

فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال سوم، شماره ۱۲، زمستان ۱۳۹۳

صفحات: ۵۹-۹۰

## ارزیابی مارک‌آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران

فرهاد خدادادکاشی<sup>۱</sup>

محمدنبی شهیک‌تاش<sup>۲</sup>

کامبیز هژبرکیانی<sup>۳</sup>

سمانه نورانی‌آزاد<sup>۴\*</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۷/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۲/۱۱

### چکیده

هدف اصلی این مقاله ارزیابی قدرت انحصاری براساس رویکرد تغییرات حدسی در ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهاررقمی ISIC در طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۹۰ می‌باشد. در این تحقیق از الگوی تعمیم‌یافته آزام و لوپز (۲۰۰۲) استفاده شده و معادلات عرضه و تقاضا با توجه به داده‌های پنل و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS) برآورد شده است. نتایج پژوهش اولاً دلالت بر آن دارد که در ۹۱ درصد صنایع ایران، ضریب تغییرات حدسی بالا بوده، ثانیاً در ۸۸/۴ درصد صنایع، قیمت بیش از هزینه نهایی بوده است. همچنین تفکیک اثرات تمرکز بر قیمت ستاده به دو بخش قدرت بازاری و کارایی هزینه، بیانگر آن است که در شکل‌گیری انحصار در بخش صنعت ایران، قدرت بازاری در مقایسه با کارایی هزینه نقش غالب و برجسته‌تر دارد.

**کلید واژه‌ها:** قدرت بازاری، تغییرات حدسی، مارک‌آپ، اثرات قدرت بازاری، اثرات کارایی هزینه

طبقه‌بندی JEL: L10, L60, L22

**Email:** khodadad@pnu.ac.ir

**Email:** mohammad\_tash@eco.usb.ac.ir

**Email:** kianih@yahoo.com

**Email:** noraniazad@gmail.com

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

۲. عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

۴. دانشجوی دوره دکتری علوم اقتصادی دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

\*نویسنده مسئول

## ۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصاد صنعتی<sup>۱</sup> که توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب کرده است تحلیل ساختار بازار<sup>۲</sup> و تعیین اهمیت قدرت بازاری<sup>۳</sup> و کارایی هزینه<sup>۴</sup> در شکل‌گیری انحصار<sup>۵</sup> است. به طوری که از نیمه دوم قرن بیستم، نظریه قدرت بازاری<sup>۶</sup> در مقابل کارایی هزینه مورد توجه قرار گرفت و اقتصاددانان، به تعیین قدرت بازاری به عنوان یکی از روش‌های ارزیابی ساختار بازار توجه نمودند. در این خصوص دو نظریه رقیب وجود دارد که عبارتند از: نظریه قدرت بازاری و نظریه کارایی هزینه. نظریه اول مربوط به جریان اصلی اقتصاد صنعتی یعنی مکتب ساختارگرایی<sup>۷</sup> است و نظریه‌ی دوم در مکتب فکری شیکاگو<sup>۸</sup> شکل گرفته است. نظریه قدرت بازاری دلالت بر آن دارد که اگر در بازار قدرت انحصاری شکل گیرد این امر ناشی از درک وابستگی متقابل بنگاه‌های بزرگ نسبت به یکدیگر است. یعنی در واقع بنگاه‌های بزرگ بازار با درک این امر که با هماهنگی با یکدیگر می‌توانند بر بازار مسلط شوند از موقعیت انحصاری بهره‌مند می‌شوند. بنابراین طبق این نظریه یا دکترین تمرکز بازار، بنگاه‌های بزرگ می‌توانند با هماهنگی و همکاری با یکدیگر از قدرت بازاری برخوردار شوند. یعنی طرفداران قدرت بازاری، رابطه مثبت بین تمرکز بازار و سودآوری را به همکاری و هماهنگی (تبانی) نسبت می‌دهند.

در نقطه مقابل، دمستز<sup>۹</sup> (۱۹۷۳) در مقاله‌ای تحت عنوان «ساختار صنعت، رقابت‌پذیری و سیاست‌های عمومی»<sup>۱۰</sup> بر این نکته تاکید کرد که تمرکز یا تسلط یک یا تعدادی از بنگاه‌ها بر بازار، نتیجه عملکرد مبتنی بر کارایی است. به عبارت دیگر بنگاه‌های کارا به دلیل ارائه کالاها و خدمات با کیفیت بالا و قیمت پایین می‌توانند بر بازار مسلط شوند و در موقعیت ممتاز و انحصاری قرار گیرند. یعنی جهت علیت از قدرت بازاری به سودآوری بالاتر نیست، بلکه کارایی برتر باعث سودآوری بالاتر و تمرکز بیشتر می‌شود.

امروزه اقتصاددانان و پژوهشگران با استفاده از رویکردهای متفاوت سعی در شناخت قدرت بازاری و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دارند. بنابراین یکی از مهم‌ترین رویکردها، رویکرد اقتصاد صنعتی

- 
1. Industrial Economic
  2. Market Structure
  3. Market power
  4. Cost Efficiency
  5. Monopoly
  6. Market power theory
  7. Structuralism
  8. Chicago. U. C. L. A School
  9. Demsetz
  10. Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy

تجربی جدید (NEIO)<sup>۱</sup> است که پژوهشگران با بکارگیری این رویکرد می‌توانند قدرت بازاری را با استفاده از داده‌های سطح بنگاه برای یک صنعت خاص شناسایی نموده و میزان آن را تخمین بزنند. البته برسنان<sup>۲</sup> (۱۹۸۹) بیان می‌کند که اگرچه الگوهای NEIO ابزار مناسبی برای اندازه‌گیری قدرت بازاری است اما این الگوها به دلیل اینکه در صنایع با تمرکز بالا نمی‌توانند علت قدرت بازاری را توضیح دهند، برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مناسب نمی‌باشند. بنابراین برای اینکه نتایج الگوهای NEIO برای سیاست‌گذاری مناسب باشد مطالعات باید محدوده وسیعی از صنایع را شامل شده و معیارهای ساختاری مورد علاقه سیاست‌گذاران، نظیر تمرکز را در بر داشته باشد (لوپز، آزام و لارن اسپانا<sup>۳</sup>، ۲۰۰۲).

همچنین رویکرد ساختاری، رویکرد تعمیم‌یافته چهارچوب NEIO است که در ادبیات اقتصاد صنعتی برای اندازه‌گیری قدرت بازاری به کار می‌رود. در این رویکرد از معادلات پایه‌ای شامل معادلات بخش تقاضا و شرایط حداکثرسازی سود به طور همزمان برای ارزیابی کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در سطح صنعت یا بنگاه استفاده می‌شود. دو مزیت اصلی رویکرد ساختاری این است که اول، این رویکرد امکان تخمین قدرت بازاری به طور مستقیم با استفاده از شاخص لرنر و تغییرات حدسی فراهم می‌کند و دوم، می‌توان از مدل تخمینی برای شبیه‌سازی اثرات تغییر در بازار و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی استفاده نمود. رویکرد دیگری که در اصطلاح به آن رویکرد غیرپارامتریکی یا فرم خلاصه شده<sup>۴</sup> می‌گویند به دنبال سنجش شاخص لرنر و مارک‌آپ با توجه به ترکیب خصوصیات تابع هزینه و تولید است. در این رویکرد با استفاده از تابع تولید و هزینه و الگوسازی در یک ساختار رقابت ناقص، شاخص لرنر و مارک‌آپ استخراج می‌شوند (پرلوف، کارپ و گلان<sup>۵</sup>، ۲۰۰۷).

از طرفی شواهد موجود در اقتصاد بیانگر آن است که اقتصاد ایران از یک سو در معرض انحصارات دولتی قرار دارد و از سوی دیگر رانت‌جویان بخش خصوصی از طریق کسب امتیازها توانسته‌اند، بخش قابل ملاحظه‌ای از اقتصاد ایران را در سیطره خود درآورند. از این رو در برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور، لغو انحصار و ارتقای فضای رقابت مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین با توجه به هدف‌گذاری برنامه‌های توسعه کشور، این سوال اساسی مطرح است که آیا تصویر روشنی در خصوص حجم قدرت بازاری صنایع در اقتصاد ایران وجود دارد که براساس آن بتوان سیاست‌های مناسبی اتخاذ نمود یا خیر؟

1. New Empirical Industrial Organization
2. Bresnehan
3. Lopez and Azzam and Liron. Espana
4. Reduced Form Approach or Nonparametric Approach
5. Perloff and Karp and Golan

در واقع این پژوهش با استفاده از رویکرد ساختاری و اطلاعات بخش عرضه و تقاضای صنایع، درصد ارزیابی قدرت انحصاری و کارایی هزینه است تا به این سؤال پاسخ داده شود که آیا نظریه قدرت بازاری در بخش صنعت ایران موضوعیت دارد یا کارایی هزینه؟ برای این منظور، از داده‌های مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بالاتر طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۹۰ استفاده می‌شود و مدل اقتصادسنجی با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت<sup>۱</sup> (FE2SLS)، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در ادامه، مطالب به صورت زیر سازماندهی شده است: در قسمت دوم، مبانی نظری و ساختار الگو بیان می‌گردد. در قسمت سوم، مطالعات تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس برآورد اقتصادسنجی الگو و تجزیه و تحلیل داده‌ها در قسمت چهارم ارائه خواهد شد. در نهایت در بخش پایانی، جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی بیان خواهد شد.

## ۲. مبانی نظری و ساختار الگو

در الگوهای ساختاری برای شناسایی و تخمین قدرت بازاری از داده‌های سطح صنعت همراه با یکسری فروض، استفاده می‌شود. حال با توجه به اینکه این مطالعه قصد اندازه‌گیری قدرت انحصاری با بهره‌گیری از رویکرد ساختاری را دارد از مدل تعمیم‌یافته آزام، لویز و لارن اسپانا (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. در این الگو، تعیین میزان قدرت بازاری و چگونگی اثرپذیری قیمت در اثر قدرت بازاری و کارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز نیز مدنظر است. در این الگو فرض بر این است که  $n$  بنگاه در یک صنعت محصول همگن  $Q$  را با استفاده از  $K$  نهاده تولید می‌کنند و با تابع تقاضای معکوس به صورت  $p = f(q, Z)$  مواجه هستند که در آن  $p$  قیمت ستاده و  $Z$  عوامل انتقال‌دهنده تقاضا است. در این صورت تابع سود بنگاه شاخص به شرح زیر است:

$$\pi_j = p(Q)q_j - C_j(q_j, w) \quad (1)$$

که در آن  $\pi_j$  سود بنگاه  $j$ ،  $p$  قیمت کالا،  $q_j$  محصول بنگاه  $j$ ،  $C_j$  هزینه بنگاه  $j$  که تابعی از سطح تولید بنگاه  $j$  و قیمت عوامل تولید  $w$  می‌باشد. همچنین در این الگو فرض می‌شود که بازار عوامل تولید رقابتی و قیمت عوامل تولید برای تمام تولیدکنندگان یک صنعت یکسان است. بنابراین همان طوری که مشخص است سود تابع مستقیمی از قیمت و سطح تولید بنگاه و تابع معکوس هزینه است. با اعمال شرط مرتبه اول ماکزیم‌سازی سود نسبت به مقدار ستاده  $q_j$ ، رابطه عرضه بنگاه به صورت زیر خواهد بود:

1. Fixed Effect Two Stage Least Squares Panel

$$p = -\frac{q_j}{Q\eta}(1 + \phi_j) + \frac{\partial C_j(q_j, w)}{\partial q_j} = -\frac{S_j}{\eta}(1 + \phi_j) + \frac{\partial C_j(q_j, w)}{\partial q_j} \quad (2)$$

که در آن سهم بازاری  $j$  امین بنگاه و  $\eta < 0$ ،  $\eta = Q\partial p/\partial Q$  عکس شبه کشش<sup>۱</sup> قیمتی تقاضا،  $\phi_j = d\sum_{i \neq j}^n q_i / dq_j$  تغییرات حدسی  $j$  امین بنگاه و  $\partial C_j(q_j, w)/\partial q_j$  هزینه نهایی بنگاه می‌باشد. حال با توجه به نوع فعالیت و سطح دسترسی به داده‌ها، انواع فرم‌های تابعی برای تابع هزینه وجود دارد.<sup>۲</sup> از این رو با استفاده از شرایط بهینگی رابطه (۲)، در ادامه فرض بر این است که تابع هزینه این بنگاه از نوع لئونتیف تعمیم یافته تعدیل شده<sup>۳</sup> است. از ویژگی‌های این تابع، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس بوده و تابعی از نوع قطبی گورمان<sup>۴</sup> است، بدین مفهوم که هزینه نهایی تمامی بنگاه‌های حاضر در صنعت یکسان است. البته این به معنای آن نیست که بنگاه‌های متفاوت باید منحنی‌های هزینه یکسان داشته باشند بلکه منحنی‌های هزینه بنگاه‌های متفاوت خطی و موازی یکدیگرند (گورمان، ۱۹۵۶ و ۱۹۶۱). به عبارت دیگر تفاوت هزینه بنگاه‌ها تنها در عرض از مبدأ آن‌ها است؛ از این رو هزینه نهایی تمامی بنگاه‌های فعال در صنعت برابر می‌باشد و می‌توان نتیجه گرفت که  $MC_j = MC$  است (اپلبام<sup>۵</sup>، ۱۹۸۲). دلیل انتخاب این تابع آن است که اطلاعات مربوط به بنگاه در اختیار ما نیست<sup>۶</sup> و تنها اطلاعات صنعت را در اختیار داریم. از طرفی تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته به صورت زیر است:

$$C_j(q, w) = q_j \sum_{r=1}^3 \sum_{s=1}^3 \alpha_{rs} (w_r w_s)^{0.5} + q_j^2 \sum_{r=1}^3 \beta_r w_r \quad (3)$$

که در آن  $r, s$  نهاده تولیدی (نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های اولیه و واسطه‌ای)،  $w_r, w_s$  قیمت نهاده‌های تولیدی و  $q_j$  مقدار ستاده بنگاه  $j$  ام است. با مشتق‌گیری از رابطه (۳) نسبت به مقدار ستاده  $q_j$ ، تابع هزینه نهایی  $(\partial C_j(q, w)/\partial q_j)$  بدست می‌آید که با قرار دادن در شرایط بهینگی رابطه (۲) داریم:

$$p = -\frac{q_j}{Q\eta}(1 + \phi_j) + \sum_{r=1}^3 \sum_{s=1}^3 \alpha_{rs} (w_r w_s)^{0.5} + 2q_j \sum_{r=1}^3 \beta_r w_r \quad (4)$$

1. Semi. Elasticity of demand
2. The Generalized Cobb. Douglas Cost Function and The Generalized Leontief Cost Function discussed by Diewert and Wales (1987), and The Translog Cost Function by Christensen, Jorgenson, and Lau (1970).
3. Modified Generalized Leontief
4. Gorman Polar
5. Appelbaum

۶. تنها اطلاعات محدودی از بنگاه‌های پذیرفته شده در بورس در دسترس است.

از طرفی با ضرب رابطه (۴) در سهم بازاری بنگاه  $j$  ام  $(q_j/Q)$  و جمع‌زدن برای  $n$  بنگاه در صنعت، رابطه عرضه صنعت به صورت زیر بدست می‌آید:

$$p = -\frac{(1+\Phi)HHI}{\eta} + \sum_{r=1}^3 \sum_{s=1}^3 \alpha_{rs} (w_r w_s)^{0.5} + 2 * HHI * Q \sum_{r=1}^3 \beta_r w_r \quad (۵)$$

در این رابطه،  $\Phi$  تغییرات حدسی موزون صنعت است که برابر با  $\Phi = \frac{\sum_{j=1}^n q_j^2 \phi_j}{\sum_{j=1}^n q_j^2}$

و  $HHI$  شاخص هرفیندال - هیرشمن بوده و برابر با  $HHI = \sum_{j=1}^n S_j^2 = \sum_{j=1}^n (q_j/Q)^2$  می‌باشد. از

طرفی رابطه (۵) همان رابطه رفتار قیمت است که از ماکزیم‌سازی سود به دست می‌آید و در آن با استفاده از ضریب اولین جمله در طرف راست می‌توان نسبت به میزان همکاری و تبانی بنگاه‌ها قضاوت نمود. در این رابطه اولین جمله همان شاخص لرنر می‌باشد و سه عامل کشش قیمتی، تمرکز بازاری و ضریب تبانی در شکل‌گیری آن مؤثر است. همچنین دومین جمله در طرف راست به اثرات کارایی هزینه اشاره دارد. حال در ادامه به منظور به دست آوردن پارامتر رفتاری، پس از تخمین رابطه (۵)، باید از ضریب متغیر برون‌زای  $HHI/\eta$  که برابر مقدار  $(1+\Phi)$  است، عدد یک کسر شود. از این‌رو، لازم است ابتدا کشش قیمتی تقاضا، با استفاده از معادله تقاضای زیر محاسبه گردد.

$$\ln Q = A_0 + \eta \ln P + \lambda_i \sum_{i=1}^2 Z_i \quad (۶)$$

که در آن  $Q$  مقدار ستاده،  $P$  قیمت ستاده واحد فروش و  $Z_i$  عوامل جابه‌جا کننده منحنی تقاضا است.

همچنین توجه به این نکته لازم و ضروری است که قدرت بازاری ممکن است ناشی از تمرکز بالا در بازار و اتخاذ رفتارهای هماهنگ مانند تبانی یا ناشی از کارایی برتر بنگاه‌های انحصاری باشد؛ بنابراین لازم است که اثرات قدرت بازاری، کارایی هزینه و همچنین پارامتر همکاری جداگانه بررسی شوند. به این منظور امکان جداسازی اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه با مشتق‌گیری از معادله عرضه نسبت به شاخص تمرکز، در این الگو به صورت زیر فراهم می‌شود:

$$\frac{\partial p}{\partial HHI} = -(1+\Phi) * \frac{1}{\eta} + 2 * Q \sum_{r=1}^3 \beta_r w_r \quad (۷)$$

رابطه (۷) اثر تغییر تمرکز بر قیمت، که قابل تفکیک به دو مجرای قدرت بازاری و کارایی هزینه است را نشان می‌دهد.

## ۲-۱. شواهدی در خصوص پارامتر رفتاری

همان طوری که قبل از این اشاره شد تغییرات حدسی معرف رفتار بنگاه‌ها است و به عکس‌العمل بنگاه‌های رقیب نسبت به تغییر در قیمت یا مقدار بنگاه مورد نظر اشاره دارد. در واقع تغییرات حدسی بیانگر آن است که تا چه حد تصمیمات هر بنگاه در خصوص کاهش تولید یا افزایش قیمت بر تصمیمات دیگر بنگاه‌ها در صنعت مؤثر است. اگر بنگاه‌ها در خصوص قیمت و مقدار به توافق کامل برسند و عنصر ائتلاف و همکاری را به کار گیرند در این صورت ساختار بازار انحصاری است. اما اگر نهاد یا قدرتی برای تثبیت این توافق وجود نداشته باشد و یا در صورتی که بنگاه‌ها از توافق ضمنی یا آشکار عدول کنند وارد جنگ قیمتی خواهند شد و ساختار بازار به سمت رقابت سوق می‌کند.

با توجه به ساختار الگو اگر رفتار بنگاه‌ها در صنعت رقابتی باشد یک افزایش در ستاده بنگاه، تأثیری بر قیمت و مقدار بازار ندارد در این صورت تغییرات حدسی برابر ۱- است یعنی  $(dQ/dq_j = \Phi + 1 = 0)$  و شاخص لرنر برابر صفر  $(L = 0)$  می‌شود. در حالت کورنویی، هر بنگاه تولید سایر بنگاه‌های رقیب را ثابت در نظر می‌گیرد، بنابراین در این شرایط تولید صنعت دقیقاً به میزان تولید بنگاه افزایش می‌یابد یعنی  $(dQ/dq_j = \Phi + 1 = 1)$  از این رو تغییرات حدسی برابر صفر و شاخص لرنر با توجه به اولین جمله در طرف راست رابطه (۵) برابر  $-HHI/\eta$  است، بنابراین در شرایط انحصاری کامل که فقط یک بنگاه در بازار وجود دارد، تغییرات حدسی و شاخص لرنر به ترتیب برابر  $\Phi = (1/HHI) - 1$  و  $L = -1/\eta$  خواهند بود.<sup>۲</sup> از این رو در صنایع با خصوصیت انحصار چندجانبه، تغییرات حدسی در محدوده  $0 < \Phi < (1/HHI) - 1$  قرار می‌گیرد.

## ۲-۲. تخمین قدرت بازاری

بنگاه‌ها برای کسب قدرت انحصاری ابزارهایی در اختیار دارند که با استفاده از آن‌ها می‌توانند قدرت انحصاری به دست آورند یا آن‌را افزایش دهند. ادغام<sup>۳</sup>، همکاری و ائتلاف<sup>۴</sup>، متفاوت بودن هزینه نهایی<sup>۵</sup>، دریافت امتیاز انحصاری<sup>۶</sup>، تحقیق و توسعه<sup>۷</sup>، ابداع و نوآوری<sup>۸</sup>، افزایش کارایی<sup>۹</sup>، تبلیغات<sup>۱۰</sup> و

۱. حد بالای پارامتر رفتاری در شرایط انحصار کامل با برابر قرار دادن جمله اول طرف راست رابطه عرضه با عکس کشش قیمتی تقاضا و محاسبه نمودن پارامتر  $\Phi$  بدست می‌آید.

۲. تغییرات حدسی موزون صنعت را می‌توان با استفاده از رویکرد آپلیم به صورت  $\Phi^* = (1 + \Phi)HHI$  در نظر گرفت که در محدوده صفر و یک قرار دارد و شاخص لرنر به صورت  $L = -\Phi^*/\eta$  خواهد بود.

3. Merge
4. Cooperation and collusion
5. Different Marginal Cost
6. Monopolize
7. Research and Development
8. Innovation
9. Increase Efficiency
10. Advertisement

و سیاست‌های قیمتی<sup>۱</sup> و تولیدی<sup>۲</sup> که به صورت محدود نمودن تولید، افزایش قیمت و سود انحصاری آشکار می‌شود از جمله ابزارهایی هستند که بنگاه‌ها از طریق آن می‌توانند به کسب قدرت انحصاری امیدوار باشند؛ همچنین برای استمرار قدرت انحصاری بنگاه‌ها از موانع قیمتی و غیرقیمتی، ایجاد ظرفیت مازاد، عرضه کالا با کیفیت و کمیت مختلف و بسته‌بندی متفاوت، قیمت‌گذاری حدی<sup>۳</sup> و تهاجمی<sup>۴</sup> استفاده می‌کنند (خدادادکاشی، ۱۳۸۹). یکی از بهترین روش‌ها برای تخمین قدرت بازاری در یک بازار انحصار چندجانبه شاخص لرنر است که برای بنگاه شاخص  $j$ ، به صورت زیر می‌باشد:

$$L_j = \frac{P - MC_j}{P} = -\frac{S_j}{\eta} (1 + \phi_j) = -\frac{\Phi_j}{\eta} \quad (۸)$$

همان طوری که قبلاً عنوان شد اگر تابع هزینه از نوع قطبی گورمان باشد، هزینه نهایی برای تمامی بنگاه‌های حاضر در صنعت یکسان است. همچنین کشش متغیر حدسی نیز متوسط کشش متغیر حدسی کل بنگاه‌هاست. مزیت بدست آوردن کشش متغیر حدسی برای صنعت این است که، اول دسترسی به اطلاعات بنگاه محدود است و دوم، در صورت استفاده از اطلاعات بنگاه تعداد پارامترهای مورد بررسی بیشتر است در نتیجه، محاسبه و تحلیل نتایج پیچیده‌تر می‌شود. بنابراین با توجه به رابطه (۸) می‌توان درجه قدرت انحصاری صنعت را به صورت زیر تعریف نمود:

$$L = \sum_j \left( \frac{P - MC_j}{P} \right) S_j = \sum_j \frac{\Phi_j}{\eta} S_j = \sum_j \Phi_j S_j \cdot \varepsilon \quad (۹)$$

به طوری که در آن  $S_j = q_j/Q$  و  $\varepsilon = 1/\eta$  می‌باشد. همچنین  $L$  بیان تعمیم‌یافته‌ای از شاخص لرنر است. این شاخص، قدرت انحصاری اعمال شده در کل صنعت است که از میانگین وزنی قدرت انحصاری بنگاه‌های فعال در صنعت استخراج می‌شود. از این رو با جای‌گذاری  $\Phi_j = (\partial Q / \partial q_j)(q_j/Q)$ <sup>۵</sup> می‌توان رابطه (۹) را به صورت زیر نوشت:

$$L = \sum_j \frac{\partial Q}{\partial q_j} \cdot S_j^2 \cdot \varepsilon \quad (۱۰)$$

1. price policy

2. Quantity policy

3. Limit Pricing

4. Predatory Pricing

۵. کشش تغییرات حدسی را می‌توان با استفاده از فرمول  $\Phi_j = (\partial Q / \partial q_j)(q_j/Q)$  نشان داد که در آن  $(\partial Q / \partial q_j)$  تغییرات حدسی است.



رابطه (۱۰) بیان می‌کند که اندازه قدرت انحصاری برابر مجموع وزنی مربعات سهم بنگاه‌های صنعت در کشش تقاضا است که البته در این رابطه تغییرات حدسی  $(\partial Q/\partial q_j)$  به‌عنوان وزن در نظر گرفته می‌شود. بنابراین شاخص هرفیندال که برابر مجموع مربعات سهم بنگاه‌ها است یک حالت خاص از رابطه (۱۰) است. حال اگر همه تغییرات حدسی برابر باشند آن‌گاه خواهیم داشت:

$$\frac{\partial Q}{\partial q_j} = \gamma \rightarrow L = \gamma \cdot \varepsilon \sum_j S_j^2 = \gamma \cdot \varepsilon \cdot HHI = -\frac{\gamma HHI}{\eta} \quad (11)$$

یعنی شاخص لرنر ضریبی از شاخص هرفیندال است. همچنین در حالت خاصی که  $\varepsilon(\partial Q/\partial q_j) = 1$  باشد هر دو شاخص لرنر و شاخص هرفیندال با هم برابرند. که در آن  $\gamma$ ، همان نقش  $\Phi$  را دارد با این تفاوت که این متغیر برای حضور شاخص تمرکز تعدیل شده است. بنابراین مقدار تخمینی  $\gamma$ ، مقداری صفر و  $1/HHI$  را اختیار می‌کند. مقدار صفر، متناظر با ساختار رقابت کامل و  $1/HHI$ ، متناظر با تباری کامل است.<sup>۱</sup>

### ۳. پیشینه تحقیق

ارزیابی قدرت انحصاری و تعیین اهمیت نسبی قدرت بازاری و کارایی هزینه در تبیین آن یکی از موضوعات مهم و اساسی در ادبیات اقتصاد صنعتی است. در این خصوص مطالعاتی با رویکردهای متفاوت، در خارج و داخل از کشور انجام گرفته که در این بخش به مهم‌ترین و کاربردی‌ترین آن‌ها اشاره می‌شود.

ایواتا<sup>۲</sup> (۱۹۷۴) در مقاله‌ای تحت عنوان «اندازه‌گیری تغییرات حدسی در بازار انحصار چندجانبه» به دنبال یافتن یک شیوه‌ی مبتنی بر اقتصادسنجی برای مسأله تشخیص قیمت بود. به این منظور وی تغییرات حدسی را برای بنگاه‌های تولیدکننده کالای همگن در یک بازار انحصار چندجانبه تخمین زد. در این تحقیق دو فرضیه مورد بررسی قرار گرفت. فرضیه‌ی اول بیان می‌کند، که مقدار تغییرات حدسی برابر یک مقدار مشخص است و در فرضیه‌ی دوم وجود نوعی درجه‌ی تباری بین بنگاه‌ها بررسی می‌شود. وی این دو فرضیه را برای صنعت شیشه‌ی ژاپن طی سال‌های ۱۹۵۶-۱۹۶۵ آزمون

۱. در صورتی که تغییرات حدسی  $\Phi_j$  برابر صفر باشد قدرت انحصاری بنگاه برابر  $L = S_j \varepsilon$  و اگر  $S_j = 1, \Phi_j = 0$  باشد در این صورت  $L = \varepsilon = 1/\eta$  و در صورت وجود همکاری بین بنگاه‌ها تغییرات حدسی برابر  $\Phi_j = (\alpha/S_j) - \alpha$  و شاخص لرنر برابر با  $L = (S_j(1-\alpha)/\eta) + \alpha/\eta$  خواهد بود. جهت اطلاع بیشتر از فروض مربوط به تغییرات حدسی و تمایز کالا، به کتاب دکتر فرهاد خدادادکاشی، (۱۳۷۷): "ساختار و عملکرد بازار: نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت ایران"، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، چاپ اول مراجعه شود.

2. Iwata

نمود. نتایج آزمون فرضیه‌ی اول نشان داد که باید تغییرات حدسی بزرگ‌تر از منفی یک باشد و نتایج آزمون فرضیه‌ی دوم وجود رفتار کورنویی و ساختار بازار انحصار دوجانبه را تایید کرد. اپلبام<sup>۱</sup> (۱۹۷۹) در مقاله خود با ارایه‌ی یک تکنیک تجربی به آزمون رفتار قیمت‌پذیری و تحلیل رفتار غیررقابتی در صنایع گاز طبیعی و پتروشیمی آمریکا می‌پردازد. وی با استفاده از این تکنیک تجربی و آزمون‌های آماری، ساختار بازارهای متفاوت را از یکدیگر تفکیک می‌کند. برای این منظور وی ابتدا معادله قیمت سایه‌ای را با استفاده از شرط مرتبه اول مسأله حداکثرسازی سود انحصاری به دست می‌آورد و قیمت ستاده را به صورت مجموع جمله مارک آپ و هزینه نهایی در نظر می‌گیرد. سپس با استفاده از هر دو روش حداکثر راسنمایی و حداقل مربعات سه مرحله‌ای غیرخطی و داده‌های سری زمانی ۱۹۴۷-۱۹۷۱ ضرایب را تخمین می‌زند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در صنایع پتروشیمی و گاز طبیعی آمریکا، فرضیه رفتار رقابت‌پذیری رد شده و درجه انحصار معنی‌داری در این دو صنعت وجود دارد.

مارتین<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) در مقاله خود با استفاده از رویکرد کالین و پرستون<sup>۳</sup> به تحلیل قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع آمریکا می‌پردازد. نتایج تجربی حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که دو فرضیه قدرت بازاری و کارایی هزینه بجای اینکه جانشین یکدیگر باشند مکمل یکدیگر هستند.

روزنباوم<sup>۴</sup> (۱۹۹۴) در مقاله خود به بررسی کارایی و تبانی در صنعت سیمان آمریکا می‌پردازد وی از سیستم معادلات همزمان شامل معادلات قیمت و حاشیه قیمت - هزینه برای اندازه‌گیری اثرات اندازه‌ی کارخانه، تمرکز و درجه‌ی تبانی استفاده می‌کند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که قیمت و حاشیه قیمت - هزینه با افزایش تمرکز افزایش می‌یابد. از طرفی در یک سوم بنگاه‌های بزرگ با افزایش تمرکز، صرفه مقیاس وجود دارد و این صرفه مقیاس از طریق حاشیه قیمت - هزینه بالاتر، به تولیدکنندگان منتقل می‌شود. همچنین بنگاه‌ها در این صنعت به همکاری و تبانی با یکدیگر می‌پردازند.

ملو و براندائو<sup>۵</sup> (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد اپلبام، ایواتا و راجرز<sup>۶</sup> (۱۹۸۹) به اندازه‌گیری درجه قدرت بازاری در صنایع با خصوصیات انحصاری چندجانبه می‌پردازند. آن‌ها به منظور تخمین کشش تغییرات حدسی<sup>۷</sup> برای صنعت لبنیات کشور پرتغال در طول زمان از یک سیستم معادلات همزمان خطی استفاده می‌کنند. نتایج پژوهش با استفاده از کشش تغییرات حدسی و شاخص

1. Appelbaum
2. Martin
3. Collins and perston
4. Rosenbaum
5. Mello and Brandao
6. Rogers
7. Conjectural Variation

لرنر (قدرت‌بازاری) فرضیه وجود شرایط رقابت کامل را در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌کند. بنابراین رقابت ناقص در این صنعت وجود دارد. همچنین بنگاه‌های داخلی در این صنعت از قدرت‌بازاری بهره‌برداری می‌کنند.

لوپز و لارن اسپانا<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) در مقاله‌ای به بررسی اثرات قیمت و کارایی هزینه‌ی ناشی از تغییر تمرکز در ۳۵ صنعت از صنایع غذایی آمریکا می‌پردازند آن‌ها با اصلاح رویکرد آزام، لوپز و لارن اسپانا (۲۰۰۲) کشش قیمت عمده‌فروشی مواد غذایی، کشش کارایی هزینه و کشش قدرت‌بازاری را برای ۳۵ صنعت مواد غذایی محاسبه می‌کنند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزایش تمرکز تقریباً در تمام صنایع باعث صرفه‌جویی در هزینه شده است و قیمت ستاده در ۵۰ درصد از صنایع کاهش یافته است، اگرچه فقط ۲۰ درصد آن‌ها از نظر آماری معنی‌دار هستند. از طرفی زمانی که تمرکز افزایش می‌یابد قیمت‌ها در صنایع با سطح پایین تمرکز، کاهش و در صنایع با سطح بالای تمرکز افزایش می‌یابد.

بون<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) در مطالعه خود به بررسی کشش سود نسبت به هزینه نهایی، به‌عنوان معیاری برای سنجش قدرت‌بازاری، می‌پردازد. وی معتقد است که براساس این معیار، می‌توان طبقه‌بندی از بازارهای انحصاری، رقابتی و رقابت ناقص ارایه نمود. از این‌رو رابطه بین سود و هزینه نهایی را به‌صورت تابعی نمایشی در نظر می‌گیرد. وی در مطالعه خود در بخش بانکی اقتصاد آمریکا با در نظر گرفتن فرم تابعی ترانس‌لوگ برای هزینه به این نتیجه می‌رسد که به‌دلیل منفی بودن کشش سود نسبت به هزینه نهایی، بالاتر بودن این کشش به معنای آن است که بنگاه‌ها با یک منحنی تقاضای کشش‌پذیر مواجه هستند و هر چه مقدار کشش سود نسبت به هزینه نهایی بیشتر باشد قدرت‌بازاری کاهش می‌یابد.

مانتوس و تسیانس<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش حداکثر راست‌نمایی، به تخمین مشترک قدرت‌بازاری و کارایی هزینه در بخش بانکی آمریکا می‌پردازند. آن‌ها قدرت‌بازاری را از مسأله حداکثرسازی سود با استفاده از رویکرد (NEIO) و کارایی هزینه را از تابع هزینه به فرم ترانس‌لوگ استخراج می‌نمایند. نتایج پژوهش وجود رفتار نسبتاً رقابتی را برای برخی از بانک‌ها نشان می‌دهد درحالی‌که بانک‌های دیگر از رفتار رقابتی انحراف دارند. همچنین آن‌ها به این نتیجه می‌رسند که رابطه‌ی منفی بین کارایی هزینه و قدرت‌بازاری وجود دارد، یعنی نتایج در بخش بانکی فرضیه «زندگی خاموش»<sup>۴</sup> را تأیید می‌کند.<sup>۵</sup>

1. Lopez and Liron. Espana

2. Boone

3. Manthos and Tsionas

4. Quiet life

۵. اثر زندگی خاموش بیانگر رابطه مثبت بین قدرت‌بازاری و عدم‌کارایی است از نظر هیکس در بازارهای متمرکز کاهش فشار رقابت موجب می‌شود تا مدیران کمتر به دنبال تولید کارا باشند.

ماهادانسد و تائور<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) در مقاله خود با استفاده از رویکرد آزام<sup>۲</sup> (۱۹۹۷)، تحقیقات ویلیامسون<sup>۳</sup> (۱۹۶۸) و فرضیه کارایی دمستر<sup>۴</sup> (۱۹۷۳) به بررسی قدرت بازاری و کارایی هزینه در بخش بانکی تایلند طی سال‌های ۱۹۹۸-۲۰۱۱ می‌پردازند. نتایج پژوهش حکایت از وجود رفتار تبانی و قدرت بازاری در بخش بانکی در دوره پس از بحران مالی آسیا (سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۵) دارد و هرچند مزایای ناشی از صرفه‌های مقیاس در اثر افزایش تمرکز از نظر آماری بی‌معنی است ولی به هر حال اثرات نامطلوب قدرت بازاری بالا را تعدیل می‌کند.

چانگ و تس‌تاو<sup>۴</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد شروترو<sup>۵</sup> و استخراج معادلات رفتار قیمت، عرضه نهاده‌ها و تقاضای محصول به ارزیابی قدرت انحصاری و اثرات ادغام در بازار انحصار دوجانبه‌ی صنعت خرده‌فروشی و پردازش گوشت می‌پردازند. نتایج این پژوهش در اقتصاد آمریکا نشان می‌دهد که پردازشگران تمایل به اعمال قدرت بازاری در بازار تولید دام دارند و بعید است که قدرت بازاری را بر خرده‌فروشان اعمال کنند. همچنین زمانی که پردازشگران و خرده‌فروشان به‌عنوان یک بخش در نظر گرفته شوند، اثرات کارایی هزینه نسبت به قدرت بازاری اندکی بیشتر است.

اسکوکایی و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به تخمین قدرت بازاری خرده‌فروشان و بررسی نقش نقش قدرت بازاری خرده‌فروشان در زنجیره عرضه دو نوع محصول پنیر ایتالیایی می‌پردازند. آن‌ها با بهره‌گیری از مسأله حداکثرسازی سود، معادلات عرضه، تقاضا و قیمت انتقالی را استخراج نموده و برای تخمین مدل، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته<sup>۸</sup> (GMM) استفاده می‌کنند. در این الگو قدرت بازاری در شرایط رقابت ناقص در زنجیره عرضه تجزیه و تحلیل می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که قدرت بازاری از سوی خرده‌فروشان به مصرف‌کنندگان نهایی اعمال می‌شود ولی شواهدی از اعمال قدرت بازاری از سوی خرده‌فروشان بر پردازشگران این محصول وجود ندارد.

خداداد کاشی و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه خود با بهره‌گیری از رویکرد اِلبام به ارزیابی قدرت بازاری در بازارهای اتومبیل و نساجی ایران می‌پردازند. آن‌ها از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط<sup>۱۰</sup> (SUR) برای تخمین ضرایب استفاده می‌کنند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در صنعت اتومبیل قدرت بازاری بسیار بالایی وجود دارد. همچنین براساس کشش تغییرات حدسی موقعیت

1. Mahathanaseth and Tauer
2. Azzam
3. Williamson
4. Chung and Tostao
5. Schoreter
6. Processor
7. Sckokai and Soregaroli and Moro
8. Generalized Method of Moment
9. Khodadad kashi et al.
10. Seemingly Unrelated Regression Method

انحصار چندجانبه در این صنعت وجود دارد. از طرفی در صنعت نساجی تا دهه ۱۹۸۰ رفتار رقابتی وجود ندارد ولی از دهه ۱۹۹۰ به سمت موقعیت رقابتی حرکت می‌کند.

خداداد کاشی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای به بررسی و آزمون دو نظریه رقیب قدرت بازاری یا کارایی هزینه در اقتصاد ایران در سال ۱۳۷۳ با استفاده از روش‌شناسی دمستر می‌پردازد. براساس این دیدگاه رابطه مثبت بین سهم بازاری و نرخ بازدهی به کارایی برتر بنگاه‌های بزرگ مربوط می‌شود، همچنین نرخ بازدهی بنگاه‌های بزرگ و کوچک در صنایع متمرکز باید به‌طور معنی‌داری متفاوت از یکدیگر باشند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که همبستگی منفی بین نسبت‌های تمرکز و متوسط نرخ بازدهی در صنایع چهاررقمی وجود دارد. همچنین آزمون نرخ بازدهی بنگاه‌های بزرگ و کوچک در صنایع متمرکز، به‌طور معنی‌داری متفاوت از یکدیگر هستند. بنابراین به‌طور دقیق و بدون ابهام نمی‌توان بر نظریه کارایی دمستر تاکید نمود.

احمدیان و متفکرآزاد (۱۳۸۴) در مقاله خود به بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه سود در دو بازار انحصار چندجانبه فروش کالای فرآوری شده و نهاده اصلی تولیدی برای ۱۱ کارخانه قند منتخب در بازار بورس تهران با استفاده از روش تلفیقی اطلاعات مقطعی و اطلاعات سری زمانی و رویکرد آزام و شروتز می‌پردازند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزایش در 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. همچنین رقم کوچک درجه توافق بین کارخانه‌های قند در بازار انحصار چندجانبه فروش شکر دلالت بر رفتار غیرانحصاری تولیدکنندگان دارد.

پژویان و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به ارزیابی ناپارامتریک قیمت - هزینه در قالب اقتصاد کورنویی طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۶ می‌پردازند. آن‌ها از رویکرد تعمیم‌یافته هال - راجرز برای تخمین قدرت بازاری استفاده می‌کنند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ۵۰ درصد صنایع ایران دارای قدرت انحصاری بوده و توانسته‌اند شکاف بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد کنند.

شهیکی‌تاش و اتباعی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده مارک‌آپ بنگاه‌های داخلی، تمرکز داخلی، صادرات، واردات و روابط احتمالی آن‌ها در بازار صنعتی ایران می‌پردازند. نتایج تحقیق از یک سو دلالت بر وجود رابطه مثبت بین تمرکز داخلی و مارک‌آپ بنگاه‌های داخلی دارد و از سوی دیگر وجود رابطه منفی بین سهم واردات و تمرکز واردات با مارک‌آپ بنگاه‌های داخلی را تأیید می‌کند. همچنین ۱٪ افزایش در نرخ تعرفه به میزان ۲/۰۱ درصد مارک‌آپ بنگاه‌ها داخلی را افزایش می‌دهد.

شهیکی‌تاش و حجتی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با بهره‌گیری از رویکرد آزام به اندازه‌گیری کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری ده صنعت منتخب فعال در کد چهاررقمی ISIC در اقتصاد ایران می‌پردازند. آن‌ها برای هر صنعت پارامتر تغییرات حدسی را به‌صورت عددی ثابت در نظر می‌گیرند.

نتایج پژوهش حاکی از آن است که بیشترین رفتار تبانی‌گری در صنعت لبنیات و چاپ و نشر وجود دارد و صنایع فولاد و مواد شیمیایی دارای بالاترین قدرت بازاری و صنایع سیمان و مواد آشامیدنی دارای کمترین قدرت بازاری می‌باشند.

شهیکی‌تاش (۱۳۹۲) در مقاله خود با عنوان سنجش قدرت بازاری در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از مدل تعمیم‌یافته راجرز، به محاسبه شاخص لرنر در بخش صنعت ایران طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۶ می‌پردازد. یافته‌های این مطالعه بیانگر آن است که در ۳۸ صنعت از ۱۳۱ صنعت، شاخص لرنر بین ۰/۰۸ تا ۰/۱۶ بوده است. همچنین شاخص لرنر در صنایع مختلف نشان می‌دهد که بیش از ۵۰ درصد صنایع ایران دارای قدرت انحصاری بوده و توانسته‌است شکاف قابل‌توجهی بین قیمت و هزینه‌ی نهایی ایجاد کند. وی همچنین در این مطالعه به این نتیجه می‌رسد که در ۲۰ صنعت از ۲۹ صنعتی که دارای شاخص لرنر بالا هستند، شدت تمرکز بالا و نسبت تمرکز چهار بنگاه بیش از ۴۰ درصد است.

شهیکی‌تاش و نوروزی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی ساختار بازار در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از مدل‌های ساختاری و غیرساختاری طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۸۷ می‌پردازند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که براساس شاخص لرنر، بون و هرفیندال ضریب رقابت در بخش صنعت ایران اندک است. به‌عبارت دیگر، ارزیابی درجه ارزیابی رقابت و انحصار در صنایع کارخانه‌ای ایران که با توجه به مقادیر شاخص بون (۰/۱۲-) و شاخص هرفیندال (۰/۲۴) صنعت کشور در شرایط رقابت انحصاری قرار دارد و شاخص لرنر (۰/۳۶)، نیز موید این نتیجه است. شایان ذکر است که صنعت تولید وسایل نقلیه موتوری با سهمی معادل ۱۶/۳۸ درصد، بیشترین سهم فروش ارزش نسبی در صنایع کارخانه‌ای ایران را دارا است که با توجه به انواع شاخص‌های تمرکز، دارای ساختار بازار انحصاری می‌باشد.

بررسی مطالعات تجربی داخل کشور نشان می‌دهد که در حال حاضر مطالعاتی بسیار محدود در زمینه محاسبه قدرت بازاری و تغییرات حدسی در چند صنعت خاص با دوره زمانی محدود در ایران صورت گرفته است. همچنین در تمامی مطالعات انجام شده در این زمینه تغییرات حدسی به‌صورت ضریب ثابت بوده بنابراین تغییرات حدسی به‌درستی تفسیر نشده است. تفاوت این پژوهش با دیگر مطالعات انجام شده در داخل این است که: ۱- پارامتر رفتاری به‌صورت ضریب ثابت نبوده بلکه به‌صورت تابعی از تمرکز در الگو وارد می‌شود؛ ۲- برخلاف مطالعات پیشین که از روش سری‌زمانی به تخمین و تجزیه و تحلیل ضرایب پرداخته‌اند در این پژوهش از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت<sup>۱</sup> ( $FE2SLS$ ) استفاده شده است و ضمناً برای متغیر تغییرات حدسی هر صنعت ضرایب

1. Two Stage Least Squares Panel data

جداگانه استخراج می‌شود و ۳- اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز بر قیمت ستاده محاسبه شده و به تفصیل به شرح موارد مهم می‌پردازد.

#### ۴. برآورد اقتصاد سنجی الگو

همان‌گونه که در بخش مبانی نظری و ساختار الگو بیان گردید، به منظور برآورد اقتصادسنجی الگو لازم است از مدل دو معادله‌ای شامل اطلاعات بخش عرضه، تقاضا و داده‌های صنایع فعال در کد چهاررقمی ISIC استفاده شود. همچنین با توجه به اهداف و متناسب با نیاز این پژوهش، تابع عرضه به گونه‌ای تغییر می‌کند که  $\Phi_{it} = \theta_{0i} + \theta_{1i} HHI_{it}$  باشد. در واقع این شرط امکان بررسی پویایی تغییرات حدسی در طول زمان را فراهم می‌کند. بنابراین مدل دو معادله‌ای شامل معادلات عرضه (رفتار قیمت) و تقاضای مورد استفاده برای اقتصاد ایران به شرح زیر می‌باشد:

$$P_{it} = -(1 + \theta_{0i} + \theta_{1i} HHI_{it}) HHI_{it} / \eta_i + \alpha_{11} wl_{it} + \alpha_{22} rc_{it} + \alpha_{33} pm_{it} + 2\alpha_{12} (wlr_{it})^{0.5} + 2\alpha_{13} (wlp_{it})^{0.5} + 2\alpha_{23} (rcp_{it})^{0.5} + 2HHI_{it} * Q_{it} (\beta_1 wl_{it} + \beta_2 rc_{it} + \beta_3 pm_{it}) + \varepsilon_i \quad (12)$$

در رابطه بالا، اندیس  $i$  بیانگر صنعت مورد نظر و اندیس  $t$  زمان را نشان می‌دهد. در این معادله پارامترهای  $1 + \theta_{0i}, \theta_{1i}$  به عنوان ضرایب متغیرهای برون‌زای  $HHI_{it} / \eta_i, HHI_{it}^2 / \eta_i$  هستند که از تخمین معادله بدست می‌آیند. برای محاسبه پارامتر رفتاری (تغییرات حدسی) ابتدا عدد یک را از ضریب  $1 + \theta_{0i}$  کسر نموده و حاصلضرب ضریب  $\theta_{1i}$  را در شاخص هر فیندال بدست می‌آوریم. آنگاه متوسط تغییرات حدسی برای هر مقطع به صورت  $\Phi_i = \theta_{0i} + \theta_{1i} HHI_i$  محاسبه می‌شود. در معادله (۱۲) متغیر  $wl_{it}$  دستمزد نیروی کار،  $rc_{it}$  قیمت اجاره‌های سرمایه،  $pm_{it}$  قیمت نهاده اولیه و واسطه‌ای،  $HHI_{it}$  شاخص هر فیندال،  $Q_{it}$  مقدار ستاده،  $P_{it}$  قیمت ستاده واحد فروش و  $HHI_{it} / \eta_i$  نسبت شاخص هر فیندال به کشش قیمتی تقاضا می‌باشد.

داده‌های مربوط به کلیه متغیرهای معرفی شده از آمار و اطلاعات مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ مربوط به ۱۳۱ صنعت فعال در قالب سومین ویرایش طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی<sup>۱</sup> (I.S.I.C, Rev.3) استخراج شده است. همچنین داده‌های مربوط به کشش از محاسبه تابع تقاضای رابطه زیر که در آن توان متغیر قیمت، کشش قیمتی تقاضا را نشان می‌دهد به دست می‌آید:

$$Q_{it} = A_0 (P_{it})^{\eta_i} ADV_{it}^{\lambda_1} NI_t^{\lambda_2} POP_t^{\lambda_3} \Rightarrow \ln(Q_{it} / wpi_t) = \lambda_0 + \eta_i \ln(P_{it} / wpi_t) + \lambda_1 \ln(ADV_{it} / wpi_t) + \lambda_2 \ln NI_t + \lambda_3 \ln POP_t + u_i \quad (13)$$

1. International Standard Industrial Classification

در این معادله، تقاضا براساس قیمت و درآمد همگن از درجه صفر است. در این رابطه  $i$  صنعت مورد نظر،  $t$  زمان،  $Q_{it}$  مقدار تقاضا،  $P_{it}$  قیمت محصول،  $ADV_{it}$  هزینه تبلیغات،  $wpi_t$  شاخص قیمت عمده‌فروشی (شاخص تورمزدایی)،  $NI_t$  درآمد ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (متغیر جانشین برای درآمد)،  $POP_t$  جمعیت و  $\eta_i$  کشش قیمتی تقاضا را نشان می‌دهد. در این پژوهش به منظور برآورد الگو، از روش تلفیقی اطلاعات مقطعی و اطلاعات سری‌زمانی استفاده شده است. در سیستم دو معادله‌ای فوق، درون‌زا بودن<sup>۱</sup> برخی متغیرهای توضیحی موجب ناسازگاری<sup>۲</sup> برآورد کننده‌های حداقل مربعات معمولی<sup>۳</sup> (OLS) می‌شود. بنابراین برای به دست آوردن پارامترهای تخمینی سازگار، لازم است از روش‌های متغیر ابزاری<sup>۴</sup> (IV) همانند روش حداقل مربعات دومرحله‌ای<sup>۵</sup> (2SLS) استفاده شود (بالتاجی<sup>۶</sup>، ۲۰۰۵، ص ۱۱۳).

بنابراین قبل از تخمین معادلات رگرسیونی تقاضا و عرضه در صنایع کد چهاررقمی ISIC ایران لازم است نسبت به تخمین معادلات به روش پانل 2SLS با اثرات ثابت (FE) و مدل پانل 2SLS با اثرات تصادفی (RE) تصمیم‌گیری شود. در این مقاله از اثرات ثابت استفاده شده است. زیرا آزمون هاسمن<sup>۷</sup> مؤید آن است که مدل، پانل 2SLS با اثرات ثابت (FE) بوده و همچنین با بررسی معیار (RHO) در مدل پانل 2SLS با اثرات تصادفی، می‌توان مشاهده نمود که این شاخص در اکثر مقاطع صفر است. نتایج مربوط به آزمون هاسمن و آماره (RHO) در مدل پانل با اثرات تصادفی در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۱: آزمون هاسمن و آماره Rho در مدل اثرات تصادفی

آماره Rho در مدل اثرات تصادفی	آزمون هاسمن	
Rho=0.511982	$\chi^2 = 85.56[0.000]$	معادله تقاضا
Rho=0.314663	$\chi^2 = 229.57[0.000]$	معادله عرضه

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی به دلیل غیرواقعی بودن نتایج این رگرسیون‌ها، لازم است آزمون‌های ریشه واحد متغیرها و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها در معادلات رگرسیونی انجام شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین<sup>۸</sup> (IPS) و

1. Endogenous
2. Inconsistency
3. Ordinary Least Square
4. Instrument Variable
5. Two Stage Least Squares
6. Baltagi
7. Hausman
8. Im, Pesaran, Shin



آزمون فیشر<sup>۱</sup> (*Fisher - type*) نشان می‌دهد که متغیرها در سطح، غیرایستا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. همچنین آماره‌های آزمون هم‌انباشتگی پدرونی<sup>۲</sup> فرض عدم هم‌انباشتگی هم‌انباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند یعنی متغیرها در بلندمدت هم‌جمع هستند. از این‌رو بدون هیچ نگرانی می‌توان نسبت به تخمین ضرایب در معادلات رابطه (۱۲) و (۱۳) با استفاده از داده‌های پنل در ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهاررقمی ISIC به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS) اقدام نمود. از طرفی در معادله عرضه پس از تخمین ضرایب، می‌توان پارامتر رفتاری، شاخص لرنر، مارک‌آپ و میزان قدرت بازاری را محاسبه نمود و اثرات قدرت بازاری، کارایی هزینه و قیمت ستاده ناشی از تغییر تمرکز در بخش صنعت ایران را بدست آورد. نتایج مربوط به تخمین ضرایب معادله عرضه در جدول زیر ارائه شده‌است.

---

1. Fisher. ADF and Fisher. PP  
2. Pedroni

جدول ۲: نتایج مربوط به تخمین ضرایب در معادله عرضه به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS

ضرایب پارامتر رفتاری		کد ISIC	ضرایب پارامتر رفتاری		کد ISIC	ضرایب پارامتر رفتاری		کد ISIC	ضرایب پارامتر رفتاری		کد ISIC
$\theta_1$	$1 + \theta_0$		$\theta_1$	$1 + \theta_0$		$\theta_1$	$1 + \theta_0$		$\theta_1$	$1 + \theta_0$	
-۴.۲۴**	۴.۰۳**	۳۳۲۰	-۰.۶۷**	۰.۸۳**	۲۷۲۱	-۶.۷۹**	۴.۷۳**	۲۰۱۰	-۱.۲۴**	۰.۲**	۱۵۱۲
-۰.۳۵**	۱.۳۲**	۳۳۳۰	-۱۲.۱۱**	۶.۶۹**	۲۷۲۲	-۳۷.۴۵**	۷.۵۷**	۲۰۲۱	-۸۴.۶۰**	۲۰.۹۰**	۱۵۱۴
-۷.۴۰*	۵.۲۵**	۳۴۱۰	۰.۵۶**	-۰.۰۲	۲۷۲۳	۷.۷۸**	-۰.۱۰	۲۰۲۲	-۱۳۹.۸۷**	۱۰.۱۷**	۱۵۱۵
-۳.۲۰**	۲.۱۹**	۳۴۲۰	-۸.۳۸**	۰.۸۲**	۲۷۳۱	۵.۶۸**	-۰.۶۶**	۲۰۲۳	۱۷.۱۶**	۳.۳۹**	۱۵۱۶
-۸.۵۲**	۰.۷۲**	۳۴۳۰	-۴.۰۸**	۱.۵۳**	۲۷۳۲	-۴۴.۵۳**	۱۳.۰۸**	۲۰۲۹	-۳۲.۳۲**	۴.۰۱**	۱۵۱۷
-۶.۳۴**	۶.۹۳**	۳۵۱۱	-۱.۳۶**	۰.۲۷**	۲۸۱۱	-۳.۲۹**	۱.۸۱**	۲۱۰۱	۱.۰۸**	-۰.۰۷	۱۵۱۸
-۲.۷۷**	۱.۰۲**	۳۵۱۲	-۳.۰۳**	۱.۳۶**	۲۸۱۲	-۵۴.۲۲**	۴.۸۳**	۲۱۰۲	۱۷.۶۸۰	-۰.۹۰۹	۱۵۱۹
-۳.۷۵**	۴.۴۹**	۳۵۲۰	-۴.۱۰**	۲.۹۲**	۲۸۹۱	۷۷.۵۸**	۱.۲۵	۲۱۰۹	-۹.۷۳**	۱۶.۶۴**	۱۵۲۰
۰.۷۶	۰.۷۱**	۳۵۹۱	-۱۳.۸۲**	-۳.۳۸**	۲۸۹۲	-۶.۷۱**	۳.۹۳**	۲۲۱۱	-۴۴.۴۷**	۰.۰۵	۱۵۳۱
-۴.۱۲**	۱.۱۲**	۳۵۹۲	-۰.۴۴۰**	۰.۲۱۲**	۲۸۹۳	-۵.۶۵**	۳.۸۱**	۲۲۱۲	-۰.۰۷**	۱۲.۹۷**	۱۵۳۲
-۰.۹۲**	۱.۰۰**	۳۵۹۹	-۴.۲۰	۰.۴۲	۲۸۹۹	۱.۱۱**	-۰.۰۲**	۲۲۱۹	-۹۹.۷۶**	-۰.۱۹	۱۵۳۳
۷.۴۸**	-۰.۲۱**	۳۶۱۰	-۴.۰۶**	۲.۶۳**	۲۹۱۱	-۲۱.۰۰**	۳.۳۸**	۲۲۲۱	۸۸.۴۹**	۱.۰۳	۱۵۴۲
۰.۴۸**	۰.۵۹**	۳۶۹۱	۱.۰۳۷	۰.۸۲۶**	۲۹۱۲	۰.۶۷**	۰.۸۷**	۲۲۲۲	-۵.۶۸	-۰.۳۰**	۱۵۴۳
-۵.۳۷**	۳.۳۱**	۳۶۹۳	-۰.۱۲	۰.۱۲	۲۹۱۳	۷.۰۷۳**	-۱۱.۲۰**	۲۲۱۰	۵.۳۵**	-۰.۰۷**	۱۵۴۴
-۰.۶۲**	۰.۵۰**	۳۶۹۴	-۴.۴۴**	۱.۶۳**	۲۹۱۴	-۴۱.۶۲**	۷.۸۵**	۲۲۳۰	۳.۳۴**	۰.۹۹**	۱۵۴۵
۱۰.۷۹**	-۰.۰۷	۳۶۹۹	-۷۳.۹۰**	۸.۹۴**	۲۹۱۵	۹.۰۲**	-۱.۱۳**	۲۴۱۱	-۸.۹۶**	۱.۱۵**	۱۵۴۶
-۰.۹۹**	۱.۰۸**	۳۷۲۰	-۳۹.۸۹**	۲.۳۱	۲۹۱۹	-۱۶.۳۴**	۹.۱۱**	۲۴۱۲	-۱.۹۶**	۱.۹۸**	۱۵۴۷
ضرایب مشترک تخمینی در معادله عرضه			۰.۱۱	۰.۰۸	۲۹۲۱	-۰.۷۱**	۰.۴۰**	۲۴۱۳	-۲۰.۳۱**	۲.۶۲**	۱۵۴۸
			-۴.۰۷۶**	۰.۷۰۳**	۲۹۲۲	-۱۹.۵۵**	۸.۸۷**	۲۴۲۱	-۴.۸۰**	۱.۹۳**	۱۵۵۱

$a_{ij} = -1.96E-10^*$	$a_{kk} = -4.74E-5^{**}$	۲.۱۷۰	-۲.۲۳۳ **	۲۹۲۳	۸۶.۵۵ **	-۲.۵۲**	۲۴۲۲	-۱.۲۷**	۱۶۶۴**	۱۵۵۳
		-۶.۰۶ **	۳.۸۶. **	۲۹۲۴	۸۵.۶۲	۷.۹۵	۲۴۲۳	۲۳۲.۰۷۲**	-۲۷.۰۳۶	۱۵۵۵
$a_{mm} = 4.87E-12^*$	$a_{ik} = 2.33E-7^{**}$	-۶۴.۸۷ **	۷.۷۵ **	۲۹۲۵	-۵.۰۵ **	۱.۰۱**	۲۴۲۴	-۰.۷۷**	۰.۶۱**	۱۵۵۶
		۱.۶۳۹ **	-۱.۰۳۲ **	۲۹۲۶	-۱۸.۸۳ **	۱.۷۷**	۲۴۲۹	-۱.۱۱**	۲.۱۷**	۱۶۰۰
$a_{im} = 3.41E-11^*$	$a_{km} = -6.13E-8^*$	-۲۰.۰۱ **	۴.۳۳ **	۲۹۲۹	-۰.۰۳ **	۰.۰۶**	۲۴۳۰	-۱۹۹۱۳.۸**	۳۰.۱۵**	۱۷۱۱
		-۸۴.۸۴ **	۷.۵۹ **	۲۹۳۰	-۴۵.۰۲ **	۱۴.۵۸**	۲۵۱۱	-۳۶.۱۳**	۱۴.۹۳**	۱۷۱۲
$B_j = -1.11E-24^*$	$B_k = -1.25E-18^*$	-۵.۲۲ **	۱.۵۴ **	۳۰۰۰	۱۶۳.۵۱**	-۹.۸۲**	۲۵۱۹	-۳۰.۳۱**	۴.۴۹**	۱۷۲۱
		۱۸.۴۸۲ **	-۵.۳۸۰ **	۳۱۱۰	۶۴۸.۵۲**	-۷.۷۴**	۲۵۲۰	۴.۹۱**	-۱.۶۵**	۱۷۲۳
$B_m = 2.18E-24^{**}$	$AR(1) = 0.1252^{**}$	-۵.۵۹ **	۱.۷۵ **	۳۱۲۰	۰.۱۶	۰.۰۱	۲۶۱۱	-۰.۰۶	۰.۱۳**	۱۷۲۴
		-۴۱.۸۲ **	۷.۲۹ **	۳۱۳۰	-۵.۱۹**	۰.۹۲**	۲۶۱۲	-۴.۱۴**	۴.۹۹**	۱۷۲۵
گزارش آمارهای تشخیصی		۲.۲۵ **	-۰.۵۷ **	۳۱۴۰	-۲۰۰.۷۶**	۲۱.۹۹**	۲۶۹۱	-۶۹۴.۸۵**	۲۱.۵۳**	۱۷۲۶
		۱.۹۹ **	۰.۰۰۱	۳۱۵۰	-۰.۱۸**	۰.۱۲**	۲۶۹۲	-۱۵.۷۴**	۴.۹۴**	۱۷۲۹
$R^2 = 0.9043$	$\bar{R}^2 = 0.8796$	۱.۶۵ **	-۰.۲۷ **	۳۱۹۰	۲۰۰.۴۸۰	-۲۳.۵۳**	۲۶۹۴	-۱۱۱.۱۶**	۱۳.۵۷**	۱۷۳۱
		-۱۲.۴۷۵ **	۴.۵۳۱ **	۳۲۱۰	-۵۰۶.۷۷**	۲۱.۸۳**	۲۶۹۵	-۷.۸۳**	۳.۷۵**	۱۷۳۲
$F = 36.9686$	$Prob(0.000)$	-۲۰.۳۰۷ **	۱۰.۲۸۶ **	۳۲۲۰	-۶۷.۰۲**	۱.۲۱**	۲۶۹۶	-۵.۷۲**	۰.۲۱**	۱۸۱۰
		-۱۱.۶۵ **	۵.۸۴ **	۳۲۳۰	-۱۰۱۴۴.۴۹ **	۱۳۹.۳**	۲۶۹۷	-۲۵.۶۲**	۳۱.۶۱**	۱۸۲۰
$D.W = 1.9968$		-۱.۱۲ **	۰.۲۶ **	۳۳۱۱	-۵.۶۷ **	۰.۲۷	۲۶۹۸	-۸.۵۸**	۰.۷۲**	۱۹۱۱
		-۴.۲۰ **	۱.۳۳ **	۳۳۱۲	-۵۲۶۵.۹۶ **	۱۱۳.۶**	۲۶۹۹	-۵.۶۶**	۲.۵۲**	۱۹۱۲
		۹.۸۸ **	-۲.۷۰	۳۳۱۳	-۲.۵۷ **	۰.۹۸**	۲۷۱۰	-۱۰۸.۳۳**	۳.۴۷	۱۹۲۰

علامت \*\* معنی داری ضرایب در سطح احتمال ۹۵٪ و علامت \* معنی داریدر سطح احتمال ۹۰٪ را نشان می‌دهد.

منبع: محاسبات جاری پژوهش

همچنین در جدول (۳) نتایج مربوط به توزیع فراوانی صنایع براساس کشش قیمتی تقاضا، پارامتر رفتاری و وابستگی تغییرات حدسی به تمرکز و در جدول (۴) فراوانی صنایع براساس شاخص لرنر و مارک آپ نشان داده شده است.

جدول ۳: توزیع فراوانی صنایع براساس کشش قیمتی تقاضا، پارامتر رفتاری، و وابستگی تغییرات حدسی به تمرکز

کشش قیمتی تقاضا			رابطه تغییرات حدسی و تمرکز			پارامتر رفتاری				
$ η  < 1$	$ η  > 1$	$ η  = 1$	مثبت و منفی دار	عدم وجود رابطه	منفی و منفی دار	$Φ < 0$		$Φ > 0$	$Φ = 0$	
						$Φ \neq -1$	$Φ = -1$			
۴۲	۸۵	۴	۹۰	۱۴	۲۷	۴۷	۱۱	۶۳	۱۰	تعداد صنایع
۳۲	۶۵	۳	۶۸	۱۱	۲۱	۳۶	۸	۴۸	۸	فراوانی نسبی صنایع
۱۰۰	۶۸	۳	۱۰۰	۳۲	۲۱	۱۰۰	۶۴	۵۶	۸	فراوانی نسبی تجمعی

منبع محاسبات جاری پژوهش

براساس نتایج به دست آمده از محاسبه تغییرات حدسی و آزمون‌های فرضیه، در ۸ درصد صنایع، بنگاه‌ها رفتار کورنویی دارند و در ۸ درصد صنایع، پارامتر رفتاری منفی و فرضیه  $Φ = -1$  پذیرفته می‌شود یعنی بنگاه‌های صنایع دارای رفتار رقابتی برتراند می‌باشند. در ۴۸ درصد صنایع، پارامتر رفتاری مثبت بوده و رفتار تبانی را از خود نشان می‌دهند و در ۳۵ درصد موارد، صنایع دارای رفتار رقابتی انحصاری می‌باشند.

همان طوری که در دو نظریه رقیب قدرت بازاری و کارایی هزینه قبلاً اشاره شد، انتظار بر این است که براساس فرضیه قدرت بازاری در صنایع با تمرکز بالا همکاری و هماهنگی بین بنگاه‌ها افزایش یافته و قدرت بازاری و سودآوری در صنایع افزایش یابد، بنابراین باید بین تغییرات حدسی و شاخص تمرکز، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود داشته باشد. همچنین براساس فرضیه کارایی هزینه چون جهت علیت معکوس است باید بین تغییرات حدسی و شاخص تمرکز یا رابطه وجود نداشته یا رابطه منفی و معنی‌دار باشد. بنابراین برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه منظم بین تمرکز و همکاری بین بنگاه‌ها آزمون معنی‌داری رابطه تغییرات حدسی و تمرکز در صنایع مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که در ۶۸ درصد صنایع براساس فرضیه قدرت بازاری، تمرکز بالا باعث سودآوری بیشتر

بنگاه‌ها و افزایش قدرت انحصاری آن‌ها می‌شود. همچنین در ۳۲ درصد صنایع با وجود رابطه منفی یا عدم رابطه بین تغییرات حدسی و تمرکز، بنگاه‌ها از مزیت هزینه‌ای برخوردار نشده و از موقعیت مسلط بهره‌مند نمی‌شوند.

جدول ۴: توزیع فراوانی صنایع براساس شاخص لرنر و مارک‌آپ

دامنه شاخص لرنر	دامنه مارک آپ	دامنه معکوس مارک آپ	تعداد صنایع	فراوانی نسبی صنایع	فراوانی تجمعی
$L < 0.01$	$\mu < 1.01$	$\beta > 0.99$	۱۷	۱۳	۱۳
$0.01 < L < 0.1$	$1.01 < \mu < 1.11$	$0.99 > \beta > 0.9$	۴۳	۳۳	۴۶
$0.1 < L < 0.5$	$1.11 < \mu < 2$	$0.9 > \beta > 0.5$	۵۲	۴۰	۸۶
$0.5 < L < 0.9$	$2 < \mu < 10$	$0.5 > \beta > 0.1$	۱۳	۱۰	۹۶
$L > 0.9$	$\mu > 10$	$\beta < 0.1$	۶	۴	۱۰۰

منبع محاسبات جاری پژوهش

براساس نتایج جدول (۴) در بین صنایع مورد بررسی، در اکثریت صنایع  $P > MC$  بوده ولی این نسبت در برخی از صنایع بالا و در برخی بسیار اندک است. به طوری که در ۱۳ درصد صنایع، شاخص لرنر و مارک‌آپ محاسبه شده به ترتیب بسیار اندک و کمتر از ۰/۰۱ و ۱/۰۱ است و معکوس مارک‌آپ نیز در این صنایع از ۰/۹۹ بالاتر می‌باشد؛ که از آن جمله می‌توان صنعت تولید رشته و ماکارونی، تولید کفش، تولید مصنوعات نجاری چوبی ساختمانی، تولید ظروف و محفظه چوبی، تولید آلات برنده و غیره اشاره نمود. در ۳۳ درصد صنایع، به ترتیب شاخص لرنر و مارک‌آپ در محدوده  $0.01 < L < 0.1$  و  $1.01 < \mu < 1.11$  قرار دارند و صناعی از قبیل تولید نشاسته و فرآورده‌های نشاسته‌ای، تولید فرآورده لبنی، دباغی و تکمیل چرم، تولید محصولات پلاستیکی بجز کفش، تولید شیشه جام و غیره در این محدوده قرار می‌گیرند. همچنین در ۵۴ درصد صنایع، شاخص لرنر و مارک‌آپ به ترتیب بیش از ۰/۱ و ۱/۱۱ است که از آن جمله می‌توان صنعت تولید مالتا و مالشعیر، تولید محصولات اولیه آهن و فولاد، تولید محصولات اساسی مسی و آلومینیومی، آماده‌سازی و آردکردن غلات و حبوبات، چای‌سازی، تولید جواهرات و کالای وابسته، تولید ابزارهای اپتیکی و تجهیزات عکاسی، جوراب‌بافی و غیره نام برد. بنابراین مقایسه نسبت‌های لرنر و مارک‌آپ در صنایع مختلف نشان می‌دهد که ۸۸/۴ درصد صنایع ایران دارای قیمت بالاتر از هزینه نهایی و قدرت انحصاری می‌باشند و بنگاه‌ها توانسته‌اند شکاف معنی‌داری بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد کنند.

ذکر این نکته ضروری است که سود بالاتر یک بنگاه لزوماً مربوط به قدرت بازاری بنگاه و حضور در یک بازار انحصاری نیست به طوری که ممکن است یک بنگاه در یک بازار رقابتی فعالیت کند ولی با برخورداری از کارایی هزینه، سود بیشتری نسبت به بقیه رقبا کسب نماید. از این رو در این قسمت از

پژوهش با مشتق‌گیری از معادله عرضه نسبت به تمرکز، اثرات تمرکز بر قیمت<sup>۱</sup> (PE) به دو مجرای مجزا (اثرات قدرت بازاری<sup>۲</sup> (MPE) و کارایی هزینه<sup>۳</sup> (CFE)) به صورت زیر تفکیک شده است:

$$PE = MPE + CFE$$

$$MPE = -\frac{(1 + \theta_0 + 2\theta_1 H\bar{H}I)}{\eta}, \quad CFE = 2\bar{Q}(\beta_1 \bar{W}l + \beta_2 \bar{R}c + \beta_3 \bar{P}m) \quad (14)$$

اثرات قدرت بازاری بیانگر آن است که اگر تمرکز افزایش یابد در نتیجه‌ی قدرت بازاری، قیمت چگونه تغییر خواهد کرد، همچنین اثرات کارایی هزینه بیان می‌کند که تغییرات کارایی هزینه در نتیجه افزایش تمرکز چه اثری بر قیمت دارد. البته این اثرات براساس مقدار متوسط متغیرها محاسبه شده است. جداول (۵) و (۶) تعداد و توزیع فراوانی صنایع براساس اثرات متقابل بین قدرت بازاری و کارایی هزینه و قیمت ستاده ناشی از تغییر تمرکز را نشان می‌دهد.

جدول ۵: تعداد صنایع و فراوانی نسبی اثر کل براساس اثرات متقابل بین قدرت بازاری با کارایی هزینه قیمت ستاده

اثرات	کارایی هزینه		قیمت ستاده		فراوانی نسبی اثرات کل	فراوانی نسبی اثرات کل (کل قیمت ستاده)
	مثبت	منفی	مثبت	منفی		
قدرت بازاری	۴۳	۵۰	۹۳	۰	۷۱	۷۱
	۲۳	۱۵	۰	۳۸	۱۰۰	۲۹

منبع: محاسبات جاری پژوهش

جدول ۶: تعداد صنایع و فراوانی نسبی اثر کل براساس اثرات متقابل بین کارایی هزینه با قدرت بازاری و قیمت ستاده

اثرات	قدرت بازاری		قیمت ستاده		فراوانی نسبی اثرات کل	فراوانی نسبی اثرات کل (کل قیمت ستاده)
	مثبت	منفی	مثبت	منفی		
کارایی هزینه	۴۳	۲۳	۴۳	۲۳	۵۰/۴	۵۰/۴
	۵۰	۱۵	۵۰	۱۵	۱۰۰	۴۹/۶

منبع: محاسبات جاری پژوهش

نتایج حاصل از تفکیک اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز نشان می‌دهد که، در بین صنایع مورد بررسی در ۳۸ صنعت اثرات تغییر تمرکز از مجرای قدرت بازاری بر قیمت ستاده منفی بوده است. دلیل آن است که این گروه صنایع اکثراً دولتی یا دارای مدیریت دولتی بوده و یا از حمایت‌های دولت برخوردار بوده‌اند. در چنین مواردی علی‌رغم تمرکز بالا به دلیل انگیزه سودآوری

1. Price Effect
2. Market power Effect
3. Cost Efficiency Effect

پایین و اتلاف منابع، اثرات قدرت بازاری منفی است. در سایر صنایع، اثرات تغییر تمرکز بر قیمت ستاده از مجرای قدرت بازاری مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

از طرفی در ۵۰/۴ درصد صنایع اثرات تمرکز، از کانال کارایی هزینه بر قیمت ستاده مثبت بوده است، که از آن جمله می‌توان صنعت عمل‌آوردن و حفاظت گوشت از فساد، عمل‌آوردن، حفاظت ماهی و فرآورده‌های ماهی از فساد، کشتار دام و طیور، تولید رشته، ماکارونی و ورمیشل، چای‌سازی، تولید قالی و قالیچه دستبافت، تولید گلیم و زیلو جاجیم دستبافت، تکمیل منسوجات، کشفافی و تریکوبافی، جوراب‌بافی، تولید کفش، تولید مصنوعات نجاری، چاپ و غیره نام برد. به عبارت دیگر در این‌گونه صنایع عدم کارایی هزینه وجود دارد و به جای تعدیل اثرات قدرت بازاری آن را تقویت و تشدید می‌کند. البته دلیل آن می‌تواند عدم‌برخورداری از صرفه‌های مقیاس باشد ولی در سایر موارد، اثرات کارایی هزینه منفی و معنی‌دار است. به هر حال در بین صنایع مورد بررسی در ۵۰ صنعت به طور همزمان اثرات کارایی هزینه منفی و اثرات قدرت بازاری مثبت می‌باشند.

به طور کلی در ۲۹ درصد صنایع کد چهاررقمی ISIC، اثرات تغییر تمرکز بر قیمت ستاده منفی و معنی‌دار و در ۷۱ درصد موارد این اثر مثبت و معنی‌دار است. بنابراین در اکثریت صنایع رابطه مثبت بین تغییر در تمرکز و تغییر در قیمت ستاده وجود دارد. این می‌تواند بیانگر آن باشد که در بیشتر صنایع ایران اثرات قدرت بازاری بر کارایی هزینه غلبه دارد و با افزایش قیمت ستاده رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. در جدول (۷) اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز بر قیمت، کشش قیمتی تقاضا، شاخص لرنر و مارک‌آپ در صنایع با سطح تمرکز بسیار بالا نشان داده شده است.









اثرات قیمت PE ستاده	اثرات کارایی CFE هزینه	اثرات قدرت بازاری MPE	کشش قیمتی تقاضا	مارک آپ	شاخص لرنر	شاخص HHI	شاخص CR4	نام صنعت	ISIC کد
۰.۳۴۵۱	-۰.۰۰۰۶۶۶۳۲	۰.۲۵۱۸	-۰.۱۱۷	۱.۱۸۰	۰.۱۵۲	۰.۳۴۵	۰.۸۱۹	تولید محصولات سرامیکی نسوز عایق حرارت	۲۶۹۲
۰.۳۷۰۱	-۰.۰۰۰۰۰۰۱۲	۰.۳۷۰۱	-۱.۱۱۸	۱.۷۹۵	۰.۴۴۳	۰.۲۹۴	۰.۷۹۲	اره‌کشی و رنده‌کاری چوب	۲۰۱۰

منبع: محاسبات جاری پژوهش

همان‌طوری که از جدول فوق مشخص است؛ در اکثر صنایع با تمرکز بالا، شاخص لرنر و مارک‌آپ نیز بالا بوده است و ارتباط مثبتی میان تمرکز و مارک‌آپ در اکثر صنایع ایران وجود دارد. همچنین در بین صنایع با تمرکز بسیار بالا، صنایع تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن، تولید محصولات از توتون و تنباکو، تولید و تعمیر کشتی، تولید فرستنده‌های تلویزیونی و رادیویی و دستگاه‌های مخصوص دارای بالاترین شاخص لرنر و مارک‌آپ بوده و شرایط تقریباً انحصاری را نشان می‌دهند. از طرفی اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز نشان می‌دهد که در صنعت تولید محصولات از توتون و تنباکو - سیگار اثر قدرت بازاری MPE با علامت مثبت و اثر کارایی هزینه CFE با علامت منفی ظاهر می‌شوند. بنابراین در صورت افزایش تمرکز سطح قیمت از طریق MPE افزایش و از طریق CFE کاهش می‌یابد؛ از این‌رو بنگاه‌های این صنعت از طریق قدرت بازاری مارک‌آپ بیشتری کسب می‌کنند. همچنین در صنعتی مانند بازیافت ضایعات و خرده‌های غیرفلزی هر دو اثرات قدرت بازاری MPE و کارایی هزینه CFE مثبت بوده و اثرات کارایی هزینه به‌جای تعدیل اثرات قدرت بازاری آن‌را تشدید و تقویت می‌کند. بنابراین اثرات کل ناشی از تغییر تمرکز مثبت می‌شود و سطح قیمت ستاده را افزایش و رفاه جامعه را کاهش می‌دهد.

### نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه در صنایع با سهم بازاری بالا بخش قابل توجهی از بازار در اختیار تعداد محدودی بنگاه قرار دارد، شرایط برای همکاری و هماهنگی بنگاه‌ها با یکدیگر فراهم شده و بنگاه‌های فعال در این صنعت بویژه بنگاه‌های برتر و پیشرو متمایل به همکاری و ایجاد ائتلاف با یکدیگرند که پیامد آن

می‌تواند قدرت بازاری بیشتر و افزایش انحصار در بازار باشد. از این‌رو در این پژوهش با الهام از مطالعه آزام، لویز و لارن اسپانا (۲۰۰۲) تغییرات حدسی، اثرات قدرت بازاری، کارایی هزینه‌ای و قیمت ستاده ناشی از تغییرات تمرکز و میزان مارک‌آپ برای دستیابی به شناخت صحیح در زمینه رقابت و انحصار در صنایع کارخانه‌های ایران محاسبه شده است. نتایج حاصل از پژوهش با استناد به تغییرات حدسی و شاخص لرنر محاسبه شده، طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴، نشان می‌دهد که در ۹۱ درصد صنایع، بنگاه‌ها به همکاری و هماهنگی با یکدیگر می‌پردازند و در ۸۸/۴ درصد صنایع بنگاه‌ها دارای  $P > MC$  بوده و توانایی لازم برای تعیین قیمت بالاتر از هزینه نهایی و کسب مارک‌آپ فراوان دارند.

از طرفی نتایج مربوط به بررسی رابطه تغییرات حدسی و تمرکز نشان می‌دهد که در ۶۸ درصد صنایع براساس فرضیه قدرت بازاری، تمرکز بالا باعث سودآوری بیشتر بنگاه‌ها و انحصاری شدن آن‌ها می‌شود. دلیل آن‌است که بنگاه‌ها در این صنایع دارای سهم بازار فروش بالا بوده و از شاخص تمرکز نسبتاً بالایی برخوردار می‌باشند. بنابراین شرایط برای همکاری و هماهنگی بین بنگاه‌ها فراهم شده و بنابر نظریه قدرت بازاری تمرکز بیشتر باعث تغییرات حدسی بالاتر می‌شود. در ۳۲ درصد صنایع هرچند بین تغییرات حدسی و تمرکز رابطه‌ای وجود نداشته یا رابطه موردنظر منفی است، اما به‌دلیل اینکه در این گروه از صنایع بنگاه‌ها از مزیت هزینه‌ای برخوردار نشده و از موقعیت مسلط بهره‌مند نمی‌شوند.

با توجه به اینکه ساختار بازار و نحوه رفتار بنگاه‌ها عملکرد بازاری بنگاه‌ها و در نهایت عملکرد کل بازار و صنعت را شکل می‌دهد از این‌رو قیمت به‌عنوان یکی از جنبه‌های عملکرد بازاری بنگاه‌ها، با افزایش تمرکز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. البته تغییرات قیمت و عملکرد انحصاری بنگاه‌ها از دو کانال مجزای قدرت بازاری و کارایی هزینه صورت می‌گیرد. مجرای قدرت بازاری بیان می‌کند که با افزایش تمرکز و فراهم شدن شرایط برای همکاری و ائتلاف بین بنگاه‌ها قدرت بازاری افزایش می‌یابد و قیمت به‌عنوان یکی از جنبه‌های عملکرد بازار تحت تأثیر قرار می‌گیرد. مجرای کارایی هزینه بیان می‌کند که اگر تمرکز در یک بازار بالا باشد بنگاه‌هایی که قادر به کاهش هزینه هستند از کارایی بالاتری برخوردار بوده و از این‌رو در موقعیت انحصاری قرار می‌گیرند. از این‌رو انتظار بر این‌است که اثر قدرت بازاری بر قیمت مثبت و معنی‌دار و اثرات هزینه بر قیمت منفی و معنی‌دار باشد. نتایج حاصل از تفکیک اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه ناشی از تغییر تمرکز نشان می‌دهد که در بین صنایع مورد بررسی در ۹۳ صنعت اثرات تغییر تمرکز از کانال قدرت بازاری مثبت و مطابق انتظار است ولی در ۳۸ صنعت اثرات تغییر تمرکز از کانال قدرت بازاری منفی بوده است، دلیل آن‌است که صنایع اکثراً یا دولتی یا دارای مدیریت دولتی بوده و یا از حمایت‌های دولت بهره‌مند بوده‌اند. از این‌رو با وجود افزایش تمرکز به‌دلیل انگیزه پایین مدیران برای افزایش سودآوری و عدم کارایی درونی،

سودآوری پایین است. همچنین در ۵۰/۴ درصد صنایع اثرات تمرکز از کانال کارایی مثبت بوده، به عبارت دیگر با افزایش تمرکز هزینه‌های بنگاه افزایش می‌یابد. یعنی بنگاه‌ها در این گونه صنایع از کارایی لازم برای کاهش هزینه‌ها برخوردار نبوده و بجای تعدیل اثرات قدرت بازاری آنرا تقویت و تشدید می‌کنند. البته این وضعیت به دلیل عدم برخورداری از صرفه‌های مقیاس در این گروه از صنایع است ولی در سایر صنایع اثرات کارایی هزینه منفی و معنی‌دار بوده، یعنی بنگاه‌ها در صنعت از کارایی لازم برای کاهش هزینه‌ها برخوردار می‌باشند. از این رو با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهادهای زیر ارائه می‌شوند:

شورای رقابت با کنترل صناعی که بالاترین قدرت بازاری دارند، مانع اتخاذ مارک‌آپ بیشتر در این صنایع شود و توجه به متغیرهای ساختاری و رفتاری در صنایع با قدرت انحصاری بالا توسط این نهاد توصیه می‌شود.

شورای رقابت با کنترل صناعی که از بالاترین مقدار پارامتر تبانی برخوردار می‌باشند، مانع اتخاذ الگوی سیاستی یکسان و توافق ضمنی یا آشکار قیمت و مقدار در این بازارها شود.

با توجه به اینکه بنگاه‌های با کارایی برتر پتانسیل‌های لازم برای کاهش هزینه تولید، افزایش بهره‌وری تولید، افزایش رقابت‌پذیری از طریق ایجاد مزیت نسبی در تولید کالا و توسعه صادرات را دارند؛ پیشنهاد می‌شود که شورای رقابت با شناسایی صنایع با کارایی برتر، نسبت به تدوین قوانین و سیاست‌های رقابتی مشوقانه (با تأکید بر حذف موانع ورود مصنوعی) اقدام نماید تا زمینه برای رسیدن به اهداف رشد و توسعه اقتصادی و رقابت‌پذیری در صنایع کشور فراهم شود.

شورای رقابت با کنترل صناعی که سطح قیمت در آن‌ها از دو مجرای قدرت بازاری و عدم کارایی هزینه به‌طور همزمان افزایش یافته است، مانع افزایش بیشتر قیمت ستاده در بازار و کاهش رفاه عمومی جامعه شود.

## منابع

- احمدیان، مجید و متفکرآزاد، محمدعلی (۱۳۸۴)؛ «بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه سود در دو بازار انحصار چندگانه فروش کالای فرآوری شده و نهاده اصلی تولیدی»، فصلنامه جستارهای اقتصادی، شماره ۴: ۳۰-۱۱.
- پژویان، جمشید؛ خداداد کاشی، فرهاد و شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۹۰)؛ «ارزیابی ناپارامتریک شکاف بین قیمت و هزینه‌ی نهایی در صنایع ایران در قالب یک مدل کورنوبی»، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۸، شماره ۲: ۹۵-۱۲۱.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۷۷)؛ ساختار و عملکرد بازار: نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت ایران، ناشر: موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، چاپ اول.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۷۹)؛ ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران، ناشر: موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، چاپ اول.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۹)؛ اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)، ناشر: سازمان مطالعات و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، تهران، چاپ اول.
- شهیکی تاش، محمدنبی و اتباعی، فرامرز (۱۳۹۱)؛ «تاثیر رقابت خارجی بر شدت رقابت و مارک آپ در بازارهای صنعتی ایران»، فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران، سال اول، شماره ۳: ۲۷-۵۵.
- شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۹۲)؛ «سنجش قدرت بازاری صنایع کارخانه‌ای ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۸، شماره ۲: ۴۳-۶۴.
- شهیکی تاش، محمدنبی و حاجتی، حمید (۱۳۹۲)؛ «سنجش کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در صنایع منتخب ایران»، فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران، سال دوم، شماره ۶: ۸۵-۱۰۳.
- شهیکی تاش، محمدنبی و نوروزی، علی (۱۳۹۳)؛ «بررسی ساختار بازار صنایع کارخانه‌ای ایران براساس مدل‌های ساختاری و غیر ساختاری»، فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران، سال سوم، شماره ۱۱: ۴۹-۷۹.
- مرکز آمار ایران، طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۶.
- مرکز آمار ایران، گزارش‌های نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۰، ناشر: دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری‌های بین‌الملل، تهران، چاپ اول.
- Appelbaum, E. (1979); "Testing price taking behavior", *Journal of Econometric*, Vol. 9, Issue.3: 283-294.
- Appelbaum, E. (1982); "The estimation of the degree of oligopoly power", *Journal of Econometric*, Vol. 19, Issues.2-3: 287-299.
- Azzam, A. (1997); "Measuring market power and cost efficiency effect of industrial concentration", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 45, No. 4: 377-386.
- Baltagi, B. H. (2005); "Econometric analysis of panel data", Third edition, John Wiley & Sons, Ltd.

- Boone, J. (2008); "A New Way of Measuring Competition", The Economic Journal, Vol. 118, Issue.531: 1245-1261.
- Bresnahan, T. F. (1989); "Empirical studies concept of industries with market power", in: Schmalensee, R. and Wiling, R. (Eds.), Handbook of industrial Organization, Vol. 2: 1011-1057.
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W. and Lau, L. J. (1970); "Conjugate duality and transcendental logarithmic production function", Econometrica, Vol.39, No.2: 225-256.
- Chung, C. and Tostao, E. (2012); "Effects of horizontal consolidation under bilateral imperfect competition between processors and retailers", Applied Economics, Vol. 44, No. 26: 3379-3389.
- Demsetz, H. (1973); "Industry structure, market power rivalry, and public policy", Journal of law and Economics, Vol. 16, No.1: 1-10.
- Diewert, W. E. and Wales T. J. (1987); "Flexible functional forms and global curvature conditions", Econometrica, Vol. 55, No.1: 43-68
- Gorman, W. M. (1956); "Separable utility and aggregation", Econometrica, Vol.27, No.3: 469-481.
- Gorman, W. M. (1961); "on a class of preference field", Metroeconomica, Vol.13, No.2: 53-56.
- Iwata, G. (1974); "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly", Econometrica, Vol. 42, No.5: 947-966.
- Khodadad, K. F., Ahmadian, M., Ranjbar, M. R., Zibaei, M. and Ebrahimi, M. (2012); "Evaluating the market power in the automotive and textile industries of Iran", Archive Des science, Vol. 65, No.7: 47-59.
- Lopez, R., Azzam, A. and Liron-Espana, C. (2002); "Market power and/or efficiency a structural approach", Review of Industrial Organisation, Vol. 20, No.2: 115-126.
- Lopez, R. A. and Liron-Espana, C. (2007); "price and cost imperfect of concentration in food manufacturing revisited", Journal of Agribusiness, Vol.23, No.1: 41-55.
- Mahathanaseth, I. and Tauer, L. W. (2012); "Market power versus cost efficiency in Thailand's banking sector in the post crisis period (1998-2011)", Journal of Asian Economics, Vol. 23, Issue.5: 499-506.
- Martin, S. (1988); "Market power and/or efficiency", The Review of Economics and Statistics, Vol. 79, No. 2: 331-335.
- Manthos, D. and Tsionas, E. G. (2009); "The joint estimation of bank level market power and efficiency", Journal of Banking and Finance, Vol. 33, Issue.10, pp.1842-1850.
- Mello, M. and Brandao, A. (1999); "Measuring the market power of the Portuguese milk industry", International Journal of the Economics of Business, Vol. 6, No. 2: 209-222.
- Perloff, J. M., Karp, L. S. and Golan, A. (2007); "Estimating market power and strategies", Cambridge university press, New York.
- Rogers, R. P. (1989); "The measurement of conjectural variations in an oligopoly industry", Review of Industrial Organization, Vol. 4, No.1: 39-44.

- Rosenbaum, D. I. (1994); "*Efficiency v, Collusion: Evidence cast in cement*", Review of Industrial Organization, Vol. 9, No. 4: 379-392.
- Sckokai, P., Soregaroli, C. and Moro, D. (2013); "*Estimating Market Power by Retailers in a Dynamic Framework: the Italian PDO Cheese Market*", Journal of Agricultural Economics, Vol. 64, No.1: 33-53.
- Shahikitash, M. N. and Hodjaty, H. (2013); "*Estimating the conjectural variation and market power in selected industries*", Economics, Vol.2, No.1: 1-6.
- Williamson, O. E. (1968); "*Economics As An Antitrust Defence: The Welfare Tradeoffs*", The American Economic Review, Vol. 58, No. 1: 18-36.