

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و ششم، شماره ۱۰۲، تابستان ۱۳۹۷

## برآورد قدرت بازاری و پراکندگی آن در صنایع غذایی ایران

فرهاد خداداد کاشی<sup>۱</sup>، جعفر عبادی<sup>۲</sup>، سیدضیاء الدین کیاالحسینی<sup>۳</sup>، خلیل حیدری<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۷/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۲۱

### چکیده

این مطالعه با هدف تعیین قدرت انحصاری ۲۲ صنعت غذایی از ۱۳۶ رشته فعالیت صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کدهای آیسیک چهاررقمی و بررسی جایگاه صنایع غذایی از نظر پراکندگی قدرت بازار بین ۲۳ رشته فعالیت در سطح کدهای دو رقمی آیسیک انجام گرفت. همچنین رویکرد غیرساختاری و پارامتریک، لو و یو برای برآورد قدرت انحصاری صنایع استفاده شد. بر اساس نتایج مطالعه، ۷۳ درصد صنایع غذایی، قدرت انحصاری بیش از ۱۰ درصد داشتند. صنایع تولید نان و انواع نوشیدنی‌ها از بیشترین قدرت انحصاری برخوردار بودند، در حالی که صنایعی مانند آماده‌سازی و آرد کردن غلات و حبوبات؛ کشتار دام و

۱. استاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ایران

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مفید، تهران، ایران

۴. استادیار مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

khodadad@pnu.ac.ir

Jebadi@ut.ac.ir

kiaalhosseini@mofid.ac.ir

kh.heidary@itsr.ir

## اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و ششم، شماره ۱۰۲

طیور؛ تولید فراورده‌های لبنی؛ بسته‌بندی و درجه‌بندی پسته؛ تولید روغن‌های نباتی و عمل‌آوری گوشت و فراورده‌های آن، رفتاری رقابتی داشته‌اند. در مجموع، ۸۷ درصد صنایع ایران قدرت انحصاری و رفتاری غیررقابتی دارند. همچنین صنایع به طور متوسط دارای بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس هستند و جایگاه صنایع غذایی از نظر نابرابری قدرت بازار رتبه دوازدهم در بین ۲۳ صنعت با کد دو رقمی است. بنابراین، استفاده از ظرفیت‌های بالقوه در برخی از صنایع مانند تولید آرد، با آزادسازی صادرات محصولات - به شرط نبود یارانه مواد اولیه - مفید خواهد بود. همچنین در خصوص صنایع کشتار دام و طیور این سیاست راهگشاست. به منظور افزایش رقابت در سایر صنایع، یکی از راهکارها کاهش و منطقی نمودن تعرفه‌های وارداتی با هدف بهبود رقابت در تولید این محصولات است.

طبقه‌بندی JEL: D22, D24, L13, L6

**کلیدواژه‌ها:** رقابت، قدرت انحصاری، مارک‌آپ، پراکندگی قدرت بازار

### مقدمه

صنایع غذایی شامل ۲۲ رشته فعالیت از مجموع ۱۳۶ رشته فعالیت صنعتی در ایران با ۱۷ درصد اشتغال صنعتی تنها از ۸ درصد فروش صنعت برخوردار است. این در حالی است که برخی از رشته فعالیت‌های صنعت غذایی با درصد اشتغال کمتر، سهم بیشتری در فروش داشته‌اند. برای مثال صنعت تولید فراورده‌های لبنی که تنها ۱۸ درصد اشتغال در صنایع غذایی را دارد، حدود ۲۰ درصد فروش و حدود ۲۵ درصد ارزش افزوده صنایع غذایی را به خود اختصاص داده است. همین وضعیت در کل صنایع کشور وجود دارد. برای مثال، ۱۳ رشته فعالیت برتر از نظر تعداد شاغلین (حدود ۱۰ درصد بنگاه‌ها) نزدیک ۷۵ درصد فروش کل بنگاه‌های صنعتی و حدود ۶۵ درصد ارزش افزوده صنعت را به خود اختصاص داده‌اند<sup>۵</sup> (۲۷).

۵. اطلاعات آماری ارائه شده بر پایه داده‌های طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ده نفر کارگر و بیشتر برای سال ۱۳۹۲ محاسبه شده است.

برآورد قدرت بازاری و ..... .

این اطلاعات به سادگی نشان از وضعیت نامناسب رقابت در فعالیتهای صنعتی ایران دارد در حالی که فعالیت بنگاهها در یک بازار رقابت کامل می تواند حداکثر تولید در قیمت های تعادلی را به دست دهد. از آنجا که مدل رقابت کامل کارترین شیوه تولید را ارائه می کند، هر عاملی که اقتصاد را از این شرایط بهینه دور کند موجب ضایع شدن منابع کمیاب در اقتصاد می گردد. از جمله این موارد نیز انحصار و قدرت انحصاری صنایع و توزیع نامتقارن مارک آپ<sup>۶</sup> در میان بنگاهها یا پراکنندگی قدرت بازار می باشد (۱۷).

مروری بر ادبیات موضوع نشان می دهد تا دهه ۱۹۳۰ بیشتر موضوعات محوری اقتصاد صنعتی مدرن ذیل اقتصاد خرد تحلیل می شد، تحول واقعی زمانی رخ داد که جان رابینسون (۲۰)، و ادوارد چمبرلین (۵)، نظریه انحصار چندجانبه را پی ریزی کردند و به دنبال آن لرنر (۱۶)، شاخص اندازه گیری قدرت انحصاری را ارائه نمود. تحول اساسی که در دهه ۱۹۸۰ در زمینه اقتصاد صنعتی با دسترسی گسترده به اطلاعات آماری و پیشرفت در تکنیک های اقتصادسنجی صورت گرفت باعث شد مطالعات برای آزمون های اقتصادسنجی از رفتار عناصر بازار توسعه پیدا کند. موج اول مطالعات صنعتی مبتنی بر اقتصادسنجی را برسن هان (۴)، «سازمان صنعتی تجربی جدید» یا (NEIO)<sup>۷</sup> نام گذاری کرد.

قدرت بازار یا قدرت انحصاری توانایی یک بنگاه یا گروهی از بنگاهها در قراردادن قیمت بالاتر از هزینه نهایی است. اگرچه درجه انحصار یک منبع بالقوه اختلال در نتایج خوب رقابت است اما پراکنندگی و توزیع نامتقارن قدرت انحصاری یا قدرت بازار در بین صنایع نیز می تواند عاملی برای بروز اختلال بازارها باشد و موجب تخصیص نامناسب منابع کمیاب گردد. هر وقت ناهمگنی در مارک آپ ناشی از تجارت یا سایر انحرافات وجود داشته باشد، یک تخصیص نامناسب بین بخشی به وجود می آید. همچنین تضمین ورود آزاد به بازار به شدت از اثرات عدم تقارن آزادسازی تجاری جلوگیری می کند. بنابراین اتخاذ سیاست های صنعتی و تجاری به صورت مکمل ضروری است (۸).

---

6. Markup

7. New Empirical Industrial Organization

برای ایران شکاف بین قیمت و هزینه نهایی دلالت بر آن دارد که در تمامی صنایع قیمت بالاتر از هزینه نهایی بوده است. اما در برخی از صنایع، این نسبت بسیار بالا و در برخی اندک است به طوری که بر مبنای شاخص لرنر حدود ۵۰ درصد صنایع دارای قدرت انحصاری بوده و توانسته‌اند شکاف معنی‌دار بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد کنند (۱۸). همچنین ارزیابی عوامل تعیین‌کننده رشد بهره‌وری در صنایع ایران نشان می‌دهد که قدرت بازار به طور مستقیم باعث رشد بهره‌وری صنایع شده در حالی که کاهش تعرفه‌ها اثر مستقیم قدرت بازار را بر رشد بهره‌وری کاهش داده است (۱۴). مطالعات دیگر نشان داده که صنایع با تمرکز بالا قدرت بازاری بیشتری دارند. رابطه سهم واردات از کل واردات مربوط به صنایع انتخابی در سطح کدهای ۴ رقمی آیسیک و قدرت بازار منفی است. به عبارت دیگر با افزایش رقابت خارجی مارک‌آپ بنگاه‌های داخلی کاهش پیدا می‌کند. بر عکس، نرخ تعرفه تأثیر مثبت بر قدرت بازار دارد. یک درصد افزایش نرخ تعرفه حدود ۲ درصد قدرت بازار را افزایش می‌دهد (۲۴).

رقابت و شاخص نفوذ واردات، شاخص تمرکز، صرفه‌های ناشی از مقیاس، شدت سرمایه، اثر متقابل واردات و تمرکز در نرخ بازده صنایع تأثیرگذارند و اثر شاخص نفوذ واردات بر سودآوری صنایع منفی است. به عبارت دیگر با افزایش واردات ساختار صنایع داخلی به سمت رقابت سوق پیدا می‌کند (۲۵).

ارتباط میان مارک‌آپ و رشد اقتصادی بر اساس مدل بارانوا نشان می‌دهد که در ۹۴ درصد صنایع ایران مارک‌آپ بالاتر از ۱/۰۰۱ است لذا رقابت محدود بنگاه‌ها در اقتصاد کشور منجر به کاهش ضریب رشد اقتصادی در ایران شده است (۱۳).

مروری بر مطالعات مختلف نشان داد که در ادبیات اقتصاد صنعتی یا سازمان صنعتی یکی از موضوعات اصلی تعیین درجه رقابت و انحصار در یک بازار است که از یک سو بر بهره‌وری و سودآوری بنگاه‌ها و از سوی دیگر بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است. از طرف دیگر، عواملی مانند رقابت خارجی از کانال تعرفه‌ها و ورود و خروج آزاد یا محدود بنگاه‌ها به بازار تولید می‌تواند ساختار بازار را تغییر دهد. همچنین مطالعات دلالت بر آن داشتند که

برآورد قدرت بازاری و ... ..

قدرت انحصاری و پراکندگی آن می‌تواند دلیلی بر تخصیص نامناسب منابع باشد. در نهایت نتایج برآوردها برای ایران دلالت بر وجود رفتار انحصاری در صنایع ایران دارد؛ اما این مطالعات به موضوع صنایع غذایی و پراکندگی قدرت بازار توجهی نداشته‌اند. حتی مطالعات بین‌المللی کمی در خصوص پراکندگی قدرت بازار صورت گرفته است. لذا در این مقاله پس از برآورد قدرت انحصاری با روشی متفاوت از مطالعات قبلی، پراکندگی قدرت بازار در هر صنعت محاسبه شد تا مشخص گردد آیا اساساً پراکندگی در قدرت بازار صنایع به طور معناداری وجود دارد که موجب تخصیص نامناسب منابع شود؟ همچنین مشخص گردد وضعیت صنایع غذایی کشور در بین صنایع دیگر چگونه است؟ در پایان، ساختار صنایع غذایی تحلیل می‌شود.

### روش تحقیق

رویکردهای مختلفی برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری در سطح بازار یا صنعت و یا بنگاه‌ها وجود دارد؛ دامنه‌ای از شاخص‌ها تا روش‌های اقتصادسنجی که در سال‌های اخیر بیشتر استفاده شده است. در رویکرد شاخص محور درجه قدرت بازار به کمک محاسبه اطلاعات حسابداری انجام می‌شود. از جمله معروف‌ترین شاخص‌های اندازه قدرت انحصاری، شاخص لرنر است اما رویکرد غالب در اندازه‌گیری قدرت بازار یا قدرت انحصاری، برآورد به شیوه‌های غیرمستقیم از طریق مدل‌های اقتصادسنجی است (۳).

مطالعات تجربی فراوانی به منظور برآورد قدرت انحصاری صنایع به دنبال مطالعه اوتا (۱۲) تحت عنوان رویکرد ساختاری انجام شد. برسن‌هان (۴) پرلوف و همکاران (۱۹)، اگوریوبریا (۱) و اسمالنجسی (۲۲) این رویکرد را به طور کامل بررسی کردند. در ادامه، روش نظری مربوط به برآورد مارک‌آپ با استفاده از برآورد تابع تولید ارائه می‌گردد. برای شروع، شاخص لرنر به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$L = \frac{P - MC}{P} \quad (1)$$

در رابطه بالا  $P$  قیمت محصول یا ستانده؛  $MC$  هزینه نهایی تولید محصول یا ستانده و  $L$  شاخص لرنر می‌باشد. این شاخص بین صفر و یک تغییر می‌کند. صفر بیانگر رقابت کامل و یک نشان‌دهنده انحصار کامل است. از آنجا که معمولاً  $MC$  برای محققان غیرقابل مشاهده است از اوایل دهه ۱۹۸۰ تلاش گردید که شاخص لرنر بدون تخمین مستقیم هزینه نهایی برآورد شود. در این مقاله از رویکرد فرم خلاصه شده<sup>۸</sup> استفاده شد. این رویکرد توسط سامنر (۲۶)، هال (۱۰)، راجر (۲۱)، آغاز و توسط کلتی (۱۲)، دی لاکر و وارزینسکی (۷)، لو و یو (۱۷) توسعه داده شد. در این رویکرد از باقیمانده‌های سولو برای برآورد قدرت انحصاری استفاده می‌گردد. فرض کنید که تابع تولید صنعت  $i$  در سال  $t$  به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$Q_{it} = A_{it} F(L_{it}, K_{it}, M_{it}) \quad (2)$$

به طوری که  $Q_{it}$  تولید صنعت  $i$  در سال  $t$ ؛  $L_{it}$  نهاده نیروی کار صنعت  $i$  در سال  $t$ ؛  $K_{it}$  نهاده سرمایه صنعت  $i$  در سال  $t$ ؛  $M_{it}$  نهاده واسطه‌ای صنعت  $i$  در سال  $t$  و  $A_{it}$  بهره‌وری کل صنعت  $i$  در سال  $t$  می‌باشد.

در ادامه با توجه به رابطه میان نهاده‌ها و ستانده می‌توان مسئله حداقل سازی هزینه را برای بنگاه  $i$  ام به صورت رابطه زیر نوشت:

$$\text{Min} : w_{it} L_{it} + r_{it} K_{it} + p_{it}^m M_{it} \quad (3)$$

$$\text{s.t.} : A_{it} F(L_{it}, K_{it}, M_{it}) \geq Q_{it}$$

که در رابطه بالا  $w, r, p^m$  به ترتیب قیمت نهاده نیروی کار، قیمت سرمایه و قیمت نهاده واسطه‌ای می‌باشد و سایر متغیرها همان تعریف قبلی را دارند. حل مسئله حداقل سازی فوق به روش لاگرانژ و نوشتن شرط مرتبه اول برای نهاده واسطه‌ای رابطه زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\frac{\partial L}{\partial M} = P_{it}^m - \lambda_{it} \frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}} = 0 \Rightarrow \frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}} = \frac{P_{it}^m}{\lambda_{it}} \quad (4)$$

برآورد قدرت بازاری و ..... ..

با ضرب دو طرف رابطه ۴ در عبارت  $\frac{M_{it}}{Q_{it}}$  و سپس ضرب صورت و مخرج جمله دوم در  $P_{it}$  نتیجه به صورت رابطه زیر خواهد شد:

$$\frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^m M_{it}}{Q_{it}} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^m M_{it}}{P_{it} Q_{it}} \quad (5)$$

$P_{it}$  قیمت نهایی کالای تولیدی صنعت  $i$  در زمان  $t$  است. همچنین  $\lambda_{it} = \frac{\partial L}{\partial Q_{it}}$  هزینه نهایی تولید صنعت  $i$  در زمان  $t$  را نشان می‌دهد. چنانچه قدرت بازار ( $\mu_{it}$ ) به صورت نسبت قیمت به هزینه نهایی یا همان مارک‌آپ صنعت  $i$  در زمان  $t$  تعریف شود آنگاه از روابط فوق رابطه زیر نتیجه خواهد شد:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^m (\alpha_{it}^m)^{-1} \quad (6)$$

که در آن  $\theta_{it}^m = \frac{\partial F_{it}}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Q_{it}}$  کشش ستانده صنعت  $i$  در زمان  $t$  نسبت به نهاده‌های واسطه‌ای و  $\alpha_{it}^m = \frac{P_{it}^m M_{it}}{P_{it} Q_{it}}$  سهم مخارج نهاده واسطه‌ای صنعت  $i$  در زمان  $t$  از کل درآمد می‌باشد. به هر حال محاسبه  $\theta_{it}^m$  نیازمند برآورد تابع تولید است. اولین گام در تخمین تابع تولید نیز انتخاب شکل تابعی مناسب است (۶). در مطالعات تجربی به منظور برآورد تابع تولید حداقل ۲۰ شکل تابعی مختلف معرفی شده است. برخی از این توابع مقید و برخی دیگر غیرمقید هستند. لازم است انتخاب بین شکل مقید و غیرمقید آزمون شود (۹). اگرچه انتخاب یک شکل تابعی مناسب دشوار است اما این موضوع بستگی زیادی به هدف مطالعه و داده‌های در دسترس دارد. با این حال بیشتر مطالعات تجربی از شکل تابعی ترانسلوگ استفاده کرده‌اند که انعطاف‌پذیر است به این مفهوم که با اعمال چند پیش شرط روی بازدهی به مقیاس و کشش جانشینی تکنولوژی قابل تبدیل به فرم‌های دیگر مانند کاب داگلاس یا CES می‌باشد. همچنین تابع ترانسلوگ مشتق مرتبه دوم را امکان‌پذیر می‌کند و سه ناحیه تولیدی را نشان می‌دهد. با این حال در شکل اولیه خود که هیچ پیش شرطی روی آن اعمال نشده باشد ممکن است خوش رفتار نباشد به این مفهوم که شرط یکنواختی و تحدب منحنی‌های همسان تولید را تأمین نکند.

به عبارت دیگر شرط مثبت بودن تولید نهایی هر نهاد و شرط منفی بودن مشتق دوم ستانده نسبت به هر نهاد در نقطه تقریب تأمین نگردد. در چنین حالتی اگر تعداد مشاهدات کافی در فضای نهاده‌ها وجود داشته باشد که قید خوش رفتاری را تأمین کند مدل برآوردی خوش رفتار در نظر گرفته می‌شود (۱۵).

همان‌طور که گفته شد برای برآورد مارک‌آپ با استفاده از کشش تولید صنعت  $\Lambda$  در زمان  $t$  نسبت به نهاده واسطه‌ای ( $\theta_{it}^m$ ) باید یک تابع تولید برآورد نمود که در این مطالعه از فرم تبعی انعطاف‌پذیر ترانسلوگ استفاده شده است. این شکل تبعی برای دو نهاد نیروی کار  $L_{it}$  و موجودی سرمایه  $K_{it}$  به عنوان نهاده‌های ثابت به دلیل وجود هزینه‌های تعدیل و نهاده واسطه‌ای  $M_{it}$  به عنوان نهاده متغیر مطابق با لو و یو (۱۷) در قالب یک الگوی پانل دیتا به صورت رابطه ۷ می‌باشد:

$$\begin{aligned} \ln Q_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln L_t + \beta_2 \ln K_t + \beta_3 \ln M_t + \beta_{11} \ln L_t \ln L_t + \beta_{22} \ln K_t \ln K_t + \beta_{33} \ln M_t \ln M_t + \beta_{12} \ln L_t \ln K_t \\ & + \beta_{13} \ln L_t \ln M_t + \beta_{23} \ln K_t \ln M_t + \beta_{123} \ln L_t \ln K_t \ln M_t + \beta_4 T + \beta_{44} T^e + \beta_{14} \ln L_t IT + \beta_{24} \ln K_t IT + \beta_{34} \ln M_t IT \end{aligned} \quad (7)$$

در رابطه بالا  $T$  متغیر زمان و سایر متغیرها همان تعاریف قبل را دارند. پس از تخمین پارامترهای رابطه ۷،  $\theta_{it}^m$  نیز که همان مشتق مرتبه اول رابطه ۷ نسبت به نهاده واسطه‌ای  $M_{it}$  می‌باشد را می‌توان محاسبه نمود:

$$\hat{\theta}_{it}^m = \frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Q_{it}} = \frac{\partial \ln Q_{it}}{\partial \ln M_{it}} = \hat{\beta}_3 + 2 * \hat{\beta}_{33} \ln M_{it} + \hat{\beta}_{13} \ln L_{it} + \hat{\beta}_{23} \ln K_{it} + \hat{\beta}_{123} \ln L_{it} \ln K_{it} + \hat{\beta}_{34} T \quad (8)$$

پس از برآورد ضرایب مدل تابع تولید ترانسلوگ رابطه ۷ و محاسبه کشش تولید نسبت به نهاده واسطه‌ای ( $\theta_{it}^m$ ) مطابق رابطه ۸، از رابطه  $\mu_{it} = \theta_{it}^m (\alpha_{it}^m)^{-1}$  مارک‌آپ در هر کد چهاررقمی و برای سال‌های مطالعه برآورد می‌شود. در ادامه جهت محاسبه پراکندگی قدرت بازار صنایع مختلف از شاخص ضریب جینی استفاده گردید. روش کار به این شکل است که پس از برآورد مارک‌آپ برای هر کد ۴ رقمی در طی سال‌های مختلف سری‌هایی از مارک‌آپ‌های برآوردی بر مبنای دو رقم اول هر کد ۴ رقمی ایجاد می‌گردد. به این ترتیب ۲۳ سری ایجاد خواهد شد. ضریب جینی مارک‌آپ هر سری محاسبه می‌گردد. رتبه‌بندی صنایع



برآورد قدرت بازاری و ..... ..

مختلف بر اساس این نتایج، جایگاه هر صنعت را از نظر توزیع قدرت بازار درون هر صنعت نشان خواهد داد.

در این مقاله رابطه ۷ با اطلاعات دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۲ برای ۱۳۶ کد چهاررقمی ISIC برآورد شد. متغیر وابسته  $Q_{it}$ ، داده‌های ارزش ستانده مربوط به ۱۳۶ کد چهاررقمی ISIC بر اساس داده‌های منتشرشده طرح کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارگر و بیشتر مرکز آمار ایران (۲۷) است که با شاخص قیمت ضمنی صنعت تعدیل شده است. متغیرهای توضیحی نیز شامل سه عامل تولید است:  $L_{it}$  تعداد نیروی کار در سطح هر کد چهاررقمی،  $M_{it}$  ارزش نهاده واسطه‌ای که با شاخص قیمت مصرف واسطه‌ای مربوط به بخش صنعت تعدیل شده و  $K_{it}$  موجودی سرمایه در سطح کدهای چهاررقمی که اطلاعات مربوط به آن موجود نیست. لذا این اطلاعات برای مطالعه حاضر برآورد گردید و با شاخص قیمت سرمایه‌گذاری ناخالص بخش صنعت تعدیل شد.

به منظور برآورد موجودی سرمایه در هر کد چهاررقمی در سال‌های مطالعه به روش زیر عمل گردید. ابتدا اطلاعات مربوط به تشکیل سرمایه ثابت ناخالص هر کد چهاررقمی از طرح کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارگر و بیشتر مرکز آمار ایران استخراج گردید. با فرض رشد نمایی تابع سرمایه‌گذاری برای صنعت یا بنگاه  $i$ ام و انجام تبدیل خطی به وسیله لگاریتم‌گیری از دو طرف تساوی، رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$I_i = IO_i \exp(\lambda_i T) \Rightarrow \ln I_i = \ln IO_i + \lambda_i T \quad (9)$$

که  $I_i$  تشکیل سرمایه ناخالص رشته فعالیت صنعت  $i$ ام،  $IO_i$  تشکیل سرمایه ناخالص در سال پایه که در این مطالعه ۱۳۷۳ در نظر گرفته شد و  $\lambda_i$  نرخ رشد زمانی تشکیل سرمایه ناخالص است.

پس از برآورد رابطه ۹ و آنتی لگاریتم‌گرفتن، از ضریب  $\alpha_i = \ln IO_i$  مقادیر  $IO_i$  ها به دست می‌آید. سپس می‌توان از رابطه  $K_0 = \frac{IO_i}{\lambda_i + \delta}$  جودی سرمایه هر کد چهاررقمی در

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و ششم، شماره ۱۰۲

سال ۱۳۷۳ را برآورد نمود (۲). در نهایت از رابطه ۱۰ موجودی سرمایه خالص طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۲ برای ۱۳۶ کد چهاررقمی ISIC برآورد می‌گردد:

$$K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it} \quad (10)$$

همچنین با برآورد موجودی سرمایه برای سال‌های مطالعه لازم است نرخ استهلاک هر کد چهاررقمی محاسبه شود اما با توجه به آنکه چنین اطلاعاتی موجود نمی‌باشد به صورت جایگزین به روش زیر عمل شد:

ابتدا از تفاوت موجودی سرمایه خالص بخش صنعت (برآوردی بانک مرکزی در دو سال متوالی) تشکیل سرمایه ثابت خالص محاسبه شد. اطلاعات تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش صنعت نیز از اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج گردید. تفاوت این دو ارزش، استهلاک بخش صنعت را به دست می‌دهد. از تقسیم این ارزش بر موجودی سرمایه خالص سال قبل، نرخ استهلاک هر سال برای بخش صنعت حاصل شد.

## نتایج و بحث

قبل از ارائه نتایج مدل نهایی، شکل تبعی تابع تولید ترانسلوگ در مقابل کاب‌داگلاس آزمون شد. برای انتخاب بین این دو نوع تابع پس از برآورد تابع به شکل غیرمقید (ترانسلوگ)، آزمون والد برای صفر بودن تمامی ضرایب مرتبه دوم انجام شد. آماره  $\chi^2$  محاسباتی با درجه آزادی ۱۱ برابر ۱۰۷ می‌باشد که از آماره جدول با سطح معناداری ۵ درصد (۱۹/۶) بزرگ‌تر است. لذا حداقل یکی از ضرایب مرتبه دوم مخالف صفر هستند و شکل تبعی کاب‌داگلاس تأیید نمی‌شود.

به منظور برآورد ضرایب تابع تولید ترانسلوگ (رابطه ۷) ابتدا مدل به صورت پانل یا OLS معمولی برآورد شد. نتایج دلالت بر آن داشت که فرضیه صفر مبنی بر هم‌انباشته بودن داده‌ها رد می‌شود لذا مدل باید به صورت پانل برآورد گردد. در مرحله بعدی برای تشخیص

برآورد قدرت بازاری و ..... .

اینکه مدل اثرات تصادفی یا اثرات ثابت برآورد گردد، از آزمون هاسمن استفاده و مشخص شد مدل باید به صورت اثرات ثابت برآورد شود. در نهایت، نتایج مربوط به آزمون ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی خطاها بررسی شد که دلالت بر وجود ناهمسانی واریانسها و خودهمبستگی سریالی داشت. لذا برای رفع ناهمسانی واریانس، مدل به روش GLS همراه با جزء AR(1) برآورد گردید. در پایان به منظور اعتبار سنجی مدل، آزمون نرمال بودن باقیماندهها انجام شد که آماره جارگوبرا با مقدار ۲/۹ دلالت بر نرمال بودن توزیع باقیماندهها داشت. همچنین اکثر ضرایب در سطح ۱۰ درصد معنادار بودند. نتایج برآورد ضرایب مدل و آزمون معناداری ضرایب شکل تبعی ترانسلوگ در جدول ۱ ارائه شده است.

**جدول ۱. ضرایب برآوردی تابع تولید ترانسلوگ**

متغیر	ضریب	سطح معناداری
LL	لگاریتم نهاده کار	۰/۰۹۰۲۰۰
LK	لگاریتم نهاده موجودی سرمایه	-۰/۱۶۲۰
LM	لگاریتم نهاده واسطه‌ای	۰/۷۲۰۰
LL <sup>2</sup>	توان دوم متغیر اول	۰/۰۱۵۰۰
LK <sup>2</sup>	توان دوم متغیر دوم	-۰/۰۰۳۰
LM <sup>2</sup>	توان دوم متغیر سوم	۰/۰۳۰۰
LKLL	حاصل ضرب متغیر اول و دوم	۰/۰۴۳۰
LKLM	حاصل ضرب متغیر دوم و سوم	۰/۰۲۶۰
LMLL	حاصل ضرب متغیر اول و سوم	-۰/۰۳۹۰
LL*LK*LM	حاصل ضرب سه متغیر	-۰/۰۰۴۰
T	زمان	۰/۶۴۵۵۰۰
T*T	توان دوم زمان	۰/۱۶۹۶۰۰
LL*T	حاصل ضرب متغیر اول در زمان	۰/۱۰۰۴۰۰
LK*T	حاصل ضرب متغیر دوم در زمان	-۰/۰۰۳۰
LM*T	حاصل ضرب متغیر سوم در زمان	۰/۵۳۳۱۰۰
C	ضریب ثابت	۰/۶۵۸۱
AR(1)	جزء خود همبستگی مرتبه اول	۰/۳۳۹۰
	R <sup>2</sup>	۹۹/۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

## اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و ششم، شماره ۱۰۲

در ادامه قیود خوش رفتاری مدل مطابق تحقیق کومار (۱۵) در نقاط تقریب بررسی شد. در بیش از ۹۰ درصد نقاط مشاهده شده در فضای نهاده‌ها قید مربوط به مثبت بودن مشتق مرتبه اول و منفی بودن مشتق مرتبه دوم تولید نسبت به هر یک از نهاده‌ها تأمین گردید. از این رو می‌توان تابع تولید ترانسلوگ برآوردی در فضای نهاده‌ها را خوش رفتار دانست. در جدول ۲ متوسط عددی تولید نهایی هر سه نهاده آمده است. همه مقادیر مثبت هستند لذا تابع تولید ترانسلوگ برآوردی شرط یکنواختی را تأمین می‌کند. همچنین این فرضیه که تابع تولید ترانسلوگ برآوردی همگن از درجه یک می‌باشد رد شد. از آنجا که مجموع کشش‌های سه نهاده یعنی مجموع ضرایب مرتبه اول برابر ۰/۴ است، مشخص می‌گردد که به طور متوسط صنایع دارای بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس هستند.

### جدول ۲. متوسط عددی تولید نهایی هر سه نهاده نیروی کار، سرمایه و واسطه‌ای

تولید نهایی نهاده واسطه‌ای	تولید نهایی نهاده موجودی سرمایه	تولید نهایی نهاده نیروی کار
۰/۷۵۸۰	۰/۰۵۰۰	۰/۲۰۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در بخش روش تحقیق بیان گردید، هدف اصلی مقاله برآورد مارک‌آپ صنایع غذایی و پراکندگی توزیع آن در بین صنایع است، از این رو لازم است کشش تولید نسبت به نهاده واسطه‌ای (رابطه ۸) برآورد گردد. بنابراین از ضرایب برآوردی تابع تولید ترانسلوگ (جدول ۱)، کشش تولید نسبت به نهاده واسطه‌ای به صورت رابطه ۱۱ برای صنعت  $\hat{\alpha}_t^m$  در زمان  $t$  برآورد می‌گردد. در رابطه ۱۱ تعاریف متغیرها مطابق جدول ۱ می‌باشد:

$$\hat{\theta}_{it}^m = 0.720 * 2 * 0.030 LM_{it} - 0.039 L1_{it} + 0.026 LK_{it} - 0.004 LKLI_{it} + 0.001 * T \quad (11)$$

پس از برآورد کشش تولید نسبت به نهاده واسطه‌ای بر اساس رابطه ۱۱ در نقاط مشاهدات و  $\alpha_{it}^m = \frac{P_{it}^m M_{it}}{P_{it} Q_{it}}$  سهم مخارج نهاده واسطه‌ای صنعت  $\hat{\alpha}_t^m$  در زمان  $t$  از کل درآمد، که

برآورد قدرت بازاری و ..... .

بر اساس داده‌ها محاسبه شد، از رابطه  $\mu_{ii} = \theta_{ii}^m (\alpha_{ii}^m)^{-1}$  مارک‌آپ صنایع در سطح کدهای چهاررقمی برآورد گردید. خلاصه نتایج در جدول ۳ درج شده است. این اطلاعات دلالت بر آن دارد که ۱۷ رشته فعالیت یا ۱۳ درصد از بنگاه‌ها رفتاری تقریباً رقابتی دارند زیرا مارک‌آپی کمتر از ۱۰ درصد دارند. ۳۷ درصد بنگاه‌ها مارک‌آپی بین ۱۰ تا ۳۰ درصد دارند و ۵۰ درصد بنگاه‌ها مارک‌آپی بیش از ۳۰ درصد دارند که به رفتار انحصاری نزدیک است. در مجموع می‌توان گفت ۸۷ درصد صنایع رفتاری غیررقابتی داشته‌اند. اگرچه نتایج حاصل با برخی از مطالعات قبلی مطابقت دارد (برای مثال خداداد کاشی و همکاران (۱۳) که در آن ۹۴ درصد صنایع، مارک‌آپ بالای ۱۰ درصد داشته‌اند)، ولی با برخی دیگر از مطالعات (برای مثال پژویان و همکاران (۱۸))، تفاوت قابل ملاحظه دارد (که مارک‌آپ را برای ۵۰ درصد صنایع، بالای ۱۰ درصد برآورد کرده‌اند). دلایل متعددی مانند روش برآورد، دوره زمانی مطالعه، داده‌های مورد استفاده می‌تواند عامل این تفاوت‌ها باشد. با این حال هیچ‌کدام از مطالعات قبلی، وجود درصد بالایی از رفتار غیررقابتی صنایع را رد نمی‌کنند.

جدول ۳. گروه‌بندی صنایع بر حسب مارک‌آپ و درصد فراوانی بر حسب کدهای چهاررقمی

#### ISIC

مارک‌آپ (نسبت قیمت به هزینه نهایی)	تعداد رشته فعالیت (صنعت)	درصد فراوانی
تا ۱۰ درصد	۱۷	۱۳
۱۰ تا ۲۰ درصد	۲۳	۱۷
۲۰ تا ۳۰ درصد	۲۷	۲۰
بیش از ۳۰ درصد	۶۹	۵۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که تأکید این مطالعه بر صنایع غذایی است، در جدول ۴ نتایج برآورد مارک آپ و شاخص لرنر برای ۲۲ رشته فعالیت مربوط به صنایع غذایی آمده است. مقادیر برآوردی مارک آپ، که بیانگر درصد مازاد قیمت نسبت به هزینه نهایی است، برای رشته فعالیت‌های صنایع غذایی دلالت بر آن دارد که ۹ درصد صنایع غذایی زیانده هستند و قیمت متوسط کفاف هزینه نهایی تولید را ندارد. این صنایع شامل «آماده سازی و آرد کردن غلات و حبوبات» و «کشتار دام و طیور» می‌باشد. ۲۷ درصد صنایع غذایی مارک آپی کمتر از ۱۰ درصد دارند که دو برابر سهم مربوط به ردیف اول جدول ۳ است. به عبارت دیگر رقابت در صنایع غذایی ۲ برابر رقابت در کل صنایع می‌باشد. ۴۱ درصد صنایع غذایی نیز مارک آپی بین ۱۰ تا ۳۰ درصد دارند. ۳۲ درصد باقیمانده مارک آپی بالاتر از ۳۰ درصد دارند که رفتاری کاملاً انحصاری تلقی می‌شود. به نظر می‌رسد نتایج این قسمت با واقعیت‌های جامعه مطابقت داشته باشد زیرا کارخانه‌های تولید آرد گندم به دلیل صدور مجوزهای بی‌رویه و تحت نظارت شدید دولت جهت عدم صدور آرد گندم و حق‌العمل کاری بودن، با ظرفیت‌های بسیار کمتر از ظرفیت اسمی تولید می‌کنند، لذا در یک نقطه پایین‌تر از سربه سری فعالیت می‌کنند. در طرف مقابل، صنایع تولید نان با توجه به دریافت یارانه‌های مختلف در مقابل بهره‌مندی از آزادی در قیمت فروش مارک آپ بالایی دارند.

مقایسه رفتار انحصاری در صنایع غذایی با کل صنایع دلالت بر آن دارد که ۸۷ درصد صنایع کشور رفتاری انحصاری داشته‌اند در حالی که این رقم در صنایع غذایی کمتر و ۷۳ درصد است. به عبارت دیگر رفتار انحصاری در صنایع غذایی کمتر است.

برآورد قدرت بازاری و ..... ..

جدول ۴. گروه‌بندی صنایع غذایی بر حسب مارک‌آپ و درصد فراوانی بر حسب کدهای

چهاررقمی ISIC		
درصد فراوانی	تعداد رشته فعالیت (صنعت)	مارک‌آپ (نسبت قیمت به هزینه نهایی)
۲۷	۶	تا ۱۰ درصد
۲۷	۶	۱۰ تا ۲۰ درصد
۱۴	۳	۲۰ تا ۳۰ درصد
۳۲	۷	بیش از ۳۰ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه شد، درصد بالایی از صنایع، متوسط مارک‌آپ بالایی دارند که می‌تواند منشأ تخصیص نامناسب منابع در کل کشور شود. اما چنان که بحث شد، علاوه بر متوسط مارک‌آپ، توزیع نابرابر مارک‌آپ نیز زمینه‌ای برای تخصیص نامناسب منابع است. از این رو یکی دیگر از اهداف مقاله شناسایی جایگاه صنایع غذایی از نظر نابرابری توزیع مارک‌آپ است. برای این منظور پس از برآورد مارک‌آپ رشته فعالیت‌های صنعتی در سطح کدهای چهاررقمی آیسیک، ۲۳ سری شامل مارک‌آپ صنایع مختلف در سطح کدهای دورقمی آیسیک تشکیل و ضریب جینی برای هر سری محاسبه شد. خلاصه‌ای از نتایج در جدول ۵ درج شده است. این نتایج دلالت بر آن دارد که پراکندگی مارک‌آپ در صنایع «دباغی و عمل‌آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین و یراق و تولید کفش» نسبت به سایر صنایع کمتر و برای صنعت «بازیافت» از همه بیشتر است. رتبه صنایع غذایی از نظر پراکندگی قدرت بازار در بین ۲۳ فعالیت در سطح کدهای ۲ رقمی، دوازدهم می‌باشد. این نشان می‌دهد که صنایع غذایی تقریباً در میانه قرار دارد لذا می‌توان گفت تخصیص منابع در این صنعت از پراکندگی مارک‌آپ خیلی رنج نمی‌برد.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و ششم، شماره ۱۰۲

جدول ۵. متوسط مارک آپ و ضریب نابرابری آن در صنایع غذایی و برخی از صنایع در

سطح کدهای دو رقمی ISIC

رتبه	ضریب	میانگین	تعداد	کد	شرح
نابرابری	جینی	مارک آپ	مشاهده	دورقمی	
۱	۰/۰۴۶۰	۰/۲۱	۵۷	۱۹	دباغی و عمل آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین و یراق و تولید کفش
۲	۰/۰۵۴۰	۰/۲۱	۱۹	۳۰	تولید ماشین آلات اداری و حسابگر و محاسباتی
۳	۰/۰۵۷۰	۰/۲۱	۵۷	۳۴	تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر
۴	۰/۰۶۶۰	۰/۲۱	۵۷	۲۵	تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی
۵	۰/۰۶۸۰	۰/۲۱	۳۰	۱۸	تولید پوشاک - عمل آوردن و رنگ کردن پوست خزدار
۱۲	۰/۱۰۹۰	۰/۲۱	۴۱۸	۱۵	صنایع مواد غذایی و آشامیدنی
۱۳	۰/۱۱۸۰	۰/۸۱	۱۹	۱۶	تولید محصولات از توتون و تنباکو - سیگار
۱۴	۰/۱۱۹۰	۰/۵۱	۹۵	۲۰	تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه - غیر از مبلمان - ساخت کالا از نی و مواد حصیری
۲۰	۰/۲۲۷۰	۰/۷۱	۱۷۱	۲۴	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی
۲۱	۰/۲۲۷۰	۰/۱۲	۱۹۰	۲۶	تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی
۲۲	۰/۲۳۷۰	۰/۵۱	۳۸	۲۳	صنایع تولید زغال کک - پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای
۲۳	۰/۵۰۸۰	۰/۴۲	۲۵	۳۷	بازیافت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

قدرت انحصاری توانایی یک یا گروهی از بنگاه‌ها در قیمت‌گذاری بالاتر از هزینه نهایی است که یک منبع بالقوه اخلال در بازار رقابت کامل و شکست بازارهاست. پراکندگی



برآورد قدرت بازاری و ... ..

قدرت انحصاری صنایع (درون و بین صنایع) نیز می‌تواند عاملی برای بروز اختلال در بازارهای صنایع باشد و موجب انحراف در تخصیص بهینه عوامل تولید کمیاب گردد. از این رو مقاله حاضر به دنبال تعیین و ارزیابی قدرت انحصاری درون و بین صنایع غذایی و پراکندگی مارک‌آپ در این صنعت بود. نتایج پژوهش نشان داد ۸۷ درصد صنایع (در سطح آیسیک ۴ رقم) قدرت بازاری و رفتاری انحصاری دارند و بازدهی کاهنده به مقیاس در آن صنایع حاکم است. این نتایج با نتایج مطالعات انجام شده مرتبط با وجود ساختار انحصاری در صنایع کشور سازگار است. اندک تفاوت در نتایج مطالعه خداداد کاشی و همکاران (۱۳)، (برآورد ۹۴ درصد صنایع با قدرت انحصاری) و مطالعه پژوهیان و همکاران (۱۸)، (برآورد ۵۰ درصد صنایع با قدرت انحصاری)، ریشه در روش برآورد، دوره زمانی مطالعه، داده‌های مورد استفاده و صنایع مورد مطالعه منتخب بر مبنای سطوح آیسیک مختلف دارد.

نتایج تحقیق مرتبط با صنایع غذایی حکایت از آن دارد که میانگین مارک‌آپ صنایع غذایی، رتبه پنجم در بین ۲۳ صنعت در سطح آیسیک دو رقمی دارد، در حالی که از نظر پراکندگی و نابرابری توزیع قدرت بازار، رتبه دوازدهم را در بین صنایع دارد. نتایج مطالعه درون صنعت غذا و رشته فعالیت‌های صنایع غذایی دلالت بر آن دارد که صنایع تولید نان و نوشیدنی‌ها، بالاترین مارک‌آپ قیمتی و صنایع تولید آرد غلات و کشتار دام و طیور پایین‌ترین حاشیه سود را دارند به طوری که حتی قیمت کفاف هزینه نهایی تولید را نمی‌کند. این وضعیت کمابیش با ساختار صنایع غذایی کشور هم مطابقت دارد. لذا اتخاذ سیاست‌هایی به منظور تغییر ساختار بازارهای صنایع غذایی و تحول بازارهای انحصاری به بازارهای رقابتی و بهبود کلی بهره‌وری و کارآمدی نهاد بازار از طریق تخصیص بهینه منابع ضروری است. بنابراین با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش مشخص گردید علی‌رغم وجود قوانین و مقررات مختلف در خصوص بهبود رقابت مانند اسناد بالادستی و برنامه‌های توسعه کشور در خصوص افزایش رقابت فعالیت‌های اقتصادی جهت دست یافتن ایران به جایگاه نخست در سطح منطقه آسیای جنوب غربی توفیق چندانی حاصل نشده است. لذا استفاده از ظرفیت‌های خالی ایجاد شده در

برخی از صنایع مانند تولید آرد، از طریق آزادسازی صادرات محصولات - به شرط نبود یارانه مواد اولیه- مفید خواهد بود. همچنین در خصوص صنایع کشتار دام و طیور این سیاست راهگشاست. به منظور افزایش رقابت در سایر صنایع یکی از راهکارها کاهش و منطقی نمودن تعرفه‌های وارداتی با هدف بهبود رقابت در تجارت این محصولات است. با توجه به اینکه سیاست‌های تعرفه‌ای مانند تیغه دو لبه است لذا تاکید می‌گردد که سیاست کاهش تعرفه باید به صورت زمان بندی شده اجرا گردد.

#### منابع

1. Aguirregabiria, V. (2012). Empirical industrial organization: models, methods, and applications. University of Toronto.
2. Berlemann and Wesselhoft. (2014). Estimating aggregate capital stocks using the perpetual inventory method. Available at [http://www.review-of-economics.com/download/Berlemann\\_Wesselhoft\\_2014.pdf](http://www.review-of-economics.com/download/Berlemann_Wesselhoft_2014.pdf). (retrieved at 31 May 2016).
3. Borg, M. (2009). Measuring market competition in the EU: the mark-up approach. *Bank of Valletta Review*, 39: 20-31.
4. Bresnahan, T. F. (1989). Empirical studies of industries with market power. *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 2:1011-1057.
5. Chamberlin, E.H. (1933). The theory of monopolistic competition. Mass: Harvard University Press.
6. Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J. and Battese, G. E. (2005). An introduction to efficiency and productivity analysis 2nd ed. New York, NY: United States Springer.

برآورد قدرت بازاری و ..... ..

7. De Loecker, J. and Warzynski, F. (2012). Markups and firm-level export status. *American Economic Review*, 102: 2437–2471.
8. Epifani, P. and Gancia, G. (2011). Trade, markup heterogeneity and misallocations. *Journal of International Economics*, 83(1) :1–13.
9. Griffin, R.G., Montgomery, J.M. and Riste E. M. (1987). Selecting functional form in production function analysis. *Western Journal of Agricultural Economics*, 12: 216-227.
10. Hall, R. E. (1986). Market structures and macroeconomic fluctuations. Working Papers on Economic, Activity, 285–322.
11. Iwata, G. (1974). Measurement of conjectural variations in oligopoly. *Econometrica*, 42(5): 947-966.
12. Kelette, T. J. (1999). Market power, scale economies and productivity: estimates from a panel of establishment Data. *Journal of Industrial Economics*, 47(4): 451–76.
13. Khodadad Kashi, F., Shahiki Tash., M.N. and Nooraniazad, S. (2015). Monopoly power in industry and evaluation of its effect on Iran's economic growth: application of endogenous markup approach. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 5(19): 95-114. (Persian)
14. Khodadad-Kashi, F., Ahmadian, M., Shayegani, B. and Jani, S. (2012). The influence of protectionism and trade liberalization policies in industries performance, emphasizing on their competitiveness: case study of Iran's industries. *Journal of Planning and Budgeting*, 17(1): 91-108. (Persian)
15. Kumar, P. (2004). Technical efficiency, ownership, and reforms: an econometric study of Indian banking industry. *Indian Economic Review*, New

Series, Vol. 39, No. 1, Productivity and Efficiency (January-June 2004):261-294.

16. Lerner, A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies*, 1:157-175.

17. Lu, Y. and Yu, L. (2015). Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession. *American Economic Journal, Applied Economics*, 7(4): 221-53.

18. Pajoyan, J., Khodadad Kashi, F. and Shahiki Tash, M.N. (2011). Assess the gap between price and marginal cost in the industry of Iran (cournot approach). *Quarterly of Journal Quantitative Economics*, 8(2): 95-121. (Persian)

19. Perloff, J. M., Karp, L.S. and Golan, A. (2007). Estimating market power and strategies. New York, NY: Cambridge University Press.

20. Robinson, J. (1933). The economics of imperfect competition. London: Macmillan.

21. Roeger, W. (1995). Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity measures? estimates for U.S. manufacturing. *Journal of Political Economy*, 103 (2): 316-30.

22. Schmalensee, R. (1989). Inter-Industry studies of structure and performance. Handbook of Industrial Organization, Volume 2, Amsterdam, North-Holland: 951-1009.

23. Schmalensee, R. (2012). On a level with dentists? reflections on the evolution of industrial organization. *Review of Industrial Organization*, 41: 157-79.

برآورد قدرت بازاری و ..... ..

24. Shahiki Tash, M. N. and Atbaei, F. (2012). Impact of foreign competition on intensity of competition and mark-up in Iranian industrial markets. *Journal of Applied Economics Studies*, 1(3): 27-55. (Persian)
25. Shahiki Tash, M.N., Rezaei, E. and Korani, A. (2014). Investigating the effect of imports on profit margins In Iran's manufacturing industries. *Journal of Economic Policy*, 6(12): 1-23. (Persian)
26. Sumner, D. (1981). Measurement of monopoly behavior: an application to the cigarette industry. *Journal of Political Economy*, 89(5):1010-1019.
27. Survey on Manufacturing Establishments with 10 and More Workers, (1995 to 2013). Statistical Centre of Iran (Persian)