

ارزیابی ساختار بازار صنایع غذایی و آشامیدنی: رویکرد پارامتریک و غیرپارامتریک

سمانه نورانی آزاد^۱، مرضیه اسحق‌گرگی^{۲*}، سمیه شاطری^۳

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

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

دریافت ۹۴/۵/۳ پذیرش ۹۵/۳/۲۰

Evaluation the Structure of Iran's Food and Beverage Industry: Parametric and Nonparametric Approaches

Samaneh Norani Azad¹, Marziyeh EshaghiGorji^{2*}, Somayeh Shateri³

1. Assistant professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.

2. M. A. of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.

3. M. A. of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.

Received: 25/ July /2015

Accepted: 9/June/2016

Abstract

The main aim of this article is to evaluate market structure dominant in food and beverage industry by using the non-structural Panzar-Rosse approach and non-parametric Herfindahl indicators and concentration ratio of four superior firms. For this purpose, the data of 22 active industries of the four-digit ISIC code were used in Iranian food and beverage production over the years 1995-2007. Also in this research, according to the panel data, income and return equations based on Panzar-Rosse approach has been estimated using least square dummy variables (LSDV) method. The results obtained from the Panzar-Rosse approach indicated that Iranian food and beverage industry had a competitive structure and it is far from monopoly structure. In addition, results obtained from the Herfindahl indicators and concentration ratio of four superior firms showed that the concentration ratio of food and beverage industry was reduced during the mentioned years and more than half of the active classes of this industry were working in a competitive environment. The most competitive of food and beverage industry's classes are: "slaughtering of livestock and poultry" (code 1515), "bakery" (code 1545), while the most concentrated of its classes are: "manufacture of Malta and [non-alcoholic] beer" (code 1553), "tea maker" (code 1547).

Key Words: Competition, Market power, Concentration, H-statistic.

JEL: L1, L66.

چکیده

هدف اصلی این مقاله، ارزیابی ساختار بازار حاکم بر بخش صنعت مواد غذایی و آشامیدنی با استفاده از رویکرد غیرساختاری پانزار-راس و شاخص‌های غیرپارامتریک هرfindahl و نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر است. بدین منظور از داده‌های ۲۲ صنعت فعال کد چهاررقمی ISIC در تولید مواد غذایی و آشامیدنی ایران در سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۶ استفاده شده است. همچنین در این تحقیق، با توجه به داده‌های پنل، معادلات درآمد و بازدهی در رویکرد پانزار-راس به روش حداقل مربعات معمولی با اثرات ثابت (LSDV) برآورد شده است. نتایج پژوهش با استفاده از رویکرد پانزار-راس دلالت بر آن دارد که بازار صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران رقابتی و دور از انحصار است. علاوه بر این، نتایج شاخص‌های هرfindahl - هیرشمن و نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر مؤید آن است که تمرکز در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی طی سال‌های مذکور کاهش یافته و بیش از نیمی از صنایع فعال در این صنعت در فضای رقابتی فعالیت می‌کنند. رقابتی‌ترین صنایع در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی عبارتند از صنعت «کشتار دام و طیور» کد (۱۵۱۵) و صنعت «نانوایی» کد (۱۵۴۵)، در حالی که متمرکزترین صنایع فعال در آن، صنعت «تولید مالتا و ماء‌الشعیر» کد (۱۵۵۳) و صنعت «چای‌سازی» کد (۱۵۴۷) می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: رقابت، قدرت بازاری، تمرکز، آماره H.

طبقه‌بندی JEL: L66, L1.

*Corresponding Author: Marziyeh Eshaghi Gorji
E-mail: marziyeheshaghi.gorji@gmail.com

*نویسنده مسئول: مرضیه اسحق‌گرگی

۱. مقدمه

صنعت تولید و فرآوری مواد غذایی یکی از مهم‌ترین زیربخش‌های صنعتی و جزو صنایع نسل اول ایجاد شده در ایران است. این صنایع از گروه مصرفی کم‌دوام بوده که بیش از ۹۳٪ آن متعلق به بخش خصوصی است. از طرفی این صنعت حدود ۹٪ درصد ارزش تولید و ۱۸/۷۷ درصد ارزش افزوده کل بخش صنعت را به خود اختصاص داده که با توجه به مزیت نسبی کشور ارزش افزوده این بخش در مقایسه با سایر بخش‌ها بیشتر است. همچنین بررسی‌های تکمیلی نشان می‌دهد که از تعداد ۱۴۶۹۷ کارگاه صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، صنعت تولید و فرآوری مواد غذایی حدود ۷/۴۵ درصد از تعداد کارگاه‌ها را به خود اختصاص داده و در بین صنایع کشور رتبه دوم را داشته است؛ همچنین از ۱۲۷۹۵۷۷ نفر شاغلان بخش صنعت این بخش با ۱۶/۷۷ درصد اشتغال، رتبه اول را کسب نموده است. به لحاظ ارزش سرمایه‌گذاری نیز می‌توان گفت که از مجموع ۱۱۲۸۱۱ میلیارد ریال سرمایه‌گذاری انجام شده در بخش صنعت این زیربخش با ۱۳۴۸۹/۶ میلیارد ریال (۱۱/۹۶ درصد) مقام سوم را در بین صنایع کشور به خود اختصاص داده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۲). در واقع مجموع ارقام فوق مؤید اهمیت استراتژیک این صنعت در تأمین نیاز مصرفی خانوارها و زنجیره مواد غذایی کشور است. از این رو، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران با توجه به چالش‌های متعدد اقتصادی کشور مانند: اقتصاد دولتی ایران، پایین بودن بهره‌وری عوامل تولید، وابستگی اقتصاد کشور به نفت و استفاده نامناسب و ناکارا از منابع و امکانات کشور و غیره در برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، سیاست‌های کلی ۴۴ قانون اساسی و بحث اقتصاد مقاومتی که از سوی مقام معظم رهبری ابلاغ شده است به رقابتی شدن بازارها و حذف انحصار به منظور عملکرد مناسب اقتصاد و تأمین رفاه اقتصادی و اجتماعی تأکید بسیار دارند؛ البته انجام این کار مستلزم پایش دائمی بازارهاست تا تشخیص داده شود که در کدام بازارها نیروهای رقابتی و انحصاری فعال هستند. از طرفی، بررسی اجمالی وضعیت اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در شرایط فعلی کشور ما، توسعه رقابت و رفع انحصار در زیر بخش‌های صنعتی کشور به‌ویژه صنایع تولید و فرآوری مواد غذایی می‌تواند در دستیابی

به اهدافی مانند اشتغال بالا، کاهش قیمت و هزینه تمام‌شده کالا، استفاده کارا از منابع و امکانات تولیدی، افزایش رفاه اقتصادی و اجتماعی و ایجاد زمینه برای حضور پررنگ‌تر در عرصه جهانی نقش اساسی ایفا نماید. بنابراین، امروزه پژوهشگران و اقتصاددانان در جهت تحقق اهداف اقتصاد مقاومتی، اجرای قانون سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی و قانون برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی با استفاده از رویکردهای مختلف سعی در تحلیل ساختار بازار و بررسی ویژگی‌های رقابت و انحصار در یک صنعت خاص دارند زیرا با دستیابی به شناخت صحیح هر صنعت، امکان سازمان‌دهی بازار و تدوین سیاست‌های رقابتی و ضد انحصاری مناسب برای آن‌ها فراهم است. از سوی دیگر، واقعیت‌های مشهود در اقتصاد ایران مؤید آن است که علی‌رغم وجود انحصار در اکثر بخش‌های صنعتی ایران بخش تولید و فرآوری مواد غذایی به رقابت نزدیک‌تر است. برای کنترل این ادعا تصمیم بر این شد با استفاده از روش‌های پارامتریک و غیرپارامتریک این موضوع بررسی شود. بنابراین، تحقیق حاضر درصدد است با بهره‌گیری از روش غیرساختاری پانزار-راس (۱۹۷۹)^۱ و شاخص‌های غیرپارامتریک^۲ هرfindahl - هیرشمن (۱۹۵۹) (HHI)^۳ و نسبت تمرکز چهار بنگاه (CR4)^۴، ضمن اندازه‌گیری میزان رقابت^۵ و انحصار^۶ در صنعت تولید و فرآوری مواد غذایی ایران به این سؤالات پاسخ دهد که ساختار بازار صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران چگونه است؟ و نسبت تمرکز در این صنعت طی سال‌های مورد بررسی چه تغییراتی داشته است؟ بدین منظور از داده‌های ۲۲ صنعت فعال در تولید مواد غذایی و آشامیدنی ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۴ جهت تخمین و برآورد مدل استفاده شده است. در راستای نیل به این اهداف مقاله در پنج بخش به صورت زیر تدوین شده است. پس از مقدمه، بخش دوم به مبانی نظری در خصوص اندازه‌گیری قدرت بازاری اختصاص یافته است. در بخش سوم مطالعات پیشین در حوزه رقابت و انحصار ارائه شده و در بخش چهارم این پژوهش، ساختار الگو به‌طور مشخص نحوه محاسبه الگوی پانزار-راس،

1. Panzar- Rosse

2. Non-parametric

3. Herfindahl - Hirschman Index

4. Four firm concentration ratio

5. Competition

6. Monopoly

شایان ذکر است که می‌توان بازارها را با استفاده از این شاخص به بازارهای رقابتی با مقدار تمرکز کمتر از ۰/۰۱، الیگوپولی سست و رقابت انحصاری که تمرکز آن‌ها بین $0/18 < HHI < 0/01$ قرار دارد و بالاخره الیگوپولی سخت و انحصاری با تمرکز بالاتر از ۰/۱۸ تقسیم‌بندی نمود (خدادادکاشی ۱۳۷۹). البته ادبیات تجربی اندازه‌گیری رقابت نشان داده است که تمرکز یک مقیاس ضعیفی از رقابت است (شافر^۶، ۲۰۰۲، ۱۹۹۳)، شافر و دیسالو^۷ (۱۹۹۴)، کلنز و لوین^۸ (۲۰۰۴)). بنابراین روش دیگری که به روش پارامتریک موسوم است، ارائه گردید.

در این روش، معمولاً برای قضاوت راجع به قدرت انحصاری اعمال‌شده در صنعت یا بازار از مدل‌های اقتصادسنجی به همراه نظریه انحصار چندجانبه استفاده می‌شود. البته در روش پارامتریک تحلیل ساختار بازار و اندازه‌گیری قدرت انحصاری در قالب دو رویکرد ساختاری و غیرساختاری^۹ صورت می‌گیرد به طوری که در رویکرد ساختاری اندازه‌گیری میزان رقابت مشتمل بر روش‌های مختلفی می‌باشد که از آن جمله می‌توان به روش ساختار- رفتار- عملکرد^{۱۰} (SCP)، فرضیه ساختار کارا^{۱۱} (ESH) و تعدادی از روش‌های مرسوم که ریشه در نظریه سازمان صنعتی دارند اشاره نمود.

الگوی (SCP) بر این عقیده استوار است که تمرکز بالا علت وجودی ائتلاف و همکاری بین بنگاه‌های بزرگ می‌باشد، اما فرضیه کارایی این عقیده را ترویج می‌دهد که کارایی بنگاه‌های بزرگ موجب تسلط آن‌ها بر بازار و متمرکزتر شدن بازار می‌شود (استورک و ریگوا، ۲۰۱۱)^{۱۲}.

از طرفی در مقابل مدل‌های سنتی فوق، رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید^{۱۳} (NEIO) که به‌عنوان رویکرد غیرساختاری شناخته می‌شود؛ شکل گرفته است که علت بروز انحصار را به عواملی غیر از ساختار و عملکرد بازار نسبت می‌دهد. در این رویکرد که جنبه‌های رفتاری و عکس‌العمل استراتژیکی بنگاه‌ها مورد تأکید و توجه است معمولاً قدرت

شاخص‌های تمرکز هرفیندال - هیرشمن و نسبت تمرکز چهار بنگاه تشریح و سپس به برآورد اقتصادسنجی مدل و تجزیه تحلیل داده‌ها اختصاص داده شده است و در نهایت در بخش پایانی جمع‌بندی و توصیه سیاستی بیان خواهد شد.

۲. مبانی نظری

بحث ارزیابی رقابت و تحلیل قدرت بازاری^۱ یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصادصنعتی است که توجه اقتصاددانان و پژوهشگران بسیاری را به خود جلب کرده است. به طوری که از بعد نظری و تجربی تحلیل ساختار بازار و اندازه‌گیری قدرت انحصاری در قالب دو رویکرد پارامتریک^۲ و غیرپارامتریک صورت می‌گیرد.

در روش غیرپارامتریک که معمولاً از شاخص‌های مختلف مثل نسبت تمرکز چند بنگاه برتر (CR_n) ^۳، شاخص هرفیندال - هیرشمن (HHI)، شاخص آنتروپی یا شاخص واریانس اندازه لگاریتمی بنگاهی یک بازار استفاده می‌شود، می‌توان در مورد شرایط بازار از حیث رقابت و انحصار قضاوت نمود.

در بین شاخص‌های ذکرشده بالا در اکثریت کارهای تجربی به‌طور گسترده از شاخص‌های نسبت تمرکز چند بنگاه برتر استفاده می‌شود. مهم‌ترین مزیت شاخص تمرکز چند بنگاه برتر سادگی و سهولت محاسبه آن است. همچنین شاخص هرفیندال - هیرشمن به‌منظور رفع نقایص شاخص نسبت تمرکز چند بنگاه برتر، توسط اریس هرفیندال^۴ (۱۹۵۹) معرفی گردید.

ساختار این شاخص به نحوی است که در محاسبه این شاخص از تمامی اطلاعات موجود در صنعت استفاده می‌شود. این شاخص از مجموع سهم بازاری تمامی بنگاه‌های صنعت به دست می‌آید. از طرفی با استفاده از مقادیر عددی این شاخص‌های تمرکز که بین دو حد مرزی با مقدار صفر و یک قرار دارد می‌توان در مورد ساختار بازار تصمیم‌گیری کرد. به طوری که مقادیر نزدیک به یک این شاخص‌ها بیانگر وضعیت انحصاری و مقدار نزدیک به حد پایین و صفر، گواه وضعیت رقابتی در بازار می‌باشد (شوکل و تامپی، ۲۰۱۱)^۵.

6. Shaffer

7. Shaffer and DiSalvo

8. Claessens and Laeven

7. Structural and Non-Structural Approaches

8. Structure- Conduct- Performance

9. Efficiency Structure Hypothesis

12. Stavarek and Repkova

13. New Empirical Industrial Organization

1. Market Power

2. Parametric

3. N firm concentration ratio

4. Orris Herfindahel

5. Shukla and Thamphy

آماره H در معادله نرخ بازدهی نسبت به تعادل و عدم تعادل بلندمدت بنگاه‌ها تصمیم‌گیری نماید. وی بیان نمود که مقدار صفر این آماره تعادل بلندمدت بنگاه‌ها را نشان می‌دهد و در غیر این صورت بیانگر عدم تعادل بنگاه‌ها است. (آجی سافی و آکینلو، ۲۰۱۳)^۹

۳. پیشینه تحقیق

خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به مقایسه تطبیقی قدرت بازاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایرانبا توجه به دو رویکرد غیرساختاری برسنهان لئو و پانزار-راس در طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۴ پرداختند. آن‌ها برای تخمین معادلات در مدل برسنهان لئو، از داده‌های پنل به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS) و روش اثرات ثابت (LSDV) در مدل پانزار-راس استفاده نمودند. نتایج پژوهش بر اساس مدل برسنهان لئو نشان می‌دهد که در صنعت لاستیک و پلاستیک بنگاه‌ها به تبانی با یکدیگر می‌پردازند و با توجه به ضریب تغییرات حدسی به دست آمده $\theta = 0/82$ ساختار بازاری حاکم بر آن نیز رقابت ناقص است، از طرفی مجموع کشش درآمدی بنگاه‌ها نسبت به قیمت نهاده‌ها در مدل پانزار-راس نیز $H = 0/81$ به دست آمده که نشان‌دهنده این است که بنگاه‌های این صنعت در شرایط رقابت انحصاری قرار دارند.

صدرایی جواهری و هادی‌زادگان (۱۳۹۳) قدرت بازاری و کارایی فنی در صنعت داروسازی ایران را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در این تحقیق از داده‌های ۲۳ بنگاه تولیدکننده دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰ استفاده کردند. برای محاسبه قدرت بازاری از روش تحلیل پوششی داده‌ها و اندازه‌گیری شاخص تمرکز CR4 استفاده شده است. با توجه به اینکه شاخص تمرکز چهار بنگاه برتر مثبت و معنی‌دار شده است و از طرفی به دلیل اینکه شاخص‌های تمرکز و حداقل مقیاس بهینه تولید اثر مثبت و معناداری را نسبت به نرخ سودآوری نشان دادند، نظریه قدرت بازار برای صنعت داروسازی ایران تأیید می‌شود. برای مثال بنگاه داروسازی تهران در سال ۱۳۸۴ با شاخص تمرکز ۰/۴۴ و نرخ سودآوری ۰/۲۳ بیشترین تمرکز صنعتی را

بازاری با کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها، انحراف بین قیمت - هزینه نهایی یا معیار تغییرات حدسی^۱ سنجیده می‌شود. از مدل‌های معروف در این حوزه می‌توان به مدل پانزار-راس (۱۹۷۷)، مدل برسنهان-لئو^۲ (۱۹۸۲)، مدل هال^۳ (۱۹۸۸) و مدل آزام^۴ (۱۹۹۸) اشاره نمود. در این مدل‌ها معمولاً از روش ایستای مقایسه‌ای^۵ و اطلاعات درآمد و هزینه بنگاه‌ها و صنعت برای تحلیل و ارزیابی قدرت بازاری استفاده می‌شود (پلچیا و کوکریز، ۲۰۱۳).^۶

در مدل پانزار-راس که یکی از مهم‌ترین مدل‌های غیرساختاری است، برای اندازه‌گیری رقابت در سطح بازار از معادله درآمدی فرم خلاصه شده^۷ استفاده می‌شود. در واقع، این روش بر پایه تئوری ایستای مقایسه‌ای استوار بوده و ریشه در تعادل عمومی بازار دارد. در این مدل بنگاه‌ها به دنبال حداکثرسازی سود و در پاسخ به تغییرات در هزینه نهاده‌های فعال در آن بازار استراتژی‌های متفاوت قیمتی را به کار می‌گیرند. در این مدل شاخص مختصر و موجزی که «آماره H»^۸ نامیده می‌شود، به صورت مجموع کشش درآمد فرم خلاصه شده نسبت به قیمت نهاده‌ها ارائه می‌شود؛ این شاخص معمولاً در محدوده $-\infty < H \leq 1$ قرار دارد و برای اندازه‌گیری رقابت در بازار یا صنعت بکار می‌رود. به طوری که مقدار نزدیک به یک این شاخص بیانگر شرایط رقابتی و مقادیر کوچک‌تر از صفر شرایط انحصاری در بازار را نشان می‌دهد، همچنین در بازار با ویژگی رقابت انحصاری این آماره بین دو حد صفر و یک قرار می‌گیرد.

ذکر این نکته نیز ضروری است که به منظور دستیابی به نتایج منطقی در مورد انواع الگوی رفتاری با استفاده از آماره H لازم است که بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت باشند؛ از این رو، شافر (۱۹۸۲) از معادله نرخ بازدهی برای آزمون تعادل بلندمدت بنگاه‌ها استفاده نمود. این معادله در واقع همان معادله درآمدی فرم خلاصه شده پانزار-راس است با این تفاوت که نرخ بازدهی به جای درآمد به عنوان متغیر وابسته جایگزین شده است؛ شافر توانست با استفاده از

1. Conjectural Variation
2. Bresnehan - Lau
3. Hall
4. Azzam
5. Comparative Static Models
6. Pellecchia and Coccorese
7. Reduced form Revenue Equation
8. H-Statistics

استفاده از رویکرد تغییرات حدسی و درجه توافق میزان قدرت انحصاری در دو صنعت نساجی و خودروسازی ایران را طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۸ اندازه‌گیری کرده‌اند. در این تحقیق با استفاده از تابع هزینه و تقاضای نهاده و کاربرد روش تخمین SUR^۱ نسبت به ارزیابی درجه توافق و قدرت انحصاری اقدام شد. یافته‌های این تحقیق وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت خودروسازی و بالا بودن درجه توافق و قدرت انحصاری در این صنعت و ناچیز بودن درجه وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت نساجی و ساختار رقابتی آن را نشان می‌دهد.

آیکالین و ساکینک^۲ (۲۰۱۵) به ارزیابی وضعیت رقابتی و میزان تمرکز در بانک‌های ترکیه با استفاده الگوی پانزار-راس و نسبت تمرکز CR_۳، CR_۴ و هرفیندال-هیرشمن (HHI) پرداختند، آن‌ها با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۲ بانک تجاری در طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۲ و استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته داده‌های ترکیبی به این نتیجه رسیدند که میزان H تخمینی براساس الگوی پانزار-راس برابر با ۰/۵۹۹ در طی این سال‌ها بوده است که ساختار رقابت انحصاری را برای صنعت بانکداری ترکیه نشان می‌دهد. از طرفی ارقام مربوط به تمرکز CR_۳، CR_۴ و هرفیندال هیرشمن براساس دارائی‌های کل بانک‌ها نشان می‌دهد که این ارقام از ۰/۴۸ و ۰/۵۹ و ۱۱۸۸ در سال ۲۰۰۲ به رقم ۰/۴۰، ۰/۵۲ و ۹۹۰ در سال ۲۰۱۳ رسیده‌اند که نشان‌دهنده کاهش تمرکز در بخش صنعت بانکی ترکیه و افزایش میزان رقابت در طی این سال‌ها بوده است. ممیک^۳ (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به ارزیابی رقابت و تمرکز در صنعت بانکی بوسنی و هرزگوین با استفاده از الگوی پانزار-راس و نسبت تمرکز CR_۵، CR_۳، CR_۸ و هرفیندال-هیرشمن (HHI) پرداخت که نتایج تحقیقات بر روی ۱۴۰ مشاهده بانکی در دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۸ نشان می‌دهد که میزان آماره H تخمینی براساس الگوی پانزار-راس برابر H=۰/۰۸۴ به دست آمده است که با توجه به رد آزمون فرض رقابتی، صنعت بانکی بوسنی و هرزگوین در شرایط انحصاری یا الیگوبولی قرار می‌گیرد. همچنین نتایج به دست آمده از نسبت‌های تمرکز CR_۵، CR_۳، CR_۸ و هرفیندال-هیرشمن (HHI) براساس دارائی‌های کل بانک‌ها

داشته است که تمرکز بیشتر موجب افزایش سهم بازار، وجود فضای انحصاری و اثرگذاری بیشتر بر قیمت‌ها به نفع بنگاه‌های بزرگ و افزایش قدرت بازاری و سودآوری بیشتر خواهد بود.

شهیک تاش و نوروزی (۱۳۹۳) به بررسی ساختار بازار صنایع کارخانه‌ای ایران براساس مدل‌های ساختاری و غیرساختاری در ۱۳۱ صنعت کد چهار رقمی ISIC در طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۵ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق براساس شاخص‌های لرنر، بون و هرفیندال نشان می‌دهد که در بخش صنعت ایران، رقابت اندک است و صنعت کشور با توجه به مقادیر شاخص بون (۰/۱۲-) و هرفیندال هیرشمن (۰/۲۴) و لرنر (۰/۳۶) در شرایط رقابت انحصاری قرار دارد. براساس نتایج مطالعات، صنعت «تولید وسایل نقلیه موتوری» با سهمی معادل ۱۶/۳۸ درصد بیشترین سهم ارزش فروش نسبی در صنایع کارخانه‌ای را داراست که با توجه به محاسبه انواع تمرکز دارای ساختار بازار انحصاری می‌باشد.

شهیک تاش و همکاران (۱۳۹۳) به مقایسه تطبیقی شکاف میان قیمت و هزینه نهایی در صنایع کارخانه‌ای ایران و کشورهای منتخب پرداخته‌اند، آن‌ها در این تحقیق به ارزیابی شکاف میان قیمت و هزینه نهایی با استفاده از الگوی هال راجر پرداخته و سپس با محاسبه مارک‌آپ ۲۲ صنعت فعال در سطح کد دورقمی ISIC طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۴ برای صنعت ایران و مقایسه آن با کشورهای منتخب، دسته‌بندی مناسبی از مزیت‌های رقابتی کشور، ارائه کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در بعضی صنایع اختلاف قیمت و هزینه نهایی بسیار بالا و در برخی صنایع اندک بوده است که از ۲۲ صنعت بررسی شده ایران در ۳ صنعت دارای مارک‌آپ بالاتری از کشورهای آمریکا، ژاپن، آلمان، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا، کانادا، استرالیا، بلژیک، دانمارک، فنلاند، هلند، نروژ و سوئد است و توانسته‌اند شکاف معناداری بین قیمت و هزینه نهایی (MC) ایجاد کنند. به طور کلی در ایران صنعت توتون و تنباکو دارای پایین‌ترین مارک‌آپ و صنعت محصولات کانی غیرفلزی دارای بیشترین مارک‌آپ در بین کشورهای منتخب می‌باشد.

خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۳) به ارزیابی اندازه همکاری و انحصار در صنایع بزرگ ایران پرداخته‌اند، آن‌ها با

1. Seemingly Unrelated Regression Model
2. AcikalinandSakine
3. Memic

حاکمی از آن است که در صنعت شیشه که نسبتاً صنعت کوچکی بود نسبت تمرکز ۴ بنگاه بزرگترین حدود ۸۵ درصد و بخش ماشین‌آلات غیر الکتریکی که ۱۳ درصد از محصول را تولید می‌کند نسبت تمرکز ۴ بنگاه بزرگترین تنها ۱۱ درصد بود و میانگین شاخص لرنرو هرفیندال محاسبه شده به ترتیب ۰/۲۹ و ۰/۳۲ برای صنعت شیشه و ۰/۱۹ و ۰/۰۶ برای ماشین‌آلات غیر الکتریکی تخمین زده شد؛ که نتایج به دست آمده نشان از وجود قدرت بازاری برای صنعت شیشه نسبت به دستگاه‌های غیر الکتریکی است که صنعت شیشه را به عنوان یک صنعت انحصاری و ماشین‌آلات غیر الکتریکی نیز به عنوان یک صنعت رقابتی فعالیت می‌کنند، همچنین آن‌ها با محاسبه سهم ۴ بنگاه بزرگترین در اشتغال (CR₄) صنعت شیشه را به عنوان سومین متمرکزترین در میان صنایع اتریش قرار دادند. از طرفی با مقایسه شاخص‌های انحصاری در طی سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۶۳ مشاهده شده است که قدرت بازاری با گذشت زمان در اتریش کاهش یافته است که این کاهش ناشی از فرایند یکپارچگی اتحادیه اروپایی در طی زمان بوده است.

۴. ساختار الگو و تجزیه و تحلیل داده‌ها

همان‌طوری که در قسمت مبانی نظری بیان گردید، اقتصاددانان و پژوهشگران علاقه‌مند به تحلیل رقابت و بررسی ساختار بازار معمولاً از روش‌های عملی متفاوت به ارزیابی میزان رقابت و اندازه انحصار در یک بازار خاص یا در کل اقتصاد می‌پردازند، از این رو در این قسمت ضمن معرفی الگوی پانزار-راس اندازه رقابت در صنایع تولید و فرآوری مواد غذایی ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، همچنین تلاش می‌شود با استفاده از شاخص‌های ناپارامتریک تمرکز از قبیل تمرکز ۴ بنگاه برتر و شاخص هرفیندال-هیرشمن اندازه این متغیر در صنایع تولید و فرآوری مواد غذایی کمی شود.

مدل پانزار-راس مدل توسعه یافته‌ای از مدل تعادل عمومی بازار است. در این مدل، فرض بر این است که رقابت تا آن حدی اندازه‌گیری می‌شود که تغییر در قیمت عوامل تولیدی در درآمد تعادلی بنگاه‌ها منعکس شود، در این الگو با استفاده از مسئله حداکثرسازی سود در سطح تعادلی بازار تابع درآمد تعادلی فرم خلاصه شده به صورت زیر استخراج می‌شود:

$$\log(TR) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log(W_i) + \sum_{i=1}^n \gamma \log(CF_i) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

نشان می‌دهد که این ارقام از ۴۷/۳٪ و ۶۱/۸٪ و ۷۳/۶٪ و ۰/۰۹۵ در سال ۲۰۰۸ به ۳۴/۴٪، ۴۶/۳٪، ۵۸/۱٪ و ۰/۰۵۹ در سال ۲۰۱۲ رسیده است که نشان می‌دهد صنعت بانکی بوسنی یک صنعت نسبتاً متمرکز با روند تمرکز کاهشی است. همزا^۱ (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با استفاده از مدل غیرساختاری پانزار-راس و داده‌های پیل به بررسی ساختار بانکی کشور تونس در طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۹ می‌پردازد که نتیجه تحقیق با مقدار عددی H=۰/۶۷ حاکمی از ساختار بازاری رقابت انحصاری بر صنعت بانکی تونس دارد، همچنین رد آزمون مربوط به فرضیه ساختار رقابتی و انحصاری بار دیگر وجود ساختار رقابت انحصاری بر بخش بانکی تونس را تأیید می‌کند.

کاسمان و تورگوتلو^۲ (۲۰۰۷) در مقاله‌ای به ارزیابی ساختار بازاری صنعت بیمه ترکیه با استفاده از مدل پانزار-راس در سه مقطع زمانی در طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۶ پرداختند؛ که نتایج تحقیقشان براساس آماره H به دست آمده از الگوی P-R با مقدار عددی H=۰/۰۳۴ در دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۶ و مقدار عددی H=۰/۰۸۷ در دوره زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۹ نشان می‌دهد که بنگاه‌های فعال در صنعت بیمه در طی دو مقطع زمانی اول درآمد خود را تحت شرایط بازاری انحصاری یا تغییرات الیگوپولی به دست آورده‌اند از طرفی مقدار آماره H در دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۰۲ نیز مقدار H=۰/۷۹ به دست آمده که نشان دهنده وجود ساختار بازاری رقابت انحصاری در طی این سال‌ها در صنعت ترکیه است، بنابراین این نشان آمار می‌دهد که ساختار بازاری صنعت ترکیه در طی این سال‌ها تغییر کرده است.

اگینجر و همکاران^۳ (۱۹۹۵) به اندازه‌گیری قدرت انحصاری در دو صنعت شیشه و دستگاه‌های غیر الکتریکی در بین صنایع اتریش پرداختند، آن‌ها از یک سیستم هم‌زمان معادلات مقطعی غیرخطی و روش حداکثر راست‌نمایی برای تخمین داده‌ها استفاده کردند. این محققین به منظور تعیین قدرت انحصاری به محاسبه شاخص هرفیندال، شاخص لرنرو نسبت تمرکز در طی سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۶۰ پرداختند. یافته‌ها

1. Hamza
2. Kasmanand Turgutlu
3. Aigingerand et al.

تعادل بلندمدت بنگاه‌ها را نشان می‌دهد و در غیر این صورت بیانگر عدم تعادل بلندمدت بنگاه‌هاست. از طرفی شاخص تمرکز هرفیندال-هیرشمن نیز از جمله شاخص‌های پرکاربردی حوزه مدل‌های ساختاری است. این شاخص عبارت است از مجموع توان دوم سهم بازار تمامی بنگاه‌های صنعت، بنابراین رابطه فنی شاخص هرفیندال-هیرشمن به شرح زیر می‌باشد:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{x} \right)^2, \quad H = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (5)$$

در روابط بالا، S_i سهم بنگاه‌ها از کل اندازه بازار، x_i سطح تولید یا فروش بنگاه و X معرف کل تولید یا فروش بازار می‌باشد. همچنین، پس از محاسبه شاخص هرفیندال-هیرشمن در بخش صنعت، مقدار کمتر از ۱۰۰۰ این شاخص بیانگر شرایط رقابتی و مقادیر بالای ۱۸۰۰ فعال بودن نیروهای ضد رقابتی را نشان می‌دهد. از طرفی، هر چه اندازه این شاخص به ۱۰۰۰۰ نزدیک‌تر شود بازار به انحصار کامل و تسلط کامل نزدیک می‌شود (خداداد کاشی، ۱۳۸۹).

اما در شاخص نسبت تمرکز n بنگاه (CR_n) از سهم بازاری n بنگاه بزرگ جهت محاسبه استفاده می‌شود و معمولاً بیشتر اوقات به صورت نسبت تمرکز چهار، پنج و هشت بنگاه به کار گرفته می‌شود. برای مثال، نسبت تمرکز چهار (پنج) بنگاه عبارت از سهم بازاری چهار (پنج) بنگاه بزرگ صنعت است که با علامت اختصاری CR_4 (CR_5) نشان داده می‌شود:

$$CR_n = \sum_{i=1}^{i=N} S_i \quad i = 1, \dots, k \quad K > N \quad (6)$$

در اینجا k تعداد بنگاه‌های فعال در صنعت مورد نظر، N تعداد بنگاه‌های بزرگ و S_i سهم بازاری بنگاه i ام می‌باشد CR_n نسبت تمرکز n بنگاه که به صورت درصد بیان می‌شود. از طرفی مقدار این شاخص بین دو حد مرزی با مقدار صفر و یک قرار دارد. هرچه اندازه این شاخص به یک نزدیک‌تر باشد بازار به انحصار نزدیک و از رقابت دور می‌شود (خداداد کاشی، ۱۳۸۹). حال در ادامه این بخش به برآورد اقتصادسنجی مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها می‌پردازیم. همان‌طوری که در قسمت اول این بخش بیان گردید در روش پانزار-راس فرض بر این است بنگاه‌ها سطح ستاده را به‌گونه‌ای تعیین می‌کنند که سود حداکثر شود. بنابراین در تابع

به طوری که (CF_{it}) برداری از عوامل برون‌زای اثرگذار بر درآمد، (W_{it}) قیمت نهاده‌های تولیدی و (TR) درآمد تعادلی است. پانزار-راس با استفاده از رابطه درآمدی فرم خلاصه‌شده فوق، آماره H را به صورت زیر به دست آوردند:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{dR}{dW_i} \cdot \frac{W_i}{R} \right) \quad (2)$$

به عبارت دیگر، آماره H برابر مجموع کشش درآمد کل

$$H = \sum_{i=1}^n \beta_i$$

نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌ها تولیدی می‌باشد و با استفاده از مقدار عددی آن می‌توان نسبت به انواع ساختار بازار تصمیم‌گیری نمود. به طوری که در یک بازار رقابتی $H=1$ و در شرایط انحصاری $H \leq 0$ بوده است. همچنین در شرایط رقابت انحصاری این آماره در محدوده صفر و یک $0 < H < 1$ قرار می‌گیرد. از طرفی با توجه به ویژگی اساسی آماره H به منظور دستیابی به نتیجه منطقی در خصوص انواع الگوهای رفتاری لازم است این آزمون‌ها روی مشاهداتی که در تعادل بلندمدت هستند به کار گرفته شود به طوری که در مطالعات قبلی (مولینکس و دیگران^۱ (۱۹۹۴)، دی باند و دیویس^۲ (۲۰۰۰)، یوسان^۳ (۲۰۱۱)، مسود و آکتان^۴ (۲۰۱۰)) برای آزمون تعادل بلندمدت از نرخ بازده دارائی‌ها (نرخ بازدهی) (ROA) ^۵ به جای درآمد کل به عنوان متغیر وابسته در مدل پانزار-راس استفاده نمودند که در این صورت آماره H تخمینی H^{ROA} نامیده می‌شود (بیکر، شافر و اسپردجیک)^۶.

$$\log(ROA) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log W_{it} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \log CF_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$H^{ROA} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{dROA}{dW_i} \cdot \frac{W_i}{ROA} \right) \quad (4)$$

به طوری که مقدار صفر این آماره در معادله نرخ بازدهی

1. Molyneux et al.
2. De Bandt and Davis
3. Sun
4. Masood and Aktan
5. Rate of return on assets
6. Bikker, Shaffer, and Spierdijk

$$H = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{dROA_{it}}{dW_{it}} \cdot \frac{W_{it}}{ROA_{it}} \right) = \sum_{i=1}^3 \beta_i \quad (11)$$

به طوری که اگر مقدار عددی این آماره در معادله نرخ بازدهی برابر صفر شود تعادل بلندمدت بنگاه‌ها را نشان می‌دهد و در غیر این صورت بیانگر عدم تعادل بنگاه‌هاست. در ادامه، قبل از تخمین معادله درآمد در مدل پانزار-راس، به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی^۲ به دلیل غیرواقعی بودن نتایج این رگرسیون‌ها، لازم است آزمون‌های ریشه واحد متغیرها و وجود هم‌انباشتگی^۳ بین متغیرها در معادلات رگرسیونی انجام شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین (IPS)^۴ نشان می‌دهد که متغیرها در سطح، غیرایستا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. همچنین نتیجه آزمون هم‌انباشتگی پدرونی^۵ (۲۰۰۴) صورت گرفته فرض عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند، یعنی یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای این الگو وجود دارد. از طرفی، ضروری است تا نوع داده‌ها از جهت پول یا پل بودن و شیوه تخمین مدل مشخص گردد. در این پژوهش برای تعیین نوع مدل و اثرات آن آماره F لیمر (آزمون چاو) و آزمون هاسمن^۶ به کار گرفته شده است؛ نتایج این آزمون‌ها به شرح زیر می‌باشد:

(Hausman-Test) و (F_{limer}(۲۵۳,۲۱)=۶۷/۳۷۹۴, Prob.=۰/۰۰)

(X²=۱۲/۶۹۰,۲, d.f.=۶), Prob.=۰/۰۴)

نتایج این آزمون‌ها مؤید آن است که مدل، پل با اثرات ثابت (FE) بوده است. بنابراین، مدل به روش داده‌های پل با اثر ثابت تخمین زده می‌شود و از آنجایی که در تخمین معادلات جملات اخلاص دارای خودهمبستگی مرتبه اول بودند با وارد نمودن جمله اخلاص (AR(1)) در جهت رفع خود همبستگی اقدام گردید که نتایج مربوط به این تخمین در جدول (۱) ارائه شده است.

هزینه و درآمد دو عنصر برون‌زا در نظر گرفته می‌شود تا امکان جابه‌جایی دو تابع درآمد و هزینه فراهم شود، از این‌رو، فرم تبعی معادله درآمد فرم خلاصه‌شده در بخش صنعت ایران به صورت زیر خواهد بود:

$$\log TR_{it} = \alpha_i + \sum_{i=1}^3 \beta_i \log W_{it} + \quad (7)$$

$$\sum_{j=1}^3 \gamma_j \log CF_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$\log TR_{it} = \alpha_i + \log RC_{it} + \log PE_{it} + \log w_{it} + \log HHI_{it} + \log adv_{it} + \log NP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

در رابطه بالا اندیس i بیانگر زمان موردنظر و اندیس t نیز بیانگر صنعت است. (log TR_{it}) لگاریتم ارزش درآمد به عنوان متغیر وابسته و (log RC_{it}) قیمت اجاره‌ای سرمایه^۱، (log PE_{it}) قیمت انرژی، (log W_{it}) دستمزد به عنوان متغیر مستقل هستند. همچنین (log HH_{it}) لگاریتم شاخص تمرکز هرفیندال، (log NP_{it}) لگاریتم تعداد بنگاه‌ها با مالکیت خصوصی، (log adv_{it}) تبلیغات به عنوان متغیر کنترلی مدل و ε_{it} نیز جمله خطا می‌باشند. در این الگو، آماره H برابر مجموع کشش درآمد کل نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌های تولیدی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{dTR_{it}}{dW_{it}} \cdot \frac{W_{it}}{TR_{it}} \right) = \sum_{i=1}^3 \beta_i \quad (9)$$

از سوی دیگر به منظور اینکه مشخص شود که بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت هستند لازم است آماره H را بار دیگر با جایگزینی نرخ بازدهی به جای متغیر وابسته درآمد در مدل P-R محاسبه شود. بنابراین، ضروری است که معادله نرخ بازدهی نیز تخمین زده شود و سپس آماره H مجدد به صورت زیر محاسبه گردد:

$$\log ROA_{it} = \alpha_i + \log RC_{it} + \log PE_{it} + \log w_{it} + \log HHI_{it} + \log adv_{it} + \log NP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

۱. با توجه به نبود آمار و اطلاعات برای محاسبه قیمت اجاره سرمایه از

رویکرد نئوکلاسیکی به صورت $PV = w^p L + \rho_c K + \Omega$ استفاده

می‌شود که در آن p شاخص قیمت عمده فروشی، V ارزش

افزوده، k موجودی سرمایه، L نیروی کار، w دستمزد، ρ_c نرخ

اجاره سرمایه و Ω سود تحقق یافته در هر صنعت است.

2. Spurious Regression
3. Cointegration
4. Im,pesaranandshin
5. Pedroni
6. Hausman

جای درآمد کل جهت تخمین معادله بازدهی استفاده شد که نتایج این تخمین در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون تعادل (متغیر مستقل ROA)

متغیرها	ضرایب	احتمال
Constant	۰/۵۵۰۱ (۰/۵۳۱۲)	۰/۳۰۱۶
LRC	۰/۱۳۱۶ (۰/۰۲۶۹۵)	۰/۰۰۰۰
LPE	-۰/۰۸۰۸ (۰/۰۲۸۲)	۰/۰۳۵۵
LW	-۰/۰۱۲۸ (۰/۰۳۰۱)	۰/۶۷۰۰
LHHI	۰/۰۴۳۹ (۰/۰۲۵۵)	۰/۰۸۷۵
LNP	۰/۰۶۷۳ (۰/۰۴۸۰)	۰/۱۶۲۵
LADV	-۰/۰۰۷۷ (۰/۰۱۰۸)	۰/۴۷۲۰
AR(1)	۰/۲۱۳۸ (۰/۰۶۸۷)	۰/۰۰۲۱
$\sum \beta_i$	۰/۰۳۷	-
F Statistic	۴۰/۳۵۶۸	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۸۳۲۱	-
\bar{R}^2	۰/۸۱۱۴	-
D.W	۲/۰۳۸۶	-
Wald Test (lw+IRC+IPE)=0	$\chi^2=۱/۲۴۴۷$	۰/۱۶۴۸

مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار متغیرهاست.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۲) مؤید آن است که بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت قرار دادند. زیرا براساس آزمون والد در معادله نرخ بازدهی فرضیه صفر $E=0$ (فرضی که در آن بیان می‌شود بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت هستند) مورد تأیید قرار می‌گیرد. در ادامه برای کنترل این ادعا که ساختار بازاری حاکم بر صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران به‌صورت رقابتی و دور از انحصار فعالیت می‌کنند از روش‌های غیر پارامتریک و شاخص‌های هرفیندال و نسبت تمرکز چهاربنگاه نیز استفاده گردید که نتایج مربوط به این محاسبات طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۴ در قالب جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج تخمین متغیرها در مدل پانزار راس (متغیر مستقل TR)

متغیر	ضرایب	احتمال
Constant	۵/۹۰۷۵ (۰/۶۵۹۹)	۰/۰۰۰۰
LRC	۰/۱۳۵۷ (۰/۰۳۲۵)	۰/۰۰۰۰
LW	۰/۷۳۳۰ (۰/۰۳۶۳)	۰/۰۰۰۰
LPE	۰/۰۹۲۱ (۰/۰۴۴۲)	۰/۰۳۸۴
LADV	۰/۰۲۹۲ (۰/۰۱۳۱)	۰/۰۲۷۲
LHHI	۰/۰۴۳۸ (۰/۰۳۱۱)	۰/۰۱۶۰
LNP	۰/۲۸۱۴ (۰/۰۶۰۳)	۰/۰۰۰۰
AR(1)	۰/۳۰۸۸ (۰/۰۶۵۸)	۰/۰۰۰۰
$\sum \beta_i$	۰/۹۸۷۸	-
F- Statistic	۶۶۲/۶۹	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۹۸۷۸	-
\bar{R}^2	۰/۹۸۶۳	-
D.W	۲/۱۰۱۰	-
Wald Test (IW+IRC+IPE)=1	$\chi^2=۱/۲۴۴۷$	۰/۲۶۴۶

مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار متغیرهاست

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۱) بیانگر آن است که آماره H به‌دست‌آمده از مدل پانزار- راس برای صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران در طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۴ در حدود $H=۰/۹۶۰۸$ بوده که با توجه به آزمون والد و پذیرش رفتار رقابتی بنگاه‌ها می‌توان ادعا کرد که ساختار بازاری حاکم بر صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران به‌صورت رقابتی و دور از انحصار فعالیت می‌کنند. همچنین مقدار آماره‌های R^2 و F که بیانگر خوبی برازش و معنی‌داری کل مدل رگرسیون هستند قابل اتکا بودن نتایج را نشان می‌دهند. از سوی دیگر، آماره دوربین واتسون نیز با مقدار $۲/۱۰۱۰$ عدم وجود خودهمبستگی جملات اختلال در مدل را تأیید می‌کند. از طرفی، به‌منظور به دست آوردن نتایج منطقی درخصوص انواع الگوی رفتاری بار دیگر از نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)^۱ به‌عنوان متغیر مستقل به

جدول ۳. ارقام تمرکز و تعداد کارگاه‌های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۴)

تعداد کارگاه‌ها	HHI	CR4	سال
۱۹۵۹	۰/۱۶۰۰	۰/۵۰۴۰	۱۳۷۴
۲۰۸۷	۰/۱۵۳۶	۰/۴۹۳۲	۱۳۷۵
۲۱۰۰	۰/۱۵۱۴	۰/۵۰۲۰	۱۳۷۶
۲۱۰۹	۰/۱۴۰۵	۰/۵۲۱۰	۱۳۷۷
۱۸۸۶	۰/۱۷۸۶	۰/۵۳۸۵	۱۳۷۸
۱۹۵۴	۰/۱۵۶۰	۰/۵۳۴۴	۱۳۷۹
۱۹۱۴	۰/۱۵۸۹	۰/۴۹۹۷	۱۳۸۰
۲۴۷۳	۰/۱۳۰۷	۰/۴۴۴۷	۱۳۸۱
۲۷۰۰	۰/۱۳۸۲	۰/۴۵۲۰	۱۳۸۲
۲۶۷۳	۰/۱۳۷۷	۰/۴۵۹۷	۱۳۸۳
۲۶۸۱	۰/۱۳۸۳	۰/۴۴۵۹	۱۳۸۴
۲۷۰۵	۰/۱۳۰۷	۰/۴۴۰۵	۱۳۸۵
۲۷۶۷	۰/۱۲۵۲	۰/۴۳۹۷	۱۳۸۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول (۳) می‌توان نتیجه گرفت که ساختار بازار صنایع ایران در شرایط رقابتی فعالیت دارند. همچنین در این مقاله سعی شده است در قالب جدول (۴) به برخی از رقابتی‌ترین و متمرکزترین صنایع ذیربط صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در سال ۱۳۸۶ بر اساس شاخص‌های تمرکز CR4 و HHI اشاره شود.

همچنین میزان تمرکز در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در حال کاهش است به طوری که بر اساس نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر این شاخص از $CR4=0/5040$ در سال ۱۳۷۴ به $CR4=0/4397$ در سال ۱۳۸۶ رسیده است و بر اساس شاخص هرفیندال نیز این شاخص از $HHI=0/1600$ در سال ۱۳۷۴ به $HHI=0/1252$ در سال ۱۳۸۶ کاهش پیدا کرده است.

جدول ۴. متمرکزترین و رقابتی‌ترین صنایع ذیربط صنعت مواد

کد	نام صنعت	شاخص تمرکز		ساختار بازار
		CR4	HHI	
۱۵۵۳	تولید مالنا و ماءالشعیر	۰/۹۰۳۹	۰/۹۹۶۵	متمرکزترین صنایع
۱۵۴۷	چای سازی	۰/۵۱۹۴	۰/۷۹۹۹	براساس
۱۵۱۸	پاک کردن و درجه بندی و بسته‌بندی پسته	۰/۳۷۶۹	۰/۷۷۹۲	$HHI > 1800$ $CR4 > 60$
۱۵۱۸	تولید الکل اتیلیک	۰/۲۰۱۹	۰/۷۷۵۲	
۱۵۱۵	کشتار دام و طیور	۰/۰۲۰۲	۰/۱۵۸۹	
۱۵۴۵	نانوایی	۰/۰۲۱۳	۰/۱۸۷۲	رقابتی‌ترین صنایع
۱۵۲۰	تولید فراورده‌های لبنی	۰/۰۲۳۳	۰/۲۲۶۱	براساس
۱۵۱۹	عمل‌آوری و حفاظت میوه‌ها و سبزی از فساد	۰/۰۲۳۰	۰/۲۲۷۶	$HHI \leq 1000$ $CR4 \leq 40$

مأخذ: نتایج تحقیق

از سوی دیگر، بررسی تعداد بنگاه‌ها که رقم آن از ۱۹۵۹ بنگاه در سال ۱۳۷۴ به ۲۷۶۷ بنگاه در سال ۱۳۸۶ رسیده است می‌توان ادعا نمود که یکی از دلایل کاهش تمرکز در این صنعت افزایش رقابت از طریق افزایش تعداد بنگاه‌های فعال در این صنعت بوده است، به طوری که هرچه یک بازار به شرایط رقابتی نزدیک‌تر باشد کارکرد آن بازار از جهت کارایی مناسب‌تر خواهد بود.

از طرفی نتایج تحقیقات صورت گرفته بر اساس شاخص CR4 و HHI نشان‌دهنده آن است که از ۲۲ صنایع ذیربط صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در سال ۱۳۸۶ تعداد یازده صنعت بر اساس شاخص تمرکز ۴ بنگاه برتر $CR4 \leq 40$ داشته‌اند یعنی ۵۰ درصد بنگاه‌های فعال در بخش صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ساختار بازارشان به صورت رقابت مؤثر است. از طرفی نتایج مربوط به محاسبه شاخص هرفیندال طی سال‌های مورد بررسی مؤید نتایج شاخص CR4 می‌باشد، به این ترتیب که بر اساس شاخص هرفیندال تعداد ۱۴ صنعت $HHI \leq 1000$ داشته‌اند که نشان‌دهنده این است که ۶۳/۶ درصد از بنگاه‌های فعال در این صنعت ساختار بازارشان به صورت رقابت مؤثر است.

۵. جمع‌بندی و توصیه سیاستی

با توجه به اینکه هدف این تحقیق ارزیابی ساختار بازار صنعت تولید و فرآوری مواد غذایی ایران بود جهت دستیابی به این هدف از روش‌های غیرپارامتریک و الگوی پانزار-راس طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۶ استفاده شد. نتایج پژوهش با استفاده از مدل پانزار-راس با استناد به آماره H که از مجموع کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها به دست آمده است با مقدار عددی برابر $H=0/98$ و آزمون فرضیه رفتار رقابتی نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در این صنعت در تعادل بلندمدت بوده و در فضای رقابتی و دور از انحصار فعالیت می‌کنند که مطابق انتظارات نظری است. از طرفی، در این تحقیق نتایج محاسبه تمرکز صنعتی با استفاده از شاخص‌های تمرکز هرفیندال-هیرشمن و نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر به‌عنوان یکی از جنبه‌های ساختاری بازار نشان می‌دهد که بیش از نیمی از صنایع فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی از تمرکز بسیار پایینی برخوردارند و در فضای رقابتی فعالیت می‌کنند. بنابراین، نتایج هر دو روش پارامتریک و

غیرپارامتریک بیانگر آن است که صنایع تولید و فرآوری مواد غذایی ایران در فضای رقابتی و دور از انحصار فعالیت می‌کنند، همچنین بررسی روند تغییرات تمرکز نیز نشان‌دهنده کاهش نسبت تمرکز در این صنعت برای دوره زمانی مورد مطالعه می‌باشد؛ بنابراین از آنجایی که صنعت مواد غذایی و آشامیدنی، سهم بالایی از اشتغال، تعداد کارگاه‌ها و سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده است و در فضای رقابتی و به دور از انحصار فعالیت می‌کند، می‌تواند علاوه بر استفاده از منابع به‌طور کارا موجب کاهش هزینه‌های تولیدشده و انگیزه ابداع و اختراع را نیز تحریک کند. از این‌رو، با تلاش در جهت حفظ عنصر رقابت در این صنعت می‌توان هم‌راستا با اهداف سیاست‌های اقتصاد مقاومتی در جهت توسعه بیشتر اقتصاد حرکت کرد. بر این اساس به نهادهای پایش‌کننده رقابت توصیه می‌شود که با افزایش تعداد بنگاه‌ها در این صنعت به استحکام و قوی‌تر شدن نیروهای رقابت کمک کنند و مانع از فعالیت عناصر غیررقابتی در این بازار شوند.

منابع

- خداداد کاشی، فرهاد؛ ابراهیمی، مهرزاد و مجید احمدیان (۱۳۹۳)، "ارزیابی اندازه همکاری و انحصار در صنایع بزرگ ایران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۹، صص ۱۹۸-۱۷۹.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۹)، اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)، تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).
- _____ (۱۳۷۹). ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران، چاپ اول، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- خداداد کاشی، فرهاد؛ نورانی آزاد، سمانه و خدیجه گراوند (۱۳۹۴)، "مقایسه تطبیقی قدرت انحصاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران"، فصلنامه شهیکی تاش، محمدنبی و علی نوروزی (۱۳۹۳)، "بررسی ساختار صنایع کارخانه ایران براساس مدل‌های ساختاری و غیرساختاری"، فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال سوم، شماره ۱۱، صص ۷۹-۴۹.
- شهیکی تاش، محمدنبی؛ محمودپور، کامران و حدیثه محسنی (۱۳۹۳)، "مقایسه تطبیقی شکاف میان
- نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال دوم، شماره ۳، صص ۴۸-۲۷.
- صدراپی جواهری، احمد و معصومه هادی‌زادگان (۱۳۹۳)، "اعتبار نظریه‌های ساختار کارا و قدرت بازار در صنعت داروسازی ایران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و دوم، شماره ۶۹، صص ۴۸-۲۵.

مرکز آمار ایران، طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های
صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور طی سال‌های
۱۳۸۶-۱۳۷۴.

قیمت و هزینه نهایی در صنایع کارخانه‌ای ایران و
کشورهای منتخب"، فصلنامه سیاست‌های راهبردی
و کلان، سال دوم، شماره ششم، صص ۵۶-۳۹.

- Acikalin, S. and I. Sakinc (2015). "Assessing Competition with the Panzer-Ross Model in the Turkish Banking Sector", *Journal of Economics Bibliography*, 2(1), pp. 18-28.
- Ajisafe, R. A. and A.E. Akinlo (2013), "Testing for Competition in the Nigeriancommercial Banking Sector", *Modern Economy*. No. 4, pp. 501-511.
- Aiginger, K.; Brander, P. and M. Wuger (1995), "Measuring Market Power For Some Bindustrial Sectorin Austria", *Applied Economics*, No. 27, pp. 369-376.
- Azzam, A. (1997), "Measuring Market Power and Cost Efficiency Effects of Industrial Concentration", *Journal of industrial economics*, No. 45, pp. 86-377.
- Azzam, A. and E. Pagoulatos (1990), "Testing Oligopolistic and Oligopolistic Behavior: An Application to the U.S. Meat Packing Industry", *Journal of Agricultural Economics*, No. 41, pp. 362-370.
- Bikker, J.A. and K. Haaf (2002), "Competition, Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry", *Journal of Banking & Finance*, 26(11), pp. 2191-2214.
- Bikker, J.A.; Shaffer, S. and L. Spierdijk (2009), "Assessing Competition with the Panzar Ross Model: The Role of Scale, Costs and Equilibrium", *DNB Working Paper*. 225.
- Bresnahan, T. F. (1982), "The Oligopoly Solution is Identified", *Economic Letter*, No. 10, pp. 87- 92.
- Hall, R. E. (1988), "The Relationship between Price and Marginal Cost in U.S. Industry", *Journal of Political Economy*, No. 96, pp. 47-921.
- Hamza, R. A. (2011), "Validation Panzer- Rosse Model in Determination the Structural Characteristics of Tunisian Banking Industry", *Journal of Economics an International Finance*, No. 3, pp. 259-268.
- Kasman, A. and E. Turgutlu (2007), *Competitive Conditions in the Turkish Non-life Industry*. Turkiye Econometricve, statistic Congress.
- Lau, L. J. (1982), "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data", *Economics Letters*, No. 10, pp. 9-93.
- Masood, O. and B. Aktan (2010), "Market Structure and Competitive Conditions of Banking Industry in SA: The Panzer-Rosse Approach", *Actual Problems of Economics*, No. 103, pp. 263- 276.
- Memic, D. (2015), "Banking Competition and Efficiency :Empirical Analysis on the Bosniaand Herzegovina Using Panzar-Rosse Model", *Journal of Business Systems Research*, No. 1.
- OECD (2011), *Bank Competition and Financial Stability*. Organization for Economic Cooperation and Development (OECD).
- Panzer, J.C. and J.N. Rosse (1987), "Testing for Monopoly Equilibrium", *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), pp. 443-456.
- Pellecchia, A. and P. Coccoresse (2013), "Multimarket Contact, Competition and Pricing inBanking", *Journal of International Money and finance*, No. 37, pp. 187-214.
- Saving, T. R. (1970), "Concentration and the Degree of Monopoly", *International Economic Review*, No.11, pp. 139-146.
- Shukala, U.K. and A. Thampy (2011), "Analysis of Competition and Market Power in Thewholesale Electricity Market in India", *Energy policy*, No. 39, pp. 2699- 2710.
- Stavarek, D. and I. Repkova (2011), *Estimation of the Competitive Conditions in the Czechbanking Sector*. MPRA paper:
<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/30720/>.
- Sun, Y. (2011), *Recent Developments in European Bank Competition*. International Monetary fund. WP/11/146.