نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌های اقتصاد صنعتی
سال اول، شماره ۲، زمستان ۱۳۹۶ (۶۴ ـ ۵۳)

Quarterly Journal of Industrial Economics Researches
Vol. 1, No. 2, Winter 2018

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

سمانه نورانی آزاد[۱]، مرضیه اسحقی گرجی[۲*]، سمیه شاطری[۳]
۱.استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
۲. کارشناس ارشداقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
۳. کارشناس ارشداقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
دریافت ۹۴/۵/۳ پذیرش ۹۵/۳/۲۰

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

Samaneh Norani Azad[1], Marziyeh EshaghiGorji[*2], Somayeh Shateri[3]
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

چکیده
هدف اصلی این مقاله، ارزیابی ساختار بازار حاکم بربخش صنعت موادغذایی و آشامیدنی با استفاده از رویکرد غیرساختاری پانزار- راس و شاخص‌های غیرپارامتریک هرفیندال و نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر است. بدین‌منظور از داده‌های ۲۲ صنعت فعال کد چهاررقمی ISIC در تولید مواد غذایی و آشامیدنی ایران در سال‌های ۱۳۸۶- ۱۳۷۴ 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 برآن دارد که بازار صنعت موادغذایی و آشامیدنی ایران رقابتی و دور از انحصار است. علاوه بر این، نتایج شاخص‌های هرفیندال - هیرشمن و نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر مؤید آن است که تمرکز در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی طی سال‌های مذکور کاهش‌یافته و بیش از نیمی از صنایع فعال در این صنعت در فضای رقابتی فعالیت می‌کنند. رقابتی‌ترین صنایع در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی عبارت‌اند 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.

Abstract
The main aim of this article is to evaluate market structure dominant in food and beverage industry by using the non-structural Panzar-Rosseapproach and non-parametric Herfindahl indicators and concentration ratio of four superior firms. For this purpose, the data of 22 active idustries ofthe four-digit ISICcode 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 approachhas been estimated using least square dummy variables (LSDV)method. The results obtained from thePanzar-Rosseapproachindicated that Iranian food and beverage industry had a competitive structure and it is far from monopolystructure. In addition, results obtained from theHerfindahl indicators and concentration ratio of four superior firms showed that theconcentration ratio of food and beverage industry was reduced during the mentioned years and more than half of the active classes of this industrywere 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.

***نویسنده مسئول:** مرضیه اسحقی گرجی

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

۱. مقدمه

صنعت تولید و فرآوری مواد غذایی یکی از مهم‌ترین زیربخش‌های صنعتی و جزو صنایع نسل اول ایجادشده 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 ارزش‌افزوده کل بخش صنعت را به خود اختصاص داده که با توجه به مزیت نسبی کشور ارزش‌افزوده این بخش در مقایسه با سایر بخش‌ها بیشتر است. همچنین بررسی‌های تکمیلی نشان می‌دهد که از تعداد ۱۴۶۹۷کارگاه 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 انجام‌شده 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 این‌رو، 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 ابلاغ‌شده است به رقابتی شدن بازارها و حذف انحصار به‌منظور 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، توسعهٔ 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 ازمنابع 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 نزدیک‌تراست. 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)[1] و شاخص‌های غیرپارامتریک[2] هرفیندال– هیرشمن (۱۹۵۹) (HHI)[3] و نسبت تمرکز چهار بنگاه (CR4)[4]، ضمن اندازه‌گیری میزان رقابت[5] و انحصار[6] 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 ۲۲صنعت فعال در تولید مواد غذایی وآشامیدنی ایران طی سال‌های ۱۳۸۶– ۱۳۷۴ جهت تخمین و برآورد مدل استفاده شده است. در راستای نیل به این اهدف مقاله در پنج بخش به‌صورت زیر تدوین شده است. پس از مقدمه، بخش دوم به مبانی نظری در خصوص اندازه‌گیری قدرت بازاری اختصاص یافته است. دربخش سوم مطالعات پیشین در حوزه رقابت و انحصار ارائه شده و در بخش چهارم این پژوهش، ساختار الگوو به‌طور مشخص نحوه محاسبهٔ الگوی پانزار–راس،

1. Panzar- Rosse
2. Non-parametric
3. Herfindahl - Hirshman Index
4. Four firm concentration ratio
5. Competition
6. Monopoly

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[1] یکی ازمهم‌ترین مباحث اقتصادصنعتی است که توجه اقتصاددانان و پژوهشگران بسیاری را به خود جلب کرده است. به‌طوری‌که از بعد نظری و تجربی تحلیل ساختار بازار و اندازه‌گیری قدرت انحصاری در قالب دو رویکرد پارامتریک[2] و غیرپارامتریک صورت می‌گیرد.

در روش غیرپارامتریک که معمولاًاز شاخص‌های مختلف مثل نسبت تمرکز چند بنگاه برتر (CR_n)[3]، 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[4] (۱۹۵۹) معرفی گردید.

ساختمان 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. به‌طوری‌که مقادیر نزدیک به یک این شاخص‌ها بیانگر وضعیت انحصاری و مقدار نزدیک به حد پایین و صفر، گواه وضعیت رقابتی در بازار می‌باشد (شوکلا و تامپی، ۲۰۱۱)[5].

شایان‌ذکر 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 ۰/۰۱<HHI<۰/۱۸ 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[6]، ۱۹۹۳،۲۰۰۲)، شافر و دیسالو[7] (۱۹۹۴)، کلنز و لوین[8](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[9] صورت می‌گیرد به‌طوری‌که در رویکرد ساختاری اندازه‌گیری میزان رقابت مشتمل بر روش‌های مختلفی می‌باشد که از آن جمله می‌توان به روش ساختار- رفتار- عملکرد[10] (SCP)، فرضیهٔ ساختار کارا[11] (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 فرضیهٔ کارایی این عقیده را ترویج می‌دهد که کارایی بنگاه‌های بزرگ موجب تسلط آن‌ها بر بازار و متمرکزتر شدن بازار می‌شود (استورک و رپکوا، ۲۰۱۱)[12].

از طرفی در مقابل مدل‌های سنتی فوق، رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید[13](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

1. Market Power
2. Parametric
3. N firm concentration ratio
4. Orris Herfindahel
5. Shukla and Thampy

6. Shaffer
7. Shaffer and DiSalvo
8. Claessens and Laeven
7. Structural and Non-Structural Approaches
8. Structure- Conduct- Performance
9. Efficiency Structure Hypothesise
12. Stavarek and Repkova
13. New Empirical Industrial Organization

بازاری با کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها، انحراف بین قیمت – هزینه نهایی یا معیار تغییرات حدسی[1] سنجیده می‌شود. از مدل‌های معروف در این حوزه می‌توان به مدل پانزار– راس (۱۹۷۷)، مدل برسنهان– لئو[2] (۱۹۸۲)، مدل هال[3] (۱۹۸۸) و مدل آزام[4] (۱۹۹۸) اشاره نمود. در این مدل‌ها معمولاً از روش ایستای مقایسه‌ای[5] و اطلاعات درآمد و هزینه بنگاه‌ها و صنعت برای تحلیل و ارزیابی قدرت بازاری استفاده می‌شود (پلچیا و کوکریز،۲۰۱۳).[6]

در مدل پانزار– راس که یکی از مهم‌ترین مدل‌های غیرساختاری است، برای اندازه‌گیری رقابت در سطح بازار از معادله درآمدی فرم خلاصه شده[7] 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 هزینهٔ نهاده‌های فعال در آن بازار استراتژی‌های متفاوت قیمتی را به کار می‌گیرند. در این مدل شاخص مختصر و موجزی که «آمارهH»[8] نامیده می‌شود، به‌صورت مجموع کشش درآمد فرم خلاصه‌شده 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. به‌طوری‌که 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 به‌منظور دستیابی به نتایج منطقی در مورد انواع الگوی رفتاری با استفاده از آمارهH لازم است که بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت باشند؛ از این‌رو، شافر(۱۹۸۲) از معادله نرخ بازدهی برای آزمون تعادل بلندمدت بنگاه‌ها استفاده نمود. این معادله در واقع همان معادله درآمدی فرم خلاصه‌شده پانزار– راس است با این تفاوت که نرخ بازدهی به‌جای درآمد به‌عنوان متغیر وابسته جایگزین شده است؛ شافر توانست با استفاده از آمارهH در معادله نرخ بازدهی نسبت به تعادل و عدم‌تعادل بلندمدت بنگاه‌ها تصمیم‌گیری نماید. وی بیان نمود که مقدار صفر این آماره تعادل بلندمدت بنگاه‌ها را نشان می‌دهد و در غیر این صورت بیانگر عدم‌تعادل بنگاه‌ها است. (آجی سافی و آکینلو، ۲۰۱۳)[9]

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 دورهٔ زمانی۱۳۹۰-۱۳۷۴ پرداختند. آن‌ها برای تخمین معادلات در مدل برسنهان لئو، از داده‌های پنل به‌روش 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 به‌دست آمده θ=۰/۸۲ 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=۰/۸۱ به دست‌آمده که نشان‌دهنده این است که بنگاه‌های این صنعت در شرایط رقابت انحصاری قراردارند.

صدرایی جواهری و هادی‌زادگان (۱۳۹۳) قدرت بازاری و کارایی فنی در صنعت داروسازی ایران را مورد بررسی قراردادند. 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 معنی‌دارشده 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 ۰/۲۳بیشترین تمرکز صنعتی را

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

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.

شهیکی تاش و نوروزی (۱۳۹۳) به بررسی ساختار بازار صنایع کارخانه‌ای ایران براساس مدل‌های ساختاری و غیرساختاری در ۱۳۱ صنعت کد چهار رقمیISIC 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 ۳۸/ ۱۶ درصد بیشترین سهم ارزش فروش نسبی در صنایع کارخانه‌ای را دار است که با توجه به محاسبه انواع تمرکز دارای ساختار بازار انحصاری می‌باشد.

شهیکی تاش وهمکاران (۱۳۹۳) به مقایسه تطبیقی شکاف میان قیمت و هزینه نهایی در صنایع کارخانه‌ای ایران وکشورهای منتخب پرداخته‌اند، آن‌ها در این تحقیق به ارزیابی شکاف میان قیمت و هزینه نهایی با استفاده ازالگوی هال راجر پرداخته و سپس با محاسبهٔ مارک‌آپ ۲۲صنعت 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 ۲۲صنعت بررسی‌شده ایران در ۳صنعت دارای مارک‌آپ بالاتری از کشورهای آمریکا، ژاپن، آلمان، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا، کانادا، استرالیا، بلژیک، دانمارک، فنلاند، هلند، نروژو سوئد است و توانسته‌اند شکاف معناداری بین قیمت و هزینه نهایی (MC) ایجاد کنند. به‌طور 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 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[1] 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.

آچیکالین و ساکینک[2] (۲۰۱۵) به ارزیابی وضعیت رقابتی و میزان تمرکز در بانک‌های ترکیه با استفاده الگوی پانزار- راس ونسبت تمرکز CR_3، CR_4 و هرفیندال- هیرشمن (HHI) پرداختند، آن‌ها با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۲بانک 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_3، CR_4 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، ۰/۵۲و ۹۹۰ در سال ۲۰۱۳رسیده‌اند که نشان‌دهنده کاهش تمرکز در بخش صنعت بانکی ترکیه و افزایش میزان رقابت در طی این سال‌ها بوده است. ممیک[3] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به ارزیابی رقابت و تمرکز در صنعت بانکی بوسنی و هرزگوین با استفاده از الگوی پانزار-راس و نسبت تمرکز CR_5,CR_3CR_8و هرفیندال- هیرشمن (HHI) پرداخت که نتایج تحقیقات برروی ۱۴۰ مشاهده بانکی در دورهٔ زمانی ۲۰۱۲- ۲۰۰۸ نشان می‌دهد که میزان آمارهٔ H تخمینی براساس الگوی پانزار-راس برابر H=۰/۰۸۴ به‌دست‌آمده است که با توجه به رد آزمون فرض رقابتی، صنعت بانکی بوسنی و هرزگوین در شرایط انحصاری یا الیگوپولی قرار می‌گیرد. همچنین نتایج به‌دست‌آمده از نسبت‌های تمرکز CR_5,CR_3,CR_8 و هرفیندال- هیرشمن (HHI) براساس دارایی‌های کل بانک‌ها

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

نشان می‌دهد کـه ایـن ارقـام از ۴۷/۳٪ و ۶۱/۸٪ و ۷۳/۶٪ و ۰/۰۹۵ در سـال ۲۰۰۸ بـه ۳۴/۴٪، ۴۶/۳٪، ۵۸/۱٪ و ۰/۰۵۹ در سال ۲۰۱۲ رسیده است که نشان می‌دهـد صـنعت بـانکی بوسنی یک صنعت نسبتاً متمرکز با روند تمرکز کاهشی است.

همزا[1] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با استفاده از مدل غیرسـاختاری پانزار–راس و داده‌های پنل به بررسـی سـاختار بـانکی کشـور تونس در طی سال‌های ۲۰۰۸–۱۹۹۹ مـی‌پـردازد کـه نتیجـهٔ تحقیق بـا مقـدار عـددی H=۰/۶۷ حـاکی از سـاختار بـازاری رقابت انحصاری بر صـنعت بـانکی تـونس دارد، همچنـین رد آزمون مربوط به فرضیهٔ ساختار رقابتی و انحصاری بـار دیگـر وجود ساختار رقابت انحصاری بر بخش بانکی تونس را تأییـد می‌کند.

کاسمان و تورگوتلو[2] (۲۰۰۷) در مقالـه‌ای بـه ارزیـابی ساختار بـازاری صـنعت بیمـه ترکیـه بـا اسـتفاده از مـدل پـانزار– راس در سـه مقطـع زمـانی درطـی سـال‌هـای ۲۰۰۴– ۱۹۹۶ پرداختند؛ که نتایج تحقیقشان براساس آماره H به‌دست‌آمده از الگوی P-R با مقدار عـددی H=۰/۰۳۴ در دورهٔ زمانی ۱۹۹۸– ۱۹۹۶ و مقدار عددی H=۰/۰۸۷ در دورهٔ زمانی ۲۰۰۱– ۱۹۹۹ نشان می‌دهدکه بنگاه‌های فعال در صنعت بیمه در طی دو مقطع زمانی اول درآمـد خـود را تحت شرایط بازاری انحصاری یـا تغییـرات الیگوپـولی بـه دسـت آورده‌انـد از طرفـی مقـدار آمـارهH در دورهٔ زمـانی ۲۰۰۴–۲۰۰۲ نیـز مقـدار H=۰/۷۹ بـه دسـت آمـده کـه نشان‌دهندهٔ وجود ساختار بازاری رقابـت انحصـاری درطـی این سال‌ها در صنعت ترکیه است، بنابراین این نشان آمـار می‌دهد که ساختار بازاری صنعت ترکیه در طی این سال‌ها تغییر کرده است.

اگینجـر و همکـاران[3] (۱۹۹۵) بـه‌انـدازه‌گیـری قـدرت انحصاری در دو صنعت شیشه و دستگاه‌های غیرالکتریکـی در بین صنایع اتریش پرداختند، آن‌ها از یـک سیسـتم هـم‌زمـان معادلات مقطعی غیرخطی و روش حداکثر راست‌نمـایی بـرای تخمین داده‌ها استفاده کردند. این محققـین بـه‌منظـور تعیـین قدرت انحصاری به محاسبه شاخص هرفیندال، شاخص لرنـرو نسبت تمرکز درطی سال‌های ۱۹۹۰–۱۹۶۰ پرداختند. یافته‌هـا حاکی از آن اسـت کـه در صـنعت شیشـه کـه نسـبتاً صـنعت کوچکی بود نسبت تمرکز ۴ بنگاه بزرگ‌ترین حدود ۸۵ درصـد و بخش ماشین‌آلات غیر الکتریکی که ۱۳ درصد از محصـول را تولید می‌کند نسبت تمرکز ۴ بنگاه بزرگ‌ترین تنها ۱۱درصد بود و میانگین شاخص لرنرو هرفیندال محاسبه‌شده به ترتیـب ۰/۲۹ و ۰/۳۲ بـرای صـنعت شیشـه و ۰/۱۹ و ۰/۰۰۶ بـرای ماشـین‌آلات غیرالکتریکـی تخمـین زده شـد؛ کـه نتـایج به‌دست‌آمده نشان از وجود قدرت بازاری برای صـنعت شیشـه نسبت به دستگاه‌های غیرالکتریکی است که صنعت شیشـه را به عنوان یک صنعت انحصاری و ماشین‌آلات غیـر الکتریکـی نیز به‌عنوان یک صنعت رقـابتی فعالیـت مـی‌کننـد، همچنـین آن‌ها با محاسبه سهم ۴ بنگاه بزرگ‌تـرین در اشـتغال (CR_4) صنعت شیشه را به‌عنوان سومین متمرکزترین درمیـان صـنایع اتریش قراردادند. ازطرفی با مقایسه شـاخص‌هـای انحصـاری درطی سال‌های ۱۹۹۰–۱۹۶۳ مشاهده‌شده اسـت کـه قـدرت بازاری با گذشت زمان در اتریش کاهش یافته اسـت کـه ایـن کاهش ناشی از فرایند یکپارچگی اتحادیه اروپایی درطی زمان بوده است.

۴. ساختار الگو و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

همـان‌طـوری کـه در قسـمت مبـانی نظـری بیـان گردیـد، اقتصاددانان و پژوهشـگران علاقـه‌منـد بـه تحلیـل رقابـت و بررسی ساختار بازار معمولاً از روش‌هـای عملـی متفـاوت بـه ارزیابی میزان رقابت و اندازه انحصار در یک بازار خاص یـا در کل اقتصاد می‌پردازند، از این‌رو در این قسمت ضـمن معرفـی الگوی پانزار– راس اندازه رقابـت در صـنایع تولیـد و فـرآوری مواد غذایی ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، همچنین تـلاش می‌شود با استفاده از شاخص‌های ناپارامتریک تمرکـز از قبیـل تمرکز ۴ بنگاه برتر و شاخص هرفیندال– هیرشمن اندازه ایـن متغیر در صنایع تولید و فرآوری مواد غذایی کمی شود.

مدل پـانزار– راس مـدل توسـعه‌یافتـه‌ای از مـدل تعـادل عمومی بازار است. در این مدل، فرض براین است که رقابت تا آن حدی اندازه‌گیـری مـی‌شـود کـه تغییـر در قیمـت عوامـل تولیدی در درآمد تعادلی بنگاه‌ها منعکس شود، در این الگو بـا استفاده از مسئله حداکثرسازی سود در سطح تعادلی بازار تـابع درآمد تعادلی فرم خلاصه‌شده به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$\log(TR)=\alpha+\sum_{i=1}^{n}\beta_i\log(Wi)+\sum_{i=1}^{n}\gamma\log(CF_i)+\varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

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

به طوری‌که (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 به‌صورت زیر به‌دست آوردند:

$$H = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{dR}{dW_i}.\frac{W_i}{R}\right) \qquad (۲)$$

به عبارت‌دیگر، آماره H برابر مجموع کشش درآمد کل نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌ها تولیدی $H = \sum_{i=1}^{n}\beta_i$ می‌باشد و با استفاده از مقدار عددی آن می‌توان نسبت به انواع ساختار بازار تصمیم‌گیری نمود. به‌طوری‌که در یک بازار رقابتی $H=1$ و در شرایط انحصاری $H \le 0$ 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 نتیجهٔ 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[1] (۱۹۹۴)، دی باند و دیویس[2] (۲۰۰۰)، یوسان[3] (۲۰۱۱)، مسود وآکتان[4] (۲۰۱۰)) برای آزمون تعادل بلندمدت ازنرخ بازده دارائی‌ها (نرخ بازدهی) (ROA)[5] به جای درآمدکل به‌عنوان متغیر وابسته درمدل پانزار- راس استفاده نمودند که در این صورت آمارهٔ H تخمینی H^{ROA} نامیده می‌شود (بیکر، شافر و اسپردجیک)[6].

$$\log(ROA) = \alpha + \sum_{i=1}^{n}\beta_i \log W_{it} + \sum_{j=1}^{n}\gamma_j \log CF_{jt} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

$$H^{ROA} = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{dROA}{dW_i}.\frac{W_i}{ROA}\right) \qquad (۴)$$

به‌طوری‌که مقدار صفر این آماره در معادلهٔ نرخ بازدهی 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 به‌شرح زیر می‌باشد:

$$H = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{X}\right)^2,\ H = \sum_{i=1}^{n} S_i^{\,2} \qquad (۵)$$

در روابط بالا،S سهم بنگاه‌ها از کل اندازه بازار، x_i سطح تولیدو 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 درشاخص نسبت تمرکز n بنگاه (CRn) از سهم بازاری n بنگاه بزرگ جهت محاسبه استفاده می‌شود و معمولاً بیشتر اوقات به‌صورت نسبت تمرکز چهار، پنج و هشت بنگاه به‌کار گرفته می‌شود. برای مثال، نسبت تمرکز چهار (پنج) بنگاه عبارت از سهم بازاری چهار (پنج) بنگاه بزرگ صنعت است که با علامت اختصاری $(CR_5)CR_4$ نشان داده می‌شود:

$$CR_n = \sum_{i=1}^{i=N} Si \quad i = 1,\ldots,k \qquad \text{K>N} \qquad (۶)$$

در اینجا k تعداد بنگاه‌های فعال در صنعت موردنظر، Nتعداد بنگاه‌های بزرگ و Si سهم بازاری بنگاه iام می‌باشد CR_n نسبت تمرکز n بنگاه که به‌صورت 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 (خداداکاشی، 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

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

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 به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\log TR_{it} = \alpha_i + \sum_{i=1}^{3} \beta_{it} \log W_{it} + \sum_{j=1}^{3} y_j \log CF_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

$$\log TR_{it} = \alpha_i + \log RC_{it} + \log PE_{it} + \log w_{it} + \log HHI_{it} + \log adv_{it} + \log NP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

در رابطهٔ بالا اندیسi بیانگر زمان موردنظر و اندیس t نیز بیانگر صنعت است. $(\log TR_{it})$ لگاریتم ارزش درآمد به‌عنوان 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 به‌عنوان متغیر کنترلی مدل و ε_{it} نیز جملهٔ خطا می‌باشند. در این الگو، آمارهٔ H برابر مجموع کشش درآمد کل نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌های تولیدی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H = \sum_{i=1}^{3} \left(\frac{dTR_{it}}{dW_{it}} . \frac{W_{it}}{TR_{it}} \right) = \sum_{i=1}^{3} \beta_i \quad (۹)$$

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

$$\log ROA_{it} = \alpha_i + \log RC_{it} + \log PE_{it} + \log w_{it} + \log HHI_{it} + \log adv_{it} + \log NP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

$$H = \sum_{i=1}^{3} \left(\frac{dROA_{it}}{dW_{it}} . \frac{W_{it}}{ROA_{it}} \right) = \sum_{i=1}^{3} \beta_i \quad (۱۱)$$

به‌طوری‌که اگر مقدارعددی این آماره در معادلهٔ 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، به‌منظور 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 می‌دهدکه متغیرها درسطح، 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 پنل بودن و شیوه تخمین مدل مشخص گردد. در این پژوهش برای تعیین نوع مدل و اثرات آن آماره F لیمر (آزمون چاو) وآزمون هاسمن[۶] به کارگرفته شده است؛ نتایج این آزمون‌ها به شرح زیر می‌باشد:

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

$(X^2=۱۲/۶۹۰۲, d.f=۶), Prob=۰/۰۴)$

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

۱. با توجه به نبود آمار و اطلاعات برای محاسبه قیمت اجاره سرمایه از رویکرد نئوکلاسیکی به‌صورت $PV = w^n L + \rho_c K + \Omega$ 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

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

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	–
$\overline{R}^2$	۰/۹۸۶۳	–
D.W	۲/۱۰۱۰	–
Wald Test (lW+lRC+lPE)=1	X^2=۱/۲۴۴۷	۰/۲۶۴۶

مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیارمتغیرهاست

مآخذ: 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 ازنرخ بازده دارایی‌ها (ROA)[1] به‌عنوان متغیر مستقل به 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 (۰/۰۳۸۲)	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	–
$\overline{R}^2$	۰/۸۱۱۴	–
D.W	۲/۰۳۸۶	–
Wald Test (lw+lRC+lPE)=0	X^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 صفرE=0 (فرضی که در آن بیان می‌شود بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت هستند) مورد تائید قرار می‌گیرد. در ادامه برای کنترل این ادعا که ساختار بازاری حاکم برصنعت 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 گردیدکه نتایج مربوط به این محاسبات طی سال‌های ۱۳۸۶- ۱۳۷۴ در قالب جدول (۳) ارائه شده است.

۱. نرخ بازده دارایی‌ها به وسیلهٔ درآمد خالص به دارایی‌های کل محاسبه می‌شود (Bikker, Shaffer and Spierdijk, 2009).

جدول ۳. ارقام تمرکز و تعداد کارگاه‌های صنعت موادغذایی وآشامیدنی در دورهٔ (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	۰/۵۲۴۴	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

مآخذ:یافته‌های تحقیق

براساس نتایج به‌دست‌آمده 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 به‌طوری‌که براساس نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر این شاخص از CR4=۰/۵۰۴۰ در سال ۱۳۷۴ به CR4=۰/۴۳۹۷ درسال ۱۳۸۶ رسیده است و براساس شاخص هرفیندال نیز این شاخص از HHI=۰/۱۶۰۰ در سال ۱۳۷۴ به HHI=۰/۱۲۵۲ در سال ۱۳۸۶کاهش پیدا کرده است.

جدول ۴. متمرکزترین و رقابتی‌ترین صنایع ذی‌ربط صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در سال ۱۳۸۶

کد	نام صنعت	شاخص تمرکز		ساختار بازار
		HHI	CR4	
۱۵۵۳	تولید مالتا 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	۰/۲۷۶۹	۰/۷۷۹۲	$HHI \succ 1800$ $CR4 \succ 60$
۱۵۱۸	تولید الکل اتیلیک	۰/۲۰۱۹	۰/۷۷۵۲	
۱۵۱۵	کشتار دام و طیور	۰/۰۲۰۲	۰/۱۵۸۹	رقابتی‌ترین صنایع
۱۵۴۵	نانوایی	۰/۰۲۱۳	۰/۱۸۷۲	براساس
۱۵۲۰	تولید فراورده‌های لبنی	۰/۰۲۳۳	۰/۲۲۶۱	$HHI \leq 1000$ $CR4 \leq 40$
۱۵۱۹	عمل‌آوری و حفاظت میوه‌هاو سبزی از فساد	۰/۰۲۳۰	۰/۲۲۷۶	

مآخذ: نتایج تحقیق

از سوی دیگر، بررسی تعداد بنگاه‌ها که رقم آن از ۱۹۵۹ بنگاه در سال ۱۳۷۴به 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، به‌طوری‌که هرچه یک بازار به شرایط رقابتی نزدیک‌تر باشد کارکرد آن بازار از جهت کارایی مناسب‌ترخواهد بود.

از طرفی نتایج تحقیقات صورت گرفته براساس شاخص CR4 و HHI نشان‌دهندهٔ آن است که از ۲۲ صنایع ذی‌ربط صنعت موادغذایی 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 به‌صورت 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 ۶۳/۶درصد از بنگاه‌های فعال در این صنعت ساختار بازارشان به‌صورت 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 ۱۳۸۶-۱۳۷۴ استفاده شد. نتایج پژوهش با استفاده از مدل پانزار-راس با استناد به آمارهٔ H که از مجموع کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها به دست آمده است با مقدار عددی برابر H=۰/۹۸ و آزمون فرضیهٔ رفتار رقابتی نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در این صنعت در تعادل بلندمدت بوده و در فضای رقابتی و دور از انحصار فعالیت می‌کنندکه 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 نشان‌دهندهٔ کاهش نسبت تمرکز در این صنعت برای دورهٔ زمانی مورد مطالعه می‌باشد؛ بنابراین از آنجایی‌که صنعت موادغذایی وآشامیدنی، 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 واختراع 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 پایش کننده 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

خدادادکاشی، 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.

خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۸۹)، *اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)*، تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).

ـــــــــ (۱۳۷۹). *ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران*، چاپ اول، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

خدادادکاشی، فرهاد؛ نورانی آزاد، سمانه و خدیجه گراوند (۱۳۹۴)، "مقایسه تطبیقی قدرت انحصاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران"، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال دوم، شماره ۳، صص ۴۸-۲۷.

صدرایی 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.

شهیکی‌تاش، 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.

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ محمودپور، کامران و حدیثه محسنی (۱۳۹۳)، "مقایسه تطبیقی شکاف میان

قیمت و هزینه نهایی درصنایع کارخانه‌ای ایران و کشورهای منتخب"، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال‌دوم، شماره ششم، صص ۵۶- ۳۹.

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

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. Coccorese (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.