تمایل به پرداخت مصرف کنندگان برای خیار تحت مدیریت تلفیقی آفات در شهر شیراز

هدی فولادی[۱]، محمد افراسیابی[۲]. محمدحسن طرازکار*[۳]،

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی عوامل موثر بر تمایل به پرداخت برای خیار تحت مدیریت تلفیقی در شهر شیراز است. داده های مورد نیاز از طریق تکمیل ۵۴ پرسشنامه از ساکنان شهرستان شیراز و بصورت نمونه گیری تصادفی در سال ۱۳۹۷ جمع‌آوری شد. جهت بررسی عوامل موثر بر تمایل به پرداخت خیار تحت مدیریت تلفیقی آفات در شهر شیراز از مدل توبیت استفاده شد. به دلیل عدم برقراری فرضیه‌های واریانس همسانی و نرمال بودن جمله‌ی پسماند، نتایج این مدل به طورکلی فاقد اعتبار می‌باشد. لذا از مدل هکمن دومرحله‌ای استفاده شد. نتایج برآورد مرحله‌ی اول مدل هکمن دومرحله‌ای نشان داد که متغیرهای سن، تعداد سال‌های تحصیل، ارتباط رشته با کشاورزی، متوسط هزینه‌ها در هر ماه، مقدار مصرف خیار و آشنایی با محصولات IPM تأثیر معنی‌داری بر تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان دارند. نتایج مرحله دوم نیز نشان داد که متغیرهای سن، ارتباط رشته با کشاورزی، متوسط هزینه‌ها در هر ماه، مقدار مصرف خیار و آشنایی با محصولات IPM تأثیر معنی‌داری بر تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان دارند. نتایج محاسبه میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای خیار سالم نشان داد که میانگین تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان شهرستان شیراز برای یک کیلو خیار سالم معادل۱۷۵۴ تومان است.

واژه‌های کلیدی: تمایل به پرداخت، مدل توبیت، مدل هکمن دومرحله‌ای، شیراز

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران
[۲]. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران
[۳]. استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران
Email: tarazkar@shirazu.ac.ir

مقدمه

کشاورزی به عنوان یکی از ارکان اصلی تولید در حیات اقتصادی، اجتماعی و سیاسی هر کشوری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. یکی از چالش‌های اساسی در مسیر توسعه بخش کشاورزی، آفات و بیماری‌هایی است که سالانه بخش قابل توجهی از محصولات کشاورزی را از بین می‌برند (Etehadi etal., 2012). کاهش تلفات ناشی از آفات، برای افزایش امنیت غذایی، کاهش فقر و توسعه کشاورزی پایدار ضروری است (Hashemi etal., 2008) زیرا آفات، بیماری‌ها و علف‌های هرز زیان‌های بزرگی بر تولیدات کشاورزی وارد می‌نمایند (Birthal & Sharma, 2004) تا جائی که سالانه ۴۵ درصد از محصولات در اثر آفات از بین می روند (Abhilash & Singh, 2009). به همین دلیل در دهه‌های گذشته برای غلبه بر چالش فوق از سموم، کودهای شیمیایی و آفت کش ها به وفور استفاده می‌شد.

پیدایش سموم در زنجیره غذایی، مشکلات فراوانی را برای انسان‌ها، محیط و سایر جانداران ساکن در زیستگاه‌های طبیعی به وجود آورده است. با مصرف انواع سموم شیمیایی بر روی محصولات کشاورزی، سموم از طریق شستشو با آب آبیاری و باران شسته شده و باعث انتقال آن‌ها به آب‌های زیرزمینی می‌گردد. در این میان بکارگیری سموم پرخطر و قوی باعث نابودی سایر اکولوژی‌های محیط زیست طبیعی شده است (Bidgoli & Siddiqui, 2011). در سال ۱۹۹۰ طرح ملی سم شناسی آمریکا اعلام کرد که ۲۴ نوع از ۵۱ آفت کش شناخته شده که عامل سرطان در حیوانات آزمایشگاهی هستند، همچنان مورد استفاده قرار می‌گیرند، همچنین تا سال ۱۹۹۷ هشت نوع از ۲۶ آفت-کشی که توسط آژانس بین المللی تحقیقات سرطان تحت عنوان شاهد کافی برای ایجاد سرطان تقسیم شده اند، هم‌اکنون توسط کشاورزان مصرف می‌شوند (Erfan Manesh & Opium, 2011). بررسی میزان سموم شیمیایی توزیع شده طی دو دهه اخیر در کشور ایران نشان می‌دهد که طی دوره ۸۵-۱۳۶۵ سالانه به طور میانگین ۲۸۰۳۸ تن انواع سموم شیمیایی توزیع گردیده که بالاترین میزان سموم توزیع شده طی این دوره در سال ۱۳۷۲ به میزان ۵۳۹۶۴ تن بوده است. اگرچه توزیع سموم پس از این سال سیر نزولی داشته است و از سال ۱۳۷۶ تا پایان سال ۱۳۸۵ میزان سموم توزیع شده همواره پایین تراز میانگین سموم توزیع شده طی دوره مورد بررسی بوده است، با این حال بر طبق نظر کارشناسان همچنان رقم بالایی را نشان می‌دهد (Erfan Manesh & Opium, 2011).

یکی از راهکارهایی که برای از بین بردن این معضل وجود دارد، مدیریت تلفیقی آفات است. مدیریت تلفیقی آفات سیستمی از کنترل آفات است که در آن از طیف وسیعی از روش‌های زراعی، بیولوژیکی، شیمیایی و مکانیکی استفاده می‌شود به نحوی که با کسب حداکثر سود اقتصادی، حداقل آسیب به محیط زیست وارد شود (Ghasri, 2010). در حقیقت IPM یک رویکرد متعادل برای مدیریت آفات است که شامل کشت‌های سالم و تولید محصولات از روش‌هایی است که با کاهش اثرات مضر زیست محیطی همراه بوده و تضمین کننده سلامت بشر می‌باشد (Fish etal., 2004) به بیان دیگر IPM تکمیل کننده مفهوم کنترل آفات است که بر کل نظام اکولوژیکی متکی است (Shoushtari & Omani, 2013). این رهیافت به دنبال بیشینه سازی عوامل کنترل بیولوژیک بوده و از کنترل زراعی تنها به هنگام ضرورت و با شرط حداقل خسارت محیطی استفاده می‌شود (Noori etal., 2011). در حالی که اشتیاق به مصرف محصولات کشاورزی سالم به دلیل نگرانی‌های روزافزون از آلودگی‌های محصولات رایج و محیط زیست رو به افزایش بوده و بازار صادراتی چنین محصولاتی در میان جوامع با سطح رفاه بالا توسعه‌ی فراوانی یافته است؛ اما در

کشور حرکت ملموسی برای برنامه ریزی، هدایت و حمایت از این روش تولید به چشم نمی‌خورد و کشاورزان از این مزیت مناسب و کل جامعه از موقعیت بهبود تغذیه، بهداشت و محیط زندگی خود محروم مانده‌اند. این در حالی است که در کشور ایران به دلیل شرایط خشک محیطی و فراوانی نیروی کار، تولید محصولات کشاورزی سالم، اقتصادی‌تر و آسان‌تر از بسیاری از مناطق دیگر جهان به نظر می‌رسد (Estelagi, 2003). از طرف دیگر، در ایران بازاری برای خرید و فروش محصولات کشاورزی سالم وجود ندارد و قیمت تعادلی برای این محصولات تعیین نشده است و تولید محصولات سالم توسط کشاورزان توأم با ریسک قیمتی بالایی است. اگرچه اطلاعات مدون و دقیقی از وضعیت تولیدات ارگانیک در کشور وجود ندارد اما بر اساس گزارشات کل سطح زیر کشت محصولات زراعی و باغی کشور حدود ۳۲۷۸۷۴۳۸ هکتار است که از این میزان، سهم محصولاتی که بدون استفاده از سموم شیمیایی تولید شده‌اند، حدود ۱۰۱۵۹۶۴ هکتار است که حدود ۰/۰۳ درصد از کل سطح زیر کشت کشور را شامل می‌شود. از این میزان نیز، ۱۸۲۵۴۳ هکتار از محصولات باغی و ۱۹۲۷۴۷ هکتار از محصولات زراعی تحت مبارزه بیولوژیک تولید شده‌اند(MinistryofJihadforAgriculture, 2016).

لازم به توضیح است که این نوع محصولات با این سطح تولید تنها توسط کشاورزان و به صورت کاملاً خودجوش و سنتی و بدون آگاهی داشتن از این که محصول ارگانیک چیست، تولید شده است(Agricultural Jihad Organization of Fars Province, 2011).

بدین ترتیب، ضروری است تحقیقاتی در این راستا صورت گیرد تا با استفاده از تحلیل های علمی براساس افکارسنجی نمونه‌هایی از جامعه، ترجیحات و تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای این محصولات مورد بررسی قرار گیرد. به عبارت دیگر، هدف اصلی این مطالعه بررسی ترجیحات و تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای محصول خیار سالم در شهر شیراز است. تحقیقات متعددی در سال‌های اخیر برای بررسی عوامل تأثیرگذار در تمایل به پرداخت اضافی مصرف کنندگان برای محصولات سالم و ارگانیک صورت گرفته است. Ghorbani etal (2007)، در یک بررسی میدانی در شهر مشهد، به بررسی تقاضا و ترجیح مصرف کنندگان برای محصولات ارگانیک پرداختند. بر اساس به دست آمده، حدود ۸۰ درصد پاسخ گویان اطلاع مناسبی از محصولات ارگانیک ندارند، با این حال، ۹۶ درصد از پاسخگویان تمایل به مصرف این محصولات نشان دادند. Mafi and Saleh (2010)

در مطالعه‌ای به تعیین میزان تمایل به پرداخت افراد برای مصرف سبزیجات و خیار ارگانیک در استان گیلان و تهران پرداختند. نتایج نشان داد که متغیرهای درآمد و سابقه ابتلا به سرطان در میان اقوام، اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان تمایل به پرداخت برای خیار ارگانیک دارد. متوسط تمایل به پرداخت افراد برای خرید هر کیلوگرم محصول خیار ارگانیک، ۱۲۲۰۰ ریال و برای هر کیلوگرم سبزیجات ارگانیک ۱۷۲۳۸ ریال برآورد شد. در مطالعه‌ی دیگری Amirnejad etal (2012) به بررسی ترجیحات و تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای محصول برنج ارگانیک در استان مازندران پرداختند. از میان متغیرهای مورد بررسی، متغیر طعم و عطر محصول، بسته‌بندی، آگاهی از سموم مصرفی برنج، درآمد و سطح تحصیلات مصرف‌کنندگان اثر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای میزان مبلغ پیشنهادی و فاصله تا مرکز خرید برنج اثر منفی و معنی‌داری بر میزان تمایل به پرداخت برای مصرف برنج ارگانیک داشتند. متوسط قیمت انتظاری افراد برای خرید هر کیلوگرم برنج ارگانیک ۳۱۰۴۸ ریال برآورد شده است که ۵۵۱۸ ریال بیشتر از قیمت برنج متداول می‌باشد. در مطالعه‌ی دیگری Pourmozafar etal (2015) به برآورد میزان تمایل به

پرداخت مصرف‌کنندگان برای مصرف خیار ارگانیک در استان مازندران پرداختند. نتایج نشان داد که مصرف کنندگان طبقات مختلف تمایل به پرداختی، حدود ۲۲۷۶/۵ ریال بیشتر از خیار غیر ارگانیک دارند. آثار هر یک از متغیرهای جنسیت، سن، درآمد خانوار، میزان مصرف ماهانه خیار، آشنایی با محصولات ارگانیک بر میزان تمایل پرداخت افراد تأثیر معنی داری دارند. به گونه ای که غیر از متغیرهای جنسیت که رابطه منفی با تمایل به پرداخت بیشتر برای محصولات ارگانیک دارد، سایر متغیرها با احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی رابطه مثبت دارند. در مطالعه-ی دیگری(2016) Hashemi and Ardakani به ارزش‌گذاری اقتصادی گوجه ارگانیک در شهرستان دشت مرغاب پرداختند. نتایج به دست آمده نشان داد که ۷۰/۲۵ درصد از مصرف کنندگان حاضرند مبلغ بالاتری جهت خرید گوجه ارگانیک نسبت به گوجه معمولی بپردازند. (2000) Boccaletti and Nardellaدر تحقیقی در سه فروشگاه زنجیره‌ای ایتالیای شمالی، تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای میوه و سبزیجات عاری از آفت‌کش‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس این برآورد، تمایل به پرداخت مصرف کنندگان به طور مثبت و معنی‌داری با درآمد و میزان توجه مصرف‌کنندگان به سلامت غذایی رابطه دارد و به طور منفی و معنی‌داری با تحصیلات رابطه دارد. همچنین این مطالعه، کمبود اطلاعات در مورد خواص محصولات سالم، نبود استانداردهای صحیح، تصورات اشتباه از این نوع محصولات بعنوان رژیم غذایی کودکان و بیماران و عرضه محدود آن‌ها در سوپر مارکت‌ها را از دلائل واکنش منفی مصرف‌کنندگان در قبال این محصولات می‌داند. (2003) Cranfield and Magusson، عوامل موثر بر تمایل به پرداخت مصرف کنندگان کانادایی را برای محصولات عاری از آفت‌کش بررسی کردند. براساس نتایج این تحقیق، ۶۵ درصد از مصرف‌کنندگان حاضرند این محصولات را با قیمتی ۱۰-۱ درصد بیشتر و پنج درصد آن‌ها با قیمت ۲۰ درصد بیشتر از محصولات متداول خریداری کنند. متغیرهایی چون انگیزه‌های سلامتی، نگرانی‌های محیط زیستی، حمایت از مزارع ارگانیک و سن پاسخگو رابطه مثبت و معنی‌داری را با تمایل به پرداخت نشان می‌دهند. Wang and Sun (2003)عوامل موثر بر تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای محصولات ارگانیک را در ورمونت کانادا مورد بررسی قرار دادند. براساس نتایج بدست آمده عواملی چون وضعیت تأهل، سن و درآمد پاسخگو رابطه مثبت و معنی-داری با تمایل به پرداخت افراد برای محصولات ارگانیک دارد. این درحالی است که متغیرهای سطح تحصیل و تعداد اعضای خانوار رابطه‌ای منفی را با تمایل به پرداخت نشان می‌دهد. Darby etal (2006) در مطالعه‌ای در ناحیه اوهایو ایالات متحده آمریکا، تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای محصولات تولید شده به روش محلی از قبیل شیر، میوه و سبزیجات سالم را مورد بررسی قرار داده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان حاضرند از ۰/۳۰ دلار تا ۱/۵ دلار بیشتر برای محصولات محلی در مقایسه با سایر تولیدات بپردازند. فاکتورهای طبیعی‌تر بودن، تازگی و تعصب محلی از دلایل این تمایل می‌باشد. در مطالعه دیگری Marvin etal (2007) تمایل مصرف‌کننده به پرداخت هزینه برای چند عنصر را به منظور تهیه کردن محصولات ارگانیک برآورد کردند. نتایج نشان می‌دهد مصرف‌کنندگان به طور میانگین حاضر به پرداخت ۴۵/۴۳ درصد مبلغ اضافی برای غذای ارگانیک با ۱۰۰ درصد مواد ارگانیک هستند و حاضرند برای غذای ارگانیک با کمتر از ۷۰ درصد ترکیبات ارگانیک ۱۵/۰۴ درصد مبلغ اضافی بپردازند. همچنین در مطالعه دیگری Rodriguez (2008) به محاسبه تمایل به پرداخت برای ۵ محصول ارگانیک (شیر، سبزیجات برگدار، آرد گندم، مرغ تازه و گیاهان معطر) در کشور آرژانتین پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که

مصرف کنندگان حاضر به پرداخت مبلغ اضافی برای این محصولات هستند و حاضرند ۱۰ تا ۳۰ درصد مبلغ اضافی برای محصولات شیر، مرغ تازه، سبزیجات برگدار و گیاهان معطر بپردازند.

روش تحقیق

روش ارزشگذاری مشروط بر رویکرد غیر بازاری ارزشگذاری متکی است و چون خیار ارگانیک به طور خاص وارد بازار نمی‌شود، بازار واقعی برای آن وجود ندارد، بنابراین جهت بررسی متغیرهای تأثیر گذار بر میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان خیار ارگانیک بر میزان تمایل به پرداخت، از روش ارزشگذاری مشروط بهره گرفته شد (Fathi and Kargar, 2019). این رویکرد مستلزم ساخت فرض یا شبیه سازی بازار برای خیار ارگانیک است. تمایل به پرداخت، مقدار پولی است که فرد قادر و مایل است برای خرید یک کالا یا خدمت بپردازد که بر اساس درک فرد نسبت به کالای موردنظر و ارزش و قیمت کالاهای رقیب شکل می‌گیرد(Erfanifar and Bakhshoodeh, 2018). دسترسی به ترجیحات افراد و برآورد تمایل آن‌ها به پرداخت از طریق مصاحبه با آن‌ها و پرسش از این افراد درمورد مقدار پولی که آن‌ها مایلند برای حفظ کالای مدنظر خود پرداخت کنند، صورت می‌گیرد (Mitchel and carson, 1989). روش ارزشگذاری مشروط مشهورترین روش در روش‌های منتهی به برآورد تابع تقاضاست که براساس ترجیحات افراد و تابع تقاضای جبرانی است (Rasekhi and Hosseini Talei, 2012). میزان تمایل به پرداخت در ارزش‌گذاری مشروط به طرق متفاوتی بررسی می‌گردد. چهار نوع از معمول‌ترین این روش‌ها که کاربرد بیشتری دارند شامل بازی پیشنهاد، کارت پرداخت، انتها باز و انتخاب دوگانه می‌باشند (Cumming etal., 1986). در این مطالعه، تمایل به پرداخت اضافه مصرف کنندگان خیار ارگانیک بر اساس ارزشگذاری مشروط با استفاده از روش انتها باز، برای جمعی از مصرف‌کنندگان شهر شیراز به دست آمد. در بخش اول این مطاله به منظور برآورد تمایل به پرداخت اضافه از مدل توبیت استفاده شد. توبیت - مدل رگرسیون نرمال با داده‌های سانسور شده - مدلی است که در آن متغیر وابسته در مقدار صفر از چپ سانسور شده و متغیر پنهان مدل، تابع خطی از متغیرهای مستقل بوده و جمله پسماند آن دارای توزیع نرمال با ویژگی واریانس همسانی ارزش انتظاری متغیر وابسته برای مقادیر مثبت برآورد می-شود. فرم کلی مدل توبیت به صورت رابطه (۱) تعریف می‌گردد:

$$E(Y \mid Y_i > 0) = \beta' X_i + \sigma \frac{\emptyset(\beta' X_i / \sigma)}{\Phi(\beta' X_i / \sigma)} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، $\lambda = \frac{\emptyset(\beta' X_i / \sigma)}{\Phi(\beta' X_i / \sigma)}$ معکوس نسبت میلز نامیده می‌شود که برابر است با نسبت تابع چگالی احتمال نرمال استاندارد به تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد. رابطه (۱) نشان می‌دهد که ارزش انتظاری متغیر وابسته در مقادیر مثبت برابر با حاصل جمع عبارت جبری $\beta' X_i$ و یک مقدار همیشه مثبت است که از حاصلضرب در معکوس نسبت میلز به دست می‌آید، به طوریکه $\emptyset(\beta' X_i / \sigma)$ و $\Phi(\beta' X_i / \sigma)$ به ترتیب تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع چگالی تجمعی نرمال استاندارد در مقدار $\frac{\beta' X_i}{\sigma}$ محاسبه می‌شود. رابطه (۱) به وضوح بیان می‌کند که استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای داده‌های مثبت منجر به برآورد ناسازگار فراسنجه‌های مدل می‌شود، زیرا در این صورت معکوس نسبت میلز که با متغیرهای مستقل وابستگی دارد از سمت راست مدل حذف خواهد شد.

از محدودیت‌های مدل توبیت خطای، فرض یکسان بودن متغیرهای مشخص کننده تصمیم فرد برای حضور در فعالیت مورد نظر و عوامل مؤثر بر میزان آن، می‌باشد و همچنین مورد آزمون قرار گرفتن فرضیه‌های صفر نرمال بودن و واریانس همسانی پس از برآورد مدل توبیت است. هکمن با آگاهی به ضعف مدل توبیت در عدم امکان جداسازی دو گروه از عوامل مؤثر، روش دو مرحله‌ای برآورد مدل توبیت را برای تعیین عوامل موثر در هر یک از دو مجموعه، پیشنهاد نمود. در روش هکمن، مدل توبیت به دو مدل پروبیت (مرحله اول) و مدل رگرسیون خطی (مرحله دوم) شکسته می‌شود. الگوهای پروبیت و رگرسیون خطی حاصل از تفکیک روش هکمن دومرحله‌ای به صورت رابطه‌های (۲) و (۳) برقرار است.

$$V_i Z_i = \beta' X_i + \qquad (۲)$$

$$Z_i=1 \quad \text{اگر} \quad Y_i^*> 0$$

$$Z_i=0 \quad \text{اگر} \quad Y_i^*=0$$

$$Y_i = \beta' X_i + \sigma\lambda_i + e_i \qquad (۳)$$

Z_i نشان‌دهنده تمایل و عدم تمایل به پرداخت اضافی برای خیار سالم، Y_i^* متغیر پنهان یا مشاهده نشده، Y_i میزان تمایل به پرداخت خریدار iام، β' بردار K*1 از پارامترها که بایستی برآورد شوند، X_i متغیر مستقل الگو، v_i نیز بیانگر جمله پسماند در الگوها می‌باشد که مستقل از متغیرهای توضیحی است. جمله‌ی پسماند دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_u^2 است، ($u_i \approx (0, \delta_u^2)$ و 0 آستانه سانسور که متغیر وابسته در بالای قابل مشاهده است. در مرحله اول مدل دو مرحله‌ای هکمن، مدل پروبیت با استفاده از متغیرهای سن، جنسیت، تعداد سال‌های تحصیل، ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست، مقدار مصرف خیار درختی، آشنایی با محصولات IPM و هزینه‌های ماهانه برآورد می‌شود و سپس با استفاده از آن معکوس نسبت میلز محاسبه می‌شود که به صورت رابطه (۴) است. در مرحله دوم یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود و معکوس نسبت میلز به همراه دیگر متغیرهای توضیحی مدل به جز متغیر جنسیت در آن وارد می‌شوند (Cameron and Trivedi, 2005). چنانکه Greene (2002) نشان داده حضور متغیر معکوس نسبت میلز در الگوی رگرسیون خطی موجب رفع واریانس ناهمسانی می‌گردد و ضرایب الگو را نیز ناریب و سازگار می‌سازد (Greene, 2002).

$$\lambda = \frac{\emptyset(\beta' X_i / \sigma)}{\Phi(\beta' X_i / \sigma)} \qquad (۴)$$

در رابطه (۷)، λ ضریب معکوس نسبت میل را نشان می‌دهدکه بیانگر خطای ناشی از انتخاب نمونه می‌باشد. همانطور که ذکر شد $\emptyset(\beta' X_i / \sigma)$ و $\Phi(\beta' X_i / \sigma)$ به ترتیب تابع توزیع چگالی و تابع تراکمی نرمال استاندارد هستند. اگر ضریب λ بزرگتر از صفر باشد، حذف مشاهدات صفر از کل مشاهدات منجر به اریب در ضرائب برآوردی می‌شود و درصورتی که ضریب λ برابر صفر باشد، حذف مشاهدات صفر منجر به اریب در ضرائب برآورد شده مدل نخواهد شد، اما در این حالت کارایی برآوردکننده از بین خواهد رفت. درالگوی فوق α و β ضرایب الگو و λ عکس نسبت میل است (Maddala, 1983).

جهت محاسبه اثر نهایی از رابطه (۵) استفاده شد. اثر نهایی احتمال موفقیت متغیر وابسته ($Y=1$) را در اثر یک واحد تغییر در متغیر مستقل (X_K) نشان می‌دهد.

$$ME_k = \frac{exp(\beta' X_i)}{1+(\beta' X_i)} * \beta_k \quad (۵)$$

جهت محاسبه تمایل به پرداخت از رابطه (۶) استفاده شد.

$$WTP = \alpha + \sum_{i=1}^{6} \beta_i X_i \quad (۶)$$

که در آن WTP تمایل به پرداخت بیشتر برای خیار سالم در مرحله اول با ارزش صفر (درصورت عدم پرداخت) و یک (درصورت پرداخت) و در مرحله دوم متوسط وزنی مقدار تمایل به پرداخت به عنوان متغیر وابسته X_1 تا X_6 به ترتیب عبارت از سن، تعداد سال‌های تحصیل، ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست، مقدار مصرف خیار درختی، آشنایی با محصولات IPM و هزینه‌های ماهانه که به عنوان ویژگی خانوارها و عواملی که براساس مطالعات پیشین بر تمایل به پرداخت اثرگذار هستند، به عنوان متغیرهای مستقل انتخاب شدند.

نتایج و بحث

ویژگی‌های آماری نمونه

برخی از ویژگی‌های آماری نمونه در جدول (۱) آمده است. میانگین سن افراد نمونه ۳۵ و در دامنه کمینه ۱۷ تا بیشینه ۶۳ متغیر بوده است. ۴۶ درصد از افراد نمونه مرد و مابقی زن بودند. همچنین حدود ۷۰ درصد افراد دارای تحصیلات دانشگاهی بودند. حدود ۱۱ درصد افراد رشته‌ای مرتبط با کشاورزی یا محیط زیست داشتند و حدود ۱۵ درصد افراد نمونه با محصولات IPM آشنایی دارند. همچنین۸۱ درصد افراد از مصرف کنندگان خیار درختی بودند.

جدول ۱-آماره‌های توصیفی نمونه مورد مطالعه

متغیر	میانگین	خطای استاندارد	حداقل	حداکثر
جنسیت	۰ .۴۶	.۵۰۰	۰	۱
سن	۳۵.۷۹	۱۰.۳۰	۱۷	۶۳
تعداد سال‌های تحصیل	۱۴.۵۷	۳.۵۴	۵	۲۲
ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست	.۱۱۰	.۳۱۰	۰	۱
هزینه‌ها در هر ماه	۱.۷۲	۱.۰۵	۰	۴
مقدار مصرف خیار درختی	۱.۹۲	۱.۳۲	۰	۵
آشنایی با محصولات IPM	.۱۴۰	.۱۴	۰	۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد مدل توبیت

در ادامه نتایج بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت برای خیار سالم با استفاده از مدل توبیت در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲- عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت برای خیار سالم (مدل توبیت)

متغیر	ضرائب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t
جنسیت	۰.۵۵۴۶	۰.۷۲۲۴	۰.۷۷

سن	-۰.۱۱۷۰**	۰.۰۴۵۷	-۲.۵۶
سال‌های تحصیل	۱.۸۸۳۹**	۰.۷۷۵۲	۲.۴۳
ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست	۲.۱۷۴۴**	۱.۰۹۲۱	۱.۹۹
هزینه‌ها در هر ماه	۱.۶۹۹۰**	۰.۴۵۵۶	۳.۷۳
مقدار مصرف خیار درختی	۱.۱۲۰۴***	۰.۳۱۱۲	۳.۶۰
آشنایی با محصولات IPM	۲.۳۳۲۹**	۰.۹۲۱۲	۲.۵۳
ضریب ثابت	-۱۰.۶۷۸۷ **	۴.۳۸۴۳	-۲.۴۴
	Prob > chi2 = 0.0000		LR chi2(7) = 34.71
	Pseudo R2= 0.2093	Log likelihood = -65.579	

***،** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ ٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق بیانگر این است که ضرایب برآوردی متغیرهای سن، تعداد سال‌های تحصیل، ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست، هزینه‌ها در هر ماه، مقدار مصرف خیار درختی و آشنایی با محصولات IPM اثر معنی-داری بر تمایل به پرداخت برای خیار سالم از سوی مصرف‌کنندگان دارد. در مقابل متغیر جنسیت از لحاظ آماری اثر معنی‌داری نداشت. اما پیش از تحلیل نتایج لازم است فرضیه‌های صفر مدل توبیت شامل نرمال بودن جمله اخلال و واریانس همسانی جمله‌های پسماند، مورد آزمون قرار گیرند که نتایج آن در جدول (۳) آورده شده است.

در جدول (۳) نتایج مربوط به بررسی فرضیه‌های نرمال بودن و واریانس همسانی جمله‌های پسماند مدل توبیت آورده شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون فرضیه‌های نرمال بودن و وراریانس همسانی جمله‌های پسماند مدل توبیت

فرضیه آزمون	chi2(آماره آزمون)	سطح معنی‌داری
واریانس همسانی	۴۲/۲۴	۰/۰۵۰۳
چولگی	۱۵/۲۸	۰/۰۰۱۵
کشیدگی	۷/۵۹	۰/۰۰۱۰
کل	۶۵.۱۱	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

باوجود اینکه تمام متغیرها به جز متغیر جنسیت در برآورد مدل توبیت معنی‌دار شده‌اند اما نتایج آزمون واریانس همسانی و نرمال بودن جمله‌ی پسماند که در جدول ۳ آمده است، حاکی از آن است که به رغم نتایج به ظاهر رضایت مدل توبیت، هر دو فرضیه مذکور جمله‌های پسماند بر پایه بر پایه روش ارائه شده توسط کمرون تریودی فرضیه صفر هر دو آزمون را رد کرد. در این حالت تخمین پارامترها به طور کلی بی‌اعتبار می‌باشند. لذا در این مطالعه از مدل هکمن دومرحله‌ای به عنوان جایگزین مدل توبیت استفاده شد.

نتایج تخمین مدل هکمن دومرحله‌ای

جدول ۴ نتایج برآورد مرحله اول مدل هکمن دو مرحله‌ای به همراه اثر نهایی و کشش نهایی متغیرهای مستقل که در مقادیر میانگین آن‌ها محاسبه شده است را بیان می‌کند. آماره کای اسکور در سطح ۱٪ معنی‌دار شده است که نشان دهنده معنی‌داری کل رگرسیون می‌باشد. در جدول ۵ نتایج برآورد مرحله دوم مدل هکمن آورده شده است. در این جدول ضریب معکوس نسبت میلز بیانگر کواریانس جملات پسماند مرحله اول و دوم هکمن است که در سطح ۱۰٪ معنی‌دار شده است، لذا فرضیه صفر مبنی بر مستقل بودن جملات پسماند مدل دومرحله‌ای هکمن رد شده است، لذا این مدل برای تجزیه و تحلیل داده‌ها اعتبار کافی را دارد.

جدول۴- نتایج برآورد مرحله اول مدل هکمن (مدل پروبیت)

متغیر	ضرائب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	اثر نهایی	کشش در میانگین
جنسیت	۰.۷۶۱۷	۰.۵۸۱۹	۱.۳۱	۰.۱۳۲۴	۰.۳۸۶۸
سن	-۰.۱۲۴۰**	۰.۰۴۵۰۲	-۲.۷۶	-۰.۰۲۱۵	-۶.۴۰۹۳
تعداد سال‌های تحصیل	۲.۰۸۶۲**	۰.۷۴۸۳	۲.۷۹	.۳۶۲۷۰	۴۱.۲۱۹
ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست	۲.۹۰۸۱**	۱.۳۴۴۸	۲.۱۶	۰.۵۰۵۶	۰.۲۳۰۸
هزینه‌ها در هر ماه	۱.۷۱۰۰***	۰.۵۴۷۸	۳.۱۲	۰.۲۹۷۳	۳.۱۴۲۷
مقدار مصرف خیار درختی	۱.۱۶۱۳***	۰ .۳۸۷۴	۳.۰۰	۰.۲۰۱۹	۱.۹۷۷۷
آشنایی با محصولات IPM	۱.۹۵۳۶**	۰.۷۸۶۶	۲.۴۸	۰.۳۳۹۷	۰.۱۳۸۳
ضریب ثابت	-۱۲.۱۰۹***	۴.۴۴۴۵	-۲.۷۲		
Log likelihood = -16.91		= 0.5441 Pseudo R2			
LR chi2 =40.37		chi2 = 0.0000 Prob >			

***،** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ ٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵- نتایج برآورد مرحله دوم هکمن (مدل رگرسیون خطی)

متغیر	ضرائب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t
سن	-.۰۴۸۲*	۰.۰۲۸۳	-۱/۷۱
تعداد سال‌های تحصیل	۰.۷۵۸۵	۰.۵۰۲۴	۱.۵۱
ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست	۱.۰۰۷۵*	۰.۶۶۷۶	۷۲۱.
هزینه‌ها در هر ماه	۰.۷۸۹۴**	۰.۳۲۳۱	۲.۴۴
مقدار مصرف خیار درختی	۰.۴۰۰۸*	۰.۲۱۴۵	۱.۸۷
آشنایی با محصولات IPM	۱.۰۷۹۱*	۰.۵۷۴۹	۱.۸۸
معکوس نسبت میلز	-۰.۱۰۳۹*	۰.۲۳۰۵	-۱,۶۱
ضریب ثابت	-۲.۶۶۴۸***	۳.۰۳۵۱	-۰.۸۸
F(7, 54) =5/18		Prob > F = 0.000	
		=0/5094 R-squared Adj R-squared = 0/4168	

***،** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ ٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مرحله اول مدل هکمن دومرحله‌ای حاکی از اثر معنی‌دار متغیرهای سن، تعداد سال‌های تحصیل، ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست، هزینه در هر ماه، مقدار مصرف خیار درختی و آشنایی با محصولات IPM بر تمایل به پرداخت برای خیار سالم می‌باشد، اما متغیر جنست اثر معنی‌داری بر احتمال پرداخت نداشت. نتایج مرحله دوم مدل هکمن نیز نشان داد که متغیرهای سن، تعداد سال‌های تحصیل، ارتباط رشته با کشاورزی یا محیط زیست، هزینه در هر ماه، مقدار مصرف خیار درختی و آشنایی با محصولات IPM اثر معنی‌داری بر میزان تمایل به پرداخت برای خیار سالم دارند. در مرحله دوم نیز متغیر تعداد سال‌های تحصیل اثر معنی‌داری بر میزان تمایل به پرداخت نداشت.

نتایج مرحله اول و دوم هکمن در جداول ۴ و ۵ نشان داد که به جز متغیر جنسیت که در مرحله اول معنی‌دار نشد و همچنین متغیر تعداد سال‌های تحصیل که در مرحله دوم معنی‌دار نشده است، سایر متغیرها بر احتمال و میزان تمایل به پرداخت افراد مؤثر است.

نتایج این مطالعه نشان داد که متغیر سن اثر منفی و معنی‌داری بر احتمال و میزان تمایل به پرداخت افراد برای مصرف خیار سالم دارد. لذا با افزایش سن تمایل مصرف‌کنندگان به استفاده از خیار سالم کاهش می‌یابد، که دلیل آن می‌تواند شناخت کمتر افراد مسن نسبت به این محصول باشد و در نتیجه ارزش کمتری برای این محصولات قائل می‌شوند. بر اساس نتایج جدول (۴)، مصرف‌کننده‌ای با سن متوسط، با افزایش هر سال سن مصرف‌کننده، احتمال پرداخت معادل ۶/۴۰ درصد کاهش خواهد یافت. به عبارتی با افزایش یک سال در سن مصرف‌کننده احتمال پرداخت معادل ۰/۰۲ واحد کاهش می‌یابد. نتایج برآورد الگوی خطی نیز نشان داد که با افزایش یک سال در سن مصرف کننده میزان تمایل به پرداخت معادل ۴ درصد کاهش می‌یابد.

براساس نتایج به دست آمده از مرحله اول، متغیر تعداد سال‌های تحصیلی معنی‌دار بوده و رابطه مثبتی با احتمال پرداخت برای خیار سالم دارد. بر این اساس با افزایش در تعداد سال‌های تحصیلی افراد تمایل به پرداخت بالاتری برای خیار سالم افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به نتایج مدل هکمن می‌توان گفت با افزایش یک درصدی در تعداد سال‌های تحصیل احتمال پرداخت ۴۱/۲ درصد افزایش می‌یابد و با افزایش یک واحدی در این متغیر، احتمال پرداخت ۰/۳۶ واحد افزایش می‌یابد.

براساس نتایج مدل دومرحله‌ای هکمن، متغیر ارتباط رشته با کشاورزی و محیط زیست اثر مثبت و معنی‌داری بر احتمال و میزان تمایل به پرداخت برای خیار سالم دارد. کشش متغیر ارتباط رشته با کشاورزی و محیط زیست ۰/۲۳ می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد که یک درصد افزایش در این متغیر، احتمال پرداخت را ۰/۲۳درصد افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر با افزایش یک واحدی در ارتباط تحصیلات مصرف‌کننده با کشاورزی و محیط زیست تمایل به پرداخت ۰/۵۰ واحد افزایش می‌یابد.

متغیر دیگر هزینه‌های ماهانه است که رابطه مثبت و معنی‌داری با تمایل به پرداخت مصرف کنندگان دارد. براساس نتایج مدل پروبیت می‌توان گفت با افزایش یک ریالی در این متغیر، احتمال پرداخت برای خیار سالم معادل ۰/۲۹ واحد افزایش می‌یابد. همچنین براساس نتایج مرحله دوم هکمن نیز می‌توان گفت با افزایش یک ریالی در هزینه‌های افراد میزان تمایل به پرداخت برای خیار سالم ۷۸ درصد افزایش می‌یابد.

متغیر بعدی مقدار مصرف خیار درختی است که مطابق نتایج به دست آمده اثر مثبت و معنی‌داری بر احتمال و میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای خیار سالم دارد. کشش برآوردی در مدل پروبیت نشان می‌دهد افزایش

یک درصدی در مقدار مصرف خیار درختی تمایل به پرداخت مصرف‌کننده را معادل ۱/۹۷ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به اثر نهایی، با افزایش یک واحدی در این متغیر احتمال پرداخت معادل ۰/۲۰ واحد افزایش می‌یابد. همچنین ضریب برآوردی در مرحله دوم هکمن نیز نشان می‌دهد که افزایش مقدار مصرف خیار درختی به میزان یک واحد سبب افزایش ۴۰ درصدی در میزان تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان می‌شود.
با توجه به نتایج به دست آمده، متغیر آشنایی با محصولات IPM در سطح ۵ و ۱۰٪ اثر مثبت و معنی‌داری بر احتمال و میزان تمایل به پرداخت مصرف کنندگان دارد. لذا با افزایش آشنایی مصرف‌کنندگان با محصولات IPM احتمال و میزان تمایل به پرداخت آن‌ها افزایش می‌یابد. با توجه به کشش محاسبه شده در مرحله اول می‌توان گفت به طور میانگین با افزایش یک واحد در این متغیر احتمال پرداخت ۰/۱۳ درصد افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به اثر نهایی افزایش یک واحد در دریافت غرامت، احتمال پرداخت ۰/۳۳ واحد افزایش می‌یابد.

از نتایج تخمین مقدار انتظاری متوسط تمایل به پرداخت (WTP) براساس رابطه (۶) ارزش یک کیلوگرم خیار سالم را معادل ۱۷۵۴ تومان نشان می‌دهد درحالیکه قیمت یک کیلوگرم خیار درختی در بازار معادل ۲۰۰۰ تومان است. بنابراین افراد شهر شیراز حاضر نیستند قیمتی بالاتر از قیمت خیار معمولی را برای خیار سالم پرداخت کنند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج آزمون واریانس همسانی و نرمال بودن جملات پسماند مدل توبیت نشان داد که این مدل برای داده‌های مطالعه حاضر مناسب نیست، لذا از مدل دو مرحله‌ای هکمن برای بررسی عوامل مؤثر بر انتخاب و میزان تمایل به پرداخت اضافه برای خیار سالم استفاده شد. در این راستا، میانگین تمایل به پرداخت اضافه برای نمونه مورد بررسی مبلغ ۱۷۵۴ تومان برآورد شد. نتایج مطالعه حاضر نشان داد که افراد با سنین کمتر تمایل بالاتری جهت پرداخت برای خیار سالم دارند. لذا آگاهی رساندن به این افراد در مراکز تحصیلی از اهمیت بالایی برخوردار است و از سویی با توجه به اهمیت سلامتی افراد و نقش پیشگیری در سنین بالاتر لازم است که در بین گروه‌های سنی بالاتر آگاهی بیشتری نسبت به پیشگیری از بیماری‌ها ایجاد گردد تا به سمت مصرف محصولات سالم سوق داده شوند. افرادی که مقدار مصرف خیار بیشتری در ماه دارند نسبت به تمایل به پرداخت واکنش بیشتری نشان دادند بنابراین توصیه می‌شود که آگاهی دادن در جهتی باشد که از تعداد دفعات مصرف خیار این خانوارها تعدادی به مصرف خیار سالم تعلق گیرد. همچنین نتایج نشان داد که هر چه رشته تحصیلی افراد ارتباط بیشتری با کشاورزی یا محیط زیست داشته باشد، تمایل به پرداخت این افراد نیز بالاتر است. این متغیر دارای بیشترین میزان اثر نهایی در بین متغیرهای لحاظ شده در مدل نیز می‌باشد. از سویی دیگر میزان تمایل به پرداخت افرادی که آشنایی بیشتری با محصولات IPM دارند نسبت به افرادی که اطلاعات کمتری دارند بالاتر است. بنابراین به نظر می‌رسد ایجاد بازارهای متمرکز برای عرضه محصولات IPM، هدایت فارغ التحصیلان کشاورزی به سمت توسعه کشت این نوع محصولات، استفاده از تبلیغات و همچنین آموزش از طریق رسانه‌های جمعی به منظور گسترش فرهنگ استفاده از این محصول ضروری است.

منابع

Abhilash, P. C. and Singh, N. (2009) Pesticide use and application: An Indian scenario. *Journal of Hazardous Materials*, 165: 1-12.
Agricultural Jihad Organization of Fars Province, Statistics of 2011.
Amirnejad, H. and Asghari, M. (2013) Preferences and willingness of consumers to pay for organic rice in Mazandaran province. 15th National Rice Conference, 10-15. (In Farsi)
Baluchestan province. *Iran Agricultural Extension and Education Sciences*, 1: 27-40. (In Farsi)
Bidgoli, A. And Siddiqui, H. (2011) Investingating the acceptance behavior of sustainable agricultural methods bye xtension workers in Qazvin province. Iran *Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 3: 40-412. (In Farsi)
Birthal, P. S. and Sharma, O. P. (2004) Integrated pest management in Indian Agriculture. NCAP Publication Committee, 25-282.
Boccaletti, S. and Nardella, M. (2000) Consumer willingness to pay for pesticide-free fresh fruit and vegetables in Italy. *International Food and Agribusiness Management Review*, 3: 297-310.
Cameron, A. C. And Trivedi, P. K. (2005) *Microeconometrics: methods and applications*.1th Edition, Cambridge University Press, New York.
Cummings, R. G., Brookshire, D. S., and Schulze, W. D. (1986). Valuing public goods (pp. 54-59). *Totowa, NJ: Rowman & Allanheld Publishers*.
Cranfield, J and Magusson, E. (2003). Consumer demand for pesticide-free food produces in Canada: A probit analysis. *Canadian Journal of Agricultural Econimics*, 53:67-81.
Darby,K., Marvin, B., Ernst, S. and Roe, B. 2006. Willingness to pay for locally produced foods. Presentation at the American Agricultural Economics Association Annual meeting, Long Beach, California, 23-26.
Erfan Manesh, M. and Opium, M. (2011) Environmental pollution, water, soil and air. *Arkan Danesh Publishing*, 150-176. (In Farsi)
Erfanifar, p. Bakhshoodeh, m. (2018). Willingness to pay consumers for health-oriented meat in Shiraz. Journal of Agricultural Economics, 1: 59-78. (In Farsi)
Estelagi, a. (2003) Review and analysis of approaches and strategies for rural and regional development. *Journal of Jihad*, 250: 30 -39. (In Farsi)
Etehadi, M., Rusta, K. And Qoli Nia, G. M. (2012) Evaluation of the effectiveness of the school approach in the farmer's farm in the development of integrated pest management from the perspective of farmers: A case study of Sistan and
Fathi, F. Kargar, Sh. (2019) Willingness to pay for consuming useful milk in Shiraz. *Journal of Animal Science Research*, 3: 139-152. (In Farsi)
Fish, A. (2004). Sustainable agriculture and integrated pest management (IPM) resource & information directory.
Ghasri, Sh. (2010) Integrated pest management of apple trees. *Livestock and Agriculture and Industry Monthly*, 116: 50. (In Farsi)
Ghorbani, M. Mahmoudi, H. and Liaghati, H. (2007) Consumers` demands and preferences for organic food, A survey study in Mashhad, Iran. Poster presented at the 3rd QLIF Congress: Improving sustainability in organic and low input food production system, University of Hohenheim, Germany.
Greene, W. H. (2002) *Econometric analysis*. New Yorc Macmillan.
Hashemi, M. and Ardakani, A. (2016) Economic valuation of organic products: A case study of organic tomatoes in Murghab plain. *Iran Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 2: 325-334. (In Farsi)

Hashemi, S. M., Mokhtarnia, M. Erbaugh, J. M. and Asadi, A. (2008) Potential of extension workshops to change farmers' knowledge and awareness of IPM. *Science of the total environment*, *407*: 84-88.

Maddala, G. S. (1983) Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics, New York, USA: Cambridge University Press.

Mafi, H. and Saleh, A. (2010) Estimation of willingness to pay for organic products case study: vegetable and cucumber products in Guilan and Tehran provinces. *7th biennial conference on agricultural economics*, Karaj campus university of agriculture, 16 -20. (In Farsi)

Marvin, T., Neal H, Hooker TC, and Haab JB. (2007) Putting their money where their mouths are: Consumer willingness to pay for multi-ingredient, processed organic food products, *Journal of Food Policy*, 32: 145–159.

Ministry of Jihad for Agriculture, Agricultural Statistics for 2016. (In Farsi)

Mitchell, R. C., and Carson, R. T. (1989) *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Rff Press

Noori, S., Lashgar Ara, F. And Shojaei, M. (2012) Factors Affecting Integrated Management of Wheat Age with Emphasis on Participatory School Receipt in Agricultural Farm by Wheat Farmers of Kermanshah Province. *Agricultural Extension and Education Research*, 3: 15-29. (In Farsi)

Pourmozafar, S., Liani, Q. Ahangar Kalaei, S. and Rafiei, H. (2015) Estimating the willingness of consumers to pay in order to benefit from organic products Case study: Organic cucumber in Mazandaran province. *Environmental Research*, 10: 97-108. (In Farsi)

Rasekhi, S. and Hosseini Talei, R. (2013) Estimates and determinants factors of willingness to pay to improve drinking water quality: A case study for Mazandaran province. *Journal of Applied Economics*, 8: 112-140. (In Farsi)

Rodriguez, E., Lacaze, V. and Lupin, B. (2008) Contingent Valuation of Consumers' Willingness to Pay for Organic Food in Argentina. 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE).

Shoushtari, M. and Omani, A. (2013) Factors affecting the admission of summer workers in Shushtar city in the field of integrated pest management. *Agricultural Extension and Education Research*, 2: 45-55. (In Farsi)

Wang, Q. and Sun, J. 2003. Consumer preferernce and demand for organic food: Evidence from a vermont survey. *American Agricultural Economics Association Annual meeting*, 1-24.