نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد 28، شماره 3، پاییز 1393، ص. 281-272

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 28, No. 3, Fall 2014, p. 272-281

سنجش کشش تغییرات حدسی در ساختار انحصار چندجانبه براساس رویکرد ایواتا (مطالعه صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران)

محمدنبی شهیکی تاش[1]- اعظم محمدزاده[2*]

تاریخ دریافت:1393/02/01
تاریخ پذیرش: 1393/08/03

چکیده

در این مقاله با استفاده از روش ایواتا، کشش تغییرات حدسی در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران بررسی شده است و با توجه به اطلاعات بخش عرضه و تقاضا و فرآیند بهینه‌سازی رفتار تولید کننده، تابع سنجش کشش تغییرات حدسی استخراج شده است. مقادیر تجربی کشش تغییرات حدسی با استفاده از داده‌های تخمین زده شده کشش قیمتی تقاضا، کشش هزینه و هزینه نهایی برای صنایع مذکور به دست آمده است. در این تحقیق برای به دست آوردن کشش قیمتی از تابع تقاضای AIDS استفاده شده است. تابع AID به وسیله شاخص استون به روش رگرسیون‌های به ظاهر غیرمرتبط (SUR) برآورد شده و کشش قیمتی تقاضا براساس رابطه کالفنت محاسبه شده است. یافته‌های مقاله موید آن است که صنعت تولید روغن نباتی و حیوانی با 19/37 بیش‌ترین کشش تغییر حدسی را در بین صنایع مواد غذایی و آشامیدنی دارا می‌باشد (هر چه مقدار کشش تغییرات حدسی اختلاف بیش‌تری با صفر داشته باشد نشان‌دهنده رفتار انحصاری در صنعت می‌باشد). پس از آن صنعت فرآورده‌های لبنی، صنعت قند و شکر و تولید مالتا و ماءالشعیر به ترتیب با ارقام 18/01، 17/18 و 10/51 بیش‌ترین تغییرات حدسی را دارا بوده‌اند.

واژه‌های کلیدی: کشش تغییرات حدسی، انحصار چندجانبه، قدرت بازاری، صنعت
طبقه‌بندی: JEL:l0001

مقدمه

در میان ساختارهای مختلف متصور برای بازار، بررسی بازار انحصار چندجانبه اهمیت به سزایی دارد. از آن‌جا بر خلاف سایر بازارها در این بازار به دلیل اثرگذاری رفتار بنگاه‌ها بر یکدیگر، به راحتی امکان ماکزیمم کردن سود وجود ندارد. بازار انحصار چند جانبه ساختاری از بازار است که در آن تعداد اندکی بنگاه جهت عرضه کالایی همگن یا ناهمگن و متمایز وجود داشته باشند. انحصارگر چند جانبه با در نظر گرفتن این امر که عکس‌العمل رقبایش چه خواهد بود، سیاست‌های تولیدی و قیمتی خود را تنظیم می‌کند. هر تغییری در قیمت یا مقدار یک بنگاه، فروش و سود رقبا را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اتخاذ تصمیم بهینه توسط یک بنگاه به تصمیمات دیگر بنگاه‌ها بستگی دارد. در عین حال باید توجه داشت که با وجود تعداد اندکی بنگاه، فرصت هم برای تقابل و هم همکاری وجود دارد.

طی سالیان متمادی، برای ارزیابی قدرت بازاری در بازار انحصار چندگانه فروشِ کالا، روش تجربی کشش حدسی[3] استفاده می‌شد. این مطالعات بیش‌تر توسط اقتصاددانانی نظیر ایواتا (12)، اپل بام (7)، رابرت (17)، شروتر (20)، برسنان (7)، انجام گرفته است. در بیش‌ترین مطالعات، بنگاه‌های وابسته به صنعت، نهاد ه اصلی را به کمک نهاده‌های فرعی به محصول نهایی و فرآوری شده تبدیل می‌نمودند و به عنوان کالای نهایی همگن و با قیمت یکسان در اختیار مصرف کنندگان قرار می‌دادند. درنتیجه موضوع اصلی مطالعه آن‌ها بررسی عوامل مؤثر در حاشیه سود به عنوان یکی از معیارهای عملکرد اقتصادی بود. ولی مدل کاربردی که توسط گلفند و اسپیلر (11) مطرح شد بیش‌تر در ارتباط با تولید کالاهای مشترک که تقاضای آن‌ها به یکدیگر مرتبط و قیمت متفاوتی داشتند بود. مدل آن‌ها توسط شروتر و اعظم (20) جهت ارزیابی قدرت بازاری صنایع

1و 2- به ترتیب استادیار و دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان
(*-نویسنده مسئول: Email: Az.mohammadzadeh@gmail.com)

3-Conjectural Elasticity

تبدیلی بخش کشاورزی مورد استفاده قرار گرفت. این اقتصاددانان در مقاله معروف دیگر خود (21)، حاشیه سود را در شرایط نااطمینانی محاسبه و از این طریق قدرت بازاری را ارزیابی نمودند. اهمیت مقاله آن‌ها این است که بنگاه‌های وابسته به صنایع تبدیلی، نهاده خام و اصلی را پالایش و فرآوری نموده و آن را به کالای نهایی تبدیل می‌کردند. از یک طرف، نهاده اصلی را در بازار انحصار چندگانه خریداری و از طرف دیگر، کالای فرآوری شده خود را در بازار انحصار چندگانه فروش، عرضه می‌نمودند.

اکنون هدف محوری این مقاله، کمی سازی عکس‌العمل بنگاه‌های فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران در واکنش به رفتار سایر رقبای فعال در این بازار می‌باشد. ضرورت انتخاب این صنعت از این‌روست که در این زمینه تحقیقی انجام نگرفته و بررسی ساختار این صنعت و رسیدن به جواب صحیحی در این مورد لازم به نظر می‌رسد. از این رو از شاخص کشش تغییرات حدسی استفاده خواهیم نمود. به عبارت دیگر، در این مقاله با توجه به رویکرد ایواتا (که تا به حال در تحقیقات مورد استفاده قرار نگرفته و معمولاً در ساختارهای انحصار چندجانبه روش مناسبی به نظر می‌رسد) بررسی کشش تغییرات حدسی در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران می‌پردازیم. بر این اساس در بخش دوم تحقیق، مبانی نظری این مقاله ارایه شده و چگونگی محاسبه کشش تغییرات حدسی طبق روش ایواتا مطرح شده است. بخش سوم داده‌های تحقیق و چگونگی استخراج و شاخص‌سازی متغیرهای تحقیق عنوان شده است. در بخش چهارم به برآورد اقتصادسنجی مدل و محاسبه کشش تغییرات حدسی پرداخته شده است. در نهایت در بخش پنجم به جمع‌بندی یافته‌های تحقیق خواهیم پرداخت.

مواد و روش‌ها

پری (18) در مقاله‌ای با عنوان «انحصار چند جانبه و تغییرات حدسی سازگار» ، تغییرات حدسی سازگار در یک مدل انحصار چندجانبه با تولیدات همگن را بررسی نمود. در این مقاله کشش تغییرات حدسی به صورت رابطه (1) تعریف شده است و محصول تعادلی صنعت (X) تابعی از تعداد بنگاه‌ها (m) و تغییرات حدسی (δ) در نظر گرفته شده است.

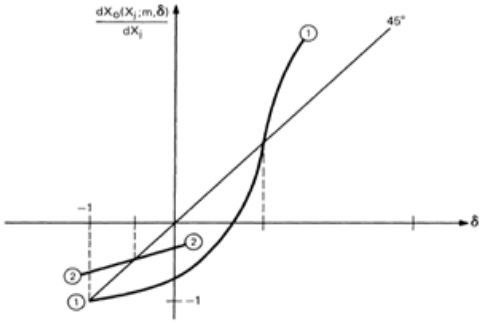
$$\frac{d\sum_{i\neq j} X_i}{dX_j} = \delta, \qquad -1 < \delta < m-1 \tag{1}$$

پری در مورد سازگاری تغییرات حدسی با توجه به رابطه (2) به این نتیجه می‌رسد که در صورت برقراری رابطه (3)، تغییرات حدسی سازگار است:

$$\frac{dX_o}{dX_j} = -\frac{P' + (1+\delta).(X/m).P''}{\left[\frac{m+\delta}{m-1}\right].P' + (1+\delta).(\frac{X}{m}).P - [1/(m-1)].c(\frac{X}{m})} \tag{2}$$

$$\frac{dX_o(\frac{X}{m}, m, \delta)}{dX_j} = \delta \tag{3}$$

طبق دیدگاه پری می‌توان نمودار (1) را برای مقادیر مختلف تغییرات حدسی ترسیم کرد:



شکل 1- مقادیر مختلف کشش تغییرات حدسی

کامین و استوارت (13) در مقاله مشترکی در ابتدا نقش تغییرات حدسی در ارتباط میان ساختار و عملکرد بازار را بررسی نمودند. نتیجه‌گیری آن‌ها شبیه نتیجه‌گیری فاما[1] ، لافر[2] ، لاتر[3] و اندرسون[4] می‌باشد. در مقاله کامین و استوارت (13) تغییر حدسی به صورت تغییر محصول کل صنعت (Q) نسبت به تغییر محصول بنگاه iام (q_i) در نظر گرفته شده و به صورت رابطه (4) تعریف شده است:

$$W_i = \frac{\partial Q}{\partial q_i} = 1 + \sum_{i\neq j,\, j=1}^{n} \frac{\partial q_j}{\partial q_i}, \qquad i = 1,\ldots,n \tag{4}$$

$$0 < W_i \leq n$$

نویسندگان این مقاله به این نتیجه دست یافتند که مجموع تغییرات حدسی در یک بازار همگن، عملکرد بازار را به خوبی نشان می‌دهد. هم‌چنین آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در رابطه تغییرات حدسی، استفاده از قیمت و مقدار معادل هم هستند.

لیو و لی (14) در مقاله‌ای باعنوان «اندازه تغییرات حدسی در بازار انحصارچند جانبه الکتریسته» تئوری و روش تخمین تغییرات حدسی بنگاه‌ها را بیان کرده‌اند. این روش اندازه‌گیری برای بازار الکتریسیته استرالیا بکار برده شده است. در این مقاله برای سنجش تغییرات

1-Fama
2-Laffer
3-Later
4-Anderson

حدسی از رابطه $CV_i = \sum_{i\neq j,\, j=1}^{n} \frac{\partial q_j}{\partial q_i},\ i=1,...,n$ استفاده شده است. با استفاده از شرایط مرتبه اول برای حداکثرسازی سود، رابطه قابل تخمینی برای تغییرات حدسی بصورت رابطه (5) و (6) به دست می‌آید:

$$\frac{d\pi_i}{dq_i} = \frac{dP}{dD}(1+CV_i)q_i + P - MC_i = 0\ ,i=1,...,\ n \quad (5)$$

$$CV_i = \alpha\ \frac{MC_i - P}{P}\frac{1}{S_i}\ ,\ i=1,...,\ n \quad (6)$$

در این تحقیق از متغیرهای «سهم بازار(S_i)»، «هزینه نهایی (MC_i)»، «کشش قیمتی تقاضا (α)» و «قیمت بازار (P)» برای سنجش تغییرات حدسی استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که رفتار «کورنو» در این بازار بر خلاف رفتار انحصاری و برتراند پذیرفته می‌شود.

فریدمن و مزتی (10) با بررسی مدل دینامیکی برای n بنگاه در حالت انحصار چند جانبه به توصیف مجدد منطقی سازگاری تغییرات حدسی پرداختند. مسئله بهینه‌سازی پویا در این جا بدین معنی است که بنگاه بر این باور است که دیگر بنگاه‌ها فرصت و انتخاب آینده‌شان تغییر خواهد کرد. نویسندگان با استفاده از مدل ترکیبی از تئوری تصمیم و تئوری بازی به بررسی وضعیت بازار پرداخته‌اند و دامنه‌ای از همکاری کامل تا جنگ قیمت‌ها را در رفتار بنگاه ها مشاهده کرده‌اند.

لیانگ (15) در مقاله ای تحت عنوان «یک مدل تجربی از تغییرات حدسی در بازار انحصار چندجانبه» با استفاده از تابع تقاضای خطی، به منظور اندازه‌گیری درجه رقابت، به بررسی تغییرات حدسی قیمت در بازار محصولات غله مورد نیاز در صبحانه پرداخته است. نتایج این کار تحقیقی نشان می‌دهد که تغییرات سازگار منحصر به فرد رد می‌شود.

هیروشی اونو (16)، تغییرات حدسی سازگار در بازار کالاهای ناهمگن را بررسی نمود. وی با الهام از کار پری به دنبال پاسخ‌گویی به این سوال است که: چرا حالت انحصار چندجانبه در بلندمدت راه حل رقابتی را ارائه می‌دهد؟ در پاسخ به این سوال به این نتیجه می‌رسد که در حالت کالاهای ناهمگن که انحصار گر می‌تواند با قدرت انحصاری قیمت کالاها را تعیین کند، قانون برابری قیمت و هزینه نهایی رد خواهد شد. مدل مورد استفاده در این مقاله (DSH) یا مدل هرن- استیگلیتز- دیکسیت[1] می‌باشد.

احمدیان و متفکر آزاد (2) در مقاله خود با عنوان «بررسی عوامل مؤثر در حاشیه سود در دو بازار انحصاری چندگانه فروش کالای فرآوری شده و نهاده اصلی تولیدی»، رفتار بنگاه‌های وابسته به یک صنعت تبدیلی را با معرفی یک مدل نظری بررسی کرده‌اند. نتیجه مقاله نشان می‌دهد که افزایش سهم خرید نهاده اصلی و سهم فروش کالای نهایی منجر به افزایش حاشیه سود بازاریابی می‌شود ولی افزایش در دستمزد کارگران و هزینه سوخت و انرژی باعث کاهش آن می‌شود.

از دیگر مطالعات در زمینه بررسی ساختار صنایع می توان به مطالعات خداداد کاشی (3) و (4)، شهیکی تاش و عبادی (5 و 6) اشاره کرد.

در این مقاله برای بررسی وضعیت صنایع مواد غذایی کشور ایران و اندازه‌گیری تغییرات حدسی از روش ایواتا استفاده شده است. در ادامه به مبانی نظری این مقاله براساس رویکرد ایواتا اشاره می‌شود.

در ابتدا با تعاریف نمادهای P: قیمت، D: تقاضا و S: عرضه، می‌توان روابط (7) و (8) و (9) را برای توابع عرضه و تقاضا و تعادل بازار نوشت:

$$p = f(D) \quad (7)$$

$$S = q_1 + q_2 + q_3 + ... + q_n \quad (8)$$

$$D = q_1 + q_2 + q_3 + ... + q_n \quad (9)$$

با حداکثرسازی سود، می‌توان رابطه (10) را به دست آورد:

$$\frac{dR_j}{dq_j} = p + \frac{dp}{dq_j}q_j = p + \frac{dp}{dD}\frac{dD}{dq_j}q_j = p + \frac{dp}{dD}(1+\gamma_j)q_j \quad (10)$$

$$\gamma_j = q_j = \frac{d}{dq_j}(\sum_{k\neq j} q_k)$$

در رابطه 10، γ_jکشش تغییرات حدسی است که نشان‌دهنده نسبت تغییرات عرضه سایر بنگاه‌هاست در صورتی‌که بنگاه j عرضه‌اش را افزایش دهد.[2] شرط مرتبه دوم برای حداکثرسازی سود، به ما روابط (11)، (12) و (13) را خواهد داد:

$$\frac{dR_j}{dq_j} = p + \frac{dp}{dq_j}q_j = p + \frac{dp}{dD}\frac{dD}{dq_j}q_j = p + \frac{dp}{dD}(1+\gamma_j)q_j \quad (11)$$

$$p + \frac{dp}{dD}(1+\gamma_j)q_j - c_j = 0 \quad (12)$$

$$(2 + 2\gamma_j + \frac{d\gamma_j}{dq_j}q_j)\frac{dp}{dD} + (1+\gamma_j)^2\frac{d^2p}{dD^2}q_j - \frac{dc_j}{dq_j} < 0 \quad (13)$$

در رابطه (13) c_j، نشان دهنده هزینه نهایی و α کشش قیمتی تقاضا است که کوچک‌تر از صفر در نظر گرفته می‌شود. با توجه به رابطه (12) می‌توان رابطه (14) را استخراج کرد:

$$(p + \frac{1}{\alpha}\frac{p}{D}(1+\gamma_j)q_j) - c_j = 0, \quad j = 1,2,3,.....,n \quad (14)$$

سهم بازار بنگاه j با رابطه (15) به دست می‌آید:

1-Dixit-Stiglitz-Horn

2- در شرایط کورنوداریم: $\gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_j = 0$.

$$\frac{q_j}{D} = \frac{\alpha}{p}\frac{c_j - p}{1+\gamma_j} \quad , \; j = 1,2,3,....n \tag{15}$$

با جمع رابطه فوق برای j بنگاه، رابطه (16) را خواهیم داشت:

$$\sum_{j=1}^{n}\frac{q_j}{D} = \frac{\alpha}{p}\sum_{j=1}^{n}\frac{c_j - p}{1+\lambda_j} \quad , \; j = 1,2,3,....n \tag{16}$$

سمت چپ رابطه فوق برابر یک است، بنابراین می‌توانیم بنویسیم:

$$p = \alpha\sum_{j=1}^{n}\frac{c_j}{1+\gamma_j}/(\alpha\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{1+\lambda_j}+1) \tag{17}$$

رابطه (17) بیان می دارد که در این بازار سطح قیمت، تابعی از سه پارامتر γ_j, α, c_j می‌باشد. با توجه به روابط قبل می‌توان تغییرات حدسی را به صورت رابطه (18) نوشت:

$$\lambda_j = \alpha\frac{c_j - p}{p}\frac{D}{q_j} - 1 \tag{18}$$

اما در تخمین تقاضا مشکلی وجود دارد و آن این است که تقاضا و قیمت هر دو به صورت هم‌زمان تعیین می‌شوند. در این مقاله برای رفع این مشکل سه فرض زیر در نظر گرفته شده است[1]:

کشش قیمتی تقاضای بازار (α) بدون در نظر گرفتن سطح تقاضا ثابت است.

هزینه نهایی (c_j) هر بنگاه با تغییر کوتاه مدت در محصول بنگاه ثابت است

تغییرات حدسی بنگاه (γ_j) برای هر بنگاه در هر دوره‌ای ثابت است.

با توجه به این فروض داریم:

$$\frac{d^2p}{dD^2} = -(\frac{1}{\alpha})(1-(\frac{1}{\alpha}))(\frac{p}{D^2}) \tag{19}$$

$$\frac{d\gamma_j}{dq_j} = 0, \; \frac{dc_j}{dq_j} = 0$$

با بکار بردن روابط فوق می‌توان شرط مرتبه دوم را به صورت زیر نوشت:

$$\frac{1}{\alpha}\frac{p}{D}(1+\gamma_j)\left[2-(1+\gamma_j)(1-\frac{1}{\alpha})\frac{q_j}{D}\right] < 0 \tag{20}$$

در نامعادله (20)، اگر فرض کنیم که $\gamma_j \le -1$، داخل کروشه مثبت خواهد شد، به طوری‌که سمت چپ نامنفی خواهد شد و رابطه فوق برقرار نیست بنابراین باید حداقل رابطه (21) برقرار باشد تا شرایط مرتبه دوم برقرار باشد:

$$\gamma_j > -1 \tag{21}$$

در این مقاله برای سنجش هزینه نهایی از تابع ترانسلوگ استفاده شده است. با توجه به هدف تحقیق مبنی بر اندازه‌گیری شاخص تغییرات حدسی، نیاز به انتخاب تابع هزینه مناسب می‌باشد. در میان انواع توابع انعطاف‌پذیر، ساختار و فرم تابع هزینه ترانسلوگ[2] به گونه‌ای می‌باشد که روابط متقابل هزینه تولید با سطح تولید و نهاده‌ها را در خود گنجانده است، در حالی‌که دیگر توابع هزینه چنین قابلیتی را ندارند. بدین‌ترتیب مناسب‌ترین فرم تابع، که هم‌جهت با هدف تحقیق باشد، تابع هزینه ترانسلوگ است (9). نویسندگان با به کارگیری یک تابع هزینه باکس- کاکس نشان دادند که تابع هزینه ترانسلوگ، حالت خاصی از تابع باکس- کاکس می‌باشد و بهترین فرم انعطاف پذیر از این تابع می‌باشد. فرم کلی تابع هزینه باکس- کاکس به شرح زیر می‌باشد.

$$C = [\,1 + \gamma G(p)\,]^{\frac{1}{\gamma}}\left[\prod_{k=1}^{K} Q_k^{\beta_k(Q,P)}\right]$$

$$G(P) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{K}\alpha_i P_i(\gamma) + \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}\delta_{ij}P_i(\gamma)P_j(\gamma)$$

$$\beta_K(Q,P) = \beta_K + \sum_{I=1}^{K}\frac{\theta_{kI}}{2}LnQ_I + \sum_{i=1}^{N}\emptyset_{ki}LnP_i$$

$$c)\; P_i(\gamma) = \frac{(P_i^{\frac{\gamma}{2}} - 1)}{(\frac{\gamma}{2})}$$

در روابط فوق، N تعداد نهاده، K تعداد محصول، P قیمت نهاده و Qمقادیر محصول می‌باشد.

شرط تقارن برای تابع هزینه تعمیم‌یافته باکس- کاکس به صورت زیر خواهد بود:

$$\delta_{ij} = \delta_{ji}\,, \qquad \theta_{IK} = \theta_{KI}$$

زمانی تابع همگن از درجه یک در قیمت نهاده‌ها خواهد بود که شروط زیر برقرار باشد:

$$(a)\alpha_i = 1 + \gamma\alpha_0 (b)\sum_{j=1}^{N}\delta_{ij} = \frac{\gamma}{2}\alpha_i (c)\sum_{i=1}^{N}\emptyset_{Ki} = 0$$

با اعمال شرط همگنی بر تابع هزینه تعمیم یافته باکس-کاکس، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$C = \left[\frac{2}{\gamma}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}\delta_{ij}P_i^{\frac{\gamma}{2}}P_j^{\frac{\gamma}{2}}\right]^{\frac{1}{\gamma}}\left[\prod_{k=1}^{K}Q_k^{\beta_k(Q,P)}\right]$$

1- این فروض در تمامی توابع تقاضا و هزینه در کوتاه مدت می‌باید لحاظ شود، زیرا کشش قیمتی در بلندمدت تغییر می‌یابد و تنها در شرایط ایستای مقایسه‌ای می‌توان مدل‌های اقتصادسنجی را برآورد نمود. از سوی دیگر ساختار هزینه‌ای بنگاه در بلندمدت شرایط متفاوتی خواهد داشت. هم‌چنین تغییرات حدسی بیانگر ارتباط رفتاری رقبا در قبال یکدیگر را نشان می‌دهد. ممکن است رقبا در کوتاه مدت سیاست تبانی اشکار را دنبال کنند و در بلندمدت استراتژی پیمان شکنی را اتخاذ نمایند. تمامی فروض بالا نشان دهنده ایستاتیک بودن تحلیل بوده و ناظر بر تحلیل کوتاه مدت می‌باشد و می‌باید در تمام مدل‌های ایستا لحاظ شود.

2 - Translog Cost Function

برای به دست آوردن تابع ترانسلوگ محدودیت زیر نیز بر رابطه بالا وارد می‌شود.

$$G(P) = \frac{\left[C \Big/ \sum_K Q_K^{\beta_k(Q,P)} \right]^{\gamma} - 1}{\gamma}$$

با مشتق‌گیری از رابطه نهایی تابع هزینه باکس-کاکس نسبت به

$$\text{Ln } C = \alpha_0 + \alpha_q \text{LnQ} + \frac{1}{2}\alpha_{qq}(\text{LnQ})^2 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_i \text{LnP}_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\beta_{ij}\text{Ln P}_i\text{LnP}_j + \sum_{i=1}^{n}\beta_{iq}\text{LnP}_i\text{LnQ} + u \quad (22)$$

تقریباً ایده‌آل (AIDS) استفاده شده است. درسیستم تقاضای AIDS برای استخراج معادلات تقاضا از تابع مخارج مصرف کننده به شکل PIGLOG استفاده می‌شود که عبارت است از:

$$\log c(u, p) = (1-u)\log\{a(p)\} + u\log\{b(p)\} \quad (25)$$

در این رابطه فرض بر این است که $0 < u < 1$ است؛ عدد صفر بیان کننده زندگی در حداقل معیشت و یک بیان کننده حد اعلای لذت زندگی است. $a(p)$ نشانه حداقل معیشت و $b(p)$ نشانه هزینه رفاه است که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\log a(p) = \alpha_0 + \sum a_i \log p_i + \frac{1}{2}\sum\sum \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \quad (26)$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \quad (27)$$

براساس لم شفارد، $Q_i = \frac{\partial c(u, pi)}{\partial pi}$ مشتق اول تابع هزینه، تابع تقاضای جبرانی است.

$$\frac{\partial \log c_i(u, p_i)}{\partial \log p_i} = w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \quad (28)$$

بر مبنای روابط فوق می‌توان به الگوی سیستمی تقاضای AIDS دست یافت.

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(\frac{Y}{p}) \quad (29)$$

که در این رابطه p شاخص قیمت گروه‌های مصرفی، Y کل مخارج مصرفی خانوار و w سهم هزینه هر کالا به کل هزینه خانوار می‌باشد. به عبارت دیگر اگر D بیانگر ارزش مصرفی هر گروه کالایی باشد و $\sum_i D_i$ بیانگر کل مخارج خانوار باشد، آن‌گاه سهم مصرفی به صورت $\frac{D}{\sum_i D_i}$ محاسبه می‌شود.

نتایج و بحث

صنعت فراوری مواد غذایی در ایران یکی از زیر بخش‌های مهم

γ، زمانی که به سمت صفر میل می‌کند تابع هزینه ترانسلوگ به دست خواهد آمد.

فرم کلی تابع هزینه ترانسلوگ تک ستاده‌ای را به صورت زیر می‌توان در نظر گرفت (9).

سیستم معادلات به کار گرفته شده در این تحقیق شامل یک تابع هزینه اصلی ترانسلوگ و توابع سهم تقاضای عوامل تولید می‌باشند، جهت استخراج توابع سهم تقاضای نهاده‌ها، با استفاده از قضیه لم شفارد، از تابع هزینه ترانسلوگ نسبت قیمت هر یک از نهاده‌های تولید مشتق می‌گیریم. فرم کلی توابع سهم تقاضای نهاده به صورت زیر می‌باشد.

$$S_i = \frac{\partial \text{LnC}}{\partial \text{LnP}_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n}\beta_{ij}\text{LnP}_j + \beta_{iq}\text{LnQ}$$

از آن‌جا که مجموع سهم هزینه‌ها برابر با یک می‌باشد، برآورد سیستم معادلات در حالت عادی موجب صفر شدن ماتریس واریانس-کوواریانس اجزاء اخلال می‌شود، که این مساله موجب بروز مشکل هم‌خطی کامل می‌شود. به منظور جلوگیری از بروز این مشکل در تخمین سیستم معادلات، یکی از معادلات سهم هزینه نهاده حذف شده و کلیه معادلات تابع هزینه و سهم تقاضای نهاده، بر حسب قیمت نهاده‌ای که معادله سهم آن حذف شده است، نرمال می‌شوند. با توجه به آزمون‌های سنجی، بهترین برآورد و تخمین با حذف معادله سهم تقاضای نیروی کار به دست می‌آید، بدین ترتیب جهت تخمین پارامترهای معادلات هم‌زمان، معادله سهم تقاضای نیروی‌کار حذف شده و پارامترهای این معادله را به طور غیرمستقیم و از طریق فروض همگنی و تقارن به دست می‌آوریم. هم‌چنین در این مقاله از رابطه 23 برای سنجش موجودی سرمایه استفاده شده است.

$$K_{jt} = (1-\delta_{jt})K_{j,t-1} + I_{jt}/(\frac{P_{It}}{P_{Io}}) \quad (23)$$

در رابطه فوق، I_{jt}، سرمایه‌گذاری ناخالص در زمان t، δ_{jt}، نرخ استهلاک در زمان t، P_{It}، شاخص قیمت عمده فروشی کالاهای سرمایه ای، K_{j0}، ارزش اولیه K_{jt} است. هم‌چنین ارزش دفتری تجهیزات سرمایه‌ای در پایان دوره با $\acute{K}_{jt}$ مشخص شده است و r_j قیمت واحد K_j است که به صورت زیر تعریف شده است:

$$r_j = p_{Kj}(\rho + \delta_{jt}) \quad (24)$$

در رابطه (24)، P_{kj} نسبت $\acute{K}_{jt}$ به K_j، ρ، نرخ بهره بازار؛ C_{oj} سایر هزینه‌های بنگاه است.

در این مقاله برای سنجش کشش قیمتی تقاضا از تابع تقاضا

صنعت محسوب می‌شود و بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران 24 زیر بخش را شامل می‌شود. تعداد شاغلان کارگاه‌های صنعتی 10 نفر کارکن و بیش‌تر کشور 1251512 نفر بوده است که از این تعداد 14/81درصد در صنایع غذایی و آشامیدنی مشغول به کار بوده‌اند. صنایع مواد غذایی و آشامیدنی 2883 کارگاه در کشور ایجاد کرده است که 17/87 درصد از کل کارگاه‌های بخش صنعت را شامل می‌شود و 185344 نفر کارگر را مشغول به کار کرده است. این بخش ارزش افزوده ای به اندازه 36050/8 میلیارد ریال (8/57 درصد از کل صنعت) ایجاد کرده است. سهم ارزش تولید در این بخش 8/34 درصد که معادل با 13061/61 میلیارد ریال بوده است. این بخش سهم 8/85 درصدی معادل با 6361/4 میلیارد ریال از ارزش سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده است. در جدول (1) اطلاعات مختصری از وضعیت متغیرهای این صنعت ارایه شده است.

در این تحقیق برای محاسبه کشش تغییرات حدسی نیاز به برآورد تابع تقاضای AIDS داریم تا با استفاده از ضرایب برآوردی این تابع، کشش قیمتی را محاسبه نماییم. تابع خطی شده AIDS به وسیله شاخص استون به روش رگرسیون‌های به ظاهر غیر مرتبط (SUR) برآورد شده و کشش قیمتی تقاضا براساس رابطه کالفنت محاسبه شده است. نتایج مربوط به محاسبات کشش قیمتی تقاضا برای مواد غذایی در جدول (2) ذکر شده است. همان‌گونه که در جدول (2) مشاهده می‌شود بیش‌ترین حساسیت قیمتی مربوط به گروه آشامیدنی، تولید قند و شکر، تولید نان و چای می‌باشد.

اکنون برای محاسبه کشش تغییرات حدسی می‌باید هزینه نهایی برای هر صنعت محاسبه شود. در این تحقیق تابع هزینه ترانسلوگ برآورد شده است. به منظور تخمین پارامترهای کارا برای تابع هزینه ترانسلوگ و معادلات سهم هزینه سرمایه، مواد اولیه و انرژی با توجه به داده‌های پانل و در نظر گرفتن خود همبستگی، از روش براورد سیستمی رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری (ISUR) استفاده شده است. نتایج برآورد و تخمین پارامترها در جدول 3 نشان داده شده است.

اکنون نیازمند محاسبه شاخص کشش هزینه و هزینه نهایی در هر صنعت می‌باشیم. در این مقاله برای به دست آوردن هزینه نهایی از کشش هزینه به صورت $CE = (\frac{\partial LnTC}{\partial LnQ}) = \frac{\partial TC}{TC} / \frac{\partial Q}{Q} = \frac{\partial TC}{\partial Q}\frac{Q}{TC}$ استفاده شده است. در این رابطه، TC، نشان دهنده هزینه کل، Q، محصول کل، CE، کشش هزینه است.

جدول 1- سطح تولید، تعداد کارگاه و اشتغال‌زایی نسبی در هر صنعت

کد ISIC	نام صنعت	سطح تولید نسبی	تعداد کارگاه نسبی	اشتغال‌زایی نسبی
1512	عمل آوری و حفاظت ماهی	2/2	2/22	3/00
1514	تولید روغن حیوانی و نباتی	17/59	1/66	7/62
1515	کشتار دام و طیور	6/41	6/69	6/27
1516	عمل آوری و حفاظت گوشت	2/92	4/59	2/81
1517	پاک کردن و درجه بندی خرما	0/43	1/61	0/97
1519	عمل آوری و حفاظت میوه	8/45	9/73	7/85
1520	تولید فرآورده های لبنی	19/29	7/05	9/21
1531	آرد کردن غلات و حبوبات	1/28	12/19	6/29
1532	تولید نشاسته و فرآورده های نشاسته ای	0/82	0/91	0/82
1533	تولید خوراک دام و حیوانات	4/22	3/40	1/74
1542	تولید قند و شکر	11/81	3/20	15/57
1543	تولید آبنبات و شکلات و نقل و کاکائو و آدامس	1/98	2/81	2/78
1544	تولید رشته ماکارونی و محصولات آردی مشابه	1/53	7/70	2/66
1545	نانوایی	0/34	4/22	1/31
1546	تولید نان شیرینی و بیسکویت و کیک	5/89	13/68	12/17
1547	چای سازی	1/62	5/75	3/04
1553	تولید مالتا و ماء الشعیر	0/56	0/15	0/46
1555	تولید نوشابه	6/34	2/06	7/88
1556	تولید دوغ و آب معدنی	0/44	0/52	0/45

منبع: یافته‌های محقق

جدول 2- کشش قیمتی برای هر صنعت

ردیف	کد ISIC	نام صنعت	قدر مطلق کشش قیمتی تقاضا
1	1512	عمل آوری و حفاظت ماهی	1/15
2	1514	تولید روغن حیوانی و نباتی	1/05
3	1515	کشتار دام و طیور	1/15
4	1516	عمل آوری و حفاظت گوشت	1/15
5	1517	پاک کردن و درجه بندی	0/59
6	1519	عمل آوری و حفاظت میوه	0/91
7	1520	تولید فرآورده های لبنی	0/882
8	1531	آرد کردن غلات و حبوبات	0/94
9	1532	تولید نشاسته و فرآورده های نشاسته ای	0/94
10	1533	تولید خوراک دام و حیوانات	0/94
11	1542	**تولید قند و شکر**	1/37
12	1543	**تولید آبنبات و شکلات و نقل و کاکائو و آدامس**	1/37
13	1544	تولید رشته ماکارونی و محصولات آردی مشابه	0/72
14	1545	نانوایی	0/85
15	1546	**تولید نان شیرینی و بیسکویت و کیک**	1/37
16	1547	**چای سازی**	1/37
17	-	نوشیدنی ها	1/5

منبع: یافته‌های محقق

جدول3- نتایج برآورد ضرایب تابع هزینه در صنعت غذایی و آشامیدنی ایران

ضریب	مقدار ضریب	آماره t	انحراف معیار	ضریب	مقدار ضریب	آماره t	انحراف معیار
α_0	14/82221	4/09	3/62	β_{KM}	-0/0022	-2/2285	0/009
α_q	0/097	0/36	0/27	β_{KE}	-0/0014	-2/772	0/0005
α_{qq}	0/027	2/666	0/010	β_{ME}	0/0009	0/6839	0/0004
α_K	0/146	3/266	0/044	β_{qK}	-0/00026	-1/5493	0/0017
α_M	-3/18	-3/89	0/8190	β_{qM}	0/010	3/3189	0/0032
α_E	0/1150	2/957	0/03890	β_{qE}	-0/0059	-4/17	0/0014
β_{KK}	0/0045	4/996	0/0009	β_{MM}	0/0074	3/3983	0/0021
β_{EE}	0/0016	2/32	0/0007	-	-	-	-

ماخذ: یافته‌های محقق

با استفاده از رابطه فوق، در صورت داشتن کشش هزینه می‌توان به هزینه نهایی $MC = CE(\frac{TC}{Q})$ دست یافت. با توجه به اطلاعات به دست آمده از جدول 3، در جدول 4، مقادیر کشش هزینه و هزینه نهایی برای صنایع مواد غذایی و آشامیدنی کشور ایران محاسبه شده است.

اکنون با توجه به اطلاعات بخش عرضه و تقاضا می‌توان کشش تغییرات حدسی براساس رویکرد ایواتا را محاسبه نمود. در جدول (5) نتایج مربوط به محاسبات کشش تغییرات حدسی ذکر شده است. همان‌طور که مقادیر نشان می‌دهد، تغییرات حدسی برای تمام صنایع با علامت منفی ظاهر شده است.

جدول4- سنجش هزینه نهایی و کشش هزینه در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران

کد ISIC	نام صنعت	کشش هزینه (CE)	هزینه نهایی ($MC = CE(\frac{TC}{Q})$)
1512	عمل آوری و حفاظت ماهی	0/92	0/64
1514	تولید روغن حیوانی و نباتی	0/97	0/81
1515	کشتار دام و طیور	0/95	0/88
1516	عمل آوری و حفاظت گوشت	0/94	0/78
1517	پاک کردن و درجه بندی خرما	0/87	0/68
1519	عمل آوری و حفاظت میوه	0/97	0/74
1520	تولید فرآورده های لبنی	0/97	0/83
1531	آرد کردن غلات و حبوبات	0/88	1/23
1532	تولید نشاسته و فرآورده های نشاسته ای	0/89	0/12
1533	تولید خوراک دام و حیوانات	0/93	0/77
1542	تولید قند و شکر	0/97	0/13
1543	تولید آبنبات و شکلات و نقل و کاکائو و آدامس	0/92	0/74
1544	تولید رشته ماکارونی و محصولات آردی مشابه	0/91	0/70
1545	نانوایی	0/86	0/63
1546	تولید نان شیرینی و بیسکویت و کیک	0/96	0/76
1547	چای سازی	0/91	0/76
1553	تولید مالتا و ماء الشعیر	0/86	0/53
1555	تولید نوشابه	0/96	0/66
1556	تولید دوغ و آب معدنی	0/85	0/61

منبع: یافته‌های محقق

جدول5- کشش تغییرات حدسی در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران با رویکرد ایواتا

کد ISIC	نام صنعت	کشش تغییرات حدسی
1512	عمل آوری و حفاظت ماهی	-3/52
1514	**تولید روغن حیوانی و نباتی**	-19/37
1515	کشتار دام و طیور	-8/34
1516	عمل آوری و حفاظت گوشت	-4/35
1517	پاک کردن و درجه بندی خرما	-1/25
1519	عمل آوری و حفاظت میوه	-8/69
1520	**تولید فرآورده های لبنی**	-18/01
1531	آرد کردن غلات و حبوبات	-2/20
1532	تولید نشاسته و فرآورده های نشاسته ای	-1/77
1533	تولید خوراک دام و حیوانات	-4/96
1542	**تولید قند و شکر**	-17/18
1543	تولید آبنبات و شکلات و نقل و کاکائو و آدامس	-3/71
1544	تولید رشته ماکارونی و محصولات آردی مشابه	-2/10
1545	نانوایی	-1/29
1546	تولید نان شیرینی و بیسکویت و کیک	-1/46
1547	چای سازی	-9/07
1553	**تولید مالتا و ماء الشعیر**	-10/51
1555	تولید نوشابه	-1/64
1556	تولید دوغ و آب معدنی	-1

منبع: یافته‌های محقق

مقادیر بالاتر کشش حدسی در بازار محصول به معنی توان بالاتر در بازار انحصار چندجانبه خواهد بود. هم‌چنین هر چه کشش قیمتی تقاضا پایین‌تر باشد (تقاضا کشش ناپذیرتر باشد) قدرت بازار نیز بالاتر خواهد بود. بر همین اساس می‌توان بر اساس رابطه

$$\gamma_j = q_j = \frac{d}{dq_j}(\sum_{k \neq j} q_k)$$

درخصوص تغییر قدرت بازار استنباط نمود. می‌توان تفسیر اعداد جدول (4) را بدین صورت بیان کرد که علامت منفی ظاهر شده برای کشش تغییرات حدسی، نشان دهنده این است که در صورت تغییر محصول یک صنعت، محصول صنعت دیگر تغییر می‌کند ولی در جهت مخالف تغییر صنعت اول. به عبارت دیگر اگر صنعت X محصول خود را کاهش دهد با کشش تغییرات حدسی منفی، صنعت Y، محصول خود را افزایش خواهد داد.

هر چه تغییرات حدسی به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان دهنده رفتار رقابتی در صنعت مورد نظر است و هر چه اختلاف بیش‌تری با صفر داشته باشد نشان‌دهنده رفتار انحصاری در صنعت است. با توجه به محاسبات محقق، صنعت با کد آیسیک 1514 (تولید روغن نباتی و حیوانی) با 19/37- بیش‌ترین تغییر حدسی را در بین صنایع مواد غذایی و آشامیدنی دارد، پس از آن صنعت 1520 (فرآورده‌های لبنی)، 1542 (قند و شکر) و 1553 (تولید مالتا و ماءالشعیر) به ترتیب با ارقام 18/01-، 17/18- و 10/51- بیش‌تر تغییرات حدسی را دارا هستند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله مبانی نظری استخراج شاخص تغییرات حدسی، یکی از شاخص‌های مهم در بررسی ساختار بازار و قدرت بازاری بنگاه‌های موجود در صنعت، تشریح شد. با تشریح مدل نظری و با استفاده از روش ایواتا، شاخص تغییرات حدسی برای 17 صنعت فعال در بخش مواد غذایی و آشامیدنی محاسبه گردید. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که در تمامی صنایع مواد غذایی و آشامیدنی، شاخص تغییرات حدسی کوچک‌تر از صفر است. اما در برخی از صنایع این شاخص بسیار بالا و در برخی اندک بوده است. مقایسه این شاخص در صنایع مختلف نشان می‌دهد که بر مبنای شاخص تغییرات حدسی، صنعت با کد آیسیک 1514 (تولید روغن نباتی و حیوانی) با کشش تغییرات حدسی معادل 19/37- بیشترین مقدار تغییر حدسی را در بین صنایع مواد غذایی و آشامیدنی دارد، پس از آن صنعت 1520 (فرآورده‌های لبنی)، 1542 (قند و شکر) و 1553 (تولید مالتا و ماءالشعیر) به ترتیب با کشش‌های تغییرات حدسی معادل 18/01-، 17/18- و 10/51- بیش‌ترین تغییرات حدسی را دارا هستند. هم‌چنین یافته‌های این مطالعه موید آن است که صنایع روغن نباتی و حیوانی، فرآورده‌های لبنی، قند و شکر، صنایع تولید مالتا و ماءالشعیر بالاترین قدرت انحصاری در صنایع کشور را داشته‌اند.

اما توجه به این نکته حایز اهمیت است که در شرایط فعلی اقتصاد ایران، قدرت بازاری و توسعه اقتصادی چندان ناسازگار نمی‌باشند و حتی با عدم سخت‌گیری با بنگاه‌هایی که در بازارها قدرت بازاری اعمال نموده‌اند می‌توان به تحقق اهداف برنامه‌های اقتصادی کمک نمود، مشروط برآن‌که قدرت بازاری بنگاه‌ها مبتنی بر کارآیی برتر آن‌ها و موانع طبیعی موجود در بازار باشد و منشأ دولتی نداشته باشد. بر این اساس مقررات و سیاست‌های رقابتی باید بر افزایش اندازه بازارها و رفع موانع ورود مصنوعی تأکید داشته باشند و بر حذف امتیازهای ویژه‌ای که گروه‌های صنعتی از آن‌ها بر خوردار هستند کوشش شود.

منابع

1- احمدیان م. 1384. اقتصاد صنعتی (با رویکرد نوین). انتشارات جهاد دانشگاهی دانشکده اقتصاد تهران. تهران

2- احمدیان م. و متفکرآزاد م. 1384. بررسی عوامل مؤثر در حاشیه سود در دو بازار انحصاری چندگانه فروش کالای فرآوری شده و نهاده اصلی تولیدی. جستارهای اقتصادی 4:30-11

3- خداداد کاشی ف. 1379 . انحصار، رقابت و تمرکز در بازارهای صنعتی ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی 15 :116-83

4- خداداد کاشی ف. 1380. ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران. انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. تهران

5- عبادی ج. و شهیکی تاش م. 1383. بررسی تأثیر ساختار بازارهای کشاورزی در درآمد ارزی ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی 67:90-61

6- عبادی ج. و شهیکی تاش م. 1383. بررسی درجه رقابت در بازارهای صنعتی ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی 31:57-33

7- Appelbaum E. 1979. Testing the Price Taking Behavior. Journal of Econometrics, 9: 283-294.

8- BresnahanT.F.1989. Empirical Studies of Industries with Market Power, in Handbook of Industrial organization. (Eds) R.Schmalensee and R.Willig. Elsevier Science Publishing Company. New York.

9- Christensen L., GreeneW.1979.Economics of scale in U.S. Electric Power Generation.journal of political Economy, 84: 655- 676.

10- Friedman J., Mezzetti C. 2002 .Bounded Rationality, Dynamic Oligopoly and Conjectural Variations. Journal of Economic Behavior & Organization, 49: 287-306.
11- Gelfand Matthew D., and Pablo T., Spiller. 1987. Entry barriers and multiproduct oligopolies: Do they forebear or spoil?. International Journal of Industrial Organization, 5: 101-113.
12- Iwata G. 1974. Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly.Econometrica, 42: 947-966.
13- KamienM. ,d Schwartz N. 1983 .Conjectural Variations.The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d' Economique, 16: 191-211.
14- Liu J.D., Li T.T. 2003. Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly Electricity Market. Australasian Universities Power Engineering Conference (AUPEC): New Zealand.
15- Liang J.N.1987. An Empirical Conjectural Variation Model of Oligopoly.Fair TradeCommission Working Paper Series, No. 151.
16- Ono H. 1986. Consistent Conjectural Variations in the Differentiated Goods Market. Hokudai economic papers, 16:43-58.
17- Roberts M.J.1984. Testing oligopolistic Behavior. International Journal of Industrial, 2: 367-380
18- Perry M. 1982 .Oligopoly and Consistent Conjectural Variations, the Bell Journal ofEconomics, 13: 197-205
19- ShahikiTash M.N., Hodjaty H. 2013. Estimating the conjectural variation and market powerinselected industries. Economics, 2: 1-6
20- Schroeter J., and Azzam A. 1990.Measuring Market power, in Multi- Product Oligopolies: The U.S. Meat Industry.Applied Economics, 22: 1365-1376.
21-Schroeter, J., and Azzam A. 1991. Marketing Margins, Market Power, and Price Uncertainty, American Agricultural Economics Association, 73: 990-999
22- Schroeter J.R. 1988.Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry. Review of Economics and Statistics,70: 158-620