

## تعیین میزان تمایل به پرداخت جهت خرید سبزیجات سالم

### از سوی شهروندان شهر تهران

ولی بریم نژاد<sup>۱</sup>، آریا هوشمندان<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۶/۰۳

#### چکیده

این مطالعه به بررسی دلایلی می‌پردازد که می‌تواند باعث خرید یا عدم خرید سبزیجات با کیفیت توسط مصرف‌کنندگان گردد. چون درک مصرف‌کنندگان از کیفیت محصولات در هر استراتژی بازاریابی یک عنصر بسیار مهم است. هدف تحقیق حاضر، شناسایی عوامل موثر و چگونگی تاثیر آنها بر تصمیم به خرید و تمایل مصرف‌کنندگان به پرداخت اضافه‌تر از قیمت بازار است. در این مطالعه با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط، برتری‌ها و سلايق فردی در زمینه‌ی پولی با توجه به تغییر در کیفیت کالا استخراج گردید و در اسفند ۱۳۹۰، عوامل موثر بر تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان تهرانی از طریق ۴۴۶ پرسشنامه و مصاحبه‌ی حضوری در داخل و بیرون بازارهای سازمان مدیریت میادین تهران بررسی شد. مقدار تمایل به پرداخت نیز توسط مدل هکمن دو مرحله‌ای برای سبزیجات سالم برآورد گردید. نتایج نشان داد که نسبت به قیمت‌های بازاری، میانگین تمایل به پرداخت برای افرادی که پاسخ مثبت داده‌اند، برای هر کیلو برابر ۲۲۲۰ ریال بوده است.

#### طبقه‌بندی JEL: Q22

واژه‌های کلیدی: تصمیم به خرید، سبزیجات سالم، کیفیت، تمایل به پرداخت، هکمن.

۱- به ترتیب دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج، کرج، ایران.

\* نویسنده‌ی مسئول مقاله: esmaeilfallahi@yahoo.com

### پیشگفتار

از آنجا که یک عنصر مهم استراتژی بازاریابی، درک مصرف‌کنندگان از کیفیت است، قضاوت در مورد این درک مهم می‌باشد (اوده اوفیوس و وان تریپ، ۱۹۹۵). تفاوت تعاریف کیفیت در حوزه‌های متفاوت نشان می‌دهد که این مفهوم دارای چندین وجه است. یک تعریف کوتاه و موثر از کیفیت، توانایی یک ماهیت (مثل محصول یا خدمت) برای پاسخگویی به نیازهای عینی و ذهنی است یا میزانی که احتیاجات را برآورده می‌سازند (ایزو، ۲۰۰۵). کیفیت را می‌توان به صورت هر چیزی تعریف کرد که مصرف‌کننده‌ی محصولات غذایی آن را مطلوب می‌داند (گرانرت، ۲۰۰۵). بر اساس این تعاریف، کیفیت برای یک تامین‌کننده، شامل تامین نیازها و خواسته‌های مشتریان و یا به بیان بازاریابی، تامین نیازها، خواسته‌ها و انتظارات مشتریان است. بنابراین مفهوم کیفیت در رابطه با ترجیحات مصرف‌کننده به میزان زیادی ذهنی است. این امر توضیح می‌دهد که چرا ارتباط نزدیکی بین بازاریابی و کیفیت وجود دارد. در طول بیست سال گذشته، روش ارزش‌گذاری مشروط به یک ابزار مفید در تعیین تمایل به پرداخت تبدیل شده است. پژوهش‌های بسیاری در رابطه با تمایل به پرداخت و ارزش‌گذاری مشروط در بررسی تقاضای محصولات ایمن‌تر و سالم، برچسب مواد غذایی سازگار با محیط زیست و محصولات ارگانیک انجام شده است.

گوینداسامی و ایتالیا (۱۹۹۸)، تمایل به خرید مصرف‌کنندگان را برای محصولات تحت مدیریت تلفیقی آفات<sup>۱</sup> (IPM) بررسی نمودند. مدیریت تلفیقی آفات، سیستم توسعه‌یافته‌ی کنترل آفات برای مقابله با آفاتی است که نسبت به سموم شیمیایی مقاومت پیدا نمودند. نتایج نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان، تمایل به خرید محصولات دارای برچسب IPM بودند و بسیاری متمایل به تغییر خرید از فروشگاه‌های مواد غذایی به فروشگاه‌های عرضه‌کننده‌ی محصولات دارای برچسب IPM گردیدند. استفاده از برچسب IPM می‌تواند به ایجاد تفاوت در محصولات و ارزش افزوده کمک کند.

روش ارزش‌گذاری مشروط ابتدا توسط سیریاکی - و انتراپ (۱۹۴۷) پیشنهاد شد؛ به عقیده‌ی وی جلوگیری از فرسایش خاک مانند تولید یک کالای عمومی در طبیعت، فایده‌ی بازاری تولید می‌کند و یکی از راه‌های ممکن برای برآورد این فایده، استخراج تمایل به پرداخت است (هانمان، ۱۹۹۴). اما دیویس (۱۹۶۳)، اولین کسی بود که در تحقیق خود از شکارچیان غاز، برای برآورد فایده‌ی شکار غاز به‌طور عملی از روش ارزش‌گذاری مشروط استفاده نمود.

سویکارد و همکاران (۲۰۰۵)، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط عوامل موثر بر تمایل به پرداخت بادام زمینی آماده را مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق اثر تجربه‌ی خرید قبلی،

1 Integrated Pest Management (IPM)

وفاداری مشتریان بنام تجاری خاص به همراه سایر متغیرهای دموگرافیک مانند سطح تحصیلات، درآمد، جنسیت، تعداد فرزندان و محل سکونت بر میزان تمایل به پرداخت انتظاری، توسط مدل توبیت مورد ارزیابی قرار گرفت و میزان میانگین تمایل به پرداخت برای کالای مذکور را ۰/۸۹ دلار برآورد نمودند.

نگیگی و همکاران (۲۰۱۰)، در تحقیقی تمایل به پرداخت سبزیجات برگی برای گروه‌های درآمدی متوسط و بالا که از مکان‌های خاصی خرید می‌نمودند را بررسی کردند. نظرسنجی از مشتریان در دو بخش بازار یعنی فروشگاه‌های خاص و سوپر مارکت‌ها انجام شد. نتایج برآورد مدل توبیت نشان داد که متغیرهای درآمد، سن فرزندان، داشتن اطلاعات درخصوص ایمنی مواد غذایی، معنی‌دار بوده و تمایل به پرداخت در بین شرکت‌کنندگانی که در تحقیق درآمد بالاتری داشته‌اند، ۶۰٪ بیشتر برآورد شد.

محصولات سالم<sup>۱</sup> به محصولاتی که تحت مدیریت تلفیقی آفات تولید می‌شوند، اطلاق می‌گردد. مدیریت تلفیقی کنترل برای مقابله با آفاتی است که نسبت به سموم شیمیایی مقاومت نشان می‌دهند. این سیستم توسعه یافته، بر روی فرآیند و کیفیت تولید متمرکز می‌باشد. در ۲۰ سال گذشته، بازارهای کشاورزی و مواد غذایی به میزان زیادی تغییر کرده و مصرف‌کننده محورتر شده‌اند. در حال حاضر فرض می‌شود که استانداردهای کیفی محصولات و ایمنی مواد غذایی اهمیت نسبتاً بیشتری داشته باشند. در بین عوامل اصلی در کشاورزی، کشورهای درحال توسعه به دلیل رشد جمعیت، افزایش سرانه‌ی درآمد واقعی، کشش درآمدی تقاضا، شهرنشینی و تفاوت در قیمت‌های واقعی، وضعیت تقاضا درحال تغییر است. همچنین کشورها، در حال تجربه‌ی تغییر در ذائقه‌ها و ترجیحات جمعیت خود به سمت محصولات غذایی برتر می‌باشند (تیونگ کو و همکاران، ۲۰۰۶).

این مطالعه به بررسی دلایلی می‌پردازد که می‌تواند باعث خرید یا عدم خرید سبزیجات با کیفیت توسط مصرف‌کنندگان گردد. تمرکز این مطالعه بر روی سبزیجات تازه است (سبزیجات برگی و غیر برگی تازه). چون به میزان زیاد در دسترس بوده و بیشترین نگرانی مصرف‌کنندگان در مورد باقیمانده‌های سموم در سبزیجات تازه می‌باشد.

### روش تحقیق

کالاها و خدمات یا دارای بازار هستند که قیمت آنها از طریق عرضه و تقاضا تعیین می‌شود و یا دارای بازار نیستند که به روش‌های مختلفی ارزش‌گذاری می‌گردند. در مواردی که بازار در تشکیل قیمت ناموفق می‌ماند، تعیین قیمت مستلزم پیدا کردن ملاکی از تمایل به پرداخت است.

۱- به شکل عاری از خطر یا عاری از آلودگی نیز ترجمه می‌شود.

هیکس (۱۹۴۶) اندازه‌گیری رفاه مصرف‌کننده را به دو شکل متفاوت تغییر جبرانی<sup>۱</sup> و تغییر تعادلی<sup>۲</sup> تقسیم‌بندی کرد.

در نفع رفاهی، معیار تغییر جبرانی به مقدار مبلغی از درآمد گفته می‌شود که مصرف‌کننده جهت افزایش سطح مطلوبیت خود صرف می‌کند و به آن معیار تمایل به پرداخت<sup>۳</sup> می‌گویند و معیار تغییر تعادلی به مقدار مبلغی گفته می‌شود که باید به مصرف‌کننده داده شود تا وی کالای عمومی را بپذیرد و به آن معیار تمایل به پذیرش<sup>۴</sup> می‌گویند. در ضرر رفاهی معیار تغییر جبرانی به مقدار مبلغی می‌گویند که باید برای جبران ضرر مصرف‌کننده به آنها پرداخت شود که به آن تمایل به پذیرش گفته می‌شود و معیار تغییر تعادلی مبلغی است که توسط مصرف‌کننده باید پرداخت شود تا از ضرر احتمالی در آینده جلوگیری نماید که به تمایل به پرداخت معروف است (باتمن و ترنر، ۱۹۹۳).

تجزیه و تحلیل متقارن<sup>۵</sup>، ارزش‌گذاری مشروط<sup>۶</sup> و حراج آزمایشی<sup>۷</sup> سه روش دارای بیشترین کاربرد در اندازه‌گیری تمایل به پرداخت، می‌باشند. تحلیل متقارن و ارزش‌گذاری مشروط، روش‌های ارزیابی فرضی برای اندازه‌گیری تمایل به پرداخت هستند (بونیا، ۲۰۱۰). در روش ارزش‌گذاری مشروط، با طراحی یک بازار فرضی برای محصول فاقد قیمت، از افراد در مورد تمایل به پرداخت و یا تمایل به دریافت‌شان برای بهبود یا عدم بهبود کیفی محصول مورد نظر سؤال می‌شود. این روش با منحنی تقاضای جبرانی و منحنی تقاضای هیکسی مرتبط است. چون تکنیک مورد استفاده از ترجیحات اظهار شده در مورد قیمت‌های مشاهده شده بازاری استفاده نمی‌کند و مستقیماً از ذهنیت افراد در رابطه با کالای غیر بازاری استفاده می‌شود که اصطلاحاً تکنیک قیمت‌گذاری مستقیم نامیده می‌شود (اکبری و همکاران، ۱۳۸۶).

---

### 1 Compensating Variation

### 2 Equivalent Variation

۳- تمایل به پرداخت: میزان تغییرات بوجود آمده در کالا و خدمات را می‌توان بطور مستقیم از طریق پرسش از افراد بررسی کرد مثلاً می‌توان پرسید که شما حاضرید چه مبلغی برای بهبود کیفیت کالا بپردازید؟ این مبلغ در اقتصاد تمایل به پرداخت نامیده می‌شود.

۴- تمایل به پذیرش: به مبلغی که توسط افراد دریافت می‌شود تا حاضر شوند کالا یا خدماتی را از دست بدهند گفته می‌شود به طور مثال حاضر به دریافت چه مبلغی هستید تا در نزدیکی منزل شما کارخانه‌ای که منجر به آلودگی زیست محیطی می‌شود تأسیس گردد؟

### 5 Conjoint analysis

### 6 Contingent valuation

### 7 Experimental auction

در مطالعه‌ی حاضر، به دلیل نیاز به اندازه‌گیری ارزش فرضی محصول سبزی با کیفیت و سالم، از روش ارزش‌گذاری مشروط استفاده شده است. اولین گام در این روش، محاسبه‌ی تابع مطلوبیت غیر مستقیم ( $V_i$ ) است.

$$V_i = v(Y_i, Z, P_x) + e_i \quad (1)$$

که  $Y_i$  درآمد فرد،  $Z$  مقدار سبزی سالم،  $P_x$  قیمت سایر کالاها و  $e_i$  جز اخلاص معادله می‌باشد. فرض بر این است که مصرف مقدار سبزی با کیفیت و سالم ثابت است. بنابراین  $Z = 1$  است. برای تعیین تغییر در مطلوبیت در صورت سالم بودن یا نبودن سبزی و جهت تعیین احتمال پاسخ بله یا خیر، از تکنیک کارت پرداخت استفاده می‌شود.

$$v_i(Y_i - P_z, 1, P_x) \quad (2)$$

رابطه‌ی ۲، مطلوبیت در رابطه با وجود محصول سبزی سالم و  $P_z$  قیمت محصول است.

$$v_i(Y_i, 0, P_x) \quad (3)$$

رابطه‌ی ۳، مطلوبیت در رابطه با عدم وجود محصول سبزی سالم و  $P_x$  قیمت محصول می‌باشد.

$$\Delta v_i = [v(Y_i - P_z, 1, P_x) + e_1] - [v(Y_i, 0, P_x) + e_0] \quad (4)$$

اگر  $\Delta v_i > 0$ ، آنگاه مصرف‌کننده جواب مثبت و  $\Delta v_i < 0$  مصرف‌کننده جواب منفی داده و  $\Delta v = 0$  مصرف‌کننده بی تفاوت است.

احتمال اینکه پاسخ‌دهنده جواب مثبت داده باشد:

$$\text{Prob}["YES"] = \text{Prob}[\Delta(v_i) \geq \Delta(e_i)] = F[\Delta(v_i)] \quad (5)$$

جایی که  $F$  تابع چگالی تجمعی است.

شکل ۱، مازاد مصرف‌انتظاری که برابر میانگین تمایل به پرداخت می‌باشد را نشان می‌دهد. همانطور که بیان شد، هدف ارزش‌گذاری مشروط، اندازه‌گیری تغییر جبرانی یا تعادلی برای برخی از کالاهاست. زمانی که فرد کالا و خدماتی دریافت می‌نماید، از معیار تغییر جبرانی و وقتی فرد کالا و خدماتی را از دست می‌دهد، از معیار تغییر تعادلی استفاده می‌شود. هر دوی این معیارها می‌تواند در تعیین تمایل به پرداخت بیان شده توسط افراد (که پولی است) استفاده شود.

تمایل به پرداخت هر فرد برای یک کالا می‌تواند به صورت تابع زیر بیان شود:

$$WTP = f(\text{Bid}, \text{Income}, \text{Education}, \text{Age}, \text{Gender}, \dots, \text{etc}) \quad (6)$$

در بازار مشروط با استفاده از تکنیک سوالات باز می‌توان حداکثر تمایل به پرداخت بیان شده را مستقیماً از افراد به دست آورد. میزان تمایل به پرداخت با توجه به تغییر مطلوبیت فرد قابل تخمین است. تغییر مطلوبیت فرد بستگی به میزان منافع حاصل از مصرف سبزی سالم دارد که این منافع ممکن است در سطح افراد به دلیل تفاوت در درآمد، قیمت اولیه پیشنهادی، متغیرهای اجتماعی و

اقتصادی و ترجیحات متفاوت باشد. به منظور برآورد تمایل به پرداخت برای یک محصول سبزی سالم، معادله ممکن است در شکل خطی و لگاریتمی مشخص شده و با استفاده از حداقل مربعات معمولی برآورد گردد.

در ادبیات موضوع، چهار نوع تکنیک اصلی استخراج داده‌ها وجود دارد (بویل و همکاران، ۱۹۹۶):  
 الف- تکنیک بازی قیمت مزایده‌ای<sup>۱</sup>: قدیمی‌ترین تکنیک استخراج در بین سایر تکنیک‌هاست (میشل و کارسون، ۱۹۸۹). در این تکنیک پاسخ‌دهنده در تحقیق ارزش‌گذاری مشروط به صورت تصادفی از میان محدوده‌ای از مقادیر از قبل تعیین شده قیمتی را اعلام می‌نماید. سپس پرسشگر سوال می‌کند که این قیمت اعلامی بالاترین است یا خیر، در صورتی که جواب "خیر" باشد، قیمت اعلامی ملاک عمل قرار می‌گیرد و در صورتی که جواب "بله" باشد، فرآیند ادامه یافته تا بالاترین قیمت عنوان شده ثبت گردد (رندال و همکاران، ۱۹۷۴).

ب- تکنیک کارت پرداخت<sup>۲</sup>: این تکنیک که توسط میشل و کارسون (۱۹۸۹) ارائه شد و شامل محدوده‌ای از مقادیر تمایل به پرداخت است، برای کالاهای عمومی است که پاسخ‌دهنده بالاترین مقدار مورد نظر خود را به عنوان قیمت مورد نظر انتخاب می‌کند. قیمت‌های درج شده بر روی کارت‌ها معمولاً از رقم صفر شروع شده و با فواصل یکسان تا قیمت مشخصی افزایش می‌یابند. محقق ممکن است برای گروه‌های مختلف درآمدی کارت‌های مختلفی طراحی کند (میشل و کارسون، ۱۹۸۹).

ج- تکنیک سؤال باز<sup>۳</sup>: در این تکنیک حداکثر تمایل به پرداخت افراد در خصوص یک کالای عمومی یا اجرای یک سیاست سوال می‌شود. این تکنیک برای پاسخ‌دهندگان آسان بوده و احتیاجی به مصاحبه ندارد (والش و همکاران، ۱۹۸۴).

د- تکنیک انتخاب دوگانه<sup>۴</sup>: با توجه به مشکلات اشاره شده، بیشاپ و هبرلین (۱۹۷۹) تکنیک انتخاب یا رد<sup>۵</sup> را ارائه کردند. در این تکنیک در میان محدوده‌ی قیمت‌های حراج تعیین شده، به طور تصادفی یک قیمت حراج انتخاب می‌شود. سپس پرسشگر سوال می‌کند که آیا این قیمت می‌تواند قیمت پیشنهادی پاسخ‌دهنده باشد و پاسخ‌دهنده با جواب "بله" یا "خیر" پاسخ می‌دهد. مزیت بزرگ این تکنیک، آسان بودن فرآیند ارزش‌گذاری برای پاسخ‌دهندگان است و تورش استراتژیک در این تکنیک می‌تواند به حداقل برسد (کارسون و همکاران، ۱۹۹۶؛ هانمان، ۱۹۹۴). به-

---

1 Bidding Game  
 2 Payment Card  
 3 Open Ended  
 4 Dichotomous Choice  
 5 Take it or leave it / single-bounded dichotomous choice

طور خلاصه انتخاب یک تکنیک استخراج در روش ارزش‌گذاری مشروط بستگی به عواملی مانند ماهیت کالای مورد بررسی، هزینه تحقیق، طبیعت پاسخ‌دهندگان و غیره دارد (هانمان و کانین، ۱۹۹۹).

در مطالعه‌ی جاری از روش تکنیک کارت پرداخت استفاده شد. روش آماری استفاده شده در مطالعه، روش دو مرحله‌ای هکمن<sup>۱</sup> است. روش دو مرحله‌ای هکمن برای برآورد مدل‌هایی که دارای متغیر وابسته‌ی محدودند، به کار می‌رود و بر این فرض استوار است که یک مجموعه از متغیرها بر معادله‌ی انتخاب<sup>۲</sup> (میل به خرید و پرداخت) و مجموعه‌ی دیگر از متغیرها بر معادله‌ی پی‌آمد<sup>۳</sup> (اقدام به پرداخت مبلغ اضافی) تاثیرگذار هستند. بنابراین دو مجموعه‌ی مختلف از متغیرها در این مدل وارد می‌شوند. عدم توجه به این موضوع و عدم تفکیک متغیرها به دو گروه، باعث می‌شود که اثر کل متغیرها بر میزان تمایل به پرداخت با خطای برآورد مواجه شود (قربانی و همکاران، ۱۳۸۸). برای رفع این مشکل، هکمن (۱۹۷۶) روش دو مرحله‌ای را پیشنهاد نمود. در این روش عواملی که می‌توانند بر تصمیم افراد به پذیرش تمایل به پرداخت تاثیر بگذارند، به صورت متغیرهای مستقل در الگوی پروبیت وارد شده و عواملی که می‌توانند در میزان تمایل به پرداخت افراد موثر باشند، در الگوی رگرسیون خطی قرار می‌گیرند که البته این دو گروه مانع‌الجمع نیستند. الگوی پروبیت و رگرسیون خطی حاصل از تفکیک روش هکمن دو مرحله‌ای در روابط زیر نشان داده شده است (هکمن، ۱۹۷۹).

$$y_i^* = x'_{1i} \beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (7)$$

$x'_{1i}$  معرف بردار متغیرهای مستقل شامل سن، جنسیت، وضعیت تاهل، وضعیت شغلی، وضعیت تحصیلات و... و  $y_i^*$  نماینده مقدار تمایل به پرداخت برای فرد  $i$  ام می‌باشد. مقدار تمایل به پرداخت برای افرادی که تصمیم به خرید ندارند، قابل مشاهده نیست. به منظور وارد نمودن تاثیر افرادی که تصمیم به خرید ندارند، در مقدار تمایل به پرداخت از مدل دو دویی استفاده می‌گردد.

$$h_i^* = x'_{2i} \beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (8)$$

$$y_i = y_i^*, h_i = 1, \quad \text{if} \quad h_i^* > 0$$

$$y_i, h_i = 0 \quad \text{مشاهده نمی‌شود} \quad \text{if} \quad h_i^* \leq 0$$

$h_i$  نشان‌دهنده تمایل به داشتن خرید یا نداشتن،  $y_i$  معرف مقدار تمایل به پرداخت فرد  $i$  ام،  $\varepsilon_{1i}$  و  $\varepsilon_{2i}$  جملات اخلال با توزیع نرمال و میانگین صفر و واریانس  $\sigma_2^2$  و کواریانس  $\sigma_{12}$  هستند.

1 Heckman

2 Selection Equatuion

3 Outcome Equation

علامت و مقدار ضرایب ممکن است در دو معادله، متفاوت از هم باشند. برای برآورد ضرایب، هکمن (۱۹۷۹) از رگرسیون زیر استفاده نمود:

$$y_i = x'_{1i}\beta_1 + \sigma_{12}\lambda_i + v_i \quad (9)$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

$\lambda_i$  عکس نسبت میلز<sup>۱</sup> یا لامبدا میلز<sup>۲</sup> است که از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$\lambda_i = \frac{\phi(x'_{2i}\beta_2)}{\Phi(x'_{2i}\beta_2)} \quad (10)$$

$$v_i = \varepsilon_{1i} - E\{\varepsilon_{1i} | x_i = h_i = 1\}$$

$\phi(0)$  نشانه‌ی تابع چگالی احتمال نرمال استاندارد و نشانه‌ی  $\Phi(0)$  تابع توزیع تجمعی برای یک متغیر تصادفی نرمال استاندارد می‌باشد. مقدار  $\lambda_i$  قابل مشاهده نیست. طبق فرض توزیع  $\varepsilon_{1i}$  مستقل از  $x_i$  و  $v_i$  و با  $x_{1i}$  و  $\lambda_i$  همبستگی ندارد. مقدار  $\lambda_i$  در مدل پروبیت با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی در مرحله‌ی اول برآورد می‌گردد و به مدل رگرسیون خطی اضافه می‌شود. با اضافه شدن متغیر مستقل  $\lambda_i$  (عکس نسبت میل) مدل رگرسیون خطی ناهمسانی واریانس را رفع کرده و پارامترها را بدون تورش و ساز و کار می‌سازد (گرین، ۲۰۰۳). برای آزمون نرمال بودن پسماند، پس از برآورد مدل هکمن دومرحله‌ای و تخمین پسماند، از طریق رسم نمودار توزیع پسماند برآورد شده و به منظور قضاوت دقیق‌تر، از آزمون شاپیرو-فرانسیس  $W'$  استفاده می‌گردد. اگرچه مدل هکمن دو مرحله‌ای توسط بسته‌های نرم‌افزاری مانند Stata به سادگی برآورد می‌شوند، اما تفسیر ضرایب برآورد شده به خصوص اینکه متغیرها در هر دو معادله‌ی انتخاب (میل به خرید و پرداخت) و معادله‌ی پی‌آمد (اقدام به پرداخت مبلغ اضافی) ظاهر شده باشند، می‌تواند گمراه‌کننده باشد. در این حالت اثر نهایی توسط ضرایب متغیرها به تنهایی بیان نمی‌شوند، بلکه می‌بایست از طریق توابع غیرخطی با در نظر گرفتن پارامترهای مدل انتخاب برای اصلاح اثر انتخابی محاسبه گردند. مقالات متعددی (سها و همکاران، ۱۹۹۷؛ سیگلمن، ژنگ، ۱۹۹۹؛ هافمن، کاسوف، ۲۰۰۵) در خصوص چگونگی اجرای این اصلاح وجود دارد. برای اجرای آزمون معنی‌داری در مدل هکمن دومرحله‌ای، دو گزینه‌ی روش دلتا<sup>۳</sup> و روش غیرپارامتریک بوت استرپ<sup>۴</sup> وجود دارد (وانس، ۲۰۰۶).

یکی از مواردی که در برآورد مدل‌ها مورد توجه می‌باشد، تفسیر ضرایب در معادله‌ی مقدار تمایل به پرداخت است. شاید به نظر می‌آید که با عنایت به اینکه معادله‌ی مقدار تمایل به پرداخت

1 Inverse of Mill's Ratio

2 Mills Lambda

3 Delta method

4 Nonparametric bootstrap method



به وسیله‌ی OLS برآورد شده تفسیر ضرایب ساده باشد؛ اما برای برخی از متغیرها ساده نخواهد بود. برای متغیرهایی که فقط در معادله‌ی تمایل به پرداخت آورده شده‌اند، ضرایب می‌تواند توسط اثر نهایی یک واحد تغییر در متغیر بر روی متغیر وابسته تفسیر گردند. اما اگر متغیر در هر دو معادله ظاهر شده باشد، ضرایب متغیرهای مستقل معادله‌ی پی‌آمد (معادله مقدار تمایل به پرداخت) تحت تاثیر متغیرهای مستقل مشابه در معادله انتخاب (تصمیم به پرداخت) خواهند بود. سیگلمن و ژنگ (۱۹۹۹)، برای محاسبه‌ی اثر نهایی اُمین متغیر بر روی مقدار انتظاری مشروط متغیر وابسته، فرمول زیر را پیشنهاد نمودند.

$$\frac{\partial E(Y|S^* > 0, X)}{\partial X_k} = \beta_k - \gamma_k \rho \sigma_\varepsilon \delta(-W\gamma) \quad (11)$$

که در آن  $Y$  متغیر وابسته،  $S^*$  متغیر پنهان برای متغیر وابسته انتخاب  $\beta_k$  و  $\gamma_k$  ضریب برآورد شده برای  $X_k$  در معادله‌ی انتخاب (میل به خرید و پرداخت)،  $\rho$  ضریب همبستگی بین جزء اخلاقی هر دو معادله (توسط نرم‌افزار محاسبه می‌گردد)،  $\sigma_\varepsilon$  ضریب جزء اخلاقی معادله‌ی مقدار تمایل به پرداخت (توسط نرم‌افزار محاسبه می‌گردد) و  $\delta(-W\gamma)$  تابع عکس نسبت میلز که می‌توانیم آن را محاسبه نماییم.

جامعه‌ی آماری تحقیق شامل خریداران مراجعه‌کننده به بازارهای تحت مدیریت سازمان میادین و سوپر مارکت‌های نزدیک این بازارها در شهر تهران بودند. جهت جمع‌آوری داده‌های مربوط به تمایل به پرداخت شرکت‌کنندگان در طرح، از تکنیک کارت پرداخت استفاده شد و پرسشنامه‌ها از طریق مصاحبه‌ی حضوری تکمیل گردیده و قبل از تکمیل نیز مورد آزمایش قرار گرفتند. پاسخ‌دهندگان به صورت تصادفی انتخاب شدند. در مطالعاتی که از روش تمایل به پرداخت استفاده می‌شود، الگوهای رایج تعیین حجم نمونه به کار برده نمی‌شود. میشل و کارسون (۱۹۸۹)، جدولی برای تعیین حداقل تعداد نمونه لازم برای سطوح مختلف اطمینان و خطای نسبی و میزان انحراف قابل قبول بین تمایل به پرداخت واقعی و تمایل به پرداخت تخمین زده شده برای این‌گونه مطالعات طراحی کردند. با توجه به جدول ۱ و بر اساس توصیه‌های به عمل آمده در این زمینه، در احتمال ۰.۹۵، اختلافی کمتر از ۰.۱۵٪ با تمایل به پرداخت واقعی وجود خواهد داشت و ۳۸۵ پرسشنامه لازم است. بنابراین در اسفندماه سال ۱۳۹۰ جهت اخذ نظرات شهروندان در مورد محصول سبزیجات سالم و با کیفیت در سطح شهر تهران، تعداد ۴۴۶ پرسشنامه تکمیل گردید.

### نتایج و بحث

بر اساس گزارش کارسون (۱۹۹۱)، تعداد نمونه‌ای که در یک مطالعه ارزش‌گذاری مشروط به سوالات مقدار تمایل به پرداخت پاسخ نمی‌دهند، می‌تواند در دامنه‌ی ۲۰ تا ۳۰٪ باشد (عبداللهی و

همکاران، ۱۳۹۰). در این مطالعه، پرسشنامه به خوبی توسط مصاحبه‌شوندگان پذیرفته شده و فقط ۳/۶٪ از کل مصاحبه‌شوندگان به سوالات تمایل به پرداخت جواب ندادند که تعداد کمی می‌باشند. تعداد ۱۶ پرسشنامه به دلیل نقایص در تکمیل آن از مطالعه حذف شده و در نهایت ۴۳۰ پرسشنامه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

به منظور قضاوت دقیق‌تر از آزمون‌های اسکینوس - کورتیوسیسی<sup>۱</sup> و شاپیرو-فرانسیا<sup>۲</sup> استفاده شده که با توجه به نتایج جداول ۲ و ۳ و شکل ۲، معنی‌دار نشدن مقدار احتمال برای فرضیه‌ی صفر مبنی بر رد کردن نرمال بودن پسماندها با شکست مواجه شده و بنابراین پسماندها دارای توزیع نرمال و انتخاب مدل پروبیت یا توبیت را می‌توان تایید کرد.

پس از برآورد مدل، نمایش نتایج به دو بخش بالایی مربوط به معادله پی‌آمد و بخش پایینی مربوط به معادله‌ی انتخاب تقسیم شده است (جداول ۵ و ۶). همانطوری که دیده می‌شود، تعدادی از متغیرها در هر دو معادله ظاهر شده‌اند و این امر باعث می‌شود تا تفسیر ضرایب ساده نباشد. از مواردی که در مدل حکمن دو مرحله‌ای باید به آن توجه نمود تعداد کل مشاهدات (۲۳۶) وارد شده به مدل می‌باشد که تعداد ۱۴ مشاهده سانسور شده ( $h=0$ ) است یعنی در برآورد مقدار تمایل به پرداخت، ما ۱۴ مشاهده را نخواهیم داشت. از دیگر نتایج می‌توان به مقدار  $\rho$  اشاره کرد. با توجه به مخالف صفرشدن مقدار  $\rho$  (۰/۹۲۳۴۷) و همچنین معنی‌دارشدن مقدار عکس نسبت میلز می‌توان نتیجه گرفت که ما باید از مدل انتخاب نمونه<sup>۳</sup> استفاده نماییم.

برای مشاهده‌ی رفتار خرید افراد در مورد سبزیجات سالم و با کیفیت، محل خرید و دلایل انتخاب بازارهای سازمان میادین تهران با توجه به برآورد مدل، از عوامل تاثیرگذار بر تصمیم به خرید می‌توان به وضعیت تاهل، وضعیت شغلی، درآمد افراد، داشتن گواهی عاری از آفت‌کش در محصول سبزی، داشتن برچسب اطلاعاتی در خصوص مواد مغذی و محل تولید اشاره کرد.

با عنایت به معنی‌دار شدن متغیرهای سن و جنسیت می‌توان گفت که این متغیرها در میزان تمایل به پرداخت افراد اثر گذار بوده و علامت منفی ضرایب متغیر سن و جنسیت نشان‌دهنده‌ی آن است که افراد با سن کمتر نسبت به افراد مسن‌تر تمایل به پرداخت بیشتری برای به‌دست آوردن محصول سبزی سالم و با کیفیت دارند و مردان نسبت به زنان حساسیت بیشتری به مساله سلامت داشته و تمایل به پرداخت مبالغ بالاتر از قیمت‌های بازاری دارند<sup>۴</sup>. علامت مثبت متغیر حضور

1 Skewness-Kurtosis tests

2 Shapiro-Francia W' test

3 Sample Selection

۱- از متغیرهای دموگرافیک در کلیه مطالعات مربوط به ارزش‌گذاری مشروط استفاده می‌شود که در مدل نیز لحاظ می‌گردد.

فرزندان زیر ۵ سال<sup>۱</sup> نشان از حساسیت بیشتر خانواده‌ها (دارای فرزندان زیر ۵ سال)، در مورد مساله سلامت فرزندان داشته و خانواده تمایل به پرداخت بیشتری برای محصول سبزی سالم و با کیفیت دارد. معنی دارنشدن سطح تحصیلات می‌تواند نشان‌دهنده‌ی آن باشد که درک افراد با تحصیلات بیشتر در مورد سلامت و باور آنها در خصوص ریسک ناشی از مبتلا شدن به امراض و بیماری‌ها از مصرف سبزیجات دارای باقیمانده سموم، فلزات سنگین و آفت‌کش‌ها آن‌طور که انتظار می‌رود، نیست. شاید علت دیگر، وجود این باور باشد که برنامه‌های مبارزه با آفات از طریق غیر از استفاده از مواد شیمیایی در تولید محصولات سالم و با کیفیت، تفاوتی با تولید محصولات معمولی نداشته و نمی‌توانند ریسک مبتلا شدن به بیماری‌ها را کاهش دهند؛ لذا پرداخت مبالغ اضافی لزومی ندارد. به نظر می‌رسد درآمد و شکل ظاهری سبزیجات، متغیرهایی باشند که بیشترین اثر را بر روی تمایل به پرداخت افراد و تغییر رفتار افراد نسبت به تمایل به پرداخت داشته باشند. علامت مثبت ضریب درآمد که در تمام مطالعات قبلی نیز به همین صورت بوده است، نشان می‌دهد که با افزایش درآمد افراد تمایل به پرداخت برای محصول سبزی با کیفیت افزایش می‌یابد. افزایش یک واحد در گروه درآمدی (یعنی تغییر از سطح درآمدی ۱ به ۲ و یا ۲ به ۳ و ...)، میزان تمایل به پرداخت را به میزان ۷۶/۶ ریال افزایش می‌دهد. این یافته در راستای نتایج تحقیقات قبلی مانند رگمی و گهل‌هار (۲۰۰۵) است.

معنی دار بودن متغیر شکل ظاهری را می‌توان اینگونه تفسیر نمود که هنوز در بین سایر خصوصیات محصول، موثرترین خصوصیت فیزیکی، شکل ظاهری است که ذهنیت افراد را در هنگام ارزش‌گذاری تحت تاثیر قرار داده و اثر مثبت بر افزایش تمایل به پرداخت افراد دارد. معنی دار نبودن متغیر داشتن گواهی فاقد باقیمانده آفت‌کش در سبزیجات سالم و با کیفیت، می‌تواند ناشی از عدم ایجاد اطمینان گواهی‌های صادره قبلی در مصرف‌کنندگان باشد و به احتمال زیاد نخواهد توانست تمایل افراد را به پرداخت مبالغی بالاتر از قیمت‌های بازاری ترغیب نماید. داشتن اطلاعات در خصوص مضرات آفت‌کش‌ها معنی‌دار نبوده که می‌تواند به علت دقیق نبودن اطلاعات ارائه شده در سئوالات باشد. برای محاسبه‌ی مقدار متوسط تمایل به پرداخت پس از تخمین مدل، می‌توان با استفاده از دستور Adjust در نرم افزار STATA به‌سادگی متوسط کل تمایل به پرداخت برآوردی را به‌دست آورد که نتیجه‌ی حاصله مقدار آن را برابر ۲۲۱۹/۹ ریال محاسبه نموده است.

۲- مطالعات گذشته نشان داده است، خانواده‌هایی که دارای فرزندان زیر ۵ سال می‌باشند حساسیت بیشتری در خصوص خرید محصولات سالم، ارگانیک و... دارند.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نظر کلی آن ست که پاسخ‌دهندگان حاضر به پرداخت مبالغی بالاتر از قیمت‌های بازاری برای افزایش کیفیت می‌باشند به طوری که ۹۶/۹ درصد پاسخ‌دهندگان حاضر به پرداخت اضافه‌تر بودند. در این تحقیق متوسط میزان تمایل به پرداخت برابر ۲۲۲۰ ریال محاسبه گردید که ۳۰ درصد بالاتر از قیمت بازاری برای سبزیجات معمولی است.

نتایج جداول ۵ و ۶ نشان می‌دهند که متغیرهای<sup>۱</sup> سن، جنسیت، درآمد عوامل اثرگذار بر میزان تمایل به پرداخت و متغیرهای وضعیت تاهل و اشتغال، درآمد، داشتن گواهی عاری از آفت‌کش، برچسب اطلاعاتی در خصوص مواد مغذی محصول و محل تولید<sup>۲</sup> بر میل به خرید مؤثر می‌باشند. بیشترین تاثیر مثبت بر مقدار تمایل به پرداخت مربوط به متغیرهای سطح درآمدی و شکل ظاهری و در میل به خرید، متغیرهای داشتن گواهی عاری از آفت‌کش و برچسب مواد مغذی می‌باشند. تاثیر متفاوت ویژگی‌های عینی محصولات در این تحقیق به خوبی قابل مشاهده است. متغیر داشتن گواهی عاری از آفت‌کش و برچسب‌های اطلاعاتی مواد مغذی و محل تولید در بخش تصمیم به خرید نقش داشته و از این جهت می‌تواند در تمایل به پرداخت تأثیرگذار باشد. نقش چنین متغیرهایی در تغییر ترجیحات افراد و نگرش آنها در روی آوردن به مصرف چنین محصولاتی از اهمیت برخوردار است.

ایجاد بازار این محصولات علاوه بر کمک به سلامت و بهداشت غذایی شهروندان، از نظر اقتصادی نیز بسیار سودآور بوده و می‌تواند با توجه به ارزش اقتصادی، عرضه‌کنندگان این محصولات را نسبت به سایر مراکز عرضه‌ی خرده‌فروشی متمایز نموده و در جلب رضایت شهروندان و مشتریان قدم بردارد. همچنین با توجه به کمبود وجود مراکزی جهت ارائه‌ی گواهی و صدور برچسب برای محصولات سالم، سرمایه‌گذاری بر روی این شرکت‌ها می‌تواند باعث اطمینان بیشتر مشتریان به محصولات سالم گردد.

از آنجایی که طرف تقاضای محصولات یکی از اجزاء شبکه‌سازی محصولات کشاورزی است، پیشنهاد می‌گردد که در تحقیقات آتی بر روی اجزاء دیگر شبکه‌ی عرضه سبزیجات سالم مطالعاتی انجام پذیرد تا در ایجاد مسیر کارای بازاریابی این محصولات کمک شود. این امر علاوه بر آثار مطلوب اقتصادی در حفاظت از محیط زیست و سلامت جامعه نقش مؤثری دارد.

۱- انتخاب این متغیرها بر اساس مطالعات گذشته می‌باشد.

۲- مطالعه مربوط به شهر تهران است. در حال حاضر کارخانه‌هایی وجود دارند که سبزیجات سالم را از مناطق مختلف کشور خریداری و با نوعی بسته‌بندی خاص عرضه می‌نمایند.

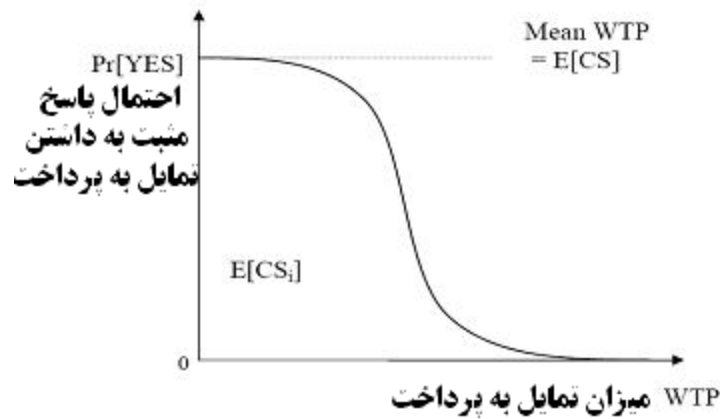
## فهرست منابع

۱. اکبری، ن. شجری، ه. و بیدارم، ر. ۱۳۸۶، برآورد تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان خودرو برای قیمت بنزین، استفاده از روش ارزش‌گذاری، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹: ۴۲-۴۴.
۲. عبدالمهدی ب، راحلب ح، ساجدی‌نیا، ع. ۱۳۹۰، برآورد تمایل به پرداخت و عوامل مؤثر بر آن در میان بازدیدکنندگان منطقه‌ی تفرجی سردابه استان اردبیل، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد سوم، شماره دو، ۳۷-۵۹.
۳. قربانی، م. و دریجانی، ع. ۱۳۸۸، بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری کشاورزان در ماشین‌های کشاورزی، کاربرد روش حکمن، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد شانزدهم، شماره چهارم، ۳-۶.
۴. نجفی ب، کاظم نژاد م. ۱۳۸۳، بازاریابی محصولات کشاورزی در ایران، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، تهران، وزارت جهاد کشاورزی
5. Ateman I.J. and R.K. Turner (1993), Valuation of environment, methods and techniques: The contingent valuation method. Sustainable environmental economics and management. Principles and practice. London. Belhaven Press: 120– 191.
6. Bishop R.C. and T.A. Heberlein (1979), Measuring values of extra-market goods: are indirect measures biased? American Journal of Agricultural Economics; 61:26– 30.
7. Bonyla, T. (2010), Analysis of consumer preferences toward 100% fruit packages and labels, Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College, The Department of Agricultural Economics and Agribusiness:6-31.
8. Boyle K.J., F.R. Johnson, D.W. McCollum, W.H. Desvousges, R. Dunford and S. Hudson (1996), Valuing public goods: discrete versus continuous contingent-valuation responses. Land Economics, 72: 381– 396.
9. Carson R.T., N.E. Flores, K.M. Martinan and J.L. Wright (1996), Contingent valuation and revealed preference methodologies: comparing the estimates for quasi-public goods. Land Economics, 72: 80–99.
10. Davis R. (1963), The value of outdoor recreation: an economic study of the marine woods. PhD Thesis. Harvard University.

11. Desvousges WH., FR. Johnson, RW. Dunford, KJ. Boyle, SP. Hudson and N. Wilson (1993), Measuring natural resource damages with contingent valuation: tests of validity and reliability. In Hausman JA. Editor. Contingent valuation: a critical assessment. Amsterdam: North Holland; 91– 159.
12. Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, Fifth Edition, Prentice Hall.
13. Grunert, K.G. (2005), Food quality and safety: consumer perception and demand. *European Review of Agricultural Economics*; 32(3): 369-391.
14. Haffmann, R. and A.L. Kassouf (2005), Deriving conditional and unconditional marginal effect in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. *Applied Economics*; 37:1303-1311
15. Hanemann, MW. (1994), Valuing the environment through contingent valuation. *Journal of Economic Perspectives*; 8:19– 43.
16. Hanemann, MW. and B. Kanninen (1999), The statistical analysis of discrete-response CV data. In: Bateman IJ, Willis KG, editors. *Valuing environmental preferences*. Oxford: Oxford Univ. Press; 302–441.
17. Hanemann, MW. JB. Loomis and BJ. Kanninen (1991), Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *American Journal of Agricultural Economics*; 73:1255–63.
18. Heckman, J. (1976), The common structure of statistical of truncation, sample selection and limited dependent variable and a simple estimator for such models; *Journal of economics and social measurement*; 5: 475-492.
19. Hicks J. (1946), *Value and capital*. Oxford: Oxford University. Press.
20. ISO (International Organization for Standardization) (2005), *ISO 9000:2005 Quality management systems, fundamentals and vocabulary*. ISO, Geneva, Switzerland.
21. Mitchell RC. and RT. Carson (1989), *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Washington DC. Resource for the Future.
22. Nigigi, MW. JJ. Okella, C. Lagarkvist, N. Karanja, and J. Mburu (2010), *Assessment of developing country urban consumer*,

- willingness to pay for quality of leafy vegetables, the case study of middle and high income consumer in Nairobi, Kenya, paper prepared for presentation at 48th agricultural economists association of South Africa (AEASA) conference, Cape Town, South Africa, September 19-23; 1-21.
23. Oude Ophuis, PAM. and HCM. Van Trijp (1995), Perceived quality. A market driven and consumer oriented approach. *Food Quality and Preference*; 6(3): 177-183.
  24. Randall A., B. Ives and C. Eastman (1974), Bidding games for valuation of aesthetic environmental improvements. *Journal of Environmental Economics and Management*; 1: 132-149.
  25. Regmi A. and M. Gehlhar (2005), Processed food trade pressured by evolving global supply chains. *Amber waves. Issue. USDA/ERS*.
  26. Saha, A., O. Capps and PJ. Byrne (1997), Calculating marginal effect in models for zero expenditure in household budgets using Heckman-type correction. *Applied Economics*; 29:1311-1316.
  27. Siggelman, L. and L. Zeng (1999), Analyzing censored and sample-selection data with tobit and Heckman models. *Political Analysis*; 8:167-182.
  28. Swickard, K. (2005), Analyzing consumer willingness to pay for snack pea can product, A thesis submitted to the graduate faculty of the university of Georgia in partial fulfillment of the requirements for the degree master of science.
  29. Vance, C. (2006), Marginal effect and significance testing with Heckman's sample selection model: A methodological note, *Rheinisch-Westfalisches fur Wirtschaftsforschung (RWI Essen), Hohenzollernstrabe 1-3, 45128 Essen, Germany*.
  30. Walsh RG., JB. Loomis and RA. Gillman (1984), Valuing option, existence and bequest demands for wilderness. *Land Economics*; 60: 14 – 29.

پیوست‌ها



شکل ۱: مازاد مصرف‌کننده انتظاری که برابر میانگین تمایل به پرداخت می‌باشد

جدول ۱- حداقل تعداد نمونه لازم در سطوح مختلف اطمینان و خطای نسبی و میزان انحراف قابل قبول بین تمایل به پرداخت واقعی و تمایل به پرداخت.

D=0.20	D=0.15	D=0.10	D=0.05	
۱۶۱	۲۸۶	۶۴۳	۲۵۷۱	$v=1.5, a=0.10$
۲۱۷	۳۸۵	۸۶۵	۳۴۵۸	$v=1.5, a=0.05$
۲۸۶	۵۰۸	۱۱۴۳	۴۵۷۰	$v=2, a=0.10$
۳۸۵	۶۸۳	۱۵۳۷	۶۱۴۷	$v=2.5, a=0.05$
۴۴۷	۷۹۴	۱۷۸۶	۷۱۴۱	$v=2.5, a=0.10$
۶۰۱	۱۶۰۸	۲۴۰۱	۹۶۰۴	$v=2.5, a=0.05$

مأخذ: عسکری ۱۳۷۹ به نقل از اکبری و همکاران (۱۳۸۳)

$V$  = خطای نسبی  $a$  = سطح اطمینان

$D$  = عبارت است از تفاوت بین تمایل به پرداخت واقعی و تخمین زده شده که به صورت درصدی از تمایل به پرداخت واقعی بیان شده است.

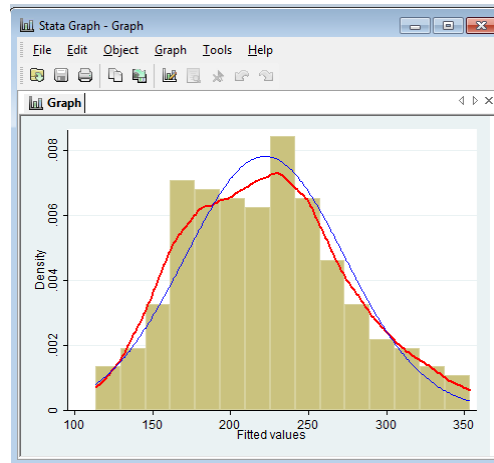


جدول ۲- آزمون اسکینس- کورتیوسیس

آزمون	متغیر	احتمال (چولگی)	احتمال (کشیدگی)	adj chi2	Prob>chi2
اسکینس - کورتیوسیس	Residualhat	۰/۰۸۴	۰/۳۱۹	۴/۰۲	۰/۱۳۴۰

جدول ۳- آزمون شاپیرو - فرانسیا

آزمون	متغیر	تعداد مشاهدات	$W'$	V	آماره Z	Prob>z
شاپیرو-فرانسیا	Residualhat	۲۳۰	۰/۹۹۰۷۲	۱/۶۸۲	۱/۱۰۹	۰/۱۳۳۶۳



شکل ۲- توزیع پسماندها

جدول ۴- توصیف متغیرها

متغیرها	اختصار	نوع متغیرها	توصیف
محل خرید	<i>In-out</i>	<i>Nominal</i>	(۱) داخل بازارهای سازمان (۲) بیرون بازارهای سازمان
سن	<i>Age</i>	<i>Nominal</i>	(۱) ۱۸ تا ۲۴ (۲) ۲۵ تا ۳۹ (۳) ۴۰ تا ۵۴ (۴) ۵۵ تا ۶۴ (۵) بالاتر از ۶۵
جنسیت	<i>Sex</i>	<i>Nominal</i>	(۱) مرد (۲) زن
سطح تحصیلات	<i>Edu</i>	<i>Nominal</i>	(۱) زیردیپلم (۲) دیپلم (۳) لیسانس (۴) فوق لیسانس (۵) بالاتر از فوق لیسانس
وضعیت تاهل	<i>Mar</i>	<i>Nominal</i>	(۱) متأهل (۲) مجرد
وضعیت شغلی	<i>Emply</i>	<i>Nominal</i>	(۱) شاغل (۲) خانه‌دار (۳) بازنشسته (۴) بیکار (۵) آزاد
تعداد خانوار	<i>Fml_size</i>	<i>Nominal</i>	(۱) دو نفر (۲) سه نفر (۳) چهار نفر (۴) پنج نفر (۵) بالای پنج نفر (۶) یک نفر
تعداد فرزندان زیر ۵ سال	<i>Chil_u5</i>	<i>Scale</i>	(۱) یک (۲) دو (۳) بالای دو (۴) بدون فرزند
سطح درآمدی (میلیون تومان)	<i>Incom</i>	<i>Nominal</i>	(۱) زیر ۰.۵ (۲) ۰.۵ تا ۱ (۳) ۱ تا ۱.۵ (۴) ۱.۵ تا ۲ (۵) بالای ۲
دفعات خرید	<i>Frqbuy</i>	<i>Nominal</i>	(۱) روزانه (۲) بیش از یکبار در هفته (۳) یکبار در هفته (۴) هر دو هفته یکبار (۵) یکبار در ماه (۶) کمتر از یکبار در ماه
شکل ظاهری	<i>Shape</i>	<i>Ordinal</i>	(۱) بسیار پراهمیت (۲) پراهمیت (۳) تا حدودی (۴) کم اهمیت (۵) بسیار کم اهمیت
تازگی	<i>Fresh</i>	<i>Ordinal</i>	(۱) بسیار پراهمیت (۲) پراهمیت (۳) تا حدودی (۴) کم اهمیت (۵) بسیار کم اهمیت
گواهی فاقد آفت کش	<i>Pestfrecert</i>	<i>Ordinal</i>	(۱) بسیار پراهمیت (۲) پراهمیت (۳) تا حدودی (۴) کم اهمیت (۵) بسیار کم اهمیت
برچسب اطلاعات مواد مغذی	<i>Inglab</i>	<i>Ordinal</i>	(۱) بسیار پراهمیت (۲) پراهمیت (۳) تا حدودی (۴) کم اهمیت (۵) بسیار کم اهمیت
برچسب اطلاعات محل تولید	<i>Loclab</i>	<i>Ordinal</i>	(۱) بسیار پراهمیت (۲) پراهمیت (۳) تا حدودی (۴) کم اهمیت (۵) بسیار کم اهمیت
نگرانی از عوارض ناشی از باقیمانده سموم	<i>Know</i>	<i>Nominal</i>	(۱) بله (۰) خیر
شاخص عوامل بازدارنده خرید	<i>Avdf</i>	<i>Scale</i>	
شاخص عوامل تحریک کننده خرید	<i>Stmf</i>	<i>Scale</i>	
تمایل به خرید	<i>LTB</i>	<i>Nominal</i>	(۱) بله (۰) خیر
میزان تمایل به خرید	<i>WTP</i>	<i>Scale</i>	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

## جدول ۵- نتایج تخمین مدل هکمن دومرحله‌ای (دو مرحله در یک جدول آمده است)

نتایج برآورد الگوی خطی مقدار تمایل به پرداخت سبزیجات برگی سالم و با کیفیت ( $WTP_v$ )

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z
ثابت	۳۳۱/۱۶	۸۹/۸۵	۳/۶۹
سن	-۱۹/۲۰*	۷/۴۹	-۲/۵۶
جنسیت	-۴۵/۵۵*	۱۶/۲۴	-۲/۸۰
تحصیلات	۲/۷۷	۸/۴۶	۰/۳۳
درآمد فرد	۲۱/۰۸*	۸/۲۸	۲/۵۵
شکل ظاهری محصول	۹/۶۰***	۵/۶۷	۱/۶۹
تازگی	-۱۱/۳۵***	۶/۵۱	-۱/۷۴
داشتن گواهی عاری از آفت‌کش	-۱۰/۴۰	۶/۵۹	-۱/۵۸
برچسب اطلاعاتی مواد مغذی	-۷/۶۳	۶/۴۴	-۰/۱۹
برچسب اطلاعات محل تولید	-۰/۲۶	۸/۰۷	-۰/۰۳
داشتن آگاهی از عوارض ناشی از آفت‌کش‌ها در سبزیجات	-۲/۲۳	۲۴/۶۲	-۰/۰۹
شاخص عوامل بازدارنده خرید	۱۰/۰۷	۷/۲۴	۱/۴۷
شاخص عوامل تحریک‌کننده خرید	۳/۰۵	۱۸/۶۴	۰/۱۶
میلز لامبدا	۱۰/۱۲۳***	۵۸/۳۳	۱/۷۴

نتایج برآورد الگوی پروبیت برای تصمیم به خرید سبزیجات برگی سالم و با کیفیت ( $LTB_v$ )

ثابت	۶/۲۶	.	.
محل خرید (بازارهای تحت مدیریت سازمان میادین و بیرون از آن)	۰/۰۸	۰/۴۳	۰/۱۹
سن	۰/۱۰	۰/۲۳	۰/۴۵
جنسیت	-۰/۹۶	۰/۶۵	-۱/۴۹
وضعیت تاهل	۸/۳۱*	۳/۰۳	۲/۷۴
تحصیلات	۰/۲۵	۰/۳۴	۰/۷۵
وضعیت اشتغال	-۰/۵۵**	۰/۲۸	-۱/۹۷
تعداد خانوار	۰/۰۲	۰/۱۵	۰/۱۵
درآمد فرد	۱/۱۳**	۰/۵۴	۲/۰۹
شکل ظاهری محصول	-۰/۱۵	۰/۱۶	-۰/۹۴
تازگی	-۰/۰۸	۰/۱۶	-۰/۵۱

۱۵۰ تعیین میزان تمایل به پرداخت جهت خرید سبزیجات سالم از سوی شهروندان...

-۲/۵۴	۰/۲۶	-۰/۵۸*	داشتن گواهی عاری از آفتکش
-۲/۶۵	۰/۲۲	-۰/۵۸*	برچسب اطلاعاتی مواد مغذی
	۰/۲۸	۱*	برچسب اطلاعات محل تولید
Rho=0.9234			Wald chi2=58.23
Sigma=109.61615			Prob>chi2= 0.0001

مأخذ: یافته‌های تحقیق

\*\*\*، \*\*، \* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد می‌باشد.

جدول ۶- محاسبه ضرایب رگرسیون خطی پس از اصلاح اثر انتخاب

متغیر	ضرایب جدید پس از محاسبه	خطای استاندارد	حداقل	حداکثر
سن	-۲۰/۴۳	۲/۰۶	-۲۹/۱۳	-۱۹/۱۹
جنسیت	-۳۴/۱۵	۱۹/۰۷	-۴۵/۵۵	۴۶/۲۸
داشتن فرزند زیر ۵ سال	۱۶/۵۷	۱۱/۶۶	۹/۶۱	۶۵/۷۵
تحصیلات	-۰/۲۳	۵/۰۲	-۲۱/۴۲	۲/۷۷
درآمد فرد	۷/۶۶	۲۲/۴۵	-۸۶/۹۹	۲۱/۰۸
شکل ظاهری محصول	۱۱/۴۲	۳/۰۵	۹/۶۰	۲۴/۳۰
تازگی	-۱۰/۳۷	۱/۶۳	-۱۱/۳۷	-۳/۵۰
داشتن گواهی عاری از آفتکش	-۲/۷۰	۱۲/۸۹	-۱۰/۴۰	۵۱/۶۸
برچسب اطلاعاتی مواد مغذی	-۰/۸۵	۱۱/۴۲	-۷/۶۷	۴۷/۳۲
برچسب اطلاعات محل تولید	-۱۲/۱۱	۱۹/۸۳	-۹۵/۷۳	-۰/۲۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق