Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۶
سال بیست و ششم، تابستان ۱۳۹۷، صفحه ۳۷-۷

تحلیل پویای درجه ائتلاف و اعتبارسنجی نظریه تبانی و ساختار کارا در صنعت محصولات شیمیایی ایران

سمانه نورانی آزاد
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
noraniazad@pnu.ac. ir
فرهاد خداداد کاشی
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
khodadad@pnu. ac. ir

هدف محوری این مطالعه اندازه‌گیری درجه تبانی و بررسی اثرات آن بر سودآوری و تمرکز در صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی ایران است. بدین منظور از داده‌های نه زیربخش فعال کد چهاررقمی (ISIC) این صنعت در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۵ استفاده شده است. در این تحقیق ضمن اندازه‌گیری درجه تبانی با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دو مرحله‌ای (SYS-GMM) اثرات متقابل همکاری و ائتلاف بین بنگاه‌ها با سودآوری و تمرکز مورد تحلیل قرار می‌گیرد. نتایج پژوهش با استناد به متوسط ضریب تبانی نشان می‌دهد که بنگاه‌ها در خصوص قیمت و مقدار به همکاری با یکدیگر می‌پردازند. با افزایش تمرکز علاوه بر آن‌که میزان تبانی و ائتلاف بین بنگاه‌ها افزایش می‌یابد رابطه غیرخطی بین تمرکز و تبانی نیز تأیید می‌شود. از سوی‌دیگر، هرچند نتایج این مطالعه گویای اثرات مثبت همکاری، تمرکز و کارایی بر سودآوری است، اما در این میان، تمرکز و تبانی نقش مؤثر و برجسته‌تری دارند. همچنین نتایج بررسی آزمون علیت گرنجری دمیترسکیو- هارلین نیز مؤید آن است که در صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی عملکرد بازار هم متأثر از ساختار بازار (تمرکز) و تبانی (رفتار) بوده و هم از کارایی هزینه‌ای نشات گرفته است؛ بنابراین در این صنعت هر دو فرضیه تبانی و ساختار کارایی هزینه تأیید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: L10، L22، L25، L65
واژگان کلیدی: ائتلاف وهمکاری، توافق، سودآوری، تمرکز، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی **(SYS-GMM)**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۳/۱۰

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

۱. مقدمه

صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی یکی از زیربخش‌های صنعتی ایران و از جمله صنایع مطرح در چند دهه اخیر می‌باشد. این صنعت از طریق تبدیل مواد خام اولیه به محصولات صنعتی طیف وسیع و متنوعی از کالاهای ضروری مورد نیاز جامعه و دیگر صنایع را تأمین نموده و به‌عنوان واحدهای بالادستی و واسطه‌ای سایر صنایع شناخته می‌شود. از طرفی توجه خاص کشورها به این صنعت موجب رونق و فراگیری آن در جهان گردیده است. به‌طوری‌که در حال حاضر صنایع شیمیائی بعد از صنایع غذائی و خودروسازی سومین صنعت بزرگ جهان محسوب می‌شوند.

یکی از مهم‌ترین ویژگی این صنعت ارزش افزوده بسیار بالای آن است بدین معنی که با تغییرات در مواد خام اولیه ارزش محصول به میزان ۱۰ تا ۱۵ درصد افزایش می‌یابد. از ویژگی‌های دیگر این صنعت، تنوع محصولات و تأمین مواد اولیه صنایع پایین دستی آن می‌باشد که از نظر اشتغال‌زایی و کسب درآمدهای ارزی و قطع وابستگی نقش بسیار مؤثری را در اقتصاد کشور دارد. بررسی‌های انجام شده، روند افزایشی تولیدات با متوسط نرخ رشد ۲۶/۰۶درصدی تولیدات طی دهه گذشته را نشان می‌دهد. همچنین نسبت ارزش تولیدات این صنعت به کل صنایع به طور متوسط به ۱۵/۰۸ درصد می‌رسد (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). از طرفی مطالعات انجام شده در بخش صنعت ایران مؤید آن است که این صنعت با متوسط شاخص لرنر و مارک‌آپ ۰/۲ و ۱/۲۵ شامل ۹ فعالیت و ۱۵۶۹ محصول در شرایط دور از رقابت فعالیت می‌کند (شهیکی‌تاش، ۱۳۹۲). در این صنعت، تنها چهار بازیگر فعال بیش از ۶۰ درصد سهم بازاری را با مقدار متوسط شاخص تمرکز[1] CR4=۶۰/۱ در اختیار دارند. از سوی دیگر شاخص متوسط شدت مانع ورود[2] با مقادیر عددی CDR= ۰/۲۱ می‌تواند بیانگر نسبتاً مرتفع بودن مانع ورود در مقابل تازه‌واردین باشد. در مجموع مشاهده می‌شود که این صنعت به لحاظ شاخص‌های لرنر، تمرکز و شدت مانع ورود همه

1. Concentration Index
2. Cost Disadvantage

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

شرایط بازار رقابت کامل مانند تعداد زیاد تولیدکنندگان و عدم تمرکز صنعت را تأمین نمی‌کند؛ بنابراین در عمل رقابت کامل نیست. اما به دلیل آنکه شاخص‌های مذکور رفتار و عملکرد بازار وجهت علیت را به خوبی توضیح نمی‌دهند تحقیق حاضر درصدد است به اندازه‌گیری درجه تبانی در قالب الگوی انحصار چند جانبه پرداخته و سپس اثرات متقابل آن بر سودآوری و تمرکز را بررسی نماید؛ تا در واقع به این سوال پاسخ دهد که در این صنعت وجود قدرت بازاری ناشی از ائتلاف و تبانی بین بنگاه‌ها است یا از کانال دیگر نشات می‌گیرد؟ ازاین‌رو این مطالعه از رویکرد داده‌های تابلویی و کد چهاررقمی ISIC مرکز آمار ایران در زیر بخش‌های تولید مواد و محصولات شیمیایی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۵ جهت تخمین و برآورد استفاده می‌کند. در ادامه مقاله به صورتی سازماندهی شده است که پس از ارائه‌ی مقدمه، در بخش دوم خلاصه‌ای از ادبیات و مبانی نظری بحث مطرح می‌شود، در بخش سوم پیشینه تحقیق به‌طور اجمالی مرور می‌گردد. سپس در بخش چهارم به معرفی مدل وتجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته می‌شود. در نهایت در بخش پایانی جمع‌بندی نتایج و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات و مبانی نظری تحقیق

آنچه از مطالعه ادبیات ارزیابی قدرت بازاری مشخص می‌شود آن است که از همان دوران اولیه شکل‌گیری این مطالعات، هرچند اقتصاددانان و صاحب‌نظران در خصوص بروز قدرت بازاری با یکدیگر اتفاق‌نظر دارند اما در مورد چرایی رابطه مثبت تمرکز و سودآوری با یکدیگر اختلاف‌نظر داشته و همین اختلاف‌نظر امکان مرزبندی بین مکاتب مختلف را فراهم نموده است. به‌طوری‌که در مکتب ساختارگرایی[1] که مربوط به جریان اصلی مطالعات اقتصادصنعتی است رابطه مثبت تمرکز و سودآوری را ناشی از همکاری و ائتلاف بین بنگاه‌ها می‌دانند. در این نظریه فرض برآن است که هرچه بازار متمرکزتر باشد امکان ظهور ائتلاف و همکاری بین بنگاه‌های بزرگ بیشتر شده و میزان رقابت کاهش می‌یابد. از این‌رو بازیگران فعال در بازار سود فراتر از حد نرمال به‌دست می‌آورند. در واقع در این نظریه جهت علیت، یک طرفه از تمرکز به رفتار و سودآوری

1. Structuralism

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

است. در حالی‌که مکتب شیکاگو[1] به نمایندگی دمستز[2] با گسترش فرضیه ساختار کارا[3] علت این رابطه مثبت را به کارایی برتر بنگاه‌ها منتسب می‌کند و بر این امر تاکید دارد که بنگاه‌های با کارایی برتر به‌دلیل ارائه کالا و خدمات با کیفیت بالا و هزینه تولید پایین‌تر، قیمت پایین‌تری را مطالبه نموده و بر بازار مسلط می‌شوند. بنابراین در نهایت، به خاطر استقبال مشتریان، سهم بازاری بنگاه‌های کارا افزایش یافته و بازار متمرکز می‌گردد. در واقع، در این دیدگاه ساختار بازار (تمرکز) براساس عملکرد بازار (سودآوری) شکل می‌گیرد (سیم بنگاوی، گرینسرگ و گوتینرو[4]، ۲۰۱۵). در کنار این دو دیدگاه غالب، نظرات متفاوت دیگری نیز درخصوص روابط متقابل تمرکز و سودآوری وجود دارد. به‌طوری‌که شفارد[5] در فرضیه نسبی بازار[6] (RMP) بیان می‌کند که بنگاه‌های با سهم بازاری بیشتر و محصولات متمایزتر می‌توانند از این سهم بازاری بهره‌برداری نموده و سود بالاتری را به‌دست آورند (شفارد، ۱۹۸۶). گروهی دیگر از اقتصاددانان نیز در مطالعه خود وجود صرفه‌های مقیاس[7]، موانع ورود، تفاوت هزینه نهایی و ادغام بنگاه‌ها[8] را دلیلی برای رابطه مثبت بین تمرکز و سودآوری قلمداد نمودند. از سوی دیگر، برگر در فرضیه زندگی خاموش[9] که براساس تئوری هیکس شکل گرفته است این عقیده را ترویج می‌دهد که در بازارهای متمرکز هرچند بنگاه‌ها می‌توانند با همکاری و ائتلاف، قیمت را فراتر از سطح رقابتی قرار دهند و سود اقتصادی کسب کنند؛ ولی به‌دلیل آن‌که با کاهش فشارهای رقابتی، مدیران کمتر به دنبال تولید کارا هستند، کارایی کاهش می‌یابد. در واقع، در این دیدگاه قدرت بازاری این اجازه را به مدیران می‌دهد تا اهدافی غیر از سود مانند رشد بنگاه و افزایش دستمزد کارگران را دنبال کنند یا منابع داخلی را در جهت حفظ قدرت بازاری صرف نمایند؛ بنابراین قدرت بازاری می‌تواند

1. Chicago. U.C.L.A School
2. Demsetz
3. Efficiency Structure Hypothesis
4. Simbanegavi and Greenberg and Gwatidzo
5. Shepard
6. Relative Market Power Hypothesis
7. Economies of Scale
8. Merge
9. Quiet Life

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

منجر به کاهش کارایی گردد (برگر و حنان[1]، ۱۹۹۸). همچنین در تئوری دیگری که بر پایه فرضیه تبانی است و در اردوگاه فکری رفتارگرایی[2] شکل گرفته است، رفتار بنگاه‌ها را عامل مؤثر در شکل‌گیری بازار می‌داند. در واقع در این دیدگاه بنگاه‌ها بر این قضیه واقفند که اگر بتوانند بر سر قیمت و مقدار به توافق برسند، می‌توانند با محدود کردن محصول تا سطح انحصاری سود مشترکشان را افزایش دهند. حال اگر بنگاه‌ها به توافق و همکاری نرسند و در این میان قدرت یا نهادی برای تثبیت قیمت و مقدار وجود نداشته باشد برخی بنگاه‌ها ممکن است برای از میدان به در کردن طرف مقابل عرضه خود را افزایش یا قیمت را کاهش دهند در نتیجه جنگ قیمتی به وقوع می‌پیوندد و عملکرد کاملاً رقابتی در بازار محقق می‌شود.

در این راستا، برخی از اقتصاددانان و پژوهشگران جهت تبیین دقیق‌تر رابطه تمرکز و سودآوری تلاش نمودند تا با بهره‌گیری از مدل‌های تئوریکی مبتنی بر مبانی اقتصاد خرد و مسأله بهینه‌یابی در بازارهای انحصار چندجانبه، عنصر همکاری و ائتلاف را در مدل وارد نمایند. به‌طوری‌که کالینگ و واترسون[3](۱۹۷۶) از پیشروان این مطالعات قدرت انحصاری را به‌گونه طراحی نمودند که n بنگاه در بازار کالای همگنی را تولید می‌کنند و نسبت به تصمیم سایر رقبا عکس‌العمل نشان می‌دهند. به‌عبارتی در مدل آن‌ها عملکرد بازار ضمن آن‌که از ساختار بازار متأثر است به نوع رفتار بنگاه‌ها نیز حساس می‌باشد. بنابراین قدرت بازاری صنعت در بازار انحصار چندجانبه با انجام عملیاتی به متغیرهایی از قبیل تمرکز، تغییرات حدسی و کشش تقاضای بازار به‌صورت زیر مرتبط می‌شود.

$$\frac{\pi}{R} = \frac{H(1+\mu)}{\eta} \qquad (۱)$$

در رابط فوق، $\frac{\pi}{R}$ نسبت سود به درآمد فروش، η کشش تقاضای بازار، H شاخص تمرکز و μ شاخص رفتاری بازار و معرف تغییرات حدسی است. کلارک و دیویس[4] (۱۹۸۳) با الهام از مدل

1. Berger and Hannan
2. Behaviouralism
3. Cowling and Waterson
4. Clarke and Davies

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

کولینگ و واترسون و در تکمیل اثر آنها مقوله همکاری و ائتلاف را به‌عنوان یک متغیر اثر گذار بر عملکرد بنگاه‌ها و صنعت را به گونه‌ای در مدل لحاظ نمودند که بتواند رفتار بنگاه‌ها در شرایط کورنویی و ائتلاف و همکاری را پوشش دهد. بنابراین آنها قدرت انحصاری صنعت را به‌صورت زیر استخراج نمودند.

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

به‌طوری‌که θ پارامتر همکاری بوده و مقادیر بین صفر و یک را اختیار می‌کند. از طرفی مقدار صفر این پارامتر شرایط کورنویی و مقدار یک همکاری و ائتلاف کامل بین بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. به اعتقاد آن‌ها در شرایط کورنویی که هیچ‌گونه همکاری بین بنگاه‌ها وجود ندارد سودآوری به تمرکز صنعت مرتبط است و متناسب با سهم بازاری هر بنگاه نصیب آن‌ها می‌شود. اما با افزایش تبانی و ائتلاف در صنعت هرچند بنگاه‌های بزرگ سود بالاتری به‌دست می‌آورند ولی در بین بنگاه‌های تبانی‌گر سهم بازاری هر بنگاه کمترشده و میزان سودآوری اندکی کاهش می‌یابد. بنابراین در مجموع مشاهده می‌شود که ائتلاف و تبانی بین بنگاه‌ها، رابطه سودآوری و سهم بازاری را تضعیف می‌کند. از سوی دیگر برخی از محققان برای واقعی‌تر کردن رابطه تبانی- تمرکز و تبانی- سودآوری تلاش نمود در کنار پارامتر تبانی امکان تمایز محصول بنگاه‌های مختلف را فراهم نمایند. به‌طوری‌که کلارک، دیویس و واترسون[1] (۱۹۸۴) با درنظر گرفتن درجه تفاوت کالا و میزان ائتلاف و تبانی بین بنگاه‌ها قدرت انحصاری در صنعت را با بهره‌گیری از تابع تقاضای بنگاه $x_i=A_i+\frac{B}{P_i}-K\sum_{i\neq j}x_j$ به صورت زیر استخراج نمودند.

$$\frac{\pi}{R}=\frac{R}{B}[S_i(1-\theta K)+\theta K] \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) θ پارامتر همکاری، K درجه تفاوت کالا، S_i سهم بازاری بنگاه و R درآمد را نشان می‌دهد. در این مدل برخلاف مدل‌های قبلی بین سودآوری و سهم بازاری رابطه یک به یک وجود ندارد و با افزایش سهم بازاری لزوماً سودآوری افزایش نخواهد یافت. در این الگو پارامتر

1. Davies and waterson

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

همکاری و درجه تفاوت کالا نیز دو عنصر مؤثر بر سودآوری هستند. اما در مدل فوق درجه همکاری و ائتلاف به‌صورت ساده در نظر گرفته شده است. بنابراین، خداداد کاشی (۱۳۷۴) با معرفی یک تابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته به‌صورت $X_i = X(x_1, x_2, \ldots . x_n)$ و با درنظر گرفتن اینکه درجه تفاوت و تمایز محصول برای هر زوج بنگاه نسبت به زوج دیگر متفاوت می‌باشد قدرت انحصاری را به‌صورت زیر استخراج نمود.

$$\frac{\pi}{R} = \sum \frac{1}{e_{ii}\left[1 + \sum K_{ji} U_{ji} \frac{S_j}{S_i} + \frac{\sum_{j=1}^{n}\sum_{h=1}^{n} U_{hj} U_{hi} S_i}{S_i} \quad i \neq j, h \neq j\right]} \qquad (۴)$$

در رابطه فوق، U_{ji} حساسیت بنگاه j نسبت به تصمیم بنگاه i و K_{ji} درجه تمایز دو محصول بنگاه j, i می‌باشد.

شایان ذکر است که در اکثر مطالعات قبل از دهه ۱۹۷۰ علت بروز انحصار را تنها به ساختار و عملکرد نسبت می‌دادند که درواقع چالش اصلی این مطالعات کمبود اطلاعات آماری و عدم دسترسی به اطلاعات دقیق در مورد ساختار هزینه‌ای بنگاه و صنعت بوده است. اما از دهه ۱۹۷۰ با انتشار داده‌های رسمی از یک طرف و پیشرفت تکنیک‌های اقتصادسنجی از سوی دیگر، زمینه مطالعات گروهی از اقتصاددانان با تاکید بر جنبه‌های رفتاری و عکس‌العمل استراتژیکی بنگاه‌ها در قبال یکدیگر نیز فراهم شده است. در واقع، این مطالعات که ریشه در رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید[1] (NEIO) دارند علت بروز انحصار را به عواملی غیر از ساختار و عملکرد نسبت می‌دهند. در این رویکردها قدرت بازاری با بهره‌گیری داده‌های سطح بنگاه و صنعت با استفاده از معیار کشش تغییرات حدسی سنجیده می‌شود. در این گروه از مطالعات که از مدل‌های ایستای مقایسه‌ای و اطلاعات درآمد و هزینه برای سنجش و ارزیابی قدرت بازاری استفاده می‌شود، سودآوری متاثر از تمرکز، کارایی هزینه و ائتلاف و همکاری بین بنگاه‌ها است. در این خصوص

1. New Empirical Industrial Organization

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

برسنان و لئو[1] (۱۹۸۲) تلاش نمودند که با استفاده از معادله تقاضا و مسأله حداکثرسازی سود به طراحی الگویی بپردازند که بتواند درجه تبانی و ائتلاف بین بنگاه‌ها را اندازه‌گیری نماید. در الگویی که آنها ارائه نمودند معادله تقاضا به صورت زیر درنظر گرفته شد.

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 p + \alpha_2 Z + \alpha_3 PZ + \varepsilon \quad (۵)$$

به‌طوری‌که P قیمت، Q مقدار تقاضا، Z بردار متغیر برون‌زای جابجا کننده تقاضا و α پارامتر تخمینی در معادله تقاضا است. از طرفی آنها با توجه به تابع سود بنگاه شاخص i، شرط مرتبه اول حداکثرسازی سود را به صورت زیر به‌دست آوردند.

$$\pi_i = p(Q,Z)q_i - c_i(q_i,w) - F_i$$
$$\frac{d\pi_i}{dq_i} = p + \frac{dp}{dQ}\frac{dQ}{dq_i}q_i - \acute{c}(q_i,w) = 0 \quad (۶)$$

همچنین با عنایت به رابطه $q_i = \frac{Q_i}{n}$ و $\lambda = \frac{dQ}{dq_i} = \left(1 + \frac{\partial Q_{-1i}}{\partial q_i}\right)$ با جمع زدن شرط مرتبه اول حداکثرسازی سود برای n بنگاه معادله بهینگی زیر را از برابری درآمد نهایی و هزینه نهایی استخراج نمودند.

$$p + \lambda \acute{f}(Q,Z;\alpha)Q_i = \acute{c}(Q_i,w;\beta) \quad (۷)$$

به‌طوری‌که $p + \lambda \acute{f}(Q,Z;\alpha)Q_i$ بیانگر درآمد نهایی موثر[2]، $\acute{c}(q_i,w;\beta)$ هزینه نهایی و λ پارامتر رفتاری (شاخص سنجش قدرت بازاری) و در واقع بیانگر واکنش بنگاه‌های رقیب نسبت به تغییر ستاده بنگاه شاخص است. برسنان از پارامتر رفتاری[3] λ استفاده نمود تا طیف وسیعی از ساختار بازار را پوشش دهد. در واقع وی بیان نمود که اگر $\lambda = 0$ باشد درآمد نهایی برابر قیمت بوده و ساختار بازار رقابتی است؛ اگر $\lambda = 1$ درآمد نهایی برابر درآمد نهایی انحصارگر می‌شود و ساختار بازار انحصاری است. همچنین در شرایطی که λ بین صفر و یک باشد، درجه قدرت بازاری عددی بین انحصار و رقابت است؛ البته درصورتی‌که n بنگاه بازار شبیه هم باشند آنگاه در

1. Bresnehan and Lau
2. Effective or Perceived Marginal Revenue
3. Conduct Parameter

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

تعادل کورنو- ناش[1] $\lambda = 1/n$ خواهد بود (برسنان[2]، ۱۹۸۹). ذکر این نکته ضروری است که پارامتر رفتاری الگوی برسنان و لئو به‌صورت ایستا بوده و پویایی بازار در آن درنظر گرفته نشده است؛ در این خصوص استین و سالوانس[3] (۱۹۹۹) بیان نمودند که به‌دلیل پویایی ذاتی بازار و اینکه پویایی قیمت و مقدار بر ساختار بازار و درجه رقابت اثر می‌گذارد لازم است مدل برسنان و لئو به‌گونه‌ای تعدیل گردد که پویایی بازار درآن گنجانده شود. از این‌رو به‌منظور رفع مشکل عدم پویایی مدل برسنان و لئو، آنها از مدل خودرگرسیون با وقفه توضیح گسترده[4] (ARDL) استفاده نموده و معادلات تقاضا و بهینگی را به فرم تبعی زیر در نظر گرفتند.

$$\begin{aligned}\Delta Q_{\mathrm{t}} &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i}\Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{p,i}\Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{z,i}\Delta z_{t-i} \\ &\quad + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{pz,i}\Delta pz_{t-i} + \gamma^{*}\big[Q_{t-k} - \theta_p p_{t-k} + \theta_z Z_{t-k} \\ &\quad + \theta_{pz} pz_{t-k}\big] + \varepsilon_t \\ \Delta p_{\mathrm{t}} &= \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{p,i}\Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i}\Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{w,i}\Delta w_{t-i} \\ &\quad + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q^{*} + \psi^{*}\big[p_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} + \xi_w w_{t-k} \\ &\quad - \Lambda Q^{*}_{t-k}\big] + \eta_t\end{aligned} \qquad (۸)$$

به‌طوری‌که در رابطه (۸) ψ^{*}و γ^{*} بیانگر سرعت تعدیل معادلات تقاضا و بهینگی به سمت تعادل بلندمدت و عبارت داخل کروشه اثر بلندمدت متغیرها را بر p و Q نشان می‌دهند. گروهی از پژوهشگران نیز به‌منظور بررسی پویایی درجه تبانی و ائتلاف، کشش تغییرات حدسی را به‌صورت تابعی از متغیرهای برون‌زا از قبیل تمرکز، متوسط ظرفیت تولید، قیمت عوامل تولید و ارتباط چند بنگاهی بازار درنظر گرفتند (دیکسون[5]، ۱۹۸۱؛ اپلبام[6]، ۱۹۸۲؛ روزنبام[7]، ۱۹۹۴ و می‌و سان[8]،

1. Cournot – Nash Equalibrum
2. Bresnahan
3. Steen and Salvance
4. Autoregressive distributed lag model
5. Dickson
6. Appelbum
7. Rosenbaum
8. Mei and Sun

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

۲۰۰۸). البته این ویژگی امکان محاسبه درجه تبانی متغیر در طی زمان و بین مقاطع را فراهم می‌آورد. از طرفی دلیس، استیکوراس و وارلاگوس[1] (۲۰۰۸) به‌دلیل آنکه شناسایی پویای درجه ائتلاف و همکاری نیازمند برآورد همزمان معادلات تقاضا و بهینگی است، استفاده از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای را پیشنهاد نمودند؛ زیرا این روش علاوه بر سنجش پویایی مدل امکان تخمین ضرایب بدون تورشی از معادلات تقاضا و بهینگی را نیز فراهم می‌آورد.

۳. پیشینه تحقیق

با توجه به اهمیت موضوع، مطالعات گسترده‌ای در خصوص میزان ائتلاف و همکاری و کانال‌های مختلف اثرگذاری بر عملکرد و سودآوری در صنایع مختلف صورت گرفته است. از مهم‌ترین مطالعات می‌توان به ایواتا[2] (۱۹۷۴)، اپلبام (۱۹۸۲)، برسنان (۱۹۸۹)، آزام[3] (۱۹۹۷)، لوپز و آزام[4] (۲۰۰۲) و فوفانا[5] (۲۰۰۷) اشاره نمود.

باسانت و میشرا[6] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به اندازه‌گیری قدرت بازاری و بررسی سیاست‌های رقابتی، ادغام عمودی و ساختار بازار در صنایع تولیدی هند پرداختند. بدین منظور جهت بررسی پویایی مدل آنها از داده‌های ماهانه ۴۹ صنعت تولیدی طی سال‌های ۴-۲۰۰۳ تا ۱۱-۲۰۱۰ و تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده نمودند. آنها در مطالعه خود دریافتند که صنایع تولیدی در کشور هند دارای قدرت بازاری بوده ولی ادغام عمودی تأثیر قابل توجهی در متوسط قدرت بازاری نداشته و در حالی‌که تأثیر شدت فروش بر قدرت بازاری مثبت و معنی‌دار است اثر شدت فناوری و اندازه بازار منفی بوده است. همچنین در این مطالعه متغیرهای ادغام عمودی، تمرکز، شدت سرمایه و نسبت صادرات به واردات تأثیر معنی‌داری بر قدرت بازاری نداشتند.

1. Delis and Staikouras and Varlagas
2. Iwata
3. Azzam
4. Lopez and Azzam
5. Fofana
6. Basant and Mishra

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

موازو و همکاران[1] (۲۰۱۶) با بهره‌گیری از رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید و مدل برسنان-لئو ایستا به اندازه‌گیری قدرت بازاری درصنعت تولید طیور مالزی طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداختند. آنها در مطالعه خود دریافتند که کشش تقاضا برای گوشت مرغ بی‌کشش بوده و با مقدار برابر ۰/۱۲۴- بیانگر عدم حساسیت مصرف‌کننده نسبت به تغییرات قیمت می‌باشد. از طرفی ضریب کشش تغییرات حدسی طی سه دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۸۰ ، ۲۰۰۴-۱۹۹۱ و ۲۰۱۰-۲۰۰۵ به ترتیب برابر ۰/۶۷۴، ۰/۵۵۴ و ۰/۵۷۹ بوده است بنابراین ملاحظه می‌شود که شرایط رقابت ناقص بر بازار حاکم بوده و دامپروران به تبانی و ائتلاف با یکدیگر می‌پردازند.

اینبای و چانجین[2] (۲۰۱۶) در مطالعه خود با بهره‌گیری از رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید به اندازه‌گیری قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنعت تولید و بسته‌بندی گوشت گاو در آمریکا طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۸ پرداختند. آنها برای بررسی پویایی درجه تبانی و قدرت بازاری از روش گشتاور تعمیم یافته سیستمی (SYS-GMM) استفاده نمودند. نتایج پژوهش بیانگر آن است رفتار انحصاری چند جانبه خرید و فروش در صنعت تولید و بسته‌بندی گوشت آمریکا حاکم است. از طرفی کشش تغییرات حدسی طی زمان ثابت نبوده و با شاخص تمرکز تغییر می‌کند و میزان کشش تغییرات حدسی پویا با مقدار ۰/۸۹۷۹ نسبت به کشش تغییرات حدسی ایستا با مقدار ۰/۰۱۹۳ بیشتر است. همچنین اثر کارایی هزینه بر قدرت بازاری غلبه دارد.

ادت[3] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی اعتبار سنجی نظریه تبانی در صنایع تولید محصولات کشاورزی کشور نیجریه طی سال‌های ۲۰۱۰- ۲۰۰۰ می‌پردازد. وی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و آزمون علیت گرنجری به بررسی اثر متغیرهای ساختار و رفتار بر عملکرد بنگاه‌های فعال در این صنعت پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که کارایی هزینه، سهم بازاری بنگاه‌ها و نست سرمایه به نیروی‌کار تعیین‌کننده اصلی سودآوری در این صنعت است. همچنین تعداد و اندازه بنگاه‌ها با وجود علامت مثبت از نظر آماری اثر معنی‌داری بر سودآوری

1. Muazu and et.al
2. Inbae and Chanjin
3. Edet

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

ندارند. علاوه بر این آزمون علیت گرنجری بیانگر آن است که رفتار بنگاه‌ها در این صنعت فرضیه قدرت بازاری نسبی و کارایی هزینه را تأیید می‌کند اما فرضیه ساختار – رفتار – عملکرد را تأیید نمی‌کند.

گیاچتی و داگنینو[1] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای به تحلیل رابطه سطوح مختلف شدت رقابت و طول خط تولید و بررسی دو فرضیه رقیب قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنعت تولید موبایل ایتالیا پرداختند. آنها از اطلاعات ۳۵۲۷ مدل گوشی معرفی شده توسط ۶۶ فروشنده تلفن همراه طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۴ و تکنیک داده‌ای پنل با اثرات ثابت جهت تخمین و برآورد استفاده نمودند. نتایج مطالعه آنها از یک طرف رابطه معکوس بین شدت رقابت و طول خط تولید و از سوی دیگر ناکارایی و عدم صرفه‌های مقیاس را نشان می‌دهد.

کامبوکار، باردسین و لین[2] (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با تعمیم مدل اقتصاد صنعتی جدید و رویکرد مرز تصادفی به اندازه‌گیری قدرت بازاری در صنایع چوب‌بری و الوارسازی کشور نروژ طی سال‌های ۱۹۹۱- ۱۹۷۴ می‌پردازند. آنها در مطالعه خود دریافتند که قدرت انحصاری در این صنعت وجود دارد. همچنین بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده است و تغییرات تکنولوژیکی با اثر مثبت و معنی‌دار خود بازدهی نسبت به مقیاس را کاهش می‌دهد.

جی و چانگ[3] (۲۰۱۰) در مقاله خود به اندازه‌گیری قدرت انحصار چندجانبه خرید و فروش و کارایی هزینه در صنعت تولید و بسته‌بندی گوشت گاو آمریکا می‌پردازند. آنها جهت بررسی پویایی درجه تبانی در بازار انحصار چندجانبه فروش، تهیه و عرضه دام از تکنیک گشتاورهای تعمیم یافته و داده‌های ماهانه ۱۹۹۰:۱ تا ۲۰۰۶:۱۲ استفاده نمودند. نتایج مطالعه آنها دلالت بر وجود قدرت بازاری در هر دو بازار خرده فروشی و تهیه گوشت دام دارد. متوسط کشش تغییرات حدسی در وضعیت پویا با مقدار ۰/۰۴۴ بیانگر وجود رفتار غیر رقابتی در این صنعت را تأیید می‌کند. همچنین قدرت بازاری در بازار انحصار چندجانبه فروش بزرگتر بوده اما پایداری کمتری

1. Giachetti and Dagnino
2. Kumbhakar and Baardsen and Lien
3. Ji and Chung

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

نسبت به قدرت بازاری در بازار انحصار چندجانبه خرید دارد. مقایسه اثرات قدرت بازاری و کارایی هزینه نیز غالب بودن اثرات کارایی هزینه را نشان می‌دهد.

می و سان (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با بهره‌گیری از رویکرد اقتصاد صنعتی تجربی جدید به بررسی قدرت بازاری انحصار چند جانبه خرید و فروش در صنعت تولید کاغذ آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۰۳ می‌پردازند. در این مطالعه به‌منظور بررسی پویایی درجه تبانی، کشش تغییرات حدسی تابعی از تمرکز ۴ بنگاه برتر و متوسط ظرفیت کارخانه درنظر گرفته شد. آنها در مطالعه خود دریافتند که شرایط رقابت ناقص در این صنعت حاکم است. همچنین در این صنعت قدرت انحصار چندجانبه خرید به‌طور چشمگیری بیشتر از قدرت انحصار چندجانبه فروش است.

راسخی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تعیین‌کننده مزیت رقابتی در صنایع کارخانه‌ای ایران پرداخت. در این مطالعه ازداده‌های صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کد چهاررقمی ISIC طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۱ بهره‌برداری گردید. وی در مطالعه خود برای اندازه‌گیری مزیت رقابتی از روش سهم پایدار استفاده نمود و نشان داد که متغیرهای صرفه مقیاس، تمایز محصول و نقش دولت اثر مثبت و معنی‌داری در مزیت رقابتی صنایع ایران دارند. بنابراین در این مطالعه مولفه‌های ساختار بازار به‌همراه حمایت‌های منطقی دولت از عوامل مؤثر بر مزیت رقابتی صنایع کارخانه‌ای ایران شناخته شده‌اند.

خدادادکاشی و مرادی (۱۳۹۵) به ارزیابی قدرت بازاری، کارایی هزینه و کشش تغییرات حدسی و اثرات آن‌ها بر حاشیه سود در صنعت بانکداری در دوره قبل و بعد از تحریم‌های بانکی می‌پردازند. آنها در این مطالعه از داده‌های ۳۳ بانک فعال در شبکه بانکی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۰ استفاده نمودند. نتایج مطالعه آنها بیانگر آن است که شاخص قدرت بازاری پس از اعمال تحریم‌ها از ۰/۰۵ به ۰/۰۲ کاهش یافته است و رفتار مبتنی بر همکاری بین بانک‌ها نسبت به قبل از تحریم کاهش داشته است. همچنین کشش تقاضای تسهیلات در دوره قبل از تحریم برابر ۰/۸۱ بوده و پس از اعمال تحریم به‌دلیل کاهش کارایی بازارهای مالی جانشین سیستم بانکی به ۰/۱۶ رسید که نشانگر کشش ناپذیر شدن بیشتر تقاضای تسهیلات بانکی است. از طرفی پس از اعمال تحریم‌ها قدرت مطلق کارایی هزینه نظام بانکی کاهش یافته است.

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

شهیکی‌تاش و قلی‌پور بلسی و محمدزاده (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی درجه قدرت بازاری و ضریب تبانی و ائتلاف در صنایع غذایی و آشامیدنی ایران پرداختند. آنها جهت برآورد مدل از داده‌های کد ۴ رقمی ISIC طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴ بهره جستند. نتایج این مطالعه نشان داد که وضعیت غیررقابتی در این صنعت وجود دارد همچنین درجه همکاری در صنایع عمل‌آوری و حفاظت میوه، تولید قند و شکر، نانوایی و کشتار دام و طیور بسیار بالاست.

شهبازی و حسینی (۱۳۹۴) در مقاله خود با بهره‌گیری از سیستم معادلات همزمان شامل معادلات تمرکز، تبلیغات و سودآوری به بررسی روابط متقابل این عناصر در صنعت مواد شیمیایی ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۴ پرداختند. نتایج مطالعه آنها مؤید آن است که هزینه تبلیغات تأثیر چندانی بر سودآوری صنایع نداشته است و برخلاف انتظار بر تمرکز بازار تأثیر منفی داشته است. همچنین با توجه به بیشتر بودن ضریب مخارج تحقیق و توسعه نسبت به تبلیغات در معادله سود توصیه شده که در راستای منافع اجتماعی، بخشی از هزینه تبلیغات به سمت تحقیق و توسعه سوق داده شود.

خدادادکاشی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنون ارزیابی مارک‌آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از داده‌های ۱۳۱ صنعت فعال کد چهاررقمی طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴ و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با اثرات ثابت به ارزیابی درجه ائتلاف و همکاری و اثرات آن بر قیمت پرداختند. آنها در مطالعه خود دریافتند که درجه تبانی و ائتلاف در ۹۱ درصد صنایع بالاست. همچنین در شکل‌گیری انحصار در بخش صنعت ایران قدرت بازاری در مقایسه با کارایی هزینه نقش غالب و برجسته‌تری دارد.

ابراهیمی و خدادادکاشی و احمدیان (۱۳۹۳) در مطالعه خود با بهره‌گیری از رویکرد اپلبام به ارزیابی قدرت بازاری در بازارهای اتومبیل و نساجی ایران می‌پردازند. آنها از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط[1] (SURE) برای تخمین ضرایب استفاده می‌کنند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در صنعت اتومبیل قدرت بازاری بسیار بالایی وجود دارد. همچنین براساس کشش تغییرات حدسی

1. Seemingly Unrelated Regression Method

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

موقعیت انحصار چندجانبه در این صنعت وجود دارد. از طرفی در صنعت نساجی تا دهه ۱۹۸۰ رفتار رقابتی وجود ندارد ولی از دهه ۱۹۹۰ به سمت موقعیت رقابتی حرکت می‌کند.

صدرایی و هادی زادگان (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به سنجش اعتبار نظریه‌های ساختار کارا و قدرت بازاری در صنعت داروسازی ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰ می‌پردازند. در این مطالعه با استفاده از روش تحلیل پوشش داده‌ها انواع شاخص‌های کارایی برای بنگاه‌های موجود در صنعت داروسازی ایران را محاسبه گردید و سپس اثرات تمرکز ۴ بنگاه برتر و انواع کارایی بر سودآوری مورد بررسی قرار گرفت. آنها در مطالعه خود دریافتند که اثر تمرکز بر سودآوری مثبت و معنی‌دار بوده ولی اثرات کارایی هزینه بر سودآوری معنی‌دار نبوده است. بنابراین فرضیه قدرت بازاری در صنعت داروسازی ایران تأیید می‌شود.

راسخی و ذبیحی‌لهرمی (۱۳۸۷) در مقاله‌ای با توجه به اهمیت و جایگاه صنعت پتروشیمی در تولیدات و صادرات ایران به بررسی مزیت رقابتی در این صنعت طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۱پرداختند. بدین منظور آنها از شاخص‌های مزیت نسبی آشکارشده، شاخص پلان تجاری و سهم ثابت بازار در سطح تجمیع ۶ رقمی طبق نظام HS برای تمامی گروه کالای صنعت پتروشیمی استفاده نمودند. نتایج مطالعه آنها مؤید آن است که براساس شاخص سهم بازار عملکرد رقابتی گروه کالاهای پتروشیمی ایران در بازار هدف منفی است. همچنین براساس شاخص پلان تجاری هیچکدام از گروه‌های پتروشیمی قادر به حفظ و کسب موقعیت رقابتی نشده‌اند. بدین ترتیب در گروه محصولات پتروشیمی مزیت رقابتی طی دوره بررسی دارای روند مشخص و پایداری نیست. از طرفی نرخ رشد مزیت نسبی آشکار شده نیز در اکثر گروه کالاهای پتروشیمی دارای نوسان است.

خدادادکاشی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای به بررسی و آزمون دو نظریه رقیب قدرت بازاری یا کارایی هزینه در اقتصاد ایران در سال ۱۳۷۳ با استفاده از روش‌شناسی دمستز می‌پردازد. براساس این دیدگاه رابطه مثبت بین سهم بازاری و نرخ بازدهی به کارایی برتر بنگاه‌های بزرگ مربوط می‌شود، همچنین نرخ بازدهی بنگاه‌های بزرگ و کوچک در صنایع متمرکز باید به‌طور معنی‌داری متفاوت از یکدیگر باشند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که همبستگی منفی بین نسبت‌های تمرکز و

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

متوسط نرخ بازدهی در صنایع چهاررقمی وجود دارد. همچنین آزمون نرخ بازدهی بنگاه‌های بزرگ و کوچک در صنایع متمرکز، به‌طور معنی‌داری متفاوت از یکدیگرهستند. بنابراین به‌طور دقیق و بدون ابهام نمی‌توان بر نظریه کارایی دمستز تاکید نمود.

٤. معرفی مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

همان‌طوری‌که در بخش‌های قبلی بیان گردید پژوهشگران با استفاده از رویکردهای مختلف سعی در اندازه‌گیری قدرت بازاری و بررسی روابط متقابل عناصر بازار دارند. با توجه به اینکه این پژوهش درصدد سنجش درجه ائتلاف و همکاری و بررسی نقش دو نظریه رقیب تبانی و ساختار کارا در صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی است؛ از داده‌های نه زیر بخش صنعتی فعال در صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی در سطح کد چهاررقمی (ISIC) مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۵ استفاده می‌شود. البته برای تحقق هدف محوری این پژوهش به مدل مستدلی نیاز است که بتواند میزان همکاری و ائتلاف را اندازه‌گیری نماید؛ بنابراین در راستای مطالعه اولیه برسنان و لئو جهت سنجش همکاری و ائتلاف بین بنگاه‌ها و اثر آن بر سودآوری از داده‌های سطح صنعت بهره‌برداری می‌شود. ضمناً چنین اقدامی مستلزم لحاظ کردن فروض کلیدی از قبیل همگن بودن محصول بنگاه‌ها و یکسان بودن رفتار آنها است؛ در چنین شرایطی از قیمت متوسط بنگاه‌ها می‌توان به‌عنوان قیمت صنعت استفاده نمود و بهینه‌یابی را براساس تابع سود بنگاه شاخص که معرف کل صنعت است، انجام داد. براین اساس تابع سود و مسأله بهینه‌یابی در بازار انحصار چند جانبه به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\pi_{it} = \mathrm{R_{it}} - \mathrm{C_{it}}$$

$$\frac{\partial \pi_{it}}{\partial Q_{it}} = P_{it} + \lambda P_{\mathrm{Q}}\left(Q_{it}\right) * \mathrm{Q_{it}} - MC_{\mathrm{it}} = 0 \;\rightarrow P_{it} + \lambda P_{\mathrm{Q}}\left(Q_{it}\right) * \mathrm{Q_{it}} = MC_{\mathrm{it}} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹) π_{it} بیانگر سود بنگاه شاخص در صنعت، R_{it} درآمد، C_{it} هزینه و $\lambda = \frac{dQ}{\mathrm{dq}} = 1 +$ $\frac{\mathrm{dQ_{-1}}}{\mathrm{dq}}$ کشش تغییرات حدسی مجموع بنگاه‌ها در صنعت است. همان‌طوری‌که ملاحظه می‌شود در رابطه (۹) جمله اول معرف درآمد نهایی مؤثر و جمله دوم هزینه نهایی است. از طرفی با

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

درنظرگرفتن تابع هزینه نهایی به فرم تبعی $MC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 W_{it} + \varepsilon_t$ که تابعی از مقدار ستاده و قیمت نهاده‌های تولیدی است شرط حداکثر سازی سود (رابطه (۹)) به صورت زیر خواهد بود.

$$P_{it} + \lambda P_{\mathrm{Q}}\left(Q_{it}\right) * \mathrm{Q}_{\mathrm{it}} = \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 W_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$P_{it} = -\lambda P_{\mathrm{Q}}\left(Q_{it}\right) * \mathrm{Q}_{\mathrm{it}} + \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 W_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

لازم به توضیح است که برای سنجش درجه ائتلاف و تبانی با استفاده از معادله بهینگی (رابطه(۱۰)) به کشش قیمتی تقاضا نیاز است. از این‌رو از معادله تقاضا به فرم تبعی زیر استفاده می‌شود.

$$Q_{\mathrm{it}} = f(P_{it}, Z_{it}, Y_{it}, \alpha_{it}) + \varepsilon_{it}$$
$$Q_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \alpha_{1\mathrm{it}}\mathrm{P}_{\mathrm{it}} + \alpha_{2\mathrm{it}}\mathrm{Z}_{\mathrm{it}} + \alpha_{3\mathrm{it}}\mathrm{PZ}_{\mathrm{it}} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \qquad (۱۱)$$

به‌طوری‌که متغیر Q_{it} مقدار ستاده، P_{it} قیمت ستاده، Z_{it} متغیر جابجا کننده تقاضا و PZ_{it} جمله با اثرات تقاطعی و ε_{it} جمله خطا می‌باشند. در ادامه پس از محاسبه کشش قیمتی تقاضا از رابطه (۱۱) و جایگذاری آن در رابطه (۱۰) معادله حداکثر سازی سود به اختصار به رابطه زیر تبدیل می‌گردد.

$$P_{it} = -\lambda\left(\frac{\mathrm{Q}_{\mathrm{it}}}{\alpha_{1\mathrm{it}} + \alpha_{3\mathrm{it}}\mathrm{Z}_{\mathrm{it}}}\right) + \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 W_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$P_{it} = \lambda\widetilde{\mathrm{Q}}_{\mathrm{it}} + \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 W_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{و} \quad \widetilde{\mathrm{Q}}_{\mathrm{it}} = \left(\frac{\mathrm{Q}_{\mathrm{it}}}{\alpha_{1\mathrm{it}} + \alpha_{3\mathrm{it}}\mathrm{Z}_{\mathrm{it}}}\right) \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲) W_{it} بیانگر قیمت نهاده‌های تولیدی و λ بیانگر کشش تغییرات حدسی مجموع بنگاه‌ها در صنعت است این معیار می‌تواند مقادیر متفاوتی بین صفر و یک را اختیار کنند؛ به‌طوری‌که مقدار صفر آن بیانگر رفتار شبه رقابتی و مقدار یک رفتار انحصاری بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. ذکر این نکته ضروری است که شناسایی کشش تغییرات حدسی مستلزم وجود اثر تقاطعی در معادله تقاضا به منظورچرخش درآمد نهایی و محاسبه $\widetilde{Q}_{\mathrm{it}}$ با استفاده از پارامترهای تابع تقاضا می‌باشد.

در ادامه، برای کمی‌شدن کشش تغییرات حدسی در صنعت مواد شیمیایی با الهام از مدل دلیس و همکاران (۲۰۰۸) از معادله پویای تقاضا به صورت زیر استفاده می‌شود.

$$Q_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \alpha_{1\mathrm{it}} Q_{it-1} + \alpha_{2it} \mathrm{P}_{\mathrm{it}} + \alpha_{3\mathrm{it}} \mathrm{ADV}_{\mathrm{it}} + \alpha_{4\mathrm{it}} Y_{\mathrm{it}} + \alpha_{5\mathrm{it}} \mathrm{PADV}_{\mathrm{it}} + \varepsilon_{\mathrm{it}} \qquad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳) متغیر $Q_{\mathrm{it}-1}$ ستاده دوره قبل، P_{it} قیمت ستاده، Y_{it} درآمد واقعی، ADV_{it} هزینه تبلیغات و $\mathrm{PADV}_{\mathrm{it}}$ جمله با اثرات تقاطعی می‌باشند[۱]. در این پژوهش رابطه بهینگی نیز به‌صورت زیر خواهد بود.

$$P_{\mathrm{it}} = \beta_0 + \beta_{1\mathrm{it}} P_{it-1} + \beta_{2it} \mathrm{Q}_{\mathrm{it}} + \beta_{3\mathrm{it}} \mathrm{W}_{\mathrm{it}} + \beta_{4\mathrm{it}} \mathrm{PM}_{\mathrm{it}} + \lambda \widetilde{\mathrm{Q}}_{\mathrm{it}} + \mu_{\mathrm{it}} \qquad (۱۴)$$

که در رابطه (۱۴) W_{it} بیانگر دستمزد نیروی‌کار، PM_{it} قیمت مواداولیه و واسطه‌ای[۲] است.

از طرفی گروهی از محققان در مطالعات خود نشان دادند که کشش تغییرات حدسی تابعی از متغیرهای برون‌زاست که این ویژگی امکان محاسبه درجه تبانی متغیر در طی زمان و بین مقاطع مورد مطالعه را فراهم می‌آورد. از این‌رو در این مطالعه، به‌منظور اندازه‌گیری ضریب تبانی سازگار در هر صنعت از روش کابرال استفاده می‌شود. در این روش ضریب تبانی سازگار در هر زیر بخش و طی زمان از حاصلضرب ضریب تغییرات حدسی در شاخص ساختاری تمرکز به‌دست می‌آید. همچنین به‌منظور بررسی رابط بین درجه تبانی و سودآوری در این صنعت از سیستم سه معادله‌ای سودآوری، تبانی و تمرکز طراحی شده به شکل زیر استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} PI_{\mathrm{it}} = \gamma_0 + \gamma_{1\mathrm{it}} \mathrm{PI}_{\mathrm{i}t-1} + \gamma_{2\mathrm{it}} \mathrm{Collu}_{\mathrm{it}} + \gamma_{3\mathrm{it}} HHI_{\mathrm{it}} + \gamma_{4\mathrm{it}} \mathrm{EFF}_{\mathrm{it}} + \gamma_{5\mathrm{it}} \mathrm{ADV}_{\mathrm{it}} \\ + \gamma_{6\mathrm{it}} \mathrm{KS}_{\mathrm{it}} + \gamma_{7\mathrm{it}} \mathrm{G}S_{\mathrm{it}} + \gamma_{8\mathrm{it}} \mathrm{RD}_{\mathrm{it}} + \gamma_{9\mathrm{it}} \mathrm{MESC}_{\mathrm{it}} + \epsilon_{\mathrm{it}} \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

که در آن PI_{it} سودآوری واقعی، $Collu_{it}$ درجه تبانی و رفتار غیر رقابتی بنگاه‌ها، HHI_{it} شاخص تمرکز هرفیندال، EFF_{it} شاخص کارایی هزینه، ADV_{it} شدت تبلیغات واقعی، RD_{it} شدت تحقیق

۱. در این پژوهش متغیر قیمت ستاده از نسبت درآمد فروش به ستاده، جمله اثر تقاطعی از حاصلضرب قیمت در تبلیغات بدست آمده ضمنا تمامی متغیرها با شاخص تورم‌زدای تولیدات صنعتی به متغیرهای ثابت سال۷۶ تبدیل شده‌اند. همچنین برای متغیر درآمد واقعی همانند مطالعه میولی (۲۰۰۴) از درآمد ملی واقعی به قیمت ثابت سال ۷۶ استفاده شده است.

۲. قیمت مواد اولیه و واسطه‌ای از روش مارتین و همکاران (۱۹۹۶) به‌صورت $PM = M((r-\pi)+\delta)$ محاسبه شده است. به‌طوری‌که M ارزش مواد اولیه و واسطه، π شاخص تورم زدای صنعتی، r نرخ سود تسهیلات در بخش صنعت $\delta = ۴/۹$ نرخ استهلاک می‌باشد.

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

و توسعه واقعی، KS_{it} شدت سرمایه واقعی، $\mathrm{MES}_{\mathrm{it}}$ صرفه مقیاس، GS_{it} نرخ رشد فروش در هر زیر بخش و ϵ_{it} جمله اخلال را نشان می‌دهد. [۱] در معادله فوق براساس تئوری‌های اقتصادی انتظار برآن است که اثرات تمرکز، صرفه مقیاس، تبلیغات، کارایی، شدت تحقیق و توسعه، شدت سرمایه و نرخ رشد فروش بر سودآوری مثبت و معنی‌دار باشد. اما در مورد رابطه همکاری و اثر آن بر سودآوری به‌طور قطعی نمی‌توان اظهار نظر نمود[۲]. از سوی دیگر، معادله همکاری و تبانی به‌صورت زیر خواهد بود.

$$\mathrm{Collu}_{it} = \varphi_0 + \varphi_{1\mathrm{it}} Collu_{\mathrm{it}-1} + \varphi_{2\mathrm{it}}\mathrm{PI}_{\mathrm{it}} + \varphi_{3\mathrm{it}}\mathrm{HHI}_{\mathrm{it}} + \varphi_{4\mathrm{it}}\mathrm{HHI}_{\mathrm{it}}^2 + \varphi_{5\mathrm{it}}\mathrm{GS}_{\mathrm{it}} + \zeta_{\mathrm{it}} \qquad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)؛ GS_{it} نرخ رشد فروش، $\mathrm{Collu}_{it}\,,\mathrm{Collu}_{it-1}$ به ترتیب تبانی و همکاری در زمان $t\,,t-1$ و ζ_{it} جمله خطای معادله را نشان می‌دهد. در این معادله نیز انتظار برآن است که اثرات تمرکز و نرخ رشد فروش بر همکاری و ائتلاف مثبت اما توان دوم تمرکز دارای علامت منفی باشد. اما در مورد ارتباط بین سودآوری و تبانی به‌طور دقیق نمی‌توان تصمیم‌گیری نمود. [۳] همچنین در این الگو معادله تمرکز به‌صورت زیر تصریح می‌شود.

---

۱. در این پژوهش متغیر صرفه مقیاس با استفاده از روش کومانور، شدت سرمایه، تحقیق و توسعه و تبلیغات از نسبت این متغیرها به فروش، موجودی سرمایه به روش موجودی‌گیری دائمی پارک(۱۹۹۵) با فرمول $K_t = I_t + (1-\delta)K_0$ و $K_0 = \frac{I_0(1+g)}{g+\delta}$ محاسبه شده‌اند که در آن g نرخ رشد سرمایه‌گذاری و I_0, I_t سرمایه‌گذاری دوره t و اول دوره می‌باشند، محاسبه شده ضمنا برای اندازه‌گیری کارایی از رویکرد مرز تصادفی و فرم تبعی تابع ترانسلوگ که در مطالعات قبلی محاسبه شده بود، استفاده گردید.

۲. طرفداران مکتب فکری ساختارگرایی تبانی را به‌عنوان حلقه واسطه بین تمرکز و سودآوری دانسته و معتقدند که در قالب الگوی رفتار انحصار چندجانبه درجات متفاوتی از همکاری و تبانی بین بنگاه‌ها وجود دارد که می‌تواند سود بنگاه‌ها را افزایش دهد. در این میان ویلیامسون همکاری و توافق آشکار نسبت به توافق ضمنی را مؤثرتر در سودآوری می‌داند. اما برخی از اقتصاددانان و پژوهشگران به خاطر الزامات قانونی و در طرفداری از قوانین ضد تراست و بدلیل آنکه همکاری و توافق منجر به رفتارهای ضدرقابتی می‌شوند، آن‌ها را سودآور نمی‌دانند (اش و سنکا، ۱۹۷۵).

۳. اش و سنکا در مطالعه خود بیان نمودند که عملکرد ضعیف (سودآوری پایین) بنگاه‌ها آنها را در جهت همکاری و ائتلاف بیشتر تشویق می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر رابطه منفی بین سودآوری و تبانی وجود دارد. درحالی‌که

$$HHI_{it} = \omega_0 + \omega_{1it}\mathrm{HHi}_{it-1} + \omega_{2it}\mathrm{PI}_{it-1} + \omega_{3it}\mathrm{ADV}_{it} + \omega_{4it}Collu_{it} + \omega_{5it}\mathrm{MES}_{it} + \nu_{it} \quad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷)، PI_{it-1} سود دوره قبل، MES_{it} صرفه‌های مقیاس و ν_{it} جمله اخلال می‌باشند. در این معادله هرچند تمرکز دوره قبل، وجود تبانی و رفتارهای غیررقابتی بنگاه‌ها و صرفه‌های مقیاس منجر به افزایش تمرکز دوره t می‌شوند؛ اما اثر شدت تبلیغات بر تمرکز نامشخص است. در مورد اثرات سود دوره قبل بر تمرکز می‌توان بیان نمود که سود دوره قبل به‌دلیل جذب تازه‌واردین به صنعت، می‌تواند میزان تمرکز را کاهش دهد. حال با توجه به اینکه مدل تحقیق (معادلات (۱۳)-(۱۷)) با دو مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی و وجود ساختار پویا مواجه‌اند؛ بنابراین جهت برآورد مدل باید به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای و یا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) متوسل شد. البته به‌دلیل نوع ابزارهای مورد استفاده در روش حداقل مربعات دومرحله‌ای، ممکن است واریانس ضرایب تخمینی بزرگتر برآورد شود و نتایج ناسازگاری به‌دست آید. بنابراین، مناسب‌ترین تخمین‌زن برای مدل‌های پویای پانلی، روش تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته معمولی یا روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی[1] (SYS-GMM) دو مرحله‌ای می‌باشد. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به‌منظور حذف تورش ناشی از وجود ارتباط بین متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی و جمله‌ی با اثرات ثابت از معادلات تفاضل مرتبه‌ی اول گرفته می‌شود که با این‌کار، جمله‌ی اثرات ثابت از مدل حذف خواهد شد. آن‌گاه برای چیره شدن بر مشکل درون‌زایی متغیرهای مستقل، از وقفه آن‌ها به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود. به‌طور کلی، در خصوص این مدل‌ها، آرلانو و بوند[2] (۱۹۹۱) پیشنهاد داده‌اند که از وقفه‌ی متغیرهای وابسته در سطح به‌عنوان ابزار استفاده شود، اما بلوندل و بوند[3] (۱۹۹۸) نشان دادند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای

فیلیپس(۱۹۷۲) در مطالعه خود بیان نمود که با تحقق سود در صنعت انگیزه بنگاه‌ها برای شکستن توافق کاهش یافته و منجر به افزایش تمایل بنگاه‌ها برای همکاری و ائتلاف هر چه بیشتر می‌شود. بنابراین رابطه مثبت و معنی‌دار بین سودآوری و تبانی تایید می‌گردد.

1. System Generalized Method of Moment
2. Arellano and Bond
3. Blundell and Bond

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

ضعیفی برای معادله‌ی رگرسیونی در تفاضل هستند. از این‌رو برای حل این مشکل آن‌ها تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد دادند که در یک سیستم، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵). البته باید گفت که نتایج به دست آمده از این روش‌ها بر پایه درستی فروضی که بر آن بنا شده‌اند، معتبر خواهند بود. بدین منظور، عموماً از دو آماره‌ی M_jو سارگان استفاده می‌شود. شایان ذکر است که آماره‌ی M_j برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا و آماره سارگان برای آزمون اعتبار ابزارها در مدل به‌کار می‌روند. بنابراین در این پژوهش، با توجه به ویژگی‌های مدل طراحی شده ضروری است از داده‌های تابلویی و برآوردگر دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SYS-GMM) که کارایی بیشتری نسبت به سایر روش‌های رقیب دارد جهت برآورد و تخمین ضرایب استفاده شود.

قبل از برآورد معادلات برای جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی[2] به دلیل غیرواقعی بودن نتایج این رگرسیون‌ها لازم است آزمون ریشه واحد متغیرها در معادلات رگرسیونی انجام شود. از این‌رو در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین[3] (IPS) درحالت با عرض از مبدا و روند استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. خلاصه نتایج این آزمون در جدول(۱) ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Baltagi
2. Spurious Regression
3. Im and Pesaran and Shin

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی ایم، پسران و شین (IPS)

متغیر	آماره آزمون (احتمال)	متغیر	آماره آزمون (احتمال)
لگاریتم قیمت ستاده LP	-۶/۰۵(۰/۰۰۰)	لگاریتم نرخ رشد فروش LGs	-۳/۴۸(۰/۰۰۰)
لگاریتم مقدار ستاده LQ	-۲/۲۱(۰/۰۱۴)	لگاریتم شدت سرمایه Lks	-۵/۰۹(۰/۰۰۰)
لگاریتم ستاده به کشش $L\tilde{Q}$	-۳/۴۳ (۰/۰۰۰)	لگاریتم دستمزد Lw	-۶/۵۷(۰/۰۰۰)
لگاریتم درآمد واقعی LY	-۴/۲۲ (۰/۰۰۰)	شاخص همکاری Collu	-۵/۹۲(۰/۰۰۰)
لگاریتم هزینه تبلیغات Ladv	-۳/۵۰(۰/۰۰۰)	شاخص کارایی هزینه EFF	-۲/۱۴(۰/۰۱۶)
لگاریتم قیمت در تبلیغات lpadv	-۴/۹۴ (۰/۰۰۰)	شاخص تمرکز HHI	-۱۰/۲۰(۰/۰۰۰)
لگاریتم قیمت مواد اولیه Lpm	-۳/۸۴(۰/۰۰۰)	توان دو شاخص تمرکز HHI^2	-۱۲/۰۴(۰/۰۰۰)
لگاریتم شاخص سودآوری Lpi	-۵/۲۶ (۰/۰۰۰)	شاخص صرفه مقیاس MES	-۹/۴۹ (۰/۰۰۰)

وقفه انتخابی برای آماره IPS توسط معیار شوارتز انتخاب شده اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال است.

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس نتایج جدول (۱) و سطوح احتمال داده شده می‌توان گفت برای کلیه متغیرها در سطح، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد پذیرفته نشده و لذا متغیرها در سطح مانا می‌باشند. ازاین‌رو بدون هیچ نگرانی می‌توان نسبت به تخمین ضرایب در معادلات مدل اقدام نمود. بنابراین در ابتدا به‌منظور کمی شدن ضریب تبانی با تخمین معادلات پایه‌ای تقاضا و بهینگی کشش تغییرات حدسی برآورد شده و سپس درجه تبانی در زیر بخش‌های این صنعت محاسبه می‌شود. نتایج تخمین ضرایب و محاسبه درجه تبانی در جداول (۲) و (۳) ارائه شده است.

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

جدول ۲. نتایج تخمین ضرایب معادلات بهینگی و تقاضا
با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته دو مرحله‌ای سیستمی (SYS-GMM)

نام متغیر	معادله تقاضا	معادله بهینگی
متغیر وابسته	LQ	LP
LP	−۰/۱۰۹ ** (۰/۰۵۴)	
LP(-1)	−	۰/۲۲۷ **(۰/۰۸۳)
LPM	−	۰/۳۸۶** (۰/۱۲۱)
Ladv	۰/۲۸۰ **(۰/۰۶۸)	
LW	−	۰/۰۱۵** (۰/۰۲۴)
Lpadv	۰/۱۴۵ (۰/۱۴۲)	
LQ	−	۰/۵۶۷ ** (۰/۰۷۹)
LQ(-1)	۰/۵۰۰ ** (۰/۱۳۴)	
$L\tilde{Q}$	−	۰/۳۶۷** (۰/۰۹۶)
LY	۰/۵۰۵ (۰/۳۶۸)	
آزمون‌ها و آماره‌های اعتبار سنجی مدل		
آماره سارگان	۶/۳۸۲ Prob = ۱/۰۰۰	۶/۷۴۹ prob = ۱/۰۰۰
آماره M2	۰/۲۴۴ Prob = ۰/۸۰۷	−۰/۳۳۰ Prob = ۰/۷۴۱
آزمون والد	۳۰۲/۹۹ Prob = ۰/۰۰۰	۲۷۹۸/۷۶ Prob = ۰/۰۰۰

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار و علامت ** و * معنی‌داری ضرایب در سطح احتمال ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.
مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳. محاسبه متوسط درجه تبانی در زیر بخش‌های صنعت تولید مواد شیمیایی

کد فعالیت	نام زیر بخش‌های صنعت تولید مواد شیمیایی	متوسط درجه تبانی (Λ)
۲۴	صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی	۰/۲۱۱
۲۴۱۱	تولید مواد شیمیایی اساسی بجز کود و ازت	۰/۲۰۲
۲۴۱۲	تولید کود شیمیایی و ترکیبات ازت	۰/۳۳۵
۲۴۱۳	تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه و ساخت لاستیک مصنوعی	۰/۳۰۸
۲۴۲۱	تولید سموم دفع آفات فرآورده‌های شیمیایی مورد استفاده کشاورزی	۰/۲۶۰
۲۴۲۲	تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش مشابه و بتانه	۰/۰۷۸
۲۴۲۳	تولید دارو و مواد شیمیایی مورد استفاده پزشکی و دارویی گیاهی	۰/۰۸۲
۲۴۲۴	تولید صابون و مواد پاک‌کننده و لوازم بهداشتی و نظافت و آرایشی	۰/۱۶۶
۲۴۲۹	تولید سایر محصولات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰/۱۳۰
۲۴۳۰	تولید الیاف مصنوعی	۰/۳۳۷

مأخذ: نتایج تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

همان‌طوری که در جدول (۲) مشخص است، معادله تقاضا مطابق انتظار دارای شیب منفی و اکثر متغیرها در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دارند؛ در این معادله آزمون‌های تشخیصی معتبر بودن مدل را تأیید می‌کنند. همچنین در معادله بهینگی متغیر مطمح‌نظر ضریب تغییرات حدسی با مقدار $\lambda = ۰/۳۶۷$ از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است. از طرفی نتایج جدول (۳) درخصوص سنجش میزان ائتلاف و همکاری در صنعت تولید مواد شیمیایی و زیر بخش‌های آن نشان می‌دهد که در این صنعت درجه متفاوت تبانی بین بنگاه‌ها وجود دارد و بنگاه‌ها در این صنعت در خصوص قیمت و مقدار به همکاری و ائتلاف با یکدیگر می‌پردازند؛ بنابراین فرض وجود رفتار رقابتی در این صنعت تأیید نمی‌شود.

در ادامه با توجه به اهداف پژوهش پس از محاسبه درجه تبانی برای هر زیر بخش طی سال‌های مورد بررسی، به‌منظور دستیابی به شناخت صحیح از نقش دو نظریه تبانی و ساختار کارا، اثرات متقابل آن با تمرکز و سودآوری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج تخمین در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین روابط متقابل سودآوری، تبانی و تمرکز
با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (SYS-GMM)

نام متغیر	معادله سودآوری	معادله همکاری	معادله تمرکز
متغیر وابسته	Lpi	$Collu$	HHI
Ladv	۰/۶۷۸ (۰/۵۴۶)	–	$-۰/۰۰۲^{**}$ (۰/۰۰۲)
LRd	$۱/۷۶۶^{*}$ (۱/۰۷۳)		
Lpi	–	۰/۰۰۵ (۰/۰۰۳)	–
Lpi(-1)	$-۱/۲۱۷^{*}$ (۰/۶۸۵)	–	$-۰/۰۰۳^{*}$ (۰/۰۰۱)
LGs	۰/۴۳۰ (۰/۳۶۸)	−۰/۰۰۰۲ (۰/۰۰۱)	–
Lks	$-۱/۴۱۴^{*}$ (۰/۸۰۶)	–	–
EFF	۱/۸۹۱ (۵/۱۴۸)	–	–
$Collu$	$۸۱/۸۹۸^{*}$ (۴۸/۸۶۸)	–	$۱/۰۱۷^{**}$ (۰/۳۷۹)
$Collu(-1)$	–	$۰/۵۳۸^{**}$ (۰/۱۹۴)	–
HHI	$۷/۹۹۹^{**}$ (۵/۹۳۷)	$۰/۷۸۵^{**}$ (۰/۳۲۴)	–
HHI^2	–	−۱/۲۱۶(۰/۷۶۸)	
HHI(-1)	–	–	$۰/۳۴۱^{**}$ (۰/۰۶۰)
MES	$۳۸/۸۷۵^{**}$ (۱۵/۸۷۸)	–	$۰/۰۳۳^{**}$ (۰/۰۰۷)

آزمون‌ها و آماره‌های اعتبار سنجی مدل			
آماره سارگان	۵/۳۱۰ Prob = ۱/۰۰۰	۵/۷۰۶ Prob = ۱/۰۰۰	۴/۴۵ Prob = ۱/۰۰۰
آماره M2	۰/۶۷۲ Prob = ۰/۵۰۲	−۱/۲۳۹ Prob = ۰/۲۱۵	۰/۵۴۱ Prob = ۰/۵۸۹
آزمون والد	۱۱۷/۱۴ Prob = ۰/۰۰۰	۳۴۳/۸۴ Prob = ۰/۰۰۰	۲۷۰۶/۴۶ Prob = ۰/۰۰۰

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار و علامت ** و * معنی‌داری ضرایب در سطح احتمال ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق

باعنایت به نتایج حاصل از بررسی اثرات متقابل همکاری با سودآوری و تمرکز در جدول (۴) مشاهده می‌شود که در معادله تمرکز، اکثریت متغیرهای دخیل در معادله مذکور دارای علامت مطابق انتظار و از نظر آماری معنی‌دارند. در معادله سودآوری اثرات تمرکز، تبانی و کارایی بر سودآوری نیز مثبت و معنی‌دار بوده و این در حالی محقق شده است که اثرات تمرکز و تبانی از اثرات کارایی بیشتر است. در خصوص اثرات مثبت تبانی و تمرکز در این صنعت می‌توان بیان نمود که عمده بنگاه‌های فعال در این صنعت جز بنگاه‌های تولیدی فعال در هلدینگ توسعه صنایع بهشهر، هلدینگ خلیج فارس و هلدینگ سرمایه‌گذاری دارویی هستند که تحت مالکیت گروه‌های خاص و نهادهای شبه‌دولتی و شبه‌عمومی اداره می‌شوند که این مسأله می‌تواند زمینه ساز گسترش ائتلاف و همکاری بین بنگاه‌ها باشد و امکان عملکرد انحصاری آنها در بازار را فراهم کند؛ البته در این صنعت کارایی برتر بنگاه‌ها نیز بی‌تأثیر نبوده است. همچنین در معادله همکاری ملاحظه می‌شود که علاوه بر اثرگذاری متغیر تمرکز بر تبانی بین بنگاه‌ها وجود رابطه غیر خطی بین تمرکز و تبانی نیز تأیید می‌گردد. از طرفی نتایج مربوط به آماره‌های اعتبار سنجی مدل که در قسمت دوم جدول ارائه شده است بیانگر معتبر بودن ماتریس ابزارها و عدم خودهمبستگی مرتبه دوم جملات اخلال در مدل می‌باشند. بنابراین روش گشتاور دومرحله‌ای تعمیم‌یافته سیستمی (SYS-GMM) روش مناسبی برای حذف اثرات ثابت بوده و تورش تصریح در مدل وجود ندارد.

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

در انتها، به منظور اطمینان از جهت علیت، بین سه عنصر اساسی سودآوری، همکاری و تمرکز در این صنعت به بررسی آزمون علیت گرنجری دمیترسکیو- هارلین[1] (۲۰۱۲) پرداخته شده است که نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج بررسی علیت گرنجری بین عناصر سودآوری، همکاری و تمرکز

فرضیه صفر آزمون	آماره آزمون $\tilde{Z}$ (احتمال)	پذیرش یا رد فرضیه صفر
همکاری (Λ) علیت سودآوری (PI) نیست	۸/۱۴۸ (۰/۰۰۰)	رد فرض صفر
تمرکز (CR4) علیت سودآوری (PI) نیست	۱۱/۰۷۳ (۰/۰۰۰)	رد فرض صفر
کارایی (EFF) علیت سودآوری (PI) نیست	۱۷/۳۲۷ (۰/۰۰۰)	رد فرض صفر
تمرکز (HHI) علیت همکاری (Collu) نیست	۱۱/۶۴۶ (۰/۰۰۰)	رد فرض صفر
همکاری (Collu) علیت تمرکز (HHI) نیست	۱۱/۶۹۸ (۰/۰۰۰)	رد فرض صفر

وقفه انتخابی برای آماره $\tilde{Z}$ توسط معیار شوارتز انتخاب شده و اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح احتمال است

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس نتایج جدول (۵) و پذیرش رابطه علیت بین متغیرها ملاحظه می‌شود که در صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی عملکرد بازار (سودآوری) متاثر از عناصر ساختار بازار (تمرکز) و تبانی (رفتار) است. البته در این صنعت کارایی نیز بر سودآوری مؤثر بوده است؛ به‌عبارت دیگر بااستناد به تأیید رابطه علیت بین متغیرها در صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی می‌توان بیان نمود که عملکرد بنگاه‌ها در این صنعت هم ناشی از ائتلاف و همکاری بین بنگاه‌ها و هم به‌دلیل کارایی هزینه‌ای است اما در این میان اثرات تبانی و ائتلاف نقش تعیین کننده‌تری داشته است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مقاله با هدف اندازه‌گیری درجه همکاری و ائتلاف، تشخیص اثرات بازخوردی آن با تمرکز و سودآوری به‌منظور دستیابی به شناخت صحیح از دو نظریه تبانی و ساختار کارا در صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی ایران انجام شده است. بنابراین از داده‌های نه زیر بخش صنعتی فعال در تولید مواد و محصولات شیمیایی طی سال‌های ۱۳۹۳- ۱۳۷۵ و روش گشتاورهای دومرحله‌ای

1. Dumitrescu and Hurlin

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

تعمیم‌یافته سیستمی بهره‌برداری شده است. نتایج حاصل از تخمین، با استناد به متوسط درجه تبانی $\Lambda = ۰/۲۱۱$ بیانگر آن است که بنگاه‌ها در این صنعت در خصوص قیمت و مقدار همکاری می‌کنند؛ بنابراین فرض، وجود رفتار رقابتی در این صنعت قابل دفاع نیست. از طرفی با عنایت به نتایج حاصل از تخمین سیستم معادلات شامل تمرکز، تبانی و سودآوری ملاحظه می‌شود که در صنعت تولید مواد شیمیایی، تمرکز، تبانی و کارایی سطح سودآوری را افزایش داده‌اند. نتایج آزمون علیت بین متغیرها و سودآوری نیز می‌تواند تأییدی بر این مسأله باشد که جهت علیت از ساختار و رفتار به سمت عملکرد بوده البته در این میان هرچند کارایی برتر بنگاه‌ها نیز مؤثر است؛ اما تمرکز و تبانی نقش غالب و برجسته‌تری دارند. براین اساس می‌توان بیان نمود که عملکرد انحصاری بنگاه‌ها در این بازار بیشتر ناشی از تمرکز و تبانی بین بنگاه‌ها است. از طرفی واقعیت‌های آشکار شده در این صنعت مؤید آن است که عمده بنگاه‌های فعال در صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی شامل بنگاه‌های پتروشیمی، بنگاه‌های فعال در تولید مواد شوینده و بنگاه‌های تولید دارو و مواد دارویی هستند که به ترتیب در هلدینگ خلیج فارس، هلدینگ توسعه صنایع بهشهر و سه هلدینگ بزرگ دارویی کشور فعالیت می‌کنند. بنابراین ملاحظه می‌شود که اکثریت شرکت‌های فعال در این زیر بخش صنعتی توسط مالکیت‌های واحد اداره شده و یا تحت تسلط عمومی بنگاه‌های شبه دولتی هستند، از این‌رو محدودیت فعالان اقتصادی دلیل عمده تبانی و ائتلاف بین آنهاست. به‌طوری‌که در هلدینگ خلیج فارس به‌عنوان بزرگترین هلدینگ پتروشیمی بیش از ۴۵ درصد سهم بازار در دست سه شرکت ملی پتروشیمی ایران، شرکت سرمایه‌گذاری نفت و گاز و شرکت سرمایه‌گذاری صندوق بازنشتگی صنعت نفت ایران قرار دارد. در هلدینگ توسعه صنایع بهشهر نیز با سه زیر گروه فرعی پاکسان، گلتاش و ساینا بیش از ۷۰ درصد سهم بازار تنها در دست سه بنگاه بزرگ محدود شده است. همچنین در خصوص شرکت‌های دارویی ملاحظه می‌شود که سه هلدینگ بزرگ دارویی تأمین، سرمایه‌گذاری بانک ملی و سرمایه‌گذاری البرز ۶۶ درصد بازار دارویی کشور را در اختیار داشته و سهامداران عمده آنها سازمان تأمین اجتماعی، بانک‌ها و نهادهای شبه‌دولتی هستند. بنابراین می‌توان بیان نمود که در این زیر بخش صنعتی سهم عمده بازار در دست تعداد محدودی از بازیگران فعال قرار دارد که این مسأله

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

می‌تواند دلیل عمده تبانی و ائتلاف بین بنگاه‌ها و دوری از رقابت در این صنعت باشد. وجود چنین وضعیتی، وضعیت آرامی را برای بنگاه‌های مسلط فراهم آورده و این بنگاه‌ها که شبه دولتی هستند به‌دلیل آنکه از سوی رقبا تهدید نمی‌شوند نسبت به بهبود کیفیت، کاهش قیمت و هزینه تولید تعهدی نداشته و زمینه برای دوری هرچه بیشتر اقتصاد از رقابت را فراهم می‌کنند. البته این نکته را نباید از نظر دور داشت که در این صنعت بخشی از قدرت بازاری ناشی از کارایی برتر بنگاه‌ها می‌باشد. بنابراین می‌توان ادعا نمود که صنعت تولید مواد و محصولات شیمیایی ایران در فضایی دور از رقابت مؤثر فعالیت کرده و این مسأله به‌خودی خود به تخریب رقابت در اقتصاد ختم می‌شود. براین اساس، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

با توجه به مراتب فوق به‌منظور کاهش رفتارهای غیررقابتی، مشارکت و افزایش فعالیت‌های بخش خصوصی و عدم تمرکز بازار در دست گروه‌های خاص و استفاده از ابزارهای نظارتی و کنترل مستقیم برای جلوگیری از توافق ضمنی یا آشکار بنگاه‌ها بر سر قیمت و مقدار توصیه می‌شود. از طرفی نتایج مطالعه حاضر نشان داده است که بخشی از سودآوری در این صنعت ناشی از کارایی هزینه‌ای بنگاه‌های فعال بوده است؛ از این‌رو به مدیران و سیاستگذاران اقتصادی توصیه می‌شود با کنترل و نظارت بر فعالیت این بنگاه‌ها و حذف موانع ورود مصنوعی زمینه برای بهره‌برداری هر چه بیشتر فعالیت بنگاه‌های کارا به‌منظور رشد و توسعه بیشتر این صنعت و حضور در صحنه‌های تجارت خارجی فراهم نمایند. همچنین به‌دلیل اثرگذاری مثبت شدت تحقیق و توسعه بر سودآوری به مدیران و سیاستگذاران اقتصادی توصیه می‌شود که با به‌کارگیری سیاست‌های مناسب زمینه برای تولید محصولات با کیفیت بالاتر و قیمت کمتر در این صنایع را فراهم نموده و عملکرد آنها را بهبود بخشند.

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

منابع

ابراهیمی، مهرزاد؛ خدادادکاشی، فرهاد و مجید احمدیان (۱۳۹۳)، "ارزیابی اندازه همکاری و انحصار در صنایع بزرگ ایران: رویکرد کشش تغییرات حدسی"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۹، صص ۱۹۸-۱۷۹.

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

خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۷۹)، *ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران* (چاپ اول)، تهران: موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

خدادادکاشی، فرهاد و مهدی مرادی (۱۳۹۵)، "مقایسه قدرت بازاری، کارایی هزینه و کشش تغییرات حدسی صنعت بانکداری قبل و بعد از تحریم‌های بانکی"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی* ، شماره ۸۰ ، صص ۳۲-۷.

خدادادکاشی، فرهاد؛ شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ هژبرکیانی، کامبیز و سمانه نورانی‌آزاد (۱۳۹۳)، "ارزیابی مارک‌آپ، قدرت بازاری و کارایی هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران"، *مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، شماره ۳، صص ۹۰-۵۹

راسخی، سعید (۱۳۹۵)، "عوامل تعیین‌کننده مزیت رقابتی صنایع کارخانه‌ای ایران. اقتصاد و تجارت نوین"، *پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی*، شماره ۳، صص ۱۱۸-۹۷.

راسخی، سعید و المیرا ذبیحی‌لهرمی (۱۳۸۷)، "مزیت رقابتی در صنایع پتروشیمی ایران طی دوره زمانی ۸۵-۱۳۸۱"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۴، صص ۱۱۷-۹۳.

شهبازی، کیومرث و ساناز حسینی (۱۳۹۴)، "ارتباط متقابل عناصر بازار در صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی"، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، شماره ۳، صص ۱۲۴-۱۰۹.

شهیکی‌تاش، محمدنبی (۱۳۹۲)، "سنجش قدرت بازاری صنایع کارخانه‌ای ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، صص ۶۴-۴۳.

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ قلی‌پور بلسی، اسمعیل و اعظم محمدزاده (۱۳۹۴)، "بررسی ساختار بازار و قدرت بازاری صنایع غذایی و آشامیدنی بر اساس رویکرد برسنان-لئو"، *پژوهش‌های اقتصاد و توسعه کشاورزی*، شماره ۲۹، صص ۲۱۵-۲۰۴.

صدرایی جواهری، احمد و معصومه هادی زادگان (۱۳۹۳)، "اعتبار نظریه‌های ساختار کارا و قدرت بازار در صنعت داروسازی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۲۲، صص ۴۸-۲۵.

مرکز آمار ایران، *طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر کشور طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۸۶*، تهران: معاونت برنامه ریزی و نظارت راهبردی.

مرکز آمار ایران، *نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۷* (چاپ اول)، ناشر مرکز آمار ایران، تهران: دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری بین‌الملل.

Appelbaum, E. (1982), "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power", *Journal of Econometric*, Vol. 19, No. (2-3), PP. 287-299.

Arellano, M. and S. Bond (1991), "Some Test of Specification for Panel Data", *The Review of Economic Studies*, No. 58, PP. 277-297.

Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data* (3nd Ed), John Wiley & Sons, Ltd.

Basant, R. and P. Mishra (2017), "Vertical Integration, Market Structure and Competition Policy: Experiences of Indian Manufacturing Sector during the Post-Reform Period", Retrieved from: http://vslir. iima. ac. in:8080/jspui/bitstream/11718/20214/1/WP_2017_09_02. pdf

Berger, A. N. and T. H. Hannan (1998), "The Efficiency Cost of Market Power in The Banking Industry: Attest of the Quiet life and Related by Pothesis", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 3, PP. 454-465.

Blundell, R. and S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, No. 87, PP. 115 –143.

Bresnahan, T. F. (1989), "*Empirical Studies Concept of Industries with Market Power Chapter 17 on Handbook of Industrial Organization*" (1nd Ed. , Vol. 2), North-Holland: Schmalensee, R. , Wiling, R. (Eds.), PP. 1011-1057.

Clark, R. ; Davies, S and M. Waterson (1984), "The Profitability Concentration Relationship: Market Power or Efficiency", *Journal of Industrial Economics*, No. 32, PP. 435-50.

Clark, R. and S. Davies (1982), "Market Structure and Price-Cost Margins", *Economica*, Vol. 49, No. 277-287.

Downloaded from qjerp.ir at 15:23 +0330 on Saturday December 8th 2018

Clarke R. , Stephen D. and Waterson M. (1984), "The Profitability-Concentration Relation: Market Power or Efficiency?", *The Journal of Industrial Economics*,Vol. 32, No. 4, pp. 435-450.

Cowling, K. and M. Waterson (1976), "Price-Cost Margins and Market Structure", *Economica*, V0l. 43, No. 171, PP. 267-274.

Delis, M. D. ; Staikouras, K. C. and P. T. Varlagas (2008), "On the Measurement of Market Power in the Banking Industry", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 35, PP. 1023–1047.

Dickson, V. A. (1981), "Conjectural Variation Elasticities and Concentration", *Economic Letters*, No. 7, PP. 281-285.

Edet, B. N. (2015), "Effect of Market Structure and Conduct on the Performance of Selected Agro-Based Firms in Nigeria", *International Journal of Management Sciences and Business Research*, https://ssrn. com/abstract=2735682.

Giachetti, C. and G. B. Dangnini (2014), "Detecting the Relationship between Competitive Industry and Firm Product Line Length Evidence from the Worldwide Mobile Phone Industry", *Strategic Management Journal*, 35(9), PP. 1398-1409.

Inbae, J. and C. Chanjin (2016), "Assessment of Market Power and Cost Efficiency Effects In The U. S. Beef Packing Industry", *Journal of Rural Development/Nongchon-Gyeongje*, Korea Rural Economic Institute, vol. 39. PP. 35-58.

Ji, I. B. and C. Chang (2010), "Dynamic Assessment of Oligopoly, Oligopsony Power, and Cost Efficiency using the New Empirical Industrial Organization in the U. S. Beef Packing Industry", *AAEA, CAES, & WAEA Joint Annual Meeting at the Agricultural & Applied Economics*, Denver, Colorado, July 25-27.

Kumbhakar, S. C. ; Baardsen, S. and G. Lien (2012), "A New Method for Estimating Market Power with an Application to Norwegian Sawmilling", *Review of Industrial Organization*, Vol. 40, No. 2, PP. 109-129.

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

Mei, B and C. Sun (2008), "Assessing Time-Varying Oligopoly and Oligopsony Power in the U. S. Paper Industry", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 40, NO. 3, PP. 27–939.

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

Rosenbaum, D. I. (1994), "Efficiency V, Collusion: Evidence Cast in Cement", *Review of Industrial Organization*, No. 9, PP. 379-392.

Shepherd,W. (1986), "Tobin's q and The Structure Performance Relationship: Reply", *American Economic Review*, No. 76, PP. 1205-1210.

Simbanegavi, W. ; Greenberg, J. B. and T. Gwatidzo (2015), "Testing for Competition in The South African Banking Sector", *Journal of African Economies*, Vol. 24, No. 3, PP. 303-324.

Steen, F. and K. G. Salvance (1999), "Testing for Market Power Using a Dynamic Oligopoly Model", *International Journal of Industrial Organization*, No. 17, PP. 147-177.