

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

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

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}, Marzeye Eshaghi Gorgi²

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

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 term 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.

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 بر آن دارد که در کوتاه‌مدت هرچند نگاه‌ها در وضعیت رقابتی فعالیت می‌کنند اما در بلندمدت درجه‌ای از همکاری و تباری بین نگاه‌ها ایجاد شده که این امر منجر به قدرت بازاری نگاه‌ها 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

*Corresponding Author: Samaneh Norani Azad

Email: noraniazad@pnu.ac.ir

نویسنده مسئول: سمانه نورانی آزاد

۱. مقدمه

صنعت چاپ ایران با توجه به موقعیت ژئوپلیتیک 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. از آنجایی که 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 زیرمجموعه‌های 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 و سیاستگذاران بوده است (قطبی زاده، ۱۳۹۲).

در باب 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 حالی که در ایران این صنعت با وجود قدمت بسیار 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 ۵۸/۰ درصد و به لحاظ ارزش افزوده و میزان سرمایه‌گذاری به ترتیب ۳۱/۰ 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 $CR4=0/71$ در اختیار دارند. همچنین در سال ۱۳۷۴ این صنعت با دارا بودن متوسط شاخص تمرکز هرفیندال هیرشمن برابر $HHI=0/39$ 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 $CDR=0/29$ گویای مرتفع بودن موانع ورود 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 رقابتی شدن 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

فرصت برای تقابل و همکاری بین بنگاه‌ها وجود دارد. در واقع زمانی که 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 نمایند. از این رو 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.

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

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

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

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 -1 و $1 - \left(\frac{1}{S_j}\right)$ در نظر گرفت. به‌طوری‌که در تعادل رقابتی که $p = C_j$ است کشش تغییرات حدسی برابر -1 خواهد بود. همچنین در شرایط کورنویی به‌دلیل آنکه بنگاه‌ها نسبت به یکدیگر واکنش نشان

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 در نظر 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

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

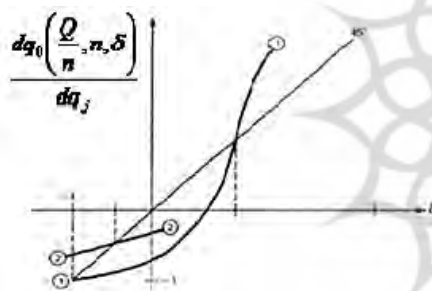
3. Iwata

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

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

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

وی در ادامه مطالعه خود با توجه به نمودار شکل زیر، شرایط 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 $\hat{C} = 0$ 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) کاهش یابد تغییرات حدسی رقابتی تنها تغییرات حدسی ثابت می‌باشد. از سوی دیگر اگر هزینه نهایی ثابت باشد ولی تابع معکوس تقاضا با نرخ کاهشی کاهش یابد تغییرات حدسی سازگار رقابتی و غیر رقابتی وجود ندارد و اگر هم وجود داشته باشد تغییرات حدسی ناپایدار خواهد بود که در نمودار فوق با منحنی ۱-۱ مشخص شده است.

از طرفی اگر هزینه نهایی ثابت نباشد، تغییرات حدسی رقابتی $\delta = -1$ نمی‌تواند وجود داشته باشد. اما در صورت

نمی‌دهند و تولید صنعت دقیقاً به میزان تولید بنگاه افزایش می‌یابد این شاخص برابر با صفر خواهد بود. در حال که اگر بنگاه‌ها در صنعت تبانی کنند به دلیل برابری درآمد نهایی و هزینه نهایی کشش تغییرات حدسی با معکوس سهم بازاری منهای یک $\left(\frac{1}{S_i}\right) - 1$ برابر خواهد شد.

پری^۱ با تعمیم مدل پایه‌ای ایواتا تغییرات حدسی سازگار در مدل انحصار چندجانبه با تولیدات همگن در سطح صنعت را بررسی نمود. وی در مطالعه خود کشش تغییرات حدسی سازگار را به صورت رابطه زیر تعریف نمود.

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

در خصوص اهمیت محاسبه تغییرات حدسی سازگار صنعت در مدل پری می‌توان اذعان نمود که به دلیل عدم نیاز به جداسازی بین بنگاه‌های قدیمی و تازه‌واردین این معیار بر مدل ایواتا برتری دارد. وی با استناد بر اینکه q_j مقدار ستاده j امین بنگاه و q_0 ستاده تعادلی $n - 1$ بنگاهی که دارای تغییرات حدسی ثابت δ می‌باشند شرایط تعادل متقارن^۲ برای صنعت به صورت زیر بیان نمود.

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

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

1. Perry
2. Symmetric equilibrium

بنابراین با استناد اینکه $0 < w_i \leq n$ است $\sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{w_i}\right) \geq \frac{n}{n}$ خواهد بود. از این رو 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 رسیدند 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^۲ (۱۹۷۹)، برسنان و لئو^۳ (۱۹۸۲)، اسلید^۴ (۱۹۸۶)، روزنباوم^۵ (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 آپلیم^۱ (۱۹۸۲) با استفاده از شرط مرتبه اول حداکثرسازی سود شاخص لرنر را به‌صورت زیر به کشش تغییرات حدسی مرتبط نمود.

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

به‌طوری که L شاخص لرنر، θ کشش تغییرات حدسی در سطح صنعت و η کشش قیمتی تقاضا است. همچنین کابرال^۶ (۲۰۰۰) با فرض بر یکسان بودن رفتار بنگاه‌ها در بازار و با تعمیم مدل‌های قبلی شاخص تمرکز در رابطه (۸) گنجانده و رابطه بین شاخص لرنر کشش تغییرات حدسی و شاخص تمرکز را به‌صورت زیر بیان نمود.

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

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 کورنوبی قرار می‌گیرد. این وضعیت را می‌توان با تابع عکس‌العمل ۲-۲ در نمودار فوق مشاهده نمود. همچنین اگر هزینه نهایی کاهش و تابع معکوس تقاضا با نرخ ثابت یا فزاینده کاهش یابد یعنی $\dot{P} \leq 0, \dot{P} < 0$ باشد؛ در این صورت تغییرات حدسی سازگار وجود ندارد. ولی اگر هزینه نهایی کاهش و تابع معکوس تقاضا با نرخ کاهش کاهش یابد یعنی $(P' < 0, P'' > 0)$ باشد، تغییر حدسی ثابت باید مثبت باشد.

کمین و استوارت^۱ (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 شاخص i را به صورت تغییر محصول کل صنعت به تغییر محصول بنگاه i ام در نظر گرفته و به صورت زیر تعریف نمودند.

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

$0 < w_i \leq n$ 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 در نظر گرفتند.

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

به‌طوری که W برابر $\frac{1}{n}$ ام میانگین هندسی w_i ها می‌باشد.

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

1. Kamien & Schwartz

آدجی فریمپونگ و همکاران^۴ (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^۵ (۲۰۱۵) در مطالعه 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 درآمدی ۱/۳۶ بوده 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^۶ (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی قدرت انحصاری در بازار برق شبه جزیره ایبری^۷ 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^۸ (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 چین پرداختند آنها در مطالعه خود دریافتند که برای سه شرکت بزرگ حمل و نقل

به‌طوری که 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 کورنوی رفتار کنند $\theta = 1$ بوده و نسبت به تغییر رفتار یکدیگر عکس‌العمل نشان نمی‌دهند. درحالی که اگر $\theta = \frac{1}{H}$ باشد بازیگران به تبانی با یکدیگر پرداخته و رفتار انحصاری شکل می‌گیرد (والیجو^۱، ۲۰۰۸).

۳. پیشینه تحقیق

کوتلیو و سیکلس^۲ (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^۳ (۲۰۱۶) در مقاله‌ای 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 لوکس بودن گوشت مرغ در مالزی است.

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

1. Vallejo

2. Kutlu & Sickles

3. Umar-Muazu & et.al

حیوانی با ۱۹/۳۷ بیشترین کاهش تغییرات حدسی و صنایع فراورده‌های لبنی، و قند و شکر و تولید مالنا و ماء‌الشعیر با ارقام ۱۸/۰۱، ۱۸، ۱۷/۱۸، ۱۰/۵۱، بترتیب در رده‌های بعدی قرار دارند که نشان از وجود رفتار انحصاری حاکم بر بازار صنایع غذایی و آشامیدنی ایران است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای تحت عنوان «ارزیابی اندازه همکاری و انحصار در صنایع بزرگ ایران: رویکرد کاهش تغییرات حدسی»، میزان قدرت انحصاری دو صنعت بزرگ نساجی و خودروسازی ایران را در طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۸۵ 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 درجه‌ی وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت نساجی و حاکم بودن ساختار بازار رقابتی تأیید می‌شود.

شهیک‌تاش 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 به ترتیب برابر ۱/۳ و ۱/۰۲ 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 کاهش 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 ارائه شده است. در این مدل‌ها معمولاً از معادلات پایه‌ای شامل معادله تقاضا و شرط بهینگی به فرم تبعی زیر

هوایی توجه به ضریب متغیر حدسی درجات متفاوت قدرت بازاری وجود دارد به طوری که 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.

چانگ و همکاران^۱ (۲۰۱۲) در مقاله‌ای به بررسی قدرت بازاری در صنعت بانکداری آمریکا با استفاده از رویکرد ایستا و پویای برسان 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 در حالیکه ساختار انحصار چندجانبه در بلندمدت را تأیید می‌کند. خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با به ارزیابی رقابت و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری در صنعت لاستیک و پلاستیک ایران با توجه به دو رویکرد غیرساختاری برسانهان لئو و پانزار-راس در طی دوره زمانی (۱۳۷۴-۱۳۹۰) می‌پردازند. آنها در مطالعه خود دریافتند که بر اساس مدل برسانهان لئو در صنعت لاستیک و پلاستیک بنگاه‌ها به تبانی با یکدیگر می‌پردازند و با توجه به ضریب تغییرات حدسی به دست آمده $\theta = 0/82$ ساختار بازاری حاکم بر آن نیز رقابت ناقص است، همچنین مجموع کاهش درآمدی بنگاه‌ها نسبت به قیمت نهاده‌ها در مدل پانزار-راس با مقدار برابر $H = 0/81$ بیانگر آن است که بنگاه‌های این صنعت در ساختار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند.

شهیک‌تاش و محمدزاده (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی کاهش تغییرات حدسی در صنایع غذایی و آشامیدنی ایران بر اساس رویکرد ایواتا می‌پردازند. در این تحقیق با توجه به اطلاعات بخش عرضه و تقاضا و فرایند بهینه‌سازی، تابع سنجش کاهش تغییرات حدسی استخراج شده است. یافته‌های تحقیق آنها نشان می‌دهد که صنعت تولید روغن نباتی و

1. Chang & et.al

است. همچنین در شرایطی که θ بین صفر و یک باشد، درجه قدرت بازاری عددی بین انحصار و رقابت است؛ البته در صورتی که n بنگاه بازار شبیه هم باشند آنگاه در تعادل کورنو-ناش θ^3 برابر $1/n$ خواهد بود. (برسنان و لئو، ۱۹۸۲). اما در این رویکرد به دلیل 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 به صورت پویا ارائه دهند. به طوری که پولاک و والیس^۴ (۱۹۹۲) با وارد کردن متغیر وابسته با وقفه به عنوان متغیر توضیحی در مدل آن را به صورت پویا نشان دادند. استین و سالوانس^۵ (۱۹۹۹) نیز در قالب الگوی تصحیح خطای برداری^۶ 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 به صورت زیر ارائه نمود.

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} + \gamma^* [Q_{t-k} - \theta_P P_{t-k} - \theta_Z Z_{t-k} - \theta_{PZ} PZ_{t-k}] + \varepsilon_t$$

$$\theta_j = \frac{\alpha_j^*}{\gamma^*}, \quad j = P, Z, PZ$$

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

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

$$Q = D(p, y, Z; \alpha) + \varepsilon$$

$$Q = \alpha_0 + \alpha_P P + \alpha_Y Y + \alpha_Z Z + \alpha_{PZ} PZ + \varepsilon \quad (10)$$

به طوری که 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، به صورت زیر خواهد بود.

$$P + \theta h(Q, y, Z; \alpha) = C(Q, W; \beta) \quad (11)$$

به طوری که $P + h(Q, y, Z; \alpha)$ درآمد نهایی، $P + \theta h(Q, y, Z; \alpha)$ درآمد نهایی مؤثر^۱ و θ پارامتر رفتاری (شاخص سنجش قدرت بازاری) است؛ بنابراین فرم تابعی معادله عرضه به صورت زیر خواهد بود.

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

$$P = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_W W - \theta Q^* + \eta \quad (12)$$

$$Q^* = \left(\frac{Q}{\alpha_P + \alpha_{PZ} PZ} \right)$$

برسنان (۱۹۸۲) و لئو (۱۹۸۲) از پارامتر رفتاری θ^2 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

3. Cournot – Nash Equalibrium
4. Pollak & Wales
5. Steen & Salvance
6. Error Correction Model

1. Effective or Perceived Marginal Revenue
2. Conduct Parameter

تقاطع‌ی قیمت و تبلیغات و ε_t جمله خطای معادله تقاضا می‌باشند. از طرفی معادله عرضه نیز به فرم تبعی زیر خلاصه می‌شود.

$$\begin{aligned} \Delta lP_t &= \beta_0 + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta lQ_{t-i} + \\ &\sum_{i=1}^{k-1} \beta_{P,i} \Delta lP_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W,i} \Delta lW_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^{k-1} \beta_{pm,i} \Delta lpm_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta lQ_{t-i}^* + \\ &\psi^* [P_{t-k} - \xi_Q lQ_{t-k} - \xi_W lW_{t-k} - \\ &\xi_{ipm} lpm_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^*] + \vartheta_t \end{aligned} \quad (16)$$

$$Q_i^* = \frac{lQ_t}{(\theta_P + \theta_{PADV} \Delta DV_t)}$$

به طوری که 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 لازم مورد برآزش 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. ضمناً 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 برآزش مدل به منظور 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.

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 به منظور چرخش معادله درآمد نهایی می‌باشد. از این رو جملات تقاطعی PZ در الگو وارد شده است. همچنین فرم پویای معادله عرضه نیز به شرح زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned} \Delta P_t &= \beta_0 + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \\ &\sum_{i=1}^{k-1} \beta_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W,i} \Delta W_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q_{t-i}^* + \psi^* [P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \\ &\xi_W W_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^*] + \vartheta_t \end{aligned} \quad (14)$$

$$Q_i^* = \frac{Q_t}{(\theta_P + \theta_{PZ} Z_t)}$$

$$\Lambda = \frac{\lambda^*}{\psi^*}, \xi_{Q,W} = \frac{\beta_Q^*}{\psi^*}, \frac{\beta_W^*}{\psi^*}$$

به طوری که 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.

$$\begin{aligned} \Delta lQ_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta lQ_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta lP_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{y,i} \Delta ly_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{ADV,i} \Delta lADV_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{padv,i} \Delta lPADV_{t-i} + \gamma^* [lQ_{t-k} - \\ &\theta_P lP_{t-k} - \theta_y ly_{t-k} - \theta_{ADV} lADV_{t-k} - \\ &\theta_{PADV} lPADV_{t-k}] + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

$$\theta_j = \frac{\alpha_j^*}{\gamma^*}, j = P, y, ADV, PADV$$

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

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

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

مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪ در شرایط بدون روند و با روند به ترتیب ۲/۹۰- و ۳/۴۷- می‌باشد
 مأخذ: نتایج تحقیق

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 به دلیل 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.

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 به منظور مقایسه و دستیابی به شناخت صحیح‌تری از ساختار بازار و میزان همکاری و تباری بنگاه‌ها با یکدیگر در وضعیت ایستا از رویکرد برستان و لئو و در وضعیت

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

معادله تقاضا		معادله عرضه	
پارامتر ضرایب	تخمین	پارامتر ضرایب	تخمین
α_0	۱۸/۵۳ ^{**} (۱/۰۸۵)	β_0	-۱/۳۱۵(۱/۸۲۴)
α_p	-۰/۳۶۹(۱/۳۰۱)	β_Q	-۰/۰۰۱(۰/۰۱۳)
α_y	۰/۰۵۴(۰/۰۶۶)	β_w	-۰/۰۰۵(۰/۰۰۳)
α_{ADV}	-۰/۳۹۹(۱/۳۲۶)	β_{pm}	۰/۰۳۰ ^{**} (۰/۰۱۰)
α_{padv}	-۰/۲۰۶(۱/۳۲۷)	θ	۰/۰۳۵ ^{**} (۰/۰۱۳)
AR(1)	۰/۹۴۴ ^{**} (۰/۰۴۰)	AR(1)	۱/۸۲۸ ^{**} (۰/۰۷۶)
-	-	AR(2)	-۰/۸۲۵ ^{**} (۰/۰۷۷)
آماره های تشخیصی تقاضا		آماره های تشخیصی عرضه	
$Rbar^2=۰/۹۴۹$	$R^2=۰/۹۴۵$	$Rbar^2=۰/۹۹۹$	$R^2=۰/۹۹۹$
D.W=۱/۸۹۵		D.W=۲/۱۰۴	
$X^2=۳/۰۰۷ (۰/۲۲۲)$	آزمون عدم خودهمبستگی	$X^2=۱/۰۸۲(۰/۴۰۶)$	آزمون عدم خودهمبستگی
$F=۰/۳۹۸۶(۰/۸۴۸)$	آزمون همسانی واریانس	$F=۰/۹۸۰(۰/۴۳۶)$	آزمون همسانی واریانس

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

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، حنان-کوین 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.

همان‌طور که در جدول (۲) مشخص است اکثر متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنی‌دارند. از طرفی در معادله تقاضا آماره $R^2 = 0/954$ نشان دهنده خوبی برازش مدل، آماره دوربین واتسون با مقدار $1/89$ بیانگر عدم خودهمبستگی بین جملات اخلاص 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 $0/03 = \theta$ 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

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

معادله عرضه	معادله تقاضا	
۵	۳	تعداد وقفه بهینه
LM-Stat=۳۰/۶۴ (prob=۰/۲۰۱۰)	LM-Stat=۳۰/۹۶ (prob=۰/۱۹۹۵)	عدم وجود خودهمبستگی
$X^2=781/02$ (prob = ۰/۳۳۵۹)	$X^2=491/19$ (prob = ۰/۰۸۷۷)	وجود واریانس همسانی

مأخذ: نتایج تحقیق

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 هم‌انباشته، 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.

همان‌طور که 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 فرض اقتصادی کلاسیک برقرار است. همچنین پس از تعیین وقفه بهینه در مدل لازم است با استفاده از آزمون هم‌انباشته روابط بلندمدت متغیرها بررسی شود. در این خصوص جوهانسون و جوسلیوس روش حدکثر 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 باشد که بایستی براساس آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه تعداد بردارهای هم‌انباشته برای هر یک 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 ۵. تخمین ضرایب الگوی تصحیح خطای برداری در معادلات عرضه و تقاضا

معادله تقاضا		معادله عرضه			
پارامتر ضرایب	تخمین	پارامتر ضرایب	تخمین	پارامتر ضرایب	تخمین
α_0	۰/۰۸۸*(۰/۰۵۳)	β_0	۰/۰۲۶*(۰/۰۰۸)	$\beta_{pm,2}$	۰/۰۲۰*(۰/۰۱۶)
$\alpha_{Q,1}$	-۰/۰۶۳*(۰/۱۷۹)	$\beta_{Q,1}$	-۰/۰۷۲*(۰/۰۳۸)	$\beta_{pm,3}$	۰/۰۱۲*(۰/۰۱۵)
$\alpha_{Q,2}$	-۰/۰۳۸*(۰/۱۷۵)	$\beta_{Q,2}$	-۰/۰۸۰***(۰/۰۳۷)	$\beta_{pm,4}$	۰/۰۴۸***(۰/۰۱۸)
$\alpha_{Q,3}$	۰/۰۳۴*(۰/۱۷۸)	$\beta_{Q,3}$	-۰/۰۵۹***(۰/۰۲۶)	$\beta_{pm,5}$	-۰/۰۰۵*(۰/۰۲۵)
$\alpha_{p,1}$	-۰/۳۶۶(۱/۹۳۹)	$\beta_{Q,4}$	-۰/۰۹۰***(۰/۰۲۴)	λ_1	-۰/۰۰۷*(۰/۰۰۲)
$\alpha_{p,2}$	-۳/۶۹۲(۲/۱۴۸)	$\beta_{Q,5}$	-۰/۰۱۲*(۰/۰۱۵)	λ_2	۰/۰۰۳*(۰/۰۳۵)
$\alpha_{p,3}$	۱۱/۷۵۱(۷/۱۴۵)	$\beta_{p,1}$	۰/۳۰۱*(۰/۱۷۸)	λ_3	۰/۰۱۹*(۰/۰۲۶)
$\alpha_{y,1}$	۰/۴۲۳*(۰/۵۳۶)	$\beta_{p,2}$	۰/۱۷۴*(۰/۱۳۴)	λ_4	۰/۰۰۶***(۰/۰۰۱)
$\alpha_{y,2}$	-۰/۰۳۳*(۰/۳۶۱)	$\beta_{p,3}$	۰/۱۷۳*(۰/۱۳۳)	λ_5	۰/۰۲۳*(۰/۰۱۲)
$\alpha_{y,3}$	۰/۶۳۴***(۰/۳۱۰)	$\beta_{p,4}$	-۰/۶۴۹***(۰/۱۴۵)	ψ^*	-۰/۰۶۶***(۰/۰۱۶)
$\alpha_{ADV,1}$	۰/۷۱۳(۱/۰۵۰)	$\beta_{p,5}$	۰/۱۳۸(۰/۱۹۶)	پارامترهای بلندمدت عرضه	
$\alpha_{ADV,2}$	-۳/۸۸۹(۸/۵۰۴)	$\beta_{w,1}$	۰/۰۰۷*(۰/۰۰۴)	ξ_0	۰/۰۰۰
$\alpha_{ADV,3}$	۱۲/۷۵۶(۹/۵۰۱)	$\beta_{w,2}$	-۰/۰۰۰۶*(۰/۰۰۷)	ξ_w	۰/۰۰۰
$\alpha_{pADV,1}$	-۰/۷۳۹(۱۰/۵۳)	$\beta_{w,3}$	۰/۰۱۱*(۰/۰۰۶)	ξ_{pm}	۰/۲۱۷*(۰/۱۳۳)
$\alpha_{pADV,2}$	۳/۷۰۳(۸/۶۷۳)	$\beta_{w,4}$	۰/۰۰۲۸(۰/۰۰۵۶)	Λ	۰/۵۹۶***(۰/۰۷۵)
$\alpha_{pADV,3}$	-۱۲/۵۲۰(۹/۳۶۷)	$\beta_{w,5}$	۰/۰۰۱*(۰/۰۰۴)	آماره F	۷/۵۳۵
γ^*	-۰/۰۵۳*(۰/۰۲۰۷)	$\beta_{pm,1}$	۰/۰۲۰*(۰/۰۱۹)	آماره R ²	۰/۸۸۶
پارامترهای بلندمدت تقاضا		اعداد داخل پرانتز انحراف معیار متغیرها و علامت * و ** به ترتیب معناداری ضرایب در سطح احتمال ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.			
θ_p	-۱۳۸/۰۶۹***(۷/۰۲۳)				
θ_y	۷/۷۵۶***(۱/۸۰۷)				
θ_{ADV}	۱۳۸/۶۷۷***(۷۲/۲۸۷)				
θ_{pADV}	-۱۴۰/۵۷۳***(۷۲/۶۲۸)				
آماره F	۴/۸۷۱				
آماره R ²	۰/۳۷۰				

مأخذ: نتایج تحقیق

همان طوری که از جدول (۵) مشخص است در بلندمدت افزایش قیمت، تقاضا برای ستاده تولید شده در صنعت چاپ را کاهش داده است. درحالی که 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 برابر $\gamma^* = ۰/۰۵۳$ 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 به طوری که 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 حالی که در بلندمدت مقدار کشش تغییرات حدسی با مقدار مثبت و معنی‌دار $\Lambda = ۰/۵۹۶$ بیانگر آن است که بنگاه‌ها به همکاری و تباری 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

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. به عبارت دیگر سازگاری نتایج در الگوی ایستا و در الگوی پویا در دوره کوتاه مدت 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 $0/596$ 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.

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 پویایی 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 سال‌های ۱۳۹۳:۴-۱۳۷۵:۱ 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 بر آن 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 کوتاه مدت 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

منابع

- تغییرات حدسی در ساختار انحصار چند جانبه بر اساس رویکرد ایوانا". فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۸(۳)، صص ۲۸۱-۳۷۳.
- شهیک‌تاش، محمدنسی و حمید حجتی (۱۳۹۲). "سنجش کشش تغییرات حدسی و قدرت بازاری در صنایع منتخب ایران". فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران، ۲(۱)، صص ۸۱-۹۹.
- 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.
- ابراهیمی، مهرزاد؛ خدادادکاشی، فرهاد و مجید احمدیان (۱۳۹۳). "ارزیابی اندازه همکاری و انحصاردرصنایع بزرگ ایران: رویکرد کشش تغییرات حدسی طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۸)". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های 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)، صص ۲۷-۴۸.
- شهیک‌تاش، محمدنسی و اعظم محمدزاده (۱۳۹۳). "سنجش کشش
- 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 Discriminant", *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 Identifying 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 Economía 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.