DOI: 10.22034/IAES.2019.116237.1735

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۳/شماره۳/صفحه های ۱۳۱-۱۱۱

تأثیر مصرف برنج ارگانیک بر مطلوبیت خانوارها در شیراز: گرایش به پرداخت مازاد

سیده هاجر حسینی، محمد بخشوده، صمد عرفانی‌فر[1]

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۰۲ تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۹/۲۶

چکیده

بهبود رفاه یا مطلوبیت افراد در نتیجه دستیابی به وضعیت بهتر ازجمله کاهش قیمت یا مصرف محصولات سلامت‌محور معادل میزان گرایش به پرداخت آنان است. به منظور بررسی تأثیر تغییر مصرف برنج از معمولی به ارگانیک روی مطلوبیت خانوارهای شیرازی، گرایش به پرداخت مازاد آنان برای چنین تغییری با استفاده از داده‌های ارزشگذاری مشروط با پرسش انتها باز و کاربرد روش دو مرحله‌ای هکمن برآورد شد. داده‌های مورد نیاز در خرداد ماه ۱۳۹۷ با تکمیل پرسشنامه به صورت تصادفی از ۶۰۰ پاسخگو به دست آمد. تحلیل داده‌ها نشان داد که حدود ۸۹/۳ درصد از افراد حاضر به پرداخت مبلغ اضافه برای برنج ارگانیک نسبت به معمولی هستند. بنابر نتایج مدل پروبیت احتمال خرید برنج ارگانیک توسط زنان از مردان بیشتر است و همچنین با کاهش بعد خانوار احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط خانوارها افزایش می‌یابد. اما برآورد مرحله دوم مدل هکمن نشان داد که این متغیرها بر میزان گرایش به پرداخت مازاد تأثیر معنی‌داری ندارند. تأثیر سطح تحصیلات بر انتخاب و گرایش به پرداخت اضافه برای برنج ارگانیک مثبت و معنی‌دار برآورد شد، به طوری که احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط سرپرستان خانوار با مدرک دانشگاهی به میزان ۶۱٪ بیشتر از خانوارهای بدون تحصیلات دانشگاهی است. همچنین میزان گرایش به پرداخت مازاد افراد با مدرک دانشگاهی نسبت به دیگران حدود ۳۹ درصد بیشتر برآورد شد. تأثیر درآمد خانوار بر انتخاب و گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای برنج ارگانیک مثبت و معنی‌دار برآورد شد. احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط خانوارهای پردرآمد نسبت به کم درآمد حدود ۷۳٪ و گرایش به پرداخت اضافه آنان نیز معادل ۳۲٪ بیشتر است. بنابر یافته‌های این بررسی بازار مصرف بالقوه‌ای برای برنج ارگانیک در شهر شیراز وجود دارد و برنج‌کاران استان می‌توانند از برتری‌های آن استفاده و به کشت برنج ارگانیک مبادرت ورزند.

طبقه‌بندی JEL: Q13 ،D04 ،D12

واژه‌های کلیدی: برنج ارگانیک، ارزشگذاری مشروط، مدل توبیت، مدل دو مرحله‌ای هکمن، شیراز

[1] به ترتیب دانش‌آموخته کارشناسی ارشد و استاد(نویسنده مسئول) اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز، استادیار اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی داراب، دانشگاه شیراز

Email:bakhshoodeh@shirazu.ac.ir

مقدمه

در دهه‌های اخیر افزایش آگاهی مردم نسبت به تأثیر تغذیه بر سلامت انسان، باعث توجه جدی مصرف‌کنندگان به کیفیت و ایمنی مواد غذایی شده است (Chrysochou, 2010). انتخاب برنامه غذایی سالم یکی از راه‌های مهار بیماری‌های مزمن مرتبط با غذا مانند چاقی، فشار خون، دیابت بوده که هنوز به عنوان یکی از نگرانی‌های بهداشت عمومی در بسیاری از کشورها مطرح است (Banterle & Cavaliere, 2014). افزون بر این، مصرف‌کنندگان نسبت به اثرگذاری‌های بلند مدت رژیم غذایی بر پایداری محیط زیست نیزحساس‌تر شده‌اند (Banterle *et al*., 2013). مواد غذایی سالم نقش اساسی در حفظ و ارتقاء کیفیت محیط زیست ایفا می‌کند به همین دلیل اقدام‌های لازم برای تشویق مصرف کنندگان به مصرف غذاهای سالم دارای اهمیت است. بیشترین اقدام‌های انجام شده در این رابطه شامل ارائه اطلاعات در مورد غذاهای سالم، معرفی رژیم‌های غذایی سالم به مصرف‌کنندگان و استفاده از برچسب‌های اطلاعات تغذیه‌ای روی بسته‌های حاوی مواد غذایی است (Courtemanche *et al*., 2015).

با آگاه کردن مصرف‌کنندگان از خطر باقی‌مانده‌ی آفت‌کش‌ها و مواد شیمیایی در محصولات و فرآورده‌های کشاورزی و غذایی بر سلامت انسان و از سوی دیگر طعم خوب، محتوای ویتامین و ماده‌ی خشک بیشتری که محصولات ارگانیک نسبت به معمولی دارند، می‌توان این محصولات را در الگو و سبد غذایی بیشتر مردم جای داد و ایمنی و سلامت جامعه را تضمین کرد (Shokat fadaei *et al*., 2015). مواد غذایی ارگانیک در آمریکا و برخی از کشورهای اروپایی مانند فرانسه، انگلیس، سوئیس، دانمارک و اتریش سهم اندکی از بازار را به خود اختصاص داده‌اند (Krystallis *et al*., 2008). یکی از دلایل پایین بودن سهم این محصولات در بازارهای جهانی، گرانتر بودن مواد غذایی ارگانیک نسبت به غذاهای مرسوم، دسترسی محدود، ناآگاهی از برتری‌های محصولات ارگانیک و نداشتن اطمینان به ادعای فروشندگان این محصولات هستند (Nielsen, 2011). با این وجود، به دلیل تأثیر تغذیه سالم در سلامت انسان، بسیاری از مصرف‌کنندگان حاضر به پرداخت قیمت بیشتری برای مواد غذایی سالم و ارگانیک هستند (Hjelmar, 2011)

در سال ۱۹۹۹ حدود ۱۱ میلیون هکتار از اراضی جهان تحت مدیریت کشاورزی ارگانیک قرار داشته است. این آمار در سال ۲۰۱۷ به حدود ۶۹/۸ میلیون هکتار رسیده که بیش از ۱۱٪ رشد سالانه را نشان می‌دهد. در این سال کشور استرالیا با ۳۵/۶ میلیون هکتار بیشرین سطح زیر کشت محصولات ارگانیک را به خود اختصاص داده است و کشورهای آرژانتین و چین به ترتیب

با سطح زیر کشت ۳/۴ و ۳ میلیون هکتار در مرتبه‌های بعدی قرار داشتند. در سال ۲۰۱۷ سطح زیر کشت محصولات ارگانیک در ایران، ۱۱۹۱۶ هکتار معادل ۰/۰۳ درصد از زمین‌های کشاورزی گزارش شده است (Willer & Lernoud, 2019).

برنج دومین محصول کشاورزی پرمصرف پس از گندم در کشور ایران به‌شمار می‌آید. در سال‌های اخیر به منظور افزایش تولید برنج از کودها و سم‌های شیمیایی استفاده گسترده‌ای شده است. میزان مصرف سالانه کود در بخش کشاورزی ایران حدود ۳/۵ میلیون تن است که ۸۷ درصد آن را کودهای اوره و فسفره تشکیل می‌دهند. استفاده از این کودها به دلیل داشتن کادمیوم و نیترات باعث ایجاد سرطان می‌شود. با کشت ارگانیک محصولات کشاورزی از جمله برنج و استفاده نکردن از کودها و سم‌های شیمیایی می‌توان افزون بر کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی در ارتقای سلامت جامعه نیز ایفای نقش کرد (Kavoosi Kalashami, *et al.*, 2015).

کشاورزی ارگانیک شیوه‌ای از تولید است که در آن برای رویارویی با آفات و بیماری‌ها و همچنین افزایش حاصل‌خیزی خاک، به جای استفاده از مواد شیمیایی از کودهای سبز، تناوب زارعی و مبارزه بیولوژیک استفاده می‌شود (Jafari *et al.*, 2007). در کشاورزی ارگانیک به دلیل کاهش استفاده از سم‌ها و کودهای شیمیایی افزون بر تولید محصولات غذایی سالم و با کیفیت، امکان حفاظت از محیط زیست، جلوگیری از آلودگی آب‌های سطحی و زیرزمینی نیز فراهم می‌شود. لذا توجه به کشت ارگانیک و توسعه‌ی آن باید مورد توجه کشاورزان و حمایت مسئولان قرار گیرد. ایران دارای ظرفیت و قابلیت بالایی در تولید محصولات ارگانیک است و باید از این توانمندی‌ها به عنوان یک امتیاز در تولید محصولات ارگانیک استفاده شود (Nasr Isfahani & Mirfendereski, 2005).

با افزایش آگاهی مردم نسبت به رابطه بین مواد غذایی و سلامت انسان و از سوی دیگر نگرانی نسبت به وجود پسماند مواد شیمیایی در محصولات کشاورزی تقاضا برای محصولات ارگانیک به عنوان مواد غذایی سالم و مؤثر بر سلامت انسان در بین مصرف‌کنندگان کشورهای مختلف در حال افزایش است (McFadden & Huffman, 2017; Adarsha *et al.*, 2018). نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهند که رفتار مصرف‌کنندگان در بین گروه‌های مختلف جمعیتی تفاوت معنی‌داری با یکدیگر داشته و ویژگی‌های افراد مانند سن، جنسیت و تحصیلات اثر معنی‌داری بر رفتار خرید واقعی آنان دارند (Naeini *et al.*, 2015).

بررسی‌های Dettmann, & Dimitri, (2009) با هدف ارزیابی تأثیر متغیرهای جمعیت‌شناختی شامل نژاد، سن، تحصیلات و درآمد خانوار بر احتمال انتخاب و میزان خرید سبزی‌های ارگانیک در کشور آمریکا انجام شد. در این پژوهش عامل‌های مؤثر بر تصمیم به خرید و میزان گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان با استفاده از مدل دو مرحله‌ای هکمن برآورد شدند. در بررسی‌های Barimnejad & Hooshmandan (2013) گرایش به پرداخت شهروندان تهرانی برای سبزی‌های سالم بر مبنای داده‌های به دست آمده از روش کارت پرداخت با مدل دو مرحله‌ای هکمن برآورد شد. نتایج بررسی نشان داد، ۹۷٪ پاسخ‌دهندگان حاضر به پرداخت مبلغی اضافه برای خرید سبزی‌های سالم بودند. میانگین گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای هر کیلوگرم سبزی سالم معادل ۲۲۲۰ ریال برآورد شد که ۳۰٪ از قیمت بازاری سبزی‌های معمول در بازار بیشتر بود. در تحقیق انجام شده توسط Liaghati *et al.*, (2014) ارزش تفریحی منطقه کوهستانی توچال با استفاده از پرسش انتها باز و مدل دو مرحله‌ای هکمن برآورد شد. در این بررسی افزون بر مدل دو مرحله‌ای هکمن، نتایج برآورد مدل توبیت نیز گزارش شده است. Pourmozafar *et al.*, (2015) با استفاده از مدل‌های توبیت و دو مرحله‌ای هکمن، گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان خیار ارگانیک در استان مازندران را حدود ۲۲۷۷ ریال برآورد کردند. دراین بررسی متغیرهای درآمد خانوار و پیشینه آشنایی آنان با محصولات ارگانیک تأثیر مثبت و معنی‌داری بر گرایش به پرداخت اضافه برای این محصول ارگانیک نشان داد. نتایج بررسی‌های انجام شده توسط Raheli & sandoghi (2018) نشان داد که متغیرهای سلامت جسمانی، سلامت روان و سلامت محیط می‌توانند، ۵۲٪ از تغییرهای قصد خرید مصرف‌کنندگان نسبت به محصولات ارگانیک را تبیین کنند. در این بررسی ترجیح‌های مصرف‌کنندگان نشان داد که ۷۷/۲٪ افراد خیار ارگانیک را انتخاب نخست خود می‌دانند. در بررسی Erfanifar & Bakhshoodeh (2018) با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط با پرسش انتها باز، گرایش به پرداخت مصرف‌کنندگان شهر شیراز برای مرغ سلامت محور برآورد شد. در این پژوهش به دلیل رد شدن فرضیه‌های اساسی مدل توبیت شامل واریانس همسانی و نرمال بودن جزء خطا از مدل دو مرحله‌ای هکمن استفاده شد. تحلیل داده‌ها نشان داد که حدود ۸۷/۳٪ افراد حاضر به پرداخت مبلغ اضافه برای خرید مرغ سلامت محور بودند. همچنین میانگین گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای هر کیلوگرم گوشت مرغ سلامت محور مبلغ ۱۹۶۵۰ریال به دست آمد.

افزون بر متغیرهای جمعیت‌شناختی عامل‌هایی چون برچسب‌های زیستی، تولید محصول به روش مدیریت پایدار و حمایت از توسعه پایدار نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر گرایش به پرداخت افراد برای محصولات سالم و ارگانیک داشته‌اند (Underhill & Figueroa, 1996). همچنین اهمیت دادن به سلامت محیط زیست و رژیم غذایی سالم‌تر یکی از دلایل مهم گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان گزارش شده است (Gil *et al.*, 2000). کمبود اطلاعات در مورد خواص محصولات سالم، نبود استانداردهای مناسب، تصورهای نادرست از این نوع محصولات و عرضه محدود آن‌ها در سوپرمارکت‌ها از دلایل واکنش منفی مصرف‌کنندگان نسبت به این محصولات بوده است (Boccaletti & Nardella, 2000). عامل‌هایی چون اطلاعات پیشین افراد از غذاهای سالم، طعم، انگیزه‌های سلامتی، برچسب‌های اطمینان و سن پاسخگویان رابطه مثبت و معنی‌داری با گرایش به پرداخت برای محصولات ارگانیک و سالم داشته است (Cowan & Cowan, 2000).

بسیاری از مصرف‌کنندگان گرایش به پرداخت بیشتری برای خرید محصولات غذایی سالم و ارگانیک دارند زیرا این محصولات خطرهای بیماری‌های مختلف را کاهش می‌دهد. با این حال مصرف‌کنندگان نمی‌توانند پیش از خرید و مصرف مواد غذایی کیفیت آن‌ها را تعیین کنند و این مسئله مهم‌ترین محدودیت در تولید و بازاریابی محصولات غذایی ارگانیک است. افزون بر این، گرایش به پرداخت انعکاسی از میزان مطلوبیت فرد است. این بدان معناست که افراد به میزان مطلوبیتی که از مصرف یک کالا و یا از یک وضعیت بهتر به دست می آورند، مایلند مبلغی را پرداخت کنند (Freeman *et al.*, 2014).

برآورد گرایش به پرداخت مصرف‌کنندگان روش معمول برای تعیین ترجیح‌های آنان است و گام نخست در تولید محصولات سالم تلقی می شود(Goldberg & Roosen, 2005). زیرا عامل اصلی رشد هر سامانه اقتصادی، داشتن دانش مدیریت بر مبنای شناخت و پیش‌بینی رفتار مصرف‌کننده و عامل‌های تأثیرگذار بر آن می‌باشد. لذا شناسایی رفتار مصرف‌کنندگان که یکی از مهم‌ترین حلقه‌های زنجیره تأمین محصولات غذایی هستند، از مهم‌ترین اولویت‌های سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش کشاورزی است. لذا این بررسی با هدف تبیین و ارزیابی گرایش به پرداخت مصرف‌کنندگان برنج ارگانیک و بررسی عامل‌های مؤثر بر آن در شهر شیراز انجام شد.

روش تحقیق

در این پژوهش، برای برآورد گرایش به پرداخت افراد برای برنج ارگانیک از روش ارزشگذاری مشروط و پرسش انتها باز استفاده شد. شمار زیادی از پاسخ‌دهندگان حاضر به پرداخت مبلغ اضافه‌تری برای برنج ارگانیک نسبت به نوع معمولی بودند و شمار اندکی از آنان نیز گرایشی به پرداخت مبلغ اضافه‌تری نداشتند. درصورتی که از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی در برآورد میانگین شرطی متغیر وابسته استفاده شود این امکان وجود دارد میزان اثرگذاری متغیرهای مستقل به صورت واقع بینانه منعکس نشود و مقدار متغیر وابسته یک عدد منفی پیش‌بینی شود (Wooldridge, 2015). برای حل این مشکل، Tobin (1958) مدل توبیت را ارائه کرد. مدل توبیت، مدلی است که در آن متغیر وابسته از سمت چپ سانسور شده و یک متغیر پنهان در نظر گرفته می‌شود که دارای توزیع نرمال با ویژگی واریانس همسانی است. از رابطه (۱) می‌توان ارزش انتظاری متغیر وابسته برای مقادیر مثبت را به دست آورد.

$$E(y \mid y>0, \boldsymbol{x}) = \boldsymbol{x}\beta + \sigma\lambda(\boldsymbol{x}\beta/\sigma) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱) $\lambda(c)=\phi(c)/\Phi(c)$ نسبت معکوس میلز[1] نامیده می‌شود که برابر با نسبت تابع چگالی احتمال نرمال استاندارد به تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است. این رابطه نشان می‌دهد که مقدار مورد انتظار y مشروط به $y \succ 0$ برابر با $\boldsymbol{x}\beta$ به علاوه یک جزء به‌کلی مثبت است. این مقدار مثبت از حاصل ضرب σ در معکوس نسبت میلز، محاسبه شده در مقدار $\boldsymbol{x}\beta/\sigma$ به دست می‌آید. در صورتی که از رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای داده‌های مثبت استفاده شود معکوس نسبت میلز که با عنصرهای $\boldsymbol{x}$ همبستگی دارد از سمت راست مدل حذف خواهد شد.

مدل دو مرحله‌ای هکمن

در مدل توبیت فرض بر آن است که ساختار احتمال یکسان و همانند، مقادیر صفر و مثبت متغیر وابسته را ایجاد می‌کنند. در مدل دو مرحله‌ای هکمن اجازه داده می‌شود که مقادیر صفر و مثبت متغیر وابسته توسط توابع احتمال متفاوتی ایجاد شوند (Cameron & Trivedi, 2005).

با فرض آنکه y_2^* متغیر وابسته مورد بررسی باشد، در مدل استاندارد توبیت، این متغیر در صورتی قابل مشاهده است که مقدار آن مثبت باشد. در غیر این صورت مقدار صفر به آن تخصیص داده

[1] Inverse Mills' ratio

می‌شود. مدل دو مرحله‌ای هکمن یک متغیر پنهان دیگر به نام y_1^* معرفی می‌کند و در صورتی که $y_1^* > 0$ باشد، آنگاه y_2^* قابل مشاهده است. در این بررسی متغیر y_1^* نشان‌دهنده گرایش فرد برای خریدن یا نخریدن برنج ارگانیک است و متغیر y_2^* مقدار گرایش به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک را نشان می‌دهد. مدل مشتمل بر دو معادله، یکی معادله انتخاب و دیگری معادله مقدار گرایش به پرداخت است که به ترتیب در رابطه‌های (۲) و (۳) آمده‌اند.

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{if } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_1^* \le 0 \end{cases} \quad (۲)$$

$$y_2 = \begin{cases} y_2^* & \text{if } y_1^* > 0 \\ -- & \text{if } y_1^* \le 0 \end{cases} \quad (۳)$$

تصریح مدل دو مرحله‌ای هکمن برای این بررسی به صورت رابطه‌های (۴) و (۵) خواهد شد.

$$y_1 = c_1 + \boldsymbol{x}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_1 \quad (۴)$$

$$\ln(y_2) = c_2 + \boldsymbol{x}_2\boldsymbol{\beta}_2 + \sigma_{12}\lambda(\boldsymbol{x}_1\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) + \varepsilon_2 \quad (۵)$$

در مرحله اول مدل دو مرحله‌ای هکمن، مدل پروبیت برآورد می‌شود و با استفاده از آن معکوس نسبت میلز با استفاده از رابطه (۶) محاسبه شده و در مرحله دوم یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای مقادیر مثبت متغیر وابسته برآورد شده و معکوس نسبت میلز به همراه دیگر متغیرهای مستقل مدل در آن وارد می‌شوند.

$$\lambda(\boldsymbol{x}_1\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) = \phi(\boldsymbol{x}_1\hat{\boldsymbol{\beta}}_1)/\Phi(\boldsymbol{x}_1\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) \quad (۶)$$

برای برآورد سازگار فراسنجه‌های مرحله دوم لازم است کوواریانس جمله‌های پسماند مرحله اول و دوم مدل هکمن (ε_1 و ε_2) مخالف صفر باشد (Cameron & Trivedi, 2005).

در رابطه (۴)، y_1 یک متغیر دوتایی است. در صورتی که فرد گرایش به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک داشته باشد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار می‌کند. متغیر y_2 در رابطه (۵) گرایش به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک را نشان می‌دهد که یک متغیر پیوسته و مثبت است. به دلیل این که لگاریتم این متغیر دارای توزیع نرمال بود از لگاریتم آن به عنوان متغیر وابسته در مرحله دوم برآورد مدل هکمن استفاده شد. Shi *et al.*, (2014) و *Romano et al.*, (2016) نیز در پژوهش‌های خود از لگاریتم طبیعی مبلغ گرایش به پرداخت مازاد به عنوان متغیر مستقل استفاده کردند.

در این پژوهش مقدار متغیر جنسیت که یک متغیر موهومی است برای زنان صفر و برای مردان یک در نظر گرفته شد. متغیر سن یک متغیر پیوسته است. تحصیلات پاسخ‌دهندگان نیز یک متغیر موهومی درنظر گرفته شد. بدین ترتیب که افراد مصاحبه‌شونده در دو گروه با تحصیلات دانشگاهی و بدون تحصیلات دانشگاهی قرار گرفتند و از مقادیر یک و صفر به ترتیب برای آنان استفاده شد. شمار اعضای خانوار یک متغیر پیوسته بر حسب نفر در نظر گرفته شد. با توجه به اینکه پاسخ‌دهندگان به پرسش‌های مربوط به هزینه خانوار نسبت به درآمد خانوار راحت‌تر پاسخ می‌دهند، در این پژوهش به منظور سنجش درآمد خانوار از میانگین هزینه خانوار در طی یک ماه پرسش شد. خانوارها با هزینه ماهانه کمتر یا برابر هیجده میلیون ریال جزء خانوارهای کم درآمد و دیگر خانوارها با هزینه ماهانه بیشتراز رقم یادشده به عنوان خانوارهای پردرآمد به شمار آمدند.

گردآوری داده‌ها

در بررسی‌های چندی برای گردآوری داده‌های موردنیاز ارزش‌گذاری مشروط از روش نمونه‌گیری فروشگاهی[1] استفاده‌شده است (Hu et al., 2011; Zaikin & McCluskey, 2013; Romano *et al.*, 2016;). در این روش، در محل فروشگاه‌های بزرگ محصولات غذایی به‌صورت تصادفی از خریداران درخواست می‌شود که در تکمیل پرسشنامه شرکت کنند. سرعت در تکمیل پرسشنامه و نرخ بالای پاسخ از برتری‌های 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 امر باعث ایجاد روند یکسان در ارائه توضیح‌های مورد نیاز به مصاحبه‌شونده و چگونگی تکمیل پرسشنامه می‌شود. برای کاهش اریب مربوط به انتخاب نمونه، 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 کرده و در نتیجه اریب انتخاب نمونه را کاهش می‌دهد (Hu et al., 2011).

در این بررسی نیز 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 منطقه‌های یازده‌گانه شهری شیراز انتخاب شدند در روزهای مختلف هفته و در نوبت‌های صبح و عصر انجام

[1] In-store survey

گرفت. با محاسبه فراسنجه‌های توزیع گرایش به پرداخت جامعه که از پیش‌آزمون به دست آمد و با در نظر گرفتن جمعیت شهر شیراز بر مبنای سرشماری سال ۱۳۹۵ معادل ۱۵۶۵۵۷۲ نفر، با استفاده از فرمول Cochran (2007)، حجم نمونه معادل ۶۰۰ عدد به دست آمد. داده‌های مورد نیاز با تکمیل پرسشنامه از شهروندان شهر شیراز در خرداد سال ۱۳۹۷ گردآوری شد. پرسشنامه از سه بخش اصلی تشکیل شده بود. در بخش اول با ایجاد بازار فرضی برای مصاحبه شونده، ویژگی‌های برنج ارگانیک به طور کامل برای وی توضیح داده می‌شد. در بخش دوم میزان گرایش به پرداخت مازاد به ازای هر کیلوگرم برنج ارگانیک در مقایسه با برنج مرسوم موجود در بازار پرسش می‌شد. در قسمت سوم پرسشنامه ویژگی‌های فردی و جمعیت شناختی خانوار و فرد مصاحبه شونده از جمله سن، درآمد ماهیانه خانوار، سطح تحصیلات، و شمار فرزندان پرسش شد.

نتایج و بحث

ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی افراد نمونه مورد بررسی در جدول (۱) آمده است. بر مبنای اطلاعات به دست آمده حدود ۳۹ درصد جمعیت مصاحبه‌شوندگان زن و ۶۱ درصد افراد را مردان تشکیل دادند. پایین بودن شمار مردان مصاحبه شده می‌تواند به این علت باشد که احتمال خرید مواد مورد نیاز خانوار توسط خانم‌ها بیشتر است. کمترین درصد حجم نمونه به میزان ۵ درصد مربوط به گروه سنی ۳۴-۲۵ سال است. گروه سنی ۶۴-۳۵ سال بیشترین نسبت حجم نمونه را به خود اختصاص دادند. بیشترین فراوانی شمار اعضای خانوار مربوط به خانواده‌های ۴-۳ نفره با ۳۳۶ نفر (۵۶ درصد) می‌باشد. نتایج وضعیت تحصیلی افراد نشان می‌دهد که حدود ۵۴ درصد افراد دارای مدرک تحصیلی دانشگاهی (بالاتر از دیپلم) هستند و ۴۶ درصد دارای مدرک تحصیلی دیپلم و پایین‌تر از آن هستند. وضعیت هزینه‌های ماهانه افراد نشان داد که حدود ۲۹ درصد از خانوارها با هزینه ماهانه کمتر یا برابر هیجده میلیون ریال جزء خانوارهای کم درآمد هستند. بر مبنای اطلاعات به دست آمده از نمونه، بالای ۸۹ درصد افراد حاضر به خرید و پرداخت مبلغ اضافه‌تر برای برنج ارگانیک بودند.

جدول (۱) ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی خانوارها

Table (1) - Sociodemographic characteristics by households

درصد Percentage	تعداد No.	شرح Description	متغیرها Variables
39.3	236	مرد Male	جنسیت (زن، ۰؛ مرد،۱) Gender (Female,0; Male,1)
60.7	364	زن Female	
5	30	25-34	سن (سال) Age (Years)
29.2	175	35-44	
32.1	193	45-54	
25.2	151	55-64	
8.5	51	بالای ۶۵ Over 65	
14	84	1-2	بعد خانوار Household size
56	336	3-4	
29.7	178	5-6	
0.3	2	بالای ۷ Over 7	
46	276	بدون تحصیلات دانشگاهی (متغیر موهومی ۰ و ۱) No college educated (Dummy variable 0 & 1)	تحصیلات سرپرست خانوار Education of householder
54	324	دارای تحصیلات دانشگاهی (متغیر موهومی ۰ و ۱) College educated (Dummy variable 0 & 1)	
29	171	کم درآمد (متغیر موهومی ۰ و ۱) Low income (Dummy variable 0 & 1)	درآمد خانوار Household income
71	429	پر درآمد (متغیر موهومی ۰ و ۱) High income (Dummy variable 0 & 1)	

منبع: یافته‌های تحقیق Source: The research findings

برای برآورد مدل‌های توبیت و دو مرحله‌ای هکمن از نرم افزار Stata 15 استفاده شد. در جدول (۲) نتایج مدل توبیت آمده است. برآورد مدل توبیت نشان می‌دهد که همه متغیرهای مورد بررسی به جز متغیر سن معنی‌دار شده‌اند. پیش از تحلیل نتایج مدل توبیت لازم است فرضیه‌های صفر مدل توبیت شامل نرمال بودن و واریانس همسانی جمله‌های پسماند آزمون شوند. نتایج آزمون‌های واریانس همسانی و نرمال بودن جمله‌های پسماند بر پایه روش ارائه شده توسط Cameron & Trivedi (2005) فرضیه صفر هر دو آزمون (واریانس همسانی و نرمال بودن جمله‌های پسماند) را رد کرد (جدول ۳). اگر هر یک از فرضیه‌های یاد شده نقض شوند آنچه برآورد می‌شود دیگر مدل توبیت نخواهد بود (Wooldridge, 2015). به طوری که (2005) Cameron & Trivediبیان کردند کاربرد این مدل در عمل بسیار محدود بوده و در صورتی که

جزء اخلال مدل، غیرنرمال و یا واریانس ناهمسان باشند برآورد حداکثر درستنمایی ضریب‌ها ناسازگار خواهند شد. بنابراین در این پژوهش از مدل دو مرحله‌ای هکمن به عنوان جایگزین مدل توبیت استفاده شد.

جدول (۲) نتایج برآورد مدل توبیت

Table (2) - Results of the Tobit model

سطح معنی‌داری Significance level	آماره t t-Statistic	ضریب‌های برآورد شده Estimated Coefficients	متغیرهای توضیحی Explanatory variables
0.019	-2.35	-0.134**	جنسیت Gender
0.112	1.59	0.004	سن Age
0.016	-2.41	-0.058**	بعد خانوار Household size
0.000	6.40	0.398***	تحصیلات Education
0.000	4.90	0.343***	درآمد Income
0.006	2.76	0.448***	ضریب ثابت Constant
شمار مشاهده‌های سانسور شده از چپ= ۶۴ No. of left-censored observations=64			شمار کل مشاهده‌ها= ۶۰۰ Total No. of observations=600
Log likelihood= -610.23 LR $chi^2(5)$= 120.14		Prob.chi^2= 0.000	

منبع: یافته‌های تحقیق (** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: The research findings (** and *** significant at $p\leq0.05$ and $p\leq0.01$ respectively)

جدول (۳) آزمون فرضیه‌های نرمال بودن و واریانس همسانی جمله پسماند مدل توبیت

Table (3) - Residual normality and homoskedasticity hypothesis tests of Tobit model

سطح معنی‌داری Significance level	آماره آزمون Test Statistics	فرضیه Hypothesis
0.000	271.61***	نرمال بودن Normality
0.000	276.36***	واریانس همسانی Homoskedasticity

منبع: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

Source: Research findings (*** significant at $p\leq0.01$)

جدول (۴) نتایج برآورد مرحله اول هکمن (مدل پروبیت) به همراه تأثیر نهایی متغیرهای مستقل که در مقادیر میانگین آن‌ها محاسبه شده است را نشان می‌دهد. معنی‌دار شدن مقدار آماره کی-دو در سطح احتمال یک درصد نشان‌دهنده معنی‌داری کل رگرسیون پروبیت است.

جدول (۴) نتایج برآورد مرحله اول مدل هکمن (مدل پروبیت)

Table (4) - Results of the Heckman first-stage model (Probit)

متغیرهای توضیحی Explanatory variables	ضرایب برآورد شده Estimated coefficients	آماره Z z-Statistic	سطح معنی‌داری Significance level	تأثیر نهایی Marginal effect
جنسیت Gender	-0.529***	-3.39	0.001	-0.071
سن Age	0.011	1.27	0.203	0.001
بعد خانوار Household size	-0.320***	-3.90	0.000	-0.039
تحصیلات Education	0.608***	3.29	0.001	0.078
درآمد Income	0.725***	4.23	0.000	0.112
ضریب ثابت Constant	1.570***	3.24	0.001	----

منبع: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد)Source: The research findings (*** significant at p≤0.01)

نتایج برآورد مرحله اول مدل هکمن (پروبیت) نشان می‌دهد که به جز متغیر سن دیگر متغیرها شامل جنسیت، سطح تحصیلات سرپرست خانوار و همچنین درآمد ماهانه خانوار بر انتخاب برنج ارگانیک تأثیر معنی‌داری داشته‌اند.

در جدول (۵) نتایج برآورد مرحله دوم هکمن آمده است. بنا بر نتایج جدول (۵)، ضریب نسبت میلز که در واقع کوواریانس خطای جمله‌های پسماند مرحله اول و دوم مدل هکمن است، در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده است. بنابراین فرضیه صفر استقلال جمله‌های پسماند مرحله اول و دوم مدل دو مرحله‌ای هکمن رد شده و در نتیجه این مدل برای برآورد و تحلیل داده‌های این بررسی مناسب است. آماره والد در برآورد مرحله دوم مدل هکمن نیز معنی‌دار بودن کل رگرسیون را در سطح یک درصد نشان می‌دهد. بنابر نتایج برآورد مرحله دوم مدل هکمن می‌توان بیان کرد که متغیرهای تحصیلات و درآمد ماهانه خانوار بر میزان گرایش به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک تأثیر معنی‌داری داشته ولی ضریب متغیر جنسیت، سن و بعد خانوار تأثیر معنی‌داری بر گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای برنج ارگانیک نسبت به نوع معمولی نداشته است. بررسی جزئی‌تر نتایج برآورد مدل دو مرحله‌ای هکمن نشان می‌دهد که ضریب متغیر سن در هیچیک از دو مرحله مدل معنی‌دار نشده است. در این راستا می‌توان بیان کرد که تفاوتی بین افراد جوان و سالمند در انتخاب و میزان گرایش به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک وجود ندارد. در برخی از بررسی‌های انجام شده رابطه سن با مقدار گرایش به پرداخت منفی گزارش شده است

که نشان می‌دهد جوانان دغدغه بیشتری برای محصولات سالم و ارگانیک نسبت به افراد سالمند دارند (Govindasamy & Italia,1999; Wang & Sun, 2003).

جدول (۵) نتایج برآورد مرحله دوم مدل هکمن

Table (5) - Results of the Heckman second-stage model

متغیرهای توضیحی Explanatory variables	ضریب‌های برآورد شده Estimated coefficients	آماره Z z-Statistic	سطح معنی‌داری Significance level
جنسیت Gender	-0.103	-1.34	0.181
سن Age	0.004	1.48	0.138
بعد خانوار Household size	-0.049	-1.37	0.170
تحصیلات Education	0.389***	4.83	0.000
درآمد Income	0.315***	2.84	0.005
ضریب ثابت Constant	0.443**	2.36	0.018
نسبت معکوس میلز Inverse Mills' Ratio	0.581**	1.98	0.047

منبع: یافته‌های تحقیق (** و*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ درصد و یک درصد)

Source: The research findings (** and *** significant at, $p \leq 0.05$ and $p \leq 0.01$ respectively)

با توجه به نتایج به دست آمده از برآورد مدل پروبیت، جنسیت و بعد خانوار بر انتخاب برنج ارگانیک توسط مصرف‌کنندگان تأثیر معنی‌داری داشته است. در این راستا می‌توان بیان کرد که احتمال خرید برنج ارگانیک توسط زنان از مردان بیشتر است و همچنین با کاهش بعد خانوار احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط خانوارها افزایش می‌یابد. اما برآورد مرحله دوم مدل هکمن گویای آن است که تأثیر این متغیرها بر میزان گرایش به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک معنی‌دار نشده است. به بیان دیگر، هر چند برای زنان و خانواده‌های کم جمعیت احتمال انتخاب برنج ارگانیک بیشتر است ولی آنان حاضر به پرداخت مبلغ اضافه بابت خرید برنج ارگانیک نیستند. در برخی از بررسی‌های انجام شده نیز میزان گرایش به پرداخت زنان برای محصولات سالم و ارگانیک بیشتر از مردان گزارش شده است (Costanigro *et al*., 2011) که با نتایج پژوهش حاضر همراستاست. از سوی دیگر نتایج بررسی‌های Urena *et al.*, (2008) نشان داد که مازاد گرایش به پرداخت اضافه مردان برای محصولات ارگانیک و سالم بیشتر از زنان است. اما در برخی از

بررسی‌ها نبود تفاوت معنی‌دار بین زنان و مردان در میزان گرایش به پرداخت اضافه برای برنج ارگانیک گزارش شده است (Kavoosi Kalashami *et al*., 2015).

با توجه به نتایج به دست آمده در دو مرحله برآورد مدل هکمن، سطح تحصیلات هم بر انتخاب و هم بر میزان گرایش به پرداخت اضافه برای برنج ارگانیک تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. به گونه‌ای که می‌توان بیان کرد که احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط سرپرستان خانوار با مدرک دانشگاهی به میزان ۶۱ درصد بیشتر از خانوارهایی است که سرپرست آن‌ها بدون تحصیلات دانشگاهی است. همچنین میزان گرایش به پرداخت مازاد افراد با مدرک دانشگاهی نسبت به دیگران حدود ۳۹ درصد است.

درآمد خانوار از جمله متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر انتخاب و میزان گرایش به پرداخت برای محصولات ارگانیک است که در این بررسی نیز تأثیر این متغیر بر انتخاب و گرایش به پرداخت اضافه مصرف‌کنندگان برای برنج ارگانیک مثبت و معنی‌دار شده است. بنابر نتایج، احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط خانوارهای پردرآمد نسبت به کم درآمد حدود ۷۳٪ بیشتر و همچنین گرایش به پرداخت اضافه آن‌ها نیز معادل ۳۲٪ بیشتر برآورد شده است. نتایج برخی دیگر از پژوهش‌ها نیز نشان می‌دهد که خانوارهای با سطح درآمدی بالاتر، گرایش بیشتری به پرداخت اضافه برای محصولات سالم و ارگانیک دارند (Magnusson, 2001; Erfanifar & Bakhshoodeh, 2018).

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این پژوهش بررسی گرایش به پرداخت مصرف‌کنندگان برای برنج ارگانیک و عامل‌های مؤثر بر آن در شهر شیراز بود. برای گردآوری داده‌های مورد نیاز از ارزشگذاری مشروط و پرسش انتها باز استفاده شد. با توجه به ماهیت داده‌ها در آغاز مدل توبیت برآورد شد. نتایج آزمون واریانس همسانی و نرمال بودن جمله‌های پسماند مدل توبیت گویای رد شدن فرضیه‌های یاد شده بود و این نتیجه تفسیر ضریب‌های برآورد شده مدل را غیرقابل تحلیل می‌نمود. بنابراین به عنوان جایگزین مدل توبیت، از مدل دو مرحله‌ای هکمن برای مدلسازی انتخاب و برآورد عامل‌های مؤثر بر میزان گرایش به پرداخت مازاد افراد برای برنج ارگانیک استفاده شد.

نتایج تحلیل داده‌ها نشان داد که حدود ۱۰/۷ درصد از مصرف‌کنندان حاضر به انتخاب برنج ارگانیک بوده اما گرایشی به پرداخت مبلغی اضافه نداشتند و حدود ۸۹/۳ درصد از افراد حاضر به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک نسبت به نوع معمولی آن بودند.

متغیرهای جنسیت سرپرست و بعد خانوار بر احتمال انتخاب برنج ارگانیک معنی‌دار شدند، به طوری که احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط مردان به میزان ۷ درصد کمتر از زنان برآورد شد. همچنین نتایج نشان داد که احتمال انتخاب برنج ارگانیک توسط خانواده‌های کم جمعیت نسبت به پرجمعیت بیشتر است. در این راستا می‌توان بیان کرد که احتمال انتخاب برنج ارگانیک به ازای اضافه شدن هر نفر به جمعیت خانوار حدود ۴ درصد کاهش نشان می‌دهد. سطح تحصیلات و درآمد خانوار بر انتخاب و گرایش به پرداخت مازاد برای برنج ارگانیک اثر مثبت و معنی‌داری نشان داد. گرایش به پرداخت مازاد خانواده‌های پردرآمد و با سرپرست دارای تحصیلات دانشگاهی به ترتیب ۳۲٪ و ۳۹٪ نسبت به دیگران بیشتر است.

با توجه به اینکه افراد با تحصیلات دانشگاهی گرایش به پرداخت مازاد بیشتری برای محصولات ارگانیک ابراز کردند، لذا ارتقاء سطح آگاهی مصرف‌کنندگان نسبت به پیامدهای سوء کاربرد سم‌ها و کودهای شیمیایی در کشت محصولات مرسوم و فواید مصرف محصولات ارگانیک می‌تواند در توسعه بازار مصرف این محصولات سالم مؤثر باشد. لذا تولید و پخش برنامه‌هایی در راستای افزایش آگاهی عموم مردم نسبت به برتری‌های مصرف محصولات ارگانیک از طریق رسانه‌های جمعی تأکید می‌شود.

نتایج این بررسی نشان داد که مصرف‌کنندگان حاضر به پرداخت مبلغی اضافه برای خرید برنج ارگانیک نسبت به انواع مرسوم و غیر ارگانیک موجود در بازار هستند، اما باید به این پرسش پاسخ داد که آیا اضافه پرداخت مصرف‌کنندگان می‌تواند کاهش عملکرد و افزایش احتمالی هزینه‌های تولید برنج ارگانیک را جبران کند. بنابراین برای یافتن پاسخ به این پرسش ضروری است تا در بررسی‌های آینده، بازار این محصول از بعد عرضه نیز مورد بررسی قرار گیرد. لذا لازم است در تحقیقی دیگر گرایش به دریافت تولیدکنندگان برای عرضه برنج ارگانیک نیز برآورد شود. در این صورت می‌توان در راستای حمایت از توسعه بازار محصولات ارگانیک از جمله برنج سیاست‌های لازم را تدوین کرد.

منبع‌ها

Adarsha, L. K., Kumar, M. M., and Samuelnavaraj, D. J. (2018). Consumers' willingness to pay for organic fruits and vegetables and its market potential in Bengaluru District, Karnataka. *Indian Journal of Economics and Development*, *14(2)*, 369-373.

Banterle, A., and Cavaliere, A. (2014). Is there a relationship between product attributes, nutrition labels and excess weight? Evidence from an Italian region. *Food Policy*, *49*(2): 241-249.

Banterle, A., Cereda, E., and Fritz, M. (2013). Labelling and sustainability in food supply networks: A comparison between the German and Italian markets. *British Food Journal*, *115*(5), 769-783.

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. (In Farsi)

Boccaletti, S., and Nardella, M. (2000). Consumer willingness to pay for pesticide-free fresh fruit and vegetables in Italy. *The International Food and Agribusiness Management Review*, *3*(3): 297-310.

Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005) *Microeconometrics: methods and applications*. 1th Edition, Cambridge University Press, New York.

Chrysochou, P. (2010). Food health branding: The role of marketing mix elements and public discourse in conveying a healthy brand image. *Journal of Marketing Communications*, *16*(1): 69-85.

Cochran, W. G. (2007). *Sampling techniques*. John Wiley & Sons.

Costanigro, M., D. T. McFadden, S. Kroll, and Nurse, G. (2011). An in-store valuation of local and organic apples: The role of social desirability. *Agribusiness, 27*(4): 465-477.

Courtemanche, C., Heutel, G., and McAlvanah, P. (2015). Impatience, incentives and obesity. *The Economic Journal*, *125*(582): 1-31.

Cowan, C. P., and Cowan, P. A. (2000). *When partners become parents: The big life change for couples*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

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.

Erfanifar, S. and Bakhshoodeh, M. (2018). Consumers' willingness to pay for health-oriented chicken meat in Shiraz. *Agricultural Economics*, *12*(1): 59-78. (In Farsi)

Gil, J., Gracia, A., and Sanchez, M. (2000). Market segmentation and willingness to pay for organic products in Spain. *International Food and Agribusiness Management Review*, 3: 207-226.

Goldberg, I. and Roosen, J. (2005); Measuring consumer willingness to pay for a health risk reduction of salmonellosis and campvolbacterosis. *In 11th Congress of the European Association of Agricultural Economist, Copenhagen, Denmark*.

Govindasamy, R. and Italia, J. (1999) Predicting willingness-to-pay a premium for organically grown fresh produce. *Journal of Food Distribution Research*, *30*: 44-53.

Hjelmar, U., 2011. Consumers' purchase of organic food products: a matter of convenience and reflexive practices. *Appetite*, *56* (2): 336-344.

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.

Jafari, A., Mahlooji, M., Solhi, M., and Davazdahemami, S. (2007). Foundation, principle and challenges of organic farming. *Sustainable Agriculture Quarterly*, *4*(3), 13-19.

Kavoosi Kalashami, M., Heydari Shalmani, M and Nazari, M. R. (2015).Estimating willingness to pay for organic rice in urban households of Guilan province. *Environmental Sciences*, *13*(1): 113-124. (In Farsi)

Krystallis, A., Vassallo, M., and Chryssohoidis, G. (2008). Societal and individualistic drivers as predictors of organic purchasing revealed through value questionnaire (PVQ) based inventory. *Journal of Consumer Behaviour*, *7*(2): 164-187.

Liaghati, H., Naeemifar, A.,and Mobarghei Dinan, N. (2014). Estimation on recreational value of Tuchal mountainous region using Hickman two stages econometric model. *Journal of Environmental Studies, 39(4),* 17-28. (In Farsi)

Magnusson, M. K., Arvola, A. Hursti, U. K., Aberg, L., and Sjoden, P. **(**2001). Attitudes towards organic foods among Swedish consumers. *British Food Journal*, *103*(3): 209-226.

McFadden, J. R., and Huffman, W. E. (2017). Willingness-to-pay for natural, organic, and conventional foods: The effects of information and meaningful labels. *Food Policy, 68*, 214-232.

Naeini, A., Azali, P. R., and Tamaddoni, K. S. (2015). Impact of brand equity on purchase intention and development, brand preference and customer willingness to pay higher prices. *Management and Administrative Sciences Review, 4(3),* 616-626.

Nasr Isfahani, A. and Mirfendereski, S. (2005). *Organic Agriculture Status Survey in World and Iran*, ministry of Agriculture, Department of Planning and Economics, Planning and Agricultural Economics Research Institute. (In Farsi)

Nielsen, J. S. (2011). Use of the internet for willingness to pay surveys: A comparison of face to face and web based interviews. *Resource and Energy Economics*, *33*(1): 119-129.

Pourmozafar, H., leyane, G., shahabe, S., and rafiee, H. (2015).Estimating the consumers' willingness to pay for organic products: Application of Heckman two stage method (Case of organic cucumbers). *Environmental Researches, 5 (10),* 97-108. (In Farsi)

Raheli, H., and Sandoghi, A. (2018). The effect of consumer's quality of life on the intention to purchase organic cucumber in Tabriz city. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research,49(2),* 279-291. (In Farsi)

Romano, K. R., Finco, F. D. B. A., Rosenthal, A., Finco, M. V. A. 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.

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.

Shokat fadaei, M., Khaledi, M. and Sadeghi, E. (2015). The factors affecting the willingness to produce organic products: (Case study: Tomato producer in Alborz Province*). Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, *45*(3): 521-528. (In Farsi)

Tobin, J. (1958) Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica, 26:* 24-36.

Underhill, S. and Figueroa, E. (1996). Consumer preferences for non-conventionally grown produce. *Journal of Food Distribution Research, 27:* 56-66.

Urena, F., Bernabeu, R. and Olmeda, M. (2008) Women, men and organic food: differences in their attitudes and willingness to pay. A Spanish case study. *International Journal of Consumer Studies*, *32*(1): 18-26.

Wang, Q. and Sun, J. (2003) Consumer preference and demand for organic food: Evidence from a Vermont survey. In *American agricultural economics association annual meeting, Montreal, Canada*.

Willer, H., & Lernoud, J. (2019). The world of organic agriculture statistics and emerging trends. Retrieved from: https://www.organic-world.net/yearbook/yearbook-2019/pdf.html

Wooldridge, J. M. (2015) *Introductory econometrics: A modern approach*. 2th Edition, Nelson Education.

Zaikin, A. A., and McCluskey, J. J. (2013) Consumer preferences for new technology: apples enriched with antioxidant coatings in Uzbekistan. *Agricultural Economics, 44*(5): 513-521.

DOI: 10.22034/IAES.2019.116237.1735

Agricultural Economics/Volume 13/Issue 3/1398

The Effect of Organic Rice Consumption on Households' Welfare in Shiraz: Willingness to Pay Price Premium

Seyedeh Hajar Hosseini, Mohammad Bakhshoodeh, Samad Erfanifar[1]

Received: 24 Oct.2019 **Accepted:26 Dec.2019**

Introduction

The growing people's awareness about the impact of food consumption on human health has led to serious consideration for the production and consumption of organic products, including rice in many countries. Rice is the second most used cereal after wheat in Iran where chemical fertilizers and pesticides are used for crop productions such as rice. Due to the lack of chemicals used in organic rice production, its consumption can be effective in reducing diseases and promoting community health. The global organic rice market that was valued at US$ 1,120 million in 2017 expected to reach US$ 1,390 million by the end of 2025, growing at a compound annual growth rate of 2.8 percent .Despite its vital role, there is no official market for organic rice in the country and to best of our knowledge; little researches have been done in this area so far. This study aims to estimate willingness to pay for organic rice, using contingent valuation method based on open-ended questions in Shiraz city, and to evaluate indirectly possible changes in households' well-being in Shiraz by switching towards organic rice.

Methodology

Since consumers' willingness to pay as the dependent variable consists of zero and positive values, the Tobit model was utilized as the first step of this study. However, the Tobit model relies crucially on normality and homoscedasticity assumptions. If the error term is either heteroskedastic or nonnormal, the MLE is inconsistent. Therefore, in this study, after estimating the Tobit model, the hypotheses of homoskedasticity and normality of the residuals were tested and the results showed that these hypotheses are rejected. The Tobit regression makes a strong assumption that the same probability mechanism generates both the zero and the positives values. Heckman two-step model allows for the possibility that such values are generated by different mechanism. Also, this model allows for dependence in the two parts

[1] Respectively: MSc Graduate and Professor of Agricultural Economics at Shiraz University, Shiraz, Iran, Assistant Professor of Agricultural Economics at Darab School of Agriculture and Natural Resources, Shiraz University, Shiraz, Iran
Email: Bakhshoodeh@shirazu.ac.ir

of the model. The Heckman two-step model comprises a selection (participation) equation and an outcome (WTP) equation. In the first step of the Heckman two-stage procedure, a Probit model was estimated and based on the results, the inverse Mills ratio was calculated. In the second step, an ordinary least squares regression for the positive values of the dependent variable (consumer' willingness to pay for organic chicken meat) was estimated including the inverse Mills ratio as one of the explanatory variables.

Results and Discussions

The results of Probit model showed that the effects of gender and household size on the selection of organic rice by consumers are significant. Accordingly, women are more likely to buy organic rice than men and as household size decreases the probability of buying organic rice increases. But estimation of Heckman second stage showed that the effects of these variables on the price premium for organic rice are not significant. In other words, although women and families with low populations are more likely to choose organic rice, they are not willing to pay extra for organic rice. The results showed that education level has a positive and significant effect on both the selection and the willingness to pay for organic rice. Thus, the probability of organic rice being selected by the head of households with a college degree is 61% higher than that of uneducated households. The consumers' willingness to pay with a college degree is about 39 % more than others. Household income is one of the most important variables influencing the choice and willingness to pay a premium for organic rice. The effect of this variable on consumers' selection and willingness to pay for this product is positive and significant. According to the results, the probability of choosing organic rice by high-income households is 73% higher than low-income ones and their willingness to pay is 32% more.

Conclusion and Suggestion

The results of the data analysis showed that a significant percentage of people (about 89.3%) are willing to pay a price premium for organic rice consumption compared to their conventional type. Based on the findings of this study, it might be concluded that the more educated and richer families, the more they are willing to pay for organic rice, and presumably other organic foods, implying that their welfares go up significantly by switching from conventional rice to the organic rice consumption. Therefore, raising the awareness of people about the negative effects of pesticides and fertilizers application in conventional crop cultivation and the benefits of consuming organic rice can be effective in market development and increasing the

willingness to pay for organic rice. To sum up with, it can be concluded that there is a potential consumption market for organic rice in Shiraz and rice producers in Fars province can benefit from it and start cultivating organic rice.

JEL Classification: D12 ،D04 ،Q13
Keywords: Organic rice, Contingent valuation, Tobit model, Heckman two-step procedure, Shiraz