

فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال نهم، شماره سوم (پیاپی ۳۳)، پاییز ۱۳۹۹

شاپای چاپی ۲۱۳۱-۲۳۲۲ شاپای الکترونیکی ۴۷۶X-۲۵۸۸

<http://serd.khu.ac.ir>

صفحات ۲۱۰-۱۸۹

## تحلیل عوامل مؤثر بر تنوع غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان رضوی

ملیحه شیبانی؛ دانش آموخته گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربت حیدریه، تربت حیدریه، ایران.  
فاطمه رستگاری پور\*؛ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربت حیدریه، تربت حیدریه، ایران.  
تکتم محتشمی؛ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربت حیدریه، تربت حیدریه، ایران

پذیرش نهایی: ۱۳۹۹/۰۶/۱۳

دریافت مقاله: ۱۳۹۸/۱۱/۰۸

### چکیده

بررسی وضعیت امنیت غذایی جامعه و شناسایی عوامل مؤثر بر آن به ویژه در مناطق روستایی، اهمیت بسزایی دارد. تحقیق حاضر باهدف تحلیل وضعیت امنیت غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان رضوی انجام گرفت. برای این منظور از شاخص فراوانی تنوع غذایی برای بررسی امنیت غذایی استفاده شد و سپس عوامل مؤثر بر امنیت غذایی با بهره گیری از شاخص ذکر شده و مدل لاجیت ترتیبی تعیین شد. جامعه آماری تحقیق شامل کلیه خانوارهای روستایی استان خراسان رضوی در سال ۱۳۹۸ است که با استفاده از فرمول کوکران ۴۰۰ خانوار براساس روش نمونه گیری تصادفی خوشه ای چندمرحله ای انتخاب و داده های مورد نیاز از طریق مصاحبه و تکمیل پرسشنامه استخراج گردید. نتایج تحقیق نشان داد که میانگین شاخص فراوانی تنوع غذایی در منطقه برابر ۵۶/۳۵ و خانوارها از نظر فراوانی مصرف گروه های غذایی در سطح پایین تنوع غذایی قرار دارد. همچنین نتایج نشان داد که افزایش متغیرهای جنسیت، تحصیلات، وضعیت مسکن، هزینه ماهیانه غذا، شاخص قدرت خرید خانوار و دسترسی به بازار احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرد افزایش می دهد و افزایش متغیرهای فاصله تا مراکز خرید و تورم مواد غذایی احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرد کاهش می دهد.

**واژگان کلیدی:** سکونتگاه های روستایی، تنوع غذایی، امنیت غذایی، خانوارهای روستایی، خراسان رضوی.

\*f.rastegaripour@torbath.ac.ir

**(۱) مقدمه**

امنیت غذایی به معنای علمی، روشی حساب شده برای رفع مشکلات تغذیه و چارچوب تعریف شده‌ای برای برنامه‌ریزی و مدیریت توسعه است. امنیت غذایی از نقطه‌نظر تاریخی به عرضه جهانی، منطقه‌ای و کشوری غذا اشاره دارد. در دهه‌های انتهایی قرن بیستم این نگرش تاریخی به امنیت غذایی تغییر یافته و امنیت غذایی بیش‌تر به مفهوم در دسترس بودن غذا و قابل دستیابی بودن آن در سطح خانوار و فرد در نظر گرفته شده است. در طی سال‌های گذشته، پیشرفت‌های بسیاری در درک از امنیت غذایی و روندهایی که باعث به وجود آمدن عدم امنیت غذایی خانوار می‌شوند به وجود آمده است. با وجود این پیشرفت‌ها به علت این‌که معنی و تعبیر امنیت غذایی برای کشورهای مختلف متفاوت است، می‌توان گفت امنیت غذایی موضوعی پیچیده و ظریف به شمار می‌رود (شیرانی، ۱۳۹۲). در بین شاخص‌های امنیت غذایی، تنوع‌غذایی یکی از سریع‌ترین روش‌های اندازه‌گیری و به عنوان جایگزینی برای دسترسی به غذاست. شاخص‌های ارزیابی امنیت غذایی مبتنی بر تنوع‌غذایی به ویژه در کشورهای درحال توسعه اهمیت دارد. با توجه به اینکه شاخص تنوع‌غذایی نسبت به سایر شاخص‌های اندازه‌گیری امنیت غذایی، از دقت و سرعت بالاتری برخوردار است (Calogero and et al, 2013)، در این مطالعه از شاخص تنوع‌غذایی فراوانی موادغذایی استفاده می‌شود. براساس برآورد فائو، حدود ۹۸٪ افرادی که در جهان با ناامنی غذایی و سوءتغذیه مواجه می‌باشند در کشورهای درحال توسعه زندگی می‌کنند و بیش‌ترین تعداد افرادی که با سوءتغذیه مواجه هستند، در آسیا و اقیانوسیه ساکن هستند و همچنین، بیش‌ترین نسبت و نرخ سوءتغذیه در کشورهای جنوب صحرای آفریقا وجود دارد (FAO, 2010). با توجه به این‌که اکثر جمعیت کشورهای درحال توسعه در نقاط روستایی زندگی می‌کنند، بهبود و ارتقای سطح امنیت غذایی خانوارهای روستایی یک هدف بسیار مهم در کشورهای درحال توسعه محسوب می‌گردد. (Sinyolo and et al, 2014). خط فقر روستاهای خراسان‌رضوی در تابستان ۱۳۹۷ نسبت به بهار ۱۳۹۷، ۲۸/۴٪ رشد داشته است که این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده قرار گرفتن افراد بیش‌تری در زیرخط فقر در سال ۱۳۹۷ نسبت به سال‌های قبل باشد. همچنین در مقایسه خط فقر روستایی و شهری در خراسان‌رضوی، در تابستان ۱۳۹۷ خط فقر روستایی نسبت به مدت مشابه سال قبل، رشد بیش‌تری را نسبت به خط فقر شهری داشته است و این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده افزایش شدت فقر در این مناطق باشد. علت افزایش رشد خط فقر را می‌توان در رشد بیش‌تر شاخص قیمت گروه‌های خوراکی نسبت به سایر گروه‌ها در سال ۱۳۹۷ دانست (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۷). با توجه به افزایش شدت فقر در مناطق روستایی استان خراسان‌رضوی، در نظر گرفتن این مسئله که فقرا نسبت به سایر افراد جامعه سهم بیش‌تری از هزینه‌های خود را به گروه خوراکی تخصیص می‌دهند و رشد قابل توجه شاخص قیمت گروه خوراکی در سال ۱۳۹۷ نسبت به سال‌های گذشته، این مطالعه میزان امنیت غذایی خانوارهای روستایی خراسان‌رضوی را با استفاده از شاخص فراوانی تنوع‌غذایی اندازه‌گیری می‌نماید، همچنین به بررسی سهم عوامل اقتصادی بر تنوع‌غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان‌رضوی می‌پردازد. با توجه به این موضوع، سؤالات زیر مطرح می‌شود:

- آیا با استفاده از شاخص فراوانی تنوع غذایی، امنیت غذایی در بین خانوارهای روستایی منطقه وجود دارد؟
- چه عوامل اقتصادی و اجتماعی بر فراوانی تنوع غذایی خانوارهای روستایی منطقه مؤثر هستند؟

## ۲) مبانی نظری

تعاریف زیادی از امنیت غذایی ارائه گردیده به شکلی که هودینات (Hodinott, 1999) بیش از ۲۰۰ تعریف و ۴۵۰ شاخص برای امنیت غذایی گردآوری کرده است که از آن جمله می‌توان به تعاریف ارائه شده تئوری استحقاق دستیابی به غذا توسط آمارتیاسن (Sen, 1981)، کمپبل و همکاران (Campbell and et al, 1988)، کوهن و بورت (Cohen and Burt, 1989) اشاره نمود. در بین تعاریف جدیدتر می‌توان به تعاریف گناپتی و همکاران (Ganapathy and et al, 2005) و ماهارجان و چهتری (Maharjan and Chehtri, 2006) اشاره کرد. با این حال یکی از کامل‌ترین این تعاریف توسط سازمان فائو صورت گرفته است که عنوان می‌کند: امنیت غذایی هنگامی وجود دارد که همه مردم در همه زمان‌ها و همه مکان‌ها به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند و غذای در دسترس، نیازهای برنامه تغذیه‌ای سازگار با خواسته‌های آنان را برای یک زندگی فعال و سالم فراهم سازد. این تعریف بر سه رکن موجود بودن غذا، دسترسی به غذا<sup>۱</sup> و زندگی سالم و فعال<sup>۲</sup> یا پایداری در دریافت غذا استوار است (FAO, 2001). تاکنون مطالعات مختلفی در خصوص بررسی وضعیت امنیت غذایی صورت گرفته است که در آن‌ها جهت برآورد امنیت غذایی، شاخص‌های مختلف مورد توجه بوده است. مطالعات داخلی مورد بررسی، مطالعاتی هستند که به محاسبه شاخص‌های امنیت غذایی در کشور و بررسی روند تغییر این شاخص‌ها در طول سال‌های مختلف پرداخته‌اند. از آن جمله، رضوانی و سنایی مقدم (۱۳۹۸) نقش پیوندهای روستایی-شهری در امنیت غذایی خانوارهای روستایی دهدشت را بررسی نمودند. نتایج نشان داد ۳۲/۵ درصد از خانوارهای مورد مطالعه در شرایط ناامنی غذایی قرار دارند و بعد پیوندهای روستایی-شهری بیش‌ترین تأثیر و بعد اطلاعاتی کم‌ترین تأثیر را بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی داشته است. هاشمی‌تبار و همکاران (۱۳۹۷) به تحلیل عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در نواحی روستایی جنوب استان کرمان پرداختند، نتایج نشان داد که وضعیت امنیت غذایی، تنوع غذایی و گروه‌های غذایی در سطح نامناسبی از امنیت غذایی قرار داشت و الگوی مصرفی خانوارها به لحاظ کیفیت تنوع و تغذیه، به‌ویژه در گروه‌هایی مثل لبنیات براساس علوم تغذیه می‌بایستی تغییر نماید. باقرزاده و همکاران (۱۳۹۶) سطح امنیت غذایی کشور را با شاخص نوین امنیت غذایی جهانی طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۲ برآورد نمودند. نتایج نشان داد وضعیت امنیت غذایی طی دوره مورد بررسی، از یک روند افزایشی همراه با نوساناتی برخوردار بود و بیش‌ترین آن در سال ۱۳۸۹ با ۷۱/۶٪ گزارش شده است. زراعت کیش و کمالی

1- Enough or Available Food

2- Accessibility

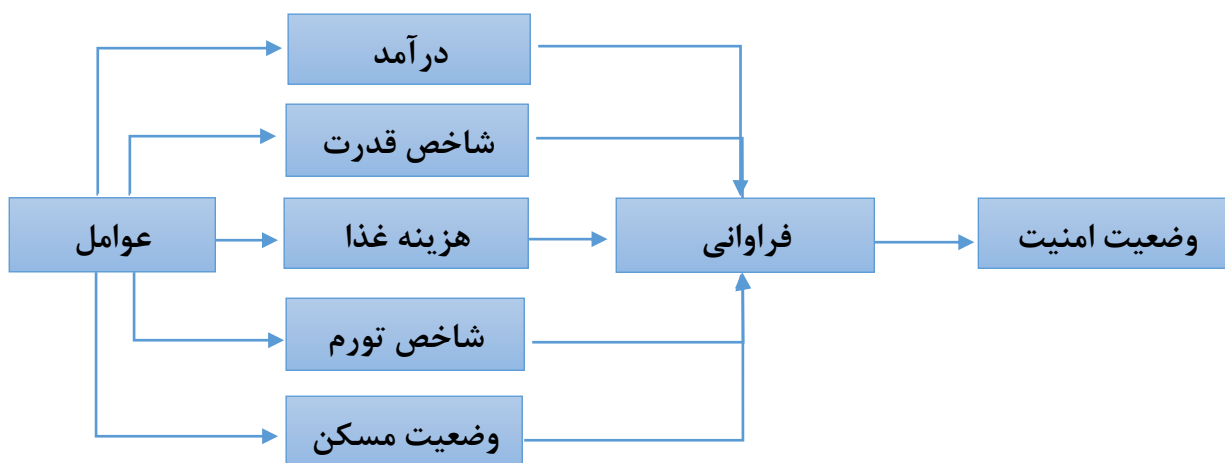
3- Active and Healthy Life

(۱۳۹۵) عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در خانوارهای کشاورز روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد را با استفاده از مدل پروبیت بررسی نمودند و نتایج نشان داد که درآمد سرپرست خانوار، نسبت مخارج خوراکی به مخارج کل و اندازه مزرعه تأثیر مثبت و جنسیت سرپرست خانوار، وضع سواد سرپرست خانوار و اندازه خانوار تأثیر منفی بر امنیت غذایی داشته است. قدیری معصوم و همکاران (۱۳۹۴) اثرات روابط اقتصادی شهرها و روستا را بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی زنجانی بررسی نمودند. نتایج طبقه‌بندی وضعیت امنیت غذایی خانوارهای روستایی نشان داد ۳۱/۷۳ درصد خانوارها دارای امنیت غذایی، ۴۳/۱ درصد دارای ناامنی غذایی بدون گرسنگی، ۱۵/۵۲ درصد دارای ناامنی غذایی با گرسنگی متوسط و ۹/۶۵ درصد خانوارها نیز دارای ناامنی غذایی با گرسنگی شدید هستند. همچنین روابط اقتصادی بین روستا و شهر در محدوده مورد مطالعه، در مجموع اثرات مثبتی بر روی امنیت غذایی خانوارهای روستایی نداشته است. در بخش مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه نیتیا و بهاوانی (Nithya and Bhavani, 2018) اشاره کرد که به بررسی تنوع غذایی و ارتباط آن با وضعیت تغذیه‌ای نوجوانان و بزرگسالان در هندوستان پرداختند. در این مطالعه نسبت کفایت مواد غذایی و میانگین نسبت کفایت سه شاخص تنوع غذایی و ارتباط آن‌ها با وضعیت تغذیه نوجوانان و بزرگسالان در دو منطقه واردها<sup>۱</sup> و کوراپوت<sup>۲</sup> مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که، غلات، رژیم‌های غذایی غالب در هر دو منطقه بود و ۵۱٪ از پسران نوجوان و ۲۷٪ دختران نوجوان دارای ضعف و خستگی بودند. میانگین شاخص‌های تنوع غذایی شمارش گروه‌های غذایی، بری و فراوانی مواد غذایی به ترتیب برابر با هشت، ۸۹-۹۰ و ۶۴-۶۶ در دو منطقه بود. پریمرس و همکاران (Primrose and et al, 2018) به بررسی وضعیت امنیت غذایی و عوامل مؤثر بر آن در آفریقای جنوبی با استفاده از رگرسیون لجیت پرداختند. نتایج نشان داد که آموزش، دریافت پشتیبانی زیرساختی (آبیاری) و مشارکت در برنامه غذایی بر وضعیت امنیت غذایی خانوارها تأثیر مثبت گذاشت، اما درآمد خانواده و دسترسی به اعتبار همبستگی منفی نشان داد. عبدالله و همکاران (Abdullah and et al, 2017) عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوار در مناطق شمالی پاکستان را با استفاده از مدل لجیت بررسی نمودند. نتایج مطالعه نشان داد که سن، جنسیت، تحصیلات، درآمدها، بیکاری، تورم، دارایی‌ها و بیماری‌ها عوامل مهمی هستند که بر ناامنی غذایی خانوار تأثیرگذار است. احمد و همکاران (Ahmed and et al, 2017) به بررسی عوامل تعیین‌کننده امنیت غذایی خانوارهای کوچک و نقش دسترسی به بازار در افزایش امنیت غذایی پاکستان پرداختند. نتایج رگرسیون لجستیک نشان داد که اندازه خانوار، درآمد ماهیانه، قیمت مواد غذایی، هزینه‌های بهداشتی و بدهی عوامل اصلی تأثیرگذار بر وضعیت امنیت غذایی خانوارهای روستایی است و امنیت غذایی محلی را می‌توان با ایجاد فرصت‌های شغلی خارج از مزرعه، بهبود امکانات حمل‌ونقل و زیرساخت‌های جاده افزایش داد. در بین مطالعات داخلی و خارجی انجام شده، محققان از شاخص‌های مختلف و متنوعی برای برآورد وضعیت تنوع غذایی و امنیت غذایی در سطح خرد و کلان استفاده کرده‌اند. نتایج اکثر مطالعات نشان می‌دهد که به علت وجود

<sup>1</sup>-Wardha

<sup>2</sup>- Koraput

نابرابری‌های درآمد و ثروت، امکان دسترسی پایدار به امنیت غذایی برای تمام افراد جامعه وجود ندارد و هرچه سطح فقر روستایی افزایش یابد به تدریج سهم غذا در سبد مصرفی خانوارها کاهش می‌یابد. همچنین گروه‌های کم‌درآمد نسبت به گروه‌های پردرآمد از تنوع کم‌تری در مصرف اقلام خوراکی برخوردارند. در این تحقیق به بررسی سهم عوامل اقتصادی بر امنیت غذایی با استفاده از شاخص تنوع غذایی پرداخته شده است، به نوعی که امنیت غذایی خانوارهای روستایی با استفاده از شاخص فراوانی مواد غذایی برآورد می‌گردد که این شاخص تاکنون در مطالعات امنیت غذایی روستایی ایران مورد توجه قرار نگرفته است. استفاده از این شاخص یکی از جنبه‌های نوآوری کار محسوب می‌شود و همچنین تاکنون چنین مطالعه‌ای در سطح خراسان رضوی صورت نگرفته است و این کار به لحاظ متفاوت بودن و جدید بودن نسبت به مطالعات صورت گرفته، حائز اهمیت می‌باشد. مدل مفهومی مطالعه در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

### ۳) روش تحقیق

جامعه آماری این تحقیق، خانوارهای روستایی استان خراسان رضوی می‌باشد که تعداد آنها طبق آخرین آمار سرشماری سال ۹۵، ۵۱۶ هزار و ۴۱۹ خانوار برآورد شده است (مرکز ملی آمار ایران، ۱۳۹۵). برای انتخاب حجم نمونه، از فرمول تعدیل شده کوکران-اورکات (۱) استفاده شد (سبحانی فرد، ۱۳۹۷) و مشخص گردید که تعداد ۴۰۰ خانوار برای پاسخ‌گویی به پرسش‌های طرح شده لازم می‌باشند.

$$n = \frac{\frac{z^2 pqA}{d^2}}{1 + \frac{1}{N} \left[ \frac{z^2 pqA}{d^2} - 1 \right]} \quad (1)$$

n حجم نمونه، N جامعه آماری (هدف): ۵۱۶ هزار و ۴۱۹ خانوار، z درصد خطای معیار ضریب اطمینان قابل قبول، P نسبتی از جمعیت فاقد صفت معین، برابر با ۰/۵، q نسبتی از جمعیت فاقد صفت معین برابر با ۰/۵ و d درجه اطمینان یا دقت احتمالی مطلوب است.

ابزار اصلی گردآوری اطلاعات، پرسشنامه می‌باشد و ارزیابی وضعیت تنوع غذایی خانوارها به وسیله پرسشنامه چهاربخشی صورت گرفته است. بخش اول شامل اطلاعات شخصی و وضعیت اقتصادی-اجتماعی پاسخگو می‌باشد، بخش دوم پرسشنامه دربرگیرنده سؤالات درخصوص امنیت غذایی خانوار است. امتیازدهی به این بخش پرسشنامه به این شرح است: به گزینه‌های اغلب اوقات درست، بعضی اوقات درست، تقریباً هر ماه، برخی ماه‌ها و به امتیاز منفی (نمره صفر) و به پاسخ‌های درست نیست، تنها یک یا دو ماه و خیر امتیاز مثبت (نمره یک) تعلق می‌گیرد. در نهایت تمامی امتیازها جمع شده و هر خانواری که امتیاز بالاتری داشته باشد در حقیقت قدرت خرید (به‌عنوان شاخصی از امنیت غذایی) بالاتری دارد. بخش سوم آگاهی خانوارها را در زمینه تنوع غذایی اندازه‌گیری می‌کند و بخش چهارم شامل مقدار مصرف، هزینه و نحوه مصرف گروه‌های غذایی می‌باشد. برای جمع‌آوری اطلاعات و انتخاب نمونه‌ها از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای پنج مرحله‌ای با بهره‌گیری از نرم‌افزار SPSS و خوشه‌بندی سلسله‌مراتبی استفاده شده است. در نهایت ۴۰ روستا از سطح استان که از هر روستا تعداد ۱۰ پرسشنامه تکمیل گردید.

#### طبقه‌بندی مواد غذایی مصرفی

با توجه به زیاد بودن نوع مواد غذایی مصرفی و به منظور تسهیل در انجام محاسبات، با استفاده از طبقه‌بندی فائو و هرم تغذیه‌ای انسان، مواد غذایی مصرفی در ۱۴ گروه تجمیع شد. این گروه‌ها عبارت‌اند از: نان، سبزیجات، میوه‌ها، گوشت، ماهی و غذاهای دریایی، روغن‌ها و کره، شیرینی‌ها، ادویه‌جات و ترشی، حبوبات، آجیل و دانه‌ها، تخم‌مرغ، شیر و فرآورده‌های شیری، سیب‌زمینی، نوشیدنی‌ها و برنج.

#### شاخص فراوانی تنوع غذایی

از شاخص‌های مختلفی می‌توان برای محاسبه و اندازه‌گیری امنیت غذایی استفاده نمود که از آن جمله می‌توان به شاخص فراوانی تنوع غذایی اشاره کرد. در این شاخص نمرات غذا با استفاده از اندازه‌گیری‌های فراوانی مواد غذایی یعنی فراوانی مصرف (روزانه، یک‌بار در هفته، دو بار یا سه بار در هفته، هر دو هفته و گاهی اوقات) توسط یک خانوار برای گروه‌های مختلف غذا برای دوره یک ماه گذشته محاسبه می‌شود. نمرات مصرف به صورت زیر است:

روزانه: هفت؛ دو یا سه بار در هفته: سه؛ یک بار در هفته: یک؛ هر دو هفته: ۰/۵؛ ماهانه: ۰/۲۵ و گاهی اوقات: صفر (Hooshmand and Udipi, 2013). برای به‌دست آوردن امتیاز تنوع غذایی خانوار، نمرات مصرف هر خانوار برای گروه‌های غذایی جمع می‌شود، نمرات تنوع غذایی از یک تا ۹۸ متغیر است، یعنی اگر تمام ۱۴ گروه غذا روزانه مصرف شود، حداکثر نمره ۹۸ می‌باشد. سطوح تنوع غذایی بر اساس

مقادیر شاخص فراوانی تنوع غذایی در جدول ۱ نشان داده شده است (Nithya and Bhavani, 2018).

جدول ۱. طبقه‌بندی سطوح تنوع غذایی بر اساس شاخص فراوانی تنوع غذایی

سطح تنوع غذایی	دامنه فراوانی تنوع غذایی
تنوع غذایی پایین	(۱, ۶۰]
تنوع غذایی متوسط	[۶۰, ۶۹/۵]
تنوع غذایی بالا	(۶۹/۵, ۹۸]

### مدل لاجیت ترتیبی

در مدل‌های پروبیت و لاجیت دوگانه، انتخاب تصمیم‌گیرندگان از بین دو گزینه صورت می‌گیرد. این در حالی است که در دنیای واقعی، اغلب با انتخاب‌هایی مواجهیم که شامل بیش از دو گزینه است. دو طیف گسترده از این سری‌های انتخاب وجود دارد: ترتیبی و غیرترتیبی. به لحاظ ماهیت ترتیبی دسته-بندی تنوع غذایی خانوارها، در این تحقیق از مدل لاجیت ترتیبی استفاده شده است (نصرتی و همکاران، ۱۳۹۲).

الگوی لاجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر پنهان پیوسته<sup>۱</sup> است که به منظور تعیین تأثیر متغیرهای توضیحی بر تنوع غذایی و همچنین نحوه تأثیر هر متغیر بر احتمال قرار گرفتن هر خانوار در سه گروه (تنوع غذایی پایین، تنوع غذایی متوسط و تنوع غذایی بالا) مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل به صورت زیر مشخص می‌شود (Green, 2003):

$$y_i^* = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

که در آن  $y_i^*$  متغیر پیوسته‌ی میزان تنوع غذایی خانوار،  $\beta$  بردار پارامترهایی است که بایستی برآورد شوند و  $X_i$  بردار  $K \times 1$  از متغیرهای توضیحی است که شامل متغیرهایی چون تعداد اعضای خانوار، سن مسئول تغذیه خانوار، درآمد ماهیانه، هزینه ماهیانه غذا، جنسیت و تحصیلات سرپرست خانوار و درجه آگاهی از موضوع خاص مورد نظر محقق می‌باشد.  $\varepsilon_i$  نیز یک متغیر تصادفی و بیانگر خطاهای تصادفی است که دارای توزیع لاجستیک است.  $y_i^*$ ، یک متغیر غیر قابل مشاهده است. اگر فرض شود  $y_i$  متغیری گسسته و قابل مشاهده است که بیانگر سطوح مختلف تنوع غذایی خانوار  $i$  می‌باشد، ارتباط میان متغیر غیرقابل مشاهده و متغیر قابل مشاهده، از الگوی لاجیت ترتیبی به صورت ذیل به دست می‌آید:

$$\begin{aligned}
 y_i = 1 & \quad \text{اگر} & -\infty \leq y_i^* \leq \mu_1 & , & i = 1, \dots, n \\
 y_i = 2 & \quad \text{اگر} & \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2 & , & i = 1, \dots, n \\
 y_i = 3 & \quad \text{اگر} & \mu_2 < y_i^* \leq \mu_3 & , & i = 1, \dots, n \\
 y_i = j & \quad \text{اگر} & \mu_{j-1} < y_i^* \leq +\infty & , & i = 1, \dots, n
 \end{aligned} \quad (3)$$

$j=1,2,3,\dots,J$

<sup>1</sup> - unobserved latent variable

که در آن،  $\mu$ ها آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده شده گسسته  $y_i$ ها را تعریف می‌کنند و بایستی برآورد شوند و  $n$ ، اندازه نمونه مورد بررسی می‌باشد. مدل فوق با استفاده از روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود و احتمال اینکه  $y_i = J$  باشد، با استفاده از رابطه (۴) به دست می‌آید:

$$Pr(y_i = J) = Pr(y_i^* \geq \mu_{J-1}) = Pr(\varepsilon_i \geq \mu_{J-1} - \hat{\beta}X_i) = F(\hat{\beta}X_i - \mu_{J-1}) \quad (4)$$

که در آن  $F$  تابع توزیع تجمعی برای  $\varepsilon$  می‌باشد. در بیان احتمال تجمعی، الگوی لاجیت ترتیبی، این احتمال را که خانوار  $i$  سطح زام یا پایین‌تر (۱، ...،  $J-1$ ) را به خود اختصاص دهد، برآورد می‌کند. این الگو به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\log \left[ \frac{y_j(X_i)}{1 - y_j(X_i)} \right] = \mu_j - [\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}] \quad (5)$$

$$j = 1, 2, 3, \dots, J ; i = 1, \dots, n$$

که در آن  $y_j$ ، احتمال تجمعی است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$y_j(X_i) = y(\mu_j - \hat{\beta}X_i) = P(Y_i \leq j | X_i) \quad (6)$$

$\beta$  بردار ستونی پارامترها  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$  و  $X_i$  بردار ستونی متغیرهای توضیحی می‌باشد. لازم به یادآوری است که  $\mu_j$  تنها به احتمال طبقه پیش‌بینی وابسته است و به متغیرهای توضیحی بستگی ندارد. علاوه بر این، قسمت قطعی  $\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$  بخش مستقل طبقه می‌باشد. این دو ویژگی، متضمن ترتیبی بودن گروه‌های پاسخ می‌باشند و نشان می‌دهند که نتایج، مجموعه‌ای از خطوط موازی<sup>۱</sup> می‌باشند. یکی از فروض اصلی رگرسیون لاجیت ترتیبی این است که ارتباط میان هر جفت از گروه‌های نتیجه، یکسان باشد. از آنجایی که ارتباط میان همه جفت گروه‌ها یکسان است، تنها یک مجموعه از ضرایب (تنها یک مدل) وجود دارد. اگر چنین نباشد، نیازمند مدل‌های متفاوتی برای توضیح ارتباط میان هر جفت از گروه‌های نتیجه خواهیم بود (شاهنوشی و همکاران، ۱۳۹۰). آزمون رگرسیون‌های موازی (آزمون برنت<sup>۲</sup> و آزمون نسبت راستنمایی)، منطقی بودن قضیه برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها را ارزیابی می‌کند. به عبارت دیگر، چنانچه فرض صفر این آزمون‌ها که عبارت از یکسان بودن ضرایب برای تمامی گروه‌ها است، مورد قبول واقع شود، نشانگر آن است که پارامترهای وضعیت برای همه گروه‌های پاسخ یکسان هستند (نصرتی و همکاران، ۱۳۹۲).

پارامترهای برآورد شده از طریق روش حداکثر راستنمایی که احتمال طبقه‌بندی صحیح را حداکثر می‌کند، به دست می‌آیند.

$$L(y|\beta; \mu_1, \mu_2, \mu_3, \dots, \mu_{j-1}) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=0}^J [y(\mu_j - \hat{\beta}X_i) - y(\mu_{j-1} - \hat{\beta}X_i)]^{z_{ij}} \quad (7)$$

<sup>۱</sup>- Parallel lines

<sup>۲</sup>- Brant

که در آن  $z_{ij}$  یک متغیر دوتایی است که زمانی که گروه مشاهده شده برای خانوار  $i$  برابر  $j$  باشد، مساوی یک و در غیر این صورت صفر خواهد شد (شاهنوشی و همکاران، ۱۳۹۰).  
اثرنهایی یک واحد تغییر در پیش‌بینی کننده‌ی  $x_k$  روی احتمال طبقه  $j$  به صورت رابطه (۸) محاسبه می‌شود (دبدولال، ۲۰۰۸):

$$\frac{\partial P(y_i = j|X)}{\partial x_k} [\phi(\mu_{j-1} - \beta X) - \phi(\mu_j - \beta X)] \beta_k = [\phi_j(\cdot) - \phi_{j-1}(\cdot)] \beta_k \quad (8)$$

که در آن،  $\phi(\cdot)$  تابع توزیع نرمال استاندارد برای مدل لاجیت ترتیبی می‌باشد. اثرنهایی درمورد متغیرهای موهومی نیز با استفاده از رابطه (۹) محاسبه می‌شود (Debdulal, 2008):

$$\Delta \text{Prob}(y = j|X) = \text{Prob}(y = j|X + \Delta X_k) - \text{Prob}(y = j|X) \quad (9)$$

در صورت نقض فرض رگرسیون‌های موازی، مدل لاجیت ترتیبی، مدل مناسبی جهت برآورد پارامترها نخواهد بود. در این صورت لازم است از مدل لاجیت ترتیبی به صورت تعمیم‌یافته استفاده شود. این مدل به صورت ذیل نوشته می‌شود (Williams, 2006):

$$P(Y_i > j) = g(X\beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)\}} \quad (10)$$

$$j=1,2,3,\dots,M-1$$

که در آن  $M$  تعداد گروه‌های متغیر وابسته ترتیبی است. با استفاده از رابطه فوق، احتمال این که  $Y$  هر یک از مقادیر  $1, 2, \dots, M$  را بگیرد برابر است با:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= 1 - g(X_i\beta_j) \\ P(Y_i = j) &= g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_j) \end{aligned} \quad (11)$$

$$j=1,2,3,\dots,M-1$$

$$P(Y_i = M) = g(X_i\beta_{M-1})$$

اگر  $M=2$  باشد، مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته معادل مدل لاجیت معمولی خواهد بود. اگر  $M>2$  باشد، مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته معادل یک‌سری از رگرسیون‌های لاجستیک دوگانه خواهد بود که در آن گروه‌های متغیر وابسته ترکیب می‌شوند. به‌عنوان مثال، اگر  $M=4$  باشد، به ازای  $J=1$  گروه یک با گروه‌های دو، سه و چهار مقایسه می‌شود. به ازای  $J=2$  مقایسه میان گروه‌های یک و دو در مقابل گروه‌های سه و چهار صورت خواهد گرفت و به ازای  $J=3$  گروه‌های یک، دو و سه با گروه چهار مقایسه می‌شوند. مدل رگرسیون‌های موازی نیز خود حالت خاصی از مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته است.

فرمول مدل‌های لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته و خطوط موازی یکسان می‌باشد، با این تفاوت که در مدل خطوط موازی، مقادیر  $\beta$  برای همه‌ی مقادیر  $z$  یکسان است. همچنین در مدل لاجیت ترتیبی (خطوط موازی) به جای  $\alpha$ ها، مقادیر آستانه وجود دارند که برابر منهای مقادیر  $\alpha$  می‌باشند. از آنجایی که تنها مقادیر  $\alpha$  میان مقادیر  $z$  متفاوت‌اند،  $M-1$  خط رگرسیون، همگی موازی هم می‌باشند (Williams, 2006). الگوی تجربی لاجیت ترتیبی مورد استفاده در این تحقیق به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Age + \beta_2 Gender + \beta_3 Education + \beta_4 Housing + \beta_5 Members + \beta_6 Income + \beta_7 Cost + \beta_8 Access + \beta_9 Food\ aids + \beta_{10} Distance + \beta_{11} Awareness + \beta_{12} Purchasing\ power + \beta_{13} Inflation + \varepsilon_i$$

در این مدل،  $Y_i$ : متغیر وابسته (میزان تنوع‌غذایی خانوار)،  $Age$ : سن سرپرست خانوار،  $Gender$ : جنسیت سرپرست خانوار،  $Education$ : تحصیلات سرپرست خانوار،  $Housing$ : وضعیت مسکن،  $Members$ : تعداد افراد خانوار،  $Income$ : درآمد کل ماهیانه خانوار،  $Cost$ : هزینه ماهیانه غذا،  $Access$ : دسترسی به بازار،  $Food\ aids$ : کمک‌های غذایی،  $Distance$ : فاصله تا مراکز خرید موادغذایی،  $wareness$ : شاخص آگاهی،  $Purchasing\ power$ : شاخص قدرت خرید خانوار و  $Inflation$ : شاخص تورم موادغذایی می‌باشد.

#### ۴) یافته‌های تحقیق

در این پژوهش به منظور تست هم‌خطی بین متغیرها از آماره  $VIF^1$  بهره گرفته شد. نتایج این آزمون در جدول ۲ آمده است. با توجه به آن که میانگین عدد به دست آمده از شش کمتر است، بنابراین بین متغیرهای مدل هم‌خطی وجود ندارد.

<sup>1</sup> - Variance Inflation Factor

## جدول ۲. نتایج هم خطی بین متغیرها

متغیر	VIF	1/VIF
شاخص آگاهی	۲/۱۴	۰/۴۶
درآمد ماهیانه خانوار	۱/۹	۰/۱۵۲
شاخص قدرت خرید خانوار	۱/۸۱	۰/۱۵۵
کمک‌های غذایی	۱/۵۸	۰/۱۶۳
هزینه ماهیانه غذا	۱/۴۵	۰/۱۶۸
تحصیلات	۱/۳۸	۰/۱۷۲
جنسیت	۱/۳۵	۰/۱۷۴
فاصله تا مراکز خرید	۱/۲۶	۰/۱۷۹
وضعیت مسکن	۱/۱۶	۰/۱۸۶
دسترسی به بازار	۱/۱۶	۰/۱۸۶
سن	۱/۱	۰/۹
تورم مواد غذایی	۱/۰۹	۰/۹۱
تعداد افراد خانوار	۱/۰۶	۰/۹۴
میانگین	۱/۴۲	

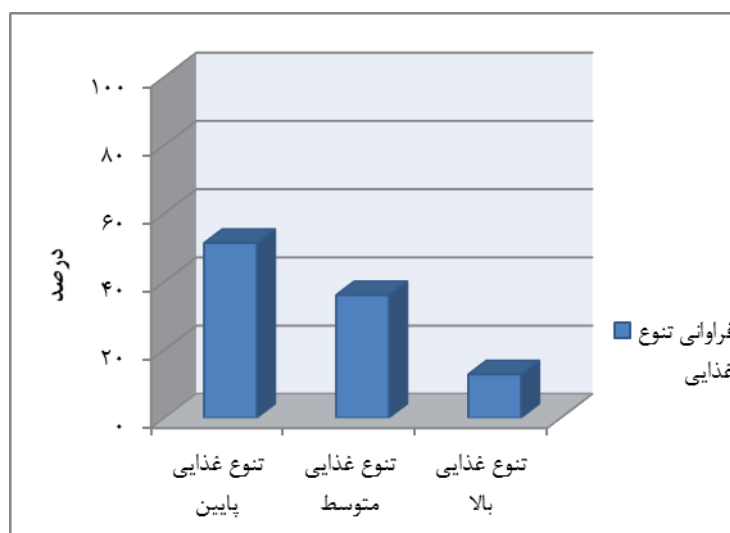
منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳ نشان دهنده برآورد شاخص فراوانی تنوع غذایی در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. بیشترین فراوانی شاخص فراوانی تنوع غذایی منطقه مربوط به سطح پایین تنوع غذایی است. همچنین کمترین فراوانی شاخص مربوط به سطح بالای تنوع غذایی است. براساس نتایج جدول ۳، میانگین شاخص فراوانی تنوع غذایی منطقه ۵۶/۳۵ است. برطبق میانگین این نتیجه حاصل می‌شود که تنوع غذایی به تبع آن امنیت غذایی در سطح پایین و نامطلوبی قرار دارد. حداقل و حداکثر شاخص فراوانی تنوع غذایی منطقه برابر با ۲۵ و ۷۷/۵ است. تفاوت حداقل و حداکثر اندازه عددی این شاخص در نمونه مورد بررسی نشان-دهنده اختلاف زیاد تنوع غذایی و امنیت غذایی در نمونه مورد بررسی است. بر طبق میانگین شاخص فراوانی تنوع غذایی، خانوارهای روستایی شهرستان‌ها در سطح پایین و نامطلوب امنیت غذایی قرار دارند. بالاترین و پایین‌ترین تنوع غذایی براساس فراوانی تنوع غذایی به ترتیب متعلق به خانوارهای روستایی شهرستان‌های خواف و درگز است.

جدول ۳. توزیع فراوانی شاخص فراوانی تنوع غذایی در منطقه

منطقه	فراوانی تنوع غذایی خانوارها			میانگین	حداکثر	حداقل
	۶۰-۱ (تنوع غذایی پایین)	۶۹-۶۰/۵ (تنوع غذایی متوسط)	۶۹/۹۸-۵ (تنوع غذایی بالا)			
درگز	۳۱	۱۲	۷	۵۴/۴۲	۷۷/۲۵	۲۵
خواف	۳۶	۳۱	۱۳	۵۷/۴۶	۷۲	۳۸
سبزوار	۵۶	۳۷	۷	۵۵/۵۴	۷۷/۲۵	۲۸
ترت جام	۵۰	۴۳	۱۷	۵۷/۴۵	۷۷/۵	۲۵
ترت حیدریه	۳۲	۲۱	۷	۵۵/۸	۷۷	۲۸
کل	۲۰۵	۱۴۴	۵۱	۵۶/۳۵	۷۷/۵	۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۲. وضعیت تنوع غذایی بر اساس شاخص فراوانی تنوع غذایی در منطقه

وضعیت تنوع غذایی بر اساس شاخص فراوانی تنوع غذایی در شکل ۲ ارائه شده است. بر طبق شکل ۲، ۵۱٪/۲۵ خانوارها در وضعیت تنوع غذایی پایین، ۳۶٪ خانوارها در سطح تنوع غذایی متوسط و تنها ۱۲٪/۷۵ خانوارها در سطح بالای تنوع غذایی قرار دارند.

### عوامل مؤثر بر شاخص فراوانی تنوع غذایی

نتایج برآورد الگوی لاجیت ترتیبی در جدول ۴ ارائه شده است. در این الگو متغیر وابسته متغیر ترتیبی طبقه‌بندی خانوارها بر اساس میزان تنوع غذایی از نظر فراوانی تنوع غذایی می‌باشد که به سه گروه خانوارهای با تنوع غذایی پایین، خانوارهای با تنوع غذایی متوسط و خانوارهای با تنوع غذایی بالا تقسیم شده‌اند. همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، متغیرهای جنسیت، تحصیلات، وضعیت مسکن،

درآمد ماهیانه خانوار، هزینه ماهیانه غذا، شاخص قدرت خرید خانوار، شاخص آگاهی، دسترسی به بازار و کمک‌های غذایی در جهت مثبت بر سطح تنوع غذایی خانوار تأثیر می‌گذارند. به عبارت دیگر افزایش در سطح این متغیرهای مستقل این احتمال را که خانوار در سطوح بالاتری از تنوع غذایی قرار گیرد، افزایش می‌دهد. علاوه بر این، براساس اطلاعات جدول ۴ می‌توان اظهار نظر کرد که متغیرهای سن و شاخص تورم مواد غذایی در جهت منفی بر سطح تنوع غذایی خانوار تأثیرگذار می‌باشند. به عبارت دیگر افزایش در سطوح این متغیرهای مستقل، به احتمال سطوح کم‌تری از تنوع غذایی خانوار منجر می‌شود.

**جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل لاجیت ترتیبی**

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	سطح احتمال
سن	-۰/۰۲۳	۰/۰۱۳	-۱/۶۸*	-۰/۰۹۳
جنسیت	۱/۱۵۶	۰/۴۴۶	۲/۵۹**	۰/۰۱
تحصیلات	۰/۱۱۶	۰/۰۳۶	۳/۱۹***	۰/۰۰۱
وضعیت مسکن	۰/۸۵	۰/۲۸۲	۳/۰۱***	۰/۰۰۳
تعداد افراد خانوار	۰/۰۲۸	۰/۰۸۵	۰/۳۳ <sup>ns</sup>	۰/۷۴۱
درآمد ماهیانه خانوار	۰/۵۶۸	۰/۲۳۹	۲/۳۸**	۰/۰۱۷
هزینه ماهیانه غذا	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۷	۵/۶۸***	۰/۰۰۰
شاخص قدرت خرید خانوار	۰/۴۶	۰/۲۱۳	۲/۱۶**	۰/۰۳۱
شاخص آگاهی	۰/۵۰۵	۰/۲۳	۲/۱۹**	۰/۰۲۹
دسترسی به بازار	۰/۶۰۸	۰/۲۷۱	۲/۲۵**	۰/۰۲۵
کمک‌های غذایی	۰/۹۱۶	۰/۳۸	۲/۴۱**	۰/۰۱۶
فاصله تا مراکز خرید	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵	-۱/۱۳ <sup>ns</sup>	۰/۲۵۹
شاخص تورم مواد غذایی	-۰/۶۷	۰/۰۹۲	-۷/۲۵***	۰/۰۰۰
آستانه اول	۵/۴۳	۱/۳۳	*	
آستانه دوم	۸/۶۷۸	۱/۳۸۸	*	
LRchi2(13)= 273.47 Prob>chi2= 0.000		Log likelihood= -252.45		Pseudo R <sup>2</sup> = 0.35

منبع: یافته‌های تحقیق. \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد و <sup>ns</sup> عدم معناداری را نشان می‌دهد.

اگر مقدار عددی تابع لاجیت ترتیبی، کم‌تر از ۵/۴۳ باشد، خانوار در گروه تنوع غذایی پایین و اگر بین ۵/۴۳ تا ۸/۶۷۸ باشد، خانوار در گروه تنوع غذایی متوسط؛ در صورتی که مقادیر بزرگ‌تر یا مساوی

۸/۶۷۸ باشد، خانوار در طبقه تنوع‌غذایی بالا قرار می‌گیرد. مقدار آماره کی دو در جدول ۴ نشان‌دهنده معنی‌داری کل رگرسیون می‌باشد.

نتایج آزمون‌های رگرسیون موازی در جدول ۵ ارائه شده است. با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری آماره  $\chi^2$  تمامی آزمون رگرسیون‌های موازی و آزمون برنت، می‌توان این‌گونه فرض کرد که ارزش پارامترهای وضعیت برای تمامی گروه‌های پاسخ ثابت و یکسان نمی‌باشد و فرض رگرسیون‌های موازی نقض شده است. بنابراین الگوی لاجیت ترتیبی شرط رگرسیون موازی را تأمین نکرده است و تمام آزمون‌های ولف گلد<sup>۱</sup>، برنت<sup>۲</sup>، اسکر<sup>۳</sup>، نسبت راست‌نمایی<sup>۴</sup> و والد<sup>۵</sup> در جدول ۵ معنی‌دار شده‌اند که سیگنالی را به معنی نپذیرفتن الگوی لاجیت ترتیبی فعلی تخمین زده شده، نشان می‌دهد.

**جدول ۵. نتایج آزمون رگرسیون‌های موازی برای مدل لاجیت ترتیبی**

سطح معنی‌داری	آماره چی-دو	آماره
۰/۰۰۶	۲۹/۵۱	ولف گلد
۰/۰۳۵	۲۳/۵۶	برنت
۰/۰۱۶	۲۶/۳	اسکر
۰/۰۰۳	۳۱/۶۳	نسبت راست‌نمایی
۰/۰۳۳	۲۳/۷۷	والد

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به آن که نتایج آزمون‌های رگرسیون‌های موازی حاکی از نقض برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها در الگوی برآورد شده می‌باشد، لذا مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته برای بررسی عوامل مؤثر بر فراوانی تنوع‌غذایی برآورد گردید و نتایج آن در جدول ۶ ارائه گردیده است براساس جدول ۶ مقدار آماره کی دو نشان می‌دهد که کل رگرسیون معنادار می‌باشد. همچنین براساس  $Pseudo R^2$  محاسبه شده که برابر با ۳۹٪ است و برای مدل‌های گسسته مانند لاجیت ترتیبی مقدار مناسبی است و می‌توان گفت که الگوی لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته از سطح بالایی از نیکویی برازش برخوردار بوده و متغیرهای مستقل الگو، میزان بالایی از تغییرات احتساب خانوار را در سطوح مختلف فراوانی تنوع‌غذایی را توضیح می‌دهند. در این الگو، گروه سوم (گروه با تنوع‌غذایی بالا) به‌عنوان گروه پایه در نظر گرفته شده است.

براساس اطلاعات جدول ۶، ضریب تخمینی سن سرپرست خانوار منفی و در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط در سطح ۱۰٪ معنی‌دار و در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین معنی‌دار نشده است. این امر بیان‌گر این است که با افزایش سن سرپرست خانوار، احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا قرار گیرند کاهش می‌یابد. متغیر جنسیت در دو گروه

1- Wolfe Gould

2- Brant

3- Score

4- Likelihood ratio

5- Wald

خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط مثبت و به ترتیب در سطح پنج و ده درصد معنادار شده است و نشان‌دهنده این است که اگر سرپرست خانوار مرد باشد، احتمال این که خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا قرار گیرند، افزایش می‌یابد. ضریب برآوردی مثبت و معنادار تحصیلات در سطح پنج درصد نشان می‌دهد که با افزایش تحصیلات احتمال این که خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا قرار گیرند افزایش می‌یابد. این نتیجه همسو با مطالعه عبدالله و همکاران (Abdullah and et al, 2017) است. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که سن، جنسیت و تحصیلات از عوامل مهمی هستند که بر ناامنی غذایی خانوار تأثیرگذار است. ضریب برآوردی مسکن مثبت و در گروه یک و گروه دو به ترتیب در سطح پنج درصد و یک درصد معنادار است و نشان‌دهنده این حقیقت است که اگر مسکن خانوار شخصی باشد، احتمال قرارگرفتن خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا افزایش می‌یابد. ضریب تخمینی متغیر تعداد افراد خانوار در خانوارهای با تنوع غذایی پایین مثبت و معنادار نمی‌باشد ولی در گروه خانوارهای با تنوع غذایی متوسط منفی و معنادار گردیده است. این امر بیان‌گر این مطلب است که با افزایش تعداد خانوار، احتمال این که خانوارهای با تنوع غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا قرار گیرند کاهش می‌یابد. ضریب متغیر درآمد ماهیانه خانوار در گروه یک مثبت و بی‌معنی بوده، ولی در گروه دوم مثبت و معنادار شده است. ضریب مثبت این متغیر در گروه دو نشان می‌دهد که با افزایش درآمد ماهیانه خانوار، احتمال قرارگیری خانوارهای با تنوع غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا افزایش می‌یابد. ضریب تخمینی دسترسی به بازار در هر دو گروه اول و دوم در سطح ۱۰٪ معنادار و مثبت است و نشان می‌دهد که اگر خانوار دسترسی به بازار داشته باشد احتمال این که خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌یابد. متغیر شاخص تورم مواد غذایی در دو گروه خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط منفی و در سطح یک درصد معنادار شده است و نشان‌دهنده این است که با افزایش شاخص تورم مواد غذایی، احتمال این که خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا قرار گیرند، کاهش می‌یابد. این نتایج با مطالعات احمد و همکاران (Ahmed and et al, 2017) مطابقت دارد. مطالعه وی نشان داد که متغیرهای اندازه خانواده، درآمد ماهیانه، قیمت مواد غذایی و دسترسی به بازار از عوامل اصلی تأثیرگذار بر وضعیت امنیت غذایی خانوارهای روستایی است. ضریب برآوردی متغیر هزینه ماهیانه غذا در خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط مثبت و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب مثبت این متغیر نشان می‌دهد که در خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط، با افزایش هزینه ماهیانه غذا احتمال این که خانوار در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر قدرت خرید خانوار در گروه دوم از نظر آماری بی‌معنی شده است ولی در گروه یک مثبت و در سطح پنج درصد معنادار گردیده است. به عبارت دیگر، با افزایش قدرت خرید خانوار احتمال قرار گرفتن خانوارهای با تنوع غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع غذایی بالا افزایش می‌یابد ولی بر خانوارهای گروه دوم از نظر آماری اثر معنی‌داری ندارد. ضرایب تخمینی متغیرهای آگاهی و کمک‌های غذایی در گروه دوم به ترتیب در سطح ۱۰ و پنج درصد

معنی‌دار شده است و بیان‌گر این حقیقت است که با افزایش آگاهی و کمک‌های غذایی احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا قرار گیرند افزایش می‌یابد. ضریب برآوردی متغیر فاصله تا مراکز خرید فقط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین منفی و معنادار گردیده است. به عبارت دیگر، با افزایش فاصله تا مراکز خرید احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا قرار گیرند کاهش می‌یابد.

جدول ۶. نتایج حاصل از تخمین مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته

متغیر	گروه ۱ (خانوار با تنوع غذایی پایین)		گروه ۲ (خانوار با تنوع غذایی متوسط)		گروه ۳ (خانوار با تنوع غذایی بالا)
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	
سن	-۰/۰۱۸ <sup>ns</sup>	۰/۲۳۶	-۰/۰۵۱*	۰/۰۵۹	
جنسیت	۰/۸۹**	۰/۰۴۸	۲/۹۷*	۰/۰۹۳	
تحصیلات	۰/۰۸۸**	۰/۰۳۶	۰/۱۷۵**	۰/۰۱	
وضعیت مسکن	۰/۶۱۴**	۰/۰۴	۱/۹۸***	۰/۰۰۷	
تعداد افراد خانوار	۰/۱۴۶ <sup>ns</sup>	۰/۱۴۵	-۰/۳۵۳**	۰/۰۴۲	
درآمد ماهیانه خانوار	۰/۱۷۶ <sup>ns</sup>	۰/۵۱	۲/۱۱۱***	۰/۰۰۰	
هزینه ماهیانه غذا	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۰	گروه پایه
شاخص قدرت خرید خانوار	۰/۷۱۷**	۰/۰۰۳	-۰/۶۲۵ <sup>ns</sup>	۰/۱۴	
شاخص آگاهی	۰/۳۵۹ <sup>ns</sup>	۰/۱۴۹	۰/۸۳۸*	۰/۰۵۲	
دسترسی به بازار	۰/۵۴۶*	۰/۰۶۱	۱/۲۶۵*	۰/۰۷	
کمک‌های غذایی	۰/۶۲۲ <sup>ns</sup>	۰/۱۴	۱/۸۳۳**	۱/۰۲۵	
فاصله تا مراکز خرید	-۰/۰۰۱**	۰/۰۴۲	۰/۰۰۰۹ <sup>ns</sup>	۰/۳۵۴	
شاخص تورم مواد غذایی	-۰/۵۲۸***	۰/۰۰۰	-۰/۹۳۱***	۰/۰۰۰	
عرض از مبدأ	-۵/۳۲۶***	۰/۰۰۱	-۱۰/۷۵***	۰/۰۰۱	
LRchi2(26)= 305.1 Prob>chi2= 0.000		Log likelihood= -236.64		Pseudo R <sup>2</sup> = 0.39	

منبع: یافته‌های تحقیق. \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد و <sup>ns</sup> عدم معناداری را نشان می‌دهد.

با توجه به عدم امکان تفسیر کمی مقادیر ضرایب جدول ۶، اثرات نهایی متغیرهای مستقل برای هر یک از گروه‌های مختلف خانوارها مورد محاسبه قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده است. به‌طور کلی می‌توان گفت اثرات نهایی، میزان تغییر در احتمالات پیش‌بینی‌شده برای میزان تنوع‌غذایی خانوار را به ازای یک واحد تغییر در یک متغیر خاص توضیحی را بیان می‌نماید. در مورد متغیرهای مجازی، اثر نهایی، تغییر در احتمالات پیش‌بینی‌شده را بر این مبنا که آیا خانوار در وضعیت مورد نظر قرار دارد یا خیر، نشان می‌دهد. تنها اثر نهایی متغیرهایی که معنادار می‌باشند توضیح داده می‌شود. براساس اطلاعات جدول ۷، علامت اثر نهایی متغیر جنسیت در گروه اول منفی و در گروه دوم و سوم مثبت می‌باشد. بیش‌ترین اثر نهایی مثبت متعلق به گروه دوم یعنی خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط

است و با افزایش یک واحد این متغیر (رفتن از صفر به یک) و ثابت نگه داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح متوسط تنوع غذایی به میزان ۰/۱۸۶ افزایش می یابد. اثرنهایی تحصیلات سرپرست خانوار در گروه اول منفی و در گروه دوم و سوم مثبت می باشد. یعنی با افزایش یک سال تحصیلات سرپرست خانوار و با ثابت ماندن سایر متغیرها، احتمال افزایش خانوارهایی که دارای تنوع غذایی پایین هستند به میزان ۰/۰۲۲ کاهش ولی در گروه دوم و سوم احتمال افزایش خانوارهایی که دارای تنوع غذایی متوسط و بالا هستند به ترتیب به میزان ۰/۰۱۹ و ۰/۰۰۲ افزایش می یابد. علامت اثرنهایی متغیر وضعیت مسکن در گروه اول منفی و در گروه دوم و سوم مثبت است. بیشترین اثرنهایی مثبت متعلق به گروه دوم یعنی خانوارهای با تنوع غذایی متوسط است و با افزایش یک واحد این متغیر و ثابت نگه داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی متوسط به میزان ۰/۱۳ افزایش می یابد و با افزایش یک واحد این متغیر و ثابت نگه داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح پایین تنوع غذایی به میزان ۰/۱۵ کاهش می یابد. اثرنهایی متغیر درآمد ماهیانه خانوار تنها برای گروه سوم معنادار است و علامت آن مثبت می باشد، یعنی با افزایش یک واحد درآمد ماهیانه خانوار و با ثابت ماندن سایر متغیرها، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی بالا به میزان ۰/۰۲۴ افزایش می یابد. اثر نهایی هزینه ماهیانه غذا در گروه اول منفی و در گروه دوم و سوم مثبت می باشد. به عبارت دیگر، افزایش یک واحد هزینه ماهیانه غذا، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی پایین را به میزان ۰/۰۰۰۸ کاهش و احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی متوسط و بالا را به ترتیب به میزان ۰/۰۰۰۷ و ۰/۰۰۰۰۶ افزایش می دهد. شاخص قدرت خرید خانوار برای گروه اول منفی و برای گروه دوم مثبت است. با افزایش یک واحدی این شاخص و ثابت ماندن سایر شرایط، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی متوسط به میزان ۰/۱۸۶ افزایش می یابد و احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی پایین را به میزان ۰/۱۷۸ کاهش می دهد. اثرنهایی دسترسی به بازار تنها برای گروه اول و دوم معنادار است و علامت آن برای گروه اول منفی و برای گروه دوم مثبت می باشد. با افزایش یک واحد این متغیر (رفتن از صفر به یک) و ثابت نگه داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح پایین تنوع غذایی به میزان ۰/۱۳۴ کاهش و احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح متوسط تنوع غذایی به میزان ۰/۱۲۱ افزایش می یابد. اثرنهایی متغیر فاصله تا مراکز خرید در گروه اول مثبت و در گروه دوم منفی است. این امر حاکی از آن است که افزایش یک واحدی فاصله تا مراکز، افزایش خانوارهای با تنوع غذایی پایین و متوسط را به میزان ۰/۰۰۰۲ به ترتیب افزایش و کاهش می دهد. علامت اثر نهایی متغیر شاخص تورم مواد غذایی برای گروه اول مثبت و برای گروه دوم و سوم منفی می باشد. بیشترین اثر نهایی منفی متعلق به گروه دوم است. یعنی با افزایش یک واحدی شاخص تورم مواد غذایی و ثابت ماندن سایر شرایط، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی متوسط را به میزان ۰/۱۲ کاهش می یابد. همچنین افزایش یک واحدی شاخص تورم مواد غذایی و ثابت ماندن سایر شرایط، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع غذایی پایین را به میزان ۰/۱۳۱ افزایش می دهد.

## جدول ۷. اثرات نهایی محاسبه شده برای گروه‌های مختلف خانوارها از نظر میزان تنوع غذایی

متغیر	اثر نهایی گروه ۱ (خانوار با تنوع غذایی پایین)	اثر نهایی گروه ۲ (خانوار با تنوع غذایی متوسط)	اثر نهایی گروه ۳ (خانوار با تنوع غذایی بالا)
سن	۰/۰۰۴۶ <sup>ns</sup>	-۰/۰۰۴ <sup>ns</sup>	-۰/۰۰۰۶ <sup>ns</sup>
جنسیت	-۰/۲۲۱۷ <sup>**</sup>	۰/۱۸۶۵ <sup>*</sup>	۰/۰۳۵۱ <sup>**</sup>
تحصیلات	-۰/۰۲۲ <sup>**</sup>	۰/۰۱۹۹ <sup>*</sup>	۰/۰۰۲ <sup>*</sup>
وضعیت مسکن	-۰/۱۵۰۳ <sup>**</sup>	۰/۱۳۰۶ <sup>*</sup>	۰/۰۱۹۷ <sup>*</sup>
تعداد افراد خانوار	-۰/۰۳۶۳ <sup>ns</sup>	۰/۰۴۰۵ <sup>ns</sup>	-۰/۰۰۴۱ <sup>ns</sup>
درآمد ماهیانه خانوار	-۰/۰۴۳۹ <sup>ns</sup>	۰/۰۱۹ <sup>ns</sup>	۰/۰۲۴۹ <sup>*</sup>
هزینه ماهیانه غذا	-۰/۰۰۰۸ <sup>***</sup>	۰/۰۰۰۷ <sup>***</sup>	۰/۰۰۰۰۶ <sup>**</sup>
شاخص قدرت خرید خانوار	-۰/۱۷۸۶ <sup>***</sup>	۰/۱۸۶ <sup>***</sup>	-۰/۰۰۷۳ <sup>ns</sup>
شاخص آگاهی	-۰/۰۸۹۵ <sup>ns</sup>	۰/۰۷۹۶ <sup>ns</sup>	۰/۰۰۹۹ <sup>ns</sup>
دسترسی به بازار	-۰/۱۳۴۲ <sup>*</sup>	۰/۱۲۱۲ <sup>*</sup>	۰/۰۱۳ <sup>ns</sup>
کمک‌های غذایی	-۰/۱۵۴۳ <sup>ns</sup>	۰/۱۱۴ <sup>ns</sup>	۰/۰۴۰۳ <sup>ns</sup>
فاصله تا مراکز خرید	۰/۰۰۰۲ <sup>**</sup>	-۰/۰۰۰۲ <sup>**</sup>	۰/۰۰۰۰۱ <sup>ns</sup>
شاخص تورم مواد غذایی	۰/۱۳۱۴ <sup>***</sup>	-۰/۱۲۰۴ <sup>***</sup>	-۰/۰۱۱ <sup>**</sup>

منبع: یافته‌های تحقیق. \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد و ns عدم معناداری را نشان می‌دهد.

## ۵) نتیجه‌گیری

در این تحقیق به اندازه‌گیری میزان امنیت غذایی با رویکرد تنوع غذایی و بررسی سهم عوامل اقتصادی بر تنوع غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان رضوی پرداخته شد. جهت اندازه‌گیری تنوع غذایی از شاخص فراوانی تنوع غذایی استفاده شد. تفاوت حداقل و حداکثر اندازه عددی شاخص نشان داد که در نمونه مورد بررسی اختلاف زیادی در تنوع غذایی وجود دارد. براساس میانگین شاخص خانوارها در سطح پایین تنوع غذایی قرار دارند. با توجه به شاخص محاسبه شده، ۵۱/۲۵٪ خانوارها در سطح پایین تنوع غذایی (فراوانی مصرف) قرار دارند. ۳۶٪ و ۱۲/۷۵٪ خانوارها به ترتیب در سطح متوسط و بالایی از تنوع غذایی (فراوانی مصرف) می‌باشند. جهت بررسی عوامل مؤثر بر فراوانی تنوع غذایی، ابتدا مدل لاجیت ترتیبی برآورد گردید و با توجه به نقض فرض رگرسیون‌های موازی در این مدل، نهایتاً از مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته بهره گرفته شد. بررسی ضرایب این مدل نشان داد که افزایش متغیرهای جنسیت، تحصیلات، وضعیت مسکن، هزینه ماهیانه غذا، شاخص قدرت خرید خانوار و دسترسی به بازار احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌دهد و افزایش متغیرهای فاصله تا مراکز خرید و تورم مواد غذایی احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرد کاهش می‌دهد. همچنین افزایش متغیرهای جنسیت، تحصیلات، وضعیت مسکن، درآمد ماهیانه، هزینه ماهیانه غذا، شاخص آگاهی، دسترسی به بازار و کمک‌های غذایی احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی متوسط در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌دهد و افزایش متغیرهای سن، تعداد افراد

خانوار و تورم مواد غذایی احتمال این که خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی متوسط در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع غذایی بالا قرار گیرد کاهش می دهد. با توجه به نتایج به دست آمده از این تحقیق می توان پیشنهادی زیر را ارائه نمود:

شاخص تورم مواد غذایی از مهم ترین عامل های مؤثر بر وضعیت امنیت غذایی است و افزایش ناگهانی در قیمت برخی کالاهای پایه ای می تواند منجر به ناامنی غذایی به ویژه در خانوارهای روستایی با درآمد نزدیک به خط فقر شود، بنابراین سیاست های دولت باید در جهت ثبات قیمت مواد غذایی باشد.

آگاهی تغذیه ای یکی از عوامل مهم در انتخاب برنامه غذایی و شکل گیری الگوی غذایی است. کمبود آگاهی به هر علت و سببی که باشد، منجر به انتخاب غلط مواد غذایی و کمبود یا عدم استفاده از برخی مواد غذایی دیگر شود. لذا آگاه کردن جامعه نسبت به تنوع غذایی و تأثیری که در سلامت انسان و پیشگیری از انواع بیماری ها دارند، مؤثر خواهد بود.

بر اساس نتایج، خانوارهای روستایی دارای سرپرست زن از تنوع غذایی پایینی برخوردارند، از آنجا که یکی از مشکلات مهم خانواده های سرپرست زن، مشکلات اقتصادی و نداشتن شغل است، فراهم کردن زمینه ای مناسب برای اشتغال زنان سرپرست خانوار و ارائه تسهیلات از جمله اعتبارات خرد برای راه اندازی و توسعه مشاغل خانگی می تواند وضعیت اقتصادی و سطح امنیت غذایی آن ها را بهبود ببخشد. بر طبق یافته های تحقیق، وضعیت مسکن خانوارها بر تنوع غذایی تأثیرگذار است، پرداخت وام های مسکن با حداقل نرخ بهره ممکن به خانوارهای روستایی که از تملک مسکن برخوردار نیستند، می تواند گامی در جهت بهبود امنیت غذایی آن ها باشد.

## ۶ منابع

- باقرزاده آذر، فاطمه، رضا رنجپور و زهرا کریمی تکانلو، (۱۳۹۶)، برآورد سطح امنیت غذایی کشور با شاخص نوین امنیت غذایی جهانی، مجله تحقیقات نظام سلامت، دوره ۱۳، شماره ۲، صص ۲۳۶-۲۴۳.
- رضوانی، محمدرضا. و سنایی مقدم، سروش. (۱۳۹۸). نقش پیوندهای روستایی - شهری در امنیت غذایی خانوارهای روستایی مورد: دهستان دهدشت شرقی، شهرستان دهدشت. فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال هشتم، شماره اول، صص ۳۹-۶۴.
- زراعت کیش، یعقوب. و ژیلا کمالی، (۱۳۹۵)، بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در خانوارهای کشاورز روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد. علوم غذایی و تغذیه، دوره ۱۴، شماره ۲، صص ۸۶-۷۷.
- سبحانی فرد، یاسر، (۱۳۹۷)، تحلیل آماری پیشرفته، چاپ اول انتشارات دانشگاه امام صادق، تهران. صص ۳۸۵.
- شاهنوشی، ناصر، علی فیروززاد، میترا ژاله رجبی، محمود دانشور و سیاوش دهقانیان، (۱۳۹۰)، کاربرد الگوی لاجیت ترتیبی در بررسی عوامل مؤثر بر ضایعات نان (مطالعه موردی مشهد). مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۶، شماره ۳، صص ۱۱۱-۱۳۲.
- شیرانی بیدآبادی، فرهاد و سینا احمدی کلیجی، (۱۳۹۲)، کاربرد شاخص تنوع غذایی در بررسی وضعیت امنیت غذایی مناطق روستایی ایران. فصلنامه روستا و توسعه، دوره ۱۶، شماره ۲، صص ۲۵-۴۳.

- قدیری معصوم، مجتبی، مهدی چراغی و محمدرضا رضوانی، (۱۳۹۴). اثرات روابط اقتصادی شهر و روستا بر امنیت غذایی خانوارهای روستایی مورد: شهرستان زنجان. فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، دوره ۴، شماره ۱۴، صص ۶۹-۸۵.
- مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، برآورد خط فقر ۶ ماهه نخست سال ۱۳۹۷. مطالعات اقتصادی.
- مرکز ملی آمار ایران، ۱۳۹۵. سرشماری عمومی نفوس و مسکن.
- نصرتی، شهرزاد، باباله حیاتی، اسماعیل پیش‌بهار و رسول محمدرضایی، (۱۳۹۲). تحلیل عوامل مؤثر بر رفتار مصرفی گوشت ماهی در بین خانوارهای شهرستان تبریز، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، دوره ۲۷، شماره ۳، صص ۲۳۰-۲۴۱.
- هاشمی‌تبار، محمود، احمد اکبری و مهسا درینی، (۱۳۹۷). تحلیل عوامل مؤثر بر امنیت غذایی نواحی روستایی استان کرمان. فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال هفتم، شماره دوم، صص ۱-۱۸.
- Abdullah, D. Z., Zhou, D., Tariq, S., Sajjad, A., Waqar, A., Izhar, U. D. and Aasir, I. (2017). **Factors affecting household food security in rural northern hinterland of Pakistan**. Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences, Vol. 18, No 2, PP. 201-210.
- Ahmed, U.L., Ying, L., Bashir, M. K., Abid, M. and Zulfiquar, F. (2017). **Status and determinants of small farming households' food security and role of market access in enhancing food security in rural Pakistan**. Public Library of Science One, Vol. 12, No 10, PP. 1-15.
- Calogero, C., Alberto, Z., and Raka, B. (2013). **Towards better measurement of household food security: Harmonizing indicators and the role of household surveys**. Global Food Security, Vol. 2, No 1, PP. 30-40.
- Campbell, C. Katamay, S and Connolly, C. (1988). **The role of nutrition Professionals in the hunger debate**. Journal of Canadian Dietetic Association, vol. 49, No 4, PP. 230-235.
- Cohen, B.E. and Burt, M.R. (1989). **Eliminating hunger: Food security policy for the 1990s**, The urban Institute, Washington DC. 63P.
- Debdulal, M. (2008). **Marginal and interaction effects in ordered response models**. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/13325/>.
- Food and Agriculture Organization of United Nation (FAO). (2001). **State of Food Insecurity in the World (SOFI), Food and Agriculture Organization of United Nation**, Rome, Italy.
- Food and Agriculture Organization of United Nation (FAO). (2010). **The State of Food Insecurity in the World: Addressing food insecurity in protracted crisis**. Food and Agricultural organization of the United Nations, Rome.
- Ganapathy, S., Duffy, S.B. and Getz, C. (2005). **A Framework for Understanding Food Insecurity**. Springer International Publishing, 256P.
- Green, W.H. (2003). **Econometric Analysis**. 2<sup>nd</sup> ed. Macmillan Press. New York. 802P.
- Hoddinot, J. (1999). **Choosing outcome indicators of household food security**, 7<sup>nd</sup> ed. International food policy research institute, Washington DC. 29P.
- Hooshmand, S. and Udipi, S. A. (2013). **Dietary diversity and nutritional status of urban primary school children from Iran and India**. Journal of Nutrition and Disorders Therapy, Online at <http://S12; 001, doi:10.4172/ 2161-0509.S12-001>.

- Maharjan, K. L. and Chhetri, A. K. (2006). **Household Food Security in Rural Areas of Nepal: Relationship between socio-economic characteristics and food security status.** Proceedings of the International Association of Agricultural Economist's Conference, August 12-26, Australia.
- Nithya, D.J. and Bhavani, R.V. (2018). **Dietary diversity and its relationship with nutritional status among adolescents and adults in rural India.** Journal of Biosocial Science, Vol. 50, NO 3, PP. 397-413.
- Nithya, D.J. and Bhavani, R.V. (2018). **Factors which may limit the value of dietary diversity and its association with nutritional outcomes in preschool children in high burden districts of India.** *Asia Pac J Clin Nutr*, VOL. 27, No 2, PP. 413-420.
- Primrose, Z. N., Melusi, S. and Lovemure, M. (2018). **Household Food Security Status and Its Determinants in Maphumulo Local Municipality, South Africa.** Journal of Sustainability, Vol. 10, No 9, PP. 1-23.
- Sen, A. (1981). **Poverty and Famine: An Essay on Entitlements and Deprivation.** Oxford University Press, New York. 257 P.
- Sinyolo, S., Mudhara, M. and Wale, E. (2014). **Water security and rural household food security: empirical evidence from the Mzinyathi district in South Africa.** *Journal of Food Security*, Vol. 6, No 4, PP. 483-499.
- Williams, R. (2006). **Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables.** *The Stata Journal*, Vol. 6, No 1, PP. 58- 82.