

چکیده مقالات

# اولین همایش ملی اقتصاد صنعتی ایران



دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز



اسفند ۱۳۹۴

# اولین همایش ملی اقتصاد صنعتی ایران

۵ و ۶ اسفند ۱۳۹۴ / دانشگاه تبریز

شماره: ۰۲۴۲۷/۱۰۵/۱

تاریخ: ۱۳۹۲/۱۱/۱۸



دانشگاه تبریز

دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی

گواهی می شود:

خانم دکتر سمانه نورانی آزاد، خانم عرفانه راسخ جهرمی

با ارائه اصل مقاله با عنوان:

## ارزیابی پارامتریک ساختار بازار در صنایع غذایی و آشامیدنی ایران یک رویکرد تطبیقی

در اولین همایش ملی اقتصاد صنعتی ایران که در تاریخ ۵ و ۶ اسفند ۱۳۹۴ در دانشگاه تبریز برگزار گردید، مشارکت نموده‌اند. این مقاله در مجموعه مقالات همایش به چاپ رسیده است.

دکتر حسین پناهی

رئیس دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی

دکتر محسن پورعباد الهان کویچ

دبیر همایش

- ۲۸ ..... بررسی تاثیر رقابت بر نوآوری در بخش صنعت ایران: آزمون رابطه U شکل
- ۲۹ ..... اثر سرمایه گذاری تحقیق و توسعه (R&D) بر صادرات
- ۳۰ ..... مقررات تنظیمی و صنعت بانکداری: یک دیدگاه کلی
- ۳۱ ..... تجزیه و تحلیل ادغام در صنایع سیمان کشور
- ۳۲ ..... بررسی عوامل مؤثر بر مکانیابی بنگاههای صنعتی
- ۳۳ ..... استخراج مدل تکامل بنگاههای صنعتی بر اساس الگوی تکامل زیستی
- ۳۴ ..... تحقیق و توسعه و رقابت پذیری صنعتی
- ۳۵ ..... پارانه های صنعتی در فرآیند صنعتی شدن: دیدگاهها و تجارب جهانی
- ۳۶ ..... ساختار صنعت و رشد بنگاههای جدیدالورود. شواهدی از صنایع تولیدی ایران
- ۳۷ ..... کاربرد نظریه بازیها در بازارهای انحصار چند جانبه
- ۳۸ ..... بررسی ساختار بازار زیر بخشهای صنعتی ایران (۱۳۸۶-۱۳۸۱)
- ۳۹ ..... ارتباط میان عملکرد، رفتار و ساختار در بازار مواد غذایی و آشامیدنی
- ۴۰ ..... کاربرد تئوری بازیها در اقتصاد
- ۴۱ ..... بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم صادراتی بنگاههای صنعتی مدل حکمن
- ۴۲ ..... بررسی عوامل مؤثر بر رشد اشتغال یا ناکید بر عوامل مکانی
- ۴۳ ..... تمایزات منطقه ای در رقابت پذیری صنعتی
- ۴۴ ..... ساختار صنعت دارویی ایران
- ۴۵ ..... تحلیل بر کربایی فنی واحدهای استانی بیمه تامین اجتماعی
- ۴۶ ..... ارزیابی پارامتریک ساختار بازار در صنایع غذایی و آشامیدنی
- ۴۷ ..... بررسی و محاسبه همسایگی انحصار نیروگاه ها و رابطه آن قدرت انحصاری
- ۴۸ ..... محاسبه سرمایه و استراتژی های افزایش بهره‌وری نیروی کار
- ۴۹ ..... کاربرد تابع فاصله در ارزیابی کارایی واحدهای دانشگاه آزاد اسلامی
- ۵۰ ..... بهره‌وری صنایع تولیدی و رشد آن
- ۵۱ ..... بررسی و تحویل یادگیری تکنولوژی در صنایع کارخانه‌های ایران
- ۵۱ ..... بررسی عوامل مؤثر بر ساختار بازار: صنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران
- ۵۲ ..... تجزیه و تحلیل ادغام در صنایع پتروشیمی کشور
- ۵۳ ..... برآورد قدرت بازاری تفاضلی صادرات صنعت کاشی و سرامیک
- ۵۴ ..... هزینه‌های باگشت ناپذیر به عنوان یک مانع سخناری ورود به بازار
- ۵۵ ..... تاثیر صادرات بر سودآوری از کانال های تمرکز بازار و R&D در منسوجات
- ۵۶ ..... بررسی الگوی ساختار، رفتار و عملکرد بازار
- ۵۷ ..... مطالعه موردی صنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران

# ارزیابی پارامتریک ساختار بازار در صنایع غذایی و آشامیدنی ایران یک رویکرد تطبیقی

سمانه نورانی آزاد

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، ایران [Email: noraniazad@pnu.ac.ir](mailto:noraniazad@pnu.ac.ir)

عرفانه راسخ جهرمی

مربی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، ایران [Email: rasekherfaneh@yahoo.co.uk](mailto:rasekherfaneh@yahoo.co.uk)

چکیده

هدف محوری این مقاله ارزیابی ساختار بازار و مقایسه تطبیقی میزان قدرت بازاری در دو رویکرد غیرساختاری برسنان- لئو و پنزار- راس می باشد. بدین منظور از داده‌های کد چهاررقمی ISIC مرکز آمار ایران در زیر بخش‌های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۴ استفاده می‌شود. در این تحقیق با توجه به داده‌های پنل معادلات عرضه و تقاضا در مدل برسنان - لئو و معادله درآمد در مدل پنزار- راس برآورد شده است. نتایج پژوهش با استناد به مدل برسنان- لئو دلالت بر آن دارد که بنگاه‌ها به تباری با یکدیگر می‌پردازند و ضریب تغییرات حدسی ساختار بازار رقابت ناقص را در این صنعت نشان می‌دهد. از سوی دیگر نتایج بدست آمده از مدل پنزار- راس نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در این صنعت در شرایط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. همچنین مقایسه تطبیقی نتایج به دست آمده در دو رویکرد بیانگر نقصان رقابت در این صنعت است.

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

## ۱- مقدمه

صنعت تولید و فرآوری غذایی یکی از مهم‌ترین زیربخش‌های صنعتی ایران 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 که در تأمین نیازهای تغذیه‌ای، ارزش‌افزوده بالاتر، کاهش ضایعات بخش کشاورزی، اشتغال‌زایی، مشارکت مستقیم و غیرمستقیم درآمد ملی، ارزآوری، کاهش فقر و پاسخگویی به تغییرات الگوی زندگی ناشی از تغییر در قدرت خرید، تغییر در سلیقه‌ها و نیز توجه به مسائل بهداشتی از اهمیت بالایی برخوردار است. با عنایت به اهمیت این صنعت در تأمین نیاز مصرفی خانوارها و زنجیره غذایی کشور، در ایران حدود ۹ درصد ارزش تولید و ۱۸/۷۷ درصد ارزش‌افزوده کل بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند که با توجه به مزیت نسبی کشور ارزش‌افزوده این بخش در مقایسه با سایر بخش‌ها بیشتر است.

همچنین بررسی‌های انجام‌شده در صنایع فرآوری مواد غذایی به‌عنوان یکی از زیر بخش‌های صنعت نشان می‌دهد که ۱۸/۷۸ درصد از بنگاه‌ها با ظرفیت بیشتر از ۱۰ نفر کارگر صنعتی در این بخش قرار دارند. این بخش با ۱۴/۸۱ درصد از اشتغال کل صنعت سهم ۸/۸۵ درصدی از ارزش سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۹). در واقع مجموع ارقام فوق مؤید آن است که این صنعت اهمیت استراتژیک برای تأمین نیاز مصرفی خانوارها و تأمین زنجیره غذایی کشور دارد.

واقعیت‌های مشهود در خصوص بنگاه‌های فعال در زیر بخش‌های صنایع غذایی و آشامیدنی نشان می‌دهد که در صنعت تولید و فرآوری مواد غذایی در سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به ترتیب ۲۷۳۶ و ۲۷۵۹ کارگاه صنعتی را شامل شده و به‌طور متوسط دارای شاخص هرفیندال- هیرشمن برابر ۰/۱۴۳۵ و شاخص تمرکز ۴ بنگاه برتر برابر ۰/۴۷ می‌باشند. در مجموع مشاهده می‌شود که این صنعت همه شرایط بازار رقابت کامل مانند تعداد زیاد تولیدکنندگان و عدم تمرکز در صنعت را تأمین نمی‌کند بنابراین در عمل رقابت کامل نیست.

براین اساس این پژوهش با استناد به پارامتر رفتاری و آماره H به ارزیابی رقابت و انحصار می‌پردازد. از این‌رو هدف محوری این تحقیق ارزیابی وضعیت رقابت و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری با بهره‌گیری از دو رویکرد غیر ساختاری در زیر بخش‌های صنعت غذایی و آشامیدنی ایران است. در واقع این تحقیق با استفاده از مدل‌های برسنان- لئو و

پنزار- راس به ارزیابی ساختار بازار می‌پردازد تا به این سؤال پاسخ دهد که ساختار بازار صنعت مواد غذایی و آشامیدنی 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 مواد غذایی و آشامیدنی ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۴ جهت تخمین و برآورد استفاده شده است.

در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است: در قسمت دوم مبانی نظری تحقیق و در قسمت سوم، پیشینه تحقیق به طور اجمالی بیان می‌گردد. در بخش مواد و روش‌ها الگوی برسنان- لئو و پنزار- راس مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس به تصریح مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شده است و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان خواهد شد.

## ۲- مبانی نظری تحقیق

تحلیل ساختار بازار و بررسی ویژگی‌های رقابت و انحصار در یک صنعت با روش‌ها و رویکردهای متفاوتی امکان‌پذیر است. به طوری که در ادبیات اقتصاد صنعتی در خصوص اندازه‌گیری رقابت و انحصار<sup>۱</sup> رویکردهای متفاوتی مطرح می‌شود. یکی از این رویکردها، رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید (NEIO) که بر جنبه رفتاری بازار مانند رفتار و عکس‌العمل‌های استراتژیک بنگاه‌ها در صنعت متمرکز است. این رویکرد با استخراج مدل‌ها، از تئوری‌های اقتصاد خرد سعی در اندازه‌گیری قدرت بازاری دارد؛ یعنی در نگرش اقتصاد صنعتی تجربی جدید مدل‌های غیر ساختاری متفاوتی توسعه یافته است که می‌توانند رفتارهای صنایع را بدون هیچ اطلاعی در مورد ساختار بازار با استفاده از برآورد مستقیم هزینه نهایی، معیار تغییرات حدسی<sup>۲</sup> و مدل‌های ایستای مقایسه‌ای<sup>۳</sup> مورد تحلیل و ارزیابی قرار دهند.

آبا لرنر<sup>۴</sup> (۱۹۳۴) برای نخستین بار از طریق بهینه‌یابی در سطح بنگاه‌ها قدرت انحصاری را در بازار انحصاری به صورت  $L = \frac{(P - MC)}{P} = \frac{1}{\epsilon}$  محاسبه نمود، اما وی در استخراج شاخص خود یک بازار انحصار کامل را در نظر گرفت در صورتی که در دنیای واقعی ترکیبی

---

1- Competition and monopoly

2- Conjectural Variation

3- Comparitive Static Models

4- Abba Lerner

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<sup>۱</sup>، ۲۰۱۱)

از طرفی برسنان و لئو<sup>۲</sup> (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 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  $(MR(\theta) = P + \theta P_Q(Q, Z) * Q = MC(Q, W))$  به دست می‌آید، تشکیل شده است. شایان‌ذکر است که نکته مهم در شرط بهینگی تفسیر  $\theta$  است. برسنان (۱۹۸۹) دو تفسیر در مورد  $\theta$  مطرح نمود. طبق تفسیر اول  $\theta$  به‌عنوان معیاری برای سنجش شکاف بین قیمت و هزینه نهایی شناخته می‌شود؛ یعنی براساس رابطه بهینگی که به‌صورت  $P - MC = -\theta P_Q \cdot Q$  بوده است و در این شرایط شاخص لرنر به‌صورت  $L = \frac{P - MC}{P} = -\frac{\theta P_Q Q}{P} = -\frac{\theta}{\varepsilon}$  خواهد بود بنابراین  $\theta$  می‌تواند به‌عنوان شاخص قدرت بازاری یا شاخص لرنر تعدیل‌شده برحسب کشش قیمتی تقاضای بازار  $\theta = -L\varepsilon$  در نظر گرفته شود.

در تفسیر دوم که مورد تأکید اقتصاددانان است،  $\theta$  را به‌عنوان «تغییرات حدسی کلی»<sup>۳</sup> 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  $(Q)$  مجموع تولید تمامی بنگاه‌ها است. همچنین بنگاه‌ها دارای تابع هزینه یکسان  $(C(q_i))$  می‌باشند و هزینه نهایی هر بنگاه  $MC = c'(q_i)$  است؛ بنابراین طبق تعریف متعارف، تغییرات حدسی هر بنگاه مقدار ثابتی مانند  $v = \frac{dQ_{-i}}{dq_i}$  است و نشان می‌دهد که چگونه  $n-1$  بنگاه رقیب نسبت به تغییرات تولید بنگاه  $i$  واکنش نشان می‌دهند به‌طوری‌که  $Q_{-i}$  مجموع ستاده تمامی بنگاه‌ها به‌جز بنگاه  $i$  است؛ از این‌رو شرط بهینگی برای بنگاه شاخص  $i$  به‌صورت زیر خواهد بود:

<sup>1</sup>- Elzinga and Mills

<sup>2</sup>- Bresnahan and Lau

<sup>3</sup>- Aggregate Conjectural Variation

$$MR = P + P_Q q_i [1 + v] = MC \quad (1)$$

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:

$$MR = P + P_Q Q \left( \frac{1+v}{n} \right) = MC \quad (2)$$

از طرفی با مقایسه شرط بهینگی اولیه و رابطه فوق  $\theta = \frac{1+v}{n}$  خواهد بود؛ بنابراین زمانی که  $n$  بنگاه یکسان در بازار وجود دارد  $\theta, v$  به ترتیب در بازه  $\theta \in [0, 1]$  و  $v \in [-1, n-1]$  قرار می‌گیرد.

لذا طبق تفسیر دوم،  $\theta$  به‌عنوان معیار انحراف بین قیمت و هزینه نهایی شناخته نمی‌شود بلکه به‌عنوان یک شاخص رفتاری به ارزیابی تغییرات حدسی می‌پردازد (پرفوف و همکاران، ۲۰۰۷). کورتز<sup>۱</sup> (۱۹۹۹) به تفسیر اول که  $\theta$  را معیاری برای اندازه‌گیری شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در نظر می‌گیرد، انتقاد می‌کند و نشان می‌دهد که  $\theta$  یک برآوردگر نارایب از تغییرات حدسی است.

همچنین پنزار و راس<sup>۲</sup> (۱۹۸۷) برای اندازه‌گیری رقابت در سطح بازار مدلی را ارائه نمودند که روش کار آن براساس معادله درآمدی فرم خلاصه‌شده<sup>۳</sup> می‌باشد. آن‌ها شاخص مختصر و موجزی را که «آماره H»<sup>۴</sup> نامیده می‌شود، به‌صورت مجموع کشش تابع 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 به کار برد. این مدل بر این فرض استوار است که بنگاه‌ها به‌دنبال حداکثرسازی سود و در پاسخ به تغییرات در هزینه‌های نهاده‌های فعال در آن بازار استراتژی‌های متفاوت قیمتی را به کار می‌گیرند. ضمناً روشی که پنزار و راس بنیان نهاده‌اند بر پایه تئوری ایستای مقایسه‌ای استوار بوده و ریشه در تعادل عمومی بازار دارد.

1- Corts

2 - Panzar and Ross

3- Reduced form Revenue Equation

4- H-Statistics



### ۳- پیشینه تحقیق

آکالین و سالینگ<sup>۱</sup> (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  $H=0/501$  و  $H=0/707$  وجود ساختار رقابت انحصاری را تأیید می‌کند. البته مقایسه تطبیقی ساختار بازار در این دو دوره بیانگر افزایش رقابت‌پذیری است.

سالهوفر و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) در مقاله خود به بررسی قدرت بازاری در صنعت خرده‌فروشی تولید شیر کشور استرالیا در طرف عرضه نهاده و مصرف‌کنندگان می‌پردازند. نتایج پژوهش وجود قدرت بازاری در دو بازار نهاده و مصرف‌کننده را تأیید می‌کند.

الندر و ریچارد<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) در مقاله خود با عنوان انحراف بازاری و قدرت بازاری مطالعه موردی صنعت تخم‌مرغ کالیفرنیا به بررسی قدرت بازاری در این صنعت می‌پردازند. نتایج پژوهش دلالت بر آن دارد که از یک طرف حاشیه سود تولیدکننده به صادرات تخم‌مرغ بستگی داشته و از سوی دیگر انحراف از بازار رقابتی در این صنعت دیده می‌شود.

سیتون و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۸) در مقاله خود به بررسی قدرت بازاری در بخش غلات و تأثیر آن بر یارانه اتانول در ایالت متحده آمریکا می‌پردازند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در صنعت روغن‌کشی دانه‌های گیاهی با بیشترین میزان تبانی دارای پایین‌ترین مارک‌آپ و شاخص لرنر است. از طرفی در ۱۲ صنعت از ۳۲ صنعت دارای صرفه‌جویی نسبت به مقیاس ۹ صنعت عدم صرفه‌جویی به مقیاس و ۱۱ صنعت بازدهی ثابت به

---

1- Acikalin and Saking

2- Salhofer and et.al

3- Allender and Richards

4- Saiton and et.al

مقیاس وجود دارد. همچنین در ۱۱ صنعت با وجود اشباع کارایی هزینه وجود دارد و ۱۳ صنعت فاقد کارایی هزینه می‌باشند. از سوی دیگر تمرکز در صنعت روغن تأثیری ملایم بر قیمت دارد.

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای ساختار بازار صنایع غذایی و آشامیدنی ایران را طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج بررسی نشان می‌دهد که شرایط غیررقابتی برای ۱۸ صنعت معنی‌دار شده است و درجه قدرت بازاری در محدوده ۰/۴۳ و ۲/۲۴ قرار دارد. از طرفی ضریب تغییرات حدسی برای دو صنعت آرد و غلات و حبوبات و چای‌سازی بسیار بالا است.

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

شهیکی تاش و محمدزاده (۱۳۹۳) در مقاله‌ای با بهره‌گیری از تابع تقاضای AIDS و رویکرد ایواتا به سنجش کشش تغییرات حدسی در صنایع غذایی و آشامیدنی ایران می‌پردازند. نتایج پژوهش مؤید آن است که صنعت تولید روغن نباتی و حیوانی با ۱۹/۳۷ بیشترین کشش تغییرات حدسی و پس‌از آن صنعت فرآوری لبنی، صنعت قند و شکر و تولید مالتا و ماء‌الشعیر به ترتیب با ارقام ۱۸/۰۱، ۱۷/۱۸ و ۱۰/۵۱ بیشترین تغییرات حدسی و رفتار انحصاری را دارا بوده‌اند.

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.

#### ۴- مواد و روش‌ها

مدل‌هایی که در این مقاله برای تخمین قدرت بازاری صنایع غذایی و آشامیدنی به کار می‌رود توسط برسنان- لئو و پنزار - راس توسعه داده شده است که در ادامه، ابتدا به معرفی مدل برسنان- لئو و سپس پنزار- راس پرداخته می‌شود.

##### مدل برسنان - لئو

در این مدل معادله تقاضا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q = D(P, Y, Z; \alpha) + \varepsilon \quad (1)$$

$$Q = \alpha_0 + \alpha_p P + \alpha_Y Y + \alpha_Z Z + \alpha_{pZ} PZ + \alpha_{pY} PY + \varepsilon$$

به طوری که  $P$  قیمت،  $Q$  مقدار تقاضا،  $Y, Z$  بردار متغیر برون‌زای جابجا کننده تقاضا و  $\alpha$  پارامتر تخمینی در معادله تقاضا است.

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

$$P + \lambda h(Q, Z, Y; \alpha) = C(Q, W; \beta) \quad (2)$$

به طوری که  $P + h(Q, Z, Y; \alpha)$  درآمد نهایی،  $P + \theta h(Q, Z, Y; \alpha)$  درآمد نهایی مؤثر<sup>۱</sup> و  $\theta$  پارامتر رفتاری (شاخص سنجش قدرت بازاری) است. بنابراین فرم تابعی معادله عرضه به صورت زیر خواهد بود:

$$P = C(Q, W; \beta) - \theta h(Q, Z, Y; \alpha) + \eta$$

$$P = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W - \theta Q^* + \eta \quad Q^* = \left( \frac{Q}{\alpha_p + \alpha_{pZ} Z + \alpha_{pY} Y} \right) \quad (3)$$

برسنان (۱۹۸۲) و لئو (۱۹۸۲) از پارامتر رفتاری<sup>۲</sup>  $\theta$  استفاده نمودند تا طیف وسیعی از ساختار بازار را در مدل خود پوشش دهند. در این مدل اگر  $\theta = 0$  باشد درآمد نهایی برابر قیمت بوده و ساختار بازار رقابتی است؛ اگر  $\theta = 1$  باشد درآمد نهایی برابر درآمد نهایی انحصارگر می‌شود و ساختار بازار انحصاری است. همچنین در شرایطی که  $\theta$  بین صفر و یک باشد، درجه قدرت بازاری عددی بین انحصار و رقابت است؛ البته

1- Effective or Perceived Marginal Revenue

2- Conduct Parameter

در صورتی که  $n$  بنگاه بازار شبیه هم باشند آنگاه در تعادل کورنو- ناش  $\theta$  برابر  $1/n$  خواهد بود.

#### مدل پنزار - راس

در این الگو با استفاده از مسأله حداکثرسازی سود در سطح تعادلی بازار، تابع درآمد تعادلی فرم خلاصه شده به صورت زیر استخراج می شود:

$$\ln(R) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln(W_i) + \sum_{q=1}^Q \rho \ln(Z_q) + \varepsilon \quad (4)$$

به طوری که  $Z_q$  برداری از عوامل برونزای اثرگذار بر درآمد،  $(W_i)$  قیمت نهاده های تولیدی و  $R$  درآمد تعادلی است. پنزار- راس با استفاده از رابطه درآمدی فرم خلاصه شده فوق، آماره  $H$  را به صورت زیر به دست آوردند:

$$H = \sum_{i=1}^n \left( \frac{dR}{dW_i} \cdot \frac{W_i}{R} \right) \quad (5)$$

به عبارت دیگر، آماره  $H$  برابر مجموع کشش درآمد کل نسبت به تغییر در قیمت نهاده ها تولیدی  $H = \sum_{i=1}^n \beta_i$  است و با استفاده از مقدار عددی آن می توان نسبت به انواع ساختار بازار تصمیم گیری نمود. به طوری که در یک بازار رقابتی  $H = 1$  و در شرایط انحصاری  $H < 0$  بوده است. همچنین در شرایط رقابت انحصاری این آماره در محدوده صفر و یک  $0 < H < 1$  قرار می گیرد.

#### ۴- تصریح مدل

در این پژوهش به منظور برآورد معادلات عرضه و تقاضا در مدل برسنان- لئو و معادله درآمد فرم خلاصه شده در مدل پنزار- راس از روش تلفیقی اطلاعات مقطعی و اطلاعات سری زمانی و آمار و اطلاعات مربوط به کارگاه های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر طی دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶ مربوط به زیر بخش های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در قالب سومین ویرایش طبقه بندی استاندارد بین المللی فعالیت های صنعتی<sup>۱</sup> (I.S.I.C, Rev.3) استخراج شده است، استفاده می شود. از طرفی همان طوری که در بخش قبلی بیان گردید به منظور برآورد مدل برسنان - لئو از مدل دو معادله ای شامل معادلات تقاضا و بهینگی (عرضه) برای اقتصاد ایران به شرح زیر استفاده می شود:

<sup>۱</sup>- International Standard Industrial Classification

$$Q_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_p P_{it} + \alpha_Y Y_{it} + \alpha_{adv} ADV_{it} + \alpha_{PY} (PY)_{it} + \alpha_{Padv} (PADV)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$P_{it} = \beta_{0i} + \beta_Q Q_{it} + \beta_w W_{it} + \delta Q_{it}^* + \eta_{it} \quad Q_{it}^* = \left( \frac{Q_{it}}{\alpha_p + \alpha_{pz} Z_{it} + \alpha_{PY} Y_{it}} \right) \quad (7)$$

در این معادله، درجه قدرت بازاری برابر  $\theta = -\delta$  بوده است و شناسایی آن مستلزم محاسبه متغیر  $Q_{it}^*$  پس از تخمین معادله تقاضا است. در رابطه بالا، اندیس  $i$  بیانگر صنعت موردنظر و اندیس  $t$  زمان را نشان می‌دهد. در این معادلات متغیر  $Y_{it}$  متوسط درآمد خانوار شهری و روستایی،  $ADV_{it}$  هزینه تبلیغات، مقدار ستاده،  $P_{it}$  قیمت ستاده واحد فروش،  $(PADV)_{it}$  و  $(PY)_{it}$  جملات با اثرات تقاطعی،  $W_{it}$  قیمت عوامل تولیدی (نیروی کار، سرمایه، انرژی، مواد اولیه و واسطه‌ای) و  $\theta = -\delta$  پارامتر تغییرات حدسی می‌باشند.

از سوی دیگر در این پژوهش به منظور برآورد اقتصادسنجی الگوی پنزار - راس از معادله درآمد فرم خلاصه شده به فرم تبعی زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} \ln(R_{it}) = & \alpha_i + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln(W_{it}) + \sum_{q=1}^2 \rho_i \ln(N_{qit}) + \gamma_i \ln Q_{it} \\ & + \lambda_i \ln(CR4)_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

به طوری که  $\ln(R_{it})$  لگاریتم درآمد،  $\ln(W_{it})$  لگاریتم قیمت نهاده‌های تولیدی شامل: دستمزد ( $LG$ )، قیمت اجاره‌ای سرمایه ( $LRC$ )، قیمت مواد اولیه و واسطه‌ای ( $LPM$ )،  $\ln(N_{lit})$  لگاریتم تعداد بنگاه‌های با مالکیت خصوصی،  $\ln(N_{2it})$  لگاریتم تعداد بنگاه‌های با مالکیت دولتی،  $\ln Q_{it}$  لگاریتم مقدار ستاده،  $\ln(CR4)_{it}$  لگاریتم شاخص تمرکز ۴ بنگاه برتر و  $\mu_{it}$  جمله خطا می‌باشند. در این الگو آماره  $H$  برابر مجموع کشش درآمد کل نسبت به تغییر در قیمت نهاده‌ها تولیدی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

۵- آزمون‌ها و نتایج تخمین

در ادامه، قبل از تخمین معادلات رگرسیونی تقاضا و بهیئگی در مدل برسنان-لئو و معادله درآمد در مدل پنزار-راس صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در سطح کد چهاررقمی ISIC ایران 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 آماره F لیمر استفاده شده است.

جدول (۱): محاسبه آماره F لیمر

آماره F لیمر	
$F(20,209) = 24.66[0.000]$	معادله درآمد در مدل پنزار-راس
$F(21,256) = 2059[0.000]$	معادله تقاضا در مدل برسنان-لئو
$F(21,256) = 9.157[0.000]$	معادله بهیئگی در مدل برسنان-لئو

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۲)، آماره F نشان‌دهنده رد فرضیه  $H_0$  است. 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 استفاده شده است؛ زیرا آزمون هاسمن<sup>۱</sup> مؤید آن است که مدل، پنل با اثرات ثابت (FE) بوده است. نتایج مربوط به آزمون هاسمن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): آزمون هاسمن در معادلات درآمد، تقاضا و بهیئگی

آزمون هاسمن	
$\chi^2 = 9.35[0.2279]$	معادله درآمد در مدل پنزار-راس
$\chi^2 = 7.02[0.2188]$	معادله تقاضا در مدل برسنان-لئو
$\chi^2 = 10.02[0.1237]$	معادله بهیئگی در مدل برسنان-لئو

منبع: یافته‌های تحقیق

<sup>۱</sup>- Hausman

از سوی دیگر، لئو برای شناسایی قدرت بازاری از آزمون تفکیک پذیری اثرات متقابل بین قیمت و متغیرهای برونزای موجود در معادله استفاده نمود<sup>۱</sup>؛ نتایج مربوط به این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون تفکیک پذیری اثرات متقابل در معادله تقاضا

$H_0 : \alpha_{PY} = \alpha_{padv} = 0$	$H_0 : \alpha_{PY} = 0$	$H_0 : \alpha_{padv} = 0$
$\chi^2 = 141.46[0.0000]$	$\chi^2 = 5.125[0.0236]$	$\chi^2 = 139.50[0.0000]$

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۳) بیانگر آن است که هر دو اثرات تقاطعی تبلیغات- قیمت و درآمد - قیمت در معادله تقاضا در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار بوده بنابراین لازم است که این اثرات تقاطعی به منظور شناسایی قدرت بازاری در معادله تقاضا باقی بمانند. در ادامه پس از انجام آزمون‌های لازم به تخمین ضرایب رابطه تقاضا و بهینگی با استفاده از داده‌های پنل در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در سطح کد چهاررقمی ISIC به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات تصادفی و معادله درآمد به روش اثرات تصادفی<sup>۲</sup> پرداخته می‌شود؛ نتایج مربوط به تخمین ضرایب در جدول زیر ارائه شده است.

جدول (۴): نتایج مربوط به تخمین ضرایب در معادله درآمد به روش اثرات تصادفی و معادلات

تقاضا و بهینگی به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات تصادفی

ضرایب تخمینی در معادله تقاضا مدل برسنان - لئو (A)				
Prob	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.1671	1.385300	4.67E+11	6.47E+11	C
0.1202	-1.558563	9.97E+09	-1.55E+10	P
0.0289	2.196331	48252.31	105978.1	MY
0.0000	-9.775795	79.52431	-777.4134	ADV
0.0000	11.81111	0.382841	4.521777	PADV
0.0243	-2.264026	54.30199	-122.9411	PY
R-squared	0.570489	Mean dependent var	3.63E+11	
Adjusted R-squared	0.562819	S.D. dependent var	1.88E+12	
S.E. of regression	1.24E+12	Sum squared resid	4.31E+26	
F-statistic	74.38092	Durbin-Watson stat	2.059159	

<sup>۱</sup> - لئو با استفاده از تئوری عدم امکان 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. به عبارت دیگر اگر ضریب متغیر تقاطعی در معادله تقاضا صفر نباشد قدرت بازاری قابل تشخیص خواهد بود.

<sup>۲</sup> - Least Square Dummy Variables

Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	4.31E+26	
Instrument rank	10	Prob(J-statistic)	0.000000	
ضرایب تخمینی در معادله بهینگی مدل برسنان- لئو (B)				
Prob	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	5.559394	21.47558	119.3912	C
0.4414	0.770863	3.75E-12	2.89E-12	Q
0.0022	3.088301	0.127430	0.393542	RC
0.1242	1.541833	5.03E-08	7.75E-08	PM
0.0625	1.870565	3.00E-11	5.62E-11	W
0.0005	3.549891	0.000439	0.001560	PE
0.0074	-2.698745	0.012881	-0.034761	QSTR
R-squared	0.659459	Mean dependent var	207.2615	
Adjusted R-squared	0.645684	S.D. dependent var	97.95686	
S.E. of regression	79.23710	Sum squared resid	1751706.	
F-statistic	32.61268	Durbin-Watson stat	1.943607	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	1607391.	
Instrument rank	12	Prob(J-statistic)	0.000000	
ضرایب تخمینی در معادله درآمد مدل پنزار- راس (C)				
Prob	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	4.616013	0.375563	1.733604	C
0.0779	1.771101	0.009009	0.015956	LPM
0.9570	0.053991	0.024436	0.001319	LPE
0.5694	0.569823	0.017923	0.010213	LRC
0.0000	7.695639	0.030408	0.234005	LW
0.0000	22.29202	0.031696	0.706579	LQ
0.0000	4.747475	0.032421	0.153918	LCR4R
0.0979	-1.661765	0.019558	-0.032500	LNGOV
0.0021	3.117795	0.025796	0.080427	LNPRIVATE
R-squared	0.98391	Mean dependent var	4.396847	
Adjusted R-squared	0.98335	S.D. dependent var	0.992484	
S.E. of regression	0.11159	Sum squared resid	2.851867	
F-statistic	1750.909	Durbin-Watson stat	1.825329	
Prob(F-statistic)	0.000000			

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که در معادله تقاضا مطابق انتظار دارای شیب منفی و متغیرها در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دارند؛ آماره دوربین واتسون برابر ۲ و مقدار آماره F برابر ۷۴/۳۸ است. البته سایر ویژگی‌های مربوط به سنجش معادله تقاضا در بخش (A) جدول فوق نشان داده شده است. همچنین در معادله بهینگی اکثریت ضرایب معنی‌دار و علامت مطابق انتظارند. در این معادله متغیر مدنظر که ابزاری برای سنجش ضریب تبانی و متوسط قدرت بازاری است ضریب متغیر QSTR خواهد بود که مقدار عددی آن



$\theta = -\delta = 0.03476$  است بیانگر نقصان رقابت در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران و ساختار بازاری رقابت ناقص در این صنعت را نشان می‌دهد. شایان ذکر است که در این الگو در صورت یکسان بودن بنگاه‌ها در صنعت غذایی و آشامیدنی و با توجه به متوسط تعداد بنگاه‌ها در این صنعت میزان پارامتر تغییرات حدسی در شرایط کورنویی برابر  $0/0094$  خواهد بود؛ که با عنایت به پارامتر تغییرات حدسی به دست آمده فرضیه وجود رفتار کورنویی رد شده و الگوی رهبری غیررقابتی در این صنعت وجود دارد. از طرفی آماره دوربین واتسون برابر  $1/94$  و آماره  $F$  برابر  $32/61$  است که به ترتیب بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال و قابل اتکا بودن نتایج می‌باشند.

از سوی دیگر در بخش (C) جدول، نتایج مربوط به تخمین معادله درآمد در مدل پنزار- راس نشان داده شده است. نتایج پژوهش دلالت بر آن دارد که با  $1\%$  افزایش در قیمت نهاده‌ها (مواد اولیه و واسطه‌ای، انرژی، سرمایه و نیروی کار) درآمد بنگاه‌ها در صنایع غذایی و آشامیدنی به ترتیب به میزان  $1/5$ ،  $0/13$ ،  $1/02$ ،  $23/4$  درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین مجموع کشش درآمدی بنگاه‌ها نسبت به قیمت نهاده‌ها با مقدار برابر  $H = 0.2614$  وجود رفتار غیررقابتی در این صنعت را تأیید می‌کند. همچنین  $R^2$  در این معادله با مقدار برابر  $0/9939$  نشان‌دهنده خوبی برازش مدل است، آماره دوربین واتسون با مقدار  $1/82$  بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال و آماره  $F$  با مقدار  $1750/91$  و احتمال صفر بیان‌کننده قابل اتکا بودن نتایج می‌باشند.

#### ۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با عنایت به اینکه بروز رقابت یا انحصار به ائتلاف و همکاری بنگاه‌ها در قبال یکدیگر بستگی دارد و بنگاه‌ها با اتخاذ رفتارهای تبانی و اعمال نفوذ در درون صنعت بازار را از شرایط رقابتی دور و بازارهای با ساختار ناقص ایجاد می‌کنند. از این رو این پژوهش با الهام از مطالعه برسنان- لئو و پنزار- راس به بررسی ساختار بازار به منظور دستیابی به شناخت صحیح در زمینه رقابت و انحصار در صنعت غذایی و آشامیدنی ایران و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری در این دو رویکرد می‌پردازد.

نتایج پژوهش با استفاده از مدل برسنان - لئو طی سال‌های  $1386-1374$  بیانگر آن است که پارامتر تغییرات حدسی به‌عنوان ابزاری برای سنجش ضریب تبانی و متوسط قدرت بازاری با مقدار عددی  $\theta = -\delta = 0.03476$  فرضیه وجود رفتار کورنویی را رد

نموده و الگوی رهبری غیررقابتی و ساختار رقابتی ناقص در این صنعت حاکم است. همچنین نتایج به دست آمده از مدل پنزار - راس با استناد به آماره H که از مجموع کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده‌ها به دست آمده است با مقدار عددی برابر  $H = 0.2614$  وجود رفتار غیررقابتی در این صنعت را تأیید می‌کند. از طرفی مقایسه نتایج به دست آمده از تخمین دو مدل مؤید آن است که در زیر بخش‌های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران نقصان رقابت وجود دارد و علی‌رغم تأکید برنامه‌های توسعه در جهت حرکت اقتصاد به سمت بازار رقابتی، متأسفانه در این صنعت حرکتی معکوس و به سمت انحصار بیشتر بوده است.

از این رو با توجه به یافته‌های تحقیق به نهادهای پایش کننده رقابت توصیه می‌شود که تصمیماتی در جهت کاهش انحصار این صنایع از طریق افزایش تعداد بنگاه‌ها و یا نظارت و کنترل مستقیم صورت گیرد. همچنین با عنایت به اینکه بین تحقق اهداف برنامه توسعه و قدرت بازاری ناشی از کارایی برتر بنگاه‌ها عدم سازگاری وجود ندارد، براین اساس به نهادهای پایش کننده رقابت توصیه می‌شود که برافزایش اندازه بازار و رفع موانع مصنوعی و حذف امتیازهای ویژه‌ای که برخی از گروه‌های صنعتی از آن برخوردارند، تأکید شود.

### فهرست منابع و مأخذ

- شهیکی تاش، محمدنبی؛ قلی پور بلسی، اسمعیل و محمد زاده، اعظم (۱۳۹۴)؛ «بررسی ساختار بازار و قدرت بازاری صنایع غذایی و آشامیدنی براساس رویکرد برسنانهان و لئو»، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۹، شماره ۲، صفحه ۲۱۵-۲۰۴.
- شهیکی تاش، محمدنبی و محمد زاده، اعظم (۱۳۹۳)؛ «سنجش کشش تغییرات حدسی ساختار انحصارچند جانبه براساس رویکرد ایواتا (صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران)»، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۸، شماره ۳، صفحه ۲۸۱-۲۷۲.
- پژوهیان، جمشید؛ خدادادکاشی، فرهاد و شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۹۰)؛ «ارزیابی ناپارامتریک شکاف بین قیمت و هزینه‌ی نهایی در صنایع ایران در قالب یک مدل کورنویی»، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۸، شماره ۲، صفحه ۱۲۱-۹۵.

- خداداد کاشی، فرهاد؛ شهیکی تاش، محمدنبی؛ هژبرکیانی، کامبیز و نورانی آزاد، سمانه (۱۳۹۳). «ارزیابی مارک آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران»، مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، شماره ۱۲، صفحه ۵۹-۹۰.

- مرکز آمار ایران، نتایج طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴.

-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.

- Allender, W. J. & Richards, T. J. (2010), "Market Diversion and Market Power: California eggs. *Review of Industrial Organisation*, 36(2): 37-58.

-Bresnahan, T.F. (1982); "The oligopoly solution is identified", *Economic Letters*, Vol.10, Issues.1-2, pp.87-92.

-Bresnahan, T.F. (1989); "Empirical studies concept of industries with market power", in: Schmalensee, R. and Wiling, R. (Eds.), *Handbook of industrial Organization*, Vol.2, pp.1011-1057.

-Corts, K.S. (1999), "Conduct parameters and the measurement of market power", *Journal of Econometrics*, 88: 227-250.

-Elzinga, K. G. & Mills. D. E (2011), "The Lerner Index of Monopoly Power: Origins and Uses", *American Economic Review*, 101(3): 558-564.

-Lau, L.J. (1982); "On Identifying The Degree Of Competitiveness From Industry Price And Output Data", *Economic Letters*, Vol. 10, Pp.93-99.

-Panzer, J.C. & Rosse, J.N. (1987), "Testing for monopoly equilibrium", *The Journal of Industrial Economics*, 35(4): 443-456.

-Perloff, J.M., Karp, L.S. & Golan, A. (2007), "Estimating market power and strategies", Cambridge university press, New York.

- Salhofer, K., Tribel, CH. & Sinabell, F. (2012), "Market power in Austrian food retailing: the case of milk products", *Empirica*, 39, 109-122.

-Saitone, T. L., Sexton, R. J. and Sexton, S. E. (2008), "Market power in corn sector : How does it affect the impact of the Ethanol subsidy?" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 33(4): 169-194.