نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌های اقتصاد صنعتی
سال دوم، شماره ۴، تابستان ۱۳۹۷ (۱۰۲ ـ ۸۹)

Quarterly Journal of Industrial Economics Researches
Vol. 2, No. 4, Summer 2018

سنجش پویای ضریب کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در صنعت چاپ ایران

سمانه نورانی آزاد[1*]، مرضیه اسحقی گرجی[2]

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۱

Measuring dynamic conjectural variation and market power in Iran's printing industry

Samaneh Norani Azad[*1], Marzeyeh Eshaghi Gorgi[2]

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

2. PhD Students of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran

Received:8/February/2018 Accepted: 22/December/2018

چکیده

در این مقاله ضمن معرفی معیار کشش تغییرات حدسی تلاش می‌شود که با بهره‌گیری از داده‌های فصلی صنعت چاپ ایران طی سالهای ۱۳۹۳- ۱۳۷۵ در سطح کد دورقمی ISIC مرکز آمار ایران نسبت به سنجش و اندازه‌گیری پویای قدرت بازاری در این صنعت اقدام شود. بنابراین با استفاده از اطلاعات بخش تقاضا، عرضه و فرایند بهینه‌سازی رفتار تولید کننده، تابع سنجش پویای کشش تغییرات حدسی استخراج شده است. در واقع، این تحقیق با استفاده از معیار کشش تغییرات حدسی، میزان قدرت بازاری در وضعیت ایستا با تکنیک حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) و در حالت پویا با مدل تصحیح خطای بردای(VECM) مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌دهد. نتایج محاسبه الگوی ایستای کشش تغییرات حدسی بیانگر آن است که این شاخص از نظر آماری ناچیز اما معنی‌دار بوده و فرضیه وجود رفتار رقابتی در این صنعت تأیید می‌شود. علاوه بر این نتایج حاصل از تخمین مدل پویا دلالت برآن دارد که در کوتاه-مدت هرچند بنگاه‌ها در وضعیت رقابتی فعالیت می‌کنند اما در بلندمدت درجه-ای از همکاری و تبانی بین بنگاه‌ها ایجاد شده که این امر منجر به قدرت بازاری بنگاه‌ها و ساختار غیررقابتی انحصار چندجانبه در این زیر بخش صنعتی شده است.

واژه‌های کلیدی: کشش تغییرات حدسی، قدرت بازاری، الگوی پویا، ساختار انحصار چند جانبه، تکنیک‌های تصحیح خطای بردای (VECM) و حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS)

طبقه بندی Jel .C36، L22، L69

Abstract

The main purpose of This paper is to evaluate The market power of printing industries by employing conjectural variation approach. To meet this ends the seasonal data of 2-digit ISIC code over the periods of 1996-2014 were used. Moreover, in this study using demand, supply and optimality or equilibrium condition, conjectural variation and market power, both for static and dynamic trerm were evaluated. In this article the static and dynamic models using two stages least squares (2SLS) and vector error correction (VECM) methods have estimated respectively. The results indicate that in static model conjectural variation and market power are very low and significant so the competitive behavior exist in Iran's printing industry. Moreover the results of dynamic model showed that in the short run, firms have competitive behavior, but in long run they follow cooperative behavior which in turn led to market power in this industry.

Keywords: Conjectural Variation Elasticity, Market Power, Dynamic Model, Oligopoly, Two Stages Least Squares (2SLS) and Vector Error Correction (VECM) Models.

JEL Classifications: C36، L22، L69.

نویسنده مسئول: سمانه نورانی آزاد

*Corresponding Author: Samaneh Norani Azad
Email: noraniazad@pnu.ac.ir

۱. مقدمه

صنعت چاپ ایران با توجه به موقعیت ژئوپلتیک کشور ظرفیت‌های بی‌شماری را در خود جای داده است. این صنعت در توسعه اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی کشور نقش محوری داشته و می‌تواند جایگزین مناسبی برای نفت در جهت توسعه اقتصادی، صادراتی کشور باشد و نقش موثری در ارتقای تولید ناخالص ملی و ارزش افزوده ایفا نماید. در واقع صنعت چاپ با بهره‌مندی از ترکیب طرح، رنگ و نقش بسترساز مناسبی برای ورود محصولات جدید به بازارهای داخلی و صادراتی است. ازآنجایی‌که سرمایه‌گذاری در این صنعت و صنایع وابسته به آن تأثیر مستقیمی در تولید ناخالص ملی هر کشوری دارد با رشد تولید محصولات و درآمد ناخالص ملی، دیگر صنایع کشور نیز ملزم به استفاده از تولیدات صنعت چاپ در جهت عرضه، تبلیغ و نشر محصولات خود هستند و در صورت عدم سرمایه‌گذاری موازی در صنایع چاپ و زیرمجموعه های آن، کل صنایع کشور با مشکل عرضه، حمل و تبلیغ محصولات خود مواجه خواهند شد. از این‌رو سیاست‌گذاران کلان کشور، سرمایه‌گذاری‌ها و توسعه و نوآوری‌ها را در این صنعت مورد پایش قرار می‌دهند و این زیربخش صنعتی را با توجه به سرمایه‌گذاری و متعاقباً مسیر صادرات یکی از مهم‌ترین ارکان اقتصاد غیرنفتی می‌دانند. در اکثر جوامع صنعتی نیز بدلیل نقشی که این صنعت در ارتقای تولید ناخالص ملی، ارزش افزوده، چرخه اطلاعات و دانش، رفع بیکاری و ایجاد اشتغال دارد همواره مورد توجه سرمایه‌گذاران وسیاستگذاران بوده است (قطبی زاده، ۱۳۹۲).

درباب اهمیت صنعت چاپ به‌عنوان یکی از ده صنعت برتر کشورهای صنعتی و فراصنعتی می‌توان اذعان نمود این صنعت در کشور آمریکا بعد از اسلحه و کشاورزی جایگاه سوم اقتصاد این کشور را به خود اختصاص داده است. همچنین این بخش صنعتی در کشور ژاپن با ۱۱/۶ درصد و در هندوستان با ۸/۲ درصد نرخ رشد ناخالص مواجه است در حالی‌که در ایران این صنعت با وجود قدمت بسیاز زیاد و کسب رتبه پنجم خاورمیانه نتوانسته است جایگاه درخور و مناسبی در بین صنایع کشور از لحاظ میزان اشتغال، ارزش افزوده و جذب سرمایه‌گذاری داشته باشد؛ در حقیقت، این زیر بخش صنعتی از لحاظ اشتغال تنها ۰/۵۸درصد و به‌لحاظ ارزش افزوده و میزان سرمایه‌گذاری به ترتیب ۰/۳۱ و ۰/۰۸ درصد از کل بخش صنعت را به‌خود اختصاص داده است. از طرفی در بین فعالان صنعت چاپ ایران تنها ۴ بازیگر فعال به‌طور متوسط بیش از ۷۰ درصد سهم بازاری را با شاخص تمرکز CR4=۰/۷۱ در اختیار دارند. همچنین در سال ۱۳۷۴ این صنعت با دارا بودن متوسط شاخص تمرکز هرفیندال هیرشمن برابر HHI=۰/۳۹ که تا سال ۱۳۹۳ با روندی کاهشی به میزان ۰/۱۸ رسیده است. در شرایط دور از رقابت فعالیت می‌کنند. از طرفی شدت مانع ورود با مقدار متوسط CDR=۰/۲۹ گویای مرتفع بودن موانع‌ورود در مقابل تازه‌واردین است (سالنامه آماری مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). در مجموع 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 تحقیق حاضر تنها به آمارهای فوق‌الذکر بسنده نکرده و تلاش دارد که با استفاده از معیار کشش تغییرات حدسی که به رفتار استراتژیکی و عکس‌العمل رقبا در قبال یکدیگر اشاره دارد و نشان می‌دهد که چگونه یک بنگاه به تغییر ستاده رقبا یا بازار واکنش نشان می‌دهد نسبت به شرایط رقابت و انحصار در این صنعت قضاوت نماید. از طرفی، با توجه به تاکید برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی و سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ کشور به رقابتی‌شدن فضای کسب و کار به‌منظور افزایش توسعه و رفاه اقتصادی و اینکه صنعت چاپ می‌تواند نقش محوری در این خصوص ایفا کند و جایگزین مناسبی برای نفت در جهت توسعه صادراتی کشور باشد؛ پایش وضعیت این صنعت ضرورت تحقیق را بیش از پیش مشخص می‌کند.

براین اساس پژوهش حاضر با استناد به معیار کشش

تغییرات حدسی به مقایسه و ارزیابی رفتار استراتژیکی بنگاه‌ها در دو وضعیت ایستا و پویا در صنعت چاپ ایران می‌پردازد؛ تا بتواند با ارائه الگویی مناسب ضمن تدوین سیاست‌های رقابتی شایسته تولیدکنندگان را به سمت تولید محصول با بیشترین منافع اجتماعی راهنمایی نماید. بنابراین هدف این مقاله آن است که با بهره‌گیری از معیار پویای کشش تغییرات حدسی وضعیت صنعت چاپ ایران را از نظر رقابت و انحصار در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نماید. براین اساس از داده‌های این صنعت در سطح کد دورقمی ISIC در بازه زمانی ۱۳۹۳:۴ – ۱۳۷۵:۱ بهره‌برداری شده است[۱].

در ادامه مقاله در پنج بخش به‌صورتی سازماندهی شده است که پس از مقدمه چارچوب نظری موضوع به بحث گذاشته می‌شود. سپس پیشینه تحقیق به‌طور اجمالی مرور می‌گردد. آنگاه در قسمت بعد ضمن معرفی الگو با استفاده از داده‌های صنعت چاپ طی سال‌های ۱۳۹۳:۴–۱۳۷۵:۱ به ارزیابی کشش تغییرات حدسی در کوتاه مدت و بلندمدت پرداخته می‌شود. درنهایت بخش پایانی به جمع بندی اختصاص داده شده است.

۲. چارچوب نظری تحقیق

بحث اندازه‌گیری قدرت بازاری در بازارهای انحصار چندجانبه به‌دلیل اثرگذاری رفتار بنگاه‌ها بر یکدیگر اهمیت به‌سزایی دارد. در این ساختار بازار، فعالان اقتصادی سیاست‌های تولیدی و قیمتی خود را با درنظر گرفتن این امر که عکس‌العمل رقبا چه خواهد بود تنظیم می‌کنند. به عبارت دیگر در این ساختار بازار هر تغییر در قیمت و مقدار بنگاه، فروش و سود رقبا را تحت تأثیر قرار می‌دهد و اتخاذ تصمیم بهینه توسط یک بنگاه به تصمیمات دیگر بنگاه‌ها بستگی دارد. در این ساختار بازار، هر بنگاه در مورد واکنش بنگاه‌های رقیب حدس می‌زند و فرصت برای تقابل و همکاری بین بنگاه‌ها وجود دارد. در واقع زمانی‌که بنگاه‌ها در خصوص حدسی واحد به توافق برسند بین خود یک قاعده و سهمیه‌بندی فروش را به مرحله اجرا در می‌آورند. اما اگر به توافق کامل نرسند ممکن است تحت شرایطی برای از میدان به در کردن یکدیگر به جنگ قیمتی مبادرت نمایید. از این‌رو طی سالیان متمادی اقتصاددانان جهت ارزیابی عملکرد بازار از معیار کشش تغییرات حدسی[۲] بهره‌برداری نمودند. در این معیار که علت بروز انحصار به عواملی غیر از ساختار و عملکرد بازار نسبت داده شده به‌طور عمده جنبه‌های رفتاری و عکس‌العمل استراتژیکی بنگاه‌ها مورد تاکید و توجه است. نقطه شروع این حوزه از مطالعات را می‌توان به ایواتا[۳] (۱۹۷۴) نسبت داد. ایواتا تلاش نمود که با استفاده از شرط مرتبه اول حداکثر سازی سود در بازار انحصار چندجانبه کشش تغییرات حدسی برای هر بنگاه شاخص J را را به‌صورت زیر استخراج نمود.

$$p = \frac{dp}{dQ}.\frac{dQ}{dq_j} - C_j = 0$$

$$p = \frac{dp}{dQ}(1+\gamma_j) - C_j = 0 \qquad (۱)$$

$$\gamma_j = \eta\left\{\frac{C_j - p}{p}\right\}\left(\frac{Q}{q_j}\right) - 1$$

که در آن $\eta = -(dp/dQ)(Q/p)$ عکس کشش قیمتی تقاضا، P قیمت، Q ستاده بازار، q_j ستاده بنگاه، c_j هزینه نهایی، γ_j کشش تغییرات حدسی و $S_j = \frac{q_j}{Q}$ سهم بازاری بنگاه شاخص می‌باشد. وی کشش تغییرات حدسی را به‌طور غیرمستقیم با برآورد تابع تقاضا و هزینه نهایی بنگاه شاخص به دست آورد و تغییرات حدسی در محدوده ۱- و $\left(\frac{1}{S_i}\right) - 1$ در نظر گرفت. به‌طوری‌که در تعادل رقابتی که $p = c_j$ است کشش تغییرات حدسی برابر ۱- خواهد بود. همچنین در شرایط کورنویی به‌دلیل آنکه بنگاه‌ها نسبت به یکدیگر واکنش نشان

۱. در این پژوهش به دلیل کم بودن حجم نمونه داده‌ها از روند سالانه به تناوب فصلی تبدیل و فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ جهت برآورد مورد استفاده قرار گرفت.

2. Conjectural Variation
3. Iwata

نمی دهند و تولید صنعت دقیقاً به میزان تولیـد بنگـاه افـزایش می‌یابد این شاخص برابر با صفر خواهد بـود. در حـال‌کـه اگـر بنگاه‌ها در صنعت تبانی کنند به دلیل برابـری درآمـد نهـایی و هزینه نهایی کشش تغییرات حدسی با معکـوس سـهم بـازاری منهای یک $1-\left(\frac{1}{S_i}\right)$ برابر خواهد شد.

پری[1] با تعمیم مدل پایه‌ای ایواتـا تغییـرات حدسـی سـازگار در مدل انحصار چندجانبه با تولیدات همگـن در سـطح صـنعت را بررسی نمود. وی در مطالعه خود کشش تغییرات حدسی سازگار را به‌صورت رابطه زیر تعریف نمود.

$$\frac{d(\sum q_i)}{dq_j}=\delta\ ,-1<\delta<n-1 \qquad (۲)$$

در خصوص اهمیت محاسبه تغییرات حدسی سازگار صنعت در مدل پری می‌توان اذعان نمود کـه بـه‌دلیـل عـدم نیـاز بـه جداسازی بین بنگاه‌های قدیمی و تازه‌واردین این معیار بر مدل ایواتا برتری دارد. وی با استناد بر اینکه q_j مقـدار سـتاده j امین بنگاه و q_0 سـتاده تعـادلی $n-1$ بنگـاهی کـه دارای تغییرات حدسی ثابت δ می‌باشند شرایط تعادل متقارن[2] برای صنعت به‌صورت زیر بیان نمود.

$$P(q_j+q_o)+(1+\delta)\acute{P}(q_j+q_o)\left[\frac{q_o}{n-1}\right]-\acute{c}\left[\frac{q_o}{n-1}\right]=0 \qquad (۳)$$

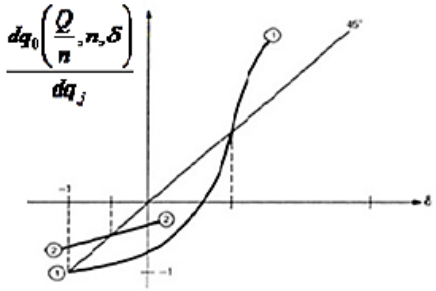
در رابطه (۳) ستاده دیگر بنگاه‌ها برابر با $q_o(q_j,n,\delta)$ اسـت که تابعی از ستاده j امین بنگاه، تعداد بنگاه‌ها و تغییرات حدسی است. وی با اسـتفاده از عکـس‌العمـل تعـادلی $n-1$ بنگـاه صنعت نسبت به تغییر در ستاده بنگـاه j ام، تغییـرات حدسـی سازگار را به صورت زیر دست آورد.

$$\frac{dq_o}{dq_j}=-\frac{\acute{p}+(1+\delta)\left(\frac{Q}{n}\right)\acute{P}}{\left[\frac{n+\delta}{n+1}\right]\acute{P}+(1+\delta)\frac{Q}{n}\acute{P}-\frac{1}{n-1}\acute{c}\frac{Q}{n}} \qquad (۴)$$

پری در مورد سازگاری تغییرات حدسی با توجه به رابطه (۴) به این نتیجه رسید که عکس‌العمل بهینه دیگر بنگاه‌ها در صنعت به‌شکل زیر باشد.

$$\frac{dq_o\left(\frac{Q}{n},n,\delta\right)}{dq_j}=\delta \qquad (۵)$$

وی در ادامه مطالعه خود با توجه به نمودار شکل زیـر، شـرایط ایجاد تغییرات حدسی سازگار را با توجه به ویژگی‌های تقاضا و هزینه را بررسی نمود (پری، ۱۹۸۲).



نمودار ۱. وضعیت تغییرات حدسی و عکس‌العمل رقبا

پری بیان می‌کند که اگر هزینه نهایی ثابت باشد یعنی $\acute{C}=0$ تغییرات حدسی رقابتی $\delta=-1$ همیشه ثابت است. همچنین اگر بیش از دو بنگاه در بازار وجود داشته باشد و معکوس تقاضا با نرخ افزایشی یا خطی (ثابت) کـاهش یابـد تغییـرات حدسـی رقابتی تنها تغییرات حدسی ثابت می‌باشد. از سـوی دیگـر اگـر هزینه نهایی ثابت باشد ولی تابع معکوس تقاضا با نرخ کاهشی کاهش یابد تغییرات حدسی سازگار رقابتی و غیر رقابتی وجـود ندارد و اگر هم وجود داشته باشد تغییرات حدسی ناپایدار خواهد بود که در نمودار فوق با منحنی ۱- مشخص‌شده است.

از طرفی اگر هزینه نهایی ثابـت نباشـد، تغییـرات حدسـی رقابتی $\delta=-1$ نمی‌تواند وجود داشـته باشـد. امـا درصـورت

1. Perry
2. Symmetric equilibrium

افزایش بودن هزینه نهایی و تابع تقاضای نزولی تغییرات حدسی سازگار باید منفی و غیررقابتی باشد یعنی $-1<\delta<0$ به‌عبارت‌دیگر تغییرات حدسی سازگار بین وضعیت رقابتی و کورنویی قرار می‌گیرد. این وضعیت را می‌توان با تابع عکس‌العمل ۲-۲ در نمودار فوق مشاهده نمود. همچنین اگر هزینه نهایی کاهشی و تابع معکوس تقاضا با نرخ ثابت یا فزاینده کاهش یابد یعنی $\acute{P}<0, \acute{P}\leq 0$ باشد؛ در این‌صورت تغییرات حدسی سازگار وجود ندارد. ولی اگر هزینه نهایی کاهشی و تابع معکوس تقاضا با نرخ کاهشی کاهش یابد یعنی $\acute{P}<0, \acute{P}>0 \left(P'<0, P''>0\right)$ باشد، تغییر حدسی ثابت باید مثبت باشد.

کمین و استوارت[1] (۱۹۸۳) در مطالعه‌ای دیگر با تعمیم الگوی پری به بررسی کشش تغییرات حدسی پرداختند و آنها بیان نمود که در تعادل متقارن تغییرات حدسی سازگار ممکن است سازگار نباشد و تنها در شرایط خاص تقاضا تغییرات حدسی سازگار خواهد بود. آنها در مطالعه خود تغییرات حدسی بنگاه i شاخص را به صورت تغییر محصول کل صنعت به تغییر محصول بنگاه i ام در نظر گرفته و به‌صورت زیر تعریف نمودند.

$$w_i=\frac{\partial Q}{\partial q_i}=1+\sum_{\substack{j=1\\ i\neq j}}^{n}\frac{\partial q_j}{\partial q_i} \qquad (۶)$$

$$0<w_i\leq n$$

سپس با توجه به تعداد ستاده صنعت، مجموع هندسی کشش تغییرات حدسی را به‌عنوان تغییرات حدسی سازگار بدست آوردند. در واقع آنها کشش تغییرات حدسی سازگار را به‌صورت میانگین هندسی کشش تغییرات حدسی بنگاه‌های فعال در صنعت درنظر گرفتند.

$$\frac{1}{W}=\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}}\left(\frac{1}{\mathrm{w_i}}\right) \qquad (۷)$$

به‌طوری‌که W برابر $\frac{1}{n}$ ام میانگین هندسی w_{i} ها می‌باشد.

بنابراین با استناد اینکه $0<w_i\leq n$ است $\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{n}}\left(\frac{1}{\mathrm{w_i}}\right)\geq\frac{n}{\mathrm{n}}$ خواهد بود. از این‌رو ملاحظه می‌شود که $0<W\leq 1$ بوده و تنها در شرایطی که تمامی بنگاه‌ها ستاده یکسانی تولید کنند و حدس یکسانی از تغییرات ستاده داشته باشند میانگین حسابی و هندسی کشش تغییرات حدسی با یکدیگر یکسان خواهد بود. نویسندگان این مقاله در نهایت به این نتیجه رسیدن که میانگین هندسی تغییرات حدسی در یک بازار همگن عملکرد خوبی را نشان می‌دهد. همچنین در این شرایط در رابطه تغییرات حدسی استفاده از قیمت و مقدار معادل یکدیگرند.

دیگر مطالعات تجربی در این حوزه می‌توان به مطالعه گالوپ و رابرتز[2] (۱۹۷۹)، برسنان و لئو[3] (۱۹۸۲)، اسلید[4] (۱۹۸۶)، روزنبام[5] (۱۹۹۴) اشاره نمود. از سوی دیگر گروهی از پژوهشگران همسو با ارزیابی الگوی رفتاری بنگاه‌ها و سنجش کشش تغییرات حدسی تلاش نمودند که این متغیر را به شاخص لرنر به‌عنوان متغیر عملکرد بازار نسبت دهند. به‌گونه‌ای که آپلبام[6] (۱۹۸۲) با استفاده از شرط مرتبه اول حداکثرسازی سود شاخص لرنر را به‌صورت زیر به کشش تغییرات حدسی مرتبط نمود.

$$\mathrm{L}=\frac{\mathrm{p}-\mathrm{c_j}}{\mathrm{p}}=-\frac{\theta}{\eta} \qquad (۸)$$

به‌طوری‌که L شاخص لرنر، θ کشش تغییرات حدسی در سطح صنعت و η کشش قیمتی تقاضا است. همچنین کابرال[7] (۲۰۰۰) با فرض بر یکسان بودن رفتار بنگاه‌ها در بازار و با تعمیم مدل‌های قبلی شاخص تمرکز در رابطه (۸) گنجاند و رابطه بین شاخص لرنر کشش تغییرات حدسی و شاخص تمرکز را به‌صورت زیر بیان نمود.

$$L=-\theta\frac{H}{\eta} \qquad (۹)$$

1. Kamien & Schwartz

2. Gollop & Roberts
3. Bresnehan & Lau
4. Slade
5. Rosenbum
6. Appelbaum
7. Cabral

به‌طوری‌که H بیانگر شاخص تمرکز است. وی در مطالعه خود اشاره نمود که اگر کشش تغییرات حدسی $\theta = 0$ باشد بازیگران الگوی رفتاری برتراند را پیش گرفته و قیمت را برابر هزینه نهایی قرار می‌دهند. همچنین در شرایطی که بازیگران مطابق الگوی کورنویی رفتار کنند $\theta = 1$ بوده و نسبت به تغییر رفتار یکدیگر عکس‌العمل نشان نمی‌هند. درحالی‌که اگر $\theta = \frac{1}{H}$ باشد بازیگران به تبانی با یکدیگر پرداخته و رفتار انحصاری شکل می‌گیرد (والیجو[1]، ۲۰۰۸).

۳. پیشینه تحقیق

کوتلیو و سیکلس[2] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد کشش تغییرات حدسی در شرایط تبعیض قیمت درجه دوم و داده‌های فصلی ۲۰۰۹:۴- ۱۹۹۹:۱ در صنعت هواپیمایی آمریکا طی سناریوهای مختلف به اندازه‌گیری قدرت بازاری می‌پردازند. آنها در مطالعه خود دریافتند که کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در بخش بالایی بیشتر از قدرت بازاری در بخش پایینی است. همچنین طی سناریوهای مختلف، رابطه مثبت بین قدرت بازاری و تبعیض قیمت تایید می‌شود.

عمرموازا و همکاران[3] (۲۰۱۶) درمقاله‌ای با عنوان «اندازه‌گیری قدرت انحصاری در صنعت طیور مالزی» به ارزیابی درجه قدرت بازاری مرغ براساس رویکرد کشش تغییرات حدسی پرداختند. آنها برای برآورد معادلات عرضه و تقاضای گوشت مرغ و تخمین درجه قدرت انحصاری صنعت از مدل انحصار چندجانبه برسناهان و لئو استفاده نمودند. نتایج این تحقیق بیانگر حاکم بودن رقابت ناقص در صنعت طیور مالزی است. همچنین کشش قیمتی تقاضا برای گوشت برابر ۰/۱۲۴- بوده که نشان از عدم حساسیت مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت می‌باشد. از طرفی کشش درآمدی ۳/۶۳۶ نیز بیانگر لوکس‌بودن گوشت مرغ در مالزی است.

آدجی فریمپونک و همکاران[4] (۲۰۱۶) در پژوهشی درجه قدرت بازاری و عوامل تعیین کننده بر آن را با استفاده از رویکرد کشش تغییرات حدسی و داده‌های صنعت بانکداری غنا طی سال‌های ۲۰۱۰- ۲۰۰۱ بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که صنعت بانکداری در کشور غنا با درجه رقابت پایینی مواجه بوده و بانک‌های مسلط قادر به تعیین قیمت بالاتر از هزینه نهایی هستند. همچنین از بین ویژگی‌های خاص بانکی فقط سرمایه زیاد بانکی موجب کاهش قدرت بازاری می‌شود.

ویندیاتی و همکاران[5] (۲۰۱۵) درمطالعه خود به اندازه‌گیری قدرت انحصاری و ضریب کشش حدسی در صنعت گوشت اندونزی در طی سال‌های(۲۰۱۳-۱۹۹۰) پرداختند. آنها در مطالعه خود دریافتند که گوشت گاو در بلندمدت، دارای کشش درآمدی۱/۳۶بوده که به عنوان یک کالای لوکس به‌شمار می‌آید همچنین مقدار کشش تغییرات حدسی برابر ۰/۳۷۱ بیانگر ساختار بازار انحصاری چندجانبه است.

لاگارتو و همکاران[6] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی قدرت انحصاری در بازار برق شبه جزیره ایبری[7] با استفاده از مدل تغییرات حدسی» در سال ۲۰۰۷ به مطالعه رفتار رقابتی شرکت‌های بزرگ تولیدکننده در بازار برق شبه جزیره ایبری پرداختند. آنها در مطالعه خود دریافتند که برای سه شرکت بزرگ تولیدکننده برق با توجه به ضریب متغیر حدسی شرایط رقابتی بر بازار این صنعت حاکم است.

زانگ و همکاران[8] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی قدرت انحصاری و عوامل موثر بر آن در صنعت هوایی چین» با استفاده از کشش تغییرات حدسی و شاخص لرنر به مطالعه رفتار رقابتی سه شرکت‌های بزرگ هوایی چینا پرداختند آنها در مطالعه خود دریافتند که برای سه شرکت بزرگ حمل و نقل

1. Vallejo
2. Kutlu &Sickles
3. Umar-Muazu & et.al

4. Adjei-Frimpong & et.al
5. Wiendiyati & et.al
6. Lagorta & et. al
۷. شبه جزیره ایبری در جنوب غربی اروپا قرار دارد و کشورهای اسپانیا، پرتغال، آندورا و جبل‌طارق را در بر می‌گیرد.
8. Zhang & et. al

هوایی توجه به ضریب متغیر حدسی درجات متفاوت قدرت بازاری وجود دارد به‌طوری‌که شرکت حمل و نقل هوایی چین شرقی کمترین قدرت بازاری و چین جنوبی در سطح متوسط است همچنین بیشترین رقابت در منطقه مرکزی چین وجود دارد. آنها در مطالعه خود دریافتند که جمعیت، درآمد، هزینه حمل پایین و تعداد مسیرها و سهم هر مسیر عامل تعیین کننده رقابت در بخش مرکزی چین بوده است.

چانک و همکاران[1] (۲۰۱۲) در مقاله‌ای به بررسی قدرت بازاری در صنعت بانکداری آمریکا با استفاده از رویکرد ایستا و پویای برسنان و لئو پرداختند. آنها در مطالعه خود در قالب الگوی ایستا ساختار بازار رقابتی در صنعت بانکداری وجود دارد. همچنین نتایج الگوی پویا وجود ساختار رقابتی در کوتاه‌مدت درحالیکه ساختار انحصار چندجانبه در بلندمدت را تایید می‌کند.

خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله ای با به ارزیابی رقابت و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران با توجه به دو رویکرد غیرساختاری برسناهان لئو و پانزار-راس در طی دوره زمانی (۱۳۷۴-۱۳۹۰) می‌پردازند. آن‌ها در مطالعه خود دریافتند که بر اساس مدل برسناهان لئو در صنعت لاستیک و پلاستیک بنگاه ها به تبانی با یکدیگر می پردازند و با توجه به ضریب تغییرات حدسی به‌دست‌آمده θ=۰/۸۲ ساختار بازاری حاکم برآن نیز رقابت ناقص است، همچنین مجموع کشش درآمدی بنگاه ها نسبت به قیمت نهاده‌ها در مدل پانزار-راس با مقدار برابر H=۰/۸۱ بیانگر آن است که بنگاه‌های این صنعت در ساختار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند.

شهیکی‌تاش و محمدزاده (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی کشش تغییرات حدسی در صنایع غذایی و آشامیدنی ایران براساس رویکرد ایواتا می‌پردازند. در این تحقیق با توجه به اطلاعات بخش عرضه و تقاضا و فرایند بهینه‌سازی، تابع سنجش کشش تغییرات حدسی استخراج شده است. یافته‌های تحقیق آنها نشان می‌دهد که صنعت تولید روغن نباتی و حیوانی با ۱۹/۳۷ بیشترین کشش تغییرات حدسی و صنایع فراورده های لبنی، و قند و شکر و تولید مالتا و ماءالشعیر با ارقام ۱۸/۰۱ ،۱۸ /۱۷ ،۱۰/۵۱ بترتیب در رده های بعدی قرار دارند که نشان از وجود رفتار انحصاری حاکم بر بازار صنایع غذایی و آشامیدنی ایران است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۳) درمقاله‌ای تحت عنوان «ارزیابی اندازه همکاری وانحصار درصنایع بزرگ ایران: رویکرد کشش تغییرات حدسی»، میزان قدرت انحصاری دو صنعت بزرگ نساجی و خودروسازی ایران را در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۸ با استفاده از درجه توافق بنگاه‌ها مورد مطالعه قرار دادند. آنها در مطالعه خود با بهره‌گیری از تابع هزینه و تقاضای نهاده‌ها و تکنیک تخمینی SUR بر وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت خودروسازی و بالابودن درجه‌ی توافق و قدرت انحصاری در این صنعت پی بردند. همچنین در این مطالعه ناچیز بودن درجه ی وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت نساجی و حاکم بودن ساختار بازار رقابتی تأیید می‌شود.

شهیکی‌تاش و حجتی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به ارزیابی ضریب قدرت بازاری و رفتار و عملکرد صنایع منتخب ایران با استفاده از مدل آزام و روزنبام (۲۰۰۲) طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۵ می‌پردازند. آنها در تحقیق خود دریافتند که بیشترین تغییرات حدسی مربوط به صنایع لبنیات و چاپ و نشر با مقادیر حدسی محاسبه شده به‌ترتیب برابر با ۱/۳ و۱/۰۲ بوده است بنابراین بنگاه‌ها در این صنایع بیشتر از سایرین درگیر رفتار تبانی با یکدیگر هستند و توانسته‌اند تا حدی بر روی قیمتی بالاتر از قیمت رقابتی توافق نمایند.

۴. ساختار الگو و تجزیه و تحلیل داده‌ها

رویکرد کشش تغییرات حدسی که روشی مبتنی بر جنبه رفتاری بازار و عکس‌العمل استراتژیک بنگاه‌ها در صنعت است و با الگوسازی بر پایه تئوری‌های اقتصاد خرد و حداکثرسازی سود برای تحلیل قدرت بازاری در صنایع انفرادی ارائه‌شده است. در این مدل‌ها معمولاً از معادلات پایه‌ای شامل معادله تقاضا و شرط بهینگی به فرم تبعی زیر

1. Chang & et.al

برای ارزیابی کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری استفاده می‌شود (برسنان ۱۹۸۹).

$$Q = D(p, y, Z; \alpha) + \varepsilon$$
$$Q = \alpha_0 + \alpha_P P + \alpha_y Y + \alpha_Z Z + \alpha_{pz} PZ + \varepsilon \qquad (۱۰)$$

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

از طرفی در این الگو شرط بهینگی که از برابری درآمد نهایی دریافتی و هزینه نهایی حاصل می‌شود، به‌صورت زیر خواهد بود.

$$P + \theta h(Q, y, Z; \alpha) = C(Q, W; \beta) \qquad (۱۱)$$

به‌طوری‌که $P + h(Q, y, Z; \alpha)$ درآمد نهایی، $P + \theta h(Q, y, Z; \alpha)$ درآمد نهایی مؤثر[1] و θ پارامتر رفتاری (شاخص سنجش قدرت بازاری) است؛ بنابراین فرم تابعی معادله عرضه به‌صورت زیر خواهد بود.

$$P = C(Q, W; \beta) - \theta h(Q, y, Z; \alpha) + \eta$$
$$P = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_w W - \theta Q^* + \eta \qquad (۱۲)$$
$$Q^* = \left(\frac{Q}{\alpha_p + \alpha_{pz} PZ}\right)$$

برسنان (۱۹۸۲) و لئو (۱۹۸۲) از پارامتر رفتاری[2] θ استفاده نمودند تا طیف وسیعی از ساختار بازار را در مدل خود پوشش دهند. در این مدل اگر $\theta = ۰$ باشد درآمد نهایی برابر قیمت بوده و ساختار بازار رقابتی است؛ اگر $\theta = ۱$ باشد درآمد نهایی برابر درآمد نهایی انحصارگر می‌شود و ساختار بازار انحصاری است. همچنین در شرایطی که θ بین صفر و یک باشد، درجه قدرت بازاری عددی بین انحصار و رقابت است؛ البته درصورتی‌که n بنگاه بازار شبیه هم باشند آنگاه در تعادل کورنو- ناش[3] θ برابر ۱/n خواهد بود. (برسنان و لئو، ۱۹۸۲). اما در این رویکرد به‌دلیل عدم توجه به پویایی‌های موجود در بازار تنها امکان اندازه‌گیری کشش تغییرات حدسی در کوتاه‌مدت فراهم است و گروهی از پژوهشگران تجربی با توجه به ماهیت پویای بازار بیان نمودند که پویایی بازار بر عکس‌العمل استراتژیکی بنگاه‌ها در قبال یکدیگر و ساختار بازار موثر است؛ بنابراین آنها تلاش نمودند که به شیوه‌های مختلف مدل برسنان و لئو را به‌صورت پویا ارائه دهند. به‌طوری‌که پولاک و والیس[4] (۱۹۹۲) با وارد کردن متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل آن را به صورت پویا نشان دادند. استین و سالوانس[5] (۱۹۹۹) نیز در قالب الگوی تصحیح خطای برداری[6] علاوه بر سنجش پویای کشش تغییرات حدسی در کوتاه مدت و بلندمدت توانست سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نیز محاسبه نماید. آنها با الهام از مدل برسنان و لئو معادلات پویای تقاضا و عرضه در قالب الگوی تصحیح خطای برداری را به‌صورت زیر ارائه نمود.

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} + \gamma^* \left[Q_{t-k} - \theta_P P_{t-k} - \theta_Z Z_{t-k} - \theta_{Pz} PZ_{t-k}\right] + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$
$$\theta_j = \frac{\alpha_j^*}{\gamma^*} \quad , j = P, Z, PZ$$

در رابطه تقاضای فوق عبارت داخل کروشه رابطه بلندمدت متغیرها را و جملات با علامت سیگما پویایی کوتاه مدت مدل

1. Effective or Perceived Marginal Revenue
2. Conduct Parameter
3. Cournot – Nash Equalibrum
4. Pollak & Wales
5. Steen & Salvance
6. Error Correction Model

و γ^* بیانگر پارامتر تعدیلی است و نشان می‌دهد که بنگاه‌ها تا چه اندازه خطای تصمیم‌گیری گذشته خود را به سمت تعادل بلندمدت را تعدیل می‌نمایند. شایان ذکر است که در این مدل‌ها شناسایی و محاسبه پارامتر تغییرات حدسی مستلزم وجود اثرات تقاطعی در معادله تقاضا به‌منظور چرخش معادله درآمد نهایی می‌باشد. از این‌رو جملات تقاطعیPZ در الگو وارد شده است. همچنین فرم پویای معادله عرضه نیز به شرح زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned}&\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^{k-1}\beta_{Q,i}\Delta Q_{t-i} + \\&\sum_{i=1}^{k-1}\beta_{P,i}\Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\beta_{w,i}\Delta w_{t-i} + \\&\sum_{i=0}^{k-1}\lambda_i\Delta Q^*_{t-i} + \psi^*\left[P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \right.\\&\left.\xi_w w_{t-k} - \Lambda Q^*_{t-k}\right] + \vartheta_t \qquad (۱۴\\&Q^*_i = \frac{Q_t}{(\theta_P + \theta_{PZ}Z_t)}\\&\Lambda = \frac{\lambda^*}{\psi^*}\ ,\xi_{Q,w} = \frac{\beta^*_Q}{\psi^*},\frac{\beta^*_w}{\psi^*}\end{aligned}$$

به‌طوری‌که λ_i و Λ به ترتیب کشش تغییرات حدسی کوتاه مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد.

حال با توجه به اینکه پژوهش حاضر درصدد اندازه‌گیری کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در دو وضعیت ایستا و پویا می‌باشد بر این اساس معادله پویای تقاضا برای اقتصاد ایران به شرح زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned}&\Delta lQ_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1}\alpha_{Q,i}\Delta lQ_{t-i} + \\&\sum_{i=0}^{k-1}\alpha_{P,i}\Delta lP_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\alpha_{y,i}\Delta ly_{t-i} + \\&\sum_{i=0}^{k-1}\alpha_{ADV,i}\Delta lADV_{t-i} + \\&\sum_{i=0}^{k-1}\alpha_{Padv,i}\Delta lPADV_{t-i} + \gamma^*\left[lQ_{t-k} - \right. \qquad (۱۵)\\&\theta_P lP_{t-k} - \theta_y ly_{t-k} - \theta_{ADV}lADV_{t-k} - \\&\left.\theta_{PADV}lPADV_{t-k}\right] + \varepsilon_t\\&\theta_j = \frac{\alpha^*_j}{\gamma^*}\ \ ,j = P, y, ADV, PADV\end{aligned}$$

در رابطه (۱۵)، متغیر ly_{t-i} بیانگر لگاریتم درآمد، $lADV_{t-i}$ لگاریتم مخارج تبلیغات، lQ_{t-i} لگاریتم ارزش افزوده، lp_{t-i} لگاریتم قیمت ستاده واحد فروش، $lPADV_{t-i}$ لگاریتم جمله تقاطعی قیمت و تبلیغات و ε_t جمله خطای معادله تقاضا می‌باشند. از طرفی معادله عرضه نیز به فرم تبعی زیر خلاصه می‌شود.

$$\begin{aligned}&\Delta lP_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^{k-1}\beta_{Q,i}\Delta lQ_{t-i} + \\&\sum_{i=1}^{k-1}\beta_{P,i}\Delta lP_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\beta_{w,i}\Delta lw_{t-i} + \\&\sum_{i=0}^{k-1}\beta_{pm,i}\Delta lpm_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1}\lambda_i\Delta lQ^*_{t-i} + \\&\psi^*\left[P_{t-k} - \xi_Q lQ_{t-k} - \xi_w lw_{t-k} - \right. \qquad (۱۶)\\&\left.\xi_{lpm}lpm_{t-k} - \Lambda Q^*_{t-k}\right] + \vartheta_t\\&Q^*_i = \frac{lQ_t}{(\theta_P + \theta_{PADV}ADV_t)}\end{aligned}$$

به‌طوری‌که متغیر lw_{t-i} بیانگر لگاریتم دستمزد، lpm_{t-i} لگاریتم قیمت مواد اولیه و واسطه‌ای و ϑ_t جمله خطای معادله عرضه می‌باشند که با توجه به پویایی معادلات عرضه و تقاضا لازم است که مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری VECM مورد برازش قرار گیرد.

حال با توجه به هدف محوری پژوهش که اندازه‌گیری کشش تغییرات حدسی در الگوی ایستا و پویا به منظور سنجش قدرت بازاری است لازم است از معادلات عرضه و تقاضا در مدل ایستا (رابطه (۱۰) و (۱۲)) و مدل پویا (رابطه (۱۵) و (۱۶) استفاده می‌شود. ضمنا داده‌های مورد نیاز جهت برآورد الگو از داده‌های نتایج آمارگیری کارگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران در سطح کدهای دورقمی ISIC در بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۳ استخراج شده است. به دلیل کم بودن حجم نمونه داده‌ها از روند سالانه به تناوب فصلی تبدیل شده است. همچنین ذکر این نکته ضروری است که کلیه متغیرها به شاخص تولیدات صنعتی تقسیم و به صورت حقیقی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ تبدیل شده‌اند. قبل از برازش مدل به‌منظور جلوگیری از رگرسیون ساختگی، آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تقویت شده ADF انجام پذیرفت که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول

متغیرها	آزمون ایستایی با عرض از مبدأ و روند				آزمون ایستایی با عرض از مبدأ و بدون روند			
	احتمال	تفاضل مرتبه اول	احتمال	سطح متغیرها	احتمال	تفاضل مرتبه اول	احتمال	سطح متغیرها
LQ	۰/۰۰	−۴/۱۲	۰/۱۷	−۲/۹۰	۰/۰۰	−۶/۱۷	۰/۷۲	−۱/۰۷
LP	۰/۰۰	−۴/۵۵	۰/۴۳	−۲/۲۸	۰/۰۰	−۳/۶۵	۰/۹۹	۱/۰۱
LGDP	۰/۰۴	−۳/۴۹	۰/۹۸	−۰/۵۰	۰/۰۲	−۳/۱۲	۰/۴۷	−۱/۵۹
LADV	۰/۰۰	−۷/۶۵	۰/۶۹	−۱/۷۹	۰/۰۰	−۶/۱۹	۰/۹۹	۱/۶۵
LPADV	۰/۰۰	−۷/۶۰	۰/۹۰	−۱/۱۹	۰/۰۰	−۶/۰۴	۰/۰۸	−۲/۶۵
LW	۰/۰۰	−۶/۱۷	۰/۵۰	−۳/۴۰	۰/۰۰	−۷/۵۸	۰/۲۸	−۲/۰۱
LPM	۰/۰۰	−۷/۰۵	۰/۳۲	−۲/۵۰	۰/۰۰	−۷/۰۸	۰/۵۱	−۱/۵۴
LQSTAR	۰/۰۰	−۶/۷۰	۰/۲۷	−۲/۶۰	۰/۰۲	−۳/۲۷	۰/۲۳	−۱/۱۲

مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪ در شرایط بدون روند و با روند به ترتیب ۲/۹۰− و ۳/۴۷− می‌باشد

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به مقدار بحرانی متغیرها در آزمون ایستایی و رد فرضیه صفر آزمون مشاهده می‌شود که متغیرها در سطح، غیرایستا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. براین اساس می‌توان نتیجه گرفت که تمام متغیرها انباشته از مرتبه یک I(1) هستند. بنابراین متغیرها شرایط لازم برای الگوی تصحیح خطای برداری را دارند.

در ادامه به‌منظور مقایسه و دستیابی به شناخت صحیح‌تری از ساختار بازار و میزان همکاری و تبانی بنگاه‌ها با یکدیگر در وضعیت ایستا از رویکرد برسنان و لئو و در وضعیت پویا از رویکرد استین و سالوانس در صنعت چاپ ایران بهره‌برداری شده است تا معیار کشش تغییرات حدسی در این دو وضعیت مورد سنجش و ارزیابی قرار گیرد. ذکر این نکته ضروری است که در مدل ایستا به‌دلیل درونزایی معادلات عرضه و تقاضا و اینکه بر اساس شرط رتبه‌ای و درجه‌ای بیش از حد شناسا هستند به روش 2SLS و با استفاده از نرم افزار ایویوز (Eviews10.0) مورد برازش قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. تخمین معادلات عرضه و تقاضا به روش 2SLS در مدل ایستا

معادله عرضه		معادله تقاضا	
تخمین	پارامتر ضرایب	تخمین	پارامتر ضرایب
−۱/۳۱۵(۱/۸۲۴)	β_0	۱۸/۵۳**(۱/۰۸۵)	α_0
−۰/۰۰۱(۰/۰۱۳)	β_Q	−۰/۲۶۹(۱/۳۰۱)	α_p
−۰/۰۰۵(۰/۰۰۳)	β_W	۰/۰۵۴(۰/۰۶۶)	α_y
۰/۰۳۰**(۰/۰۱۰)	β_{pm}	−۰/۲۹۹(۱/۳۲۶)	α_{ADV}
۰/۰۳۵**(۰/۰۱۳)	θ	−۰/۲۰۶(۱/۳۲۷)	α_{padv}
۱/۸۲۸**(۰/۰۷۶)	AR(1)	۰/۹۴۴**(۰/۰۴۰)	AR(1)
−۰/۸۲۵**(۰/۰۷۷)	AR(2)	−	−
آماره های تشخیصی عرضه		آماره های تشخیصی تقاضا	
R^2=۰/۹۹۹	$Rbar^2$=۰/۹۹۹	R^2=۰/۹۴۵	$Rbar^2$=۰/۹۴۹
D.W=۲/۱۰۴		D.W=۱/۸۹۵	
آزمون عدم‌خودهمبستگی	X^2=۱/۰۸۲(۰/۴۰۶)	آزمون عدم‌خودهمبستگی	X^2=۳/۰۰۷ (۰/۲۲۲)
آزمون همسانی واریانس	F= ۰/۹۸۰(۰/۴۳۶)	آزمون همسانی واریانس	F =۰/۳۹۸۶(۰/۸۴۸)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار متغیرها و علامت ** و * به ترتیب معناداری ضرایب در سطح احتمال ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که در جدول (۲) مشخص است اکثر متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنی‌دارند. از طرفی در معادله تقاضا آماره R^2 =۰/۹۵۴ نشان دهنده خوبی برازش مدل، آماره دوربین واتسون با مقدار ۱/۸۹ بیانگر عدم خودهمبستگی بین جملات اخلال است. همچنین آزمون تشخیصی بروش- گادفری عدم خودهمبستگی سریالی و آزمون بروش-پاگان-گادفری واریانس همسانی را تایید می‌کنند. از سوی دیگر نتایج تخمین معادله عرضه با کشش تغییرات حدسی برابر $\theta = ۰/۰۳$ که از نظر آماری نیز مثبت و معنادار است گویای ساختار بازار رقابتی در صنعت چاپ ایران در وضعیت ایستا است. از طرفی جهت اندازه‌گیری کشش تغییرات حدسی در الگوی پویا و دوره کوتاه مدت و بلندمدت نیز تلاش گردیده است که با بهره‌گیری از الگوی پویای طراحی شده تصحیح خطای برداری نسبت به سنجش و ارزیابی این متغیر اقدام شود.

شایان ذکر است که در الگوی پویای تصحیح خطای برداری برای برآورد و تخمین مدل باید ابتدا وقفه بهینه با استفاده از یکی از معیارهای شوارتز، آکاییک، حنان‌کوویین و خطای پیش‌بینی نهایی به‌گونه‌ای انتخاب شود که آزمون‌های تشخیصی نیز برقرار بوده و ضرایب الگوی خودهمبسته برداری جهت تفسیر نتایج صحیح باشند. بدین منظور تعداد وقفه بهینه معادلات عرضه و تقاضا براساس آماره شوارتز تعیین شده و علاوه بر تعداد وقفه بهینه آزمون‌های تشخیصی برای مناسب بودن وقفه انتخابی در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. تعیین وقفه بهینه و آزمون تشخیصی مناسب بودن وقفه‌های تعیین شده مدل پویا

	معادله تقاضا	معادله عرضه
تعداد وقفه بهینه	۳	۵
عدم وجود خودهمبستگی	LM-Stat=۳۰/۹۶ (prob=۰/۱۹۹۵)	LM-Stat=۳۰/۶۴ (prob=۰/۲۰۱۰)
وجود واریانس همسانی	X^2=۴۹۱/۱۹ (prob =۰/۰۸۷۷)	X^2=۷۸۱/۰۲ (prob =۰/۳۳۵۹)

مأخذ: نتایج تحقیق

همانطوری‌که از جدول (۳) مشخص است در معادله تقاضا با حداکثر سه وقفه بهینه و در معادله عرضه با پنج وقفه بهینه بر مبنای آماره شوارتز فروض اقتصادی کلاسیک برقرار است. همچنین پس از تعیین وقفه بهینه در مدل لازم است با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی روابط بلندمدت متغیرها بررسی شود. در این خصوص جوهانسون و جوسلیوس روش حداکثر راست‌نمایی را ارائه نمودند که از طریق آن می‌توان بردارهای هم‌گرا را شناسایی نمود. براساس ادعای این محققان به‌طور کلی در تحلیل چند متغیره سری زمانی ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشته وجود داشته باشدکه بایستی براساس آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه تعداد بردارهای هم‌انباشته برای هریک از معادلات تعیین شود. در این پژوهش نیز براساس آماره اثر حداکثر بردارهای هم‌انباشته تعیین شده که نتایج آن در جدول(۴) ارائه گردیده است.

جدول ۴. تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته در معادلات عرضه و تقاضا

معادله عرضه	معادله تقاضا
۳	۱

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس نتایج جدول (۴) حداکثر بردار هم‌انباشته معادله تقاضا یک و برای معادله عرضه سه می‌باشد. حال پس از تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، لازم است به برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطای برداری و سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت پرداخته شود که نتایج مربوط به تخمین در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵. تخمین ضرایب الگوی تصحیح خطای برداری در معادلات عرضه و تقاضا

معادله عرضه				معادله تقاضا	
تخمین	پارامتر ضرایب	تخمین	پارامتر ضرایب	تخمین	پارامتر ضرایب
۰/۰۲۰(۰/۰۱۶)	$\beta_{pm,2}$	۰/۰۲۶(۰/۰۰۸)	β_0	۰/۰۸۸*(۰/۰۵۳)	α_0
۰/۰۱۲(۰/۰۱۵)	$\beta_{pm,3}$	−۰/۰۷۲ *(۰/۰۳۸)	$\beta_{Q,1}$	−۰/۰۶۳(۰/۱۷۹)	$\alpha_{Q,1}$
۰/۰۴۸**(۰/۰۱۸)	$\beta_{pm,4}$	−۰/۰۸۰**(۰/۰۳۷)	$\beta_{Q,2}$	−۰/۰۳۸(۰/۱۷۵)	$\alpha_{Q,2}$
−۰/۰۰۵(۰/۰۲۵)	$\beta_{pm,5}$	−۰/۰۵۹ **(۰/۰۲۶)	$\beta_{Q,3}$	۰/۰۳۴(۰/۱۷۸)	$\alpha_{Q,3}$
−۰/۰۰۷(۰/۰۰۲)	λ_1	−۰/۰۹۰**(۰/۰۲۴)	$\beta_{Q,4}$	−۰/۳۶۶(۱/۹۳۹)	$\alpha_{p,1}$
۰/۰۰۳(۰/۰۳۵)	λ_2	−۰/۰۱۲(۰/۰۱۵)	$\beta_{Q,5}$	−۳/۶۹۲(۲/۱۴۸)	$\alpha_{p,2}$
۰/۰۱۹(۰/۰۳۶)	λ_3	۰/۳۰۱*(۰/۱۷۸)	$\beta_{p,1}$	۱۱/۷۵۱(۷/۱۴۵)	$\alpha_{p,3}$
۰/۰۰۶**(۰/۰۰۱)	λ_4	۰/۱۷۴(۰/۱۳۴)	$\beta_{p,2}$	۰/۴۲۳(۰/۵۳۶)	$\alpha_{y,1}$
۰/۰۲۳*(۰/۰۱۲)	λ_5	۰/۱۷۳(۰/۱۳۳)	$\beta_{p,3}$	−۰/۰۳۳(۰/۳۶۱)	$\alpha_{y,2}$
−۰/۰۶۶**(۰/۰۱۶)	ψ^*	−۰/۶۴۹**(۰/۱۴۵)	$\beta_{p,4}$	۰/۶۳۴ **(۰/۳۱۰)	$\alpha_{y,3}$
پارامترهای بلندمدت عرضه		۰/۱۳۸(۰/۱۹۶)	$\beta_{p,5}$	۰/۷۱۳(۱۰/۵۰)	$\alpha_{ADV,1}$
۰/۰۰۰	ξ_Q	۰/۰۰۷*(۰/۰۰۴)	$\beta_{w,1}$	−۳/۸۸۹(۸/۵۰۴)	$\alpha_{ADV,2}$
۰/۰۰۰	ξ_w	−۰/۰۰۰۶(۰/۰۰۷)	$\beta_{w,2}$	۱۲/۷۵۶(۹/۵۰۱)	$\alpha_{ADV,3}$
۰/۲۱۷*(۰/۱۳۳)	ξ_{pm}	۰/۰۱۱*(۰/۰۰۶)	$\beta_{w,3}$	−۰/۷۳۹(۱۰/۵۳)	$\alpha_{pADV,1}$
۰/۵۹۶**(۰/۰۷۵)	Λ	۰/۰۰۲۸(۰/۰۰۵۶)	$\beta_{w,4}$	۳/۷۰۳(۸/۶۷۳)	$\alpha_{pADV,2}$
۷/۵۳۵	آماره F	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۴)	$\beta_{w,5}$	−۱۲/۵۲۰(۹/۳۶۷)	$\alpha_{pADV,3}$
۰/۸۸۶	آماره R^2	۰/۰۲۰ (۰/۰۱۹)	$\beta_{pm,1}$	−۰/۰۵۳(۰/۰۲۰۷)	γ^*
				پارامترهای بلندمدت تقاضا	
				−۱۳۸/۰۶۹**(۷۰/۰۲۳)	θ_p
				۷/۷۵۶** (۱/۸۰۷)	θ_y
				۱۳۸/۶۷۷**(۷۲/۲۸۷)	θ_{ADV}
				−۱۴۰/۵۷۲** (۷۲/۶۲۸)	θ_{pADV}
				۴/۸۷۱	آماره F
				۰/۳۷۰	آماره R^2

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار متغیرها و علامت ** و * به‌ترتیب معناداری ضرایب در سطح احتمال ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طوری‌که از جدول (۵) مشخص است در بلندمدت افزایش قیمت، تقاضا برای ستاده تولید شده در صنعت چاپ را کاهش داده است. درحالی‌که با افزایش درآمد و تبلیغات میزان تقاضا در این صنعت افزایش می‌یابد. همچنین در کوتاه مدت اثرات قیمت با وقفه‌های متفاوت بر معادله تقاضا مطابق انتظار منفی می‌باشند. از طرفی، آماره F معنی‌داری کل رگرسیون را تایید می‌کند. در این معادله ضریب تصحیح خطای تخمین با مقدار منفی و معنی‌دار برابر۰/۰۵۳ $= \gamma^*$ بیانگر آن است که سرعت تعدیل تقاضا به سمت تعادل بلندمدت بسیار کند و به آرامی صورت می‌گیرد. از طرفی در معادله پویای عرضه بیانگر آن است که کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری فعالان اقتصادی در عرضه چاپ و انتشارات در کوتاه‌مدت بسیار اندک است به‌طوری‌که با گذشت چهار و پنج فصل از فعالیت فعالان این عرصه در کوتاه مدت، میزان قدرت بازاری همچنان ناچیز و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. در حالی‌که در بلندمدت مقدار کشش تغییرات حدسی با مقدار مثبت و معنی‌دار ۰/۵۹۶ $= \Lambda$ بیانگر آن است که بنگاه‌ها به همکاری و تبانی با یکدیگر رو آورده و درجه‌ای از قدرت بازاری بر بنگاه‌ها حاکم شده که منجر به ساختار بازار انحصار چندجانبه در این صنعت گردیده است. شایان ذکر است که سرعت تعدیل معادله عرضه به سمت تعادل بلندمدت از طریق ضریب تصحیح خطا نسبتاً کند است و بنگاه‌ها در این صنعت به دلیل مالکیت خصوصی

به قوانین ضدتراست و رقابتی پایبند هستند و نسبت به شوک‌های عرضه و تقاضا کمتر واکنش نشان می‌دهند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به اینکه هدف این پژوهش سنجش پویای کشش تغییرات حدسی و ارزیابی میزان قدرت بازاری در صنعت چاپ ایران است. از رویکرد تعمیم یافته برسنان و لئو استفاده شده است تا در دو وضعیت ایستا و پویا میزان قدرت بازاری و درجه همکاری و تبانی بنگاه‌ها با استفاده از معیار تغییرات حدسی مورد سنجش و ارزیابی قرار گیرد. بدین منظور از داده‌های فصلی صنعت چاپ ایران در سطح کد دورقمی ISIC طی سال‌های۱۳۹۳:۴-۱۳۷۵:۱ استفاده شده است. نتایج حاصل از محاسبه الگوی ایستای کشش تغییرات حدسی بیانگر آن است که اگرچه شاخص قدرت بازاری از نظر آماری معنی‌دار است ولی از نظر مقداری بسیار اندک بوده و آزمون فرضیه الگوی رفتاری بنگاه‌ها فرضیه صفر وجود رفتار رقابتی در این صنعت را تایید می‌کند. علاوه برآن با افزایش قیمت، تقاضا برای محصولات تولیدی در این صنعت مطابق انتظار کاهش یافته ولی در این صنعت افزایش تبلیغات تقاضا برای محصولات تولیدی را افزایش نداده در حالیکه با افزایش درآمد تقاضا برای محصولات این صنعت افزایش یافته است. همچنین نتایج حاصل از تخمین مدل پویا بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت شاخص کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری با گذشت زمان از نظر آماری معنی‌دار اما از نظر مقداری نزدیک به صفر است که نشان می‌دهد در کوتاه مدت بنگاه‌ها در این صنعت در وضعیت رقابتی فعالیت می‌کنند. با این حال معیار کشش تغییرات حدسی در بلندمدت از نظر آماری مثبت و معنی‌دار بوده و بیانگر آن است که درجه‌ای از همکاری و تبانی بین بنگاه‌ها ایجاد شده که در بلندمدت منجر به ساختار غیررقابتی در این زیر بخش صنعتی شده است. از طرفی کندی سرعت تعدیل رفتار بنگاه‌ها به سمت تعادل بلندمدت بیانگر آن است که بنگاه‌ها در این صنعت نسبت به شوک‌های عرضه و تقاضا کمتر واکنش نشان می‌دهند. همچنین مقایسه تطبیقی کشش تغییرات حدسی در الگوی ایستا و پویا نشان می‌دهد که در الگوی ایستا بدلیل آنکه پویایی بازار در نظر گرفته نمی‌شود قدرت بازاری به خوبی دیده نشده و کمتر از حد برآورد می‌شود در حالیکه در مدل پویا، پویایی ذاتی بازار بر قیمت، مقدار، ساختار بازار و درجه رقابت اثر می‌گذارد؛ حال با توجه به اینکه قدرت بازاری در کوتاه مدت ناچیز و معنی‌دار است اشاره بر آن دارد که در دوره کوتاه مدت در صنعت چاپ ایران شرایط رقابت کامل حاکم بوده و نتایج شبیه به الگوی ایستا می‌باشد. به‌عبارت دیگر سازگاری نتایج در الگوی ایستا و در الگوی پویا در دوره کوتاه‌مدت وجود دارد. اما در بلندمدت برخی از بنگاه‌ها به همکاری و ائتلاف با یکدیگر روی آورده و توانایی اعمال درجات متفاوتی از قدرت بازاری پیدا نموده‌اند بنابراین قدرت بازاری مثبت و معنی‌دار برابر ۰/۵۹۶ را در بازار اعمال می‌کنند. در واقع، ملاحظه می‌شود که بنگاه‌ها در بلندمدت فرصت کافی برای ائتلاف و تبانی با یکدیگر دارند. همچنین با عنایت به مالکیت خصوصی بنگاه‌ها در این صنعت، دلیل تبانی و همکاری بنگاه‌ها در بلندمدت ممکن است ناشی از ایجاد زمینه‌های گسترش انحصار خصوصی محور باشد. بنابراین به نهادهای پایش کننده رقابت پیشنهاد می‌شود که با افزایش تعداد فعالان اقتصادی و حذف موانع ورود مصنوعی برای تازه‌واردین این عرصه از فعالیت صنعتی، زمینه برای تداوم و گسترش هرچه بیشتر رقابت فراهم شود. همچنین در بلندمدت با نظارت هیات‌های تنظیم بازار یا رگولاتورهای بخشی مانع ایجاد انحصارهای خصوصی محور شده و نسبت به تنظیم مقررات و سیاست‌های رقابتی بیشتر اقدام نمایند.

منابع

ابراهیمی، مهرزاد؛ خدادادکاشی، فرهاد و مجید احمدیان (۱۳۹۳). "ارزیابی اندازه همکاری و انحصاردرصنایع بزرگ ایران: رویکرد کشش تغیرات حدسی طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۸)". *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۶۹)، صص ۱۷۹-۱۹۸.

خدادادکاشی، فرهاد؛ نورانی آزاد، سمانه و خدیجه گراوند (۱۳۹۴). "مقایسه تطبیقی *قدرت* انحصاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۳)، صص۲۷ – ۴۸.

شهیکی‌تاش، محمدنبی و اعظم محمدزاده (۱۳۹۳). "سنجش کشش تغییرات حدسی در ساختار انحصار چند جانبه بر اساس رویکرد ایواتا". *فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۸(۳)، صص ۲۷۲-۲۸۱.

شهیکی‌تاش، محمدنبی و حمید حجتی (۱۳۹۲). "سنجش کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در صنایع منتخب ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران* ، ۲(۱)، صص۸۱-۹۹.

قطبی زاده، سعید (۱۳۹۲). "بررسی وضعیت صنعت چاپ در ایران". *گزارش وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی*، معاونت امور فرهنگی دفتر امور چاپ.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳)، نتایج طرح جامع آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور در سال ۱۳۹۳، *تهران: معاونت برنامه ریزی و نظارت راهبردی.*

Adjei-Frimpong K., Gan C. and B. Hu (2016), "Competition in the Banking Industry: Empirical Evidence from Ghana", *Journal of Banking Regulation*, 17(3), pp. 159-175.

Appelbaum E. (1982), "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power", *Journal of Econometrics*, 19(2-3), pp. 287-299.

Bresnahan T.F. (1982), "The Oligopoly Solution is Identified", *Economic Letters*, 10(1-2), pp.87-92.

Bresnahan T.F. (1989), "Empirical Studies Concept of Industries with Market Power, in: Schmalensee, R., Wiling, R. (Eds.)", Handbook of Industrial Organization, No.2, pp. 1011-1057.

Cabral L.M. (2000), "R&D Cooperation and Product Market Competition", *International Journal of Industrial Organization*, 18(7), pp. 1033-1047.

Chang S.C., Della Chang J. C. and T.H. Huang (2012). "Assessing Market Power in Us. Commercial Banking Industry under Deregulation", *Economic Modelling*, 29(5), pp.1558-1565.

Gollop F.M. and M.J. Roberts (1979), "Firm Interdependence Oligopolistic Markets", *Journal of Econometrics*, 10(3), pp. 313-331.

Iwata G. (1974), "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly", *Econometrica*, 42(5), pp. 947-966.

Kamien M.I. and N.L. Schwartz (1983), "Conjectural Variations", *The Canadian Journal of Economics*, 16(2), pp. 191-211.

Kutlu L. and R.C. Sickles (2017). "Measuring Market Power When Firm Price Discriminent", *Empirical Economic*, 53(1), pp. 287-305.

Lagarto J., Sousa J.A., Martins Á. And P. Ferrão (2014), "Market Power Analysis in the Iberian Electricity Market Using a Conjectural Variations Model", *Energy*, No. 76, pp. 292-305.

Lau L.J. (1982), "on Identifiying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data", *Economic Letters*, No. 10, pp. 93-99.

Perry M.K. (1982), "Oligopoly and Consistent Conjectural Variations", *The Bell Journal of Economics*, 13(1), pp. 197-205.

Pollak R.A. and T.J. Wales (1992), *Demand System Specification and Estimation*, Oxford University Press on Demand.

Rosenbaum D.I. (1994), "Efficiency V. Collusion: Evidence Cast in Cement", *Review of Industrial Organization*, 9(4), pp. 379-392.

Slade M.E. (1986), "Conjectures Firm Characteristics and Market Structure", *International Journal of Organization*, 4(4), pp.347-369.

Steen F. and K.G. Salvance (1999), "Testing for Market Power using a Dynamic Oligopoly Model", *International Journal of Industrial Organization*, 17(2), pp. 147-177.

Umar Muazu A., Abidin Mohamed Z., Shamsuddin M.N. and I. Abdulatif (2016), "Measuring Market Power in the Integrated Malaysian Poultry Industry: New Empirical Industrial Organization Approach", *Journal of Food Products Marketing*, 22(4), pp. 455-470.

Vallejo H. (2008). A Generalized Index of Market Power. Revista de Economia del Rostario. Ros. Bogata (Colombia), 10(2), pp. 95-107.

Wiendiyati Hanani N., Anindita R. and Syafrial (2015), "Measuring the Degree of Market Power in Indonesian Beef Industry", *Advances in Environmental Biology*, No. 23, pp. 185-190.

Zhang Q., Yang H., Wang Q. and A. Zhang (2014), "Market Power and its Determinants in the Chinese Airline Industry", *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, No. 64, pp. 1-13.