

### بر آورد هزینه‌های رفاهی انحصار در صنعت خودروی ایران

دکتر تیمور محمدی \*

دکتر حمید ناظمان \*\*

علی اصغر سالم \*\*\*

#### چکیده

این مقاله به برآورد خالص زیان رفاهی ناشی از انحصار در صنعت خودروی سواری ایران می‌پردازد. بدین منظور از داده‌های ترکیبی ۶ بنگاه خودروسازی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۹ و نیز از روش لاینشتاین و کومانور (۱۹۶۹) که علاوه بر لحاظ ناکارایی تخصیصی (مثلث رفاه)، آثار رفاهی ناشی از ناکارایی  $X$  را نیز در محاسبات لحاظ می‌نماید؛ استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که هزینه‌های رفاهی ناشی از عملکرد  $X$  با لحاظ آثار رفاهی ناشی از ناکارایی تخصیص این صنعت حدود ۱/۷ درصد از ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۶ بوده است.

**کلید واژه‌ها:** هزینه رفاهی انحصار، ناکارایی تخصیص، ناکارایی  $X$ ، تابع هزینه ترانسلوگ، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، صنعت خودروی سواری.

طبقه‌بندی JEL: L13, L62, D43, D61, C87

\* عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی

\*\* عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی

\*\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

salem207@yahoo.com

تاریخ پذیرش

۹۳/۳/۲۴

تاریخ دریافت

۹۲/۴/۱۲

## ۱. مقدمه

با نگاهی به برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی ایران مشاهده می‌شود که یکی از الزامات برنامه‌های توسعه ایران ارتقای رقابت در بخش‌های اقتصادی است، طوری که در قانون برنامه سوم توسعه و نیز در موادی از قانون برنامه چهارم و پنجم توسعه به این موضوع تأکید شده و دولت مکلف به ارتقای سطح رقابت و کنترل رفتار غیر رقابتی در خصوص جلوگیری از انحصارات شده است. از این رو در راستای کنترل رفتارهای غیر رقابتی، می‌بایست به صورت مستمر بازارهای مهم اقتصادی مورد پایش قرار گیرد. بر این اساس، هزینه‌های رفاهی ناشی از انحصار در صنعت خودروی سواری ایران برآورد شده است.

صنعت خودرو سازی با قدمت زیاد به دلیل ارتباطات پسین و پیشین گسترده‌ای که با سایر صنایع دارد، از جایگاه مهمی در برنامه‌ریزی‌های توسعه صنعتی کشورها برخوردار است این امر سبب شده تا لقب موتور توسعه صنعتی کشورها را از آن خود سازد.

صنعت خودرو در ایران نیز بیش از ۱۶ درصد ارزش افزوده بخش صنعت را تشکیل می‌دهد؛ طوری که بر اساس گزارش سازمان جهانی تجارت، صنعت خودروی ایران با ارزش افزوده ۳/۷ میلیارد دلاری در سال ۲۰۰۵ بین صنایع کارخانه‌ای ایران بیشترین سهم از ارزش افزوده بخش صنعت را به خود اختصاص داده است و از این نظر در رتبه نخست جهان قرار دارد. به جز واحدهای قطعه‌سازی خودرو، چندین نوع فعالیت صنعتی دیگر از جمله شیشه، لاستیک، پلاستیک، الکترونیک و نرم افزارهای کامپیوتری نیز با این صنعت مرتبط هستند و به آن خدمات می‌دهند. در مجموع می‌توان گفت که صنعت خودرو سازی برای حدود صدها هزار نفر به طور مستقیم، شغل ایجاد نموده است (گزارش سازمان جهانی تجارت در سال ۲۰۰۵). بنابراین، این صنعت به دلیل آثار مهم آن بر تولید، اشتغال، سودآوری و پیشرفت‌های فنی به عنوان صنعتی پیشرو شناخته شده و همواره مورد توجه مسئولان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. از آنجا که صنعت خودرو سازی در ایران در اختیار تعداد محدودی شرکت قرار دارد لذا بررسی زیان‌های رفاهی تحمیلی به مصرف کننده در این صنعت بسیار حایز اهمیت است.

مطالعه حاضر درصدد به کارگیری یکی از دقیق ترین روش ها (لینشتاین و کومانور)<sup>۱</sup> در برآورد هزینه های رفاهی انحصار است، زیرا در این روش علاوه بر محاسبه هزینه های ناکارایی تخصیصی، آثار رفاهی ناشی از ناکارایی X را که یکی از پیامدهای ساختار انحصاری است، در نظر می گیرد. بخش دوم این مقاله، به بیان مختصری از مطالعات صورت گرفته در حوزه سنجش هزینه های رفاهی می پردازد؛ در بخش سوم، روش های ارزیابی کارایی در صنعت خودروسازی و در بخش چهارم، روش های برآورد وضعیت تقاضای بازاری خودروی سواری مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش پنجم داده ها، تخمین و نتایج برآوردها شرح داده شده و در بخش ششم نتیجه ارائه شده است.

## ۲. روش های سنجش هزینه های رفاهی انحصار

روش های متعارف سنجش هزینه های رفاهی انحصار معیار هاربرگر، تولاک، لینشتاین و کومانور، پوزنر، برگسون، کالینگ و مولر، مسان و شان و وندرز است که به طور خلاصه به معیارهای هاربرگر و لینشتاین و کومانور اشاره می گردد.

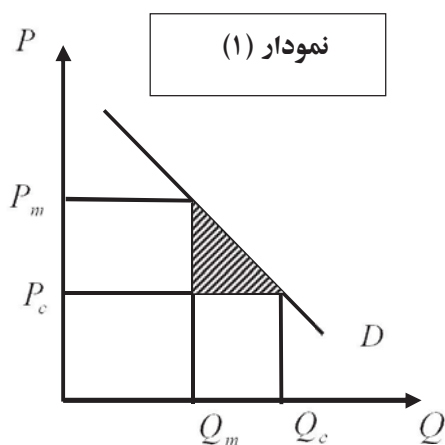
هاربرگر<sup>۲</sup> (۱۹۵۴) پیشرو اقتصاددانان در اندازه گیری هزینه های رفاهی انحصار می باشد. او برای محاسبه این هزینه ها از ایده هاتلینگ<sup>۳</sup> (۱۹۳۸) الهام گرفت. هاربرگر برای محاسبه هزینه های انحصار ابتدا تصویری از یک اقتصاد در تعادل بلندمدت ترسیم و سپس آن را با بازارهای واقعی مقایسه نمود. در تعادل بلندمدت بازده سرمایه گذاری برای تمامی بنگاه ها و صنایع برابر است و منابع به طور بهینه تخصیص می یابند؛ اما بازارهای واقعی فاقد این خصوصیت هستند و رفتارهای غیر رقابتی مانع تخصیص بهینه منابع و حداکثر شدن رفاه اجتماعی می شوند. تفاوت نرخ سود در صنایع مختلف، تخصیص غیر بهینه منابع بین آنها را نشان می دهد و با بررسی و مقایسه نرخ بازده می توان صنایع و بخش هایی را که بیشتر یا کمتر از حد بهینه، از منابع مصرف نموده اند را شناسایی نمود (خداداد کاشی ۱۳۸۰)

1. Leibenstein & Comanor

2. Harberger

3. Hotelling

هاربرگر با استفاده از ایده هاتلینگ به این نتیجه رسید که میزان اخلال در تخصیص منابع را که منجر به زیان اجتماعی و کاهش رفاه مصرف‌کنندگان در جامعه می‌شود، می‌توان برحسب مثلث رفاه بیان نمود. برای به دست آوردن شاخص هاربرگر به صورت زیر می‌توان مثلث رفاه را به شاخص کمی اقتصادی تبدیل نمود:



$$DWL = \frac{1}{2} \Delta P \cdot \Delta Q$$

$$E = \frac{\Delta Q}{\Delta P} \cdot \frac{P}{Q} \rightarrow \Delta Q = \frac{\Delta P}{P} \cdot E \cdot Q$$

$$DWL = \frac{1}{2} \cdot \frac{\Delta P}{P} \left( \frac{\Delta P}{P} \cdot E \cdot Q \right) P = \frac{1}{2} \left( \frac{\Delta P}{P} \right)^2 P \cdot Q \cdot E$$

$$L = \frac{\Delta P}{P} \rightarrow DWL = \frac{1}{2} L^2 P \cdot Q \cdot E$$

که  $DWL$  خالص زیان‌های رفاهی ناشی از انحصار و  $\Delta Q$  و  $\Delta P$  به ترتیب تغییر در مقدار و قیمت به دلیل انحصاری شدن بازار و  $E$  کشش قیمتی تقاضاست. برای محاسبه هزینه‌های رفاهی می‌بایست مقدار اخلال قیمتی یا به عبارت دیگر شاخص قدرت بازاری ( $L$ ) مشخص گردد.

هاربرگر پس از مشخص نمودن پایه‌های نظری و روش محاسبه قدرت انحصاری، از داده‌های اپشتاین (۱۹۳۴) که مشتمل بر نمونه‌ای بالغ بر ۲۰۴۶ شرکت آمریکایی از ۷۳ صنعت طی دوره ۲۸-۱۹۲۴ بود؛ استفاده نمود. در این دوره ۴۵ درصد از کل فروش و سرمایه بخش صنعت آمریکا به این ۷۳ صنعت اختصاص داشت. همچنین در این دوره ۲۵ درصد از تولید ناخالص ملی آمریکا به بخش صنعت تعلق دارد. محاسبات هاربرگر نشان می‌دهد که زیان‌های رفاهی ناشی از انحصار در بخش صنعت معادل ۰/۱ درصد تولید ناخالص ملی است. وی فرض نمود چنانچه قدرت انحصاری در سایر بخش‌های اقتصاد مشابه بخش صنعت باشد، هزینه‌های رفاهی انحصار در کل اقتصاد آمریکا طی دوره

۲۸-۱۹۲۴ به طور متوسط معادل ۰/۴ درصد GNP می‌باشد. یافته‌های هاربرگر وجود مؤسسات ضد تراست و تنظیم کننده بازار را زیر سؤال برد و موجب تقویت نظریه مکاتبی که بر عدم دخالت دولت تأکید دارند، گردید (خداداد کاشی ۱۳۸۰).

پس از انتشار کار هاربرگر، انتقادات متعددی بر روش و کار وی صورت گرفت. روش هاربرگر به دلایل مختلف تخمین پابینی از هزینه‌های انحصار به دست می‌دهد، زیرا اولاً به‌رغم اینکه هاربرگر در ابتدا تصویری از یک اقتصاد در شرایط عمومی بلندمدت ارائه می‌دهد، هزینه‌های رفاهی انحصار را در یک چارچوب تعادل جزئی محاسبه می‌کند. ثانیاً وی کشش قیمتی تقاضا را در تمامی بازارها برابر واحد می‌داند. ثالثاً سود رقابتی معادل متوسط سود بخش صنعت در نظر گرفته شد که این خود موجب می‌شود تخمین بالایی از نرخ بازده رقابتی به دست آید. رابعاً استفاده از نرخ سود متوسط صنعت به عنوان سود رقابتی موجب می‌شود تخمین هزینه‌های رفاهی انحصار دچار تورش شود و در نهایت کارایی نهاده‌ها در وضعیت عملکرد رقابتی و انحصاری را یکسان در نظر گرفت.

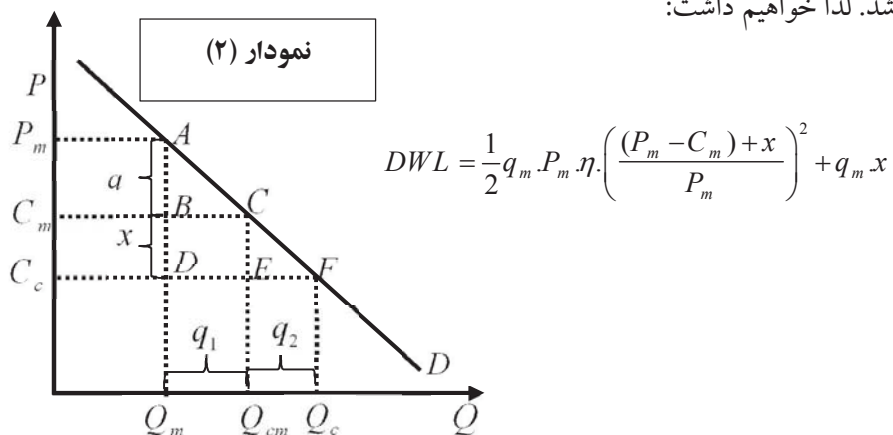
لیبنشتاین و کومانور (۱۹۶۹) در تحلیل‌های خود برای نخستین بار، فرض یکسان بودن کارایی نهاده‌ها در وضعیت عملکرد رقابتی و انحصاری را حذف نمودند و نشان دادند که زیان رفاهی ناشی از انحصار افزون بر «ناکارایی تخصیصی»، شامل گسترش در «ناکارایی  $x$ » نیز می‌شود. به طور دقیق‌تر آنها با پرداختن به تأثیر انگیزه بهینه‌سازی در صنعت نشان دادند که واحدهای دارای قدرت انحصاری با برخورداری از حاشیه سود بالا که به عنوان چتر محافظ مقابل ایشان به شمار می‌رود، ممکن است انگیزه چندانی برای استفاده بهینه از نهاده‌های خود و عملکرد در سطح حداقل هزینه‌ها نداشته باشند. این امر موجب کاهش کارایی یا به اصطلاح بروز ناکارایی  $x$  در سطح بنگاه بررسی شده می‌شود و بنابراین، آثار رفاهی ناشی از عملکرد انحصاری به عوض  $W_a$  در نمودار ۲، برابر با حاصل جمع  $W_x + W_{ax}$  خواهد بود. به طور دقیق‌تر آنها نشان دادند  $W_a$  زیان رفاهی است که از ناکارایی تخصیصی انحصار به وجود آمده و با مساحت مثلث ABC نشان داده شده است. از سوی دیگر،  $W_x$  بیانگر زیان رفاهی حاصل از ناکارایی  $x$  است که از انحصار حاصل شده و بیانگر هزینه‌های بالاتر استفاده شده برای تولید در سطح محدود شده محصول و

معادل مساحت مستطیل  $C_m C_c DB$  است. به همین نحو،  $W_{ax}$  بیانگر اندازه کامل ناکارایی تخصیصی ناشی از انحصار است که به لحاظ ناکارایی  $x$  با مساحت مثلث  $ADF$  نشان داده شده است. لذا طبق نمودار و با فرض اینکه  $x$  اختلاف هزینه میان انحصار و رقابت می‌باشد، خواهیم داشت:

$$W_a = aq_1/2$$

$$W_{ax} = (a+x)(q_1+q_2)/2$$

با توجه به تحلیل بالا، لینشتاین و کومانور نشان دادند اختلاف هزینه ناشی از انحصار بزرگتر از حاشیه قیمت-هزینه است و به تبع آن، زیان در ناکارایی تخصیصی به مراتب بزرگ‌تر از زیان تخصیصی است که به طور معمول اندازه‌گیری می‌شود. در بسیاری موارد درآمدهای صریح رفاهی مرتبط با اثر هزینه‌ای رقابت باعث می‌شود تا احتمال بهبود موقعیت رفاهی به دلیل انتقال یک صنعت از وضعیت انحصار (به ویژه انحصارات مصنوعی یا دولتی) به رقابت، به هر دو لحاظ تخصیصی و همچنین انگیزشی (ناکارایی) وجود داشته باشد. لذا خواهیم داشت:



در رابطه با سنجش مقدار  $x$  به لحاظ کمی، طبق آنچه برگر و مستر (۱۹۹۷)، مولینیوکس و لیو<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) و شائی<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) نشان داده‌اند، از یک تابع هزینه با جمله خطای ترکیبی به صورت رابطه زیر استفاده می‌شود:

1. Molyneux and Liu (2000)

2. Sathye (2001)

$$\ln C = f(p, q, z) + \ln u + \ln v$$

سپس، با محاسبه  $(\ln \hat{u})$  به عنوان جمله ناکارایی فنی در رابطه فوق، میزان ناکارایی  $x$  به صورت زیر به دست می‌آید:

$$x = 1 - \frac{C^{\min}}{C^b} = 1 - \left[ \frac{\exp(f(p^b, q^b, z^b)) \times \exp[\ln \hat{u}_c^{\min}]}{\exp(f(p^b, q^b, z^b)) \times \exp[\ln \hat{u}_c^b]} \right] = \left[ 1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b} \right]$$

در رابطه فوق، اندیس  $min$  مین بنگاه حداقل کننده هزینه و برخوردار از پایین‌ترین ناکارایی فنی  $(\hat{u}_c)$  است که به عنوان مبنای مقایسه در نظر گرفته می‌شود و سپس، اختلاف ناکارایی دیگر بنگاه‌ها  $(\hat{u}_c^b)$  در مقایسه با بنگاه مینا  $(\hat{u}_c^{\min})$  سنجیده خواهد شد. در مجموع، هزینه‌های کل رفاهی ناشی از عملکرد غیر رقابتی (مجموع ناکارایی تخصیص و ناکارایی  $x$ ) برابر خواهد بود با:

$$W_{Total} = W_{ax} + W_x = \frac{1}{2} q_m p_m \eta \left( \frac{(p_m - c_m) + \left(1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b}\right)}{p_m} \right) + \left( q_m \cdot \left(1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b}\right) \right)$$

به عبارتی، به منظور تعیین هزینه‌های رفاهی در این رویکرد، اختلاف متوسط هزینه واحدهای برخوردار از قدرت انحصاری به نسبت یک واحد حداقل کننده هزینه، با استفاده از نسبت کارایی فنی آن‌ها قابل محاسبه است.

## ۱,۲. مطالعات داخلی

در ایران نیز تعداد محدودی مطالعه کاربردی جهت بررسی هزینه‌های اجتماعی انحصار صورت گرفته است که می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

**خداداد (۱۳۸۰)** در مقاله‌ای هزینه‌های اجتماعی انحصار در بخش صنعت ایران را با استفاده از روش هاربرگر و کالین-مولر برآورد نموده است. وی بیان می‌دارد که یافته‌ها بستگی زیادی به روش به کار گرفته شده دارد و همچنین با گذر از سال ۱۳۷۰ به ۱۳۷۳ هزینه‌های اجتماعی انحصار کاهش یافته است که هر دو روش نیز آن را تأیید نموده است. **نسیم فیوضی (۱۳۸۵)** در مطالعه‌ای اقدام به بررسی هزینه‌های رفاهی انحصار ناشی از

تمرکز در صنعت بیمه نموده است. وی در مطالعه خود برای شناسایی ساختار بازار از شاخص‌های تمرکز استفاده کرده و نتیجه گرفته که ساختار بازار بیمه در ایران به صورت انحصار مؤثر است؛ همچنین وی برای محاسبه هزینه‌های اجتماعی انحصار از شاخص‌های هاربرگر، پوزنر و کالینگ-مولر استفاده کرده است. نتایج در این خصوص نشان می‌دهد که هزینه‌های رفاهی اجتماعی به دلیل ساختار انحصاری تحمیل شده در این صنعت در سال ۱۳۸۳ برای شاخص‌های مذکور به ترتیب برابر ۲/۸، ۳/۴۵ و ۳/۱۳ درصد از درآمد این صنعت است.

**قندی نژاد (۱۳۸۶)** به بررسی ساختار بازار در صنعت بانکداری ایران پرداخته و به محاسبه هزینه‌های اجتماعی انحصار طی دوران ۱۳۷۵-۱۳۸۴ اقدام نموده است. وی ابتدا با استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشمن و نسبت تمرکز به بررسی وجود تمرکز و در نهایت انحصار در این بازار می‌پردازد و با استفاده از منحنی لورنز و منحنی تمرکز وجود قدرت انحصاری در میان بانک‌ها را با استفاده از متغیر تسهیلات نشان می‌دهد و نتیجه می‌گیرد که با حرکت از سمت بانک‌های کوچک به سمت بانک‌های بزرگ، قدرت انحصاری افزایش یافته است. وی آنگاه هزینه‌های اجتماعی ناشی از چنین انحصاری را با استفاده از روش کالینگ-مولر اندازه‌گیری می‌نماید. به منظور برآورد هزینه نهایی، یک تابع هزینه به فرم لگاریتمی کاب-داگلاس تخمین زده شده است. تخمین این تابع هزینه با استفاده از اطلاعات هشت بانک و برای دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۴ و با بهره‌گیری از تکنیک پانل صورت گرفته است. نتایج حاکی از آن بوده است که رفاه از دست رفته ناشی از انحصار در این صنعت برابر با ۶ درصد ارزش فروش بوده است، ضمن آنکه در برآورد هزینه‌های اجتماعی انحصار پی به وجود صرفه‌های اقتصادی مقیاس در این صنعت برده شده است.

**شفیعی (۱۳۸۹)** در رساله دکتری خود به سنجش آثار رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی ناموزون ۱۷ بانک دولتی و خصوصی در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۵ می‌پردازد. در این مطالعه به منظور شناسایی وضعیت عملکرد صنعت بانکداری ایران از دو روش هاربرگر و لیبشتاین استفاده شده است. در روش هاربرگر با فرض به کارگیری بهینه نهاده‌ها تنها به اثرات رفاهی ناکارایی تخصیصی



پرداخته می‌شود در حالی که در روش لیبشتاین افزون بر لحاظ ناکارایی تخصیصی، آثار رفاهی ناشی از ناکارایی  $x$  نیز در محاسبات وارد می‌شود. نتایج به دست آمده از روش اول مبین سطح پایین هزینه‌های رفاهی و کمابیش معادل ۱ درصد ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۷ است. رقم مذکور با استفاده از روش دوم (لحاظ آثار رفاهی ناکارایی  $x$ ) بسیار بالاتر و معادل ۴ درصد ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۷ است.

**هادی فر (۱۳۹۰)** در رساله دکتری خود هزینه‌های اجتماعی انحصار را در صنعت مخابرات برآورد نمود و به این منظور با استفاده از داده‌های شرکت‌های زیرمجموعه شرکت مخابرات ایران (شامل ۳۰ شرکت استانی و شرکت همراه اول و شرکت زیر ساخت) طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ اقدام به تخمین یک تابع هزینه ترانسلوگ می‌نماید. تخمین از روش SUR با استفاده از داده‌های تجمیعی (Pool) صورت گرفته است همچنین با استفاده از تابع هزینه تخمین زده شده، برآوردی از صرفه‌های ناشی از مقیاس و تنوع به دست آمده است و در پایان برای نشان دادن اهمیت میزان هزینه‌های اجتماعی انحصار در بازار مخابرات ایران با استفاده از روش مثلث رفاه، برآوردی از هزینه اجتماعی انحصار شده است. نتایج آزمون در مورد جمع‌پذیری تابع هزینه نشان می‌دهد که تابع هزینه تخمین زده شده جمع‌پذیر ناحیه‌ای بوده، لذا شرکت مخابرات ایران دارای انحصار طبیعی است و رقابتی نمودن بازار باعث افزایش کارایی در آن نمی‌گردد، همچنین نتایج نشان دهنده صرفه‌های ناشی از مقیاس و تنوع بالا در بازار مخابرات ایران است. از سوی دیگر، انحصار کنونی در بازار مخابرات ایران بر اساس برآورد صورت گرفته هزینه‌های رفاهی بالایی را ایجاد نموده است (از ۴۵ تا ۶۳ درصد فروش) که نیاز به مقررات گذاری از سوی دولت در این بخش به شدت وجود دارد.

تفاوت عمده این مقاله با پژوهش‌های انجام شده در ایران آن است که در عمده مطالعات انجام شده در صنایع ایران مانند مطالعه هاربرگر، کشش تقاضای بازار به صورت فرضی در نظر گرفته شده است. همچنین توابع هزینه مورد استفاده به صورت خطی یا لگاریتمی که از دقت نظر کمتری برخوردار است؛ استفاده شده است. همچنین هزینه‌های اجتماعی انحصار برای صنعت خودرویی ایران که مهم‌ترین صنعت کارخانه‌ای ایران است

با دقت نظر کافی شامل عدم کارایی تخصیص و عدم کارایی  $X$  بررسی نگردیده است. در این مطالعه سعی می‌شود کشش تقاضای بازار خودرو از طریق به کارگیری سیستم معادلات تقاضا برآورد گردد همچنین برای محاسبه هزینه اجتماعی انحصار از فرم توابع هزینه ترانسلوگ استفاده خواهد شد.

### ۳. روش‌های سنجش کارایی

دو روش عمده برای تخمین کارایی بنگاه‌ها، روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) است. در روش تحلیل پوششی داده‌ها، تخمین کارایی و صرفه‌های مقیاس، با استفاده از سیستم برنامه‌ریزی ریاضی صورت می‌گیرد. در این روش محدودیتی در انتخاب تعداد نهاده‌ها و ستاده‌ها وجود نداشته و هیچ گونه نیازی به انتخاب نوع تابع هزینه یا تولید نیست.

روش تحلیل مرزی تصادفی با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی به تخمین کارایی می‌پردازد. در این روش با استفاده از داده‌های تلفیقی و با مشخص کردن نوع تابع تولید یا هزینه، کارایی بنگاه‌های مختلف با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی برآورد می‌گردد. از آنجا که در این مطالعه در برآورد کارایی از رویکرد تحلیل مرزی تصادفی استفاده شده است مبانی نظری آن به صورت اجمالی توضیح داده می‌شود.

#### ۱,۳. روش تحلیل مرزی تصادفی<sup>۱</sup> (SFA)

روش SFA یا روش پارامتریک با استفاده از مدل‌های اقتصاد سنجی و تخمین تابع هزینه یا تولید، کارایی را برآورد می‌نماید. در این روش، تابع هزینه مرزی (به طور مثال) با استفاده از حداقل مقدار هزینه بنگاه‌های مختلف در یک صنعت خاص، تخمین زده شده و تفاوت هزینه واقعی و هزینه مرزی برای هر بنگاه، به عنوان شاخصی برای سنجش ناکارایی آن به‌شمار می‌آید.

در این مطالعه به دلیل نیاز به محاسبه شاخص قدرت بازاری لرنر و همچنین هزینه نهایی، از روش تابع هزینه مرزی تصادفی برای محاسبه کارایی استفاده شده است لذا این

روش به صورت مختصر بیان می‌گردد.

مدل اولیه تابع هزینه مرزی به صورت زیر است:

$$C_{it} = C(Y_{it}, W_{it}, \beta) + v_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

که در آن  $C_{it}$  هزینه تولید بنگاه  $i$ ام،  $Y_{it}$  میزان محصول،  $W_{it}$  بردار قیمت عوامل تولید،  $\beta$  بردار پارامترها،  $v_{it}$  جزء اخلاص تصادفی به منظور به حساب آوردن تأثیرات متغیرهای غیر قابل کنترل و حذف شده یا خطای اندازه‌گیری و غیره و  $u_{it}$  جمله خطای یک طرفه با توزیع نیمه نرمال یا نرمال منقطع است و مشخص کننده میزان ناکارایی است. جزء  $u_i$  در تابع هزینه نشان می‌دهد که در بنگاه  $i$ ام به دلیل عدم تخصیص بهینه منابع، تا چه اندازه فراتر از حداقل هزینه فعالیت می‌کند.

در این الگو با فرض مستقل بودن  $u$  و  $v$ ، می‌توان ضرایب  $\beta$ ، واریانس  $u$  و واریانس  $v$  را برآورد نمود. هر فرضی در مورد توزیع  $u$  بدان معنی است که جمله خطای مرکب  $(u+v)$  دارای چولگی منفی و محاسبه کارایی نیازمند آن است که الگو با روش حداکثر راستنمایی تخمین زده شود. (امامی میدی ۱۳۷۹)

الگوهای اولیه در این زمینه با استفاده از داده‌های مقطعی بر پایه فرض عدم تغییر کارایی در طول زمان دلالت می‌کنند. هر چه طول دوره زمانی بزرگ‌تر شود، این فرض ناپایدارتر می‌شود. سرانجام این فرض در مقاله‌هایی توسط کرنول، اشمیت و سیکلس در (۱۹۹۰) و کامبهاکار (۱۹۹۰)، بیتیس و کوئلی (۱۹۹۲)، برداشته شد. این افراد تابع مرزی تصادفی را پیشنهاد دادند که قابلیت به کارگیری داده‌های تلفیقی را داشت. آنها فرض کردند اثرات ناکارایی بنگاه، متغیری با توزیع نرمال منقطع است و قابلیت تغییر سیستماتیک آن در طول زمان مشاهده می‌شود.

در این الگوها ناکارایی می‌تواند بر اساس امید ریاضی شرطی  $u$  برحسب ارزش متغیر تصادفی  $\varepsilon = u + v$  پیش‌بینی گردد. مقدار انتظاری این توزیع شرطی می‌تواند به عنوان یک برآورد  $u$  استخراج شود که با طی مراحل می‌توان به فرمول آن یعنی  $E(u_i | \varepsilon_i)$  دست یافت. به عنوان نمونه، الگوی بیتیس و کوئلی (۱۹۹۲) برای محاسبه تابع حداکثر راستنمایی و کارایی ارائه می‌گردد.

### ۲,۳. الگوی بیتیس و کوئلی (۱۹۹۲)

بیتیس و کوئلی (۱۹۹۲) یک تابع تولید مرزی تصادفی پیشنهاد کردند که توزیع جزء عدم کارایی آن به صورت متغیر تصادفی نرمال منقطع در صفر<sup>۱</sup> است و به صورت سیستماتیک با زمان تغییر می‌کند. داده‌ها به صورت پنل در این الگو استفاده شده‌اند. الگوی مذکور به صورت زیر است<sup>۲</sup>:

$$y_{it} = x_{it}\beta + (v_{it} - u_{it}) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن متغیر تصادفی با توزیع  $iid.N(0, \sigma_v^2)$  است و  $u_{it} = \{u_i \exp(-\eta(t-T))\}$  که  $u_i$  متغیر تصادفی مثبت نرمال منقطع در صفر می‌باشد و  $\eta$  پارامتری است که باید تخمین زده شود.

نکته مهم نحوه تفکیک اثر ناکارایی از اثر تصادفی در متغیر پسماند است. این کار از طریق تغییر پارامتر زیر که توسط بیتیس و کورا (۱۹۷۷) ارائه شده، انجام شده است:

$$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2 \quad \sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$$

و در نهایت تابع حداکثر راستنمایی در شکل لگاریتمی به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} \ln L(\theta) = & -\frac{1}{2} \left[ \sum_{i=1}^N T_i \right] [\ln(2\pi) + \ln(\sigma_s^2)] - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (T-1) \ln(1-\gamma) \\ & - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \ln[(1 + (\eta/\eta_i - 1)\gamma) - N \ln[1 - \Phi(-z)] - \frac{1}{2} Nz^2 + \sum_{i=1}^N \ln(1 - \Phi(-z_i^*))] + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N z_i^{*2} \\ & - \frac{1}{2} [y_t - (\alpha + x_t'\beta)]' [y_t - (\alpha + x_t'\beta)] / [(1-\gamma)\sigma_s^2] \end{aligned}$$

#### 1. Truncated At Zero

۲. بیتیس و کوئلی الگوهای خود را برای تخمین کارایی در یک تابع تولید طراحی کرده‌اند و جزء پسماند به صورت  $v_{it} - u_{it}$  با علامت منفی بین دو جزء ارائه شده است. در توابع هزینه علامت بین دو جزء پسماند مثبت ذکر می‌شود. آنچه مهم است برآوردی است که از عامل ناکارایی ارائه شده و علامتی است که برای آن حاصل می‌شود. به طور مثال در تابع هزینه، ناکارایی باعث افزایش هزینه می‌شود لذا علامت مابین مثبت در نظر گرفته شده و  $u_{it}$  نیز باید غیر منفی فرض شود. اگر تابع تولید در نظر گرفته شود، ناکارایی باعث کاهش تولید می‌شود لذا یا علامت بین منفی در نظر گرفته می‌شود یا اینکه ناکارایی غیر مثبت فرض می‌شود.

$$z_i^* = \mu(1-\gamma) - \gamma\eta'_i[y_i - (\alpha + x_i\beta)] / \{\gamma(1-\gamma)\sigma_s^2[1 + (\eta'_i\eta_i - 1)\gamma]\}^{1/2} \quad \text{که}$$

$$z = \mu / (\gamma\sigma_s^2)^{1/2}, \quad \theta \equiv (\beta', \sigma_s^2, \gamma, \mu, \eta) \quad \text{و}$$

$\Phi(\cdot)$  تابع توزیع تجمعی متغیر تصادفی نرمال استاندارد =

$$TE_{it} = E(\exp\{-U_{it}\} | E_{it}) \\ = \left\{ \frac{1 - \Phi[\eta_{it}\sigma_i^* - (\mu_i^* / \sigma_i^*)]}{1 - \Phi[-(\mu_i^* / \sigma_i^*)]} \right\} \exp\left(-\eta_{it}\mu_i^* + \frac{1}{2}\eta_{it}^2\sigma_i^{*2}\right).$$

$$E_{it} = V_{it} - U_{it} \quad \text{که}$$

$$\mu_i^* = \frac{\mu\sigma_v^2 - \eta_i' E_i \sigma_u^2}{(\sigma_v^2 + \eta_i' \eta_i \sigma_u^2)};$$

$$\sigma_i^* = \frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{(\sigma_v^2 + \eta_i' \eta_i \sigma_u^2)}.$$

آنچه در روش تابع مرزی تصادفی بیتیس و کوئلی بحث شد، محور استدلال، تابع تولید است، لیکن در چارچوب نظریه‌های اقتصاد خرد، توابع تولید و هزینه دوگان یکدیگر محسوب می‌شود و با استفاده از تابع هزینه افزون بر کارایی فنی، کارایی تخصیصی هم قابل اندازه‌گیری است.

#### ۴. مدل تقاضای سیستمی تقریباً ایده‌آل

رویکرد جدیدی مرسوم دربرآورد پارامترهای تقاضا، استفاده از فرم سیستم معادلات همزمان است. یکی از علل برتری‌های این انتخاب این است که همان‌طور که در نظریه‌های اقتصاد خرد بیان شده، تغییر در یک بازار بر سایر بازارهای اقتصادی تأثیرگذار است به همین دلیل اقتصاددانان تحلیل‌های سیستمی را بر فرم تک معادلات ترجیح می‌دهند.

الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای نخستین بار توسط دیتون و مولباور در سال ۱۹۸۰ ارائه شد. دیتون و مولباور این الگو را بر مبنای گروه مخارج (هزینه) با فرم تعمیم

یافته‌ی لگاریتمی مستقل از سطح قیمت (به نام PIGLOG)<sup>۱</sup> ارائه نمودند که بیانگر مجموعه‌ای از توابع هزینه‌ای است. در واقع این سطح حداقل هزینه را برای دستیابی به سطح مشخصی از مطلوبیت (u) در قیمت‌های داده شده نشان می‌دهد. این توابع هزینه‌ای به صورت  $c(u,p)$  نشان داده شده که تابع دو عامل مطلوبیت u و سطح قیمت p می‌باشد. گروه مخارج PIGLOG به صورت زیر نمایش داده می‌شوند.

$$\log c(u,p) = (1-u) \log \{a(p)\} + u \log \{b(p)\}$$

مقدار u در دامنه میان (۰, ۱) قرار دارد که صفر بیانگر حداقل معیشت، و یک، حداکثر رفاه است و توابع  $a(p)$  و  $b(p)$  توابع مثبت، همگن و خطی از سطح قیمت هستند. لگاریتم سطح حداقل هزینه معیشتی و سطح حداکثر رفاه در این الگو به شکل زیرند:

سطح حداقل معیشت:

$$\log a(p) = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \log p_k \log p_j$$

سطح حداکثر رفاه:

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

بنابراین اگر این روابط در تابع هزینه AIDS جایگزین شود عبارت زیر به دست می‌آید:

$$\log c(u,p) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i \log p_j + u \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

که در آن  $p_i$ ، شاخص قیمت مربوط به کالایی i ام، n تعداد کالاهای موجود در سیستم است و  $\alpha_0, \beta_0, \gamma_j$  ضرایب را تشکیل می‌دهند. ز نماینده یک گروه کالایی مشخص است. با توجه به لم شپارد و ضرب طرفین در  $p_i/c$  و در نهایت مشتق گیری نسبت به  $\log p_i$  و ساده سازی به معادله  $w_i$  می‌رسیم که در واقع معادلات سهمی غیر جبرانی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل را نشان می‌دهد. این تبدیلات به شکل زیر انجام می‌شوند.

1. Price Independent Generalized Logarithmic (PIGLOG)

$$\frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} = q_i \Rightarrow \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{c} = \frac{p_i q_i}{c} = w_i$$

$$\Rightarrow w_i = \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \prod_k p_k^{\beta_k}$$

و از آنجایی که در مواقعی که افراد به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود هستند مخارج کل  $c(u, p)$  با کل درآمد آنها برابر می‌شود با جایگزینی در معادله بالا در نهایت عبارت زیر حاصل می‌شود.

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y / p^*) + u_i$$

که در آن  $w_i$  سهم کالا در بودجه،  $p_j$  قیمت کالای زام،  $u_i$  جمله اخلاص و  $p^*$

شاخص قیمت کل ترانسلوگ می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\ln p = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k r_{kj} \ln p_k \ln p_j$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود به دلیل درونزا بودن شاخص قیمت، الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل غیر خطی است. با جایگزینی از شاخص‌های مختلف می‌توان الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را خطی کرد که با LA/AIDS<sup>۱</sup> نشان داده می‌شود و در این حالت شاخص قیمت به شکل پرونزا فرض شده و در مدل وارد می‌شود.

شایان ذکر است که تقریب خطی الگوی سیستم تقارباً ایده‌آل LA/AIDS را می‌توان به دو صورت ایستا و پویا مطرح کرد. دیتون و مولباور ذکر کردند که فرم ایستا چون جنبه‌های پویای رفتار مصرف‌کننده را در نظر نمی‌گیرد ممکن است تشریحی کاملاً رضایت‌بخش از رفتار مصرف‌کننده را ارائه ندهند، به همین دلیل در این مقاله از فرم تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا استفاده شده است که عبارت است از:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y / p^*) + \phi w_{i-1} + u_i$$

1. Linear Approximation of AIDS (LA/AIDS)

برآورد تجربی حالات مختلف سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل نشان داده است که شکل پویای سیستم که در آن مخارج هر گروه کالایی با یک وقفه به عنوان متغیر توضیحی  $(\phi w_{i-1})$  وارد مدل می‌شود مناسب‌تر است.

#### ۱,۴. محاسبه کشش‌ها در الگوی AIDS

با توجه به آنکه نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای الگوی AIDS داشت، باید کشش‌ها را محاسبه و سپس آنها را تفسیر کرد. برای محاسبه کشش‌های قیمتی (جبران شده و نشده) و کشش‌های مخارجی (درآمدی) فرمول‌های مختلفی توسط کالفانت<sup>۱</sup> (۱۹۸۷)، گرین و آلستون<sup>۲</sup> (۱۹۹۰)، گرین (۱۹۹۱)، مدافری و برورسن<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) ارائه شده است. بیوزی<sup>۴</sup> در سال (۱۹۹۸) به مطالعه و بررسی منتقدانه این فرمول‌های ارائه شده پرداخت و ضمن بیان ایرادات آنها، بر اساس آزمایش‌های مونت کارلو توانست فرمول‌های اصلاح شده‌ای را برای محاسبه کشش‌ها ارائه کند. که این فرمول‌ها به صورت زیر هستند.

۱. کشش قیمتی جبران نشده (مارشالی):

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left[ \gamma_{ij} - \beta_i (w_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_j) \right] / w_i$$

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} \left( \frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) + w_j \quad \text{۲. کشش قیمتی جبرانی (هیکسی):}$$

$$\eta_i = 1 + \left( \frac{\beta_i}{w_i} \right) \quad \text{۳. کشش مخارج (درآمدی):}$$

$$\delta_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i w_j}, i \neq j \quad \text{۴. کشش جانشینی آلن:}$$

از این کشش برای به‌دست آوردن شدت رابطه جانشینی و مکملی کالاها استفاده می‌شود. اگر  $\delta_{ij} > 0$  باشد رابطه جانشینی قوی و اگر  $\delta_{ij} < 0$  باشد رابطه مکمل قوی بین کالاها وجود دارد.

1. Chalfont

2. Green & Alston

3. Modafri & Brorsen

4. Buse



### ۵. داده‌ها، برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

همان‌طور که ذکر شد در این مطالعه در راستای ارزیابی هزینه‌های رفاهی ناشی از انحصار در صنعت خودروسازی ایران به روش لیبشتاین و کومانور می‌بایست تابع هزینه مرزی صنعت خودروسازی و همچنین تابع تقاضای خودروی سواری را برآورد نمود. در برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی، کارایی بنگاه‌های خودروسازی، هزینه نهایی و قدرت بازاری هر بنگاه محاسبه شده و در شاخص هزینه رفاهی لیبشتاین و کومانور قرار داده می‌شود. همچنین هدف از برآورد سیستم معادلات تقاضای خودرو محاسبه کشش تقاضا جهت قراردعی در شاخص هزینه رفاهی لیبشتاین و کومانور است. در این مطالعه برای برآورد تابع هزینه مرزی، از تابع هزینه ترانسلوگ و برای برآورد سیستم معادلات تقاضا از فرم تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده شده است.

#### ۱.۵. برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی

مطالعات جدید اغلب بر پایه فرم‌های پایه‌ای انعطاف‌پذیر صورت می‌گیرد. فرم‌های تابعی انعطاف‌پذیر در اقتصاد سنجی کاربرد فراوانی دارند، چرا که به پژوهشگر امکان بررسی تغییرات مرتبه دوم را نیز می‌دهد، مانند کشش جانشینی که توابعی از مشتق دوم توابع تولید، هزینه یا مطلوبیت هستند. در واقع در مقوله مدل‌های رفتار تولید کننده، مقاله آرو (۱۹۶۱) مشکل ذاتی توابع کاب-داگلاس را بیان می‌کند که در آن مجموع تمام کشش‌های جانشینی عوامل برابر یک است و از آن به بعد پژوهشگران، بسیاری از توابع انعطاف‌پذیر همانند توابع ترانسلوگ را بیان کرده‌اند که جانشینی عوامل را غیر محدود می‌ساخت. بر این اساس تابع هزینه ترانسلوگ مورد استفاده جهت تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی به منظور برآورد کارایی اقتصادی بنگاه‌های خودروسازی به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \ln TC_{it} = & b_0 + b_l \ln P_{lit} + b_k \ln P_{kit} + b_d \ln P_{dit} + b_e \ln P_{eit} + b_y \ln y_{it} + \frac{1}{2} b_{ll} (\ln P_{lit})^2 + \\ & \frac{1}{2} b_{lk} \ln P_{lit} \ln P_{kit} + \frac{1}{2} b_{ld} \ln P_{lit} \ln P_{dit} + \frac{1}{2} b_{le} \ln P_{lit} \ln P_{eit} + \frac{1}{2} b_{kk} (\ln P_{kit})^2 + \frac{1}{2} b_{kd} \ln P_{kit} \\ & \ln P_{dit} + \frac{1}{2} b_{ke} \ln P_{kit} \ln P_{eit} + \frac{1}{2} b_{dd} (\ln P_{dit})^2 + \frac{1}{2} b_{de} \ln P_{dit} \ln P_{eit} + \frac{1}{2} b_{ee} (\ln P_{eit})^2 + b_{ly} \ln P_{lit} \\ & \ln y_{it} + b_{ky} \ln P_{kit} \ln y_{it} + b_{dy} \ln P_{dit} \ln y_{it} + b_{ey} \ln P_{eit} \ln y_{it} + \frac{1}{2} b_{yy} (\ln y_{it})^2 + b_{lt} + \frac{1}{2} b_{lt} t^2 + \\ & b_{yt} \ln y_{it} + b_{lt} t \ln P_{lit} + b_{kt} t \ln P_{kit} + b_{dt} t \ln P_{dit} + b_{et} t \ln P_{eit} + v_{it} + e^{(-\eta(t-T)u_i)} \end{aligned}$$

که در آن

$$\begin{aligned}
 TC_{it} &: \text{کل هزینه‌های بنگاه } \lambda \text{م در زمان } t & y_{it} &: \text{میزان تولید بنگاه } \lambda \text{م در زمان } t \\
 P_{lit} &: \text{قیمت نهاده نیروی کار در بنگاه } \lambda \text{م} & P_{kit} &: \text{قیمت نهاده سرمایه در بنگاه } \lambda \text{م در} \\
 & \text{در زمان } t & & \text{زمان } t \\
 P_{dit} &: \text{قیمت مواد اولیه در بنگاه } \lambda \text{م در زمان } t & P_{eit} &: \text{قیمت نهاده انرژی در بنگاه } \lambda \text{م در} \\
 & & & \text{زمان } t
 \end{aligned}$$

داده‌های مورد استفاده در الگوی فوق به صورت پنل متوازن بوده و مربوط به ۶ بنگاه خودروسازی طی سال‌های ۸۶-۷۹ است. متغیرهای فوق از آمار خام کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر که هر ساله توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری می‌گردد، محاسبه شده‌اند. پس از جمع‌آوری متغیرها با استفاده از الگوی خطای ترکیبی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) با فرض توزیع نرمال منقطع برای جزء ناکارایی، اقدام به برآورد تابع هزینه مرزی ترانسلوگ نمود و کارایی ۶ بنگاه خودروسازی طی سال‌های ۸۶-۷۹ برآورد گردید. برای برآورد توابع تولیدی و هزینه‌ای با مشخصات بالا از نرم افزار Frontier استفاده می‌شود. این نرم افزار را تیم کوئلی در دانشگاه نیوانگلند طراحی و برای تخمین پارامترهای تابع هزینه (تولید) تصادفی به روش حداکثر راستنمایی تهیه شده است. این برنامه کارایی هر بنگاه را با استفاده از توابع هزینه (تولید) مرزی تخمین زده شده، پیش بینی می‌کند. همچنین، روش حداکثر درستنمایی به بنگاه‌های کارا اجازه می‌دهد که در تعیین مرز هزینه (تولید)، نقش بیشتری داشته باشند تا از اشکال ساختاری روش حداقل مربعات معمولی که به مشاهدات دور افتاده وزن یکسان می‌دهد، بکاهد.

همان‌طور که در بخش سوم ذکر گردید، در روش مرزی تصادفی، جزء اخلاص از دو قسمت به صورت جزء تصادفی دارای توزیع نرمال  $(v_{it} \square N(\mu, \sigma^2))$  و جزء ناکارایی فنی با توزیع نیمه نرمال  $(u_{it} \square |\mu, \sigma^2|)$  تشکیل شده است. پس می‌توان مقادیر ناکارایی فنی را طبق تعریف بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) به صورت  $u_{it} = (u_i e^{-\eta(t-T)})$  در طول زمان  $t$  محاسبه نمود. سپس، با محاسبه  $(\ln \hat{u})$  به عنوان ناکارایی فنی، میزان ناکارایی  $x$  به صورت زیر به دست می‌آید:

$$x = 1 - \frac{C^{\min}}{C^b} = 1 - \left[ \frac{\exp(f(p^b, q^b, z^b) \times \exp[\ln \hat{u}_c^{\min}])}{\exp(f(p^b, q^b, z^b) \times \exp[\ln \hat{u}_c^b])} \right] = \left[ 1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b} \right]$$

که در رابطه فوق، اندیس  $min$  مبین بنگاه حداقل کننده هزینه و برخوردار از پایین ترین ناکارایی فنی ( $\hat{u}_c$ ) است که به عنوان مبنای مقایسه در نظر گرفته می شود و سپس، اختلاف ناکارایی دیگر بنگاه ها ( $\hat{u}_c^b$ ) در مقایسه با بنگاه مبنا ( $\hat{u}_c^{\min}$ ) سنجیده خواهد شد. مقدار جزء ناکارایی  $x$  به تفکیک هر بنگاه در طول دوره بررسی شده، استخراج و نتایج آن در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی در صنعت خودروی سواری ایران

متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
عرض از مبدا	۱۳۹/۱۵۳۹	۱۳۹/۵۳۰۱	$\ln P_{lit}^2$	۰/۴۸۷۴	۲/۹۱۵۹
$\ln y_{it}$	۴/۲۳۸۶	۴/۵۷۴۲	$\ln P_{lit} \ln P_{eit}$	-۰/۱۱۸۶	-۰/۵۰۸۳
$\ln p_{kit}$	-۵/۴۱۲۵	-۶/۵۰۱۸	$\ln P_{lit} \ln P_{dit}$	۰/۰۳۹۶	۰/۱۴۹۵
$\ln p_{lit}$	-۸/۲۰۲۲	-۱۶/۴۳	$\ln P_{eit}^2$	۰/۵۹۸۵	۳/۵۰۶۵
$\ln P_{eit}$	-۳/۸۲۰۱	-۳/۹۹۱۶	$\ln P_{eit} \ln P_{dit}$	۰/۲۱۷۵	۱/۴۷۹۷
$\ln P_{dit}$	-۵/۲۰۴۹	-۷/۹۱۷۵	$\ln P_{dit}^2$	۰/۲۵۸۴	۲/۰۱۶۳
$\ln y_{it}^2$	-۰/۰۳۲۹	-۳/۵۵۹	$t^2$	-۰/۰۱۳۲	-۱/۳۲۴۲
$\ln P_{kit} \ln y_{it}$	۰/۰۹۷۹	۱/۲۹۸	$\ln y_{it} t$	۰/۰۰۶۵	۰/۶۴۹۳
$\ln P_{lit} \ln y_{it}$	-۰/۱۸۳۴	-۲/۶۱۲۶	$\ln p_{kit} t$	۰/۰۹۱۱	۲/۱۷۵۵
$\ln P_{eit} \ln y_{it}$	۰/۱۱۹۴	۲/۶۸۷۳	$\ln p_{lit} t$	۰/۰۲۸	۱/۰۱۴۸
$\ln P_{dit} \ln y_{it}$	-۰/۰۳۶۳	-۱/۴۸۸۴	$\ln P_{eit} t$	-۰/۰۱۵۶	-۰/۷۲۵۳
$\ln P_{kit}^2$	-۰/۶۳۸	-۱/۴۶۰۳	$\ln P_{dit} t$	-۰/۰۳۴۴	-۲/۰۷۲۵
$\ln P_{kit} \ln P_{lit}$	۰/۶۰۵۹	۱/۲۶۸۴	$\delta^2$	۰/۰۲۲۷	۵/۵۹۹
$\ln P_{kit} \ln P_{eit}$	-۱/۱۴۸۵	-۲/۱۱۱	$\gamma$	۰/۹۹۹۸	۵۲۵/۲۰۶۵
$\ln P_{kit} \ln P_{dit}$	۰/۴۲۸۹	۱/۵۰۹			

منبع: نتایج پژوهش جاری

جدول ۲. نتایج محاسبه شاخص ناکارایی x به تفکیک بنگاه‌های خودرو سازی طی سال‌های ۸۶-۷۹

بنگاه	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	میانگین
۱	۰/۰۳۹۸	۰/۱۹۹۹	۰/۲۰۹۶	۰/۰۰۹۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹۷	۰/۰۷۷	۰/۰۰۷۱	۰/۰۷۰۱
۲	۰/۰۰۱۹	۰/۱۵۸۸	۰/۰۱۱۸	۰	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۸۵	۰/۱۷۹۷	۰/۰۱۴۷	۰/۰۴۷۶
۳	۰/۰۰۲۲	۰/۱۱۳۵	۰	۰/۰۰۴۹	۰	۰/۱۶۵	۰/۴۳۴۹	۰/۲۱۱۳	۰/۱۱۶۵
۴	۰/۱۵۴۵	۰/۰۹۳۵	۰/۰۸۵۴	۰/۲۹۸۷	۰/۱۰۱۱	۰	۰/۱۴۱۹	۰/۰۳۳	۰/۱۱۳۵
۵	۰	۰/۰۳۰۴	۰/۲۱۷	۰/۱۹۷۵	۰/۰۰۱	۰/۱۰۶۹	۰	۰	۰/۰۶۹۱
۶	۰/۲۱۲۵	۰	۰/۰۱۸۳	۰/۱۱۳۸	۰/۱۰۷۵	۰/۰۰۴۱	۰/۰۲۹۷	۰/۰۲۵۹	۰/۰۶۴

منبع: نتایج پژوهش جاری

### ۲,۵. برآورد تابع تقاضای سیستمی صنعت خودروسازی:

در این مطالعه، برای برآورد هزینه‌های رفاهی انحصار در صنعت خودروسازی ایران، نیاز به برآورد کثرت قیمت تقاضای خودرو می‌باشد. بدین منظور از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) استفاده شده است که در قسمت قبل مبانی نظری آن به صورت اجمالی بحث گردید. جهت برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل نیاز به داده‌های هزینه-درآمد خانوار جهت تعیین سهم کالاها و گروه کالاها در مخارج خانوار و همچنین شاخص بهای مصرفی این کالاهاست. در این پژوهش از دامنه نسبتاً وسیع و کاملی از داده‌های بودجه خانوار برای برآورد مدل استفاده شده است، طوری که از داده‌های فصلی بودجه خانوار طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۹۰ برای تخمین سیستم تقاضا بهره گرفته شده که سبب هر چه دقیق‌تر شدن نتایج تخمین و تحلیل‌ها گردیده است. این داده‌ها هر ساله توسط مرکز آمار ایران بر اساس طبقه‌بندی خاص SNA از طریق نمونه‌گیری گردآوری و تحت عنوان "اطلاعات خام طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارها" منتشر می‌شود.

در تقریب مدل خطی AIDS، از روش رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR)<sup>۱</sup>

1. Seemingly Unrelated Regression (SUR)

استفاده شده است. یکی از مهم ترین موارد به کارگیری مدل های SUR در اقتصاد، تخمین سیستم های معادلات تقاضاست. دلیل آن این است که میان جزءاخلال معادلات سهم مخارج همبستگی وجود دارد لذا در این روش بدین گونه عمل شده که یکی از معادلات تقاضا را از دستگاه معادلات کنار گذارده و پارامترهای سایر معادلات را تخمین زده و سپس پارامترهای مربوط به معادله کنار گذاشته شده بر مبنای قید جمع پذیری بر حسب سایر پارامترها برآورد می شود. از آنجا که بر حسب قید جمع پذیری مجموع سهم ها برابر یک است نوع معادله حذف شده مهم نیست و این کار به دلخواه انجام می گیرد. روش تخمین تکراری زلنر<sup>۱</sup> به عنوان برآوردگری کارا برای این سیستم معادلات ارائه شده و به عقیده زلنر مانند روش حداکثر درستنمایی در سیستم معادلات خطی عمل می کند.

در مطالعه حاضر پیش از برآورد الگو، مانایی متغیرها و آزمون هم انباشتگی مدل، و سپس آزمون محدودیت های همگنی، تقارن و منفی بودن بررسی شده و در انتها، مدل تقاضا با اعمال قیود کلاسیک، برآورد و کشش های قیمتی، جانشینی و درآمدی آن محاسبه گردیدند.

تصریح فرم تبعی پس از اعمال قیود به صورت زیر است:

$$S_{kh} = c_{10} + c_{11} \text{Log}(P_{kh}) + c_{12} \text{Log}(P_{mas}) + c_{13} \text{Log}(P_{otod}) + c_{14} \text{Log}(P_{otokh}) + c_{15} \text{Log}(P_{haml}) + c_{16} \text{Log}(P_{sukh}) \\ + c_{17} \text{Log}(P_{sdy}) + c_{18} \text{Log}\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{19} S_{kh}(-4) + [AR(2) = c_{111}]$$

$$S_{mas} = c_{20} + c_{12} \text{Log}(P_{kh}) + c_{22} \text{Log}(P_{mas}) + c_{23} \text{Log}(P_{otod}) + c_{24} \text{Log}(P_{otokh}) + c_{25} \text{Log}(P_{haml}) + c_{26} \text{Log}(P_{sukh}) \\ + c_{27} \text{Log}(P_{sdy}) + c_{28} \text{Log}\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{29} S_{mas}(-4) + [AR(1) = c_{222}]$$

$$S_{otod} = c_{30} + c_{13} \text{Log}(P_{kh}) + c_{23} \text{Log}(P_{mas}) + c_{33} \text{Log}(P_{otod}) + c_{34} \text{Log}(P_{otokh}) + c_{35} \text{Log}(P_{haml}) + c_{36} \text{Log}(P_{sukh}) \\ + (-c_{13} - c_{23} - c_{33} - c_{34} - c_{35} - c_{36}) \text{Log}(P_{sdy}) + c_{38} \text{Log}\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{39} S_{otod}(-4) + [AR(2) = c_{333}]$$

$$S_{otokh} = c_{40} + c_{14} \text{Log}(P_{kh}) + c_{24} \text{Log}(P_{mas}) + c_{34} \text{Log}(P_{otod}) + c_{44} \text{Log}(P_{otokh}) + c_{45} \text{Log}(P_{haml}) + c_{46} \text{Log}(P_{sukh}) \\ + (-c_{14} - c_{24} - c_{34} - c_{44} - c_{45} - c_{46}) \text{Log}(P_{say}) + c_{48} \text{Log}\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{49} S_{otokh} (-4) + [AR(1) = c_{444}]$$

$$S_{haml} = c_{50} + c_{51} \text{Log}(P_{kh}) + c_{25} \text{Log}(P_{mas}) + c_{35} \text{Log}(P_{otod}) + c_{45} \text{Log}(P_{otokh}) + c_{55} \text{Log}(P_{haml}) + c_{56} \text{Log}(P_{sukh}) \\ + (-c_{51} - c_{25} - c_{35} - c_{45} - c_{55} - c_{56}) \text{Log}(P_{say}) + c_{58} \text{Log}\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{59} S_{haml} (-4) + [AR(1) = c_{555}]$$

$$S_{sukh} = c_{60} + c_{16} \text{Log}(P_{kh}) + c_{62} \text{Log}(P_{mas}) + c_{63} \text{Log}(P_{otod}) + c_{64} \text{Log}(P_{otokh}) + c_{65} \text{Log}(P_{haml}) + c_{66} \text{Log}(P_{sukh}) \\ + (-c_{16} - c_{62} - c_{63} - c_{64} - c_{65} - c_{66}) \text{Log}(P_{say}) + c_{68} \text{Log}\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{69} S_{sukh} (-4) + [AR(1) = c_{666}]$$

در مدل فوق:

- $S_{otod}$ : سهم مخارج اتومبیل داخلی از  $P_{otokh}$ : شاخص قیمت اتومبیل خارجی؛  
کل مخارج؛
- $S_{otokh}$ : سهم مخارج اتومبیل خارجی از  $P_{sukh}$ : شاخص قیمت سوخت و تعمیرات؛  
کل مخارج؛
- $S_{sukh}$ : سهم مخارج سوخت و تعمیرات از  $P_{haml}$ : شاخص قیمت حمل و نقل؛  
از کل مخارج؛
- $S_{haml}$ : سهم مخارج حمل و نقل از کل  $P_{kh}$ : شاخص قیمت گروه خوراکی و آشامیدنی‌ها؛  
مخارج؛
- $S_{kh}$ : سهم مخارج خوراکی و آشامیدنی‌ها از کل مخارج؛  
مخارج؛
- $S_{mas}$ : سهم مخارج مسکن از کل  $P_{say}$ : شاخص قیمت گروه سایر کالاها؛  
مخارج؛
- $P_{otod}$ : شاخص قیمت اتومبیل داخلی؛  $(Y/P)$ : مخارج واقعی با استفاده از شاخص قیمتی استون.

نتایج معادلات برآزش شده سیستم معادلات LAIDS مقید، در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج برآوردی نشان‌دهنده خوبی برآزش مدل و عدم خود همبستگی در معادلات برآوردی است. اکنون با توجه به معادلات مقید برآورد شده می‌توان کشش‌های درآمدی و قیمتی گروه‌های کالایی را محاسبه نمود.

جدول ۳. نتایج برآورد تابع تقاضای سیستمی AIDS در صنعت خودرویی سواری ایران

متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
C(۱۰)	۱/۰۲۶۶	۰/۰۰۰۱	C(۳۸)	۰/۰۲۲۹	۰/۰۸۶۱
C(۱۱)	۰/۱۲۳۳	۰/۰۰۰۰	C(۳۹)	۰/۴۶۱۵	۰/۰۰۰۰
C(۱۲)	-۰/۰۰۸۸	۰/۶۶۶۶	C(۳۳۳)	۰/۰۶۸۷	۰/۵۱۳۳
C(۱۳)	-۰/۰۵۲۳	۰/۰۰۰۰	C(۴۰)	-۰/۰۰۹۳	۰/۸۹۵۰
C(۱۴)	۰/۰۰۰۳	۰/۸۹۵۴	C(۴۴)	-۰/۰۰۰۲	۰/۷۲۳۰
C(۱۵)	۰/۱۱۹۸	۰/۰۰۰۰	C(۴۵)	۰/۰۰۰۲	۰/۶۴۶۸
C(۱۶)	-۰/۰۰۳۸	۰/۲۷۰۵	C(۴۶)	-۰/۰۰۳۴	۰/۱۶۵۱
C(۱۷)	-۰/۲۶۷۷	۰/۰۰۰۰	C(۴۸)	۰/۰۰۰۹	۰/۸۱۷۶
C(۱۸)	-۰/۰۲۷۴	۰/۰۴۸۸	C(۴۹)	۰/۰۶۲۳	۰/۵۶۲۶
C(۱۹)	۰/۵۳۴۳	۰/۰۰۰۰	C(۴۴۴)	۰/۰۱۸	۰/۸۶۸۴
C(۱۱۱)	-۰/۲۵۷۵	۰/۰۱۹۸	C(۵۰)	۰/۰۹۵۴	۰/۱۱۳۳
C(۲۰)	۱/۵۷۲۲	۰/۰۰۰۳	C(۵۱)	-۰/۰۰۴۳	۰/۳۷۵۳
C(۲۲)	-۰/۰۱۴۴	۰/۷۸۵۲	C(۵۵)	۰/۰۰۰۷	۰/۹۳۱۰
C(۲۳)	-۰/۰۰۸۹	۰/۶۱۵۸	C(۵۶)	۰/۰۰۰۳	۰/۹۳۱۲
C(۲۴)	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۹۶۶	C(۵۸)	-۰/۰۰۴۹	۰/۱۵۱۰
C(۲۵)	۰/۰۰۱۲	۰/۸۶۲۹	C(۵۹)	۰/۵۹۰۴	۰/۰۱۲۹
C(۲۶)	۰/۰۲۲۵	۰/۱۶۱۴	C(۵۵۵)	۰/۲۳۸۳	۰/۴۱۱۲
C(۲۷)	۰/۰۱۰۷	۰/۸۸۱۹	C(۶۰)	۰/۰۰۳۵	۰/۹۳۳۴
C(۲۸)	-۰/۰۷۸۷	۰/۰۰۰۶	C(۶۲)	-۰/۰۰۸۹	۰/۰۷۸۶
C(۲۹)	۰/۱۳۱۴	۰/۲۵۴۰	C(۶۳)	-۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۶۳
C(۲۲۲)	۰/۴۹۰۲	۰/۰۰۰۰	C(۶۴)	۰/۰۰۰۸	۰/۰۳۳۸
C(۳۰)	-۰/۳۶۷۲	۰/۱۱۲۲	C(۶۵)	۰/۰۱۳	۰/۰۱۷۳
C(۳۳)	-۰/۰۱۲۳	۰/۰۱۶۳	C(۶۶)	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۰۱
C(۳۴)	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۰۴	C(۶۸)	۰/۰۰۰۳	۰/۹۰۶۷
C(۳۵)	-۰/۰۰۰۲	۰/۹۳۴۸	C(۶۹)	۰/۴۰۲۴	۰/۰۰۰۵
C(۳۶)	-۰/۰۱۸۵	۰/۰۲۲۶	C(۶۶۶)	۰/۲۱۱۷	۰/۱۱۰۴

منبع: نتایج پژوهش جاری

کشش‌های قیمت خودی جبران نشده کالفت محاسبه شده، مربوط به هر یک از گروه‌های کالایی در جدول ۴ آورده شده است. این کشش‌ها با استفاده از توابع تقاضای معمولی استخراج می‌شوند. با بررسی کشش‌های قیمتی، مشاهده می‌شود که کشش قیمتی تقاضا در تمامی گروه‌های کالایی منفی بوده و در هیچ یک از گروه‌ها، قانون تقاضا نقض نشده است.

جدول ۴. کشش مارشالی کالفت LAIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی، همگنی و جمعی

گروه‌های کالایی	میانگین سهم کالاها	ضریب درآمدی	ضریب خود قیمتی	کشش قیمتی
خوراک	۰/۳۱۷۰	-۰/۰۲۷۴	۰/۱۲۳۳	-۰/۵۸۳۵
مسکن	۰/۲۲۶۳	-۰/۰۷۸۷	-۰/۰۱۴۴	-۰/۹۸۵۰
اتومبیل داخلی	۰/۰۴۳۵	۰/۰۲۲۹	-۰/۰۱۲۳	-۱/۳۰۶۳
اتومبیل خارجی	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۲	-۱/۰۳۱۸
حمل	۰/۰۲۲۲	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۷	-۰/۹۶۳۳
سوخت	۰/۰۱۳۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۸۴	-۰/۳۶۳۷
سایر کالاها	۰/۳۶۹۹	۰/۰۸۷۰	-۰/۱۰۵۴	-۱/۳۷۲۰

منبع: نتایج پژوهش جاری

شایان ذکر است که کشش قیمتی اتومبیل داخلی حدود  $-۱/۳۰۶۳$  است و از آن جایی که قدر مطلق این کشش نسبت به سایر گروه‌های کالایی بیشتر است، افزایش قیمت اتومبیل داخلی، بیشترین کاهش مصرف را نسبت به سایر گروه‌ها خواهد داشت.

نتایج محاسبه کشش‌های درآمدی گروه‌های کالایی مورد بررسی در جدول ۵ ارائه شده است. البته باید توجه داشت که طبقه‌بندی کالاها (ضروری و لوکس) در هر الگوی AIDS بر اساس علامت ضریب مخارج واقعی (Bi) صورت می‌گیرد.

با توجه به جدول برآوردها، مشاهده می‌شود که خوراک، مسکن و حمل و نقل، جزو کالاهای ضروری هستند. نکته حائز اهمیت در این اعداد کشش درآمدی اتومبیل داخلی است، چنانچه مشاهده می‌شود کشش درآمدی مربوط به این گروه و همچنین گروه اتومبیل خارجی و سوخت و هزینه‌های تعمیرات بزرگتر از ۱ است و بدین معنی است که این گروه‌های کالایی، لوکس می‌باشند.



جدول ۵. کشش درآمدی کالفت LAIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی، همگنی و جمعی

نوع کالا	کشش درآمدی	ضریب درآمدی	میانگین سهم کالاها	گروه‌های کالایی
ضروری	۰/۹۱۳۵	-۰/۰۲۷۴	۰/۳۱۷۰	خوراک
ضروری	۰/۶۵۲۰	-۰/۰۷۸۷	۰/۲۲۶۳	مسکن
لوکس	۱/۵۲۵۵	۰/۰۲۲۹	۰/۰۴۳۵	اتومبیل داخلی
لوکس	۱/۱۱۶۹	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۷۹	اتومبیل خارجی
ضروری	۰/۷۷۷۶	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۲۲۲	حمل
لوکس	۱/۰۲۱۵	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۳۲	سوخت
لوکس	۱/۲۳۵۲	۰/۰۸۷۰	۰/۳۶۹۹	سایر کالاها

منبع: نتایج پژوهش جاری

## ۳.۵. نتایج محاسبه هزینه‌های رفاهی انحصار در صنعت خودرو سازی

در این قسمت می‌توان با داشتن اطلاعات مربوط به کارایی، حاشیه قیمت از هزینه نهایی و همچنین کشش قیمتی تقاضا نسبت به محاسبه هزینه رفاهی عملکرد غیررقابتی در صنعت خودروسازی اقدام نمود. در این خصوص، به منظور دقیق بودن نتایج محاسبات با لحاظ اثرات ناکارآمدی  $x$  در نظر گرفته می‌شود. بدین منظور از رابطه زیر برای محاسبه این شاخص استفاده می‌شود.

$$W_{Total} = W_{ax} + W_x = \frac{1}{2} q_m p_m \eta \left( \frac{(p_m - c_m) + \left(1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b}\right)}{p_m} \right) + \left( q_m \cdot \left(1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b}\right) \right)$$

در جدول ۵ نتایج محاسبات هزینه رفاهی عملکرد غیررقابتی صنعت خودروسازی با لحاظ اثرات ناکارآمدی  $x$  به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی نشان داده شده است. در مطالعه حاضر با هدف تحلیل آثار رفاهی عملکرد در صنعت خودروسازی ایران با اشاره به مطالعات انجام شده در باره هزینه‌های رفاه از دست رفته، به ویژه مطالعه لاینشتاین و کومارون (۱۹۶۹) در کنار آثار رفاهی ناکارایی تخصیصی بر اهمیت توجه به هزینه‌های ناشی از ناکارایی  $x$  نیز تأکید شد. ضرورت این بحث از آنجاست که در اقتصاد ایران بین صنایع کارخانه‌ای، صنعت خودروسازی بیشترین سهم را از ارزش افزوده برخوردار است.

جدول ۵. هزینه رفاهی عملکرد غیر رقابتی صنعت خودروسازی با لحاظ اثرات ناکارآمدی X

سال بنگاه	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶
۱	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۰۱
۲	۰/۱۱۷۱	۰/۳۱۷۲	۰/۲۱۰۹	۰/۲۷۲۴	۰/۳۳۳۳	۰/۴۳۵۲	۰/۸۴۷۷	۰/۷۸۳۵
۳	۰/۰۲۰۹	۰/۰۵۹۴	۰/۰۴۲۷	۰/۰۶۶	۰/۰۵۸۷	۰/۰۷۸۴	۰/۱۱۶۱	۰/۱۲۵
۴	۰/۰۱۷۷	۰/۰۲۴۳	۰/۰۲۴۹	۰/۰۵۱۶	۰/۰۴۰۴	۰/۰۳۸۳	۰/۰۴۴	۰/۰۴۷۹
۵	۰/۲۶۴۶	۰/۴۷۲۲	۰/۶۳۲۳	۰/۸۶۹۸	۰/۷۴۲۹	۰/۸۷۴۲	۰/۷۱۵۱	۰/۶۶۲۹
۶	۰/۰۴۶۸	۰/۰۳۷	۰/۰۵۴۳	۰/۰۱۴۷	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۲۸	۰/۰۱۱۹	۰/۰۰۸۳
جمع	۰/۴۶۹۳	۰/۹۱۲۶	۰/۹۷۰۷	۱/۲۸۱۵	۱/۱۸۴۵	۱/۴۳۰۷	۱/۷۳۷	۱/۶۲۸۷

منبع: نتایج پژوهش جاری

نتایج محاسبه هزینه‌های اجتماعی عملکرد در صنعت خودروسازی با استفاده از رویکرد لیبشتاین یا به عبارتی لحاظ هزینه‌های ناکارایی X نشان داد هزینه‌های رفاهی ناشی از عملکرد X با لحاظ آثار رفاهی ناشی از ناکارایی تخصیص این صنعت حدود ۱/۷ درصد از ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۶ بوده است.

## ۶. نتیجه و پیشنهاد

شاخص لیبشتاین و کومانور در خصوص رفاه از دست رفته ناشی از عملکرد غیر رقابتی در صنعت خودروی سواری ایران طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۶ نشان می‌دهد سهم هزینه‌های رفاهی انحصار از تولید ناخالص داخلی رو به افزایش است. این بدان معنی است که بخشی از رفاه مصرف‌کنندگان که به دلیل تغییر توزیع درآمد ناشی از عملکرد غیر رقابتی نصیب انحصارگر می‌گردد طی زمان در حال افزایش است و سهم آن نیز قابل توجه می‌باشد. همان‌طور که در مباحث قبل ذکر شد دو عامل مهم اثرگذار بر هزینه‌های اجتماعی انحصار در صنعت خودروی سواری مربوط به کارایی X و کشش قیمتی تقاضای خودروی سواری در این صنعت است. نتایج این تخمین نشان می‌دهد هر دو عامل فوق در طول این

مدت با وجود نوسانات زیاد، روند کاهشی داشته و اثر کاهشی بر هزینه‌های رفاهی انحصار داشته‌اند. این در حالی است که در شاخص هزینه رفاهی لیبنشتاین و کومانور مقدار تولید و همچنین شاخص لرنر نیز تأثیر مستقیمی بر این شاخص دارد. شاخص مقدار تولید خودروی سواری که از متوسط وزنی تولید خودروی سواری تولید شده توسط ۶ بنگاه خودروسازی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۹ محاسبه شده، نشان‌دهنده افزایش ۲ برابری تولید در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۵ نسبت به سال ۱۳۷۹ است. همچنین شاخص حاشیه سود انحصار نسبت به وضعیت رقابتی (شاخص لرنر) نیز یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر شاخص هزینه رفاهی لیبنشتاین و کومانور است که در طی این مدت روند افزایشی داشته و در نهایت منجر به افزایش سهم هزینه‌های رفاهی انحصار از تولید ناخالص داخلی شده است.

بر این اساس با توجه به شروع برنامه‌های خصوصی‌سازی در کشور و همچنین تشکیل شورای رقابت مبنی بر نظارت ساختار بازارها در ایران، دولت بایستی سیاست‌هایی را اتخاذ کنند که فضای رقابتی بین بنگاه‌های فعال این صنعت را افزایش دهد تا از این طریق بتوان به اهداف خصوصی‌سازی و آزادسازی که همانا افزایش کارایی است، دست یافت. یکی از راهکارهای افزایش رقابت در این صنعت برنامه‌ریزی بلندمدت جهت کاهش تدریجی تعرفه واردات خودروهای خارجی به کشور همزمان با نظارت بر کیفیت تولید خودروهای تولید داخلی است تا علاوه بر مشخص بودن افق پیش رو فرصت کافی جهت برنامه‌ریزی افزایش کیفیت و کارایی بنگاه‌های خودروسازی در کشور فراهم گردد.

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression

Sample: 1376Q2 1390Q4

Included observations: 60

Total system (unbalanced) observations 352

Iterate coefficients after one-step weighting matrix

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 43 total coef iterations

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	
0.0001	4.095042	0.250704	1.026644	C(10)
0.0000	5.665664	0.021766	0.123319	C(11)
0.6666	-0.431280	0.020430	-0.008811	C(12)

---

0.0000	-4.457336	0.011724	-0.052256	C(13)
0.8954	0.131592	0.001923	0.000253	C(14)
0.0000	4.144082	0.028909	0.119802	C(15)
0.2705	-1.103996	0.003453	-0.003812	C(16)
0.0000	-6.640412	0.040307	-0.267654	C(17)
0.0488	-1.978686	0.013863	-0.027430	C(18)
0.0000	7.259325	0.073605	0.534326	C(19)
0.0198	-2.341762	0.109973	-0.257530	C(111)
0.0003	3.617498	0.434606	1.572185	C(20)
0.7852	-0.272850	0.052877	-0.014427	C(22)
0.6158	-0.502305	0.017661	-0.008871	C(23)
0.0966	-1.666599	0.002400	-0.004000	C(24)
0.8629	0.172851	0.006949	0.001201	C(25)
0.1614	1.403739	0.016007	0.022470	C(26)
0.8819	0.148673	0.071653	0.010653	C(27)
0.0006	-3.474626	0.022660	-0.078734	C(28)
0.2540	1.142947	0.114984	0.131421	C(29)
0.0000	4.390684	0.111644	0.490194	C(222)
0.1122	-1.593042	0.230521	-0.367230	C(30)
0.0163	-2.415788	0.005104	-0.012331	C(33)
0.0004	3.580509	0.001004	0.003597	C(34)
0.9348	-0.081924	0.001895	-0.000155	C(35)
0.0226	-2.291198	0.008053	-0.018450	C(36)
0.0861	1.721856	0.013277	0.022861	C(38)
0.0000	5.366922	0.085996	0.461533	C(39)
0.5133	0.654563	0.104934	0.068686	C(333)
0.8950	-0.132114	0.070653	-0.009334	C(40)
0.7230	-0.354721	0.000692	-0.000246	C(44)
0.6468	0.458625	0.000531	0.000244	C(45)
0.1651	-1.391606	0.002434	-0.003388	C(46)
0.8176	0.230869	0.004025	0.000929	C(48)
0.5626	0.579695	0.107492	0.062312	C(49)
0.8684	0.165823	0.108365	0.017969	C(444)
0.1133	1.587985	0.060080	0.095407	C(50)
0.3753	-0.887978	0.004793	-0.004256	C(51)
0.9310	0.086654	0.008116	0.000703	C(55)
0.9312	0.086441	0.003304	0.000286	C(56)
0.1510	-1.439630	0.003424	-0.004929	C(58)
0.0129	2.500454	0.236117	0.590399	C(59)
0.4112	0.822898	0.289575	0.238291	C(555)
0.9334	0.083643	0.042262	0.003535	C(60)
0.0786	-1.765103	0.005062	-0.008935	C(62)
0.0063	-2.748800	0.001568	-0.004310	C(63)

0.0338	2.131835	0.000362	0.000772	C(64)
0.0173	2.393298	0.005446	0.013033	C(65)
0.0001	3.841776	0.002189	0.008410	C(66)
0.9067	0.117312	0.002425	0.000284	C(68)
0.0005	3.524656	0.114166	0.402397	C(69)
0.1104	1.601198	0.132241	0.211744	C(666)
		6.72E-32	Determinant residual covariance	

Equation:

$$\text{SKH} = \text{C}(10) + \text{C}(11) * \text{LPKH} + \text{C}(12) * \text{LPMAS} + \text{C}(13) * \text{LPOTOD} + \text{C}(14) * \text{LPOTOKH} + \text{C}(15) * \text{LPHAML} + \text{C}(16) * \text{LPSUKH} + \text{C}(17) * \text{LPSAY} + \text{C}(18) * \text{LMP} + \text{C}(19) * \text{SKH}(-4) + [\text{AR}(2) = \text{C}(111)]$$

Observations: 58

0.313398	Mean dependent var	0.927962	R-squared
0.028778	S.D. dependent var	0.912635	Adjusted R-squared
0.003401	Sum squared resid	0.008506	S.E. of regression
		1.492037	Durbin-Watson stat

Equation:

$$\text{SMAS} = \text{C}(20) + \text{C}(12) * \text{LPKH} + \text{C}(22) * \text{LPMAS} + \text{C}(23) * \text{LPOTOD} + \text{C}(24) * \text{LPOTOKH} + \text{C}(25) * \text{LPHAML} + \text{C}(26) * \text{LPSUKH} + \text{C}(27) * \text{LPSAY} + \text{C}(28) * \text{LMP} + \text{C}(29) * \text{SMAS}(-4) + [\text{AR}(1) = \text{C}(222)]$$

Observations: 59

0.223880	Mean dependent var	0.705622	R-squared
0.014957	S.D. dependent var	0.644294	Adjusted R-squared
0.003820	Sum squared resid	0.008921	S.E. of regression
		1.961013	Durbin-Watson stat

Equation:

$$\text{SOTOD} = \text{C}(30) + \text{C}(13) * \text{LPKH} + \text{C}(23) * \text{LPMAS} + \text{C}(33) * \text{LPOTOD} + \text{C}(34) * \text{LPOTOKH} + \text{C}(35) * \text{LPHAML} + \text{C}(36) * \text{LPSUKH} + (-\text{C}(13) - \text{C}(23) - \text{C}(33) - \text{C}(34) - \text{C}(35) - \text{C}(36)) * \text{LPSAY} + \text{C}(38) * \text{LMP} + \text{C}(39) * \text{SOTOD}(-4) + [\text{AR}(2) = \text{C}(333)]$$

Observations: 58

0.045609	Mean dependent var	0.794940	R-squared
0.014318	S.D. dependent var	0.756491	Adjusted R-squared
0.002396	Sum squared resid	0.007065	S.E. of regression
		1.574393	Durbin-Watson stat

Equation:

$$\text{SOTOKH} = \text{C}(40) + \text{C}(14) * \text{LPKH} + \text{C}(24) * \text{LPMAS} + \text{C}(34) * \text{LPOTOD}$$

$$+C(44)*LPOTOKH+C(45)*LPHAML+C(46)*LPSUKH+(-C(14)-C(24)-C(34)-C(44)-C(45)-C(46))*LPSAY+C(48)*LMP+C(49)*SOTOKH(-4)+[AR(1)=C(444)]$$

Observations: 59

0.007442	Mean dependent var	0.569479	R-squared
0.002993	S.D. dependent var	0.490403	Adjusted R-squared
0.000224	Sum squared resid	0.002137	S.E. of regression
		1.866630	Durbin-Watson stat

Equation:

$$SHAML=C(50)+C(51)*LPKH+C(25)*LPMAS+C(35)*LPOTOD+C(45)*LPOTOKH+C(55)*LPHAML+C(56)*LPSUKH+(-C(51)-C(25)-C(35)-C(45)-C(55)-C(56))*LPSAY+C(58)*LMP+C(59)*SHAML(-4)+[AR(1)=C(555)]$$

Observations: 59

0.022186	Mean dependent var	0.511888	R-squared
0.000905	S.D. dependent var	0.422234	Adjusted R-squared
2.32E-05	Sum squared resid	0.000688	S.E. of regression
		2.147519	Durbin-Watson stat

Equation:

$$SSUKH=C(60)+C(16)*LPKH+C(62)*LPMAS+C(63)*LPOTOD+C(64)*LPOTOKH+C(65)*LPHAML+C(66)*LPSUKH+(-C(16)-C(62)-C(63)-C(64)-C(65)-C(66))*LPSAY+C(68)*LMP+C(69)*SSUKH(-4)+[AR(1)=C(666)]$$

Observations: 59

0.013520	Mean dependent var	0.943129	R-squared
0.004018	S.D. dependent var	0.932684	Adjusted R-squared
5.33E-05	Sum squared resid	0.001043	S.E. of regression
		1.763339	Durbin-Watson stat

## ۷. منابع

- امامی میبدی، علی (۱۳۷۹)، اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۰)، "برآورد هزینه‌های اجتماعی انحصار در بخش صنعت ایران"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، سال پنجم شماره ۲۱.
- \_\_\_\_\_، ارزیابی قدرت و حجم فعالیت‌های انحصاری در اقتصاد ایران، مؤسسه مطالعات

و پژوهش‌های بازرگانی.

شفیعی، افسانه (۱۳۸۹)، "اندازه‌گیری هزینه‌های رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری ایران رویکرد ناکارایی تخصیصی و ناکارایی x"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، پاییز ۱۳۸۹ شماره ۱.

فیوضی اختیاری، نسیم (۱۳۸۵)، "برآورد هزینه رفاهی ناشی از انحصار مؤثر در صنعت بیمه ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال سیزدهم شماره ۳۸.

هادی فر، داود (۱۳۹۰)، *شناسایی الگوی بازار و تخمین هزینه اجتماعی انحصار در بخش مخابرات ایران*، پایان‌نامه دکتری به راهنمایی دکتر عباس معمارنژاد، دانشگاه علوم و تحقیقات.

Battese, G. E., and T J. Coelli, (1992), "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis* 3 (1-2), 153-169.

Battese, G.E. & Coelli, T.J. (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, vol. 20, pp. 325-332.

Baysinger, B. and Tollison, R. (1980), "Evaluation the Social Costs of Monopoly and Regulation", *Atlantic Economic Journal*, 8, 22 – 26.

Berger, A. N. and Mester, L. J. (1997), "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?" *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 895- 947.

Choi Jeong Pyo (1988), "Welfare Loss due to Monopoly Power in Korean Manufacturing", *The Konkuk Journal of Business and Economic Studies* 13.

Christensen R Laurits. Greene H. William (1976) "Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation", *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 4

Christensen, L. R., R. Jorgenson, and L. Lau. (1973). "Transcendental Logarithmic Utility Functions", *American Economic Review*, vol. 65, pp. 367-383.

Cowling, Keith and Mueller D.C. (1978) "The Social Costs of Monopoly Power", *The Economic Journal*, 88, 727 – 748.

Cowling, Keith. Mueller. Dennis C, (1978). "The Social Costs of Monopoly Power", Blackwell Publishing for the Royal Economic Society, *The*

- Economic Journal*, Vol. 88, No. 352.
- Harberger, A.C. (1971). "Three Basic Postulates for Applied welfare Economics: An interpretative Essay", *Journal of Economic Literature*, Vol 9, No 3.
- Kamerschen, D.R. (1996). "An Estimation of Welfare Losses from Monopoly in the American Economy", *Western Economic Journal*, Pp 221 – 236
- Kumbhakar, S., (1988). Estimation of Input Spearfish, Technical and Allocative Inefficiency in Stochastic Frontier Models, *Oxford Economic Papers*, 40, 335.
- Leibenstein, Harvey (1966). "Allocative Efficiency vs. X-Efficiency". *American Economic Review*. Vol. 56, No. 3. Pp. 392-415.
- Leibenstein, Harvey and William S. Comanor (1969): Allocative Efficiency, XEfficiency and the Measurement of Welfare Losses. *Economica*, New Series, Vol.36, No. 143, P.p. 304-309.
- Molyneux, Philip; Yener Altunbas and Edward Gradener (1996), "Efficiency in European Banking". John Wiley and Sons, England, first published.
- Posner, R. A. (1975). "The Social Costs of Monopoly and Regulation." *Journal of Political Economy*, vol. 83 (August).
- Posner, Richard. A. (1975). "The Social Cost of Monopoly and Regulation", *Journal of Political Economy*, 83 (4), 807 – 827.
- Solis, Liliana. Maudos, Joaquín (2008). "The social costs of bank market power: Evidence from Mexico", *The Journal of Comparative Economics*, Vol. 36, pp. 467–488.
- Tullock, G. (1967). "The Welfare Costs of Tariffs, Monopolies, and Theft", *Western Economic Journal* 5, 224 – 32.