فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال دوم/ شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۴/ صفحات ۴۸-۲۷

مقایسه تطبیقی قدرت انحصاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران

فرهاد خدادادکاشی
استاد اقتصاد دانشگاه پیام نور، khodadad@pnu.ac.ir
سمانه نورانی‌آزاد*
استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور، noraniazad@pnu.ac.ir
خدیجه گراوند
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه پیام نور، khgeravand@ymail.com

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۰/۴ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۲/۲۲

چکیده

هدف اصلی این مقاله ارزیابی رقابت و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری در دو رویکرد غیرساختاری برسنان- لئو و پنزار- راس می‌باشد. بدین منظور از داده‌های کد چهاررقمی ISIC مرکز آمار ایران در زیر بخش‌های صنعت لاستیک و پلاستیک ایران طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۷۴ استفاده‌شده است. در این تحقیق با توجه به داده‌های پنل معادلات عرضه و تقاضا به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS) و معادله درآمد به روش اثرات ثابت (LSDV) برآورد شده است. نتایج پژوهش با استناد به مدل برسنان- لئو دلالت بر آن دارد که بنگاه‌ها به تبانی با یکدیگر می‌پردازند و ضریب تغییرات حدسی با مقدار عددی ۰/۸۲= ساختار بازار رقابت ناقص را در این صنعت نشان می‌دهد. از سوی دیگر نتایج به‌دست‌آمده از مدل پنزار- راس نشان می‌دهد که مجموع کشش درآمدی بنگاه‌ها نسبت به قیمت نهاده‌ها برابر H=۰/۸۱ است که می‌توان انتظار داشت بنگاه‌ها در این صنعت در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. همچنین مقایسه تطبیقی نتایج به‌دست‌آمده در دو رویکرد بیانگر نقصان رقابت در این صنعت است.

واژه‌های کلیدی: قدرت بازاری، تغییرات حدسی، آماره H، رقابت، انحصار.

طبقه‌بندی JEL: L10 L13 L69.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

صنعت تولید لاستیک و پلاستیک یکی از مهم‌ترین زیربخش‌های صنعتی ایران و جزو صنایع پایین‌دستی پتروشیمی است که با توجه به تقاضای کافی محصولات این صنعت در داخل، می‌توان رشد مناسبی را برای آن متصور بود. با عنایت به اهمیت این صنعت در تأمین نیاز مصرفی خانوارها و نیاز نهاده‌ای بخش ناوگان کشور، طی ۱۰ سال گذشته سالانه ۱۹/۳ درصد رشد مصرف در محصولات این حوزه مشاهده می‌شود.

درحالی‌که میزان مصرف این محصول در کشور سالانه ۳۳۸ هزار تن برآورد شده، تولیدکنندگان داخلی تنها ۲۳۰ هزار تن را در کشور تولید می‌کنند و حدود ۳۵ تا ۴۰ درصد نیز از طریق واردات تأمین می‌شود (حیدری‌ساری و همکاران، ۱۳۹۰).

همچنین بررسی‌های انجام‌شده طی دهه گذشته روند افزایشی تولید محصولات این صنعت (رشد ۶ درصدی) را نشان می‌دهد. بااین‌وجود سهم ایران از صادرات این صنعت بسیار ناچیز بوده به‌طوری‌که رشد سالانه واردات بیش از صادرات در این صنعت نشانگر کاهش رقابت‌پذیری محصولات تولیدی و لزوم توجه جدی برای حمایت از تولید داخلی و رقابت‌پذیر کردن آن را آشکار می‌کند. از طرفی این بخش با ۵ درصد اشتغال کل صنعت، ۷ درصد از بنگاه‌های با ظرفیت بیش از ده نفر کارگر صنعتی را شامل شده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۹). درواقع مجموع ارقام فوق مؤید آن است که این صنعت اهمیت استراتژیک برای تأمین نیاز مصرفی خانوارها و بخش ناوگان جاده‌ای کشور و حمل‌ونقل بار و مسافر دارد.

واقعیت‌های مشهود در خصوص بنگاه‌های فعال در زیر بخش‌های صنعت لاستیک و پلاستیک نشان می‌دهد که در صنعت تولید لاستیک، شرکت‌های تولیدی تایر بارز، دنا، پارس، البرز و آرتاویل تایر به ترتیب با سهم ۲۳/۶، ۱۵، ۱۲، ۱۰ و ۱۰ درصد بالاترین سهم از کل ظرفیت لاستیک تولیدشده در داخل را به خود اختصاص داده‌اند (حیدری-ساری و همکاران،۱۳۹۰). به‌عبارت‌دیگر در این زیر بخش، تنها پنج بازیگر فعال بیش از ۷۰ درصد سهم بازاری را با شاخص تمرکز CR5=۰/۷۱ در اختیار دارند. در صنعت تولید سایر محصولات لاستیکی نیز بخش عمده بازار در دست تعداد محدودی بنگاه قرار دارد، به‌طوری‌که بیش از ۴۰ درصد کل تولید بازار با شاخص تمرکز CR5=۰/۴۱ سهم این بنگاه‌ها می‌باشد. از طرفی شاخص شدت مانع ورود[۱] به ترتیب با مقادیر عددی ۰/۰۸۳=

[۱] Cost Disadvantage Ratio

CDR و CDR=۰/۰۹۱، می‌تواند بیانگر مرتفع بودن مانع ورود در مقابل تازه‌واردین باشد. درمجموع مشاهده می‌شود که این صنعت به لحاظ شاخص‌های تمرکز و شدت موانع ورود، همه شرایط بازار رقابت کامل مانند تعداد زیاد تولیدکنندگان و عدم تمرکز در صنعت را تأمین نمی‌کند، بنابراین در عمل رقابت کامل نیست؛ اما به دلیل اینکه شاخص‌های تمرکز و CDR تنها به ساختار بازار توجه دارند و عنصر رفتار و عملکرد بازار را به‌خوبی توضیح نمی‌دهد معیار ضعیفی از رقابت هستند؛ بنابراین تحقیق حاضر تنها به شاخص‌های فوق-الذکر بسنده نکرده است و تلاش بر آن دارد که با توجه به رفتار بنگاه‌ها در بازار نسبت به شرایط رقابت و انحصار در این صنعت قضاوت نماید.

بر این اساس این پژوهش با استناد به پارامتر رفتاری و آماره H[1] به ارزیابی رقابت و انحصار می‌پردازد. شایان‌ذکر است که وجود تبانی، ضمن آن‌که سبب افزایش قیمت به نفع تولیدکنندگان نهایی می‌شود می‌تواند بازارهایی با ساختار رقابت ناقص ایجاد کند. از طرفی قدرت نفوذ و عکس‌العمل استراتژیک بنگاه یا گروهی از بنگاه‌های تولیدی در درون صنعت با عملکرد اقتصادی آن‌ها مرتبط است که می‌تواند به‌عنوان معیار قدرت بازاری نقش عمده‌ای ایفا نماید؛ بنابراین بررسی قدرت بازاری در صنایع مختلف این امکان را فراهم می‌آورد که سیاست‌گذاران با طراحی و ارائه الگویی مناسب برای تولیدکنندگان، آن‌ها را به سمت تولید محصول با بیشترین منافع اجتماعی راهنمایی نمایند. ازاین‌رو هدف محوری این تحقیق ارزیابی وضعیت رقابت و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری با بهره‌گیری از دو رویکرد غیرساختاری در زیر بخش‌های صنعت لاستیک و پلاستیک ایران است. درواقع این تحقیق با استفاده از مدل‌های برسنان- لئو[2] و پنزار- راس[3] به ارزیابی ساختار بازار می‌پردازد تا به این سؤال پاسخ دهد که ساختار بازار صنعت لاستیک و پلاستیک ایران رقابتی است یا انحصاری؟ و آیا ساختار بازار در دو رویکرد نتایج یکسانی را نشان می‌دهند؟ بدین منظور از داده‌های کد چهاررقمی ISIC مرکز آمار ایران در زیر بخش‌های صنعت لاستیک و پلاستیک ایران طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۷۴ جهت تخمین و برآورد استفاده شده است.

---

[1] پارامتر رفتاری به چگونگی عکس‌العمل استراتژیکی بنگاه‌های صنعت نسبت به تغییر در ستاده بنگاه شاخص اشاره دارد. همچنین آماره H از مجموع کشش درآمدی فرم خلاصه شده بنگاه نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌های تولیدی به دست می‌آید. دلیل اصلی استفاده از این معیارها آن است که این مدل‌ها در تنظیم سیاست رقابتی نقش اساسی ایفا می‌کنند و می‌توان از مدل تخمینی برای شبیه‌سازی اثرات تغییر در بازار استفاده نمود.

[2] Bresnehan Lau

[3] Panzar Rosse

در ادامه مقاله به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است: در قسمت دوم ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و پیشینه تحقیق بیان می‌گردد. در قسمت سوم، ساختار الگوی برسنان- لئو و پنزار- راس موردبررسی قرار می‌گیرد. سپس برآورد اقتصادسنجی الگو و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها در قسمت چهارم ارائه خواهد شد. درنهایت در بخش پایانی جمع‌بندی و توصیه سیاستی بیان خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

تحلیل ساختار بازار و بررسی ویژگی‌های رقابت و انحصار[۱] در یک صنعت یکی از مهم‌ترین مباحثی است که امروزه اقتصاددانان و پژوهشگران با استفاده از رویکردهای مختلف سعی در شناخت و اندازه‌گیری آن دارند؛ بنابراین در ادامه‌ی این بخش مبانی نظری و مطالعات انجام‌شده‌ی داخل و خارج کشور در این خصوص مرور می‌شود.

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

در ادبیات اقتصاد صنعتی در خصوص اندازه‌گیری رقابت و انحصار دو رویکرد ساختاری و غیرساختاری[۲] مطرح می‌شود. در مدل ساختاری که شامل الگوی ساختار- رفتار- عملکرد (SCP)[۳] می‌باشد و نخستین بار توسط بین[۴] ارائه گردید، ساختار بازاری صنعت با استفاده از سهم بازاری بنگاه، نسبت تمرکز و شاخص هرفیندال- هیرشمن[۵] مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر این روش (SCP) بر اساس این ایده که سازمان و ساختار بازار تعیین‌کننده رفتار بنگاه‌ها در درون صنعت است، شکل گرفته است. ازاین‌رو در این روش، ساختار بازار منجر به قدرت بازاری و سود فراتر از حد نرمال[۶] خواهد شد (بین، ۱۹۵۱).

در همین رابطه دمستز[۷] با ارائه فرضیه ساختار کارا (ESH)[۸] عنوان نمود که تمرکز و تسلط یک یا تعدادی از بنگاه‌ها بر بازار، نتیجه عملکرد مبتنی بر کارایی است. به‌عبارت‌دیگر بنگاه‌های کارای با سهم بازاری بالا به دلیل ارائه کالا و خدمات باکیفیت بالا و قیمت پایین می‌توانند بر بازار مسلط شوند و در موقعیت ممتاز و انحصاری قرار گیرند؛ یعنی جهت

---

۱ Competition and monopoly
۲ Structure and Non Structure Indicators
۳ Structure-conduct-Performance
۴ Bain
۵ Herfindahl Hirschman index
۶ Abnormal Profits
۷ Demsetz
۸ Efficient Structure Hypothesis

علیت از قدرت بازاری به سودآوری بالاتر نیست، بلکه کارایی برتر باعث سودآوری بالاتر و تمرکز بیشتر می‌شود (دمستز،۱۹۷۳).

همچنین، بامول[۱] در تئوری بازارهای منازعه‌ای[۲] بیان می‌کند که ماهیت هر بازار به شرایط ورود به آن بازار وابسته است و اگر بنگاه‌های بالقوه برای ورود به بازار با مانع روبرو نشوند، آن بازار مطمئناً رقابتی خواهد بود و برعکس هرچه موانع ورود به بازار مرتفع باشد، بازار به انحصار نزدیک می‌شود؛ بنابراین در صورت کاهش شدت موانع ورود به بازار، سیاست‌گذاران نگرانی کمتری در مورد فعالیت بنگاه‌های غالب در بازار خواهند داشت (بامول، ۱۹۸۲).

از طرفی رویکردهای اقتصادصنعتی تجربی جدید (NEIO)[۳] که بر جنبه رفتاری بازار مانند رفتار و عکس‌العمل‌های استراتژیک بنگاه‌ها در صنعت متمرکز است، در پاسخ به ضعف تئوریکی روش‌های ساختاری، با استخراج مدل‌ها، از تئوری‌های اقتصاد خرد سعی در اندازه‌گیری قدرت بازاری دارد؛ یعنی در نگرش اقتصادصنعتی تجربی جدید مدل‌های غیرساختاری متفاوتی توسعه‌یافته است که رفتار صنایع را بدون هیچ اطلاعی در مورد ساختار بازار با استفاده از برآورد مستقیم هزینه نهایی، معیار تغییرات حدسی[۴] و مدل‌های ایستای مقایسه‌ای[۵] مورد تحلیل و ارزیابی قرار می‌دهد (آجیدی و آدرمی، ۲۰۱۵).

آبا لرنر[۶] (۱۹۳۴) برای نخستین بار از طریق بهینه یابی در سطح بنگاه‌ها قدرت انحصاری را در بازار انحصاری به‌صورت L=((P-MC)/P)=1/E محاسبه نمود، اما وی در استخراج شاخص خود یک بازار انحصار کامل را در نظر گرفت درصورتی‌که در دنیای واقعی ترکیبی از نیروی‌های رقابت و انحصار وجود دارد و بازار حاوی جنبه‌های مختلفی است که آن را متفاوت از مدل انحصار کامل می‌سازد (الزینگا و میل[۷]،۲۰۱۱).

از طرفی برسنان و لئو (۱۹۸۲) بر الگوی رفتاری و شیوه همکاری بنگاه‌ها تأکید نموده و با تکیه بر تغییرات حدسی و عکس‌العمل استراتژیک بنگاه‌ها طیف وسیعی از ساختار بازار را در مدل خود پوشش دادند. آن‌ها به‌منظور به دست آوردن پارامتر رفتاری از دو معادله

---

۱ Baumol
۲ Contestable Market
۳ New empirical industrial organization
۴ Conjectural Variation
۵ Comparitive Static Models
۶ Abba Lerner
۷ Elzinga and Mills

پایه‌ای شامل معادله تقاضا و شرط بهینگی در بازار انحصار چندجانبه استفاده نمودند؛ بنابراین مدل آن‌ها از سیستم دو معادله‌ای تقاضا و شرط بهینگی که از برابری درآمد نهایی و هزینه نهایی $MR \quad P + P_Q\ Q,Z)*Q = MC(Q,W$ به دست می‌آید، تشکیل‌شده است؛ که البته نکته مهم در شرط بهینگی تفسیر است (برسنان، ۱۹۸۹). برسنان (۱۹۸۲) دو تفسیر در مورد مطرح نمود. طبق تفسیر اول به‌عنوان معیاری برای سنجش شکاف بین قیمت و هزینه نهایی شناخته می‌شود؛ یعنی براساس رابطه بهینگی $P - MC \quad - P_Q.Q$ بوده و در این شرایط شاخص لرنر به صورت $L \quad \frac{P-MC}{P} \quad -\frac{P_Q Q}{P} \quad -\frac{}{E}$ خواهد بود که در آن E کشش قیمتی تقاضای بازار می‌باشد. ازآنجاکه در این الگو θ در بازه $0,1$ قرار می‌گیرد، می‌توان نتیجه گرفت که شاخص لرنر در محدوده $L \quad 0,-\frac{1}{E}$ است. ازاین‌جهت بعضی اقتصاددانان استدلال می‌کنند که می‌تواند به‌عنوان شاخص قدرت بازاری در نظر گرفته شود؛ بنابراین می‌توان بیان نمود که شاخص لرنر تعدیل‌شده برحسب کشش قیمتی تقاضای بازار است؛ یعنی برابر LE- = خواهد بود (اپلبام[۱]، ۱۹۸۲).

در تفسیر دوم که مورد تأکید اقتصاددانان است، را به‌عنوان «تغییرات حدسی کلی»[۲] در نظر گرفته می‌شود. در این تفسیر به‌منظور استخراج تغییرات حدسی فرض می‌شود n بنگاه در یک بازار انحصار چندجانبه، کالاهای همگنی تولید می‌کنند و سطح تولید بازار (Q) برابر مجموع تولید تمامی بنگاه‌ها است. همچنین بنگاه‌ها دارای تابع هزینه یکسان ($C(q_i)$) و هزینه نهایی هر بنگاه برابر $MC \quad c\ (q_i)$ می‌باشد؛ بنابراین طبق تعریف متعارف، تغییرات حدسی هر بنگاه مقدار ثابتی مانند $v \quad \frac{dQ_{-i}}{dq_i}$ است و نشان می‌دهد که چگونه n-۱ بنگاه رقیب نسبت به تغییرات تولید بنگاه i واکنش نشان می‌دهند به‌طوری‌که Q_{-i} مجموع ستاده تمامی بنگاه‌ها به‌جز بنگاه i ام است؛ ازاین‌رو شرط بهینگی برای بنگاه شاخص i به‌صورت زیر خواهد بود:

$$MR \quad P \quad P_Q q_i\ 1 \quad v \quad MC \qquad (۱)$$

---

[۱] Appelbum

[۲] Aggregate Conjectural Variation

از سوی دیگر با توجه به اینکه در تعادل n بنگاه مقادیر یکسانی تولید می‌کنند بنابراین $q=q_i$ خواهد بود. همچنین با ضرب طرف دوم رابطه فوق در n/n و به استناد رابطه $q_i=Q/n$ خواهیم داشت:

$$MR \quad P \quad P_Q Q \ \frac{1 \quad v}{n} \quad MC \qquad (۲)$$

از طرفی مقایسه شرط بهینگی اولیه و رابطه (۲) نشان می‌دهد که $\frac{1 \quad v}{n}$ خواهد بود؛ بنابراین زمانی که n بنگاه یکسان در بازار وجود داشته باشد $v,$ به ترتیب در بازه [۱و۰] و [۱-n و ۱-] v قرار می‌گیرند. جدول زیر نشان می‌دهد که $v,L,$ طبق ساختارهای مختلف بازار به‌صورت زیر با یکدیگر مرتبط هستند.

جدول (۱): معیارهای ساختاری بازار

ساختار بازار		v	L
رقابت قیمتی (برتراند)	۰	-۱	۰
کورنو- ناش	۱/n	۰	-۱/nE
کارتل	۱	n-۱	-۱/E

منبع: پرلوف و همکاران[۱] (۲۰۰۷)

بنابراین طبق تفسیر دوم، به‌عنوان معیار انحراف بین قیمت و هزینه نهایی شناخته نمی‌شود بلکه به‌عنوان یک شاخص رفتاری به ارزیابی تغییرات حدسی می‌پردازد (پرلوف و همکاران،۲۰۰۷). کورتز[۲] به تفسیر اول که را معیاری برای اندازه‌گیری شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در نظر می‌گیرد، انتقاد می‌کند و نشان می‌دهد که یک برآوردگر نااریب از تغییرات حدسی است (کورتز، ۱۹۹۹).

همچنین پنزار و راس برای اندازه‌گیری رقابت در سطح بازار مدلی را ارائه نمودند که روش کار آن براساس معادله درآمدی فرم خلاصه‌شده[۳] می‌باشد. آن‌ها شاخص مختصر و موجزی را که «آماره H»[۴] نامیده می‌شود، به‌صورت مجموع کشش درآمد فرم خلاصه‌شده نسبت به قیمت نهاده‌ها ارائه نمودند که البته با فروضی محدود می‌توان این شاخص را برای اندازه‌گیری رقابت در یک بازار خاص به‌کار برد. این مدل بر این فرض استوار است که

---

۱ Perloff and et.al

۲ Corts

۳ Reduced form Revenue Equation

۴ H-Statistics

بنگاه‌ها به دنبال حداکثرسازی سود و در پاسخ به تغییرات در هزینه‌ی نهاده‌های فعال در آن بازار استراتژی‌های متفاوت قیمتی را به‌کار می‌گیرند. ضمناً روشی که پنزار و راس بنیان نهاده‌اند بر پایه تئوری ایستای مقایسه‌ای استوار بوده و ریشه در تعادل عمومی بازار دارد (پنزار- راس، ۱۹۸۷).

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این بخش از مقاله به‌طور اجمالی، برخی از مطالعات در خصوص ارزیابی رقابت و قدرت بازاری توسط محققین و اقتصاددانان داخل و خارج کشور مرور می‌شود.

آجیدی و آدرمی[۱] (۲۰۱۵) در مقاله خود تحت عنوان قدرت بازاری در بازار سپرده نیجریه با بهره‌گیری از رویکرد برسنان- لئو، داده‌های سالیانه ۲۰۱۲-۱۹۸۶ و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای به اندازه‌گیری قدرت بازاری در بازار سپرده کشور نیجریه می‌پردازد. نتایج پژوهش دلالت بر وجود ساختار رقابت انحصاری در بازار سپرده داشته است. از سوی دیگر تغییرات و اصلاحات در سیستم بانکی کشور نیجریه، بهبود در شرایط رقابتی در این صنعت را نشان می‌دهد.

آکالین و سالینگ[۲] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با بهره‌گیری از مدل پنزار- راس در بخش بانکی ترکیه طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۲ بررسی رقابت می‌پردازند. آن‌ها از داده‌های ۲۲ بانک تجاری ترکیه استفاده نمودند و به دلیل بحران‌های مالی در سال ۲۰۰۸ و قوانین و مقررات ادغام و تورم بالا در سال ۲۰۰۲ سال‌های موردبررسی را به دو بخش سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۲ و ۲۰۱۳- ۲۰۰۸ تقسیم نمودند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که در کل دوره، آماره H (مجموع کشش درآمد بهره نسبت به قیمت نهاده‌ها) با مقدار برابر ۰/۵۹۹ ساختار بازار رقابت انحصاری را نشان می‌دهد. همچنین این آماره در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۲ و ۲۰۱۳- ۲۰۰۸ به ترتیب با مقادیر H=۰/۵۰۱ و H=۰/۷۰۷ وجود ساختار رقابت انحصاری را تائید می‌کند. البته مقایسه تطبیقی ساختار بازار در این دو دوره بیانگر افزایش رقابت-پذیری است.

لاکوما[۳] (۲۰۱۳) در مطالعه خود با بهره‌گیری از مدل برسنان - لئو و داده‌های سری زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ به بررسی قدرت بازاری در صنعت نفت خام آمریکا می‌پردازد. نتایج پژوهش دلالت بر اعمال قدرت بازاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت در این صنعت دارد، از سوی دیگر

---

[۱] Ajide and Aderemi

[۲] Acikalin and Saking

[۳] Lakuma

در صنعت نفت خام و در دوره موردبررسی میزان مارک‌آپ ۳۷٪ بالاتر از هزینه نهایی است.

باسک و لاندگرن و رودهلم[۱] (۲۰۱۱) در مقاله خود با بهره‌گیری از مدل برسنان ° لئو و داده‌های هفتگی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۶ تأثیر قدرت بازار در قیمت برق شمال اروپا و چگونگی تکامل درجه قدرت بازاری را در طول فرایند ادغام بررسی نمودند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که در بازار عرضه برق ازنقطه‌نظر آماری درجات قدرت بازاری اندک و معنی‌دار در طول دوره موردبررسی وجود دارد. همچنین اگرچه در اثر ادغام میزان تولید برق در بازار برق شمال اروپا گسترش‌یافته ولی درجه قدرت بازار کاهش‌یافته است. به‌عبارت‌دیگر باوجود ادغام تأثیر قدرت بازاری در قیمت برق بیشتر نشده است.

همزا[۲] (۲۰۱۱) در مقاله خود با استفاده از مدل غیرساختاری پنزار- راس و داده‌های پنل بخش بانکی طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۹ به بررسی ساختار بازار در بخش بانکی تونس می‌پردازد. نتایج پژوهش با مقدار آماره H=۰/۶۷ دلالت بر وجود ساختار رقابت انحصاری در این بازار دارد. همچنین رد آزمون فرضیه مربوط به ساختار بازار رقابتی و انحصاری تأیید دیگری بر این قضیه است که بخش بانکی در کشور تونس درآمدش را در شرایط رقابت انحصاری به دست می‌آورد.

خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله خود با استفاده از مدل تعمیم‌یافته لوپز و آزام به ارزیابی مارک‌آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در بخش صنعت طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴ می‌پردازند. 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.

شهیکی‌تاش و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله خود به بررسی اثر تمرکز بازار و کارایی هزینه در صنعت بانکداری کشور بر حاشیه نرخ سود بانکی با استفاده از مدل سازمان صنعتی تجربی جدید (NEIO) می‌پردازند. نتایج این تحقیق بیانگر کاهش قدرت بازاری بانک‌ها در طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۸۰ است و همچنین ضریب تغییرات حدسی مربوط به

---

[۱] Bask and Lundgren and Rudholm

[۲] Hamza

تسهیلات اعطایی در صنعت بانکداری برابر ۰/۹۶- و تقاضای تسهیلات اعطایی کاملاً بی-کشش و در حدود ۰/۰۸۷ بوده است. اثر قدرت بازاری ۰/۳۷ و اثر کارایی هزینه در صنعت بانکداری در حدود ۰/۳۰- برآورد شده است که این نتیجه بیانگر کاهش ۰/۳ درصدی حاشیه نرخ سود بانکی به دلیل کارایی هزینه و افزایش ۰/۰۷ درصدی آن به دلیل تمرکز بوده است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۳) با بهره‌گیری از داده‌های طرح جامع آمارگیری بخش صنعت ایران طی سل‌های ۱۳۸۶- ۱۳۵۸ و با استفاده از رویکرد تغییرات حدسی و درجه توافق، میزان قدرت انحصاری در دو صنعت نساجی و خودروسازی ایران را اندازه‌گیری نمودند. نتایج پژوهش بر وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت خودروسازی و بالا بودن درجه توافق در این صنعت دلالت دارد. از سوی دیگر، یافته‌های پژوهش دلالت بر ناچیز بودن درجه وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت نساجی و نزدیکی ساختار بازار به شرایط رقابتی دارد. پژویان و همکاران (۱۳۹۰) 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 ۱۳۸۶- ۱۳۷۴ می‌پردازند. 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 توانسته است شکاف قابل‌توجهی بین قیمت و هزینه‌ی نهایی ایجاد کند. آنها همچنین در این مطالعه به این نتیجه می‌رسند 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.

بررسی مطالعات تجربی داخل کشور نشان می‌دهد که باوجود اهمیت استراتژیک صنعت لاستیک و پلاستیک در تأمین نیاز مصرفی خانوارها و بخش ناوگان جاده‌ای کشور و حمل‌ونقل بار و مسافر، مطالعاتی درزمینه‌ی محاسبه قدرت بازاری در این صنعت به‌طور جزئی صورت نگرفته است. ازاین‌رو پژوهش حاضر با عنایت به اهمیت رقابت در افزایش سطح رفاه اقتصادی و اجتماعی مردم جامعه، با استفاده از پارامتر رفتاری و آماره H به‌تفصیل به ارزیابی رقابت در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران می‌پردازد.

۳- ساختار الگو

۳-۱- مدل برسنان - لئو

رویکرد اقتصادصنعتی تجربی جدید (NEIO) که روشی مبتنی بر جنبه رفتاری بازار و عکس‌العمل استراتژیک بنگاه‌ها در صنعت است با الگوسازی مدل‌ها بر پایه اقتصاد خرد و در جهت رفع ضعف مدل‌های ساختار- رفتار- عملکرد (SCP) ارائه‌شده است. مزیت این مدل‌ها این است که معمولاً برای تحلیل قدرت بازاری در صنایع انفرادی مورداستفاده قرار می‌گیرند. در این مدل‌ها از معادلات پایه‌ای شامل معادله تقاضا و شرط بهینگی برای ارزیابی کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری استفاده می‌شود (برسنان ۱۹۸۹).

در این مدل معادله تقاضا به شرح زیر خواهد بود:

$$Q \quad D\ P,Y,Z; \qquad Q \quad {}_{0} \quad {}_{P}P \quad {}_{Y}Y \quad {}_{z}Z \quad {}_{PZ}PZ \quad {}_{PY}PY \qquad (۳)$$

به‌طوری‌که P قیمت، Q مقدار تقاضا، Z,Y بردار متغیر برون‌زای جابجا کننده تقاضا و پارامتر تخمینی در معادله تقاضا است.

از طرفی شرط بهینگی که از برابری درآمد نهایی دریافتی و هزینه نهایی حاصل می‌شود، به‌صورت زیر خواهد بود:

$$P \quad h\ Q,Z,Y; \qquad C\ Q,W; \qquad (۴)$$

به‌طوری‌که $P \quad h\ Q,Z,Y;$ درآمد نهایی، $P \quad h\ Q,Z,Y;$ درآمد نهایی مؤثر[۱] و پارامتر رفتاری (شاخص سنجش قدرت بازاری) است؛ بنابراین فرم تابعی معادله عرضه به‌صورت زیر خواهد بود:

$$P \quad C\ Q,W; \quad - \quad h\ Q,Z,Y;$$

$$P \quad {}_{0} \quad {}_{Q}Q \quad {}_{w}W - \ Q^{*} \qquad Q^{*} \quad \frac{Q}{{}_{p} \quad {}_{pz}Z \quad {}_{PY}Y} \qquad (۵)$$

برسنان (۱۹۸۲) و لئو (۱۹۸۲) از پارامتر رفتاری[۲] استفاده نمودند تا طیف وسیعی از ساختار بازار را در مدل خود پوشش دهند. در این مدل اگر ۰ باشد درآمد نهایی برابر قیمت بوده و ساختار بازار رقابتی است؛ اگر ۱ باشد درآمد نهایی برابر درآمد نهایی انحصارگر می‌شود و ساختار بازار انحصاری است. همچنین برای بین صفر و یک، درجه قدرت بازاری عددی بین انحصار و رقابت است؛ البته درصورتی‌که n بنگاه بازار شبیه هم باشند آنگاه در تعادل کورنو- ناش[۳] برابر ۱/n خواهد بود (برسنان و لئو، ۱۹۸۲).

---

[۱] Effective or Perceived Marginal Revenue

[۲] Conduct Parameter

[۳] Cournot ◦ Nash Equalibrum

۳-۲- مدل پنزار - راس

مدل پنزار ° راس مدل توسعه‌یافته‌ای 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 خلاصه‌شده به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$Ln\ R) = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i Ln(W_i) + \sum_{q=1}^{Q} \rho Ln(Z_q) + \varepsilon \qquad (۶)$$

به‌طوری‌که Z_q برداری از عوامل برون‌زای اثرگذار بر درآمد، (W_i) قیمت نهاده‌های تولیدی و R درآمد تعادلی می‌باشد. پنزار- راس با استفاده از رابطه درآمدی فرم خلاصه‌شده فوق، آماره H را به‌صورت زیر به دست آوردند:

$$H \quad \sum_{i=1}^{n} \cdot \frac{dR}{dW_i} \cdot \frac{W_i}{R} \Big) = \ ^{n}_{i=1} \ _{i} \qquad (۷)$$

به‌عبارت‌دیگر، آماره H برابر مجموع کشش درآمد کل نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌ها تولیدی می‌باشد و با استفاده از علامت و گستردگی آن می‌توان نسبت به انواع ساختار بازار تصمیم‌گیری نمود. به‌طوری‌که در یک بازار انحصاری افزایش در قیمت عوامل باعث افزایش هزینه نهایی، کاهش در ستاده تعادلی و کاهش درآمد کل بازار می‌شود، ازاین‌رو $H۰ \leq$ خواهد بود. در شرایط رقابتی کامل، افزایش در قیمت عوامل منجر به افزایش هزینه‌ها به میزان قیمت عوامل شده بنابراین ستاده تعادلی بدون تغییر باقی می‌ماند. در این شرایط خروج بنگاه‌های غیرکارا از بازار باعث می‌شود که تقاضا، قیمت ستاده و درآمد برای مابقی بنگاه‌ها افزایش یابند، بنابراین آماره H=۱ خواهد بود. همچنین در شرایط رقابت انحصاری، درصد افزایش در قیمت نهاده‌ها کمتر از درصد افزایش درآمد بوده، بنابراین آماره H در محدوده $۰<H<۱$ قرار می‌گیرد (پنزار- راس، ۱۹۸۷).

۴- برآورد اقتصادسنجی مدل

همان‌گونه که در بخش مبانی نظری و ساختار الگو بیان گردید، به‌منظور برآورد اقتصادسنجی الگوی برسنان- لئو لازم است از مدل دو معادله‌ای شامل اطلاعات بخش عرضه، تقاضا و داده‌های کد چهاررقمی ISIC مرکز آمار ایران در زیر بخش‌های صنعت لاستیک و پلاستیک استفاده شود؛ بنابراین مدل دو معادله‌ای شامل معادلات تقاضا و بهینگی (عرضه) مورداستفاده برای اقتصاد ایران به شرح زیر می‌باشد:

(۸)

$$Q_{it} \quad 0i \quad {}_{P}P_{it} \quad {}_{Y}Y_{it} \quad {}_{adv}ADV_{it} \quad {}_{PY}\left(PY_{it} \quad {}_{Padv}\ PADV_{it} \quad it \quad it\right.$$

در رابطه بالا، اندیس i بیانگر صنعت موردنظر و اندیس t زمان را نشان می‌دهد. در این معادله متغیر Y_{it} متوسط درآمد واقعی خانوار شهری و روستایی، ADV_{it} هزینه تبلیغات، Q_{it} مقدار ستاده، P_{it} قیمت ستاده واحد فروش، $(PADV)_{it}$ و $(PY)_{it}$ جملات با اثرات تقاطعی می‌باشند.

داده‌های مربوط به کلیه متغیرهای معرفی‌شده از آمار و اطلاعات مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر طی دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ مربوط به زیر بخش‌های صنعت لاستیک و پلاستیک در قالب سومین ویرایش طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی[۱] (I.S.I.C,Rev.3) استخراج‌شده است.

شایان‌ذکر است که تخمین پارامتر مستلزم وجود اثرات تقاطعی در معادله تقاضا به‌منظور چرخش معادله درآمد نهایی می‌باشد؛ بنابراین تابع تقاضا نباید در متغیرهای برون‌زای ADV,Y تفکیک‌پذیر باشند (استین و سالوانس[۲]، ۱۹۹۹)

از طرفی رابطه بهینگی (معادله عرضه) از برابری درآمد نهایی مؤثر و هزینه نهایی به فرم تبعی زیر خواهد بود:

$$P_{it} \quad 0i \quad {}_{Q}Q_{it} \quad {}_{w}W_{it} \quad Q^{*}_{it} \quad {}_{it} \quad Q^{*}_{it} \quad \frac{Q_{it}}{{}_{p} \quad {}_{pz}Z_{it} \quad {}_{PY}Y_{it}} \qquad (۹)$$

در این معادله، درجه قدرت بازاری برابر – بوده است و شناسایی آن مستلزم محاسبه متغیر Q_{it}^{*} پس از تخمین معادله تقاضا می‌باشد. در این رابطه i صنعت موردنظر، t زمان، Q_{it} مقدار ستاده، P_{it} قیمت ستاده واحد فروش، W_{it} قیمت عوامل تولیدی (نیروی کار، سرمایه، مواد اولیه و واسطه‌ای) و – پارامتر تغییرات حدسی می‌باشند.

در این پژوهش به‌منظور برآورد الگو، از روش تلفیقی اطلاعات مقطعی و اطلاعات سری زمانی استفاده‌شده است. در سیستم دو معادله‌ای فوق، درون‌زا بودن[۳] برخی متغیرهای توضیحی موجب ناسازگاری[۴] برآورد کننده‌های حداقل مربعات معمولی[۵] OLS می‌شود؛

---

۱ International Standard Industrial Classification

۲ Steen and Salvanes

۳ Endogenous

۴ Inconsistency

۵ Ordinary Least Square

بنابراین برای به دست آوردن پارامترهای تخمینی سازگار، لازم است از روش‌های متغیر ابزاری[۱] (IV) همانند روش حداقل مربعات دومرحله‌ای[۲] (2SLS) استفاده شود (بالتاجی[۳]، ۲۰۰۵).

از سوی دیگر در این پژوهش به‌منظور برآورد اقتصادسنجی الگوی پنزار [۵] راس از معادله درآمد فرم خلاصه‌شده به فرم تبعی زیر استفاده می‌شود:

$$Ln\ R_{it} \quad _i \quad \sum_{i\ 1}^{3} {}_i Ln\ W_{it} \quad \sum_{q\ 1}^{2} {}_i Ln\ N_{qit} \quad {}_i Ln\ Q_{it} \quad {}_{it} \qquad (۱۰)$$

به‌طوری‌که $Ln(R_{it})$ لگاریتم ارزش درآمد، $Ln(W_{it})$ لگاریتم قیمت نهاده‌های تولیدی شامل: دستمزد LG_{it}، قیمت اجاره‌ای سرمایه LRC_{it}، قیمت مواد اولیه و واسطه‌ای LPM_{it} و $Ln(N_{1it})$ لگاریتم تعداد بنگاه‌های با مالکیت خصوصی، $Ln(N_{2it})$ لگاریتم تعداد بنگاه‌های با مالکیت دولتی، $Ln(Q_{it})$ لگاریتم ارزش ستاده تولیدی (متغیر مقیاس) و $_{it}$ جمله خطا می‌باشند. در این الگو آماره H برابر مجموع کشش درآمد کل نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌های تولیدی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H \quad \sum_{i\ 1}^{3} \frac{dR_{it}}{dW_{it}} \cdot \frac{W_{it}}{R_{it}} \quad \sum_{i\ 1}^{3} {}_i \qquad (۱۱)$$

قابل‌ذکر است که، با استفاده از آماره H در معادله درآمدی که متغیرهای برون‌زا همان متغیرهای قبلی و نرخ بازدهی به‌جای درآمد به‌عنوان متغیر وابسته جایگزین شده، می‌توان نسبت به تعادل و عدم تعادل بلندمدت بنگاه‌ها تصمیم‌گیری نمود. به‌طوری‌که اگر مقدار این آماره در معادله نرخ بازدهی برابر صفر باشد تعادل بلندمدت بنگاه‌ها را نشان می‌دهد و در غیر این‌صورت بیانگر عدم تعادل بنگاه‌ها است. در ادامه، شمای کلی صنعت لاستیک و پلاستیک در سطح کد چهاررقمی ISIC ایران، در جدول (۲) ارائه شده است.

---

[۱] Instrument Variable

[۲] Two Stage Least Squares

[۳] Baltagi

جدول (۲): شمای کلی از متغیرهای صنعت لاستیک و پلاستیک ایران

نام متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	مشاهده
دستمزد G	۵/۸۶E+۱۱	۲/۸۰E+۱۱	۳/۲۰E+۱۱	۲/۴۰E+۱۱	۷/۳۵E+۱۱	۵۱
قیمت مواد اولیه PM	۴/۳۶E+۸	۱/۰۱E+۸	۲/۹۶E+۹	۱۶۲۳۴۱/۳	۷/۱۶E+۸	۵۱
نرخ اجاره سرمایه RC	۱۱۶/۲۷۸۹	۹۶/ ۵۰۰	۲۵۴/۱۸۲۹	۵/۶۴۶۲۸۲	۷۳/۵۷۸۸۷	۵۱
ستاده Q	۵/۲۰E+۱۲	۲/۲۴E+۱۲	۳/۳۸E+۱۳	۱/۳۲E+۱۱	۶/۹۶E+۱۲	۵۱
درآمد R	۴/۴۸E+۱۲	۲/۲۰E+۱۲	۲/۵۰E+۱۳	۱/۲۸E+۱۱	۵/۴۵E+۱۲	۵۱
قیمت فروش P	۲/۳۱E+۸	۱/۸۸E+۷	۱/۰۳E+۹	۱۱۷۴۲۲	۳/۲۸E+۸	۵۱
درآمد خانوار Y	۷/۹۱E+۷	۶/۳۲E+۷	۲/۱۰E+۸	۱۱۹۲۹۵۹۱	۵۸۵۰۵۴۳۲	۵۱
تبلیغات ADV	۴/۴۷E+۹	۲/۴۶E+۹	۳/۲۷E+۱۰	۳/۵۷E+۸	۶/۵۱E+۹	۵۱
بنگاه خصوصی N1	۲۶۳/۰۷۸۴	۹۲/۰۰۰	۱۰۵۳/۰۰۰	۱۱/۰۰۰	۳۲۵/۱۱۶۳	۵۱
بنگاه دولتی N2	۵/۷۲۵۴۹	۴/۰۰۰	۱۹/۰۰۰	۰/۰۰۰	۵/۳۵۵۶۶۴	۵۱
تعداد بنگاه N	۲۶۸/۸۰۴	۹۵/۰۰۰	۱۰۶۲/۰۰۰	۱۷/۰۰۰	۳۲۷/۷۰۱۲	۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، قبل از تخمین معادلات رگرسیونی تقاضا و بهینگی در مدل برسنان- لئو و معادله درآمد و بازدهی در مدل پنزار- راس به‌منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی[۱] به دلیل غیرواقعی بودن نتایج این رگرسیون‌ها، لازم است آزمون‌های ریشه واحد متغیرها و وجود هم‌انباشتگی[۲] بین متغیرها در معادلات رگرسیونی انجام شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین[۳] (IPS) نشان می‌دهد که متغیرها در سطح، غیرایستا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. از طرفی آماره‌های آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[۴] (۲۰۰۴) فرض عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند یعنی متغیرها در بلندمدت هم‌انباشته هستند. ازاین‌رو بدون هیچ نگرانی می‌توان نسبت

[۱] Spurious Regression
[۲] Cointegration
[۳] Im,Pesaran,Shin
[۴] Pedroni

به تخمین ضرایب در معادلات اقدام نمود. همچنین ضروری است تا نوع داده‌ها از جهت Pool یا پنل بودن و شیوه تخمین مدل مشخص گردد. در این پژوهش برای تعیین نوع مدل از آزمون F لیمر[۱] استفاده‌شده است.

جدول (۳): محاسبه آماره F لیمر

	آماره F لیمر
معادله درآمد در مدل پنزار- راس	F( ) = / prob= /
معادله بازدهی در مدل پنزار- راس	F( ) = / prob= /
معادله تقاضا در مدل برسنان- لئو	F( ) = / prob= /
معادله بهینگی در مدل برسنان- لئو	F( ) = / prob= /

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۳)، تنها در معادله بازدهی، فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود و در بقیه معادلات آماره F نشان‌دهنده رد فرضیه H_0 می‌باشد. رد فرضیه صفر بدین مفهوم است که عرض از مبدأ برای هریک از صنایع موردبررسی متفاوت بوده و مدل از نوع پنل خواهد بود. حال که پنل بودن داده‌ها اثبات گردید، لازم است نسبت به تخمین معادلات به روش پنل با اثرات ثابت (FE) و مدل پنل با اثرات تصادفی (RE) تصمیم‌گیری شود. در این مقاله از اثرات ثابت استفاده‌شده است؛ زیرا مطابق جدول (۴) آزمون هاسمن[۲] مؤید آن است که مدل پنل با اثرات ثابت (FE) مناسب است.

جدول (۴): آزمون هاسمن در معادلات درآمد، تقاضا و بهینگی

	آزمون هاسمن
معادله درآمد در مدل پنزار- راس	X^2 = / Prob= /
معادله تقاضا در مدل برسنان- لئو	X^2 = / Prob= /
معادله بهینگی در مدل برسنان- لئو	X^2 = / Prob= /

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین در جدول (۵) به بررسی همسانی یا ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مرتبه اول ولدریج[۳] در معادلات بهینگی، تقاضا، معادله درآمد و بازدهی اشاره شده است. در آزمون ناهمسانی فرضیه صفر دلالت بر وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال دارد. از

---

[۱] F-Limer Test

[۲] Hausman

[۳] Wooldrige First Order Autoregressive

طرفی در آزمون خودهمبستگی فرضیه صفر بیانگر آن است که جملات اختلال از فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول تبعیت نمی‌کنند.

جدول (۵): آزمون ناهمسانی واریانس و عدم خودهمبستگی جملات اختلال

	H_0: عدم خودهمبستگی	H_0: همسانی واریانس
معادله درآمد در مدل پنزار- راس	F( ) = / [/]	X^2 = / [/]
معادله بازدهی در مدل پنزار- راس	F( ) = / [/]	X^2 = / [/]
معادله تقاضا در مدل برسنان- لئو	F( ) = / [/]	X^2 = / [/]
معادله بهینگی در مدل برسنان- لئو	F( ) = / [/]	X^2 = / [/]
آزمون ناهمسانی فرضیه H_0 دلالت بر همسانی واریانس در جملات اختلال دارد آزمون خودهمبستگی فرضیه H_0 دلالت بر عدم خودهمستگی مرتبه اول بین جملات اختلال دارد.		

مقدار عددی داخل کروشه احتمال رد یا پذیرش فرضیه صفر آزمون را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۵) بیانگر ناهمسانی واریانس در معادله تقاضا و بازدهی می‌باشد که با وزن دهی به مقاطع نسبت به رفع آن اقدام گردید. از طرفی، در معادله بهینگی و درآمد فرض همسانی واریانس پذیرفته می‌شود. همچنین براساس آزمون خودهمبستگی جملات اختلال در معادله درآمدی مدل پنزار- راس، فرض عدم خودهمبستگی جملات اختلال پذیرفته می‌شود ولی معادلات تقاضا، بهینگی و بازدهی دارای خودهمبستگی مرتبه اول بوده که با وارد نمودن جمله AR(۱) می‌توان در جهت رفع آن اقدام نمود. همچنین، مطابق با لئو در جدول (۶) برای شناسایی قدرت بازاری از آزمون تفکیک‌پذیری اثرات متقابل بین قیمت و متغیرهای برون‌زای موجود در معادله استفاده شده است.[۱]

جدول (۶): نتایج آزمون تفکیک‌پذیری اثرات متقابل در معادله تقاضا

$H_0 : \alpha_{PY}$	$H_0 : \ _{Padv} =$
X^2 = / [/]	X^2 = / [/]

مقدار عددی داخل کروشه احتمال رد یا پذیرش فرضیه صفر آزمون را نشان می‌دهد

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۶) بیانگر آن است که اثرات تقاطعی تبلیغات- قیمت در معادله تقاضا معنی-دار نبوده ولی اثرات تقاطعی درآمد- قیمت در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار می‌باشد؛ بنابراین

[۱] لئو با استفاده از تئوری عدم‌امکان اثباتی ریاضی برای شناسایی قدرت بازاری با استفاده از داده‌های قیمت و مقدار در صنعت ارائه نمود. در این تئوری اگر تابع معکوس تقاضا در بردار متغیرهای برونزا تفکیک‌پذیر نباشد امکان شناسایی قدرت بازاری وجود دارد. به‌عبارت دیگر اگر ضریب متغیر تقاطعی در معادله تقاضا صفر نباشد قدرت بازاری قابل تشخیص خواهد بود.

لازم است که اثرات تقاطعی درآمد- قیمت به‌منظور شناسایی قدرت بازاری در معادله تقاضا باقی بماند. در ادامه پس از انجام آزمون‌های لازم به تخمین ضرایب رابطه (۶) و (۷) با استفاده از داده‌های پنل در صنعت لاستیک و پلاستیک در سطح کد چهاررقمی ISIC به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت (FE2SLS)، معادله (۸) به روش اثرات ثابت[۱] و معادله بازدهی به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) پرداخته می‌شود؛ نتایج مربوط به تخمین ضرایب در جدول زیر ارائه شده است.

جدول (۷): نتایج مربوط به تخمین ضرایب در معادله درآمد به روش LSDV، معادله بازدهی به روش GLS و معادلات تقاضا و بهینگی به روش FE2SLS

	معادله تقاضا در مدل برسنان و لئو	معادله بهینگی در مدل برسنان و لئو	معادله درآمد در مدل پنزار- راس	معادله بازدهی در مدل پنزار- راس
Cons	۱۰/۳۹**(۲/۸۳۷)	۷/۰۳۵**(۰/۷۸۷)	۸/۴۴۲**(۲/۳۶۶)	۰/۴۴۶(۰/۹۳۲)
Lpm	-	۰/۰۱۰۷**(۰/۰۰۴)	۰/۰۶۲**(۰/۰۲۴)	-۰/۰۱۶**(۰/۰۰۴)
LG	-	۰/۱۱۱*(۰/۰۵۸)	۰/۵۸۴**(۰/۱۱۰)	-۰/۱۰۵**(۰/۰۱۳)
LRC	-	۰/۰۳۲۱(۰/۰۳۵)	۰/۱۶۴**(۰/۰۸۱)	۰/۱۲۶**(۰/۰۵۳)
LN1	-	-	۰/۶۲۲**(۰/۲۷۲)	-۰/۰۰۱۴(۰/۰۲۶)
LN2	-	-	-۰/۱۲۳ (۰/۱۵۰)	۰/۰۴۴(۰/۰۸۳)
LP	-۰/۱۷۴**(۰/۰۸)	-	-	-
LAdv	۰/۲۱**(۰/۰۴۸)	-	-	-
LY	۱/۷۷**(۰/۵۳۴)	-	-	-
LPY	۰/۷۹۷**(۰/۴۱۴)	-	-	-
LQ	-	۰/۱۳۲(۰/۱۴۴)	۰/۰۴۶**(۰/۰۰۵)	۰/۰۴۸(۰/۰۴۳)
LQset	-	-۰/۸۲۲**(۰/۱۱)	-	
AR(1)	۰/۸۶۵**(۰/۱۰۹)	۰/۳۰۹۵**(۰/۰۸۱)	-	۰/۲۸۰*(۰/۱۴۵)
Sum B_i	-	-	۰/۸۰۹۲	۰/۰۰۴۸
F	۱۶۱۹/۷(۰/۰۰۰)	۴۰۸۳/۶۵(۰/۰۰۰)	۱۲۳/۱۵(۰/۰۰۰)	۸/۲۵۵(۰/۰۰۰)
R^2	۰/۹۹۶۴	۰/۹۹۸۸	۰/۹۵۲۵	۰/۵۹۰۹
$\overline{R}^2$	۰/۹۹۵۸	۰/۹۹۸۵	۰/۹۴۴۷	۰/۵۸۹۳
D.W	۲/۰۲۵۹	۲/۱۴۸۱	۱/۷۸۹	۱/۷۱۵
Wald test	0	X^2= / prob= /	-	-
	lpm+lrc+lg= 0	-	X^2= / prob= /	X^2= / prob = /

مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب را نشان می‌دهند. علامت ** بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ است و علامت * معنی‌داری ضرایب را در سطح ۱۰٪ نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

[۱] Least Square Dummy Variables

همان‌طوری که در جدول (۷) مشخص است، معادله تقاضا مطابق انتظار دارای شیب منفی و تمامی متغیرها در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دارند؛ در این معادله مقدار آماره‌های F , R^2 خوبی برازش و معنی‌داری کل مدل رگرسیون را نشان می‌دهند. همچنین در معادله عرضه اکثریت ضرایب معنی‌دار و علامت مطابق انتظارند. در این معادله متغیر مطمح نظر ضریب متغیر LQset خواهد بود که مقدار عددی آن ۰/۸۲۲۳ − است. همچنین رد آزمون فرضیه رفتار رقابتی و انحصاری در این صنعت، ساختار بازاری رقابت ناقص را نشان می‌دهد. از سوی دیگر ضریب این متغیر در تمامی سطوح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد کاملاً معنادار است. همچنین R^2 در معادله بهینگی با مقدار برابر ۰/۹۹۸۸ نشان‌دهنده خوبی برازش مدل است، آماره دوربین واتسون با مقدار ۲/۱۴۸ بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال و آماره F با مقدار ۴۰۸۳/۶۵ و احتمال صفر بیان‌کننده قابل‌اتکا بودن نتایج می‌باشند.

همچنین نتایج تخمین معادله بازدهی در مدل پنزار- راس و پذیرش آزمون فرضیه تعادل بلندمدت نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در این صنعت در تعادل بلندمدت فعالیت می‌کنند. از سوی دیگر نتایج مربوط به تخمین معادله درآمد فرم خلاصه‌شده در مدل پنزار- راس بیانگر آن است که مجموع کشش درآمدی بنگاه‌ها نسبت به قیمت نهاده‌ها برابر ۰/۸۰۹۲ می‌باشد، به‌عبارت‌دیگر ۱٪ افزایش در قیمت نهاده‌ها منجر به افزایش هزینه و افزایش کمتر از ۱٪ درآمد تعادلی فرم خلاصه‌شده می‌شود. ازاین‌رو با توجه به مقدار عددی این متغیر H=۰/۸۰۹۲ و رد آزمون فرضیه رفتار رقابتی و انحصاری می‌توان انتظار داشت که بنگاه‌ها در تعادل بلندمدت و در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند.

۵- جمع‌بندی و توصیه سیاستی

با توجه به اینکه رفتار و رابطه بنگاه‌ها در بازار می‌تواند عاملی مؤثر در شکل‌گیری انحصار در بازار باشد با افزایش سهم بازاری بنگاه‌ها، بازار در اختیار تعدادی محدود بنگاه قرار می‌گیرد و شرایط برای توافق و همکاری بنگاه‌ها بر سر قیمت و مقدار فراهم می‌آورد. به‌عبارت‌دیگر بروز رقابت یا انحصار می‌تواند به ائتلاف و همکاری که بنگاه‌ها در قبال یکدیگر پیش می‌گیرند بستگی داشته باشد؛ یعنی بنگاه‌ها با اتخاذ رفتارهای استراتژیکی در خصوص قیمت و مقدار و با تحمیل شرایط غیرمنصفانه می‌توانند بازار را از شرایط رقابتی دور کنند. ازاین‌رو این پژوهش با الهام از مطالعه برسنان- لئو و پنزار- راس به بررسی ساختار بازار، به‌منظور دستیابی به شناخت صحیح درزمینه‌ی رقابت و انحصار در

صنعت لاستیک و پلاستیک ایران و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری در این دو رویکرد می‌پردازد. نتایج پژوهش با استفاده از مدل برسنان ° لئو و استناد به پارامتر تغییرات حدسی طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۷۴ بیانگر آن است که بنگاه‌ها در این صنعت در خصوص قیمت و مقدار به توافق رسیده و به همکاری و هماهنگی با یکدیگر می‌پردازند. از سوی دیگر مقدار عددی پارامتر تغییرات حدسی ۰/۸۲ و رد آزمون فرضیه رفتار رقابتی و انحصاری در این صنعت، وضعیتی بین رقابت و انحصار و ساختار بازار رقابت ناقص را نشان می‌دهد. همچنین نتایج به‌دست‌آمده از مدل پنزار ° راس با استناد به آماره H که از مجموع کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها به‌دست‌آمده است، با مقدار عددی برابر H=۰/۸۱ و آزمون فرضیه رفتار نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در این صنعت در تعادل بلندمدت بوده و ساختار بازار رقابت انحصاری در این صنعت حاکم است. از طرفی واقعیت‌های مشهود در خصوص بنگاه‌های فعال در زیر بخش‌های صنعت لاستیک و پلاستیک نشان می‌دهد که در صنعت تولید لاستیک تنها پنج بازیگر فعال بیش از ۷۰ درصد سهم بازاری را در اختیاردارند. در صنعت تولید سایر محصولات لاستیکی نیز از یک‌سو بخش عمده بازار در دست تعداد محدودی بنگاه قرار دارد، به‌طوری‌که بیش از ۴۰ درصد کل تولید بازار سهم این بنگاه‌ها می‌باشد و از سوی دیگر شاخص شدت مانع ورود CDR=۰/۰۹۱ بیانگر آن است که شدت مانع ورود بسیار مرتفع است، بنابراین شرایط برای توافق و همکاری بنگاه‌ها با یکدیگر و زمینه دوری از رقابت در این صنعت فراهم است. به‌عبارت‌دیگر نتایج پژوهش با واقعیت‌ها، در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران تطابق دارد. همچنین مقایسه تطبیقی نتایج به‌دست‌آمده از تخمین دو مدل مؤید آن است که در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران نقصان رقابت وجود دارد و علی‌رغم تأکید برنامه‌های توسعه در جهت حرکت اقتصاد به سمت بازار رقابتی، متأسفانه صنعت لاستیک و پلاستیک کشور حرکتی معکوس و به سمت انحصار بوده است. البته شایان‌ذکر است که مدل برسنان- لئو در مقایسه با دیگر مدل‌ها در بیان درجه قدرت بازاری و واقعیت‌ها در خصوص ساختار بازار، قدرت و توانایی توضیح دهندگی بالاتری دارد. ازاین‌رو با توجه به یافته‌های تحقیق به نهادهای پایش کننده رقابت توصیه می‌شود که ساختار و روابط بین بنگاه‌ها در این بخش به‌خوبی بررسی‌شده و در صورت لزوم با استفاده از ابزارهای نظارتی و کنترل مستقیم مانع اتخاذ الگوی سیاستی یکسان و توافق ضمنی یا آشکار قیمت و مقدار در این بازار شود.

فهرست منابع

۱. ابراهیمی، مهرزاد، خدادادکاشی، فرهاد، و احمدیان، مجید (۱۳۹۳). ارزیابی اندازه همکاری و انحصار در صنایع بزرگ ایران: رویکرد کشش تغییرات حدسی طی سال-های (۱۳۵۸، ۱۳۸۶). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و دوم، ۶۹، ۱۹۸- ۱۷۹.

۲. پژویان، جمشید، خدادادکاشی، فرهاد و شهیکی‌تاش، محمدنبی (۱۳۹۰). ارزیابی ناپارامتریک شکاف بین قیمت و هـزینه‌ی نهایی در صنایع ایران در قالب یک مدل کورنویی. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره هشتم، ۲، ۹۵-۱۲۱.

۳. حیدری‌ساری، محمد، رشید، منوچهر، محمدی، رضا؛ فلاحی‌پیروز، غلامرضا و خداوردی، امین (۱۳۹۰). *بررسی و تحلیل صنعت لاستیک خودرو*، طرح پژوهشی زیر نظر معاونت کالاهای سرمایه‌ای و خدمات زیربنایی سازمان حمایت مصرف-کنندگان و تولیدکنندگان. شرکت چاپ و نشر بازرگانی.

۴. خدادادکاشی، فرهاد، شهیکی‌تاش، محمدنبی، هژبرکیانی، کامبیز و نورانی‌آزاد، سمانه (۱۳۹۳). ارزیابی مارک‌آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۱۲، ۹۰-۵۹.

۵. شهیکی‌تاش، محمدنبی، شیدایی، زهرا و شیوایی، الهام (۱۳۹۳). قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنعت بانکداری ایران طی سال‌های (۱۳۸۰- ۱۳۹۰). *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۶، ۱۵۷-۱۳۳.

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

۷. مرکز آمار ایران (۱۳۹۰- ۱۳۸۷). *نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر*، تهران: دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری‌های بین‌الملل، چاپ اول.

1. Acikalin, S., & Sakinc, i. (2015). Assessing competition with the Panzer-Ross model in the Turkish banking sector. *Journal of Economics Bibliography*, 2(1), 18-28.
2. Ajide, F. M., & Aderemi, A. A. (2015). Market power of Nigerian deposit money market: evidance from Bresnehan- Lau s approach. *American journal of Economics*, 5(1), 21-28.
3. Appelbum, E. (1982). The estimation of degree of oligopoly power. *Journal of Econometric*, 19(2-3), 287-299.

4. Bain, J.S. (1951). Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing 1936-1940, *Quaterly Journal of Economics*, 65, 293-324.
5. Baltagi, B.H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. Third edition, John Wiley & Sons, Ltd.
6. Bask, M., Lundgren, J., & Rudholm, N. (2011). Market power in the expanding Nordic power market. *Applied Economics*, 43, 1035-1043.
7. Baumol, W. j. (1982). Contestable market: an upraising in the theory of industry structure. *American Economic Review*, 72, 1-15.
8. Bresnahan, T.F. (1982). The oligopoly solution is identified. *Economic Letters*, 10(1-2), 87-92.
9. Bresnahan, T.F. (1989). Empirical studies concept of industries with market power. in: Schmalensee, R. and Wiling, R. (Eds.), *Handbook of industrial Organization*, 2, 1011-1057.
10. Corts, K.S. (1999). Conduct parameters and the measurement of market power. *Journal of Econometrics*, 88, 227-250.
11. Demsetz, H. (1973). Industry structure, market power rivalry, and public policy. *Journal of Law and Economics*, 16(1), 1-10.
12. Elzinga, K. G., & Mills. D. E (2011). The Lerner Index of monopoly power: origins and uses. *American Economic Review*, 101(3), 558-564.
13. Hamza, R. A. (2011). Validation Panzar- Ross model in determination the structural characteristics of Tunisian banking industry. *Journal of Economics and International Finance*, 3(5), 259-268.
14. Lakuma, K.P. (2013). Testing cointegration and market power in the American crude oil industry. *International Journal of Economics and Finance*, 5(12), 163-182.
15. Lau, L.J. (1982). On identifiying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economic Letters*, 10, 93-99.
16. Lerner, A.P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power, *The Review of Economic Studies*, 1(3), 157-175.
17. Panzer, J.C. & Rosse, J.N. (1987). Testing for monopoly equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), 443-456.
18. Pedroni, P. (2004). Panel cointigration asympotetic and finite sample peroperties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
19. Perloff, J.M., Karp, L.S., & Golan, A. (2007). *Estimating market power and strategies*. Cambridge university press, New York.
20. Steen, F., & Salvance, K.G. (1999). Testing for market power using a dynamic oligopoly model. *International Journal of Industrial Organization*, 17, 147-177.