

## ارتباط کارایی با متغیرهای ساختاری بر مبنای نگرش SCP در بخش صنعت ایران (رهیافت بوت استرپ در استنباط آماری)

دکتر فرهاد خداداد کاشی\* و دکتر محمدنبی شهیکی تاش\*\*

تاریخ دریافت: ۲۸ آبان ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: ۲۷ دی ۱۳۹۱

در این مقاله به دنبال بررسی ارتباط میان متغیرهای ساختاری و عملکردی در ۱۴۰ صنعت ایران هستیم. در این تحقیق به بررسی ساختار بازارهای صنعتی بر مبنای شاخص نسبت تمرکز چهار بنگاه و شاخص مزیت هزینه‌ای و پس از آن به برآورد سطح کارایی صنایع در کد چهار ISIC بر مبنای رویکرد مرز تصادفی پرداخته شده و با محاسبه سطح کارایی صنایع، ارتباط ساختار و عملکرد در قالب یک الگوی SCP بررسی شده است. همچنین برای قضاوت دقیق‌تر در مورد نتایج بدست آمده، از روش بوت استرپ در راستای استنباط‌های آماری استفاده شده است. یافته‌های این مقاله بیانگر آن است که اولاً صنایعی که شدت تمرکز در آنها بالا است ناکارتر هستند. به عبارت دیگر در صنایع ایران، قدرت انحصاری، رابطه معکوسی با کارایی دارد و این مسئله بخوبی گویای این واقعیت است که برخلاف نگرش شیکاگو، ریشه قدرت انحصاری در صنایع ایران نشأت گرفته از کارایی نبوده و بایستی در سایر مسائل دیگر ریشه این قدرت انحصاری را جستجو نمود. ثانیاً صنایعی که دارای شدت مانع ورود بیشتری بوده‌اند ناکارتر بوده‌اند. این مسئله بخوبی مؤید این است که مانع ورود، نقش معنی‌داری در ایجاد ناکارایی بخش‌های صنعتی (به دلیل عدم وجود فضای رقابت) به همراه داشته است. ثالثاً در صنایعی که سهم فعالیت‌های دولت نسبت به بخش خصوصی بیشتر بوده، میزان کارایی پایین‌تر است. به عبارت دیگر ارتباط منفی بین حضور دولت در فعالیت‌های صنعتی و کارایی در صنایع ایران وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: کارایی، تمرکز، انحصار، SCP.

### ۱. مقدمه

هر بازار دارای سه عنصر عملکرد، رفتار و ساختار است و بسته به ماهیت و نحوه ارتباط این عناصر با یکدیگر، شکل و نوع سازمان بازار مشخص می‌شود. البته در میان محققان در مورد ارتباط و جهت علیت بین این عناصر هنوز اجماع نظری وجود ندارد. در مباحث اقتصاد صنعتی دو مکتب فکری غالب در مورد تبیین مکانیزم تأثیر گذاری مؤلفه‌های ساختاری، رفتاری و عملکردی وجود دارد. یکی مکتب ساختارگرایی (هاروارد) و دیگری مکتب شیکاگو است. اصول و پایه‌های اساسی مکتب ساختارگرایی توسط میسن<sup>۱</sup> و شاگردانش شکل گرفت. میسن از بین عناصر سه گانه بازار بر اهمیت ساختار آن تأکید نمود. بن<sup>۲</sup> که یکی از شاگردان میسن بود، پس از وی با معرفی مفهوم موانع ورود و تأثیر آن بر رفتار و عملکرد اقتصادی بنگاهها، بر اهمیت ساختار بازار تأکید نمود. ساختارگرایان معتقدند جهت علیت، از ساختار به رفتار و سپس به عملکرد ختم می‌شود و از اینرو این نگرش مکتبی به عنوان مکتب «ساختار، رفتار و عملکرد» یا SCP<sup>۳</sup> شناخته می‌شود. در نقطه مقابل مکتب ساختارگرایان، طرفداران مکتب شیکاگو قرار دارند. این مکتب فکری توسط استیگلر<sup>۴</sup> پایه‌ریزی شد و از دهه ۷۰ میلادی به بعد با کوشش اقتصاددانان بنامی همچون برازن<sup>۵</sup>، مک‌گی<sup>۶</sup>، دمستز<sup>۷</sup>، پوزنر<sup>۸</sup> و سایر اقتصاددانانی که عقایدی مخالف نظر ساختارگرایان دارند به اوج رسید. برخلاف مکتب ساختارگرایان، طرفداران این مکتب جهت علیت را از عملکرد به رفتار و ساختار می‌دانند. از نظر این مکتب، ساختار بازار و نحوه رفتار بنگاهها به عملکرد بنگاهها وابسته است. در این مکتب علت وجود انحصار در بازارها به عملکرد و کارایی برتر بنگاههای انحصاری مرتبط می‌گردد.<sup>۹</sup>

- 
1. Mason
  2. Bain
  3. Structure-Conduct-Performance (SCP)
  4. Stigler
  5. Brozen
  6. McGee
  7. Demstesz
  8. Posner

با نگاهی به الگوهای نظری در مورد ساختار و عملکرد بازار، مشاهده می‌شود که الگوهای تئوریک اولیه مرتبط با این حوزه، در دهه ۱۹۵۰ ارائه گردید. در این دهه محققینی مانند کالین<sup>۱</sup>، واترسن<sup>۲</sup>، کلارک<sup>۳</sup>، دويس<sup>۴</sup>، بن و ... تلاش نمودند الگوی نظری و کمی برای ارزیابی ساختار و عملکرد در بازارهای صنعتی ارائه نمایند ولیکن آنچه که مد نظر محققین اقتصاد صنعتی بوده، آن است که بتوانند الگوی نظری متناسبی براساس الگوهای و تئوری‌های اقتصادی ارائه نمایند تا براساس آن تعامل ساختار و عملکرد بازار را بررسی نمایند. برای مثال الگویی که کالین و واترسن بر مبنای حداکثرسازی سود بنگاه‌های اقتصادی ارائه نمودند به عنوان اولین گام در این زمینه شناخته می‌شود.

$$\frac{P - MC}{P} = \frac{S_i(1 + \lambda)}{\eta}, \quad \lambda = \sum_{i \neq j} \frac{dx_i}{dx_j}$$

در رابطه عنوان شده  $\frac{P - MC}{P}$  متغیر سنجش عملکرد توسط کالین و واترسن در نظر گرفته شده و در واقع این متغیر عملکردی به عنوان معیاری شناخته می‌شود که بوسیله آن می‌توان قدرت انحصاری بنگاه صنعتی در بازار را محاسبه نمود. همچنین  $\lambda$  به عنوان متغیر رفتاری بازار شناخته می‌شود و بیانگر شرایطی است که واکنش تولیدکننده در قبال سطح تولید بنگاه رقیب را نشان می‌دهد. کالین و واترسون در مدل فوق،  $S_i$  را به عنوان متغیر ساختاری در نظر گرفتند. در رابطه فوق طرف تقاضا نیز به عنوان عامل تأثیرگذار بر قدرت انحصاری مورد توجه قرار گرفته است. در رابطه فوق  $\eta$  بیانگر کشش منحنی تقاضا است که به حساسیت مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات تقاضا اشاره دارد. این دو برای ارزیابی اقتصادسنجی، معادله اولیه را تعدیل نمودند و رابطه جدیدی را معرفی نمودند.

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

- 
1. Cowlin
  2. Waterson
  3. Clarke
  4. Davies

همچنین کلارک و دیویس الگوی نظری دیگری برای بررسی ساختار و عملکرد ارائه نمودند. آنها در تبیین قدرت انحصاری به رفتار رقبا در قبال یکدیگر توجه کردند. در واقع بنگاههای فعال در یک بازار ممکن است رفتار مثبتی بر همکاری یا تبانی نسبت به یکدیگر اتخاذ کنند.

$$\frac{P - MC}{P} = \frac{\alpha + (1 - \alpha)S_i}{\eta}$$

در رابطه فوق  $\alpha$  درجه ائتلاف (متغیر رفتاری) است. تنها تفاوت مدل نظری کلارک-دیویس و مدل کالین-واترسن در آن است که کلارک و دیویس تأکید زیادی بر درجه ائتلاف و تبانی به عنوان یک متغیر رفتاری نمودند.

حال در این مقاله، هدف محوری بررسی ارتباط میان ساختار و عملکرد در صنایع ایران است. برای ارزیابی ساختار از دو متغیر در این تحقیق استفاده شده است. به عبارت دیگر تمرکز بازار و شدت مانع ورود به عنوان متغیرهای ساختاری و کارایی به عنوان متغیر عملکردی در نظر گرفته شده است. از اینرو در ادامه تحقیق به بررسی اجمالی ساختار بازارهای صنعتی بر مبنای شاخص نسبت تمرکز چهار بنگاه و شاخص مزیت هزینه‌ای به عنوان معیار شدت مانع ورود پرداخته شده و پس از آن به برآورد سطح کارایی ۱۴۰ صنعت در کد چهار ISIC بر مبنای رویکرد مرز تصادفی پرداخته شده و با محاسبه سطح کارایی صنایع، ارتباط ساختار و عملکرد در قالب یک الگوی ساختار، رفتار و عملکرد (SCP) بررسی شده است. در نهایت برای قضاوت در مورد نتایج بدست آمده، از روش بوت استرپ در راستای استنباط‌های آماری استفاده شده است.

## ۲. ارزیابی ساختار صنایع

برای تحلیل رابطه کارایی و ساختار بازار از یک طرف باید کارایی محاسبه شده و از طرف دیگر باید تعریف عملیاتی از تمرکز ارائه دهیم تا امکان اندازه‌گیری کمی ساختار و ارتباط آن با کارایی فراهم شود. در این مقاله شاخص نسبت تمرکز چهار بنگاه برتر (به عنوان معیار سنجش شدت انحصار) و شاخص مزیت هزینه‌ای مورد توجه هستند. این دو متغیر، وضعیت ساختار بازار را منعکس می‌سازند.

با بررسی جدول ۱ و ارزیابی توزیع فراوانی صنایع بر مبنای شاخص  $CR_4$  در سال ۱۳۸۶ مشاهده می‌شود که از ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهارم ISIC، ۹۲ صنعت دارای شدت تمرکز بیش

## ارتباط کارایی با متغیرهای ساختاری بر مبنای ... ۲۵

از ۴۰ درصد بوده‌اند. در سال ۱۳۸۶ در حدود ۷۴/۴ درصد بنگاههای فعال در بخش صنعت، مربوط به صنایع با  $CR_f < ۴۰$  بوده و ۳۰ درصد فروش صنعت را بخود اختصاص داده‌اند، در حالی که صنایع متمرکز در ایران ( $CR_f \geq ۴۰$ ) حدود ۲۵/۶ درصد بنگاههای کشور را در اختیار داشته و بیش از ۷۰ درصد فروش صنعت را بخود اختصاص داده‌اند.

جدول ۱. توزیع فراوانی صنایع بر مبنای  $CR_f$  سال ۱۳۸۶

$N(\mu_*, \sigma_*^2)$	$N(\mu_*, \sigma_*^2)$	$(y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_i)$	
۵۹	۹۲	۴۳	تعداد صنایع
۴۳	۷۰	۳۰	سهم فروش
۱۶۰۰۴	۱۶۰۰۴	۱۶۰۰۴	تعداد کل بنگاهها
۱۱/۸	۲۵/۶	۷۴/۴	فراوانی بنگاهها (درصد)
۱۸۹۶	۴۱۰۵	۱۱۸۹۹	تعداد بنگاهها

مأخذ: محاسبات تحقیق (۱۳۹۰)

در جدول ۲، متمرکزترین صنایع ایران بر مبنای شاخص نسبت تمرکز چهار بنگاه معرفی شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود صنعت تولید ماشین‌آلات متالوژی، تولید گلیم، تولید وسایل اسباب بازی و صنعت تولید تجهیزات کنترل عملیاتی، بالاترین میزان تمرکز در سال ۱۳۸۶ را دارا بوده‌اند.

جدول ۲. صنایعی که بالاترین تمرکز را دارا هستند

CR4	صنعت	کد ISIC
۱	تولید ماشین‌آلات متالوژی - ذوب فلزات	۲۹۲۳
۱	سایر انتشارات	۲۲۱۹
۱	تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف	۱۷۲۵
۱	تولید وسایل بازی و اسباب بازی	۳۶۹۴
۱	تولید تجهیزات کنترل عملیات صنعتی	۳۳۱۳
۱	تولید جواهرات و کالاهای وابسته	۳۶۹۱
۱	تولید محصولات از توتون و تنباکو - سیگار	۱۶۰۰
۰/۹۹۷	تولید مالتا و ماءالشعیر	۱۵۵۳

۰/۹۸۲	تولید و تعمیر تجهیزات راه آهن	۳۵۲۰
۰/۹۷۰	تولید کالاهای ورزشی	۳۶۹۳
۰/۹۶۱	تولید طناب، ریسمان، نخ قند و توری	۱۷۲۳
۰/۹۴۸	تولید فراورده‌های کوره کک	۲۳۱۰
۰/۹۴۶	تولید محصولات اساسی مسی	۲۷۲۱
۰/۹۳۴	تولید موتور و توربین - بجز موتورهای هواپیما و وسایل نقلیه و موتورهای دوچرخه و سه‌چرخه	۲۹۱۱
۰/۹۳۲	فعالیت‌های خدماتی مربوط به چاپ	۲۲۲۲
۰/۹۳۱	تولید سایر وسایل حمل و نقل طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۳۵۹۹
۰/۹۲۶	تولید انباره‌ها و پیل‌ها و باتری‌های اولیه	۳۱۴۰
۰/۹۲۳	تولید کود شیمیایی و ترکیبات ازت	۲۴۱۲
۰/۹۱۴	تولید ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت	۳۳۳۰
۰/۹۱۲	تولید الیاف مصنوعی	۲۴۳۰
۰/۸۹۶	تولید و تعمیر انواع کشتی	۳۵۱۱
۰/۸۹۶	تولید کیف و چمدان و محصولات مشابه و زین و یراق	۱۹۱۲
۰/۸۹۲	تولید ماشین‌آلات برای ساخت منسوجات و البسه و چرم	۲۹۲۶
۰/۸۶۷	تولید انواع دوچرخه و صندلی چرخدار معلولین	۳۵۹۲
۰/۸۶۳	تولید ماشین‌آلات معدن و استخراج و ساختمان	۲۹۲۴
۰/۸۵۳	تولید بدنه - اتاق‌سازی - برای وسایل نقلیه موتوری و ساخت تریلر و نیم‌تریلر	۳۴۲۰
۰/۸۴۱	تولید فرستنده‌های تلویزیونی و رادیویی و دستگاه‌های مخصوص سیستم‌های ارتباطی و تلگرافی	۳۲۲۰
۰/۸۳۸	تولید سایر تجهیزات الکتریکی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۳۱۹۰

مأخذ: پژوهش جاری (۱۳۹۰)

همانطور که بیان شد در این مقاله از شاخص مزیت هزینه‌ایی (CDR) برای ارزیابی شدت مانع ورود استفاده شده است. در واقع به کمک شاخص CDR به این سؤال پاسخ می‌دهیم که آیا موانع ورود در بازارهای صنعتی ایران در شکل‌گیری انحصار و دوری بازارها از رقابت نقش مهمی بر عهده دارند یا خیر؟ برای پاسخ به این سؤال ابتدا به بررسی توزیع فراوانی صنایع برحسب اندازه مانع ورود پرداخته شده و پس از آن به ارزیابی مانع ورود در صنایعی که بیشترین تمرکز در بازار را داشته‌اند می‌پردازیم. هر چه موانع ورود در

### ارتباط کارایی با متغیرهای ساختاری بر مبنای ... ۲۷

یک صنعت بیشتر باشد، بنگاههای قدیمی از تهدید رقبای جدید مصون خواهند بود. در ادامه بحث، موانع ورود را برحسب مزیت یا عدم مزیت هزینه‌ای بنگاههای کوچک و از طریق متغیر CDR در نظر گرفته می‌شود.

هرچه نسبت CDR کوچکتر از یک باشد به معنای آن است که تولید در مقیاس کوچک مقرون بصرفه نیست. در واقع این شاخص تا حدی موانع ورود را از جنبه صرفه‌های مقیاس ارزیابی می‌کند و البته سایر علل مانع ورود که جنبه کیفی دارند مثل انواع مجوزها و رانت‌ها و برخورداری از تسهیلات تکلیفی را نیز به طور ضمنی در برمی‌گیرد. در جدول ۳ توزیع فراوانی بنگاه‌ها برحسب اندازه مانع ورود درج شده است.

جدول ۳. توزیع فراوانی صنایع برحسب اندازه رقابت بالقوه

CDR				تعداد صنایع
+۰/۵	۰/۱-۰/۵	۰-۰/۱	۰	
۲	۲۴	۸۵	۲۹	
۰/۱۱	۳۳/۶۸	۶۴/۹۸	۱/۲۱۷	سهم صنایع از کل فروش بخش صنعت
۰/۰۵۵	۱/۴	۰/۷۶	۰/۰۴۱۹	سهم هر صنعت از کل فروش بخش صنعت

CDR: شاخص مانع ورود

مأخذ: محاسبات تحقیق

با ملاحظه ارقام جدول ۳ مشخص می‌شود CDR در تمامی صنایع چهار رقمی ایران کوچکتر از یک است. این یافته دلالت بر آن دارد که هرچه بنگاهها در صنایع ایران بزرگتر باشند از مزایای بیشتری برخوردار هستند. تنها در دو صنعت، اندازه CDR بین ۰/۷۵ و ۰/۵ است و در بقیه صنایع شاخص CDR کوچکتر از ۰/۵ است. علاوه بر این در ۱۱۴ صنعت این شاخص از ۰/۱ کوچکتر است. با توجه به اینکه هر چه CDR به صفر نزدیکتر باشد دلالت بر مرتفع تر بودن موانع ورود دارد نتیجه می‌گیریم در اکثر صنایع ایران موانع ورود مرتفع است. در جدول ۴ صنایع با CDR کمتر از یک یعنی بازارهای صنعتی با موانع ورود مرتفع معرفی شده‌اند.

جدول ۴. شاخص نسبت مضار هزینه‌ای در صنایع منتخب

CDR	صنعت	کد ISIC
۰/۳۷۲	تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه و ساخت لاستیک مصنوعی	۲۴۱۳
۰/۳۷۵	تولید کود شیمیایی و ترکیبات ازت	۲۴۱۲
۰/۵۹۷	تولید مالنا و ماء‌الشعیر	۱۵۵۳
۰/۶۸۸	انتشار کتاب و بروشور و کتابهای موسیقی و سایر نشریات	۲۲۱۱
۰/۴۲۵	تولید فراورده‌های نفتی تصفیه شده	۲۳۲۰
۰/۸۸۵	تولید محصولات سرامیکی نسوز- عایق حرارت	۲۶۹۲
۰/۴۷۲	تولید محصولات اساسی مسی	۲۷۲۱
۰/۳۸۰	آماده‌سازی و آرد کردن غلات و حبوب	۱۵۳۱
۰/۴۸۴	تولید سایر محصولات گلی و سرامیکی غیرنسوز ساختمانی	۲۶۹۸
۰/۸۵۹	تولید ماشین‌آلات متالوژی- ذوب فلزات	۲۹۲۳
۰/۱۳۳	تولید مواد شیمیایی اساسی بجز کود و ترکیبات ازت	۲۴۱۱
۰/۴۲۸	تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۲۶۹۹
۰/۳۴۰	بریدن و شکل دادن و تکمیل سنگ	۲۶۹۶
۰/۴۰۷	تولید لاستیک رویی و تویی و روکش کردن مجدد و بازسازی لاستیک‌های رویی	۲۵۱۱
۰/۶۱۹	تکمیل منسوجات	۱۷۱۲
۰/۴۴۱	تولید آلات برنده و ابزار دستی و یراق‌آلات عمومی	۲۸۹۳
۰/۵۲۷	تولید محصولات ساخته شده از بتون و سیمان و گچ	۲۶۹۵
۰/۴۰۷	تولید کالاهای سرامیکی غیرنسوز غیر ساختمانی	۲۶۹۱
۰/۴۳۶	تولید دارو و مواد شیمیایی مورد استفاده در پزشکی و محصولات دارویی گیاهی	۲۴۲۳
۰/۲۸۶	تولید محصولات اولیه آهن و فولاد	۲۷۱۰
۰/۴۷۷	تولید محصولات اساسی آلومینیومی	۲۷۲۲
۰/۵۵۷	تولید خمیر کاغذ و کاغذ و مقوا	۲۱۰۱
۰/۵۲۵	تولید یاتاقان و دنده و چرخ دنده و دیفرانسیال	۲۹۱۳
۰/۷۱۰	تولید انباره‌ها و پیل‌ها و باتری‌های اولیه	۳۱۴۰
۰/۶۹۶	تولید ماشین‌آلات اداری و حسابگر و محاسباتی	۳۰۰۰
۰/۳۱۸	پاک کردن و درجه‌بندی و بسته‌بندی خرما	۱۵۱۷

مأخذ: پژوهش جاری (۱۳۹۰)



### ۳. ارزیابی عملکرد صنایع

یکی از بهترین معیارهای ارزیابی عملکرد یک صنعت، ارزیابی مرز کارایی<sup>۱</sup> در صنعت است که توسط باتیس و کولی (۱۹۹۵)<sup>۲</sup> معرفی شده است. بر این اساس در این تحقیق، کارایی فنی صنایع کشور با استفاده از مدل تابع مرزی تصادفی که بر مبنای مدل باتیس و کولی (۱۹۹۵) است، اندازه گیری شده است:

$$Q_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp(\varepsilon_{it}) = f(x_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it})$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$$

$$v_{it} \cong iidN(0, \sigma_v^2)$$

$$u_{it} \cong iid\left[N(m_{it}, \sigma_u^2)\right]$$

$$u_{it} \geq 0$$

در مدل فوق،  $f(\cdot)$  شکل تابع مناسب،  $y_{it}$  ستانده واحد نام در زمان  $t$  و  $x_{it}$  بردار عوامل تولیدی برای واحد نام در زمان  $t$  است. متغیر  $u_{it}$  و  $v_{it}$  نیز به ترتیب بیانگر میزان عدم کارایی و سایر اختلالات آماری در مدل است.  $u_{it}$  دارای توزیع نرمال منقطع در نقطه صفر با میانگینی برابر با  $m_{it}$  است.

در این مدل بجای واریانس های  $\sigma_u^2$  و  $\sigma_v^2$ ، دو پارامتر واریانس  $(\sigma^2)$  و  $\gamma$  که به ترتیب  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$  و  $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$  جایگزین و برآورد می شوند. پارامتر  $\gamma$  در واقع معنی دار بودن جز عدم کارایی و اثر آن در مدل را ارزیابی می کند. این پارامتر در فرآیند حداکثرسازی تکراری برآورد گردیده و مقداری بین صفر و یک را اختیار می کند.  $\gamma$  هنگامی برابر با صفر است که  $\sigma_u^2 = 0$  و یا  $\sigma_v^2 = \infty$  باشد، جز عدم کارایی از مدل حذف و مدل  $Q_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp(\varepsilon_{it})$  به یک مدل رگرسیونی معمولی تبدیل می شود. در شرایطی که  $\gamma \rightarrow 1$ ، در این حالت مدل مذکور به مدل تابع مرزی معین نزدیک خواهد شد. در رابطه  $Q_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it})$  بایستی میزان عدم کارایی هر بنگاه  $(u_{it})$  از جمله اختلال معمولی  $(v_{it})$  تفکیک شود. بر همین اساس از روش جاندر و همکاران (۱۹۸۲) استفاده می شود.

1. Evolution of Frontier Efficiency

2. Battese, G. and Coelli, T. (1995)

همانطور که در بخش قبل بیان شد، جاندر و یک رابطه برای تعیین ارزش مورد انتظار شرطی جزء  $u_{it}$  به شرط جمله اخلاص ترکیبی،  $E(u_{it} | \varepsilon_i = v_i - u_i)$  را ارائه نمود. در شرایطی که  $u_{it}$  دارای توزیع نرمال منقطع است، این رابطه برابر است با:

$$E(u_{it} | \varepsilon_i = v_i - u_i) = \frac{\sigma\lambda}{1 + \lambda^2} \left[ \frac{\phi\left(\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} + \frac{\mu}{\sigma\lambda}\right)}{\Phi\left(\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} - \frac{\mu}{\sigma\lambda}\right)} - \left(\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} + \frac{\mu}{\sigma\lambda}\right) \right]$$

که در آن  $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$  و  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$  است. درجه نامتقارن و غیرنرمال بودن جمله اختلال ترکیبی  $(\varepsilon_i = v_i - u_i)$  را نشان می‌دهد. همچنین  $\phi(\cdot)$  و  $\Phi(\cdot)$  بترتیب تابع چگالی و توزیع نرمال استاندارد است. با استفاده از تابع حداکثر درستمایی (ML) و تخمین  $\sigma$ ،  $\lambda$ ،  $\mu$  و  $\varepsilon_i$  از تابع زیر برحسب فرض مورد نظر درخصوص نوع توزیع  $u_i$  و همچنین تخمین پارامترهای مدل  $Q_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp(\varepsilon_{it})$ ، می‌توان برآوردهایی را برای  $u_i$  و  $v_i$  بدست آورد.

$$\begin{aligned} \log l(\alpha, \beta, \mu, \lambda, \sigma_{it}) = & \sum_{i=1}^N \left\{ -\frac{1}{2} \left[ T \ln 2\pi - \ln 2 + T \ln \sigma_{it}^2 + \ln(1 + \lambda T) - \ln \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_{it}}\right) \right] \right\} \\ & + \sum_{i=1}^N \left\{ -\frac{1}{2} \left[ -\frac{\lambda}{1 + \lambda T} \left( \sum_{i=1}^T \frac{\varepsilon_{it} - \mu}{\sigma_{it}} \right)^2 + \sum_{i=1}^T \left( \frac{\varepsilon_{it} - \mu}{\sigma_{it}} \right)^2 \right] \right\} \\ & + \sum_{i=1}^N \ln \phi \left\{ \left[ \sqrt{\frac{\lambda}{1 + \lambda T}} \right] \left[ \frac{1}{\sigma_{it}} \right] \left[ \sum_{i=1}^T (\varepsilon_{it} - \mu) + T\mu \left( 1 - \frac{1}{\lambda} \right) \right] \right\} \end{aligned}$$

در این تحقیق برای ارزیابی عملکرد، برای فرم تبعی  $Q_{it}^F = f(X_{it}, t)$  از تابع ترانسلوگ زیر استفاده شده است:

$$\ln Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_L \ln L_{it} + \alpha_K \ln K_{it} + \frac{1}{\psi} \beta_{LL} (\ln L_{it})^\psi + \frac{1}{\psi} \beta_{KK} (\ln K_{it})^\psi \\ + \beta_{LK} (\ln L_{it})(\ln K_{it}) + \beta_{tL} (\ln L_{it})t + \beta_{tK} (\ln K_{it})t \\ + \alpha_t t + \frac{1}{\psi} \beta_{tt} t^\psi + (v_{it} - u_{it})$$

$$v_{it} \cong iidN(0, \sigma_v^2)$$

$$u_{it} \cong iid \left[ N(m_{it}, \sigma_u^2) \right]$$

$$u_{it} \geq 0$$

که  $Q_{it}$  متناظر با ارزش افزوده صنعت است. در این مطالعه برای کمی نمودن شاخص تکنولوژی با استفاده از اطلاعات مربوط به هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D) و تعداد نیروی کار دارای تحصیلات لیسانس به بالا (LL) و با بکارگیری رهیافت فازی، یک شاخص تلفیقی برای ارزیابی تکنولوژی در نظر گرفته شده است.

$$t_j(i) = \begin{cases} 1 & R \& D_j^i \leq R \& D_j^{\min}, LL_j^i \leq LL_j^{\min} \\ \frac{1}{2} \left\{ \left[ \frac{R \& D_j^{\max} - R \& D_j^i}{R \& D_j^{\max} - R \& D_j^{\min}} \right] \right. & R \& D_j^{\min} \leq R \& D_j^i \leq R \& D_j^{\max} \\ \left. + \left[ \frac{LL_j^{\max} - LL_j^i}{LL_j^{\max} - LL_j^{\min}} \right] \right\} & LL_j^{\min} \leq R \& D_j^i \leq LL_j^{\max} \\ 0 & R \& D_j^i \geq R \& D_j^{\max}, LL_j^i \geq LL_j^{\max} \end{cases}$$

گفتنی است که توزیع مرتبط با «اثرات ناکارایی تکنیکی» یک تابع توزیع نرمال غیرمنفی قطع شده<sup>۱</sup> با مؤلفه‌های  $N(m_{it}, \sigma_u^2)$  است. نتایج حاصل از برآورد تابع مرزی ترانسلوگ در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. برآورد تابع مرز تصادفی ترانسلوگ به روش MLE

$$\ln Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_L \ln L_{it} + \alpha_K \ln K_{it} + \frac{1}{\gamma} \beta_{LL} (\ln L_{it})^{\gamma} + \frac{1}{\gamma} \beta_{KK} (\ln K_{it})^{\gamma} + \beta_{LK} (\ln L_{it})(\ln K_{it}) + \beta_{tL} (\ln L_{it})t + \beta_{tK} (\ln K_{it})t + \alpha_t t + \frac{1}{\gamma} \beta_{tt} t^{\gamma} + (v_{it} - u_{it})$$

$$v_{it} \equiv iidN(0, \sigma_v^{\gamma})$$

$$u_{it} \equiv iid\left[N(m_{it}, \sigma_u^{\gamma})\right]$$

$$u_{it} \geq 0$$

آماره t	انحراف معیار	ضرایب	پارامترها	متغیرها
0.13671957E+02	0.75702085E+00	0.10349956E+02	$\alpha_0$	Constant
0.68950731E+01	0.15199012E+00	0.10479830E+01	$\alpha_L$	$\ln L_{it}$
-0.34231359E+01	0.12684561E+00	-0.43420977E+00	$\alpha_K$	$\ln K_{it}$
0.38683942E+01	0.14193023E-01	0.54904207E-01	$\beta_{LL}$	$(\ln L_{it})^{\gamma}$
0.46226474E+01	0.13079730E-01	0.60462979E-01	$\beta_{KK}$	$(\ln K_{it})^{\gamma}$
-0.17167842E+01	0.14480108E-01	-0.24859221E-01	$\beta_{LK}$	$(\ln L_{it})(\ln K_{it})$
-0.16193148E+01	0.57046827E-01	0.92376769E-01	$\beta_{tL}$	$(\ln L_{it})t$
0.48229101E+01	0.40353505E-01	0.19462132E+00	$\beta_{tK}$	$(\ln K_{it})t$
-0.42512373E+01	0.34331303E+00	-0.14595052E+01	$\alpha_t$	t
-0.38311626E+01	0.19552803E+00	-0.74909966E+00	$\beta_{tt}$	$t^{\gamma}$
0.15411880E+02	0.69085963E-02	0.10647446E+00	$\sigma^{\gamma} = \sigma_v^{\gamma} + \sigma_u^{\gamma}$	sigma-squared
0.53998772E+02	0.13504717E-01	0.72923813E+00	$\gamma = \frac{\sigma^{\gamma}}{\sigma_v^{\gamma} + \sigma_u^{\gamma}}$	Gamma
0.16609796E+02	0.33552363E-01	0.55729789E+00	$m_{it}$	Mu
0.17029702E+02	0.29568528E-02	0.50354321E-01	$\eta$	Eta

log likelihood function = 0.35722920E+03

LR test of the one-sided error = 0.14693364E+04

number of iterations = 19

total number of observations = 1703

اکنون براساس معادله برآوردی جدول ۵، سطح کارایی تکنیکی بنگاه  $t$ ام در زمان  $t$  بصورت نسبت میانگین تولید به میانگین تولید بالقوه بصورت زیر بدست می آید:

$$TE_{it} = \frac{E(Q_{it}/u_{it}, L_{it}, K_{it})}{E(Q_{it}^F/L_{it}, K_{it})} = \exp\{-u_{it}\}$$

در جدول ۶ براساس رابطه TE ارزیابی از کارایی تکنیکی صنایع واقع در کد چهار ISIC ارائه شده است. کارایی تکنیکی نشان دهنده میزان توانایی یک بنگاه در حداکثرسازی تولید با توجه به عوامل تولید مشخص است و یا به عبارتی بیانگر استفاده از حداقل نهاده‌های تولیدی برای تولید یک سطح معین ستاده است. با بررسی جدول ۶ مشاهده می شود که صنایع تولید محصولات اساسی مسی، پاک کردن و درجه بندی و بسته بندی پسته، تولید وسایل نقلیه موتوری و تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه و ساخت لاستیک مصنوعی بالاترین سطح کارایی در صنعت ایران در سال ۱۳۸۶ را داشته اند.

جدول ۶. صنایعی که بیشترین کارایی در سال ۱۳۸۶ را داشته اند

تغییرات کارایی	۱۳۸۶	FK	
۰/۱۲۶۰	۰/۸۱۶۲	تولید محصولات اساسی مسی	۲۷۲۱
۰/۱۵۰۰	۰/۷۶۹۳	پاک کردن و درجه بندی و بسته بندی پسته	۱۵۱۸
۰/۱۶۲۳	۰/۷۴۲۰	تولید وسایل نقلیه موتوری	۳۴۱۰
۰/۱۶۷۳	۰/۷۳۰۰	تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه و ساخت لاستیک مصنوعی	۲۴۱۳
۰/۱۶۹۶	۰/۷۲۴۳	تولید خوراک دام و حیوانات	۱۵۳۳
۰/۱۷۷۴	۰/۷۰۴۲	تولید روغن و چربی حیوانی و نباتی خوراکی	۱۵۱۴
۰/۱۷۷۷	۰/۷۰۳۳	تولید الیاف مصنوعی	۲۴۳۰
۰/۱۷۷۹	۰/۷۰۲۷	تولید گیرنده های تلویزیون و رادیو، دستگاه های ضبط یا پخش صوت و ویدئو و کالاهای وابسته	۳۲۳۰
۰/۱۹۰۳	۰/۶۶۶۱	تولید فراورده های نفتی تصفیه شده	۲۳۲۰
۰/۱۹۱۸	۰/۶۶۰۹	تولید مالنا و ماء الشعیر	۱۵۵۳
۰/۱۹۵۵	۰/۶۴۸۳	تولید محصولات اساسی آلومینیومی	۲۷۲۲
۰/۱۹۶۹	۰/۶۴۳۰	تولید فراورده های لینی	۱۵۲۰
۰/۱۹۸۱	۰/۶۳۸۷	تولید سیم و کابل عایق بندی شده	۳۱۳۰

۳۴ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران سال هفدهم شماره ۵۱

۰/۱۹۸۱	۰/۶۳۸۵	تولید مواد شیمیایی اساسی بجز کود و ترکیبات ازت	۲۴۱۱
۰/۲۰۲۴	۰/۶۲۱۱	تولید صابون و مواد پاک‌کننده و لوازم بهداشت و نظافت و عطرها و لوازم آرایش	۲۴۲۴
۰/۲۰۲۹	۰/۶۱۸۹	تولید سموم دفع آفات و سایر فراورده‌های شیمیایی مورد استفاده در کشاورزی	۲۴۲۱
۰/۲۰۳۵	۰/۶۱۶۵	تولید جعبه و کارتن و سایر وسایل بسته‌بندی کاغذی و مقوایی	۲۱۰۲
۰/۲۰۳۶	۰/۶۱۵۹	تولید محصولات سرامیکی نسوز- عایق حرارت	۲۶۹۲
۰/۲۰۴۰	۰/۶۱۴۰	تولید انواع موتورسیکلت	۳۵۹۱
۰/۲۰۴۶	۰/۶۱۱۶	تولید الکل اتیلیک از مواد تخمیر شده	۱۵۵۱
۰/۲۰۶۷	۰/۶۰۱۶	تولید ماشین‌آلات اداری و حسابگر و محاسباتی	۳۰۰۰
۰/۲۰۶۷	۰/۶۰۱۵	تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه و بتانه	۲۴۲۲
۰/۲۰۷۱	۰/۵۹۹۳	تولید محصولات اولیه آهن و فولاد	۲۷۱۰
۰/۲۰۸۶	۰/۵۹۱۵	دباغی و تکمیل چرم	۱۹۱۱
۰/۲۰۸۷	۰/۵۹۱۱	تولید فلزات گرانبها و سایر محصولات اساسی- بجز آهن و فولاد و مس و آلومینیوم	۲۷۲۳
۰/۲۰۸۹	۰/۵۸۹۹	تولید یاتاقان و دنده و چرخ دنده و دیفرانسیال	۲۹۱۳
۰/۲۰۹۱	۰/۵۸۸۹	عمل‌آوری و حفاظت گوشت و فراورده‌های گوشتی از فساد	۱۵۱۶
۰/۲۰۹۶	۰/۵۸۶۲	تولید طناب، ریسمان، نخ قند و توری	۱۷۲۳
۰/۲۰۹۸	۰/۵۸۵۰	تولید لامپ‌ها و لامپ‌های لوله‌ای الکترونیکی و سایر اجزای الکترونیکی	۳۲۱۰

مأخذ: پژوهش جاری (۱۳۹۰)

۴. ارتباط ساختار و عملکرد در صنایع ایران

اکنون در این بخش درصدد هستیم در چارچوب رهیافت ساختار، رفتار و عملکرد (SCP) اثر متغیرهای ساختاری بر کارایی (به عنوان متغیر عملکردی) را در بخش صنعت ایران ارزیابی نماییم. بر این اساس مدل اقتصادسنجی زیر در چارچوب نگرش ساختارگرایی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 CR4_{it} + \beta_2 CDR_{it} + \beta_3 VAR_{it} + \beta_4 Sngov_{it} + \beta_5 EX_{it} + u_{it}$$

در این مدل متغیر کارایی صنایع در زمان  $t$ ،  $CR4_{it}$  تمرکز ۴ بنگاه برتر صنعت (به عنوان نماینده قدرت بازاری)،  $CDR_{it}$  شاخص شدت مضار هزینه‌ای،  $VAR_{it}$  نسبت ارزش افزوده صنعت

### ارتباط کارایی با متغیرهای ساختاری بر مبنای ... ۳۵

نسبت به فروش (به عنوان نماینده اندازه بنگاه)،  $Sngov_{it}$  سهم بنگاههای دولتی در کل بنگاههای فعال در کد چهارم ISIC و  $EX_{it}$  نسبت صادرات به فروش هر صنعت است. در جدول ۷ نتایج برآورد مدل فوق بوسیله روش اثرات ثابت (FE) گزارش شده است. قابل ذکر است که دلیل انتخاب روش FE در مقایسه با روش اثرات تصادفی (RE) آن است که فرضیه  $H_0$  که بیان می کند تفاوت سیستماتیک معنی داری بین ضرایب وجود ندارد توسط آزمون هاسمن رد می شود.

جدول ۷. ارزیابی ساختار و عملکرد صنعت ایران در چارچوب SCP

متغیرها	نماد	ضریب	انحراف معیار	t	P> t	[95% Conf. Interval]
عرض از مبدأ	C	.5742061	.0131918	43.53	0.000	.5483307 .6000816
اندازه بنگاه	VAR	-.1267655	.017552	-7.22	0.000	-.1611934 - .0923377
قدرت انحصاری	CR	-.0911064	.0164538	-5.54	0.000	-.1233802 - .0588326
نسبت مضار هزینه‌ای	CDR	-.0350926	.0067933	-5.17	0.000	-.0484176 - .0217676
مالکیت دولتی	Sngov	-.3055136	.0169384	-18.04	0.000	-.3387378 - .2722893
صادرات	EX	.1247635	.0270214	4.62	0.000	.0717616 .1777654
				.11792842		sigma_u
				.05916181		sigma_e
				.79892728		Rho
				corr(u_i, Xb) = -0.5202		corr(u_i, Xb)
				R-sq: within = 0.2614		R-sq
				between = 0.0081		
				F(5,1567) = 110.91		F
				Prob > F = 0.0000		
				F test that all u_i=0: F(130, 1567) = 26.75		Prob > F = 0.0000

مأخذ: پژوهش جاری (۱۳۹۰)

با بررسی نتایج جدول ۷ می توان نتیجه گرفت که

۱. صنایعی که دارای ارزش افزوده به فروش بیشتری هستند ناکارایی بیشتری دارند. به عبارت دیگر اگر این شاخص را به عنوان پراکسی از اندازه بنگاه در نظر بگیریم طبق جدول ۷ می توان نتیجه گرفت ارتباط معکوسی بین کارایی و اندازه بنگاه در صنایع ایران وجود دارد. به عبارت دیگر اگر یک درصد «نسبت ارزش افزوده به فروش»

افزایش یابد، انتظار بر آن است که بطور متوسط ۰/۱۲ درصد کارایی کاهش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت هستند. به عبارتی گسترش مقیاس و اندازه بنگاه‌های تولیدی در ایران توأم با ناکارایی بوده است.

۲. صنایعی که شدت تمرکز در آنها بالا است ناکارتر هستند. به عبارت دیگر در صنایع ایران، قدرت انحصاری رابطه معکوسی با کارایی دارد و این مسئله بخوبی گویای این واقعیت است که برخلاف نگرش شیکاگو، ریشه قدرت انحصاری در صنایع ایران نشأت گرفته از کارایی نبوده و بایستی در سایر مسائل دیگر ریشه این قدرت انحصاری را جستجو نمود. به عبارت دیگر اگر یک درصد شدت تمرکز افزایش یابد، انتظار بر آن است که بطور متوسط ۰/۰۹ درصد کارایی کاهش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت باشند.

۳. صنایعی که دارای شدت مضار هزینه‌ای بیشتری بوده‌اند ناکارتر بوده‌اند. این مسئله بخوبی مؤید این مسئله است که CDR نقش معنی‌داری در ایجاد ناکارایی بخش‌های صنعتی (به دلیل عدم وجود فضای رقابت) به همراه داشته است. به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی شدت مانع ورود، انتظار بر آن است که بطور متوسط ۰/۰۳ درصد کارایی کاهش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت باشند.

۴. در صنایعی که سهم فعالیت‌های دولت نسبت به بخش خصوصی بیشتر بوده، میزان کارایی پایین‌تر بوده است. به عبارت دیگر ارتباط منفی بین حضور دولت در فعالیت‌های صنعتی و کارایی در صنایع ایران وجود دارد. به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی سهم فعالیت‌های دولت، انتظار بر آن است که بطور متوسط ۰/۳ درصد کارایی کاهش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت هستند.

۵. صنایعی که صادرات‌گرا بوده‌اند کارتر بوده‌اند. این مسئله نشان می‌دهد که صنایعی که در بازار جهانی فعال‌تر بوده‌اند کارتر از صنایعی هستند که مقیاس فروش آن محدود به بازار داخلی است. به عبارت دیگر اگر یک درصد «نسبت صادرات به فروش» افزایش یابد، انتظار بر آن است که بطور متوسط ۰/۱۲ درصد کارایی افزایش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت هستند.



### ۵. آزمون آماری برآوردهای مدل SCP با استفاده از روش بوت استرپ

یکی از مسائل مهم در مطالعات اقتصادسنجی این است که ممکن است مقدار محاسبه شده برای یک برآوردگر و یا میزان تغییرات آن از لحاظ آماری معنی دار نباشد. از این رو لازم است با محاسبه فاصله اطمینان آماری، اعتبار آماری شاخص برآورده شده سنجیده شود. از آنجا که شناسایی توزیع و برآورد انحراف معیار شاخص‌های اقتصادی به دلیل پیچیدگی از لحاظ تحلیلی مشکل است لذا محققان از روش‌های باز نمونه‌گیری<sup>۱</sup> استفاده می‌نمایند. روش‌های باز نمونه‌گیری، روشهایی هستند که با حداقل هزینه، خطای نمونه‌گیری را نسبت به روشهای مرسوم کاهش می‌دهند.

سه روش سنتی و یک روش مدرن در باز نمونه‌گیری وجود دارد. روشهای سنتی عبارتند از: روش اعتبار تقاطعی<sup>۲</sup>، روش جک‌نایف<sup>۳</sup> و روش دلتا<sup>۴</sup>. روش مدرن باز نمونه‌گیری، بوت استرپ<sup>۵</sup> نام دارد. از روش بوت استرپ برای محاسبه انحراف معیار و فاصله اطمینان استفاده می‌شود. به عبارت دیگر از این روش برای تصحیح‌اریبی در استنباط آماری استفاده می‌شود. فرض کنید  $Z = \{Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_n\}$  مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی و مستقل و هم‌توزیع با تابع توزیع نمونه‌گیری تجمعی  $F_\theta$  و کمیت تصادفی مورد نظر  $T = t(Z, F_\theta)$  باشد. روش بوت استرپ براساس ایده باز نمونه‌گیری از داده‌ها برای تعیین مشخصات توزیع نمونه‌ای  $T$  بدون فرض معلوم بودن  $F_\theta$  است. افرون (۱۹۹۵) الگوریتمی برای برآورد مشخصات توزیع نمونه‌ای  $T$  به عنوان برآوردهای پارامتر مورد نظر  $\theta$  و براساس مشاهدات مستقل بصورت زیر پیشنهاد نمود:

$$\text{الف) تابع تجربی } F_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(Z_i < z) \text{ را تعیین می‌نماییم.}$$

ب)  $Z^* = \{Z_1^*, Z_2^*, Z_3^*, \dots, Z_n^*\}$  را به عنوان نمونه بوت استرپ از  $F_n$  به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده با جایگذاری از  $Z$  بدست می‌آوریم.

ج) آماره بوت استرپ  $T^* = t(Z^*, F_\theta)$  را محاسبه می‌نماییم.

د) اریب، واریانس و توزیع  $T$  بوت استرپ بصورت زیر است:

- 
1. Resampling
  2. Cross-validation
  3. Jackknife
  4. Delta-method
  5. Bootstrap

$$G^*(t) = P(T^* \leq t)$$

$$Var(T^*) = E^* \{T^* - E(T^*)\}^2$$

$$Bias(T^*) = E(T^*) - T$$

اگر اریب، واریانس و توزیع  $T$  بوت استرپ جواب‌های صریحی نداشته باشند، با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو و تکرار  $B$  بار مراحل «ب» و «ج» و محاسبه  $\{T^*, T^*, \dots, T^*\}$  به ترتیب بصورت زیر برآورد می‌شوند:

$$\hat{G}^*(t) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B I(T_i^* \leq t)$$

$$Var(\hat{T}^*) = \frac{1}{B-1} \sum_{i=1}^B \{T_i^* - E(T^*)\}^2$$

$$Bias(\hat{T}^*) = \hat{E}(T^*) - T$$

که در آن  $E(\hat{T}^*) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B T_i^*$  است.

در این بررسی با استناد به روش افرون (۱۹۹۵) از نمونه‌های موجود ۲۰۰ بار نمونه‌گیری و فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای ضرایب محاسبه شده است. نتایج حاصله انحراف معیار و فاصله اطمینان برای برآوردگرهای مدل رگرسیونی تصریح شده براساس روش بوت استرپ در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۸. استنباط آماری ساختار و عملکرد صنعت ایران در چارچوب SCP با بوت استرپ

متغیرها	نماد	ضریب	انحراف معیار بوت استرپ	Z	P> z	[95% Conf. Interval]
عرض از مبدأ	C	.5742061	.025059	22.91	0.000	.5250914 .6233208
اندازه بنگاه	VAR	-.1267655	.0224354	-5.65	0.000	-.1707382 - .0827929
قدرت انحصاری	CR	-.0911064	.0352525	-2.58	0.010	-.1602 - .0220129
نسبت مضار هزینه‌ای	CDR	-.0350926	.0125513	-2.80	0.005	-.0596927 - .0104925
مالکیت دولتی	Sngov	-.3055136	.0321502	-9.50	0.000	-.3685267 -

.2425004						
.5250914	0.018	2.36	.0528894	.1247635	EX	صادرات
.6233208						
			.11792842			sigma_u
			.05916181			sigma_e
			.79892728			Rho
			corr(u_i, Xb) = -0.5202			corr(u_i, Xb)
			R-sq: within = 0.2614			R-sq
			between = 0.0081			
			Wald chi2(5) = 193.16			F
			Prob > chi2 = 0.0000			
			F test that all u_i=0: F(130, 1567) = 26.75			Prob > F = 0.0000

مأخذ: پژوهش جاری (۱۳۹۰)

با بررسی انحراف معیار، آماره Z و فاصله اطمینان محاسبه شده بر مبنای روش بوت استرپ در جدول ۸ با قاطعیت بیشتری نسبت به نتایج بدست آمده در جدول ۷ می‌توان اعتماد نمود. نتایج آماره‌های استخراج شده بر مبنای رویکرد بوت استرپ کاملاً بر استنباط‌های آماری صورت گرفته در جدول ۷ صحه می‌گذارند.

## ۶. جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی

در این مقاله عوامل تأثیرگذار بر ناکارایی صنایع ایران در قالب یک مدل SCP، بررسی گردید. یافته‌های این بخش مؤید آن است که:

۱. صنایعی که شدت تمرکز در آنها بالا است ناکاراتر هستند. بگونه‌ای که اگر یک درصد شدت تمرکز افزایش یابد، انتظار بر آن است که بطور متوسط ۰/۰۹ درصد کارایی کاهش یابد. این نتیجه بیانگر آن است که در صنایع ایران، قدرت انحصاری رابطه معکوسی با کارایی دارد و این مسئله بخوبی گویای این واقعیت است که برخلاف نگرش شیکاگو، ریشه قدرت انحصاری در صنایع ایران نشأت گرفته از کارایی نبوده و بایستی در سایر مسائل دیگر ریشه این قدرت انحصاری را جستجو نمود. از آنجا که کارایی علت تسلط بنگاههای بزرگ و متمرکز شدن بازارهای صنعتی ایران نیست و نظر به اینکه صنایع متمرکز کشور ناکاراتر هستند، لذا می‌بایست با حمایت از بنگاههای کوچک و برطرف نمودن موانع ورود در بازارهای صنعتی بستر گسترش رقابت و افزایش کارایی را فراهم آورد. همچنین یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در

بسیاری از بازارهای متمرکز در بخش صنعت ایران، تعداد بنگاهها کم و اندازه بازار کوچک است. بنابراین ایجاد انگیزه برای ورود بنگاههای جدید قدم مؤثری در کاهش تمرکز و انحصار در بازارهای صنعتی کشور است.

۲. صنایعی که دارای شدت مانع ورود بیشتری بوده‌اند ناکارتر بوده‌اند. بگونه‌ای که با افزایش یک درصدی شدت مانع ورود، انتظار بر آن است که بطور متوسط  $0/03$  درصد کارایی کاهش یابد. این مسئله بخوبی مؤید این واقعیت است که مانع ورود نقش معنی داری در ایجاد ناکارایی بخش‌های صنعتی (به دلیل عدم وجود فضای رقابت) به همراه داشته است. نظر به اینکه موانع ورود مرتفع در صنایع و بازارهای ایران، عمدتاً مربوط به بازارهایی است که خصلت تفاوت کالا دارند و یا به هزینه‌های هنگفت سرمایه‌ای نیاز دارند و یا حمایت و دخالت دولت در آنها مشهود است، لذا توسعه مشارکت بخش خصوصی و بویژه بنگاههای کوچک از طریق سیاست‌های تشویقی و جذب سرمایه‌های خارجی در کاهش مانع ورود و افزایش رقابت و کارایی مؤثر است.

۳. در صنایعی که سهم فعالیت‌های دولت نسبت به بخش خصوصی بیشتر بوده، میزان کارایی پایین‌تر بوده است. بگونه‌ای که با افزایش یک درصدی سهم فعالیت‌های دولت، انتظار بر آن است که بطور متوسط  $0/3$  درصد کارایی کاهش یابد. به عبارت دیگر ارتباط منفی بین حضور دولت در فعالیت‌های صنعتی و کارایی وجود دارد. از اینرو کاهش تصدی‌گری دولت در فعالیت‌های اقتصادی، می‌بایست به عنوان یک اولویت در سیاستگذاری مدنظر تصمیم‌گیران اجرایی کشور قرار گیرد. در سالهای اخیر مقوله خصوصی‌سازی و آزادسازی اقتصادی، بهبود فضای رقابتی و مبارزه با انحصار در محافل علمی و عملی اقتصاد ایران مطرح بوده است. بر این اساس نقطه آغاز برای اجرای برنامه فوق درک این واقعیت است که دولت، انحصارگر بزرگ در اقتصاد ایران است و لذا رفع انحصارهای دولتی مستلزم آن است که دولت و مسئولین نسبت به اجرای برنامه خصوصی‌سازی و ارتقای رقابت مؤثر اعتقاد کامل داشته باشند. همچنین باید به این نکته توجه داشت که واگذاری واحدهای تحت مالکیت دولتی به بخش خصوصی تضمین‌کننده رقابت نیست و اگر قبل از واگذاری‌ها، ارزیابی دقیق از ساختار بازارها صورت نپذیرد بیم آن می‌رود که با اجرای چنین برنامه‌ای، انحصار خصوصی جایگزین

ارتباط کارایی با متغیرهای ساختاری بر مبنای ... ۴۱

دولتی شود. لذا ایجاد بستر رقابت و حذف انواع مزیت‌ها و حمایت‌ها، مقدم بر هر نوع واگذاری است.

## منابع

### الف - فارسی

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

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

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

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

خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۸)، «دیدگاه‌های مختلف در مورد مفهوم و نظریه رقابت و تطبیق آن با وضعیت رقابت در بخش صنعت ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۵۱.

خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۹)، *اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)*، چاپ دوم، انتشارات سمت.  
خداداد کاشی، فرهاد و محمدنبی شهیکی تاش (۱۳۸۶)، «حوزه و وسعت قانون رقابت با توجه به ساختار اقتصادی (مطالعه موردی ایران)»، *ویژه‌نامه علمی پژوهشی حقوق و اقتصاد*، شماره پاییز و زمستان

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

### ب - انگلیسی

Appelbaum, E. (1979), "Testing Price Taking Behavior", *Journal of Econometrics*, No. 9, pp. 283-94.

Appelbaum, E. (1982), "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power", *Journal of Econometrics*, No. 19, pp. 287-99.

- Ashenfelter, Orley and Daniel Sullivan (1987), "Nonparametric Tests of Market Structure: An Application to the Cigarette Industry", *Journal of Industrial Economics*, No. 35, pp. 483-98.
- Azzam, A. and E. Pagoulatos (1990), "Testing Oligopolistic and Oligopsonistic Behavior: An Application to the U.S. Meat Packing Industry", *Journal of Agricultural Economics*, No. 41, pp. 362-370.
- Azzam, A., Lopez, R. A. and C. Liron-Espana (2002), "Market Power and/or Efficiency: A Structural Approach", *Review of Industrial Organization*, No. 20, pp. 115-126.
- Battese, G. and T. Coelli (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function and Panel Data", *Empirical Economics*, Vol. 20, pp. 325-332.
- Berndt, Ernst R. and David O. Wood (1986), "U.S. Manufacturing Output and Factor Input Price and Quantity Series, 1908-1947 and 1947-1981", Massachusetts Institute of Technology, Energy Laboratory Working Paper 86-01 OWE.
- Geroski, P., Masson, R. and J. Shaanan (1987), "The Dynamics of Market Structure", *International Journal of Industrial Organization*, No. 5, 93-100.
- Gollop, E. M. and M. J. Roberts (1979), "Firm Inter Dependence in Oligopolistic Markets", *Journal of Econometrics*, No. 10, pp. 313-31.
- Hakura, D. S. (1998), "The Effects of European Economic Integration on the Profitability of Industry", International Monetary Fund Working Paper WP/98/85.
- Martin, Stephen (1988), "The Measurement of Profitability and the Diagnosis of Market Power'International", *Journal of Industrial Organization*, No. 6, pp. 301-321.
- Saving, Thomas R. (1970), "Concentration and the Degree of Monopoly", *International Economic Review*, No. 11, pp. 139-146.
- Schroeter, J. R. (1988), "Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry", *Review of Economics and Statistics*, No. 70, pp. 158-162.