بررسی مولفه‌های موثر بر مصرف ماهی تازه در ایران

سامان ضیایی[۱]، خدیجه ثمره‌هاشمی*[۱]، سیدامجد ثمره‌هاشمی[۲]

*kh.s.hashemi@gmail.com

۱- گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل ، دانشکده کشاورزی، زابل، ایران
۲- عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

تاریخ دریافت: دی ماه ۱۳۹۵ تاریخ پذیرش: خرداد ۱۳۹۶

چکیده

تحقیق حاضر عوامل موثر بر مصرف ماهی تازه در ایران را بررسی نموده است. اطلاعات مورد استفاده، شامل داده‌های هزینه و درآمد ۳۸۲۵۲ خانوار شهری و روستایی می‌باشد که در سال ۱۳۹۴ توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. با توجه به ماهیت داده‌ها، ابتدا از بین مدل‌های توبیت، هکمن و دابل هاردل براساس آزمون‌های نسبت راستنمایی و وونگ همچنین علامت ضرایب و معناداری آن‌ها، مدل دابل هاردل به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید. نتایج نشان داد متغیرهای سن و تحصیلات سرپرست، وضعیت درآمدی و جنسیت سرپرست، منطقه زندگی و نزدیکی به دریا تاثیر مثبت و معناداری در مشارکت (تصمیم به مصرف ماهی تازه) دارد و سن سرپرست، تحصیلات سرپرست و همسر، بعد خانوار، درآمد ماهانه خانوار و شاخص قیمت گوشت قرمز و مرغ تاثیر مثبت و قیمت ماهی تاثیر منفی و معناداری بر میزان مصرف ماهی دارد. از اینرو افزایش آگاهی و گسترش مراکز دسترسی می‌تواند در افزایش مصرف موثر باشد.

واژه‌های کلیدی: ماهی تازه، مدل دابل هاردل، مصرف، ایران

*نویسنده مسئول

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

مقدمه

به رغم اهمیت و نقش مهم مصرف آبزیان در تأمین پروتئین مورد نیاز بدن و سلامتی افراد و وجود مزیت‌های فراوان در تولید آنها، میزان مصرف سرانه محصولات دریایی در کشور پایین است. گرچه مصرف سرانه آبزیان از ۸۰۰ گرم در سال ۱۳۵۸ به ۹/۲ کیلوگرم در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است، اما همچنان میزان مصرف آن کمتر از نصف سطح متوسط جهانی (۱۸/۹ کیلوگرم) است (سالنامه آماری سازمان شیلات ایران،۱۳۹۳). این سطح پایین مصرف در شرایطی است که کشور ما دارای منابع آبی گسترده و ذخایر متنوع آبزیان است. بنظر می‌رسد مصرف محصولات دریایی علاوه بر اینکه متأثر از عوامل قیمتی و درآمدی است، تحت تاثیر متغیرهای دیگری نظیر اقلیم، فرهنگ، میزان دسترسی به بازار و متغیرهای دموگرافیک نیز می‌باشد. در سال‌های اخیر تلاش‌های فراوانی از سوی دولت و بخش خصوصی جهت افزایش سرانه مصرف آبزیان صورت گرفته است، بطوریکه از مهم‌ترین اهداف برنامه پنجم توسعه، بهبود سهم محصولات شیلاتی در تأمین امنیت غذایی و افزایش حمایت از تولیدکنندگان می‌باشد. دستیابی به هدف افزایش مصرف نیازمند اقدامات فراوانی در زمینه‌های مختلفی از جمله تحقیقات، زیرساخت‌ها، آموزش و فرهنگ‌سازی است (دادگر و همکاران، ۱۳۹۳). از سویی، افزایش تقاضای آبزیان که هدف اصلی سیاست‌های تولیدی در زمینه شیلات است، نیازمند تجزیه و تحلیل ساختار تقاضا و الگوی مصرف است. بعلاوه، تولیدکنندگان و سایر عوامل فعال در بازار به منظور برنامه‌ریزی و چگونگی فروش، نیازمند شناخت رفتار مصرف‌کنندگان هستند. بنابراین، آگاهی از رفتار مصرف‌کنندگان و عوامل موثر در مشارکت و مصرف آنان می‌تواند اطلاعات مفیدی را به منظور تنظیم سیاست‌ها به منظور افزایش مصرف در اختیار برنامه‌ریزان و تصمیم‌گیران ذی‌ربط قرار دهد. همچنین آگاهی از عوامل اقتصادی – اجتماعی موثر بر مصرف می‌تواند به تولیدکنندگان و بازاریابان جهت برنامه‌ریزی و تمرکز بر بخشی از جمعیت که با احتمال بیشتری مبادرت به مصرف می‌کنند، کمک نماید. از اینرو، مطالعه حاضر مصرف ماهی تازه را به عنوان فرآیندی دو مرحله‌ای با استفاده از مدل دابل هاردل مدلسازی می‌کند.

در رابطه با تقاضای آبزیان و عوامل موثر بر مصرف آن، مطالعاتی در کشور انجام گرفته است که در ادامه به طور مختصر به برخی از آنها اشاره شده است. دادگر و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی به سنجش سرانه مصرف آبزیان در مناطق شهری و روستایی استان مرکزی، عقیلی و همکاران (۱۳۸۹) بازار مصرف آبزیان و فرآورده‌های شیلاتی در شهرستان گرگان و عادلی و شعبانپور (۱۳۸۶) رفتار شهروندان تهرانی در مصرف آبزیان را بررسی نمودند. نصرتی و همکاران (۱۳۹۲)، امیرنژاد و حیدری کمال‌آبادی (۱۳۹۴) و دوراندیش و همکاران (۱۳۹۴) عوامل موثر بر مصرف ماهی و آبزیان را بترتیب در شهرستان تبریز، ساری و مشهد با استفاده از روش‌های مختلفی بررسی نمودند. در خارج از کشور نیز مطالعاتی راجع به مصرف ماهی و آبزیان و عوامل موثر بر آن صورت گرفته است که از جمله می‌توان به 2016); Erdogan *et al*., (2011); Can *et al*., (2015); Wan and Hu, (2012); Akinbode and Dipeolu, (2012); Yen and Huang, (1996) اشاره کرد. مطالعات بررسی شده نشان می‌دهد قیمت آبزیان، درآمد مصرف‌کنندگان، سن، اندازه خانوار، دسترسی به مراکز خرید، سلیقه، سطح سواد و آگاهی از مهمترین عواملی هستند که بر میزان مصرف فراورده‌های شیلاتی اثرگذارند. تمامی مطالعات داخلی در سطح یک منطقه انجام شده و جای مطالعه‌ای که در کل کشور به بررسی عوامل موثر بر میزان مصرف ماهی بپردازد، خالیست. بعلاوه، به رغم مزیت‌های فراوان مدل دابل هاردل در بررسی رفتار مصرف‌کنندگان، مطالعات داخلی که از این روش بهره برده‌اند، انگشت شمارند.

مواد و روش کار

اطلاعات اقتصادی بویژه داده‌ها در سطح خرد غالباً دارای مشاهدات صفر فراوان هستند. یک روش در مواجه با داده‌هایی که تعداد زیادی صفر دارند (متغیر وابسته سانسور شده)، استفاده از مدل توبیت استاندارد است که توسط Tobin در سال ۱۹۵۸ فرموله شد. این مدل به دلایل اقتصادی و

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

آماری دارای معایبی می‌باشد که استفاده از آن را برای کارهای تجربی نامناسب ساخته است (Aristei and Pieroni, 2008). روشی دو مرحله‌ای برای غلبه بر مشکلات الگوی توبیت پیشنهاد نمود که در آن بین عوامل موثر بر اقدام به مصرف و عوامل موثر بر میزان مصرف تمایز قائل شده است. در این روش الگوی توبیت به دو الگوی پروبیت و الگوی رگرسیون خطی شکسته می‌شود (کهنسال و سیدان، ۱۳۹۲). Cragg (۱۹۷۱) یک مدل توبیت انعطاف‌پذیرتر است که در اصطلاح مدل دابل هاردل (Double Hurdle) نامیده می‌شود، پیشنهاد نمود (Akinbode and Dipeolu, 2012). در واقع، مدل پیشنهادی کراگ فرض می‌کند برای اینکه یک مقدار مثبت برای یک مشاهده ثبت شود، باید دو فرایند (مانع) مجزا سپری شود (Aristei and Pieroni, 2008). مدل هکمن بر خلاف مدل دابل هاردل فرض می‌کند که هیچ مشاهده صفری در مرحله دوم تخمین، هنگامی که مرحله اول انتخاب سپری شده وجود نخواهد داشت (Wodjao, 2008). همانگونه که اشاره شد، مدل دابل هاردل شامل دو معادله به شرح ذیل است:

مصرف مشاهده شده:

$$y_i = d.{y_i}^{**} \qquad (1)$$

معادله مشارکت:

$${y_{i1}}^{*} = w_i.\alpha + u_i \qquad (2)$$

$$d = \begin{cases} 1 & \text{اگر } {y_{i1}}^{*} > 0 \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \qquad (3)$$

معادله مصرف:

$${y_{i2}}^{*} = \beta'.x_i + v_i \qquad (4)$$

$${y_i}^{**} = \begin{cases} {y_{i2}}^{*} & \text{اگر } {y_{i2}}^{*} > 0 \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \qquad (5)$$

که w و x بردار متغیرهای توضیحی در دو مانع، α و β بردار ضرایب تخمین زده شده و u و v اجزای اخلال هستند. سطح مثبت مصرف (y_i) زمانی مشاهده می‌شود که فرد (خانوار) یک مصرف‌کننده بالقوه باشد (d=1) و به صورت بالفعل نیز کالا را مصرف کرده باشد (${y_{i2}}^{**} > 0$). ${y_{i1}}^{*}$ یک متغیر برونزای پنهان، نشاندهنده تصمیم به مشارکت فرد یا خانوار است و ${y_{i2}}^{**}$ یک متغیر برونزای پنهان، بیانگر تصمیم فرد یا خانوار به مصرف است. u و v اجزای اخلال دو معادله هستند که $u \sim N(0,1)$ و $v \sim N(0,\sigma^2)$ است. همچنین کراگ فرض می کند که اجزای اخلال مستقل هستند. مدال دابل هاردل مستقل با روش حداکثر راست‌نمایی برآورد می‌شود. لگاریتم حداکثر راست‌نمایی این مدل به صورت ذیل است:

$$LL = \sum_{0} \ln[1 - \Phi(w_i\alpha)\Phi(\frac{x_i\beta}{\sigma_i})] + \sum_{+} \ln[\Phi(w_i\alpha)\frac{1}{\sigma_i}\varphi(\frac{y_i - x_i\beta}{\sigma_i})] \qquad (6)$$

که Φ و φ بترتیب تابع چگالی احتمال *pdf* و تابع توزیع تجمعی *cdf* برای یک متغیر تصادفی نرمال استاندارد است (Karli and Bilgic, 2007; Akinbode and Dipeolu, 2012). بررسی اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته نیاز به تجزیه و تحلیل اثرات نهایی است. با استفاده از نتایج حداکثر راستنمایی مدل دابل هاردل سه اثر نهایی متفاوت می‌تواند محاسبه شود. مهمترین آنها اثر کل بر متغیر وابسته است، به عبارتی، ارزش انتظاری y برای مقادیر متغیرهای توضیحی x، که با عنوان انتظار غیرشرطی یا میانگین غیرشرطی y معروف است و به صورت $E[y_i|x]$ نوشته می‌شود. انتظار غیر شرطی می‌تواند به دو جزء انتظار شرطی، $E[y_i|y_i > 0, x]$ -که مقادیر انتظاری y برای مقادیر متغیرهای توضیحی x به شرط $y_i > 0$ است- و احتمال مقدار مثبت y برای مقادیر متغیرهای توضیحی x، $P[y_i > 0|x]$ تجزیه شود (Eakins, 2016). میانگین غیرشرطی متغیر وابسته در مدل توبیت را به صورت ذیل تجزیه کردند:

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

$$E[y_i|x] = P[y_i > 0|x] * E[y_i|y_i > 0, x] \quad (7)$$

در مدل دابل هاردل مستقل، احتمال مشارکت و سطح شرطی مخارج بر مخارج به صورت ذیل است (Yen and Su, 1995; Mutlu and Garcia, 2006):

$$P[y_i > 0|x] = \Phi(w_i'\alpha_i)\,\Phi\left(\frac{x_i\beta}{\sigma_i}\right) \quad (8)$$

$$E[y_i|y_i > 0, x] = x_i\beta + \sigma_i\left(\frac{\emptyset\left(\frac{x_i\beta}{\sigma_i}\right)}{\Phi\left(\frac{x_i\beta}{\sigma_i}\right)}\right) \quad (9)$$

با دیفرانسیل‌گیری از معادلات بالا نسبت به متغیرهای توضیحی، اثرات نهایی و در نتیجه کشش‌ها محاسبه می‌شوند.

$$e_{\mathrm{j}} = \frac{\partial E[y_i|x]}{\partial \mathrm{x_{ij}}}\frac{\mathrm{x_{ij}}}{E[y_i|x]} = \frac{\partial P[y_i > 0|x]}{\partial \mathrm{x_{ij}}}\frac{\mathrm{x_{ij}}}{P[y_i > 0|x]} + \frac{\partial E[y_i|y_i > 0, x]}{\partial \mathrm{x_{ij}}}\frac{\mathrm{x_{ij}}}{E[y_i|y_i > 0, x]} \quad (10)$$

که نشان می‌دهد کشش روی مقدار غیر شرطی مصرف (یعنی اثر کل روی y) شامل دو جزء کشش احتمال مشارکت ($e_{\mathrm{j}}^{\mathrm{p}}$) و کشش شرطی مصرف ($e_{\mathrm{j}}^{\mathrm{cc}}$) است (Newman *et al.*, 2003; Aristei and Pieroni,2008). شایان ذکر است در مقاله حاضر، سه مدل توبیت، هکمن و دابل هاردل برآورد و سپس با توجه به آزمون‌های تشخیصی، مدل مناسب انتخاب گردید.

نتایج

حجم نمونه مورد بررسی شامل اطلاعات ۱۹۳۸۱خانوار روستایی و ۱۸۸۷۱ خانوار شهری می‌باشد که در سال ۱۳۹۴ توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده‌است. متغیرهای مورد استفاده در مدل و خصوصیات آماری آنها در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پیوسته و گسسته

Table1: Descriptive Statistics for continuous and binary variables.

متغیرهای پیوسته	کل نمونه		نمونه مصرف‌کنندگان	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
مخارج مصرفی گوشت ماهی (ریال)	۸۱۰۹۱.۷۲	۲۰۶۴۱۲	۳۷۶۱۷۲.۸	۲۹۴۳۵۸
میزان گوشت ماهی مصرفی (گرم)	۷۳۰.۹۹	۱۱۸۲۰	۳۳۹۰.۹۸	۲۵۱۹.۳۶
قیمت یک کیلوگرم گوشت ماهی	۲۶۱۰۰.۹۶	۵۴۷۳۵	۱۲۱۰۷۸.۶	۴۸۹۷۱.۹۲
سن سرپرست	۵۰.۶۶	۱۵.۷۳	۴۹.۲۵	۱۴.۴۸
سن همسر	۳۸.۶۳	۱۷.۴۶	۴۰.۱۵	۱۵.۰۹۸
درآمد ماهانه همسر	۲۰۰۱۳۴۳	۱۹۵۰۳۱۴۹	۲۸۱۴۳۷۷	۳۳۱۱۳۱۵۶
درآمد ماهانه خانوار	۴۰۴۹۵۱۳۴	۹۶۰۸۰۵۶۵	۵۱۰۱۱۱۵۷	۱۳۴۳۲۸۲۷۲
اندازه خانوار	۳.۵۹	۱.۵۴	۳.۸۷	۱.۵۷
متغیرهای گسسته	**درصد فراوانی در کل نمونه**		**درصد فراوانی بین مصرف‌کنندگان ماهی**	
سرپرست مرد	۸۶.۲۷		۹۰.۷۹	
سرپرست باسواد	۷۲.۰۰		۸۱.۱۲	
همسر باسواد	۶۷.۲۶		۷۵.۲۴	
سرپرست دارای درآمد	۹۴.۳۸		۹۵.۰۸	
استان ساحلی	۲۳.۰۹		۴۹.۸۸	
مناطق شهری	۴۹.۳۳		۵۸.۰۷۶	

ماخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

متوسط درآمد ماهانه خانوار در سال ۱۳۹۴ حدود ۴۰۵۰۰۰۰۰ریال می‌باشد. میزان متوسط مصرف ماهی در کل نمونه کمتر از ۷۵۰ گرم در ماه است. تنها ۲۱.۵ درصد از خانوار در ماه مورد بررسی ماهی تازه مصرف نموده‌اند که متوسط مصرف این خانوارها ۳۳۹۰ گرم ماهی با میانگین قیمت ۱۲۱۰۷۸ ریال به ازای هر کیلوگرم می‌باشد. با توجه به این‌که دسترسی به بازار از عوامل مهم و تعیین کننده در مصرف کالا و بویژه مواد غذایی فسادپذیر می‌باشد، به منظور بررسی این عامل، دو متغیر دامی شهری یا روستایی و ساحلی یا غیرساحلی بودن مناطق وارد مدل شده است. بیش از ۷۶ درصد اطلاعات هزینه‌ای خانوار مربوط به استان‌های غیر ساحلی و ۴۹/۳۳ درصد مربوط به مناطق شهری می‌باشد.

با توجه به آماره‌های مندرج در جدول ۲ و معناداری و علامت پارامترها در جدول ۳، مدل دابل هاردل نسبت به مدل مقید (توبیت) و هکمن دارای برتری است و علامت متغیرها در مدل دابل هاردل با واقعیت سازگاری بیشتری دارد.

جدول ۲: آزمون‌های تشخیص مدل

Table 2: Diagnostic tests.

آزمون‌های تشخیص	نام آزمون	آماره آزمون	نتیجه
مدل توبیت استاندارد در برابر مدل دابل هاردل مستقل	*LR*	۱۰۴۵۸.۶	رد مدل توبیت
مدل دابل هاردل مستقل در برابر مدل هکمن	*Vuong test*	۶۴.۳	رد مدل هکمن

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: نتایج برآورد مدل توبیت، هکمن و دابل هاردل

Table 3: Parameter Estimates of Tobit, Heckman and Double-hurdle Models.

نام متغیر	مدل توبیت	مدل هکمن		مدل دابل هاردل	
		مرحله اول	مرحله دوم	مرحله اول	مرحله دوم
سن سرپرست	۹.۵۴۶*	۰.۰۰۳	-۲۱.۱۰۹	۰.۰۰۳	۱۲.۴۳
سن همسر	۲۱.۵۴۰*	۰.۰۱۲*		۰.۰۱۲*	
سواد سرپرست	۹۵.۶۷۳	۰.۴۱۲	۲۱۸.۷۲*	۰.۴۱۲	۶۱۲.۸۹
سواد همسر	۲۷۲.۴۵۸*		۹۴.۳۸*		۶۷.۳۲
وضعیت درآمدی (دارای درآمد=۱ بدون درآمد=۰)	۱۴۹.۳۹۲	۰.۱۹۲		۰.۱۹۲	
جنسیت سرپرست (مرد=۱، زن=۰)	۲۱۱.۹۲۱	۰.۱۰۳۹*		۰.۱۰۳۹	
اندازه خانوار	-۳۲۱.۱۲۳		۳۲۸.۲۱		۵۶۰.۱۷
درآمد ماهانه خانوار	۲.۲۱ (-۵)		۳.۹۱ (-۷)		۱.۰۹ (-۶)
درآمد ماهانه همسر	۴.۸۳ (-۵)*		۳.۳۵ (-۶)*		۲.۰۴ (-۷)*
شاخص قیمت گوشت قرمز و مرغ	۰.۰۷۳۸		۰.۰۰۳۷		۰.۰۰۶۴
منطقه (شهر=۱، روستا=۰)	-۹۴۸.۴*	۰.۱۲۹		۰.۱۲۹	
نزدیکی به دریا (ساحلی=۱غیرساحلی=۰)	۴۵۹۳.۸۲	۰.۶۲۹		۰.۶۲۹	
قیمت گوشت ماهی	۰.۱۰۳		-۰.۳۴		-۰.۱۱
log likelihood	-۶۹۵۸.۳۹		-۶۵۹۲۸.۲		-۹۷۸۹۰.۴۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق *: عدم معناداری (): ده به توان عدد داخل پرانتز

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

طبق آنچه که در بخش‌های قبل بیان گردید، متغیرهایی که در مرحله اول مدل دابل هاردل وارد می‌شوند، در واقع عواملی هستند که بر تصمیم به مشارکت در مصرف ماهی موثرند. مطابق جدول ۳، تمامی متغیرهای مورد بررسی در این مرحله دارای علامت مثبت و بجز متغیر سن همسر از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. بدین معنا که افزایش این متغیرها احتمال مصرف (مشارکت) را افزایش می‌دهد. بدین ترتیب با افزایش سن، احتمال مصرف این ماده مغذی افزایش می‌یابد. در واقع، با توجه با اینکه افزایش سن، احتمال ابتلا به انواع بیماری‌ها را افزایش می‌دهد، گرایش افراد به مصرف مواد غذایی سالم‌تر بیشتر می‌شود. علامت و معناداری ضریب متغیر سواد سرپرست را نشان می‌دهد. با افزایش آگاهی و دانش خانوار، احتمال مصرف ماهی افزایش می‌یابد. خانوارهای دارای درآمد نیز نسبت خانوارهای بدون درآمد با احتمال بیشتری تصمیم به مصرف ماهی می‌گیرند که مطابق با واقعیت است. در واقع، اینکه خانوارها چه کالاهایی را خریداری کنند تا حد زیادی به وضعیت درآمدی آنها بستگی دارد. متغیر جنسیت سرپرست نشان می‌دهد که سرپرست مرد احتمال مشارکت در مصرف را افزایش می‌دهد. شهری یا روستایی بودن و ساحلی یا غیر ساحلی بودن دو متغیری هستند که به منظور بررسی اثر میزان دسترسی و سهولت خرید خانوار در مدل وارد شده‌اند. هر دو متغیر، معنادار و دارای علامت مثبت هستند، بدین معناست که خانوارهای شهری نسبت به خانوارهای روستایی و افرادی که مسافت کمتری تا دریا دارند با احتمال بیشتری در مصرف ماهی تازه مشارکت می‌کنند. متغیرهای مرحله دوم مدل دابل هاردل، عواملی هستند که بر میزان مصرف ماهی تازه توسط افراد موثرند. تمامی متغیرهای مورد بررسی در این مرحله بجز متغیر درآمد ماهانه همسر از لحاظ آماری معنادار هستند. براساس این تخمین، با افزایش سن سرپرست میزان مصرف ماهی افزایش می‌یابد که مطابق انتظار است. سواد نیز موجب افزایش آگاهی از سودمندی و خواص این ماده غذایی و در نتیجه مصرف بیشتر آن می‌گردد. علامت مثبت ضریب بعد خانوار نشان می‌دهد که میزان مصرف ماهی در خانوارهای کم جمعیت نسبت به خانواده‌های پرجمعیت کمتر است. میزان درآمد ماهانه خانوار نیز یکی دیگر از متغیرهایی است که دارای ضریب مثبت و معناداری است و این کاملا قابل پیش‌بینی و توجیه است. هرچه درآمد خانوار بیشتر باشد، سبد غذایی متنوع‌تر و سالم‌تری را انتخاب می‌کنند. لذا، به میزان بیشتری به مصرف ماهی مبادرت می‌ورزند. اما درآمد ماهانه همسر تاثیر معناداری بر میزان مصرف ماهی ندارد. شاید علت این است که تنها ۷ درصد از نمونه مورد بررسی، همسر دارای درآمد ماهانه است. متغیر شاخص قیمت گوشت قرمز و مرغ دارای علامت مثبت است که نشان می‌دهد، افزایش قیمت گوشت قرمز و مرغ، موجب افزایش مصرف ماهی می‌شود که جانشینی این کالاها را نشان می‌دهد. قیمت گوشت ماهی با علامت منفی در معادله ظاهر شده است که حاکی از این است که با افزایش قیمت ماهی، میزان مصرف آن کاهش می‌یابد و در واقع، تاییدی بر قانون تقاضاست.

جدول ۴ کشش‌های شرطی، احتمال و غیرشرطی را نشان می‌دهد. ستون احتمال، احتمال مشارکت در مصرف یا تصمیم به مصرف را نشان می‌دهد. بنابراین علامت مثبت، بیانگر افزایش در احتمال مصرف است. کشش شرطی، به خانواده‌هایی که مخارج مثبت دارند (کسانی که در مصرف مشارکت داشته‌اند) اشاره دارد و مقدار مثبت آن بیانگر این است که خانوارهایی که در نمونه (در حال حاضر) ماهی مصرف نموده‌اند، مقدار بیشتری مصرف خواهند داشت و برعکس. کشش غیرشرطی به اثر غیرشرطی بر سطح مصرف اشاره دارد (اثر کل). بنابراین، همه خانوارهای تحت بررسی –حتی کسانی که در حال حاضر مصرف‌کننده نیستند- را دربردارد. بیشترین کشش کل مربوط به متغیر وضعیت درآمدی (۰/۵۵) است که نشان می‌دهد با ثبات سایر شرایط، خانوارهایی که دارای درآمد هستند، ۰.۵۵ درصد بیشتر ماهی مصرف می‌کنند، بطوریکه خانوارهای دارای درآمد ۰/۲۴ درصد با احتمال بیشتری در مصرف مشارکت می‌کنند و در بین خانوارهایی که ماهی خریداری نموده‌اند، خانوارهای دارای درآمد ۰/۳۱ درصد مقدار ماهی بیشتری مصرف می‌کنند. پس از آن متغیر اندازه خانوار دارای بیشترین کشش است.

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

جدول۴: کشش‌های شرطی، احتمال و غیرشرطی

Table 4:The elasticities of probability, conditional and unconditional.

نام متغیر	شرطی	احتمال	غیرشرطی
سن سرپرست	۰.۲۱	۰.۰۷۵	۰.۲۸۵
سن همسر	۰.۱۴*	۰.۲۷*	۰.۴۱
سواد سرپرست (باسواد=۱، بیسواد=۰)	۰.۲۸	۰.۱۹	۰.۴۷
سواد همسر (باسواد=۱، بیسواد=۰)	۰.۰۱۹	۰.۳۲	۰.۳۳۹
وضعیت درآمدی (دارای درآمد=۱ بدون درآمد=۰)	۰.۳۱	۰.۲۴	۰.۵۵
جنسیت سرپرست (مرد=۱، زن=۰)	۰.۰۲۵	۰.۰۸۶	۰.۱۱۱
اندازه خانوار	۰.۳۵	۰.۱۹	۰.۵۴
درآمد ماهانه خانوار	۰.۰۲۸	۰.۰۳۱	۰.۰۵۹
درآمد ماهانه همسر	۰.۰۰۵*	۰.۰۰۱	۰.۰۰۶
شاخص قیمت گوشت قرمز و مرغ	۰.۰۶۱	۰.۰۹	۰.۱۵۱
منطقه (شهر=۱، روستا=۰)	۰.۱۵۹	۰.۱۹	۰.۳۴۹
نزدیکی به دریا (ساحلی=۱غیرساحلی=۰)	۰.۲۱	۰.۲۰	۰.۴۱
قیمت گوشت ماهی	-۰.۰۷۳	-۰.۰۹۱	-۰.۱۶۴

ماخذ: یافته‌های تحقیق *: عدم معناداری

کشش بعد خانوار نشان می‌دهد در صورتی که اندازه خانوار ۱۰۰٪ افزایش یابد میزان مصرف ماهی ۵۴ درصد افزایش می‌یابد که ۱۹ درصد مربوط احتمال مشارکت خانوار و ۳۵ درصد مربوط به خانوارهایی است که در حال حاضر ماهی مصرف می‌کنند. متغیرهای سواد سرپرست، سن همسر، نزدیکی به دریا و شهری بودن در رده‌های بعدی قرار دارد.

بحث ونتیجه گیری

به رغم منابع آبی گسترده و ذخایر متنوع آبزیان در کشور، میزان مصرف سرانه آن بسیار پایین‌تر از متوسط جهانی است، بطوریکه در نمونه ۳۸۲۵۲ خانواری که اطلاعات آنها برای انجام تحقیق استفاده شد، به طور متوسط ۷۳۰ گرم ماهی در ماه مصرف شده است. تحقیق حاضر با هدف مطالعه عوامل تاثیرگذار بر مصرف این ماده غذایی ارزشمند انجام گرفته است. بر اساس نتایج مدل دابل هاردل، متغیرهای سن و سواد سرپرست، وضعیت درآمدی و جنسیت سرپرست، منطقه زندگی و نزدیکی به دریا تاثیر مثبت و معناداری در مشارکت (تصمیم به مصرف ماهی تازه) دارد. دوراندیش و همکاران (۱۳۹۴)، Akinbode and Dipeolu (۲۰۱۲) وYen and Huang (۱۹۹۶) نیز در مطالعات خود نشان دادند افزایش درآمد تاثیر مثبتی در تصمیم به مصرف ماهی دارد. همچنین ارتباط مثبت تحصیلات و شهری بودن با تصمیم به مصرف، بترتیب در مطالعات دوراندیش و همکاران (۱۳۹۴) و Yen and Huang (۱۹۹۶) تایید شده است. در مرحله دوم، متغیرهای سن و سواد سرپرست، سواد همسر، بعد خانوار، درآمد ماهانه خانوار و شاخص قیمت گوشت قرمز و مرغ تاثیر مثبت و قیمت ماهی تاثیر منفی و معناداری بر میزان مصرف ماهی دارد. اثر مثبت بعد خانوار، سطح سواد و درآمد بر میزان مصرف ماهی در مطالعه Akinbode and Dipeolu (۲۰۱۲) و Can و همکاران (۲۰۱۵) نیز تایید شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، پیشنهادهای ذیل ارائه می‌شود:

برای بررسی عواملی که با مسئله وجود صفر در متغیر وابسته روبرو هستند، بایستی به مدلهایی که در رابطه با این مشکل وجود دارد مراجعه نمود و با توجه به آزمون‌های مربوطه، مدل مناسب را انتخاب نمود تا نتایج حاصل قابل

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

اطمینان باشند. معناداری متغیر نزدیکی به دریا و شهری بودن نشان‌دهنده مسئله دسترسی به بازارهای خرید ماهی تازه یکی عوامل مهم و تاثیرگذار در مصرف ماهی است. از اینرو، توسعه مراکز توزیع در کلیه نقاط کشور اعم از شهر و روستا، امکان دسترسی افراد به این کالا را فراهم می‌کند و در نتیجه، میزان مصرف آن افزایش خواهد یافت. همچنین ضریب مثبت و معنادار متغیر سواد نشان می‌دهد که آگاهی از فواید و تاثیر مواد غذایی در سلامت افراد بر میزان مصرف آن‌ها اثرگذار است. از اینرو، آگاهی دادن به افراد در زمینه خواص و منافع مصرف از طریق رسانه‌ها و فرهنگ‌سازی مصرف می‌تواند به افزایش سرانه مصرف منجر شود. کاهش هزینه‌های صید، تولید و بازاریابی از طریق اعطاء یارانه به نهاده‌ها یا وام‌های با بهره کم منجر به قیمت پایین‌تر این ماده غذایی می شود و در نتیجه مصرف آن افزایش می‌یابد. بعلاوه، نتایج نشان داد خانوارهای با سطح سواد و آگاهی بالاتر، سن بیشتر سرپرست و پرجمعیت‌تر، مصرف ماهی بیشتری دارند. لذا، تولیدکنندگان و عوامل فعال در بازار این ماده غذایی به منظور برنامه‌ریزی و چگونگی فروش می‌توانند بر این ویژگی‌ها تمرکز نمایند.

منابع

امیرنژاد، ح. و حیدری کمال آبادی، ر.، ۱۳۹۴. عوامل موثر بر الگوی مصرف ماهی در خانوارها (مطالعه موردی: شهرستان ساری). مجله علمی شیلات. شماره ۹۲. صص ۱۷۷-۱۶۵

دادگر، ش.، صالحی، ح.، حاجی میررحیمی، س.د. و تیموری، م.،۱۳۹۳. سنجش سرانه مصرف آبزیان و ارزیابی موانع و راهکارهای توسعه مصرف در استان مرکزی. مجله علمی شیلات. سال بیست و سوم، شماره ۴. ۲۸-۱۷.

دوراندیش، آ.، حسین زاد، م. و نعمت الهی، ز.، ۱۳۹۴. بررسی عامل‌های موثر بر مصرف آبزیان در شهر مشهد " مقایسه الگوهای هاردل دوگانه و دو مرحله‌ای همکن". افتصاد کشاورزی و توسعه. ج ۹. شماره ۴. ص ۲۱۹-۱۹۷.

سالنامه آماری سازمان شیلات ایران، ۱۳۹۲-۱۳۹۳، معاونت برنامه‌ریزی و مدیریت منابع. دفتر برنامه‌ریزی و بودجه، ۳۳ص.

عادلی، ا. و شعبانپور، ب.، ۱۳۸۶. بررسی تغییر رفتار شهروندان تهرانی در مصرف آبزیان. مجله علمی شیلات، دوره ۱۶، شماره ۲، ص ۱۲۶-۱۱۷.

عقیلی، س. م.، صفری، ر.، شعبانلو، ب. و رحمانیان، م.، ۱۳۸۹. ارزیابی بازار مصرف آبزیان و فرآورده های شیلاتی در شهرستان گرگان. مجله شیلات، پاییز ۱۳۸۹، دوره ۴، شماره ۳ (پیاپی۱۵)، ص ۱۰۰-۹۱.

کهنسال، م. ر. و سیدان، س. م.، ۱۳۹۲. تعیین عوامل موثر بر سطح زیرکشت کلزا در استان همدان با استفاده از مدل دو مرحله‌ای هکمن. اولین همایش ملی توسعه پایدار کشاورزی با کاربرد الگوی زراعی.۲۴ بهمن. همدان.

مرکز آمار ایران، اطلاعات هزینه و درآمد خانوار، سایت مرکز آمار.

نصرتی، ش.، حیاتی، ب.، پیش بهار، ا. و محمدرضایی، ر.، ۱۳۹۲. تحلیل عوامل موثر بر رفتار مصرفی گوشت ماهی در بین خانوارهای شهرستان تبریز. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ج ۲۷. ش ۳. ص ۲۴۱-۲۳۰.

Akinbode, S.O. and Dipeolu, A.O., 2012. Double-Hurdle Model of Fresh Fish Consumption among Urban Households in South-West Nigeria. Journal of Social Sciences 4(6): 431-439.

Aristei, D. and Pieroni, L., 2008. A double-hurdle approach to modelling tobacco consumption in Italy. Applied Economics 40: 2463–2476. DOI: 10.1080/00036840600970229

Can, M.f., Gunlu, A. and Can, H.Y., 2015. Fish consumption preferences and factors influencing it. Food Science and

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

Technology, Campinas, 35(2): 339-346. DOI: 10.1590/1678-457X.6624.

Cragg, J.G., 1971. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. Econometr. 39: 829-844. DOI: 10.2307/1909582.

Eakins, J., 2016. An Application of the Double Hurdle Model to Petrol and Diesel Household Expenditures in Ireland. Transport Policy; 47:84-93. DOI: 10.1016/j.tranpol.2016.01.005

Erdogan, B.E., Suhendan, M. and Cosansu, S., 2011. Factors Influencing the Consumption of Seafood in Istanbul, Turkey. Turkish Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 11: 631-639. DOI: 10.4194/1303-2712-v11_4_18.

Karli, B. and Bilgiç, A., 2007. Factors Affecting Meat and Meat Products Consumption Quantities in Sanliurfa Province. Akdeniz Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 20(1), 127-136.

Mutlu, S. and Gracia, A., 2006. Spanish food expenditure away from home (FAFH): By type of meal. Applied Economics, 38: 1037–1047. DOI: 10.1080/00036840500399750.

Newman, C., Henchion, M. and Matthews, A., 2003. A Double-Hurdle Model of Irish Household Expenditure on Prepared Meals. Applied Economics, 35:9 (1053-1061). DOI: 10.1080/0003684032000079170.

Wan, W. and Hu, W., 2012. At home seafood consumption in Kentucky: a double hurdle model approach. Selected paper prepared for presentation at the Southern agricultural economics association annual meeting, Birmingham, AL, February 4-7.

Wodjao, T.B., 2008. A Double-Hurdle Model of Computer and Internet Use in American Households. Department of Economics, Western Michigan University, Michigan

Yen, S.T. and Su, S., 1995. Modeling U.S. Butter Consumption with Zero Observations. Agricultural and Resource Economics Review 24 (1): 47-55. DOI: 10.1017/S1068280500003609.

Yen, S.T. and Huang, C.L., 1996. Household Demand for Finfish: A Generalized Double-Hurdle Model. Journal of Agricultural and Resource Economics 21(2):220-234.

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527] [DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4] [Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]

Investigation of factors affecting fresh fish consumption in Iran

Ziaee S.[1], Samare Hashemi Kh.[1*], Samare Hashemi S.A.[2]

1. Zabol University, Zabol, Iran
2. Payam Noor University, Tehran, Iran

*kh.s.hashemi@gmail.com

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-10]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1396.26.3.13.4]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2017.113527]

Abstract

The present study has studied factors influencing the consumption of fresh fish in Iran. Information required for the study, included cost-income data of 38252 urban and rural households that has been collected in 2015 by the Statistical Center of Iran. Due to the nature of the data, first from the Tobit, Hackman and double Hurdle models based on likelihood ratio and Wong tests along with sign coefficients and their significance, double Hurdle model was selected as an appropriate model. Results showed that age, education and gender of household head, income status, living area and distance to the sea have a significant positive impact on participation (decision to consume fresh fish) and head`s age, head`s education, wife`s education, family size and monthly income of the household and the price index for meat and poultry have positive effect and the price of fish has a significant negative impact on the consumption of fish. So more awareness and expand access centers can be effective in increasing consumption.

Keywords: fresh fish, Double Hurdle Model, consumption, Iran.

*Corresponding author