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 تنوع‌غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان‌رضوی

ملیحه شیبانی؛ دانش‌آموخته گروه اقتصادکشاورزی، دانشگاه تربت‌حیدریه، تربت‌حیدریه، ایران.
فاطمه رستگاری‌پور*؛ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربت حیدریه، تربت حیدریه، ایران.
تکتم محتشمی؛ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربت‌حیدریه، تربت‌حیدریه، ایران

دریافت مقاله: ۱۳۹۸/۱۱/۰۸ پذیرش نهایی: ۱۳۹۹/۰۶/۱۳

چکیده

بررسی وضعیت امنیت غذایی جامعه و شناسایی عوامل مؤثر برآن به‌ویژه در مناطق روستایی، اهمیت بسزایی دارد. تحقیق حاضر باهدف تحلیل وضعیت امنیت غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان‌رضوی انجام گرفت. برای این منظور از شاخص فراوانی تنوع‌غذایی برای بررسی امنیت غذایی استفاده شد و سپس عوامل مؤثر بر امنیت غذایی با بهره‌گیری از شاخص ذکر شده و مدل لاجیت ترتیبی تعیین شد. جامعهٔ آماری تحقیق شامل کلیه خانوارهای روستایی استان خراسان‌رضوی در سال ۱۳۹۸ است که با استفاده از فرمول کوکران ۴۰۰ خانوار براساس روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب و داده‌های موردنیاز از طریق مصاحبه و تکمیل پرسشنامه استخراج گردید. نتایج تحقیق نشان داد که میانگین شاخص فراوانی تنوع‌غذایی در منطقه برابر ۵۶/۳۵ و خانوارها از نظر فراوانی مصرف گروه‌های غذایی در سطح پایین تنوع‌غذایی 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 تنوع‌غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌دهد و افزایش متغیرهای فاصله تا مراکزخرید و تورم موادغذایی احتمال این‌که خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی بالا قرار گیرد کاهش می‌دهد.

واژگان کلیدی: سکونتگاه‌های روستایی،تنوع غذایی، امنیت غذایی، خانوارهای روستایی، خراسان رضوی.

*f.rastegaripour@torbath.ac.ir

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

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 شاخص-های 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 درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه در نقاط روستایی زندگی می‌کنند، بهبود و ارتقای سطح امنیت غذایی خانوارهای روستایی یک هدف بسیار مهم در کشورهای درحال‌توسعه 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 مقایسهٔ 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 نشان دهندهٔ 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:

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

- آیا با استفاده از شاخص فراوانی تنوع‌غذایی، امنیت غذایی در بین خانوارهای روستایی منطقه وجود دارد؟
- چه عوامل اقتصادی و اجتماعی بر فراوانی تنوع‌غذایی 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 ارائه‌شده 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 گاناپتی و همکاران (Ganapathy and et al, 2005) و ماهارجان و چهتری (Maharjan and Chehtri, 2006) اشاره کرد. با این‌حال 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[1] دسترسی به غذا[2]و زندگی سالم و فعال[3]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 موردمطالعه 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 موردبررسی، از یک روند افزایشی همراه با نوساناتی برخوردار بود و بیش‌ترین آن در سال ۱۳۸۹ با ۷۱/۶ ٪ گزارش شده است. زراعت‌کیش و کمالی

[1]- Enough or Available Food
[2]- Accessibility
[3]- Active and Healthy Life

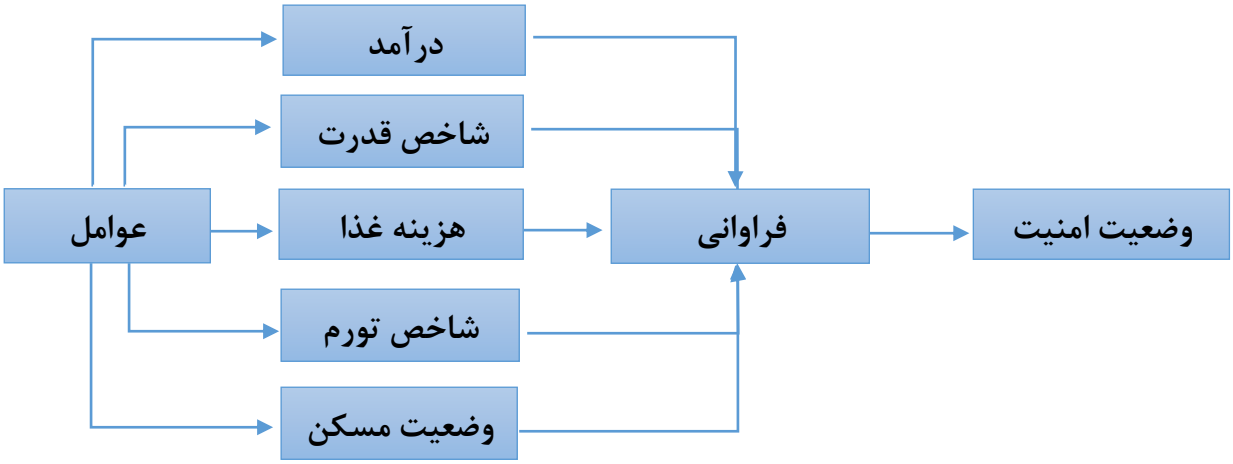
[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

(۱۳۹۵) عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در خانوارهای کشاورز روستایی استان کهکیلویه 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، ۴۳/۱درصد دارای ناامنی غذایی بدون گرسنگی، ۱۵/۵۲درصد 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 مطالعهٔ نیتیا و بهاوانی (Nithya and Bhavani, 2018) اشاره کرد که به بررسی تنوع‌غذایی و ارتباط آن با وضعیت تغذیه‌ای نوجوانان و بزرگسالان در هندوستان پرداختند. در این مطالعه نسبت کفایت موادغذایی و میانگین نسبت کفایت سه شاخص تنوع‌غذایی و ارتباط آن‌ها با وضعیت تغذیه نوجوانان و بزرگسالان در دو منطقه واردها[1] و کوراپوت[2] موردبررسی 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 تنوع‌غذایی شمارش گروه‌های غذایی، بری و فراوانی موادغذایی به‌ترتیب 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 لاجیت 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 لاجیت 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 موادغذایی، 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 تنوع‌غذایی و امنیت غذایی در سطح خرد و کلان استفاده کرده‌اند. نتایج اکثر مطالعات نشان می‌دهد که به علت وجود

[1]-Wardha
[2]- Koraput

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

نابرابری‌های درآمد و ثروت، امکان دسترسی پایدار به امنیت غذایی برای تمام افراد جامعه وجود ندارد و هرچه سطح فقر روستایی افزایش یابد به‌تدریج 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 تنوع‌غذایی پرداخته‌شده است، به نوعی که امنیت غذایی خانوارهای روستایی با استفاده از شاخص فراوانی موادغذایی 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 خراسان‌رضوی صورت نگرفته است و این کار به لحاظ متفاوت بودن و جدید بودن نسبت به مطالعات صورت‌گرفته، حائز اهمیت می‌باشد. مدل مفهومی مطالعه در شکل ۱ ارائه‌شده است.



شکل۱. مدل مفهومی پژوهش

۳)روش تحقیق

جامعه آماری این تحقیق، خانوارهای روستایی استان خراسان‌رضوی 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 (سبحانی‌فرد، ۱۳۹۷) و مشخص گردید که تعداد ۴۰۰ خانوار برای پاسخ‌گویی به پرسش‌های طرح شده لازم می‌باشند.

$$n=\frac{\frac{z^2pqA}{d^2}}{1+\frac{1}{N}\left[\frac{z^2pqA}{d^2}-1\right]} \qquad (۱)$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

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

ابزار اصلی گردآوری اطلاعات، پرسشنامه می‌باشد و ارزیابی وضعیت تنوع‌غذایی خانوارها به‌وسیله 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 بله 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 تنوع‌غذایی 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 موادغذایی مصرفی

با توجه به زیاد بودن نوع موادغذایی 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 موادغذایی

از شاخص‌های مختلفی می‌توان برای محاسبه و اندازه‌گیری امنیت‌غذایی استفاده نمود که از آن جمله می‌توان به شاخص فراوانی تنوع‌غذایی اشاره کرد. **در این شاخص** نمرات غذا با استفاده از اندازه‌گیری‌های فراوانی موادغذایی 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 تنوع‌غذایی خانوار، نمرات مصرف هر خانوار برای گروه‌های غذایی جمع می‌شود، نمرات تنوع‌غذایی از یک تا ۹۸ متغیر است، یعنی اگر تمام ۱۴ گروه غذا روزانه مصرف شود، حداکثر نمره ۹۸ می‌باشد. سطوح تنوع‌غذایی بر اساس

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

مقادیر شاخص فراوانی تنوع‌غذایی درجدول ۱ نشان داده شده است (Nithya and Bhavani, 2018).

جدول۱. طبقه‌بندی سطوح تنوع‌غذایی براساس شاخص فراوانی تنوع‌غذایی

سطح تنوع‌غذایی	دامنه فراوانی تنوع‌غذایی
تنوع‌غذایی پایین	[۱ ,۶۰)
تنوع‌غذایی متوسط	[۶۰ ,۶۹/۵]
تنوع‌غذایی 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 تنوع‌غذایی خانوارها، در این تحقیق از مدل لاجیت ترتیبی استفاده شده است (نصرتی و همکاران، ۱۳۹۲).

الگوی لاجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر پنهان پیوسته[1] است که به منظور تعیین تأثیر متغیرهای توضیحی بر تنوع‌غذایی و همچنین نحوه تأثیر هر متغیر بر احتمال قرار گرفتن هر خانوار در سه گروه (تنوع‌غذایی پایین، تنوع‌غذایی متوسط و تنوع‌غذایی بالا) مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل به‌صورت زیر مشخص می‌شود (Green, 2003):

$$y_i^* = \acute{\beta} X_i + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

که در آن y_i^* متغیر پیوسته‌ی میزان تنوع‌غذایی خانوار، $\acute{\beta}$ بردار پارامترهایی است که بایستی برآورد شوند و X_i بردار K×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. ε_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 تنوع‌غذایی خانوار i می‌باشد، ارتباط میان متغیر غیرقابل مشاهده و متغیر قابل مشاهده، از الگوی لاجیت ترتیبی به صورت ذیل به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} y_i = 1 \quad &\text{اگر} \quad -\infty \le y_i^* \le \mu_1 \quad , \quad i = 1, \dots\dots, n \\ y_i = 2 \quad &\text{اگر} \quad \mu_1 < y_i^* \le \mu_2 \quad , \quad i = 1, \dots\dots, n \\ y_i = 3 \quad &\text{اگر} \quad \mu_2 < y_i^* \le \mu_3 \quad , \quad i = 1, \dots\dots, n \\ y_i = J \quad &\text{اگر} \quad \mu_{J-1} < y_i^* \le +\infty \quad , \quad i = 1, \dots\dots, n \end{aligned} \qquad (۳)$$

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

[1]- unobserved latent variable

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

که درآن، μها آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده شدهٔ گسسته y_iها را تعریف می‌کنند و بایستی برآورد شوند و n، اندازه نمونهٔ موردبررسی می‌باشد. مدل فوق با استفاده از روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود و احتمال اینکه $y_i = J$ باشد، با استفاده از رابطهٔ (۴) به دست می‌آید:

$$Pr(y_i = J) = \Pr(y_i^* \geq \mu_{J-1}) = \Pr(\varepsilon_i \geq \mu_{J-1} - \acute{\beta} X_i) = F(\acute{\beta} X_i - \mu_{J-1}) \qquad (۴)$$

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

$$log\left[\frac{y_j(X_i)}{1 - y_j(X_i)}\right] = \mu_j - [\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \cdots + \beta_k x_{ki}] \qquad (۵)$$
$$j = 1,2,3,\dots,J \;\; ; \;\; i = 1,\dots,n$$

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

$$y_j(X_i) = y(\mu_j - \acute{\beta} X_i) = P(Y_i \leq j | X_i) \qquad (۶)$$

β، بردار ستونی پارامترها $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ و X_i بردار ستونی متغیرهای توضیحی می‌باشد. لازم به یادآوری است که μ_j تنها به احتمال طبقه پیش‌بینی وابسته است و به متغیرهای توضیحی بستگی ندارد. علاوه بر این، قسمت قطعی $\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \cdots + \beta_k x_{ki}$، بخش مستقل طبقه می‌باشد. این دو ویژگی، متضمن ترتیبی بودن گروه‌های پاسخ می‌باشند و نشان می‌دهند که نتایج، مجموعه‌ای از خطوط موازی[1] 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[2] 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 برآورد حداکثر راست‌نمایی که احتمال طبقه‌بندی صحیح را حداکثر می‌کند، به دست می‌آیند.

$$L(y|\beta; \mu_1, \mu_2, \mu_3, \dots, \mu_{j-1}) = \prod_{i=1}^{n} \prod_{j=0}^{J} [y(\mu_j - \acute{\beta} X_i) - y(\mu_{j-1} - \acute{\beta} X_i)]^{z_{ij}} \qquad (۷)$$

[1]- Parallel lines
[2]- Brant

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

که در آن z_{ij} یک متغیر دوتایی است که زمانی‌که 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 طبقهٔ j به صورت رابطه (۸) محاسبه می‌شود (دبدولال[1] ۲۰۰۸):

$$\frac{\partial P(y_i = j|X)}{\partial x_k}[\phi(\mu_{j-1} - \hat{\beta}X) - \phi(\mu_j - \hat{\beta}X)]\beta_k = [\phi_j(.) - \phi_{j-1}(.)]\beta_k \qquad (۸)$$

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

$$\Delta Prob(y = j|X) = Prob(y = j|X + \Delta X_k) - Prob(y = j|X) \qquad (۹)$$

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

$$P(Y_i > j) = g(X\beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)\}} \qquad (۱۰)$$

j=1,2,3,...M-1

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

$$P(Y_i = 1) = 1 - g(X_i\beta_j)$$
$$P(Y_i = j) = g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_j) \qquad (۱۱)$$

j=1,2,3,...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 گروه-های 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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

فرمول مدل‌های لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته و خطوط موازی یکسان می‌باشد، با این تفاوت که در مدل خطوط موازی، مقادیر β برای همه‌ی مقادیر j یکسان است. همچنین در مدل لاجیت ترتیبی (خطوط موازی) به‌جای αها، مقادیر آستانه وجود دارند که برابر منهای مقادیر α می‌باشند. از آنجایی که تنها مقادیر α میان مقادیر j 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:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Age + \beta_2 Gender + \beta_3 Education + \beta_4 Housing + \beta_5 Members + \beta_6 Income + \beta_7 Cost + \beta_8 Access + \beta_9 Food\ aids + \beta_{10} Distance + \beta_{11} Awareness + \beta_{12} Purchasing\ power + \beta_{13} Inflation + \varepsilon_i \quad (۱۹۹)$$

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 خریدخانوار و $Inflation$: شاخص تورم موادغذایی می‌باشد.

۴)یافته‌های تحقیق

در این پژوهش به‌منظور تست هم‌خطی بین متغیرها از آماره VIF[1] بهره گرفته شد. نتایج این آزمون در جدول۲ آمده است. با توجه به آن‌که میانگین عدد به دست آمده از شش کم‌تر است، بنابراین بین متغیرهای مدل هم‌خطی وجود ندارد.

[1] -Variance Inflation Factor

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

جدول ۲. نتایج هم‌خطی بین متغیرها

متغیر	VIF	1/VIF
شاخص آگاهی	۲/۱۴	۰/۴۶
درآمد ماهیانه خانوار	۱/۹	۰/۵۲
شاخص قدرت‌خرید خانوار	۱/۸۱	۰/۵۵
کمک‌های غذایی	۱/۵۸	۰/۶۳
هزینه ماهیانه غذا	۱/۴۵	۰/۶۸
تحصیلات	۱/۳۸	۰/۷۲
جنسیت	۱/۳۵	۰/۷۴
فاصله تا مراکز خرید	۱/۲۶	۰/۷۹
وضعیت مسکن	۱/۱۶	۰/۸۶
دسترسی به بازار	۱/۱۶	۰/۸۶
سن	۱/۱	۰/۹
تورم موادغذایی	۱/۰۹	۰/۹۱
تعداد افراد خانوار	۱/۰۶	۰/۹۴
میانگین	۱/۴۲	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول۳ نشان‌دهندۀ برآورد شاخص فراوانی تنوع‌غذایی در منطقه موردمطالعه می‌باشد. بیش‌ترین فراوانی شاخص فراوانی تنوع‌غذایی منطقه مربوط به سطح پایین تنوع‌غذایی است. همچنین کم‌ترین فراوانی شاخص مربوط به سطح بالای تنوع‌غذایی است. براساس نتایج جدول۳، میانگین شاخص فراوانی تنوع‌غذایی منطقه ۵۶/۳۵ است. برطبق میانگین این نتیجه حاصل می‌شود که تنوع‌غذایی به تبع آن امنیت غذایی در سطح پایین و نامطلوبی قراردارد. حداقل و حداکثر شاخص فراوانی تنوع‌غذایی منطقه برابر با ۲۵ و ۷۷/۵ است. تفاوت حداقل و حداکثر اندازه عددی این شاخص در نمونه مورد بررسی نشان-دهنده اختلاف زیاد تنوع‌غذایی و امنیت غذایی در نمونه مورد بررسی است. بر طبق میانگین شاخص فراوانی تنوع‌غذایی، خانوارهای روستایی شهرستان‌ها در سطح پایین و نامطلوب امنیت غذایی قرار دارند. بالاترین و پایین‌ترین تنوع‌غذایی براساس فراوانی تنوع‌غذایی به‌ترتیب متعلق به خانوارهای روستایی شهرستان‌های خواف و درگز است.

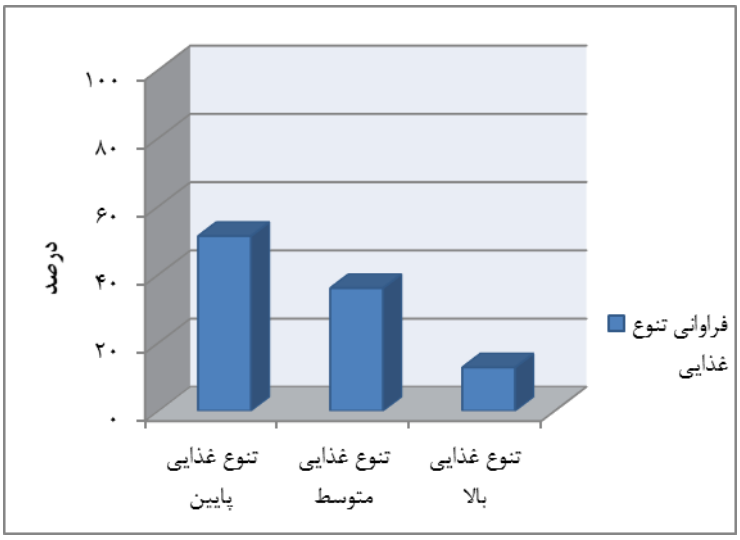
[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

جدول۳. توزیع فراوانی شاخص فراوانی تنوع‌غذایی در منطقه

منطقه	فراوانی تنوع‌غذایی خانوارها			میانگین	حداکثر	حداقل
	۱-۶۰(تنوع‌غذایی پایین)	۶۰/۵-۶۹ (تنوع‌غذایی متوسط)	۶۹/۹۸-۵ (تنوع‌غذایی 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
تربت جام	۵۰	۴۳	۱۷	۵۷/۴۵	۷۷/۵	۲۵
تربت حیدریه	۳۲	۲۱	۷	۵۵/۸	۷۷	۲۸
کل	۲۰۵	۱۴۴	۵۱	۵۶/۳۵	۷۷/۵	۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل۲. وضعیت تنوع‌غذایی براساس شاخص فراوانی تنوع‌غذایی در منطقه

وضعیت تنوع‌غذایی براساس شاخص فراوانی تنوع‌غذایی در شکل۲ ارائه شده است. بر طبق شکل۲، ۵۱٪/۲۵ خانوارها در وضعیت تنوع‌غذایی پایین، ۳۶٪ خانوارها در سطح تنوع‌غذایی متوسط و تنها ۱۲٪/۷۵ خانوارها در سطح بالای تنوع‌غذایی قرار دارند.

عوامل مؤثر بر شاخص فراوانی تنوع‌غذایی

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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

درآمد ماهیانه خانوار، هزینه ماهیانه غذا، شاخص قدرت خرید خانوار، شاخص آگاهی، دسترسی به بازار و کمک‌های غذایی در جهت مثبت بر سطح تنوع‌غذایی خانوار تأثیر می‌گذارند. به‌عبارت‌دیگر افزایش در سطح این متغیرهای مستقل این احتمال را که خانوار در سطوح بالاتری از تنوع‌غذایی قرارگیرد، افزایش می‌دهد. علاوه بر این، براساس اطلاعات جدول ۴ می‌توان اظهارنظر کرد که متغیرهای سن و شاخص تورم موادغذایی در جهت منفی بر سطح تنوع‌غذایی خانوار تأثیرگذار می‌باشند. به‌عبارت دیگر افزایش در سطوح این متغیرهای مستقل، به احتمال سطوح کم‌تری از تنوع‌غذایی خانوار منجر می‌شود.

جدول۴. 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	۰/۳۳ns	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 قدرت‌خرید 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	-۱/۱۳ns	۰/۲۵۹
شاخص تورم موادغذایی	-۰/۶۷	۰/۰۹۲	-۷/۲۵***	۰/۰۰۰
آستانه اول	۵/۴۳	۱/۳۳	*	
آستانه دوم	۸/۶۷۸	۱/۳۸۸	*	
Pseudo R^2= 0.35	Log likelihood= -252.45		LRchi2(13)= 273.47 Prob>chi2= 0.000	

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

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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

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 χ^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[1] برنت[2] اسکر[3] نسبت راست‌نمایی[4] و والد[5] در جدول ۵ معنی‌دار شده‌اند که سیگنالی را به معنی نپذیرفتن الگوی لاجیت ترتیبی فعلی تخمین زده شده، نشان می‌دهد.

جدول۵. نتایج آزمون رگرسیون‌های موازی برای مدل لاجیت ترتیبی

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

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به آن‌که 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 گرفته‌شده 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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط مثبت و به ترتیب در سطح پنج و ده درصد معنادار شده است و نشان‌دهندهٔ این است که اگر سرپرست خانوار مرد باشد، احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا قرار گیرند، افزایش می‌یابد. ضریب برآوردی مثبت و معنادار تحصیلات در سطح پنج درصد نشان می‌دهد که با افزایش تحصیلات احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی 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 تنوع‌غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا افزایش می‌یابد. ضریب تخمینی متغیر تعداد افراد خانوار در خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین مثبت و معنادار نمی‌باشد ولی در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط منفی و معنادار گردیده است. این امر بیان‌گر این مطلب است که با افزایش تعداد خانوار، احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی 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 تنوع‌غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی 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 این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌یابد. متغیر شاخص تورم موادغذایی در دو گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط منفی و در سطح یک درصد معنادار شده است و نشان‌دهنده این است که با افزایش شاخص تورم موادغذایی، احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی 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 موادغذایی و دسترسی به بازار از عوامل اصلی تأثیرگذار بر وضعیت امنیت غذایی خانوارهای روستایی است. ضریب برآوردی متغیر هزینه ماهیانه غذا در خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط مثبت و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. ضریب مثبت این متغیر نشان می‌دهد که در خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین و متوسط، با افزایش هزینه ماهیانه غذا احتمال این‌که خانوار در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر قدرت خرید خانوار در گروه دوم ازنظر آماری بی‌معنی شده است ولی در گروه یک مثبت و در سطح پنج درصد معنادار گردیده است. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش قدرت خرید خانوار احتمال قرار گرفتن خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا افزایش می‌یابد ولی بر خانوارهای گروه دوم ازنظر آماری اثر معنی‌داری ندارد. ضرایب تخمینی متغیرهای آگاهی و کمک‌های غذایی در گروه دوم به ترتیب در سطح ۱۰ و پنج درصد

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

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. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش فاصله تا مراکز خرید احتمال این‌که خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین در گروه خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا قرارگیرند کاهش می‌یابد.

جدول۶. نتایج حاصل از تخمین مدل لاجیت ترتیبی تعمیم‌یافته

	گروه ۱ (خانوار با تنوع غذایی پایین)		گروه ۲ (خانوار با تنوع غذایی متوسط)		گروه ۳ (خانوار با تنوع‌غذایی بالا)
متغیر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	
سن	-۰/۰۱۸^{ns}	۰/۲۳۶	-۰/۰۵۱*	۰/۰۵۹	گروه پایه
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^{ns}	۰/۱۴۵	-۰/۳۵۳**	۰/۰۴۲	
درآمد ماهیانه خانوار	۰/۱۷۶^{ns}	۰/۵۱	۲/۱۱۱***	۰/۰۰۰	
هزینه ماهیانه غذا	۰/۰۰۳***	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۰	
شاخص قدرت‌خرید خانوار	۰/۷۱۷**	۰/۰۰۳	-۰/۶۲۵^{ns}	۰/۱۴	
شاخص آگاهی	۰/۳۵۹^{ns}	۰/۱۴۹	۰/۸۳۸*	۰/۰۵۲	
دسترسی به بازار	۰/۵۴۶*	۰/۰۶۱	۱/۲۶۵*	۰/۰۷	
کمک‌های غذایی	۰/۶۲۲^{ns}	۰/۱۴	۱/۸۳۳**	/۰۲۵	
فاصله تا مراکز خرید	-۰/۰۰۱**	۰/۰۴۲	۰/۰۰۰۹^{ns}	۰/۳۵۴	
شاخص تورم موادغذایی	-۰/۵۲۸***	۰/۰۰۰	-۰/۹۳۱***	۰/۰۰۰	
عرض از مبدأ	-۵/۳۲۶***	۰/۰۰۱	-۱۰/۷۵***	۰/۰۰۱	
Pseudo R^2= 0.39		Log likelihood= -236.64		LRchi2(26)= 305.1 Prob>chi2= 0.000	

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

با توجه به عدم امکان تفسیر کمی مقادیر ضرایب جدول۶، اثرات نهایی متغیرهای مستقل برای هر یک از گروه‌های مختلف خانوارها موردمحاسبه قرار گرفت که نتایج آن در جدول۷ ارائه شده است. به‌طورکلی 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 موردنظر قرار دارد یا خیر، نشان می‌دهد. تنها اثر نهایی متغیرهایی که معنادار می‌باشند توضیح داده می‌شود.

براساس اطلاعات جدول۷، علامت اثر نهایی متغیر جنسیت در گروه اول منفی و در گروه دوم و سوم مثبت می‌باشد. بیش‌ترین اثرنهایی مثبت متعلق به گروه دوم یعنی خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

است و با افزایش یک واحد این متغیر (رفتن از صفر به یک) و ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح متوسط تنوع‌غذایی به میزان ۰/۱۸۶ افزایش می‌یابد. اثرنهایی تحصیلات سرپرست خانوار در گروه اول منفی و در گروه دوم و سوم مثبت می‌باشد. یعنی با افزایش یک سال تحصیلات سرپرست خانوار و با ثابت ماندن سایر متغیرها، احتمال افزایش خانوارهایی که دارای تنوع‌غذایی پایین هستند به میزان ۰/۰۲۲ کاهش ولی در گروه دوم و سوم احتمال افزایش خانوارهایی که دارای تنوع‌غذایی متوسط و بالا هستند به ترتیب به میزان ۰/۰۱۹ و ۰/۰۰۲ افزایش می‌یابد. 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 تنوع‌غذایی متوسط است و با افزایش یک واحد این متغیر و ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط به میزان ۰/۱۳ افزایش می‌یابد و با افزایش یک واحد این متغیر و ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح پایین تنوع‌غذایی به میزان ۰/۱۵کاهش می‌یابد. اثرنهایی متغیر درآمد ماهیانه خانوار تنها برای گروه سوم معنادار است و علامت آن مثبت می‌باشد، یعنی با افزایش یک واحد درآمد ماهیانه خانوار و با ثابت ماندن سایر متغیرها، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع‌غذایی بالا به میزان ۰/۰۲۴ افزایش می‌یابد. اثر نهایی هزینه ماهیانه غذا در گروه اول منفی و در گروه دوم و سوم مثبت می‌باشد. به عبارت دیگر، افزایش یک واحد هزینه ماهیانه غذا، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین را به میزان ۰/۰۰۰۸ کاهش و احتمال افزایش خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط و بالا را به ترتیب به میزان ۰/۰۰۰۷ و ۰/۰۰۰۰۶ افزایش می‌دهد. 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 تنوع‌غذایی متوسط به میزان ۰/۱۸۶ افزایش می‌یابد و احتمال افزایش خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین را به میزان ۰/۱۷۸کاهش می‌دهد. اثرنهایی دسترسی به بازار تنها برای گروه اول و دوم معنادار است و علامت آن برای گروه اول منفی و برای گروه دوم مثبت می‌باشد. با افزایش یک واحد این متغیر (رفتن از صفر به یک) و ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای این مدل، احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح پایین تنوع‌غذایی به میزان ۰/۱۳۴ کاهش و احتمال قرارگرفتن خانوار در سطح متوسط تنوع‌غذایی به میزان ۰/۱۲۱ افزایش می‌یابد. 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 تنوع‌غذایی پایین و متوسط را به میزان ۰/۰۰۰۲ به ترتیب افزایش و کاهش می‌دهد. علامت اثر نهایی متغیر شاخص تورم موادغذایی برای گروه اول مثبت و برای گروه دوم و سوم منفی می‌باشد. بیش‌ترین اثر نهایی منفی متعلق به گروه دوم است. یعنی با افزایش یک واحدی شاخص تورم موادغذایی و ثابت ماندن سایر شرایط، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع‌غذایی متوسط را به میزان ۰/۱۲ کاهش می‌یابد. همچنین افزایش یک واحدی شاخص تورم موادغذایی و ثابت ماندن سایر شرایط، احتمال افزایش خانوارهای با تنوع‌غذایی پایین را به میزان ۰/۱۳۱ افزایش می‌دهد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

جدول۷. اثرات نهایی محاسبه‌شده برای گروه‌های مختلف خانوارها از نظر میزان تنوع‌غذایی

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

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 تنوع‌غذایی و بررسی سهم عوامل اقتصادی بر تنوع‌غذایی خانوارهای روستایی استان خراسان‌رضوی پرداخته شد. جهت اندازه‌گیری تنوع‌غذایی از شاخص فراوانی تنوع‌غذایی استفاده شد. تفاوت حداقل و حداکثر اندازه عددی شاخص نشان داد که در نمونهٔ مورد بررسی اختلاف زیادی در تنوع‌غذایی وجود دارد. براساس میانگین شاخص خانوارها در سطح پایین تنوع‌غذایی قرار دارند. با توجه به شاخص محاسبه شده، ۵۱/۲۵٪ خانوارها در سطح پایین تنوع‌غذایی (فراوانی مصرف) قرار دارند. ۳۶٪ و ۱۲/۷۵٪ خانوارها به ترتیب در سطح متوسط و بالایی از تنوع‌غذایی (فراوانی مصرف) می‌باشند. جهت بررسی عوامل مؤثر بر فراوانی تنوع‌غذایی، 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 این‌که خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌دهد و افزایش متغیرهای فاصله تا مراکز خرید و تورم مواد غذایی احتمال این‌که خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی پایین در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی 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 این‌که خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی متوسط در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی بالا قرار گیرد افزایش می‌دهد و افزایش متغیرهای سن، تعداد افراد

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

خانوار و تورم مواد غذایی احتمال این‌که خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی متوسط در گروه خانوارهای با فراوانی تنوع‌غذایی بالا قرار گیرد کاهش می‌دهد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه نمود:

شاخص تورم موادغذایی از مهم‌ترین عامل‌های مؤثر بر وضعیت امنیت غذایی است و افزایش ناگهانی در قیمت برخی کالاهای پایه‌ای می‌تواند منجر به ناامنی غذایی به ویژه در خانوارهای روستایی با درآمد نزدیک به خط فقر شود، بنابراین سیاست‌های دولت باید درجهت ثبات قیمت موادغذایی باشد.

آگاهی تغذیه‌ای یکی از عوامل مهم در انتخاب برنامۀغذایی و شکل‌گیری الگوی غذایی است. کمبود آگاهی به هر علت و سببی که باشد، منجر به انتخاب غلط موادغذایی و کمبود یا عدم استفاده از برخی موادغذایی دیگر شود. لذا آگاه کردن جامعه نسبت به تنوع‌غذایی و تأثیری که در سلامت انسان و پیشگیری از انواع بیماری‌ها دارند، مؤثر خواهد بود.

براساس نتایج، خانوارهای روستایی دارای سرپرست زن از تنوع‌غذایی پایینی برخوردارند، ازآنجا که یکی از مشکلات مهم خانواده‌های سرپرست زن، مشکلات اقتصادی و نداشتن شغل است، فراهم کردن زمینه‌ای مناسب برای اشتغال زنان سرپرست خانوار و ارائه تسهیلات از جمله اعتبارات خرد برای راه‌اندازی و توسعه مشاغل خانگی می‌تواند وضعیت اقتصادی و سطح امنیت غذایی آن‌ها را بهبود ببخشد.

بر طبق یافته‌های تحقیق، وضعیت مسکن خانوارها بر تنوع‌غذایی تأثیرگذاراست، پرداخت وام‌های مسکن با حداقل نرخ بهره ممکن به خانوارهای روستایی که از تملک مسکن برخوردار نیستند، می‌تواند گامی در جهت بهبود امنیت غذایی آن‌ها باشد.

۶) منابع

- باقرزاده‌آذر، فاطمه، رضا رنجپور و زهرا کریمی‌تکانلو، (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.
- زراعت‌کیش، یعقوب . و ژیلا کمالی، (۱۳۹۵)، **بررسی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی در خانوارهای کشاورز روستایی استان کهکیلویه و بویراحمد**. علوم غذایی و تغذیه، دوره ۱۴، شماره۲، صص۸۶-۷۷.
- سبحانی‌فرد، یاسر، (۱۳۹۷)، **تحلیل آماری پیشرفته**، چاپ اول انتشارات دانشگاه امام صادق، تهران. ۳۸۵ص.
- شاهنوشی، ناصر، علی فیروززارع، 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.
- شیرانی‌بیدآبادی، فرهاد و سینا احمدی‌کلیجی، (۱۳۹۲)، **کاربرد شاخص تنوع‌غذایی در بررسی وضعیت امنیت غذایی مناطق روستایی ایران**. فصلنامه روستا و توسعه، دوره ۱۶، شماره ۲، صص ۲۵-۴۳.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

- 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، دوره۲۷، شماره۳، 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**. 2nd ed. Macmillan Press. New York. 802P.
- Hoddinot, J. (1999). **Choosing outcome indicators of household food security**, 7nd 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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]

- Maharjan, K. L. and Chhetri, A. K. (2006). **Household Food Security in Rural Areas of Nepal: Relationship between socio-economic characteristics and food securuty 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, NewYork. 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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-09]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1399.9.33.9.6]