فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و دوم، شماره ۶۹، بهار ۱۳۹۳، صفحات ۱۹۸- ۱۷۹

ارزیابی اندازه همکاری و انحصار در صنایع بزرگ ایران: رویکرد کشش تغییرات حدسی

مهرزاد ابراهیمی
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز (نویسنده مسئول)
mhrzad@yahoo.com

فرهاد خدادادکاشی
استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام‌نور، ایران
khodadad@pnu.ac.ir

مجید احمدیان
استاد اقتصاد دانشگاه تهران
mahmadian@at.ac.ir

در این تحقیق تلاش می‌کنیم تا با استفاده از داده‌های طرح جامع آمارگیری بخش صنعت ایران طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۸) و با استفاده از رویکرد تغییرات حدسی و درجه توافق میزان قدرت انحصاری در دو صنعت نساجی و خودروسازی ایران را اندازه‌گیری نماییم. دلیل انتخاب این دو صنعت استراتژیک بودن، بزرگی اندازه و سهم آنها در اشتغال است. برای تأمین اهداف پیش‌بینی‌شده در این تحقیق با استفاده از تابع هزینه و تقاضای نهاده‌ها و کاربرد روش تخمین sur نسبت به ارزیابی درجه توافق و قدرت انحصاری اقدام شد. یافته‌های این تحقیق مطابق انتظار بر وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت خودروسازی و بالا بودن درجه توافق و قدرت انحصاری در این صنعت دلالت دارد. از سوی دیگر، یافته‌ها دلالت بر ناچیز بودن درجه وابستگی متقابل بنگاه‌ها در صنعت نساجی و نزدیکی ساختار بازار به شرایط رقابتی دارد.

طبقه‌بندی JEL: *L12, L13,L22.*
واژه‌های کلیدی: *درجه توافق، کشش حدسی، شاخص لرنر، تمرکز بازار، ساختار بازار.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۱۸**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

۱. مقدمه

رقابت و انحصار دو موقعیت از ساختار بازار می‌باشند. رقابت موجب افزایش تنوع، آزادی انتخاب، دسترسی مشتریان به کالا در قیمت‌های جاری و رقابت موجب حداکثر شدن رفاه اقتصادی و تضمین‌کننده تخصیص بهینه منابع است. بر این اساس، علم اقتصاد رقابت کامل و پیامدهای آن را به‌عنوان معیاری برای ارزیابی عملکرد بازارها و کل اقتصاد پیشنهاد می‌کند. در واقع، با توجه به دوری یا نزدیکی بازارها به شرایط رقابتی یا انحصاری می‌توان چگونگی تخصیص منابع در اقتصاد را ارزیابی نمود. اهمیت رقابت به قدری است که از سالیان دور (بیش از ۱۰۰ سال) برای حفظ و تداوم رقابت و پرهیز انحصار قانونگذاری شده است و در حال حاضر بسیاری از کشورهای جهان سیاست‌های رقابتی را به اشکال مختلف ویژه به‌صورت قانون رقابت دنبال می‌کنند.

در قانون برنامه اول توسعه اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی ایران بر رقابتی شدن بازارها و حذف انحصار تأکید شد. برنامه سوم صراحتاً بر ضرورت تهیه قانون رقابت صحه گذارد. قانون رقابت ایران در قالب فصل ۹ قانون سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی ایران به تصویب رسید و انتظار بر این است با اجرای این قانون و نیز سایر اقدامات تکمیلی اقتصاد ایران در مسیر رقابت قرار گیرد. اجرای قانون رقابت به ابزارهای خاص که مهم‌ترین آن دانش پیرامون موضوع است نیازمند است. کاربرد عملی مواد مختلف این قانون به‌ویژه هنگام اقامه دعوای بنگاه‌ها نسبت به یکدیگر در صورتی امکان‌پذیر است که بدنه تخصصی مورد نیاز در شورا و مرکز ملی رقابت فراهم باشد. وجود مهارت مورد نیاز برای تعریف و تعیین حدود بازار، اندازه‌گیری میزان رقابت و انحصار، ارزیابی هزینه‌های اجتماعی انحصار، شناخت رفتارهای غیررقابتی از ملزومات اساسی برای اجرای قانون رقابت می‌باشد.

از جمله پرسش‌های اساسی در خصوص بازارها اندازه‌گیری میزان قدرت انحصاری، عوامل تعیین‌کننده قدرت انحصاری و آثار اعمال قدرت انحصاری در بازارها است (پرلاف و همکاران، ۲۰۰۷). نخستین اقدام مستدل با پایه‌های نظری برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری به لرنر (۱۹۳۴) مربوط است. وی قدرت انحصاری را بر حسب شکاف بین قیمت و هزینه نهایی تعریف نموده است.

علاوه بر شاخص لرنر دانشمندان شاخص‌های دیگری را برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری معرفی نمونند. ابتدا برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری از رویکرد شاخصی یا روش غیرپارامتریک استفاده می‌شد، اما مشکل اصلی در کاربرد این روش اندازه هزینه نهایی بود. از آنجا که مقدار هزینه نهایی به‌صورت صریح قابل مشاهده نیست و تنها قیمت بازار و عناصر مرتبط با تقاضا و هزینه در اختیار می‌باشد برای رفع این مشکل و فائق آمدن بر مشکل عدم اطلاع از هزینه نهایی مدل‌های ساختاری پیشنهاد شد تا به

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

کمک آن الگوی رفتاری بنگاه (یا صنعت) و هزینه نهایی به‌طور همزمان تخمین زده شود. استفاده از رویکرد پارامتری اندازه‌گیری قدرت انحصاری این امکان را فراهم می‌سازد تا با استفاده از مدل تخمینی بتوان اثر تغییرات در بازار را ارزیابی نمود.

در این مقاله قدرت انحصاری اعمال‌شده در دو صنعت بزرگ ایران یعنی خودروسازی و نساجی با استفاده از رویکرد پارامتریک ارزیابی می‌شود. برای تحقق هدف پیش‌بینی‌شده در این مقاله همکاری و توافق بین بنگاه‌ها صنعت مورد توجه قرار می‌گیرد و پس از تصریح مدل و تخمین پارامتر رفتاری می‌توان نسبت به قدرت انحصاری و میزان شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در بازار موردنظر قضاوت نمود.

بر این اساس، در ادامه بحث و در قسمت دوم مبانی نظری مربوط به اندازه‌گیری قدرت انحصاری معرفی می‌گردد. در بخش سوم مطالعات تجربی در خصوص نحوه اندازه‌گیری قدرت انحصاری به بحث گذارده می‌شود، سپس در بخش چهارم ضمن معرفی مدل تجربی مورد استفاده در این مقاله و نتایج حاصل از تخمین آن معرفی می‌شود و در نهایت بخش پنجم به بحث و تفسیر نتایج اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری تحقیق

برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری روش‌های مختلفی معرفی شده است. لرنر (۱۹۳۳) برای نخستین بار از طریق بهینه‌یابی در سطح بنگاه قدرت انحصاری را در بازار انحصاری به‌صورت $L = \frac{P - C}{P} = \frac{1}{\varepsilon}$ محاسبه نمود، اما وی یک بازار انحصار کامل را در نظر گرفت در صورتی‌که در دنیای واقعی‌ترکیبی از نیروهای رقابتی و انحصاری در بازار فعال هستند و بازار حاوی جنبه‌های مختلفی است که آن را بسیار متفاوت از مدل انحصار کامل می‌سازد. کالین و واترسن برای نزدیک شدن به بازارهای واقعی قدرت انحصاری را در یک بازار انحصار چند جانبه در نظر گرفتند به‌ترتیبی که بنگاه‌ها کالای همگنی را تولید می‌کنند و نسبت به تصمیم سایر رقیب‌ها عکس‌العمل نشان می‌دادند. در مدل آنها عملکرد بازار ضمن اینکه از ساختار متأثر است به نوع رفتار بنگاه‌ها نیز حساس می‌باشد. در نهایت کالین–واترسن قدرت انحصاری یک بنگاه شاخص در بازار انحصار چند جانبه را به‌صورت زیر استخراج نمودند:

$$\frac{P - C}{P} = \frac{s_i(1 + \lambda i)}{\eta} \qquad (۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

قدرت انحصاری اعمال‌شده در کل صنعت نیز به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\pi}{R} = \frac{H}{\eta(1+\mu)} \qquad (۲)$$

در روابط فوق، S_i: سهم بازار بنگاه i، λ_i: حدس بنگاه i از واکنش سایر بنگاه‌ها نسبت به تصمیم خودش است، همچنین η کشش قیمتی تقاضای بازار و μ نیز شاخصی از واکنش بنگاه‌ها نسبت به تصمیم یکدیگر و H شاخص تمرکز هرفیندال–هیرشمن است.

کلارک و دیویس (۱۹۸۲) با الهام از کالین و واترسن و در تکمیل اثر آنها مقوله همکاری و ائتلاف بین بنگاه‌ها را به‌عنوان یک متغییر رفتاری تأثیرگذار بر عملکرد بنگاه‌ها و عملکرد صنعت وارد مدل نمودند. آنها مسئله همکاری را به‌ترتیبی در مدل لحاظ نمودند که طیف وسیعی از رفتار بنگاه‌ها نسبت به یکدیگر مانند رفتار کونور یا همکاری کامل و ائتلاف را پوشش دهد. کلارک و دیویس قدرت انحصاری بنگاه را با توجه به ویژگی که برای بازار در نظر گرفتند به‌ترتیب زیر استخراج نمودند:

$$\frac{P - C_i}{P} = \left(s_i(1-\alpha)\right)/\eta + \frac{\alpha}{\eta} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، α پارامتر همکاری می‌باشد و مقدار آن بین صفر و یک تغییر می‌کند. قدرت انحصاری اعمال شده در کل صنعت نیز به کمک رابطه زیر قابل ارزیابی خواهد بود:

$$\frac{\pi}{R} = \frac{H(1-\alpha)}{\eta} + \frac{\alpha}{\eta} \qquad (۴)$$

در مدل فوق مقدار α برای تمام بنگاه‌ها یکسان در نظر گرفته شد.

واترسن، کلارک و دیویس (۱۹۸۴) با در نظر گرفتن امکان تمایز محصول بنگاه‌های مختلف مدل قدرت انحصاری را یک مرحله واقعی‌تر کردند و توانستند قدرت انحصاری بنگاه و کل صنعت را به‌ترتیب زیر استخراج نمایند:

$$\frac{p_i - C_i}{p_i} = \frac{1}{S_i\eta_i\left[\alpha K + (1-\alpha K)S_i\right]} \qquad (۵)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$\frac{\pi}{R} = \sum \frac{1}{\eta_i}\left[\alpha K + (1-\alpha K)S_i\right] \qquad (۶)$$

آنها با در نظر گرفتن اینکه تابع تقاضای بنگاه به‌صورت $x_i = A_i + \frac{B}{P_i} - k\sum_{j\neq i} x_j$ قدرت بازاری بنگاه و کل صنعت را به‌صورت ساده‌تر بیان نمودند:

$$\frac{p_i - C_i}{p_i} = \frac{1}{\beta\left[\alpha K + (1-\alpha K)S_i\right]} \qquad (۷)$$

$$\frac{\pi}{R} = \frac{R}{\beta\left[\alpha K + (1-\alpha K)H\right]} \qquad (۸)$$

در رابطه فوق R درآمد کل صنعت می‌باشد.

با مقایسه مدل تمایز کالا با سایر مدل‌ها ملاحظه می‌گردد که در الگوی تمایز کالا هر بنگاهی مانند i با تابع تقاضای مشخص خود مواجه است و قیمت برای تمام بنگاه‌ها یکسان نیست و بنگاه i با قیمت P_i مواجه است (روابط ۵ و ۷).

در تمام مدل‌های فوق درجه همکاری و ائتلاف بین اعضا به‌صورت ساده در نظر گرفته شده است خداداد (۱۳۷۴) با معرفی یک تابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته به‌صورت $X_j = X_j(X_1 \ldots X_n)$ و با در نظر گرفتن اینکه درجه تفاوت و تمایز محصول هر زوج بنگاه نسبت به زوج بنگاه دیگر متفاوت می‌باشد قدرت انحصاری را برای بنگاه استخراج نمود:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$\frac{p_i - c_i}{p_i} = \frac{1}{e_{ii}\left[1 + \sum k_{ji} u_{ji} \frac{s_j}{s_i} + \frac{\sum_{j=1}^{n} \sum_{h=1}^{} K_{ji} U_{hj} U_{hi} S_j}{S_i}\right]} \qquad (۹)$$

در رابطه فوق، U_{ji}: حساسیت بنگاه j نسبت به تصمیم بنگاه i و K_{ji}: در جه تمایز محصول دو بنگاه i و j می‌باشد. الگوی فوق دارای این ویژگی است که با اعمال فروض معینی می‌توان به نتایج آثار قبلی مانند کالین و واترسن یا کلارک و دیویس دست یافت.

در ادامه ادبیات با طیف وسیعی از روش‌ها برای محاسبه قدرت انحصاری مواجه‌ایم که به‌عنوان مثال می‌توان به آثار اپل بام (۱۹۸۲)، شروتر (۱۹۸۸)، برسنهان (۱۹۸۹)، آزام (۱۹۹۶)، دیگال (۲۰۰۱)، استیون (۲۰۰۳) وکان (۲۰۰۶) اشاره نمود. در آثار اخیر برای محاسبه قدرت انحصاری بر الگوی رفتاری و شیوه همکاری بنگاه‌ها تأکید می‌شود، به‌گونه‌ای که شاخص لرنر به‌صورت $L_i = \frac{\theta_i}{E}$ معرفی می‌شود. $\theta_i = \frac{\partial y}{Y_j} \cdot \frac{y_j}{y}$ کشش حدسی تمام بنگاه‌های صنعت نسبت به تصمیم بنگاه j می‌باشد و خود θ_j به‌صورت زیر قابل استخراج می‌باشد:

$$\theta_j = \alpha + S_j(1 - \alpha) \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق، α پارامتر همکاری و θ_j کشش حدسی عرضه صنعت نسبت به عرضه بنگاه j می‌باشد. اگر همکاری بین بنگاه‌ها کامل باشد $\theta_j=1$ و بنگاه‌های صنعت در کل به‌مثابه یک انحصارگر عمل می‌کنند، اما اگر بین بنگاه‌های صنعت هیچ همکاری وجود نداشته باشد یعنی $\alpha=0$ در این صورت $\theta_j = S_j$ خواهد بود.

در این مقاله با استعانت از رویکرد کشش حدسی و میزان همکاری بین بنگاه‌ها درصدد ارزیابی میزان قدرت بازاری در دو صنعت خودروسازی و نساجی ایران می‌باشیم.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

۳. مطالعات تجربی انجام شده

بر اساس مطالعات انجام شده در حوزه اقتصاد صنعتی چهار روش کلی برای تحلیل قدرت بازاری مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این روش‌ها عبارتند از مطالعات موردی صنعت[1]، مدل‌های ساخته‌شده بر مبنای دیدگاه ساختار- رفتار- عملکرد (SCP)[2]، مدل‌های جدید تجربی سازمان‌های صنعتی[3]، مدل‌های سری زمانی[4].

مدل مطالعات موردی مشخصات و جزئیات سازمانی صنعت را مورد بررسی قرار می‌دهد، اما هزینه زیاد و نتایج خاص (قضاوت ذهنی) جهت صنعت تحت پوشش را در پی دارد.

مدل SCP نخستین بارتوسط بین (۱۹۵۱) ارائه گردید تا بتوانند راه‌حلی برای مشکلات موجود در کاربرد روش مطالعات موردی که توسط ماسون در دهه ۱۹۳۰ مطرح گردید فراهم نماید. مشخص شد که روش مطالعه موردی برای اجرا بسیار پرهزینه است و قابلیت کاربرد محدودی دارد (شرر و راس، ۱۹۹۰).

روش SCP بر اساس این ایده که سازمان و ساختار بازار تعیین‌کننده رفتار بنگاه‌ها در درون یک صنعت است. در این چارچوب فرضیه آزمون‌پذیر این است که سود متوسط در بازارهای متمرکز بیش از بازارهایی است که کمتر متمرکزند. یک مثال مشهور از این روش مطالعه ماریون (۱۹۷۹) است که در تعداد زیادی از موارد ضدتراست در آمریکا استفاده شده است.

در این رابطه دمستز (۱۹۷۳) عنوان نمود اگر کارایی دلیل تمرکز صنایع و بازارها باشد در این صورت می‌بایست انتظار داشته باشیم که بین تمرکز و تفاوت نرخ بازده بنگاه‌های بزرگ و کوچک رابطه مثبتی برقرار باشد. از سوی دیگر، اگر فرضیه قدرت انحصاری صحیح باشد یعنی رابطه مثبت تمرکز و نرخ بازده به‌دلیل همکاری بنگاه‌ها باشد در این صورت نتیجه آن یعنی قیمت بالا متوجه تمام بنگاه‌های صنعت اعم از بزرگ و کوچک خواهد بود. بر این اساس، وی معتقد است در صورتی‌که دکترین قدرت انحصاری معتبر باشد و نظریه کارایی مطرح نباشد تفاوت معناداری بین نرخ بازده بنگاه‌های بزرگ و کوچک وجود نخواهد داشت. دمستز با توجه به روش فوق دست به آزمونی زد و نتیجه گرفت رابطه مثبت تمرکز و نرخ بازده در صنایع آمریکا ناشی از کارایی برتر بنگاه‌های بزرگ می‌باشد.

روش NEIO بر جنبه رفتاری بازار مانند رفتار و عکس‌العمل‌های استراتژیک بنگاه‌ها در صنعت متمرکز است. این روش ضعف اساسی تئوریکی نگرش SCP را با استخراج مدل‌ها از تئوری اقتصاد خرد برطرف می‌سازد. بر اساس نظریه برسنهان (۱۹۸۹) روش NEIO نقاط مثبت هر دو روش مطالعات موردی و scp را دارا می‌باشد. مدل‌های مختلف این نگرش عمومی توسعه یافته است که می‌توانند

1. Case Studies Industry
2. Structure-Conduct-Performance
3. New Empirical industrial) Organization Models
4. Time Series Models

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

به‌صورت کلی در چند دسته طبقه‌بندی شوند که عبارتند از برآورد مستقیم هزینه نهایی، مدل‌های تغییرات حدسی[1] مدل‌های ایستای مقایسه‌ای[2].

مدل‌های NEIO معمولاً برای تحلیل یک بازار معین استفاده می‌شوند و کاربرد تجربی آنها به‌دلیل داده‌هایی که نیاز دارند و حساسیت به خطاهای تصریح با مشکل همراه است (هدی و پیرو، ۱۹۹۵). به‌علاوه، مدل‌های NEIO منابع قدرت بازاری را مشخص نمی‌کنند، بنابراین در زمینه تنظیم سیاست رقابتی در عمل نقش چندانی ایفا نمی‌کنند (برسنهان، ۱۹۸۹ و کوننور، ۱۹۹۸).

روش چهارم روش سری زمانی است و نمی‌توان آن را جزء هیچ‌یک از دسته NEIO و SCP قرار دهیم. این روش حرکات قیمت را در بازارهایی که دارای روابط عمودی می‌باشند مورد بررسی قرار می‌دهد و به‌طور گسترده‌ای در صنایع خرده‌فروشی کاربرد دارد و از آنجا که در این مدل متغیر نسبت تمرکز ظاهر نمی‌شود در زیرمجموعه روش SCP قرار نمی‌گیرد.

مطالعات اولیه در زمینه تعیین ساختار بازار بر اساس تعیین میزان انحراف قیمت از هزینه نهایی با استفاده از توابع عرضه، تقاضا و هزینه استوار است (اپل بام، ۱۹۷۹، ۱۹۸۲، آزام و پاگلوتس، ۱۹۹۰، ددهار و شلدون، ۱۹۹۷، جاست و چرن، ۱۹۸۰ و لوپز، ۱۹۸۴).

برخی محققین توجه خود را به ساختار هزینه واحدها معطوف نمودند و بر این اساس تفکیکی بین قدرت بازاری ناشی از تمرکز و کارایی هزینه قائل شدند (آزام، ۱۹۹۷، کورنجو و اسپیلمن، ۲۰۰۲ و دیکسون، ۱۹۹۴).

رویکردهای سنجش قدرت بازاری شامل رویکردهای مبتنی بر شاخص لرنر و شاخص‌های استخراج‌یافته از رهیافت لرنر است، در حالی‌که شاخص لرنر قدرت بازاری را بر اساس بخش عرضه کمی می‌کند،اما شاخص‌های تعمیم‌یافته جهت استخراج قدرت بازاری از بخش تقاضا استفاده می‌نمایند (پیگو، ۱۹۲۴، بول، ۱۹۹۵ و بول و رنسوم، ۱۹۹۷).

لندز و پوزنر (۱۹۸۱) معیاری را برای سنجش قدرت بازاری یک بنگاه مسلط ارائه نمودند که به سهم بازاری بنگاه مسلط، کشش قیمتی تقاضا و کشش عرضه بستگی داشت. ویسمن (۲۰۰۵) معیاری برای سنجش قدرت انحصاری در فضای چند بازاری معرفی نمود. در این شاخص فرض بر آن است که بنگاه مسلط اساساً در بازارهای چندانه فعالیت می‌کند.

محققین جهت سنجش درجه رقابت در یک بازار انحصار چندجانبه و تشخیص ویژگی‌های رقابت در چنین ساختاری به‌دنبال برآورد پارامترهای رفتاری هستند که تمایز بین رفتار تبانی و رفتار غیرتبانی را نشان دهند (ایواتا، ۱۹۷۴، گالوپ، ۱۹۷۹ و اپل بام، ۱۹۸۲).

1. Conjectural Variation Models
2. Comparative Static Models

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

دیکسون و سوما (۲۰۰۳) به تابع واکنش قانون تصمیم‌گیری می‌گویند. باور بنگاه حدس بنگاه از قانون تصمیم‌گیری بنگاه دیگر است. اگر حدس و باورمان را به مجموعه خاصی محدود کنیم در می‌یابیم که تنها باورها در بلندمدت باقی می‌مانند که به حدس سازگار نزدیکند. سازگاری در اینجا به این معناست که حدس یک بنگاه از شیب تابع واکنش مساوی با شیب واقعی است.

در ایران نیز مطالعاتی جهت بررسی ساختار بازارها و سنجش درجه رقابت و انحصار صورت گرفته است. برخی از این مطالعات مانند خدادادکاشی (۱۳۷۴، ۱۳۷۹، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۵)، بخشی (۱۳۸۲)، ابونوری و سامان‌پور (۱۳۸۱) به بررسی ساختار بخش صنعت کشور پرداخته‌اند. مطالعات دیگری مانند خدادادکاشی و شهیکی‌تاش (۱۳۸۴)، حسینی و پرمه (۱۳۸۳)، عزیزی (۱۳۸۳)، عبادی و شهیکی‌تاش (۱۳۸۳) و حسینی (۱۳۷۵ و ۱۳۷۶) به ارزیابی درجه رقابت و انحصار در بازارهای صادراتی پرداخته‌اند.

٤. مدل انتخابی و تحلیل نتایج

به‌منظور ارزیابی قدرت بازاری در دو بازار صنایع نساجی و خودروسازی ایران از رویکرد رفتارگرا استفاده می‌کنیم و با تخمین کشش حدسی و اندازه توافق بنگاه قدرت انحصاری را در این دو صنعت ارزیابی می‌کنیم. برای تأمین هدف پیش‌بینی‌شده فوق از تابع هزینه نوع گورمان و تقاضای نهاده‌ها استفاده نموده و با تخمین سیستم معادلات مربوطه مقدار θ را استخراج می‌کنیم. در ادامه، مدل موردنظر معرفی می‌گردد.

اگر صنعتی غیررقابتی شامل S بنگاه کالای همگن Y با استفاده از N ماده اولیه $x = (x_1,....,x_n)$ تولید کنند منحنی تقاضای بازار به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Y = J(P, Z) \qquad (۱۱)$$

P: قیمت و z بردار متغیرهای برون‌زا نظیر قیمت یا مقادیر سایر نهاده‌ها یا محصولاتی است که توسط تقاضاکننده محصول y تقاضا می‌شود. حال با فرض اینکه تمام بنگاه‌ها در یک صنعت غیررقابتی با قیمت‌های یکسانی از عوامل تولید مواجه‌اند تابع تقاضای نهاده بنگاه‌ها را می‌توان از لم شپارد با مشتق‌گیری از توابع هزینه نسبت به قیمت نهاده‌ها به‌صورت زیر استخراج نمود:

$$X = y\partial c(w)/\partial w + \Sigma_j \partial G(w)/\partial w \qquad (۱۲)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

شرط بهینه‌سازی (MR=MC):

$$P(1-\theta\varepsilon) = C(w) \qquad (۱۳)$$

تصریح تابع تقاضا ی بازار به‌صورت کاب داگلاس:

$$\ln y = a + \mu\ln(p/s) + \rho\ln(q/s) \qquad \mu = 1/\varepsilon \qquad (۱۴)$$

در رابطه فوق، P: قیمت محصول مورد بررسی، S: شاخص ضمنی تولید ناخالص ملی و q: میزان GNP بر حسب واحد پول می‌باشد، بنابراین کشش تقاضا ثابت و برابر $\mu = 1/\varepsilon$ خواهد بود. تخمین مدل شامل یک برآورد برای θ و L می‌باشد که با استفاده از روابط (۱۴)- (۱۲) قابل حصول است.

برای تابع تقاضای عوامل فرض مناسب خطی و موازی بودن مسیر توسعه می‌باشد. توابع هزینه از نوع فرم قطبی گورمان[1] که اجازه می‌دهد بنگاه‌های مختلف منحنی‌های هزینه مختلفی داشته باشند، اما منحنی آنها خطی و موازی است. روشن است در این حالت هزینه نهایی و متوسط برابر می‌باشند. معادله (۱۵) تابع هزینه لئونتیف را ارائه می‌دهد.

$$c = \sum_i \sum_j b_i j (w_i w_j)^{1/2} y + \sum_i b_i w_i \qquad (۱۵)$$

در رابطه فوق، $j= K, L, M$ است، همچنین $b_{ij} = bji$ و $\sum_i^3 b_i w_i = \sum_j^s G^j_i(w)$ می‌باشد، بنابراین تابع تقاضای عوامل با استفاده از لم شپارد عبارتند از معادلات (۱۸)- (۱۶):

$$x_k = b_{kk} y + b_{kl}(w_l/w_k)^{1/2} y + b_{km}(w_m/w_k)^{1/2} y + b_k \qquad (۱۶)$$

$$x_l = b_{ll} y + b_{kl}(w_k/w_l)^{1/2} y + b_{lm}(w_m/w_l)^{1/2} y + b_l \qquad (۱۷)$$

$$x_m = b_{mm} y + b_{km}(w_k/w_m)^{1/2} y + b_{lm}(w_l/w_m)^{1/2} y + b_m \qquad (۱۸)$$

حال از رابطه (۱۳) شرط بهینه‌سازی برای برآورد معادله عرضه استفاده می‌نماییم، بنابراین خواهیم داشت:

1. Gorman Polar form Type

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

$$p = [b_{kk}w_k + b_{ll}w_l + b_{mm}w_m + 2b_{kl}(w_k w_l)^{1/2} + 2b_{km}(w_k w_m)^{1/2} + 2b_{lm}(w_l w_m)^{1/2}]/[1-\theta/\mu] \quad (۱۹)$$

همچنین با استفاده از شرط تعادل (۱۳) مقدار کشش حدسی صنعت به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$p(1-\frac{\theta}{\varepsilon}) = Mc \Rightarrow 1-\frac{\theta}{\varepsilon} = \frac{mc}{p} \Rightarrow \frac{\theta}{\varepsilon} = 1-\frac{mc}{p} \Rightarrow \theta = \varepsilon(1-\frac{Mc}{p}) \quad (۲۰)$$

بنابراین:

$$\theta = \mu\left[1-\frac{(2b_{kl}(w_k w_l)^{\frac{1}{2}} + 2b_{km}(w_k w_m)^{1/2} + 2b_{lm}(w_l w_m)^{\frac{1}{2}} + b_{kk}w_k + b_{ll}w_l b_m w_m)}{p}\right] \quad (۲۱)$$

برآورد و کشش قیمتی تقاضا از رابطه (۱۴) و ضریب $b_{mm}, b_{lm}, bll, b_{km}, b_{kl}, b_{rr}$ از معادله‌های (۱۸)- (۱۶) و جایگزینی آن در رابطه (۲۱) کشش حدسی صنعت با توجه به سری‌های زمانی w_m, p, w_k, w_k برای سال‌های مختلف حاصل می‌گردد که بر این اساس می‌توان درجه توافق و قدرت بازاری را به‌صورت $L = \theta.\varepsilon$ برآورد نمود.

۵. نتایج تجربی مدل

برای تعیین ساختار بازار و درجه توافق از داده‌های ثانویه و داده‌های خام طرح جامع آمارگیری بخش صنعت طی سال‌های (۱۳۸۶- ۱۳۵۸) استفاده گردید. مهم‌ترین متغیرهایی که در این تحقیق استفاده شده عبارتند از:

فروش: ازآنجایی‌که دریافتی بنگاه‌های صنعتی از محل انجام کارهای قراردادی نیز جزء فروش آنها به حساب می‌آید در این مطاله فروش کل بنگاه‌ها برابر با مجموع ارزش فروش تولیدات و دریافت بابت انجام کارهای قراردادی در نظر گرفته شده است.

کل پرداخت سالانه به کارکنان: از مجموع مزد و حقوق پرداختی و سایر پرداخت‌های سالانه به‌دست می‌آید.

ستاده‌ها: ارزش محصولات تولیدشده، ارزش ضایعات قابل فروش، ارزش تغییرات موجودی انبار کالاهای در جریان ساخت، ارزش ساخت یا ایجاد و تعمیر اساسی اموال سرمایه‌ای توسط کارگاه ودیگر موارد است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

نهاده‌ها: نهاده‌های هر بنگاه صنعتی با محاسبه مجموع اقلام، ارزش مواد خام، ارزش لوازم بسته‌بندی، ارزش ملزومات و لوازم کم دوام و لوازم‌تحریر، ارزش مواد مصرفی طبخ‌شده توسط بنگاه، ارزش قطعات و لوازم مصرفی جهت ساخت یا ایجاد و تعمیر اساسی اموال سرمایه‌ای و... به‌دست می‌آید.

ارزش‌افزوده: تفاوت بین مقدار ستانده و نهاده در هر بنگاه معرف ارزش‌افزوده ایجاد شده توسط بنگاه است.

پیش از تخمین مدل تجربی به‌منظور پرهیز از رگرسیون کاذب متغیرها از لحاظ مانایی با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار گرفت. در بررسی مانایی داده‌ها مشخص گردید گروهی از داده‌ها I(0) و گروه دیگر I(1) می‌باشند. در چنین حالتی برای برآورد مدل دو رویکرد وجود دارد. نخست با استفاده از تفاضل داده‌ها که I(1) شده‌اند اقدام به تخمین ضرایب نماییم، اما مشکلی که در اینجا پیش می‌آید اطلاعات در رابطه با سطح متغیرها را از دست می‌دهیم. دیگر نمی‌توان از ضرایب به‌دست آمده جهت محاسبه قدرت بازاری و درجه توافق استفاده نمود. رویکرد دوم اگر مسئله تخمین‌های سیستمی بر اساس تئوری نیاز نباشد تخمین تمام معادلات به روش ARDL توصیه می‌شود.

در اینجا چالش این است که برخی متغیرها I(0) و برخی I(1) می‌باشند و از سوی دیگر تئوری ما را به تخمین سیستمی ملزم می‌نماید. برای مقابله با این چالش از رویکرد لیوبل و سرنا (۲۰۰۵)، کاراجیانیس و مرگوس (۲۰۰۲) و لم و شام وی (۱۹۹۷) استفاده می‌نمایم. در این رویکرد عنوان می‌شود اگر متغیرهای I(1) همجمع باشند، به عبارت دیگر ترکیب خطی از آنها مانا باشد می‌توان از روش‌های کلاسیک اقتصادنجی استفاده نمود.

آزمون مربوط به ضریب لاگرانژ دلالت بر آن داشت که معادلات این مقاله ازنوع رگرسیون‌های ظاهراً غیرمرتبط (sur)[1] می‌باشند. نظام معادلات (۱۹)- (۱۶) با استفاده از داده‌های سالانه (۱۳۸۶-۱۳۵۸) به روش رگرسیون‌های ظاهراً غیرمرتبط در صنعت خودروسازی و نساجی برآورد شده است. نتایج در جداول (۱) و (۲) ارائه گردیده است.

1. Seemingly Unrelated Regressions

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

جدول ۱. تخمین پارامترهای سیستم معادلات (۱۹)-(۱۶) در صنعت خودرو

ضریب	برآورد پارامتر	انحراف معیار	آماره t	احتمال
bkk	۰/ ۷۱۹۱	۰/ ۲۶۴۶	۲/ ۷۱۶۷	۰/ ۰۰۷۸
bKL	−۰/ ۰۷۹۷۶	۰/۰۱۷۲۹	−۴/ ۶۱۱۱	۰/۰۰۰۰
bKM	−۰/ ۰۰۵۷	۰/ ۰۱۸۷۲	−۰/ ۰ ۳۰۶۲	۰/ ۷۶۰
bK/y	۱۶۴۶	۶۵۶۵	۲۵/ ۰۶۶	۰/ ۰۰۰۰
bLL	۰/ ۰۱۲۹	۰/ ۰۰۴۵	۲/ ۸۸۲۷	۰/ ۰۰۴۹
bLM	۰/ ۰۱۶۹	۰/ ۰۰۲۸	۶/ ۰۴۶۴	۰/ ۰۰۰۰
bL/y	۴۳۸۳	۱۲۳۰	۳/ ۵۶۳۴	۰/۰۰۰۰
bMM	۰/ ۱۹۹۱	۰/ ۰۷۲۴	۲/ ۷۵۱۳	۰/۰۰۷۱
bM/y	−۱۴۰۲	۱۶۱۶	−۸/ ۶۷۲۶	۰/ ۰۰۰۰
A	۷۳۴۲	۲۰۰۸	۳/۶۵۶	۰/ ۰۰۰۴
μ	−۰/۵۹۵۳	۰/ ۱۵۵۸	−۳/ ۸۱۹	۰/۰۰۰۲
P	۰/۷ ۹۶	۴۰/ ۵۰	۱/۹۹۳	۰/ ۰۴۹۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۲. تخمین پارامترهای سیستم معادلات (۱۹)-(۱۶) در صنعت نساجی

ضریب	برآورد پارامتر	انحراف معیار	آماره t	احتمال
Bkk	۴۰/ ۹۰۹	۱۰/۲۰۴	۴/ ۰۷۶	۰/ ۰۰۰۱
bkL	۰/ ۳۹۲۷	۰/۰۶۲	−۶/ ۳۵۷	۰/ ۰۰۰۰
bkM	۰/ ۰۱۶۴	۰/۰۰۴۸	۳/۳۸۵	۰/ ۰۰۱۰
bk/y	۱۴۶۰	۱۳۵۰	۱/ ۰۸۱	۰/ ۴۸۲۰.
bLL	۰/ ۰۷۰۰	۰/ ۰۸۹	۰/۰ ۷۸۳	۰/ ۴۳۵
bLM	−۰/ ۰۰۰۸	۰/ ۰۰۱	−۰/ ۰۷۲۵	۰/ ۴۶۹
bL/y	۶۴۴۸	۵۶۷۳	۱/ ۱۷۱	۰/ ۲۴۴
Bmm	۰. ۶۵۶	۰/۴۸۱	۱/ ۳۶۲	۰/ ۱۷۶
bM/y	۱۶۲	۸۹۷۲	۱۸/ ۱۳۴	۰/ ۰۰۰
A	۴۵۰/ ۵۲	۲۱۷	۰/ ۰ ۲۰۹	۰/ ۸۳۴
μ	−۰/ ۰۱۶۴	۰/ ۰۲۷۸	−۰/ ۰ ۵۹۳	۰/ ۵۵۴
P	۰/۳۰۶	۰/ ۱۷۵	۱/ ۷۴۲	۰/۰۸۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

پس از برآورد ضرایب معادلات (۱۹)- (۱۶) با استفاده از رابطه (۲۰) ضریب **θ** کشش حدسی را محاسبه می‌نمایم، بنابراین قادریم ساختار بازار را تعیین نماییم. با استفاده از مدل برآوردی مشخص گردید میانگین درجه توافق طی دوره بررسی در بازار خودرو و نساجی به‌ترتیب برابر ۰/۵۹ و ۰/۰۰۹ می‌باشد. اندازه درجه توافق نشان می‌دهد ساختار بازار خودرو به گونه‌ای است که امکان همکاری و ائتلاف خودروسازها را فراهم آورده است و توافق بنگاه‌ها به‌عنوان یک عنصر رفتاری بر ساختار انحصاری بازار خودرو مؤثر می‌باشد، از این رو تصور اینکه تنها دلیل انحصار در این بازار ناشی از عوامل بیرونی و دخالت دولت اشتباه است. از سوی دیگر، میانگین قدرت بازاری در صنایع خودرو ۰/۹۸ می‌باشد. این اندازه از شاخص لرنر حکایت از شدت بالا بودن قدرت بازاری در این صنعت را

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

دارد. مقایسه اندازه درجه توافق و قدرت بازاری در صنایع خودروسازی نشان از ارتباط مستقیم این دو عنصر رفتاری در این بازار دارد. شاخص کشش حدسی نیز نشان‌دهنده وابستگی شدید خودروسازان به یکدیگر است و وجود بازار انحصار چند جانبه را در صنعت خودرو کشور تأیید می‌کند. هر چند اندازه شاخص لرنر روند نزولی را نشان می‌دهد باید توجه نمود این روند نزولی در سطوح بالای قدرت بازاری در صنعت خودرو اتفاق افتاده است.

اطلاعات جدول (۴) اندازه شاخص لرنر و درجه توافق (کشش حدسی) در صنعت نساجی را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج ارائه‌شده نوع رفتار در صنعت نساجی کشور به رقابت نزدیک است هر چند که اندازه شاخص لرنر از سال‌های ۱۳۷۰ به بعد کاهش یافته است. اندازه درجه توافق در صنعت نساجی نشان از عدم ارتباط متقابل بنگاه‌ها در صنعت نساجی دارد تابع عکس‌العمل بنگاه درقبال تصمیمات تولیدی چندان قابل توجه نمی‌باشد.

جدول ۳. محاسبه شاخص لرنر و کشش حدسی طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۸) در صنعت خودرو

سال	شاخص لرنر	درجه توافق
۱۳۵۸	۰/ ۹۸۸۱۷۶	۰/ ۵۸۸۲۸۹
۱۳۵۹	۰/ ۹۸۶۷۸۷	۰/ ۵۸۷۴۶۲
۱۳۶۰	۰/ ۹۸۵۴۶۳	۰/ ۵۸۶۶۷۳
۱۳۶۱	۰/ ۹۸۴۲۵۳	۰/ ۵۸۵۹۵۳
۱۳۶۲	۰/ ۹۸۳۹۵	۰/ ۵۸۵۷۷۳
۱۳۶۳	۰/ ۹۸۳۸۳۸	۰/ ۵۸۵۷۰۶
۱۳۶۴	۰/ ۹۸۵۷۲۱	۰/ ۵۸۶۸۲۷
۱۳۶۵	۰/ ۹۸۲۶۲۴	۰/ ۵۸۴۹۸۳
۱۳۶۶	۰/ ۹۷۹۹۳۶	۰/۵۸۳۳۸۳
۱۳۶۷	۰/ ۹۶۹۲۱۸	۰/ ۵۷۷۰۰۲
۱۳۶۸	۰/ ۹۷۵۴۱۲	۰/۵۸۰۶۹
۱۳۶۹	۰/ ۹۷۵۹۱۷	۰/ ۵۸۰۹۹۱
۱۳۷۰	۰/ ۹۷۴۲۶	۰/ ۵۸۰۰۰۴
۱۳۷۱	۰/ ۹۷۱۸۶۶	۰/ ۵۷۸۵۷۸
۱۳۷۲	۰/ ۹۶۹۱۳۹	۰/ ۵۷۶۹۵۵
۱۳۷۳	۰/ ۹۶۲۹۲۱	۰/ ۵۷۳۲۵۳
۱۳۷۴	۰/ ۹۵۲۸۴۴	۰/ ۵۶۷۲۵۴
۱۳۷۵	۰/ ۹۴۲۰۱۶	۰/ ۵۶۰۸۰۸
۱۳۷۶	۰/ ۹۴۰۰۶۷	۰/ ۵۵۹۶۴۸
۱۳۷۷	۰/ ۹۴۱۳۹۶	۰/ ۵۶۰۴۳۹
۱۳۷۸	۰/ ۹۳۷۲۴۳	۰/ ۵۵۷۹۶۷
۱۳۷۹	۰/۹۱۴۲۲۷	۰/ ۵۴۴۲۶۴
۱۳۸۰	۰/۹۲۵۲۰۵	۰/ ۵۵۰۸
۱۳۸۱	۰/ ۹۳۰۸۲۵	۰/ ۵۵۴۱۴۶
۱۳۸۲	۰/ ۹۲۲۶۱۴	۰/۵۴۹۲۵۷
۱۳۸۳	۰/ ۹۲۱۲۸۲	۰/ ۵۴۸۴۶۵
۱۳۸۴	۰/ ۹۰۴۳۰۹	۰/ ۵۳۸۳۶
۱۳۸۵	۰/ ۸۷۹۲۴۵	۰/ ۵۲۳۴۳۹
۱۳۸۶	۰/ ۸۳۸۹۷۴	۰/ ۴۹۹۴۶۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

جدول ۴. محاسبه شاخص لرنر و درجه توافق طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۸) در صنعت نساجی

سال	شاخص لرنر	درجه توافق
۱۳۵۸	۰/ ۶۹۱۶۴۷	۰/ ۰۱۱۴۰۲
۱۳۵۹	۰/ ۶۹۱۱۸	۰/۰۱۱۳۹۴
۱۳۶۰	۰/۶۹۰۵۷۷	۰/ ۰۱۱۳۸۴
۱۳۶۱	۰/ ۶۹۰۰۸۷	۰/ ۰۱۱۳۷۶
۱۳۶۲	۰/ ۶۸۹۱۴۱	۰/ ۰۱۱۳۶
۱۳۶۳	۰/ ۶۸۷۶۵۱	۰/ ۰۱۱۳۳۶
۱۳۶۴	۰/ ۶۸۶۴۲۱	۰/ ۰۱۱۳۱۵
۱۳۶۵	۰/ ۶۸۴۵۳۳	۰/۰۱۱۲۸۴
۱۳۶۶	۰/ ۶۸۱۶۱	۰/ ۰۱۱۲۳۶
۱۳۶۷	۰/ ۶۷۷۱۲۷	۰/۰۱۱۱۶۲
۱۳۶۸	۰/ ۶۷۰۶۱۳	۰/ ۰۱۱۰۵۵
۱۳۶۹	۰/ ۶۶۱۶۹۱	۰/ ۰۱۰۹۰۸
۱۳۷۰	۰/ ۶۴۵۷۰۷	۰/ ۰۱۰۶۴۴
۱۳۷۱	۰/ ۵۸۴۴۱۷	۰/ ۰۰۹۶۳۴
۱۳۷۲	۰/ ۵۴۰۲۱۲	۰/ ۰۰۸۹۰۵
۱۳۷۳	۰/ ۵۲۲۵۴۵	۰/ ۰۰۸۶۱۴
۱۳۷۴	۰/ ۵۰۳۱۵۱	۰/ ۰۰۸۲۹۴
۱۳۷۵	۰/ ۴۸۵۴۳۴	۰/ ۰۰۸۰۰۲
۱۳۷۶	۰/ ۴۶۵۷۵۹	۰/۰۰۷۶۷۸
۱۳۷۷	۰/ ۴۷۸۲۶۸	۰/۰۰۷۸۸۴
۱۳۷۸	۰/ ۴۷۷۰۹۳	۰/۰۰۷۸۶۵
۱۳۷۹	۰/ ۴۸۲۲۲۵	۰/ ۰۰۷۹۴۹
۱۳۸۰	۰/ ۴۸۳۹۹۷	۰/ ۰۰۷۹۷۹
۱۳۸۱	۰/ ۵۰۰۲	۰/ ۰۰۸۲۴۶
۱۳۸۲	۰/ ۵۱۹۸۱۸	۰/ ۰۰۸۵۶۹
۱۳۸۳	۰/ ۵۴۳۲۸۴	۰/ ۰۰۸۹۵۶
۱۳۸۴	۰/ ۵۲۹۶۵۵	۰/ ۰۰۸۷۳۱
۱۳۸۵	۰/ ۵۲۳۵۴۹	۰/ ۰۰۵۳۳۴
۱۳۸۶	۰/ ۶۹۱۶۴۷	۰/ ۰۱۱۴۰۲

مأخذ: نتایج تحقیق.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش وجود قدرت انحصاری و همکاری در دو صنعت بزرگ کشور مورد ارزیابی قرار گرفت. مطالعه شرایط رقابت در صنایع بزرگ کشور می‌تواند تصویر مناسبی را برای تدوین سیاست‌های رقابتی کشور فراهم آورد. همانگونه که ملاحظه شد اندازه شاخص لرنر در هر دو صنعت قابل توجه می‌باشد، البته اندازه این شاخص در صنعت خودروسازی دلالت بر وجود انحصار کامل در این صنعت دارد. درجه توافق مطابق انتظار در صنعت خودروسازی بالا و در صنعت نساجی پایین است. وجود چنین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

تصویری ناشی از تعدد بنگاه‌های فعال در صنایع نساجی و اندک بودن تعداد بنگاه‌های فعال در صنعت خودرو سازی است. در صنایع خودروسازی بنگاه‌ها نه تنها به‌دلیل تعداد اندکشان قادر به انجام مذاکره مؤثر و کم هزینه می‌باشند که نتیجه آن هماهنگی بیشتر این بنگاه‌ها است، بلکه تمام این بنگاه‌ها زیرنظر سازمان گسترش و نوسازی صنایع کشور فعالیت می‌کنند و به‌طور قطع این سازمان می‌تواند در هماهنگ نمودن بنگاه‌های خودروساز نقش مؤثری داشته باشد. بر این اساس، ملاحظه می‌شود که قدرت انحصاری بالا در صنعت خودروسازی نه تنها ناشی از حمایت‌های دائمی دولت به انحاء مختلف بوده است، بلکه همکاری بنگاه‌ها مزید علت می‌باشد.

پیام اصلی این مقاله آن است که در تدوین سیاست‌های رقابتی به مسئله همکاری بین بنگاه‌ها و رفتارهای استراتژیک آنها توجه شود. نهادی همچون شورای رقابت با نظارت بر بازارهای بزرگ و شناسایی الگوهای رفتاری و عملکرد و ساختار این بازارها می‌تواند در جهت ارتقای رقابت در اقتصاد ایران مؤثر باشد.

منابع

احمدیان، مجید (۱۳۸۴)، *اقتصاد صنعتی(با رویکرد نوین)*، جهاد دانشگاهی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

احمدیان، مجید و محمدعلی متفکر آزاد (۱۳۸۴)، "تعیین درجه توافق بین صنایع تبدیلی در بازار نهاده اصلی تولیدی"، *نامه مفید*، شماره ۱۱ (۵۱ (نامه اقتصادی)).

ابونوری، اسمعیل و سامانی‌پور(۱۳۸۱)، "برآوردپارامتریکی نسبت تمرکز صنایع ایران"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره۲۲.

بخشی، لطفی (۱۳۸۲)، "اندازه‌گیری تمرکز درصنعت سیمان ایران"، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۷.

حسینی، میرعبدالله و پرمه (۱۳۸۳)، "ساختار بازار جهانی فرش دستباف"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره۳۲.

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

خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۷۹)، "انحصار رقابت و تمرکز در بازارهای صنعتی ایران"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۵.

خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۸۰)، *ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران*، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

خدادادکاشی، فرهاد و محمدنبی شهیکی‌تاش (۱۳۸۴)، "درجه رقابت در بازار جهانی محصولات منتخب کشاورزی"، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، شماره ۶۳.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

خداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۵)، *ساختار و عملکرد بازار نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت ایران*، مؤسسه مطالعات و پژو هش‌های بازرگانی، چاپ دوم.

خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۹)، *اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)*، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، چاپ اول، پاییز.

عبادی، جعفر و محمدنبی شهیکی‌تاش (۱۳۸۳)، "بررسی درجه رقابت در بازارهای صنعتی ایران"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۱.

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

Appelbaum, E. (1979), "Testing Price Taking Behavior", *Journal of Econometrics*, Vol. 9, PP. 283-94.

Appelbaum, E. (1982), "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power", *Journal of Econometrics*, Vol. 19, PP. 287–299.

Azzam, A. (1992), "Testing the Competitiveness of Food Price Spreads", *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 42, PP. 248–256.

Azzam, A. M. (1996), "Estimating the Degree of Dominance in a Bilateraloligopoly", *Applied Economics Letters*, Vol. 3, PP. 209–211.

Azzam, A. M. (1997), "Measuring Market Power and Cost-e Ciency e Ects of Industrial Concentration", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 45, PP. 377–386.

Azzam, A. M. & E. Pagoulatos (1990), "Testing Oligopolisticand Oligopsonisticbehavior: An Application to the US Meat-Packing Industry", *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 41, PP. 362–390.

Azzam, A., R. A. Lopez & C. Liron-Espana (2002), "Market Power and Efficiency: A Structural Approach", *Review of Industrial Organization*, Vol. 20, PP. 115-126.

Azzam, A. M. & J. R. Shroeter (1995), The Trade off between Oligopsony Power and Cost Efficiency in Horizontal Consolidation: An Example from Beef Packing", *American Journal of Agricultrural Economics*, Vol. 77, PP. 825-836.

Bain, J. S. (1954), "Economics of Scale, Concentration and Condition of Entry in Twenty Manufacturing Industries", *American Economic Review*, PP. 15-39.

Boal, W. M. (1995), "Testing for Employer Monopsony in Turn-of the Century Coal Mining", *The Red Journal of Economic*.

Bresnahan, T. F. (1989), *Empirical Studies of Industries with Market Power*, In R. Schmalensee and R. D. Willig (eds) Handbook of industrial organisation, Vol. 2, Elsevier Science Publishers, Amsterdam.

Breush, T. S. & A. R. Pagan (1980), "The Lagrange Mulitiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, Vol. 47, PP. 239-253

Clarke, R. & S. W. Davies (1982), "Market Structure and Price-Cost Margins", *Economica*, Vol. 49, PP. 277–287.

Cornejo, J. F. & D. Spielman (2002), "Concentration, Market Power and Cost Efficiency in the Corn Seed Industry", Annual Meeting of the American Agricultural Economic Association, PP. 28-61 July, Long Beach.

Cort, K. S. (1999), "Conduct Parameters and the Measurement of Market Power", *Journal of Economics*, Vol. 88, PP. 227-250.

Cotterill, R.W. (1986), "Market Power in the Retail Food Industry: Evidence from Vermont", *The ReviewEconomics and Statistics*, Vol. 86, PP. 379–386.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

Cotterill, R. W. (1999), "Market Power and the Demsetz Quality Critique: An Evaluation for Food Retailing", *Agribusiness*, Vol. 15, PP. 101–118.
Cotterill, R. W. & C. D. Harper (1995), "Market Power and the Demsetz Critique: An Evaluation for Food Retailing", Food Marketing Policy Center, University of Connecticut, Storrs.
Cowling, K. & M. Waterson (1976), "Price-Cost Margins and Market Structure", *Economica*, Vol. 43, PP. 267–274.
Demsetz, H. (1973), "Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy", *Journal of Law and Economics*, Vol. 16, PP. 1–10.
Dickson, V. (1994), "Aggregate Industry Cost Function and the Herfindahahl Index", *Southern Economic Journal*, Vol. 61, PP. 445-452.
Digal, L. N. (2001), "Market Power in the Philippine Retail Food Industry", Unpublished PhD Dissertation, The University of Sydney, Sydney.
Digal, L. N. & F. Ahmadi-Esfahani (2000), "Market Power in the Philippine Retail Food Industry", Contributed Paper Presented at the 44th Annual Conference of the Australian Agricultural Resource Economics Society, University of Sydney, PP. 23–25, January.
Galbraith, J. K. (1967), *The New Industrial State*, Ander Deutsch, London.
Geroski, P., R. Masson & J. Shaanan (1987), "The Dynamics of Market Structure", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 5, PP. 93-100.
Gollop, E. M. & M. J. Roberts (1979), "Firm Inter Depenoence in Oligopolistic Market", *Journal of Economics,* Vol. 10, PP. 313-31.
Just, R. E. & W. J. Martin (1980), "Tomatoes Technology and Oligopoly", *Bell Journal of Economic,* Vol. 11, PP. 584-602.
Hall, R. E. (1988), "The Relationship between Price and Marginal Cost in U.S. Industry", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, PP. 921-47.
Hatrirli, S. A. (2000), "A Measurement of Market Power and/or Cost Efficiency in the US Frozen and Potato Chips Sub-Sector", PhD Dissertation, The Ohio State University,USA.
Hyde, C. E. & J. M. Perlo (1995), "Can Market Power be Estimated?", *Review of Industrial Organisation*, Vol. 10, PP. 465–485.
Iwata, G. (1974), "Measurement of Conjectural Variation in Oligopoly", *Econometrica*, Vol. 42, PP. 947-66.
Just, R. E. & W. S. Chern (1980), "Tomatoes, Technology and Oligopsony", *The Bell Journal of Economics*, Vol. 16, PP. 189-211.
Karagiannis, G. & G. J. Mergoes (2002), "Estimating Theorically Consistent Demand Systems using Cointegration Techniques with Application to Greek Food Data", *Economics Letter,* Vol. 74, PP. 137-143.
Lewbel, A. & S Ng (2005), "Demand Systems with Nonstationary Prices", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, PP. 479–494 (There is no Refrence in the Text to This Paper, Shall Iremove This).
Lim, H. & C. R. Shumway (1997), "Technical Change and Model Specification:U.S. Agricultural Production", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, PP. 543-554.
Lopez, R. E. (1984), "Measuring Oligopoly Power and Production Responses of the Canadian Food Processing Industry", *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 35, PP. 219-230.
Martin, S. (1988), "The Measurement of Profitability and the Diagnosis of Market Power", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 6, PP. 301-321.
Pigou, A. C. (1924), *The Economics of Welfare*, 2nd Ed. Macmillan and co. London.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

Roeger, W. (1995), "Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing", *Journal of Political Economy*, Vol. 103, PP. 316-30.

Schroeter, J. R. (1988), "Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry", *Review of Economics and Statistics*.

Schroeter, J. R. (1988), "Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, PP. 158–162.

Schroeter, J. & A. Azzam (1991), "Marketing Margins, Market Power and Price Uncertainty", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, PP. 990–999.

Weisman, D. L. (2005), "A Generalized Measure of Market Power", www.Ksu.Edu.

Waterson, M. (1982), "Price Cost Margins and Successive Market Power", *Quarterly Journal of Economic*, Vol. 94, PP. 135-50.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]