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

DOI: 10.30490/AEAD.2020.258008.1002

ارزش‌گذاری بهبود کیفیت گوشت مرغ از دیدگاه مصرف‌کنندگان در شیراز

صمد عرفانی‌فر[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 مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور و بررسی عوامل مؤثر بر آن در شهر شیراز بود. در مطالعهٔ حاضر، ابتدا گوشت مرغ سلامت‌محور بر اساس سه ویژگی عدم مصرف آنتی‌بیوتیک در دوره پرورش، تخلیه کامل اندرونه‌ها در زمان کشتار و وزن متوسط لاشه (مرغ سایز) در محل عرضه، به شهروندان شیرازی

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

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

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

معرفی شد. به‌منظور استخراج تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان، از روش ارزش‌گذاری مشروط دوگانه با سؤال‌های یک‌طرفه و دوطرفه و تکمیل ۶۰۱ پرسشنامه به‌صورت حضوری در پاییز سال ۱۳۹۶ استفاده شد. با انجام پیش‌آزمون، پارامترهای توزیع تمایل به پرداخت جامعه هدف تعیین و بر اساس روش کوپر، انتخاب بهینهٔ بردار پیشنهاد قیمت صورت گرفت. نتایج تخمین مدل‌های اقتصادسنجی، برتری کارآیی روش دوطرفه نسبت به یک‌طرفه را نشان داد. بر اساس یافته‌ها، تحصیلات (به‌ویژه در بین زنان) و درآمد خانوار به‌طور مثبت و سن و بعد خانوار به‌صورت منفی بر تمایل به پرداخت اضافه اثرگذار بودند. متوسط تمایل به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور در مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه، به‌ترتیب، 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 مصرف‌کنندگان نشان داد که تقاضای بالقوه‌ای برای گوشت مرغ سلامت‌محور وجود دارد و از این‌رو، تولیدکنندگان می‌توانند با بهره‌گیری از این فرصت، از طریق تولید و عرضه این محصول منتفع شوند.

کلیدواژه‌ها: *گوشت مرغ سلامت‌محور، ارزش‌گذاری مشروط، بردار پیشنهاد قیمت، تمایل به پرداخت، شیراز (شهر).*

طبقه‌بندی JEL : Q13, D04, D12

مقدمه

مصرف مداوم آنتی‌بیوتیک‌ها در فرآیند تولید مرغ گوشتی، به‌دلیل ایجاد باکتری‌های مقاوم به آنتی‌بیوتیک‌ها، خطر بزرگی برای سلامتی انسان به‌شمار 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

اخیر، گوشت مرغ به یکی از مهم‌ترین منابع تأمین پروتئین خانوار تبدیل شده است، اما هیچ‌گونه مقرراتی در ارتباط با نحوه استفاده و نظارت بر مصرف آنتی‌بیوتیک‌ها در فرآیند پرورش طیور و همچنین، حداکثر مقدار باقی‌مانده 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 به‌نظر می‌رسد. از طرف دیگر، به‌دلیل افزایش هزینه تولید محصولات سالم نسبت به محصولات مرسوم موجود در بازار، تصمیم‌گیری برای توسعه سرمایه‌گذاری و تولید محصولات سالم ازجمله گوشت مرغ سالم و ارگانیک مستلزم آگاهی از رفتار مصرف‌کنندگان و میزان تمایل به پرداخت آنهاست (Nikoukar and Bazzi, 2016).

در سال‌های اخیر، پژوهش‌هایی در زمینهٔ نگرش مصرف‌کنندگان 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 انجام‌شده در ایران نیز نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان برای خرید محصولات سالم در مقایسه با انواع معمولی آن حاضر به پرداخت مبلغی اضافه هستند. در مطالعه بریم‌نژاد و هوشمندان (Barimnejad and Hooshmandan, 2013)، تمایل به پرداخت شهروندان تهرانی برای خرید سبزی‌های سالم به‌طور متوسط سی درصد بیش از قیمت بازاری نوع معمولی آن گزارش شده است. در زمینه بررسی تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک 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 به‌دست‌آمده نشان داد که ۸۵/۵ درصد از اعضای نمونه جامعهٔ آماری تحقیق حاضرند مبلغی اضافه برای این محصول بپردازند 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 مصرف‌کنندگان 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 مصرف‌کنندگان 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 به‌دست‌آمده، 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 مصرف‌کنندگان فقط برای ویژگی بدون آنتی‌بیوتیک گوشت مرغ استخراج‌شده است، درحالی که ویژگی اندازه و تخلیه کامل اندرونه‌های مرغ نیز بر کیفیت و سلامت گوشت مرغ اثرگذار است. از این‌رو، در مطالعهٔ حاضر، با معرفی گوشت مرغ سلامت‌محور با سه ویژگی بدون آنتی‌بیوتیک، اندازه متوسط (مرغ سایز) و تخلیه کامل اندرونه‌های مرغ ، تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان و عوامل مؤثر بر انتخاب گوشت مرغ سلامت‌محور 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 سلامت‌محور در نظر گرفته شد. در اغلب کشورهای تولیدکننده گوشت مرغ، مرغ گوشتی با وزن متوسط و دوره پرورش ۳۵ تا ۴۲ روزه با عنوان جوجهٔ کبابی[1] 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

غذایی[1] و امکان افزایش تعداد دفعات جوجه‌ریزی از مهم‌ترین مزایای تولید مرغ گوشتی با اندازه متوسط است. متأسفانه در ایران، به‌دلایل مختلف از جمله بالا بودن قیمت جوجه یک‌روزه، سود واسطه‌ها 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 این‌رو، با هدف ارتقای کیفیت و ایجاد فرهنگ مصرف گوشت مرغ مطابق با استانداردهای جهانی، ویژگی دوم با عنوان مرغ با اندازه متوسط (مرغ سایز) انتخاب شد. در این راستا، بر اساس نظرات کارشناسان، مرغ با وزن لاشهٔ ۱۵۰۰ تا ۱۸۰۰ گرم در محل عرضه به مصرف‌کننده به‌عنوان «مرغ سایز» در نظر گرفته شد. بخش اعظم تولید مرغ گوشتی در کشور با تخلیه کامل اندرونه‌ها صورت نمی‌گیرد. با تخلیه کامل اندرونه‌های مرغ می‌توان 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 اندرونه‌های مرغ در زمان کشتار (مرغ تخلیه کامل) به‌عنوان ویژگی سوم مرغ سلامت‌محور معرفی شد.

مبانی نظری و روش تحقیق

ارزش‌گذاری مشروط

از آنجا که گوشت مرغ سلامت‌محور یک کالای فرضی است که بازاری برای آن وجود ندارد، برای استخراج تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان این کالا، از روش ارزش‌گذاری مشروط[2] استفاده شد. ارزش‌گذاری مشروط یکی از مهم‌ترین روش‌های ارزش‌گذاری بر پایه ترجیحات بیان‌شده است که در آن، با ایجاد بازار فرضی، میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای کالای جدید برآورد می‌شود. در ارزش‌گذاری مشروط، میزان تمایل به پرداخت به روش‌های

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 دوگانه[۴]. انتخاب دوگانه به دو زیرروش «انتخاب دوگانه یک‌بعدی»[۵] و «انتخاب دوگانه دوبعدی»[۶] تقسیم می‌شود (Boyle et al., 1996; Shi et al., 2014). در بین روش‌های یادشده، انتخاب دوگانه به‌دلیل حداقل بودن اریب‌های مربوط به روش‌های ارزش‌گذاری مشروط از جمله اریب 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 دوگانه، پس از انجام مصاحبه، فقط دامنه‌ای به‌دست می‌آید که در آن، تمایل به پرداخت فرد قرار دارد. در مدل یک‌طرفه، دامنه به‌دست‌آمده 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 اریب پیشنهاد قیمت دوم مثل اثر تکیه‌گاهی[۷] وجود ندارد. از سوی دیگر، به‌لحاظ 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 اریب سیستمی و با داشتن نمونهٔ به‌اندازهٔ 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

به‌احتمال زیاد به‌دلیل عدم تصریح صحیح مدل یا ضعف در طراحی بردار پیشنهاد قیمت است. چنانچه بردار پیشنهاد قیمت بر مبنای پیش‌آزمون به‌طور صحیح انتخاب شود، نتایج روش یک‌طرفه نیز قابل اطمینان خواهد بود؛ ولی در صورتی که نمونه کوچک باشد و پیش‌آزمون قابل اعتماد نباشد، استفاده از مدل دوطرفه توصیه می‌شود (Calia and Strazzera, 2000).

مدل‌سازی تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط دوگانه یک‌طرفه

در ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه یک‌طرفه برای برآورد تابع تمایل به پرداخت و بررسی عوامل مؤثر بر آن، کامرون (Cameron, 1991) مدل رگرسیون نرمال سانسور شده[1] را پیشنهاد کرد. در این مدل، برخلاف مدل تفاوت مطلوبیت[2] هانمان (Hanemann, 1984)، برآوردی جداگانه برای پارامترهای مدل و انحراف استاندارد تمایل به پرداخت صورت می‌گیرد، که انجام محاسبه فاصله اطمینان انحراف استاندارد تمایل به پرداخت را ممکن می‌سازد.

در این روش، به فرد i ام قیمت t_i پیشنهاد می‌شود و او بر اساس مقدار تمایل به پرداخت واقعی خود که بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از قیمت پیشنهادی است، پاسخ بلی یا خیر می‌دهد. مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت بر اساس رگرسیون نرمال سانسورشده کامرون (Cameron, 1991) به‌صورت رابطه (۱) بیان می‌شود.

$$wtp_i(x_i, u_i) = x_i'\beta + u_i \qquad (۱)$$

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

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، به‌صورت رابطه (۳) تعریف می‌شود.

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

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

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

در رابطه (۴)، وجود متغیر پیشنهاد قیمت (t_i) باعث برآورد مستقل انحراف استاندارد تمایل به پرداخت (σ) و بردار ضرایب β می‌شود، به‌گونه‌ای 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 می‌شود 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 می‌شود؛ بنابراین، چهار پیامد متفاوت بر حسب ترکیب‌های مختلف این دو متغیر دوگانه خواهیم داشت. با فرض اینکه مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت فرد iام به‌صورت 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، می‌توان احتمال وقوع هر کدام از پیامدهای چهارگانه را به‌صورت روابط زیر تعریف کرد (Chien et al., 2005):

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

$$\Pr(I_i^1 = 1, I_i^2 = 0) = \Pr(t_i^1 \le wtp < t_i^2) = \Pr((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma \le u_i/\sigma \le (t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) = \Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) \quad (۶)$$

$$\Pr(I_i^1 = 0, I_i^2 = 1) = \Pr(t_i^2 \le wtp < t_i^1) = \Pr((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma \le u_i/\sigma \le (t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) = \Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) \quad (۷)$$

$$\Pr(I_i^1 = 0, I_i^2 = 0) = \Pr(wtp_i < t_i^2) = \Pr(u_i < t_i^2 - x_i'\beta) = \Phi((t_i^2 - x_i'\beta)/\sigma) \quad (۸)$$

بر اساس روابط (۵) تا (۸)، تابع لگاریتم درست‌نمایی تمایل به پرداخت، چنانچه تعداد نمونه n باشد، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log L = \sum_{i^1=1,i^2=1} \log[1 - \Phi((t_i^2 - x_i'\beta)/\sigma)] + \sum_{i^1=1,i^2=0} \log[\Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma)] + \sum_{i^1=0,i^2=1} \log[\Phi((t_i^1 - x_i\beta)/\sigma) - \Phi((t_i^2 - x_i\beta)/\sigma)] + \sum_{i^1=0,i^2=0} \log[\Phi((t_i^2 - x_i'\beta)/\sigma)] \quad (۹)$$

برای برآورد پارامترهای مدل تمایل به پرداخت، بر اساس تابع درست‌نمایی رابطه (۹)، 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 Strazzera, 2000):

$$E(wtp) = \bar{x}\hat{\beta} \quad (۱۰)$$

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

با توجه به خطی بودن تابع تمایل به پرداخت که به‌صورت رابطه (۱) تعریف شده است، احتمال اینکه مقادیر پیش‌بینی‌شدهٔ این متغیر برای برخی از افراد نمونه کمتر از صفر به‌دست آید، دور از انتظار نیست. برای رفع این مشکل، از مدل اقتصادسنجی تمایل به پرداخت نمایی به شکل رابطه (۱۱) استفاده می‌شود (Haab and McConnell, 1998).

$$wtp_i = \exp(x_i\beta + u_i) \quad (۱۱)$$

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 به‌جای 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 ($[b_1,b_2,...,b_m]$) و تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف بردار پیشنهاد قیمت به‌صورت بردار $[n_1, n_2, ... n_m]$ از جمله موضوعات مورد بررسی در این مطالعات بوده است. در دو بردار اخیر، m تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت است.

در مطالعهٔ 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):

$$E(wtp) = \int_0^{+\infty} [1 - F(b)]db \qquad (۱۲)$$

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

توزیع تمایل به پرداخت در مقدار حداکثر پیشنهاد قیمت قطع شود[1]، منجر به ایجاد اریب در محاسبه تمایل به پرداخت خواهد شد. چنانچه $F(b_{max})$ به مقدار یک میل پیدا کند، اریب کاهش می‌یابد. کوپر (Cooper, 1993)، برای طراحی پرسشنامه ارزش‌گذاری مشروط با سؤال‌های دوگانه، مدلی را ارائه کرده است که در آن، انتخاب بردار پیشنهاد قیمت و تخصیص حجم نمونه بین مقادیر مختلف این بردار به‌طور بهینه انجام می‌شود. در این مدل، از یک فرآیند تکراری و با هدف حداقل‌سازی میانگین مربع خطای[2] تمایل به پرداخت نمونه استفاده می‌شود.

در روش کوپر (Cooper, 1993)، ابتدا با انجام یک پیش‌آزمون در سطح جامعه هدف، تابع چگالی احتمال تمایل به پرداخت جامعه برآورد و از میانگین آن به‌عنوان میانگین تمایل به پرداخت جامعه استفاده می‌شود. در این روش، بهینه‌سازی بردار پیشنهاد قیمت یک روش دومرحله‌ای 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 مساحت‌های یکسان تقسیم می‌شود. مقادیر مرزی بین این نواحی، m عضو بردار پیشنهاد قیمت را تعیین می‌کنند. برای نمونه، اگر تعداد عناصر بردار پیشنهاد قیمت سه در نظر گرفته شود $(m=3)$، مساحت یادشده به چهار قسمت مساوی تقسیم می‌شود و سه مرز مشترک بین نواحی عناصر بردار پیشنهاد قیمت را معلوم می‌سازند. با داشتن تابع توزیع چگالی احتمال، مقادیر هر پیشنهاد قیمت (b_i)به‌صورت $b_i = F^{-1}(P_i)$ تعیین می‌شود، که P_iاز رابطه (۱۳) قابل محاسبه است.

$$P_i = [1/(m+1)] \times i \qquad i=1,2,\ldots,m \qquad (۱۳)$$

اگر $m=3$ باشد، آنگاه نتیجه می‌شود:

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

1. Truncated
2. Mean Square Error (MSE)

در این روش، حد بالای قطع‌شده در رابطه (۱۲) از قبل تعیین نمی‌شود. با افزایش m، فرآیند تعیین بردار پیشنهاد قیمت به‌گونه‌ای است که از مرکز به دو سمت توزیع تمایل به پرداخت جامعه حرکت می‌کند. در این فرآیند انتخاب، فاصله بین پیشنهادهای متوالی قیمت با افزایش فاصله از میانه افزایش می‌یابد؛ یعنی، در ناحیه‌ای از توزیع که چگالی احتمال بیشتر است،تعداد پیشنهادهای قیمت هم بیشتر می‌شود و برعکس.

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

$$\min(MSE) = \min[bias^2(wtp) + \text{var}(wtp)] = \min[(wtp - \widehat{wtp})^2 + \text{var}(wtp)] \qquad (۱۴)$$

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

در رابطه (۱۴)، $\widehat{wtp}$ تمایل به پرداخت برآوردشده 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 می‌شود تا با کمینه کردن میانگین مربع خطا، مقادیر بهینه بردارهای b و n به‌دست آیند.

در تحقیق حاضر، به‌منظور استخراج بردار بهینه پیشنهاد قیمت برای استفاده در ارزش‌گذاری مشروط دوگانه، برنامه‌ای در نرم‌افزار متلب بر اساس روش پیشنهادی کوپر (Cooper, 1993) برای توزیع‌های احتمال متفاوت از جمله توزیع نرمال و لوگ‌نرمال نوشته شد. با انتخاب حجم نمونه و تعیین نوع توزیع تمایل به پرداخت جامعه و پارامترهای آن که از طریق انجام پیش‌آزمون به‌دست آمد، با استفاده از این برنامه، بردار پیشنهاد قیمت به‌همراه 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 اضافه جامعه 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)، به‌ترتیب، 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 مطالعهٔ 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، به‌صورت 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 به‌تبع آن، اریب انتخاب نمونه را کاهش می‌دهد (Hu et al., 2011).

در مطالعهٔ حاضر، برای تکمیل پرسشنامه‌ها از روش نمونه‌گیری فروشگاهی استفاده شد. برای کاهش اریب‌های موجود در نمونه‌گیری نیز از افراد باتجربه در تکمیل پرسشنامه‌ها 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 رابطهٔ شیفر 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

اضافه به ازای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور با استفاده از سؤال‌های دوگانه مورد سؤال قرار گرفت. در قسمت سوم، پرسشنامه خصوصیات فردی و جمعیت‌شناختی خانوار و فرد مصاحبه‌شونده 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 سلامت‌محور ارائه و در ادامه، نتایج تخمین مدل‌های اقتصادسنجی به‌همراه تحلیل نتایج بیان می‌شود.

خصوصیات آماری نمونه

برخی از ویژگی‌های آماری نمونه در جدول ۱ آمده است. از آنجا که واحد نمونه‌گیری در پژوهش حاضر خانوار بود، مصاحبه‌شوندگان محدود به سرپرستان خانوارها شدند که در محدودهٔ 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: یافته‌های تحقیق

تعداد افراد خانوار در دامنه حداقل یک نفر تا حداکثر ده نفر قرار داشت و میانگین بعد خانوار ۳/۶ نفر به‌دست آمد. حدود ۵۹ درصد مصاحبه‌شوندگان مرد بودند. حدود چهل درصد آنها تحصیلات دانشگاهی (حداقل فوق‌دیپلم) 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 به‌دست آمد.

بردار پیشنهاد قیمت

مقادیر بردار پیشنهاد قیمت اضافه به‌همراه تخصیص حجم نمونه بین این مقادیر که بر اساس روش کوپر (Cooper, 1993)، استخراج شد، به‌ترتیب، در ستون اول و آخر جدول ۲ آمده است. شایان یادآوری است که قیمت هر کیلوگرم گوشت مرغ معمولی در بازار خرده‌فروشی در مدت‌زمان 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، به‌گونه‌ای که به‌ترتیب، 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 کاهش‌یافته است. بر این اساس، بالاترین درصد پاسخ مثبت مربوط به پیشنهاد قیمت ۹۰۰۰ ریال معادل ۸۴ درصد و کمترین آن مربوط به بالاترین قیمت پیشنهادی یعنی، ۴۰۰۰۰ ریال معادل ۲۱/۴ درصد بوده است.

جدول ۲- توزیع پاسخ در ارزش‌گذاری دوگانه یک‌طرفه و دوطرفه

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

توزیع پاسخ در ارزش‌گذاری 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 «خیر – خیر» 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 «خیر – خیر» 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 اولیهٔ ۴۰۰۰۰ ریال مواجه شدند، تنها پنج نفر حاضر بودند مبلغی بالاتر از ۵۸۰۰۰ ریال برای هر کیلوگرم مرغ سلامت‌محور 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 سلامت‌محور بودند.

عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان گوشت مرغ سلامت‌محور

نتایج برآورد مدل تمایل به پرداخت برای گوشت مرغ سلامت‌محور بر مبنای ارزش‌گذاری مشروط دوگانه با سؤال‌های یک‌طرفه و دوطرفه در جدول ۳ آمده است. آماره

نسبت درست‌نمایی ((LR chi2(6) که در هر دو مدل در سطح یک درصد معنی‌دار شده، نشان‌دهندهٔ 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، به‌ترتیب، 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، به‌گونه‌ای 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 گزارش‌شده است (Dettmann and Dimitri, 2009; Gunduz and Bayramoglu, 2011; Nikoukar and Bazzi, 2016).

متغیر بعد خانوار در هر دو مدل در سطح یک درصد با تأثیر منفی، معنی‌دار شده است؛ بنابراین، می‌توان انتظار داشت که با افزایش تعداد اعضای خانوار، میزان تمایل به پرداخت اضافه برای خرید هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور کاهش یابد. ضریب برآوردشده نشان می‌دهد که به ازای افزایش یک نفر به جمعیت خانوار، میزان تمایل به پرداخت اضافه در مدل یک‌طرفه، حدود ۱۲ درصد و برای مدل دوطرفه، حدود ۱۱ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج مطالعه دتمان و دیمیتری (Dettmann and Dimitri, 2009) هم‌راستاست.

جدول ۳- نتایج تخمین مدل ارزش‌گذاری مشروط دوگانه

متغیر	مدل یک‌طرفه			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 از چپ: ۲۴۵	سانسور شده از راست:۳۵۶	سانسور فاصله‌ای: ۰	سانسور شده از چپ: ۱۳۶	سانسور شده از راست:۱۹۰	سانسور فاصله‌ای: ۲۷۵
معنی‌داری مدل	Prob>chi2= ۰/۰۰۰	LR chi2(6)= ۴۱/۸۹		Prob>chi2= ۰/۰۰۰	LR chi2(6)= ۶۱/۵۱	

* معنی‌داری در سطح ده درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد، *** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یکی از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار 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 می‌کند (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 به‌عنوان جانشین درآمد استفاده شد، نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که این متغیر بر تمایل

به پرداخت اضافه برای گوشت مرغ سلامت‌محور در هر دو مدل در سطح یک درصد با تأثیر مثبت، معنی‌دار شده است. از این‌رو، می‌توان گفت که خانوارهایی با هزینه ماهانه بالاتر تمایل به پرداخت بیشتری برای خرید این محصول سالم دارند. نتایج تخمین مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه نشان می‌دهد که به ازای هر ۵۰۰۰ هزار ریال افزایش مخارج ماهانه خانوار، تمایل به پرداخت اضافه برای خرید گوشت مرغ سلامت‌محور به‌ترتیب معادل ۳/۴ و ۲/۷ درصد افزایش می‌یابد. نتایج مطالعات نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016) و صندوقی و همکاران (Sandoghi et al., 2015) نیز رابطه مثبت و معنی‌دار بین درآمد و تمایل به پرداخت اضافه برای محصولات سالم و ارگانیک را تأیید می‌کند.

بررسی متغیر جنسیت نشان می‌دهد که این متغیر در مدل یک‌طرفه معنی‌دار نشده ولی در مدل دوطرفه در سطح پنج درصد معنی‌دار شده است. بر اساس برآورد ضریب این متغیر در مدل دوطرفه، می‌توان گفت که تمایل به پرداخت زنان سرپرست خانوار برای خرید گوشت مرغ سلامت‌محور بیش از مردان است و آنها حاضرند نسبت به مردان حدود ۱۱ درصد بیشتر اضافه پرداخت داشته باشند. در برخی تحقیقات انجام‌شده، 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 بپردازند. نتایج مطالعه نیکوکار و بزی (Nikoukar and Bazzi, 2016) نشان داد که جنسیت اثر معنی‌داری بر میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان شهر مشهد برای گوشت مرغ بدون آنتی‌بیوتیک ندارد. همچنین، نتایج مطالعه صندوقی و همکاران (Sandoghi et al., 2015) در شهر اصفهان نیز نشان داد که اثر جنسیت بر انتخاب مصرف‌کنندگان برای خیار سالم و ارگانیک معنی‌دار نیست.

تنها متغیری که در هیچ‌کدام از مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه اثر معنی‌دار بر تمایل به پرداخت برای گوشت مرغ سلامت‌محور نداشت، میزان مصرف گوشت مرغ معمولی در خانوار

بود. بر این اساس، می‌توان گفت که میزان تمایل به پرداخت خانوارها برای گوشت مرغ سلامت‌محور مستقل از مقدار مصرف گوشت مرغ معمولی در خانوار است و تفاوت در مصرف گوشت مرغ معمولی اثری معنی‌دار بر میزان تمایل به پرداخت اضافه خانوارها برای گوشت مرغ سلامت‌محور ندارد.

بررسی کلی نتایج تخمین مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه نشان می‌دهد که خطای استاندارد ضرایب برآوردشدهٔ مدل دوطرفه نسبت به مدل یک‌طرفه برای تمام متغیرها کمتر است. این نتیجه کارآیی بالاتر مدل دوطرفه را تأیید می‌کند که با نتایج تحقیقات کالیا و استرازرا (Calia and Strazzera, 2000) هم‌راستاست.

تمایل به پرداخت برآوردشده

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 بی‌معنی است. از این‌رو، در جدول ۴، مقادیر تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور، در میانگین متغیرهای پیوسته و گروه‌های مختلف نمونه، بر اساس تقسیم‌بندی متغیرهای موهومی جنسیت و تحصیلات برای هر دو مدل یک‌طرفه و دوطرفه محاسبه و ارائه شده است. اعداد جدول ۴ میانگین تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به مرغ معمولی موجود در بازار را نشان می‌دهند؛ همچنین، اعدادی که در براکت در زیر میانگین آمده‌اند، دامنه اطمینان ۹۵ درصدی تمایل به پرداخت اضافه برآوردشده را نشان می‌دهند. با توجه به بالاتر بودن کارآیی مدل دوطرفه به‌دلیل کمتر بودن خطای استاندارد تمامی ضرایب برآوردشده، دامنه اطمینان محاسبه‌شده برای مقادیر تمایل به پرداخت اضافه در مدل دوطرفه برای گروه‌های یکسان نسبت به مدل یک‌طرفه محدودتر است. از سوی دیگر، از آنجا که ضرایب برآوردشدهٔ تمام متغیرها در مدل دوطرفه به‌استثنای متغیر تحصیلات کمتر از ضرایب مشابه در مدل یک‌طرفه است، در نتیجه، میانگین

تمایل به پرداخت برآوردشده در مدل دوطرفه، در گروه‌های یکسان، کمتر از مدل یک‌طرفه است.

جدول ۴- میانگین تمایل به پرداخت اضافه برآوردشده در مدل‌های یک‌طرفه و دوطرفه (ریال)

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول ۴، متوسط تمایل به پرداخت اضافه برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور نسبت به گوشت مرغ معمولی برای مدل دوطرفه و یک‌طرفه، به‌ترتیب، معادل ۲۴۲۴۰ و ۲۶۴۲۰ ریال برآورد شد؛ بنابراین، درصد تمایل به پرداخت اضافه در مدل دوطرفه معادل ۳۲ درصد و برای مدل یک‌طرفه ۳۵ درصد به‌دست آمد. بیشترین مبلغ تمایل به پرداخت اضافه مربوط به زنان دارای تحصیلات دانشگاهی با مقادیر ۲۷۶۵۰ و ۳۰۱۱۰ ریال، به‌ترتیب، برای مدل‌های دوطرفه و یک‌طرفه برآورد شد. بدین ترتیب، بیشترین درصد اضافه پرداخت به ازای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت‌محور برای زنان واجد تحصیلات دانشگاهی در مدل یک‌طرفه 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 یک‌طرفه، به‌ترتیب، 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 اندرونه‌ها و مرغ سایز در نظر گرفته شد. بر اساس نتایج مطالعه، متغیرهای سن و بعد خانوار در دو مدل، به‌ترتیب 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، به‌ترتیب، 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 پایهٔ 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 به‌کار 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 بپردازند؛ 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 مصرف‌کنندگان از منافع آن بهره‌مند شوند.

منابع

1. Amiyan, S., Kavoosi 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 Strazzera, 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. Kavoosi 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.