-\beta' x_i)}{\partial x_k}\right]=\left[\lambda(\mu_j-\beta' x_i)-\lambda(\mu_{j-1}-\beta' x_i)\right]\beta_k \qquad (۴)$$

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

$$\text{Aldrich} - \text{Nelson } R^2 = \frac{2[LL_{UR} - LL_R]}{2[LL_{UR} - LL_R] + N} \quad (۵)$$

که در آن، LL_{UR} و LL_R، به‌ترتیب، ارزش تابع راست‌نمایی در دو مدل غیرمقید و مقید می‌باشند. همچنین، N در رابطه بالا تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد. هرچه معیار یادشده به یک نزدیک‌تر باشد، بیانگر برازش بالای الگو و یا به دیگر سخن، بیانگر بهتر بودن نتایج تخمین است. ضریب تعیین Pseudo معیار دیگری است که به‌منظور بررسی خوبی برازش مورد استفاده قرار می‌گیرد. این ضریب تعیین بر اساس تابع راست‌نمایی بوده و به‌صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود:

$$R^2\text{Pseudo} = \frac{(LL_R)^{2/N} - (LL_{UR})^{2/N}}{1 - (LL_{UR})^{2/N}} \quad (۶)$$

که ئر آن، LL_{UR} و LL_R، به‌ترتیب، 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 به‌طور معمول، برای بررسی خوبی برازش در الگوهای انتخاب گسسته و از جمله الگوی لاجیت ترتیبی استفاده می‌شود. در دو معیار پیرسون و دویانس، با استفاده از جداول احتمال[1]، مقایسهٔ تعداد سلول‌های مشاهده‌شده و مورد انتظار صورت می‌گیرد. با فرض i متغیر پیش‌بینی‌کننده با $n_i = \sum_{j=1}^{c} n_{ij}$ مشاهده چندجمله‌ای[2]، فراوانی مورد انتظار از طریق رابطه (۷) برآورد می‌شود:

1. Contingency Tables
2. Multinomial Observations

$$\hat{\mu}_{ij} = \mathrm{n_i}\widehat{\mathrm{P}}(\mathrm{y} = \mathrm{j}), \mathrm{j} = 1, \dots, \mathrm{c} \quad (۷)$$

با توجه به رابطه بالا، آماره دو آزمون پیرسون و دویانس به‌صورت روابط (۸) و (۹) تعریف می‌شوند:

$$\chi^2 = \sum_{\mathrm{i,j}} \frac{(n_{ij} - \hat{\mu}_{ij})^2}{\hat{\mu}_{ij}} \quad (۸)$$

$$\mathrm{G}^2 = 2\sum_{i,j} n_{ij} \log\left(\frac{n_{ij}}{\hat{\mu}_{ij}}\right) \quad (۹)$$

چنانچه آماره مربوط به دو آزمون پیرسون و دویانس بالاتر از مقادیر بحرانی آن باشد، بیانگر پذیرش فرضیهٔ صفر مبنی بر برازش مناسب داده‌ها توسط الگوست. چنانچه داده‌ها و اطلاعات مورد بررسی دارای پراکندگی زیاد باشند، استفاده از دو معیار پیرسون و دویانس برای بررسی خوبی برازش می‌تواند بسیار سودمند باشد (Agresti, 2013).

جامعه آماری مطالعه حاضر شامل خانوارهای ساکن شهرستان رشت بود و برای جمع‌آوری آمار و اطلاعات، بررسی میدانی و جمع‌آوری پرسشنامه مد نظر قرار گرفت. بر این اساس، اطلاعات مورد نیاز به‌صورت پیمایشی و از طریق نمونه‌گیری و تکمیل پرسشنامه از خانوارها در شهرستان رشت در سال ۱۴۰۱ جمع‌آوری شده است. برای دستیابی به نمونه‌ای مطلوب، که بتواند خصوصیات و ویژگی‌های خانوارها را متناسب با اهداف مطالعه بیان کند، از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده دومرحله‌ای استفاده و بر این اساس، از آنجا که حجم کل جامعه آماری (۶۷۹۹۹۵ خانوار) در منطقه مورد مطالعه مشخص بوده، از رابطهٔ کوکران (۱۹۶۳) به‌صورت رابطه (۱۰) به‌منظور تعیین حجم نمونه استفاده شده است:

$$n = \frac{N(t.s)^2}{N.d^2 + (t.s)^2} \quad (۱۰)$$

که در آن، 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 و همچنین، d (۰/۰۵) دقت احتمالی مطلوب است. در مطالعه حاضر، ابتدا با تعیین متغیر بعد خانوار به‌عنوان صفت مورد مطالعه، تعدادی پرسشنامه از خانوارها تکمیل شد. سپس، با توجه به حجم و واریانس نمونه پیش مطالعه و با به‌کارگیری رابطه (۱۰)، حجم نمونه مطلوب ۵۶۹ تعیین و به تناسب جمعیت بخش‌های مختلف شهرستان، پرسشنامه‌ها تکمیل و

جمع‌آوری شد. در نهایت نیز به‌منظور سازمان‌دهی اطلاعات و انجام محاسبات اولیه و نیز برآورد مدل، از نرم‌افزار Excel و Stata استفاده شد.

نتایج و بحث

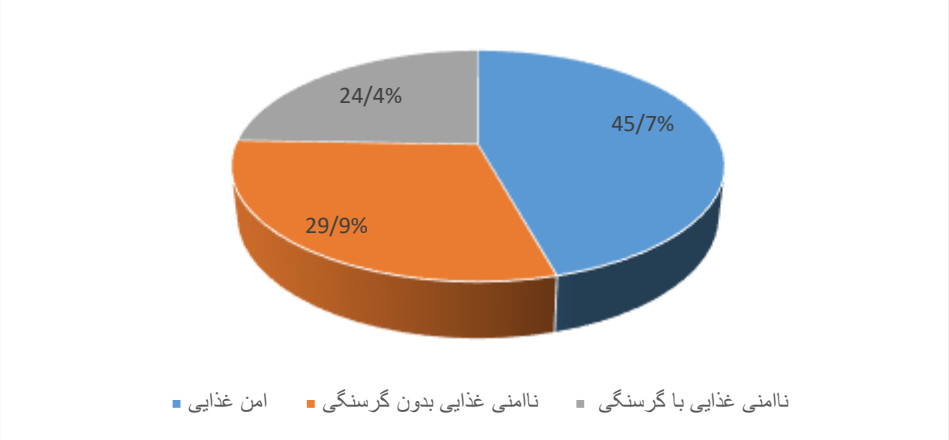
جدول ۲ برخی از ویژگی‌های توصیفی خانوارهای مورد مطالعه را در سه گروه امن غذایی، ناامنی غذایی بدون گرسنگی و ناامنی غذایی با گرسنگی متوسط و شدید نشان می‌دهد. همان‌گونه که از اطلاعات این جدول برمی‌آید برای نمونه، میانگین سن سرپرستان خانوار در گروه امن غذایی ۴۸/۸۸ سال و کمترین و بیشترین سن، به‌ترتیب، بیست و ۷۴ سال است؛ همچنین، متوسط بعد خانوار برای خانوارهای دارای شرایط امن غذایی ۳/۳ نفر است و کمترین و بیشترین بعد خانوار نیز مربوط به خانوارهای با ابعادیک و هفت نفر است. در جدول ۲، متغیرهای توصیفی خانوارها در گروه ناامنی 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

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

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱ وضعیت امنیت غذایی خانوارهای مورد مطالعه را در شهرستان رشت نشان می‌دهد. همان‌گونه که در روش تحقیق گفته شد، مبنای محاسبه امنیت غذایی پرسشنامه استاندارد هجده‌گویه‌ای وزارت کشاورزی آمریکا (USDA) بود. همان‌گونه که از اطلاعات شکل مشخص است، تنها ۴۵/۷ درصد از خانوارهای مورد 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.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

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

در ادامه، برای بررسی تأثیر متغیرهای جمعیتی، اقتصادی و اجتماعی بر وضعیت امنیت غذایی از مدل لاجیت ترتیبی استفاده شد. مؤلفه‌های اعتبارسنجی الگوی لاجیت ترتیبی که در انتهای جدول ۳ گزارش شده‌اند، اعتبار بالای نتایج را تأیید می‌کنند. همان‌گونه که از نتایج این جدول برمی‌آید، ضرایب تعیین Pseudo و آلدریچ نلسون (AN) بیانگر قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگوست، به‌گونه‌ای که برای نمونه، ضریب تعیین AN گویای آن است که ۶۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظورشده در مدل توضیح داده می‌شود. دقت طبقه‌بندی که درصد پیش‌بینی صحیح الگو را نشان می‌دهد، بیانگر دقت بالای طبقه‌بندی در الگوی ارائه‌شده است. بر این اساس، الگوی لاجیت ترتیبی برآوردشده ۵۱/۳ درصد تغییرات سطوح مختلف امنیت غذایی خانوارها را در شهرستان رشت به‌درستی پیش‌بینی می‌کند. همچنین، نتایج دو آزمون پیرسون و دویانس بیانگر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر پردازش مناسب داده‌ها توسط الگوی برآوردی است. در نهایت، نتایج رگرسیون‌های موازی

حاکی از منطقی بودن فرضیه برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها در الگوی برآوردشده است. با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری آمارهٔ آزمون رگرسیون‌های موازی، می‌توان این‌گونه فرض کرد که ارزش پارامترهای وضعیت برای تمامی گروه‌های پاسخ «ثابت و یکسان» است و از این لحاظ نیز برآورد الگوی لاجیت ترتیبی از مبانی محکم برخوردار است؛ بنابراین، با توجه به نتایج آزمون‌ها و آنچه گفته شد، الگوی برآوردشده در مطالعه حاضر به اندازه کافی قابل اعتماد است و می‌توان به نتایج به‌دست‌آمده از این الگو تا حد بسیار زیادی اطمینان داشت.

در انواع مدل‌های انتخاب گسسته، ضرایب تخمینی تفسیر اقتصادی معین ندارند و تنها می‌توانند به‌طور کلی، برای بررسی جهت اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته تفسیر شوند. در این ارتباط، 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 خانوارهای شهرستان رشت تأثیر می‌گذارند. به دیگر سخن، با افزایش در سطح متغیرهای مستقل یادشده، این احتمال که خانوارهای ساکن شهرستان رشت در سطوح بهتری از امنیت غذایی قرار گیرند، افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، متغیر دریافت یارانه در جهت منفی (معکوس) بر سطح امنیت غذایی خانوارهای شهرستان رشت مؤثر است. این نتیجه هم‌راستا با نتایج مطالعهٔ حسینی و همکاران (Hosseini et al., 2016) است. در این زمینه، باید اذعان داشت که اصولاً خانوارهای دریافت‌کنندهٔ یارانه جزو اقشار کم‌برخوردار و ضعیف جامعه بوده، در دهک‌های پایین درآمدی قرار می‌گیرند؛ بنابراین، طبیعی به‌نظر می‌رسد که با واقع شدن خانوار در گروه دریافت‌کنندهٔ یارانه، احتمال ناامنی بالاتر و در نقطه مقابل، با واقع شدن در گروهی که یارانه دریافت نمی‌کنند (عموماً دهک‌های بالای درآمدی)، امنیت غذایی به نسبت بالاتر باشد.

جدول ۳- نتایج برآورد الگوی لاجیت ترتیبی

متغیر	ضریب	آماره z	سطح معنی‌داری
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؛ فوق‌لیسانس= 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	(۰/۸۹) ۱۰/۹ ۲۸
ضریب تعیین آلدریچ نلسون (AN)	۰/۶۱	پیرسون	(۰/۳۶) ۱۱۰۳/۵
درصد پیش‌بینی صحیح	۵۱/۳		

* و ** ، به‌ترتیب، معنی‌داری در سطوح پنج و یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، به‌منظور استنتاج بیشتر نتایج الگوی برآوردشده، اثرات نهایی برای هر کدام از گروه‌ها با توجه به سطوح مختلف ناامنی و امنیت غذایی محاسبه و نتایج آن در جدول ۴ گزارش شده است. آنگاه اثرات نهایی متغیرهایی که در جدول ۳ ضرایب آنها معنی‌دار بوده، مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته

است.

بر اساس نتایج جدول ۴، خانوارهایی که سرپرست آنها از سطح سواد بالاتر برخوردار است، احتمال اینکه در گروه واحدهای دارای امنیت غذایی قرار گیرند، بیشتر می‌شود. از سوی دیگر، احتمال قرار گرفتن این خانوارها در زمره واحدهایی با وضعیت ناامنی غذایی کمتر می‌شود. در این خصوص، باید اذعان کرد که داشتن سواد کافی و تحصیلات با ایجاد فرصت‌های شغلی مناسب و افزایش توانایی کسب درآمد، دسترسی افراد خانواده به مواد غذایی باکیفیت را افزایش می‌دهد؛ همچنین، با تأثیرگذاری بر سواد تغذیه‌ای، موجب افزایش دانش و آگاهی در مورد وضعیت تغذیه‌ای اعضای خانواده می‌شود.

بر اساس نتایج مطالعهٔ حاضر، برای خانوارهای روستایی، احتمال قرار گرفتن در وضعیت امن غذایی کمتر است و احتمال اینکه این خانوارها در شرایط ناامنی غذایی به‌سر برند، 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 گفت که عموماً افراد دارای سطح پایین درآمد و تحصیلات به نسبت پایین‌تر در روستا ساکن هستند که هرگونه نوسان در شرایط اقتصادی به‌شدت روی آنها تأثیر می‌گذارد و بر امنیت غذایی آنها تأثیرگذار است. همچنین، عموماً مردم در مناطق شهری نسبت به روستاییان که بیشتر کشاورز و دارای درآمد فصلی هستند، از شغل ثابت با درآمد بالاتر برخوردارند. این نتیجه با نتایج مطالعهٔ اکبرپور و همکاران (Akbarpour et al., 2015) در خصوص بررسی وضعیت امنیت غذایی خانوارها در مناطق شهری و روستایی مطابقت دارد، زیرا نتایج آن بررسی نیز نشان داد که ناامنی غذایی در خانوارهای روستایی بیش از خانوارهای شهری است.

بر اساس نتایج پژوهش حاضر، احتمال قرار گرفتن خانوارهای دارای محل سکونت شخصی در گروه با وضعیت امن غذایی بالاتر و احتمال قرار گرفتن آنها در گروه با وضعیت ناامن غذایی پایین‌تر است. در این زمینه نیز باید گفت که در ارتباط با خانوارهای دارای محل سکونت اجاره‌ای، بخش قابل توجهی از درآمد این خانوارها 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 راستای خانه‌دار شدن مستأجران می‌تواند عامل مهمی در کاهش احتمال قرار گرفتن خانوارها در گروه‌های ناامن غذایی باشد.

نتایج پژوهش حاضر بیانگر آن است که احتمال قرار گرفتن خانوارهای دارای درآمد ماهانه بالاتر در گروه با وضعیت امن غذایی بیشتر و احتمال قرار گرفتن خانوارهای یادشده در گروه با وضعیت ناامنی غذایی کمتر است. همچنین، بر اساس این نتایج، احتمال قرار گرفتن خانوارهای دارای سرپرست بیکار

در گروه با ناامنی غذایی با گرسنگی و بدون گرسنگی زیاد است. از سوی 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. از این‌رو، هرچه شغل مناسب‌تر و سطح درآمد خانوار بیشتر باشد، سبد غذایی متنوع‌تر و باکیفیت‌تر برای خانوار فراهم خواهد شد. این نتیجه با نتایج مطالعهٔ اکبرپور و همکاران (Akbarpour et al., 2015) مطابقت دارد، زیرا در آن بررسی نیز در خانوارهای دارای پدر بیکار، ناامنی غذایی بیشتر بوده است؛ همچنین، بیشتر خانوارهای دارای سرپرست کارمند، به‌لحاظ امنیت غذایی، در شرایط امن قرار داشته‌اند.

طبق نتایج به‌دست‌آمده، احتمال قرار گرفتن خانوارهای دریافت‌کنندهٔ یارانه در گروه با وضعیت امن غذایی کاهش می‌یابد. در این ارتباط، باید اذعان کرد که اصولاً خانوارهای دهک‌های پایین درآمدی، گرچه با توجه به تأثیرپذیری بیشتر از نوسان‌های شرایط اقتصادی کشور، یارانه دریافت می‌کنند، اما مبلغ این یارانه سال‌ها ثابت بوده و متناسب با افزایش قیمت اقلام خوراکی افزایش نیافته است. در نقطه مقابل، خانوارهایی که یارانه دریافت نمی‌کنند (عموماً دهک‌های بالای درآمدی) از امنیت غذایی به نسبت بالاتری برخوردار بوده‌اند.

سرانجام، بر اساس نتایج پژوهش حاضر، احتمال قرار گرفتن خانوارهای برخوردار از تنوع غذایی بالاتر در گروه با وضعیت امن غذایی بیشتر است؛ از سوی دیگر، احتمال قرار گرفتن این خانوارها در گروه‌های با وضعیت ناامن غذایی کاهش می‌یابد. در این زمینه، باید اذعان داشت که با توجه به گوناگونی سلول‌های بدن انسان و نیازهای متفاوت آنها، 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 درشت‌مغذی‌ها را برای بدن به‌همراه دارد.

جدول ۴- اثرات نهایی محاسبه‌شده 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 ؛ فوق‌لیسانس= 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 ؛ غیرکشاورزی= 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 پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

امنیت غذایی برای ایران که بخش قابل توجهی از جمعیت آن را جوانان تشکیل می‌دهند، موضوعی حائز اهمیت است، چراکه در سال‌های اخیر، سلیقه خانوارهای ایرانی به‌سوی مواد غذایی پرکالری و فاقد ارزش غذایی گرایش پیدا کرده و این مسئله آمار مبتلایان به بیماری‌های غیرواگیر را

در کشور افزایش داده است. در این خصوص، باید گفت که انتخاب و پذیرش رژیم‌های غذایی مختلف به عوامل محیطی، اقتصادی، اجتماعی- فرهنگی و روان‌شناختی گوناگون وابسته است. از آنجا که تأمین سلامت و امنیت غذایی در نقاط مختلف کشور از اهداف راهبردی سند چشم‌انداز بیست‌سالهٔ توسعهٔ کشور است، مطالعه حاضر به ارزیابی وضعیت امنیت غذایی خانوارهای شهرستان رشت پرداخته است. شایان ذکر است که این شهرستان به‌عنوان مرکز استان گیلان حدود ۲۷ درصد جمعیت استان را در خود جای داده و به‌عنوان شهر خلاق غذا نزد یونسکو ثبت شده است. نتایج پژوهش 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 دارای ناامنی با گرسنگی متوسط و شدید هستند. در این ارتباط، باید اذعان داشت 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 به‌گونه‌ای چشمگیر 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 به‌ویژه برای طبقه متوسط و پایین جامعه شده است. در این خصوص، بررسی تجربه بسیاری از کشورهای اروپایی، آمریکای لاتین و آسیایی نشان می‌دهد که ثبات قیمت مواد غذایی در کنار اعطای کمک‌های نقدی و بسته‌های غذایی هدفمند می‌تواند با افزایش مصرف، امنیت غذایی را در خانوارهای فقیر و به‌ویژه زنان و کودکان به‌طور قابل توجه افزایش دهد. از این‌رو، مهار تورم و به‌دنبال آن، افزایش درآمد واقعی و قدرت خرید مصرف‌کنندگان به‌ویژه در دهک‌های پایین درآمدی، باعث می‌شود که امنیت غذایی خانوارها بهبود یابد. افزون بر این، نتایج مطالعهٔ حاضر نشان داد 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 خانوارهای شهرستان رشت تأثیر معنی‌دار می‌گذارند؛ به دیگر سخن، افزایش در سطح متغیرهای مستقل یادشده این احتمال را که خانوارهای شهرستان رشت در سطوح بهتری از امنیت غذایی قرار گیرند، افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، متغیر دریافت یارانه در جهت منفی (معکوس) بر سطح امنیت غذایی خانوارهای شهرستان رشت اثر معنی‌دار داشته است؛ به دیگر سخن، افزایش در سطح این متغیر مستقل، این احتمال را که خانوارهای شهرستان رشت در سطوح بهتری از امنیت غذایی قرار گیرند، کاهش می‌دهد. بر پایهٔ یافته‌های پژوهش حاضر، با توجه به تأثیر تنوع غذایی بر کاهش ناامنی غذایی، باید اذعان داشت که چنانچه سطح قیمت مواد غذایی کم‌نوسان و پایدار باشد، افزایش درآمد می‌تواند سبب شود که مصرف‌کنندگان به ایجاد تنوع در سبد غذایی خود بپردازند و از مصرف غلات و محصولات

ریشه‌ای و غده‌ای (مانند سیب‌زمینی) که ارزش غذایی پایین دارند، به مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها روی آورند. با توجه به تأثیر سطح درآمد بر امنیت غذایی، برای ارتقای امنیت غذایی و رفع ناامنی غذایی برای دهک‌های پایین، تشکیل بانک غذا[1]، تأمین غذای ارزان و توزیع مجدد غذای مازاد می‌تواند مورد توجه دولت قرار گیرد. در این راستا، از آنجا که بخش قابل توجهی از منابع کشور در قالب یارانه پنهان و غیرهدفمند هدر می‌رود و از این نظر، 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 مسئله‌ای مهم است که باید مد نظر سیاست‌گذاران قرار گیرد. البته، با توجه به پایین‌تر بودن سطح امنیت غذایی در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری، چنانچه منابع ناشی از هدفمندی یارانه‌ها توسط دولت به‌طور مساوی بین خانوارها تقسیم شود، نه‌تنها این بازتوزیع درآمد نمی‌تواند امنیت غذایی را برای گروه‌های کم‌درآمد جبران کند، بلکه گروه‌های بالای درآمدی شهری از این بازتوزیع بیشتر منتفع می‌شوند. بنابراین، لازم است که در بازتوزیع درآمد، با به‌کارگیری ابزارهای سیاستی جایگزین، به مناطق روستایی توجه ویژه شود. سرانجام، بر اساس نتایج مطالعهٔ حاضر، اهمیت آموزش و سواد خانوارها در بهبود امنیت غذایی بسیار بالاست. در این ارتباط، سازمان‌های متولی، با فرهنگ‌سازی و آموزش تخصصی و عمومی در راستای افزایش سواد غذا و تغذیه، می‌توانند 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، نقشی مهم ایفا کنند.

منابع

1. Abrudan, I.-N., Pop, C.-M., & Lazăr, P.-S. (2020). Using a general ordered logit model to explain the influence of hotel facilities, general and

۱- از دهه ۱۹۸۰، تأسیس بانک‌های غذا در سراسر جهان رشد چشمگیر داشته است. در حال حاضر، بیش از پاتصد بانک غذا در سراسر جهان وجود دارد که به بیش از بیست میلیون نفر خدمات ارائه می‌کنند. این شبکه به‌منظور ایجاد، کمک و تقویت بانک‌های غذا در کشورهای مختلف جهان ایجاد شده و بدین منظور، شبکه جهانی بانک‌های غذایی به برقراری ارتباطات و همکاری‌های گسترده با صنعت جهانی غذا، جامعه جهانی سازمان‌های مردم‌نهاد، منابع انسان‌دوستانه جهانی و سایر مؤسسات بین‌المللی متمرکز بر کاهش گرسنگی پرداخته است. چند سالی است که کشورهای عربی حاشیه خلیج فارس به تأسیس بانک‌های غذا با عنوان «بنک الطعام» اقدام کرده و نسبت به کاهش اتلاف غذا و کمک غذایی به نیازمندان اهتمام ویژه داشته‌اند، که عربستان و امارات متحده از آن جمله‌اند. برای نمونه، دبی به‌دنبال آن است که در سال‌های پیش رو، اولین شهر منطقه باشد که از طریق تأسیس بانک غذا، اتلاف مواد غذایی خود را به صفر برساند.

sustainability-related, on customer ratings. *Sustainability* , *12*(21), 9302. DOI: 10.3390/su12219302.

2. Agresti, A. (2013). Categorical data analysis. University of Florida, USA. 3rd Ed.
3. 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. [In Persian]
4. Akbarpour, M., Mahdavi Damghani, A., Dayhim Fard, R., & Veisi, H. (2015). Investigating the food security situation in Marvdasht city. *Agroecology, 6*(1), 1-10. [In Persian]
5. 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. DOI: 10.1002/hsr2.476.
6. 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.
7. Bickel, G., Nord, M., Price, C., Hamilton, W., & Cook, J. (2000). Guide to measuring household food security. Revised 2000.
8. Cheema, A. R., & Abbas, Z. (2016). Determinants of food insecurity in Pakistan: evidence from PSLM 2010-11. Pakistan *Journal of Applied Economics, 26*(2), 183-213.
9. Dorosty, A, Karamsoltani, Z, Jazayeri, A, Siyasi, F, & Eshraghian, M. (2008). Association between obesity, food security and related family factors. *Journal of School of Public Health and Institute of Public Health* Research (SJSPH), 6(1), 1-9. Available at http://sjsph.tums.ac.ir/article-1-147-en.html. [In Persian]

10. De Araújo, M. L., de Deus Mendonça, R., Lopes Filho, J. D., & Lopes, A. C. S. (2018). Association between food insecurity and food intake. *Nutrition, 54*, 54-59.
11. FAO (1996). FAOSTAT. Food and Agriculture Organization (FAO), Italy. Available at http://faostat.fao.org/site/375/default.aspx.
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), 2654-2663. DOI: 10.18502/ijph.v51i12.11456.
13. Golabifar, J., Barati, A. A., & Kalantari, Kh. (2022). The effect of individual and family characteristics on food security of rural households. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 53*(4), 945-956. DOI: 10.22059/ijaedr.2022.333582.669099. [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. Cambridge University Press, New York. DOI: 10.1017/CBO9780511810176.
16. Meade, B., & Thome, K. (2017). International food security assessment, 2017-2027. Amber Waves, pp. 1-14.
17. Morris, L. M., Smith, S., Davis, J., & 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), 475-486. [In Persian]
19. Pakravan Charvadeh, 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*. DOI:10.3389/fpubh.2022.923705.

20. Pakrovan Charvadeh, 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., & Akman, M. (2014). An examination of household poverty affecting food insecurity in Turkey (Mus province). *Journal of Social Science Studies, 2*(1), 186-208. DOI: 10.5296/jsss.v2i1.6522.
22. Rostami, F., Shahmoradi, M., & Baghaei, 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 Mofrad, S.,& Hosseinzadeh, A. (2018). Evaluating the role of effective economic factors on improving food security in urban households with emphasis on income (case study: Zanjan County). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, *49*(3), 413-427. DOI: 10.22059/ijaedr.2018.205414.668234. [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 Dorood city. *Environmental Geography and Planning, 32*(4): 1-28. [In Persian]
25. SCI (2023). Population and demographic data of Iran. Statistical Center of Iran (SCI), Tehran. Available at http://www.amar.org.ir. [In Persian]
26. 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]
27. Shabanzadeh Khoshrody, M., Javdan, E., & Rafaati, M. (2022). Evaluation of dietary diversity of households and its effective factors in Tehran

province. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *36*(1), 83-97. DOI: 10.22067/jead.2021.73240.1093. [In Persian]

28. 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, pp, 1-25.
29. Williams, R. (2016). Understanding and interpreting generalized ordered logit models. *The Journal of Mathematical Sociology, 40*(1), 7-20. DOI: 10.1080/0022250X.2015 .1112384.
30. Williams, R. (2018). Ordered logit models: basic & intermediate topics. University of Notre Dame.