فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال هفدهم، شماره ۵۲، پاییز ۱۳۹۱، صفحات ۱۶۸-۱۴۳

برآورد تقاضای لبنیات در کشور ایران: کاربردی از مدل دابل هاردل

دکتر محمدامین کوه‌بر*

تاریخ دریافت: ۱۰ مهر ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۲۷ دی ۱۳۹۱

در این مقاله، مخارج خانوارهای ایرانی روی مواد لبنی با استفاده از داده‌های آماری ۱۳۸۸ هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور مورد برآورد قرار گرفته است. هدف اصلی، بررسی عواملی است که بر دو تصمیم مشارکت در مصرف و میزان مصرف لبنیات در جامعه خانوارهای ایرانی تأثیرگذارند. به همین منظور از الگوی دابل هاردل با تصحیح باکس-کاکس و در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس و عدم نرمال بودن توزیع جملات اختلال استفاده شد. به دنبال برآورد ضرایب بدست آمده، با استفاده از برنامه‌نویسی در نرم‌افزار استاتا، کشش‌های حاشیه‌ای و نقطه میانی هزینه سرانه مصرف لبنیات نسبت به هریک از متغیرهای توضیحی محاسبه شدند. نتایج بدست آمده، بیانگر تأثیر ویژگی‌های اجتماعی همچون سن سرپرست خانوار، شهری یا روستایی بودن آنها، میزان تحصیلات و بعد خانوار بر مصرف لبنیات بوده است. ضمناً متغیرهای درآمد خانوار، قیمت خودی هریک از مواد لبنی و شاخص قیمت لبنیات، متغیرهای اقتصادی تأثیرگذار بر هزینه لبنیات خانوار هستند.

واژه‌های کلیدی: مدل دابل هاردل، تقاضای لبنیات، متغیر وابسته گسسته، سیاست‌های غذایی.
طبقه‌بندی JEL: D11، Q18.

۱. مقدمه

گروه غذایی لبنیات یکی از گروه‌های غذایی کشور ایران است که در سال ۱۳۸۸ بالغ بر ۱۰ درصد هزینه خوراکی را به خود اختصاص داده و شامل اقلام متنوعی از خوراکی‌ها است. سرانه ماهانه مصرف لبنیات در ایران، کمتر از ۸ کیلوگرم در سال ۸۸ بوده که درمقایسه با میزان توصیه شده از

* عضو هیأت علمی دانشگاه علوم و فنون دریایی خرمشهر aminkuhbor@yahoo.com

سوی سازمان بهداشت جهانی (۱۳ کیلوگرم در ماه) رقم بسیار اندکی است. ضمن آنکه انحراف معیار بالای موجود، درحدود ۳۰۰ گرم[۱]، به معنای وخیم‌تر بودن وضع گروه کثیری از مصرف‌کنندگان از این حیث بوده، گذشته از این، در برخی مناطق مصرف شیر و سایر لبنیات در الگوی غذایی مصرف‌کنندگان سهم بسیار ناچیزی داشته است (سرانه مصرف شیر در استان هرمزگان حدوداً ۱ کیلوگرم است). شواهد حاکی از آن است که جوامع توسعه‌یافته‌تر، با توجه به خواص مغذی مصرف متوسط شیر و لبنیات بیشتری داشته‌اند.[۲] در ایران هم استانهای توسعه‌یافته‌تر، مانند تهران، آذربایجان شرقی، البرز و چهارمحال و بختیاری، بیشترین سرانه مصرف شیر را داشته‌اند.[۳]

در ایران مصرف شیر از ۵۵۷۷ گرم در سال ۱۳۶۳ به ۷۸۶۵ گرم در سال ۱۳۸۸ رسیده که با احتساب کشف آثار مفید و ارزش مغذی بالای آن و روشهای افزایش طول عمر لبنیات، پیشرفتهای علم ژنتیک و تکنولوژی تولید لبنیات، پیشرفت چندان قابل توجهی محسوب نمی‌شود. از طرفی، افزایش بیش از ۲۱۰ درصدی مصرف شیر خشک در لبنیات مصرف شده، روند چندان خوشایندی را در مصرف لبنیات نشان نمی‌دهد. ضمن آنکه، حذف یارانه‌های نقدی شیر (مانند بسیاری از اقلام خوراکی) قطعاً به کاهش مصرف آتی شیر ختم خواهد شد، در حالی که مصرف میزان معینی از این گروه خوراکی، در رژیم غذایی روزانه ضروری بوده و به طور مداوم از جانب متخصصین تغذیه توصیه می‌شود.

هدف اصلی این مقاله، بررسی عواملی است که بر دو تصمیم مشارکت و میزان مصرف لبنیات، بخصوص شیر، تأثیر می‌گذارند. به این ترتیب می‌توان با هدفمند کردن یارانه‌ها، تدوین برنامه‌های غذایی (مانند اعطای شیر سهمیه‌ای در مدارس)، فروش شیر یارانه‌ای و یا حتی کالابرگ‌های تخفیف قیمت شیر و ... مصرف شیر و لبنیات را از وضع موجود به سمت مطلوب هدایت نمود. مطمئناً در بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت در مصرف لبنیات، از داده‌های تجمیع شده نمی‌توان استفاده نمود و نیاز به داده‌های مقطعی و فردی (سطح خرد) داریم که در ایران هیچ نمونه‌ای از چنن مطالعه‌ای یافت نمی‌شود.

---

۱. محاسبات محقق

2. Fuler, Beghin and Rozelle (2006)

۳. آمار توصیفی مصرف لبنیات در ایران، در قسمت ۴ به تفصیل ارائه شده است.

حسینی و عرفانیان[۱]، در چارچوب یک تابع لگاریتمی، با استفاده از داده‌های کلان، تقاضای شیر کشور را به صورت تابعی از درآمد قابل تصرف، الگوی مصرف، تبلیغات و میزان دسترسی به این ماده غذایی برآورد کرد. در این مطالعه که توضیح واضحی در مورد نوع داده‌ها و روش برآورد آن داده نشده، با استفاده از داده‌های آماری ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴ رگرسیون مورد نظر برآورد شده است.

مطالعات گسترده‌ای در سراسر دنیا در زمینه تقاضای لبنیات صورت گرفته که به لحاظ متدولوژی و نوع داده‌های مورد استفاده، می‌توان آنها را به دو گروه متفاوت دسته‌بندی نمود. دسته اول، مربوط به مطالعاتی است که از داده‌های سری زمانی استفاده نمودند.[۲] این مطالعات به لحاظ روش‌شناسی با مقاله حاضر بسیار متفاوت بوده و حتی کاربرد خاص خود را دارند. دسته دیگر مطالعاتی است که از داده‌های خرد استفاده کرده‌اند. همانگونه که در قسمت بعد خواهیم دید، در استفاده از داده‌های فردی با مسئله‌ای به نام داده‌های مفقود و مصرف صفر مواجه هستیم که عدم توجه به آن موجب بروز تورش در برآوردها خواهد شد. چنین ملاحظه‌ای در بسیاری از مطالعات داخلی و حتی جهانی صورت نگرفته است.[۳] به همین دلیل در مطالعات بعدی، از مدل سنسورد توبیت برای رفع مشکل مطروحه استفاده شد.[۴] همانطورکه اشمیت و عرب‌مازار (۱۹۹۲) نشان دادند، روشهای توبیت و حداکثر درستنمایی در این موارد، نسبت به خطای تشخیص در توزیع جملات اختلال و ماهیت آن، بسیار حساس بوده و در صورت بروز اشتباه، برآوردهای ناسازگاری را به دست می‌دهد. به همین دلیل در نسل آینده مدلهای وابسته گسسته، در مواجهه با مشکل مسئله صفر، از مدلهای دابل- هاردل با اعمال تبدیل کوکس استفاده شده است.[۵]

در این مقاله با استفاده از مدل دابل- هاردل، هزینه انواع خوراکی‌های موجود در طبقه لبنیات، به صورت تابعی از یکسری متغیرهای دموگرافیکی و اقتصادی برآورد شده است. در بخش دوم، چارچوب نظری الگو توضیح داده شده، تصریح اقتصادسنجی مدل در بخش سوم و توصیف داده‌ها مبحث بخش چهارم است. در قسمت پنجم، مدل ارائه شده و بالاخره، ارائه نتایج و پیشنهادات، مباحث پایانی این مقاله را تشکیل می‌دهند.

۱. حسینی، صفدر و عرفانیان (۱۳۸۷)

۲. هژبر کیانی و غلامی، مولینا، بلانسی فورتی و همکاران، کاراگیانیس، ری و ...

۳. صیامی و هژبر کیانی، دیتون و مولباور، هوانگ و لین، هوانگ، و ...

۴. کوه‌بر و کیانی، ون چرن و همکاران، ین و همکاران و ...

۵. لوکا پیرونی و همکاران، جونز و همکاران، ین و همکاران و ...

۲. چارچوب نظری

در تئوریهای مصرف‌کننده فرض بر این است که به طور معمول هر فرد (یا خانوار)، مصرف‌کننده بالقوه تمام کالاهای مصرفی است. اما در مواقعی که مسئله پیش رو، برآورد تقاضای گروهی خاص مانند لبنیات است، مباحثی مانند عادات و الگوهای غذایی، سلایق مصرفی، حساسیتها و ... مطرح شده و این امکان وجود دارد که صرفنظر از وضعیت اقتصادی و متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضا، افراد بسیاری کالای مصرفی مورد بحث را مصرف نکنند. تصمیم به شرکت یا عدم مشارکت در تقاضای این گروه غذایی ویژه، می‌تواند ریشه در شرایط فرهنگی، اجتماعی و حتی متغیرهای دموگرافیکی داشته که البته قابل بررسی می‌باشد.

پودنی[1] معتقد است که در چنین مواردی، استفاده از الگوهای مطلوبیت جدایی‌پذیر پیوسته قبلی چاره‌ساز نبوده و می‌بایست از ترجیحات تصادفی گسسته استفاده نمود. بر این اساس میان ساختار ترجیحات مصرفی مصرف‌کنندگان لبنیات و گروهی که لبنیات در رژیم غذایی آنها جایی ندارد، تفاوت قائل شده و فرض می‌شود که مصرف صفر ایشان، به معنای جواب گوشه‌ای[2] است. از این رو، پارامترهای تقاضا و منحنی انگل لبنیات، تنها باید از داده‌های غیرصفر (داده‌های مربوط به گروهی که لبنیات را در رژیم غذای خود مورد استفاده قرار می‌دهند) استخراج شود.[3] با این مفروضات، تابع مطلوبیت فردی، فرم زیر را بخود خواهد گرفت.

$$U = U(dc_1, c_2, c_3, \ldots, c_n; w)$$
$$c_1 : dairy\ consumption$$
$$c_2, c_3, \ldots, c_n : other\ \ food\ \ consumption$$

در این الگو، w برداری از متغیرهای دموگرافیکی است که بر کیفیت و میزان کالاهای مصرفی تأثیر دارد. d یک متغیر دو حالتی است که برای استفاده‌کنندگان بالقوه کالای مورد بررسی عدد یک و در غیر اینصورت صفر بوده و مبین وجود جواب گوشه‌ای در انتخاب مصرف‌کنندگان است. شکل دیگر معادله بالا را به صورت زیر هم می‌توان نوشت:

$$U = dU^s(dc_1, c_2, c_3, \ldots, c_n; w) + (1-d)U^{ns}(c_2, c_3, \ldots, c_n; w)$$

1. Pudney (1989)
2. Corner Solution
3. Blaylock and Blissard (1993)

در این معادله، U^s تابع مطلوبیت گروهی است که مصرف‌کننده بالقوه لبنیات بوده و U^{ns} برای گروهی بکار می‌رود که لبنیات در سبد مصرفی ایشان جایی ندارد. در این گروه، مصرف بهینه لبنیات با استفاده از بهینه‌سازی زیر $c_1^* = 0$ بدست می‌آید:

$$\max_{c_1,c_2,c_3,\ldots,c_n} \{U^s(c_1,c_2,c_3,\ldots,c_n;w)\}$$
$$s.t: PC = m$$

که در آن p بردار قیمتها، از جمله قیمت کالای مورد بررسی و m مخارج کل مصرفی فرد (خانوار) است. با فرض پیوستگی تابع مطلوبیت نسبت به لبنیات و شبه مقعر اکید بودن آن می‌توان تقاضای لبنیات را برای کشور ایران به صورت $C = f(P,m,w)$ استخراج نمود. ضمن آنکه تابع مخارج مصرف لبنیات نیز بصورت $g(m,w)$ قابل حصول است. به هرحال، از آنجایی که قید نامنفی بودن بر مصرف لبنیات مترتب است، نهایتاً جواب گوشه‌ای یا میانی بهینه‌سازی تابع مطلوبیت گفته شده، $e_{c_1}^*$ بوده که به صورت زیر بدست می‌آید:

$$e_{c_1}^* = \max\{0, g(m,w)\}$$

به این ترتیب، تقاضا یا مخارج مربوط به هزینه یا مصرف لبنیات واحدهای مصرفی (فرد یا خانوار) شکل می‌گیرد که البته امکان مشاهدات صفر فراوان در این داده‌های وجود خواهد داشت. توزیع فراوانی این داده‌ها، در نقطه صفر دارای اندکی تورم است.

۳. تصریح اقتصادسنجی الگو

همانگونه که در بخش گذشته مطرح شد، نسبت قابل ملاحظه‌ای از داده‌های آماری مورد استفاده در این تحقیق، صفر بوده و به تبع آن رقمی به‌عنوان قیمت واحد ذکر نگردیده است. توبین (۱۹۵۸) نشان داد که وجود مشاهدات صفر فراوان (تورم توزیع فراوانی در داده‌های صفر[1]) برای متغیر وابسته و داده‌های مفقود[2] که احتمالاً به خاطر بزرگتر بودن فاصله دو خرید از کالای مورد نظر نسبت به بازه آمارگیری رخ داده، می‌تواند سازگاری برآوردها را به خطر انداخته و تورش در تخمین را به همراه داشته باشد. به‌عنوان مثال برخی خانوارها برنج مصرف یکساله خود را یکجا

1. Zero-Inflated Distribution
2. Missing Data

خریداری کرده و در گزارش میزان خرید برنج در دوره آمارگیری، رقم صفر اظهار می‌کنند، در حالی‌که مصرف آنها صفر نبوده است. به این ترتیب، در صورت عدم توجه به داده‌های صفر، پارامترهای رگرسیون حاصل دیگر قابل اعتماد نبوده و برآورد ما از متغیر وابسته با توزیع شاخ و برگ‌زده[1]، اریبی به اندازه $\sigma \frac{f(\beta' X_j / \sigma)}{F(\beta' X_j / \sigma)}$ خواهد داشت. اگر هم با صفرها مانند دیگر داده‌ها رفتار کنیم، اریب امید شرطی y به شرط x، برابر خواهد بود با:

$$E(Y \mid X) = \beta' X_j * F(\beta' X_j / \sigma) + \sigma f(\beta' X_j / \sigma) \qquad (۱)$$

راه حل کاهش اریب حاصل، حذف داده‌های صفر و برآورد مدل با استفاده از سایر داده‌ها به شرط مثبت بودن آنها است که باعث سنسورد[2] شدن تابع توزیع مشترک راستنمایی شده و بر همین اساس تابع درستنمایی تشکیل می‌شود. این رویکرد برای اولین بار توسط جیمز توبین[3] (به عنوان گسترش الگوی پروبیت) مطرح شده و طیفی از الگوها را به نام «توبیت» معرفی کرد.

به هرحال تحول‌های اخیر اقتصادسنجی داده‌های خرد[4]، موارد زیادی را در عدم صلاحیت و کفایت مدلهای استاندارد توبیت مطرح نموده و آن را زیر سؤال برده‌اند. به این ترتیب الگوهای دو مانعی، به عنوان نسل جدید الگوهای مربوط به مشاهدات صفر معرفی شده‌اند. این الگو در حالت اولیه خود توسط کراگ[5] معرفی و به مرور زبان توسعه داده شد.[6] طبق این مدل، مصرف صفر علاوه بر دلیل گفته شده در بالا، می‌تواند ناشی از جواب گوشه‌ای باشد. ضمن آنکه الگوهای دو مانعی با قرار دادن وزن ۰ یا ۱ برای این کالا در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده، حتی امکان عدم مصرف این کالا را برای مصرف‌کننده قائل می‌شوند. به این ترتیب، برای گزارش یک رقم مثبت در مصرف کالای مورد بحث، دو مانع مجزا وجود دارد. مصرف‌کننده بالقوه بودن (تصمیم به مشارکت در مصرف)[7] و تصمیم به میزان مثبتی از مصرف کالای مورد نظر[8] و جالب‌تر آنکه هیچ الزامی هم وجود ندارد که لیست عوامل مؤثر بر هر مرحله با دیگری مطابقت داشته باشد که البته

1. Truncated Distribution
2. Censored TOBIT
3. Tobin, J. (1958)
4. Microeconometric Data
5. Cragg (1978)
6. Jones (1989), Blaylock and Blisard (1992), Garcia and Labeaga (1996), Yen and Jones (1996) and Labeaga (1999)
7. Participation Decision
8. Consumption Decision

خواهیم دید که مدل دابل هاردل چنین مسئله‌ای را لحاظ کرده است. ماتریس‌های z و x، به ترتیب مشاهدات مربوط به متغیرهای شرکت در مصرف (مانع اول) و میزان مصرف (مانع دوم) را نشان می‌دهند. به تبعیت از الگوهای جونز[1] و پادنی[2] مدل دابل هاردل به صورت زیر است:

الف) مصرف مشاهده شده: $y_i = d.y_i^{**}$

ب) معادله مشارکت در مصرف:

$$w_i = z_i'\alpha + u_i \quad , \quad u_i \cong N(0,1)$$
$$d = \begin{cases} 1 & if \quad w > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۲)$$

ج) معادله مربوط به مصرف:

$$y_i^* = x_i'\beta + v_i \quad , \quad v_i \approx N(0,\sigma^2)$$
$$y_i^{**} = \begin{cases} y_i & if \quad y_i^* > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۳)$$

با این الگو، مقدار مشخصی از مصرف لبنیات، تنها در صورتی مشاهده می‌شود که فرد یا خانوار مصرف‌کننده بالقوه لبنیات بوده ($d = 1$) و در فعل هم لبنیات مصرف کرده است ($y_i^{**} > 0$). به همین دلیل، الگوی دابل هاردل برخلاف الگوهای توبیت یا هکمن[3] بین صفرهای ناشی از تصمیم عدم مشارکت و عدم مصرف تفاوت صحیحی قائل می‌شود چرا که امکان دارد یک مصرف‌کننده لبنیات، به دلایل مختلفی از جمله شرایط اقتصادی، امکان مصرف لبنیات را در دوره بخصوصی نداشته باشد.

در مقاله حاضر الگوی دابل هاردل را با آزمونهای مشخصی مورد استفاده قرار داده، ضمن آنکه نتایج را با الگوی توبیت مورد مقایسه قرار می‌دهیم. آزمون‌های مورد نیاز ما در استفاده از این الگو، توزیع توأم دو متغیره جملات اختلال دو مانع مشارکت و میزان مصرف و تشخیص وابستگی آنها است که بسته به آنها شکل تابع راستنمایی تغییر خواهد نمود. با ملاحظه ناهمسانی واریانس

1. Jones (1989)
2. Pudney (1989)
3. Heckman Selection Model

احتمالی موجود در چنین مدلهایی فرض می‌کنیم که شکل ناهمسانی تابعی پیوسته از متغیرهای مدل است:

$$\sigma_i = \exp(w_i' h)$$

که درآن w زیرمجموعه‌ای از بردار متغیرهای توضیحی و h بردار ضرایب مربوطه است.[۱] فرض ارتباط توأم و همبستگی جملات اختلال دو مانع مذکور، امکان لحاظ توأم بودن دو تصمیم مشارکت در مصرف و میزان مصرف را برای ما فراهم نموده و بدن ترتیب شکل واقعی‌تری به تقاضای برآورد شده خواهد بخشید. بنابراین، با فرض نرمال بودن این دو متغیر تصادفی داریم:

$$u, v \approx BVN(0, \Sigma) \quad , \quad \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \sigma\rho \\ \sigma\rho & \sigma^2 \end{bmatrix} \tag{۴}$$

که در آن، ρ ضریب همبستگی جملات اختلال میان دو مدل است. با نشان دادن تابع درستنمایی برای مشاهدات مربوط به مصرف صفر، با علامت ۰ و مشاهدات مربوط به مصرف مثبت، با علامت +، تابع درستنمایی کل الگو که با استفاده از قانون احتمالات شرطی بیز، فقط به تقاضای مشاهدات غیرصفر تبدیل می‌شود. با ملاحظه امکان وجود ناهمسانی به صورت گفته شده در معادله ۴ و همچنین وابستگی میان جملات اختلال با ضریب همبستگی ρ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$L = \prod_{0} \left[1 - \Phi(z_i'\alpha, x_i'\beta, \rho)\right] \prod_{+} \left[\Phi\left(\left[z_i'\alpha + \frac{\rho}{\sigma_i}(y_i - x_i'\beta) \right] / \sqrt{1-\rho^2} \right) \frac{1}{\sigma_i} \phi\left((y_i - x_i'\beta)/\sigma_i\right) \right] \tag{۵}$$

که در آن، Φ تابع توزیع احتمال نرمال و ϕ تابع چگالی آن است. البته با صفر فرض کردن همبستگی میان جملات اختلال و عدم ملاحظه ناهمسانی واریانس، به مدل دابل هاردل پیشنهادی کراگ[۲] دست می‌یابیم:

$$L = \prod_{0} \left[1 - \Phi(z_i'\alpha)\Phi(x_i'\beta)\right] \prod_{+} \left[\Phi\left(z_i'\alpha + \frac{1}{\sigma_i}(y_i - x_i'\beta)/\sigma_i \right) \right] \tag{۶}$$

۱. به تبعیت از Newman و همکاران (۲۰۰۳)

2. Cragg (1997)

اتکینسون معتقد است که دو تصمیم مشارکت در مصرف و میزان مصرف دو تصمیم کاملاً مجزا بوده و حتی می‌تواند در دو زمان مختلف گرفته شده باشند و این امکان وجود دارد که بازخوردی از تصمیم میزان مصرف به سمت تصمیم به مصرف وجود داشته باشد.[1] به هرحال ما در این مقاله از چنین فرض محدودیت‌آوری استفاده نکرده در مورد ماهیت ارتباط اجزای اختلال پیش‌داوری نمی‌کنیم. ضمناً باید مد نظر داشت که با اعمال قید $\alpha_i = ۰$ برای $j \neq ۰$ و همچنین $a_{.} = \infty$ که باعث می‌شود $p(u > -z_i'\alpha) = \infty$ باشد[2]، به برآوردکننده‌های توبیت می‌رسیم. از این رو چنین آزمونی می‌تواند برای صحت برآوردکننده‌های توبیت بکار رود.

اما نکته‌ای در این میان وجود داشته و آن این است که الزامی برای نرمال بودن توزیع جملات اختلال دو مانع و حتی یکی از آنها وجود ندارد. به همین منظور برآوردهای روش حداکثر راستنمایی و استفاده از الگوهای ۵ و ۶ به طور خودکار با نقض فرض نرمال بودن (که چندان هم بعید نیست) زیر سؤال رفته و غیرنرمال خواهد بود. بویژه، ناسازگاری این روش زمانی به عنوان مشکلی جدی درمی‌آید که توزیع داده‌های متغیر وابسته ماهیتاً دارای چولگی قابل ملاحظه‌ای باشند، درست مانند مصرف صفر لبنیات.

به پیروی از جونز (۱۹۹۳) و ین (۲۰۰۰)، یک راه برای مقابله با این مشکل استفاده از تبدیل باکس-کاکس[3] بر روی متغیر وابسته به صورت مقابل است: پارامتر دلخواه λ که می‌تواند بین صفر و یک انتخاب شود، دارای دو حالت حدی است که اگر به یک نزدیک شود، همچون یک تبدیل خطی و اگر به صفر نزدیک شود، مانند یک تبدیل لگاریتمی عمل می‌کند. به هر حال، با استفاده از تبدیل فوق، y با هر توزیع اولیه‌ای، شکل نرمال بخود گرفته و این بار، $y_i > ۰$ مترادف با $y_i^T > -\frac{۱}{\lambda}$ خواهد بود. بنابراین الگوی باکس-کاکس دابل هاردل، به صورت زیر درمی‌آید:

$$y_i^T = \begin{cases} y_i^* & if \quad y_i^* > -\frac{۱}{\lambda} \quad and \quad w_i > ۰ \\ ۰ & otherwise \end{cases} \qquad (۷)$$

با این تبدیل، تابع درستنمایی دابل هاردل، بصورت زیر است:

---

1. Atkinson, *et al* (1984) and Bleylack, *et al* (1993)

۲. به عبارتی باعث می‌شود که توزیع روی داده‌های صفر سنسورد شود ($\Phi(z_i'\alpha) = ۱$)

3. Box-Cox Transfomation

$$\prod_{0}\left[1-\Phi\left(z_i'\alpha,\frac{x_i'\beta+1/\lambda}{\sigma_i},\rho\right)\right]$$
$$\prod_{+}\left[\Phi\left(\left[z_i'\alpha+\frac{\rho}{\sigma_i}(y_i^{\lambda}-1)/\lambda-x_i'\beta\right]/\sqrt{1-\rho^2}\right)y_i^{\lambda-1}\frac{1}{\sigma_i}\phi\left(\frac{(y_i^{\lambda}-1)/\lambda-x_i'\beta}{\sigma_i}\right)\right] \quad (8)$$

در این تابع، بدون دغدغه فرض نرمال بودن، می‌توان پارامترهای مدل را تخمین زد.

تفسیر مدل

مدل‌های دابل- هاردل اثر نهایی متغیرهای توضیحی را بر روی مقدار شرطی مورد انتظار متغیر وابسته بررسی می‌کنند. در این مقاله، ابتدا احتمال مشارکت در مصرف لبنیات بررسی شده، سپس مقدار شرطی مصرف لبنیات برآورده شده است. برآورد غیرشرطی مصرف لبنیات در الگوی باکس-کاکس دابل- هاردل، با استفاده از قاعده بیز، بصورت زیر قابل محاسبه است:

$$E(y_i)=p(y_i>0)E(y_i\mid y_i>0) \quad (9)$$

که درآن:

$$E(y_i\mid y_i>0)=E\left(y_i\middle|w_i>-z_i'\alpha,y_i^{*}>-x_i'\beta-\frac{1}{\lambda}\right) \quad (10)$$

که با فرض وجود ارتباط میان جملات خطا در دو مانع مشارکت و میزان مصرف، معادله فوق را می‌توان با استفاده از امیدگیری بصورت زیر بازنویسی کرد:

$$E(y\mid y_i>0)=\left[\Phi\left(\frac{x_i'\beta+1/\lambda}{\sigma_i}\right)\right]^{-1}\int_{0}^{\infty}\frac{y_i^{T}}{\sigma_i}\phi\left(\frac{y_i^{T}-x_i'\beta}{\sigma_i}\right)dy_i \quad (11)$$

و همچنین، احتمال مشارکت در مصرف برابر است با:

$$p(y_i>0)=\Phi(z_i'\alpha)\Phi\left(\frac{x_i'\beta+1/\lambda}{\sigma_i}\right) \quad (12)$$

اثرات نهایی با دیفرانسیل‌گیری از روابط بالا قابل حصول بوده[1] که با استفاده از این معادلات از امید غیرشرطی، کشش مصرف لبنیات نسبت به یک متغیر مستقل، به صورت زیر بدست می‌آید:

$$e_j = \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_{ji}} \frac{x_{ji}}{E(y_i)} = \frac{\partial P(y_i > 0)}{\partial x_{ji}} \frac{x_{ji}}{P(y_i > 0)} + \frac{\partial E(y_i \mid y_i > 0)}{\partial x_{ji}} \frac{x_{ji}}{E(y_i \mid y_i > 0)} \quad (۱۳)$$

که قسمت اول، کشش مشارکت در مصرف نسبت به متغیر x_j، $e_j^{participation}$، و قسمت دوم، کشش شرطی مصرف نسبت به این متغیر، e_j^{cc}، خواهد بود. به اعتقاد جونز و نیومن (۲۰۰۳)، اگر متغیر توضیحی، یک متغیر کیفی یا گسسته باشد، کشش ذکر شده، نشان می‌دهد با تغییر x از صفر به یک، چه میزان احتمال مصرف بالا رفته، چه میزان مصرف شرط و غیرشرطی افزایش خواهد یافت.

٤. متغیرها و داده‌ها

همانگونه که گفته شد، علاوه بر متغیر وابسته که هزینه ماهانه مصرف هر یک از اقلام لبنی هستند، ۲ دسته متغیر توضیحی در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته است. یکی به‌عنوان عوامل مؤثر بر مشارکت در مصرف لبنیات یا عدم آن و دیگری برای بررسی عوامل مؤثر بر میزان مصرف یا هزینه هر یک از اقلام لبنیات. همانطور که گفته شد، این دو دسته از متغیرها جدا از هم نبوده و در برخی عوامل مشترکند. این متغیرها به همراه شاخصهای آماری مربوطه در جدول ۱ قابل مشاهده هستند. از آنجایی که هزینه کل و میزان مصرف هر یک از انواع لبنیات در داده‌های آماری این تحقیق وجود دارد، کمیت و کیفیت کالای مصرفی قابل تجزیه نیست. این متغیرها به همراه نام اختصاری آنها در مدل ما، در جدول ۱ قابل مشاهده هستند.

جدول ۱. تعریف متغیرها و آماره‌های توصیفی

تعریف	آماره‌های بدست آمده از نمونه انتخاب شده				حجم کل نمونه	حجم نمونه مصرف‌کننده
	نمونه مصرف‌کنندگان لبنیات		کل نمونه			
	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین		
	متغیرهای وابسته					
هزینه مصرف شیر	۱۲۲۶۰۵/۳	۷۹۸۴۱	۱۲۸۷۴۲/۱	۹۶۶۸۱/۱	۳۵۲۹۷	۲۹۱۴۹

۱. برای جزئیات استخراج اثرات نهایی و کششهای گفته شده در معادله (۱۳) به مقاله جونز و ین (۲۰۰۰) مراجعه شود.

هزینه مصرف خامه و سرشیر	۱۴۹۲۵/۲۸	۴۱۶۶/۶۷	۲۸۸۱۳/۶	۲۹۲۶۲/۰۴	۳۵۲۹۷	۵۰۲۶
هزینه مصرف بستنی	۲۳۶۵۶/۰۳	۶۹۱۲/۹۱	۴۲۶۰۵/۹	۳۳۲۱۱/۵۳	۳۵۲۹۷	۷۳۴۷
هزینه مصرف ماست	۴۹۹۳۱/۸۲	۳۵۰۳۷/۹۹	۵۱۸۵۸/۴۶	۶۴۵۰۰/۶۷	۳۵۲۹۷	۱۹۱۷۴
هزینه مصرف پنیر	۶۱۳۳۴/۲۳	۵۱۰۴۴/۰۸	۶۲۲۴۷/۹۴	۶۶۲۹۵/۱۴	۳۵۲۹۷	۲۷۱۷۷
هزینه مصرف کشک و قارا	۲۷۶۴۷/۶۷	۴۳۵۸/۸۳	۷۷۱۰۶/۵۴	۴۳/۶۹۶	۳۵۲۹۷	۳۵۲۱
متغیرهای توضیحی پیوسته					۳۵۲۹۷	
سن سرپرست خانوار			۱۵/۴۴	۴۸/۶۵		
درآمدخانوار			۶۹۱۵۰۵۷	۸۷۷۹۴۳۹		
مجذور درآمد		۴۷۸۱۸۰۰۰۰۰۰۰۰	۴۷۸۱۸۰۱۳۳۱۳۲۴۹			
قیمت شیر	۴۵۶۶/۲۹	۴۳۳۹/۸۵				۲۹۱۴۹
قیمت خامه و سرشیر	۸۵۷۵/۵۴	۳۶۲۷۷/۲۱				۵۰۲۶
قیمت بستنی	۴۲۰۷/۳۷	۱۹۷۹۳/۵۲				۷۳۴۷
قیمت ماست	۲۹۰۴/۶۳	۸۳۸۴/۹۵				۱۹۱۷۴
قیمت پنیر	۸۱۹۵/۲۵	۳۴۴۰۹/۰۶				۲۷۱۷۷
قیمت کشک و قارا	۱۵۱۵۹/۶۶	۲۹۵۸۷/۶				۳۵۲۱
شاخص قیمت لبنیات	۹۵۲۳/۰۷۵	۱۶۵۷۲/۳۹				۳۵۲۹۷
متغیرهای توضیحی کیفی						
روستایی بودن					۱۸۲۱۵	
تحصیلات زیر دیپلم						
تحصیلات لیسانس					۹۵۰۰	
سطح تحصیلات بالاتر					۲۹۱۳	
بعد خانوار			۱/۸۳	۴/۱۱	۳۵۲۹۷	

آمار مربوط به متغیرهای مطرح شده در جدول ۱، از بسته آماری هزینه- درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۸۸ استخراج شده‌اند که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شوند. بخش اول این آمارها، شامل مخارج مصرفی خانوارها از انواع کالاها و خدمات مصرفی بوده که شامل هزینه و میزان مصرف این کالاها است و قیمت واحد هر یک از خانوارها، از تقسیم هزینه بر میزان مصرف این کالاها بدست آمده است. شاخص قیمت لبنیات از میانگین وزنی قیمت

هر یک از اقسام لبنیات برای هر خانوار محاسبه شده و وزنها، میزان مصرف این اقلام هستند. آمار متغیرهای دموگرافیکی نیز از بخش دیگری از این بسته آماری بدست آمده است که شامل بعد خانوار، میزان تحصیلات، سن سرپرست خانوار و ... است که بعضاً این متغیرها بر تصمیم‌های مشارکت و میزان مصرف لبنیات مؤثر واقع می‌شوند. حجم نمونه ۳۵۲۹۷ خانوار بوده که در مورد هر یک از اقلام لبنیات، آنهایی که مصرف صفر داشته‌اند، در جدول ۱ مشخص است. بالاخره، ذکر آخرین نکته‌ای که در این قسمت ضروری به نظر می‌رسد، درخصوص دوره آمارگیری است. این آمارها برای یک دوره یک ماهه جمع‌آوری شده‌اند. از آنجایی که لبنیات یک کالای بادوام نیست، اگر کسی در یک ماه از این اقلام مصرف نکند، چنین فرضی که این خانوار اصلاً در مصرف این لبنیات مشارکت نمی‌کند، چندان هم غیرواقعی نیست. همانگونه که گفته شد، عوامل بسیاری باعث مشاهده جواب گوشه‌ای در حداکثر کردن مطلوبیت شده، بروز مصرف صفر از برخی انواع لبنیات را سبب شده‌اند. به همین دلیل در این مشاهدات قیمت واحدی هم گزارش نشده است. همین مسئله، لزوم استفاده از الگوی دو مانعی را مسبب شده و موجب ایجاد تورش در برآوردهای مدل توبیت می‌شود.

۵. برآورد مدل و نتایج

در این قسمت، ابتدا کمی روی مدلهای مختلف رقیب بحث نموده، در مدل نحوه تصریح این مدلها بحث می‌کنیم و پس از برآورد آنها به روش‌های گوناگون، ضرایب شرطی و غیرشرطی را برآورد و محاسبه می‌کنیم.

۵-۱. تصریح مدل

در تصریح مدل، ابعاد متنوعی قابل بررسی است. یکی از این ابعاد که خاص مدل دو مانعی است، استفاده از توزیع یک متغیره یا دو متغیر غیرمستقل در جملات اختلال دو مانع است. زمانی u و v در معادله ۴ دارای توزیع مستقل از هم هستند که پیش‌فرض، استقلال دو تصمیم مشارکت در مصرف و میزان مصرف باشد.[۱] در مقابل، فرض واقعی‌تر این است که مصرف‌کننده درست زمانی که تصمیم به مصرف یک کالا می‌گیرد، به میزان مصرف این کالاها فکر می‌کند. با پیشرفت و

۱. نیومن و ماتیوس (۲۰۰۳)

توسعه مدل دابل هاردل چنین وابستگی در تصمیم‌گیری با در نظر گرفتن فرض $\Sigma = \begin{bmatrix} ۱ & \sigma\rho \\ \sigma\rho & \sigma^۲ \end{bmatrix}$ و $u, v \approx BVN(۰, \Sigma)$ قابل لحاظ است. نکته جالب در این تصریح این است که حتی اگر وابستگی هم در این دو تصمیم وجود نداشته باشد، خود به خود، ρ مساوی صفر تخمین خورده و مشکلی در برآورد ایجاد نمی‌گردد (به همین سبب در برخی پژوهشها، با فرض چنین شکلی برای جملات اختلال دو تصمیم، الگوی گفته شده را به الگوی دابل هاردل تعمیم‌یافته تغییر نام داده‌اند).

مسئله دیگر، انتخاب متغیرهای توضیحی دو مانع و فرم تابعی مناسب برای آنها است. در تمامی مدلهای دابل هاردلی که تاکنون انجام شده‌اند، نظریه و تئوری خاصی تا به حال در این مورد مطرح نشده و بیشتر بسته به مورد تحقیق و توسط محقق انتخاب می‌شود.[۱] اما به نظر می‌رسد که اکثر محققین تصمیم مشارکت در مصرف را بیشتر تابع متغیرهای دموگرافیکی و درآمد خانوار و میزان مصرف را یک تصمیم اقتصادی در نظر گرفته‌اند. مثلاً اینکه یک خانوار مصرف‌کننده بالقوه شیر است یا خیر، به متغیرهایی مانند شهری یا روستایی بودن، سطح تحصیلات سرپرست خانوار، بعد خانوار و درآمد بستگی دارد؛ حال در صورت مصرف شیر، اینکه به طور متوسط روزانه چه میزان شیر مصرف می‌شود به سطح درآمد، قیمت شیر و سایر کالاهای مرتبط بستگی دارد. در این تحقیق، سعی شده تا ابتدا از کل متغیرهای مورد گمان استفاده شود، سپس با استفاده از آزمون F تزایدی، متغیرهای کم‌اثرتر را از مدل حذف نماییم.

۵-۲. آزمون‌های آماری و برآوردهای مدل

همانگونه که گفته شد، الگوهای دابل هاردل با استفاده از روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌شوند. به همین دلیل، آزمونهای مقتضی در این موارد، آزمونهای نسبت درستنمایی و لگاریتم درستنمایی هستند. باید توجه داشت که توان این آزمونها تا حدود زیادی به تشخیص درست نوع توزیع، ضریب همبستگی توزیع دو جمله اختلال و واریانس این خطاها بستگی دارد.[۲] با نقض فروض نرمالیتی و یا با وجود ناهمسانی، سازگاری برآوردکننده‌های حداکثر درستنمایی به هم

---

۱. ال پیرونی (۲۰۰۹)

۲. ین و جونز (۱۹۹۶)

می‌خورد.[۱] لذا، پس از آزمون توزیع جملات اختلال دو مرحله، با استفاده از آزمون LR، صحت استفاده از مدلهای توبیت و دابل هاردل مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

جدول ۲. آزمونهای تشخیص مدل

نام الگو	فرض همسانی واریانس	فرض نرمال بودن جملات اختلال
الگوی توبیت	۷۸/۸۳۴۵(۲) {۰/۰۰۰۳۲}	۷۹/۳۸(۲) {۰/۰۰۰۱}
الگوی دابل- هاردل	۱۴۶/۴۳۱(۳) {۰/۰۰۰۰}	۷۴۲/۰۰۹۸ (۲) {۰/۰۰۰۰}

* درجه آزادی آماره‌های χ^2 درون پرانتز (مقابل) و احتمال معنی‌داری آنها درون براکت (زیر) این آماره‌ها ثبت شده‌اند.

نتایج آزمون نسبت درستنمایی (LR) نشان می‌دهد که آماره محاسباتی از χ^2 جدول بیشتر بوده و فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جملات اختلال و همسانی واریانس آنها قابل پذیرش نیست. به همین منظور، جملات اختلال و در نتیجه تابع راستنمایی را می‌بایست با تعدیل σ_i^2 بازنویسی کرد که البته واضح است که روش حداکثر درستنمایی تکراری روش مقتضی خواهد بود. همچنین، با توجه به اینکه نقض فرض نرمالیتی جملات اختلال (توزیع نرمال یک و یا دوجمله‌ای)، سازگاری برآوردکننده‌های معمول حداکثر درستنمایی را زیر سؤال می‌برد، استفاده از مدلهای دابل هاردل و توبیت معمولی برای الگوی حاضر توجیهی نخواهد داشت. به همین منظور از تابع تبدیل باکس-کاکس (معادله (۹)) استفاده می‌شود که البته تبدیل‌های خطی و لگاریتمیک، حالت‌های حدی این تبدیل هستند.

پس از تشخیص، نوبت به تصریح مدل و انتخاب یک برآوردکننده مناسب می‌رسد. ابتدا، با استفاده از آماره نسبت درستنمایی (LR) با استفاده از الگوی باکس-کاکس دابل هاردل، یک بار تابع گفته شده را با قید همسانی برآورد کرده و بار دیگر با اصلاح ناهمسانی موجود، برآورد کردیم. آماره محاسباتی (۰/۶۹) کمتر از مقدار بحرانی بوده و سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر مبنی بر استقلال جملات اختلال دو مرحله تصمیم‌گیری با احتمال بیش از ۰/۹۹ قابل رد شدن

۱. مادالا و نلسون (۱۹۷۵) و عرب‌مازار و اشمیت (۱۹۸۲)

نبود.[۱] حال با فرض استقلال جملات اختلال، آزمون تصریح، توسط آزمون مدلهای غیرآشیانه‌ای وونگ انجام شد. به همین منظور تصریح باکس-کاکس- دابل- هاردل در مقابل صحت استفاده از تصریح باکس-کاکس- توبیت مورد آزمون قرار گرفت. خروجی‌های مدل نشان داد که آماره محاسباتی وونگ (۳۸/۱) با احتمال ۰/۹۹۹، فرض صفر (مبنی بر صحت استفاده از مدل توبیت) را قویاً رد کرده و مدل دابل هاردل را مدل مناسبتری برای داده‌های تحقیق معرفی می‌کند.

شایسته ذکر است که مدل نهایی، الگوی دابل هاردل با تعمیم باکس-کاکس بوده که در آن جملات اختلال دو مرحله از تصمیم‌گیری، مستقل هستند. به این ترتیب، بدون نگرانی از مشکلات تصریح و تشخیص، در ادامه الگوی مورد نظر با استفاده از برآوردکننده‌های حداکثر درستنمایی مورد برآورد قرار گرفت.

جدول ۳ الف. خروجی‌های خام حاصل از برآورد مدل (شیر و سرشیر)

نام متغیر	شیر				خامه و سرشیر			
	الگوی دابل هاردل واریانس ناهمسان			برآورد توبیت	الگوی دابل هاردل با فرض ناهمسانی			برآورد توبیت
	مشارکت	هزینه	ناهمسانی		مشارکت	هزینه	ناهمسانی	
عرض از مبدأ	-۳۳۶/۱۴۷	۱۰/۷۳۲۹	-	۲۹۸۷/۵۴	-۴/۴۴۸۹	۹/۰۹۲۱۴	-	-۱۲۹۱۴۴
سن سرپرست	-۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۳۰۱	-	۳۹۸/۰۷۴	-۰/۰۱۷۳۹*	-۰/۰۰۱۴۱	-	-۴۵۲/۲۱۹*
درآمدخانوار	۰۰۰	۰	-۰/۰۰۰۳۴	۰/۰۰۶۱	۰۰۰۰	۰۰۰۰	-	-۰/۰۰۱۶۹
قیمت خودی	۰/۱۴۹	۰/۰۰۰۰۶	-	۹/۳۷۲۳	۰/۰۰۰۴۴	۰	-۰/۰۲۳	۰/۹۱۹۹۱۹
شاخص قیمت لبنیات	-۰/۰۰۰۰۶	-/۰۰۰۰۳۶	-	-۶/۱۳۰۶۷	۰/۰۰۰۰۴۱	۰/۰۰۰۰۲۵۱	-	۱/۳۹۰۸
روستایی بودن	۱/۱۳	-۰/۲۷۹۸۳	۰/۰۰۱۳	-۱۱۷۹۱/۴	۰/۷۶۲۱۹	-۰/۰۲۰۴۶	۰/۰۰۵	۲۰۱۹۱/۲۱
تحصیلات لیسانس	۰/۱۸۳۱	-/۰۵۸۶۲۲	-۰/۰۰۱	۳۸۲۹/۵۰۹	۰/۳۱۹۲۹*	-۰/۰۹۰۵۵*	-۰/۰۰۰۰۱	۷۶۹۵/۱۰۱*
تحصیلات بالاتر	۰/۱۱۷۲*	/۰۱۷۴۲۲*	-	۹۱۶/۲۷۷*	۰/۴۰۳۵۴	-۰/۰۶۶۵۷	-	۱۰۲۱۷/۱۸

۱. این نتیجه، با نتایج بدست آمده در مدلهای بلی- لاک و بلیزارد (۱۹۹۳)، گارسیا و لابیگا (۱۹۹۶) و لوکا پیرونی (۲۰۰۸) مشابه بوده است.

بعد خانوار	-۰/۱۳۴۸*	۰/۰۷۲۳۸	–	۷۶۹۲/۳۱۸	۰/۰۱۳۱۸	۰/۰۴۷۶۷	–	۹۴۱/۲۱۳۶

در تمام این جداول، * به معنی بی‌معنی بودن ضریب در سطح اطمینان ۵٪ است.

جدول ۳ ب. خروجی‌های خام حاصل از برآورد مدل (ماست و پنیر)

نام متغیر	ماست				پنیر			
	الگوی دابل هاردل واریانس ناهمسان			برآورد توبیت	الگوی دابل هاردل با فرض ناهمسانی			برآورد توبیت
	مشارکت	هزینه	ناهمسانی		مشارکت	هزینه	ناهمسانی	
عرض از مبدأ	-۰/۷۱۰۸۳	۱۰/۳۳۹۱۳	–	-۴۷۲۸۴/۴۸	۰/۴۵۳۹۶	۹/۶۴۸۴	–	-۶۰۵۸۲/۶۶
سن سرپرست	-۰/۰۰۶۲۳۲*	۰/۰۰۱۰۴	–	-۱۳۹/۲۷۹۹*	۰/۰۰۸۱۲	۰/۰۰۱۱۳	-۰/۰۰۰۰۲۳	۱۲۱/۲۷۵۴
درآمدخانوار	۰	۰	۰/۰۰۱۰۴	۰/۰۰۲۰۵۱۸	۰*	۰*		۰/۰۰۲۶۴۱۵*
قیمت خودی	۰/۰۰۰۱۱	۰/۰۰۰۰۲۳۸	–	۳/۵۷۰۴۷	-/۰۰۰۱۴	۰	–	-۰/۹۳۱۵۰۹۷
شاخص قیمت لبنیات	۰*	-۰/۰۰۰۱۹۳*	-۰/۰۰۱۰۲	۰/۲۰۲۳۱۴*	۰/۰۰۰۳۳*	۰/۰۰۰۰۴۴*	۰/۰۰۲۴	۴/۸۱۵۷۶*
روستایی بودن	۰/۴۷۸۶۱*	-۰/۰۲۱۱۰۵	–	۱۷۸۴۱/۵۴*	۰/۴۹۲۶۱	۰/۰۱۴۷۵	–	۱۰۶۴۰/۰۷
تحصیلات لیسانس	۰/۲۸۲۳۹	۰/۰۲۰۹۷۴	-۰/۰۰۱۲	۱۱۳۵۶/۰۵	۰/۵۱۵۱۲	-۰/۰۳۷۰۸		۳۱۴۹/۴۴۳
تحصیلات بالاتر	۰/۳۲۸۵۰	۰/۰۳۸۶۷	-۰/۰۰۰۵۶	۱۳۶۹۸/۸۹	۰/۵۱۶۹۴*	-۰/۰۲۲۹۶۷	-۰/۰۰۰۸۱	۴۷۶۶/۴۸۴*
بعد خانوار	-۰/۰۳۵۵۴	۰/۰۵۲۳۹*	–	۱۰۷۴/۱۶۱	-۰/۰۴۷۴۹	۰/۰۷۹۴۱	–	۳۸۹۶/۸۵۱

جدول ۳ پ. خروجی‌های خام حاصل از برآورد مدل (بستنی، کشک و قارا و ...)

نام متغیر	بستنی				انواع کشک و قارا			
	الگوی دابل هاردل واریانس ناهمسان			برآورد توبیت	الگوی دابل هاردل با فرض ناهمسانی			برآورد توبیت
	مشارکت	هزینه	ناهمسانی		مشارکت	هزینه	ناهمسانی	
عرض از مبدأ	-۴/۰۱۷۲۱	۱۳/۲۰۱۷	–	-۳۱۴۵۷/۸۴	-۴/۶۱۵۵	۸/۹۳۳۱	–	-۲۹۱۸۶/۲
سن سرپرست	-۰/۰۲۳۱۸	-۰/۰۰۰۸۹	-۰/۰۰۱۰۰۳	-۸۳۵/۴۵۴	۰/۰۰۱۴۶	۰/۰۰۱۷۹	–	۹/۱۹۱۶
درآمدخانوار	۰	۰		۰/۰۰۱۱۸۳	۰	۰	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱۲۷۶۶

قیمت خودی	۰/۰۰۰۱۴	−۰/۰۰۰۱۵	۰/۰۰۰۳۵	−۱/۳۷۴۴۹	۰/۰۰۰۰۴۷	۰/۰۰۰۰۱۶	−	۳/۳۰۹۴۷
شاخص قیمت لبنیات	۰	۰	−	۰/۳۳۹۱۱	۰/۰۰۰۰۳۶	۰/۰۰۰۰۲۳۳	−	۲/۴۵۸۶۹
روستایی بودن	۰/۳۱۰۱۸	−۰/۱۴۴۷	−	۹۳۳۵/۸۲۲	۰/۱۵۸۸	−۰/۱۵۶۹۵	−۰/۰۰۱۹۸	۶۳۵۰/۸۴
تحصیلات لیسانس	۰/۲۹۷۳	−۰/۰۲۷۱۸	−	۹۸۶۹/۴۷۷	۰/۱۰۰۴۸	−۰/۱۱۹	۰/۰۰۰۰۱	۲۸۸۸/۰۴۵
تحصیلات بالاتر	۰/۳۳۸۹۹	−۰/۰۱۰۱	−۰/۰۰۱۴۳	۱۱۴۳۳/۸۲	۰/۰۷۳۳۷۲	−۰/۲۰۱۳	۰/۰۰۰۲۱	۱۲۴۱/۰۴۷
بعد خانوار	۰/۰۹۹۶۲	−۰/۰۰۴۹۷	−	۳۷۵۸/۸۶	۰/۰۷۰۹۷	۰/۰۵۱۴۵	−۰/۰۰۱۹	۳۴۶۸/۳۷۱

۵-۳. محاسبه کشش‌های شرطی و غیرشرطی

همانگونه که در جداول ۳ قابل مشاهده است، برآوردها یک بار با استفاده از مدل توبیت و بار دیگر با استفاده از الگوی دابل هاردل انجام و ثبت شده‌اند. بر پایه مباحث مطروحه در ابتدای مقاله، با استفاده از ضرایب زاویه حاشیه‌ای و میانگین[1] از الگوی شرطی و غیرشرطی، کشش‌های متناظر استخراج شده است. این کششها در تحلیل و بررسی آثار قیمت‌گذاری و تغییرات مختلف قیمت مواد لبنی حائز کمال اهمیت هستند. نتایج بدست آمده، در جداول ۴ ارائه شده است.

جدول ٤ الف. کششهای شرطی و غیرشرطی بدست آمده از الگوی دابل هاردل (گروه شیر)

متغیر توضیحی	کششهای شرطی		کششهای غیرشرطی	
	در میانگین	در حاشیه	در میانگین	در حاشیه
سن سرپرست	−۰/۰۰۰۱۸۳۵	−۰/۰۰۷۵۲۶	−۰/۰۰۰۱۵۱	−۰/۰۰۶۲۱۵
درآمدخانوار	۰/۰۰۰۷۰۲۷	۰/۰۲۸۸۲۶	۰/۰۰۰۵۸۰	۰/۰۲۳۸۱
قیمت خودی	۰/۰۰۰۳۱۹۸	۰/۰۱۳۱۲	۰/۰۰۰۲۶۴	۰/۰۱۰۸۳
قیمت لبنیات	−۰/۰۰۰۷۳۷	−۰/۰۳۰۲۳	−۰/۰۰۰۶۰۸۵	−۰/۰۲۴۹۶
روستایی بودن	−۰/۰۰۰۱۸۱	−۰/۰۰۷۴۲	−۰/۰۰۰۱۴۹	−۰/۰۰۶۱۳
لیسانس	-1.86382E-05	−۰/۰۰۰۷۶	-1.86382E-05	−۰/۰۰۰۶۳

۱. $\frac{dy}{dx}$ را ضریب زاویه متغیر وابسته نسبت به گسسته می‌دانیم. با توجه به ماهیت غیرخطی برآوردکننده‌های مدلهای وابسته گسسته، این اثرات را می‌توان برای میانگین داده‌ها یا داده نهایی (مثلاً خانواری با کمترین درآمد، کمترین میزان مصرف شیر یا ...) بسته به هدف مقاله بازنویسی نمود.

تحصیلات بالاتر	-2.46851E-06	۰/۰۰۰۱	-2.46851E-06	-8.4E-05
بعد خانوار	۰/۰۰۰۳۷۲	۰/۰۱۵۲۸	۰/۰۰۰۳۰۸	۰/۰۱۲۶۲

جدول ٤ ب. کششهای شرطی و غیرشرطی بدست آمده از الگوی دابل هاردل (گروه خامه و سرشیر)

نام متغیر توضیحی	کششهای شرطی		کششهای غیرشرطی	
	در میانگین	در حاشیه	در میانگین	در حاشیه
سن سرپرست	-۰/۰۰۱۶۴	-۰/۰۰۲۷۹	-۰/۰۰۰۲۳	-۰/۰۰۰۴
درآمدخانوار	۰/۰۱۱۱۵	۰/۰۱۸۹۵	۰/۰۰۰۱۵۸۷	۰/۰۰۲۶۹۸
قیمت خودی	۰/۰۰۰۱۷	۰/۰۰۰۲۸۹	2.42E-05	4.12E-05
قیمت لبنیات	۰/۰۰۹۹۸۳	۰/۰۱۶۹۷	۰/۰۰۱۴۲۲	۰/۰۰۲۴۱۷
روستایی بودن	-۰/۰۰۰۲۵	-۰/۰۰۰۴۳	2.42E-05	4.12E-05
لیسانس	-۰/۰۰۱۶۴	-۰/۰۰۱۶۴	-7.9E-05	-۰/۰۰۰۱۳
تحصیلات بالاتر	-۰/۰۰۱۶۴	-۰/۰۰۱۶۴	-2.6E-05	-4.4E-05
بعد خانوار	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۰۶۶۹	۰/۰۰۱۱۳۸

جدول ٤ پ. کششهای شرطی و غیرشرطی بدست آمده از الگوی دابل هاردل (گروه بستنی)

نام متغیر توضیحی	کششهای شرطی		کششهای غیرشرطی	
	در میانگین	در حاشیه	در میانگین	در حاشیه
سن سرپرست	-۰/۰۰۰۶۳	-۰/۰۰۴۳۴	-۰/۰۰۰۱۳	-۰/۰۰۰۹
درآمدخانوار	۰/۰۰۰۴۹۷	۰/۰۰۳۴۳	۰/۰۰۰۱۰۳	۰/۰۰۰۷۱۵
قیمت خودی	-۰/۰۴۲۴۴	-۰/۰۲۹۳۴	-۰/۰۰۸۸۳	-۰/۰۶۱۰۷
قیمت لبنیات	۰/۰۰۰۷۶۷	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۱۶	۰/۰۰۱۱۰۴
روستایی بودن	-۰/۰۰۱۰۸	-۰/۰۰۷۴۷	-۰/۰۰۰۲۲	-۰/۰۰۱۵۵
لیسانس	-1E-04	-۰/۰۰۰۶۹	-2.1E-05	-۰/۰۰۰۱۴
تحصیلات بالاتر	-1.7E-05	-۰/۰۰۰۱۱	-3.4E-06	-2.4E-05
بعد خانوار	۰/۰۰۰۲۹۶	۰/۰۰۲۰۴	6.15E-05	-۰/۰۰۰۴۳

جدول ٤ ت. کششهای شرطی و غیرشرطی بدست آمده از الگوی دابل هاردل (گروه ماست)

نام متغیر توضیحی	کششهای شرطی		کششهای غیرشرطی	
	در میانگین	در حاشیه	در میانگین	در حاشیه
سن سرپرست	۰/۰۰۰۱۴	۰/۰۰۱۵۲	7.84E-05	۰/۰۰۰۸۳
درآمدخانوار	۰/۰۰۱۶۹۷	۰/۰۱۷۸۳	۰/۰۰۰۹۲	۰/۰۰۹۶۹
قیمت خودی	۰/۰۰۰۵۶	۰/۰۰۵۸۴	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۳۲
قیمت لبنیات	−۰/۰۰۰۹۱	−۰/۰۰۹۶	−۰/۰۰۰۵	−۰/۰۰۵۲۱
روستایی بودن	-3.1E-05	−۰/۰۰۰۳۳	-1.7E-05	−۰/۰۰۰۱۸
لیسانس	1.52E-05	۰/۰۰۰۱۶	8.25E-06	8.68E-05
تحصیلات بالاتر	1.25E-05	۰/۰۰۰۱۳۱	6.78E-06	7.13E-05
بعد خانوار	۰/۰۰۰۶۱۴	۰/۰۰۶۴۶	۰/۰۰۰۳۳	۰/۰۰۳۵۱

جدول ٤ ث. کششهای شرطی و غیرشرطی بدست آمده از الگوی دابل هاردل (گروه پنیر)

نام متغیر توضیحی	کششهای شرطی		کششهای غیرشرطی	
	در میانگین	در حاشیه	در میانگین	در حاشیه
سن سرپرست	۰/۰۰۰۱۰۷	۰/۰۰۱۶۶	8.26E-05	۰/۰۰۱۲۸
درآمدخانوار	۰/۰۰۰۸۷	۰/۰۱۳۴۸	۰/۰۰۰۶۷	۰/۰۱۰۳۸
قیمت خودی	−۰/۰۰۰۵۸	−۰/۰۰۸۹	−۰/۰۰۰۴۵	−۰/۰۰۶۹۲
قیمت لبنیات	۰/۰۰۱۴۴	۰/۰۲۲۲۴	۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۷۱۳
روستایی بودن	1.49E-05	۰/۰۰۰۲۳	1.15E-05	۰/۰۰۰۱۸
لیسانس	-1.8E-05	−۰/۰۰۰۲۸	-1.4E-05	−۰/۰۰۰۲۲
تحصیلات بالاتر	-5.1E-06	-7.9E-05	-3.9E-06	-6E-05
بعد خانوار	۰/۰۰۰۶۳۹	۰/۰۰۹۸۶	۰/۰۰۰۴۹۲	۰/۰۰۷۵۹

جدول ٤ ج. کششهای شرطی و غیرشرطی بدست آمده از الگوی دابل هاردل (گروه کشک و قارا)

نام متغیر توضیحی	کششهای شرطی		کششهای غیرشرطی	
	در میانگین	در حاشیه	در میانگین	در حاشیه
سن سرپرست	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵
درآمدخانوار	۰/۰۰۸۴۲	۰/۰۲۱۲	۰/۰۰۰۸۴	۰/۰۰۲۱

قیمت خودی	۰/۰۱۰	۰/۰۲۵۲۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲۶
قیمت لبنیات	۰/۰۰۸۹	۰/۰۲۲	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۲۲
روستایی بودن	-۰/۰۰۱۹	-۰/۰۰۴۷	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۵
لیسانس	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱۸	-6.9E-05	-۰/۰۰۰۲
تحصیلات بالاتر	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۱۳	-5.2E-05	-۰/۰۰۰۱
بعد خانوار	۰/۰۰۰۴۸	۰/۰۱۲۲	۰/۰۰۰۴۸	۰/۰۰۱۲

لازم به توضیح است که در این مقاله، به علت آسیب‌پذیری بیشتر اقشار کم‌مصرف‌تر (به لحاظ مصرف مواد لبنی) ضریب حاشیه‌ای را برای این خانوارها محاسبه کرده‌ایم.

۵-٤. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله با استفاده از از الگوی باکس- کاکس دابل هاردل، عوامل مؤثر بر مشارکت و مصرف لبنیات در کشور ایران، ضمن بکار گرفتن داده‌های هزینه خانوار شهری و روستایی در سال ۱۳۸۸ استفاده شده است. همچنین به منظور تصریح مدل، از شیوه تقلیل حالت کلی به جزئی[1] استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که قید استقلال اجزای اختلال دو مرحله از تصمیم‌گیری، چندان محدودیت‌آور نبوده و می‌توان این دو مرحله را مجزا در نظر گرفت. در مقابل، استفاده از تصریح‌های توبیت و دابل هاردل استاندارد (بدون مشکلات ناهمسانی و نرمالیتی) نادرست است زیرا بر طبق جدول ۲، فرض نرمال بودن دومتغیره در الگوی دابل هاردل و تک متغیره در الگوی توبیت هر دو، در سطح احتمال ۱٪ رد شده است. هر چند که باید اذعان داشت نتایج بدست آمده، رویه واحدی را در مورد مصرف و عوامل مؤثر برآن در زیرگروههای لبنیات نشان نمی‌دهند، اما نکاتی را می‌توان از دل آنها استخراج نمود.

نخست آنکه تمامی کششهای شرطی تقاضای انواع لبنیات (با شرط تصمیم به مشارکت در مصرف) بزرگتر از کششهای غیرشرطی بوده‌اند. چنین مشاهده‌ای کاملاً طبیعی و موافق واقعیت است. چرا که انتظار می‌رود هر یک از عوامل مورد بحث، برای مصرف‌کنندگانی که تصمیم به مصرف لبنیات مورد بررسی را ندارند، تقریباً به طور تصادفی توزیع شده باشد. نکته قابل بحث دیگر، اختلاف بارز کششهای حاشیه‌ای و میانگین هزینه انجام شده روی لبنیات، نسبت به هر یک

1. General to Particular Approach

از متغیرهای توضیحی است. این اختلاف علاوه بر تفاوت مؤلفه‌های نقطه میانگین و حاشیه‌ای، به این دلیل است که تمامی الگوهای وابسته گسسته، الگوی غیرخطی بوده و ضرایب برای میانگین محاسبه می‌شوند که البته الزاماً با ضرایب حاشیه‌ای یکسان نیستند.[1] باز هم بزرگتر بودن ضرایب و کششهای حاشیه‌ای نسبت به میانگین، به معنای حساسیت بیشتر اقشار آسیب‌پذیر به عوامل مؤثر بر تقاضای لبنیات بوده و می‌تواند بخاطر سهم بالاتر لبنیات از بودجه ایشان تلقی شود.

برآوردها نشان می‌دهد که متغیرهای اجتماعی تأثیر محسوسی بر مصرف لبنیات می‌گذارند. افزایش سن سرپرست احتمال تصمیم به مشارکت در مصرف شیر و برخی فراورده‌های آن را مانند بستنی، خامه و سرشیر کاهش داده و در مقابل باعث افزایش احتمال مصرف ماست، پنیر و کشک و قارا می‌شود. این متغیر، به غیر از شیر، تأثیر مشابهی بر میزان مصرف سایر لبنیات دارد، به این ترتیب که افزایش سن سرپرست خانوار مصرف شیر، ماست، پنیر و کشک و قارا را افزایش و مصرف دیگر لبنیات را کاهش می‌دهد. بر پایه خروجیهای مدل، شهری یا روستایی بودن نیز از متغیرهای تأثیرگذار اجتماعی دیگری است که از کانال تأثیر بر فرهنگ و عادت غذایی منشأ تفاوتهایی در مصرف لبنیات خانوارهای ایرانی است. نکته قابل ملاحظه‌ای که از نتایج بدست آمده می‌توان به آن اشاره نمود این است که خانوارهای روستایی به طور معنی‌داری مشارکت بالاتری در مصرف لبنیات هستند، اما هزینه سرانه آنها تا حدودی پایین‌تر است.

بعد خانوار نیز دیگر متغیر اجتماعی مؤثر بر تقاضای لبنیات است. برآوردها نشان می‌دهد که خانوارهای کم‌جمعیت‌تر، با احتمال کمتری در مصرف شیر، ماست و پنیر مشارکت می‌کنند. اما، هزینه مصرف تمام اقلام لبنیات را به غیر از بستنی کاهش می‌دهد. به عبارتی خانوارهای پرجمعیت مصرف بستنی کمتری داشته و از تمام گروههای لبنی بیشتر از سایرین مصرف می‌کنند. بالاخره، در مورد تحصیلات لیسانس باید گفت که تأثیرات مبهمی بر مصرف لبنیات داشته است. البته در مورد شیر و ماست، افزایش سطح تحصیلات معمولاً با افزایش احتمال مشارکت در مصرف و میزان مصرف این دو کالابوده است. فولر[2] با افزایش سطح سواد و آگاهی عمومی، خواص شیر و ماست بیشتر درک شده و مصرف آن افزایش می‌یابد. اما در مورد درآمد می‌بایست اذعان کرد که حداقل مدل حاضر ارتباط چندان قوی و شفافی را بین هزینه سرانه انجام شده روی لبنیات و درآمد

---

۱. در استاتا، بعد از تصریح مدل، درون برنامه برآورد مدل، با استفاده از دستور Margin، ضرایب زاویه حاشیه‌ای قابل برآورد است.

2. Frank Fuller

سرانه نشان نمی‌دهد. البته این امر می‌تواند به نوعی ماهیت ضروری بودن لبنیات را در میان سبد مصرفی خانوار جلوه کند. هرچند که با ملاحظه کششهای محاسباتی، همیشه با افزایش درآمد خانوار، هزینه مصرف مواد لبنی در مورد آنها افزایش یافته است.

با استناد به مطالب ارائه شده در مقدمه، در بسیاری از مواد لبنی دچار کم‌مصرفی هستیم، به ویژه آنکه کالای شیر (اعم از پودر، پاستوریزه کم‌چرب، پرچرب و ...) در سبد مطلوب توصیه شده از سوی مراجع تغذیه‌ای دارای اهمیت فراوانی بوده و همواره افزایش سطح مصرف آن مورد تأکید قرار گرفته است. مطالب بالا، ابزار اقتصادی و اجتماعی تغییر در مصرف این کالا را به خوبی نشان می‌دهد. افزایش سطح سواد عمومی و آشکار ساختن بیشتر ارزش غذایی این کالا، کمک شایانی به افزایش مصرف لبنیات خواهد نمود.

در پایان باید به نقش قدرت درآمد در افزایش مصرف لبنیات اشاره کرد. با ملاحظه به این نقش، می‌توان یارانه‌های مواد لبنی، کالابرگ‌های خرید لبنیات و همچنین اعطای روزانه شیر در مدارس، ادارات و حتی تخصیص سهمیه به خانوار و ... را ابزار مناسبی برای هدایت مصرف لبنیات، به ویژه شیر، به سمت مطلوب برشمرد.

منابع

الف- فارسی

حسینی و عرفانیان (۱۳۸۷)، «عوامل مؤثر بر تقاضای شیر و فراورده‌های لبنی با تأکید بر تبلیغات (مطالعه موردی محصولات سازمان صنایع شیر ایران)»، *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، دوره ۳۹، شماره ۱، صص ۹-۱.

عبادی، فرزانه (۱۳۸۳)، *امنیت غذایی و توزیع درآمد*، تهران: نشر مؤسسه پژوهشهای اقتصادی و برنامه‌ریزی کشاورزی.

غلامی، الهام (۱۳۸۶)، برآورد کششهای مواد مغذی با استفاده از تکنیک همجمعی (۱۳۸۶)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.

کوه‌بر، محمدامین (۱۳۸۶)، بررسی کشش‌های مواد مغذی در یک سیستم تقاضای مواد غذایی: کاربردی از مدل توبیت و داده‌های مقطعی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.

لیارد، پی، آر، جی و والترز، ا، ا (۱۳۸۳)، *تئوری اقتصاد خرد*، ترجمه عباس شاکری، چاپ دوم، تهران، نشر نی.

هژبر کیانی، کامبیز و علیرضا صیامی (۱۳۸۳)، براورد کشش مواد مغذی در یک سیستم غذایی کامل با استفاده از اطلاعات میدانی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.

ب- انگلیسی

Abduali, A. and D. Aubert (2004), "A Cross Section Analysis of Household Demand for Food and Nutrients in Tanzania", *American journal of Agricultural Economics*, No. 31, pp. 67-79.

Amemiya, T. (1984), "Tobit Models: A Survey", *Journal of Econometrics*, No. 84, pp. 3-61.

Angulo, A. M., Gil, J. M. and A. Garcia (2001), "The Demand for Alcoholic Beverages in Spain", *Agricultural Economics*, No. 26, pp. 71-83.

Arabmazar, A. and P. Schmit (1982), "An IInvestigation of the Robustness of the Tobit Estimator to Non- Normality", *Econometrica*, No. 50, pp. 1055-1063.

Aristey, D. and L. Pieroni (2009), "A Double Hurdle Approch to Modelling Tobacco Consumption in Italy", *Applied Economics*, Working Paper CHILD 09/2005.

Balanciforti, L. and R. Green (1983), "An Almost Ideal Demand System Incorporation Habit", *Review of Economics and Statistics*, No. 3, pp. 21-511.

Becker, G. and K. Murphy (1988), "A theory of Rational Addiction", *Journal of Political Economy*, No. 96, pp. 675-701.

Blaylock, J. and N. Blisard (1992), "US Cigarette Consumption: The Case of Low Income Women", *American Journal of Agricultural Economics*, No. 74, pp. 699-705.

Blisard, N. and J. Blaylock (1993), "Distinguishing between Market Participation and Infrequency of Purchase Models of Butter demand", *American Journal of Agricultural Economics*, No. 75, pp. 314-320.

Blundel, R. and C. Meghir (1987), "Bivariate Alternatives to the Tobit Model", *Journal of Econometrics*, No. 34, pp. 179-200.

Chern, W., Ishibashi, K. and K. Tokoyama (2003), "Analysis of Food Consumption of Japan □s Household", *FAO Economic and Social Development*, No. 68, pp. 152-190.

Cragg, J. (1971), "Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods", *Econometrica*, No. 39, pp. 829-844.

Deaton, A. and J. Mullbauer (1980), "An Almost Ideal Demand System", *American Jurnal of Economic Review*, No. 70, pp. 312-326.

Frank, F., Beghin, J. and S. Rozelle (2006), "Consumption of Dairy Products in Urban China: Resaults From Beijing, Shanghai and Guangzhou".

Fuller, F., Huang , J., H. Ma, and S. Rozelle (2006), "Got Milk? The Rapid Rise of China's Dairy Sector and its Future Prospects", *Food Policy*, No. 31, pp. 201-215.

Garcia, J. and J. Labeaga (1996), "Alternative Approaches to Modeling Zero Expenditure: An Application to Spanish Demand for Tobacco", *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, No. 58, pp. 489-506.

Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as specification Error", *Econometrica*, No. 47, pp. 153-161.

Huang, K. S. (1996), "Nutrient Elasticities in A Complete Food Demand System", *American Jouurnal of Agricultural Economics*, No. 72, pp. 145-168.

Jensen, K. (1995), "Fluid Milk Purchase Patterns in the South : Effects of Use of Nutrition Information and Household Characteristics", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, No. 27, pp. 644-657.

Jones, A. M. (1989), "A Double Hurdle Model of Cigarette Consumption", *Journal of Applied Ecoonometrics*, No. 4, pp. 23-39.

Jones, A. M. and S. T. Yen (2000), "A Box- Cox Double Hurdle Model", The Manchester School, No. 68, pp. 203-221.

Karagiannis, G. and G. J. Mergos (2002), "Estimating Theoretically Consistent Demand System Using Cointegration Techniques with Application to Greek Food Data", *Economic Letters*, No. 74, pp.137-143.

Moffat, P. G. (2005), "Hurdle Model of Loan Default", *Journal of the Operational Research Sociesty*, No. 56, pp. 1063-1071.

Molina, J. (1994), "Food Demand in Spain: An Application of Almost Ideal System", *Agricultural Economics*, No. 2, pp. 252-258.

Newman, C ., Henchion, M. and A. Mathews (2006), "A Double Hurdle Model of Irish Household Expenditure on Prepared Meals".

Pudney, S. (1989), *Modelling Individual Choice: The Econometrics of Corners*, Kinks and Holes, New York, Basil Blackwell.

Ramaswami, B. and P. Balakrishnan (2002), "Food Prices and the Efficiency of Public Intervention: The Case of the Public Distribution System in India", *Food Policy*, No. 27, pp. 419-436.

Ray, R. (1980), "Analysis of a Time Series of Household Expending Surveys for India", *Review of Economics and Statistics*, No. 62, pp. 595-602.

Smith, M. (2003), "On Dependency in Double Hurdle Models", *Statistical Papers*, No. 44, pp. 581-595.

Su, S. and S. T. Yen (2000), "A Censored System of Cigarette and Alcohol Consumption", *Applied Economics*, No. 32, pp. 729-737.

Voung, Q. H. (1989), "Likelihood Ratio Test for Model Selection and non-Nested Hypothesis", *Econometrica*, No. 57, pp. 303-333.

Yen, S. and H. Jensen (1996), "Determinants of Household Expenditure on Alcohol", *Journal of Consumer Affairs*, No. 30, pp. 48-67.

Yen, S. T. and H. H. Jensen (1996), "Determinants of Household Expenditures on Alcohol", *The Journal of Consumer Affairs*, No. 30, pp. 48-67.

Yen, S., Fang, T. and S. Su (2004), "Household Food Demand in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, No. 32, pp. 564-585.