

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شماره ۱۰۹، بهار ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/AEAD.2020.258008.1002

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از دیدگاه مصرف کنندگان در شیراز

صمد عرفانی فر^۱، محمد بخشوده^۲، منصور زیبایی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۲/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۲۷

چکیده

هدف پژوهش حاضر برآورد تمایل به پرداخت اضافه مصرف کنندگان گوشت مرغ سلامت محور و بررسی عوامل مؤثر بر آن در شهر شیراز بود. در مطالعه حاضر، ابتدا گوشت مرغ سلامت محور بر اساس سه ویژگی عدم مصرف آنتی بیوتیک در دوره پرورش، تخلیه کامل اندرونه‌ها در زمان کشتار و وزن متوسط لاشه (مرغ ساینز) در محل عرضه، به شهروندان شیرازی

۱- نویسنده مسئول و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
(erfanifar@shirazu.ac.ir)

۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۳- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

معرفی شد. به منظور استخراج تمایل به پرداخت مصرف کنندگان، از روش ارزش گذاری مشروط دوگانه با سؤال‌های یک طرفه و دوطرفه و تکمیل ۶۰۱ پرسشنامه به صورت حضوری در پاییز سال ۱۳۹۶ استفاده شد. با انجام پیش‌آزمون، پارامترهای توزیع تمایل به پرداخت جامعه هدف تعیین و بر اساس روش کوپر، انتخاب بهینه بردار پیشنهاد قیمت صورت گرفت. نتایج تخمین مدل‌های اقتصادسنجی، برتری کارآیی روش دوطرفه نسبت به یک طرفه را نشان داد. بر اساس یافته‌ها، تحصیلات (به ویژه در بین زنان) و درآمد خانوار به طور مثبت و سن و بعد خانوار به صورت منفی بر تمایل به پرداخت اضافه اثر گذار بودند. متوسط تمایل به پرداخت اضافه مصرف کنندگان برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور در مدل‌های یک طرفه و دوطرفه، به ترتیب، ۲۶۴۲۰ و ۲۴۲۴۰ ریال برآورد شد، که معادل ۳۵ و ۳۲ درصد بیش از قیمت بازاری گوشت مرغ معمولی است. تمایل به پرداخت اضافه از سوی مصرف کنندگان نشان داد که تقاضای بالقوه‌ای برای گوشت مرغ سلامت محور وجود دارد و از این رو، تولید کنندگان می‌توانند با بهره‌گیری از این فرصت، از طریق تولید و عرضه این محصول منتفع شوند.

کلیدواژه‌ها: گوشت مرغ سلامت محور، ارزش گذاری مشروط، بردار پیشنهاد قیمت، تمایل به پرداخت، شیراز (شهر).

طبقه بندی JEL : Q13, D04, D12

مقدمه

مصرف مداوم آنتی‌بیوتیک‌ها در فرآیند تولید مرغ گوشتی، به دلیل ایجاد باکتری‌های مقاوم به آنتی‌بیوتیک‌ها، خطر بزرگی برای سلامتی انسان به شمار می‌رود (Castanon, 2007; Dianat and Taali, 2013). در راستای حمایت از تولید محصولات سالم و ارتقای ایمنی غذا، اتحادیه اروپا در سال ۲۰۰۶ مصرف آنتی‌بیوتیک‌ها در فرآیند تولید گوشت مرغ را غیرقانونی اعلام کرد (Cox Jr and Ricci, 2008). در ایران، گرچه در سال‌های

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

اخیر، گوشت مرغ به یکی از مهم ترین منابع تأمین پروتئین خانوار تبدیل شده است، اما هیچ گونه مقرراتی در ارتباط با نحوه استفاده و نظارت بر مصرف آنتی بیوتیک ها در فرآیند پرورش طیور و همچنین، حداکثر مقدار باقی مانده مجاز آنها در مواد غذایی با منشأ دام و طیور وجود ندارد (Dabdagh Moghaddam et al., 2017)؛ و این در حالی است که توجه به کیفیت و سلامت گوشت مرغ در فرآیند تولید برای ارتقای سلامت و بهداشت جامعه ضروری به نظر می رسد. از طرف دیگر، به دلیل افزایش هزینه تولید محصولات سالم نسبت به محصولات مرسوم موجود در بازار، تصمیم گیری برای توسعه سرمایه گذاری و تولید محصولات سالم از جمله گوشت مرغ سالم و ارگانیک مستلزم آگاهی از رفتار مصرف کنندگان و میزان تمایل به پرداخت آنهاست (Nikoukar and Bazzi, 2016).

در سال های اخیر، پژوهش هایی در زمینه نگرش مصرف کنندگان و تمایل آنها به پرداخت برای محصولات غذایی سالم در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای نوظهور صورت گرفته است (Cicia et al., 2016; Gunduz and Bayramoglu, 2011; Zhang et al., 2018). مطالعات انجام شده در ایران نیز نشان می دهد که مصرف کنندگان برای خرید محصولات سالم در مقایسه با انواع معمولی آن حاضر به پرداخت مبلغی اضافه هستند. در مطالعه بریم نژاد و هوشمندان (Barimnejad and Hooshmandan, 2013)، تمایل به پرداخت شهروندان تهرانی برای خرید سبزی های سالم به طور متوسط سی درصد بیش از قیمت بازاری نوع معمولی آن گزارش شده است. در زمینه بررسی تمایل به پرداخت مصرف کنندگان برای گوشت مرغ بدون آنتی بیوتیک و مرغ سبز ارگانیک نیز مطالعاتی در ایران انجام شده است. کاووسی کلاشمی و همکاران (Kavoosi Kalasham et al., 2014) به بررسی میزان تمایل به پرداخت ساکنان شهر رشت برای محصول ارگانیک مرغ سبز پرداختند و نتایج به دست آمده نشان داد که ۸۵/۵ درصد از اعضای نمونه جامعه آماری تحقیق حاضرند مبلغی اضافه برای این محصول پردازند و متوسط تمایل به پرداخت افراد برای خرید هر کیلوگرم گوشت مرغ سبز ۲۱/۴۲

درصد بیش از مرغ معمولی است. بر اساس یافته‌های پژوهش نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016)، تمایل به پرداخت اضافه مصرف کنندگان گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک نسبت به گوشت مرغ معمولی در شهر مشهد برای ۵۵ درصد افراد بین ۱۵ تا سی درصد برآورد شد و حدود بیست درصد مصرف کنندگان نیز حاضر به پرداخت بیش از ۳۵ درصد اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک بودند. آمیان و همکاران (Amiyan et al., 2017) نیز عوامل مؤثر بر پذیرش و مصرف گوشت مرغ ارگانیک را در شهر ارومیه بررسی کردند و بر اساس نتایج به دست آمده، مقدار تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ ارگانیک در مقایسه با مرغ معمولی معادل ۳۳/۹۲ درصد بود.

بررسی مطالعات نشان می‌دهد که تمایل به پرداخت مصرف کنندگان فقط برای ویژگی بدون آنتی‌بیوتیک گوشت مرغ استخراج شده است، در حالی که ویژگی اندازه و تخلیه کامل اندرونها مرغ نیز بر کیفیت و سلامت گوشت مرغ اثرگذار است. از این رو، در مطالعه حاضر، با معرفی گوشت مرغ سلامت محور با سه ویژگی بدون آنتی‌بیوتیک، اندازه متوسط (مرغ سایز) و تخلیه کامل اندرونها مرغ، تمایل به پرداخت مصرف کنندگان و عوامل مؤثر بر انتخاب گوشت مرغ سلامت محور در شهر شیراز بررسی شد. در ادامه، توضیحات مربوط به سه ویژگی یادشده و دلیل انتخاب آنها آمده است.

با توجه به مضرات مصرف آنتی‌بیوتیک برای سلامت انسان، عدم مصرف هرگونه آنتی‌بیوتیک در فرآیند تولید گوشت مرغ به عنوان ویژگی اول گوشت مرغ سلامت محور در نظر گرفته شد. در اغلب کشورهای تولیدکننده گوشت مرغ، مرغ گوشتی با وزن متوسط و دوره پرورش ۳۵ تا ۴۲ روزه با عنوان جوجه کبابی^۱ تولید می‌شود (Dianat and Taali, 2013). کاهش چربی و ضایعات لاشه، ارتقای کیفیت و ایمنی گوشت، کاهش هزینه‌های تولید، بهبود نسبت تبدیل

1. Grilled chicken

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

غذایی^۱ و امکان افزایش تعداد دفعات جوجه ریزی از مهم ترین مزایای تولید مرغ گوشتی با اندازه متوسط است. متأسفانه در ایران، به دلایل مختلف از جمله بالا بودن قیمت جوجه یک روزه، سود واسطه ها و فرهنگ مصرف مرغ درشت، وزن مرغ قابل عرضه در بازار به بیش از دو کیلوگرم افزایش یافته است (Production and Distribution Plan for Chicken within 42 Days, 2015)؛ از این رو، با هدف ارتقای کیفیت و ایجاد فرهنگ مصرف گوشت مرغ مطابق با استانداردهای جهانی، ویژگی دوم با عنوان مرغ با اندازه متوسط (مرغ سائز) انتخاب شد. در این راستا، بر اساس نظرات کارشناسان، مرغ با وزن لاشه ۱۵۰۰ تا ۱۸۰۰ گرم در محل عرضه به مصرف کننده به عنوان «مرغ سائز» در نظر گرفته شد. بخش اعظم تولید مرغ گوشتی در کشور با تخلیه کامل اندرونه ها صورت نمی گیرد. با تخلیه کامل اندرونه های مرغ می توان بستر لازم برای ارتقای کیفیت و افزایش ماندگاری گوشت مرغ را فراهم ساخت و بخش بزرگی از معضل برگشت مرغ تازه از مراکز عرضه را حل کرد (Dianat and Taali, 2013). در این راستا، تخلیه کامل اندرونه های مرغ در زمان کشتار (مرغ تخلیه کامل) به عنوان ویژگی سوم مرغ سلامت محور معرفی شد.

مبانی نظری و روش تحقیق

ارزش گذاری مشروط

از آنجا که گوشت مرغ سلامت محور یک کالای فرضی است که بازاری برای آن وجود ندارد، برای استخراج تمایل به پرداخت مصرف کنندگان این کالا، از روش ارزش گذاری مشروط^۲ استفاده شد. ارزش گذاری مشروط یکی از مهم ترین روش های ارزش گذاری بر پایه ترجیحات بیان شده است که در آن، با ایجاد بازار فرضی، میزان تمایل به پرداخت مصرف کنندگان برای کالای جدید برآورد می شود. در ارزش گذاری مشروط، میزان تمایل به پرداخت به روش های

1. Feed conversion ratio (FCR)

2. Contingent valuation

مختلف قابل استخراج است. چهار روش اصلی که در کارهای تحقیقاتی و عملی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، عبارت‌اند از: بازی پیشنهاد^۱، کارت پرداخت^۲، انتها-باز^۳ و انتخاب دو گانه^۴. انتخاب دو گانه به دو زیرروش «انتخاب دو گانه یک بعدی»^۵ و «انتخاب دو گانه دو بعدی»^۶ تقسیم می‌شود (Boyle et al., 1996; Shi et al., 2014). در بین روش‌های یادشده، انتخاب دو گانه به دلیل حداقل بودن ارب‌های مربوط به روش‌های ارزش‌گذاری مشروط از جمله ارب‌های راهبردی، سازگاری با رفتار افراد و سهولت در جمع‌آوری داده‌ها نسبت به سایر روش‌ها برتری دارد (Cameron and Quiggin, 1994; Duffield and Patterson, 1991; Venkatachalam, 2004).

در ارزش‌گذاری مشروط با انتخاب دو گانه، پس از انجام مصاحبه، فقط دامنه‌ای به دست می‌آید که در آن، تمایل به پرداخت فرد قرار دارد. در مدل یک‌طرفه، دامنه به دست آمده برای تمایل به پرداخت هر فرد به قیمت پیشنهادی و کرانه‌های تابع توزیع تمایل به پرداخت محدود می‌شود. در مدل دوطرفه، چنانچه پاسخ به یکی از دو سؤال «بلی» و دیگری «خیر» باشد، دامنه تمایل به پرداخت محدود به دو قیمت پیشنهادی می‌شود و در غیر این صورت، دامنه به قیمت پیشنهادی دوم و یکی از دو کرانه تابع توزیع تمایل به پرداخت محدود خواهد شد (Knapp et al., 2018). در روش یک‌طرفه، نسبت به دوطرفه، به اطلاعات کمتری نیاز است؛ جمع‌آوری داده‌ها و تخمین مدل نیز راحت‌تر است و مشکلات ناشی از ارب‌های پیشنهاد قیمت دوم مثل اثر تکیه‌گاهی^۷ وجود ندارد. از سوی دیگر، به لحاظ نظری، روش دوطرفه نسبت به یک‌طرفه از کارآیی بیشتری برخوردار است؛ هرچند، تفاوت در کارآیی با افزایش حجم نمونه کاهش می‌یابد. در صورت عدم وجود سایر منابع ارب سیستمی و با داشتن نمونه به اندازه کافی بزرگ، تفاوت در تخمین پارامترهای مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه در برخی از کارهای عملی

1. Bidding game
2. Payment card
3. Open-ended
4. Dichotomous choice
5. Single-bounded dichotomous choice
6. Double-bounded dichotomous choice
7. Anchoring effect

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

به احتمال زیاد به دلیل عدم تصریح صحیح مدل یا ضعف در طراحی بردار پیشنهاد قیمت است. چنانچه بردار پیشنهاد قیمت بر مبنای پیش آزمون به طور صحیح انتخاب شود، نتایج روش یک طرفه نیز قابل اطمینان خواهد بود؛ ولی در صورتی که نمونه کوچک باشد و پیش آزمون قابل اعتماد نباشد، استفاده از مدل دو طرفه توصیه می شود (Calia and Strazzera, 2000).

مدل سازی تمایل به پرداخت در ارزش گذاری مشروط دوگانه یک طرفه

در ارزش گذاری مشروط با سؤال های دو گانه یک طرفه برای برآورد تابع تمایل به پرداخت و بررسی عوامل مؤثر بر آن، کامرون (Cameron, 1991) مدل رگرسیون نرمال سانسور شده^۱ را پیشنهاد کرد. در این مدل، برخلاف مدل تفاوت مطلوبیت^۲ هانمان (Hanemann, 1984)، برآوردی جداگانه برای پارامترهای مدل و انحراف استاندارد تمایل به پرداخت صورت می گیرد، که انجام محاسبه فاصله اطمینان انحراف استاندارد تمایل به پرداخت را ممکن می سازد.

در این روش، به فرد i ام قیمت t_i پیشنهاد می شود و او بر اساس مقدار تمایل به پرداخت واقعی خود که بزرگ تر یا کوچک تر از قیمت پیشنهادی است، پاسخ بلی یا خیر می دهد. مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت بر اساس رگرسیون نرمال سانسور شده کامرون (Cameron, 1991) به صورت رابطه (۱) بیان می شود.

$$wtp_i(x_i, u_i) = x_i' \beta + u_i \quad (1)$$

در رابطه (۱)، wtp_i تمایل به پرداخت واقعی فرد i ام، یک متغیر غیر قابل مشاهده و پیوسته فرض می شود که به خصوصیات اقتصادی-اجتماعی آن فرد بستگی دارد، که با بردار x_i نشان داده می شود. u_i دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 فرض می شود. متغیر وابسته قابل مشاهده یک متغیر دوگانه با پاسخ های بلی و خیر است که با استفاده از متغیر موهومی I_i ، به صورت رابطه (۲) کمی می شود.

1. Censored normal regression

2. Utility differential model

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{if } wtp_i > t_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (۲)$$

احتمال مشاهده پاسخ مثبت، مشروط به بردار متغیرهای مستقل، به صورت رابطه (۳) تعریف می شود.

$$\begin{aligned} \Pr(I_i = 1 | x_i) &= \Pr(wtp_i > t_i) = \Pr(u_i > t_i - x_i' \beta) \\ &= \Pr(u_i / \sigma > (t_i - x_i' \beta) / \sigma) = 1 - \Phi((t_i - x_i' \beta) / \sigma) = \Phi((x_i' \beta - t_i) / \sigma) \end{aligned} \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، $\Phi(\cdot)$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است. بر این اساس، تابع لگاریتم درست‌نمایی به صورت رابطه (۴) خواهد شد.

$$\log L = \sum_{i=1}^n \{I_i \log[1 - \Phi((t_i - x_i' \beta) / \sigma)] + (1 - I_i) \log[\Phi((t_i - x_i' \beta) / \sigma)]\} \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، وجود متغیر پیشنهاد قیمت (t_i) باعث برآورد مستقل انحراف استاندارد تمایل به پرداخت (σ) و بردار ضرایب β می شود، به گونه‌ای که تابع ارزش‌گذاری (۱) قابل تشخیص خواهد شد. اگر متغیر قیمت پیشنهادی صفر باشد ($t_i = 0$)، رابطه (۴) به تابع لگاریتم درست‌نمایی مدل پروبیت معمولی تبدیل می شود و امکان محاسبه مستقل σ و β وجود ندارد (Cameron, 1991).

مدل‌سازی تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط دوگانه دوطرفه

در مدل دوطرفه، دو متغیر دوگانه، یکی در پاسخ به پیشنهاد قیمت اول (t_i^1)، با متغیر موهومی I_i^1 و دیگری در پاسخ به پیشنهاد قیمت دوم (t_i^2)، با متغیر موهومی I_i^2 ، تعریف می شود؛ بنابراین، چهار پیامد متفاوت بر حسب ترکیب‌های مختلف این دو متغیر دوگانه خواهیم داشت. با فرض اینکه مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت فرد i ام به صورت رابطه (۱) تعریف شده و جمله پسماند مدل یعنی، u_i دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ در نظر گرفته شود، می توان احتمال وقوع هر کدام از پیامدهای چهارگانه را به صورت روابط زیر تعریف کرد (Chien et al., 2005):

$$\Pr(I_i^1 = 1, I_i^2 = 1) = \Pr(wtp_i > t_i^2) = \Pr(u_i > t_i^2 - x_i' \beta) = 1 - \Phi((t_i^2 - x_i' \beta) / \sigma) \quad (۵)$$

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

$$\Pr(I_i^1 = 1, I_i^2 = 0) = \Pr(t_i^1 \leq wtp < t_i^2) = \Pr((t_i^1 - x_i \beta) / \sigma \leq u_i / \sigma \leq (t_i^2 - x_i \beta) / \sigma) \quad (6)$$

$$= \Phi((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma) - \Phi((t_i^1 - x_i \beta) / \sigma)$$

$$\Pr(I_i^1 = 0, I_i^2 = 1) = \Pr(t_i^2 \leq wtp < t_i^1) = \Pr((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma \leq u_i / \sigma \leq (t_i^1 - x_i \beta) / \sigma) \quad (7)$$

$$= \Phi((t_i^1 - x_i \beta) / \sigma) - \Phi((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma)$$

$$\Pr(I_i^1 = 0, I_i^2 = 0) = \Pr(wtp_i < t_i^2) = \Pr(u_i < t_i^2 - x_i \beta) = \Phi((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma) \quad (8)$$

بر اساس روابط (5) تا (8)، تابع لگاریتم درست‌نمایی تمایل به پرداخت، چنانچه تعداد

نمونه n باشد، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log L = \sum_{i^1=1, i^2=1} \log[1 - \Phi((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma)] + \sum_{i^1=1, i^2=0} \log[\Phi((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma) - \Phi((t_i^1 - x_i \beta) / \sigma)] + \quad (9)$$

$$\sum_{i^1=0, i^2=1} \log[\Phi((t_i^1 - x_i \beta) / \sigma) - \Phi((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma)] + \sum_{i^1=0, i^2=0} \log[\Phi((t_i^2 - x_i \beta) / \sigma)]$$

برای برآورد پارامترهای مدل تمایل به پرداخت، بر اساس تابع درست‌نمایی رابطه (9)،

تخمین مستقیم پارامترهای مدل شامل بردار β و پارامتر σ با روش حداکثر درست‌نمایی انجام می‌شود. پس از برآورد پارامترهای مدل، میانگین تمایل به پرداخت بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود (Calia and Strazzer, 2000):

$$E(wtp) = \bar{x} \hat{\beta} \quad (10)$$

که در آن، \bar{x} بردار میانگین متغیرهای مستقل در نمونه مورد بررسی است.

با توجه به خطی بودن تابع تمایل به پرداخت که به صورت رابطه (1) تعریف شده است، احتمال اینکه مقادیر پیش‌بینی شده این متغیر برای برخی از افراد نمونه کمتر از صفر به دست آید، دور از انتظار نیست. برای رفع این مشکل، از مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت نمایی به شکل رابطه (11) استفاده می‌شود (Haab and McConnell, 1998).

$$wtp_i = \exp(x_i \beta + u_i) \quad (11)$$

کاربرد تابع نمایی منجر به برآورد مقادیر مثبت برای تمایل به پرداخت می‌شود. برای

تخمین تمایل به پرداخت با استفاده از تابع نمایی، کافی است به جای استفاده از مقادیر پیشنهاد

قیمت اول و دوم در مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه، از لگاریتم طبیعی آنها استفاده و سپس، مدل‌های یادشده را برآورد کرد (Lusk, 2003).

انتخاب بهینه بردار پیشنهاد قیمت در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه

یکی از موضوعات مهم و کلیدی در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه انتخاب صحیح بردار پیشنهاد قیمت است که در برآورد مقدار متوسط تمایل به پرداخت بسیار مؤثر است (Liu, 2008). در همین راستا، به موضوع طراحی پرسشنامه در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه در تحقیقات بسیاری پرداخته شده است که از آن میان، می‌توان مطالعات دافیلد و پترسون (Duffield and Patterson, 1991)، بویل و همکاران (Boyle et al., 1988) و بیشاپ و هبرلین (Bishop and Heberlein, 1979) را یادآور شد. هر کدام از تحقیقات یادشده تنها به یک بعد از ابعاد طراحی پرسشنامه پرداخته‌اند. یافتن اندازه نمونه (N)، انتخاب بردار پیشنهاد قیمت $[b_1, b_2, \dots, b_m]$ و تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف بردار پیشنهاد قیمت به صورت بردار $[n_1, n_2, \dots, n_m]$ از جمله موضوعات مورد بررسی در این مطالعات بوده است. در دو بردار اخیر، m تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت است.

در مطالعه حاضر، از آنجا که مقدار واقعی تمایل به پرداخت فرد مورد مصاحبه نامشخص بوده است، در پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط، تمایل به پرداخت یک متغیر تصادفی محسوب می‌شود. با توجه به اینکه مقدار تمایل به پرداخت یک متغیر نامنفی است، میانگین آن مثل هر متغیر تصادفی دیگر از رابطه زیر قابل محاسبه است (Hanemann, 1989):

$$E(wtp) = \int_0^{+\infty} [1 - F(b)] db \quad (12)$$

در رابطه (۱۲)، $F(b)$ تابع توزیع تجمعی متغیر تصادفی تمایل به پرداخت (wtp) است، که احتمال پاسخ منفی به مقدار پیشنهادی تمایل به پرداخت را نشان می‌دهد. اگر حد بالای

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

توزیع تمایل به پرداخت در مقدار حداکثر پیشنهاد قیمت قطع شود^۱، منجر به ایجاد اریب در محاسبه تمایل به پرداخت خواهد شد. چنانچه $F(b_{max})$ به مقدار یک میل پیدا کند، اریب کاهش می یابد. کوپر (Cooper, 1993)، برای طراحی پرسشنامه ارزش گذاری مشروط با سؤال های دو گانه، مدلی را ارائه کرده است که در آن، انتخاب بردار پیشنهاد قیمت و تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف این بردار به طور بهینه انجام می شود. در این مدل، از یک فرآیند تکراری و با هدف حداقل سازی میانگین مربع خطای^۲ تمایل به پرداخت نمونه استفاده می شود. در روش کوپر (Cooper, 1993)، ابتدا با انجام یک پیش آزمون در سطح جامعه هدف، تابع چگالی احتمال تمایل به پرداخت جامعه برآورد و از میانگین آن به عنوان میانگین تمایل به پرداخت جامعه استفاده می شود. در این روش، بهینه سازی بردار پیشنهاد قیمت یک روش دو مرحله ای تکراری است. در مرحله اول، با معلوم در نظر گرفتن حجم نمونه (N) و تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت (m) ، سطح زیر منحنی تابع چگالی احتمال به تعداد $m+1$ ناحیه با مساحت های یکسان تقسیم می شود. مقادیر مرزی بین این نواحی، m عضو بردار پیشنهاد قیمت را تعیین می کنند. برای نمونه، اگر تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت سه در نظر گرفته شود $(m=3)$ ، مساحت یاد شده به چهار قسمت مساوی تقسیم می شود و سه مرز مشترک بین نواحی عناصر بردار پیشنهاد قیمت را معلوم می سازند. با داشتن تابع توزیع چگالی احتمال، مقادیر هر پیشنهاد قیمت (b_i) به صورت $b_i = F^{-1}(P_i)$ تعیین می شود، که P_i از رابطه (۱۳) قابل محاسبه است.

$$P_i = [1/(m + 1)] \times i \quad i=1,2,\dots,m \quad (13)$$

اگر $m=3$ باشد، آنگاه نتیجه می شود:

$$b_3 = F^{-1}(3/4) \quad b_2 = F^{-1}(1/2) \quad b_1 = F^{-1}(1/4) \quad \text{و} \quad P_3 = 3/4 \quad \text{و} \quad P_2 = 1/2 \quad \text{و} \quad P_1 = 1/4$$

1. Truncated
2. Mean Square Error (MSE)

در این روش، حد بالای قطع شده در رابطه (۱۲) از قبل تعیین نمی شود. با افزایش m فرآیند تعیین بردار پیشنهاد قیمت به گونه‌ای است که از مرکز به دو سمت توزیع تمایل به پرداخت جامعه حرکت می کند. در این فرآیند انتخاب، فاصله بین پیشنهادهای متوالی قیمت با افزایش فاصله از میانه افزایش می یابد؛ یعنی، در ناحیه‌ای از توزیع که چگالی احتمال بیشتر است، تعداد پیشنهادهای قیمت هم بیشتر می شود و برعکس.

در مرحله دوم مدل، با توجه به بردار پیشنهاد قیمت انتخاب شده در مرحله اول، تخصیص حجم نمونه به هر کدام از مقادیر این بردار بر اساس معیار حداقل سازی میانگین مربع خطا و اعمال محدودیت حجم نمونه با استفاده از رابطه (۱۴) انجام می شود.

$$\min(MSE) = \min[bias^2(wtp) + var(wtp)] = \min[(wtp - w\hat{tp})^2 + var(wtp)] \quad (14)$$

$$s.t. \sum_{i=1}^m n_i = N \quad \text{where } n_i \geq 0 \text{ for } i=1, \dots, m$$

در رابطه (۱۴)، $w\hat{tp}$ تمایل به پرداخت برآورد شده بر اساس مدل و wtp میانگین تمایل به پرداخت جامعه است.

در مدل کوپر (Cooper, 1993)، معادله هدف در قالب رابطه (۱۴) برای مقادیر مختلف m (تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت) از $m=1$ تا N تکرار می شود تا با کمینه کردن میانگین مربع خطا، مقادیر بهینه بردارهای b و n به دست آیند.

در تحقیق حاضر، به منظور استخراج بردار بهینه پیشنهاد قیمت برای استفاده در ارزش گذاری مشروط دوگانه، برنامه‌ای در نرم افزار متلب بر اساس روش پیشنهادی کوپر (Cooper, 1993) برای توزیع‌های احتمال متفاوت از جمله توزیع نرمال و لوگ نرمال نوشته شد. با انتخاب حجم نمونه و تعیین نوع توزیع تمایل به پرداخت جامعه و پارامترهای آن که از طریق انجام پیش آزمون به دست آمد، با استفاده از این برنامه، بردار پیشنهاد قیمت به همراه تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف آن تعیین شد^۱.

۱- در صورت نیاز، برای آشنایی بیشتر با این برنامه با نویسنده مسئول مقاله تماس بگیرید.

مدل اقتصادسنجی و تعریف متغیرهای مدل

بر اساس داده‌های حاصل از پیش‌آزمون، تمایل به پرداخت اضافه‌جامعه آماری برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به گوشت مرغ معمولی دارای توزیع لوگ‌نرمال بود؛ بنابراین، برای مدل‌سازی تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور، از رابطه (۱۱) و برای تخمین پارامترهای مدل، از توابع درست‌نمایی در قالب روابط (۴) و (۹)، به ترتیب، برای روش‌های یک‌طرفه و دوطرفه استفاده شد.

بردار متغیرهای مستقل x مورد استفاده در مدل‌های اقتصادسنجی بدین شرح است: متغیر موهومی جنسیت با ارزش یک برای مردان و صفر برای زنان در نظر گرفته شد. سن به‌عنوان یک متغیر پیوسته بر حسب سال تعریف شد. تعداد افراد خانوار فرد مصاحبه‌شونده نیز یک متغیر پیوسته بر حسب نفر لحاظ شد. تعداد افراد مورد مصاحبه که از نظر تحصیلات، به دو گروه با تحصیلات دانشگاهی و فاقد تحصیلات دانشگاهی تقسیم‌بندی شدند، با یک متغیر موهومی با ارزش صفر و یک در مدل وارد شد (یک برای افراد دارای تحصیلات دانشگاهی و صفر برای افراد فاقد تحصیلات دانشگاهی در نظر گرفته شد). از آنجا که افراد به سؤال‌های مخارج خانوار نسبت به درآمد راحت‌تر پاسخ می‌دهند، در مطالعه حاضر، به‌منظور سنجش درآمد خانوار، از کل مخارج خانواده در طول یک ماه سؤال شد؛ بر این اساس، تعداد دوازده دامنه متفاوت برای مخارج ماهانه خانوار در پرسشنامه در نظر گرفته شد و هر فرد مصاحبه‌شونده یکی از دامنه‌های پیشنهادی را بر اساس مخارج ماهانه خانواده خود انتخاب می‌کرد؛ اختلاف بین میانگین دو دامنه مخارج متوالی مبلغ پنج میلیون ریال بود (برای نمونه، دامنه دوم مخارج در محدوده پنج میلیون ریال تا ده میلیون ریال و دامنه سوم از ده میلیون ریال تا پانزده میلیون ریال در نظر گرفته شد) و از مقادیر میانگین هر دامنه به‌عنوان مبلغ مخارج متوسط ماهانه خانوار استفاده شد. میزان مصرف گوشت مرغ در هر خانوار بر اساس کیلوگرم در ماه مورد سؤال قرار گرفت.

روش جمع‌آوری داده‌ها

برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز ارزش‌گذاری مشروط، در مطالعات متعدد، از روش نمونه‌گیری فروشگاهی استفاده شده است (Hu et al., 2011; Romano et al., 2016; Thompson and Kidwell, 1998; Zaikin and McCluskey, 2013). در این روش، در محل فروشگاه‌های بزرگ محصولات غذایی، به صورت تصادفی، از مشتریان درخواست می‌شود که در تکمیل پرسشنامه شرکت کنند. سرعت در تکمیل پرسشنامه و نرخ بالای پاسخ از مزایای این روش است. در نمونه‌گیری فروشگاهی، احتمال دو نوع اریب، یکی اریب مربوط به تکمیل‌کننده و دیگری اریب ناشی از انتخاب نمونه، وجود دارد. برای کاهش اریب تکمیل‌کننده، از افراد متخصص و آموزش‌دیده استفاده می‌شود که این کار باعث ایجاد روند یکسان در ارائه توضیحات مورد نیاز به مصاحبه‌شونده و نحوه تکمیل پرسشنامه می‌شود؛ برای کاهش اریب مربوط به انتخاب نمونه نیز نمونه‌گیری در نقاط مختلف منطقه مورد پژوهش و در زمان‌های متفاوت انجام می‌شود. انتخاب مکان و زمان متفاوت امکان شرکت افراد مختلف در نمونه را فراهم می‌سازد و به تبع آن، اریب انتخاب نمونه را کاهش می‌دهد (Hu et al., 2011). در مطالعه حاضر، برای تکمیل پرسشنامه‌ها از روش نمونه‌گیری فروشگاهی استفاده شد. همچنین، نمونه‌گیری در محل فروشگاه‌های بزرگ مواد غذایی که به‌طور تصادفی از مناطق یازده‌گانه شهری شیراز انتخاب شدند، در روزهای مختلف هفته و در نوبت‌های صبح و عصر انجام گرفت. با محاسبه پارامترهای توزیع تمایل به پرداخت جامعه که از پیش‌آزمون به‌دست آمد و پذیرفتن ۱/۵ درصد خطای نمونه‌گیری و با در نظر گرفتن جمعیت شهر شیراز بر اساس سرشماری سال ۱۳۹۵ معادل ۱۵۶۵۵۷۲ نفر، با استفاده از رابطه شیفتر و همکاران (Scheaffer et al., 2011)، حجم نمونه معادل ۶۰۱ نفر به‌دست آمد. داده‌های مورد نیاز با تکمیل پرسشنامه از شهروندان شهر شیراز در ماه‌های مهر و آبان سال ۱۳۹۶ جمع‌آوری شد. پرسشنامه شامل سه بخش اصلی بود. در بخش اول، با ایجاد بازار فرضی برای مصاحبه‌شونده، ویژگی‌های گوشت مرغ سلامت‌محور توضیح داده شد. در بخش دوم، میزان تمایل به پرداخت

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

اضافه به ازای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور با استفاده از سؤال های دو گانه مورد سؤال قرار گرفت. در قسمت سوم، پرسشنامه خصوصیات فردی و جمعیت شناختی خانوار و فرد مصاحبه شونده سؤال شد.

نتایج و بحث

در این بخش، پس از مرور خصوصیات آماری نمونه، مطالبی در مورد مقادیر بردار پیشنهاد قیمت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور ارائه و در ادامه، نتایج تخمین مدل های اقتصادسنجی به همراه تحلیل نتایج بیان می شود.

خصوصیات آماری نمونه

برخی از ویژگی های آماری نمونه در جدول ۱ آمده است. از آنجا که واحد نمونه گیری در پژوهش حاضر خانوار بود، مصاحبه شوندگان محدود به سرپرستان خانوارها شدند که در محدوده سنی بیست تا ۷۵ سال با میانگین سن ۴۴ سال بودند.

جدول ۱- برخی خصوصیات آماری نمونه

متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
سن (سال)	۴۳/۷	۲۰	۷۵	۱۱/۸
تعداد افراد خانوار (نفر)	۳/۶	۱	۱۰	۱/۲
مخارج خانوار (هزار ریال)	۲۴۸۰۰	۲۵۰۰	۶۰۰۰۰	۱۳۰۰۰
مصرف گوشت مرغ خانوار (کیلوگرم در ماه)	۶/۳	۱/۸	۲۵/۹	۴/۰
جنسیت (۰=زن؛ ۱=مرد)	۵۹ درصد افراد نمونه مرد بودند.			
تحصیلات (۱=دانشگاهی؛ ۰=غیردانشگاهی)	۳۹/۵ درصد افراد نمونه تحصیلات دانشگاهی داشتند.			

مأخذ: یافته های تحقیق

تعداد افراد خانوار در دامنه حداقل یک نفر تا حداکثر ده نفر قرار داشت و میانگین بعد خانوار ۳/۶ نفر به دست آمد. حدود ۵۹ درصد مصاحبه شوندگان مرد بودند. حدود چهل درصد آنها تحصیلات دانشگاهی (حداقل فوق دیپلم) و سایر افراد نمونه مدرک تحصیلی دیپلم یا کمتر

داشتند. میزان مصرف گوشت مرغ خانوارها، حداقل ۱/۸ کیلوگرم و حداکثر ۲۵/۹ کیلوگرم در ماه بود و متوسط مصرف ماهانه خانوارهای نمونه ۶/۳ کیلوگرم در ماه به دست آمد.

بردار پیشنهاد قیمت

مقادیر بردار پیشنهاد قیمت اضافه به همراه تخصیص حجم نمونه بین این مقادیر که بر اساس روش کوپر (Cooper, 1993)، استخراج شد، به ترتیب، در ستون اول و آخر جدول ۲ آمده است. شایان یادآوری است که قیمت هر کیلوگرم گوشت مرغ معمولی در بازار خرده‌فروشی در مدت زمان جمع‌آوری داده‌ها معادل ۷۵۰۰۰ ریال بود.

از آنجا که در پژوهش حاضر، از روش ارزش‌گذاری مشروط دوگانه دوطرفه نیز استفاده شده است، پس از پاسخ مصاحبه‌شونده به پیشنهاد قیمت اول، چنانچه پاسخ مثبت بود، پیشنهاد بعدی با ۴۵ درصد افزایش نسبت به پیشنهاد اول مطرح شد و در صورت دریافت پاسخ منفی، پیشنهاد دوم به مقدار سی درصد کمتر از پیشنهاد اول ارائه شد، به گونه‌ای که به ترتیب، بر مقادیر بالایی یا پایینی پیشنهاد قیمت اول منطبق شود. بدین ترتیب، در جدول ۲، علاوه بر مقادیر پیشنهاد قیمت اول، مقادیر پیشنهاد قیمت دوم نیز آمده است.

بر اساس توزیع پاسخ به سؤال‌های دوگانه در روش یک‌طرفه (جدول ۲)، با افزایش مبلغ پیشنهادی، مطابق انتظار، درصد پاسخ مثبت کاهش یافته است. بر این اساس، بالاترین درصد پاسخ مثبت مربوط به پیشنهاد قیمت ۹۰۰۰۰ ریال معادل ۸۴ درصد و کمترین آن مربوط به بالاترین قیمت پیشنهادی یعنی، ۴۰۰۰۰ ریال معادل ۲۱/۴ درصد بوده است.

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

جدول ۲- توزیع پاسخ در ارزش گذاری دوگانه یک طرفه و دوطرفه

تعداد	روش دوطرفه								روش یک طرفه		پیشنهاد دوم (ریال)		پیشنهاد اول (ریال)
	خیب - خیب				بلی - خیب				بلی		بالاتر	پایینتر	
	بلی	خیب	بلی	خیب	بلی	خیب	بلی	خیب	بلی	خیب			
۲۵	۴/۰	۱	۸/۰	۲	۳۶/۰	۹	۵۲/۰	۱۳	۸۴/۰	۲۱	۶۰۰۰	۱۳۰۰۰	۹۰۰۰
۱۱۲	۸/۹	۱۰	۱۲/۵	۱۴	۲۵/۰	۲۸	۵۳/۶	۶۰	۷۸/۶	۸۸	۹۰۰۰	۱۹۰۰۰	۱۳۰۰۰
۲۰۳	۱۹/۷	۴۰	۱۰/۸	۲۲	۳۴/۵	۷۰	۳۵/۰	۷۱	۶۹/۵	۱۴۱	۱۳۰۰۰	۲۸۰۰۰	۱۹۰۰۰
۲۰۵	۲۶/۳	۵۴	۲۷/۸	۵۷	۲۵/۴	۵۲	۲۰/۵	۴۲	۴۵/۹	۹۴	۱۹۰۰۰	۴۰۰۰۰	۲۸۰۰۰
۵۶	۵۳/۶	۳۰	۲۵/۰	۱۴	۱۲/۵	۷	۸/۹	۵	۲۱/۴	۱۲	۲۸۰۰۰	۵۸۰۰۰	۴۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

توزیع پاسخ در ارزش گذاری دوگانه دوطرفه نشان می‌دهد که در پیشنهاد قیمت حداقل (۹۰۰۰ ریال)، بیشترین درصد پاسخ «بلی - بلی» معادل ۵۲ درصد است. در این پیشنهاد قیمت، پاسخ «خیب - خیب» به تعداد یک نفر با ۴ درصد کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است. در پیشنهاد قیمت حداکثر (۴۰۰۰۰ ریال)، بیشترین درصد پاسخ معادل ۵۳/۶ درصد در گروه «خیب - خیب» قرار دارد (تعداد سی نفر از ۵۶ نفر). در این پیشنهاد قیمت، درصد پاسخ «بلی - بلی» معادل ۸/۹ درصد بود؛ به دیگر سخن، از بین ۵۶ نفر مصاحبه‌شونده که با پیشنهاد قیمت اولیه ۴۰۰۰۰ ریال مواجه شدند، تنها پنج نفر حاضر بودند مبلغی بالاتر از ۵۸۰۰۰ ریال برای هر کیلوگرم مرغ سلامت محور اضافه پرداخت داشته باشند. در پیشنهاد قیمت میانی (۱۹۰۰۰ ریال)، بیشترین نرخ پاسخ معادل ۳۵ درصد مربوط به گروه «بلی - بلی» بود، گویای آنکه ۷۱ نفر از مجموع ۲۰۳ مصاحبه‌شونده دارای تمایل به پرداخت حداقل مبلغ اضافه معادل ۲۸۰۰۰ ریال برای هر کیلوگرم مرغ سلامت محور بودند.

عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت محور

نتایج برآورد مدل تمایل به پرداخت برای گوشت مرغ سلامت محور بر مبنای ارزش گذاری مشروط دوگانه با سؤال‌های یک طرفه و دوطرفه در جدول ۳ آمده است. آماره

نسبت درست‌نمایی (LR chi2(6)) که در هر دو مدل در سطح یک درصد معنی‌دار شده، نشان‌دهنده معنی‌داری کلی ضرایب برآوردشده در هر دو مدل است.

نتایج تخمین مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه نشان می‌دهد که ضریب متغیر سن در هر دو مدل در سطح ده درصد با علامت منفی معنی‌دار شده است. بدین ترتیب، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، می‌توان گفت که با افزایش سن سرپرست خانوار میزان تمایل به پرداخت اضافه برای مصرف گوشت مرغ سلامت‌محور کاهش یافته است. به ازای هر ده سال افزایش سن سرپرست خانوار مبلغ تمایل به پرداخت اضافه در مدل یک‌طرفه و دوطرفه، به ترتیب، معادل ۵/۹ درصد و ۴ درصد کاهش نشان می‌دهد. نتیجه مطالعات دتمان و دیمیتری (Dettmann and Dimitri, 2009) و بریم‌نژاد و هوشمندان (Barimnejad and Hooshmandan, 2013) نیز رابطه منفی بین سن و میزان تمایل به پرداخت اضافه برای محصولات سالم و ارگانیک را تأیید کردند.

اثر متغیر تحصیلات سرپرست خانوار بر تمایل به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به گوشت مرغ معمولی در هر دو مدل معنی‌دار و مثبت برآورد شده، با این تفاوت که در مدل یک‌طرفه، در سطح ده درصد و در مدل دوطرفه، در سطح یک درصد معنی‌دار است. ضرایب برآوردشده برای این متغیر در دو مدل به یکدیگر نزدیک بوده، به گونه‌ای که مقدار آن برای مدل یک‌طرفه ۰/۱۴ و برای مدل دوطرفه ۰/۱۶ برآورد شده است؛ بنابراین، می‌توان گفت که در خانوارهایی با سرپرست دارای تحصیلات دانشگاهی میزان متوسط تمایل به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت‌محور حدود پانزده درصد بیشتر است. در برخی پژوهش‌های انجام‌شده نیز رابطه بین تحصیلات و میزان تمایل به پرداخت برای محصولات سالم و ارگانیک مثبت گزارش شده است (Dettmann and Dimitri, 2009; Gunduz and Bayramoglu, 2011; Nikoukar and Bazzi, 2016).

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

متغیر بعد خانوار در هر دو مدل در سطح یک درصد با تأثیر منفی، معنی دار شده است؛ بنابراین، می توان انتظار داشت که با افزایش تعداد اعضای خانوار، میزان تمایل به پرداخت اضافه برای خرید هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور کاهش یابد. ضریب برآورد شده نشان می دهد که به ازای افزایش یک نفر به جمعیت خانوار، میزان تمایل به پرداخت اضافه در مدل یک طرفه، حدود ۱۲ درصد و برای مدل دوطرفه، حدود ۱۱ درصد کاهش می یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه دتمان و دیمتری (Dettmann and Dimitri, 2009) هم راستاست.

جدول ۳- نتایج تخمین مدل ارزش گذاری مشروط دوگانه

متغیر	مدل یک طرفه			مدل دوطرفه		
	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z
سن	-۰/۰۰۵۹ [*]	۰/۰۰۳۲	-۱/۸۱	-۰/۰۰۴۰ [*]	۰/۰۰۲۳	-۱/۷۴
جنس	-۰/۱۲۴۰	۰/۰۷۸۳	-۱/۵۸	-۰/۱۱۳۰ ^{**}	۰/۰۵۵۰	-۲/۰۶
تحصیلات	۰/۱۴۴۰ [*]	۰/۰۸۱۷	۱/۷۶	۰/۱۵۹۴ ^{***}	۰/۰۵۷۵	۲/۷۷
بعد خانوار	-۰/۱۲۴۳ ^{***}	۰/۰۳۷۴	-۳/۳۲	-۰/۱۰۵۵ ^{***}	۰/۰۲۶۳	-۴/۰۱
مصرف گوشت مرغ	۰/۰۱۵۶	۰/۰۱۱۴	۱/۳۷	۰/۰۱۱۳	۰/۰۰۸۰	۱/۴۱
مخارج کل خانوار	۰/۰۳۳۵ ^{***}	۰/۰۰۸۴	۳/۹۸	۰/۰۲۶۷ ^{***}	۰/۰۰۵۵	۴/۸۷
ثابت	۸/۱۳۵۸ ^{***}	۰/۱۹۴۲	۴۱/۸۹	۷/۹۸۳۰ ^{***}	۰/۱۳۶۴	۵۸/۵۵
تعدد مشاهدات	سانسور شده	سانسور شده	سانسور	سانسور شده	سانسور شده	سانسور
	از چپ: ۲۴۵	از راست: ۳۵۶	فاصله ای: ۰	از چپ: ۱۳۶	از راست: ۱۹۰	فاصله ای: ۲۷۵
معنی داری مدل	LR chi2(6)=۴۱/۸۹ Prob>chi2=۰/۰۰۰		LR chi2(6)=۶۱/۵۱ Prob>chi2=۰/۰۰۰			

* معنی داری در سطح ده درصد، ** معنی داری در سطح پنج درصد، *** معنی داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته های تحقیق

یکی از مهم ترین متغیرهای تأثیر گذار بر میزان تمایل به پرداخت افراد برای محصولات سالم و ارگانیک درآمد خانوار است، که نتایج اکثر مطالعات وجود رابطه مثبت بین این دو متغیر را تأیید می کند (Dettmann and Dimitri, 2009; Donaghy et al., 2003; Gunduz and Bayramoglu, 2011; Zhang et al., 2018). از آنجا که در پژوهش حاضر، از مخارج کل خانوار به عنوان جانشین درآمد استفاده شد، نتایج جدول ۳ نشان می دهد که این متغیر بر تمایل

به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت محور در هر دو مدل در سطح یک درصد با تأثیر مثبت، معنی دار شده است. از این رو، می توان گفت که خانوارهایی با هزینه ماهانه بالاتر تمایل به پرداخت بیشتری برای خرید این محصول سالم دارند. نتایج تخمین مدل های یک طرفه و دو طرفه نشان می دهد که به ازای هر ۵۰۰۰ هزار ریال افزایش مخارج ماهانه خانوار، تمایل به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت محور به ترتیب معادل $3/4$ و $2/7$ درصد افزایش می یابد. نتایج مطالعات نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016) و صندوقی و همکاران (Sandoghi et al., 2015) نیز رابطه مثبت و معنی دار بین درآمد و تمایل به پرداخت اضافه برای محصولات سالم و ارگانیک را تأیید می کند.

بررسی متغیر جنسیت نشان می دهد که این متغیر در مدل یک طرفه معنی دار نشده ولی در مدل دو طرفه در سطح پنج درصد معنی دار شده است. بر اساس برآورد ضریب این متغیر در مدل دو طرفه، می توان گفت که تمایل به پرداخت زنان سرپرست خانوار برای خرید گوشت مرغ سلامت محور بیش از مردان است و آنها حاضرند نسبت به مردان حدود ۱۱ درصد بیشتر اضافه پرداخت داشته باشند. در برخی تحقیقات انجام شده، میزان تمایل به پرداخت زنان برای محصولات ارگانیک بیش از مردان گزارش شده است (Barimnejad and Hooshmandan, 2013; Sakagami and Haas, 2012)؛ اما در مقابل، دوناقی و همکاران (Donaghy et al., 2003) گزارش کردند که مردان حاضرند مبلغ بیشتری برای محصولات ارگانیک پردازند. نتایج مطالعه نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016) نشان داد که جنسیت اثر معنی داری بر میزان تمایل به پرداخت مصرف کنندگان شهر مشهد برای گوشت مرغ بدون آنتی بیوتیک ندارد. همچنین، نتایج مطالعه صندوقی و همکاران (Sandoghi et al., 2015) در شهر اصفهان نیز نشان داد که اثر جنسیت بر انتخاب مصرف کنندگان برای خیار سالم و ارگانیک معنی دار نیست.

تنها متغیری که در هیچ کدام از مدل های یک طرفه و دو طرفه اثر معنی دار بر تمایل به پرداخت برای گوشت مرغ سلامت محور نداشت، میزان مصرف گوشت مرغ معمولی در خانوار

ارزش گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از.....

بود. بر این اساس، می توان گفت که میزان تمایل به پرداخت خانوارها برای گوشت مرغ سلامت محور مستقل از مقدار مصرف گوشت مرغ معمولی در خانوار است و تفاوت در مصرف گوشت مرغ معمولی اثری معنی دار بر میزان تمایل به پرداخت اضافه خانوارها برای گوشت مرغ سلامت محور ندارد.

بررسی کلی نتایج تخمین مدل های یک طرفه و دو طرفه نشان می دهد که خطای استاندارد ضرایب برآورد شده مدل دو طرفه نسبت به مدل یک طرفه برای تمام متغیرها کمتر است. این نتیجه کارآیی بالاتر مدل دو طرفه را تأیید می کند که با نتایج تحقیقات کالیا و استرازا (Calia and Strazzera, 2000) هم راستاست.

تمایل به پرداخت برآورد شده

برآورد تمایل به پرداخت در مقادیر میانگین متغیرهای وابسته با وجود متغیرهای موهومی در مدل صحیح نیست، زیرا محاسبه مقدار میانگین برای متغیرهای موهومی مانند جنسیت و تحصیلات بی معنی است. از این رو، در جدول ۴، مقادیر تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور، در میانگین متغیرهای پیوسته و گروه های مختلف نمونه، بر اساس تقسیم بندی متغیرهای موهومی جنسیت و تحصیلات برای هر دو مدل یک طرفه و دو طرفه محاسبه و ارائه شده است. اعداد جدول ۴ میانگین تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور نسبت به مرغ معمولی موجود در بازار را نشان می دهند؛ همچنین، اعدادی که در براکت در زیر میانگین آمده اند، دامنه اطمینان ۹۵ درصدی تمایل به پرداخت اضافه برآورد شده را نشان می دهند. با توجه به بالاتر بودن کارآیی مدل دو طرفه به دلیل کمتر بودن خطای استاندارد تمامی ضرایب برآورد شده، دامنه اطمینان محاسبه شده برای مقادیر تمایل به پرداخت اضافه در مدل دو طرفه برای گروه های یکسان نسبت به مدل یک طرفه محدودتر است. از سوی دیگر، از آنجا که ضرایب برآورد شده تمام متغیرها در مدل دو طرفه به استثنای متغیر تحصیلات کمتر از ضرایب مشابه در مدل یک طرفه است، در نتیجه، میانگین

تمایل به پرداخت برآورد شده در مدل دوطرفه، در گروه‌های یکسان، کمتر از مدل یک طرفه است.

جدول ۴- میانگین تمایل به پرداخت اضافه برآورد شده در مدل‌های یک طرفه و دوطرفه (ریال)

میانگین	مدل یک طرفه		مدل دوطرفه		تحصیلات جنسیت	
	دانشگاهی	غیردانشگاهی	دانشگاهی	غیردانشگاهی		
۲۴۷۷۰	۲۶۵۶۰ [۲۳۲۲۰ - ۳۰۳۸۰]	۲۲۹۸۰ [۲۰۴۰۰ - ۲۵۹۰۰]	۲۲۸۶۰	۲۴۶۸۰ [۲۲۵۴۰ - ۲۷۰۳۰]	۲۱۰۴۰ [۱۹۳۴۰ - ۲۲۹۰۰]	مرد
۲۸۰۷۰	۳۰۱۱۰ [۲۵۳۸۰ - ۳۵۷۲۰]	۲۶۰۳۰ [۲۲۸۳۰ - ۲۹۶۷۰]	۲۵۶۱۰	۲۷۶۵۰ [۲۴۶۷۰ - ۳۱۰۰۰]	۲۳۵۶۰ [۲۱۵۶۰ - ۲۵۷۵۰]	زن
۲۶۴۲۰	۲۸۳۴۰	۲۴۵۱۰	۲۴۲۴۰	۲۶۱۷۰	۲۲۳۰۰	میانگین

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول ۴، متوسط تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور نسبت به گوشت مرغ معمولی برای مدل دوطرفه و یک طرفه، به ترتیب، معادل ۲۶۴۲۰ و ۲۴۲۴۰ ریال برآورد شد؛ بنابراین، درصد تمایل به پرداخت اضافه در مدل دوطرفه معادل ۳۲ درصد و برای مدل یک طرفه ۳۵ درصد به دست آمد. بیشترین مبلغ تمایل به پرداخت اضافه مربوط به زنان دارای تحصیلات دانشگاهی با مقادیر ۲۷۶۵۰ و ۳۰۱۱۰ ریال، به ترتیب، برای مدل‌های دوطرفه و یک طرفه برآورد شد. بدین ترتیب، بیشترین درصد اضافه پرداخت به ازای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور برای زنان واجد تحصیلات دانشگاهی در مدل یک طرفه معادل ۴۰ درصد برآورد شد. از سوی دیگر، مردان فاقد تحصیلات دانشگاهی کمترین میزان تمایل به پرداخت اضافه را به خود اختصاص دادند. تمایل به پرداخت اضافه برای این گروه از افراد نمونه در مدل دوطرفه و یک طرفه، به ترتیب، معادل ۲۱۰۴۰ و ۲۲۹۸۰ ریال محاسبه شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در تحقیق حاضر، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط دو‌گانه با سؤال‌های یک‌طرفه و دوطرفه، تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ سلامت‌محور برآورد شد. سه ویژگی این نوع گوشت مرغ شامل عدم مصرف آنتی‌بیوتیک در فرآیند پرورش، تخلیه کامل اندرون‌ها و مرغ‌سایز در نظر گرفته شد. بر اساس نتایج مطالعه، متغیرهای سن و بعد خانوار در دو مدل، به ترتیب در سطح ده و یک درصد، با تأثیر منفی، معنی‌دار شدند. متغیرهای درآمد خانوار و تحصیلات نیز در هر دو مدل با اثر مثبت، معنی‌دار شدند. تنها متغیری که در دو مدل به‌طور متفاوت ظاهر شد، متغیر جنسیت بود. این متغیر در مدل یک‌طرفه معنی‌دار نشد، ولی اثر آن در مدل دوطرفه در سطح پنج درصد معنی‌دار شد. میانگین تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به نوع معمولی آن در مدل یک‌طرفه و دوطرفه، به ترتیب، معادل ۳۵ و ۳۲ درصد برآورد شد. نتایج یادشده مؤید این مطلب است که هرچند، برای استخراج تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور، از سؤال‌های دو‌گانه یک‌طرفه و دوطرفه استفاده شد، ولی نتایج مدل‌های اقتصادسنجی نشان داد که تفاوت زیادی در مقادیر تخمین پارامترها و تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ سلامت‌محور وجود ندارد، که این نتیجه را می‌توان به طراحی صحیح بردار پیشنهاد قیمت مرتبط دانست. بر پایه نتایج تحقیقات کالیا و استرازرا (Calia and Strazzera, 2000) نیز چنانچه بردار پیشنهاد قیمت بر مبنای پیش‌آزمون به‌طور صحیح انتخاب شود، تفاوت در تخمین پارامترهای مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه کاهش می‌یابد. این نکته می‌تواند بر اعتبار نتایج تحقیق حاضر بیفزاید تا با اعتماد کافی، بتوان نتایج آن را در سیاست‌گذاری‌های عملی مدیریت بخش طیور و تولید گوشت مرغ سلامت‌محور در راستای ارتقای سلامت غذایی جامعه به کار بست. همچنین، نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بازاری بالقوه برای تولید و عرضه گوشت مرغ سلامت‌محور وجود دارد و مصرف‌کنندگان حاضرند افزایش هزینه‌های احتمالی تولید را پردازند؛ بنابراین، لازم است سیاست‌گذاران با ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی مورد

نیاز، زمینه لازم برای تولید و عرضه این محصول سالم را فراهم سازند تا تولیدکنندگان و مصرف کنندگان از منافع آن بهره‌مند شوند.

منابع

1. Amiyan, S., Kavooosi Kalashami, M., Amir, Z. and Gheibi, S. (2017). Assessment of factors influencing consumers' willingness to pay for organic chicken in Urmia. *Agricultural Economics Research*, 9(35): 75-96. (Persian)
2. Barimnejad, V. and Hooshmandan, A. (2013). Determining consumers' willingness to pay in purchasing safe vegetables in Tehran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 5(2): 131-150. (Persian)
3. Bishop, R.C. and Heberlein, T.A. (1979). Measuring values of extramarket goods: are indirect measures biased? *American Journal of Agricultural Economics*, 61(5): 926-930.
4. Boyle, K.J., Johnson, F.R., McCollum, D.W., Desvousges, W.H., Dunford, R.W. and Hudson, S.P. (1996). Valuing public goods: discrete versus continuous contingent-valuation responses. *Land Economics*, 72(3): 381-396.
5. Boyle, K.J., Welsh, M.P. and Bishop, R.C. (1988). Validation of empirical measures of welfare change: comment. *Land Economics*, 64(1): 94-98.
6. Calia, P. and Strazzer, E. (2000). Bias and efficiency of single versus double bound models for contingent valuation studies: a Monte Carlo analysis. *Applied Economics*, 32(10): 1329-1336.
7. Cameron, T.A. (1991). Interval estimates of non-market resource values from referendum contingent valuation surveys. *Land Economics*, 67(4): 413-421.
8. Cameron, T.A. and Quiggin, J. (1994). Estimation using contingent valuation data from a "dichotomous choice with follow-up" questionnaire. *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(3): 218-234.
9. Castanon, J.I.R. (2007). History of the use of antibiotic as growth promoters in European poultry feeds. *Poultry Science*, 86(11): 2466-2471.
10. Chien, Y.-L., Huang, C.J. and Shaw, D. (2005). A general model of starting point bias in double-bounded dichotomous contingent valuation surveys. *Journal of Environmental Economics Management*, 50(2): 362-377.

11. Cicia, G., Caracciolo, F., Cembalo, L., Del Giudice, T., Grunert, K.G., Krystallis, A., . . . Zhou, Y. (2016). Food safety concerns in urban China: consumer preferences for pig process attributes. *Food Control*, 60, 166-173.
12. Cooper, J.C. (1993). Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys. *Journal of Environmental Economics and Management*, 24(1): 25-40.
13. Cox Jr, L.A. and Ricci, P.F. (2008). Causal regulations vs. political will: why human zoonotic infections increase despite precautionary bans on animal antibiotics. *Environment International*, 34(4): 459-475.
14. Dabbagh Moghaddam, A., Bashashati, M., Hosseini-Shokouh, S.J. and Hashemi, S.R. (2017). Antibiotic residues in chicken meat and table eggs consumed in Islamic Republic of Iran Army. *Food Hygiene*, 7(1): 69-81. (Persian)
15. Dettmann, R.L. and Dimitri, C. (2009). Who's buying organic vegetables? Demographic characteristics of US consumers. *Journal of Food Products Marketing*, 16(1): 79-91.
16. Dianat, R. and Taali, A. (2013). Broiler chicken's production without antibiotic during production process. Available at: <http://www.makidam.ir/fa/news/421>. Retrieved at 2 Jan. 2018. (Persian)
17. Donaghy, P., Rolfe, J. and Bennett, J. (2003). *Consumer demands for organic and genetically modified foods*. Paper Presented at the 47th Annual Conference of the Australian Agricultural and Resource Economics Society.
18. Duffield, J.W. and Patterson, D.A. (1991). Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation. *Land Economics*, 67(2): 225-239.
19. Gunduz, O. and Bayramoglu, Z. (2011). Consumer's willingness to pay for organic chicken meat in Samsun province of Turkey. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 10(3): 334-340.
20. Haab, T.C. and McConnell, K.E. (1998). Referendum models and economic values: theoretical, intuitive and practical bounds on willingness to pay. *Land Economics*, 74(2): 216-229.
21. Hanemann, W.M. (1984). Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. *American Journal of Agricultural Economics*, 66(3): 332-341.
22. Hanemann, W.M. (1989). Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete response data: reply. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(4): 1057-1061.

23. Hu, W., Woods, T., Bastin, S., Cox, L. and You, W. (2011). Assessing consumer willingness to pay for value-added blueberry products using a payment card survey. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 43(2): 243-258.
24. Kavooosi Kalasham, M., Tahamipour Zarandi, M. and Heydari Shalmani, M. (2014). Estimating consumers' willingness to pay for organic broiler by Heckman two-stage approach. *Journal of Economics and Modeling*, 4(16): 115-130. (Persian)
25. Knapp, T., Kovacs, K., Huang, Q., Henry, C., Nayga, R., Popp, J. and Dixon, B. (2018). Willingness to pay for irrigation water when groundwater is scarce. *Agricultural Water Management*, 195, 133-141.
26. Liu, C.C. (2008). *Three essays on contingent valuation method*. Doctoral Dissertation, Iowa State University.
27. Lusk, J.L. (2003). Effects of cheap talk on consumer willingness-to-pay for golden rice. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(4): 840-856.
28. Nikoukar, A. and Bazzi, R. (2016). Analyzing consumer willingness to pay for chicken without antibiotics in Mashhad. *Agricultural Economics*, 10(3): 65-87. (Persian)
29. Production and Distribution Plan for Chicken within 42 Days (2015). Management and planning workgroup of production and regulation of chicken meat in Isfahan province. Available at www.agri-golpayegan.ir/portals/14/omooredam.doc-size.pdf. Retrieved at 5 Jan 2018. (Persian)
30. Romano, K.R., Dias Bartolomeu Abadio Finco, F., Rosenthal, A., Vinicius Alves Finco, M. and Deliza, R. (2016). Willingness to pay more for value-added pomegranate juice (*Punica granatum L.*): an open-ended contingent valuation. *Food Research International*, 89: 359-364.
31. Sakagami, M. and Haas, R. (2012). Consumer preferences for organic products in Austria using stated preference methods. *Current Nutrition and Food Science*, 8(2): 122-125.
32. Sandoghi, A., Amini, A.M. and Yousefi, A. (2015). Determination of consumers' preferences for conventional, healthy and organic cucumbers in Isfahan city using choice experiment method. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 29(2): 139-149. (Persian)
33. Scheaffer, R.L., Mendenhall, W., Ott, R.L. and Gerow, K.G. (2011). *Elementary survey sampling*: Cengage Learning.

34. Shi. L., Gao, Z. and Chen, X. (2014). The cross-price effect on willingness-to-pay estimates in open-ended contingent valuation. *Food Policy*, 46: 13-21.
35. Thompson, G.D. and Kidwell, J. (1998). Explaining the choice of organic produce: cosmetic defects, prices and consumer preferences. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(2): 277-287.
36. Venkatachalam, L. (2004). The contingent valuation method: a review. *Environmental Impact Assessment Review*, 24(1): 89-124.
37. Zaikin, A.A. and McCluskey, J.J. (2013). Consumer preferences for new technology: apples enriched with antioxidant coatings in Uzbekistan. *Agricultural Economics*, 44(4-5): 513-521.
38. Zhang, B., Fu, Z., Huang, J., Wang, J., Xu, S. and Zhang, L. (2018). Consumers' perceptions, purchase intention and willingness to pay a premium price for safe vegetables: a case study of Beijing, China. *Journal of Cleaner Production*, 197: 1498-1507.

