فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال نهم، شماره ٤ «پیاپی ۳۲» زمستان ۱۳۹٤، صفحات ۸۵-٦۵)

تقاضای غذای خارج از خانه خانوارهای ایرانی: کاربردی از الگوی دابل- هاردل با تبدیل باکس- کاکس

حسن فرازمند ، حمیدرضا حلافی

تاریخ دریافت: ۹٤/۰٦/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۱/۳۰

چکیده

هدف این مقاله ارزیابی عوامل اقتصادی و دموگرافیکی موثر بر احتمال مشارکت و میزان مصرف خارج از خانه در چارچوب نظریه تولید - مصرف خانگی بکر(۱۹٦۵) است. در این راستا از الگوی دابل هاردل با تبدیل باکس- کاکس و داده‌های آماری درآمد- هزینه خانوار شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۱ بهره‌برداری شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد اثرات متغیرهای توضیحی بر احتمال مشارکت و هزینه غذای خارج از خانه گاه همسو و گاه متناقض بوده است. در حالی که بعد خانوار و سطح تحصیلات آن به ترتیب با کشش‌های منفی و مثبت، اثرات همسو دارند. متوسط سن خانوار، اثر دوگانه‌ای در کشش‌های احتمال مشارکت و مصرف غذای خارج از خانه بر جای می‌گذارد.

طبقه‌بندی JEL: D11, D12, Q18

واژگان کلیدی: تقاضای غذای خارج از خانه، کشش احتمال مشارکت، کشش شرطی، کشش غیرشرطی مصرف، مدل باکس- کاکس دابل- هاردل.

دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: Hfrazmand@scu.ac.ir

مربی اقتصاد دانشگاه علوم و فنون دریایی خرمشهر، پست الکترونیکی: Hr.hallafi@kmsu.ac.ir

١. مقدمه

توسعه ارتباطات از طریق رسانه‌های گروهی و نفوذ این رسانه‌ها در زندگی مردم موجب کم‌رنگ شدن مرزهای فرهنگی بین کشورها شده است. در این میان یکی از مولفه‌های فرهنگی و اجتماعی که بیشترین تاثیر را از محیط اطراف خود پذیرفته و مدام در معرض تغییر و تحول بوده است، فرهنگ تغذیه است. با گسترش فناوری و تغییر شیوه زندگی و عادات مصرفی خانوارها، مصرف غذای خارج از خانه (FAFH)[1] در رستوران‌ها و فست فودها نیز رواج زیادی پیدا کرده است و روز به روز به تقاضای آن افزوده شده است. در سال‌های اخیر، رشد و شهرت رستوران‌ها و فست فودها در دنیا و استقبال مردم از آنان و رواج عادت صرف غذا در بیرون از منزل باعث تغییرات زیادی در سبک زندگی خانوارها شده است. تغییرات ساختاری اقتصادی و اجتماعی در جوامع کاهش تعداد اعضای خانوارها و رواج زندگی تک نفره، افزایش نسبت زنان در بازار کار و رشد تعداد نان‌آوران خانوارها، اشتغال افراد در چند نوبت کاری و بالا رفتن هزینه فرصت تهیه غذا در منزل از مهمترین زمینه‌های افزایش تعداد رستوران‌ها، فست فودها و مراکز عرضه‌کننده غذاهای آماده به ویژه در شهرهای بزرگ به شمار می‌روند.

کشورهای در حال توسعه به واسطه افزایش قابل توجه درآمدهای سرانه تغییرات عمده‌ای را در روش‌های تغذیه خود تجربه کرده‌اند (آکبای، تیریاکی و گل،[2] ٢٠٠٧ و چانگ و ین[3]، ٢٠١٠). هر چند نسبت مخارج غذا از کل مخارج خانوارها در این کشورها کاهش یافته است؛ لکن، روند مصرف غذا به سمت مصرف غذای خارج از خانه تغییر مسیر داده است (پینگالی[4]، ٢٠٠٦ و بای و همکاران[5]، ٢٠١٣). در سطح جهانی نیز مصرف غذای خارج از خانه در دو دهه گذشته رشد محسوسی داشته است (مانسینو، تود و لین[6]، ٢٠٠٩ و لین و همکاران[7]، ٢٠١٣). در ایالات متحده سهم مخارج غذای خارج از خانه از کل مخارج غذای خانوارها از ٣٢ درصد

[1] Food Away From Home (FAFH)
[2] Akbay, Tiryaki and Gul
[3] Chang and yen
[4] Pingali
[5] Bai et al.
[6] Manncino, Todd and Lin
[7] Lin et al.

در سال ۱۹۸۰ به ٤١/٣ درصد در سال ۲۰۱۰ افزایش داشته است (ین و همکاران[1]، ۲۰۱۲). در کشوری همچون تایوان این نسبت از ٦ درصد در سال ۱۹۸۳ به ۲۹ درصد در سال ۲۰۰٦ رسیده است. در چین این نسبت در سال ۲۰۱۰ به ۲۲/۸ درصد رسید. در حالی که در سال ۱۹۹۵ معادل ۹/۸ درصد بوده است (لین و همکاران[2]، ۲۰۱۳). این نسبت در اسپانیا به ۲۵ درصد در سال ۲۰۰۲ و ۳۰ درصد در سال ۲۰۰٦ افزایش یافته است (موتلو و گارسیا،[3] ۲۰۰٦). ۲۰۰٦). به طور مشابه در ایتالیا در طول دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۹٦ از ۲/۳ درصد به ١٦/٤ درصد رشد داشته است (مونتینی[4]، ۲۰۰۱). در مالزی بین سال‌های ۱۹۷۳ لغایت ۱۹۹۹ نسبت مخارج غذای خارج از خانه از ٤/٦ به ۱۰/۹ درصد ترقی داشته است (هنگ و گوان[5]، ۲۰۰۷). ترکیه نیز با وجود کاهش سهم مخارج مواد غذایی نسبت به کل مخارج خانوار از ٢٦/٧ درصد در سال ۲۰۰۲ به ۲۰/۷ درصد در سال ۲۰۱۱ رسیده است، لکن مخارج غذای خارج از خانه از ٤/٤ درصد در سال ۲۰۰۵ به ٥/٤ درصد در سال ۲۰۱۰ افزایش داشته است (بوزوغلو و همکاران[6]، ۲۰۱۳). با بررسی وضعیت بودجه خانوار در کشور ایران نسبت هزینه‌های رستوران رستوران به کل هزینه‌های خوراکی و آشامیدنی خانوار از ٦/٣٤ درصد در سال ۱۳۷۷ به ۹/۲۹ درصد در سال ۱۳۸٥ و به ۷/۹۸ درصد در سال ۱۳۹۱ رسید.[7]

بر این اساس، این مقاله تلاش دارد تا ضمن بررسی روند مخارج غذای خارج از خانه خانوارهای ایرانی مهمترین عوامل اقتصادی، اجتماعی و جمعیتی موثر بر این مخارج و میزان تاثیر آن‌ها را شناسایی و کشش‌های احتمال مشارکت و کشش‌های مصارف شرطی و غیرشرطی را اندازه‌گیری نماید. به طور یقین، نتایج این مطالعه به سیاست‌گزاران و تصمیم‌گیرندگان اقتصادی و اجتماعی کشور امکان برنامه‌ریزی مناسب برای بهبود الگوی تغذیه و به فعالان اقتصادی اتخاذ استراتژی‌های بازاریابی را می‌دهد.

---

[1] Yen et al.
[2] Lin et al.
[2] Mutlu and garcia
[4] Montini
[5] Heng and Guan
[6] Bozoglu et al

[7] محاسبات تحقیق بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران

٢. مبانی نظری تحقیق

در بسیاری از مطالعات از جمله مک کران و برانت[1]، ١٩٨٧، ین[2]، ١٩٩٣، موتلو و گارسیا، ٢٠٠٦ و لیو و همکاران[3]، ٢٠١٢ از نظریه تولید ـ مصرف خانگی بکر (بکر، ١٩٦٥) برای بررسی تقاضای غذای خارج از خانه استفاده شده است. در این نظریه خانوار علاوه بر این که به عنوان یک واحد مصرف‌کننده سعی می‌کند تا مطلوبیت خود را افزایش دهد، می‌تواند برخی از کالاهای مورد نیاز خود را نیز تولید نماید. در این فرآیند بر استفاده کارا از کالاهای عرضه شده در بازار، زمان و سرمایه انسانی به عنوان داده‌های حداکثرسازی مطلوبیت ناشی از مصرف کالاهای تولید شده در خانه تاکید می‌شود. نظریه تولید ـ مصرف خانگی بکر الگویی از رفتار خانوار را در نظر می‌گیرد که هزینه فرصت تهیه غذا در خانه شامل قیمت مواد غذایی، انرژی، ارزش زمان تهیه غذا و کلیه فعالیت‌های بعد از غذا خوردن از قبیل شستشوی ظروف و دفع زباله می‌باشد. بر این اساس، یک خانوار باید تصمیم بگیرد که آن هزینه فرصت را بپردازد یا این که غذا را در خارج از خانه در رستوران‌ها یا فست فودها صرف نماید. تصمیم در این خصوص بستگی به عوامل متعدد اقتصادی، اجتماعی و جمعیتی خانوارها دارد. قیمت‌ها، درآمدها، هزینه فرصت‌ها، محدودیت زمان و برخی از ویژگی‌های جمعیتی نظیر سن، جنس، محل سکونت، نژاد، سطح سواد و بُعد خانوار از مهم‌ترین این عوامل محسوب می‌شوند (استیوارت و همکاران[4]، ٢٠٠٤). بسیاری از خانوارها صرف غذا در خارج از خانه را نوعی استراحت می‌دانند که با سطح درآمد آنها رابطه مستقیم دارد (مک کراکن و برانت، ١٩٨٧). همچنین خانوارها مخارج بیشتری را صرف غذای خارج از خانه می‌کنند، زمانی که شغل و حرفه آنها ایجاب می‌کند زمان بیشتری را در بیرون از خانه سپری نمایند (بیرن و همکاران[5]، ١٩٩٨). تعداد افراد یک خانوار نیز می‌تواند بر این مخارج تاثیر بگذارد، هرچه بُعد خانوار بزرگتر باشد تهیه غذا در خانه اقتصادی‌تر می‌شود این موضوع باعث می‌شود تا خانوارهای تک نفره هزینه فرصت صرف غذا خارج از خانه کمتری در مقایسه با خانوارهای چند نفره داشته

---

[1] Mc Craken and Brandt
[2] Yen
[3] Liu et al.
[4] Stewart et al.
[5] Byrne et al.

باشند، بنابراین مخارج این خانوارها بیشتر است (مک کراکن و برانت، ۱۹۸۷). ضمنا، خانوارهای با اعضای جوان‌تر در مقایسه با خانوارهای با میانگین سنی بالاتر تمایل بیشتری به مصرف غذا در خارج از خانه دارند (بیرن و همکاران، ۱۹۹۸).

در نظریه بکر هر خانوار سعی می‌کند تا مطلوبیت (u) خود را که تابعی از h کالری تولید شده توسط یک خانوار است را با فرض وجود محدودیت‌های درآمد و زمان حداکثر نماید:

$$U = U(Z_1, Z_2, \dots\dots, Z_N) \quad (۱)$$

Subject to:

$$Z_{i=} Z_i(x_i, t_{i1}, t_{i2}, \dots\dots\dots\dots, t_{im}) \quad (۲)$$

$$T_K = L_K + \sum_{i=1}^{n} T_{Ki} \quad , \quad K = 1, 2, \dots\dots\dots, M \quad (۳)$$

$$\sum_{k=1}^{m} w_k \; l_k + V = \sum_{i=1}^{n} p_i \, x_i \quad (٤)$$

که در آن Z_i؛ i امین کالری تولید شده توسط خانوار، X_i؛ کالری مصرفی به کار رفتـه در تولیـد کالـری Z_i، T_k ؛ کل زمـان در اختیـار خانـوار kام ($T_1 = T_2 = \cdots . = T_M$)، T_{ik}؛ زمان صرف شده توسط خانوار Kام در تولید کالری Z_i، W_k؛ نرخ دستمزد برای خانوار kام، L_k؛ زمان صرف شده توسط kام دربازار، V؛ کلیه درآمدهای غیر از درآمد ناشی از کار و P_i؛ قیمت کالری x_i می‌باشد. بر این اساس، تابع تقاضا برای x_i به صورت زیر خواهد بود:

$$x_i = f_i(p_1, \dots\dots p_n, w_1, \dots\dots w_m, V) \quad (۵)$$

با در نظر گرفتن نقش غالب خانم‌ها در تهیه غذای خانوارها، مخارج صرف شده برای FAFH به صورت زیر به دست می‌آید:

$$EXP_{FAFH} = \sum_{i=1}^{n} p_i \, x_i = \sum_{i=1}^{n} f_i(L_2, W_2, , D) \quad (٦)$$

$$V' = \sum_{K=1}^{n} W_K \, L_K + V \quad , K \neq 2 \quad (۷)$$

که در آن، V' درآمدهای برون‌زای خانوار، اندیس ۲ نشان‌دهنده خانم منزل و D بردار متغیرهای جمعیتی و مجازی که انعکاس دهنده ناهمگنی در ترجیحات مصرفی افراد است.

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

بسیاری از تحقیقاتی که در خصوص مخارج غذای خارج از خانه انجام شده بر محدودیت‌های درآمد و زمان بر این مخارج تاکید دارند. پروچسکا و اشریمپر[1] (۱۹۷۳)، مک کراکن و برانت (۱۹۸۷)، گویلد و ویلارئال[2] (۲۰۰٦) و بای و دیگران (۲۰۱۰) در تحقیقات خود به اثر مثبت درآمد بر تقاضای غذای خارج از خانه دست یافتند. در مطالعات ین (۱۹۹۳) و سوبرن فرر و راشل[3]، (۱۹۹۱) اثر معنادار ارزش زمان بر مخارج غذای خارج از منزل را شناسایی کردند. نایگا و کاپس[4] (۱۹۹۳) در تحقیق خود یافتند که با رشد نسبت حضور زنان در بازار کار، سهم مخارج غذای خارج از خانه نیز افزایش یافته است. میهالو پولوس و دموسیس[5] (۲۰۰۱) و ستیورات و دیگران (۲۰۰٤) به شاخص رفاه به عنوان یک عامل توضیحی مهم در تابع تقاضای غذای خارج دست یافتند. در مطالعات دیگر، اثر متغیرهای اجتماعی و جمعیتی نظیر بعد خانوار، سن، تحصیلات، نژاد، موقعیت خانوار و منطقه سکونت نیز بر مخارج غذای خارج از خانه مورد بررسی قرار گرفت (کیاسی[6]، ۱۹۸۳؛ لی وبراون[7]، ۱۹۸٦و نایگا وکاپس، ۱۹۹۳). مک کراکن و برانت (۱۹۸۷) و بیرن، کاپس و ساها[8] (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی رابطه بین برخی از ویژگی‌های کلیدی خانوارها و مخارج مصرف غذای خارج از خانه در انواع مختلف مکان‌های عرضه‌کننده غذا را بررسی کردند. نایگا و کاپس (۱۹۹۳) نیز رابطه بین برخی از خصوصیات یک خانوار و تعداد وعده‌های صرف غذا خارج از خانه را در مکان‌های مختلف عرضه‌کننده غذا را مورد کنکاش قرار دادند. گاله[9] (۲۰۰٦) با اطمینان ده درصد بالاترین طبقه درآمدی خانوارهای شهری چین، مخارج غذای خارج از خانه آنها را با استفاده از اطلاعات سال ۱۹۹۳ لغایت ۲۰۰۳ بررسی نموده است. در این بررسی مشخص شد که خانوارهای چینی با درآمد بالا بیش از ۳۰ درصد از مخارج غذای

---

[1] Prochaska and Schrimper
[2] Gould and Villareal
[3] Soberon- Ferrer and Rachel
[4] Nayga and Capps
[5] Mihalopowlos and Demoussis
[6] Kiasey
[7] Lee and Brawn
[8] Byrne, Capps and Saha
[9] Gale

خود را صرف خوردن غذای خارج از خانه و تقریباً سه برابر خانوارهای با درآمد متوسط می‌کنند. گاله و هوانگ[1] (۲۰۰۷) در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که مخارج غذای خارج از منزل نسبت به قیمت با کشش‌تر از مخارج غذای تهیه شده در خانه است.

گویلد و ویلارئال (۲۰۰٦) که در تحقیقی مخارج تولید غذا در خانه را با مخارج صرف غذا در خارج از خانه مقایسه نمودند، به این نتیجه رسیدند که سهم مخارج غذای خارج از خانه از کل مخارج غذای خانوار با درآمد رابطه مثبت و با بعد خانواده رابطه منفی داشته‌اند. مین، فنگ ولی[2] (۲۰۰٤) با بررسی تقاضای غذای خارج از خانه به اثر معنادار منفی تعداد اعضای خانوار بر این مخارج دست پیدا کردند. استیوارت و دیگران (۲۰۰٤) با یک روش شبیه‌سازی پیش‌بینی کردند که با افزایش درآمد و سایر تغییرات جمعیتی بین سال‌های ۲۰۰۰– ۲۰۲۰ رستوران‌ها ۱۸ و فست فودها ٦ درصد افزایش خواهند یافت.

لین[3]، (۲۰۱۱) در مطالعه اقتصاد ایالات متحده در خصوص اثر عوامل اقتصادی ـ اجتماعی و جمعیتی بر مصرف غذای خارج از خانه نسبت به نوع وعده غذایی و مکان صرف آن به نتایج متنوعی رسید. اوکرنت و آستون[4] (۲۰۱۲) در بررسی تقاضای غذای خارج از خانه و تولید غذا در خانه نشان دادند که تغییرات درآمدی اثرات به مراتب بیشتری بر این مخارج در مقایسه با تولید غذا در خانه دارد. این یافته موضوع کاهش تقاضای غذا در خارج از خانه و افزایش مصرف غذا در خانه را در طول رکود ۲۰۰۷ لغایت ۲۰۰۹ به خوبی نشان می‌دهد.

٤. معرفی الگوی دابل ـ هاردل با تبدیل باکس ـ کاکس[5]

در بررسی‌ها و پژوهش‌های تجربی ضروری است تا برآوردکننده‌ها از خواص مطلوب برخوردار باشند تا نتایج و یافته‌های آنها منطبق بر واقعیت و قابل اعتماد باشند. پیشرفت‌های اخیر در روش‌های اقتصادسنجی به بهبود برآوردها کمک نموده و روز به روز به مقبولیت نتایج حاصل از این روش‌ها افزوده است. در مطالعاتی که در آن متغیر وابسته مورد تحقیق نظیر این مطالعه،

---

[1] Gale and Huany
[2] Min , Fang and Li
[3] Lin
[4] Okrent and Alston
[5] Box ˚ cox Double ˚ Hurdle Model

علاوه بر کمیت‌های مثبت می‌تواند کمیت صفر مکرر را اختیار کند و باعث شود تا بعضی از اطلاعات موجود در این متغیر بی‌اثر و خنثی گردد، به کارگیری برآوردکننده‌هایی همچون حداقل مربعات معمولی همواره با تورش و ناسازگاری در ضرایب همراه خواهد بود. به اعتقاد جونز و ین[۱] (۲۰۰۰) مشاهده داده‌های صفر در متغیر وابسته در سطح اقتصاد خرد می‌تواند ناشی از عللی همچون عدم انتخاب کالای موردنظر توسط فرد (عدم بالقوه بودن مصرف‌کننده)، عدم مصرف در دوره مورد مطالعه و فاصله زیاد در نوبت‌های خرید باشد. در این نوع از مطالعات توبین[۲] برای رفع تورش و ناسازگاری در برآورد، حذف داده‌های صفر مکرر و برآورد مدل با استفاده از نمونه‌های سنسور شده را پیشنهاد کردند (کوه بر، ۱۳۹۱).

این رویکرد توبین باعث گسترش الگوی پروبیت[۳] و طرح الگوهای متنوعی تحت عنوان توبیت[٤] گردید. هر چند برای نمونه‌های سنسور شده الگوهای توبیت الگوهای مناسب‌تری هستند، لکن به کارگیری آنها در الگوهای دومانعی به عنوان نسل جدید الگوهای مربوط به وجود مشاهدات صفر در متغیر وابسته که در آن مانع مشارکت و مانع مصرف دو مرحله جداگانه و مستقل از یکدیگر هستند، دارای اشکالاتی است. زیرا الگوهای توبیت متغیرهای توضیحی و ضرایب یکسانی را برای هر دو مانع در نظر می‌گیرند. در حالی که لزوماً عواملی که تصمیم به مشارکت را تعیین می‌کنند با عواملی که تصمیم مصرف را تحت تاثیر قرار می‌دهند، یکسان نیستند. این تحولات باعث پیدایش الگوی دو مرحله‌ای دابل هاردل گردید. این الگو ابتدا توسط کراگ[۵] (۱۹۷۱) مطرح و سپس ین (۱۹۹۳)، ین و هانگ[٦] (۱۹۹٦) و ین و و جونز[۷] (۱۹۹۷) آن را گسترش دادند. از این مدل می‌توان در حالت‌های دو مرحله‌ای، و در شرایط وجود مشاهدات صفر در مصرف همان‌گونه که جونز و ین (۲۰۰۰)[۸] و بای و همکاران (۲۰۱۰) نشان داده‌اند، استفاده کرد. این الگو از دو معادله تشکیل شده است؛ معادله اول،

---

[1] Jons and Yen
[2] Tobin
[3] Probit
[4] Tobit
[5] Cragg
[6] Yen and Hung
[7] Yen and Jones
[8] Jones and Yen

تصمیم به مشارکت در صرف غذا خارج از خانه و معادله دوم به تعیین میزان مصرف غذای خارج از خانه و عوامل مؤثر بر آن می‌پردازد.

به پیروی از جونز و ین (۲۰۰۰) الگوی دابل هاردل برای خانوار i به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_i = \begin{cases} y_{2i}^* = X_{2i}' B_2 + u_{2i} & \text{اگر } \begin{cases} y_{1i}^* = X_{1i}' B_1 + u_{1i} > 0 \\ y_{2i}^* = X_{2i}' B_2 + u_{2i} > 0 \end{cases} \\ 0 \qquad \text{درغیراینصورت} \end{cases} \tag{۸}$$

که در آن، y_i مخارج مشاهده شده، y_{2i}^* و y_{2i}^* به ترتیب دو متغیر پنهان مشاهده نشده که مانع اول یعنی مانع مشارکت و مانع دوم یعنی مانع مصرف را نشان می‌دهند. B_1 و B_2 نیز به ترتیب بردارهای ضرایب و u_{1i} و u_{2i} جملات اختلال الگو می‌باشند.

تابع حداکثر درستنمایی الگوی دابل هاردل بسته به نوع توزیع توأم دو متغیره جملات اختلال دو مانع مشارکت و مصرف و همچنین کیفیت وابستگی آنها تغییر می‌کند. با ملاحظه ناهمسانی واریانس احتمالی موجود در چنین مدل‌هایی فرض می‌کنیم که شکل ناهمسانی تابعی پیوسته از متغیرهای الگو است:

$$\sigma_i = \exp(w_i h) \tag{۹}$$

که در آن w_i زیر مجموعه‌ای از بردار متغیرهای توضیحی و h بردار ضرایب مربوطه است. فرض ارتباط توأم و همبستگی جملات اختلالی دو مانع مشارکت و مصرف، امکان در نظر گرفتن همزمانی دو تصمیم را برای ما فراهم نموده و بدین ترتیب شکل واقعی‌تری به تقاضای برآورد شده می‌بخشد. بنابراین، با فرض نرمال بودن این دو متغیر تصادفی داریم:

$$[u_{1i}, u_{2i}]' \sim BVN(0, \Sigma), \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \rho\sigma_i \\ \sigma\rho_i & \sigma_i^2 \end{bmatrix} \tag{۱۰}$$

که در آن، ρ ضریب همبستگی جملات اختلال میان دو مدل است.

الگوی اولیه پیشنهادی دابل ـ هاردل (کراگ،۱۹۹۷) دو فرض صفر بودن ضریب همبستگی بین جملات اختلال و عدم ملاحظه ناهمسانی واریانس را در نظر می‌گیرد. بر این اساس الگو به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L = \Pi\left[1 - \Psi(X_{1\iota}B_{1i})\Phi(X_{2\iota}B_{2i})\Pi\left[\Phi(X_{1\iota}B_{1i}) + \frac{1}{\sigma i}(y_{2i} - X_{2\iota})^{B_{2i}/\sigma i}\right]\right] \qquad (۱۱)$$

همان‌گونه که اشاره شد، فرض نرمال بودن توزیع جملات اختلال دو مانع، فرض الگوی اولیه دابل هاردل است که در بررسی‌های تجربی به نظر می‌رسد هیچ‌گونه الزامی برای تحقق این فرض وجود ندارد. این ابهام باعث گردید تا نتایج از برآوردهای حداکثر درست‌نمایی تورش‌دار و ناسازگار از آب درآیند. پس از گزارش وجود چنین مشکلی در الگوی دابل- هاردل و به منظور رفع آن ین (۱۹۹۳)، ین و جونز (۱۹۹٦) و بای و همکاران (۲۰۱۰) از تبدیل باکس ـ کاکس پویریر[1](۱۹۷۸) بهره بردند. این تبدیل برای متغیر وابسته مشاهده شده y_i به صورت زیر است:

$$y_i^T = \begin{cases} \frac{y_i^{\lambda}-1}{\lambda} & if \quad \lambda = 0 \\ \log(y_i) & if \quad \lambda = 0 \end{cases} \qquad (۱۲)$$

که در آن، λ پارامتر دلخواه که می‌تواند بین صفر و یک انتخاب شود که دارای دو حالت حدی است که اگر به یک نزدیک تر شود، همچون یک تبدیل خطی و اگر به صفر نزدیکتر شود مانند یک تبدیل لگاریتمی عمل می‌کند. با استفاده از این تبدیل y_i با هر توزیع اولیه‌ای شکل نرمال به خود خواهد گرفت.

با در نظر گرفتن تبدیل باکس ـ کاکس، تابع درستنمایی دابل ـ هاردل به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$L = \Pi_{yi=0} - 0 = \left[1 - \Psi(X_{1\iota}B_1), \frac{X_{2\iota}B_2 + \frac{1}{8}}{\sigma_i}, \rho\right].\Pi_{yi>0}$$

$$\left\{\Phi\left[\frac{X_{1\iota}B_1 + (\rho/\sigma)(y_i^T - X_{2\iota}B_2)}{(1-\rho^2)^{\frac{1}{2}}}\right] y_i^{\lambda-1}\frac{1}{\sigma i}\Phi\left(\frac{y_1^T - X_{2\iota}B_2}{\sigma_i}\right)\right\} \qquad (۱۳)$$

که در آن، $\Psi(0)$ تابع توزیع تجمعی نرمال دو متغیره استاندارد با همبستگی ρ و $\Phi(0)$ و $\phi(0)$ به ترتیب توابع چگالی و توزیع نرمال استاندارد تک متغیره دو مانع می‌باشد. با پذیرش وجود واریانس ناهمسانی در الگوی باکس ـ کاکس دابل هاردل انحراف معیار جملات خطای σi به صورت $\sigma i = W_i' r$ به دست می‌آید که در آن wi بردار متغیرهای برون زا و r بردار

[1] Poirier

پارامترها است. الگوی باکس ـ کاکس دابل هاردل اثر نهایی متغیرهای توضیحی را بر روی مقدار شرطی انتظاری متغیر وابسته بررسی می‌کند. در این الگو، ابتدا احتمال مشارکت در مصرف بررسی شده و سپس مقدار مصرف برآورد می‌شود.

اثرات نهایی موضوع مورد تحقیق با دیفرانسیل‌گیری از روابط فوق و به صورت کشش‌های احتمال مشارکت و مصارف شرطی و غیرشرطی نسبت به هر کدام از متغیرهای مستقل به صورت زیر به دست می آید:

$$\mathrm{ej} = \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_{ji}} . \frac{x_{ji}}{E(y_i)} = \frac{\partial \rho(y_i>0)}{\partial x_{ij}} . \frac{x_{ij}}{p(y_i>0)} + \frac{\partial E(y_i/y_i>0)}{\partial x_{ji}} . \frac{x_{ji}}{E(y_i/y_i>0)} \qquad (۱٤)$$

قسمت اول رابطه فوق، کشش مشارکت در مصرف نسبت به متغیر $(e_j^p)X_i$ و قسمت دوم کشش شرطی مصرف نسبت به متغیر $(e_j^c)X_j$ خواهد بود.

۵. متغیرها و داده‌های الگو

به منظور بررسی تجربی مسئله مورد مطالعه و ساخت یک الگوی مناسب برای آن از متغیر هزینه ماهیانه خانوارها برای صرف غذای خارج از خانه (FAFH) بعنوان متغیر وابسته و دو مجموعه عوامل اقتصادی و دموگرافیکی به عنوان متغیرهای مستقل استفاده گردید. با توجه به دو مانعی بودن الگوی مورد مطالعه مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل تاثیرگذار بر تصمیم مشارکت در مصرف غذای خارج از خانه و مجموعه دیگر متغیرهای مستقل مؤثر بر تصمیم میزان تقاضای آن مورد بهره‌برداری قرار گرفته است.

متغیرهای توضیحی در سه مجموعه متغیرهای اقتصادی که شامل هزینه کل خرید مواد غذایی (به عنوان جانشین متغیر درآمد خانوار)، متغیرهای جمعیت شناختی که شامل بعد خانوار، سطح تحصیلات خانوار، تعداد مردان خانواده، متوسط سن خانوار، و متغیرهای جغرافیایی و ویژگی‌های محل سکونت یعنی شهری یا روستایی بودن و همچنین جنوبی، شمالی، غربی یا شرقی بودن تقسیم بندی شده‌اند. بررسی وضعیت بودجه خانوار در کشور ایران نشان می‌دهد که نسبت هزینه‌های خوراکی خارج از خانه به کل هزینه‌های خوراکی داخل خانه در سال ۱۳۹۱ معادل ٤/۷ درصد است، در حالی که این نسبت در سال ۱۳۸۸ در حدود ٦/٦ درصد بوده است. همچنین، نسبت هزینه‌های خوراکی خارج از منزل به هزینه‌های غیر خوراکی خارج از منزل که در سال ۱۳۸۸

معادل ۱/۸ درصد بوده است با تغییر ناچیزی به رقم ۱/۷ درصد در سال ۱۳۹۱ رسید. این نسبت در سال ۱۳۹۱ برای دهک‌های درآمدی اول، پنجم و دهم به ترتیب معادل ۰/۱۸، ۰/۷٤ و ۰/۹٤ درصد است در حالی که در سال ۱۳۸۸ در حدود ۰/۲٤، ۰/٦۹ و ۰/۹٤ درصد بوده است که حکایت از وجود یک رابطه مستقیم بین درآمد و هزینه‌های غذای خارج از خانه دارد.

داده‌ها و اطلاعات موردنیاز بررسی تجربی تحقیق از بسته‌های آماری مرکز آمار ایران مشتمل بر ۳۸۱۱٤ خانوار شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۱ استخراج شده‌اند. طبق این اطلاعات حجم کل نمونه مشتمل بر ۳۸۱۱٤ خانوار بوده که از این میان تعداد ۱۲٦٦۸ خانوار شهری و روستایی مصرف مثبت غذایی خارج از خانه داشته‌اند. داده‌ها و متغیرهای تحقیق و اطلاعات جانبی آنها در جدول (۱) ارائه شده است. بر این اساس، به طور متوسط خانوارها ماهیانه مبلغ ۱۱٤۷٦۷/۵ ریال از ۳۵۸۱٦۲۷ ریال و در نمونه سنسور شده معادل ۳٤۵۲۹۹ ریال از ٤۱۷۸۰۵۹ ریال هزینه کل مواد غذایی خریداری شده را بابت صرف غذای خارج از خانه هزینه کرده‌اند. متوسط بعد خانوار در نمونه‌های کل و سنسور شده به ترتیب ۳/۸۳ و ٤/۱۲ نفر در هر خانوار می‌باشد که نشان‌دهنده هزینه بالاتر غذای خارج از خانه در خانوارهای پرجمعیت است. متوسط سن کل خانوارهای کشور ۳٦/۲۵ سال است در حالی که خانوارهای مصرف کننده غذای خارج از خانه از متوسط سن ۳۲/۱٤ برخوردار این موضوع نشان‌دهنده این است که خانوارهای جوان‌تر تمایل بیشتری به صرف غذای خارج از خانه دارند.

جنسیت سرپرست خانوار نیز در نمونه سنسور شده نسبت به نمونه کل بیشتر مردانه است، این موضوع نشان می‌دهد که خانوارهای با سرپرست زن هزینه کمتری صرف غذای خارج از خانه می‌کنند. همچنین خانوارهای با تعداد افراد مذکر بیشتر تمایل بیشتری به رفتن به رستوران و فست فودها دارند. موقعیت جغرافیایی محل سکونت خانوارها نیز در دو حالت تقسیم‌بندی کشوری عمودی (جنوب، مرکز و شمال) و افقی (شرق، مرکز و غرب) بررسی گردید. بر این اساس، درصد توزیع عمودی جغرافیایی خانوارهایی که اقدام به صرف غذای خارج از خانه نموده‌اند، در مرکز ۳۸، در جنوب ۱۳ و در شمال کشور ۵۳ درصد است و در تقسیم‌بندی افقی محل سکونت خانوارها این نتیجه به دست آمده که ۳٦ درصد خانوارهایی که هزینه غذای خارج از خانه آنها مثبت بوده، در مناطق مرکزی، ۲۵ درصد در مناطق شرقی و ۳۸ درصد در مناطق غربی کشور زندگی می‌کنند.

جدول ۱. داده‌ها و متغیرهای آماری به کار گرفته در الگو

نام متغیر	تعریف	نمونه انتخابی			
		کل		سنسور شده	
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
FAFH	هزینه غذایی خارج از خانه	۱۱٤۷٦۷/٥	۸٦٤۳٤۱/۸	۳٤٥۲۹۹	۱٤۷۲٥۰۰
TFC	هزینه کل مواد غذایی خریداری شده	۳٥۸۱٦۲۷	۲٦۲۲٦٥٥	٤۱۷۸۰٥۹	۲۹۲۸۲٤۷
CIZE	متوسط بعد خانوار	۳/۸۳	۱/٦۹	٤/۱۲	۱/٥۷
SEX	متوسط جنس	۱/٥۳	۰/۲۱	۱/٤۹	۰/۱۹
AGE	متوسط سن	۳٦/۲٥	۱٦/۸٥	۳۲/۱٤	۱۲/۱٥
HAGE	متوسط سن سرپرست خانوار	٥۱/۱٦	۱٥/۳٦	٤۸/۳۷	۱۳/٤۸
HEDN	تحصیلات سرپرست خانوار	۱٦۲/۹۰	۱۷۹/٦۹	۱۹۹/٤۳	۱۸۳/۳۰
HSEX	جنسیت سرپرست خانوار	۱/۱۳	۰/۳٤	۱/۰۸	۰/۲۸
PRN	کد استان	۱٤/۸۱	۸/۹۸	۱۳/۷٦	۹/۳۲
CVER	متغیر مجازی عمودی برای خانوارهای ساکن مرکز کشور	۰/٤۱	۰/٤۹	۰/۳۸	۰/٤۹
SVER	متغیر مجازی برای خانوارهای ساکن جنوب کشور	۰/۱۹	۰/۳۹	۰/۱۳	۰/۳۳
NVER	متغیر مجازی برای خانوارهای ساکن شمال کشور	۰/٤٥	۰/٥۰	۰/٥۲	۰/٥۰
CHOR	متغیر مجازی افقی خانوارهای ساکن مناطق مرکزی کشور	۰/۳۸	۰/٤۹	۰/۳٦	۰/٤۸
EHOR	متغیر مجازی افقی خانوارهایی ساکن مناطق شرقی کشور	۰/۲٥	۰/٤۳	۰/۲٥	۰/٤۳
WHOR	متغیر مجازی افقی خانوارهایی ساکن مناطق غربی کشور	۰/٤۰	۰/٤۹	۰/۳۸	۰/٤۹
DREF	متغیر مجازی برای خانوارهای فاقد یخچال	۰/۲۰	۰/٤۰	۰/۲٤	۰/٤۳
DFRZ	متغیر مجازی برای خانوارهای فاقد فریزر	۰/٦۸	۰/٤۷	۰/٦٦	۰/٤۷
DFIR	متغیر مجازی برای خانوارهای فاقد اجاق گاز	۰/۳٤	۰/٤۷	۰/۳۸	۰/٤۸
DPIL	متغیر مجازی برای خانوارهایی که سفر زیارتی دارند	۰/۰۰۳	۰/۰٦	۰/۰۰۳	۰/۰٦
DTRL	متغیر مجازی برای خانوارهایی که سفر خارجی دارند	۰/۰۰٥	۰/۰۷	۰/۰۰٥	۰/۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

ضمنا، برای توضیح دقیق هزینه صرف غذای خارج از خانه متغیرهای مجازی عدم وجود امکانات آشپزخانه‌ای نظیر یخچال، فریزر و اجاق گاز نیز وارد مدل گردید. داده‌ها حکایت از این دارد که خانوارهای فاقد یخچال و اجاق گاز هزینه‌های بیشتری صرف غذای خارج از

خانه می‌نمایند، در حالی که در مورد متغیر مجازی فریزر عکس این نتیجه به دست آمده است. اثرمتغیرهای مجازی سفرهای زیارتی و خارجی نیز بررسی گردید، داده‌های مربوط به این دو متغیر نشان از عدم وجود تفاوت معنادار در نمونه سنسور شده نسبت به نمونه کل دارد. به این معنا که این دو متغیر تاثیری بر تصمیم مشارکت و میزان مصرف غذای خارج از خانه ندارند.

٦. برآورد تجربی الگو و یافته‌های آن

در بررسی تجربی الگوی باکس ـ کاکس دابل هاردل می‌بایست دو مرحله را در نظر گرفت و برای هر مرحله متغیرهایی را انتخاب کرد و پس از آن از روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین آن الگو استفاده کرد. برای تصدیق صحت نتایج الگو نیز از آزمون‌های نسبت درست‌نمایی و لگاریتم درستنمایی بهره می‌جوییم. این آزمون‌ها در تشخیص صحیح نوع توزیع، ضریب همبستگی توزیع جملات اختلال و واریانس این خطاها به درستی تخمین‌ها کمک می‌کنند. لذا، قبل از برآورد الگوی باکس ـ کاکس دابل هاردل ضروری است تا نسبت به وجود دو فرض نرمال بودن توزیع جملات اختلال دو مرحله و همسانی واریانس اطمینان حاصل شود. برای این منظور از آزمون‌های مربوطه نظیر آزمون نسبت درستنمایی (LR) استفاده می‌کنیم. جدول (۲) نتایج این آزمون‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های تشخیص الگو

	فرض توزیع نرمال بودن جملات اختلال	فرض همسانی واریانس
آماره نسبت درستنمایی	۳۲۱/٤٥ (۲)	٦۹۰/۷٤ (۳)
احتمال معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

بر این اساس، الگو دارای هر دو مشکل عدم نرمال بودن و ناهمسانی وارایانس اجزای اختلال است. به همین دلیل لازم است تا از تبدیل باکس- کاکس استفاده شود تا نرمالیتی جز خطا تضمین شده و از طرفی معادله راستنمایی که لازم است نسبت به پارامترهای مدل

حداکثر شود، با وزن‌های واریانس لحاظ شود. آماره محاسباتی به دست آمده معادل ۰/۳۷ کمتر از مقدار بحرانی است که نشان‌دهنده سطح احتمال ۰/۵۲۹ پذیرش فرضیه صفر مبنی بر استقلال جملات اختلال دو مرحله تصمیم‌گیری مشارکت و میزان مصرف است. از طرف دیگر، آماره والد برابر با ۲۵۳/۲۵ محاسبه‌شده که در مقایسه با مقدار جدول کای دو با درجه آزادی ۲ با سطح احتمال صفر حکایت از عدم پذیرش فرض استقلال دو مرحله تصمیم‌گیری از یکدیگر دارد. علت این مسئله را می‌توان به زمان‌بر بودن فرایند مصرف دانست به طوری که خانوارها در همان لحظه‌ای که تصمیم به صرف غذا در خارج از خانه می‌گیرند به میزان آن هم فکر می‌کنند. اکنون بدون نگرانی از مشکلات تشخیص الگوی دابل هاردل با تبدیل باکس ـ کاکس را با استفاده از برآوردکننده‌های حداکثر درستنمایی مورد برآورد قرار می‌دهیم. نتایج تخمین این مدل در جدول (۳) ارائه شده است.

پس از تخمین الگوی باکس ـ کاکس دابل هاردل و برآورد ضرایب ضروری است، مقادیر کشش را جهت بررسی اثرات نهایی متغیرهای توضیحی بر هزینه غذای خارج از خانه اندازه‌گیری نمائیم. بر این اساس، ابتدا با استفاده از نتایج حاصل از برآورد تابع حداکثر درستنمایی و بکارگیری اثرات حاشیه‌ای کشش مشارکت در مصرف و کشش شرطی هزینه غذای خارج از خانه محاسبه شده است. همچنین می‌توان کشش‌های غیرشرطی را به استناد قاعده بیز و از حاصل جمع دو کشش مشارکت و شرطی به‌دست آورد. مقادیر عددی کشش‌ها محاسبه شده در جدول (٤) ارائه شده است. کشش‌های محاسبه شده برای متغیرهای توضیحی پیوسته به صورت متوسط نمونه انتخابی و برای متغیرهای مستقل مجازی کمیتی بین صفر و یک می‌باشد.

بر اساس یافته‌های تحقیق، کشش احتمال مشارکت و کشش مصرف شرطی برای متغیر هزینه کل مواد غذایی خریداری شده به ترتیب معادل ۰/۰۰۰۰۰۲۰۸ و ۲/۱۵۸۷۷۸ می‌باشند. این ارقام نشان می‌دهند که هر چند تغییر این هزینه تاثیر بسیار ناچیزی بر احتمال مشارکت دارد، لکن افزایش یک درصدی در آن می‌تواند، مصرف غذای خارج از خانه را به میزان ۲/۱۵۸۷ درصد افزایش دهد. برخلاف یافته‌های میهالوپیس و دیویوسیس (۲۰۰۱) و هایان لیو و دیگران (۲۰۱۲) بعد خانوار دارای اثر منفی بر هر دو تصمیم احتمال مشارکت و مصرف غذای خارج از خانه دارد. کشش شرطی ۰/۸۳۹٤ ـ حکایت از تاثیر معکوس تعداد افراد

خانوار بر این هزینه دارد، به طوری که افزایش ۱۰ درصد در اندازه خانوار باعث کاهش هزینه‌های غذای خارج از خانه به میزان ۸ درصد می‌شود، این یافته نشان می‌دهد که خانوارهای پرجمعیت تمایل کمتری به صرف غذا در خارج از خانه دارند.

جدول ۳. نتایج برآورد تابع حداکثر درست‌نمایی الگوی دابل هاردل با تبدیل باکس ـ کاکس

متغیر	مرحله مشارکت		مرحله میزان مصرف	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
TFC	٦/٦٨	۰	۰/۰٦۹	۰
SIZE	ـ ۰/۰۱۱٦۹	۰/۰٦۸	ـ ۲۵۱٦۱/۳	۰/۰۰۹
SEX	–	–	–	–
AGE	ـ۰/۰۱۹۰۸	۰	۲۰۳٦/۷۵۲	۰
HAGE	۰/۰۰٦۷۹۱	۰	–	–
HEDU	۰/۰۰۰٦۱۸	۰	۱۸۸/۲۹	۰/۰۱٦
HSEX	ـ۰/۱۱۵۸۳	۰	–	–
PRN	–	–	–	–
CVER	–	–	–	–
SVER	۰/٤٦۱۳۷	۰	ـ ٦۷۲۷۹/۹	۰/۱۳۹
NVER	۰/۲۲۸۱۱۵	۰	–	–
CHOR	–	–	–	–
WHOR	۰/۰۷۲٤۷۲	۰	ـ ۱۲۲٦۱۲	۰
SHOR	ـ۰/۰۰۳۵۷	۰/۸۳۳	ـ ٤۵۰٤۷/۷	۰/۱۵۵
DREF	۰/۱۷۱۹٦٦	۰	–	–
DFRZ	۰/۱۱۷۸۹۸	۰	–	–
DFIR	۰/۱۷۷۹	۰	٦۹۸۰۱/۷۷	۰/۰۱
DPIL	ـ ۰/۱۱۷۳	۰/۳۳۲	–	–
DTRL	–	–	–	–

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ٤. کشش‌های محاسبه شده بر اساس برآورد الگوی دابل هاردل باکس ـ کاکس

متغیر	کشش مشارکت	کشش شرطی مصرف	کشش غیرشرطی مصرف
TFC	**۲/۰۸٤٦۷E-۰٦**	۲/۱۵۸۷۷۸	۲/۱۵۸۷۸۰
DFIR	**۵/۲۸۱۵E-۰۷**	۰/۲۰۷۱٤۳٤۰	۰/۲۰۷۱٤۳۹۳
SIZE	**-۳/۸۹۸۸۱E-۰۷**	-۰/۸۳۹٤۷۱۹	-۰/۸۳۹٤۷۲۳
AGE	**-٦/۰۲٦۱۵E-۰٦**	۰/٦٤۳۲۸۹۷۵٤	۰/٦٤۳۲۸۳۷۲۷
HEDU	**۸/۷۷۰۳۱E-۰۷**	۰/۲٦۷۲۵۵٤۸۳	۰/۲٦۷۲۵٦۳٦
SVER	**-۷/۵٦۰٤۵E-۰۷**	-۰/۱۱۰۲۵۰۳٤	-۰/۱۱۰۲۵۱۰۹٦
WHOR	**۱/۵۹۷۸E-۰۷**	-۰/۲۷۰۳۲۵۷۸	-۰/۲۷۰۳۲۵٦۲۱
EHOR	**٦/٦٦٤۵۷۱E-۰٤**	-۰/۱۵۷۵۹٦۲۷	-۰/۵۸۲٦۰۸٤

منبع: یافته‌های تحقیق

متغیر متوسط سن خانوار از جمله متغیرهای است که اثر دوگانه‌ای در کشش‌های احتمال مشارکت و مصرف غذای خارج از خانه به جای می‌گذارد در حالی که کشش مشارکت اثر منفی سن خانوار بر احتمال صرف غذای خارج از خانه را نشان می‌دهد، کشش شرطی مصرف با رقم ۰/٦٤۳۲ حکایت از تاثیر مثبت این متغیر بر هزینه غذای خارج از خانه دارد. بر این اساس، هر چند خانوارهای با متوسط سن بالاتر علاقه کمتری به صرف غذای خارج از خانه دارند، لکن هزینه‌ای که صرف آن می‌کنند بیشتر از خانوارهای با متوسط سن کمتر است. این نتیجه با یافته مطالعات مین، فانگ و لی (۲۰۰٤) و بای و همکاران (۲۰۱۰) سازگار است. متغیر دیگر سطح تحصیلات سرپرست خانوار است که اثر همسویی بر احتمال مشارکت در مصرف غذای خارج از خانه و هزینه آن دارد. خانوارهای دارای سطح تحصیلات بالاتر دارای یک احتمال بزرگتر نیز در مصرف هستند، که باعث گرایش بیشتر آنها به پرداخت هزینه بالاتر بابت صرف غذای خارج از خانه خواهد شد. همچنین، یافته های تحقیق در خصوص متغیرهای مجازی منطقه جغرافیایی محل سکونت خانوارها بر مشارکت و مصرف غذای خارج از خانه نشان می‌دهد که خانوارهای ساکن در مناطق مرکزی کشور از احتمال مشارکت و هزینه مصرف بالاتری نسبت به سایر مناطق برخوردار هستند.

۷. خلاصه و نتیجه‌گیری

با پیشرفت صنعت و فناوری و تغییر شیوه زندگی و عادات مصرفی خانوارها مصرف غذای خارج از خانه در رستوران‌ها و فست فودها رواج زیادی پیدا کرده است و روز به روز تقاضا برای این گونه غذاها در حال افزایش است. تحولات ساختاری اقتصادی و اجتماعی در جوامع مختلف به تدریج باعث جایگزینی الگوهای جدیدی در تغذیه خانوارها به جای روش‌های سنتی مشورت، کاهش تعداد اعضای خانوارها و رواج زندگی تک نفره، رشد نسبت زنان در بازار کار و افزایش تعداد نان آوران خانوارها و بالا رفتن هزینه فرصت تهیه غذا در خانه از مهمترین زمینه‌های این تغییرات به شمار می‌روند.

در این مقاله تلاش شد تا با به کارگیری الگوی دابل هاردل با تبدیل باکس- کاکس و با استفاده از اطلاعات آماری درآمد ـ هزینه خانوار شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۱ مهمترین عوامل اقتصادی، جمعیت شناختی و جغرافیایی مؤثر بر احتمال مشارکت و میزان مصرف غذای خارج از خانه را شناسایی و سپس کشش‌های شرطی و غیرشرطی مصرف محاسبه گردید. به پیروی از بسیاری از تحقیقات انجام شده، از نظریه تولید ـ مصرف بکر (۱۹٦۵) بهره بردیم. در این نظریه یک خانوار باید تصمیم بگیرد که هزینه فرصت تهیه مواد غذایی و پخت آن در خانه را بپردازد یا این که غذا را در خارج از خانه صرف نماید. این تصمیم به عوامل متعدد اقتصادی و اجتماعی خانوارها بستگی دارد. کشش‌های احتمال مشارکت و میزان مصرف شرطی و غیرشرطی به دست آمده از برآورد تابع حداکثر درستنمایی نشان می‌دهد که اثرات متغیرهای اقتصادی و دموگرافیکی بر احتمال مشارکت و هزینه غذای خارج از خانه گاه همسو و گاه متناقض و دوگانه بوده است. بعد خانوار با کشش‌های منفی احتمال مشارکت و هزینه مصرف شرطی و سطح تحصیلات سرپرست خانوار با کشش‌های مثبت اثرات همسویی بر هزینه مصرف غذای خارج از خانه دارد. بر اساس این یافته، هر چه بعد خانوار بزرگتر و سطح تحصیلات سرپرست خانوار بالاتر باشد، احتمال مشارکت و هزینه مصرف غذای خارج از خانه بالاتر است. در حالی که، متوسط سن خانوار از جمله عواملی است که اثر دوگانه ای در کشش‌های احتمال مشارکت و مصرف غذای خارج از خانه به جای می گذارد، هر چند کشش مشارکت اثر منفی متغییر متوسط سن خانوار بر احتمال صرف غذای خارج از خانه را نشان می‌دهد، لکن کشش شرطی مصرف حکایت از تأثیر مثبت این متغیر بر

هزینه غذای خارج از خانه دارد. بر این اساس، هر چند خانوارهای پر جمعیت علاقه کمتری به مشارکت در صرف غذای خارج از خانه دارند، اما هرگاه برای صرف غذا به رستوران ها یا فست فودها مراجعه می‌کنند، هزینه بیشتری را می‌پردازند. همچنین، یافته‌های تحقیق در خصوص متغیرهای منطقه محل سکونت خانوارها نشان از این دارد که خانوارهای ساکن در یک سوم مناطق مرکزی کشور نسبت به سایر مناطق از کشش های احتمال مشارکت و هزینه مصرف شرطی بالاتری برخوردارند.

منابع

کوه‌بر، محمد امین (۱۳۹۱). برآورد تقاضای لبنیات در کشور ایران: کاربردی از مدل دابل هاردل. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، ۱۷ (۱۳): ۱۴۳-۱۶۸.

- مرکز آمار ایران، آمار هزینه و درآمد خانوار ۱۳۸۸ ، برگرفته از درگاه ملی آمار ایران.

مرکز آمار ایران، آمار هزینه و درآمد خانوار ۱۳۹۱ ، برگرفته از درگاه ملی آمار ایران.

Akbay, C., Tiryaki, G.Y. and Gul, A. (2007). Consumer characteristics in fluencing fast food consumption in Turkey. Food control, 18 (8): 904-913.

Bai J. Tomas, I. wahl Bryan, T. Lohmar and Jikun Huang (2010). Food away from home in Beijing: Effects of wealth Time and free meals. *China Economic Review*, 21:432-441.

Becker G. S.(1965). A Theory of allocation of Time. *Economic journal*, 75: 493-517

Bozoglu T., Mehmet A. Bilgic, S. T. yen and C. Huang (2013). Household food Expenditures at home and away from home in Turkey. Agricultural and Economics Associations 2013 AAEA and CAES Washington.

Chang H. and S. T. Yen (2010). Off-farm employment and food expenditures at home and away from home. *European Review of Agricultural Economics*, 37(4): 523-551.

Cragg, J. G. (1971). Some Statistical Models for limited dependent with applications to the demand for durable goods. *Econometrica*, 39(5): 829-844.

Jones, A. M. and S. T. Yen(2000). A Box-Cox double- hurdle model. The Manchester shool, 68(2): 203-221.

Gale F. and Hung k. (2007). Demand for food quantity and quality in china. *Economic Research Report*, No. ERR-32.

Gould, B. and H. villareal (2006), An assessment of the Current structure of food demand in urban china. *Agrichltural Economics*, 34:1-6.

Heng, L. S. and A. T. K. Guan (2007). Examining Malaysian Household Expenditure Patterns on Food-Away-From-Home. *Asian Journal of Agriultural and Development*, 4(1):11-24.

Kiasey, J. (1993). working wires and The Marginal propensity to consume Food away from home. *American Journal of Agricultural Economics*, 65:10-19.

– Lin, M. (2011). Food expenditures away from Home by Type of Meal and by facility. Masters Theses university of Tennessee Knoxville.

Liu, H. and Others (2012). Household Composition and Food away from Home Expenditures in urban China. Selected paper prepared for presentation at the Agricultural and Applied Economics Associations 2012 AAEA Annual Meeting, Seattle, Washington, August, 2012.

Mancino, L., Todd J. and Lin, B. (2009). Separting what we eat from where: Measaring the effect of food away from home on diet quality. Food policy, 34(6):557-562.

Mc Cracken, V. and J. Brandt (1987). Household consumption of food Away from home: total expenditures and by Type of food facility. American Journal of Agricultural Economies, 69: 274-284.

Minhalopoulos V. and demoussis M.P. (2001).Greek household consumption of food away from home: a microeconometric approach. *European Review of Agricultural Economics*. 28(4) : 421-432.

Min, I., Fang, c. and Li, Q. (2004). Investigation of patterns in food-away-from-home expenditure for china, *China Economic Review*, 15(4): 457-476.

Montini, A. (2001). Food away from home and house hold expenditures in Italy. The food consumer in the early 21 st century, Zaragoza Spain.

Mutlu, S. and Gracia, A. (2006). Spanish food expenditure away from home (FAHA): by type of Meal. Applied Economics, 38:1037-1047.

Nayga, R., and Capps, O. (1992). Determinan Ts of food away from home consumption an update. Agribusiness, 8:549-559.

Okrent, A.M. and Julian, N. Alston (2012). The Demand for Disaggregated food ° Away-from-Home and food- at- home products in the United States. Economic Research service u.s department of Agriculture, No. 139.

Poirier, D. J. (1978). The Use of the Box-Cox Transformation in Limited dependent Variable Models. *Journal of Amerian Statistics Association*, 73:284-287.

Prochaska, F. and Schrimper, A. (1973).Opportunity cost of Time and other socioeconomic effects on away from home food consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, 55(4): 595-603.

- Soberon-Ferrer, H, and D.Rachel (1991). Determinannts of Household Expenditures for services. Jaurnal of Consumer Research, 17(4):383-397.

Stewart, H., N. Blisard, S. Bhuyan, and R.M. nayga (2006). The Demand for food Away from home: full-service or fastfood?. U.S. Department of Agrculture Agricultural Economic Report No.829.

Yen, S. T. (1993). Working Wives and food away from home: the Box-cox-75:884-895., hurdle double Model. *American Journal of Agncultural Economics*, 75:884-895

Yen, S. T., and A. M. Jones (1997). Household Consumption of Cheese : An Inverse Hyperbolic Sine Double-Hurdle Model With Dependent Errors. *American Journal of Agricultural Economics*, 79: 246-251.

Yen, S. T., and C. L. Huang (1996). Household Demand for Finfish: A Generalized Double-Hurdle Model. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 21(2): 220-234.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی