

## بررسی تغییرات ترجیحات مصرف کنندگان برای گوشت قرمز و گوشت مرغ در ایران (کاربرد آزمون ناپارامتریک)

حبیب الله سلامی<sup>۱\*</sup> و مرتضی تهامی پور<sup>۲</sup>  
۱، ۲، استاد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی،  
دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران  
(تاریخ دریافت: ۹۰/۳/۸ - تاریخ تصویب: ۹۱/۳/۷)

### چکیده

در این مطالعه تغییرات ترجیحات خانوارهای ایرانی در مورد گوشت قرمز و گوشت مرغ در دوره زمانی ۸۵-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا یک الگوی برنامه‌ریزی خطی در چارچوب الگوی پیشنهادی Sakong و Hayes (1992) تدوین و تغییر در ترجیحات به صورت مقادیر تغییر در مصرف سرانه برای این دو نوع گوشت در طول سال‌های مورد مطالعه اندازه‌گیری شده است. نتایج نشان داد که مقادیر مصرف سرانه برای برخی از سال‌ها در دوره مطالعه تغییراتی داشته است که قابل توجیه توسط تغییرات قیمت‌های نسبی نیست. اما از آنجا که تغییرات در ترجیحات نیز مداوم نیست نمی‌توان نتیجه گرفت که تغییرات دایمی در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی رخ داده باشد. بر اساس نتایج بدست آمده، تغییر در ترجیحات برای گوشت مرغ در تمام طول دوره مثبت، ولی برای گوشت قرمز هم مثبت و هم منفی بوده است. مقدار تجمعی تغییرات ذائقه برای گوشت مرغ و گوشت قرمز در کل دوره به ترتیب ۳/۳ و ۵/۳ کیلوگرم بوده است.

**واژه‌های کلیدی:** ترجیحات مصرف کننده، تغییر ترجیحات، گوشت قرمز، گوشت مرغ، ایران.

### مقدمه

مصرف سرانه انواع گوشت در ایران را در طول سال‌های ۸۵-۱۳۵۳ نشان می‌دهد که به خوبی نمایانگر روند تغییرات الگوی مصرف در مورد مصرف انواع گوشت می‌باشد.

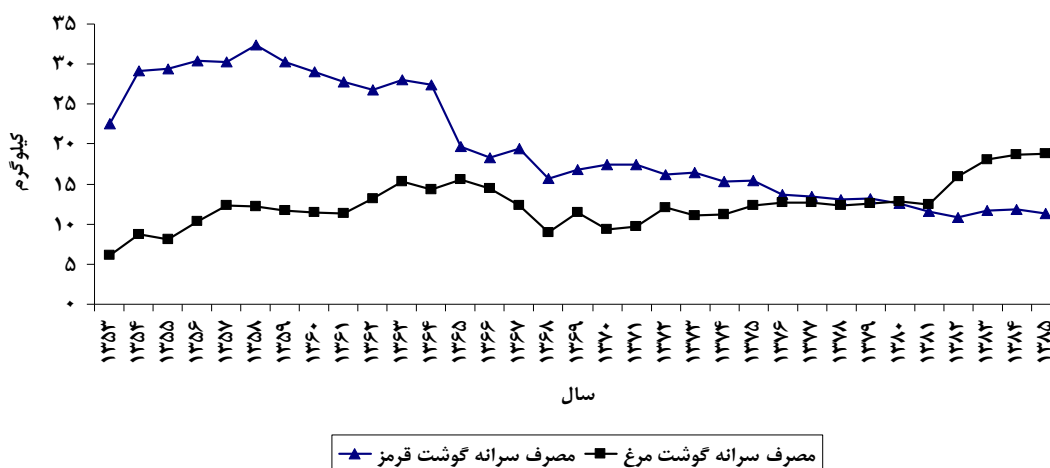
بر اساس شکل (۱)، در طول دوره مورد بررسی مصرف سرانه گوشت مرغ دارای روند تقریباً صعودی بوده ولی مصرف سرانه گوشت قرمز در طول زمان روند کاهشی داشته است.

تفکیک اثرات قیمتی و درآمدی و همچنین بررسی تغییرات ساختار ترجیحات مصرف کنندگان در تغییرات الگوی مصرف از اهمیت قابل توجهی

الگوهای مصرف غذایی به خصوص در مورد مصرف انواع گوشت در ایران در طول سال‌های گذشته دچار تغییرات زیادی شده است. به عنوان مثال با پیشرفت علم پزشکی و افزایش سطح آگاهی خانوارها، امروزه نسبت به سال‌های گذشته مصرف گوشت سفید مانند مرغ و ماهی در مقابل گوشت قرمز افزایش یافته است. از آنجا که خواص تغذیه‌ای گوشت‌ها متفاوت است، این انتظار وجود دارد که با افزایش سطح آگاهی‌ها و تبلیغات مربوط به سلامت غذایی، تقاضا و ساختار ترجیحات برای انواع گوشت دچار تغییر و تحول شود. شکل (۱) روند

غذایی خانوارها در جهت تامین سلامت جامعه بسیار مهم است.

برخوردار است، چرا که تفکیک این اثرات و کمی نمودن آنها در سیاست‌گذاری بهداشت و امنیت



شکل ۱- مقایسه روند مصرف سرانه گوشت مرغ و گوشت قرمز طی سال‌های ۱۳۵۳-۸۵

استرالیا و گروه‌های مختلف مواد غذایی در آمریکا انجام دادند و شواهدی از تغییرات ذائقه را در طول زمان روی کالاهای مختلف گزارش کردند که این تغییرات ذائقه در اکثر موارد کوچک بوده است.

با توجه به اهمیت شناخت ساختار ترجیحات مصرف کنندگان در طول زمان و اندازه‌گیری تغییرات احتمالی آن، این مطالعه به دنبال آن است که سازگاری داده‌های تقاضا با تئوری ترجیحات مصرف کننده را آزمون کند و با استفاده از روش ناپارامتریک، تغییرات ذائقه روی انواع گوشت قرمز و گوشت مرغ را در ایران اندازه‌گیری نماید.

### مواد و روش‌ها

تغییرات تقاضای مصرف کننده برای یک کالای خاص مانند یک نوع گوشت را می‌توان در قالب تغییرات قیمت و تغییرات درآمد یا مخارج توضیح داد، مابقی تغییرات تقاضا در صورت وجود ناشی از تغییر در ساختار ترجیحات مصرف کنندگان است که به عنوان تغییرات ذائقه نامیده می‌شود. همانطور که بیان شد، اندازه‌گیری تغییرات ذائقه یا تغییرات ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان از طریق روشهای پارامتریک و غیرپارامتریک قابل بررسی است. در روشهای پارامتریک عمدتاً با استفاده از برآورد فرم‌های تابعی مشخص اینکار صورت

در مطالعات گذشته توجه زیادی به بحث تغییر ساختار ترجیحات مصرف کنندگان یا تغییرات ذائقه<sup>۱</sup> آن‌ها روی گروه‌های مختلف مواد غذایی شده است و وجود تغییرات ذائقه که می‌تواند دلیلی بر تغییر ساختار ترجیحات مصرف کنندگان باشد، در ادبیات اقتصادی به اثبات رسیده و برای اندازه‌گیری آن نیز آزمون‌هایی ارایه شده است که این آزمونها در قالب دو دسته آزمون‌های پارامتریک<sup>۲</sup> و ناپارامتریک<sup>۳</sup> قابل بررسی است. Hayes (1993) در پژوهشی با استفاده از آزمونهای ناپارامتریک و معرفی یک الگوی برنامه ریزی خطی، داده‌های مصرف سرانه گوشت گاو، گوشت خوک و گوشت مرغ را برای دوره ۸۴-۱۹۷۱ برای چهار کشور آمریکا، ژاپن، کانادا و کره جنوبی مورد بررسی قرار دادند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که تغییرات ذائقه شدیدی روی گوشت گاو برای آمریکا در طی این دوره اتفاق افتاده است. همچنین Chalfant & Alston (1988) و Senauer & Cortez (1996) تحلیل مشابهی را با استفاده از الگوی برنامه‌ریزی خطی معرفی شده توسط Hayes & Sakong به ترتیب برای انواع گوشت در

1. Taste Change  
2. Parametric  
3. Non-parametric

ذائقه برای  $n$  کالا است و  $x$  مخارج یا درآمد را نشان می‌دهد. اگر از رابطه (۱) دیفرانسیل گرفته شود:

(۲)

$$\Delta q_i = \sum_{j=1}^n \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \Delta p_j + \frac{\partial q_i}{\partial x} \Delta x + \sum_{j=1}^n \frac{\partial q_i}{\partial tc_j} \Delta tc_j$$

با فرض اینکه در کوتاه مدت هستیم (با فرض تغییرات موقتی که  $\Delta tc_j = 0$ ) و با استفاده از معادله اسلاتسکی، رابطه (۲) به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta q_i = \sum_{j=1}^n \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \Big|_{U_0} \Delta p_j + a \frac{q_i}{x} E_{ix} \quad (۳)$$

که  $E_{ix}$  کشش مخارج کالای  $i$  و پارامتر  $a$  به صورت زیر تعریف شده است:

$$a = \Delta x - \sum_{j=1}^n q_j \Delta p_j \quad (۴)$$

با فرض اینکه در کوتاه مدت، تغییرات ذائقه یا  $\Delta tc$  صفر است، رابطه (۳) تغییرات تقاضا را به تغییرات قیمت و تغییرات مخارج تفکیک می‌کند. که در آن قسمت اول در سمت راست نشان‌دهنده اثر جانشینی و قسمت دوم اثر مخارج را نشان می‌دهد. با کم کردن قسمت دوم رابطه (۳) (اثر مخارج) از تقاضای مشاهده شده، تقاضای جبران شده بدست می‌آید که فقط اثر جانشینی را نشان می‌دهد:

$$q_i^* = q_i - a \frac{q_i}{x} E_{ix} \quad (۵)$$

در واقع با کم کردن اثر مخارج، مصرف کننده روی منحنی بی تفاوتی و سطح مطلوبیت اولیه خود باز می‌گردد. حال در این شرایط با فرض اینکه دو زمان دلخواه  $t$  و  $s$  وجود داشته باشد، می‌توان شرایطی را که در آن سازگاری ترجیحات رد می‌شود (اتفاق افتادن تغییرات ذائقه) را بصورت زیر بیان کرد:

$$P_t Q_t^* \succ P_s Q_s^* \quad (۶)$$

که در آن  $Q_t^*$  سبد مصرف جبران شده (تقاضای جبران شده) بر طبق رابطه (۵) در زمان  $t$  و  $Q_s^*$  سبد مصرف جبران شده در زمان  $s$  می‌باشد و هر کدام از این سبدها شامل کالاهای  $q_1$  تا  $q_n$  است. بر اساس رابطه (۶) برای هر دو زمان دلخواه می‌توان سازگاری ترجیحات مصرف کننده را آزمون کرد. این رابطه بیان می‌کند که برای سازگار بودن ترجیحات یا عدم وجود تغییرات

می‌گیرد، اما بر اساس مطالعات Chalfant & Alston (1991-b و 1991-c و مطالعه Chalfant & Alston (1988) و مطالعه Chaves & Cox (1987) و 1990) روش‌های پارامتریک که برای اندازه‌گیری تغییرات ذائقه استفاده می‌شود، دارای ایراداتی بوده و قابل اعتماد نیست. از جمله اینکه Chalfant & Alston (1991-b) نشان دادند که در اندازه‌گیری تغییرات ذائقه بوسیله روش‌های پارامتریک ممکن است تغییرات ذائقه روی یک کالای غذایی ۱۰۰ درصد بدست آید، درحالی‌که در حقیقت چنین تغییراتی بوجود نیامده باشد، در مطالعه نامبرده از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل<sup>۱</sup> برای اندازه‌گیری تغییرات ذائقه استفاده شده است. مشابه این نتیجه‌گیری را می‌توان در مطالعه Leamer (1983) مشاهده کرد. از دیگر مشکلات مربوط به روش پارامتریک در اندازه‌گیری تغییرات ذائقه می‌توان به مشکلات مربوط به انتخاب فرم‌های تابعی و روش برآورد آن اشاره کرد.

در روش ناپارامتریک که در مطالعات نامبرده از آن استفاده شده است، احتیاجی به برآورد فرم‌های تابعی نیست و روش تعیین تغییرات ذائقه شامل آزمون سازگار بودن داده‌های مشاهده شده تقاضای افراد با خصوصیات ضعیف<sup>۲</sup> و قوی<sup>۳</sup> ترجیحات ابراز شده است. این خصوصیات بیان می‌کند که در غیاب تغییرات ذائقه، اگر سبد کالای  $Q_1$  بصورت آشکار بر سبد کالای  $Q_2$  در نقطه اول ترجیح داده شود، آنگاه  $Q_2$  نمی‌تواند در نقطه دیگری بصورت آشکار بر سبد  $Q_1$  ترجیح داده شود مگر آنکه تغییرات ذائقه اتفاق افتاده باشد (Sakong & Hayes, 1993).

Hayes & Sakong (1993) بر اساس مطالعه Cox & Chaves (1990) فرض کردند که  $n$  کالا وجود دارد که تقاضای کالای  $i$ ام ( $q_i$ ) بصورت تابعی از قیمت‌ها، درآمد و تغییرات ذائقه بیان می‌شود:

$$q_i = q_i(p, x, tc) \quad (۱)$$

که  $p$  و  $tc$  به ترتیب بردار قیمت‌ها و بردار تغییرات

1. AIDS

2. WARP: Weak Axiom Revealed of Preferences

3. SAR: Strong Axiom Revealed of Preferences

در رابطه فوق،  $tc$  نشان‌دهنده بردار تغییرات ذائقه،  $b'$  بردار ضرایب متغیرهای تابع هدف بوده که همه ضرایب آن برابر یک است.  $\Phi$  بردار کششهای مخارج و  $w$  سهم مخارج انجام شده روی هر کالا است. محدودیت اول شرط محدب بودن یا سازگاری، محدودیت دوم شرط افزایشی بودن و محدودیت سوم شرط غیرمنفی بودن کششهای مخارج (نشاندهنده غیر پست بودن کالاها) می‌باشد. حل مدل فوق بردار تغییرات ذائقه و بردار کششهای مخارج را ارائه می‌کند. این مدل حداقل اندازه تعدیل لازم در داده‌های مشاهده شده تقاضا برای رفع ناسازگاری با ترجیحات ابراز شده<sup>۴</sup> را ارائه می‌دهد، به نحوی که محدودیت‌های اعمال شده روی کشش‌های تقاضا اقلان شود.

Chalfant & Alston (1991) نشان دادند احتمال رد شدن WARP با افزایش اندازه تغییرات ذائقه و یا کاهش نرخ رشد مخارج کل، افزایش می‌یابد. بنابراین تغییر رفتار مصرف‌کننده در تغییر سبد مصرفی از  $Q_1$  به  $Q_2$  به دو طریق قابل تفسیر است که شامل تغییر مخارج فرد (تغییر کشش‌های مخارج) و تغییر ذائقه فرد است. بنابراین با وارد کردن کشش‌های مخارج به مدل، برای اندازه‌گیری تغییرات سلیقه، این سوال مطرح می‌شود که چه مجموعه‌ای از کشش‌های مخارج به شکل بهتری رفتار مصرف‌کننده را توجیه می‌کند؟ چیزی که باقی می‌ماند، به تغییر ذائقه نسبت داده می‌شود. که این مقدار حداقل تغییرات ذائقه لازم برای توصیف داده‌ها (یعنی سازگار بودن آنها با تئوری) خواهد بود.

بر این اساس اگر پس از اجرای مدل، کشش‌های مخارج و بخصوص تغییرات آنها از سالی به سال دیگر منطقی نباشد، می‌توان محدودیت‌های جدیدی را به مدل اضافه کرد به نحوی که نمایانگر رفتار عقلایی مصرف‌کنندگان باشد. این محدودیت می‌تواند به صورت زیر به مدل اضافه شود:

$$\left| E_{ix}^t - E_{ix}^{t-1} \right| \leq \delta \quad (9)$$

$\delta$  نشاندهنده حداکثر تغییراتی است که می‌تواند بین کشش‌های مخارج بین هر دو سال متوالی وجود داشته باشد. بعد از اجرای مدل در مرحله اول از طریق محاسبه

ذائقه، مخارج روی سبد جبران شده  $Q_t^*$  در قیمت‌های زمان  $t$  نباید بزرگتر از مخارج انجام شده روی سبد جبرانی  $Q_s^*$  که به قیمت‌های زمان  $t$  ارزشگذاری شده است، باشد.

دلیل درستی رابطه (۶) به فرضیه تئوری نئوکلاسیک ترجیحات مصرف‌کننده در مورد محدب بودن<sup>۱</sup> منحنی بی تفاوتی برمی‌گردد. به عبارت دیگر در صورتی که شرط محدب بودن ترجیحات مصرف‌کننده برقرار باشد، آنگاه رابطه (۶) رد خواهد شد و ترجیحات سازگار است. بنابراین شرط سازگار بودن با خصوصیت ضعیف ترجیحات ابراز شده<sup>۲</sup> به صورت  $P_t Q_t^* \leq P_s Q_s^*$  بوده و از آنجا که این شرط به محدب بودن وابسته است، این شرط به عنوان شرط محدب بودن نیز نامیده می‌شود و Hayes & Sakong (1992) بیان می‌کنند که برخی از مقادیر تغییرات ذائقه ( $tc$ ) وجود دارند که نامساوی زیر را برای تمام  $s$  و  $t$  ها اقلان می‌کنند:

$$P_t (Q_t^* - tc_t) \leq P_s (Q_s^* - tc_s) \quad (7)$$

بنابراین می‌توان در قالب یک مدل برنامه ریزی خطی حداقل تغییرات ذائقه لازم برای سازگار نمودن داده‌های مشاهده شده تقاضا با تئوری ترجیحات مصرف‌کننده را بدست آورد. با جانشین کردن از رابطه (۵) در رابطه (۷) و با وارد کردن محدودیت‌های مربوط به افزایشی بودن<sup>۳</sup> و محدودیت غیرمنفی بودن کشش‌های مخارج و همچنین با فرض کردن سال اول مشاهدات به عنوان سال ۱ و در نظر گرفتن تغییرات سالانه برای کالاهای  $q_1$  تا  $q_n$  مدل اندازه‌گیری حداقل تغییرات ذائقه بصورت زیر بیان می‌شود:

(۸)

$$\text{Min } b' tc$$

st.

$$\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it} - \sum_{i=1}^n p_{is} q_{is} \leq \sum_{i=1}^n \sum_{j=2}^t a_j \frac{p_{ij} q_{ij}}{x_j} E_{ix}^j - \sum_{i=1}^n \sum_{j=2}^s a_j \frac{p_{ij} q_{ij}}{x_j} E_{ix}^j$$

$$+ \sum_{i=1}^n \sum_{j=2}^t p_{it} tc_{ij} - \sum_{i=1}^n \sum_{j=2}^s p_{is} tc_{ij}$$

$$\sum_i w_i E_{ix}^t = 1$$

$$E_{ix}^t \geq 0$$

1. Convexity
2. WARP
3. Adding-up

انواع گوشت پرداخته شد. در ارتباط با الگوی برنامه ریزی خطی استفاده شده چند نکته قابل ذکر است: اول اینکه از آنجا که تغییر ذائقه می تواند هم مثبت و هم منفی باشد بنابراین در تابع هدف مدل بجای  $tc$  از عبارت  $(tc^+ - tc^-)$  استفاده شد که هر دوی  $tc^+$  و  $tc^-$  بزرگتر مساوی صفر هستند. دوم اینکه در مطالعه حاضر دوره  $t$  به عنوان دوره پایه و دوره  $s$  به عنوان دوره بعد لحاظ شده و به این ترتیب مدل برنامه ریزی خطی تغییرات ذائقه را بین هر دو سال متوالی در طول دوره مورد بررسی ارایه می دهد. و در نهایت اینکه برای افزایش اطمینان به نتایج مدل در خصوص حذف اثر تغییر مقیاس مقادیر و شاخص قیمت، از تعدیل پیشنهاد شده توسط Zhang & Chalfant (1994) استفاده شد.

نتایج اجرای الگوی برنامه ریزی خطی نشان داد که برای برخی از سالهای مطالعه، در مورد گوشت قرمز و گوشت مرغ تغییرات ذائقه وجود داشته است. شکل (۲) نتایج محاسبه روند تغییرات ذائقه برای گوشت قرمز و گوشت مرغ طی دوره ۸۵-۱۳۵۴ را نمایش می دهد. لازم به ذکر است که از آنجا که برای محاسبه تغییرات ذائقه بین سال ۱۳۵۴ و ۱۳۵۳ سال صفر یا سال پایه بوده است، مقدار کشش مخارج و تغییرات ذائقه مربوط به این سال در جدول و نمودارها مشاهده نمی شود.

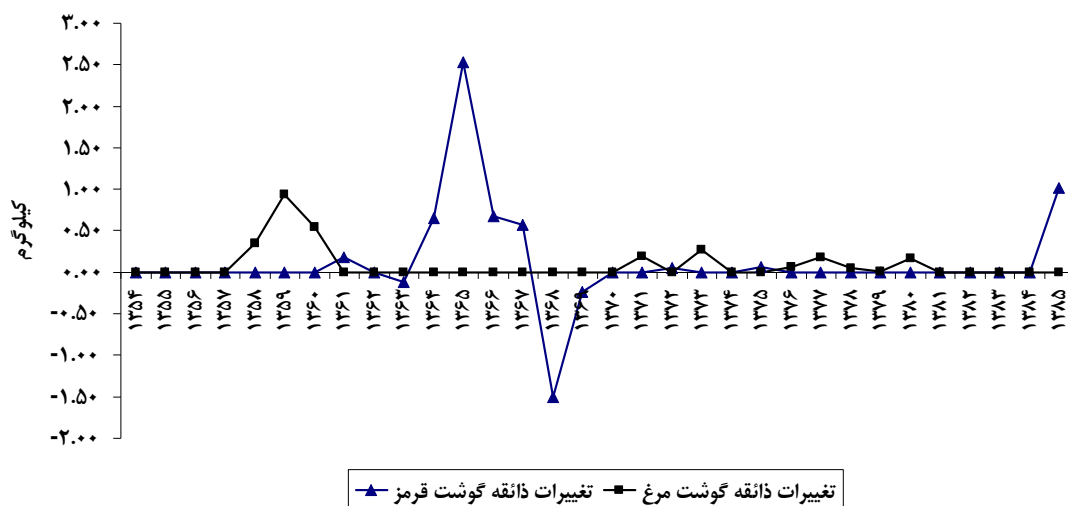
متوسط تغییرات سالانه برای هر کدام از کالاها، می توان این محدودیت را به مدل وارد کرد.

Zhang & Chalfant (1994) بیان نمودند که مدل برنامه ریزی فوق به تغییر شاخص قیمت و تغییر مقیاس یا واحد اندازه گیری مقادیر حساس است و با تغییر آنها امکان تغییر نتایج وجود دارد. بنابراین برای اینکه با تغییر مقیاس مقادیر نتایج عوض نشود، بجای  $b=1$  در تابع هدف از میانگین قیمت کالاها به عنوان ضرایب در تابع هدف استفاده شود. همچنین پیشنهاد کردند که در محاسبه  $a$  در رابطه (۴) بجای  $q_j$  یا مقادیر مشاهده شده از مقدار با وقفه آن استفاده شود. در اینصورت فرقی نمی کند که از قیمت اسمی استفاده شود یا قیمت واقعی.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل مصرف سرانه گوشت قرمز و گوشت مرغ بر حسب کیلوگرم و شاخص قیمت گوشت قرمز و گوشت مرغ به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ برای دوره ۸۵-۱۳۵۳ می باشد که از معاونت امور دام وزارت جهاد کشاورزی اخذ شده است.

## نتایج و بحث

در این مطالعه بر اساس الگوی برنامه ریزی خطی پیشنهاد شده توسط Hayes & Sakong (1993) به اندازه گیری تغییرات ذائقه مصرف کنندگان روی مصرف



شکل ۲- تغییرات ذائقه روی گوشت قرمز و گوشت مرغ طی دوره ۸۵-۱۳۵۴

مقدار آن بین حداکثر حدود ۲/۵ کیلوگرم تغییرات مثبت در سال ۱۳۶۵ و حداقل حدود ۱/۵ کیلوگرم تغییرات ذائقه منفی مربوط به سال ۱۳۶۸ می باشد. همچنین در جدول (۱) کشش‌های مخارج بدست آمده از اجرای مدل بیان شده است.

شکل (۲) نشان می‌دهد که در طول سال‌های ۸۵-۱۳۵۴ برای گوشت مرغ تغییرات ذائقه منفی وجود ندارد و برای برخی از سال‌ها تغییرات ذائقه مثبت نیز مشاهده می‌شود که حداکثر این تغییرات مربوط به سال ۱۳۵۹ به میزان تقریباً یک کیلوگرم می باشد. تغییرات ذائقه برای گوشت قرمز دارای نوسانات بیشتری است و

جدول ۱- کشش‌های مخارج مورد نیاز برای حداقل کردن تغییرات ذائقه در تقاضای گوشت طی ۸۵-۱۳۵۴

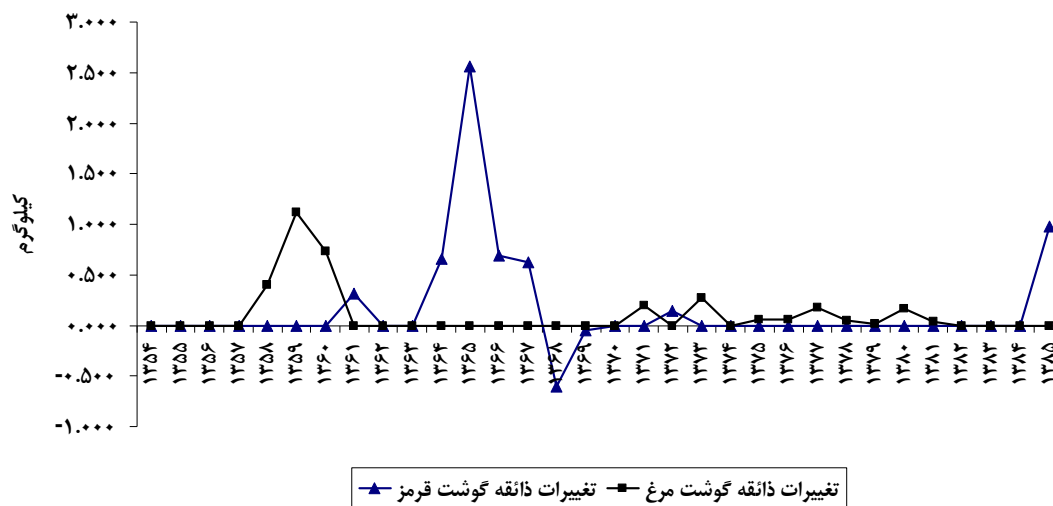
سال	کشش مخارج گوشت قرمز	کشش مخارج گوشت مرغ	سال	کشش مخارج گوشت قرمز	کشش مخارج گوشت مرغ
۱۳۵۴	۱/۳۶	۰	۱۳۷۰	۱/۵۸	۰
۱۳۵۵	۱/۳۱	۰	۱۳۷۱	۱/۴۳	۰
۱۳۵۶	۱/۳۵	۰	۱۳۷۲	۰	۲/۴۴
۱۳۵۷	۱/۴۴	۰	۱۳۷۳	۱/۶۷	۰
۱۳۵۸	۰	۳/۳۷	۱۳۷۴	۱/۷	۰
۱۳۵۹	۰	۳/۹۲	۱۳۷۵	۱/۷۴	۰
۱۳۶۰	۰	۴/۶۷	۱۳۷۶	۱/۹۲	۰
۱۳۶۱	۰	۵/۲۶	۱۳۷۷	۰	۲/۱۱
۱۳۶۲	۱/۲۷	۰	۱۳۷۸	۱/۹۷	۰
۱۳۶۳	۰	۴/۱۳	۱۳۷۹	۱/۹۴	۰
۱۳۶۴	۱/۳۱	۰	۱۳۸۰	۰	۲/۱۱
۱۳۶۵	۱/۴۹	۰	۱۳۸۱	۰/۵۵	۱/۵۴
۱۳۶۶	۱/۴۹	۰	۱۳۸۲	۱/۹۵	۰
۱۳۶۷	۰	۲/۹۹	۱۳۸۳	۲/۰۸	۰
۱۳۶۸	۰	۳/۹۵	۱۳۸۴	۱/۶۵	۰/۳۸
۱۳۶۹	۰	۳/۲۱	۱۳۸۵	۰	۱/۹۹

کشش‌های مخارج گوشت قرمز و گوشت مرغ به ترتیب به اندازه ۰/۴ و ۰/۶ درصد روی کشش‌های مخارج اعمال شد. یعنی تغییرات کشش مخارج بین دوره t و دوره t-1 برای گوشت مرغ و گوشت قرمز به ترتیب می‌تواند حداکثر ۰/۶ و ۰/۴ درصد باشد.

نتایج محاسبه تغییرات ذائقه برای دوره ۸۵-۱۳۵۴ پس از اعمال محدودیت‌های جدید (تعدیل کشش‌های مخارج)، در شکل (۳) نشان داده شده است.

شکل (۳) نشان می‌دهد که عقلایی کردن دامنه تغییرات سالانه کشش‌های مخارج، تاثیر چندانی بر روند تغییرات ذائقه نداشته و نوسانات مثبت و منفی تغییرات ذائقه برای گوشت مرغ و گوشت قرمز مانند مدل اولیه است.

جدول (۱) نشان می‌دهد که برای برخی از سال‌ها بخصوص برای گوشت مرغ، تغییرات کشش‌های مخارج از سالی به سال دیگر منطقی نیست. به عنوان مثال کشش مخارج برای گوشت مرغ از سال ۱۳۶۱ به سال ۱۳۶۲ به میزان ۵/۲۶ درصد کاهش یافته و مجدداً از سال ۱۳۶۲ به ۱۳۶۳ به میزان ۴/۱۳ درصد افزایش یافته است و این تغییرات نشان‌دهنده رفتار یک مصرف کننده عقلایی نیست. بنابراین برای دستیابی به نتایج منطقی تر به تبعیت از Hayes & Sakong (1992) محدودیت‌های مربوط به دامنه تغییرات سالانه کشش‌های مخارج به صورت زیر به مدل اضافه شد. ابتدا متوسط تغییرات سالانه کشش‌های مخارج محاسبه و سپس محدودیت حداکثر تغییرات سالانه



شکل ۳- تغییرات ذائقه روی گوشت قرمز و گوشت مرغ پس از تعدیل کشش‌های مخارج طی دوره ۱۳۵۴-۸۵

مبنای برآورد تابع تقاضا با استفاده از روشهای پارامتریک قرار گیرد.

برای تایید نتایج بدست آمده با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی<sup>۱</sup>، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین مقادیر و قیمت‌های نسبی برای گوشت قرمز و گوشت مرغ مورد بررسی قرار گرفت. وجود رابطه تعادلی بلندمدت یا انباشته بودن به این معنی است که تغییرات مشاهده شده در مقادیر مصرف سرانه در طول زمان ناشی از حرکت همزمان قیمت‌ها و مقادیر بوده و تغییرات ذائقه اتفاق نیفتاده است. نتایج این آزمون نشان داد که قیمت‌ها و مقادیر نسبی در طول زمان هم انباشته نیستند و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که حداقل در طول برخی از سال‌ها در طول زمان، تغییرات ذائقه اتفاق افتاده است. اگر چه همانطور که بحث شد این تغییرات مداوم نیست.

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تغییرات ذائقه روی گوشت‌های قرمز و مرغ در طول دوره ۱۳۵۳-۸۵ وجود داشته است با این تفاوت که این تغییرات برای گوشت مرغ کاملاً مثبت بوده و مقدار تجمعی آن در کل دوره ۳/۳ کیلوگرم بوده است. برای گوشت قرمز تغییرات ذائقه شدیدتر بوده ولی با این وجود این تغییرات مداوم نبوده و بصورت دوره‌های مقطعی در قالب تغییرات ذائقه مثبت و منفی اتفاق افتاده است و برآیند مقدار تجمعی آن ۵/۳ کیلوگرم برای کل دوره بوده است. در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که چون تغییرات ذائقه روی انواع گوشت روند مداوم مثبت و منفی ندارد با اطمینان کامل نمی‌توان گفت که ساختار ترجیحات مصرف کنندگان عوض شده است. در حالیکه اگر برای یک نوع گوشت خاص از یک سال خاص به بعد مرتباً تغییرات ذائقه مثبت یا منفی افزایش یابد می‌توان نتیجه گرفت که ساختار ترجیحات عوض شده و بنابراین این داده‌ها با تئوری ترجیحات مصرف کننده سازگار نبوده و نمی‌تواند

1. Cointegration

## REFERENCES

- Alston, J. M. & Chalfant, J. A. (1991a). Can we take the con out of meat demand studies? *Western Journal of Agricultural Economics*, 16, 36-48.
- Alston, J. M. & Chalfant, J. A. (1991b). Accounting for changes in demand, *Invited Paper Presented to The Australian Agricultural Economics Society Annual Conferences*, Armidale, February.
- Alston, J. M. & Chalfant, J. A. (1991c). Unstable models from incorrect forms, *American Journal of Agricultural Economics*, 73, pp: 1171-1181.
- Chalfant, J. A. & Zhang, B. (1994.) *variation on invariance or some unpleasant nonparametric arithmetic*, Mimeo. Dept. Agr. Econ., University of California, Davis, August 1994.
- Chalfant, J. A. & Alston, J. M. (1988). Accounting for changes in taste, *Journal of Political Economy*, 96, 391-410.

6. Cortez, R. & Senauer, B. (1996). Taste changes in the demand for food by demographic groups in the united states: a nonparametric empirical analysis, *American Journal of Agricultural Econometric*, 78, 80-289.
7. Cox. T.L. & Chavas, J. P. (1990). *A nonparametric analysis of the structure and stability of preferences*, Department of Agricultural Economic, University of Wisconsin- Madison, April.
8. Cox. T. L. & Chavas, J. P. (1987). *Nonparametric demand analysis: a duality approach*, Department of Agricultural Economic, University of Wisconsin- Madison, Staff paper, No.265, January.
9. Leamer, E. E. (1983). Let's take the con out of econometrics, *American Economic Review*, 73, 31-43.
10. Sakong, Y. & D.J. Hayes (1993). Testing the stability of preferences: a non-parametric approach, *American Journal of Agricultural Econometric*, 75, 269-277.
11. Varian, H. R. (1984). *Microeconomic Analysis*, New York, Norton.