

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و پنجم، شماره ۹۹، پاییز ۱۳۹۶

## بررسی عوامل کیفی مؤثر بر قیمت قارچ‌های خوراکی

(مطالعه موردی: منطقه شش شهرداری تهران)

محمد قربانی<sup>۱</sup>، ساسان ترابی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۶/۱۲

### چکیده

در این مطالعه با استفاده از مدل لاجیت ترتیبی به شناسایی مؤلفه‌های کیفی مؤثر بر قیمت قارچ‌های خوراکی پرداخته شد. به این منظور، از طریق تکمیل پرسش‌نامه و مصاحبه حضوری، اطلاعات ۱۴۸ خانوار منطقه شش شهرداری تهران جمع‌آوری شد. نتایج نشان داد متغیرهای سفیدی قارچ، دارا بودن بسته‌بندی، اندازه ساقه و نوع قارچ با تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای گوشتی بودن قارچ و پوسیدگی با تأثیر منفی و معنی‌دار بر قیمت قارچ مؤثرند. با توجه به نتایج، زمینه‌سازی برای ایجاد واحدهای تولیدی در نزدیکی بازار مصرف، استفاده از ابزارهای بازاریابی مناسب نظیر بسته‌بندی و گرایش به تولید قارچ دکمه‌ای به فعالان این عرصه پیشنهاد شد.

طبقه‌بندی JEL: Q10، Q12

۱. استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول) ghorbani@um.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، پردیس بین‌الملل دانشگاه فردوسی مشهد

sassan\_torabi@yahoo.com

کلید واژه‌ها:

الگوی لاجیت ترتیبی، تهران، قارچ، قیمت گذاری کیفی

مقدمه

قارچ خوراکی جایگاه ویژه‌ای از نظر ارزش غذایی در بین محصولات کشاورزی در سراسر جهان دارد و در سال‌های اخیر مصرف آن افزایش یافته است. ارزش غذایی بالا، طعم و مزه مطلوب و سرعت و سهولت آشپزی با قارچ دلیل افزایش استقبال مردم از آن می‌باشد. قارچ خوراکی سرشار از انواع ویتامین‌ها، پروتئین، چربی‌های محلول و کالری است. این ویژگی‌ها باعث شده است قارچ در سبد غذایی همه افراد حتی افراد دارای رژیم‌های خاص غذایی نیز قرار گیرد (۱۷).

پرورش قارچ‌های خوراکی در ایران طی سال‌های اخیر توسعه چشمگیری هم از نظر تولید و هم از منظر روش‌های پرورش داشته است. از آنجا که در ایران زمینه لازم برای توسعه بیشتر این فعالیت وجود دارد، سرمایه‌گذاری در این بخش می‌تواند نقش بسزایی در اشتغال‌زایی و تأمین نیازهای داخلی داشته باشد. آمارها نشان می‌دهد، اگرچه پرورش قارچ طی سال‌های گذشته افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته، اما به هیچ عنوان کافی نبوده و تعداد شاغلان این بخش در کل کشور هنوز در حدود ۶ هزار نفر هستند (۳۹). از طرف دیگر تولیدکنندگان نیز با مشکل بسته‌بندی و قیمت بازار مواجه هستند که باعث نارضایتی آنها شده است. ایران با داشتن ۳۲ هکتار سطح زیر کشت قارچ، یازدهمین تولیدکننده قارچ خوراکی در دنیا میان ۶۲ کشور فعال در این زمینه می‌باشد (۳۹).

به طور کلی تولید قارچ مزایایی مثل استفاده بهینه از محصولات فرعی کشاورزی همچون کلش گندم و کلش برنج و عدم نیاز به واردات نهاده‌ها از خارج کشور و جلوگیری از خروج ارز، کوتاه‌بودن دوره پرورش، قابلیت کشت در تمامی فصول، قابلیت کشت طبقه‌ای، اشتغال‌زایی و مصرف محدود آب برای کشت و پرورش محصول می‌باشد (۳۶). علی‌رغم وجود مزایای اقتصادی فراوان، تولید قارچ، نیازمند تکنولوژی مناسب، تخصص و دانش

بررسی عوامل کیفی.....

مربوطه و وجود تأسیسات و امکانات کافی می‌باشد، در نتیجه هزینه نسبتاً قابل توجهی در زمینه سرمایه‌گذاری برای تولید این محصول وجود دارد و با توجه به هزینه‌بر بودن صنعت تولید قارچ‌های خوراکی، موفقیت در این زمینه نیازمند وجود مدیریت اصلی واحد تولیدی می‌باشد و عدم وجود آگاهی‌های مربوطه در این زمینه، ممکن است تولیدکننده را با مشکلات مختلف مواجه کرده و یا حتی به مرز شکست اقتصادی نزدیک سازد (۱۷).

کشت قارچ می‌تواند یک فرصت مناسب در آمدی برای خانوارها و کشاورزان بدون نیاز به زمین فراوان باشد (۵). همچنین تولید قارچ در کشورهایی که با مشکل خشکسالی مواجهند، می‌تواند موجب حفاظت آب و خاک شود (۱۱). اگر چه در کشورهای در حال توسعه مصرف قارچ در حال افزایش می‌باشد، ولی به علت فقدان زمین‌های قابل کشت و مشکل خشکسالی و قیمت نامناسب قارچ، تولید این محصول در حال رشد نمی‌باشد (۵).

میزان متوسط تولید قارچ در جهان ۸۹۹۴۱۹۳۹ تن در سال ۲۰۱۳ بوده که کشور هلند و چین به ترتیب با تولید ۴۶۱۴۲۸۵۷ و ۴۳۷۹۹۰۴۵ تن به عنوان بزرگ‌ترین تولیدکنندگان قارچ‌های خوراکی به شمار می‌روند که به ترتیب سهمی برابر ۵۱ و ۴۸ درصد از تولیدات جهانی را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین میزان تولید قارچ خوراکی در ایران ۱۱۸۷۷۵ تن بوده که معادل ۰/۰۱ درصد از تولیدات جهانی می‌باشد (۱۶).

بر اساس گزارش جلد دوم آمارنامه محصولات کشاورزی (۴)، ۲۲ واحد قارچ صدفی و ۹۲۰ واحد تولید قارچ دکمه‌ای در کشور وجود دارد که ظرفیت تولید اسمی و واقعی قارچ صدفی به ترتیب ۱۰۲۶ و ۹۳۴ تن در سال و این مقادیر برای قارچ دکمه‌ای به ترتیب ۱۷۲۷۱۳ و ۱۱۷۸۴۱/۳ تن در سال می‌باشد. استان تهران با میزان تولید واقعی ۳۱۳۷۶ تن در سال ۱۳۹۳ به عنوان برترین تولیدکننده کشور محسوب می‌شود. بعد از آن، استان‌های البرز و اصفهان نیز به ترتیب با تولید واقعی ۲۵۴۰۴ و ۸۳۶۴ تن در سال به عنوان دومین و سومین تولیدکننده برتر قارچ‌های خوراکی به شمار می‌روند. سهم استان تهران، البرز و اصفهان از تولید کشور به ترتیب ۲۶/۵، ۲۱/۴ و ۷ درصد می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، استان تهران قطب تولید قارچ‌های خوراکی و به خصوص قارچ دکمه‌ای به شمار می‌رود (۳۹).

پرورش انواع قارچ در اقتصاد کشاورزی استان تهران با دارا بودن بیش از یک پنجم سهم تولید کشور می‌تواند به عنوان یک منبع بالقوه درآمدی و اشتغال محسوب شود و حتی از مهاجرت جلوگیری نماید. نکته دیگر اینکه پس از برداشت قارچ، به دلیل حساسیت زیاد قارچ و کم‌بودن قابلیت نگهداشت آن در سردخانه از کیفیت قارچ تولیدی کاسته شده و سبب می‌شود مصرف‌کنندگان این ماده خوراکی با ارزش را از سبد مصرفی کالاهای خوراکی خود خارج نمایند. پس یکی از نکات مهم، توجه به علایق و سلیق مصرف‌کنندگان قارچ می‌باشد؛ زیرا عنصر تعیین‌کننده اقبال مصرف‌کنندگان به سمت قارچ‌های خوراکی ویژگی‌های کیفی آن است که در قیمت آن ظهور می‌یابد و در قالب قیمت‌گذاری کیفی به آن پرداخته می‌شود.

الگوی قیمت‌گذاری کیفی اولین بار توسط کورت (۱۲) معرفی شد و توسط لانکستر (۲۵)، روزن (۳۳) و لد و زوبر (۲۴) برای اندازه‌گیری ارزش ضمنی ویژگی‌های کالاهای ناهمگن مورد استفاده قرار گرفت. ارزش این الگو در این است که قیمت پرداختی برای یک کالای ناهمگن را به اجزای جداگانه‌ای، که مربوط به ویژگی‌های کالاست، تقسیم می‌نماید. در واقع، این الگو نشان می‌دهد که چقدر از قیمت پرداختی یک کالا مربوط به هر کدام از ویژگی‌های کیفی آن است (۱۴). مثلاً این الگو نشان می‌دهد چقدر از قیمت پرداختی برای قارچ‌های خوراکی مربوط به رنگ و یا اندازه آن است. این الگو همچنین نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان حاضرند چقدر بیشتر برای قارچ‌های درجه یک در مقایسه با قارچ‌های درجه دو بپردازند. بنابراین الگوی قیمت‌گذاری کیفی یک رتبه‌بندی ترجیحات برای سطح مختلف یک ویژگی خاص و درجه اهمیت آن ویژگی فراهم می‌آورد. جذاب‌ترین کاربرد این الگو این است که می‌تواند ارزش پولی سطوح متفاوت یک ویژگی را نشان دهد (۲۹).

در رابطه با بررسی عوامل کیفی مؤثر بر قیمت قارچ خوراکی در ایران مطالعه جامعی صورت نگرفته است و اکثر مطالعات در رابطه با خواص قارچ خوراکی و همچنین قیمت‌گذاری کیفی<sup>۳</sup> محصولات یا خدمات دیگر بوده است. به همین منظور، در ادامه به برخی از این مطالعات که ارتباط بیشتری با موضوع حاضر دارند، پرداخته می‌شود.

3. Hedonic Pricing (HP)

بررسی عوامل کیفی.....

رحمانی و حاجی‌رحیمی (۳۲) به بررسی تأثیر ویژگی‌های کیفی بر قیمت‌گذاری زمین‌های کشاورزی شهرستان سنندج پرداختند و نشان دادند موقعیت استراتژیک و شیب بر قیمت زمین‌های کشاورزی تأثیر معنی‌داری دارد.

پیش‌بهار و خیری نتاج فیروزجاه (۳۱) نشان دادند خصوصیات کیفی پنیر، میزان چربی، نمک، ماده خشک موجود در پنیر، پروتئین و نوع بسته‌بندی به عنوان مهم‌ترین عوامل در قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان می‌باشد. همچنین میزان چربی، ماده خشک، نوع بسته‌بندی و طعم مهم‌ترین خصوصیات مؤثر بر قیمت ماست ارزیابی گردید و نهایتاً مشخص شد قیمت شیر تحت تأثیر میزان چربی، ماده خشک، اسیدیته، رنگ بسته‌بندی و طعم آن می‌باشد.

امیرنژاد و مجتهدی (۶) در مطالعه خود نشان دادند متغیرهای مساحت زمین، کیفیت زمین و فاصله تا راه آهن بر قیمت زمین اثر مثبت و متغیرهای فاصله تا جنگل، فاصله تا مرکز شهر و فاصله تا نزدیک‌ترین جاده اصلی با تأثیر منفی بر ارزش زمین‌های کشاورزی نقش دارند.

دوران‌دیش و همکاران (۱۴) با استفاده از الگوی قیمت‌گذاری کیفی در خراسان جنوبی نشان دادند که پفکی و خوش‌رنگ بودن زرشک و همچنین آگاهی مصرف‌کنندگان از خواص این محصول تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت زرشک دارد. در این مطالعه تأثیر بسته‌بندی و نشان تجاری بر قیمت زرشک از نظر آماری معنی‌دار نبود.

قربانی و خواجه‌روشنایی (۲۰) عوامل مؤثر بر تقاضای عسل در مشهد را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند نوع عسل (بدون موم)، بسته‌بندی، رنگ، بو و ممتد بودن عسل تأثیر مثبت در قیمت و شیرینی عسل، وجود گرد و غبار و کثیفی در آن تأثیر منفی در قیمت می‌گذارند.

آقاپور صباغی (۳) نشان داد که در بین خصوصیات کیفی پنیر میزان چربی، نمک، سختی بافت و نوع بسته‌بندی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان استان

تهران هستند. لذا سیاست‌های حمایتی دولت در زمینه افزایش توان تولید داخلی و افزایش مصرف سرانه باید همگام با تولید پنیرهای مناسب ذائقه و مطلوبیت مصرف کنندگان باشد.

قربانی و میربمانی (۲۱) نشان دادند اندازه، رنگ (تیره)، درجه خلوص، درجه پخت، مزه و بسته‌بندی لوبیا با قیمت آن در بین خانوارهای مشهدی رابطه مثبت و درصد شکستگی لوبیا با قیمت آن رابطه منفی دارد.

قربانی (۱۸) اذعان داشت رابطه متغیرهای عطر برنج، درجه خلوص، نوع برنج و کشیدگی دانه پس از پخت با قیمت مثبت و رابطه فاکتورهای چسبندگی دانه و شکستگی آن با قیمت منفی است.

سون بیم و همکاران (۳۸) در چین نشان دادند، عوامل کیفی نظیر فضای مناسب، انواع مختلف غذا بر تمایل به پرداخت مصرف کنندگان رستوران‌ها تأثیر معنی‌داری دارد.

مارتینز گارمندیا (۲۹) نشان داد متغیرهای نشان تجاری، نوع طعم دهنده نوشابه، نوع مواد شیرین به کار رفته در نوشابه، مقدار نوشابه داخل هر بسته، تعداد بسته‌های موجود در هر جعبه، نوع بسته‌بندی (شیشه، بطری پلاستیکی و قوطی فلزی)، فصل سال و فروشنده‌های نوشابه در آن عرضه می‌شود بر قیمت نوشابه در آمریکا مؤثرند.

دالتون (۱۳) به بررسی ویژگی‌های کیفی بر قیمت‌گذاری برنج در آفریقا پرداخت و نشان داد ارتفاع بوته، رنگ دانه و طول دانه بر قیمت برنج تأثیر معنی‌داری دارد. لانگیتو و همکاران (۲۶) در کامرون و غنا نشان دادند که اندازه دانه، رنگ و بافت پوسته لوبیا چشم بلبلی بر قیمت آن مؤثر می‌باشد. کارو (۱۰) با استفاده از الگوی قیمت‌گذاری کیفی نشان داد که درجه و نوع سیب، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر قیمت سیب هستند، درحالی‌که رابطه معنی‌داری بین اندازه، فصل فروش و نوع کشت نیز با قیمت سیب وجود دارد.

از دیگر مطالعات انجام شده در حوزه پژوهش حاضر می‌توان به مطالعه هوانگ و همکاران (۲۳)، ورال و فیدان (۴۱)، سحرخیز و همکاران (۳۵)، صبحی و توانا (۳۴) و ابونوری و همکاران (۲) اشاره نمود که به بررسی قیمت‌گذاری کیفی زمین‌های کشاورزی

بررسی عوامل کیفی.....

پرداختند. همان‌گونه که ملاحظه شد، به دلیل اهمیت و نقش سلیقه مصرف‌کنندگان در تعیین قیمت و گسترش فروش و بازار یک کالا، مطالعات زیادی در دنیا انجام شده است که به بررسی عوامل کیفی مؤثر بر قیمت کالاهای مختلف پرداخته‌اند.

با توجه به آنچه بیان شد، یکی از فاکتورهایی که می‌بایست در قیمت‌گذاری محصولات ارائه شده مدنظر قرار گیرد، ویژگی‌های کیفی آن می‌باشد؛ زیرا این ویژگی‌ها از دید مصرف‌کنندگان بسیار مهم بوده و تولیدکنندگان نمی‌توانند بدون توجه به ترجیحات مصرف‌کنندگان، در زمینه‌های بازاریابی و فروش موفق عمل نمایند. بدین منظور، در این مقاله تلاش شده است با استفاده از اطلاعات پیمایشی و انجام مصاحبه حضوری با جمعی از خانوارهای منطقه ۶ شهر تهران (که یکی از مناطق نسبتاً قدیمی و پرجمعیت شهر تهران به حساب می‌آید و با مساحتی معادل ۲۱۳۸/۴۵ هکتار حدود ۳/۳ درصد از سطح شهر را شامل می‌شود) این امر مورد بررسی قرار گیرد تا از نتایج مستخرج، به عنوان راهنمایی برای تولیدکنندگان قارچ‌های خوراکی استفاده شود.

### مبانی نظری و روش تحقیق

ارزش قارچ تولیدی به خصوصیات آن وابسته است، بنابراین، مدل اقتصادی که بتواند این ویژگی‌ها را لحاظ نماید قیمت‌گذاری کیفی (HP) می‌باشد. مدل HP بر اساس کارهای تئوریک بکر (۸)، روزن (۳۳) و لانکستر (۲۵) ایجاد شده است. تابع HP عبارت از رگرسیون قیمت مشاهده شده یک کالا بر روی صفات کیفی آن می‌باشد (۲۷). مدل‌های هدانیک شکل خلاصه شده مدل‌های آماری هستند که برای مطرح شدن در مقطعی از زمان استفاده می‌شوند. به عبارت دیگر HP قیمت‌های ضمنی صفات یا ویژگی‌های کالاها را نسبت به قیمت کالاها در بر می‌گیرد. ارزش الگوی قیمت‌گذاری کیفی در این است که قیمت پرداختی برای یک کالای ناهمگن را به اجزای جداگانه‌ای که مربوط به ویژگی‌های کالا است تقسیم می‌کند. الگوی قیمت‌گذاری کیفی یک رتبه‌بندی ترجیحات برای سطوح مختلف یک ویژگی خاص

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

و درجه اهمیت آن ویژگی را فراهم می‌آورد. جذاب‌ترین کاربرد این الگو آن است که می‌تواند ارزش پولی سطوح متفاوت یک ویژگی را نشان دهد.

در مطالعات هدانیک فرض می‌شود که قیمت کالا یا محصول منعکس‌کننده تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای خصوصیت کالا است. به بیان دیگر فرض می‌شود که تفاوت‌ها در قیمت پرداختی به علت اختلاف خصوصیات کالا یا محصول است. بر این اساس، قیمت پرداختی نشانگر حداکثر پولی است که مصرف‌کنندگان تمایل دارند برای بهبود ویژگی‌های کیفی بپردازند (۴۰). برای برآورد تابع هدانیک نخست فهرستی از شاخص‌ها و ویژگی‌های اثرگذار بر قیمت قارچ خوراکی در قالب پرسش‌نامه تهیه می‌شود. به کمک اطلاعات جمع‌آوری شده تابع قیمت هدانیک قارچ خوراکی برای ناحیه مورد نظر برآورد می‌شود. اگر  $Z = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$  بردار ویژگی‌های کیفی قارچ خوراکی و  $P(Z)$  تابع هدانیک قیمت قارچ خوراکی باشد، تابع مطلوبیت مصرف‌کنندگان به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U = U(x, z) \quad (1)$$

در اینجا  $X$  کالای مرکب غیر از قارچ و دارای قیمت واحد فرض می‌شود. مصرف‌کننده مطلوبیت خود را با توجه به خط بودجه رابطه ۲ حداکثر می‌کند:

$$Y = p(z) + x \quad (2)$$

این حداکثرسازی از طریق تابع لاگرانژ زیر نشان داده می‌شود:

$$L = U(x, z_1, z_2, \dots, z_n) + \lambda [y - x - P(z)] \quad (3)$$

### الگوی لاجیت ترتیبی

در این تحقیق برای بررسی و تعیین اثر متغیرهای توضیحی (عوامل کیفی) بر روی قیمت قارچ و نحوه تأثیر هر عامل بر احتمال قرار گرفتن در سه گروه، قیمت خرید پایین (کمتر از ۶۰۰۰۰ ریال)، قیمت خرید متوسط (۶۰۰۰۰ تا ۸۰۰۰۰ ریال) و قیمت خرید بالا (بیش از ۸۰۰۰۰ ریال) از الگوی لاجیت ترتیبی استفاده شد. متغیرهای توضیحی در این مدل از فاکتورهای کیفی قارچ خوراکی انتخاب شد که عبارت‌اند از: سفیدی، برند، بسته‌بندی، اندازه،



بررسی عوامل کیفی.....

گوشتی بودن، طعم، اندازه ساقه، پوسیدگی، نوع قارچ. دلیل انتخاب این متغیرها نیز نیل به هدف مطالعه یعنی " بررسی تأثیر عوامل کیفی مؤثر بر قیمت قارچ‌های خوراکی " می‌باشد. سفیدی و روشن بودن قارچ‌ها، دارا بودن برند، نوع بسته‌بندی، اندازه قارچ و درشت و گوشتی بودن قارچ، طول ساقه، پوسیدگی و چروکیدگی و نوع قارچ می‌تواند بر تمایل به خرید قارچ از سوی مصرف‌کنندگان نقش اساسی داشته باشد.

الگوی لاجیت ترتیبی بر اساس یک متغیر پنهان پیوسته است که به صورت زیر نشان داده می‌شود (۷):

$$y_i^* = \beta'X_i + \varepsilon_i \quad -\infty < y_i^* < +\infty \quad (4)$$

که در آن:

$y_i^*$ : قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان سه گروه یاد شده است.

$X_i$ : بردار متغیر توضیحی غیر تصادفی مشاهده شده می‌باشد که ویژگی مصرف‌کننده نام را نشان می‌دهد ( در بالا اسامی متغیرهای توضیحی بیان شده است)

$\beta$ : بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند.

$\varepsilon_i$ : جمله خطا می‌باشد که دارای توزیع لاجستیک است (۲۸).

اگر متغیر  $y_i$  متغیری گسسته و قابل مشاهده، که نشان‌دهنده سطوح مختلف قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان است، در نظر گرفته شود، آنگاه رابطه میان متغیر غیر قابل مشاهده  $y_i^*$  و متغیر قابل مشاهده  $y_i$  وجود به شکل زیر از الگوی لاجیت ترتیبی به دست می‌آید (۲۲ و ۳۷):

$$\begin{array}{llll} y_i = 1 & \text{if} & -\infty < y_i^* < \mu_1 & i = 1, \dots, n. \\ y_i = 2 & \text{if} & \mu_1 < y_i^* < \mu_2 & i = 1, \dots, n. \\ y_i = 3 & \text{if} & \mu_2 < y_i^* < \mu_3 & i = 1, \dots, n. \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ y_i = J & \text{if} & \mu_{J-1} < y_i^* < +\infty & i = 1, \dots, n. \end{array} \quad (5)$$

به طوری که  $n$  اندازه نمونه مورد بررسی و  $l$ ها همان آستانه‌هایی هستند که پاسخ‌های مشاهده شده گسسته را تعریف می‌کنند و بایستی برآورد شوند (۷).

به منظور بررسی منطقی بودن فرضیه برابری پارامترها در الگوی بالا برای تمامی گروه‌ها، از آزمون رگرسیون‌های موازی برنت استفاده شد (۹). در این آزمون، الگوی برآورد شده با یک مجموعه ضرایب برای همه گروه‌ها با الگویی با مجموعه‌ای جداگانه از ضرایب برای هر گروه مقایسه می‌شود. فرض صفر این آزمون یکسان بودن مشخصه‌های وضعیت برای همه گروه‌های پاسخ می‌باشد (۱ و ۱۹). در این حالت اگر الگوی فعلی برآورد شده، که همان فرضیه صفر است، پذیرفته شود، نشان می‌دهد که پارامترهای وضعیت برای تمامی گروه‌های پاسخ یکسان هستند (۱ و ۱۵).

برای آزمون رگرسیون‌های موازی برنت، آماره  $\chi^2$  طبق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\chi^2 = -2\text{LogLikelihood}_{cm} - (-2\text{LogLikelihood}_{Gm}) \quad (6)$$

$Gm$  و  $Cm$  به ترتیب نشان‌دهنده الگوی فعلی و الگوی عمومی می‌باشند. چنانچه  $\chi^2$  محاسبه شده از رابطه فوق از مقدار آن در جدول بیشتر باشد، نشان‌دهنده عدم پذیرش فرضیه صفر یعنی برازش صحیح الگوی فعلی می‌باشد. پارامترهای برآورد شده از روش حداکثر راست‌نمایی به دست می‌آیند (۲۸ و ۳۷).

$$L(y|\beta; \mu_1, \mu_2, \dots, \mu_{j-1}) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J [\gamma(\mu_j - \beta'X_i) - \gamma(\mu_{j-1} - \beta'X_i)]^{Z_{ij}} \quad (7)$$

که  $Z_{ij}$  یک متغیر دوتایی است که وقتی گروه مشاهده شده برای مصرف کننده  $i$  برابر  $j$  باشد، مساوی یک و اگر برابر نباشند برابر صفر خواهد بود. در فرایند حداکثرسازی از الگوریتم نیوتن-رافسون استفاده می‌شود (۷ و ۲۸).

در الگوهایی که متغیر وابسته آنها محدود شده است، ضریب تعیین نمی‌تواند معیار خوبی برای تعیین خوبی برازش الگو باشد و در این الگوها از  $R^2_{\text{pseudo}}$  استفاده می‌گردد. دلیل این امر آن است که میزان تغییرات متغیر وابسته به ازای یک واحد تغییر در متغیر

بررسی عوامل کیفی.....

توضیحی محدود می‌شود. به عنوان مثال در این پژوهش متغیر وابسته دارای سه طبقه یا سه سطح می‌باشد. چنانچه یکی از متغیرهای توضیحی به اندازه یک واحد تغییر کند، متغیر وابسته تنها بین همین سه مقدار تغییر می‌کند و نمی‌تواند بیش از این تغییر یابد. پس تفسیر ضریب تعیین در مدل‌های با متغیر وابسته محدود شده با مدل‌های معمولی تفاوت دارد. دقت طبقه‌بندی درست، شاخص دیگری برای بررسی خوبی برازش الگوی لاجیت ترتیبی می‌باشد که درصد پیش‌بینی صحیح و غلط متغیر وابسته را نشان می‌دهد (۳۰).

در رابطه با تفسیر ضرایب باید گفت در این الگو تفسیر ضرایب به صورت مستقیم انجام نمی‌شود و تنها علامت ضریب تفسیر می‌گردد. یعنی چنانچه علامت ضریبی مثبت باشد، احتمال قرار گرفتن در یک طبقه افزایش و در طبقه دیگر کاهش می‌یابد. به همین منظور می‌بایست به سراغ تفسیر اثرات نهایی رفت که در ادامه به آن اشاره می‌شود.

محاسبه اثر نهایی یک متغیر، میزان تغییر در متغیر توضیحی  $X_k$  بر روی احتمال

قرارگیری در طبقه  $j$  را نشان می‌دهد که به صورت رابطه ۸ نشان داده می‌شود:

$$\frac{\partial P(y_i = j | X_i)}{\partial X_k} = \left[ \frac{\partial \gamma(\mu_j - \beta' X_i)}{\partial X_k} - \frac{\partial \gamma(\mu_{j-1} - \beta' X_i)}{\partial X_k} \right] = \quad (۸)$$

$$[\lambda(\mu_{j-1} - \beta' X_i) - \lambda(\mu_j - \beta' X_i)] \beta_k$$

که در آن  $\lambda_1(X_i) = \frac{\partial \gamma_i}{\partial X_k}$ ،  $\mu_1 = -\infty$  و  $\mu_j = +\infty$  می‌باشد (۷).

تصمیم‌گیری در رابطه با به کارگیری ارزش‌های متغیرها در برآورد، از اهمیت بالایی برخوردار است به این دلیل که اثر نهایی به ارزش‌های کلیه متغیرهای توضیحی وابسته است. از آنجا که مجموع احتمالات، همواره برابر یک می‌باشد، بنابراین مجموع اثرات نهایی برای هر متغیر برابر صفر خواهد بود. اما نکته‌ای که باید به آن توجه شود این است که برای متغیرهای دوتایی اثر نهایی به طور مستقیم صورت نمی‌گیرد بلکه به شکل اختلاف میان احتمالات در دو حالت ممکن محاسبه می‌شود.

اطلاعات مورد نیاز تحقیق از طریق مصاحبه حضوری با ۱۴۸ خانوار منطقه ۶ شهرداری

تهران در سال ۱۳۹۳ جمع‌آوری شد. تعداد کل خانوارهای منطقه ۶ تهران ۷۳۶۳۱ خانوار بود

## اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

که حجم نمونه مورد بررسی بر اساس فرمول کوکران تعداد ۳۸۰ خانوار تعیین شد. به همین منظور حدود ۴۰۰ پرسش‌نامه در بین خانوارهای منطقه ۶ تهران با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده پخش شد. ولی به دلیل عدم همکاری بیشتر خانوارها تنها ۲۵۵ پرسش‌نامه جمع‌آوری شد و از این بین به دلیل ناقص بودن برخی از پرسش‌نامه‌های تکمیلی تنها اطلاعات ۱۴۸ پرسش‌نامه در تجزیه و تحلیل نهایی قرار گرفت.

### نتایج و بحث

متوسط سن افراد مورد پژوهش ۲۶ سال، متوسط تعداد افراد خانوار، ۴ نفر و متوسط درآمد افراد مورد پژوهش ۹۱۶۰ هزار ریال بوده است. سایر ویژگی‌ها در جدول ۱ قابل ملاحظه می‌باشد.

جدول ۱. ویژگی‌های نمونه مورد پژوهش

| ویژگی        | تعریف             | درصد |
|--------------|-------------------|------|
| وضعیت تأهل   | مجرد              | ۳۴   |
|              | متاهل             | ۶۶   |
| وضعیت اشتغال | شاغل              | ۵۷   |
|              | بیکار             | ۴۳   |
| تحصیلات      | دیپلم و زیر دیپلم | ۴۰   |
|              | تحصیلات بالاتر    | ۶۰   |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، افرادی که پرداخت کمتر از ۶۰۰۰۰ ریال داشتند در طبقه اول و افرادی که پرداخت‌هایی بین ۶۰۰۰۰-۸۰۰۰۰ و بالای ۸۰۰۰۰ ریال داشتند، به ترتیب در طبقه دوم و سوم قرار گرفتند. برای طبقه‌بندی و تعیین بازه طبقات از روش تحلیل خوشه‌ای<sup>۴</sup> تحت نرم‌افزار SPSS استفاده شد. نتایج این جدول نشان می‌دهد قیمت پرداختی حدود ۶۰ درصد افراد مورد مطالعه بین ۶۰۰۰۰ تا ۸۰۰۰۰ ریال برای خرید یک

بررسی عوامل کیفی.....

کیلوگرم قارچ بوده است. همچنین ۲۴/۳۲ و ۱۵/۵۴ درصد خانوارها نیز برای خرید یک کیلوگرم قارچ مصرفی خود، به ترتیب قیمتی کمتر از ۶۰۰۰۰ ریال و بیش از ۸۰۰۰۰ ریال پرداخت کرده‌اند.

## جدول ۲. خلاصه نتایج پرداخت مصرف‌کنندگان برای قارچ‌های خوراکی

| طبقه قیمت                       | فراوانی | درصد  | میانگین قیمت پرداختی (ریال) |
|---------------------------------|---------|-------|-----------------------------|
| قیمت کم (کمتر از ۶۰۰۰۰ ریال)    | ۳۶      | ۲۴/۳۲ | ۵۲۵۰۰                       |
| قیمت متوسط (بین ۶۰۰۰۰ تا ۸۰۰۰۰) | ۸۹      | ۶۰/۱۴ | ۷۳۰۰۰                       |
| قیمت بالا (بیشتر از ۸۰۰۰۰ ریال) | ۲۳      | ۱۵/۵۴ | ۹۷۶۰۰                       |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد الگوی لاجیت ترتیبی در جدول ۳ نشان داده شده است. دقت طبقه‌بندی، که به عنوان جایگزینی برای  $R^2_{\text{Pseudo}}$  در نظر گرفته می‌شود و مشخص‌کننده درصد پیش‌بینی صحیح می‌باشد، نشان می‌دهد که طبقه‌بندی الگوی ارائه شده از دقت بالایی برخوردار می‌باشد. از آنجا که در این الگو ضرایب تفسیر نمی‌شوند و فقط علامت آنها در نظر گرفته می‌شود، مثبت و منفی بودن ضرایب نشان‌دهنده جهت تأثیر متغیر مستقل مورد نظر بر سطوح متغیر وابسته است. به این معنی که اگر علامت متغیر مثبت باشد، بیانگر این موضوع است که با افزایش متغیر مستقل، احتمال قرار گرفتن در سطوح بالاتر پرداخت افزایش می‌یابد.

اطلاعات جدول ۳ نشان می‌دهد متغیرهای سفیدی قارچ، دارا بودن برند و بسته‌بندی، اندازه و طعم قارچ، اندازه ساقه دارای ضرایب مثبت می‌باشد که نشان می‌دهد این متغیرها در جهت مثبت بر پرداخت قیمتی مصرف‌کنندگان تأثیر می‌گذارند و با افزایش هر یک از این متغیرها، احتمال قرار گرفتن مصرف‌کنندگان در سطوح بالاتر قیمت افزایش می‌یابد. همچنین بر اساس اطلاعات این جدول متغیرهای میزان پوسیدگی و میزان گوشتی بودن دارای ضرایبی منفی می‌باشند که نشان می‌دهد تأثیر این متغیرها در جهت منفی بر سطوح پرداخت مصرف‌کنندگان تأثیر می‌گذارد و افزایش در هر یک از آنها، احتمال قرار گرفتن مصرف‌کنندگان را در سطوح پایین‌تر قیمت افزایش می‌یابد.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی لاجیت ترتیبی پرداختی مصرف کنندگان برای قارچ‌های

## خوراکی

| متغیر           | ضریب  | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معنی‌داری |
|-----------------|-------|----------------|---------|---------------|
| سفیدی           | ۰/۸   | ۰/۳۹           | ۲/۰۵    | ۰/۰۴          |
| برند            | ۰/۲۳  | ۰/۴۸           | ۰/۴۸    | ۰/۶۲          |
| بسته‌بندی       | ۰/۸۹  | ۰/۳۳           | ۱/۶۷    | ۰/۰۹          |
| اندازه          | ۰/۶۵  | ۰/۴۳           | ۱/۵۱    | ۰/۱۳          |
| گوشتی بودن      | -۰/۶۵ | ۰/۳۸           | -۱/۷۱   | ۰/۰۹          |
| طعم             | ۰/۰۷  | ۰/۲۶           | ۰/۲۷    | ۰/۷۷          |
| اندازه ساقه     | ۰/۹۵  | ۰/۳۷           | ۲/۵۷    | ۰/۰۱          |
| پوسیدگی         | -۰/۷۳ | ۰/۴۴           | -۱/۶۶   | ۰/۰۹          |
| نوع قارچ        | ۲/۱۴  | ۰/۵۳           | ۴/۰۳    | ۰/۰۰          |
| آستانه اول      | ۳/۶   | ۱/۶۳           | ۲/۲     | ۰/۰۲          |
| آستانه دوم      | ۷/۱۴  | ۱/۷۴           | ۴/۱     | ۰/۰۰          |
| صحت پیش‌بینی    |       |                |         | ٪۷۸           |
| Pseudo R-Square |       |                |         |               |
| کاکس و اسنل     |       |                |         | ٪ ۲۶/۵        |
| ناجل کرک        |       |                |         | ٪ ۳۱/۴        |
| مک فادن         |       |                |         | ٪ ۱۶/۶        |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۴ نتایج آزمون رگرسیون‌های موازی- برنت نشان داده شده است که منطقی بودن برابری پارامترها را ارزیابی می‌کند. با توجه به نتایج این جدول مشخص است که فرضیه برابری پارامترها برای تمامی گروه‌ها در الگوی برآورد شده منطقی می‌باشد. با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری آماره  $\chi^2$  در آزمون رگرسیون‌های موازی، می‌توان نتیجه گرفت که ارزش پارامتر وضعیت برای تمامی گروه‌های پاسخ، ثابت و یکسان می‌باشد و از این نظر نیز الگوی لاجیت ترتیبی از مبنایی محکم برخوردار است.

بررسی عوامل کیفی.....

جدول ۴. نتایج آزمون رگرسیون‌های موازی- برنت

| الگو  | 2Log Likelihood | آماره Chi-Square | سطح معنی‌داری |
|---|-----------------|------------------|---------------|
| فرضیه صفر (الگوی فعلی)                      | ۱۶۹/۰۴۴         | ۱۰/۹۴            | ۰/۲۷۹         |
| عمومی (با قابلیت تغییر در پارامترهای وضعیت) | ۱۵۸/۰۹۸         |                  |               |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که بیان شد، علامت‌های ضرایب نشان‌دهنده جهت تأثیر متغیر مستقل مورد نظر روی احتمال متغیر وابسته (سطوح پرداخت) است که نشان می‌دهد مصرف‌کننده در کدام گروه پرداخت قرار می‌گیرد. به همین دلیل برای بررسی و استنتاج نتایج بیشتری از الگوی برآورد شده، بایستی اثرات نهایی برای هر یک از گروه‌های پرداخت مصرف‌کنندگان محاسبه شود. اثر نهایی نشان می‌دهد یک واحد تغییر در متغیرهای مستقل، چگونه روی احتمال قرار گرفتن در سطوح مختلف پرداخت تأثیر می‌گذارد. بنابراین اثرات نهایی مربوط به هر یک از متغیرها برای گروه‌های مصرف‌کنندگان قارچ با پرداخت‌های قیمتی مختلف محاسبه شده که در جدول ۵ نشان داده شده است. مجموع اثرات نهایی هر متغیر برای سطوح مختلف (مجموع سطرها) برابر صفر است. این امر از آنجا ناشی می‌شود که مجموع احتمالات برای طبقات مختلف پرداخت‌های قیمتی، باید برابر یک باشد، بنابراین مجموع تغییر در این احتمالات، مقدار صفر را به خود می‌گیرد به این مفهوم که میزان افزایش احتمالات در یک طبقه‌بندی پرداخت قیمتی به معنی کاهش آن در طبقه‌بندی دیگر است. اثرات نهایی مربوط به سفیدی قارچ در گروه اول، دوم و سوم پرداخت به ترتیب برابر با ۰/۱۲، ۰/۰۵ و ۰/۰۷ محاسبه شد که بیانگر پرداخت بالاتر خانوارها برای خرید قارچ‌های سفیدتر نسبت به قارچ‌های کدرتر می‌باشد. نتایج حاصل از اثرات نهایی نشان می‌دهد چنانچه بر سفیدی قارچ‌ها افزوده شود، احتمال اینکه خانوارها در گروه اول پرداخت قرار بگیرند، ۰/۱۲ واحد کاهش و احتمال اینکه در گروه‌های دوم و سوم پرداخت قرار گیرند به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۷ واحد افزایش می‌یابد. در واقع برداشت مناسب و صحیح قارچ از بستر کمپوست می‌تواند موجب افزایش

#### اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۹۹

تمایل به پرداخت مصرف کنندگان شود. از سوی دیگر چنانچه فاصله زمانی بین برداشت و بازاریابی کمتر باشد، موجب می شود تا قارچ سفیدتر بماند و از دید مشتری جذاب تر به نظر رسد و این امر در تمایل به پرداخت آنان تأثیر دارد.

بسته بندی قارچ ها عاملی است که می تواند بر افزایش قیمت پرداختی مصرف کنندگان تأثیر داشته باشد. اثرات نهایی این مؤلفه نشان می دهد چنانچه قارچ ها دارای بسته بندی باشند (به شرط ثابت بودن سایر عوامل)، احتمال اینکه خانوارها در گروه اول پرداخت قرار بگیرند به اندازه ۰/۱۵ واحد کاهش و احتمال اینکه در گروه های دوم و سوم پرداخت قرار بگیرند به ترتیب به میزان ۰/۰۷۸ و ۰/۰۷۲ واحد افزایش یابد. گوشتی بودن قارچ عاملی است که تأثیر منفی و معنی دار بر پرداخت برای خرید قارچ توسط خانوارهای تهرانی داشته است. طبق نتایج چنانچه بر میزان گوشتی بودن قارچ افزوده شود، احتمال اینکه خانوارها در گروه اول پرداخت قرار گیرند افزایش و احتمال اینکه در گروه های دوم و سوم پرداخت قرار گیرند کاهش می یابد. در واقع مصرف کنندگان از یک سو تمایل دارند که قارچ مورد استفاده دارای وزن متعادل باشد و از سوی دیگر چنانچه میزان گوشتی بودن قارچ از یک حد بالاتر رود، از میزان تمایل به پرداخت آنان کاسته می شود. نتایج حاصل از محاسبه اثر نهایی طعم قارچ نشان می - دهد چنانچه طعم قارچ بهبود یابد احتمال اینکه خانوارها در گروه اول پرداخت قرار بگیرند کاهش و احتمال اینکه در گروه دوم و سوم پرداخت قرار بگیرند، افزایش می یابد.

اندازه ساقه قارچ از دیگر فاکتورهای مؤثر و معنی دار در پرداخت خانوارها بود. اثرات نهایی این مؤلفه نشان داد که چنانچه اندازه ساقه قارچ افزایش یابد، احتمال اینکه خانوارها در گروه اول پرداخت قرار بگیرند، ۰/۱۵ واحد کاهش و احتمال اینکه در دو گروه بعدی قرار بگیرند، به ترتیب به میزان ۰/۰۵۷ و ۰/۰۹۳ واحد افزوده می گردد.

پوسیدگی قارچ ها عاملی منفی و معنی دار بر تمایل به پرداخت بالاتر خانوارها می باشد. اثرات نهایی مربوط به این مؤلفه نشان داد، چنانچه بر پوسیدگی جزئی قارچ ها افزوده شود، احتمال اینکه خانوارها در گروه اول پرداخت قرار بگیرند ۰/۱۱ واحد افزایش می یابد و احتمال



بررسی عوامل کیفی.....

اینکه در گروه‌های دوم و سوم پرداخت قرار بگیرند به ترتیب ۰/۰۴۴ و ۰/۰۶۶ واحد کاهش پیدا می‌کند که رفتاری منطقی می‌باشد.

اثرات نهایی مربوط به متغیر اندازه نیز نشان می‌دهد چنانچه اندازه قارچ‌ها بزرگ‌تر شود، احتمال قرارگیری خانوارها در گروه اول پرداخت به میزان ۰/۱ واحد کاهش و احتمال قرارگیری خانوارها در دو گروه بعدی پرداخت به ترتیب به میزان ۰/۰۴ و ۰/۰۶ واحد افزایش می‌یابد که این تغییرات از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

خانوارها برای قارچ‌های دارای برند حاضرند مبلغ بیشتری بپردازند به طوری که چنانچه قارچ‌های خوراکی دارای برند باشند، احتمال قرارگیری خانوارها در گروه اول پرداخت (کمتر از ۶۰۰۰۰ ریال) کاهش و احتمال قرارگیری در دو گروه بعدی افزایش می‌یابد، هرچند این تغییرات معنی‌دار نمی‌باشد.

اثر نهایی نوع قارچ نیز نشان داد که قارچ دکمه‌ای از دید خانوارها نسبت به سایر قارچ‌ها (صدفی و...) ارزش بیشتری دارد و چنانچه قارچ دکمه‌ای برای خرید انتخاب شود، احتمال اینکه خانوارها در گروه اول پرداخت قرار بگیرند، ۰/۴۴ واحد کاهش می‌یابد و احتمال اینکه خانوارها در گروه‌های دوم و سوم قرار بگیرند به ترتیب به میزان ۰/۳ و ۰/۱۴ واحد افزایش پیدا می‌کند. دلیل این مهم عرضه بیشتر این نوع قارچ در بازار و نیز خوش خوراک‌تر بودن آن است.

**جدول ۵. محاسبه اثرات نهایی برای گروه‌های مختلف تمایل به پرداخت برای قارچ دکمه‌ای**

| متغیر     | اثر نهایی گروه اول<br>(کمتر از ۶۰۰۰۰ ریال) | اثر نهایی گروه دوم<br>(بین ۶۰۰۰۰ تا ۸۰۰۰۰ ریال) | اثر نهایی گروه سوم<br>(بیش از ۸۰۰۰۰ ریال) |
|-----------|--|---|---|
| سفیدی     | -۰/۱۲                                      | ۰/۰۵  | ۰/۰۷                                      |
| برند      | -۰/۰۳۷                                     | ۰/۰۱۵   | ۰/۰۲۲                                     |
| بسته‌بندی | -۰/۱۵                                      | ۰/۰۷۸   | ۰/۰۷۲                                     |
| اندازه    | -۰/۱                                       | ۰/۰۴  | ۰/۰۶                                      |

## ادامه جدول ۵

|             |       |        |        |
|-------------|-------|--------|--------|
| گوشتی بودن  | ۰/۱   | -۰/۰۴  | -۰/۰۶  |
| طعم         | -۰/۰۱ | ۰/۰۰۴  | ۰/۰۰۶  |
| اندازه ساقه | -۰/۱۵ | ۰/۰۵۷  | ۰/۰۹۳  |
| پوسیدگی     | ۰/۱۱  | -۰/۰۴۴ | -۰/۰۶۶ |
| نوع قارچ    | -۰/۴۴ | ۰/۳    | ۰/۱۴   |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از آنجا که تولید و پرورش قارچ در ایران و به خصوص استان تهران (که به عنوان قطب تولید این محصول می‌باشد) طی سال‌های اخیر رو به افزایش بوده و بسیاری از تولیدکنندگان با توجه به مزایای متعدد این محصول، به این فعالیت روی آورده‌اند، لازم است به فاکتورهایی که موجب افزایش خرید مصرف‌کنندگان می‌شود توجه نمود که یکی از آنها، ویژگی‌های کیفی می‌باشد. لذا می‌بایست ویژگی‌های کیفی مؤثر بر پرداخت مصرف‌کنندگان به صورت کامل شناسایی شود تا بر این اساس پیشنهادهای کاربردی مناسب ارائه گردد. بدین منظور در این مطالعه تأثیر عوامل کیفی بر قیمت قارچ‌های خوراکی در منطقه ۶ شهرداری تهران بررسی شد. مصرف‌کنندگان در ۳ گروه کمتر از ۶۰۰۰۰ ریال، بین ۶۰۰۰۰ تا ۸۰۰۰۰ ریال و بیش از ۸۰۰۰۰ ریال تقسیم‌بندی شدند و تأثیر هر متغیر بر گروه‌های مختلف با استفاده از الگوی لاجیت ترتیبی سنجیده شد.

نتایج تخمین مدل لاجیت ترتیبی نشان از تأثیر مثبت و معنی‌دار مؤلفه‌های سفیدی قارچ، وجود بسته‌بندی و نوع قارچ و تأثیر منفی و معنی‌دار مؤلفه‌های گوشتی بودن قارچ و پوسیدگی قارچ بر قیمت قارچ داشته است. در واقع با بهبود سفیدی قارچ، احتمال قرارگیری خانوارها در گروه پرداخت بالاتر افزایش و احتمال قرارگیری آنها در گروه پرداخت پایین‌تر کاهش می‌یابد. وجود بسته‌بندی نیز احتمال قرارگیری خانوارها در گروه پرداخت بالاتر را افزایش و

بررسی عوامل کیفی.....

احتمال قرارگیری خانوارها در گروه پرداخت پایین تر را کاهش می دهد. همچنین با افزایش پوسیدگی و همچنین گوشتی بودن قارچ، احتمال قرارگیری خانوارها در گروه پرداخت بالاتر کاهش و احتمال قرارگیری خانوارها در گروه پرداخت پایین تر افزایش می یابد.

از آنجا که در ارائه پیشنهادها می بایست دو گروه مصرف کننده و تولیدکننده را مدنظر قرار داد به طوری که هیچ کدام متضرر نشوند، لذا پیشنهادهای زیر به برنامه ریزان این عرصه ارائه می گردد:

از آنجا که یکی از عواملی که موجب از بین رفتن رنگ سفید قارچ و گاهی به پوسیدگی آن منجر می شود، فاصله بین واحدهای تولیدی تا مراکز فروش می باشد، لذا توصیه می گردد تولیدکنندگان محل احداث واحد تولیدی خود را حتی الامکان نزدیک بازار مصرف احداث نمایند تا از یک سو هزینه حمل و نقل پایین بیاید و از سوی دیگر کیفیت قارچهای ارائه شده به بازار مصرف بالاتر باشد تا با قیمت نه چندان بالا، سود خوب عاید تولیدکننده گردد و مصرف کننده نیز رضایت کافی کسب کند.

از آنجا که نوع قارچ تأثیر مثبت و معنی داری بر پرداخت مصرف کنندگان داشته است، لذا پیشنهاد می گردد تولیدکنندگان بیشتر به تولید قارچهای دکمه ای روی آوردند تا از یک سو نیاز مصرف کنندگان را برآورده نمایند و از سوی دیگر با توجه به قیمت بالاتر این محصول سود بیشتری کسب کنند.

از طرف دیگر، یکی از فاکتورهایی که موجب افزایش پرداخت مصرف کنندگان می گردد، بسته بندی مناسب می باشد، لذا پیشنهاد می گردد، فعالان این عرصه با بسته بندی نسبتاً مناسب و کم هزینه، موجب بهبود کیفیت قارچ ارائه شده در بازار شوند و ضمن افزایش تقاضای مصرف کنندگان، به دلیل بهبود کیفیت قارچ خریداری شده، سود خوبی نیز برای تولیدکنندگان حاصل شود.

منابع

1. Abegaz, T., Berhane, Y., Worku, A., Assrat, A. and Assefa, A. (2014). Effects of excessive speeding and falling asleep while driving on crashinjury severity in Ethiopia: A generalized ordered logit model analysis. *Accident Analysis and Prevention*, 71: 15-21.
2. Abunouri, A., Mohammadi, H. and Noruzinezhad, M. (2009). Price analysis of farmlands by applying hedonic method: a case study for Sabzevar. *Quarterly Journal of Economical Modeling*, 3 (8): 95-122. (Persian)
3. Aghapour Sabaghi, M. (2007). Estimation of qualitative pricing function for Cheese case study of Tehran province. *Journal Economics and Development*, 15 (7): 179-197. (Persian)
4. Agriculture Statistics. (2014). Agriculture Ministry. Department of planning and economy, IT center. Volume 2, 1st edition. (Persian)
5. Alfred, S. D. Y. and Arifalo, S. F. (2012). Socio-Economic and cultural factors that affect mushroom production in southwest Nigeria. *Agricultural Tropica et subtropica*, 45(2): 78-83.
6. Amirnezhad, H. and Mojtahedi, F. (2014). Factors affecting price of agricultural land in Qaemshahr township. *Journal of Agricultural Economics Reseach*, 6 (24): 93-106. (Persian)
7. Ayuso, M. and Santolino, M. (2007). Predicting automobile claims bodily injury severity with sequential ordered logit models. *Insurance: Mathematics and Economics*, 41(1):71-83.

بررسی عوامل کیفی.....

8. Becker, G. (1965). A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, 75: 493-517.
9. Brant, R. (1990). Assessing proportionality in the proportional odds models for ordinal logistic regression. *Biometrics*, 46 (4): 1171–1178.
10. Carew, R. (2000). A hedonic analysis of apple prices and product quality characteristics in British Columbia -agriculture and agri-food Canada, Pacific's Agri-Food Research. Center Summerland, British ColumbiaVOH1ZO.
11. Celik, Y. and Peker, K. (2009). Benefit/ cost analysis of mushroom production for diversification of income developing countries. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 15 (3): 228-237.
12. Court, A. T. (1939). Hedonic price indexes with automotive examples. *Dynamics of Automobile Demand*. NewYork. NY: General Motors Corporation.
13. Dalton, T. J. (2004). A household hedonic model of rice traits: economic values from farmers in West Africa. *Agricultural Economics*, 31(2-3): 149-159.
14. Dourandish, A., Daneshvar Kakhaki, M. and Rahnama, A. (2011). Analyzing the qualitative factors affecting the price of barberry using hedonic price model case study: South Khorasan province. *Agricultural Economics & Development*, 25 (3): 385-391. (Persian)
15. Eluru, N. (2013). Evaluating alternate discrete choice frameworks for modeling ordinal discrete variables. *Accident Analysis & Prevention*, 55: 1–11.
16. FAO. (2016). Food and agriculture organization of the United Nations statistics division. Available at: <http://faostat3.fao.org/download/Q/QC/E>.

17. Gazme, J. (2014). Designing a new mushroom marketing model in Mashhad. Master Thesis on Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad. (Persian)
18. Ghorbani, M. (1997). Factors affecting rice prices: application of hedonic pricing. Conference of Understanding Iranian Business-Economic Talents. (Persian)
19. Ghorbani, M. and Hezareh, R. (2016). The effect of political and economic components on environmental performance: application of ordered logit model with panel- random effects. *Journal of Agricultural Economics*, 10 (1): 175-198. (Persian)
20. Ghorbani, M. and Khajehroshanaee, N. (2009). The study of qualitative factors influencing on honey consumers demand: application of hedonic pricing model in Khorasan Razavi province. *Journal of Applied Sciences*, 9: 1597-1600.
21. Ghorbani, M. and Mirbemani, S. B. (2005). Estimation of quality pricing model for Beans in Khorasan province. First National Bean Conference, Institute of Plant Sciences Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad. (Persian)
22. Hayati, B., Pishbahar, A. and Haghjoo, M. (2012). Analyzing determinants of consumers' willingness to pay a premium for pesticide-free fruit and vegetables in Marand city. *Agricultural Economics & Development*, 25 (4): 469-479. (Persian)
23. Huang, H., Miller, G. Y., Sherrick, B.J. and Gomez, M.I. (2006). Factors influencing Illinois farmland values. *American Journal of Agricultural Economics*, 88: 458-470.

بررسی عوامل کیفی.....

24. Ladd, G. W. and Zober, A. M. (1977). Model of consumer reaction to product characteristics. *Journal of Consumers*, 4: 89-101.
25. Lancaster, K. J. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economic*, 74: 132-156.
26. Langyntuo, A. S., Ntougam, G., Murdock, L., Lowerberg, D. J. and Miller, D. J. (2004). Consumer preferences for cowpea in Cameroon and Ghana. *Agricultural Economics*, 30(3): 203-213.
27. Lucas, R. E. B. (1975). Hedonic price functions. *Economic Inequity*, 13:157-178.
28. Maddala, G. S. (1991). Introduction to econometrics. 2<sup>nd</sup> edition. New York: Macmillan.
29. Martinez-Garmendia, J. (2010). Application of hedonic price modeling to consumer packaged goods using store scanner data. *Journal of Business Research*, 63: 690-696.
30. Pai, C. W. and Saleh, W. (2008). Modeling motorcyclist injury severity by various crash types at T- junctions in the UK. *Safety Science*, 46(8):1234-1247.
31. Pishbahar, A. and Kheiri Nataj Firouzjah, M. (2014). Evaluation of hedonic pricing of dairy products. *Journal of Food Research*, 24 (4): 579-589. (Persian)
32. Rahmani, Z. and Haji Rahimi, M. (2015). Comparison of simple and spatial econometric methods for hedonic valuation of agricultural land in Sanandaj. *Journal of Agricultural Economics Reseach*, 7(26): 145-162. (Persian)
33. Rosen, S. (1974). Hedonic pricing and implicit markets: products differentiation in pure competition. *Journal of Political Economic*, 82: 34-55.

34. Sabuhi, M. and Tavana, H. (2008). Consideration of agricultural land price by Hedonic method A case of Larestan city. *Journal Economics and Development*, 16(64): 41-61. (Persian)
35. Saharkhiz, M., Fatemi, F. and Barkchian, M. (2014). Hedonic analysis of land price (A case study in Tehran, Zone 8). *Journal of Economic Studies and Policies*, 10 (1): 227-242. (Persian)
36. Saleh, I., Saeedi, A. and Yazdani, S. (2008). Analysis of factors affecting the profitability of botton mushroom firms in Tehran province. *Quarterly Journal of Researsh and Construction*, 80: 53-61. (Persian)
37. Shahnoushi, N., Firouzzareh, A., Zhalerajabi, M., Daneshvar, M. and Dehghanian, S. (2012). The use of the order logit model in an investigation of the effective factors on bread waste. *Journal of Economics Research*, 46 (3): 111-132. (Persian)
38. Soon Yim, E., Lee, S. and Gou Kim, W. (2014). Determinants of a restaurant average meal price: an application of the hedonic pricing model. *International Journal of Hospitality Management*, 39: 11-20.
39. Statistical Center of Iran. (2012). Census results of the country's mushroom breeding units. Available at: [http://www.amar.org.ir/Portals/0/Files/fulltext/1391/n\\_gharch\\_91.pdf](http://www.amar.org.ir/Portals/0/Files/fulltext/1391/n_gharch_91.pdf).
40. Tyrvainen, L. (1997). The amenity value of the urban forest: an application of the hedonic pricing method. *Landscape and Urban Planning*, 37(3-4): 211-222.



بررسی عوامل کیفی.....

41. Vural, H. and Halil, F. (2009). Land marketing and hedonic price model in Turkish markets: case study of Karacabey district of Bursa province. *African Journal of Agricultural Research*, 4(2): 71-75.

Archive of SID