

فصلنامه اقتصاد و الگوسازی

دانشگاه شهید بهشتی، پاییز و زمستان ۱۳۹۱

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

تخمین قدرت بازاری و مقیاس تولید در صنعت نساجی ایران براساس رویکرد معادلات ساختاری

دکتر محمدنبی شهیکی تاش *

اسمعیل قلی پور بلسی **

چکیده

هدف محوری این مقاله تخمین قدرت بازاری براساس الگوی تغییرات حدسی با استفاده از معادلات ساختاری در صنعت نساجی ایران است. برای این منظور ۹ صنعت فعال زیرمجموعه صنعت نساجی براساس کد چهار رقمی ISIC طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۵، بررسی شده و از داده‌های پانل برای تخمین مدل استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که قدرت بازاری در ۶ صنعت زیرمجموعه صنعت نساجی معنادار است. به گونه‌ای که بیشترین ضریب تبانی مربوط به "صنعت آماده‌سازی و ریسندگی الیاف" و کمترین آن مربوط به "صنعت تولید گلیم و زیلو" است. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اندازه اقتصادی همه صنایع مورد بررسی معنادار است و بیشترین اندازه اقتصادی مربوط به صنعت تولید قالی و قالیچه و کمترین آن مربوط به صنعت جوراب بافی است.

کلید واژه‌ها: صنعت نساجی، ساختار بازار، قدرت بازاری، اندازه اقتصادی، معادلات ساختاری.

طبقه بندی JEL: L1

Mohammad_Tash@eco.usb.ac.ir
esmaghliipoor7@gmail.com

تاریخ پذیرش
۹۳/۳/۲۴

* عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

تاریخ دریافت
۹۲/۴/۱۴

۱. مقدمه

در مباحث اقتصاد، قدرت بازاری به معنی توانایی بنگاه در تعیین قیمت کالا در سطحی بالاتر از وضعیت رقابتی شناخته می‌شود، البته در شرایطی که منجر به کاهش سهم فروش بنگاه نشود. به عبارت دیگر، براساس نظریات اقتصاد خرد به اختلاف میان قیمت وضع شده و هزینه نهایی تولید و توانایی بنگاه در تثبیت قیمت، قدرت بازاری گفته می‌شود. اگر بنگاه‌های فرآوری و تبدیلی یک کالا، از قدرت بازاری خود استفاده کنند می‌توانند تغییرات قیمت کالای اولیه و نهاده‌های تولید را به طور کامل به قیمت کالای نهایی منتقل کنند. انتقال کامل تغییرات قیمت کالاهای واسطه‌ای و نهاده‌های تولید به قیمت کالای نهایی منجر به کاهش رفاه مصرف کننده و افزایش رفاه تولیدکننده می‌شود و ممکن است منافع اجتماعی را کاهش دهد. از طرفی، این بازارها ممکن است با تبانی همراه باشند. وجود تبانی در میان بنگاه‌ها می‌تواند شرایط بازار را از رقابتی شدن دور سازد و بازارهایی با ساختار رقابت ناقص ایجاد کند. لذا بررسی ساختار بازار صنایع مختلف این امکان را فراهم می‌سازد که سیاست‌گذاران با شناخت مختصات آن بازار و ارائه الگویی مناسب، بستر افزایش رقابت و ارتقای فضای کسب و کار در آن صنعت را فراهم آورند به گونه‌ای که نتیجه آن حداکثر نمودن منافع اجتماعی باشد.

هدف محوری این مقاله، بررسی ساختار بازار و شناسایی قدرت بازاری و تخمین ضریب تبانی در ۹ زیربخش صنعت نساجی ایران است. در این پژوهش، در راستای تخمین قدرت بازاری صنایع فرآوری مواد غذایی ایران از رویکرد لویز و همکاران (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. در مدل لویز از رویکرد ساختاری و محاسبه تغییرات حدسی و ضریب تبانی استفاده شده است. در ادامه مقاله نخست به پیشینه پژوهش می‌پردازیم؛ سپس در بخش سوم، مبانی نظری پژوهش و در بخش چهارم، تصریح مدل و نتایج برآورد بررسی و در انتها به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات پژوهش

با نگاهی به ادبیات پژوهش مشاهده می‌شود که مدل‌های متنوعی برای سنجش قدرت بازاری استفاده شده‌اند. از مهم‌ترین مقالات این حوزه می‌توان مدل پرلوف و شن، مدل تامی و گرین، مدل برسنان و لئو؛ ایستا، مدل برسنان و لئو؛ پویا، مدل ازام، آپلبام، مدل فوفانا، مدل ایواتا، مدل هال، مدل راجر، مدل پنزر و روس، مدل کالین و پرستون و مدل بون را نام برد. رویکرد متدولوژیک مدل پرلوف، برسنان و لئو، مدل آپلبام، مدل ازام، مدل فوفانا، مدل ایواتا و مدل لویز یکسان است. در این روش‌ها از معادلات بخش عرضه و تقاضا و شرط حداکثرسازی سود به صورت همزمان جهت سنجش قدرت بازاری استفاده می‌شود. در ادبیات اقتصاد صنعتی در اصطلاح به این رویکرد، رویکرد ساختاری گفته می‌شود. رویکرد دیگر که در اصطلاح به آن مدل‌های فرم خلاصه شده می‌گویند، به دنبال سنجش شاخص لرنر با توجه به ترکیب خصوصیات تابع هزینه و تولید است. در این رویکرد با استفاده از تابع هزینه و تولید و الگوسازی در یک ساختار رقابت ناقص، شاخص لرنر و مارک آپ استخراج می‌شود. این رویکرد در بسیاری از مطالعات نسبت به روش مستقیم برآورد شاخص لرنر برتری دارد. رویکرد دیگر که به عنوان رویکرد درآمد شناخته می‌شود توسط روس و پنزر معرفی شده است. در این روش، مجموع کشش درآمد نسبت به نهاده‌ها به عنوان معیار قدرت بازاری شناخته می‌شود. رویکردهای دیگری نیز در مطالعات استفاده شده که به صورت خلاصه در جدول ۱ آمده است.

اکنون این پرسش مطرح است که کدام روش را می‌توان برای ارزیابی شدت انحصار و رقابت در صنعت نساجی ایران استفاده کرد. برای پاسخ به این پرسش رویکردهای متفاوت در جدول ۲ با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

جدول ۱. رویکردهای متفاوت سنجش قدرت بازاری

رویکرد ارزیابی رقابت یا قدرت انحصاری	روش	توضیحات
رویکرد شاخصی (به ویژه رویکرد تمرکز)	روش غیرپارامتریک تمرکز	شاخص های تمرکز CR4 و HHI
	روش پارامتریک تمرکز	تعدیل شاخص های تمرکز CR4 و HHI براساس توابع توزیع نمایی، پارتو و گاما
رویکرد PCM	روش مستقیم برآورد	با برآورد تابع ترانسلوگ و استخراج هزینه نهایی، شاخص لرنر محاسبه می شود.
	روش مبتنی بر فرم خلاصه شده PCM	۱. روش هال
		۲. روش راجر
رویکرد ساختاری (رویکرد تغییرات حدسی)	برآورد سیستم معادلات همزمان بخش تقاضا و هزینه	۱. روش برسنان و لئو
		۲. روش آپلبام
		۳. روش فوفانا
		۴. روش ایواتا
		۵. روش لوپز
رویکرد کارایی	روش کشش سود نسبت به هزینه نهایی	۱. روش بون
رویکرد درآمد	روش کشش درآمد نسبت به قیمت نهاده ها	۱. روش پنزر و روس
رویکرد غیر ساختاری تجربی	روش تابع تولید دیفرانسیلی	۱. روش لیونسن
	روش تجربی مبتنی بر ارتباط شکاف بین قیمت و هزینه متوسط و شاخص تمرکز	۲. روش کالین و پرستون

جدول ۲. مقایسه روش‌های ارزیابی قدرت بازاری

مدل	نوع	مبنای نظری استخراج روابط	مقیاس داده‌ها	معادلات پایه
مدل برستان و لئو ایستا	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه و صنعت	شامل دو معادله پایه (معادله تقاضا و معادله هزینه نهایی استخراج شده از تابع ترنسلوگ) است.
مدل برستان و لئو پویا	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه و صنعت	شامل دو معادله پایه (معادله تقاضا پویا و معادله هزینه نهایی پویا) است.
مدل آپلبام	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه و صنعت	۱. تابع تقاضای همگن برای صنعت ۲. تابع هزینه لئونتیف تعمیم یافته ۳. تقاضای مشتق شده برای نهاد نیروی انسانی، نهاد سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای
مدل فوفانا	مدل ساختاری	بخش تقاضا استخراج شده از تابع هزینه PIGLOG ^۲ بوده و بخش عرضه مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	صنعت	۱. مدل سیستمی تقاضای AIDS ^۱ و ۲. معادلات بهینگی برستان و لئو
مدل ایواتا	مدل ساختاری	مبتنی بر حداکثرسازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	بنگاه	بایستی تابع تقاضا و هزینه بنگاه را برآورد کرد.
مدل هال	مدل فرم خلاصه شده	مبتنی بر پسماند سولو استخراج شده از تابع تولید در ساختار رقابت ناقص است.	صنعت	بایستی تابع هال برآورد شود.
مدل راجر	مدل فرم خلاصه شده	مبتنی بر پسماند سولو استخراج شده از تابع تولید در ساختار رقابت ناقص و تابع هزینه است.	صنعت	بایستی تابع راجر برآورد شود.

1. Almost Ideal Demand System (AIDS).
2. Price Independent Generalized Logarithm (PIGLOG).

ادامه جدول ۲

مدل	نوع	مبنای نظری استخراج روابط	مقیاس داده‌ها	معادلات پایه
مدل پنراز و راس	رویکرد درآمد	ویژگی‌های ایستای مقایسه‌ای فرم خلاصه شده با رویکرد درآمد است.	بنگاه	تابع درآمد ناخالص نسبت به هر کدام از قیمت‌های نهاده بایستی برآورد شود.
مدل لیونسن	رویکرد غیر ساختاری	حداکثر سازی سود نسبت به ستاده و نهاده‌ها	بنگاه	تابع دیفرانسیلی لیونسن بایستی برآورد شود.
مدل کالین و پرستون	رویکرد غیر ساختاری	مدل تجربی مبتنی بر ارتباط میان CR_4 و $\frac{P_k K}{pq}$ و $\frac{P - AVC}{P}$	صنعت	باید تابع کالین و پرستون برآورد شود.
مدل بون	رویکرد کارایی	بهینه‌سازی تابع سود نسبت به هزینه	بنگاه و صنعت	باید تابع بون برآورد شود.
مدل لوپز	رویکرد ساختاری	مبتنی بر حداکثر سازی سود در یک بازار انحصار چند جانبه است	صنعت	شامل دو معادله پایه (معادله تقاضا و معادله هزینه نهایی) است.

منبع: شهیکی تاش (۱۳۹۲)

در این پژوهش، در میان مدل‌های مختلف مورد استفاده در راستای ارزیابی قدرت بازاری، از مدل لوپز و همکاران (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. این مدل نسبت به سایر مطالعات انجام شده دارای مزایای چشمگیری است. از مهم‌ترین مزایای این رویکرد می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱. این رویکرد با استفاده از تابع هزینه و تولید و الگوسازی در یک ساختار رقابت ناقص استخراج می‌شود؛

۲. با این رویکرد می‌توان $\frac{P - MC}{P}$ صنایع را محاسبه کرد و مارک‌آپ را به دست

آورد؛

۳. این مدل برای داده‌ها با مقیاس صنعت طراحی شده است و به خوبی می‌تواند ساختار

صنایع را نشان دهد؛

۴. دارای مبانی نظری قوی است.

از این رو، در ادامه توضیحاتی در زمینه مبانی نظری مدل لویز ارائه می‌شود و با توجه به اطلاعات صنعت نساجی ایران قدرت بازاری و مقیاس تولید در این بخش محاسبه می‌گردد.

شایان ذکر است که در ایران نیز مطالعات کاربردی محدودی برای بررسی ساختار بازارها و سنجش درجه رقابت و انحصار صورت گرفته است. برخی از این مطالعات مانند مطالعه خداداد کاشی (۱۳۷۹، ۱۳۸۰، ۱۳۷۴ و ۱۳۸۵)، خداداد کاشی و دهقانی (۱۳۸۲)، بخشی (۱۳۸۲)، ابونوری و سامانی پور (۱۳۸۱) و گرجی و ساداتیان (۱۳۷۹) به بررسی بازار داخلی (بخش صنعت کشور) پرداخته‌اند و برخی از مطالعات مانند مطالعه خداداد کاشی و شهیکی تاش (۱۳۸۴)، حسینی و پرمه (۱۳۸۳)، عزیز (۱۳۸۳)، عبادی و شهیکی تاش (۱۳۸۳) و حسینی (۱۳۷۵ و ۱۳۷۶) به ارزیابی درجه رقابت و انحصار در بازارهای صادراتی پرداخته‌اند. در میان مطالعات فوق، مهم‌ترین پژوهش‌ها در زمینه ساختار و ارزیابی شدت انحصار در صنایع ایران، توسط خداداد کاشی (۱۳۷۴، ۱۳۷۹، ۱۳۸۱، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵) صورت گرفته است. وی با استفاده از شاخص‌های تمرکز CRM و هرفیندال هیرشمن (HHI)، شاخص شدت موانع ورود (CDR) و بررسی صرفه‌های مقیاس براساس روش کومانور و فلورنس به ارزیابی ساختار صنایع ایران پرداخته است. در مطالعات صورت گرفته توسط خداداد کاشی از رویکرد غیرپارامتریک برای ارزیابی ساختار، رفتار و عملکرد صنایع استفاده شده است. تفاوت عمده این مقاله با پژوهش‌های انجام شده در ایران آن است که در اکثر مطالعات انجام شده در صنایع ایران از شاخص‌های تمرکز و ابزارهای غیرپارامتریک استفاده شده، اما در این مقاله از معادلات ساختاری و اطلاعات بخش عرضه و تقاضا برای ارزیابی شدت انحصار (میزان نقصان رقابت) استفاده شده است.

۳. مبانی نظری پژوهش

فرض بر آن است که N بنگاه فعالی در بخش صنعت همگی کالای Q را تولید می‌کنند و

به نهاده $r = 1, \dots, k$ ، X_r نیاز دارند. از این رو منحنی تقاضایی که بازار با آن مواجه است به صورت معادله (۱) خواهد بود:

$$Q = f(p, z) \quad (1)$$

که p قیمت ستاده و z بردار سایر عوامل تأثیرگذار بر تقاضاست. حداکثرسازی سود برای زامین بنگاه به صورت معادله (۲) است (Lopez, 2002):

$$P = -\frac{S_j}{\eta} (1 + \phi_j) + \frac{\partial C_j(q_j, w)}{\partial q_j} \quad (2)$$

که در آن $S_j = q_j/Q$ سهم بازاری بنگاه زام، $\eta = \left(\frac{dQ}{dP} \right) (P/Q)$ کشش قیمتی

تقاضا و $\phi_j = d \sum_{i \neq j}^n q_i / dq_j$ واکنش بنگاه‌های دیگر به تغییرات سطح تولید بنگاه زام را نشان می‌دهد. همچنین $C_j(0)$ تابع هزینه و w بردار قیمت نهاده است. با استفاده از لم شفارد، تقاضای مشتق شده برای نهاده r ام به وسیله زامین بنگاه به صورت معادله (۳) است.

$$x_{rj} = \frac{\partial C_j(q_j, w)}{\partial w_j} \quad \text{for } r = 1, 2, \dots, k. \quad (3)$$

در این مدل تابع هزینه به صورت لئونتیف و به شکل زیر فرض شده است:

$$C_j(q, w) = q_j \sum_i \sum_j \alpha_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} + q_j \sum_i \gamma_i w_i + q_j^2 \sum_i \beta_i w_i \quad (4)$$

که در آن β_i و γ_i ، α_{ij} پارامترهای مدل رگرسیونی هستند. معادله چندانگانه (۲) و (۳)

در معادله (۴) به کار گرفته شده است و بازدهی بنگاه را پوشش می‌دهد.

$$P = -\frac{H(1+\Phi)}{\eta} + \sum_i \sum_j \alpha_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} + \sum_i \gamma_i w_i + 2HQ \sum_i \beta_i w_i \quad (5)$$

و عامل تقاضا به صورت معادله (۶) خواهد بود:

$$\frac{X_r}{Q} = \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \left(\frac{w_j}{w_i} \right)^{1/2} + t\gamma_i + HQ\beta_i \quad \text{for } r = 1, 2, \dots, k \quad (6)$$

که در آن $H = \sum_j S_j^2$ شاخص هر فیندال، Φ تغییرات حدسی صنعت و

$X_r = \sum_j x_{rj}$ اشتغال کل صنعت برای r امین عامل است. با در نظر گرفتن تقاضا تابع

لگاریتمی را به صورت زیر در نظر گرفتند:

$$\ln Q = \delta_0 + \eta \ln p + \epsilon \quad (7)$$

که δ_0 ، δ_i و η پارامترهای مدل هستند. بخش سمت راست رابطه عرضه در معادله (۵)

نسبت مارک آپ به هزینه نهایی است که به سطح تمرکز بنگاه یا صنعت بستگی دارد. Φ تغییرات حدسی در بازار است. بر این اساس اگر رفتار رقابتی باشد، داریم $\Phi = -1$ و مارک آپ صفر است. در شرایطی که مدل از الگوی کورنو پیروی کند $\Phi = 0$ و مارک آپ به صورت $-H/\eta$ است. کشش قیمتی تقاضا به صورت $\eta^* = \eta P$ است و قدرت انحصاری صنعت به صورت $L = -\Phi^*/\eta$ تعریف می شود. و (Φ) را مطابق با نظریه آزام (۱۹۹۷)، ثابت در نظر گرفتند. بنابراین مشتق نسبت به H اثرات تمرکز بر قیمت ستاده را بررسی نمود.

$$\frac{dp}{dH} = -\frac{(1+\Phi)}{\eta} + 2Q \sum_j \beta_j w_j \quad (۸)$$

که در معادله (۸)، بخش اول سمت راست اثر قدرت انحصار چندجانبه و بخش دوم اثر کارایی هزینه را نشان می دهد. لویز و همکاران معیار کشش هزینه نسبت به محصول را با کمک نسبت هزینه نهایی صنعت به هزینه متوسط آن تعریف نمودند که به صورت معادله (۹) است (Lopez, 2002):

$$e_{cy} = \frac{A+2HQB}{A+HQB} \quad (۹)$$

که در آن $B = \sum_i \beta_i w_i$ و $A = \sum_i \sum_j \alpha_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} + \sum_i \gamma_i w_i$ به عبارت دیگر:

$$e_{cy} = \frac{\sum_i \sum_j \alpha_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} + \sum_i \gamma_i w_i + 2HQ \sum_i \beta_i w_i}{\sum_i \sum_j \alpha_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} + \sum_i \gamma_i w_i + HQ \sum_i \beta_i w_i}$$

باید توجه داشت که e_{cy} اندازه اقتصادی و معکوس درجه بازده نسبت به مقیاس است. اگر $B=0$ ، بازده ثابت است و تنها اثر رشد تمرکز بر قیمت در ساختار انحصار چندجانبه را نشان می دهد. اگر $B>0$ ، عدم صرفه های نسبت به مقیاس حاکم است. در این حالت تمرکز در صورتی اتفاق می افتد که هم هزینه و هم انحصار افزایش یابد. صرفه های مقیاس $(B<0)$ ، اثر افزایش در تمرکز می تواند مثبت، منفی یا صفر باشد که بستگی به بزرگ تر یا کوچک تر بودن انحصار نسبت به کارایی هزینه دارد.

۴. داده های پژوهش

در این پژوهش، اطلاعات مربوط به صنعت نساجی ایران توسط مرکز آمار ایران و آمارنامه

صنعت و معدن طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ و در مقیاس کد چهار رقمی ISIC استخراج شده است. صنعت نساجی براساس طبقه‌بندی مرکز آمار ایران با کد دو رقمی ۱۷ تعریف شده است و در مقیاس کد چهار رقمی شامل ۹ زیربخش است.

جدول ۳. صنایع نساجی بررسی شده در مقیاس کد چهار رقمی ISIC

ردیف	کد ISIC	نام صنعت
۱	۱۷۱۱	آمادگی و ریسندگی الیاف منسوج- بافت منسوجات
۲	۱۷۱۲	تکمیل منسوجات
۳	۱۷۲۱	تولید کالاهای نساجی ساخته شده به استثنای پوشاک
۴	۱۷۲۳	تولید طناب و ریسمان و نخ قند و توری
۵	۱۷۲۴	تولید قالی و قالیچه دستباف
۶	۱۷۲۵	تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف
۷	۱۷۲۶	تولید فرش ماشینی و موکت
۸	۱۷۳۱	کشافی و تریکو بافی و قلاب بافی
۹	۱۷۳۲	جوراب بافی

منبع: مرکز آمار ایران

شایان ذکر است که صنعت نساجی در ایران در سال ۱۳۷۸ شامل ۱۲۸۵ کارگاه بود که معادل ۷/۹۷ درصد از کل کارگاه‌های کشور است. همچنین در این صنعت ۹۴۳۷۹ نیروی کار مشغول فعالیت هستند که معادل ۷/۵۴ درصد از کل نیروی کار بخش صنعت کشور است. ارزش افزوده ایجاد شده توسط این بخش، معادل ۲/۷۲ درصد کل ارزش افزوده صنایع کارخانه‌ای کشور و ارزش تولید آن معادل ۲ درصد کل ارزش تولید ایجاد شده در این بخش است. با بررسی ارزش تولید صنعت آمادگی و ریسندگی الیاف (با کد چهار رقمی ۱۷۱۱) مشاهده می‌شود که این صنعت در سال ۱۳۸۷ حداکثر مقدار تولید خود را در دوره مورد بررسی داشته، به گونه‌ای که در این سال ارزش تولید در حدود ۱۸ هزار میلیارد

ریال بوده است. ارزش تولید برای صنعت تکمیل منسوجات با کد چهار رقمی ۱۷۱۲ روندی نوسانی طی کرده است. این صنعت از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۸۲ روند صعودی و در بعضی سال‌ها روند کاهشی داشته است؛ اما از سال ۱۳۸۲ تا سال ۱۳۸۶ روند آن نزولی بوده است. بیشترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۸۲ با رقمی حدود ۱۷۶/۷ میلیارد ریال و کمترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۸۶ برابر با ۲۷ میلیارد ریال است. صنعت تولید کالاهای نساجی ساخته شده به استثنای پوشاک با کد چهار رقمی ۱۷۲۱ روند صعودی را در میزان ارزش تولید طی سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد و بیشترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۸۷ و در حدود ۱/۵ هزار میلیارد ریال است. صنعت تولید طناب و ریسمان و نخ قند و توری با کد چهار رقمی ۱۷۲۳ به طور کلی دارای روندی صعودی است و بیشترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۸۷ و در حدود ۱۱۳ میلیارد ریال است. برای صنعت تولید قالی و قالیچه دستباف با کد چهار رقمی ۱۷۲۴ بیشترین مقدار مربوط به سال ۱۳۸۶ و در حدود ۶۳۸ میلیارد ریال است. این افزایش در ارزش تولید نسبت به سال‌های قبل یک حرکت بزرگ بوده به طوری که مقدار آن نسبت به سال قبل حدود ۶/۱ برابر شده و در سال بعد از ۱۳۸۶ مجدداً در حدود ۶/۴ برابر کاهش یافته و به رقم ۹۸ میلیارد ریال رسیده است. ارزش تولید برای صنعت تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف با کد چهار رقمی ۱۷۲۵ در دوره مورد بررسی روندی نوسانی داشته که در بعضی از سال‌ها افزایش و در بعضی از سال‌ها کاهش یافته است. بیشترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۸۷ و در حدود ۲۵ میلیارد ریال است. این متغیر برای صنعت تولید فرش ماشینی و موکت با کد چهار رقمی ۱۷۲۶ به طور کامل صعودی بوده و بیشترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۸۷ و در حدود ۶ هزار میلیارد ریال است. برای صنعت کشفافی و تریکوبافی و قلاب‌بافی با کد چهار رقمی ۱۷۳۱ مقدار ارزش تولید تا سال ۱۳۸۱ تقریباً ثابت بوده اما با جهش ناگهانی در سال ۱۳۸۴ افزایش یافته و به مقدار ۳۳۷ میلیارد ریال رسیده است. روند حرکت ارزش تولید برای صنعت جوراب‌بافی با کد چهار رقمی ۱۷۳۲ نوسانی بوده است و بیشترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۷۸ و در حدود ۶۲ میلیارد ریال و کمترین آن مربوط به سال ۱۳۸۵ و با ۲۸ میلیارد ریال است. مقدار دقیق ارزش تولید طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۸۷ در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. تولید در بخش صنایع منتخب نساجی ایران

کد ISIC	۱۳۷۵	۱۳۸۰	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
۱۷۱۱	۳۸۸۴۵۲۲۹۲۷۵۲۰	۷۴۰۶۶۱۹۱۹۱۷۰۴	۱۲۱۸۹۷۷۱۱۷۲۸۱۴	۱۳۹۰۰۴۵۴۳۸۱۲۱۷	۱۷۷۳۹۶۶۴۷۲۸۸۶
۱۷۱۲	۴۱۴۹۱۱۹۳۱۳۹	۹۵۰۶۰۴۸۰۹۶۱	۱۴۳۶۴۳۷۷۳۳۲۹	۲۷۰۳۴۵۸۷۱۸۹	۷۵۷۴۴۲۴۹۸۲۰
۱۷۲۱	۱۳۹۶۳۲۴۴۶۶۸	۴۲۹۲۴۶۳۶۸۰۱۶	۱۴۵۵۰۴۱۳۸۷۰۲۹	۱۵۶۷۴۱۰۷۰۶۵۳۹	۱۵۶۷۹۷۶۱۰۶۲۰۱
۱۷۲۳	۱۹۲۳۳۴۰۴۲۵۵	۵۱۴۲۷۶۹۹۸۸۴	۷۶۹۵۶۸۸۵۳۰۵	۷۷۱۹۵۹۳۸۱۳۹	۱۱۳۴۴۹۸۰۱۱۸۲
۱۷۲۴	۴۳۵۰۱۷۵۹۳۵۳	۵۲۲۰۰۳۳۱۲۹۳	۱۰۵۰۰۰۷۱۴۹۸۳	۶۳۸۶۰۶۸۷۱۵۰۰	۹۸۵۳۰۴۴۵۱۴۹
۱۷۲۵	۲۰۷۴۰۵۴۴۱۴	۱۹۵۶۳۰۹۰۰۰	۶۷۹۱۹۲۵۰۰۰	۸۷۷۸۵۱۴۳۰۰	۲۵۶۲۶۳۵۰۰۰
۱۷۲۶	۱۰۰۲۰۸۹۴۵۹۲۵۶	۲۰۰۹۹۰۱۲۴۳۵۵۰	۵۱۳۲۱۰۵۹۴۵۲۰۱	۵۱۳۰۳۶۹۵۱۹۵۵۰	۶۰۱۳۳۹۰۵۲۶۳۷۶
۱۷۳۱	۹۴۲۰۵۱۸۷۳۰۱	۱۱۰۰۳۰۵۷۳۹۳۰	۲۴۴۸۱۰۸۸۸۳۸۸	۱۶۲۹۹۴۱۵۴۶۳۵	۱۹۸۵۷۸۱۸۸۹۲۵
۱۷۳۲	۳۸۱۹۱۷۴۹۹۳۸	۵۲۵۶۱۵۸۲۷۱۹	۲۸۶۰۱۲۰۵۱۶۶	۴۵۵۴۳۲۲۷۳۳۴	۵۳۰۵۴۸۰۴۹۴۸

منبع: مرکز آمار ایران

همچنین گستردگی فعالیت و تعداد نیروی کار موجود در یک بخش صنعتی یکی دیگر از شاخص‌هایی است که برای ارزیابی مقیاس فعالیت یک صنعت استفاده می‌شود و براساس آن می‌توان کاربر و سرمایه‌بر بودن یک صنعت را شناسایی نمود. نتایج پژوهش در ۹ صنعت زیرمجموعه بخش نساجی نشان می‌دهد که همواره سهم استفاده از نیروی انسانی در صنعت آماده‌سازی و ریسندگی الیاف با کد چهار رقمی ۱۷۱۱ بیش از سایر صنایع فعال در این حوزه است، به گونه‌ای که این صنعت بین ۶۵ تا ۷۵ درصد از نیروی کل شاغل در ۹ صنعت را در دوره مورد بررسی به خود اختصاص داده است. صنعت تکمیل منسوجات با کد چهار رقمی ۱۷۱۲ معمولاً سهمی بین ۲-۴ درصد از کل اشتغال این بخش را به خود اختصاص داده است. سهم صنعت تولید کالاهای نساجی ساخته شده به استثنای پوشاک با کد چهار رقمی ۱۷۲۱ همواره سهمی بین ۳-۶ درصد را به خود اختصاص داده است. این سهم برای صنعت تولید طناب و ریسمان و نخ قند و توری با کد چهار رقمی ۱۷۲۳ همواره کمتر از یک درصد بوده و در سال ۱۳۸۷-۱۳۶۸ به یک درصد رسیده است. برای صنعت تولید قالی و قالیچه دستباف با کد چهار رقمی ۱۷۲۴ این سهم بین ۳ تا ۴ درصد بوده است.

صنعت تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف با کد چهار رقمی ۱۷۲۵ کمتر از یک درصد و در حدود صفر را به خود اختصاص داده است. در جدول ۵، سهم نسبی هر یک از صنایع از اشتغال کل در دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۵ ارائه شده است.

جدول ۵. سهم نسبی از اشتغال کل ۹ صنعت منتخب نساجی

ISIC کد	۱۳۷۵	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
۱۷۱۱	%۷۵	%۷۴	%۷۲	%۷۱	%۶۷	%۶۷	%۶۵	%۶۵	%۶۶
۱۷۱۲	%۲	%۲	%۳	%۳	%۴	%۴	%۴	%۴	%۴
۱۷۲۱	%۳	%۳	%۴	%۴	%۴	%۵/۴	%۵	%۵	%۵
۱۷۲۳	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱
۱۷۲۴	%۴	%۳	%۴	%۴	%۴	%۴	%۴	%۴	%۳
۱۷۲۵	%۰	%۰	%۰	%۰	%۰	%۰	%۰	%۰	%۰
۱۷۲۶	%۱۳	%۱۵	%۱۵	%۱۶	%۱۸	%۱۸	%۲۰	%۲۰	%۲۰
۱۷۳۱	%۲	%۱	%۱	%۱	%۱	%۲	%۲	%۱	%۱
۱۷۳۲	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱	%۱

منبع: مرکز آمار ایران

۵. برآورد مدل اقتصاد نساجی

در این بخش به دنبال آن هستیم که رگرسیون زیر را در صنایع کد چهار رقمی ISIC صنعت نساجی بررسی کنیم. این صنایع در جدول ۳ نشان داده شده‌اند. معادله‌ای که به بررسی قدرت بازاری می‌پردازد و در این پژوهش تخمین زده می‌شود به صورت زیر است.

$$P = -\frac{H(1+\Phi)}{\eta} + \sum_i \sum_j \alpha_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} + \sum_i \gamma_i w_i + 2HQ \sum_i \beta_i w_i$$

برای محاسبه تغییرات حدسی (Φ) نیاز به برآورد کشش قیمتی تقاضا (η) و ضریب

تمرکز هرفیندال (H) است. در این پژوهش برای محاسبه کشش قیمتی تقاضا از رگرسیون

مربوط به معادله ۴ استفاده شده است. در این مقاله مدل $\ln Q = \delta_0 + \eta \ln p$ به وسیله

رگرسیون پانل با اثرات ثابت برآورد گردید و ضرایب η با استفاده از متغیر مجازی برای

هر صنعت به صورت جداگانه با استفاده از روش 2Is استخراج گردید. شایان ذکر است که در این مقاله از بردار Z که شامل متغیرهای ابزاری مانند میزان تقاضا در سال قبل، درآمد سرانه و قیمت نهاده‌هاست، برای جلوگیری از تورش درونزایی در مدل استفاده شده است.

جدول ۶. محاسبه کشش قیمتی تقاضا در صنایع نساجی کد چهار رقمی ISIC

ردیف	کد ISIC	قدر مطلق کشش قیمتی تقاضا	انحراف معیار	آماره t	Prob.
۱	۱۷۱۱	۰,۱۹	۰,۰۳	۵	۰,۰۰
۲	۱۷۱۲	۰,۱۸	۰,۰۴	۴	۰,۰۰
۳	۱۷۲۱	۰,۲۴	۰,۰۵	۴,۷	۰,۰۰
۴	۱۷۲۳	۰,۲۲	۰,۰۵	۴,۳۸	۰,۰۰
۵	۱۷۲۴	۰,۱۴	۰,۰۳	۳,۷۵	۰,۰۰
۶	۱۷۲۵	۰,۱۶	۰,۰۴	۳,۶۱	۰,۰۰
۷	۱۷۲۶	۰,۲۵	۰,۰۵	۵,۰۹	۰,۰۰
۸	۱۷۳۱	۳,۳۵	۰,۲۴	۱۳,۴۵	۰,۰۰
۹	۱۷۳۲	۴,۲۵	۰,۲۸	۱۴,۹۶	۰,۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول ۶ کشش قیمتی همه صنایع مورد بررسی معنادار شده است. بیشترین قدر مطلق کشش قیمتی مربوط به صنعت جوراب‌بافی و برابر با ۴/۲۵ است. پس از آن بیشترین قدر مطلق کشش قیمتی مربوط به صنعت کشفافی و قلاب بافی برابر با ۳/۳۵ است. برای ۷ صنعت باقی مانده کشش کمتر از یک است.

یکی دیگر از متغیرهای مهم در رگرسیون پژوهش، شاخص تمرکز است. ضریب تمرکز نحوه توزیع بازار میان بنگاه‌های یک صنعت را نشان می‌دهد. ضریب تمرکز یکی از ارکان ساختار بازار است و ماهیت رقابت و قیمت گذاری را منعکس می‌کند. شاخص هرفیندال را با فرمول $H = \sum_{i=1}^K S_i^2$ نشان می‌دهند. در این فرمول S_i سهم بنگاه‌ها از کل بازار را نشان می‌دهد. در جدول (۷) اندازه تمرکز در صنایع زیر مجموعه صنعت

نساجی ارائه شده است. کمترین شاخص تمرکز مربوط به صنعت ریسندگی الیاف طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۵ و بیشترین ضریب تمرکز مربوط به صنعت تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف است.

جدول ۷. شاخص تمرکز هرfindal برای صنایع نساجی

ISIC	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
۱۷۱۱	۰.۰۰۹۳	۰.۰۰۸۷	۰.۰۰۹۰	۰.۰۰۹۲	۰.۰۰۸۸	۰.۰۰۸۰	۰.۰۰۷۶	۰.۰۰۶۸	۰.۰۰۶۵	۰.۰۰۶۷	۰.۰۰۷۶	۰.۰۰۷۵	۰.۰۰۷۶
۱۷۱۲	۰.۰۲۹	۰.۰۲۳	۰.۰۲۸	۰.۰۲۵	۰.۰۲۴	۰.۰۲۴	۰.۰۲۷	۰.۰۱۳	۰.۰۱۲	۰.۰۱۳	۰.۰۱۷	۰.۰۲۸	۰.۰۱۴
۱۷۲۱	۰.۰۵۰	۰.۰۵۰	۰.۰۵۵	۰.۰۶۷	۰.۰۱۹	۰.۰۸۳	۰.۰۷۲	۰.۰۹۶	۰.۰۶۲	۰.۰۶۳	۰.۰۵۰	۰.۰۷۱	۰.۰۶۷
۱۷۲۳	۰.۰۲۲	۰.۰۲۳	۰.۰۲۲	۰.۰۴۱	۰.۰۴۲	۰.۰۴۱	۰.۰۴۴	۰.۰۴۱	۰.۰۳۴	۰.۰۳۰	۰.۰۲۷	۰.۰۴۳	۰.۰۲۷
۱۷۲۴	۰.۰۴۳	۰.۰۴۷	۰.۰۸۲	۰.۰۸۳	۰.۰۸۹	۰.۰۸۵	۰.۱۷۷	۰.۰۷۵	۰.۰۷۶	۰.۰۴۰	۰.۰۵۸	۰.۰۷۲۸	۰.۱۳۶
۱۷۲۵	۰.۰۷۹	۰.۰۹۱	۰.۰۳۷	۰.۰۸۰	۰.۰۸۰	۱.۰۰	۰.۵۳	۰.۵۱	۰.۲۵	۱.۰۰	۱.۰۰	۱.۰۰	۰.۴۶
۱۷۲۶	۰.۰۱۷	۰.۰۱۵	۰.۰۱۵	۰.۰۱۴	۰.۰۱۲	۰.۰۱۱	۰.۰۱۱	۰.۰۱۲	۰.۰۱۰	۰.۰۱۳	۰.۰۱۱	۰.۰۱۸	۰.۰۲۷
۱۷۳۱	۰.۰۲۲	۰.۰۲۸	۰.۰۳۱	۰.۰۳۲	۰.۰۴۶	۰.۰۵۲	۰.۰۵۷	۰.۰۴۱	۰.۰۷۳	۰.۰۴۳	۰.۰۶۳	۰.۰۷۶	۰.۰۸۸
۱۷۳۲	۰.۰۱۲۷	۰.۰۱۴۲	۰.۰۵۷	۰.۳۴۴	۰.۱۷۱	۰.۲۷۷	۰.۲۱۹	۰.۱۶۹	۰.۰۶۷	۰.۰۸۷	۰.۱۴۵	۰.۱۷۳	۰.۱۳۹

منبع: خداداد کاشی (۱۳۹۰)

اکنون با داشتن کشش قیمتی تقاضا هر صنعت در کد چهار رقمی ISIC و ضریب تمرکز هرfindal می‌توان معادله رگرسیونی رابطه ۵ را برآورد نمود. شایان ذکر است که پیش از برآورد مدل رگرسیونی باید مانایی یا نامانایی متغیرهای مدل ساختاری بررسی گردد. روش‌های متنوعی برای آزمون ریشه واحد برای داده‌های پانل وجود دارد که مهم‌ترین آنها به ترتیب عبارت‌اند از: ۱. آزمون لوین، لین و چو (LLC)^۱، ۲. آزمون ایم، پسران و شین (IPS)^۲، ۳. آزمون فیشر ADF و فیشر PP^۳.

در جدول ۸ نتیجه این آزمون‌ها برای داده‌های پژوهش ارائه شده است.

1. Levin, Lin and Chu
2. Im, Pesaran and Shin
3. Fisher-type tests using ADF and PP tests

جدول ۸. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل

آزمون‌ها	$PI^{(1/2)*pe^{(1/2)}}$	$PI^{(1/2)*pe^{(1/2)}}$	$Q*pl$	$Q*pk$	$h*q*pl$	$h*q*pk$	$h*q*pe$
آزمون فیشر-PP	۲۱۸/۹۹۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۲۵/۴۴۵ (۰/۳۰۲۲)	۱۵۹/۶۸۸ (۰/۰۰۰۰)	۱۴۳/۹۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۲۵۲/۳۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۲۳۹/۸۵۷ (۰/۰۰۰)	۱۱۶/۸۲۰ (۰/۰۰۰۴)
آزمون آیم، پسران و شین (IPS)	-۷/۱۵۱۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۱/۸۶۵۲۱ (۰/۹۶۸۹)	-۵/۳۹۳۲۳ (۰/۰۰۰۰)	-۱/۲۹۶۵۸ (۰/۰۰۰۰)	-۷/۲۱۸۲۷ (۰/۰۰۰۰)	-۷/۱۷۴۵۵ (۰/۰۰۰)	-۷/۲۶۵۶ (۰/۰۰۰۰)
آزمون فیشر-ADF	۱۷۶/۲۰۹ (۰/۰۰۰۴)	۸۵/۰۶۱۱ (۰/۹۹۰۳)	۱۱۸/۴۳۳ (۰/۰۰۰۳)	۱۱۹/۳۰۵ (۰/۴۴۹۱)	۱۹۰/۱۵۹ (۰/۰۰۰۰)	۱۷۸/۶۶۱ (۰/۰۰۰۳)	۱۰۶/۵۳۱ (۰/۰۰۰۳۲)
آزمون لوین، لین و چو (LLC)	-۳۴/۵۷۲۷ (۰/۰۰۰۰)	-۸/۰۲۸۲۳ (۰/۰۰۰)	-۱۷/۳۵۲۳ (۰/۰۰۰۰)	-۲۰/۸۴۴۶ (۰/۰۰۰۰)	-۲۲/۱۲۸۴ (۰/۰۰۰۰)	-۱۳/۹۷۴۳ (۰/۰۰۰)	۳۹/۶۳۸ (۰/۰۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که در جدول ۸ ملاحظه می‌شود، نتایج آزمون‌های مختلف ریشه واحد پانل برای داده‌های صنعت، مانایی متغیر $Q*pl$ ، $PI^{(1/2)*pe^{(1/2)}}$ و $h*q*pk$ را در سطح تأیید نمی‌کنند. بنابراین مانایی این متغیرها را با یک بار تفاضل‌گیری آزمون کرده و مشاهده شد که این متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌گردند. نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹. نتایج آزمون‌های ریشه واحد با یک بار تفاضل‌گیری

آزمون	$Q*pl$	$PI^{(1/2)*pe^{(1/2)}}$	$h*q*pk$
PP- Fisher Chi-square	۲۸۰/۷۶۵ (۰/۰۰۰۰)	۲۳۵/۴۳۲ (۰/۰۰۰)	۳۴۷/۶۳۳ (۰/۰۰۰۰)
ADF-Fisher Chi-square	۲۲۴/۹۵۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۶۲/۴۱۹ (۰/۰۰۰۲)	۳۱۵/۰۸۷ (۰/۰۰۰۰)
Levin, lin & Chu t^*	-۱۸۶/۹۷۲ (۰/۰۰۰۰)	-۱۴/۸۵۱۰ (۰/۰۰۰)	-۳۱۷/۸۱۱ (۰/۰۰۰۰)

(اعداد داخل پرانتز مربوط به P.Value می‌باشد)

با توجه به اینکه در اغلب موارد، داده‌های مورد استفاده در بررسی‌های اقتصادی نامانا

هستند، این بحث مطرح می‌شود که چگونه می‌توان به نتایج آزمون‌های انجام شده با استفاده از این داده‌ها اعتماد کرد. از آنجایی که نامانا بودن یک سری زمانی به معنای تصادفی بودن روند در بلندمدت است باید این موضوع آزمون شود که آیا داده‌های استفاده شده در مدل با یکدیگر هم‌انباشته هستند یا خیر. در حقیقت هم‌انباشته بودن چند متغیر به معنای وجود رابطه بلندمدت معنادار و غیر تصادفی بین این متغیرهاست. همان‌گونه که در مورد داده‌های پانل آزمون‌هایی جهت بررسی مانایی داده‌ها وجود دارد، آزمون‌هایی نیز برای بررسی هم‌انباشتگی متغیرهای مدل به کار رفته، وجود دارد. در این پژوهش از روش کائو استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر مربوط به عدم هم‌انباشتگی است. بنابراین، برای قبول هم‌انباشتگی متغیرهای مدل باید فرضیه صفر رد شود. برای بررسی این موضوع تمام متغیرهای مدل با هم مورد آزمون قرار می‌گیرند. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی کائو^۱ برای داده‌های صنعت مورد بررسی در جدول ۱۰ ذکر شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود براساس نتایج ارائه شده در جدول ۱۰، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود.

جدول ۱۰. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

روش آزمون	آماره آزمون	فرضیه صفر	نتیجه آزمون
DF*	-۱۲/۴۴۴۶۸ (۰/۰۰۰۰)	عدم هم‌انباشتگی	فرضیه صفر رد می‌شود

(اعداد داخل پرانتز مربوط به P.Value می‌باشد)

اکنون به دلیل وجود بردار هم‌انباشتگی میان متغیرها، می‌توان مدل رگرسیونی رابطه ۵ را برآورد نمود. نتایج مربوط به برآورد مدل رگرسیونی در جدول ۱۱ ارائه شده است. نتایج مدل برآوردی نشان می‌دهد که بیشترین درجه تبانی در صنعت آماده‌سازی و ریسندگی الیاف بوده و برابر با ۳۵۶٫۱ است وجود قدرت بازاری یا تبانی برای صنایع تولید طناب و

1. kao

ریسمان، صنعت کشفافی و تریکو بافی و قلاب بافی و جوراب بافی معنادار نشده و برای سایر صنایع در سطح یک درصد معنادار شده است. همچنین کمترین درجه تبانی مربوط به تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف، برابر با ۱/۶ است که نزدیک ترین رفتار به الگوی رقابتی را نشان می‌دهد. براساس ضریب تغییرات حدسی به دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که شرایط الگوی کورنو در هیچ یک از صنایع مورد بررسی برقرار نیست.

جدول ۱۱. مدل تخمینی قدرت بازاری صنایع نساجی و معیارهای خوبی برازش مدل

Prob.	t-Statistic	انحراف معیار	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰	۴/۳۶	۱۱/۸۲	۵۱/۵۹	عرض از مبدا
۰/۴۲۳۶	۰/۸۰۴۲	۰/۱۳۴۵	۰/۱۰۸۱	$Pl^{(1/2)}*pk^{(1/2)}$
۰/۰۰۰۹	-۳/۴۳۵۹	۰/۰۰۹۵	-۰/۰۳۲۸	$Pl^{(1/2)}*pe^{(1/2)}$
۰/۱۳۶۸	-۱/۵۰۲۸	۰/۸۹	-۱/۳۵	$Q*pl$
۰/۰۲۹۴	۲/۲۱۷۸	۱/۰۳	۲/۲۸	$Q*pk$
۰/۰۰۵۳	۲/۸۶۳۳	۱/۳۰	۳/۷۱	$2*h*q*pl$
۰/۵۳۱۳	۰/۶۲۸۶	۱/۴۰	۰/۸۸	$2*h*q*pk$
۰/۱۳۸۳	-۱/۴۹۷۰	۳/۰۲	-۴/۵۱	$2*h*q*pe$
۰/۱۰۴۶	-۱/۶۳۲۸	۷/۴۹	-۱۲/۲۴	$Pk^{(1/2)}*pe^{(1/2)}$
۰/۰۱۹۲	-۲/۳۸۹۶	۱۴۹/۰۲	-۳۵۶/۱۲	آماده‌سازی و ریسنجی الیاف
۰/۰۰۰	۱۰/۶۸	۰/۸۱	۸/۶۹	تکمیل منسوجات
۰/۰۰۰	۱۲/۳۸	۱/۸۲	۲۲/۶۲	تولید کالاهای نساجی به غیر از پوشاک
۰/۱۰۰۹	-۱/۶۵	۲/۰۱	-۳/۳۵	تولید طناب و ریسمان
۰/۰۱۴۰	-۲/۵۱	۱۰/۱۸	-۲۵/۵۷	تولید قالی و قالیچه دستباف
۰/۰۱۶۲	۲/۴۵	۰/۶۵	۱/۶	تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف
۰/۰۳۱۴	-۲/۱۸	۵۰/۰۷	-۱۰۹/۳۵	تولید فرش ماشینی و موکت
۰/۱۲۱۷	۱/۵۶	۱۱۵/۷۹	۱۸۱/۱۲	کشفافی و تریکو بافی و قلاب بافی
۰/۳۹۷۹	-۱/۰۴	۲۸/۱۲	-۲۹/۴۶	جوراب بافی
۱۳۸/۴	Mean dependent var		۰/۹۸۵۲	R-squared
۸۵/۲۸	S.D. dependent var		۰/۹۸۰۴	Adjusted R-squared
۸/۰۰۷	Akaike info criterion		۱۱/۹۲	S.E. of regression
۸/۶۷	Schwarz criterion		۱۱۵۱۳	Sum squared resid
۸/۲۷	Hannan-Quinn criter.		-۴۰۵	Log likelihood
۱/۸۳	Durbin-Watson stat		۲۰۷	F-statistic

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه به بررسی اندازه اقتصادی صنایع می‌پردازیم. باید توجه داشت که e_{cy} اندازه اقتصادی و معکوس درجه بازده نسبت به مقیاس است. در جدول ۱۲ اندازه اقتصادی صنایع مورد بررسی ارائه شده است. همان‌طور که بیان شد لوپز و همکاران معیار کشش هزینه نسبت به محصول را از طریق نسبت هزینه نهایی صنعت به هزینه متوسط آن تعریف نمودند که به صورت $e_{cy} = \frac{A+2HQB}{A+HQB}$ است که در آن $B = \sum_i \beta_i W_i$ و $A = \sum_i \sum_j \alpha_{ij} W_i^{1/2} W_j^{1/2} + \sum_i \gamma_i W_i$ است. باید توجه داشت که e_{cy} اندازه اقتصادی و معکوس درجه بازده نسبت به مقیاس است که شکل کاربردی آن برای برآورد به صورت رابطه ۱۰ است.

$$e_{cy} = \frac{A+2HQB}{A+HQB} = 1 + \frac{HQB}{A+HQB}$$

$$e_{cy} - 1 = \frac{HQB}{A+HQB}$$

$$(e_{cy} - 1)(A + HQB) = HQB \quad (10)$$

نتایج به دست آمده از رابطه ۱۰ در جدول ۱۲ ارائه شده است. براساس نتایج به دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که تمامی ضرایب اندازه اقتصادی در سطح یک درصد معنادار شده‌اند. بیشترین مقدار آن برای صنعت تولید قالی و قالیچه دستباف بوده و برابر با ۱۷۸/۵ و کمترین آن مربوط به صنعت جوراب بافی با اندازه اقتصادی ۴/۵۶ می‌باشد. اندازه اقتصادی به دست آمده برای صنعت ریسنده گی الیاف برابر با ۹۴/۳ و برای صنعت تکمیل منسوجات برابر با ۳۴/۴۴ است. صنعت تولید کالاهای نساجی ساخته شده به جز پوشاک دارای درجه اندازه اقتصادی برابر با ۱۷/۱۴ است و اندازه اقتصادی صنعت تولید طناب و ریسمان برابر با ۱۱۵/۶ است که دومین صنعت با اندازه اقتصادی بزرگ را نشان می‌دهد. این معیار برای صنعت تولید گلیم برابر با ۱۱/۵ و برای صنعت تولید فرش ماشینی و موکت ۱۹/۳۳ محاسبه شده است. تخمین اندازه اقتصادی برای صنعت کشفافی و تریکو بافی برابر با ۱۱/۱۷ است. معیار حداکثر راستنمایی برای این تخمین برابر با ۲۸۲۳- و مقدار آماره F برابر با ۴۳۱۶ است که معنی‌داری کل رگرسیون را بیان می‌کند. معیار دوربین واتسون برابر با ۲/۲ است که خود همبستگی جزئی را در این مدل نشان می‌دهد.

جدول ۱۲. نتایج تخمین اندازه اقتصادی برای ۹ صنعت منتخب نساجی

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	Prob.
عرض از مبدا	-۲۶۱	۶/۳۴	۰/۰۰۰
ریسندگی الیاف	۹۴/۳۰	۰/۶۲۱۴	۰/۰۰۰
تکمیل منسوجات	۳۴/۴۴	۰/۰۲۴۱	۰/۰۰۰
کالاهای نساجی به جز پوشاک	۱۷/۱۴	۰/۰۸۰۷	۰/۰۰۰
تولید طناب و ریسمان	۱۱۵/۶	۰/۱۸۱۹	۰/۰۰۰
تولید قالی و قالیچه	۱۷۸/۵	۰/۰۲۱۰	۰/۰۰۰
تولید گلیم و زیلو	۱۱/۵	۰/۰۰۹۴	۰/۰۰۰
تولید فرش و موکت	۱۹/۳۳	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۰
کشبافی و تریکو بافی	۱۱/۱۷	۰/۰۳۲۲	۰/۰۰۰
جوراب بافی	۴/۵۶	۰/۰۱۸۰	۰/۰۰۰
معیارهای نیکویی برازش			
R-squared	۰/۹۹۸	Hannan-Quinn criter.	۵۲/۸۳
Adjusted R-squared	۰/۹۹۸	Schwarz criterion	۵۳/۱۱
Log likelihood	-۲۸۲۳	Akaike info criterion	۵۲/۶۴
F-statistic	۴۳۱۶	Durbin-Watson stat	۲/۲۰

منبع: محاسبات تحقیق

۶. جمع بندی و ارائه پیشنهاد های سیاستی

در این مقاله، با استفاده از رویکرد ساختاری و عامل تغییرات حدسی، به بررسی قدرت بازاری و اندازه اقتصادی ۹ صنعت منتخب نساجی ایران طی سال های ۱۳۸۷-۱۳۵۴ پرداخته شده و برای تخمین از داده های کد چهار رقمی ISIC استفاده شده است. چنانچه تغییرات حدسی برابر با $\Phi = -1$ باشد رفتار بنگاه ها رقابتی است. رفتار کورنو زمانی رخ می دهد که $\Phi = 0$ باشد. همچنین هر چه اعداد به دست آمده از حالت رقابتی یعنی $\Phi = -1$ دورتر باشند و به سمت اعداد بزرگ تر یا کوچک تر میل کند نشانه تبانی بیشتر در بازار است و بنگاه ها قادر خواهند بود که محصول را با قیمت بالاتری به خرده فروشی ها

ارائه دهند. چنانچه تغییرات حدسی نزدیک به یک باشد، بنگاه‌ها انتظار دارند تغییر در میزان تولید محصول نهایی، با واکنش رقبا جبران شود. هر چه ورود به بازار سخت‌تر باشد، بنگاه‌های موجود در آن بازار قادر به همکاری و تبانی بیشتر و ایجاد رفتار غیر رقابتی می‌باشند. برای این اساس یافته‌های پژوهش براساس مدل لویز در صنعت نساجی عبارت‌اند از:

۱. نتایج پژوهش در ۹ صنعت زیرمجموعه بخش نساجی نشان می‌دهد که سهم استفاده از نیروی انسانی در صنعت آمادگی و ریسندگی الیاف با کد چهار رقمی ۱۷۱۱ بیش از سایر صنایع فعال در این حوزه است، به گونه‌ای که این صنعت بین ۶۵ تا ۷۵ درصد از نیروی کل شاغل در ۹ صنعت را در دوره مورد بررسی به خود اختصاص داده است.

۲. نتایج پژوهش در ۹ صنعت زیرمجموعه بخش نساجی نشان می‌دهد که کمترین شاخص تمرکز مربوط به صنعت ریسندگی الیاف است. همچنین بیشترین ضریب تمرکز مربوط به صنعت تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف است.

۳. نتایج مدل برآوردی نشان می‌دهد که بیشترین درجه تبانی در صنعت آماده‌سازی و ریسندگی الیاف بوده است. همچنین کم‌ترین درجه تبانی مربوط به تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف است که نزدیک‌ترین رفتار به الگوی رقابتی را نشان می‌دهد.

۴. نتایج پژوهش در ۹ صنعت زیرمجموعه بخش نساجی نشان می‌دهد که بیشترین ضریب اندازه اقتصادی مربوط به صنعت تولید قالی و قالیچه دستباف و کمترین آن مربوط به صنعت جوراب بافی است.

با توجه به یافته‌های پژوهش، نتایج مقاله نشان می‌دهد که ۶۶ درصد از صنایع زیرمجموعه صنعت نساجی کشور دارای ساختار غیررقابتی هستند. از این رو سیاست‌گذاری صنعتی رقابت محور در این صنعت حایز اهمیت است. برای این اساس لازم است با کاهش حداقل مانع ورود در بازارهای مرتبط با این صنعت و تنظیم یک نظام تعرفه‌ای ارتقا دهنده رقابت در این بازار، بستر کاهش قدرت بازاری در این صنعت فراهم آید.

۷. منابع

ابونوری، اسمعیل و سامانی‌پور (۱۳۸۱)، «برآورد پارامتریکی نسبت تمرکز صنایع در ایران» فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۲.

بخشی، لطفعلی (۱۳۸۲)، اندازه‌گیری تمرکز در صنعت سیمان ایران، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۷.

خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۷۴)، «تحلیل ساختار و عملکرد بازار و سیاست ضدانحصاری با توجه خاص به اقتصاد ایران» رساله دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

_____ (۱۳۷۹)، «انحصار، رقابت و تمرکز در بازارهای صنعتی ایران» (۷۳-۱۳۶۷) *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۵.

_____ (۱۳۸۰)، *ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران*، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

خداداد کاشی، فرهاد و دهقانی (۱۳۸۴)، «تبلیغات و تمرکز در بازارهای صنعتی ایران» *فصلنامه اقتصاد و مدیریت دانشگاه*، شماره ۲۷.

خداداد کاشی، فرهاد و شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۸۴)، «درجه رقابت در بازار جهانی محصولات منتخب کشاورزی» *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، شماره ۶۳.

خداداد کاشی، فرهاد و شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۸۶)، حوزه و وسعت قانون رقابت با توجه به ساختار اقتصادی (مطالعه موردی ایران) *ویژه‌نامه علمی پژوهشی حقوق و اقتصاد*، شماره پاییز و زمستان.

_____ (۱۳۹۰)، *اقتصاد صنعتی*، سمت.

عبادی، جعفر و شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۸۳)، «بررسی درجه رقابت در بازارهای صنعتی ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۱.

_____ (۱۳۸۳)، «بررسی تأثیر ساختار بازارهای کشاورزی در درآمد ارزی ایران»، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*، شماره ۶۷.

حسینی، میرعبدالله (۱۳۸۱)، *ساختار بازار جهانی خرما و بازارهای هدف خرمای صادراتی ایران*، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

حسینی، میرعبدالله و پرمه (۱۳۸۳)، «ساختار بازار جهانی فرش دستباف»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۲.

عزیزی، مریم (۱۳۸۳)، *بررسی ساختار بازار جهانی زعفران*، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

گرچی و ساداتیان (۱۳۷۹)، «ساختار بازار یخچال خانگی در ایران»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۶.

- Appelbaum, E. (1979), "Testing Price Taking Behavior" *Journal of Econometrics* (9): 283-94.
- _____ (1982), "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power", *Journal of Econometrics* (19): 287-99.
- Azzam, A. (1997), "Measuring Market Power and Cost- efficiency Effects of Industrial Concentration", *Journal of Industrial Economics* 45 (4): 377-86.
- Bresnahan, Timothy F. (1989), 'Studies of Industries with Market Power', in Richard Schmalensee and Robert Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, New York: North Holland.
- Boone, J. (2008), "Competition: Theoretical Parameterizations and Empirical Measures", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 164:587, 611.
- Boone, J. (2008), "A New Way of Measuring Competition", *The Economic Journal*, 118:1245,61.
- Diana, Chand Esfahani, A (2006), Modeling Market Power in the Indonesian Palm Oil Industry, www. Usyd. edu. au
- Hall, Robert E. (1988), "The Relationship between Price and Marginal Cost in U. S. Industry", *Journal of Political Economy* 96, 921-47.
- Iwata, G. (1974), "Measurement of Conjectural Variation in Ligopoly, *Econometrica* 42): 947-66.
- Lau, Lawrence J. (1982), 'On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data', *Economics Letters* 10, 93-9.
- Lopez, Rigoberto A., Azzam, Azzeddine M., & LIRÓN-ESPAÑA, Carmen. (2002). Market Power and/or Efficiency: A Structural Approach. *Review of Industrial Organization*, 20, 115–126.
- Oliveira Martins, J. , and Scarpetta, S(1999), "The Levels and Cyclical Behaviour of Mark-ups Across Countries and Market Structures", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 213.
- Panzar, John C. and Rosse, James N. (1987), 'Testing for "Monopoly" Equilibrium', *The Journal of Industrial Economics* 35, 443-56.
- Perloff . J & Shen . E,(2012), "Collinearity in Linear Structural Models of Market Power," *Review of Industrial Organization*, Springer, vol. 40(2), pages 131-138, March.
- Roeger, W. (1995), "Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing", *Journal of Political Economy*, 103, 316-30.
- Twomey. P, Green. R (2005), A Review of the Monitoring of Market Power, Center for Energy and Environmental Policy Research, http://web.mit.edu/ceepr/www/publications/reprints/Reprint_209_WC.pdf

