



تحلیل عوامل مؤثر بر رفتار مصرفی گوشت ماهی در بین خانوارهای شهرستان تبریز

شهزاد نصرتی^۱ - باب الله حیاتی^{۲*} - اسماعیل پیش بهار^۳ - رسول محمد رضایی^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۲۹

چکیده

گوشت ماهی یکی از انواع غذایی سالم و منبع تأمین کننده پروتئین با ارزش حوانی برای انسان‌ها است که متأسفانه مصرف آن در جامعه ما ناچیز بوده و در سبد خانوارها کمتر دیده می‌شود. لذا هدف تحقیق حاضر، شناسایی عوامل مؤثر بر مصرف گوشت ماهی در بین خانوارهای شهرستان تبریز می‌باشد. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز با استفاده از عملیات میدانی و تحکیم ۲۲۴ پرسشنامه به روش نمونه‌گیری خوشة ای با انتساب متناسب در سطح شهرستان تبریز در سال ۱۳۹۰ جمع‌آوری شد. بد لیل ماهیت ترتیبی تعداد دفات مصرف گوشت ماهی، ابتدا مدل لاجیت ترتیبی چهت بررسی احتمال قرار گرفتن هر خانوار در ۴ گروه خانوارهای بدون مصرف ماهی، با مصرف سالانه، مصرف ماهانه و مصرف هفتگی گوشت ماهی برآورد شد، ولی با توجه به نقص فرض رگرسیون‌های موازی در این مدل، نهایتاً از مدل لاجیت ترتیبی تعیین یافته بهره گرفته شد. بررسی ضرایب این مدل نشان می‌دهد که افزایش سن سپرست خانوار، وجود کودک زیر ده سال و افراد با بیماری‌های خاص در خانواده، احتمال قرار گرفتن این خانوارها را در گروه خانوارهای با مصرف زیاد، افزایش می‌دهد. همچنین، با افزایش قیمت گوشت قرمز و تخم مرغ، احتمال قرار گرفتن خانواده‌ها در زمره خانوارهای با مصرف بالاتر ماهی افزایش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی دار متغیر تغییرات فصلی حاکی از آن است که خانواده‌های مورد مطالعه، علاقه‌هایی به مصرف ماهی در فصول گرم سال ندارند. همچنین، با افزایش سطح درآمد ماهانه و بعد خانوار، احتمال مصرف سطوح بالاتر گوشت ماهی نسبت به سطح جاری مصرف، کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: عوامل مؤثر، مصرف ماهی، مدل لاجیت ترتیبی، تعیین یافته، شهرستان تبریز

مقدمه

میزان مصرف آبیان در ایران علی‌رغم تأکید برنامه‌های اول تا پنجم توسعه کشور روی افزایش تولید آن، پائین می‌باشد. بر اساس نتایج مطالعات نظام مراقبت و عوامل خطر غیرواگیر در سال ۱۳۸۴، ۵۳ درصد ایرانیان اصلًا ماهی نمی‌خورند و ۲۲ درصد مردم فقط یکبار در هفته و ۱۱ درصد از مردم کشور نیز ۲ بار در هفته ماهی مصرف می‌کنند (۲). تنها ۵ درصد از مردم ۳ تا ۴ بار در هفته ماهی مصرف می‌کنند (۲). متوسط مصرف سالانه آبیان در ایران ۸/۵ کیلوگرم است که حدکثر آن در شمال و جنوب کشور و برابر ۱۵ کیلوگرم بوده و حداقل مصرف سرانه، مربوط به استان خراسان بزرگ (شمالي، رضوي، جنوبي) با مصرف ۲ کیلوگرم در سال می‌باشد (۳) و در استان آذربایجان شرقی و شهرستان تبریز، حدود ۴/۵ کیلوگرم است.^۵ همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، علی‌رغم افزایش مصرف سرانه، هنوز مقدار مصرف سرانه ماهی در ایران به خصوص شهرستان تبریز به میزان قابل توجهی پائین‌تر از سطح مصرف سرانه جهان (۱۷/۲ کیلوگرم) و کشور می‌باشد (۶).

گزارش نهایی طرح بررسی عوامل خطر بیماری‌های غیر واگیر یکی از راهکارهای مقابله با عوامل زمینه ساز بیماری‌های شهرنشینی، تغییر و اصلاح الگوهای غذایی و ترویج آن در جامعه است. در این میان فرآورده‌های دریابی و ماهی یکی از انواع غذایی سالمی است که متأسفانه مصرف آن در جامعه ما ناچیز است و در سبد خانوارها کمتر دیده می‌شود. هر چند سابقه استفاده از پروتئین‌های دریابی در ایران تحت تأثیر تغییرات مختلف اجتماعی، اقتصادی، قومی و جغرافیایی بوده است، ولی جایگاه و ضرورت مصرف آبیان در برنامه غذایی مردم ایران همیشه با اهمیت تلقی نگردیده است و با توجه به منابع آبی گسترده و ذخایر متنوع آبیان در ایران، توجه به این ماده غذایی با ارزش در حد کافی نبوده است، به طوری که با سایر کشورها قابل مقایسه نمی‌باشد. در این راستا، شواهد حاکی است که

۱، ۲، ۳ و ۴- ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی ارشد، دانشیار، استادیار و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*)- نویسنده مسئول: (Email:b-hayati@tabrizu.ac.ir)

شده را تحت تأثیر قراردادند. سطح درآمد خانوار، اندازه خانوار، سطح تحصیلات و قیمت ماهی نیز، از عوامل مؤثر روی تصمیم خرید خانوار و مقدار مصرف ماهی خانوار بودند. دارکو و همکاران (۹) با استفاده از الگوی لاجیت ترتیبی در دو کشور غنا و کنیا نشان دادند که مزه، بو و رنگ تیلاپیا و گربه ماهی پیورشی عوامل مهمی در ترجیحات مصرفی مصرف کننده‌اند. سطح تحصیلات به ترتیب اثر مثبت و منفی روی ترجیحات مصرف کننده در کشور غنا و کنیا داشته است. متغیر اندازه خانوار روی ترجیحات مصرف کننده در کنیا اثر منفی داشته ولی در کشور غنا اثر معنی داری نداشته است. متغیر قیمت نیز اثر منفی روی ترجیحات مصرف کننده گذاشته است. کایا و همکاران (۱۴) نیز با استفاده از مدل پروبیت ترتیبی به بررسی عوامل مؤثر بر رفتارهای مصرفی گوشت در کشور ترکیه پرداختند. شرکت سهامی شیلات ایران (۶) به بررسی عوامل مؤثر بر مصرف ماهی در شیراز پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای سن، درآمد خانوار، توزیع ماهی در محل سکونت افراد، فاصله مصرف کنندگان تا محل فروش، نوع ماهی مصرفی، آشنایی با خواص گوشت ماهی، بو دادن گوشت ماهی و عدم آشنایی با روش‌های طبخ آن میزان مصرف ماهی و عوامل مؤثر بر آن صورت گرفته است. از جمله: میرلند و همکاران (۱۵) با استفاده از مدل پروبیت ترتیبی به ارزیابی عوامل مؤثر بر رفتار مصرفی غذاهای دریایی خانوارهای نروژی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که وجود کودک زیر دوازده سال و محل سکونت به شدت نوع غذاهای دریایی مصرف شده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در حالی که مصرف کل با افزایش اندازه خانوار، افزایش سن و سطح تحصیلات افزایش می‌یابد، ولی متغیرهای تجارب پیشین در رابطه با غذاهای دریایی و سطح درآمد ماهانه اثر معنی داری روی مصرف ماهی نداشتند. ونگ (۱۸) به بررسی مصرف ماهی آزاد در کشور چین با استفاده از مدل پروبیت ترتیبی پرداخته است. سطوح سنی و درآمدی، منطقه مسکونی، قیمت، دوست داشتن ماهی و تازگی اثر معنی داری روی سطح مصرف داشتند. وی همچنین نتیجه گرفت که تغییرات آینده تقاضای غذا بیشتر ناشی از تغییرات ترجیحات مصرف کننده خواهد بود تا تغییرات درآمدی و قیمت‌ها. گوان و هنگ (۱۳) در کشور مالزی به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای ماهی تازه، نرم‌تاندریازی و ماهی فراوری شده با استفاده از مدل توبیت پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای سن، اندازه خانوار، جنس سپریست خانوار، درآمد ماهانه خانوار روی مخارج صرف شده روی هر سه نوع فرآورده دریایی به طور معنی داری مؤثر بودند. ساین و همکاران (۱۶) در کشور ترکیه عوامل مؤثر بر تصمیمات خانوار برای مصرف ماهی را با استفاده از روش دو مرحله‌ای هکمن، مورد مطالعه قرار دادند. مطابق نتایج به دست آمده، قیمت گوشت قرمز، وجود کودک زیر ده سال و متغیر سن تصمیم به خرید ماهی و در مرحله دوم تخمین، قیمت گوشت قرمز، قیمت گوشت مرغ و وضعیت تأهل، مقدار ماهی فروخته

استان آذربایجان شرقی در سال ۱۳۸۴ نیز حاکی از آن است که ۷۰/۲۸ درصد افراد بین ۱۵-۶۴ سال، ماهی مصرف نمی‌کنند، ۱۸/۵۴ درصد آنها یک بار در هفته، ۷/۱۶ درصد مردم دو بار در هفته، ۲/۳۹ درصد افراد سه بار در هفته و تنها ۱/۶۲ درصد آنها چهار بار و بیشتر در هفته ماهی مصرف می‌کنند (۴). حال سؤال اساسی این است که چه عواملی منجر به مصرف یا عدم مصرف گوشت ماهی در شهرستان تبریز شده است که با شناسایی و برنامه‌ریزی روی آنها می‌توان انتظار افزایش مصرف گوشت ماهی را داشت. در این راستا، با توجه به محدود بودن منابع تولید گوشت در ایران و فشار بیش از حد به این منابع و نقش این ماده غذایی در تأمین سلامت جسمی و روحی و نیز مزایای اقتصادی پروژه آبزیان، استفاده بیشتر از منابع دریایی تأمین کننده پروتئین مورد نیاز مردم در کشور به ویژه شهرستان تبریز ضروری به نظر می‌رسد. چشم انداز اصلی سیاست‌های تولیدی در زمینه شیلات در ایران، افزایش تقاضای ابزیان است. تجزیه و تحلیل ساختار تقاضا والگوی مصرف ان کاربرد زیادی در تجزیه و تحلیل‌های سیاستی دارد.

مطالعات و تحقیقات فراوانی در رابطه با تقاضا و مصرف ماهی و عوامل مؤثر بر آن صورت گرفته است. از جمله: میرلند و همکاران (۱۵) با استفاده از مدل پروبیت ترتیبی به ارزیابی عوامل مؤثر بر رفتار مصرفی غذاهای دریایی خانوارهای نروژی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که وجود کودک زیر دوازده سال و محل سکونت به شدت نوع غذاهای دریایی مصرف شده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در حالی که مصرف کل با افزایش اندازه خانوار، افزایش سن و سطح تحصیلات افزایش می‌یابد، ولی متغیرهای تجارب پیشین در رابطه با غذاهای دریایی و سطح درآمد ماهانه اثر معنی داری روی مصرف ماهی نداشتند. ونگ (۱۸) به بررسی مصرف ماهی آزاد در کشور چین با استفاده از مدل پروبیت ترتیبی پرداخته است. سطوح سنی و درآمدی، منطقه مسکونی، قیمت، دوست داشتن ماهی و تازگی اثر معنی داری روی سطح مصرف داشتند. وی همچنین نتیجه گرفت که تغییرات آینده تقاضای غذا بیشتر ناشی از تغییرات ترجیحات مصرف کننده خواهد بود تا تغییرات درآمدی و قیمت‌ها. گوان و هنگ (۱۳) در کشور مالزی به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای ماهی تازه، نرم‌تاندریازی و ماهی فراوری شده با استفاده از مدل توبیت پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای سن، اندازه خانوار، جنس سپریست خانوار، درآمد ماهانه خانوار روی مخارج صرف شده روی هر سه نوع فرآورده دریایی به طور معنی داری مؤثر بودند. ساین و همکاران (۱۶) در کشور ترکیه عوامل مؤثر بر تصمیمات خانوار برای مصرف ماهی را با استفاده از روش دو مرحله‌ای هکمن، مورد مطالعه قرار دادند. مطابق نتایج به دست آمده، قیمت گوشت قرمز، وجود کودک زیر ده سال و متغیر سن تصمیم به خرید ماهی و در مرحله دوم تخمین، قیمت گوشت قرمز، قیمت گوشت مرغ و وضعیت تأهل، مقدار ماهی فروخته

که در آن μ_i ها آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده شده‌ی گسسته را تعریف می‌کنند و بایستی برآورد شوند و n ، اندازه‌ی نمونه‌ی مورد بررسی می‌باشد. مدل فوق با استفاده از روش حداقل راستنمایی برآورد می‌شود و احتمال این که $J = y_i$ باشد، با استفاده از رابطه ذیل به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = J) &= \Pr(y_i \geq \mu_{J-1}) \\ &= \Pr(\varepsilon_i \geq \mu_{J-1} - \beta' x_i) \\ &= F(\beta' x_i - \mu_{J-1}) \end{aligned} \quad (3)$$

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

$$\log\left[\frac{\gamma_j(X_i)}{1-\gamma_j(X_i)}\right] = \mu_j - [\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}] \quad (4)$$

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

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

$$\gamma_j(X_i) = P(Y_i \leq j | X_i) \quad (5)$$

β ، بردار سنتونی پارامترها ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$) و X_i بردار سنتونی متغیرهای توضیحی می‌باشد. لازم به یادآوری است که μ_i تنها به احتمال طبقه‌پیش بینی 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 موازی¹ می‌باشند. یکی از فروض اساسی رگرسیون لاجیت ترتیبی (پربویت ترتیبی) این است که ارتباط میان هر جفت از گروههای نتیجه، یکسان باشد. از آنجایی که ارتباط میان همه جفت گروههای 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 (۵). آزمون رگرسیون‌های موازی (آزمون برنت² و آزمون نسبت راستنمایی)، منطقی بودن قضیه برابری پارامترها برای تمامی گروههای را ارزیابی می‌کند. به عبارت دیگر، چنانچه فرض صفر این آزمون‌ها قبول واقع شود، نشانگر آن است که پارامترهای وضعیت برای همه گروههای پاسخ یکسان هستند (۱۷).

مدل دو مرحله‌ای هکمن و پربویت و لاجیت ترتیبی برای رسیدن به هدف بهره‌گرفته‌اند، ثالثاً، مصرف تحت تأثیر عوامل نظری درآمد، قیمت کالا، نگرش، ارزش‌ها، عادات، رسوم، پایگاه اقتصادی و اجتماعی، موقعیت و نژاد، معیارهای خرید، منابع اطلاعاتی در مورد محصولات دریابی، نوع تلقی از آبیان به عنوان یک منبع تغذیه‌ای، نقش اعضای خانواده در خرید انواع ماهی و سهولت دسترسی به مراکز فروش و تعداد فرزندان قرار دارد. در این راستا، هدف مطالعه حاضر، تحلیل عوامل مؤثر بر رفتار مصرفی گوشت ماهی بین خانوارهای شهرستان تبریز در سال ۱۳۹۰ می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در مدل‌های پربویت و لاجیت دوگانه، انتخاب تصمیم گیرندگان 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 غیر ترتیبی. به لحاظ ماهیت ترتیبی تعداد دفعات مصرف ماهی خانوارها، در این مطالعه از مدل لاجیت ترتیبی استفاده شده است.

الگوی لاجیت ترتیبی مبتنی بر یک متغیر پنهان پیوسته است که به منظور تعیین تأثیر متغیرهای توضیحی بر تعداد دفعات مصرف و همچنین نحوه تأثیر هر متغیر بر احتمال قرار گرفتن هر خانوار در چهار گروه (بدون مصرف ماهی، مصرف سالانه ماهی، مصرف ماهانه و مصرف هفتگی) مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل به صورت ذیل مشخص می‌شود (۱۲):

$$y_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

که در آن y_i^* متغیر پیوسته‌ی میزان خرید ماهی خانوار، β' بردار پارامترهایی است که بایستی برآورد شوند و X_i بردار $1 \times K$ از متغیرهای توضیحی است که شامل متغیرهایی چون درآمد، سن، سطح تحصیلات، تعداد اعضای خانوار و درجه آگاهی از موضوعات 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 مصرف ماهی خانوار i می‌باشد، ارتباط میان متغیر غیر قابل مشاهده و متغیر قابل مشاهده، از الگوی لاجیت ترتیبی به صورت ذیل به دست می‌آید:

$$y_i = \begin{cases} -\infty & \leq y_i^* \leq \mu_1, \quad i = 1, \dots, n \\ \mu_1 & \leq y_i^* \leq \mu_2, \quad i = 1, \dots, n \\ \mu_2 & \leq y_i^* \leq \mu_3, \quad i = 1, \dots, n \\ \vdots & \vdots \\ \mu_{J-1} & \leq y_i^* \leq +\infty, \quad i = 1, \dots, n \end{cases} \quad (2)$$

$$y_i = \begin{cases} \mu_1 & \leq y_i^* \leq \mu_2, \quad i = 1, \dots, n \\ \mu_2 & \leq y_i^* \leq \mu_3, \quad i = 1, \dots, n \\ \vdots & \vdots \\ \mu_{J-1} & \leq y_i^* \leq +\infty, \quad i = 1, \dots, n \end{cases}$$

$$y_i = \begin{cases} \mu_1 & \leq y_i^* \leq \mu_2, \quad i = 1, \dots, n \\ \mu_2 & \leq y_i^* \leq \mu_3, \quad i = 1, \dots, n \\ \vdots & \vdots \\ \mu_{J-1} & \leq y_i^* \leq +\infty, \quad i = 1, \dots, n \end{cases}$$

1 - Parallel lines

2 - Brant

$$j = 1, 2, 3, \dots, M - 1 \quad (10)$$

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

اگر $M = 2$ باشد، مدل لاجیت ترتیبی تعیم یافته معادل مدل لاجیت عمومی خواهد بود. اگر $M > 2$ باشد، مدل لاجیت ترتیبی تعیم یافته معادل یک سری از رگرسیون‌های لاجستیک دوگانه خواهد بود که در آن گروههای متغیر وابسته ترکیب می‌شوند. به عنوان مثال، اگر $M = 4$ باشد، به ازای $J = 1$ گروه ۱ با گروههای ۲، ۳ و ۴ مقایسه می‌شود. به ازای $J = 2$ مقایسه میان گروههای ۲ و ۱ در مقابل گروههای ۳ و ۴ صورت خواهد گرفت و به ازای $J = 3$ گروههای ۱، ۲ و ۳ با گروه ۴ مقایسه می‌شوند. مدل رگرسیون‌های موازی نیز خود حالت خاصی از مدل لاجیت ترتیبی تعیم یافته است. فرمول مدل‌های لاجیت ترتیبی تعیم یافته و خطوط موازی یکسان می‌باشد، با این تفاوت که در مدل خطوط موازی، مقادیر β (نه مقادیر α) برای همه مقادیر زیکسان است. همچنین در مدل لاجیت ترتیبی (خطوط موازی) به جای α ‌ها، مقادیر آستانه وجود دارند که برابر منهای مقادیر α می‌باشند. از آنجایی که تنها مقادیر α میان مقادیر β متفاوت‌اند، $M - 1$ خط رگرسیون، همگی موازی هم می‌باشند (۱۹). به طور خلاصه می‌توان سه حالت کلی را برای مدل لاجیت ترتیبی تعیم یافته در نظر گرفت (۲۰):

مدل لاجیت ترتیبی تعیم یافته بدون محدودیت: در این مدل، مقادیر β میان سطوح مختلف J متفاوت است.

$$P(Y_j > j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i \beta_j)}{1 + [\exp(\alpha_j + X_i \beta_j)]}, \quad j = 1, 2, 3, \dots, M - 1 \quad (11)$$

حالت خاص: احتمالات متناسب؛ حالتی که در آن مقادیر β میان سطوح مختلف J یکسان است.

$$P(Y_i > j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i \beta)}{1 + [\exp(\alpha_j + X_i \beta)]}, \quad j = 1, 2, 3, \dots, M - 1 \quad (12)$$

حالت خاص: احتمالات متناسب جزئی؛ حالتی که تنها بعضی از مقادیر β میان سطوح مختلف J متفاوت است.

$$P(Y_j > j) = \frac{\exp(\alpha_j + x_{1i} \beta_1 + x_{2i} \beta_2 + x_{3i} \beta_3)}{1 + [\exp(\alpha_j + x_{1i} \beta_1 + x_{2i} \beta_2 + x_{3i} \beta_3)]}, \quad j = 1, 2, 3, \dots, M - 1 \quad (13)$$

الگوی تجربی لاجیت ترتیبی مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$\text{Frequenc } y_i = \beta_0 \text{Age}_i + \beta_1 \text{Famdim}_i + \beta_2 \text{Child}_i + \beta_3 \text{Diseases}_i + \beta_4 \text{Old} + \beta_5 \text{Edu}_i + \beta_6 \text{Income}_i + \beta_7 \text{Healthindex}_i + \beta_8 \text{Shopindex}_i + \beta_9 \text{Foodrisk}_i + \beta_{10} \text{Fishadv}_i + \beta_{11} \text{Fishprice}_i + \beta_{12} \text{Redmeatprice}_i + \beta_{13} \text{Eggprice}_i + \beta_{14} \text{Riceprice}_i + \beta_{15} \text{Chickenprice}_i$$

پارامترهای برآورده شده از طریق روش برآورد حداقل راستنمایی که احتمال طبقه بنده صحیح را حداقل می‌کند، به دست می‌آیند.

$$L(y | \beta; \mu_1, \mu_2, \mu_3, \dots, \mu_{J-1}) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=0}^J \left[\gamma(\mu_j - \beta' X_i) - \gamma(\mu_{j-1} - \beta' X_i) \right]^{Z_{ij}} \quad (6)$$

که در آن Z_{ij} یک متغیر دوتاوی است که زمانی که گروه مشاهده شده برای خانوار i برابر j باشد، مساوی یک و در غیر اینصورت صفر خواهد شد (۵).

اثر نهایی یک واحد تغییر در پیش‌بینی کننده x_k روی احتمال طبقه J به صورت رابطه زیر محاسبه می‌شود (۸):

$$\begin{aligned} \frac{\partial P(y_i = j | X)}{\partial x_k} &= [\phi(\mu_{J-1} - \beta' X_i) - \phi(\mu_j - \beta' X_i)] \beta_k \\ &= [\phi_j(.) - \phi_{j-1}(.)] \beta_k \end{aligned} \quad (7)$$

که در آن، ϕ تابع توزیع نرمال استاندارد (برای مدل پربویت ترتیبی) یا لاجستیک (برای مدل لاجیت ترتیبی) می‌باشد.

اثر نهایی در مورد متغیرهای موهومی نیز با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود (۸):

$$\Delta \text{Prob}[y = j | X] = \text{Prob}[y = j | X + \Delta X_k] - \text{Prob}[y = j | X] \quad (8)$$

با توجه به این که اثر نهایی به مقادیر کلیه متغیرهای توضیحی وابسته است، تصمیم گیری برای به کارگیری مقادیر متغیرها در برآورده، بسیار حائز اهمیت می‌باشد. معمولاً اثر نهایی در مقادیر مبانگین متغیرها محاسبه می‌شود. با توجه به این که مجموع احتمالات، همواره برابر یک است، بنابراین، مجموع اثرات نهایی برای متغیرها صفر خواهد بود. لازم به ذکر است که محاسبه اثرات نهایی برای متغیرهای دوتاوی به صورت مستقیم انجام نمی‌شود. در این مورد، اثر نهایی به صورت اختلاف میان احتمالات در دو حالت ممکن محاسبه می‌شود (۵).

در صورت نقض فرض رگرسیون‌های موازی، مدل لاجیت ترتیبی، مدل مناسبی جهت برآورده پارامترها نخواهد بود. لذا لزوم استفاده از مدل لاجیت ترتیبی به صورت تعیم یافته احساس می‌شود.

این مدل به صورت ذیل نوشته می‌شود (۱۹):

$$P(Y_i > j) = g(X_i \beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i \beta_j)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i \beta_j)\}} \quad j = 1, 2, 3, \dots, M - 1 \quad (9)$$

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

$$P(Y_i = 1) = 1 - g(X_i \beta_1)$$

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

پرسشنامه و با مراجعه حضوری به خانوارها در سال ۱۳۹۰ جمع آوری شده است. به منظور تعیین حجم نمونه با یک مطالعه مقدماتی، درصد صرف و عدم صرف ماهی به دست آمد و سپس با استفاده از فرمول کوکران، حجم نمونه برابر ۲۲۴ خانوار تعیین گردید، اما تحلیل‌ها با کسر ۲۹ پرسشنامه ناقص با ۱۹۵ نمونه انجام یافت. برای خلاصه سازی و تحلیل داده‌های استخراج شده از پرسشنامه‌ها از نرم افزار Excel 2010 استفاده شد و برآورد مدل‌های رگرسیونی نیز با استفاده از نرم افزار Stata 11 صورت گرفت.

نتایج و بحث

جدول ۱ به طور خلاصه خصوصیات آماری متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، میانگین تعداد اعضای خانوار، ۳/۵۱ نفر می‌باشد. میانگین سن سرپرست خانوار، ۴۶ سال، اکثریت اعضای نمونه دارای سطح تحصیلات لیسانس بوده و درآمدی حدود ۳۰۰۰۰۰۰ ریال دارند. میانگین شاخص آگاهی از فواید آبزیان ۳/۴۳ بوده و اکثریت اعضای نمونه سطح آگاهی بالای نسبت به فواید آبزیان دارند. میانگین شاخص سلامتی ۲۶/۹۱ بوده و نشان می‌دهد که معیارهای ارائه شده در این شاخص از اهمیت متوسطی بین اکثریت اعضای نمونه برخوردارند.

همچنین دلایل عدم صرف یا صرف کم ماهی از نظر خانوارهای مورد مطالعه به ترتیب اهمیت عبارتند از: بوی ماهی (۲۵/۶۸)، طعم ماهی (۲۲/۰۱ درصد)، عدم آشنایی با فواید گوشت ماهی، عدم دسترسی و تبغ ماهی (۲۱/۹۹ درصد)، مشقت پاک کردن، عدم آشنایی با روش‌های طبخ ماهی و سایر موارد (۱۵/۶ درصد) و قیمت بالای گوشت ماهی (۱۴/۷۴ درصد). جدول ۲ نتایج حاصل از نحوه مصرف ماهی پاسخ دهنده‌گان را نشان می‌دهد. بیشترین فراوانی متعلق به طبقه یا مصرف سالانه ماهی است. در این میان، کمترین فراوانی متعلق به طبقه مصرف هفتگی گوشت ماهی با فراوانی نسبی ۷/۶۹ درصد است.

نتایج برآورد الگوی لاجیت ترتیبی در جدول ۳ آورده شده است. مقدار آماره کی - دو نشان دهنده معنی داری کل رگرسیون می‌باشد. متغیرهای شاخص آگاهی از فواید گوشت ماهی، شاخص آگاهی از ریسک مواد غذایی خطرناک، وجود کودک زیر ده سال، قیمت گوشت قرمز و قیمت تخم مرغ در جهت مثبت بر تعداد دفعات مصرف گوشت ماهی خانوار، تأثیر معنی داری می‌گذارند. به عبارت دیگر، افزایش در سطح این متغیرهای مستقل، این احتمال را که خانوار در سطوح بالاتر از مصرف گوشت ماهی قرار گیرد، افزایش می‌دهد. مطالعه میرلند و همکاران (۱۵) نیز نتیجه مشابهی مبنی بر اینکه وجود کودک زیر ده سال در خانواده منجر به مصرف سطوح بالاتر گوشت ماهی می‌شود، ملاحظه می‌گردد.

$$\beta_{16} \text{Season}_i + \beta_{17} \text{Dist}_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

در این مدل Frequency: متغیر وابسته (تعداد دفعات مصرف ماهی توسط خانوار)، Age: سن سرپرست خانوار(سال)، Famdim: خانوار(نفر)، Redmeatprice: قیمت گوشت قرمز (ریال)، Fishprice: قیمت گوشت ماهی (ریال)، Riceprice: قیمت برنج (ریال)، Chickenprice: قیمت گوشت مرغ (ریال)، Eggprice: قیمت تخم مرغ (ریال) می‌باشند. از آنجانه که در این تحقیق از داده‌های مقطع زمانی استفاده شده است، از قیمت‌های واحد (حاصل تقسیم هزینه صرف شده خانوار عینی از یک ماده یا گروه غذایی بر میزان مصرف آن کالا توسط همان خانوار) هر یک از اقلام غذایی استفاده شده است (۱۰). Dist: فاصله تقریبی منزل مسکونی تا فروشگاهی که اقدام به خرید ماهی می‌کنند (کیلومتر)، Health index: شاخص سلامتی است که درجه اهمیت معیارهای سلامتی ارائه شده توسط کارشناسان تقدیم را از طریق طیف لیکرت و با ۱۲ گویه (از قبلی ورزش روزانه، مصرف متعادل گوشت قرمز، استفاده از میوه و سبزیجات، استفاده از چکاپ‌های پزشکی، استفاده از روغن‌های غیر اشیاع و ...) می‌سنجد. Shopindex: متغیر شاخص عمومی خرید ماهی است که درجه اهمیت معیارهای عمومی خرید (شامل داشتن سلامت ظاهری، راحتی تهیه، تازگی محصول و ...) را در خرید گوشت ماهی توسط مصرف کنندگان نشان می‌دهد، Foodrisk: شاخص آگاهی از ریسک غذایی، Fishadv: شاخص آگاهی از فواید فرآورده‌های دریایی می‌باشد. هر چهار شاخص عنوان شده از نوع طیف لیکرتی چند گویه‌ای بوده و با کدهایی از ۰ (کاملاً غیر مهم) تا ۴ (کاملاً مهم) سنجیده شده‌اند. Edu: متغیر سطح تحصیلات سرپرست خانوار که از یک (کم سواد) تا ۸ (دکترا) کدگذاری شده است. Inc: سطح درآمد ماهانه خانوار شامل ۵ طبقه درآمدی کمتر از ۳ میلیون ریال (۱)، ۳ الی ۶ میلیون ریال (۲)، ۶ الی ۹ میلیون ریال (۳)، ۹ الی ۱۲ میلیون ریال (۴)، بیش از ۱۲ میلیون ریال (۵)، Old: حضور افراد سالمند در خانواده (۱ = بله و صفر = خیر)، Child: وجود کودک زیر ده سال (۱ = وجود و صفر = عدم وجود)، Diseases: افراد با بیماری‌های خاص (۱ = وجود و صفر = عدم وجود) و Season: فصل (صفر = بهار و تابستان و ۱ = پائیز و زمستان).

جامعه آماری این تحقیق، خانوارهای شهرستان تبریز و شهرهای تزدیک به آن (شامل شهرهای اسکو، آذرشهر، باشمجن، تبریز، خسرو شهر، سردوود، سهند، گوگان، مقان) بوده است. برای انتخاب نمونه‌ها از روش نمونه‌گیری خوش ای دور محله ای با انتساب متناسب استفاده شده است. هر شهر را به عنوان یک خوش در نظر گرفته و در مرحله اول شش خوش (شهر) به صورت تصادفی انتخاب گردید. سپس خانوارهای هر شهر بر اساس تعداد خانوار ان تعیین و تصادفی به انها مراجعه شد. داده‌های مورد مطالعه از طریق طراحی و تکمیل

جدول ۱- خصوصیات آماری متغیرهای مورد مطالعه

نام متغیر	میانگین**	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	توزیع فراوانی*
بعد خانوار	۳/۵۱	۱	۸	۱/۲۶	(۱)(۱)، (۲)، (۴۰)، (۴۱)، (۵۵)، (۵۶)، (۶۴)، (۷)، (۸)، (۲۰)، (۲۱)
سن سپرست خانوار	۴۶/۰۷	۲۱	۷۸	۱۲/۳۹	کمتر از (۲)۲۵-۴۰، (۴۲)۷۰-۵۵، (۴۵)۵۵-۴۰، (۷۲)۲۵-۴۰، (۷۰)، بیش از (۱۴)۷۰
سطح تحصیلات	۴/۴۲	۱	۸	۱/۷۷	بی سود و کم سود (۳۳)، راهنمایی (۲۲)، دبیلم (۵۳)، فوق دبیلم (۱۸)، لیسانس (۵۴)، فوق لیسانس و دکترا (۱۶)
درآمد خانوار	۲	۱	۵	-	(۲۲)۵، (۲۸)، (۴)، (۵۹)، (۷۶)، (۰)
شخص سلامت	۲۶/۹۱	۱۳	۴۲	۶/۰۳	اصلاً (۰)، کم (۸)، متوسط (۱۳۷)، زیاد (۳۹)، خیلی زیاد (۱۱)
شاخص آگاهی از ریسک غذایی	۳/۱۶	۰	۴	۰/۶۸	اصلاً (۱)، کم (۶)، متوسط (۲۲)، زیاد (۹۸)، خیلی زیاد (۶۸)
شاخص آگاهی از فواید آبزیان	۳/۴۳	۱	۵	۰/۹۱	خیلی کم (۰)، کم (۲۸)، متوسط (۶۹)، زیاد (۷۹)، خیلی زیاد (۱۹)
شاخص عمومی خرید گوشت ماهی	۱۵/۵۴	۱۰	۲۰	۲/۴۸	کاملاً غیر مهم (۰)، تا حدی غیر مهم (۱۸)، بی تفاوت (۱۴۴)، مهم (۳۳)، بسیار مهم (۰)
تعییرات فصلی	-	۰	۱	-	(۷۳)، (۱)، (۱۲۲)-۰
حضور افراد سالمند در خانواده	-	۰	۱	-	(۳۰)، (۱)، (۱۶۵)-۰
وجود کودک زیر ده سال	-	۰	۱	-	(۷۵)، (۱)، (۱۲۰)-۰
افراد با بیماری‌های خاص	-	۰	۱	-	(۵۵)، (۱)، (۱۴۰)-۰

*- اعداد داخل پرانتز بیانگر فراوانی طبقات می‌باشند. **- در متغیرهای اسمی به جای میانگین، مقدار مد محاسبه شده است.

جدول ۲- نتایج توزیع فراوانی تعداد دفعات مصرف ماهی خانوار

نحوه مصرف ماهی	کد	فراآنی (تعداد)	فراآنی نسبی (درصد)	فراآنی تجمعی (درصد)
عدم مصرف	صفر	۲۹	۱۴/۸۷	۱۴/۸۷
سالی چند بار	۱	۸۹	۴۵/۶۴	۶۰/۵۱
ماهانه	۲	۶۲	۳۱/۸۰	۹۲/۳۱
هفتگی	۳	۱۵	۷/۶۹	۱۰۰
مجموع	-	۱۹۵	۱۰۰	-

سطح پائین‌تری از مصرف گوشت ماهی در خانوار منجر می‌شود. نتایج حاصل از آزمون نسبت راستنمایی نشان می‌دهد که مقدار آماره کی-دو برابر ۷۱/۸۲ بوده و در سطح یک درصد معنی دار است که حاکی از تنقض فرض احتمالات متناسب در الگوی برآورده شده می‌باشد. با در نظر گرفتن سطح معنی داری آماره کی-دو، آزمون برنت در جدول ۴ نیز نشان می‌دهد که ارزش پارامترهای وضعیت برای تمامی گروههای پاسخ، ثابت و یکسان نبوده و فرض رگرسیون‌های موازی تنقض شده است. نتایج حاصل از انجام هر دو آزمون‌هاکی از تنقض فرض برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها در الگوی برآورده شده می‌باشد. لذا مدل لاجیت ترتیبی به صورت مدل لاجیت ترتیبی تعیین یافته برای تعیین عوامل مؤثر بر رفتار مصرف گوشت ماهی با روش حداکثر راستنمایی برآورده گردید که نتایج آن در جدول ۵ ارائه گردیده است.

نتایج جدول حاکی از آن است که با افزایش قیمت گوشت ماهی، تعداد دفعات مصرف آن کاهش می‌یابد که با نتیجه مطالعه دارکو و همکاران (۹) مشابه است. در قیمت تخم مرغ نیز رابطه مثبت و معنی داری با تعداد دفعات مصرف گوشت ماهی نشان می‌دهد. نتیجه مشابهی در مطالعه دهیبی (۸) نیز ملاحظه می‌گردد. همچنین، ضرایب تخمینی به وضوح نشان می‌دهند که افراد با سطح آگاهی بالاتر نسبت به فواید غذایی آبزیان، همچنین افراد با سطح آگاهی بالا نسبت به خطرازا بودن مواد مضر غذایی، تمایل بیشتری به مصرف ماهی دارند. دارکو و همکاران (۹) نیز نتایج مشابهی را گزارش نموده‌اند، ولی در مطالعه ونگ (۱۸) ارتباط معنی داری میان این متغیرها با تعداد دفعات مصرف ماهی یافت نشد. متغیرهای درآمد و بعد مسافت نیز بر تعداد دفعات مصرف گوشت ماهی خانوار، تأثیر منفی معنی داری می‌گذارند. به عبارت دیگر، افزایش در سطوح این متغیرهای توضیحی، به احتمال

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد مدل لاجیت ترتیبی

متغیر	ضوابط	انحراف معیار قوی	آماره Z	سطح احتمال
سن سرپرست خانوار	.۰۰۹	.۰/۱۵۷	.۰/۵۷	.۰/۵۷
اندازه خانوار	-.۰/۱۳۴	.۰/۱۳۴	-.۰/۹۲	-.۰/۹۲
وجود کودک زیر ده سال	.۰/۶۹۹	.۰/۳۳	.۰/۰۳	.۰/۰۳
افراد با بیماری‌های خاص	-.۰/۱۵۴	.۰/۳۴۷	-.۰/۶۶	-.۰/۶۶
سطح تحصیلات سرپرست خانوار	.۱/۰۲	.۰/۴۸	.۰/۹۲	.۰/۹۲
درآمد ماهانه خانوار	-.۰/۳۵۴	.۰/۱۸۶	-.۰/۰۶	-.۰/۰۶
شاخص سلامت	.۰/۰۲۹	.۰/۰۳۳	.۰/۰۳۹	.۰/۰۳۹
شاخص عمومی خرید آبزیان	.۰/۰۵۲	.۰/۰۶۷	.۰/۰۴۴	.۰/۰۴۴
شاخص آگاهی از ریسک غذایی	.۰/۷۳۱	.۰/۲۳	.۰/۰۰	.۰/۰۰
شاخص آگاهی از فواید ماهی	.۱/۰۷	.۰/۱۹	.۰/۰۰	.۰/۰۰
قیمت گوشت ماهی	-.۰/۰۰۰۴	.۰/۰۰۰۲	-.۰/۰۴	-.۰/۰۴
قیمت گوشت قرمز	-.۰/۰۰۰۴	.۰/۰۰۰۱	.۰/۰۰	.۰/۰۰
قیمت تخم مرغ	-.۰/۰۰۰۴	.۰/۰۰۰۲	.۰/۰۷	.۰/۰۷
قیمت گوشت مرغ	-.۰/۰۰۰۵	.۰/۰۰۰۶	.۰/۰۳۸	.۰/۰۳۸
قیمت برنج	.۹/۵۵ ۵-۰۶	.۰/۰۰۰۲	.۰/۰۷	.۰/۰۷
تغییرات فصلی	.۰/۲۸	.۰/۰۳۶	.۰/۰۳۵	.۰/۰۳۵
مسافت	-.۰/۰۶۲	.۰/۰۳۱	-.۰/۰۴	-.۰/۰۴
آستانه اول	.۶/۵۱	.۱/۰۵		
آستانه دوم	.۹/۶۳	.۱/۶۴		
آستانه سوم	.۱۲/۲۶	.۱/۷۵		

Wald chi2 = 92.35
Prob > chi2 = 0.000Logpseudolikelihood = -188.04
Pseudo R² = .198

جدول ۴- نتایج حاصل از آزمون رگرسیون‌های موازی- آزمون بونت

متغیر	درجه آزادی	سطح احتمال	آماره کی-دو	آماره کی-دو
کل		.۴۹/۳۳*	.۰/۰۴	.۳۴
سن سرپرست خانوار		.۱/۸۰	.۰/۴۰	۲
اندازه خانوار		.۱/۱۹	.۰/۰۵۵	۲
وجود کودک زیر ده سال		.۱۳/۱۲۳	.۰/۰۰	۲
افراد با بیماری‌های خاص		.۴/۷۸	.۰/۰۹	۲
سطح تحصیلات سرپرست خانوار		.۲/۸۹	.۰/۰۳	۲
درآمد ماهانه خانوار		.۷/۰۲	.۰/۰۳	۲
شاخص سلامت		.۰/۶۵	.۰/۰۷۲	۲
شاخص عمومی خرید آبزیان		.۰/۶۱	.۰/۰۷۳	۲
شاخص آگاهی از ریسک غذایی		.۱/۹۲	.۰/۰۳۸	۲
شاخص آگاهی از فواید ماهی		.۸/۲۵	.۰/۰۱	۲
قیمت گوشت ماهی		.۳/۳۴	.۰/۱۸	۲
قیمت گوشت قرمز		.۰/۵۱	.۰/۰۷۷	۲
قیمت تخم مرغ		.۹/۲۶	.۰/۰۱	۲
قیمت گوشت مرغ		.۳/۹۹	.۰/۱۳	۲
قیمت برنج		.۲/۳۲	.۰/۳۱	۲
تغییرات فصلی		.۸/۰۴	.۰/۰۱	۲
مسافت		.۱۲/۲۴	.۰/۰۰	۲

*- مقدار آماره معنی‌دار نشان می‌دهد که فرض رگرسیون‌های موازی نقض شده است.

صرف ماهانه و هفتگی گوشت ماهی خانوار نسبت به احتمال عدم صرف و صرف سالانه آن بیشتر است. همچنین، با توجه به معنی-داری ضریب این متغیر در سطح ۲ می‌توان گفت که با افزایش سن سپرست خانوار، احتمال صرف هفتگی ماهی نسبت به احتمال عدم صرف، صرف سالانه و صرف ماهانه آن بیشتر خواهد بود. ضریب معنی و معنی دار متغیر اندازه خانوار در سطح یک نشان می‌دهد که با افزایش بعد خانوار، تمایل به عدم صرف و صرف سالانه ماهی نسبت به صرف ماهانه و هفتگی آن بیشتر است. ضریب این متغیر در سطح دو نیز معنی و معنی دار شده است، یعنی؛ با افزایش تعداد افراد خانوار، احتمال عدم صرف، صرف سالانه و صرف ماهانه گوشت ماهی نسبت به صرف هفتگی آن افزایش خواهد یافت.

ضریب معنی و معنی دار متغیر حضور کودک زیر ده سال در خانواده در سطح صفر حاکی از آن است که با حضور کودک زیر ده سال در خانواده، تمایل به صرف سالانه، ماهانه و هفتگی ماهی نسبت به تمایل به عدم صرف آن کاهش می‌یابد که این امر می‌تواند ناشی از ناخوشایند بودن طعم ماهی برای کودکان خانوارهای این سطح مصرفی باشد. ضریب این متغیر در سطح ۱ و ۲ مثبت و معنی-دار می‌باشد.

بر اساس نتایج جدول ۵ ستون مربوط به سطح صفر، گروه یک (عدم صرف ماهی) را با گروههای ۲، ۳ و ۴ مقایسه می‌کند. ستون مربوط به سطح یک، گروههای ۱ (عدم صرف ماهی) و ۲ (صرف سالانه گوشت ماهی) را با گروههای ۳ (صرف ماهانه) و ۴ (صرف هفتگی) مقایسه می‌کند و ستون مربوط به سطح ۲ گروههای ۱، ۲ و ۳ را با گروه ۴ مورد مقایسه قرار می‌دهد. از این‌رو، ضرایب مثبت نشان می‌دهند که مقادیر بیشتر متغیر توضیحی، احتمال قرار گیری پاسخ دهنده‌گان را در سطوح بالاتر صرف نسبت به سطح جاری افزایش می‌دهد، در حالی که ضرایب منفی نشان می‌دهند که مقادیر بالاتر متغیر توضیحی، احتمال بودن در گروه جاری یا گروه پائین‌تر را افزایش می‌دهد.

نتایج آزمون والد کی - دو نشان می‌دهد که کل رگرسیون در سطح ۱ درصد معنی دار است. همچنین بر اساس Pseudo-R² محاسبه شده (۰/۳۶۸)، می‌توان گفت که الگوی لاجیت ترتیبی تمیم یافته از سطح بالایی از نیکویی برازش برخوردار بوده و متغیرهای توضیحی مورد استفاده، میزان بالایی از تغییرات احتساب خانوار در سطوح مختلف صرف ماهی را توضیح می‌دهند.

ضریب تخمینی مثبت و معنی دار متغیر سن سپرست خانوار در سطح یک نشان می‌دهد که با افزایش سن سپرست خانوار، احتمال

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد مدل احتمالات لاجیت ترتیبی تعمیم یافته

متغیر	سطح دو	سطح یک	سطح صفر	سطح ۱
سن سپرست خانوار	-۰/۰۰۷	-۰/۰۳۲*	-۰/۰۰۷	-۰/۰۶۱*
اندازه خانوار	-۰/۰۷۰	-۰/۰۲۹۱*	-۰/۰۷۰	-۰/۰۴۷۷*
افراد با بیماری‌های خاص	-۱/۰۲۲*	-۰/۰۷۸۵*	-۱/۰۲۲*	-۰/۰۶۷۷
وجود کودک زیر ده سال	-۱/۰۴۸**	-۰/۰۶۹**	-۱/۰۴۸**	۲/۰۵۵*
سطح تحصیلات سپرست خانوار	-۰/۰۳۲۳	-۰/۰۰۷۴	-۰/۰۳۳۸	-۰/۰۳۳۸
سطح درآمد ماهانه	-۰/۰۶۵**	-۰/۰۵۳۵**	-۰/۰۶۷۹	-۰/۰۶۷۹
شخص سلامت	-۰/۰۳۹	-۰/۰۰۵۱	-۰/۰۹۲	-۰/۰۹۲
شخص عمومی خرید ماهی	-۰/۰۰۷۷	-۰/۰۰۱۹	-۰/۰۱۲۶	-۰/۰۱۲۶
شخص آگاهی از ریسک غذایی	-۰/۰۳۱**	-۰/۰۳۶**	-۰/۰۲۹۰	-۰/۰۲۹۰
شخص آگاهی از فواید آبزیان	۲/۰۲۸**	-۰/۰۷۳۵**	-۰/۰۴۶۹	-۰/۰۴۶۹
قیمت گوشت ماهی	-۰/۰۰۰۱۴**	-۰/۰۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۰۹
قیمت گوشت مرغ	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۰۴
قیمت گوشت قرمز	-۰/۰۰۰۵**	-۰/۰۰۰۰۵**	-۰/۰۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۰۳
قیمت تخم مرغ	-۰/۰۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۱**	-۰/۰۰۰۰۱*	-۰/۰۰۰۰۱*
قیمت برنج	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۰۵
مسافت	-۰/۰۱۸۷**	-۰/۰۱۹۰**	-۰/۰۲۵۵	-۰/۰۲۵۵
تغییرات فصلی	۱/۰۶**	-۰/۰۴۸	-۰/۰۹۴**	-۰/۰۹۴**
عرض از مبدأ	۵/۰۲۴	-۰/۰۵۸**	-۰/۰۸۶	-۰/۰۸۶

Logpseudolikelihood = - 148.244
Wald chi2 = 160.3

Pseudo R² = 0.368
Prob > chi2 = 0.000

** سطح احتمال ۵ درصد و * سطح احتمال ده درصد

تعیین کننده سطح و نوع مواد غذایی مصرفی به شمار می‌آید و با افزایش درآمد، کیفیت و سطوح مواد غذایی خریداری شده توسط مصرف‌کنندگان افزایش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی‌دار متغیرهای شاخص آگاهی از فواید آبزیان و شاخص آگاهی از ریسک غذایی در دو سطح صفر و یک حاکی از آن است که تمایل افراد با سطح آگاهی بالاتر نسبت به فواید آبزیان و نیز افرادی که سطح آگاهی بالای نسبت به خطرزا بودن مواد مضر غذایی دارند به مصرف هفتگی و ماهانه ماهی نسبت به مصرف سالانه و عدم مصرف ماهی بیشتر است. همچنین، تمایل این افراد به عدم مصرف ماهی کمتر از تمایل به مصرف سالانه، ماهانه و هفتگی آن است. ضریب متغیر فاصله محل سکونت افراد از نزدیکترین فروشگاهی که اقدام به خرید ماهی از آن می‌کنند در سطح صفر مثبت و معنی‌دار بوده ولی در سطح یک، منفی و معنی‌دار می‌باشد.

ضریب متغیر تغییرات فصلی نیز در سطح صفر، مثبت و معنی‌دار بوده ولی در سطح، ۲ منفی و معنی‌دار شده است. ضریب مثبت این متغیر در سطح صفر نشان می‌دهد که در فصول پائیز و زمستان، تمایل خانوارهای مصرف ماهی، بیش از تمایل به عدم مصرف آن است.

یعنی وجود کودک زیر ده سال در خانواده، تمایل به مصرف ماهانه و هفتگی گوشت ماهی را نسبت به تمایل به عدم مصرف و مصرف سالانه آن افزایش می‌دهد. به عنوان مثال کودک متعلق به خانوارهای واقع در سطح مصرف سالانه می‌تواند دارای ذاته‌ای متفاوت از کودکان واقع در سایر طبقات باشد.

ضریب متغیر سطح درآمد ماهانه خانوار در دو سطح صفر و یک، منفی و معنی‌دار می‌باشد. ضریب منفی این متغیر در سطح صفر نشان می‌دهد که با افزایش سطح درآمد ماهانه خانوار، تمایل خانوارهای ماهی نسبت به مصرف سالانه، ماهانه و هفتگی گوشت ماهی بیشتر است. همچنین، ضریب منفی و معنی‌دار این متغیر در سطح ۱ نشان می‌دهد که با افزایش سطح درآمد خانوار، تمایل به مصرف ماهانه و هفتگی گوشت ماهی نسبت به تمایل به مصرف سالانه و عدم مصرف آن کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، افزایش در سطح این متغیر توضیحی، به احتمال سطوح پایین‌تری از مصرف گوشت ماهی در خانوار منجر می‌شود. با توجه به این که بیشترین نوع ماهی مصرفی پاسخ دهنده‌گان از نوع قزل آلا می‌باشد، ممکن است این اثر منفی نشان‌دهنده کاهش گرایش خانوارها به مصرف این نوع ماهی و تمایل آنها به مصرف سایر ماهی‌ها یا حتی آبزیان با کیفیت بهتر و قیمت بالاتر باشد، چرا که درآمد یکی از عوامل مهم

جدول ۶- اثرات نهایی محاسبه شده برای گروه‌های مختلف خانوارها از نظر سطح مصرف

متغیر	(خانوارهای بدون مصرف ماهی)	اثر نهایی ۱	اثر نهایی ۲	اثر نهایی ۳	اثر نهایی ۴
	ماهی	(خانوارهای با سطح مصرف سالانه ماهی)	(خانوارهای با سطح مصرف ماهی)	(خانوارهای با سطح مصرف هفتگی)	(خانوارهای با سطح
سن سپرست خانوار	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۷۲*	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	
اندازه خانوار	۰/۰۰۲۳	۰/۰۶۲*	-۰/۰۵۳	-۰/۰۱*	
افراد با بیماری‌های خاص	۰/۰۵۳	-۰/۰۲۳*	۰/۱۹۳*	-۰/۰۱۳	
وجود کودک زیر ده سال	۰/۰۶۰۳*	-۰/۴۳۷***	۰/۲۸۶***	۰/۰۹۱*	
سطح تحصیلات سپرست خانوار	۰/۰۱۰۵	-۰/۰۲۷	۰/۰۲۴	-۰/۰۰۷	
سطح درآمد ماهانه	۰/۰۳۱***	۰/۰۸۶*	-۰/۱۳۲***	۰/۰۱۵*	
شاخص سلامت	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	
شاخص عمومی خرید ماهی	۰/۰۰۰۲۵	۰/۰۰۶۷	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	
شاخص آگاهی از ریسک غذایی	۰/۰۲۶۹***	-۰/۰۷۱***	۰/۲۹۲***	۰/۰۰۶	
شاخص آگاهی از فواید آبزیان	۰/۰۲۴۱***	-۰/۰۰۸۷	۰/۱۷۲***	-۰/۰۱۰	
قیمت گوشت ماهی	۴/۴۹ ۵ -۰.۶ *	-۲/۷۴ ۵ -۰.۷	-۲/۱۸ ۵ -۰.۶	-۲/۰۳ ۵ -۰.۶*	
قیمت گوشت مرغ	۴/۷۰ ۵ -۰.۶	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱	۷/۷۶ ۵ -۰.۷	
قیمت گوشت قرمز	۱/۴۸ ۵ -۰.۶*	-۸/۵۴ ۵ -۰.۶***	۹/۲۵ ۵ -۰.۶***	۷/۶۷ ۵ -۰.۷	
قیمت تخم مرغ	۱/۵۸ ۵ -۰.۶	-۰/۰۰۰۳***	۰/۰۰۰۲***	۳/۰۲ ۵ -۰.۶	
قیمت برنج	۱/۱۹ ۵ -۰.۶	۷/۵۴ ۵ -۰.۷	۳/۰۵ ۵ -۰.۶	۱/۱۰ ۵ -۰.۶	
مسافت	-۰/۰۰۶۱*	۰/۰۴۸***	-۰/۰۳۶***	-۰/۰۰۵۶*	
تغییرات فصلی	-۰/۰۴۷*	-۰/۰۶۱	۰/۱۴۷	-۰/۰۳۸*	

* و ** به ترتیب سطح احتمال ۵ درصد و سطح احتمال ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

صرف ماهی خانوار به میزان ۰/۲۹۲ افزایش می‌یابد. افزایش یک واحدی این شاخص، احتمال قرار گرفتن خانوارهایی که سطح مصرف ماهی آنها سالی چند بار است در گروه خانوارهای دارای سطوح بالاتر مصرف را به میزان ۰/۲۷۱ کاهش می‌دهد. علامت اثر نهایی متغیر فاصله محل سکونت خانوار از نزدیکترین فروشگاهی که اقدام به خرید گوشت ماهی از آن می‌کنند در سطح دوم مصرف ماهی ثابت و در سطوح دیگر مصرف، منفی می‌باشد. یعنی با افزایش یک واحدی بعد مسافت و ثابت ماندن سایر متغیرهای مدل، احتمال افزایش سطح مصرف خانوارهای واقع در گروه ۲ به میزان ۰/۰۴۸ افزایش می‌یابد. همچنین، با افزایش یک واحدی بعد مسافت و ثابت نگهداشتن سایر متغیرهای مدل، احتمال افزایش سطح مصرف خانوارهای واقع در گروه ۳ به میزان ۰/۰۳۶ کاهش می‌یابد که با توجه به نقض فرض رگرسیون‌های موائز چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نیست.

نتیجه گیری و پیشنهادها

نتایج مورد استناد مطالعه حاضر نشان داد که مصرف ماهی درصد قابل توجهی از خانواده‌ها (۴۵/۶۴ درصد) به صورت سالانه بوده و ۱۴/۸۷ درصد آنها به هیچ وجه گوشت ماهی مصرف نمی‌کنند. مصرف گوشت ماهی ۳۱/۸ درصد به صورت ماهانه و تنها مصرف ۷/۶۹ درصد آنها به صورت هفتگی می‌باشد. به دلیل ماهیت ترتیبی تعداد دفعات مصرف گوشت ماهی، ابتدا مدل لاجیت ترتیبی مورد استفاده قرار گرفت، ولی با توجه به نقض فرض رگرسیون‌های موائز در این مدل، مدل لاجیت ترتیبی تعیین یافته برآورد شد. بدین ترتیب، احتمال قرارگیری خانواده‌ها در هر یک از سطوح مصرف با استفاده از متغیرهای فردی و اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر مصرف ماهی خانوار تعیین گردید. یافته‌های این تحقیق می‌تواند برای تولیدکنندگان بخش شیلات که استراتژی‌های تولیدشان را مطابق خصوصیات مصرف کننده ترتیب می‌دهند و نیز برای بنگاههایی که ماهی و سایر محصولات دریایی را به بازار عرضه می‌کنند، مفید واقع گردد. این محصولات نه تنها برای طبقه معینی از خانواده‌ها با مجموعه‌ای از ویژگی‌ها می‌توانند تولید شوند، بلکه همه طبقات مصرف کننده با استفاده از سیاست‌های تشویقی مناسب، می‌توانند به مصرف بیشتر گوشت ماهی ترغیب گردد.

موارد زیر به عنوان سیاست‌هایی در جهت افزایش مصرف ماهی پیشنهاد می‌گردد:

- مطابق یافته‌های تحقیق، ارتباط منفی میان قیمت ماهی و تقاضا برای مصرف آن وجود دارد. یکی از عوامل مؤثر بر افزایش قیمت ماهی، افزایش هزینه‌های تولید ماهی است. سیاست‌هایی که مانع افزایش هزینه‌های ماهیگیری شوند، منجر به شکل‌گیری قیمت

با توجه به عدم تفسیر کمی مقادیر ضرایب جدول ۵ اثرات نهایی برای گروههای مختلف خانوارها از نظر تعداد دفعات مصرف گوشت ماهی مورد محاسبه قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است. در مورد متغیرهای دو حالت (مجازی)، اثر نهایی، تغییر در احتمالات پیش‌بینی شده را بر این مبنای آیا فرد در وضعیت مورد نظر قرار دارد یا خیر، نشان می‌دهد. به طور کلی می‌توان گفت اثرات نهایی، میزان تغییر در احتمالات پیش‌بینی شده برای مصرف تعداد دفعات بیشتر گوشت ماهی یک خانوار را به ازای یک واحد تغییر در یک متغیر خاص توضیحی (میانگین داده‌های مصرف کنندگان) معنی می‌دهد.

اثر نهایی سن سپریست خانوار تنها برای خانواده‌های واقع در گروه ۲ معنی دار بوده و دارای علامت منفی می‌باشد. یعنی با افزایش یک واحد سن سپریست خانوار و ثابت ماندن سایر متغیرها، احتمال افزایش مصرف خانواده‌ایی که دارای سطح مصرف سالانه ماهی است به میزان ۰/۰۰۷۲ کاهش می‌یابد. علامت اثر نهایی متغیر وجود کودک زیر ده سال تنها برای سطح مصرف دوم منفی بوده و برای سایر سطوح مصرف ثابت می‌باشد. بیشترین اثر نهایی مثبت متعلق به گروه ۳ یعنی خانوارهای دارای سطح مصرف ماهانه گوشت ماهی است. یعنی با افزایش یک واحد این متغیر (رفتن از صفر به یک) و ثابت نگهداشتن سایر متغیرهای مدل، احتمال قرار گرفتن خانوار در سطوح بالای مصرف ماهی به میزان ۰/۱۹۳ واحد افزایش می‌یابد. اثر نهایی متغیر سطح درآمد ماهانه خانوار در سطوح اول، دوم و چهارم مثبت (عدم مصرف ماهی، مصرف سالی چند بار گوشت ماهی و مصرف هفتگی) بوده و در سطح سوم (صرف ماهانه گوشت ماهی) منفی است. این امر حاکی از آن است که افزایش یک واحد درآمد افراد، سبب ایجاد تغییرات مثبت در احتمالات سطح مصرف سالانه، هفتگی و سطح عدم مصرف ماهی و تغییرات منفی در سطح مصرف ماهانه شده است. بیشترین تأثیر مثبت درآمد ماهانه در سطح (گروه ۲) یا سطح مصرف سالانه ماهی است. به طوری که با یک واحد افزایش درآمد و ثابت ماندن سایر شرایط در میان خانواری که در گروه خانوار با مصرف سالی چند بار ماهی قرار می‌گیرند، احتمال افزایش مصرف ماهی به اندازه ۰/۰۸ افزایش می‌یابد. با افزایش یک واحد درآمد در گروه ۳ با سطح مصرف ماهانه گوشت ماهی و ثابت ماندن سایر متغیرهای مدل، احتمال افزایش مصرف ماهی به اندازه ۰/۱۳۲ کاهش می‌یابد. علامت اثر نهایی متغیر شاخص آگاهی از ریسک غذایی برای گروه ۱ و ۲ یعنی خانوارهای واقع در گروه بدون مصرف ماهی و دارای سطح مصرف سالانه ماهی، منفی بوده و برای سایر سطوح مصرف ماهی، مثبت است. بیشترین اثر نهایی مثبت متعلق به گروه ۳ با سطح مصرف ماهانه گوشت ماهی است. یعنی با افزایش یک واحد این شاخص و ثابت ماندن سایر شرایط، احتمال افزایش سطوح

باشد. به عنوان مثال با توجه به مهم بودن بو و مزه ماهی پرورشی برای مصرف کنندگان، توصیه می‌شود به منظور کاهش بو و طعم نامطبوع این ماده غذایی، به کیفیت آبی که ماهی در آن پرورش داده می‌شود و نیز تغذیه آن با موادی که بو و مزه آنها کمتر در گوشت ماهی استشمام می‌شود، توجه شود.

- آموزش عرضه کنندگان ماهی و سایر محصولات شیلاتی با چگونگی و نحوه نگهداری و عرضه می‌تواند عاملی باشد تا علاوه بر افزایش کیفیت ماهی یا به طور کلی آبزیان، تمایل مردم به خرید از آنها را افزایش دهد.

- به تولید و فراورده های شیلاتی با توجه به ترجیحات مصرف کنندگان تنوع داده شود و به خانوارها آموزش های لازم در راستای پخت غذاهای متنوع از ماهی داده شود.

ماهی در سطوح مناسب خواهد گردید. در واقع سوبسیدهای نظری کاهش قیمت انرژی و عرضه بچه ماهی می‌توانند برای حمایت از بخش تولید در نظر گرفته شوند. این مورد به طور غیر مستقیم و مثبت تفاضلی مصرف ماهی را تحت تاثیر قرار خواهد داد.

- آگاهی تقدیمهای یکی از عوامل مهم در انتخاب برنامه غذایی و شکل‌گیری الگوی غذایی است. کمبود آگاهی به هر علت و سببی که باشد، منجر به انتخاب غلط موارد غذایی و کمبود یا عدم استفاده از برخی مواد خوراکی دیگر می‌شود. لذا آگاه کردن جامعه نسبت به خواص تغذیه‌ای محصولات دریایی و تأثیری که در سلامت انسان و پیشگیری از انواع بیماری‌ها دارند، مؤثر خواهد بود. در این میان، رسانه‌های گروهی می‌توانند با تبلیغات صحیح، جالب و جذاب، مردم را به مصرف هر چه بیشتر ماهی و سایر آبزیان تشویق کنند.

- تولید کنندگان به ترجیحات مصرف کننده توجه بیشتری داشته

منابع

- ۱- الهی راد ج. ۱۳۸۶. شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر میزان مصرف مصرف کنندگان ماهی بر مبنای مدل 4C و به روش AHP (مطالعه موردي استان آذربایجان شرقی). پایاننامه دوره کارشناسی ارشد. دانشگاه سمنان، دانشکده علوم انسانی، گروه مدیریت بازرگانی- گرایش بازاریابی.
- ۲- دلاروی ع، عالیخانی س. و علاء الدینی ف. ۱۳۸۴. گزارش وضعیت مطالعات عوامل خطر بیماری‌های غیر واگیر ایران. وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، معاونت سلامت، مرکز مدیریت بیماری‌ها. مرکز نشر صدا، تهران.
- ۳- سازمان شیلات ایران. ۱۳۹۱. سالنامه آماری شیلات ایران. قابل دسترسی در سایت اینترنتی: www.fisheries.ir
- ۴- سیف فرشد. م. ۱۳۸۴. گزارش نهایی طرح بررسی عوامل خطر بیماری‌های غیر واگیر استان آذربایجان شرقی. معاونت بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی و درمانی تبریز. قابل دسترسی در سایت اینترنتی: <http://eazphcp.tbzmed.ac.ir>
- ۵- شاهنوشی ن، فیروز ع، ژاله رجبی م، دانشور م، و دهقانیان س. ۱۳۹۰. کاربرد الگوی لاجیت ترتیبی در بررسی عوامل مؤثر بر ضایعات نان (مطالعه موردي شهر مشهد). مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۶، صفحه ۱۱۱-۱۳۲.
- ۶- شرکت سهامی شیلات ایران. ۱۳۷۷. بررسی عوامل مؤثر بر مصرف ماهی در شهر شیراز. پژوهه تحقیقاتی. نمایندگی شیلات فارس.
- ۷- محمد رضایی ر. ۱۳۸۴. اقتصاد، تولید و بازاریابی محصولات شیلاتی. طرح پژوهشی. دانشگاه تبریز.
- 8- Debdulal M. 2008. Marginal and interaction effects in ordered response models. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/13325/>.
- 9- Darko F., Quarainie K., Olynk N., Dennis J. and Doering O. 2011. Consumer Preference for farmed Tilapia and Catfish in Ghana and Kenya. Aquaculture America, Neworleans, Louisiana, Online at: <http://www.was.org/documents/>.
- 10- Deaton A. 1988. Quality, Quantity and spatial variation of price. American Economic Review, 78: 418-430.
- 11- Dhehibi B., Lachaal L., Chebil A. 2005. Demand Analysis for fish in Tunisia: An empirical approach. Paper prepared at the XIth congress of the EAAE, Copenhagen, Denmark.
- 12- Green W.H. 2003. Econometric Analysis. New York, Macmillan Press.
- 13- Guan A.T. and Heng H.L. 2005. Determinants of Malaysian household expenditures on freshfish, shellfish and processed fish. Selected paper presented at the 5th international conference of Asian society of agricultural economists, Zahedan, Iran.
- 14- Kaya T., Sezgin A., Kumbasaroglu H., and Kulekci M. 2011. Determining the meat consumption in Erzurum province and the factors affecting the case. Journal of Animal and Veterinary Advances, 10(8): 959- 964.
- 15- Myrland O., Johnston R. and Lund F. 2000. Determinants of seafood consumption in Norway: life

- style, revealed, barriers to onsumption. Review in food quality and preferences, Tromso, 11(3): 169-188.
- 16- Sayin C., Emre Y., Mencet M.N., Karaman S. and Tascioglu Y. 2010. Analysis of factors affecting fish purchasing decisions of the household: Antalya district case. Journal of Animal and Veterinary Advance, 9(12): 1689-1695.
- 17- Stata data analysis examples: ordinal logistic regression on line at: www.ats.ucla.edu > stat > stata >dae.
- 18- Wang L. 2003. Consumption of Salmon: A survey of supermarkets in China. Msc thesis. Department of economics and management, Norwegian college of fishery science, university of Tromso, Norway.
- 19- Williams R. 2006. Generalized ordered logit / partial proportional odds models for ordinal dependent variables. The Stata Journal, 1: 58- 82.
- 20- Williams R. 2010. Generalized ordered logit models. Midwest sociological meetings, Chicago.